

要素市场扭曲、区域差异与 R&D 投入^①

——来自中国高技术产业与门槛模型的经验证据

戴魁早¹ 刘友金²

(1. 浙江财经大学经济与国际贸易学院; 2. 湖南科技大学商学院)

【摘要】 本文利用要素市场扭曲指数及中国高技术产业 1997~2009 年省际面板数据, 考察了要素市场扭曲对 R&D 投入的影响及区域差异。结果表明, 要素市场扭曲对 R&D 资本投入和 R&D 人力投入有着不同的影响, 抑制了 R&D 资本投入增长, 促进了 R&D 人力投入; 而且其对两者的影响都存在着显著的区域差异。在此基础上, 运用门槛检验方法对这种区域差异的影响因素进行了探讨, 研究发现, 在区域经济发展水平、人力资本水平、财政收入、产权结构和对外开放程度等因素的不同门槛值区间, 要素市场扭曲对高技术产业 R&D 投入的影响程度和方向都存在着明显的差异。

关键词 要素市场扭曲 R&D 投入 高技术产业 区域差异 门槛特征

中图分类号 F426 **文献标识码** A

引言

提升本土企业的自主创新能力是当前我国加快转变经济发展方式的核心内容, 然而, R&D 投入的不足严重制约了我国本土企业自主创新能力的提升。为此, 许多研究对影响或者抑制我国企业 R&D 活动及行为特征的因素进行了探索 (Jefferson 等, 2006; Lin 等, 2010; 吴延兵, 2009; 解维敏和方红星, 2011); 但大多数文献未注意到我国经济体制改革过程中的特殊现象, 即我国地区的要素市场普遍存在扭曲, 要素市场的市场化进程不但滞后于产品市场的市场化进程 (张曙光和程炼, 2010; 张杰等, 2011a、2011b), 而且不同地区的要素市场市场化进程也不一致 (赵自芳, 2006; 林伯强和杜克锐, 2013)。我们知道, 作为要素的 R&D 资金与人力的聚集、配置和流动都是在要素市场上进行的, 要素市场发育或者扭曲程度会对企业 R&D 投入产生直接且重要的影响。由此我们自然会产生这样的疑问: 要素市场扭曲是否抑制了我国企业 R&D 投入的增长? 地区间要素市场的市场化进程不一致是不是地区 R&D 投入能力差异的重要原因? 各地区应该如何根据自身状况规避要素市场扭曲对 R&D 投入的抑制效应? 在当前的经济背景下, 对这些问题的解答具有重要的理论意义和现实价值。

^① 本文获得国家自然科学基金项目 (71263010、41271139)、教育部人文社会科学项目 (12YJC790025) 以及浙江省自然科学基金项目 (LY15G030020) 的资助。

目前仅有极少数文献涉及要素市场扭曲对 R&D 资本投入的影响研究。如张杰等 (2011a) 使用 2001~2007 年工业企业样本进行研究发现, 要素市场扭曲显著地抑制了中国企业 R&D 资本投入的增长, 这种抑制效应源于要素市场扭曲所带来的寻租机会。郑振雄和刘艳彬 (2013)、李平和季永宝 (2014) 则着重关注要素价格扭曲的作用, 结果表明, 资本和劳动的要素价格扭曲抑制了我国制造业的 R&D 活动; 原因是要素价格扭曲使得企业以廉价资本和劳动代替技术要素投入, 进而造成各产业偏低的 R&D 资本投入强度。可见, 已有文献始终未涉及后面两个问题的研究, 而且这些研究衡量要素市场扭曲程度的指标有较为明显的缺陷, 也忽略了要素市场扭曲对 R&D 活动另一重要投入要素——R&D 人力的影响。

基于此, 本文在以往研究的基础上, 试图对这些问题进行较为全面的解答。本文的拓展主要体现在以下三个方面。第一, 引入标杆分析法测算各地区的要素市场扭曲程度, 使得对我国各地区要素市场扭曲程度的衡量更为准确 (林伯强和杜克锐, 2013); 在此基础上, 基于高技术产业在我国经济发展中的突出地位以及 R&D 投入对其发展的重要性, 本文选择高技术产业作为实证对象, 以考察要素市场扭曲对 R&D 资本投入和 R&D 人力投入的影响; 这是对现有研究的有益补充。第二, 本文首次依据要素市场扭曲程度的高低差别, 分三个区域 (东部、中部和西部) 考察要素市场扭曲对高技术产业 R&D 资本投入和 R&D 人力投入的影响, 以检验其对 R&D 投入影响的区域差异性; 在此基础上, 运用门槛检验方法, 探讨了这种区域差异是否源于地区间经济发展水平、人力资本水平、财政收入、产权结构和对外开放程度等方面的不同。第三, 为了避免高估要素市场扭曲的作用, 本文将企业特征和外部环境等因素进行了控制; 并在实证分析时, 采用两步系统 GMM 估计方法控制了变量之间的内生性问题, 这使模型的估计结果更加可靠。此外, 考虑加入 WTO 是我国各地区要素市场进一步发育的重大标志, 本文进一步考察了加入 WTO 前后要素市场扭曲的影响是否存在差异。

一、要素市场扭曲影响地区 R&D 投入差异的机制: 理论分析与假说

改革开放 30 多年来, 中国经济体制从计划经济逐渐向市场经济转变, 市场化程度不断提高, 但是, 市场化进程中存在要素市场的改革滞后于产品市场的改革进程这一突出问题 (黄益平, 2009)。在生产要素领域, 政府主导要素资源的初始配置及要素价格的制定, 特别是电力、天然气等自然资源价格的制定仍受到政府的管制, 价格长期以来处于低估状态, 要素价格扭曲现象较为严重 (张杰等, 2011a、2011b)。与此同时, 地方政府为了本地利益, 通过行政管制手段, 限制外地资源进入本地市场或限制本地资源流向外地, 这种为保护当地利益而割裂与其他地区经济联系的行为, 导致产品市场和要素市场都存在较为严重的市场分割; 而且, 相对于消费品而言, 资本和劳动力等要素市场的分割程度更严重 (赵奇伟和熊性美, 2009)。张杰等 (2011b) 将各级地方政府对资本和劳动力等要素市场的干预与控制所造成的要素流动障碍、要素价格刚性、要素价格差别化以及要素价格低估等, 界定为要素市场扭曲。可见, 要素市场扭曲应该涵盖要素价格扭曲和要素市场分割等多个方面。通过对已有价格扭曲和市场分割等领域文献的回顾和梳理, 可以归纳出要素市场扭曲主要通过资源误置效应、寻租效应、挤出效应和需求抑制效应等影响着企业的 R&D 投入 (如图 1 所示)。

首先, 要素市场扭曲产生的资源误置效应会抑制企业的 R&D 投入。这是因为: 大量研究表明, 要素市场扭曲会从两个方面影响着资源配置的效率, 一是地方保护所形成的要素市场分割削弱了市场机制对要素资源的优化配置功能 (李善同, 2004); 二是要素价格扭曲导

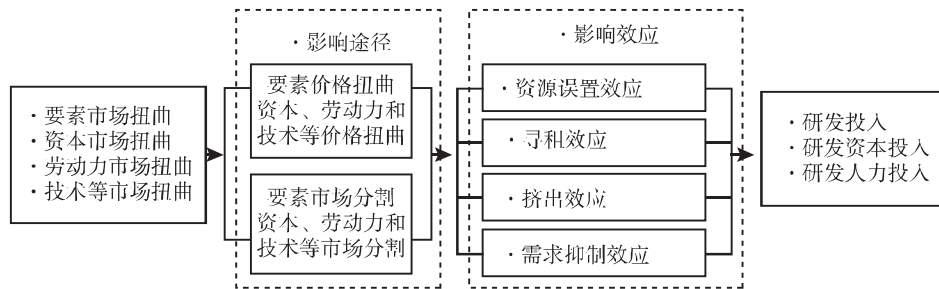


图 1 要素市场扭曲影响 R&D 投入的机制

致的价格信号失真，也会使得要素资源无法实现最优配置（罗德明等，2012；毛其淋，2013）。而在资源配置效率较低的情况下，R&D 活动投入产出的低效率使企业无法从本土市场补偿 R&D 支出以及获得应有的创新收益，企业 R&D 活动的动力会减弱，从而将资源转移到非 R&D 活动，结果是 R&D 投入的减少（解维敏和方红星，2011）。

其次，在政府控制劳动力等关键要素定价权和分配权形成要素市场扭曲情况下，企业通过与政府官员建立某种寻租联系，就可以获得所需的低成本资金和其他稀缺生产要素，从而能够获得超额利润或者说是寻租收益（Boldrin 和 Levine，2004；张杰等，2011b）。实证结果表明，在可以通过寻租活动获得超额利润时，企业通过 R&D 活动获得利润的动力会受到削弱，这会抑制企业 R&D 投入（Boldrin 和 Levine，2004；安同良等，2009；张杰等，2011a）。

再次，要素市场扭曲会从以下三个方面对企业 R&D 投入产生挤出效应。第一，低要素价格会吸引企业将更多的社会资源和人才从 R&D 活动等实体投资领域转移到非生产的寻租活动中去，这会对企业 R&D 活动产生转移效应和挤出效应（余明桂等，2010）。第二，政治寻租所能产生的直接收益会抑制企业将资金用于风险较高的 R&D 活动，这在一定程度上也挤占企业的 R&D 投资（Claessens 等，2008）；而且，企业倾向于将价格扭曲所产生的超额利润或租金收益投资于寻租活动以及炒股票、炒房地产甚至炒农产品等非生产性投机活动，这使得企业丧失了对高风险 R&D 活动的动力（张杰等，2011a）。第三，对资本和劳动等要素价格不同程度的低估，会刺激企业和企业家密集使用有形要素，而较少有压力和动力投资于创新活动，这会挤出企业的 R&D 投入（高帆，2008）。

最后，要素市场扭曲情况下，劳动者偏低的收入会导致需求层次偏低，对企业新产品缺乏有效的市场需求（李平和季永宝，2014）；而技术交易的高价格则会抑制新技术的有效需求（相反，低价格无法实现 R&D 支出的补偿，也会抑制企业 R&D 活动）。而有效需求的不足则造成了新产品和新技术的“需求引致创新”机制失效，从而导致企业 R&D 活动无法获得创新收益，甚至无法补偿 R&D 支出，这会削弱企业 R&D 活动的动力，进而抑制企业 R&D 投入（张杰和周晓艳，2011）。

综上所述，本文提出假说 1：要素市场扭曲抑制了我国高技术产业 R&D 投入增长。

由于我国各地区改革开放次序不同，要素市场的发展或扭曲程度存在着地区差异（林伯强和杜克锐，2013）。在要素市场扭曲程度较高的地区，市场分割程度和价格扭曲程度更高，地区的资源误置效应更显著，这意味着地区的 R&D 活动效率更低，进而使得企业从本土市场获得 R&D 支出补偿和收益的能力变得更弱，企业更缺乏 R&D 活动的动力。

同时,较高程度的要素市场扭曲意味着资本和劳动等要素价格被低估得更为严重,这些地区中的企业从寻租关系获得的利润或者收益更多,进而会引导企业将更多的要素资源和精力从实体经济活动和研发活动转移到寻租活动中,企业通过 R&D 活动获得竞争优势和收益的意愿和动力会更弱,这会导致整个区域更低的 R&D 投入。而且,更为严重的要素价格低估也会刺激企业和企业家越发密集地使用有形要素,而较少有压力和动力投资于创新活动,因而对 R&D 投入的挤出效应更显著;相反,在要素市场扭曲程度较低的地区,寻租活动及有形要素的替代对企业 R&D 投入的挤出效应要小些。此外,在要素市场扭曲程度较高的地区,新技术和新产品有效需求不足的现象更为突出,企业进行 R&D 活动的意愿和动力更弱,因而这些地区要素市场扭曲对企业 R&D 投入的抑制程度会更显著。

基于此,本文提出有待检验的假说 2:在要素市场扭曲程度较高的地区,要素市场扭曲对高技术产业 R&D 投入的抑制程度更高。

二、要素市场扭曲对 R&D 投入的影响及地区差异:实证分析

1. 计量模型与变量选取

为了考察要素市场扭曲对我国高技术产业 R&D 投入的影响及区域差异,本文借鉴国内外研究 R&D 投入影响因素的常用做法(张杰等,2011),设定如式(1)计量模型展开实证检验。

$$RD_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 FMD_{it} + \beta X_{it} + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标 i 代表地区, t 代表时间, λ_i 是不可观测的地区效应, ε_{it} 为随即扰动项。 α_1 为系数, β 为系数向量。被解释变量 RD_{it} 表示各省高技术产业的 R&D 投入水平,包括 R&D 资本($\ln RDK$)和 R&D 人力($\ln RDL$),分别由各地区高技术产业的 R&D 经费内部支出与 R&D 经费外部支出之和以及 R&D 活动人员折合全时当量反映,取自然对数。 FMD_{it} 代表各省的要素市场扭曲程度; X_{it} 为影响 R&D 投入的控制变量;根据相关领域的文献,控制变量由企业特征和市场环境两类变量构成,可以由下式表达:

$$X_{it} = \beta_1 SIZE_{it} + \beta_2 DOP_{it} + \beta_3 TI_{it} + \beta_4 EPER_{it} + \beta_5 DNP_{it} + \beta_6 ENF_{it} + \beta_7 FII_{it} + \beta_8 IPP_{it} \quad (2)$$

式(2)中的企业特征变量包括企业规模($SIZE$)、外向度(DOP)、资本密集度(TI)和企业绩效($EPER$),市场环境变量包括新产品需求(DNP)、融资环境(ENF)、财政投入强度(FII)和知识产权保护强度(IPP)。

在解释变量中,本文重点关注要素市场扭曲变量的影响,因而准确测度地区要素市场扭曲程度非常重要。从前文要素市场扭曲的界定可知,采用要素价格扭曲或者市场分割指标无法反映要素市场扭曲的全貌。有鉴于此,国内相关研究借助《中国市场化进程指数报告》相关指数构建了间接测度指数。如张杰等(2011a、2011b)基于地区要素市场的市场化进程滞后于产品市场或者整体市场市场化进程,构造了两个指标进行测度: $FMD_1 = (\text{产品市场市场化进程指数} - \text{要素市场市场化进程指数}) / \text{产品市场的市场化进程指数}$; $FMD_2 = (\text{总体市场化指数} - \text{要素市场市场化进程指数}) / \text{总体市场化指数}$ 。该测度方法的优点在于充分考虑到各省份地区间产品市场、要素市场及总体市场的市场化进程的相对差异性(张杰等,2011a、2011b)。然而,该指数忽略了一个事实,即要素市场发育程度低的地区,产品市场和总体市场发育程度也较低,因而会抹平地区间相对扭曲程度(林伯强和杜克锐,2013),同时,该指数的测算结果出现了负值,这与事实不符。而以各地区要素市场发育程

度与基准要素市场发育程度的相对差距作为衡量指标,既能够体现地区间要素市场扭曲程度的相对差异,也能反映地区要素市场随时间的变化程度(林伯强和杜克锐,2013)。基于此,参考林伯强和杜克锐(2013)的做法,本文选择基于标杆分析方法的相对差距指数衡量各地区的要素市场扭曲程度,即 $FMD_i = [\max(FM_{it}) - FM_{it}] / \max(FM_{it})$,其中 FM_{it} 为要素市场发育程度指数, $\max(FM_{it})$ 为样本中要素市场发育程度最高值, FMD_i 的取值范围 0~1^①。各省份要素市场发育程度指数来自于樊纲等(2012)的《中国市场化进程指数报告》(限于篇幅,结果未列出)。

企业特征变量。(1)熊彼特的创新理论认为,规模越大的企业可以负担得起更多的 R&D 经费,实证研究也验证了企业规模与 R&D 的正相关关系(Jefferson 等,2006;吴延兵,2009);借鉴陈羽等(2007)的做法,用省际高技术大中型企业的平均销售收入、平均固定资产净值和平均人员数的算术平均值表示企业规模。(2)外向度较高的企业会面临更激烈的国际市场竞争(刘海云和唐玲,2009),这会激励企业增加 R&D 投入获得或确保竞争优势;在这里用外向度指数反映高技术企业的外向度,即 $(a \times \text{商品出口交货值} / \text{商品销售产值} + b \times \text{商品出口交货值} / \text{商品增加值}) / (a + b)$,且 $a + b = 1$ (取 $a = 0.5$)。 (3)资本密集型产品的生产技术复杂度更高,这意味着新产品研发过程的高风险(文东伟和冼国明,2009),因而需要更多的 R&D 投入(柳卸林,2014);在这用资本存量与从业人员数之比反映企业资本密集度。(4)经济绩效较好的企业有能力采用更先进的技术和设备以及投入更多的科技人员进行 R&D 活动(Jefferson 等,2006)。本文用大中型工业企业利税总额/销售收入来刻画企业绩效。

市场环境变量。(1)新产品需求的增加既会引起新产品价格的提高(陈仲常和余翔,2007),又提高了 R&D 可能带来的收益,这会激励企业有更大的动机提高 R&D 投入(Klette 和 Griliches,2000);本文选用新产品销售收入指标刻画新产品需求。(2)融资环境变化对企业 R&D 投入产生外在影响(陈仲常和余翔,2007)。考虑数据的可获得性,用金融机构贷款占 R&D 资金的比重反映,该比值变大说明高技术产业筹资环境在改善。(3)R&D 资金缺乏是阻碍企业 R&D 活动开展的最重要因素,而政府财政投入是企业 R&D 活动经费的重要组成部分(Baumol,2002;解维敏和方红星,2011),用省际高技术产业政府财政投入占 R&D 资金的比重反映财政投入强度。(4)知识产权保护的改善可以为企业的 R&D 活动提供良好的外部制度环境(樊纲等,2011),这有利于促进企业 R&D 投入的增长(蔡地和万迪昉,2012)。本文参考孙早等(2014)的做法,选取樊纲等(2011)“知识产权保护指数”来反映。

2. 估计方法说明

一些理论和实证研究发现,R&D 投入可能与经济绩效和新产品需求之间存在着相互影响的关系(Jefferson 等,2006;吴延兵,2006),这说明式(1)可能存在变量间的内生性问题。针对这种可能存在的内生性问题,本文采用动态面板的 GMM 方法来克服。该方法的好处在于它通过差分或使用工具变量来控制未观察到的时间和个体效应,同时还使用前期的解释变量和滞后的被解释变量作为工具变量克服内生性问题(Arellano 等,1995)。为了

^① 虽然以样本中要素市场发育程度最高值为标准(上海 2007 年的值为 11.93),但这并不意味着上海该年要素市场就不存在市场扭曲;可见,差距指数会低估要素市场扭曲的程度。然而,在直接测度指数不可获得的情况下,相较于张杰等(2011a、2011b)构建的测算指标来说,该指数是更优的选择(林伯强和杜克锐,2013)。

说明 GMM 方法的好处, 对式 (1) 进行一次差分以消除省际层面的个体效应, 即:

$$RD_{i,t} - RD_{i,t-1} = \varphi (FMD_{i,t} - FMD_{i,t-1}) + \gamma (X_{i,t} - X_{i,t-1}) + (\epsilon_{i,t} - \epsilon_{i,t-1}) \quad (3)$$

从式 (3) 可以看出, 它消除了不随时间变化的地区效应, 但却包含了被解释变量的滞后项为 $(RD_{i,t} - RD_{i,t-1})$ 。为了克服所有变量间的内生性问题以及新的残差项 $(\epsilon_{i,t} - \epsilon_{i,t-1})$ 与滞后的解释变量 $(RD_{i,t} - RD_{i,t-1})$ 之间的相关性, 必须采用工具变量来进行估计。GMM 估计通过下面的矩条件给出工具变量集:

$$E [(\epsilon_{i,t} - \epsilon_{i,t-1}) \epsilon_{i,t-s}] = 0 \quad s \geq 2 \quad t = 3, \dots, T \quad (4)$$

$$E [(\epsilon_{i,t} - \epsilon_{i,t-1}) X_{i,t-s}] = 0 \quad s \geq 2 \quad t = 3, \dots, T \quad (5)$$

$$E [(\epsilon_{i,t} - \epsilon_{i,t-1}) FMD_{i,t-s}] = 0 \quad s \geq 2 \quad t = 3, \dots, T \quad (6)$$

上面的差分转换方法就是差分广义矩 (Difference GMM) 估计方法。但差分转换也有缺陷, 它会导致一部分样本信息的损失; 且如果解释变量在时间上有持续性时, 工具变量的有效性将减弱, 从而影响估计结果的渐近有效性。系统广义矩 (System GMM) 估计能够较好地解决这个问题, 它能同时利用差分和水平方程中的信息, 以及差分转换所用到的工具变量 (Arellano 等, 1995; Blundell 等, 1998), 即式 (5) 和式 (6) 中的工具变量在系统方程估计中仍可继续使用。在观察不到的各行业固定效应与解释变量的差分, 即式 (3) 右边的变量不相关的弱假设下, 能够得到额外的矩条件, 从而给出系统中水平方程的工具变量集:

$$E [(\epsilon_{i,t-1} - \epsilon_{i,t-2}) (\lambda_i + \epsilon_{i,t})] = 0 \quad (7)$$

$$E [(X_{i,t} - X_{i,t-1}) (\lambda_i + \epsilon_{i,t})] = 0 \quad (8)$$

系统 GMM 利用了更多的样本信息, 在一般情况下比差分 GMM 更有效。但这种有效性有赖于解释变量的滞后项作为工具变量是否有效。考虑到样本观察值的有限性, 本文以解释变量的一阶滞后值作为工具变量。而动态面板 GMM 参数估计的有效性有赖于解释变量滞后值作为工具变量是否有效, 本文依据两种方法来识别模型设定是否有效: 第一种是采用 Hansen 检验来识别工具变量的有效性, 如果不能拒绝零假设就意味着工具变量的设定是恰当的; 第二种是检验残差项非自相关假设, 即检验 GMM 回归系统中差分的残差项是否存在二阶序列自相关。系统 GMM 可以分为一步和两步估计, 两步估计对异方差和截面相关性具有较强的稳健性, 因而在一般情况下, 两步估计都优于一步估计。基于此, 本文采用两步系统 GMM 进行估计。

3. 数据说明与描述统计

鉴于测算要素市场扭曲程度的相关数据只有 1997~2009 年的, 本文将样本区间确定为这个时间段。数据主要来源于《中国统计年鉴》《中国高技术产业统计年鉴》和《中国市场化指数》。由于西藏和新疆缺失了大量数据, 研究时未纳入样本, 样本共涉及 29 个省份。各省份的进出口值、GDP 值、价格指数等来源于《中国统计年鉴》, 要素市场扭曲的相关数据和知识产权保护指数来源于《中国市场化指数》, 其他数据来源于《中国高技术产业统计年鉴》。在数据处理过程中, 为了减轻异常值对估计结果的影响, 本文对所有连续变量均进行缩尾处理 (限于篇幅, 变量描述统计结果未列出)。

从图 2 可以看出, 整体上我国要素市场扭曲程度呈现不断下降的趋势, 其中 1999~2007 年下降趋势尤为明显。图 3 显示的标准差在不断扩大, 这说明各省份要素市场扭曲程

度的差异没有缩小, 并且有扩大的迹象。分地区看, 东中西部地区的要素市场扭曲程度呈现出不断改善的趋势; 比较而言, 东部地区的要素市场扭曲的程度最低, 中部地区次之, 西部地区最高; 图 3 各地区要素市场扭曲指数标准差说明, 1997~2007 年, 东部地区各省份之间差异程度最为显著。

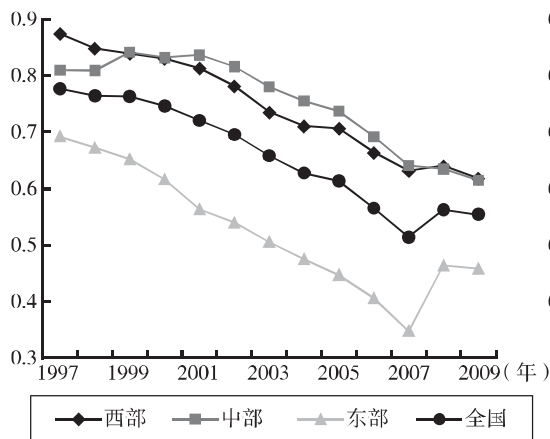


图2 要素市场扭曲程度的区域差异变化趋势

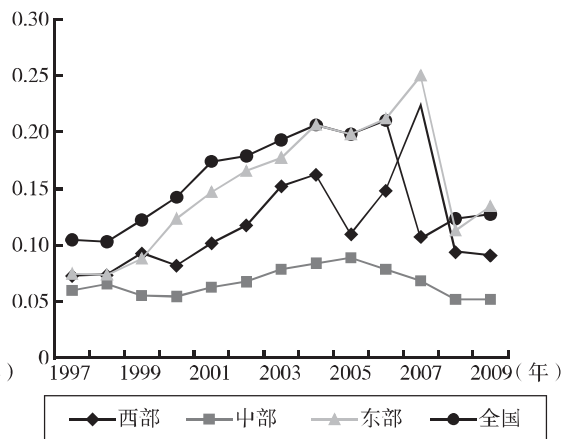


图3 各地区要素市场扭曲程度标准差的变化

图4、图5的散点图显示, 要素市场扭曲指数与我国高技术产业 R&D 投入之间负相关关系十分明显。分地区拟合值的斜率存在一定的差异, 这意味着各地区两个变量的负相关程度可能存在差异。接下来, 本文通过计量分析揭示要素市场扭曲和 R&D 投入之间的相关关系。

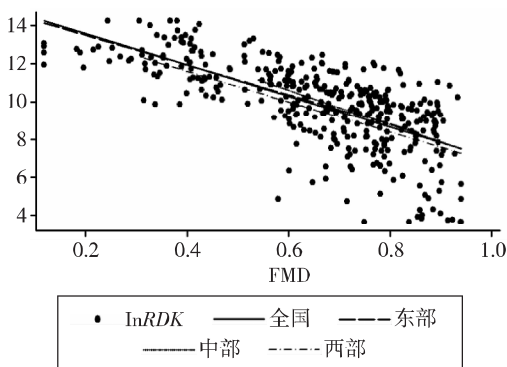


图4 要素市场扭曲与 R&D 资本投入

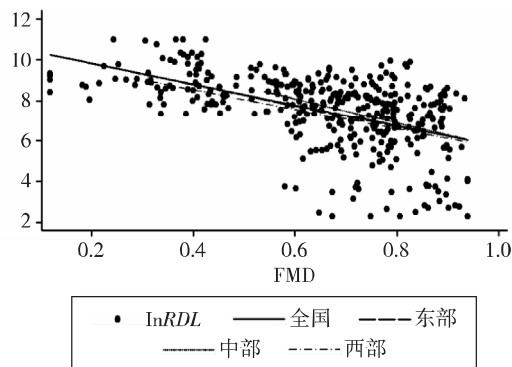


图5 要素市场扭曲与 R&D 人力投入

4. 实证检验与结果分析

“入世”前后要素市场扭曲程度的均值分别是 0.754 和 0.599, 差异较为明显; 其对 R&D 投入的影响可能存在差异。在此引入时间虚拟变量 T 以考察这种差异:

$$T = \begin{cases} 1 & \text{if } 2002 \leq t \leq 2009 \\ 0 & \text{if } 1997 \leq t \leq 2001 \end{cases}$$

在方程 (1) 的右边加上乘积项 $\nu (T \times FMD)_i$ (ν 表示参数估计值), 可以考察要素市场扭曲在“入世”前后的影响是否存在差异。如果 ν 的估计值显著地异于 0, 可以判定“入世”前后的影响有差异 (ν 值大于 0 表示入世后的影响更大, ν 值小于 0 则变小了)。

表1和表2分别列出了因变量R&D资本投入和R&D人力投入的两步系统GMM方法的估计结果。残差序列相关性检验表明,差分后的残差存在一阶序列相关性而无二阶序列相关性,因此,从估计的结果可以断定原模型的误差项无序列相关性。同时,Hansen过度识

表1 要素市场扭曲对R&D资本投入($\ln RDK$)的影响及区域差异

	全国		东部地区		中部地区		西部地区	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
FMD	-1.720*** (-3.62)	-1.994*** (-3.08)	-1.473*** (-3.07)	-1.577*** (-3.50)	-1.879* (-1.87)	-1.652* (-1.74)	-1.740** (-2.23)	-1.315* (-1.79)
$T \times FMD$	—	0.270*** (3.11)	—	0.856*** (4.38)	—	0.277 (1.53)	—	0.473 (1.58)
$SIZE$	0.289** (2.21)	0.668*** (12.81)	0.120 (0.98)	0.086 (0.75)	0.903*** (3.51)	0.891*** (3.49)	1.064*** (2.70)	0.990** (2.52)
DOP	2.011*** (5.72)	0.178 (1.39)	0.345 (0.43)	0.063 (0.08)	-0.409 (-0.36)	-0.506 (-0.45)	2.503 (1.35)	1.933 (1.03)
TI	0.021 (0.44)	-1.944*** (-3.55)	-0.017 (-0.18)	-0.095 (-1.05)	0.711*** (4.06)	0.657*** (3.70)	0.257* (1.74)	0.216 (1.45)
$EPER$	-0.978 (-1.04)	-0.015 (-0.28)	6.458*** (4.11)	3.644** (2.27)	2.765 (1.61)	2.307 (1.33)	-1.942 (-1.20)	-2.140 (-1.33)
DNP	0.656*** (10.51)	-1.986** (-2.14)	0.536*** (9.53)	0.496*** (9.26)	0.093 (1.22)	0.080 (1.05)	0.205** (2.09)	0.185* (1.90)
ENF	0.549** (2.49)	-1.695 (-1.54)	-0.777 (-1.48)	-0.280 (-0.55)	-0.007 (-0.01)	0.106 (0.19)	-1.019 (-0.99)	-0.861 (-0.84)
FII	0.791** (2.33)	0.696** (2.50)	1.785** (2.33)	1.855** (2.57)	-0.566 (-0.94)	-0.399 (-0.66)	-0.031 (-0.04)	0.328 (0.42)
IPP	0.020** (2.60)	0.021** (2.56)	0.020*** (2.80)	0.021*** (3.13)	-0.012 (-0.20)	-0.005 (-0.08)	-0.038 (-0.56)	-0.019 (-0.28)
常数项	2.846*** (3.95)	3.122*** (4.26)	3.439*** (3.76)	4.164*** (4.76)	8.038*** (6.51)	7.948*** (6.47)	6.756*** (4.52)	6.458*** (4.32)
观测值	377	377	156	156	117	117	104	104
AR (1) 检验值 [p] ^a	-2.465 [0.014]	-2.443 [0.015]	-2.543 [0.011]	-1.84 [0.066]	-2.491 [0.013]	-0.904 [0.366]	-2.312 [0.021]	-2.03 [0.043]
AR (2) 检验值 [p] ^b	-1.040 [0.298]	-1.341 [0.180]	-1.072 [0.284]	0.42 [0.675]	-1.019 [0.308]	-1.001 [0.317]	-0.511 [0.609]	0.71 [0.480]
Hansen 检验值 [p] ^c	23.973 [1.000]	22.435 [1.000]	0.979 [1.000]	15.32 [1.000]	0.000 [1.000]	0.000 [1.000]	0.000 [1.000]	11.39 [1.000]

注:***、**、* 分别表示统计值在1%、5%、10%的显著性水平下显著。圆括号内的数值为t值;方括号内的数值为概率p值。a 零假设为差分后的残差项不存在一阶序列相关;若差分后的残差项存在一阶序列相关,系统GMM依然有效,参见Roodman (2006)。b 零假设为差分后的残差项不存在二阶序列相关;若差分后的残差项存在二阶序列相关,则系统GMM为无效。c 为Hansen检验的零假设为过度识别约束是有效的;考虑到样本观察值的有限性,这里以解释变量的一阶滞后值作为工具变量。GMM方法所用的软件包是Stata/MP11.0,所用的程序是xtabond2。

别检验的结果也显示,不能拒绝工具变量有效性的零假设 (p 值均显著大于 0.1)。这说明了模型设定的合理性和工具变量的有效性。此外,估计结果在方向上保持了一致,且在统计上大多显著,这说明了估计结果的稳健性。

表 2 要素市场扭曲对 R&D 人力投入 ($\ln RDL$) 的影响及区域差异

	全国		东部地区		中部地区		西部地区	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
FMD	1.533** (2.44)	1.471** (2.37)	0.180 (0.18)	0.238 (0.48)	0.258** (2.32)	0.450* (1.71)	0.881*** (2.97)	0.444*** (3.23)
$T \times FMD$	—	-0.010* (-2.10)	—	-0.160 (-0.75)	—	-0.151*** (-2.84)	—	-0.063 (-0.24)
$SIZE$	0.322** (2.48)	0.478*** (7.70)	0.061 (0.49)	0.055 (0.43)	0.266 (1.15)	0.287 (1.28)	0.091 (0.27)	0.101 (0.30)
DOP	1.278** (2.15)	0.305** (2.16)	0.898 (1.09)	0.845 (1.02)	0.498 (0.49)	0.656 (0.67)	2.039 (1.29)	2.115 (1.30)
TI	0.036 (0.53)	-0.610 (-1.00)	-0.024 (-0.24)	-0.038 (-0.39)	0.445*** (2.81)	0.532*** (3.42)	0.339*** (2.69)	0.344*** (2.68)
$EPER$	0.197*** (3.77)	0.040 (0.60)	2.480 (1.53)	1.953 (1.11)	-0.109 (-0.07)	0.637 (0.42)	-2.860** (-2.06)	-2.834** (-2.03)
DNP	0.470*** (8.09)	-6.070*** (-3.63)	0.209*** (3.60)	0.201*** (3.42)	0.065 (0.78)	-0.006 (-0.10)	-0.027 (-0.40)	0.068 (0.80)
ENF	1.174*** (3.08)	1.160*** (3.00)	0.985* (1.82)	-0.892 (-1.60)	0.720 (1.47)	0.536 (1.12)	-0.089 (-0.10)	-0.110 (-0.12)
FII	1.302*** (5.12)	1.277*** (4.95)	1.169 (1.48)	1.183 (1.49)	-0.711 (-1.31)	-0.984* (-1.85)	0.618 (0.95)	0.570 (0.83)
IPP	0.031*** (3.78)	0.031*** (3.70)	0.027*** (3.62)	0.027*** (3.63)	0.047 (0.87)	0.035 (0.66)	0.029 (0.50)	0.026 (0.45)
常数项	0.612 (0.97)	0.572 (0.87)	4.380*** (4.65)	4.516*** (4.70)	7.393*** (6.64)	7.540*** (7.00)	5.634*** (4.41)	5.674*** (4.38)
观测值	377	377	156	156	117	117	104	104
AR (1) 检验值 $[p]^a$	-2.615 [0.009]	-2.585 [0.010]	-2.415 [0.016]	-1.682 [0.093]	-2.254 [0.025]	-2.431 [0.066]	-2.043 [0.041]	-2.406 [0.084]
AR (2) 检验值 $[p]^b$	-1.311 [0.190]	-1.310 [0.190]	-1.028 [0.304]	-0.557 [0.578]	0.376 [0.707]	-0.058 [0.954]	-0.589 [0.556]	-0.839 [0.402]
Hansen 检验值 $[p]^c$	22.926 [1.000]	22.821 [1.000]	5.273 [1.000]	4.336 [1.000]	0.000 [1.000]	0.000 [1.000]	0.000 [1.000]	0.000 [1.000]

注: 同表 1。

(1) 要素市场扭曲对 R&D 资本投入的影响及区域差异。表 1 全国层面的估计结果显示, FMD 对 $\ln RDK$ 的影响系数为负, 且 1997~2009 年及加入时间虚拟变量乘积项后的系

数都在1%显著水平上显著,这表明要素市场扭曲与高技术产业R&D资本投入存在显著负向关系,这说明要素市场扭曲程度的降低促进了我国高技术产业R&D资本投入的增长;也就是说,在要素市场扭曲程度较高的地区,高技术企业的R&D资本投入较低,即要素市场扭曲抑制了高技术产业R&D资本投入的增长。这验证了假说1,且与张杰等(2011a)以及李平和季永宝(2014)的实证结论相一致。

分区域估计结果与全国层面的情况存在较为明显的差异,一些影响高技术产业R&D资本投入的显著性因素,分区域并不显著,或者影响程度和方向存在着差异。从表1可以发现,各地区 FMD 对 $\ln RDK$ 的估计系数都显著为负,但系数大小有区别,这说明要素市场扭曲对各地区R&D资本投入都产生了显著的抑制效应,但影响程度存在差异,对东部地区R&D资本投入的抑制效应最小,其次是西部地区,而对中部地区R&D资本投入的影响最大;而从表1的均值可知,西部地区的要素扭曲程度最大,中部地区次之,东部地区的最小。这说明要素市场扭曲程度与R&D资本投入之间很可能存在非线性的关系,这没有完全验证假说2。其原因可能源于要素市场扭曲对R&D资本投入的抑制程度存在边际效应递减规律,即随着要素市场扭曲的改善达到一定的程度后,其对R&D资本投入的抑制效应才会逐渐减少;也就是说,扭曲程度较高的地区在要素市场改善的初始阶段,其对R&D资本投入的抑制程度是上升的,随着扭曲程度逐渐下降到一个临界点后,这种抑制效应才会下降。这间接验证了冼国明和石庆芳(2013)的结论,即要素市场扭曲与投资之间呈倒“U”形关系,即过高或过低的要素市场扭曲都不利于投资,而中等程度扭曲时投资则最多。在存在“挤出效应”情况下,越多的投资挤出的R&D资本投入会更多;这就意味着,要素市场中等程度扭曲时,R&D资本投入最少,即要素市场扭曲的抑制效应最大。

从“入世”前后看,由全国层面的 $T \times FMD$ 的系数显著为正可知,“入世”后变量 FMD 对R&D资本投入的负向影响变小了,这说明入世后要素市场扭曲对高技术产业R&D资本投入的抑制程度降低了。究其原因,可能在于加入WTO以后,各地区要素市场扭曲程度(包括价格扭曲和市场分割程度)迅速降低,这极大便利了R&D资金在要素市场的合理流动,而更加真实和灵敏的要素价格信号,能够更好地引导R&D资金在企业间或行业间的转移调整;与此同时,更激烈的国际市场竞争也激励着企业增加R&D资本投入提高产品的竞争优势。

从各地区 $T \times FMD$ 系数可以看出,“入世”前后要素市场扭曲的影响存在较为显著的差异。东部地区 $T \times FMD$ 系数显著为正,说明“入世”后要素市场扭曲对东部地区R&D资本投入的抑制效应下降了;而中西部地区 $T \times FMD$ 系数为正但不显著,说明“入世”有利于缓解要素市场扭曲对中西部地区高技术企业R&D资本投入的抑制效应,但效果并不显著。“入世”前后的这种地区差异可能源于要素市场扭曲与R&D资本投入的非线性关系,即要素市场扭曲程度要下降到一个临界点之后才能显著减轻其对R&D资本投入的抑制效应;东部地区因“入世”后越过了这个临界值而效果显著,中西部地区因还没有达到这临界值则效果不明显。

(2) 要素市场扭曲对R&D人力投入的影响及区域差异。令人费解的是,表2显示 FMD 对 $\ln RDL$ 的影响始终为正。这意味着要素市场扭曲与R&D人力投入存在着正向关系,即要素市场扭曲程度越高的地区,高技术企业R&D人力投入越多。这与假说1的预期不符。

结合前文,我们得到这样的结论,要素市场扭曲抑制了高技术产业的R&D资本投入增

长,却促进了 R&D 人力投入。对此可能的解释是,R&D 资本和 R&D 人力不同的流动性导致了这样的差异:R&D 人员在劳动合同期限内一般不会流出去,流动性会远远低于 R&D 资本;在要素市场扭曲程度较高的地区,市场分割程度更高,R&D 人员流出率较低;随着企业科技人员的不断培养和引进,R&D 人力存量会越积越大;又因在高新技术企业的 R&D 活动中,科技人员会被全部投入进去。结果是,扭曲程度越高的地区 R&D 人力投入越多。事实上,《中国高技术产业统计年鉴》显示高技术企业 R&D 人力投入的高强度,从 1997~2009 年平均值看,R&D 人力投入与增加值之比(即 R&D 人力投入强度)达到 10% 以上,远高于 R&D 投入强度最大的国家——美国和日本,同期分别是 2.55%~2.74% 和 2.78%~3.12%。大量关于创新研究的文献发现,我国制造业 R&D 投入产出过程表现出规模报酬递减的特征,且资本产出弹性大于人力产出弹性(Zhang 等,2003;吴延兵,2006;戴魁早和刘友金,2013);从本文的发现来看,可能的原因是 R&D 人力投入过多而资本投入不足,R&D 资本与人力比例的不协调导致 R&D 效率的低下。这意味着,要素市场扭曲对 R&D 资本投入和 R&D 人力投入的影响差异,可能是我国制造业 R&D 效率较低的重要原因。

各地区 FMD 对 $\ln RDL$ 的估计系数始终为正,仅东部地区系数不显著。这说明要素市场扭曲对各地区高技术产业 R&D 人力投入产生了促进作用,与全国层面的结果相一致。各地区比较来看,要素市场扭曲对西部地区的影响最大,中部地区次之,东部地区最小且不显著,这与假说 2 的预期不符。对此可能的解释是,在扭曲程度较高的中西部地区,较高的市场分割阻碍了 R&D 人员的合理流出,从而导致(与 R&D 资本投入不匹配的)较高的 R&D 人力投入;而在扭曲程度较低的东部地区,R&D 人员的流动性相对较高,因而其对 R&D 人力投入既没有促进作用也没有抑制作用。

由全国层面 $T \times FMD$ 的系数显著为负可知, FMD 对 $\ln RDL$ 的影响入世前后不尽相同,“入世”后的影响显著下降了。这表明入世后要素市场的迅速发展促进了 R&D 人力的合理流动,从而显著地降低了要素市场扭曲对 R&D 人力投入的正向影响。比较各地区 $T \times FMD$ 的影响系数可以发现,“入世”后各地区要素市场扭曲对 R&D 人力投入的促进作用都下降了,但仅中部地区显著。对此可能的解释是:“入世”前 R&D 人员流动性相对较高的东部地区,要素市场“入世”后的发展虽然能进一步提高 R&D 人员的流动性,但效果不显著;而对西部地区来说,“入世”后 R&D 人员的流动性虽有提高,但入世前要素市场扭曲程度过高以至于“入世”后的这种改善还不足以显著地降低要素市场扭曲对 R&D 人力投入的正向影响;相较于西部地区,中部地区“入世”前的要素市场环境要好些,“入世”后显著地提高了 R&D 人员的流动性,因而表现出“入世”后显著地降低了要素市场扭曲对 R&D 人力投入的正向影响。控制变量对高技术产业 R&D 投入有着不同程度的影响,但鉴于本文目的及篇幅限制,此处不再展开,备索。

(3) 稳健性检验。为了确保前文估计结果的有效性,除了采用上述变量控制和两步系统 GMM 估计方法等措施外,本文还做了以下的稳健性检验:第一,考虑遗漏变量引起的内生性问题。由于影响 R&D 投入的因素较多,实证分析时较难全部纳入解释变量,估计时,这些遗漏变量的影响会被计入残差项,从而容易引起内生性问题,国内外学者对此的通常做法是,在计量模型(1)中加入被解释变量($\ln RDK$ 和 $\ln RDL$)滞后一阶为解释变量。第二,工具变量(IV)重新选取。从本文要素市场扭曲程度指标的自身特征来看,该变量自身是一个有效的工具变量(张杰等,2011a 等);同时,借鉴 Lewbel (1997) 和张杰等 (2011a)

的方法,构建要素市场扭曲均值的三次方作为要素市场扭曲指标的工具变量。两种稳健性检验的两步系统 GMM 估计结果都显示(限于篇幅,估计结果未列出),前文的主要研究结论有较好的稳健性。

三、要素市场扭曲 R&D 效应地区差异的影响因素:门槛特征分析

上文的研究结果表明,要素市场扭曲对 R&D 投入的影响存在明显的地区差异,本部分进一步尝试对引起这种差异的可能原因做进一步的解释。众所周知,由于经济基础、自然条件以及政策等原因,我国的东部、中部和西部地区在经济发展水平以及高等教育发展水平等方面存在较大区别,而可能正是这些方面的区域不平衡导致要素市场扭曲 R&D 效应的地区间差异。超过了经济发展“门槛”水平的地区凭借其雄厚的经济实力和改革力度能够更好地推动要素价格体系和要素市场体系的不断发展和完善,能够更好地为高技术企业提供 R&D 活动所需的资金和科技人才,并有着便于科技人才自由流动的人才市场,因此,这些地区要素市场扭曲对企业 R&D 资本投入的负向影响要低些。而对另一些还未能逾越经济发展“门槛”水平的地区而言,则不仅要素价格扭曲和市场分割较为严重,而且其本身的经济发展水平也无法较好地为高技术企业提供 R&D 活动所需的资金和科技人才。实际上,这意味着要素市场扭曲的 R&D 效应可能存在着一定的门槛特征,即当一个地区的综合能力达到一个门槛值时,要素市场扭曲对 R&D 资本投入的抑制程度会下降;反之,如果没有达到门槛值,则这种抑制效应较大。基于此,我们通过构造门槛回归模型,以考察经济发展水平等区域自身状况因素对要素市场扭曲 R&D 效应的影响是否存在门槛特征。

1. 门槛模型的设定

上面的分析表明,要素市场扭曲与 R&D 投入之间可能因为一些区域自身因素的不同而呈现非线性关系,表现出区间差异。为了避免人为划分区域自身因素的区间带来偏误,在这采用 Hansen (1999) 发展的门槛面板模型,根据数据本身的特点内生地划分各区域自身因素的区间,进而研究不同区间内要素市场扭曲与 R&D 投入之间的关系。下面,我们先重点介绍单一门槛模型的设定,进而扩展到多门槛模型。单一门槛回归的基本思想是,在模型内的某一区域因素存在一个门槛水平的情况下,对于 $g_i \leq \gamma$ 与 $g_i > \gamma$ 两种情况而言,要素市场扭曲对被解释变量 R&D 投入的影响存在着明显的差异。单一门槛模型表述如下:

$$RD_i = \alpha_0 + \alpha_1 FMD_i I(g_i \leq \gamma) + \alpha_2 FMD_i I(g_i > \gamma) + \beta X_i + \lambda_i + \varepsilon_i \quad (9)$$

式(9)中, g_i 为门槛变量,反映各个区域因素; γ 为区域因素特定的门槛值, α_1 和 α_2 分别为门槛变量在 $g_i \leq \gamma$ 与 $g_i > \gamma$ 时解释变量——要素市场扭曲变量 FMD_i 对被解释变量 RD_i 的影响系数, $I(\cdot)$ 为一个指标函数, $\varepsilon_i \sim iidN(0, \sigma^2)$ 为随机干扰项;其他符号反映的内容与式(1)相同。

式(9)中, γ 残差平方和为 $S(\gamma) = \hat{e}(\gamma)' \hat{e}(\gamma)$, 如果 λ 越接近门槛水平,模型的残差平方和就越小(Chan, 1993), 这样,可以通过最小化 $s(\gamma)$ 获得 γ 的估计值,即 $\gamma = \text{argmin } S(\gamma)$, 进而,可以估计出其他参数。参数估计值后,还需要进行以下两个方面的检验。

一是检验式(9)中系数 α_1 和 α_2 是否存在显著的差异。如果检验结果表明 $\alpha_1 = \alpha_2$, 说明

该式 (9) 没有表现出明显的门槛特征。该检验的原假设为 $H_0: \alpha_1 = \alpha_2$, 对应的备择假设为 $H_1: \alpha_1 \neq \alpha_2$, 检验统计量为 $F = [S_0 - S(\gamma)] / \sigma^2$, 其中 $\sigma^2 = 1/T \times \hat{e}(\gamma)' \hat{e}(\gamma) = 1/T \times S(\gamma)$, S_0 为原假设下的残差平方和。在原假设的条件下, 各个区域因素变量的门槛值 γ 无法识别, 因而 F 统计量的分布是非标准的。在这种情况下, 可以采用 Hansen (1999) 的自抽样法 (Bootstrap) 获得其渐近分布, 从而可以构造其 p 值。

二是检验区域因素变量门槛的估计值是否等于其真实值。原假设为 $H_0: \hat{\gamma} = \gamma_0$, 由于存在多余参数的影响, 需要使用极大似然估计量检验门槛值 (Hansen, 1996), 来获得似然比检验统计量: $LR_1 = [S_1(\gamma) - S_1(\hat{\gamma})] / \sigma^2$ 。这个统计量是非标准的, Hansen (1996) 建议采用一个简单的计算公式计算其非拒绝域, 即当 $LR_1(\gamma_0) \leq c(\tau)$ 时, 不能拒绝原假设, 其中 $c(\tau) = -2 \ln(1 - \sqrt{1 - \tau})$, τ 为显著水平。

以上只是假设各个区域因素变量存在一个门槛的情况, 但从计量的角度看可能会存在多个门槛, 在此, 我们以双重门槛模型为例做以下简要说明, 模型设定如:

$$RD_i = \alpha_0 + \alpha_1 FMD_i I(g_i \leq \gamma_1) + \alpha_2 FMD_i I(\gamma_1 < g_i \leq \gamma_2) + \alpha_3 FMD_i I(g_i > \gamma_2) + \beta X_i + \lambda_i + \epsilon_i \quad (10)$$

式 (10) 的估计方法为先假设单一模型中估计出的 $\hat{\gamma}_1$ 是已知的, 再进行 γ_2 的搜索, 得到误差平方和最小时的 $\hat{\gamma}_2$ 值; $\hat{\gamma}_2$ 值是渐近有效的, $\hat{\gamma}_1$ 却不具有此性质 (Bai, 1997)。这样再固定 $\hat{\gamma}_2$ 对 $\hat{\gamma}_1$ 进行重新搜索, 可得到优化后的一致估计量。以此类推, 要素市场扭曲 R&D 效应的多重门槛模型可在单一和双重门槛模型的基础上进行扩展, 在此不再赘述。

2. 门槛变量选择与数据说明

结合前文对要素市场扭曲影响 R&D 活动的机制分析, 在此将影响要素市场扭曲 R&D 效应的区域因素概括为如下五个主要方面, 据此构建门槛变量, 考察各门槛变量在不同门槛值区间对要素市场扭曲 R&D 效应的影响差异。

(1) 经济发展水平。一个地区或者国家经济发展水平高低在一定程度上反映了要素市场扭曲的程度。范爱军等 (2007) 的研究发现, 经济越不发达的地区越有动力进行市场分割和扭曲要素价格。反之, 经济发达的地区要素市场分割程度和价格扭曲程度低些, 而且还能够更好地为高技术企业提供 R&D 活动所需的资金和科技人才, 对人才的引力往往大于经济发展水平低的地区。这可能意味着, 经济发达的地区要素市场扭曲对 R&D 投入的抑制效应会低些。在这选择人均 GDP 水平作为衡量指标, 用价格指数平减为 1997 年的不变值并取自然对数以消除异方差。

(2) 人力资本水平。人力资本水平的高低在一定程度上反映了地区要素市场的发育程度。Peri (2006) 的研究发现, 一个地区人力资本整体水平的高低决定了这个地区的人文环境, 它是科研人员赖以发展和创新的土壤, 因而高水平人力资本倾向于流向人力资本存量高的地区。这种人力资本流动现象, 既说明人力资本水平较高地区的劳动力价格扭曲程度较低, 也反映了该地区要素市场的分割程度较低 (雷鹏, 2009; 康志勇, 2012)。与此同时, 人力资本的聚集也会伴随着资本的聚集。因而, 这些地区能够更好地为高技术企业的 R&D 活动提供所需的资金和高水平人才。这可能意味着, 人力资本水平较高的地区要素市场扭曲对 R&D 投入的抑制效应会低些。借鉴已有文献的常用做法, 本文选取各地区高校在校生人数占其总人口的比重反映人力资本水平 (单位为每百人在校

大学生数)。

(3) 财政收入。财政收入可以准确地反映一个地区的可支配财力以及提供公共物品与服务的能力(李平和许家云, 2011)。研究表明, 财政收入越低的地区, 要素的市场分割和价格扭曲程度越高(范爱军等, 2007)。在地方政府财政收入低而面临财政压力时, 为维持政府的正常运转以及提供有效的公共服务, 地方政府有动力通过价格扭曲和分割市场等行政手段干预市场活动, 以保护当地企业的发展来保障财政收入的最大化。同时, 财政投入的高低决定了地区 R&D 的供给能力; 财政收入越高的地区, 当地企业 R&D 投入能力也越高(解维敏和方红星, 2011), 因而要素市场扭曲对 R&D 投入的抑制程度也越低。参考已有文献的通常做法(李平和许家云, 2011), 采用各地区一般财政预算收入来衡量, 取自然对数以消除异方差。

(4) 产权结构。经济国有化程度越高的地区, 政府对市场的控制力越强, 而为了实现当地利益最大化, 政府越有动力阻碍市场一体化进程, 因而要素市场分割会更高(范爱军等, 2007)。同时, 一个地区的国有比重决定了隐性补贴程度, 进而决定了要素市场扭曲程度(史晋川和赵自芳, 2007; 刘瑞明, 2012)。反之, 非国有经济的发展所带来竞争程度的提高与产权结构的明晰都有利于激励企业对 R&D 活动的投入, 以保持和获得竞争优势(吴延兵, 2007)。这很可能意味着, 非国有经济越发育的地区, 要素市场扭曲对 R&D 投入的抑制程度越低。参照吴延兵(2006)的做法, 在这选取非国有经济发展程度来反映, 数据来自于樊纲等(2012)的《中国市场化进程指数报告》。

(5) 对外开放度。对外开放程度越高的地区或者国家, 产品和要素的流动性越高; 而较高的要素流动性则反映了地区间较低的要素市场分割程度以及较低的要素价格扭曲程度(Li 等, 2003)。陆铭和陈钊(2006)、范爱军等(2007)的研究证实了我国地区对外开放度的提高与市场分割程度的降低存在着显著的正相关关系。与此同时, 这些地区的高技术企业面临的国际国内两个市场竞争更加激烈, 这有利于激励企业增加 R&D 投入获得或确保产品的竞争优势。这很可能意味着, 开放程度较高的地区, 要素市场扭曲对 R&D 投入的抑制效应会低些。借鉴相关研究的通常做法, 用贸易依存度来测算各地区的对外开放度, 贸易依存度等于区域进出口总值与区域国内生产总值之比。

3. 门槛检验与结果分析

依次运用式(10)对上述各影响因素进行门槛检验和门槛值估计(限于篇幅, 相关结果未列出), 得出的 F 统计量、自抽样法 300 次(Bootstrap)显著性及 10%水平临界值显示, 除财政收入只有一个门槛值之外, 其他变量都为二重门槛值。而根据变量门槛估计值和相应的 95%置信区间, 可以将各地区分成低发展水平、中等发展水平和高发展水平等三种类型。同时, 对两个因变量的同一门槛变量的门槛值进行比较发现, 对外开放度对应两个门槛值较为接近, 财政收入一个门槛值相同(为 7.27); 而人力资本对应两个门槛值差别较大(为 0.66、1.62 与 0.77、1.71), 经济发展水平和产权结构对应两个门槛值也有些差异(为 8.52、9.64 与 9.68、10.15; 4.45、6.00 与 5.74、7.65)。

将各变量对应的门槛值代入式(9)或式(10), 估计出要素市场扭曲的影响系数。为了控制变量的内生性, 在这继续采用两步系统 GMM 方法进行估计, 结果如表 3 所示。残差序列相关性和 Hansen 过度识别检验都显示模型设定的合理性和工具变量的有效性。

表 3 门槛模型的参数估计结果

解释变量	因变量: $\ln RDK$					因变量: $\ln RDL$				
	人均 GDP	人力资本	财政收入	产权结构	对外开放度	人均 GDP	人力资本	财政收入	产权结构	对外开放度
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
FMD_1	-0.136*** (-5.53)	-0.127*** (-4.96)	-0.079*** (-2.81)	-0.077*** (-3.39)	-0.121*** (-3.09)	-0.138*** (-4.80)	-0.095*** (-3.91)	-0.115*** (-4.01)	-0.090*** (-3.05)	-0.041 (-0.99)
FMD_2	-0.089* (-1.82)	-0.102*** (-2.85)	-0.058 (-0.92)	-0.043 (-1.03)	-0.028 (-1.21)	0.097** (2.29)	0.069 (1.64)	0.156*** (3.23)	0.101** (2.23)	0.078 (1.25)
FMD_3	0.070** (5.30)	0.065*** (6.40)	0.077*** (3.77)	0.039*** (2.89)	0.129*** (3.67)	0.051*** (2.63)	0.046** (2.30)	—	0.053** (2.34)	0.108*** (3.59)
$SIZE$	0.107*** (2.92)	0.082** (2.63)	0.125*** (2.75)	0.084** (2.07)	0.125*** (3.11)	0.046 (1.05)	0.029 (0.57)	0.010 (0.23)	0.058 (1.20)	-0.019 (-0.36)
DOP	0.135*** (3.07)	0.080 (1.57)	0.113** (2.43)	0.076 (1.39)	0.094 (1.14)	0.103*** (2.86)	0.114*** (2.21)	0.136** (2.72)	0.086* (1.77)	0.206** (2.42)
TI	-0.028 (-1.19)	-0.011 (-0.44)	-0.035 (-1.59)	-0.017 (-0.84)	-0.010 (-0.47)	-0.004 (-0.14)	0.003 (0.07)	-0.006 (-0.17)	-0.009 (-0.28)	-0.001 (-0.03)
$EPER$	-0.049** (-2.36)	-0.006 (-0.12)	-0.052* (-1.79)	0.054 (1.17)	0.005 (0.37)	-0.140*** (-7.79)	-0.181*** (-4.13)	-0.119*** (-3.14)	-0.110** (-2.72)	-0.111*** (-2.94)
DNP	0.818*** (36.33)	0.795*** (21.51)	0.915*** (23.71)	0.781*** (29.81)	0.838*** (24.01)	0.866*** (44.23)	0.832*** (26.49)	0.860*** (28.62)	0.845*** (26.51)	0.809*** (13.44)
ENF	-0.005 (-0.38)	0.033** (2.43)	0.018 (1.50)	0.034** (2.19)	0.008 (0.69)	0.037** (2.26)	0.032* (1.73)	0.045*** (2.94)	0.036 (1.65)	0.038* (1.98)
FII	0.082*** (5.00)	0.069*** (5.37)	0.005 (0.34)	0.059*** (4.04)	0.040* (1.81)	0.097*** (5.88)	0.110*** (6.16)	0.088*** (4.70)	0.102*** (5.71)	0.127*** (4.19)
IPP	0.100*** (4.04)	0.083** (2.61)	0.052 (1.56)	0.099** (2.19)	0.056 (1.43)	0.147*** (4.88)	0.123** (2.72)	0.117*** (3.48)	0.130*** (4.28)	0.083* (1.85)
观测值	377	377	377	377	377	377	377	377	377	377
AR (1) 值	-2.418	-2.514	-2.402	-2.487	-2.459	-2.530	-2.334	-2.104	-2.161	-2.181
[p] ^a	[0.016]	[0.012]	[0.016]	[0.013]	[0.014]	[0.011]	[0.020]	[0.035]	[0.031]	[0.029]
AR (2) 值	-0.864	-0.847	-0.862	-0.749	-0.887	-1.368	-1.334	-1.335	-1.232	-1.319
[p] ^b	[0.388]	[0.397]	[0.389]	[0.454]	[0.375]	[0.171]	[0.182]	[0.182]	[0.218]	[0.187]
Hansen 值	21.641	20.898	22.366	18.077	21.136	21.711	20.613	19.599	18.049	23.131
[p] ^c	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]

注同表 2。

(1) 经济发展水平。人均 GDP 与要素市场扭曲 R&D 效应呈现出显著的非单调关系。当低于 8.52 时,要素市场扭曲对 R&D 资本投入的影响系数为-0.136;当大于这个值时,系数为-0.069;随着人均 GDP 跨越第二个门槛值 9.64,影响系数为正数 0.070。这表明,随着经济发展水平跨过一定门槛值(9.64)后,要素市场扭曲对 R&D 资本投入的抑制效应变为促进效应了。从 R&D 人力投入来看,当经济发展水平低于 9.68 时,影响系数为-0.138,而大于这个值时,其影响系数由负变为正,为 0.097。通过比较分析可以发现,当人均 GDP 跨过 9.68 门槛时,要素市场扭曲对两者的影响都由负变为正了。这意味着,人均 GDP 超过 9.68 的地区,要素市场扭曲对 R&D 投入产生了促进作用;而低于这个值的地区,则抑制了 R&D 投入的增长。这验证了,要素市场扭曲对 R&D 投入的扭曲效应随着经济发展水平的提高而降低了。跨过经济发展水平 9.68 门槛值的地区有北京、天津、上海、江苏、浙江和广东,而跨过 9.64 门槛值还有福建(限于篇幅,各地区门槛变量值未列出,下文同)。

(2) 人力资本水平。从 R&D 资本投入来看,随着人力资本水平跨越门槛值 1.62,影响系数由负变为正 0.065,表明了跨过门槛值 1.62 后,要素市场扭曲对 R&D 资本投入的负向影响变为正向影响了。从 R&D 人力投入看,随着人力资本水平跨越第二个门槛值 1.71,影响系数显著为正 0.046。这验证了人力资本水平的提高能够有效地改善要素市场扭曲的 R&D 扭曲效应。通过对比分析,跨过人力资本水平门槛值 1.62 的地区有北京、天津和上海。

(3) 财政收入。从 R&D 资本投入来看,随着财政收入跨越门槛值 7.27,要素市场扭曲的系数显著为正,为 0.077。这表明财政收入跨过第二门槛值后,要素市场扭曲的影响由抑制变为促进了。从 R&D 人力投入来看,当财政收入低于 7.27 时,要素市场扭曲的系数为-0.115,而大于这个门槛值时,其影响系数变得显著为正 0.156。这验证了要素市场对 R&D 投入的扭曲程度会随着财政收入水平的提高而下降。通过对比,可以发现跨过地方财政收入门槛值(7.27)的地区只有广东,其他地区都未达到这个水平。

(4) 产权结构。随着非国有经济发展跨过门槛值 6.00 后,要素市场扭曲对 R&D 资本投入的影响变为显著为正了。从 R&D 人力投入来看,当非国有经济发展指数低于 5.74 时,影响系数为-0.090;而大于这个门槛值时,其系数变得显著为正了(0.104)。这验证了随着地区非国有经济的不断发展,要素市场扭曲对 R&D 投入的扭曲程度降低了。比较起来,使要素市场扭曲 R&D 资本和人力效应为正的门槛值区间比较接近(分别为 6.00 和 5.74),而跨过门槛值 6.00 的地区有北京、天津、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和重庆,而达到门槛值 5.74 的地区还有四川。

(5) 对外开放度。从 R&D 资本投入来看,随着贸易依存度跨越第二门槛值 0.44,要素市场扭曲的影响系数显著为正(0.129)。从 R&D 人力投入来看,当贸易依存度跨越门槛值 0.53,影响系数显著地由负变为正 0.108。这验证了,要素市场对 R&D 投入扭曲效应会随着地区对外开放度提高而不断下降。通过比较,可以发现,使得要素市场扭曲的 R&D 资本和 R&D 人力效应显著为正的贸易依存度门槛值区间比较接近(分别为 0.44 和 0.53),其中,达到贸易依存度门槛值(0.53)的地区有北京、天津、上海、江苏、福建和广东,而达到贸易依存度 0.44 门槛值的地区还有浙江。

四、研究结论与启示

本文的研究表明,要素市场扭曲抑制了高技术产业 R&D 资本投入增长,而促进了 R&D 人力投入;这为我国高技术产业 R&D 资本投入不足而 R&D 人力投入过度这种奇特现象提供了一种较为合理的解释,进而为我国产业创新效率较低这一问题的研究和解决引入了一条新思路。同时,本文证实了要素市场扭曲是导致地区间 R&D 投入差异的重要因素,以及地区自身因素的改善可以成功规避要素市场对 R&D 投入的扭曲效应;这表明,各地区不仅可以通过推进要素市场的发育和发展来提升 R&D 投入能力,还可以根据自身状况,在促进经济发展与财政收入、提高人力资本水平与对外开放程度以及明晰产权制度等方面下功夫来有效规避要素市场对 R&D 投入的扭曲效应。

上述的研究结论对我国产业(尤其是高技术产业)创新能力的提升有着重要的启示意义。首先,要素市场的发展不仅能够弥补 R&D 资本投入的短缺,而且可以消除过度的 R&D 人力投入,进而有利于产业创新效率的提升,因而要素市场的发展对产业创新能力的提升有着重要的促进作用。其次,政府制定产业(尤其是高技术产业)自主创新的促进政策时,应考虑要素市场扭曲对 R&D 资本投入和 R&D 人力投入的影响及其区域差异;而为了引导、支持和激励各地区高技术产业加大自身 R&D 投入和自主创新能力的提升,需要依据各地区的实际情况,有所侧重地继续推进要素市场的改革,不断健全要素市场的制度规范,尤其要将加大中西部地区相关改革的力度放在更为突出的位置;与此同时,各级政府应不断完善相关政策措施促进地区经济发展和人力资本水平提高等,以规避要素市场对 R&D 投入的扭曲效应。最后,政府在制定相关政策措施推进要素市场发展时,要着重做好以下两方面工作。一是推动要素价格改革,构建合理的要素价格体系,使要素价格成为市场配置资源的信号,尤其要通过财税体制和工资制度的不断完善来推动要素的初次分配改革。二是要加快要素市场一体化建设,构建一个合理的、能够反映资源稀缺程度的要素市场体系,消除阻碍要素跨部门、跨地区、跨行业流动的体制障碍,尤其是发展和完善高技术人才自由流动的市场体系。

参 考 文 献

- [1] 蔡地、万迪昉:《制度环境影响企业的研发投入吗?》[J],《科学学与科学技术管理》2012 年第 4 期。
- [2] 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 年第 9 期。
- [3] 康志勇:《赶超行为、要素市场扭曲对中国就业的影响》[J],《中国人口科学》2012 年第 1 期。
- [4] 李平、季永宝:《要素价格扭曲是否抑制了我国自主创新》[J],《世界经济研究》2014 年第 1 期。
- [5] 李平、许家云:《国际智力回流的技术扩散效应研究——基于中国地区差异及门槛回归的实证分析》[J],《经济学(季刊)》2011 年第 3 期。
- [6] 林伯强、杜克锐:《要素市场扭曲对能源效率的影响》[J],《经济研究》2013 年第 9 期。
- [7] 刘瑞明:《国有企业、隐性补贴与市场分割:理论与经验证据》[J],《管理世界》2012 年第 4 期。
- [8] 刘小勇:《市场分割对地方财政收入增长影响的跨地区和跨时效应》[J],《财贸研究》2011 年第 2 期。
- [9] 柳卸林:《技术创新经济学》(第 2 版)[M],清华大学出版社,2014。
- [10] 毛其淋:《要素市场扭曲与中国工业企业生产率》[J],《金融研究》2013 年第 2 期。
- [11] 史晋川、赵自芳:《所有制约束与要素价格扭曲:中国工业行业的实证分析》[J],《统计研究》

2007年第6期。

[12] 吴延兵:《R&D存量、知识函数与生产效率》[J],《经济学(季刊)》2006年第4期。

[13] 冼国明、石庆芳:《要素市场扭曲与中国的投资行为》[J],《财经科学》2013年第10期。

[14] 解维敏、方红星:《金融发展、融资约束与企业研发投入》[J],《金融研究》2011年第5期。

[15] 张杰、周晓艳:《中国本土企业为何不创新》[J],《山西财经大学学报》2011年第6期。

[16] 张杰、周晓艳、李勇:《要素市场扭曲抑制了中国企业 R&D?》[J],《经济研究》2011a年第8期。

[17] 张杰、周晓艳、郑文平、芦哲:《要素市场扭曲是否激发了中国企业出口》[J],《世界经济》2011b年第8期。

[18] 郑振雄、刘艳彬:《要素价格扭曲的 R&D 支出效应实证分析》[J],《社会科学家》2013年第7期。

[19] Jefferson Gary H., Bai Huamao, Guan Xiaojing, Yu Xiaoyun, 2006, *R&D Performance in Chinese Industry* [J], *Economics of Innovation and New Technology*, 15 (4): 2~13.

[20] Li Jie, Larry D. Qiu, Sun Qunyan, 2003, *Interregional Protection: Implications of Fiscal Decentralization and Trade Liberalization* [J], *China Economic Review*, 14 (3): 227~245.

[21] Lin C., Lin P., Song F., 2010, *Property Rights Protection and Corporate R&D: Evidence from China* [J], *Journal of Development Economics*, 93: 49~62.

Factor Market Distortion, Regional Differences and R&D Input

Dai Kuizao¹ Liu Youjin²

(1. School of Economics and International Trade, Zhejiang University
of Finance and Economics; 2. Hunan University of Science and Technology)

Abstract: This article utilizes the index of factor market distortion and the inter-provincial panel data of China's high-tech industries during the period of 1997~2009 to make an empirical study how factors market distortions influence the R&D input. The results show that factor market distortion has significantly different effects on R&D capital investment and R&D human resources input. It has a negative impact on the R&D capital investment, but promotes R&D human resources input. Moreover, there are regional differences of factors market distortions influence on the R&D input. Based on these, the paper uses threshold methods to explore the factors of the regional differences. The results show that the degree and direction are obvious differences, when the factors such as regional economic development and human capital and financial income and equity structure and openness are in different threshold intervals.

Key Words: Factor Market Distortion; R&D Input; High-tech Industry; Regional Differences; Threshold Characters

JEL Classification: C33; L25; P23

(责任编辑:王喜峰)