浙江理工大学学报,2020,44(6):581-591

Journal of Zhejiang Sci-Tech University

DOI:10. 3969/j.issn.1673-3851(s).2020.06.001



### 中国工业新老产品转换机会成本变化研究

### 张海洋,李 晨

(浙江理工大学经济管理学院,杭州 310018)

摘 要:基于新产品方向性全局 Malmquist 指数方法,估算了我国新产品全要素生产率,并构建了新老产品转换机会成本变化的测度模型,从机会成本的角度对我国工业企业创新障碍进行了研究。结果显示,行业间新老产品转换机会成本的变化差异较大,行业平均机会成本的变化率增加。运用 1999—2015 年中国大中型工业行业面板数据,实证检验了企业规模、产权变量及 FDI 等因素对企业新老产品转换机会成本的变化的影响。研究结果表明:FDI 和研发强度对企业新老产品转换机会成本的变化有促进作用,非国有产权对企业新老产品转换机会成本的变化有抑制作用,出口和企业规模对新老产品转换机会成本的变化没有明显影响。

关键词: 新产品;全局 Malmquist 指数;全要素生产率;机会成本

中图分类号: F426 文献标志码: A 文章编号: 1673-3851 (2020) 12-0581-11

# Research on opportunity cost change of new and old product conversion in Chinese industry

ZHANG Haiyang, LI Chen

(School of Economics and Management, Zhejiang Sci-Tech University, Hangzhou 310018, China)

Abstract: The total factor productivity of new products in China was estimated by directional global Malmquist index of new products, and the measure model for opportunity cost changes in new and old product conversion was constructed. The innovation barriers of industrial enterprises in China were investigated from the perspective of opportunity cost. The results show that the opportunity cost of new and old product conversion between industries varies greatly, and the change rate of industrial average opportunity cost increases. The panel data of large and medium-sized Chinese industries from 1999 to 2015 were used to empirically test the effects of firm size, property rights variables and FDI on the opportunity cost change of new and old product conversion. The results show that FDI and R&D intensity can promote the opportunity cost change of new and old product conversion, while non-state-owned property rights can inhibit the opportunity cost change, and that export and firm size have no significant effect on the opportunity cost change of new and old product conversion.

Key words: new product; global Malmquist index; total factor productivity; opportunity cost

改革开放以来,我国经济凭借大规模要素投入的增加取得了飞速发展,然而随着人口红利和资本回报率的下降,依靠增加投资拉动经济增长的增长

方式已不再适用,因此必须转变经济发展方式,走创新驱动的发展道路。创新是产业转型的基本动力, 对国家的经济转型与可持续发展具有举足轻重的作

**收稿日期:**2020-06-17 **网络出版日期:**2020-09-29

用。现有文献对于创新的研究,多数将研发投入视为外生变量,认为通过激励企业 R&D 行为能够对企业创新产生影响。实际上,企业在进行研发投资决策时会受到成本因素的制约。企业的投资行为往往面临多种选择,如果企业进行研发投资,就意味着放弃了其他的投资机会,由此产生机会成本。而创新的机会成本是企业通过 R&D 行为影响创新的一个重要因素,在很大程度上反映了企业创新活动面临的障碍。

本文利用新老产品转换的机会成本衡量企业创 新面临的障碍。主要是基于两个方面考虑:一方面, 本文将企业的产出区分为老产品和新产品,老产品 生产涵盖了部分工艺创新,新产品生产则反映了全 部产品创新和部分工艺创新。尽管老产品的新工艺 中也会使用到新的资源投入,但是老产品生产过程 中的工艺创新所包含的研发创新非常少,新产品能 够在很大程度上体现研发创新。另一方面,老产品 的工艺创新主要表现在工艺流程的改进,其实质仍 是老产品的重复生产,而新产品生产能够带来新的 需求,产生新的市场,促进产业结构调整[1]。由于新 老产品在全要素生产率上存在差异,因而新老产品 的转换也就存在机会成本。新老产品转换的机会成 本在很大程度上反映了企业进行创新活动面临的障 碍程度。为此,本文将从新老产品转换机会成本变 化的角度对企业创新面临的障碍展开研究,这对于 帮助企业理解创新推动对产业结构调整的作用以及 认识企业创新面临的障碍具有重要现实意义。

### 一、相关文献综述

关于企业创新的研究大多是从 R&D 行为和创新效率两方面来研究企业创新行为。一方面,关于 R&D 行为的研究一般是将 R&D 投入作为创新的衡量指标,研究 R&D 行为及其影响因素。例如戴魁早等[2]分析了要素市场扭曲对 R&D 投入的影响;唐清泉等[3]研究了管理层风险偏爱、薪酬激励与企业 R&D 投入之间的关系;吴延兵[4]考察了企业规模、产权结构等因素对 R&D 投入的影响;张杰等[5]从融资约束角度考察了融资约束与融资渠道对我国企业 R&D 投入的影响。上述学者的研究有助于了解我国企业 R&D 行为现状。另一方面,基于创新效率的研究主要分为两类:一类是从企业、行业或地区出发,选取相关指标测算其创新效率,并提出政策建议。例如孙早等[6]估计了中国制造业企业R&D 投入对产业创新绩效的效应;肖文等[7]使用

随机前沿分析方法对我国 36 个工业行业的技术创新效率进行测度,测量结果处于 0.5~0.6 之间;李向东等<sup>[8]</sup>应用随机前沿分析和数据包络分析两种方法,测度了我国高技术产业的研发创新效率。另一类研究不仅测算了创新效率,也加入了影响创新效率的因素,更加综合地反映企业创新问题。例如冯宗宪等<sup>[9]</sup>应用两阶段半参数 DEA 方法测算了中国工业企业技术创新效率,并进一步探究政府投入与市场化程度变量对创新效率的影响程度与方向;肖仁桥等<sup>[10]</sup>从价值链角度出发,测算了我国省际高技术产业创新整体效率和两阶段效率,并检验了企业规模、市场环境、产业结构等因素对创新效率的影响。

现有文献对创新问题的研究离不开对创新的影 响因素的讨论。多数学者聚焦于出口贸易、企业性 质、企业规模等方面,探究其对创新的影响。例如温 军等[11]利用上市公司数据,研究中国制度背景下的 机构持股、企业性质与企业创新的关系。李平等[12] 从技术溢出角度,考察出口贸易对行业的技术创新 的影响,研究发现,出口贸易的水平效应对技术创新 有明显的促进作用,但后向溢出的作用较不显著。 张娜等[13]实证考察了制度环境和技术溢出效应等 对我国高技术产业技术创新的影响,结果发现国有 产权占比对行业技术创新具有显著的负向作用。关 于企业规模对创新的影响,目前实证研究仍存在不 同的观点。一些研究(如 Braga 等[14]、周黎安等[15]) 认为企业规模对创新有正向作用;而 Kraft[16]则认 为企业规模与创新之间没有明显关联;吴延兵[17]以 中国制造业为研究对象,结果表明,对于大部分的制 造业来说,企业规模与创新强度之间呈现一种非线 性递增关系。

梳理以往研究发现,学者们关于创新的研究大都将 R&D 投入视为外生变量,认为可以通过 R&D 激励或提高创新效率从而影响企业创新,然而缺乏从内生变量角度分析 R&D 增长机制和创新背后的驱动因素,以及对创新需要付出的代价和面临的障碍仍关注不足。实际上企业研发创新决策受成本制约,其中机会成本约束是重要的制约因素之一。本文从成本角度出发,探究企业创新面临的障碍,并对其中的影响因素进行考察。本文利用新老产品转换机会成本的变化来衡量企业创新面临的障碍,反映的是新老产品全要素生产率在变动上的差异。如果机会成本的变化率增加,则说明创新遇到的阻碍变的是新难度升级;反之则说明创新遇到的阻碍变大,创新难度升级;反之则说明创新遇到的阻碍变小,创新变得相对容易。此外,与测算生产效率中使

用工业总产值作为产出一样,本文将全要素生产率 (Total factor productivity, TFP)分为新产品 TFP 和老产品 TFP,并以新产品 TFP 来反映创新效率,通过测算新产品技术效率、估算新产品全要素生产率增长,构建新老产品转换的机会成本分析框架,进一步探究影响工业企业新老产品转换机会成本变化的因素,并提出相关建议。

### 二、研究方法与数据处理

本部分阐述了主要研究方法,并对变量处理与数据来源进行说明。首先介绍了 Shephard 距离函数与方向性距离函数,测算新产品技术效率;然后构建新产品方向性全局 Malmquist 生产率指数(GM指数),估算新产品全要素生产率增长;最后构建新老产品转换的机会成本分析框架。

### (一)主要研究方法

### 1.Shephard 距离函数与方向性距离函数

参考张海洋等[18]的研究,基于标准的 Shephard 距离函数,通过拓展特定产品的方向性距离函数,构建本文新产品技术效率的分析框架。利用 Shephard 距离函数来对全部产品的技术效率进行测算,通过构建新产品方向性距离函数,来对新产品技术效率进行测算。

图 1 显示 Shephard 距离函数与特定产品方向性距离函数的差异。 $y_1$ 、 $y_2$  分别为老产品和新产品,h 为投入种类序号,j 为产出种类序号。对于生产点A,如果沿着 D 方向,所有产品同比例扩张 OD/OA 达到生产前沿,就表示 Shephard 距离函数;如果沿 $y_2$  方向扩张  $O_2C/O_2A$  达到生产前沿,就表示是新产品的方向性距离函数。新产品的方向性距离函数可以定义为:

$$D_0(x, y_2, y_1; g) = \sup \{\beta: [(y_2, y_1) + \beta g] \in P(x)\}$$

$$(1)$$

其中:  $D_0$  表示投入x,产出 $y_i$ ,沿g 产出方向到达生产前沿的方向性距离。其中:i 表示特定产品序号, $\beta$  为标量,g 为方向向量,P(x) 为技术。如果令  $g = (g_2, 0)$ ,则可以衡量新产品方向的产出扩张。

### 2.新产品全要素生产率增长估算模型

本文借鉴 Fare 等 $^{[19]}$ 、 $Oh^{[20]}$ 以及张海洋等 $^{[1]}$ 的研究,通过构建新产品方向性 GM 指数,来估算新产品全要素生产率增长(GNTFP)。新产品方向的全局 Malmquist 指数为:

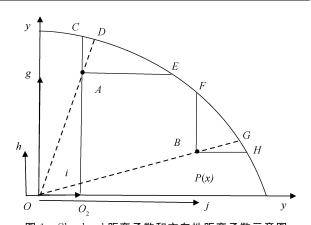


图 1 Shephard 距离函数和方向性距离函数示意图  $GNDM_i$  可以继续分解为效率变化指数(GNEF) 和技术进步指数(GNTG):

$$GNEF_{t}(t,t+1) = \frac{1 + D^{t}(x^{t}, y_{i}^{t}, 0)}{1 + D^{t+1}(x^{t+1}, y_{i}^{t+1}, 0)}$$
(3)  

$$GNTG_{t}(t,t+1) = \frac{1 + D^{G}(x^{t}, y_{i}^{t}, 0)}{1 + D^{t}(x^{t}, y_{i}^{t}, 0)} \times \frac{1 + D^{t+1}(x^{t+1}, y_{i}^{t+1}, 0)}{1 + D^{G}(x^{t+1}, y_{i}^{t+1}, 0)}$$
(4)  

$$GNDM_{t}(t,t+1) = GNEF_{t}(t,t+1) \times GNTG_{t}(t,t+1)$$
(5)

根据式(3)—(5)可知,要得到新产品的 GNDM 指数,需要利用新产品方向性距离函数计算得到四个 距 离,即  $D^{G}(x^{t},y_{t}^{t},0),D^{G}(x^{t+1},y_{t}^{t+1},0),$   $D^{t}(x^{t},y_{t}^{t},0),D^{t+1}(x^{t+1},y_{t}^{t+1},0)$ 。其中  $D^{G}$  表示生产点到全局前沿的距离, $D^{t}$ 、 $D^{t+1}$  分别表示生产点在 t 、t + 1 期到 达前沿(非全局技术前沿)的距离。

### 3.新老产品转换的机会成本分析框架

在测算出新产品创新效率的基础上,本文进一步来估算新老产品转换的机会成本。本文通过构建新产品方向的 GM 指数来估算新产品全要素生产率增长,衡量的是新产品的产出效率。实际上,全要素生产率是衡量投入产出效率的一种指标,即:从外率的角度来看,全要素生产率可以看作一定时期内国民经济总产出与各种资源要素总投入的比值。本文将产出区分为新产品和老产品,因此全要和老产率和大产品,为此人会对,还需要 R&D 资本和 R&D 人员投入,这导致新老产品在生产效率上存在差异,因而两者之间的转换也就存在机会成本,即新老产品转换的机会成本为:

 $(CGNDM00t, CHink) = 1 + D_0^G(x', y', 0) \\ + CHink) = 1 + D_0^G(x'', y'', 0)$ Publishing House. All rights research in the http://www.cnki.got.ntfp\_ii

其中:  $nc_{ii}$  表示 i 行业在 t 时期的新老产品转换的机会成本, $otfp_{ii}$ 、 $ntfp_{ii}$  分别表示老产品和新产品的全要素生产率。将式(6) 对时间 t 求导,可以得到机会成本的变化率为:

$$ncb_{it} = \frac{\Delta nc_{it}}{nc_{it}} = \frac{\Delta otfp_{it}}{otfp_{it}} - \frac{\Delta ntfp_{it}}{ntfp_{it}}$$
(7)

在估算新产品 TFP 增长时,本文控制了老产品产出不变,使新产品沿着新产品产出方向达到生产前沿,得到新产品的技术效率,这是基于新产品的生产所需投入(R&D人员、R&D资本存量)是可配置的。但是老产品的投入诸如物质资本、人力资本及其他中间投入等都是不可配置的,本文无法利用方向性距离函数控制新产品的产出来估算出老产品的技术效率。考虑到总的工业产品的产出是新老产品更替的综合反映,为此利用新老产品产出效率与其在总产出效率中所占比例加权,来衡量总的产出效率。本文定义:

 $atfp_u = w_{1it} \times ntfp_{it} + w_{2it} \times otfp_{it}$  (8) 其中:  $atfp_{it}$  为全部产品的全要素生产率,  $w_{1it}$  和  $w_{2it}$  分别为 t 期和 t+1 期新产品、老产品工业总产值占全部工业总产值的比值的算术平均, 显然 $w_{1it}+w_{2it}=1$ 。

### (二)变量处理与数据说明

### 1.变量处理

本文在估算全要素生产率增长时使用工业总产值作为产出变量,使用中间投入、资本与劳动作为投入变量;并将全要素生产率分解为老产品 TFP 和新产品 TFP,使用新老产品的工业产值作为估算新产品 TFP 的产出变量,新产品 TFP 的投入变量除中间投入、资本与劳动外,增加 R&D 人员与 R&D 资本存量。生产性资本与 R&D 资本存量的测算均采用永续盘存法;资本存量测算的具体方法借鉴文献[21]的方法; R&D 资本存量的估算选用科技活动内部支出指标。

### 2.数据说明

本文所用到的数据时间跨度为 1999—2015年<sup>①</sup>,使用了 27 个我国大中型工业企业数据,数据来自《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国工业企业经济统计年鉴》和《企业科技活动统计年鉴》。1999—2015年统计数据发生三次变更调整:2008年以后各年鉴上均不再公布大中型工业企业增加值数据;2009年以后关于工业企业科技活动内部支出的数据也不在《中国科技统计年鉴》上公布:2012年国《01994-2021 China Academic Journal Electronic 家调整了部分行业分类的标准,其中橡胶和塑料制

造业被划分为橡胶制造业和塑料制造业,交通运输设备制造业被划分为汽车制造业以及铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业。

关于以上调整本文做的处理如下:2008 年以后 的大中型工业企业增加值是利用国家统计局公布的 分行业工业增加值增长率推算得到;2008年以后工 业企业科技活动内部支出数据使用 2007 年公布的 R&D 支出与科技活动内部支出的比例推算,其内 部构成利用 2007 年科技活动内部经费中劳务费、固 定资产构建费、原材料和其他经费的比例来推算:将 1999-2011 年期间的橡胶制造业与塑料制造业合 并作为橡胶和塑料制造业;2012年以后将汽车制造 业与铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业合 并作为交通运输制造业。由于 2011 年之后国家只 公布新产品销售收入和工业销售产值,不再公布新 产品产值与工业生产总值,所以2012年开始用新产 品销售收入来代替新产品产值,用当年销售产值加 上当年库存再减去上年库存,推算各年工业总产值。 为解决新产品产值波动问题,取三年平均值作为该 年的新产品产值,老产品产值用该年总产值减去调 整后的新产品产值计算。

### 三、结果分析

表 1 给出了 2000—2013 年新产品全要素生产  $\mathbf{x}(ntfp)$ 、老产品全要素生产 $\mathbf{x}(otfp)$ 及全部产品 全要素生产率(atfp)的几何平均值及其新老产品 转换机会成本的变化率(ncb)的算术平均值。结果 表明,所有行业 ntfp 平均年增长 0.48%, otfp 平 均年增长 3. 26%, TFP 平均年增长 2. 84%, 这说明 中国工业产品全要素生产率增长主要依靠老产品推 动。从 ncb 来看,各行业机会成本变化增加的行业 数量明显大于减小的数量,且行业间机会成本的变 化相差较大,呈现出明显的行业异质性特征,不同行 业从事创新活动面临的障碍具有明显差异。从具体 行业看,新产品全要素生产率增长较快的行业有文 教体育用品制造业、印刷业记录媒介、化学纤维制造 业、化学原料及化学制品制造业、纺织业、仪器仪表 及文化办公用机械制造业;而饮料制造行业、石油加 工及炼焦业出现了负增长;从新老产品转换机会成 本的变化来看,文教体育用品制造业的新老产品转 换平均机会成本的变化率减小最多,说明其行业创 新面临的障碍在减小;皮革毛皮羽绒及其制品业、交

ublishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net
① 本文对数据处理后样本区间为 2000—2013 年。

通运输设备制造业和电子及通信设备制造业的新老 产品转换机会成本的变化率增加比较快,石油加工 及炼焦业机会成本变化率最大,说明其行业创新面 临更高的障碍。总的来说,行业平均新老产品转换机会成本的变化呈现增加趋势,表明行业创新难度整体上是增加的。

表 1 2000—2013 年中国大中型工业分行业 ntfp、otfp、atfp 及 ncb

بالد جاء مالد جاء	新产品 TFP	老产品 TFP	全部产品 TFP	新老产品转换机会成本
行业 	(ntfp)	(otfp)	(atfp)	的变化(ncb)
食品加工业	1. 0091	1. 0175	1. 0212	0. 0083
食品制造业	0. 9988	1. 0295	1. 0271	0. 0303
饮料制造业	0. 9723	1. 0260	1. 0219	0. 0538
烟草加工业	0. 9834	1. 0242	1. 0218	0.0406
纺织业	1. 0253	1. 0326	1. 0326	0.0072
服装及其他纤维制品制造业	1. 0166	1. 0430	1. 0417	0. 0255
皮革毛皮羽绒及其制品业	0. 9810	1. 0587	1. 0535	0.0762
木材加工及竹藤棕草制品业	0. 9935	1. 0414	1. 0394	0.0470
家具制造业	1. 0075	1. 0483	1. 0470	0. 0397
造纸及纸制品业	1. 0134	0. 9940	0.9972	<b>-0.</b> 0193
印刷业,记录媒介的复制	1. 0379	1. 0235	1. 0243	<b>-0.</b> 0140
文教体育用品制造业	1. 0697	0. 9659	0.9919	<b>-0.</b> 1020
石油加工及炼焦业	0. 9192	1. 0356	1. 0382	0. 1193
化学原料及化学制品制造业	1. 0280	1. 0145	1. 0170	-0.0132
医药制造业	0. 9948	1. 0365	1. 0314	0.0410
化学纤维制造业	1. 0365	1. 0257	1. 0305	<b>-0.</b> 0104
橡胶和塑料制品业	0. 9863	1. 0265	1. 0208	0. 0400
非金属矿物制品业	1. 0184	0. 9928	0. 9953	<b>-0.</b> 0254
黑色金属冶炼及压延加工业	1. 0125	1. 0197	1. 0188	0.0071
有色金属冶炼及压延加工业	1. 0161	1. 0156	1. 0168	<b>-0.</b> 0005
金属制品业	1. 0097	1. 0211	1. 0227	0.0113
普通机械制造业	0. 9944	1. 0549	1. 0399	0.0590
专用设备制造业	0. 9907	1. 0396	1. 0281	0.0481
交通运输设备制造业	1. 0026	1. 0984	1. 0616	0. 0912
电气机械及器材制造业	0. 9894	1. 0576	1. 0392	0.0666
电子及通信设备制造业	1. 0000	1. 0819	1. 0560	0. 0787
仪器仪表及文化办公机械制造业	1. 0215	1. 0555	1. 0317	0. 0327
所有行业平均	1. 0048	1. 0326	1. 0284	0. 0274

注:以上结果经作者计算整理得到。其中,除新老产品转换机会成本的变化是历年算术平均值外,其余皆为历年几何平均值。

图 2一图 3 分别给出了各行业 ncb 和 ntfp 的直方图。结合图 2 和图 3 可见,石油加工及炼焦业的新产品全要素生产率增长是最低的,但是其机会成本的变化率最大,说明其老产品增长较快,机会成本的变化主要来自老产品 TFP 增长率的变化,企业更偏重于老产品生产,行业创新面临的障碍相对来说更高。文教体育用品制造业的情况正好相反。总体上,新产品全要素生产率增长越高的行业新老产品转换机会成本的变化率越小,说明新产品全要素生产率增长越高的行业其创新障碍越小。这也印证了新产品能够在很大程度上体现研发创新。

表 2 在表 1 的基础上将年份 2000—2013 年分

成了两个区间:2000—2007 年和 2008—2013 年,列 出了各区间各行业年平均的新老产品的全要素生产 率增长及新老产品转换机会成本的变化。将年份分 为两个区间主要是考虑到 2008 年金融危机后中国 经济政策发生了变化。

总体上看,各行业新老产品 TFP 变化趋势并不一致。总的行业新产品 TFP 增长变化 0.48%,老产品 TFP 平均年增长 3.26%,行业 TFP 平均年增长 2.74%,这说明各行业受老产品 TFP 的影响最大,这符合中国实际经济情况。在2000—2007 年和2008—2013 年两个阶段,新产品 TFP 增长出现微shing House, All rights reserved http://www.cnki.ne,弱上升,老产品 TFP 增长出现较大幅度下降,行业

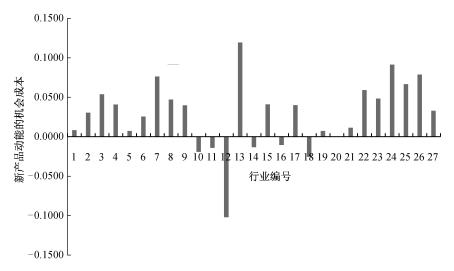


图 2 分行业新老产品转换机会成本的变化(ncb)

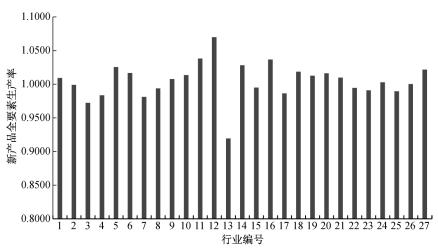


图 3 分行业新产品全要素生产率(ntfp)

表 2 2000—2013 年中国大中型工业分行业分阶段 ntfp、otfp 及 ncb

	表 2 20	100—2013	年中国大中	型工业分行	业分阶段	nttp ottp /s	z ncb		
行业	新产品 TFP(ntfp)			老产品 TFP(otfp)			机会成本的变化(ncb)		
	2000—2013	2000-2007	7 2008—2013	2000—2013	2000-2007	7 2008—2013	2000-2013	2000—200	7 2008—2013
食品加工业	1. 0091	1. 0525	0. 9539	1. 0175	1. 0576	0. 9664	0. 0083	0. 0048	0. 0130
食品制造业	0. 9988	1. 0459	0. 9393	1. 0295	1. 0511	1. 0015	0.0303	0.0050	0.0641
饮料制造业	0. 9723	0.9509	1.0015	1. 0260	1. 0132	1. 0434	0.0538	0.0635	0.0409
烟草加工业	0. 9834	0. 9751	0.9947	1. 0242	1. 0386	1. 0054	0.0406	0.0631	0.0107
纺织业	1. 0253	1. 0149	1. 0392	1. 0326	1. 0337	1. 0312	0.0072	0.0184	-0.0077
服装及其他纤维制品制造业	1. 0166	0. 9949	1. 0464	1.0430	1.0698	1. 0081	0. 0255	0.0726	<b>-0.</b> 0373
皮革毛皮羽绒及其制品业	0. 9810	1. 0080	0.9462	1. 0587	1. 0930	1. 0147	0.0762	0. 0809	0.0698
木材加工及竹藤棕草制品业	0. 9935	0. 9994	0. 9857	1. 0414	1. 0462	1. 0350	0.0470	0.0458	0.0488
家具制造业	1. 0075	1. 0000	1. 0175	1. 0483	1. 0853	1. 0009	0.0397	0.0819	<b>-0.</b> 0164
造纸及纸制品业	1. 0134	1.0032	1. 0271	0.9940	0. 9985	0. 9881	<b>-0.</b> 0193	<b>-0.</b> 0047	<b>-0.</b> 0387
印刷业、记录媒介的复制	1. 0379	1. 0398	1. 0355	1. 0235	0. 9987	1. 0575	-O.0140	<b>-0.</b> 0403	0.0210
文教体育用品制造业	1. 0697	1. 0500	1. 0965	0.9659	1. 0253	0.8920	<b>−</b> 0 <b>.</b> 1020	<b>−</b> 0 <b>.</b> 0238	<b>−</b> 0 <b>.</b> 2063
石油加工及炼焦业	0. 9192	0. 8938	0. 9542	1. 0356	1. 0226	1. 0532	0.1193	0. 1347	0.0987
化学原料及化学制品制造业	1. 0280	1. 0094	1. 0534	1. 0145	1. 0027	1. 0306	-O. 0132	<b>-0.</b> 0067	<b>-0.</b> 0219
医药制造业	0. 9948	1. 0175	0. 9654	1. 0365	1.0010	1. 0858	0.0410	<b>-0.</b> 0163	0. 1175
化学纤维制造业	1. 0365	1. 0085	1. 0749	1. 0257	1. 0237	1. 0284	-O.0104	0.0149	-0.0442
(C橡胶和塑料制品业hina	A @a@B6inic	Jougs831	E1e&t9837ic	Pub 0265ins	H-0297.	A 111ri0228s 1	es <b>0.</b> r0400.	h@p0414v	ww9c0385net

续表 2

行业	新产品 TFP(ntfp)		老产品 TFP(otfp)			机会成本的变化(ncb)			
	2000—2013	2000-2007	2008—2013	2000—2013	2000—2007	2008—2013	2000—2013	2000—2007	2008—2013
非金属矿物制品业	1. 0184	1. 0454	0. 9834	0. 9928	0. 9913	0. 9948	-0.0254	-0.0531	0. 0115
黑色金属冶炼及压延加工业	1. 0125	1. 0210	1. 0012	1. 0197	0. 9909	1. 0594	0.0071	<b>−</b> 0.0299	0.0565
有色金属冶炼及压延加工业	1. 0161	0. 9982	1. 0406	1. 0156	1. 0057	1. 0290	<b>-0.</b> 0005	0.0075	<b>−0.</b> 0112
金属制品业	1. 0097	1. 0063	1. 0142	1. 0211	1. 0808	0. 9467	0.0113	0.0714	<b>−0.</b> 0689
普通机械制造业	0. 9944	0. 9957	0. 9927	1. 0549	1. 0877	1. 0127	0.0590	0.0884	0.0199
专用设备制造业	0. 9907	0. 9936	0. 9869	1. 0396	1. 0794	0. 9889	0.0481	0.0828	0.0020
交通运输设备制造业	1. 0026	1. 0027	1. 0026	1. 0984	1. 1312	1. 0561	0.0912	0. 1206	0.0520
电气机械及器材制造业	0. 9894	0. 9904	0. 9881	1. 0576	1. 1117	0. 9895	0.0666	0. 1156	0.0014
电子及通信设备制造业	1. 0000	0. 9822	1. 0243	1. 0819	1. 1114	1. 0438	0.0787	0. 1236	0.0189
仪器仪表及文化办公机械制造业	1. 0215	1. 0345	1. 0045	1. 0555	1. 1326	0. 9608	0.0327	0.0906	<b>-0.</b> 0445
所有行业平均	1. 0048	1. 0045	1. 0057	1. 0326	1. 0486	1. 0128	0. 0274	0.0427	0.0070

注:以上结果经作者计算整理得到。其中,除新老产品转换机会成本的变化是历年算术平均值外,其余皆为历年几何平均值。

平均年增长率由 4.86%下降至 1.28%。这说明 2008 年以后中国工业新产品 TFP 增长受中国经济政策发生变化影响较小,有微弱上升,而老产品 TFP 增长受政策影响较大;新老产品转换机会成本的变化(ncb)在两个阶段也明显减小,行业平均年增长由 4.27%下降至 0.70%,说明 2008 年前后我国工业行业创新整体面临的障碍减小,国家政策对行业创新产生了一定成效。

## 四、我国工业新老产品转换机会成本 变化的影响因素分析

上述通过测算新老产品的 TFP 及其转换的机会成本的变化,直观地分析了各工业企业的创新效率及新老产品转换机会成本的变化情况,下面通过设定合适的计量模型对工业企业新老产品转换机会成本变化的影响因素进行实证分析。本文对新老产品转换机会成本的变化的研究实质上是从成本角度探究企业创新面临的障碍程度,因此下文将从创新的影响因素角度选取相关因素进行考察。

### (一)指标选取

### 1.外商直接投资(fdi)

技术进步与创新的实现一般体现在内部和外部两个方面<sup>[22]</sup>,内部是指通过提高自身自主研发能力实现研发存量积累,促进创新;外部则是通过技术外溢实现。技术外溢的主要途径之一是 FDI。FDI 的溢出效应最早是由 MacDougall<sup>[23]</sup> 提出,关于 FDI 的外溢效应,学术界至今没有一致的定论,学者们主要有三种观点:一种是肯定 FDI 溢出效应的存在,FDI 能够促进技术创新<sup>[24-25]</sup>;一种则持相反观点,认(C) 1994-2021(China Academic Journal Electronic 为 FDI 没有显著的溢出效应<sup>[26-27]</sup>;还有一种认为

FDI 对创新的作用具有"门槛效应",这类观点主要是国内学者基于中国的实际经济情况研究所得,例如潘文卿<sup>[28]</sup>研究发现,外商投资的外溢效应存在着一个经济发展的"门槛",西部地区还没有越过经济发展的临界"门槛"。针对以上观点,本文将进行实证检验,选取所有三资企业工业总产值占全部规模以上企业的工业总产值比重衡量外商直接投资。

### 2.产权变量(fgy)

当私人收益或成本与社会收益或成本不一致时就会导致企业缺乏创新动力。产权制度为创新者提供了有效且持久的创新激励,它明确了创新成果与创新者之间的归属关系,为创新者创新活动提供了保障,作为理性经济人,创新者必然会增强其创新积极性来获得更大的收益[29]。相比产权制度明晰的发达国家,我国的产权制度尚待完善,处在经济转型时期,产权结构多样化。理论上具有不同产权结构的企业经理人的努力程度存在差异,因而对创新的激励也不同[30]。因此本文考虑选取产权结构这一影响因素,探究产权结构对我国企业创新面临的障碍程度的影响。使用大中型企业中非国有企业产值占工业总产值比重衡量产权变量(非国有产权)。

### 3.研发强度(yfqd)

内生经济增长理论认为技术相对于经济增长是内生的,技术进步带来知识和经验的积累,而知识和经验积累又会促进企业加大 R&D 投资力度,带动经济增长,促进技术创新<sup>[31]</sup>。由此来看,R&D 投资与技术创新能够相互作用。Cohen 等<sup>[32]</sup>认为研发能够创造出新知识,Arrow<sup>[33]</sup>认为知识的增长源于"于中学",知识的外部性导致了 R&D 投资具有溢新加强 House. All rights reserved. http://www.cnk.ne出效应。孙其龙<sup>[34]</sup>认为 R&D 溢出有两方面作用:

其一,R&D溢出可以使获益的一方降低创新成本,提高企业的研发创新动力;其二,对 R&D溢出的一方而言,会降低其研发的积极性。本文选取 R&D 强度指标,用科技活动内部支出占工业总产值比值衡量。

### 4.出口贸易(*expt*)

"出口促进论"认为出口能够将国外技术扩散至国内,促进国内技术进步,刺激国内企业创新积极性,表现为正的外部性。这一外部性也体现为"出口中学习"效应,即出口给知识溢出提供了渠道,企业通过出口贸易带来的新的技术和知识能够被其他企业无偿吸收,并促使这些企业提高了创新动力。关于"出口中学习"效应在中国是否适用,学者们得出了不同的研究结论。张杰等[35]和胡翠等[36]的研究验证了"出口中学习"效应,而 Luong[37]的研究未发现这一效应。综合以上结论,考察出口贸易对企业创新所遇障碍程度的影响显得尤为重要。本文用分行业的大中型行业出口交货值占工业总产值的比值衡量出口贸易。

### 5.企业规模(qygm)

企业规模是 Schumpete<sup>[38]</sup> 创新理论中的一个核心变量,他认为大企业在研发资金投入、承担研发风险方面比小企业更具实力,规模大的企业创新能力更强。在实证研究中,学者们的研究结论并不一致<sup>①</sup>。为此本文将企业规模纳入影响因素考察范围。企业规模的度量一般使用销售收入、总资产或职工人数。Scherer<sup>[39]</sup> 认为销售收入作为生产要素构成的基本元素,企业通常要根据销售收入来制定研发预算,所以,销售收入最能代表企业规模。本文用地区大中型企业平均销售收入表示企业规模。

### (二)模型构建

由于考察的是新老产品转换的机会成本的变化,所以相应的影响因素指标也需要用增长率表示,因此在设定模型时,考虑将解释变量进行对数化处理。利用以上指标构建计量模型:

$$ncb = \beta_0 + \beta_1 \ln f di + \beta_2 \ln f g y + \beta_3 \ln y f q d + \beta_4 \ln e x p t + \beta_5 \ln q y g m + \varepsilon$$
(9)

其中:ε为随机扰动项。

### (三)实证分析

本文选取 2000—2013 年中国 27 个大中型工业行业数据为样本,共计 378 个样本观测值。为了防止宏观数据可能因时间趋势而出现不平稳,导致伪回归问题,在进行回归之前,需要检验面板数据的平(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic P稳性。本文采用不同根的 Fisher ADF 单位根检

验,结果见表 3。从表 3 可以看出,所有的变量都强 烈拒绝面板数据存在单位根的原假设,即所有的变量都是平稳的。

表 3 影响因素变量单位根检验结果

检验方法	ln <i>fdi</i>	$\ln fgy$	lnyfqd	ln <i>expt</i>	lnqygm
Fisher ADF	107. 7511	174. 3457	119. 1296	130. 2492	186. 1697
Fisher ADF	(0,0000)	(0.0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0.0000)

注:括号内数值是 p 值,ADF 检验数据是逆卡方值。

实证方法中,首先采用 OLS、固定效应和随机效应,然后进行豪斯曼检验,最终剔除了固定效应模型。为了更好地解决动态面板的内生性及遗漏变量等问题,本文也采用了系统 GMM(SYS\_GMM)方法进行对比检验,在模型中引入 ncb 差分的滞后项,确保估计结果的可信度。此外也进行了模型显著性的Wald 检验、Sargan 过度识别检验。为了方便表述,将模型编号为(1)—(3),各模型检验结果见表 4。

表 4 中国工业新老产品转换机会成本变化的 影响因素回归结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)		
又里	OLS	RE <u>r</u> obust	SYS_GMM		
$\ln f di$	0. 0434***	0. 0434***	0. 0311**		
	(0.0128)	(0.0128)	(0.0127)		
$\ln fgy$	-0.0609***	-0.0609***	-0. 0593***		
	(0.0192)	(0.0192)	(0.0208)		
lnyfqd	0.0154*	0. 0154*	0. 0336*		
	(0.0089)	(0.0089)	(0.0191)		
$\ln expt$	<b>-0.</b> 0073	<b>-0.</b> 0073	<b>-0.</b> 0054		
	(0.0099)	(0.0099)	(0.0122)		
lnqygm	-0.0051	<b>-0.</b> 0051	-0.0122		
	(0.0113)	(0.0113)	(0.0186)		
cons	0. 0994**	0. 0994**	0. 1430**		
	(0.0435)	(0.0435)	(0.0635)		
N	378	378	378		
$R^{2}$	0.0100				
AR(2)			0. 2640		
Sargan			0. 1620		
Wald			0.0430		

注:\*表示p<0.1,\*\*表示p<0.05,\*\*\*表示p<0.01。

从表 4 模型(3)来看,AR(2)的 p 值为 0. 2640, 因此接受模型扰动项无自相关假定,选用系统 GMM 是合适的。Sargan 检验的 p 值为 0. 1620,接 受"所有工具变量都是有效的"原假设,即所选用的 被解释变量 ncb 差分滞后项作为系统 GMM 的工具 变量是有效的。Wald 检验的 p 值为 0. 0430,因此

ublishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net
① 这类的相关文献已在前文第一部分已有所介绍。

整个模型是显著的。模型(1)—(3)的结果趋于一致,说明实证结果是稳健的。下面对实证结果进行 具体分析。

外商直接投资(fdi)的回归系数符号为正,回归结果显著,说明外商直接投资的增加会使企业的新老产品转换机会成本的变化率增加,创新遇到的障碍增大,即 FDI 对创新有抑制作用。这可能是因为外资的引入对企业新产品全要素生产率增长变化的影响小于对老产品全要素生产率增长变化的影响,即 FDI 主要是通过影响老产品全要素生产率增长使得新老产品转换机会成本的变化率增加。

非国有产权(fgy)的回归系数符号为负,回归结果显著,说明非国有企业的增长会使新老产品转换机会成本的变化率减小,非国有企业进行新老产品转换,实现创新所面临的障碍小于国有企业,非国有企业创新更有活力。国有企业因其经营权与所有权分离,存在政策性负担<sup>[40]</sup>,产权制度对其的创新激励小于非国有企业,其新老产品转换机会成本的变化也较其他所有制企业高,创新难度更高。

研发强度(yfqd)的回归系数符号为正,回归结果显著,说明研发强度越大企业的新老产品转换的机会成本越大,研发强度的增强会使创新障碍增大。这可能是由于一方面  $R^{\&}$ D 溢出效应降低了企业的创新积极性;另一方面,虽然加大  $R^{\&}$ D 投资力度会使长期资本存量增加,但是短期内,企业的研发效率并不会有显著提高,盲目增加  $R^{\&}$ D 投资会造成资源浪费,加大企业负担,反而使企业新老产品转换机会成本的变化率增加,创新难度上升。

出口贸易(expt)的回归结果不显著,说明出口贸易对企业新老产品转换的机会成本没有显著影响,即"出口中学习"效应在我国作用并不显著。"出口中学习"主要是发展中国家对发达国家先进生产设备的引进和成本降低型生产效率的提升,而不是其自主创新能力或技术创新型生产效率的提高。另一方面,出口贸易的外部性使得受益一方的创新积极性提高也减弱了出口方创新的动力。

企业规模(qygm)的回归结果也不显著,说明企业规模对企业新老产品转换的机会成本也没有明显影响。在对企业规模与创新之间关系的研究中,学者们各执观点。Arrow 认为垄断程度高的行业创新效率更低<sup>[41]</sup>,Schumpeter<sup>[38]</sup>指出大企业的规模经济更显著。本文从回归结果来看,企业规模对新老产品转换的机会成本无显著作用,说明创新并不(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic I依赖于企业规模的扩张。

### 五、结论与建议

本文研究表明,各行业机会成本变化上升的行 业数量明显大于下降的数量,且行业间机会成本的 变化相差较大,说明行业间的创新障碍差距较大,行 业整体创新面临的障碍在增大。总体上,新产品全 要素生产率增长越高的行业新老产品转换机会成本 的变化率越小。2008年前后两个阶段,总体上新老 产品转换机会成本的变化受中国经济政策变化影响 较小,具体行业上,一些行业出现前增加后减小的现 象,一些行业则出现前减小后增加的趋势,还有的行 业前后都增加或都减小,不同行业增加和减小的幅 度有较大差距。这说明 2008 年之后由于经济政策 的改变,一方面,使得一些行业加大了创新力度,新 老产品转换机会成本的变化率减小,创新遇到的障 碍减少,创新取得一定成效;另一方面,也使得一些 行业的创新积极性下降,新老产品转换机会成本的 变化率不断增加,企业创新难度上升。此外,新老产 品转换机会成本变化的影响因素分析的结果表明: 外商直接投资会提高企业的新老产品转换机会成本 的变化:产权结构会影响到新老产品转换的机会成 本;研发强度越大企业,其新老产品转换机会成本的 变化也越大,而出口和企业规模对新老产品转换机 会成本的变化基本无影响。

根据以上结论,本文给出一些政策建议。第一, 新产品全要素生产率增长越高的行业新老产品转换 机会成本变化越小,新产品全要素生产率增长的提 高会降低企业创新面临的障碍,为此企业应积极开 展新产品的研发,以及实行新老产品转换,实现产业 链升级。第二,新老产品转换机会成本变化率增加 的行业个数明显大于减小的个数,行业创新障碍差 距大,这和行业特点以及政府政策有关,为此政府应 根据行业特征合理对一些行业给予政策支持,鼓励 其创新,对于不同行业应出台不同的创新激励的政 策。第三,外资引入和研发强度的增加会加剧企业 新老产品转换机会成本的变化。外资对老产品全要 素生产率增长影响较大,使得企业更偏重生产老产 品,而不愿开发新产品,为此企业应合理引入外资, 不过分追求老产品生产率提高带来的收益,尝试新 产品研发;此外,追求较高的研发强度而忽略了研发 效率的提高,反而增加了企业负担,阻碍了创新,为 此应合理控制研发强度,提高研发效率。第四,非国 有企业的新老产品转换机会成本的变化率更小,为 此应进一步加大对民营企业创新扶持力度。对国有

企业合理管控,简政放权,提高国有企业创新活力。 第五,出口和企业规模对企业新老产品转换机会成 本的变化无明显影响,为此应注重提升企业自主创 新能力,从内部提升创新技术,不过分依赖"出口中 学习"和企业规模的扩张。

### 参考文献:

- [1] 张海洋,金则杨. 中国工业 TFP 的新产品动能变化研究 [J]. 经济研究,2017,52(9):72-85.
- [2] 戴魁早,刘友金. 要素市场扭曲、区域差异与 R&D 投 入:来自中国高技术产业与门槛模型的经验证据[〕].数 量经济技术经济研究,2015,32(9):3-20.
- [3] 唐清泉,甄丽明. 管理层风险偏爱、薪酬激励与企业 R&D 投入:基于我国上市公司的经验研究[J]. 经济管 理,2009,31(5):56-64.
- [4] 吴延兵. 中国工业 R & D 投入的影响因素[J]. 产业经济 研究,2009(6):13-21.
- [5] 张杰,芦哲,郑文平,等. 融资约束、融资渠道与企业 R&D投入[J]. 世界经济,2012,35(10):66-90.
- [6] 孙早,宋炜.企业 R&D 投入对产业创新绩效的影响:来 自中国制造业的经验证据[J]. 数量经济技术经济研究, 2012,29(4):49-63.
- [7] 肖文,林高榜. 政府支持、研发管理与技术创新效率:基 于中国工业行业的实证分析[J]. 管理世界,2014(4): 71 - 80.
- [8] 李向东,李南,白俊红,等. 高技术产业研发创新效率分 析[J]. 中国软科学,2011(2):52-61.
- [9] 冯宗宪,王青,侯晓辉. 政府投入、市场化程度与中国工 业企业的技术创新效率[J]. 数量经济技术经济研究, 2011,28(4):3-17.
- [10] 肖仁桥,钱丽,陈忠卫. 中国高技术产业创新效率及其 影响因素研究[J]. 管理科学,2012,25(5):85-98.
- [11] 温军,冯根福. 异质机构、企业性质与自主创新[J]. 经 济研究,2012,47(3):53-64.
- 「12] 李平,田朔. 出口贸易对技术创新影响的研究:水平溢 出与垂直溢出:基于动态面板数据模型的实证分析[J]. 世界经济研究,2010(2):44-48.
- [13] 张娜,杨秀云,李小光. 我国高技术产业技术创新影响 因素分析[J]. 经济问题探索,2015(1):30-35.
- [14] Braga H, Willmore L. Technological import and technological effort: An analysis of their determinants in Brazilian firms[J]. Journal of Economics, 1991, 39 (4): 421-432.
- [15] 周黎安,罗凯.企业规模与创新:来自中国省级水平的 经验证据[J]. 经济学(季刊),2005(2):623-638.
- [16] Kraft K. Market structure, firm characteristics and
  - innovative activity[J]. Journal of Industrial Economics Publishir 1989, 37(3): 329-336.

- [17] 吴延兵. 创新的决定因素:基于中国制造业的实证研究 [J]. 世界经济文汇,2008(2):46-58.
- [18] 张海洋,史晋川. 中国省际工业新产品技术效率研究 [J]. 经济研究,2011,46(1):83-96.
- [19] Fare R, Grosskopf S, Norris M. Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries: Reply[J]. American Economic Review, 1997, 87: 1040-1043.
- [20] Oh D. A Global Malmquist-Luenberger productivity index[J]. Journal of Productivity Analysis, 2010, 34 (3): 183-194.
- [21] 张军,吴桂英,张吉鹏.中国省际物质资本存量估算: 1952—2000[J]. 经济研究,2004(10):35-44.
- [22] Feldman M P. The new economics of innovation, spillovers and agglomeration: A review of empirical studies [J]. Economics of Innovation and New Technology, 1999, 8(1/2): 5-25.
- [23] MacDougall G. The benefits and costs of private investment from abroad: A theoretical approach [J]. Economic Record, 1960(36): 13-35.
- [24] Caves R E. Multinational firms, competition and productivity in Host-Country markets[J]. Econimica, 1974, 41: 176-193.
- [25] 薄文广. 外国直接投资对中国技术创新的影响[J]. 财 经研究,2007(6):4-17.
- [26] Dimelis S, Louri H. Foreign ownership and production efficiency: A quantile regression analysis [J]. Oxford Economic Paper, 2002 (54): 449-469.
- [27] 马天毅,马野青,张二震.外商直接投资与我国技术创 新能力[J]. 世界经济研究,2006(7):4-8.
- [28] 潘文卿. 外商投资对中国工业部门的外溢效应:基于面 板数据的分析[J]. 世界经济,2003(6):3-7.
- [29] 范世涛. 技术创新的制度分析[D]. 南京:南京农业大 学,2001.
- [30] 吴延兵. 市场结构、产权结构与 R&D:中国制造业的实 证分析[J]. 统计研究,2007(5):67-75.
- [31] Romer P M. Increasing returns and long-run growth [J]. Journal of Political Economy, 1986, 94(5): 1002-
- [32] Cohen W M, Levinthal D A. Innovation and learning: The two faces of R&D[J]. The Economic Journal, 1989, 99(397): 569-596.
- [33] Arrow K J. The economic implication of learning by doing[J]. Review of Economic Studies, 1962, 29: 155-
- [34] 孙其龙. 知识溢出条件下企业 R&D 策略行为研究 [D]. 秦皇岛: 燕山大学,2012.
- 「35」张杰,李勇,刘志彪. 出口促进中国企业生产率提高

- 吗?:来自中国本土制造业企业的经验证据:1999—2003[J]. 管理世界,2009(12):11-26.
- [36] 胡翠,林发勤,唐宜红. 基于"贸易引致学习"的出口获益研究[J]. 经济研究,2015,50(3):172-186.
- [37] Luong T A. Does learning by exporting happen? Evidence from the automobile industry in China [J]. Review of Development Economics, 2013, 17(3): 461-473.
- [38] Schumpeter J A. Capitalism, socialism, and democracy [J]. American Economic Review, 1942, 3(4):594-602.
- [39] Scherer F M. Firm size, market structure, opportunity, and the output of patented inventions[J]. American Economic Review, 1965, 55(5): 1097-1125.
- [40] Lin J Y F, Fang C, Zhou L. Competition, policy burdens, and state-owned enterprise reform [J]. American Economic Review, 1998, 88(2): 422-427.
- [41] National Bureau of Economic Research. The Rate and Direction of Inventive Activity [M]. Princeton: Princeton University Press, 1962; 609-626.

(责任编辑:陈丽琼)