

要素市场扭曲、人才配置与创新强度

葛立宇*

摘要：本文使用 2009–2014 年各省份的面板数据实证检验了社会人才配置在地区要素市场扭曲和创新强度之间的中介效应，结果发现：要素市场扭曲程度越深，社会人才越倾向配置于非生产性部门，而社会人才的错配显著抑制了地区的创新强度。在稳健性检验中，进一步加入企业家寻租变量构建多步中介关系，实证发现：人才错配导致了企业家更多的寻租，而不是创新，多步中介效应检验证实了“要素市场扭曲→社会人才错配→企业家寻租→地区创新活动减弱”传导机制的存在。本文研究表明推动我国要素市场化改革进程对于优化社会人才配置、提高自主创新强度具有重要的现实意义。

关键词：要素市场扭曲；人才配置；创新强度；中介效应

一、引言

“创新”是当前中国经济的关键词之一。无论是转变经济发展方式、稳定经济增长速度，还是形成经济系统的内生增长动力，创新的作用正越来越举足轻重。为了摆脱可能的中等收入陷阱，政策制定者正密集出台一系列公共政策刺激企业加大对创新的投入；学者们也在探究究竟是哪些深层因素抑制了中国的创新能力，其中大致可分为金融抑制说、政府干预说、知识产权缺位说、政府补贴扭曲说以及对外贸易抑制论等（张杰等，2014）。事实上，市场机制才是创新的第一推动力，如果忽略了市场机制对中国创新活动的基础性激励作用，过度依靠补贴、减税等方式来提升中国创新强度，可能只会起到事倍而功半的效果。

我国目前市场化进程的主要障碍在于要素市场化改革滞后于产品市场化改革，主要表现为各级地方政府过于依靠行政权力配置要素资源，政府本身事实上无法掌控全部市场供求信息，要素行政化配置也就不能反映要素资源的稀缺程度，从而产生了要素市场扭曲现象。近年来，随着创新成为社会热点话题，要素市场扭曲对中国创新的影响，已经引起一些学者的关注。张杰等（2011）利用 2001–2007 年工业企业样本首次分析了要素市场扭曲对中国企业创新可能的抑制作用，发现无论是内资企业还是外资企业都有可能利用要素市场扭曲带来的寻租机会套利，而这会显著抑制企业的 R&D 投入；李平和季永宝（2014）将要素市场扭曲影响自主创新的机制总结为资本价格扭曲和劳动价格扭曲两阶段效应，进而架构资本和劳动价格扭曲指标，结论表明：资本和劳动要素价格扭曲抑制了我国自主创新活动。戴

* 葛立宇，上海财经大学公共经济与管理学院，邮政编码：200443，电子信箱：1246523179@qq.com。

感谢第三届中国经济增长与发展博士论坛暨经济学研究方法青年沙龙会议专家和匿名审稿人富有建设性的意见，当然，文责自负。

魁早和刘友金(2016a,2016b)利用要素市场扭曲指数以及中国高技术产业1997–2009年省级面板数据,经验考察了要素市场扭曲对中国高技术产业创新效率的影响。白俊红和卞元超(2016)采用分省份面板数据,实证研究了劳动力要素市场和资本要素市场扭曲对中国创新生产效率损失的影响效应。

以上文献从各个角度和层面分析了要素市场对创新的抑制作用,本文受到了多方面的启发。但现有文献总体上还是缺乏对要素市场扭曲抑制创新行为内在机理的分析,学者们在关注要素市场扭曲的制度结构抑制了中国企业创新行为的同时,并未深入考察影响地区创新背后的人才配置因素。正如Baumol(1990)所观察到的,企业家才能其实是一种投入要素,“如果它在各种可能用途上能够取得的预期利润发生变化,那么,这种要素就会进行重新配置,从一种用途转移到另一种用途,企业家才能在经济体中各个部门之间流动,并投入到最容易获得利润的活动中去”。从理性经济人的角度出发,对于多数社会精英而言,找到一条可以带来最丰厚利润的途径可能是他们与生俱来的行为基因。

有鉴于此,本文利用2009–2014年各省份的面板数据,将研究主题聚焦于社会人才配置是否构成了要素市场扭曲和地区创新强度之间的中介作用上。梳理现有文献,本文的贡献可能有:

理论上,本文借助社会人才配置中介效应的实证模型,论证了在中国具体情景下,“制度–人才–活动”三者之间逻辑链条方法上的因果关系,也为要素市场扭曲对中国创新活动的影响提供了以往文献尚未关注到的视角。传统的中介效应检验方法是系数检验法,近年来,有学者对其有效性提出了质疑,他们主张运用bootstrap方法进行中介效应的检验(温忠麟、叶宝娟,2014),本文借助温忠麟和叶宝娟(2014)设计的中介效应检验程序,首先运用系数检验方法检验中介效应,如果系数逐步检验无法直接检验出,则采用bootstrap方法。政策上,中国各级地方政府正密集出台一系列创新型人才引进政策,来提高本地区对创新型人才的吸引力,然而,市场机制才是创新型人才的天然培育温床。本文的实证发现为中国各级地方政府如何正确发挥市场机制培育本土创新型人才,提供了具有启发意义的政策参考依据。

二、理论分析和假设提出

(一)要素扭曲对地区创新强度的影响

经济学上,要素市场扭曲可以理解为由于市场不完善导致的生产要素资源在国民经济中的非最优配置。Young(2000)认为中国渐进式改革产生了一种“扭曲导致扭曲”(Distortions Beget Distortions)的现象。而要素流动障碍(Factor Immobility)、要素价格刚性(Factor Price Rigidity)以及要素价格差别化(Factor Price Differentials)等因素是要素市场发展相对滞后的主要原因(Magee,1973)。

首先,从要素流动障碍来看:在一个完全竞争的经济中,同质性的生产要素应有相同的边际收益,否则就会出现要素流动(盖庆恩等,2013)。企业家为了实现配置资源的便利化和自由化,往往会自觉顺应市场要求,倾向在要素流动自由的地区投资,而地方保护所形成的要素市场分割抑制了创新资源在地区之间的自由流动,阻碍了企业家将创新资源跨地区转移到相对高效的研发项目,削弱了市场机制对要素资源的优化配置功能。另外,创新本身也是企业家利用流动的生产要素不断重新组合和试错的过程,要素流动障碍增加了企业的试错成本,从而也就缩小了企业家自由运用生产要素验证新想法、新思维的空间。

其次,从要素价格刚性来看:要素价格刚性会导致价格信号失真,市场就无法根据价格信号实现要素资源的最佳配置(毛其淋,2013)。赵自芳和史晋川(2006)的研究表明,中国要素市场价格的扭曲导致了产业效率的损失,如果能消除这种影响,则在投入保持不变的条件下,可以使全国制造业总产出至少提高11%,产业效率的损失带来的是企业利润的下降和内源资金的不足,从而影响企业R&D投入强度,导致地区的技术进步缓慢。

最后,从要素价格差别化的角度来看:地方政府在“政绩锦标赛”的压力下通过压制资本、土地等生产要素价格招商引资,使得生产要素价格长期低于市场均衡价格,这样的价格扭曲会诱致企业购买、占有超过正常生产需要的要素资源,形成对要素资源的超额需求;要素超额需求无疑会对企业R&D资金投入形成挤占效应,也会削弱企业通过研发追求创新超额利润的动机。

基于以上阐述,我们提出本文的第一个假说。

假说1:中国各省份要素市场扭曲会对地区创新强度造成显著抑制作用;要素市场扭曲程度越深,地区创新强度越弱。

(二) 社会人才配置的中介作用

除了以上分析的直接影响机制之外,要素市场扭曲还会通过影响社会人才配置的中介作用间接影响地区创新活动和强度。

首先,我国要素市场扭曲的根源在于政府对于关键要素资源以行政配置替代了市场配置。地方政府对要素的行政管控必然扩大公务人员的规模,我国各级政府规模庞大、人员臃肿,主要原因在于需要管控庞大的国有要素资产,政府所占的要素资源比例越高,需要的工作人员显然也越多。然而,政府工作人员并不拥有要素资产的所有权,产权激励机制的欠缺导致他们并不能发挥创新型企业家的作用,实际上属于人才配置于非生产性领域。

其次,政府财政资源并不允许无限扩大,政府规模的不断扩张必然导致公务人员平均工资水平的降低。按照布坎南的解释,政府官员其实也是理性人,他们在为了获得公务职位之前,可能付出了大量的学习成本或货币成本,而获得职位后的工资性收入并不能弥补之前付出的损失,为了获得预期的回报,官员往往会采取“政治创租”的方式获取个人利益。^①近年来,已有学者从理论和实证两方面论述了权力寻租是国民收入差距扩大的主要原因(白重恩、钱震杰,2009;桂林等,2012)。

最后,由于政府官员的“政治创租”,会使得一部分官员的收入远高于社会平均水平。王小鲁(2013)主持的《灰色收入与国民收入分配》调查显示,在2008年,中国家庭中等收入、中上收入和较高收入家庭的推算收入分别是统计收入的1.3、1.4和2.1倍,到了2011年,这三组数据分别扩大到1.4、1.7和2.2倍,其中,推算收入和统计收入的差额即为灰色收入。中国家庭灰色收入绝对量逐步扩大主要与公共服务部门工作者利用职务之便获得的隐性收入有关。政府官员的隐性高收入自然吸引了其他社会人才青睐于政府职位,导致更多的精英选择到非生产性政府部门工作,这样实际上就形成了一个恶性循环,政府由于掌控要素资源,需要越来越多的工作人员,而工作人员的增多导致“创租”行为的增多,进一步会诱导更

^①McChesney(1998)首先提出“政治创租(Political Rent Creation)”的概念,其一般是指政府政客利用行政干预的手段来增加私人企业的利润,人为创造租,诱使私人企业向他们“进贡”作为得到这种租的条件(卢现祥,2000)。

多的精英加入“创租”队伍。总之,一旦社会报酬结构形成寻租活动占优势的地位,更多的社会精英会选择到非生产性部门从事寻租行为,而寻租行为的自我繁殖会显著抑制社会创新活动。我国历年来的大学生考公务员热就能够充分说明当代社会精英其实更青睐于政府部门的非生产性职位,而不是到市场通过创新去“寻利”。

基于以上的阐述,我们提出本文的第二个假说。

假说 2:中国各地区的要素市场扭曲会通过社会人才配置的渠道,对地区创新活动造成显著的抑制作用。要素市场扭曲程度越深,社会人才配置于非生产性部门越多,地区创新强度越弱。

接下来,我们将运用我国省级面板数据构建计量模型对以上两个假说进行实证检验。

三、要素市场扭曲影响创新强度的实证结果

(一) 模型构建

针对本文需要探究的研究假说 1,本文经验模型的设定思路主要着眼于考察要素市场扭曲对地区创新强度的影响。基本的计量模型由以下方程组成:

$$Intensity_{it} = \beta_0 + \beta_1 Index_{it} + \beta_2 Z + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

方程(1)中:下标 i 对应各省份的截面单位,下标 t 代表年份, ε_{it} 为随机干扰项, $Intensity$ 为地区 i 在 t 年的创新强度,对应于被解释变量 Y ; $Index$ 为地区 i 在 t 年的要素市场扭曲程度,对应于核心解释变量; Z 对应于方程的控制变量集。考虑到计量方程中被解释变量对要素市场扭曲可能会有逆向因果关系,方程对解释变量和控制变量集采用了滞后一期的方式处理。

(二) 数据说明与变量处理

在计量模型方程中,被解释变量创新强度 $Intensity$ 采取两种方式来度量:第一种方式是从资金投入角度来衡量,标识为 $R\&D_intensity$,用来度量中国各省份 i 在年份 t 中的研发强度,又称研究与发展(R&D)经费投入强度,是各省份的 R&D 内部支出(科技活动经费筹集额)与生产总值(GDP)的比值;同时,为了更准确地体现出企业家人才要素的中介作用,本文以各省份 R&D 内部支出减去地区高校和研究与开发机构 R&D 内部支出作为各省份研发强度的代理指标,实际上衡量各省份企业的 R&D 经费投入占生产总值(GDP)的比重。第二种方式是从发明专利申请角度来衡量,标识为 $Invent_intensity$,用来度量中国各省份 i 在年份 t 中的发明专利申请强度,是各省份历年发明专利申请数量和当年常住人口的比值;之所以采用发明专利的申请数量而非授权数量,主要原因在于本文更为关心的是地区创新的社会普及程度;同时,本指标也去除了各省份高校以及研究与开发机构申请的专利数量,实际上衡量的是各省份企业获得的发明专利申请数量与该地区当年常住人口的比值。创新强度变量的两类数据皆来自历年《中国科技统计年鉴》。

要素市场扭曲程度 $Index$ 是本文研究的核心解释变量,同样以两种方式来衡量这个指标。第一类是借鉴张杰等(2011)的做法,表示为: $Index1 = (\text{各省份总体市场市场化进程程度指数} - \text{要素市场市场化进程程度指数}) / \text{总体市场市场化进程程度指数}$ 。考虑到有学者认为张杰等(2011)的要素扭曲指标构造方法可能会抹平地区间的要素市场相对扭曲程度,林伯强和杜克锐(2013)设计的基于标杆法的相对差距指数可以体现出地区间要素市场扭曲程度的相对差异,而且也反映了地区要素市场扭曲自身随时间的变化(林伯强、杜克锐,2013;戴魁早、刘友金,2016a,2016b),我们尝试运用此方法作为衡量要素市场扭曲的第二类指标

($Index2$), 具体计算方法为: $Index_{it} = [\max(score_{it}) - score_{it}] / \max(score_{it})$, 其中 $score_{it}$ 是要素市场发育程度指数, $\max(score_{it})$ 为样本中的最高值, $score_{it}$ 取值范围在 0-1 之间。各省份产品市场、要素市场与总体市场的市场化进程指数皆来自于王小鲁等(2016)。

为了尽可能控制一些遗漏变量, 方程在控制变量集 Z 中包含了以下变量设置:

(1) Tax : 税收结构。利用各省份税收收入占其 GDP 的比重表示。企业创新行为具有正外部性、高成本性、高风险性以及高流动性的特征, 政府部门对其进行适度的外部干预和调控是普遍行为(戴晨、刘怡, 2008)。事实上, 中国各级政府积极实施了各种类型的财政补贴和税收优惠政策, 这显然会影响中国各省份的企业创新行为。从逻辑上说, 税收收入越多, 越会挤占企业的研发投入, 但政府收入的增多, 创新财政补贴的资金可能越高, 所以税收结构对于企业创新行为的影响取决于企业对于财政补贴和税收优惠各自的敏感程度。

(2) $Import$: 进口。利用各省份进口额占其 GDP 比重来表示。关于进口对中国创新的影响, 现有文献发现可能具有正负两方面的效应。一方面, 进口既能产生“干中学”作用, 促进企业加大研发(Bloom et al., 2013)。另一方面, 也可能造成“替代效应”(Lu and Ng, 2012)。在中国情境下, 无论哪种效应在企业创新行为中占据主导地位, 对该变量进行控制都是必要的。

(3) $Export$: 出口。利用各省份出口额占其 GDP 比重来表示。出口对中国创新活动的影响, 学者们研究发现也可能同样存在正负两个不同方向的作用效应(Wang and Yu, 2012; 刘志彪、张杰, 2007)。

(4) Gov : 政府规模。利用扣除科教文卫支出后的财政支出占地区生产总值的比值来表示政府规模(陆铭等, 2005)。一般来说, 政府规模越大, 企业创新的财政补贴越多, 但政府规模越大, 也有可能产生企业寻租行为。因此, 该变量对于企业创新行为的影响也具有不确定性。

(5) $Average_edu$: 人力资本。采用通常做法, 以各地人口平均受教育年限来衡量人力资本。人力资本越高的地区, 企业潜在的创新能力应该越强。

(6) $Industry_stru$: 产业结构。利用各省份第二产业产值占其 GDP 比重来表示, 从历史经验看, 第二产业占比较高的地区可能创新活动会相对较活跃, 但近年来, 生产性服务业无论是在创新资金投入还是专利申请中所占的比例都显著提高, 因此, 产业结构对地区创新活动的影响具有不确定性。

以上控制变量集数据皆来源于历年《中国统计年鉴》。

考虑到北京、上海两个直辖市许多企业的研发投入是国家科研机构、高等院校 R&D 投入的配套资金, 可能并不能客观反映企业家人才要素对本地区研发强度的中介作用, 因此本文去除了北京、上海的数据; 同时由于西藏的数据缺失本文也没有纳入统计。

(三) 实证结果

表 1 报告了中国各省份要素市场扭曲指标影响地区创新强度的实证检验结果。第一列和第二列显示了要素市场扭曲指标 $Index1$ 作为核心解释变量的作用结果。第一列采用固定效应 2SLS 的面板数据估计方法, 在控制了相关变量后, $Index1$ 对地区 R&D 投入强度的影响在 5% 的统计水平上显著为负。第二列同样采用固定效应 2SLS 的面板数据估计方法, 结果显示, $Index1$ 对地区发明申请强度的影响在 1% 的统计水平上显著为负。

第三列和第四列报告了运用 $Index2$ 作为核心解释变量的检验结果。第三列显示, $Index2$

对地区 R&D 投入强度的影响效应在 5% 的统计水平上显著为负。第四列显示, *Index2* 对地区发明专利申请强度在 1% 的统计水平上显著为负。

综合 *Index1* 和 *Index2* 的检验结果都表明, 中国要素市场扭曲无论是对地区 R&D 投入强度还是对地区发明专利申请强度都产生了显著的抑制作用, 这就为本文的假说 1 提供了重要的经验证据。

表 1 要素市场扭曲影响创新强度的实证结果 (Fixed-effects Regression)

核心解释变量	<i>Index1</i>		<i>Index2</i>	
被解释变量	<i>R&D_intensity</i>	<i>Invent_intensity</i>	<i>R&D_intensity</i>	<i>Invent_intensity</i>
估计方法	2SLS	2SLS	2SLS	2SLS
1. <i>Index</i>	-0.0023 ** (-2.42)	-0.0005 *** (-3.71)	-0.0030 ** (-2.10)	-0.0005 *** (-2.83)
1. <i>Tax</i>	0.0002 (1.21)	0.0016 (1.64)	0.0005 (1.07)	0.0015 (1.44)
1. <i>Import</i>	-0.0128 ** (-2.50)	-0.0021 *** (-2.80)	-0.0126 ** (-2.43)	-0.0020 *** (-2.82)
1. <i>Export</i>	-0.0026 (-0.80)	-0.0007 * (-1.71)	-0.0026 (-0.81)	-0.0008 * (-1.73)
1. <i>Gov</i>	-0.0083 * (-1.93)	-0.0011 * (-1.86)	-0.0096 ** (-2.21)	-0.0013 ** (-2.28)
1. <i>Average_edu</i>	0.0007 (1.21)	0.0002 ** (2.38)	0.0007 (1.28)	0.0002 ** (2.37)
1. <i>Industry_stru</i>	-0.0135 *** (-2.89)	-0.0020 *** (-3.16)	-0.0141 *** (-3.00)	-0.0021 *** (-3.28)
<i>Constant</i>	0.0144 *** (2.80)	0.0002 (0.29)	0.0149 *** (2.90)	0.0003 (0.45)
<i>R</i> ²	0.5842	0.6553	0.5797	0.6407
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	168	168	168	168

注: ***, **, * 分别表示 1%、5%、10% (双尾) 的统计显著性水平。括号内的数值为经过异方差调整过的 *t* 值或 *z* 值。

(四) 内生性检验

我们在以上计量方程中通过对要素市场扭曲指标滞后一期的方式缓解要素市场扭曲和地区创新强度之间可能存在的内生性问题, 但从作用逻辑来看, 方程 (1) 依然可能存在两方面的内生性问题:

1. 逆向因果

企业家既是制度环境的产物, 也是自身环境的创造者。在那些创新活动受到抑制的地区, 企业家的寻租活动可能会增多, 而据 Murphy 等 (1991) 考察, 寻租活动具有规模收益的特征, 寻租活动一旦蔓延会导致政府官员利用职权进一步扭曲市场机制, 要素市场环境实际上内生于企业家活动中。

2. 遗漏变量

我们虽然控制了政府规模、税收结构以及产业结构等可能影响创新强度的地区特征变量, 但是, 理论上确实还存在遗漏变量对方程可能产生的估计偏误。例如, 近年来, 各地区针对“双创”活动出台了一系列引进创新资金和人才的政策, 这样的地区政策措施既可能对企业微观的创新行为也可能对地区宏观的创新强度产生影响, 某种程度上还有可能对地区要素市场扭曲程度产生影响。而在我们方程的控制变量集中, 这种创新激励政策很难精确量

化和衡量。

为了避免上述问题,本文尝试运用寻找工具变量的方法,来缓解计量方程中此两类原因导致的内生性问题。

寻找工具变量的基本思路是发现一个外生的、通过且仅通过内生变量(要素市场扭曲)而影响被解释变量(地区创新强度)的变量。本文研究发现,中国各省份的人均土地出让面积可以作为各地区要素市场扭曲的有效工具变量。

第一,各省年度土地出让面积具有外生性的特征。我国地方政府的土地供应实际上受制于经过国务院审定的土地利用年度计划,因而并不是由各地市场发展状况内生决定的(陆铭等,2015)。

第二,在当前土地主要由政府实施垄断供给的制度体系下,土地和人口的流动并不平衡。在土地财政的刺激下,各地竞相转让土地获得地方收入,人均土地出让面积越高的地方可能导致的地区要素市场扭曲程度越高。

第三,2003年以来,中央政府开启“西部大开发”战略,加大了对中西部地区的土地供应,而相应减少对东部地区的土地供应。我国地区创新中心较为集中在东部地区,中央政府土地供应的倾向实际上着眼于地区的发展平衡。因而,各地区人均土地出让面积只会通过要素市场影响到地区创新水平,与地区创新水平之间并无直接关联。

土地市场是要素市场重要组成部分,土地市场事实上还对资金抵押和劳动力就业起到基础性的引导作用,因此,在目前地方政府垄断供应土地一级市场的背景下,我们认为以人均土地出让面积来衡量各地区的要素市场扭曲程度是合适的。各省份历年的人均土地出让面积数据来自《中国国土统计年鉴》。

在 *Index1* 和 *Index2* 的指标下,我们首先分别检验了本文设定的工具变量的有效性。表2结果显示,Durbin-Wu-Hausman(简称DWH)检验均小于1%的统计水平,说明在计量方程(1)中,核心解释变量和被解释变量之间确实是存在内生性的问题。其次,工具变量第一阶段估计的 *F* 值,无论是指标 *Index1* 或 *Index2*,各方程都大于临界值水平,由此显示方程并不存在弱工具变量的问题。最后,在第一阶段回归中,工具变量对 *Index1* 的作用在1%的统计水平上显著为正,对 *Index2* 的作用在5%的统计水平上显著为正,这就说明工具变量与核心解释变量具有较强的关联性。

表2 要素市场扭曲影响创新强度的实证结果(Fixed-effects IV Regression)

核心解释变量	方程(1)			
	<i>Index1</i>		<i>Index2</i>	
被解释变量	<i>R&D_intensity</i>	<i>Invent_intensity</i>	<i>R&D_intensity</i>	<i>Invent_intensity</i>
估计方法	IV+2SLS	IV+2SLS	IV+2SLS	IV+2SLS
1. <i>Index</i>	-0.0110** (-2.44)	-0.0012** (-2.27)	-0.0223** (-1.98)	-0.0024** (-1.88)
1. <i>Tax</i>	0.0085 (0.82)	0.0023* (1.92)	0.0098 (0.75)	0.0025* (1.64)
1. <i>Import</i>	-0.0204*** (-2.68)	-0.0027*** (-3.04)	-0.0246** (-2.32)	-0.0032*** (-2.59)
1. <i>Export</i>	-0.0005 (-0.11)	-0.0005 (-0.94)	-0.0023 (-0.40)	-0.0003 (-0.42)
1. <i>Gov</i>	-0.0015 (-0.23)	-0.0005 (-0.67)	-0.0051 (-0.71)	-0.0009 (-1.09)

续表 2 要素市场扭曲影响创新强度的实证结果 (Fixed-effects IV Regression)

核心解释变量	方程(1)			
	Index1		Index2	
被解释变量	<i>R&D_intensity</i>	<i>Invent_intensity</i>	<i>R&D_intensity</i>	<i>Invent_intensity</i>
估计方法	IV+2SLS	IV+2SLS	IV+2SLS	IV+2SLS
1.Average_edu	0.0013 * (1.71)	0.0002 ** (2.54)	0.0021 ** (1.81)	0.0003 ** (2.33)
1.Industry_stru	-0.0121 ** (-2.01)	-0.0019 *** (-2.64)	-0.0156 ** (-2.10)	-0.0023 *** (-2.63)
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
R^2	0.3211	0.5711	0.4098	0.3724
DWH Chi ² /值 (<i>p-value</i>)	142.52 (0.00)	998.87 (0.00)	145.23 (0.00)	996.32 (0.00)
第一阶段回归结果	0.0315 *** (3.21)	0.0315 *** (3.21)	0.0157 ** (2.27)	0.0157 ** (2.27)
第一阶段 <i>F</i> 值	11.03	11.03	13.23	13.23
<i>N</i>	168	168	168	168

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10% (双尾) 的统计显著性水平。括号内的数值为经过异方差调整过的 *t* 值或 *z* 值。

表 2 第一列至第四列显示了运用工具变量估计的回归结果,模型中核心解释变量 *Index1* 和 *Index2* 的系数符号和显著性都没有发生质的变化,而且该变量系数绝对值相比于原方程明显变大,符合采取工具变量估计方法得到的经验结果的惯例。

为了避免可能的内生性问题,本文运用工具变量方法为中国情景下各地区要素市场扭曲对地区创新强度的抑制作用,提供了进一步的数据验证。

四、人才配置中介效应检验

针对需要探究的研究假说 2,本文经验模型的设定思路主要着眼于考察社会人才的非生产性配置在要素市场扭曲和地区创新强度之间的中介作用。基本的计量模型在方程(1)的基础上扩展为以下三个方程:

$$Intensity_{it} = \beta_0 + \beta_1 Index_{it} + \beta_2 Z + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$Unpro_activity_{it} = \beta_0 + \beta_1 Index_{it} + \beta_2 Z + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Intensity_{it} = \beta_0 + \beta_1 Index_{it} + \beta_2 Unpro_activity_{it} + \beta_3 Z + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

方程(1)中的 β_1 衡量了要素市场扭曲对创新强度的总效应;方程(2)中的 β_1 衡量的是要素市场扭曲对社会人才配置于非生产性部门的影响;方程(3)中的 β_1 度量了要素市场扭曲对创新强度的直接效应影响。*Unpro_activity* 为地区 *i* 在 *t* 年的社会人才配置于非生产性部门的变量,对应于中介变量 *M*。Murphy 等(1991)利用 91 个不同国家大学生入学数据,把法律专业的入学人数作为人才配置到寻租部门的指标,而把工程专业的入学人数作为人才配置到生产性部门的指标。李晓敏和卢现祥(2010)以各省的个体就业人员占总就业人员的比例作为衡量人才配置到企业家活动的指标,以各省公共管理和社会组织行业职工占总职工的比例(大致相当于政府公务员占总职工的比例)和国有单位职工占总职工的比例作为衡量人才配置到寻租活动的指标。参考李晓敏和卢现祥(2010)的做法,该变量由我国各省份公

共服务人员(公共管理和社会组织行业职工人数)占各省份总就业人数比重构成。数据来源于历年的《中国统计年鉴》。表3、表4报告了中国各省份的社会人才配置于非生产性部门在要素市场扭曲指标和地区创新强度之间中介作用效应的检验结果,由于在上文表1中,已经列出了方程(1)分别在 *Index1* 和 *Index2* 指标下对 *R&D_intensity* 和 *Invent_intensity* 的作用效果,此处不再重复列出。

表3第一列至第三列报告了运用 *Index1* 检验中介作用的结果。第一列运用面板数据固定效应2SLS的估计方法,结果显示,*Index1* 对社会人才配置于非生产性部门的作用效应在1%的统计水平上显著为正。第二列方程被解释变量为地区R&D投入强度,第二列同样采用固定效应2SLS估计方法的回归结果显示,人才配置于非生产性部门对地区R&D投入强度的作用效应在5%的统计水平上显著为负,*Index1* 对地区R&D投入强度的作用效应在10%的统计水平上显著为负,并且*Index1* 对地区R&D投入强度的作用效应系数的绝对值和表1第一列方程(1)相比明显变小,依据系数判定法^①,可以判断在被解释变量为地区R&D投入强度指标下,人才配置于非生产性部门起到了显著的中介作用。表3第三列方程被解释变量为地区发明专利申请强度,同样采用固定效应2SLS估计方法的回归结果显示,*Index1* 对地区发明专利申请强度的作用效应在1%的统计水平上显著为负,而人才配置于非生产性部门对地区发明专利申请强度的作用效应不显著,系数判定法在此情况下不再适用。因此,我们运用Bootstrap方法进行了检验^②,结果见表4。可见*Index1* 对 *Invent_intensity* 的总效应显著(-0.0010,-0.0005),直接效应显著(-0.0007,-0.0001),*Unpro_activity* 的中介效应显著(-0.0005,-0.0002);可以判断在被解释变量为地区发明专利申请强度指标下,人才配置于非生产性部门起到了显著的中介作用。

表3第四列至第六列报告了运用 *Index2* 检验中介作用的结果。第四列同样采用面板数据固定效应2SLS的估计方法,回归结果显示,*Index2* 对社会人才配置于非生产性部门的作用效应在10%的统计水平上显著为正。第五列方程被解释变量为地区R&D投入强度,第五列同样采用固定效应2SLS估计方法的回归结果显示,人才配置于非生产性部门对地区R&D投入强度的作用效应在5%的统计水平上显著为负,*Index2* 对地区R&D投入强度的作用效应在10%的统计水平上显著为负,并且*Index2* 对地区R&D投入强度的作用效应系数的绝对值和表1第三列方程(1)相比明显变小,依据系数判定法,可以判断在*Index2* 指标下,人才配置于非生产性部门起到了显著的中介作用。表3第六列方程被解释变量为地区发明申请强度,回归结果显示,人才配置于非生产性部门对地区发明申请强度的作用效应在10%的统计水平上显著为负,*Index2* 对地区发明申请强度的作用效应在5%的统计水平上显著为负,并且*Index2* 对地区R&D投入强度的作用效应系数的绝对值和表1第四列方程(1)相比明显变小,依据系数判定法,可以判断在*Index2* 指标下,人才配置于非生产性部门也起到了显著的中介作用。

据此,综合 *Index1* 和 *Index2* 的检验效应,二者的结果都表明,中国要素市场扭曲无论对地区R&D投入强度还是地区发明专利申请强度都产生了显著的抑制作用,而人才配置于非

①中介效应系数检验法的程序可参考温忠麟和叶宝娟(2014)。

②样本量为5000,置信度95%,取样方法选择偏差校正的非参数百分位法。Bootstrap方法可参考陈瑞等(2013)。

生产性部门在其中起到了显著的中介效应。以上一系列的检验结果,为本文的假说 2 提供了重要的经验证据。

表 3 人才配置中介效应的实证结果 (Fixed-effects Regression)

	方程(2)	方程(3)	方程(3)	方程(2)	方程(3)	方程(3)
核心解释变量	Index1			Index2		
被解释变量	<i>l.Unpro_activity</i>	<i>R&D_intensity</i>	<i>Invent_intensity</i>	<i>l.Unpro_activity</i>	<i>R&D_intensity</i>	<i>Invent_intensity</i>
估计方法	2SLS	2SLS	2SLS	2SLS	2SLS	2SLS
<i>l.Index</i>	0.0040 *** (2.69)	-0.0019 * (-1.89)	-0.0004 *** (-3.29)	0.0041 * (1.85)	-0.0025 * (-1.74)	-0.0003 ** (-2.53)
<i>l.Unpro_activity</i>		-0.1206 ** (-2.13)	-0.0110 (-1.43)		-0.1283 ** (-2.30)	-0.0137 * (-1.78)
<i>l.Tax</i>	-0.0029 (-0.26)	0.0002 (0.03)	0.0016 (1.61)	-0.0013 (-0.11)	0.0008 (0.11)	0.0015 (1.44)
<i>l.Import</i>	-0.0101 (-1.27)	-0.0141 *** (-2.74)	-0.0022 *** (-3.15)	-0.0111 (-1.37)	-0.0141 *** (-2.73)	-0.0022 *** (-3.04)
<i>l.Export</i>	0.0097 * (1.97)	-0.0014 (-0.43)	-0.0006 (-1.45)	0.0101 ** (2.01)	-0.0012 (-0.38)	-0.0006 (-1.41)
<i>l.Gov</i>	0.0076 (1.13)	-0.0075 * (-1.73)	-0.0010 * (-1.72)	0.0098 (1.46)	-0.0083 * (-1.94)	-0.0012 ** (-2.05)
<i>l.Average_edu</i>	-0.0002 (-0.24)	0.0006 (1.18)	0.0002 ** (2.36)	-0.0002 (-0.24)	0.0007 (1.26)	0.0002 ** (2.36)
<i>l.Industry_stru</i>	0.0029 (0.41)	-0.0132 *** (-2.85)	-0.0020 *** (-3.12)	0.0039 (0.53)	-0.0139 *** (-3.00)	-0.0021 *** (-3.22)
<i>Constant</i>	0.0168 ** (2.12)	0.0165 *** (3.20)	0.0004 (0.55)	0.0157 ** (1.96)	0.0171 *** (3.32)	0.0005 (0.75)
<i>Ajusted-R²</i>	0.2816	0.5986	0.6607	0.2607	0.5981	0.6494
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	168	168	168	168	168	168

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10%(双尾)的统计显著性水平。括号内的数值为经过异方差调整过的 *t* 值或 *z* 值。

表 4 人才配置中介效应的实证结果 (Bootstrap 方法)

<i>Index1</i>		<i>Effect</i>	<i>(Boot) SE</i>	<i>t</i>	<i>p</i>	<i>(Boot) LLCI</i>	<i>(Boot) ULCI</i>
<i>Invent_intensity</i>	<i>Total</i>	-0.0007	0.0001	-6.1827	0.0001	-0.0010	-0.0005
	<i>Direct</i>	-0.0004	0.0001	-2.7320	0.0072	-0.0007	-0.0001
	<i>Indirect Unpro_activity</i>	-0.0003	0.0001			-0.0005	-0.0002

五、稳健性检验

考虑到本文所设计的代理变量和工具变量属于宏观变量数据,以上的经验发现可能并不稳健,因此,我们采取增加微观中介变量数据和替换中介效应检验方法两种方式对本文的假设进行稳健性检验,以增强本文结论的可靠性。

(一) 增加中介变量

本文采用增加中介变量的方式对假设 1 和假设 2 进行稳健性检验。我们将人才配置于非生产性部门设置为中介变量 1(*Media1*),新增企业家寻租变量 *Rent_seeking* 作为中介变量

2(*Media2*)加入计量方程中,形成链式因果关系,在方程(1)–(3)基础上,扩展为(4)–(7)方程:

$$Intensity_{it} = \beta_0 + \beta_1 Index_{it} + \beta_2 Z + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$Unpro_activity_{it} = \beta_0 + \beta_1 Index_{it} + \beta_2 Z + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$Rent_seeking_{it} = \beta_0 + \beta_1 Unpro_activity_{it} + \beta_2 Z + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$Intensity_{it} = \beta_0 + \beta_1 Rent_seeking_{it} + \beta_2 Z + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中,*Rent_seeking*为企业家寻租活动的代理变量,参考陈艳莹等(2012)的做法,该变量由中国各省份*i*在年份*t*中的公务人员职务犯罪立案数与常住人口的比值构成,数据来自历年各地的《中国检察年鉴》和检察院公报,由于个别地区在个别年份未公报此项数据,本文作为缺失值处理,控制变量集和方程(1)–(3)相同。

由于本文以上部分已经报告了方程(4)和(5)的回归结果,本节不再重复报告。表5第一列至第三列报告了方程(6)和(7)的回归结果。第一列采用固定效应2SLS估计方法的回归结果显示,*Unpro_activity*对*Rent_seeking*的作用效应在5%的统计水平上显著为正。第二、三列同样采用固定效应2SLS估计方法的回归结果显示,*Rent_seeking*对*R&D_intensity*的作用效应在1%的统计水平上显著为负,*Rent_seeking*对*Invent_intensity*的作用效应在1%的统计水平上显著为负。表5所展示的实证结果表明,要素市场扭曲导致了人才错配,而社会人才错配导致企业家更倾向于寻租而不是创新。

表5 人才配置和活动配置链式因果关系的实证结果(Fixed-effects Regression)

	方程(6)	方程(7)	方程(7)
被解释变量	1. <i>Rent_seeking</i>	<i>R&D_intensity</i>	<i>Invent_intensity</i>
估计方法	2SLS	2SLS	2SLS
1. <i>Unpro_activity</i>	3.4186** (1.68)		
1. <i>Rent_seeking</i>		-0.0079*** (-3.15)	-0.0011*** (-3.08)
1. <i>Tax</i>	0.5457** (2.25)	0.0269*** (3.87)	0.0034*** (3.33)
1. <i>Import</i>	-0.1098 (-0.54)	-0.0064 (-1.17)	-0.0011 (-1.38)
1. <i>Export</i>	-0.2097 (-1.46)	-0.0093** (-2.47)	-0.0021*** (-3.87)
1. <i>Gov</i>	0.0998 (0.51)	-0.0007 (-0.12)	-0.0010 (-1.28)
1. <i>Average_edu</i>	-0.0153 (-0.79)	-0.0002 (-0.39)	0.0001 (1.54)
1. <i>Industry_stru</i>	-0.1827 (-1.05)	-0.0206*** (-4.28)	-0.0027*** (-3.92)
Constant	0.3528** (1.83)	0.2620 (3.78)	0.0008 (0.97)
<i>R</i> ²	0.3531	0.5809	0.6152
省份固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
<i>N</i>	161	161	161

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%(双尾)的统计显著性水平。括号内的数值为经过异方差调整过的*t*值或*z*值。

(二) 替换检验方法

上文提出的链式因果关系,也可以通过多步中介关系检验的方式来判断特定中介路径是否具备链式因果关系。关于多步中介关系的检验,Taylor、Hayes 等学者认为以偏差校正的非参数百分位 Bootstrap 法评估效果要好于因果逐步回归和变量系数显著性检验(陈瑞等,2013)。我们根据上文方程(4)-(7)构建的链式因果关系,建立如下两条中介路径:

第一条(Path1):要素市场扭曲 → 人才配置 → 地区创新强度

第二条(Path2):要素市场扭曲 → 人才配置 → 活动配置 → 地区创新强度

通过在 SPSS 运行 Hayes 设计的 PROCESS 插件后(陈瑞等,2013),本文所关注的两条中介路径的显著性运行结果如表 6 所示,其中行 2 到 7 衡量的是 *Index1* 的计量方程效应,行 8 到 13 衡量的是 *Index2* 的计量方程效应,具体分析如下:

从行 2 到 4 可看出,*Index1* 对 *R&D_intensity* 的总效应显著(-0.0115,-0.0055)。在中介路径效应检验中,*Path1* 显著(-0.0061,-0.0014),*Path2* 显著(-0.0012,-0.0001)。

从行 5 到 7 可看出,*Index1* 对 *Invent_intensity* 的总效应显著(-0.0027,-0.0010)。在中介路径效应检验中,*Path1* 显著(-0.0015,-0.0003),*Path2* 显著(-0.0002,-0.0001)。

从行 8 到 10 可看出,*Index2* 对 *R&D_intensity* 的总效应显著(-0.0175,-0.0082)。在中介路径效应检验中,*Path1* 显著(-0.0086,-0.0021),*Path2* 显著(-0.0019,-0.0002)。

从行 11 到 13 可看出,*Index2* 对 *Invent_intensity* 的总效应显著(-0.0037,-0.0012)。在中介路径效应检验中,*Path1* 显著(-0.0025,-0.0007),*Path2* 显著(-0.0003,-0.0001)。

表 6 人才配置和活动配置多步中介效应的实证结果(Bootstrap 方法)

			Effect	(Boot) SE	t	p	(Boot) LLCI	(Boot) ULCI
Index1	R&D_ intensity	Total	-0.0085	0.0015	-5.6637	0.0000	-0.0115	-0.0055
		Path1	-0.0035	0.0012			-0.0061	-0.0014
		Path2	-0.0004	0.0003			-0.0012	-0.0001
	Invent_ intensity	Total	-0.0018	0.0004	-4.6303	0.0000	-0.0027	-0.0010
		Path1	-0.0008	0.0003			-0.0015	-0.0003
		Path2	-0.0001	0.0001			-0.0002	-0.0001
Index2	R&D_ intensity	Total	-0.0129	0.0023	-5.511	0.0000	-0.0175	-0.0082
		Path1	-0.0046	0.0016			-0.0086	-0.0021
		Path2	0.0007	0.0004			-0.0019	-0.0002
	Invent_ intensity	Total	-0.0025	0.0006	-3.800	0.0002	-0.0037	-0.0012
		Path1	-0.0014	0.0004			-0.0025	-0.0007
		Path2	-0.0001	0.0001			-0.0003	-0.0001

以上稳健性检验为本文的假设 1 和假设 2 再次提供了有力的证据支持,由此深刻表明社会人才配置才是要素市场扭曲影响地区创新的内在机理。

六、结论

在我国要素市场改革相对滞后的背景下,地方各级政府在经济增长放缓的压力下,出现了单纯依靠税收减免、财政补贴、竞争性人才引进等政策来提高本地区创新强度的现象,然而,各地区的创新绩效却并不如人意。这就自然让人产生疑问,会不会是中国特殊的要素市场扭曲制度导致创新活动受到了抑制?而且,在以企业家为主体的创新活动中,要素扭曲是

否真实改变了社会人才在生产性部门和非生产性部门之间的配置,从而导致了地区创新强度不足?为了回答这些重大问题,本文利用省级层面的面板数据,使用多种要素扭曲程度和创新强度的衡量指标,得到了有意义的发现:

第一,中国情景下的要素市场扭曲对创新活动产生了显著的抑制作用。这主要表现为,要素市场扭曲程度越高的地区,创新强度越低。

第二,中国情景下的要素市场扭曲,通过社会人才配置的中介作用,对创新活动产生了显著的抑制作用。这主要表现为,在那些要素市场扭曲程度越高的地区,人才越倾向配置于非生产性部门;而人才在非生产性部门的配置,显著抑制了该地区的创新强度。

本文的经验模型证实了“要素市场扭曲→社会人才错配→地区创新活动减弱”传导机制的存在,为要素市场扭曲抑制创新强度假说提供新的解释依据。本文的理论和实证发现也对如何实施创新驱动发展战略,以及企业家人才发展战略提供了新的观察视角和政策启迪。从国际经验看,从中等收入向高收入社会的转型过程一路荆棘,要切实转变经济增长方式,由要素驱动转变为创新驱动,就必须高度重视社会人才配置产生的深远影响。本文研究表明只有纠正政府垄断供应生产要素的机制,构建产权主体多元化、运转规范化、交易法治化的要素市场体系,才能正确引导企业家群体更多地配置于生产性的创新部门,从根本上促进中国创新强度的提升。

参考文献:

- 1.白俊红、卞元超,2016:《要素市场扭曲与中国创新生产的效率损失》,《中国工业经济》第11期。
- 2.白重恩、钱震杰,2009:《谁在挤占居民的收入——我国国民收入分配格局变化的分析》,《中国社会科学》第5期。
- 3.陈艳莹、王二龙、程乘,2012:《寻租、企业家才能配置和资源诅咒——基于中国省份面板数据的实证研究》,《财经研究》第6期。
- 4.陈瑞、郑毓煌、刘文静,2013:《中介效应分析:原理、程序、Bootstrap方法及其应用》,《营销科学学报》第4期。
- 5.戴晨、刘怡,2008:《税收优惠与财政补贴对企业R&D影响的比较分析》,《经济科学》第3期。
- 6.戴魁早、刘友金,2016a:《要素市场扭曲与创新效率——对中国高技术产业发展的经验分析》,《经济研究》第7期。
- 7.戴魁早、刘友金,2016b:《要素市场扭曲如何影响创新绩效》,《世界经济》第11期。
- 8.王小鲁、樊纲、余静文,2016:《中国分省份市场化指数报告(2016)》,社会科学文献出版社。
- 9.盖庆恩、朱喜、史清华,2013:《劳动力市场扭曲、结构转变和中国劳动生产率》,《经济研究》第5期。
- 10.桂林、陈宇峰、尹振东,2012:《官员规模、公共品供给与社会收入差距:权力寻租的视角》,《经济研究》第9期。
- 11.李平、季永宝,2014:《要素价格扭曲是否抑制了我国自主创新?》,《世界经济研究》第1期。
- 12.李晓敏、卢现祥,2010:《企业家才能、人才配置与经济增长》,《贵州社会科学》第9期。
- 13.林伯强、杜克锐,2013:《要素市场扭曲对能源效率的影响》,《经济研究》第9期。
- 14.刘志彪、张杰,2007:《全球代工体系下发展中国家俘获型网络的形成、突破与对策——基于GVC与NVC的比较视角》,《中国工业经济》第5期。
- 15.陆铭、陈钊、万广华,2005:《因患寡,而患不均——中国的收入差距、投资、教育和增长的相互影响》,《经济研究》第12期。
- 16.陆铭、张航、梁文泉,2015:《偏向中西部的土地供应如何推升了东部的工资》,《中国社会科学》第5期。
- 17.卢现祥,2000:《寻租经济学导论》,中国财政经济出版社。
- 18.毛其淋,2013:《要素市场扭曲与中国工业企业生产率——基于贸易自由化视角的分析》,《金融研究》第2期。

- 19.王小鲁,2013:《灰色收入与国民收入分配》,《比较》第5期。
- 20.温忠麟、叶宝娟,2014:《中介效应分析:方法和模型发展》,《心理科学进展》第5期。
- 21.张杰、周晓艳、李勇,2011:《要素市场扭曲抑制了中国企业 R&D?》,《经济研究》第8期。
- 22.张杰、郑文平、翟福昕,2014:《竞争如何影响创新:中国情景的新检验》,《中国工业经济》第11期。
- 23.赵自芳、史晋川,2006:《中国要素市场扭曲的产业效率损失——基于 DEA 方法的实证分析》,《中国工业经济》第10期。
- 24.Baumol, W. J. 1990. “Entrepreneurship: Productive, Unproductive, and Destructive.” *Journal of Political Economy* 98(5):893–921.
- 25.Bloom, N., P. M. Romer, S. J. Terry, and J. V. Reenen. 2013. “A Trapped–Factors Model of Innovation.” *American Economic Review* 103(3):208–213.
- 26.Hayes, A. F. 2009. “Beyond Baron and Kenny, Statistical Mediation Analysis in the New Millennium.” *Communication Monographs* 76(4):408–420.
- 27.Lu, Y., and T. Ng. 2012. “Do Imports Spur Incremental Innovation in the South?” *China Economic Review* 23(4):819–832.
- 28.Magee, S. P. 1973. “Factor Market Distortions, Production, and Trade: A Survey.” *Oxford Economic Papers* 25(1):1–43.
- 29.Mcchesney, F. S. 1987. “Rent Extraction and Rent Creation in the Economic Theory of Regulation.” *Journal of Legal Studies* 16(1):101–118.
- 30.Murphy, K. M., A. Shleifer, and R. W. Vishny. 1991. “The Allocation of Talent: Implications for Growth.” *Quarterly Journal of Economics* 106(2):503–530.
- 31.Wang, Z., and Zhihong Yu. 2012. “Trading Partners, Traded Products and Firm Performances of China’s Exporter–Importers: Does Processing Trade Make a Difference?” *World Economy* 35(12):1795–1824.
- 32.Young, A. 2000. “The Razor’s Edge: Distortions and Incremental Reform in the People’s Republic of China.” *Quarterly Journal of Economics* 115(4):1091–1135.

Factor Market Distortion, Talent Allocation and Innovation Intensity

Ge Liyu

(School of Public Economics and Administration,
Shanghai University of Finance and Economics)

Abstract: Using the panel data of 2009–2014 years in various provinces to investigate the intermediary effect of social talent allocation between regional factor market distortion and innovation intensity, the results find that the deeper the distortion of the factor market, the more the social talents tend to be placed in the non–productive sector, and the mismatch of social talents significantly inhibits the intensity of the innovation in the region. This paper further adds entrepreneur rent–seeking variables to construct multi–step intermediary relationship, and finds that mismatch of talents leads to more rent–seeking rather than innovation. The test of the intermediary effect of this paper confirms the existence of the transmission mechanism of “factor market distortion → social talent mismatch → entrepreneur rent–seeking → regional innovation activity weakening”, which provides theoretical and empirical support for deepening factor market reform and constructing the factor market system of diversification of property rights subject, standardization of operation and the rule of law of trade.

Keywords: Factor Market Distortion, Talent Allocation, Innovation Intensity, Intermediary Effect

JEL Classification: O32, O38

(责任编辑:彭爽)