

文章编号: 1003 - 2053(2019) 10 - 1881 - 11

# 创新属性、制度质量与中国产业结构转型升级

袁 航<sup>1</sup> 朱承亮<sup>2</sup>

(1. 首都经济贸易大学经济学院, 北京 100070; 2. 中国社会科学院数量经济与技术经济研究所, 北京 100732)

**摘 要:** 基于 2004 - 2015 年省际面板数据, 从制度质量视角研究了创新数量、创新质量对产业结构转型升级 (TUIS) 的差异化影响。研究发现: (1) 创新数量能显著促进 TUIS, 创新质量因水平较低对 TUIS 的促进作用尚不显著; (2) 创新数量与制度质量协同发展未促进 TUIS, 创新质量与制度质量协同发展能显著推动 TUIS; (3) 创新数量对产业结构高度化 (ISA) 存在单一制度质量门槛 4.9200, 伴随制度质量跨越门槛值, 创新数量对 ISA 的影响由负变正, 而创新数量对产业结构合理化 (ISR) 不存在制度质量门槛; (4) 创新质量对 ISA 存在双重制度质量门槛 5.4486 和 6.7066, 对 ISR 存在单一制度质量门槛 7.5419, 伴随制度质量跨越门槛值, 创新质量对 ISA 与 ISR 的影响均由负变正; (5) 创新质量对 TUIS 的制度质量门槛高于创新数量, 对 ISR 的制度质量门槛亦高于 ISA。未来中国要实现以高质量创新驱动 TUIS, 要不遗余力提升创新质量, 加快推进市场化建设进程。

**关键词:** 创新数量; 创新质量; 产业结构转型升级; 制度质量; 门槛效应

中图分类号: F062.9

文献标识码: A

中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段, 未来要保持高质量持续发展, 需以推动传统产业改造升级、引导新兴战略产业形成与发展为手段, 引领主导产业不断更替, 提升产业资源转换效率和效能<sup>[1][2]</sup>。创新技术将通过在区域内与区域之间的产业内部和产业之间的扩散来推动产业结构高度化与合理化, 以新的生产函数有效调整经济结构, 实现旧结构不断破坏和新结构不断创造, 推动中国经济转型发展。

技术创新对产业结构转型升级乃至经济增长具有不可估量的作用, 其本身具有的高风险、高收益、不确定性和外溢性等特征, 使得创新对产业结构转型升级的作用亦存在不确定性, 一定程度上制约了经济发展的时代进程。为了有效防范风险, 提高创新成功概率, 制度因素越来越受到学界重视。Arrow 曾经就提出如果其他生产者被允许较容易地复制其创新产品, 创新者可能因无法获得足够的预期回报而减少研发新产品的动力和信心<sup>[3]</sup>, 此结论前瞻性隐晦地指出了知识产权制度不完善将会给创新活动带来不利影响。以诺斯为代表的新制度经济学认为

制度创新优于技术创新, 制度对创新具有决定性作用。合理的制度安排会促进创新, 不合理的制度会扼制创新, 较好的制度环境有利于获得较高的创新产出<sup>[4][5]</sup>。但因一国内部制度往往存在差异<sup>[6][7]</sup>, 致使不同制度对创新的影响亦具有异质性。

另外, 高照军和武常岐认为制度对创新的作用路径主要是通过通过对存在错综复杂的技术和信息关系的各个任务单元之间稀缺的企业资源进行配置, 以此提高员工的创新动力和创新能力, 进而最大化创新绩效<sup>[8]</sup>; Kafouros 等认为不平衡的制度演进将影响知识产权的效力、对外开放程度水平以及新兴市场企业从研发机构的收益程度, 次一级的国家制度变量对学术研究与企业创新之间的关系发展具有显著的调节作用<sup>[9]</sup>。张梦婷和钟昌标发现金融制度和技术成果市场化制度与创新产出的关系呈“倒 U 型”, 而劳动力制度与创新成果的关系呈“U 型”<sup>[10]</sup>, 这预示着制度对创新存在较为复杂的非线性影响; 同时, 赵启纯认为技术创新投入产出这一动态过程需要高质量的法治、产权和契约执行等制度作为支撑, 而且技术创新产出存在制度质量门槛效

收稿日期: 2018 - 09 - 30; 修回日期: 2018 - 11 - 30

基金项目: 国家社会科学基金青年项目 (16CJL017); 中国社会科学院创新工程项目; 中国博士后科学基金面上资助

作者简介: 袁 航 (1992 -), 女, 陕西宝鸡人, 讲师, 博士, 研究方向为产业组织与管理创新。通讯作者 E-mail: yuanhang.1992@163.com。

朱承亮 (1985 -), 男, 安徽安庆人, 副研究员, 研究方向为技术经济学。

应,低层次制度质量国家的制度改进对技术创新产出的提升效应更加明显<sup>[11]</sup>。那么,在以创新驱动促进中国产业结构转型升级的过程中,制度发挥了何种作用?制度质量是否对创新的产业结构转型升级效应存在非线性影响?这将是本文下面重点讨论的问题。

## 1 作用机制与理论假说

技术创新是推动产业结构升级的有效途径,尤其在中国经济转型时期,产业结构升级的关键在于企业形成技术创新能力<sup>[12]</sup>,吸引资源从低效率部门向高效率部门转移,带动产业结构优化升级<sup>[13]</sup>。另一方面,创新的累积效应将进一步推动产业分工深化和产业发展,实现产业规模报酬递增,促使产业不断发展壮大<sup>[14]</sup>。为了响应中央制定的创新追赶战略以及专利推进计划,各级政府甚至不同程度实施了以鼓励专利增长为目标的创新追赶战略,促进地区自主创新能力提升<sup>[15]</sup>。虽然专利是创新产出的主要部分,且高质量专利的创造和专利自身所具有的创新技术溢出效应以及产业运用价值是专利能够有效促进经济增长的关键所在<sup>[16]</sup>,但获取专利并非实现创新的充分必要条件。已有文献证实,选择性产业政策以及数量型的专利激励政策使企业为“寻扶持”而增加创新“数量”,而创新“质量”并未得到显著提高,从而偏离了中国经济可持续发展的根本目标<sup>[17]</sup>。对此,Moser以英国和美国创新为研究对象佐证了专利并非完全等同于创新,大部分创新实际上并未获得专利的观点<sup>[18]</sup>。尽管我国在专利增长方面取得了显著成就,但创新实力依然较弱,就创新的数量和质量两个根本属性而言,以政策驱动提高专利产出,增加创新数量较易,实现创新产出市场化、产业化,提升创新质量相对较难。本文认为目前推动中国产业结构转型升级主要来自创新数量,创新质量因实现过程更复杂,要求更高,其整体水平较低,对产业结构转型升级的推动作用有限。对此,本文得到有待验证的第一个假说:

假说 H<sub>1</sub>: 由于创新数量的增加易于创新质量的提升,目前,对产业结构转型升级的促进作用主要来自创新数量,创新质量因水平较低,对产业结构转型升级的促进作用尚未体现。

创新对产业结构的作用固然重要,但离不开适宜的制度环境。根据制度经济学观点,制度对技术

创新具有较强的影响,好的制度选择促进技术创新,反之将阻碍技术创新。在经济结构转型时期,推动产业结构升级的动能主要源自创新,市场制度提供的创新动力和压力有助于激励企业家提升对要素的组合能力<sup>[19]</sup>。其次,较高的制度质量意味着较少的政府干预、较高的产品市场和要素市场发育程度、更加活跃的非国有经济发展以及更加完善的制度环境<sup>[20]</sup>,能消除政府干预对资源配置效率带来的负面影响,提升市场对创新资源的优化配置,提高创新绩效。要素本身所释放出来的真实灵敏的价格信号以及新产品信息的有效传递能及时反映供求关系,引导企业进行 R&D 活动。总之,产业演进是技术与制度协同演化的过程,技术创新为产业的形成与发展提供了根本动力,制度在产业演化的各个阶段对技术创新起着重要的支撑和保障作用,促使技术创新转变为产业创新,实现由采用了新技术的新主导产业替代旧主导产业的更迭。可见,产业结构转型升级的实现离不开技术创新与制度质量的协同发展,创新质量将是未来推动产业结构转型升级的主要方面。因此,持续完善的制度与创新质量协同发展对产业结构转型升级的推动作用将优于制度与创新数量的协同发展。据此,本文得到第二个有待验证的假说:

假说 H<sub>2</sub>: 创新数量、创新质量分别与制度质量协同发展对产业结构转型升级具有差异化影响,创新质量与制度质量协同发展对产业结构转型升级的促进作用大于创新数量与制度质量的协同发展。

技术创新与制度创新是中国产业结构转型升级的两大关键因素。其中,技术创新是内生动力,制度创新是外部诱因<sup>[21]</sup>。在以技术创新推动中国产业结构发展演变的过程中,制度不断进行自我调整、自我革新以为技术创新营造良好的环境,诱导和激励技术创新对产业结构转型升级的积极推动作用。同时,制度质量的不断提高能降低技术创新活动过程中所产生的交易费用,引导和规范技术创新促进产业创新过程中所出现的低效率等问题。但是,在产业结构演进过程中,制度创新往往滞后于技术创新<sup>[21]</sup>,且制度创新是一个反复试错的过程,需要不断地诱发、调整和完善,是技术系统对外部环境的选择过程。一般而言,制度的约束程度要得当,适宜的制度方可认为具有较高的质量,规制太多会束缚产业发展,规制不足又难以遏制问题的滋生;制度引导力度过小,难以形成产业发展凝聚力,引导力度过

大,可能使产业发展失衡<sup>[21]</sup>。创新对产业结构转型升级的促进作用因制度质量的高低而存在差异,在制度质量较低时,不利于促进创新推动产业结构转型升级,而较高的制度质量能为创新推动产业结构转型升级提供良好的制度环境,有利于产业结构转型升级。对此,本文得出以下有待验证的假说:

假说 H<sub>3</sub>: 创新数量对产业结构转型升级的影响存在制度质量门槛效应,当跨过特定的制度质量时,创新数量能有效推动产业结构转型升级。

创新质量与创新数量具有非同质性,创新质量提升带来的效益具有非线性,使其最终效果很难预测<sup>[22]</sup>,这就意味着面对不同的制度质量,创新质量对产业结构转型升级的影响将更复杂,创新质量的产业结构转型升级效应理论上应存在制度质量门槛效应,此时得到的假设为:

假说 H<sub>4</sub>: 创新质量对产业结构转型升级的推动作用存在制度质量门槛效应,随着制度质量的提高,创新质量对产业结构转型升级的促进作用逐渐增强。

## 2 模型构建及指标选取

### 2.1 普通面板模型的构建

基于创新的不同属性,创新数量与创新质量对产业结构究竟有何影响需通过计量模型进行验证,模型设定如下:

$$upis_{i,t} = \mu_i + \beta_1 innov1_{i,t} + \beta_2 innov2_{i,t} + \delta x_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,  $upis_{i,t}$  表示产业结构转型升级水平;  $\mu_i$  为反映地区产业结构转型升级水平的个体效应;  $innov1_{i,t}$  表示创新数量;  $innov2_{i,t}$  表示创新质量;  $x_{i,t}$  为一系列控制变量;  $\varepsilon_{i,t}$  为随机误差项;  $i$  表示不同地区,  $t$  表示不同时期。此方程用以检验本文所提出的假说 1。

制度是决定国家经济发展宏观环境的重要变量,创新对产业结构转型升级的影响亦受制度质量的影响,本文对模型(1)作进一步改进:

$$upis_{i,t} = \mu_i + \beta_1 innov1_{i,t} + \beta_2 innov2_{i,t} + \beta_3 inst_{i,t} + \beta_4 innov1_{i,t} \times inst_{i,t} + \beta_5 innov2_{i,t} \times inst_{i,t} + \delta x_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中,  $inst_{i,t}$  表示制度质量,其他变量同方程(1)。方程(2)用以检验假说 2。

### 2.2 面板门槛模型的构建

根据上文分析,制度质量对创新的产业结构转型升级效应存在区间差异,为了避免因人为主观划分区间给估计结果带来的偏差,本文采用 Hansen 发展的面板门槛模型研究在不同制度质量区间内创新数量、创新质量对产业结构转型升级的异质性影响。该模型将直接根据数据本身的特点来内生划分制度质量区间,在渐进分布理论的基础上建立待估计参数的置信区间,并运用 Bootstrap 方法估计门槛值的统计显著性。

#### (1) 模型设定

首先考虑创新数量对产业结构转型升级的单一制度质量门槛效应,并将模型设定为如下形式:

$$upis_{i,t} = \mu_i + \beta_1 innov1_{i,t} \times I(inst_{i,t} \leq \gamma) + \beta_2 innov1_{i,t} \times I(inst_{i,t} > \gamma) + \beta_3 innov2_{i,t} + \delta x_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中,  $\gamma$  是特定的制度质量门槛值,  $I(\cdot)$  是指示函数,其他变量同方程(1)和方程(2)。

为了得到参数的估计量,需要从每一个观察值中减去其组内平均值以消除个体效应  $\mu_i$ ,如  $upis_{i,t}^*$

$$= upis_{i,t} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T upis_{i,t}, \text{变换后的模型为:}$$

$$upis_{i,t}^* = \beta_1 innov1_{i,t}^* \times I(inst_{i,t} \leq \gamma) + \beta_2 innov1_{i,t}^* \times I(inst_{i,t} > \gamma) + \beta_3 innov2_{i,t}^* + \delta x_{i,t}^* + \varepsilon_{i,t}^* \quad (4)$$

对任意给定的门槛值  $\gamma$ ,斜率系数  $\beta$  可以采用普通最小二乘法(OLS)进行估计,即

$$\hat{\beta}(\gamma) = (innov1^*(\gamma) \text{'} innov1^*(\gamma))^{-1} innov1 \times (\gamma) \text{' } upis^* \quad (5)$$

相应的残差平方和为:

$$S_1(\gamma) = \hat{e}^*(\gamma) \text{' } \hat{e}^*(\gamma) \quad (6)$$

其中,残差向量  $\hat{e}^*(\gamma) = upis^* - innov1^*(\gamma) \hat{\beta}(\gamma)$

之后,根据最小化式(6)估计最优门槛值,即

$$\hat{\gamma} = \underset{\gamma}{\operatorname{argmin}} S_1(\gamma) \quad (7)$$

#### (2) 门槛的显著性检验

创新数量对产业结构转型升级的影响是否因制度质量门槛值  $\gamma$  不同而存在差异,需对门槛效应的显著性进行检验,不存在门槛效应的原假设为  $H_0: \beta_1 = \beta_2$ ,备择假设为:  $H_1: \beta_1 \neq \beta_2$ ,对原假设进行检验的 F 统计量为:

$$F = n \frac{S_0 - S_n(\hat{\gamma})}{S_n(\hat{\gamma})} \quad (8)$$

其中,  $S_0$  表示在原假设  $H_0$  下得到的残差项平

方和加总,  $S_n$  是存在门槛效应下的残差平方和加总。但由于在原假设  $H_0$  下, 门槛值  $\gamma$  是无法识别的, 因此,  $F$  统计量的分布是非标准的。为解决这一问题, Hansen 通过统计量本身的大样本函数转换得到大样本的渐进  $p$  值。如果原假设  $H_0$  成立, 则系数  $\beta_1 = \beta_2$ , 方程(3)将退化成单一线性回归方程, 即不存在门槛效应, 反之则表示  $\beta_1$  和  $\beta_2$  在两个不同的区间存在不同的作用效果。

(3) 置信区间的确定

若方程存在门槛效应, 需进一步确定门槛值的置信区间。此时, 需要对第二个零假设  $H_0: \gamma = \gamma_0$  进行检验, 相应的似然比统计量可表示为:

$$LR_1(\gamma) = n \frac{S_1 - S_1(\hat{\gamma})}{S_1(\hat{\gamma})} \quad (9)$$

由于该统计量的分布是非标准的, Hansen 认为在显著性水平为  $\alpha$  的情况下, 当  $LR_1(\gamma) \leq c(\alpha) = -2\ln[1 - \sqrt{1 - \alpha}]$  时, 不能拒绝零假设  $\gamma = \gamma_0$  [23]。其中, 在 95% 的置信水平下,  $c(\alpha) = 7.35$ , 在 90% 和 99% 的置信水平下,  $c(\alpha)$  的值分别为 6.53 和 10.59。

以上讨论的是仅存在单一门槛值时的情况, 现实中往往可能存在多门槛, 现以双门槛为例, 将模型设定为:

$$\begin{aligned} upis_{i,t} = & \mu_i + \beta_1 innov1_{i,t} \times I(inst_{i,t} \leq \gamma_1) + \\ & \beta_2 innov1_{i,t} \times I(\gamma_1 < inst_{i,t} \leq \gamma_2) + \\ & \beta_3 innov1_{i,t} \times I(inst_{i,t} > \gamma_2) + \beta_4 innov2_{i,t} + \delta x_{i,t} \\ & + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (10)$$

在多门槛情况下, 除对第一个门槛值进行检验之外, 是否存两个或两个以上的门槛值, 需继续进行检验, 方法与上述类似, 直到无法拒绝不存在门槛效应的零假设为止。

同理, 可分别将创新质量的产业结构转型升级效应的制度质量单门槛和双门槛效应模型设定如下:

$$\begin{aligned} upis_{i,t} = & \mu_i + \beta_1 innov2_{i,t} \times I(inst_{i,t} \leq \gamma) + \\ & \beta_2 innov2_{i,t} \times I(inst_{i,t} > \gamma) + \beta_3 innov1_{i,t} + \delta x_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (11)$$

$$\begin{aligned} upis_{i,t} = & \mu_i + \beta_1 innov2_{i,t} \times I(inst_{i,t} \leq \gamma_1) + \\ & \beta_2 innov2_{i,t} \times I(\gamma_1 < inst_{i,t} \leq \gamma_2) + \\ & \beta_3 innov2_{i,t} \times I(inst_{i,t} > \gamma_2) + \beta_4 innov1_{i,t} + \delta x_{i,t} \\ & + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (12)$$

此处, 方程(3)、方程(10) - (12) 用来验证前文所提出的理论假说 3 和理论假说 4。

2.3 指标选取

(1) 被解释变量。本文的被解释变量是产业结构转型升级, 主要包括产业结构高度化(ais)和产业结构合理化(theil)两个维度。为了避免仅采用三大产业在地区生产总值中的比例份额而仅从数量层面简单测度产业结构高度化, 本文利用三大产业结构占比与各产业劳动生产率的加权平均值作为地区产业结构高度化的测度指标, 测算方法为:

$$ais = \sum_{m=1}^3 \frac{Y_{i,m,t}}{Y_{i,t}} \cdot \frac{Y_{i,m,t}}{L_{i,m,t}} \quad m = 1, 2, 3 \quad (13)$$

其中,  $Y_{i,m,t}$  表示  $m$  产业的产值增加值,  $Y_{i,t}$  表示地区生产总值,  $\frac{Y_{i,m,t}}{Y_{i,t}}$  表示  $m$  产业占当地生产总值的比重,  $L_{i,m,t}$  表示  $m$  产业的从业人员数,  $\frac{Y_{i,m,t}}{L_{i,m,t}}$  表示  $m$  产业的劳动生产率, 由于该项存在单位, 本文采用均值化方法对其进行了无量纲化处理。

产业结构合理化是地方各产业之间关联程度和协调程度的反映。若某地区产值份额占比较高的产业结构偏离均衡水平越远, 则该地区的产业结构越不合理。本文利用产业结构泰尔指数测度产业结构偏离均衡状态的水平, 测算公式为:

$$theil = \sum_{m=1}^3 \frac{Y_{i,m,t}}{Y_{i,t}} \cdot \ln\left(\frac{Y_{i,m,t}/Y_{i,t}}{L_{i,m,t}/L_{i,t}}\right) \quad m = 1, 2, 3 \quad (14)$$

其中,  $L_{i,m,t}/L_{i,t}$  表示  $m$  产业就业人员占总就业人员的比重, 其他指标的解释同式(13)。

(2) 核心解释变量。本文的核心解释变量是创新数量(innov1)与创新质量(innov2)。其中, 创新数量采用国内专利申请授权数表示。虽然专利作为创新的代替变量已被大量文献所接受, 但要提高中国整体创新能力, 需依靠创新质量的提升。

Haner 较早提出将创新质量分为产品或服务质量、过程质量和经营质量三个维度 [24]。杨幽红从顾客满意度和成本两方面出发, 将创新质量定义为创新所提供的产品、服务、过程、市场或是经营管理的组织、方法的特征满足顾客要求的程度及所含不良的免除程度 [25], 如果一项创新能转化为现实生产力, 并在市场成功实现了“惊险的一跳”, 打通了“最后一公里”, 就说明该项创新实现了它的价值, 具有较高的质量, 创新活动的最终目的在于创新成果市场化、产业化等潜在商业价值的实现 [26], 此为寻找创新质量的代理变量提供了理论支撑。对此, 本文

采用规模以上工业企业新产品销售收入占地区生产总值的比重来测度创新质量。

(3) 门槛变量。本文的门槛变量是制度质量。既有文献对制度的定性研究较早也较丰富,但对制度质量的定量研究起步至今仅十余年,常用的制度代理变量包括 Kaufmann 指标、腐败指数、PRS 集团的国际风险指标 ICRG、经济自由化指数以及樊纲市场化指数等。鉴于我国的市场化改革是由涉及体制各方面的经济、社会、法律体制变革组成,本文采用樊纲市场化指数测度制度质量。但由于每一期报告

所涉及的年份跨期较短,本文通过回归方程拟合调整数据以确保该指标具有较长的时序。

(4) 控制变量。为了消除遗漏变量所带来的偏差,本文还选择了其他控制变量,包括经济发展水平、人力资本水平、信息化水平、基础设施建设水平、城市化率和经济开放程度,具体的指标说明及测算见表 1。本文使用的数据来自历年《中国统计年鉴》和中经网,涉及货币度量的指标均以 2004 年为基期采用生产总值指数剔除了价格因素影响。

表 1 具体指标变量说明及统计性描述

变量类别	指标名称	指标测算	样本量	均值	标准差
被解释变量	产业结构高度化( ais)	三大产业产值占比与劳动生产率的加权平均值 $ais = \sum_{m=1}^3 \frac{Y_{i,m,t}}{Y_{i,t}} \cdot \frac{Y_{i,m,t}}{L_{i,m,t}} \quad m = 1, 2, 3$	372	1.0223	0.5438
	产业结构合理化( theil)	产业结构泰尔指数 $theil = \sum_{m=1}^3 \frac{Y_{i,m,t}}{Y_{i,t}} \cdot \ln\left(\frac{Y_{i,m,t}/Y_{i,t}}{L_{i,m,t}/L_{i,t}}\right) \quad m = 1, 2, 3$	372	0.2590	0.1514
解释变量	创新数量( innov1)	国内专利申请授权数	372	2.2346	4.2391
	创新质量( innov2)	规模以上工业企业新产品销售收入/地区 gdp	372	0.1399	0.1071
门槛变量	制度质量( inst)	樊纲市场化指数	372	5.6284	1.9203
控制变量	经济发展水平( pergdp)	人均 gdp	372	1.6899	1.0685
	人力资本( human)	每百人高等学校在校生数	372	1.6193	0.6318
	信息化水平( inform)	邮电业务量/地区 gdp	372	0.0553	0.0248
	基础设施建设( infrastr)	人均公路里程数	372	3.6578	3.5276
	城市化率( urban)	城镇人口数/地区人口总数	372	0.4954	0.1423
	经济开放程度( open)	进出口总额/地区 gdp	372	0.3258	0.4018

资料来源: 作者整理。

### 3 实证结果及分析

#### 3.1 普通面板模型

文章采用普通面板数据估计所得结果见表 2。首先,根据方程(1)采用普通最小二乘估计(OLS)得到模型 1 和模型 5。由模型 1 可知,创新数量对产业结构高度化具有显著的促进作用,而创新质量对产业结构高度化的影响显著为负,这可能与当下我国创新质量水平较低有关。根据模型 5 可知,创新数量对产业结构泰尔指数具有显著的负向影响,能显著抑制产业结构偏离均衡水平,有助于产业结构合理化,而创新质量对产业结构合理化的作用不显著。根据 OLS 估计得出创新数量能显著推动中

国产业结构转型升级,而创新质量未能推动产业结构转型升级,意味着目前我国创新质量的整体水平较低,对产业结构转型升级积极的推动作用尚未显现出来,初步验证了理论假说 1,也印证了未来我国要努力实现从数量向质量转型发展的必要性和紧迫性。此外,本文还采用固定效应模型对方程 1 进行了估计,所得结论与 OLS 估计一致,从而支持了假说 1。

其次,文章将制度质量纳入模型框架内,采用 OLS 对方程(2)进行了估计。根据模型 2 可知,创新数量能显著促进产业结构高度化,创新质量对产业结构高度化的作用依旧为负,制度质量对产业结构高度化的作用系数显著为正,创新数量与制度质量的交互项对产业结构高度化的影响在 1% 水平下

显著为负,创新质量与制度质量交互项的系数在 1% 水平下显著为正,说明制度质量对创新质量的产业结构高度化效应较创新数量更为有效。根据模型 6 可知,创新数量能显著促进产业结构合理化,创新质量对产业结构合理化的影响为负,制度质量对产业结构合理化的促进作用不显著,创新数量与制度质量的交互项对产业结构合理化的影响为负,创新质量与制度质量的交互项在 1% 水平下能显著促进产业结构合理化。可见,目前推动中国产业结构转型升级的创新属性依然停留在数量层面,创新质量因水平较低对产业结构转型升级的促进作用尚未完全体现出来,进一步验证了假说 1。

制度质量能显著促进产业结构高度化,但对产业结构合理化的影响不显著,主要是因为市场机制在引导生产要素在不同效率生产部门之间进退时,

并非期望的高效和顺畅,可能会面临该进的进不去、该退的退不出<sup>[13]</sup>,有碍于资源合理配置,给产业结构合理化带来阻力。创新数量与制度质量的交互项对产业结构转型升级的影响为负,而创新质量与制度质量的交互项能显著促进产业结构转型升级,说明完善的制度质量一定程度上能弥补因创新质量水平较低给产业结构转型升级带来的不利影响。此外,采用固定效应模型对方程(2)进行的估计结果与上述一致,有力验证了假说 2。

在一系列控制变量中,经济发展水平与基础设施建设能显著促进产业结构高度化,信息化水平和对外开放程度对产业结构高度化的影响在数值上为负;人力资本与城市化率能同时推动我国产业结构高度化与合理化。

表 2 创新数量、创新质量及制度质量对产业结构转型升级的基准模型检验

变量	lnais				lntheil			
	OLS		FE		OLS		FE	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
innov1	0.0225*** (7.69)	0.0872*** (4.03)	0.0225*** (8.21)	0.0972*** (4.99)	-0.0339*** (-7.90)	-0.1228*** (-3.77)	-0.0350*** (-8.35)	-0.1234*** (-3.97)
innov2	-0.6766*** (-3.34)	-2.1085*** (-4.18)	-0.4093** (-2.03)	-1.8360*** (-3.92)	0.1465 (0.49)	3.1036*** (4.06)	0.6356** (2.10)	3.0713*** (4.12)
inst		0.0446*** (3.04)		0.0517*** (3.72)		-0.0214 (-0.96)		-0.0223 (-1.01)
innov1 × inst		-0.0084*** (-3.75)		-0.0096*** (-4.78)		0.0118*** (3.52)		0.0114*** (3.58)
innov2 × inst		0.2483*** (3.19)		0.2673*** (3.73)		-0.5016*** (-4.26)		-0.4310*** (-3.77)
lnpergdp	1.1872*** (15.40)	1.1437*** (15.08)	1.8709*** (16.26)	1.8231*** (17.69)	-0.3107** (-2.55)	-0.1747 (-1.47)	0.6101*** (3.54)	0.6520*** (3.97)
lnhuman	0.3362*** (5.93)	0.2635*** (4.68)	0.2159*** (3.58)	0.1499*** (2.69)	-0.1661* (-1.93)	-0.1342 (-1.56)	-0.2639*** (-2.92)	-0.2237** (-2.51)
lninform	-0.1769*** (-9.29)	-0.1466*** (-8.09)	-0.1088*** (-5.55)	-0.0751*** (-4.15)	-0.0128 (-0.46)	-0.0446 (-1.63)	0.0828*** (2.82)	0.0456 (1.58)
lninfrastr	0.3520*** (12.33)	0.3640*** (12.94)	0.2166*** (5.81)	0.2020*** (6.01)	0.1764*** (3.99)	0.1610*** (3.70)	-0.0758 (-1.36)	-0.0584 (-1.09)
lnurban	0.1352*** (3.18)	0.0671* (1.68)	0.1436*** (3.70)	0.0699* (1.96)	-0.2323*** (-3.75)	-0.1456** (-2.43)	-0.2130*** (-3.66)	-0.1341** (-2.36)
lnopen	-0.1606*** (-6.76)	-0.1666*** (-7.49)	-0.0924*** (-3.71)	-0.0920*** (-4.12)	-0.0578 (-1.64)	-0.0433 (1.28)	0.0568 (1.52)	0.0590* (1.66)
_cons	-1.7174*** (-18.18)	-1.9342*** (-16.59)	-1.5016*** (-16.89)	-1.7374*** (-16.54)	1.8173*** (12.60)	-1.7045*** (-9.54)	-1.4410*** (10.82)	-1.3542*** (-8.10)
R <sup>2</sup>	0.9260	0.9386	0.9341	0.9480	0.3068	0.3861	0.3810	0.4463
N	372	372	372	372	372	372	372	372

注: 括号中为 t 值; \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平下显著。

资料来源: 根据 stata14.0 软件计算所得。

### 3.2 内生性检验

虽然上述结论有力验证了假说 1 和假说 2 ,但所得结果可能因反向因果关系而存在内生性问题。为了避免因反向因果关系所带来的内生性问题 ,此处 采用两种方法进行检验。

首先 ,以创新数量、创新质量和制度质量的滞后项作为当期项的工具变量 ,采用 SYS - GMM 对方程 (1) 和 (2) 进行估计 ,结果见模型 9、10、13 和 14 ,

即创新数量能显著促进产业结构转型升级 ,创新质量因水平较低对产业结构转型升级的促进作用不明显 ,与基准模型所得结论一致 ,支持了假说 1。创新数量与制度质量的交互项未能促进产业结构转型升级 ,而创新质量与制度质量的交互项显著促进了产业结构转型升级 ,与基准模型结论一致 ,支持了假说 2。

表 3 内生性检验

变量	lnais				lntheil			
	SYS - GMM		解释变量滞后一期		SYS - GMM		解释变量滞后一期	
	模型 9	模型 10	模型 11	模型 12	模型 13	模型 14	模型 15	模型 16
innov1	0.0031*** (4.71)	0.0298*** (2.71)			-0.0018* (-1.66)	-0.0706** (-2.20)		
innov2	-0.1400* (-1.66)	-2.0196* (-3.34)			0.0322 (0.31)	2.0851* (1.69)		
inst		-0.0546*** (-3.22)				-0.0230 (-0.63)		
innov1 × inst		-0.0028** (-2.46)				0.0082** (2.36)		
innov2 × inst		0.2319* (1.96)				-0.3421** (-2.14)		
L. innov1			0.0213*** (7.09)	0.1110*** (5.09)			-0.0358*** (-7.99)	-0.1438*** (-4.11)
L. innov2			-0.1508 (-0.72)	-2.1554*** (-4.52)			0.9318*** (2.97)	2.6782*** (3.51)
L. inst				0.0397*** (2.69)				-0.0598** (-2.53)
L. innov1 × L. inst				-0.0117*** (-5.14)				0.0136*** (3.73)
L. innov2 × L. inst				0.3671*** (4.89)				-0.3261*** (-2.71)
control	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
_cons	-0.5239*** (-13.58)	-0.0928*** (-0.59)	-1.5730*** (-16.93)	-1.7272*** (-15.59)	-0.2699*** (-3.30)	-0.4957 (-2.21)	-1.3162*** (-9.49)	-1.0724*** (-6.04)
L. 1 dep. v	0.7793*** (27.25)	0.5488*** (5.31)			0.9242*** (27.38)	0.7434*** (9.02)		
L. 2 dep. v	-0.0713*** (-3.04)	0.1023* (1.86)			-0.0623* (-1.75)	-0.0649 (-0.96)		
AR(1)	-2.34 [0.0193]	-2.4475 [0.0144]			-2.9369 [0.0033]	-2.5518 [0.0107]		
AR(2)	0.4815 [0.6302]	-0.6523 [0.5142]			-0.6145 [0.5389]	-0.1008 [0.9198]		
Sargan	28.4227 [1.0000]	24.9889 [1.0000]			23.5053 [1.0000]	25.1314 [1.0000]		
(P - value)								
R <sup>2</sup>			0.9234	0.9432			0.3610	0.4546
N	310	310	341	341	310	310	341	341

注: 括号内为 t 统计值\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著; 方括号内为 P 值。  
资料来源: 根据 stata14.0 软件计算所得。

其次,考虑到滞后一期的创新数量、创新质量与制度质量与当期项密切相关,但与当期产业结构高度化与合理化的关系较弱,本文以创新数量、创新质量和制度质量的滞后一期作为核心解释变量,对方程(1)和(2)进行估计,结果见模型11、12、15和16,所得结论与之前均无实质性差异,进一步支持了假说1和假说2,肯定了基准结论的稳健性和可靠性。

### 3.3 面板门槛模型的回归结果及分析

文章根据方程(3)、(10)、(11)和(12)进行回归时主要包含两种情况:一是创新数量对产业结构转型升级的制度质量门槛效应;二是创新质量对产业结构转型升级的制度质量门槛效应。

#### (1) 创新数量对产业结构转型升级的制度质量门槛效应

在进行面板门槛模型估计之前,需判断是否存在

在门槛值,本文采用自举法(bootstrap),自举次数500次来计算F统计量的值以及制度质量门槛临界值,结果见表4。当被解释变量为产业结构高度化时,F统计量的值在5%的水平下拒绝“无门槛”的原假设,创新数量的产业结构高度化效应存在单一制度质量门槛。是否存在双重制度质量门槛,需进一步进行门槛值搜索。此时,F统计量的值仅接受“存在1个门槛”的原假设,搜索结束。可知,创新数量在推动产业结构高度化过程中仅存在单一制度质量门槛4.9200。同理可得创新数量在推动产业结构合理化过程中不存在制度质量门槛。此外,文章还绘制了似然比函数图以反映创新数量对产业结构高度化的制度质量门槛值的估计与置信区间的构造过程(图1)。

表4 创新数量对产业结构转型升级的制度质量门槛效应检验

产业结构高度化							
门槛变量	H0	H1	F 统计量	P 值	结论	门槛值	95%的置信区间
创新数量	无门槛	1个门槛	39.51	0.0180	拒绝H0	4.9200	(4.8809 4.9400)
	1个门槛	2个门槛	16.12	0.2540	接受H0	-	-
产业结构合理化							
门槛变量	H0	H1	F 统计量	P 值	结论	门槛值	90%的置信区间
创新数量	无门槛	1个门槛	11.88	0.6100	接受H <sub>0</sub>	-	-

资料来源:根据 stata14.0 软件计算所得。

创新数量对产业结构高度化的制度质量门槛效应回归结果见表5,由模型17可知,创新数量对产业结构高度化的影响随制度质量的提升由显著为负变为显著为正,说明低制度质量对应的低市场化水平不利于建立市场竞争机制,降低了企业创新的积极性,其次,低市场化程度不利于创新成果扩散及社会规模生产形成,致使要素资源无法从低效率部门向高效率部门流动,无益于提升劳动生产率,从而抑制了产业结构高度化。而当制度质量跨越门槛值后,较高的制度质量即市场化程度将能显著促进市场有效竞争,激发企业创新热情,加速创新成果转化形成社会规模效应,这将从创新成果生产领域和流通领域两个方面共同推动产业结构高度化。此外,创新质量因水平较低,对产业结构高度化的作用依旧为负。创新数量对产业结构合理化的影响不存在制度质量门槛效应,说明制度质量对创新数量的产业结构高度化效应的影响较产业结构合理化效应复

杂,部分验证了理论假说3。制度质量总体均值5.6284(表1)大于门槛值4.9200,说明理论假说1所提出的创新数量对产业结构高度化的促进作用中有一部分得自于制度质量的贡献。

表5 创新数量对产业结构高度化的制度质量门槛效应

变量	lnais	模型 17
innov1	inst	4.9200
		-0.2213*** (-5.47)
innov2	inst > 4.9200	0.0212*** (8.10)
		-0.3831** (-2.00)
control		YES
_cons		-1.4606*** (-17.23)
N		372
R <sup>2</sup>		0.9407

注:括号中为t值;\*、\*\*、\*\*\*表示在10%、5%、1%水平下显著。

资料来源:根据 stata14.0 软件计算所得。

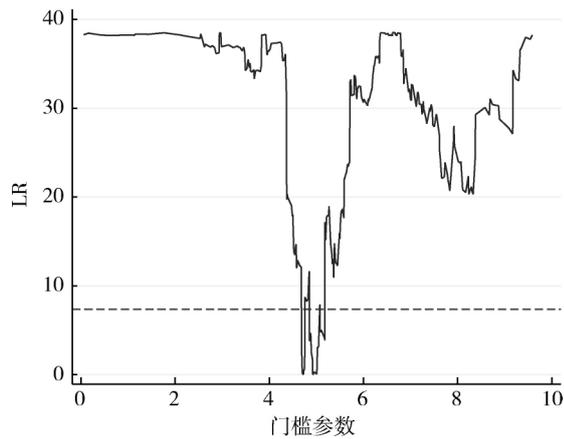


图 1 门槛参数

(2) 创新质量对产业结构转型升级的制度质量门槛效应

重复上述检验方法可得,当被解释变量为产业

结构高度化时,创新质量存在双重制度质量门槛 5.4486和 6.7066;当被解释变量为产业结构合理化时,创新质量存在单一制度质量门槛 7.5419,图 2 为似然比函数图。

基于上述检验结果,根据方程(11)和(12)估计得表 7。由模型 18 可知,随着制度质量的提升,创新质量对产业结构高度化的影响系数由显著为负,之后逐渐减弱,最后变为正,说明随着市场化水平的提高,持续增强的市场竞争程度将不断激发企业的创新积极性和创造热情,提高劳动生产率,促进产业结构高度化。由模型 19 可知,随着制度质量跨越门槛值,创新质量对产业结构泰尔指数的影响系数由正变为显著为负,说明随着制度质量的提升,充分的市场竞争和较高的创新成果转化效率将有效提升各产业劳动生产率,加速要素自由流动和高效配置,促进产业结构合理化。

表 6 创新质量对产业结构转型升级的制度质量门槛效应检验

产业结构高度化							
门槛变量	H0	H1	F 统计量	P 值	结论	门槛值	90% 的置信区间
	无门槛	1 个门槛	36.29	0.0620	拒绝 H <sub>0</sub>	5.4486	(5.3900, 5.4900)
创新质量	1 个门槛	2 个门槛	32.23	0.0800	拒绝 H <sub>0</sub>	6.7066	(6.6850, 6.7100)
	2 个门槛	3 个门槛	12.10	0.8000	接受 H <sub>0</sub>	-	-
产业结构合理化							
门槛变量	H0	H1	F 统计量	P 值	结论	门槛值	95% 的置信区间
	无门槛	1 个门槛	63.27	0.0020	拒绝 H <sub>0</sub>	7.5419	(7.5100, 7.5500)
创新质量	1 个门槛	2 个门槛	6.63	0.9100	接受 H <sub>0</sub>	-	-

资料来源:根据 stata14.0 软件计算所得。

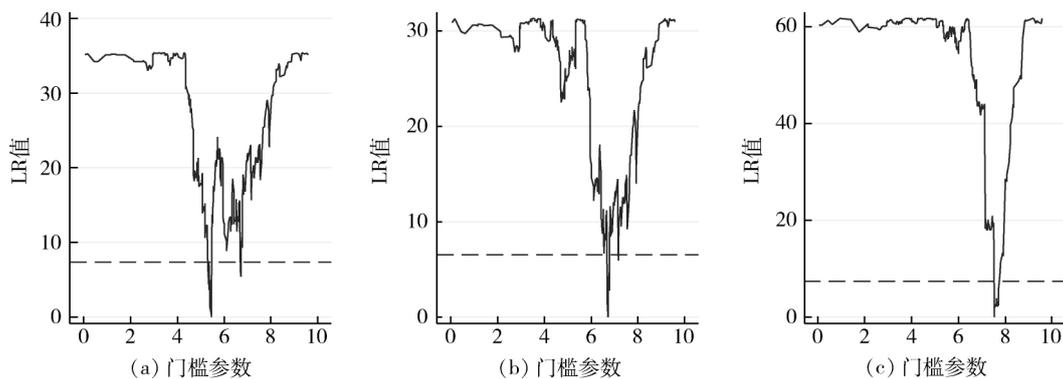


图 2 门槛参数

注:(a)和(b)是产业结构高度化为被解释变量时第一个和第二个制度质量门槛的估计值和置信区间;  
(c)是以产业结构合理化为被解释变量时制度质量的单一门槛值和置信区间。

资料来源:根据 stata14.0 软件计算所得。

可见,制度质量的提升能显著降低创新质量因水平较低给产业结构高度化与合理化带来的负影

响,能有效推动中国产业结构转型升级,印证了假说4。此外制度质量整体均值5.6284,介于创新质量对产业结构高度化的低制度质量门槛值5.4486和高制度质量门槛值6.7066之间,且低于创新质量对产

业结构合理化的制度质量门槛值7.5419,可知,理论假说1中所提出的创新质量未能有效推动产业结构转型升级的观点部分归因于较低的制度质量。

表 7 创新质量对产业结构转型升级的制度质量门槛效应

变量	lnais 模型 18	lntheil 模型 19
innov1	0.0181*** (6.81)	-0.0150*** (-3.25)
inst	5.4486	-1.5378*** (-5.89)
innov2	5.4486 < inst(6.7066)	inst(7.5419)
	inst ≥ 6.7066	instt(7.5419)
control	YES	YES
_cons	-1.4332*** (-17.44)	-1.4213*** (-11.55)
N	372	372
R <sup>2</sup>	0.9451	0.4735

注: 括号中为 t 值; \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 显著性水平下显著。

资料来源: 根据 stata14.0 软件计算所得。

#### 4 结论与启示

本文基于 2004 - 2015 年中国 31 个省际面板数据,采用面板门槛模型研究了创新数量、创新质量对产业结构转型升级的制度质量门槛效应,得出:(1) 创新数量能显著促进产业结构转型升级,创新质量因水平较低对产业结构转型升级的促进作用尚不显著;(2) 创新数量与制度质量协同发展对产业结构转型升级没有显著带动作用,而创新质量与制度质量协同发展能显著推动产业结构转型升级,从而肯定了在不断完善市场化制度环境的同时,实现创新从数量型向质量型转变的必要性与迫切性;(3) 创新数量对产业结构高度化的影响存在单一制度质量门槛 4.9200,随着制度质量跨越门槛值,创新数量对产业结构高度化的影响由负变正,而创新数量对产业结构合理化不存在制度质量门槛;(4) 创新质量对产业结构高度化的影响存在双重制度质量门槛 5.4486 和 6.7066,对产业结构合理化的影响存在单一制度质量门槛 7.5419,伴随制度质量跨越门槛值,创新质量对产业结构高度化与合理化的影响均由负变正,弥补了创新质量因水平较低给产业结构转型升级带来的不利影响;(5) 创新质量对产业结构转型升级的制度质量门槛高于创新数量,对产业

结构合理化的制度质量门槛高于高度化,说明要实现以高质量创新驱动产业结构转型升级,特别是产业结构合理化,需具备更高水平的制度质量。

可见,中国不仅要要不遗余力提升创新质量,而且要继续加快推进市场化建设进程,以高水平制度质量促进创新对产业结构高度化与合理化的提升作用,持续推动中国产业结构转型升级。首先,要加大创新研发活动的支持力度,杜绝因“寻扶持”而单纯追求专利数量,增强创新成果的市场转化率,通过市场化、产业化提升创新成果的潜在商业价值,释放高质量对产业结构转型升级的带动作用。其次,要加快我国市场化建设步伐,特别要提升西部欠发达地区的市场化水平。一要提高市场自主调节能力,处理好政府与市场的关系,为企业创新发展营造良好轻松的市场环境;二要壮大个体、民营和外资企业等非国有经济的力量,消除政府在市场进入等方面的差别待遇,以市场经济机制鼓励各企业全面参与市场竞争,激发企业自主研发、全面创新的积极性与主动性;三要打破国内行政区域划分,消除地区产品市场和要素市场的地域分割,实现要素自由流动,降低交易费用;四是加快市场中介组织建设和法律制度环境建设,为推动我国市场化建设提供完善的组织保障和法律保障。

## 参考文献:

- [1] 张晖明, 丁娟. 论技术进步、技术跨越对产业结构调整的影响[J]. 复旦学报(社会科学版) 2004, (3): 81-85.
- [2] 宋德军. 中国农业产业结构优化与科技创新耦合性评价[J]. 科学学研究 2013, (2): 191-200.
- [3] Arrow K J. Economic Welfare and the Allocation of Resources for Invention[M]. National Bureau of Economic Research. Princeton University Press, Princeton, 1962: 609-626.
- [4] Birkinshaw J, Hamel G, Mol M J. Management innovation[J]. The Academy of Management Review 2008, 33(4): 825-845.
- [5] Gittelman M. National institutions, public-private knowledge flows and innovation performance: A comparative study of the biotechnology industry in the US and France[J]. Research Policy, 2006, 35(7): 1052-1068.
- [6] Acemoglu D, Dell M. Beyond neoclassical growth: Technology, human capital, institutions and within country difference[R]. NBER Working Paper 2009.
- [7] Acemoglu D, Dell M L. Productivity differences between and within countries[J]. American Economic Journal Macroeconomics 2010, 2(1): 169-188.
- [8] 高照军, 武常岐. 制度理论视角下的企业创新行为研究——基于国家高新区企业的实证分析[J]. 科学学研究 2014, 32(10): 1580-1592.
- [9] Kafouros M, Wang C, Piperopoulos P, Zhang M. Academic collaborations and firm innovation performance in China: The role of region-specific institutions[J]. Research Policy 2015, 44(3): 803-817.
- [10] 张梦婷, 钟昌标. 要素市场、制度与创新[J]. 南开经济研究 2015, (6): 54-65.
- [11] 赵启纯. 制度质量对技术创新产出的门槛效应研究[J]. 宏观经济研究 2017, (5): 91-96.
- [12] 徐康宁, 冯伟. 基于本土市场规模的内生化产业升级: 技术创新的第三条道路[J]. 中国工业经济, 2010, (11): 58-67.
- [13] 赵庆. 产业结构优化升级能否促进技术创新效率? [J]. 科学学研究 2018, 36(2): 239-248.
- [14] 时乐乐, 赵军. 环境规制、技术创新与产业结构升级[J]. 科研管理 2018, 39(1): 119-125.
- [15] 张杰, 高德步, 夏胤磊. 专利能否促进中国经济增长——基于中国专利资助政策视角的一个解释[J]. 中国工业经济 2016, (1): 83-98.
- [16] Hu A G, Png I. Patent rights and economic growth: Evidence from cross-country panels of manufacturing industries[J]. Social Science Electronic Publishing, 2013, 65(3): 675-698.
- [17] 黎文靖, 郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新? ——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. 经济研究 2016, 51(4): 60-73.
- [18] Moser P. Innovation without patents: Evidence from world's fairs[J]. Journal of Law & Economics 2012, 55(1): 43-74.
- [19] 成力为, 孙玮. 市场化程度对自主创新配置效率的影响——基于 Cost-Malmquist 指数的高技术产业行业面板数据分析[J]. 中国软科学, 2012, (5): 128-137.
- [20] 戴魁早, 刘友金. 行业市场化进程与创新绩效——中国高技术产业的经验分析[J]. 数量经济技术经济研究 2013, 30(9): 37-54.
- [21] 解学芳, 臧志彭. 制度、技术创新协同与网络文化产业治理——基于 2000—2011 年的实证研究[J]. 科学学与科学技术管理 2014, 35(3): 31-41.
- [22] 蔡绍洪, 俞立平. 创新数量、创新质量与企业效益——来自高技术产业的实证[J]. 中国软科学, 2017, (5): 30-37.
- [23] Hansen B E. Sample splitting and threshold estimation[J]. Econometrica 2000, 68(3): 575-603.
- [24] Haner U E. Innovation quality—A conceptual framework[J]. International Journal of Production Economics, 2002, 80(1): 31-37.
- [25] 杨幽红. 创新质量理论框架: 概念、内涵和特点[J]. 科研管理 2013, 34(S1): 320-325.
- [26] 朱承亮, 师萍, 岳宏志. FDI、人力资本及其结构与研发创新效率[J]. 科学学与科学技术管理 2011, 32(9): 37-42.

(下转第 1901 页)

于全国 31 个省会城市的统计数据[J]. 中国软科学,

2016 (2): 56-66.

## Research on health evaluation of innovation ecosystem

YAO Yan - hong , GAO Han , ZAN Ao

( School of Business Administration , Hunan University , Changsha 410082 , China)

**Abstract:** A healthy innovation ecosystem should be productive , sustainable , and diverse. From the perspective of enterprises , this study screens the indexes through the Delphi method , develops quantifiable third level evaluation indexes and determines the weights of each level to construct an innovation ecosystem health evaluation index system including three first level indexes such as productivity , adaptability and diversity and nine second level indexes such as production efficiency , innovation output , resistibility and species diversity. Taking the manufacturing industry clusters in Hunan Province as an example to analyze the health of the innovation ecosystem in 2016 , it also shows that their health was at a medium level. Based on the conclusions , it finally proposes corresponding countermeasures.

**Key words:** innovation ecosystem; health; evaluation index

( 上接第 1891 页)

## Innovation attribute , institutional quality and transformation and upgrading of China's industrial structure

YUAN Hang<sup>1</sup> , ZHU Cheng - liang<sup>2</sup>

( 1. School of Economics , Capital University of Economics and Business , Beijing 100070 , China;

2. Institute of Quantitative & Technical Economics , Chinese Academy of Social Sciences , Beijing 100732 , China)

**Abstract:** Based on the inter - provincial panel data from 2004 to 2015 , this paper studies the differential influence of innovation quantity and innovation quality on the transformation and upgrading of industrial structure( TUIS) from the perspective of institutional quality. The study found that: ( 1) The innovation quantity could significantly promote TUIS , while the innovation quality has no significant effect due to its lower level; ( 2) The coordinated development of innovation quantity and institutional quality did not promote TUIS , while innovation quality and institutional quality did; ( 3) The innovation quantity has a single institutional quality threshold 4. 9200 for the industrial structure advancement( ISA) . With the institutional quality exceeds the threshold , the impact of innovation quantity on ISA will change from negative to positive , while the innovation quantity does not have an institutional quality threshold for industrial structure rationalization( ISR) ; ( 4) The innovation quality has double institutional quality threshold 5. 4486 and 6. 7066 for ISA and a single institutional quality threshold 7. 5419 for ISR. As the institutional quality exceeds the threshold , the impact of innovation quality on ISA and ISR will change from negative to positive; ( 5) The institutional quality threshold of innovation quality for TUIS is higher than that of innovation quantity. The institutional quality threshold for ISR is also higher than ISA. In the future , China will need to spare no efforts to improve the innovation quality and accelerate the process of market - oriented construction in order to promote TUIS with high - quality innovation.

**Key words:** innovation quantity; innovation quality; transformation and upgrading of industrial structure; institutional quality; threshold effect