

# 制度变革的经济绩效

## ——兼论优化配置与创新驱动的作用

毛 伟

**摘 要** 改革开放以来，中国取得了举世瞩目的经济成就。这一成就的取得与改革开放所释放的制度性红利密切相关。但近年来，改革进入深水区，开放遭遇瓶颈期，制度对经济增长的绩效需要进行再检验。基于 2003—2016 年省际面板数据，实证结果表明：2003 年以来，中国制度质量与经济增长仍然显著正相关，但制度的“门槛”效应已经显现；制度变革既通过优化资源配置，也通过激励技术创新提升经济绩效。在优化配置路径中，劳动力转移对经济增长的贡献度明显高于资本，约是资本贡献度的两倍；在创新驱动路径中，制度的创新激励效能非常明显，制度变革经技术创新中介传导对经济增长的贡献度约为 50%。分区域看，东部地区是资源优化配置的主要受益者，但“门槛”效应已十分显著；中西部地区制度质量的边际改进对经济增长的贡献度大于东部地区，技术创新中介效应主要源于创新投入，但存在创新要素错配问题。由此得出的结论对中国进一步推进要素市场制度建设和完善创新驱动发展机制具有一定的政策启示作用。

**关键词** 制度质量 资源配置 技术创新 经济增长

作者毛伟，浙江省社会科学院发展战略和公共政策研究院副研究员（浙江杭州 310007）。

中图分类号 F12

文献标识码 A

文章编号 0439-8041(2020)05-0062-10

### 一、引言

经济理论表明，制度对经济增长具有重要影响。演化经济学认为，经济增长是在制度和技术协同演化的过程中实现的。<sup>①</sup>制度经济学更是认为，制度在经济发展过程中起着决定性的作用，即制度变迁决定经济增长。从中国经济发展的现实经验来看，1978 年以来中国所取得的巨大经济成就与改革开放这一重大制度性变革密切相关。中国经济制度改革先从农村家庭联产承包责任制起步，然后拓展到市场领域的价格改革和城市国有企业改革，再到社会主义市场经济体制的建立和完善。中国改革开放的历史进程表明，制度性变革始终贯穿于经济发展的过程之中。市场化驱动工业化和城市化为中国经济增长提供了强劲动力。但是，近年来，改革进入深水区，开放遭遇瓶颈期。与改革开放初期相比，制度变革促进经济增长的边际效应有所递减，同时中国与一些发达国家的贸易摩擦有愈演愈烈之势。为了应对这一严峻形势，党中央不断推动中国特色社会主义制度更加完善，并始终致力于把中国的制度优势更好地转化为国家治理效能。2013 年，党的十八届三中全会提出全面深化改革后，党中央连续出台了一系列致力于推动社会经济发展的

<sup>①</sup> 陈劲、王焕祥：《演化经济学》，北京：清华大学出版社，2008 年，第 286—293 页。

战略性举措。在经济领域，先后提出创新驱动发展战略、乡村振兴战略、供给侧结构性改革等，党的十九大又提出建设现代化经济体系的新要求。在加强政府治理能力方面，党的十九届三中全会提出深化党和国家机构改革方案，加快推进政府职能转变和机构优化；党的十九届四中全会又进一步要求“坚持和完善中国特色社会主义制度，推进国家治理体系和治理能力现代化”。尽管中国制度建设成效显著，但经济社会发展事业中仍有不少制度，有的还未定型，有的还需完善，制度可调整的空间还比较大。因此，制度对中国经济增长的促进作用仍会比较明显。

由此得出本文的第一个假设，H1：制度质量与经济增长正相关。

制度对经济增长产生影响的机制主要有两个。一是制度能降低交易成本，提高资源的配置效率。科斯定理表明，在交易成本大于零的情况下，不同的制度安排会影响资源配置效率。<sup>①</sup>交易成本理论则进一步指出，制度变革或制度创新本身就是为了节省交易成本。例如，张五常认为，企业的出现是要素市场契约对产品市场契约的替代。<sup>②</sup>由于信息成本的存在，企业在协调不同资源类型专家的合作方面具有天然的优势，这使其在组织生产方面比市场有更低的交易成本。可以说，正是现代企业制度的形成才使专业化协作的大规模生产成为可能，各种生产要素才能被更高效地使用。另一方面，尽管制度可以降低交易成本，提高资源配置效率，但制度的创立、维持和实施同样需要成本。政府的高度组织性使其在制度供给方面具有天然的优势。实质上，政府往往被视为提供公共产品和服务并取得税收收入的特殊企业。政府完善组织制度，不但能降低其内部交易成本，提高组织效率，还能通过提高制度供给效率降低整个社会的交易成本。中国幅员辽阔，地方政府的经济治理能力存在异质性，因而区域间的制度差异也会带来空间层面的资源配置优化。一些实证研究表明，企业倾向于到政治稳定、制度成熟和有支持外企投资政策的国家或地区投资；<sup>③</sup>而且投资环境的改善还能为居民参与金融市场提供便利，从而促进经济增长。<sup>④</sup>

二是制度能激励经济领域的创新活动。西方发达国家经济发展史表明，有效率的经济组织是经济增长的关键。<sup>⑤</sup>而组织效率是激励的产物，取决于制度安排能否对人的经济活动产生一种激励效应。例如，保护发明收益权的现代专利制度被认为是英国工业革命产生的重要原因。明晰的产权结构、高效的产权保护是创新者能够获得创新利润的制度性保障。有了这个保障，利润不仅是技术创新的结果，更是技术创新的动力。制度之所以能激励创新，本质上是因为技术创新领域存在着市场失灵。首先，从信息经济学的角度来看，技术创新的高复杂性会产生严重的信息不对称。比如，企业家无法分辨研发失败到底是因为研发人员的偷懒还是运气不佳，一项价格高昂的新技术是否真的物有所值等等。<sup>⑥</sup>其次，技术创新成果极易被竞争对手模仿，具有一定的非排他性，是一种介于公共产品和私人产品之间的产品。如果无法对创新成果进行有效保护，创新者会面临无法收回创新成本的风险，整个社会也会产生创新动力不足和创新效率低下的问题。再次，技术创新存在外部性。技术创新成果是一种知识形态的产品，而知识扩散能带来巨大的社会效益。当这种外部性无法有效转化为创新者的收益时，也会导致社会创新不足。因而，技术创新是否发生、何时发生、朝什么方向发生等都不是随意的，而是取决于一定的制度安排。<sup>⑦</sup>对技术创新进行制度性激励，不仅是有效的而且是必要的。改革开放以来，中国工业企业技术创新走过了技术引进和消化吸收起步、技术引进和消化吸收加速、自主创新以及创新驱动发展四个阶段，制度环境和企业创新行为之间呈现出共同演进的关系。<sup>⑧</sup>

① 约瑟夫·费尔德、李政军：《科斯定理 1-2-3》，《经济社会体制比较》2002 年第 5 期。

② 张五常：《企业的契约性质》，转引自陈郁编：《企业制度与市场组织——交易费用经济学文选》，上海：上海三联书店、上海人民出版社，1996 年，第 240—269 页。

③ Henisz, W. J., and A. Delios, "Uncertainty, Imitation, and Plant Location: Japanese Multinational Corporations, 1990-1996," *Administrative Science Quarterly*, 2001, 46, pp. 443-475.

④ 廖婧琳、王聪：《制度环境差异与居民金融市场参与——基于各国经济制度环境差异的比较》，《经济体制改革》2017 年第 3 期。

⑤ 道格拉斯·诺思、罗伯特·托马斯：《西方世界的兴起》，北京：华夏出版社，1989 年，第 1 页。

⑥ 毛伟：《把握创新规律 实现创新发展》，《浙江日报》2019 年 8 月 14 日。

⑦ 吴咏虹：《论制度创新与企业技术创新激励》，《经济体制改革》2003 年第 4 期。

⑧ 王钦、张奎：《中国工业企业技术创新 40 年：制度环境与企业行为的共同演进》，《经济管理》2018 年第 11 期。

由此得出本文的第二和第三个假设：

H2：制度质量提高能提升资源配置效率，促进经济增长。

H3：制度质量提高能激励企业技术创新，促进经济增长。

不少学者实证研究了中国的制度质量与经济增长之间的相互关系。樊纲等研究发现，从 1997—2007 年，市场化进程对经济增长的贡献达到年均 1.45%，对全要素生产率的贡献是 39.2%。<sup>①</sup>王军等认为，要实现稳定持续的经济增长，必须保持改革的动力，实行规则化的制度变迁。<sup>②</sup>赵玉林、谷军健研究发现，制度对生产率具有门槛效应，随着产权结构变迁和市场化水平提高，其贡献逐渐减小。<sup>③</sup>在现有文献基础上，本文试图在两个方面做出边际贡献。首先，中央政府在推进改革过程中的非均衡性策略和各级政府行为的差异，势必造成异质性的地区制度环境。制度变革不但会影响区域内的资源配置效率，也会影响资源的空间配置效率。例如，邓路等证实，省际层面制度环境的差异会对民间金融的经济后果产生不同影响。<sup>④</sup>因此，本文运用省际面板数据，通过劳动和资本变动对经济增长的调节效应来验证假设 2 是否成立。其次，现有研究在分析促进经济增长的因素时，一般把制度和技术作为两个相互独立的变量。有些研究虽然承认制度变革能够加快技术创新，但技术创新在计量模型中仍然是一个独立的自变量。<sup>⑤</sup>但本文认为，中国的改革主要是由政府出台政策和制定法规来推进的强制性制度变迁，并且，中国目前仍处于现代化经济体系建设进程之中，强制性制度变迁模式短期内还不会改变。因而，制度变革必然会对技术创新产生非常重要的影响。据此，在本文的模型中将技术创新视为制度促进经济增长的中间变量，并运用中介效应模型定量分析其贡献度。

## 二、制度的经济绩效

理论分析表明，制度变革能够降低交易成本和激励创新，并通过优化资源配置和加快技术创新这两条路径来提升经济绩效。现有的实证研究主要以柯布—道格拉斯生产函数为理论模型来进行制度的经济绩效分析。

### （一）模型与变量选取

本文借鉴樊纲等的研究<sup>⑥</sup>，构建如下生产函数：

$$Y_{it} = AK_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} e^{\gamma Ins_{it}} \quad (1)$$

其中， $Y$  表示各地区的产出水平， $L$  表示各地区的劳动存量， $K$  表示各地区的资本存量， $Ins$  表示各地区的制度水平。 $i$  表示地区（省、自治区、直辖市）， $t$  表示时间。 $\alpha$  表示资本的产出弹性， $\beta$  表示劳动的产出弹性， $\gamma$  表示制度的影响系数。

在樊纲等一文中，市场化能改善资源配置效率和微观效率，但不会提高人力资本、带来技术创新和完善基础设施。而本文认为，在中国强制性制度变迁模式下，人力资本、技术创新和基础设施等变量，很大程度上均受到制度变革的影响。或者说，这些变量的变化实质上就是制度变革成果的具体体现。因此，与樊纲等不同，本文的模型不直接包括人力资本、技术创新和基础设施这些变量，以避免计量模型出现多重共线性。

对生产函数两边求对数，得到如下计量模型：

$$\ln(Y_{it}) = \ln(A) + \alpha \ln(K_{it}) + \beta \ln(L_{it}) + \gamma Ins_{it} + \varepsilon \quad (2)$$

① 樊纲、王小鲁、马光荣：《中国市场化进程对经济增长的贡献》，《经济研究》2011 年第 9 期。

② 王军等：《制度变迁对中国经济增长的影响——基于 VAR 模型的实证研究》，《中国工业经济》2013 年第 6 期。

③ 赵玉林、谷军健：《制造业创新增长的源泉是技术还是制度？》，《科学学研究》2018 年第 5 期。

④ 邓路等：《民间金融、制度环境与地区经济增长》，《管理世界》2014 年第 3 期。

⑤ 李志强、陈泽坤：《制度变迁与技术进步对中国经济增长的影响》，《经济与管理研究》2015 年第 12 期。

⑥ 樊纲、王小鲁、马光荣：《中国市场化进程对经济增长的贡献》，《经济研究》2011 年第 9 期。

本文选取地区生产总值 ( $Y$ ) 作为评价地区产出水平的变量, 地区全社会就业人员数 ( $L$ ) 作为评价地区劳动力水平的变量, 地区全社会固定资产投资存量 ( $K$ ) 评价地区资本存量。地区制度质量 ( $Ins$ ) 直接采用王小鲁等的市场化指数。<sup>①</sup> 樊纲等认为, 市场化是指中国从计划经济向市场经济过渡的体制改革, 不是简单的一项规章制度的变化, 而是一系列经济、社会、法律制度的变革。市场化指数包括政府与市场的关系、非国有经济的发展、产品市场的发育程度、要素市场的发育程度、市场中介组织的发育和法律制度环境五个方面, 共由 25 个指标构成。因此, 该指数并不仅仅是一个评价地区市场化水平的指标, 而是一个能比较全面地反映中国制度质量变化的综合性指标。

地区全社会固定资产投资存量的计算借鉴张军等的做法, 采用永续盘存法。<sup>②</sup> 其中折旧率为 10.96%, 计算公式如下:

$$K_{i,t} = I_{i,t}/P_t + (1 - \delta)K_{i,t-1} \quad (3)$$

其中,  $K_{i,t}$  为当年的各地区实际资本存量,  $K_{i,t-1}$  为上年度的各地区实际资本存量,  $I_{i,t}$  为当年各地区名义投资额,  $P_t$  为当年各地区的固定资产投资价格指数,  $\delta$  为折旧系数。

本文选择的样本时间为 2003—2016 年。理由有二: (1) 2001 年中国正式加入世贸组织, 市场经济制度完善进入一个新的阶段; (2) 进入 21 世纪后, 中国经济开始从高速增长转向高质量发展阶段。因此, 本文选择 2003—2016 年 30 个省自治区直辖市的面板数据为研究样本, 并以 2002 年为基期。<sup>③</sup> 其中, 市场化指数来源于《中国分省市场化指数报告 (2018)》, 固定资产投资价格指数来源于各省区市的统计年鉴, 其他数据来源于历年《中国统计年鉴》。表 1 为选取变量的描述性统计结果。

表 1 各变量的描述性统计结果

变量名	含义	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
lngdp	地区生产总值的对数	420	9.1310	1.0279	5.9667	11.3004
lnk	地区资本存量的对数	420	9.5763	1.2095	6.1258	12.0433
lnl	地区劳动存量的对数	420	7.5686	0.8145	5.6692	8.8137
Ins	地区制度质量	420	6.2719	1.7828	2.5300	10.9200

## (二) 回归结果与分析

基于计量模型 (2), 回归得到表 2 所示结果。由表 2 可知, 在固定效应 (FE) 方法下, 制度质量 ( $Ins$ ) 的系数为正, 并且在 1% 水平下显著。因此, 可以证实制度对地区经济增长具有高度显著的正相关关系, 本文提出的假说 1 可以得到验证。即从全国层面看, 制度质量改善对经济增长有促进作用, 制度质量比较好的地区往往经济发展水平也比较高。但与樊纲等的研究结果进行比较可以发现, 制度质量对经济增长的影响系数从 0.0416 降到了 0.0259。制度对经济增长的促进效能明显降低, 制度的“门槛”效应已经显现。分区域的回归结果进一步实证了这一点。从回归结果 (3) 可以看到, 东部地区的制度影响系数虽然仍为正, 但没有通过显著性检验, 这表明东部地区制度对经济增长的促进作用不太明显。而回归结果 (4) 和 (5) 则表明, 中西部地区的制度质量与经济增长之间存在显著的正向相关关系, 并且影响系数高于樊纲等测算的 0.0416。这一结果的原因可能在于: 东部地区市场化程度较高, 制度相对较完善, 因而制度质量的边际改善对于经济增长的影响不明显; 而中西部地区的制度质量虽然相对较低, 但也意味着制度质量可提升空间还比较大, 对经济发展的作用也比较显著。综合来看, 制度对经济增长的促进作用主要发生在中西部地区, 制度的“门槛”效应主要存在于东部地区。因而, 与中西部地区相比, 东部地区具有更为强烈地深化制度性改革的迫切要求。

① 王小鲁、樊纲、胡李鹏:《中国分省市场化指数报告 (2018)》, 北京: 社会科学文献出版社, 2019 年。

② 张军、吴桂英、张吉鹏:《中国省际物质资本存量估算: 1952—2000》,《经济研究》2004 年第 10 期。

③ 因数据可得性问题, 研究样本不包括台湾省、香港特别行政区、澳门特别行政区和西藏自治区。

表 2 制度质量对经济增长影响的回归结果

变量	全国		东部	中部	西部
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
lnK	0.5904*** (84.04)	0.5763*** (94.84)	0.5106*** (41.68)	0.6574*** (37.30)	0.6393*** (68.02)
lnL	0.2142*** (3.21)	0.3798*** (11.96)	0.7224*** (7.98)	1.2492*** (4.45)	0.0839 (0.76)
Ins	0.0259*** (3.71)	0.0054 (0.75)	0.0066 (0.78)	0.0558*** (3.98)	0.0503*** (4.01)
常数项	2.0144*** (4.36)	0.7020*** (3.22)	-0.9506 (-1.61)	13.3990*** (6.25)	3.5576*** (4.66)
模型	FE	RE	FE	FE	FE
F统计量	5766.93		2696.39	1984.63	2747.22
Wald统计量		14308.24			
R-square	0.9782	0.9769	0.9498	0.9910	0.9666
Obs	420	420	182	84	154

注：\*\*\*表示通过 1% 显著性水平检验，\*\*表示通过 5% 显著性水平检验，\*表示通过 10% 显著性水平检验，括号内为参数估计的  $t$  统计量的绝对值。

### 三、资源配置与制度绩效

改革开放这一重大制度性变革的进程，同时也是一个生产要素等资源不断得到优化配置的过程。其中，农村劳动力在产业间和区域间的优化配置对中国经济增长的贡献不容忽视。<sup>①</sup>从劳动力产业间转移角度来看，第一产业就业比从 1978 年的 70.5% 下降到 2018 年的 26.1%。<sup>②</sup>改革开放 40 年来，这一比重下降了 44.4 个百分点，降幅巨大。从时间特征看，这一过程又可分为 1978—1995 年、1996—2002 年和 2003—2018 年三个阶段。第一阶段得益于家庭联产承包制成效显著、乡镇工业异军突起和外商直接投资流入，第一产业就业比迅速从 70.5% 下降到 52.2%；第二阶段受 1997 年亚洲金融危机影响，第一产业就业比一直徘徊在 50% 左右；第三阶段受益于中国加入世贸组织和第三产业就业吸纳能力增强，第一产业就业比迅速从 49.1% 下降到 26.1%，并且下降趋势没有被 2008 年美国次贷危机打断，降幅甚至还超过了第一阶段。从劳动力区域转移角度看，1992 年前其特征主要表现为“离土不离乡，进厂不进城”，1992 年后则表现为劳动力的大规模跨区域流动。<sup>③</sup>在市场经济条件下，资本总是趋于流向具有更高收益率的行业或地区，并且往往与劳动力转移具有同向性。因而，劳动和资本等生产要素在产业和区域层面的优化配置共同推动了产业结构升级和空间集聚，并且成为推动区域经济增长的强劲动力。

如前所述，资源优化配置过程事实上是一个资本和劳动力流动的过程，两种生产要素在产业间和地区间的流动提高了资源配置效率。<sup>④</sup>改革开放后，随着中国社会主义市场经济体制的建立，市场成为决定资源配置的主要方式。进入新时代后，中国特色社会主义制度更加完善，国家治理能力不断提高，制度对优化资源配置仍会产生重要影响。从空间角度看，劳动和资本总是趋于流向制度质量高、营商环境优的地区，从而提高了区域资源配置效率。但一些实证研究也发现，因制度性障碍的存在，中国农业劳动力比重就其所处发展阶段而言仍然偏高，农业劳动力转移依然任重道远。<sup>⑤</sup>因而，中国资源配置效率改善的空间仍然十分巨大，改革“红利”仍然十分丰厚。<sup>⑥</sup>为了定量分析制度质量与生产要素优化配置之间的关系，以验证假设 2，本文在计量模型 (2) 的基础上加入制度与资本、制度与劳动的交互项，构建计量模型 (4) 和 (5)，以检验制度质量是否与资本存量和劳动存量共同对地区 GDP 产生调节效应。样本时间仍然

① 程名望、贾晓佳、俞宁：《农村劳动力转移对中国经济增长的贡献（1978—2015 年）：模型与实证》，《管理世界》2018 年第 10 期。

② 数据来源：国家统计局网站，<http://www.stats.gov.cn>。

③ 李旭辉、彭现美、马成文：《中国农村劳动力转移对经济增长的贡献》，《财贸研究》2018 年第 4 期。

④ 蔡昉、王德文、都阳、王美艳：《技术效率、配置效率与劳动力市场扭曲——解释经济增长差异的制度因素》，《经济学动态》2002 年第 8 期。

⑤ 蔡昉：《农业劳动力转移潜力耗尽了吗？》，《中国农村经济》2018 年第 9 期。

⑥ 尹恒、李世刚：《资源配置效率改善的空间有多大？》，《管理世界》2019 年第 12 期。

选择 2003—2016 年,这一时间段正好处于第一产业就业比快速下降的劳动力产业转移第三阶段,同时也是劳动力大规模跨区域流动阶段。

$$\ln(Y_{it}) = \ln(A) + \alpha \ln(K_{it}) + \beta \ln(L_{it}) + \gamma \ln s_{it} + \delta \ln(K_{it}) \times \ln s_{it} + \varepsilon \quad (4)$$

$$\ln(Y_{it}) = \ln(A) + \alpha \ln(K_{it}) + \beta \ln(L_{it}) + \gamma \ln s_{it} + \delta \ln(L_{it}) \times \ln s_{it} + \varepsilon \quad (5)$$

表 3 是基于固定效应方法得到的回归结果。由表 3 可知,全国层面而言,资本制度交叉项和劳动制度交叉项分别通过了 1% 和 10% 显著性水平检验,并且对地区生产总值有正向促进作用。这表明,制度变量与劳动存量和资本存量对经济发展水平的调节效应存在且显著为正,即制度变量能够通过资本存量和劳动存量的增加来实现对经济增长的促进作用。由于本文的模型基于省际面板数据,因而调节效应源于区域间的资源优化配置。但是,大量研究表明:在样本时期内,中国的产业间和区域间的资源配置效率存在高度的相关性,<sup>①</sup>因而这一调节效应一定程度上也可视为总的资源配置效率。据此,假设 2 得到证实。

表 3 调节效应回归结果

变量	全国		中西部	
	(6)	(7)	(8)	(9)
lnK	0.5439*** (31.95)	0.5891*** (83.71)	0.5998*** (23.43)	0.6294*** (75.46)
lnL	0.1481** (2.13)	0.1180 (1.42)	0.2034* (1.96)	0.2505** (1.98)
lns	-0.1113*** (-3.79)	-0.1524** (-2.29)	0.1136** (2.47)	-0.1240 (-1.16)
lnk×lns	0.0086*** (3.00)		0.0057 (1.25)	
lnl×lns		0.0166* (1.91)		0.00873 (0.63)
常数项	2.9731*** (5.33)	2.7499*** (4.58)	5.0643*** (6.53)	5.1287*** (5.54)
F统计量	4417.06	4355.92	3091.15	3074.17
Year	控制	控制	控制	控制
Province	控制	控制	控制	控制
R-square	0.9787	0.9784	0.9792	0.9792
Obs	420	420	238	238

注:\*\*\*表示通过 1% 显著性水平检验,\*\*表示通过 5% 显著性水平检验,\*表示通过 10% 显著性水平检验,括号内为参数估计的  $t$  统计量的绝对值。

基于计量模型 (4) 和 (5),进一步求解制度变量对经济发展水平的边际效应,得到以下两式:

$$\partial \ln(Y) / \partial \ln s = -0.1113 + 0.0086 \times \ln(K) \quad (6)$$

$$\partial \ln(Y) / \partial \ln s = -0.1524 + 0.0166 \times \ln(L) \quad (7)$$

由 (6) 式可知,制度变量对经济发展水平的影响受到地区资本存量的调节作用,且资本存量越多,制度变量对经济发展水平的促进作用越高。这一实证结果背后的逻辑在于,资本总是趋于流向产权保护有力、政务服务高效的地区,并且资本流入能对经济增长产生有力的推动作用。因而,制度质量越高,经济体对于资本的吸引力越强,越有利于资本要素的集聚,从而越有利于加快经济增长。类似地,由 (7) 式可知,制度变量对经济发展水平的影响也受到地区劳动存量的调节作用,且劳动存量越多,制度变量对经济发展水平的促进作用也越高。劳动力的流动方向一般与资本相一致。一个地区拥有更多的资本存量意味着更多的工作机会,更高的收入。譬如,近年来有地方政府通过降低落户门槛来吸引人才,但如果当地没有合适的工作机会,恐怕最终仍然难以留住人才。另一方面,制度质量还会直接体现在政府提供公共服务的能力上。良好的社会保障和优质的公共服务本身就能对人口产生强大的吸引力。因此,制度质量越高越能够吸引到更多的劳动力,从而促进经济增长。

由表 3 回归结果 (6) 和 (7) 的交互项系数绝对值可知,资本存量的弹性为 0.0086,劳动存量的弹性

<sup>①</sup> 于斌斌:《生产性服务业集聚如何促进产业结构升级?——基于集聚外部性与城市规模约束的实证分析》,《经济社会体制比较》2019 年第 2 期;王燕、孙超:《产业协同集聚对产业结构优化的影响——基于高新技术产业与生产性服务业的实证分析》,《经济问题探索》2019 年第 10 期;李晓阳等:《长三角人口集聚与产业结构高级化的互动关系研究》,《华东经济管理》2019 年第 12 期。

为 0.0166, 后者约为前者的两倍。这表明: 在其他条件不变的情形下, 劳动存量 and 资本存量发生同比例变动, 劳动存量产生的制度性绩效约是资本存量的两倍。由于本文使用的是 2003—2016 年期间的省际面板数据, 因而其经济含意为: 在制度促进经济增长的优化配置路径中, 劳动的空间配置优化对经济增长的贡献率约是 2/3, 资本的贡献率约是 1/3。首先, 这一结论证实了资源优化配置仍然是中国经济增长的动力机制。表 3 的回归结果 (8) 和 (9) 进一步证实了这一点。在中西部地区, 制度变量在 5% 水平上通过了显著性检验, 表明制度优化能够直接促进中西部地区的经济增长; 但两个交叉项者都没有通过显著性检验则表明, 中西部地区作为要素流出地, 尤其是劳动力流出地, 资源优化配置效应无法构成其增长动力。其次, 这一结论还表明劳动要素的优化配置更能促进中国经济增长, 约是资本的两倍。通常由于经济结构不同, 劳动力存量和资本存量对于制度促进经济增长的调节作用也会存在差异性。<sup>①</sup> 尽管东部地区存在区位优势 and 改革先发优势, 产业结构升级也比较快, 但仍以传统制造业等劳动密集型产业为主导, 这是造成劳动力优化配置效用强于资本的重要原因。

#### 四、技术创新与制度绩效

技术创新中的市场失灵为政府干预技术创新提供了理论基础。<sup>②</sup> 从发达国家经验看, 美国政府对技术创新的干预渗透到了创新周期的各个环节, 包括推动新技术供给、拉动新技术需求和规范市场秩序;<sup>③</sup> 英国政府强调创新环境营造, 创新要素投入和中小企业创新支持;<sup>④</sup> 德国将创新型产业集群作为其科技计划和创新体系建设的直接支持对象;<sup>⑤</sup> 日本则正在不断完善区域创新模式、政策工具和管理机制, 加快构建区域创新系统。<sup>⑥</sup> 随着中国创新驱动发展战略的深入实施, 技术创新政策正逐渐转向综合利用多种政策措施, 协同推动企业技术能力提升。随着政策工具越来越丰富、运用范围越来越广, 政府创新治理能力的增强必然会以多种方式反映到制度质量指标上。另外, 内生增长理论表明, 经济发展是新知识的发现、传播及其在生产中的应用, 技术创新是经济长期持续增长的根本动力。<sup>⑦</sup> 因此, 制度变革正是通过激励技术创新这一机制间接推动经济增长。为了检验这种间接作用, 本文构建如下形式的中介效应方程组:

$$\begin{aligned} \ln(Y_{it}) &= \ln(A) + cIns_{it} + Control_{it} + \varepsilon \\ \ln(TI_{it}) &= \ln(A) + aIns_{it} + Control_{it} + \varepsilon \\ \ln(Y_{it}) &= \ln(A) + b\ln(TI_{it}) + c'Ins_{it} + Control_{it} + \varepsilon \end{aligned} \quad (8)$$

在上述方程组中, 将劳动和资本视为控制变量 (*Control*), *TI* 表示各地区的技术创新水平, 其他变量与计量模型 (2) 相同, 且样本时间仍为 2003—2016 年。根据中介效应定义, *c* 表示制度质量 (*Ins*) 对经济增长 (*Y*) 的总效应, *a* 表示制度质量 (*Ins*) 对技术创新 (*TI*) 的效应, *c'* 表示控制了技术创新 (*TI*) 后制度质量 (*Ins*) 对经济增长 (*Y*) 的直接效应, *b* 表示控制了制度质量 (*Ins*) 后技术创新 (*TI*) 对经济增长 (*Y*) 的效应。那么 *a*×*b* 的值即为制度质量 (*Ins*) 对经济增长 (*Y*) 的间接效应, (*a*×*b*)/*c* 为中介效应占比。这一比值表示, 制度质量对经济增长的影响有多大程度是经技术创新传导实现的。因而, 一定程度上可以根据这一数值来判断创新政策的有效性。为了更详细地分析技术创新的中介作用, 本文分别采用研发经费 (*RDE*) 和研发人员全时当量 (*RDL*) 和专利授权量 (*PAT*) 三个指标来评价地区技术创新水平, 从创新投入和创新产出两个视角来综合反映技术创新的中介效应。借鉴温忠麟等对“中介效应”的处理方法进行回归, 得到表 4。<sup>⑧</sup>

① Adnan Efendic, Geoff Pugh, Nick Adnett, "Institutions and Economic Performance: A Meta-Regression Analysis," *European Journal of Political Economy*, 2011, 27(3), pp. 586-599.

② 彭纪生、仲为国、孙文祥:《政策测量、政策协同演变与经济绩效: 基于创新政策的实证研究》,《管理世界》2008 年第 9 期。

③ 杨长湧:《美国支持国内技术创新政策研究》,《经济研究参考》2012 年第 20 期。

④ 黄军英:《后危机时代英国政府的科技与创新政策》,《中国科技论坛》2012 年第 4 期。

⑤ 陈志、丁明磊:《面向集群的创新政策: 德国集群计划的经验》,《科技进步与对策》2014 年第 5 期。

⑥ 张华新:《日本多重治理结构下的区域创新政策研究》,《日本学刊》2018 年第 2 期。

⑦ 毛伟、蒋岳祥:《技术创新、产业结构与经济增长——一个两部门索洛增长模型》,《社会科学战线》2013 年第 9 期。

⑧ 温忠麟、张雷、侯杰泰:《有中介的调节变量和有调节的中介变量》,《心理学报》2006 年第 3 期。

表 4 中介效应回归结果

变量	全国			中西部		
	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
lnK	0.5026*** (36.44)	0.5005*** (47.53)	0.4506*** (27.66)	0.5367*** (34.47)	0.5604*** (41.46)	0.6039*** (27.73)
lnL	0.2339*** (15.17)	0.2005*** (14.52)	0.2624*** (19.34)	0.3378*** (18.43)	0.2876*** (12.05)	0.3867*** (19.42)
Ins	0.0599*** (6.92)	0.0538*** (8.03)	0.0554*** (6.82)	0.0425*** (3.33)	-0.0102 (-0.96)	0.0056 (0.48)
lnRDE	0.1688*** (8.99)			0.1640*** (6.58)		
lnRDL		0.2286*** (14.53)			0.1623*** (6.09)	
lnPAT			0.1722*** (10.56)			0.0147 (0.66)
常数项	-0.1193 (-1.14)	0.0331 (0.41)	0.9481*** (9.85)	-0.6701*** (-4.56)	-0.2026* (-1.89)	0.1042 (0.78)
R-square	0.9707	0.9770	0.9724	0.9780	0.9775	0.9739
Sobel统计量	0.0593*** (8.111)	0.06547*** (8.427)	0.0638*** (8.218)	0.0505*** (5.715)	0.0183*** (3.598)	0.0024 (0.6563)
中介效应占比	49.75%	54.88%	53.51%	68%	72.39%	29.76%

注：\*\*\*表示通过 1% 显著性水平检验，\*\*表示通过 5% 显著性水平检验，\*表示通过 10% 显著性水平检验，括号内为参数估计的  $t$  统计量的绝对值。

表 4 中，回归结果 (10)(11)(12) 反映了全国层面的技术创新中介效应。从 Sobel 统计量的显著性来看，三个结果都存在显著的中介效应。研发经费 ( $RDE$ )、研发人员全时当量 ( $RDL$ ) 和专利授权量 ( $PAT$ ) 的中介效应占比分别为 49.75%、54.88% 和 53.51%。即无论从技术创新投入视角还是产出视角，制度质量改善都能通过提高技术创新水平间接促进经济增长，并且贡献度达到了 50% 左右。改革开放后，中国充分利用劳动力资源的低成本优势，通过市场化改革和外向型经济发展战略，实现了经济的高速增长，并成为世界产业分工格局中的重要力量。但是，作为经济后发国家，中国仍然面临着产业结构层次低、处于全球产业价值链低端等问题。中国产业结构面临着二次转型的压力，迫切需要从劳动和资本密集型产业为主导的产业结构转向知识和技术密集型为主导的产业结构。<sup>①</sup> 因此，党的十八大以来，党中央始终高度重视实施创新驱动发展战略，提出创新是引领发展的第一动力。从统计数据看，得益于创新政策的支持，中国研发经费投入强度增长迅速，2018 年达到了 2.19%，已超过欧盟平均水平。<sup>②</sup> 从实证结果看，制度质量提高既能有效提高创新投入，也能有效提高创新产出，在制度变革促进经济增长的过程中起着显著的中介作用。

表 4 中，回归结果 (13)(14)(15) 反映了中西部地区的技术创新中介效应。从 Sobel 统计量的显著性来看，用研发投入 ( $RDE$ ) 和研发人员全时当量 ( $RDL$ ) 表示的技术创新中介效应显著，但用专利授权量 ( $PAT$ ) 表示的技术创新中介效应不显著。这表明，在中西部地区，制度质量改善促进经济增长的总效应中约有 70% 的贡献度是通过增加创新投入实现，并且这一贡献度高于 50% 的全国平均水平。如前所述，优化资源配置和加快技术创新制度变革是提升经济绩效的两条路径。那么根据技术创新的中介效应占比，可以大致推断出全国层面的优化资源配置贡献度为 50%，中西部地区为 30%。中西部地区的优化资源配置贡献度低于全国水平的结论与中西部地区劳动和资本的调节效应不显著之间能够相互印证。也就是，中西部地区虽然没有明显享受到制度变革带来的劳动、资本优化配置红利，但享受到了制度变革带来的创新要素配置红利。另外，从回归结果 (15) 没有通过中介效应检验可以看出，中西地区的创新投入没有有

① 李静、楠玉：《人力资本错配下的决策：优先创新驱动还是优先产业升级？》，《经济研究》2019 年第 8 期。

② 数据来源：国家统计局《2018 年全国科技经费投入统计公报》。

效转化为专利等创新产出,可能存在创新效率偏低、创新要素错配等问题。<sup>①</sup>

从表 4 中还可以发现,无论是全国层面还是中西部地区,研发人员投入对于经济增长的中介效应是最强的。这表明,对于创新驱动发展来说,集聚创新人才是第一要务。经济创新驱动背景下,知识成为最重要的生产要素,是企业获得竞争优势的关键资源。由于知识只能由人来创造,因而在创新经济中人力资本的价值远高于物质资本。而且,知识有显性和隐性之分,隐性知识只能通过人与人之间的直接交流才能得到传播,因而知识溢出被认为是集聚经济产生的重要原因。<sup>②</sup>这也正是中西部地区尽管创新效率不高,但研发人员投入变量仍能产生显著中介效应的原由。需要注意的是,中西部地区研发人员投入的中介效应高达 73.29%,远高于全国平均水平的 54.88%。这说明,创新人才对中西部地区的经济增长有更强的推动作用。现有研究中也类似。例如,贺勇等用聚类法计算了中国 31 个省市自治区直辖市人才集聚的经济贡献率,发现处于经济贡献度中高水平的 14 个省级区域中有 11 个属于中西部地区。<sup>③</sup>

## 五、结论与启示

在强制性制度变迁背景下,制度对经济增长的影响会更加明显。制度变革通过优化资源配置和激励技术创新促进经济增长。本文基于省际面板数据研究了制度变革的经济绩效,并运用调节效应方法和中介效应方法测算了优化配置和技术创新在制度促进经济增长中的贡献度。主要结论如下:第一,制度质量提高能够显著促进经济增长,并且这一作用在中西部地区更为明显。随着改革不断深化,制度日益完善,东部地区出现了较为明显的“门槛”效应。因此,对东部地区而言,深化制度性变革的要求更为迫切。第二,资源优化配置仍然是制度促进中国经济增长的动力机制之一。资本和劳动的流动具有同向性,作为劳动力流入地的东部地区是资源优化配置红利的主要受益者。东部地区以劳动密集型产业为主导的产业结构导致劳动要素优化配置的贡献率明显高于资本。第三,技术创新对于制度促进经济增长具有显著的中介传导作用。从全国层面看,制度变革既能提高创新投入也能提高创新产出,并且研发人员投入对经济增长的中介效应最强。中西部地区虽然享受到了创新要素配置红利,但创新投入没有有效转化为创新产出,可能存在创新要素错配问题。

据此,本文提出如下政策启示:

第一,推进要素自主有序流动的制度性改革。改革开放 40 多年来,同商品市场相比,中国要素市场建设相对滞后,影响了市场对资源配置决定性作用的发挥。要充分发挥要素市场作用,关键在于破除影响要素自主有序流动的制度性障碍。首先,继续推动以农民工市民化为核心的制度改革,加快农业劳动力转移。必须认识到促进农村劳动力社会性流动是一项系统性工程,需要将以基本公共服务均等化为主要内容的户籍制度改革、以完善承包地“三权”分置为主要内容的土地制度改革和以确保基本民生为主要内容的社会保障制度改革结合起来。其次,运用区块链技术加强社会信用体系建设,破解民营企业融资难问题。区块链技术能够确保数据的不可篡改和全程可溯,解决了社会交往中的信任构建难题,为降低民营企业融资成本创造了条件。再次,全面深化“放管服”改革,将资源配置的主导权交给市场。政府部门则要进一步放宽市场准入,降低政府投资比重,通过数字政府建设增强服务能力。

第二,完善科技人才创新创业激励机制。根据实证结果,劳动不仅是最重要的生产要素,也是最重要的创新要素。随着中国人口红利的不断消失,有效发挥人才优势显得更为迫切。首先,要分类推进人才评价机制改革。人才评价是人才资源开发管理和使用的前提。当前,中国人才评价机制仍存在分类评价不足、评价标准单一、评价手段趋同、评价社会化程度不高、用人主体自主权落实不够等突出问题,亟需通

① 很多研究测算了中国的区域创新效率,发现中西部地区的创新效率低于东部地区。参见李政、杨思莹:《财政分权、政府创新偏好与区域创新效率》,《管理世界》2018 年第 12 期;张凡:《区域创新效率与经济增长实证研究》,《中国软科学》2019 年第 2 期;赵甜、方慧:《OFDI 与中国创新效率的实证研究》,《数量经济技术经济研究》2019 年第 10 期。

② 梁琦:《知识溢出的空间局限性与集聚》,《科学学研究》2004 年第 1 期。

③ 贺勇、廖诺、张紫君:《我国省际人才集聚对经济增长的贡献测算》,《科研管理》2019 年第 11 期。

过深化改革加以解决。其次，进一步加强科技人才创新激励。科研管理要从重过程管理向重成果管理转变，简化科研单位经费报销流程，减轻科研人员负担；提高科研成果奖励和成果转化分配收益，增强科研成果事后激励；建立科研诚信体系，防止科研腐败。再次，进一步增强科技人才创业激励。当前，中国存在制造业部门人力资本偏低，公共部门人力资本偏高的不平衡现象。因此，引导高人力资本劳动特别是科技人才创业，是优化人力资本配置和促进经济高质量发展的有效途径。

第三，构建区域间联动创新发展机制。从区域创新看，中国存在区域创新效率低和创新要素区域不平衡等问题。东部地区的研发经费投入强度虽然已经接近发达国家水平，但科技创新产出与发达国家相比还有很大差距。中西部地区不仅创新要素比东部地区少，而且创新效率还更低。从发达国家的经验来看，构建以创新性产业集群为核心的区域创新体系是提高区域创新效率的有效方法。各地区在区域创新体系建设中应发挥各自的比较优势，避免过度的同质化竞争，以优化创新要素配置。在此基础上，各地区应结合区域一体化发展战略，推动形成区域间联动的创新发展机制，进而构建起以创新增长极引领、产业链协同创新和区域间联动创新为特征的国家创新体系。在这一进程中，东部地区的主要任务是深化制度性变革、构建高端创新增长极；中西部地区的主要任务是提高制度质量、加快创新效率提升。最终，在区域间的创新协作和创新联动过程中，构建中国创新发展的核心竞争力。

（责任编辑：沈敏）

## Economic Performance of Institutional Change

—— The Role of Optimizing Resource Allocation and Innovation-driven

MAO Wei

**Abstract:** Since the reform and opening up, China has made remarkable economic achievements. These achievements are closely related to the institutional dividend released by the reform and opening up. However, in recent years, the reform has entered the deep water zone, and the opening has hit a bottleneck. The effect of institution on the economic growth needs to be reexamined. Based on the provincial panel data from 2003 to 2016, this paper empirically analyzes the effect of institutional quality on economic growth. The empirical results show that since 2003, the institutional quality and economic growth are still significantly positively correlated, but the “threshold” effect of the institution has appeared, and the institutional change improves economic performance by optimizing resource allocation and stimulating technological innovation. In the context of optimizing resource allocation, the contribution of labor migration to economic growth is significantly higher than that of capital, which is about twice the contribution of capital. In the context of innovation-driven path, the innovation and incentive efficiency of the institution is very obvious, and the contribution of institutional change to economic growth by technological innovation intermediary transmission is about 50%. The eastern part benefits more from the optimal allocation of resources, and the marginal improvement of institutional quality in the central and western parts contributes more to economic growth than in the eastern part. However, there may be problems of mismatch of innovative elements. The conclusion of this paper has policy implications to further develop the market system and improve the innovation-driven mechanism.

**Key words:** institutional quality, resource allocation, technological innovation, economic growth