

中国经济新常态下全要素生产率 支撑型模式转变^①

李平^{1,2} 简泽³ 江飞涛⁴ 李晓萍⁵

(1. 中国社会科学院数量经济与技术经济研究所; 2. 中国社会科学院大学;
3. 广东财经大学工商管理学院; 4. 中国社会科学院工业经济研究所;
5. 中南大学商学院)

研究目标: 在新常态下中国经济从粗放型增长模式向全要素生产率支撑型增长模式转变的机制。研究方法: 从市场竞争的视角出发, 利用一个自然实验进行经验分析。研究发现: 市场竞争的引入激发了一个以低效率企业收缩和高效率企业扩张为核心的“创造性破坏”的企业更替和产业重组过程。无论是在投入规模还是产出规模上, 市场竞争推动的产业重组都没有增长效应, 但是, 它通过改善跨企业的资源配置效率推动了总量层面全要素生产率的增长; 市场竞争推动了企业层面创新投入的增长, 尤其是本来缺乏创新激励的大企业创新投入的增长, 进而推动了微观层面全要素生产率的增长。研究创新: 为研究市场竞争对总量和微观层面全要素生产率增长的促进作用提供了新的证据。研究价值: 市场竞争机制的建设能够成为新常态下增长模式转型的政策着力点。

关键词 市场竞争 全要素生产率 增长模式转型

中图分类号 F202 文献标识码 A

DOI:10.13653/j.cnki.jqte.2019.12.001

引言

当前, 中国经济正在从工业化进程中的高速增长阶段向工业化后期的中速增长阶段转换(黄群慧, 2014)。在这个过程中, 随着资本积累引起的资本边际生产率递减, 传统的以政府主导型投资为核心的增长动力不断减弱, 中国经济增长必须向全要素生产率支撑型模式转变(蔡昉, 2013)。可是, 近年来中国经济的全要素生产率呈现下降的趋势, 并且成为经济增长速度下滑的重要原因(蔡昉, 2016; 白重恩和张琼, 2014)。在这个背景下, 寻求和形成全要素生产率增长的新动力与新机制迫在眉睫^②。

全要素生产率的增长可能来源于以下两个方面: 一是在微观层面上企业全要素生产率的提高; 二是在总量层面上跨企业资源配置效率的改善(Olley 和 Pakes, 1996)。发展经济学的经典文献表明, 经济资源在不同产业之间的重新配置所带来的资源配置效率的改善被认为

^① 本文获得国家自然科学基金地区项目(71563013)和国家自然科学基金面上项目(71673304)的资助。

^② 参见《李克强: 强化中国经济新指标: 提高全要素生产率》[DB/OL], 2015年12月10日, http://www.xinhuanet.com/politics/2015-12/10/c_128518680.htm。

是发展中国家实现工业化和经济增长的关键 (Chenery 和 Kretschmer, 1956)。在中国, 以劳动力为代表的生产要素在不同产业之间的重新配置推动的全要素生产率增长构成了过去 30 多年全要素生产率和经济增长的重要组成部分 (蔡昉, 2013)。可是, 随着中国工业化的逐步完成, 这种跨产业的资源再配置效应逐渐减弱, 进而成为近年来全要素生产率呈现下降趋势的重要原因 (蔡昉, 2016)。

最近, 基于微观视角的研究表明, 在成熟的市场经济里, 存在大规模的以创造性破坏为核心的跨企业资源再配置。而且, 这种资源再配置主要发生在产业内部, 而不是产业之间 (Baily 等, 1992; Foster 等, 2006、2008)。以美国为例, 这种由产业内部重组推动的资源配置效率改善为美国经济全要素生产率增长提供了一半左右的贡献 (Haltiwanger, 2000)。世界经济发展史也表明, 在 19 世纪末和 20 世纪初, 以低效率企业的退出和高效率企业的扩张为核心的产业重组构成了现代工业革命的重要组成部分 (Jensen, 1993)。

在中国工业部门的绝大多数产业里, 一个公认的典型事实是, 一方面, 存在大量的效率非常低的僵尸企业; 另一方面, 缺乏具有创新能力和国际竞争力的大公司。僵尸企业的存在不仅造成了严重的产能过剩, 而且占据了大量资源, 从而阻碍了高效率企业的扩张, 进而导致微观层面跨企业资源配置效率的低下。一项非常有影响的研究表明, 如果中国制造业部门的产业组织能够像美国那样将资源更多地配置给高效率企业, 那么, 中国制造业部门的全要素生产率将提高 30%~50% (Hsieh 等, 2009)。显然, 微观层面上低效率的产业组织已经成为宏观层面上全要素生产率和经济增长的一个突出的结构性障碍。

市场竞争是推动以“创造性破坏”为核心的企业更替和产业重组的基本力量 (Caballero, 2007; Caballero 等, 2008; Aghion 和 Howitt, 1992; Aghion 等, 2015; Jovanovic, 1982; Foster 等, 2006; Holmes 和 Schmitz, 2010)。本文研究了市场竞争的加强对产业重组和全要素生产率增长的影响。在一个自然实验的框架下, 我们发现, 以生产率为基础, 市场竞争激发了一个“创造性破坏”的企业更替和产业重组过程。无论是在投入规模还是产出规模上, 市场竞争推动的产业重组都没有增长效应, 但是, 它通过改善跨企业的资源配置效率推动了总量层面全要素生产率的增长。同时, 市场竞争推动的产业重组不仅推动了企业层面的技术创新和全要素生产率的增长, 而且还促使技术创新活动更多地集中到创新效率较高的大企业中。

目前, 市场竞争对产业重组和全要素生产率的影响引起了广泛的关注。可是, 这方面的经验研究主要集中在提供一些描述性的典型事实上。在一个自然实验的框架下, 本文能够为现有文献补充新的经验证据。更重要的是, 从一个微观视角出发, 本文旨在突出市场竞争推动的产业重组对于当前全要素生产率增长的重要性, 进而揭示了新常态下中国经济增长模式转型的一个潜在源泉和重要机制。

本文接下来的结构安排如下: 首先介绍本文的研究设计; 接着分析市场竞争的强化对产业重组和总量层面上全要素生产率的影响; 进一步考察市场竞争推动的产业重组对企业层面的创新活动和全要素生产率的影响; 最后揭示主要分析结果的政策含义。

一、研究设计: 一个自然实验

在理论上, 市场竞争对全要素生产率增长的影响已经引起学术界的广泛关注 (Disney

等, 2003; Foster 等, 2006; Holmes 和 Schmitz, 2010; Nickell, 1996)。但是, 由于内生性问题的存在, 这方面的经验证据还缺乏足够的说服力 (Galdón-Sánchez 和 Schmitz, 2002)。本文利用一个近似于自然实验的市场竞争环境的变化来识别市场竞争对总量和微观层面全要素生产率增长的影响。

1. 实验设计

在这个自然实验中, 外生冲击来源于 2002~2005 年一些产业非关税壁垒的变化。在 20 世纪 90 年代中后期, 为了能够加入世界贸易组织, 中国多次大幅度降低关税壁垒。不过, 为了保护一些产业, 中国并没有取消非关税壁垒。因此, 即便关税税率大幅度下降, 凭借由进口许可证、进口配额和进口招标产品组成的非关税壁垒, 一些产业仍然没有受到严重的进口竞争冲击。2001 年, 中国正式加入世界贸易组织。在加入世界贸易组织以后, 根据中国加入世界贸易组织的协议书, 之前在一些产业中存在的非关税壁垒, 包括进口许可证、进口配额和进口招标产品, 在 2002~2005 年逐步取消。

随着非关税壁垒的取消, 这些产业对国外产品的进入壁垒消失了。在一个发展中经济里, 国外产品通常具有技术优势, 因此, 在非关税壁垒取消以后, 这些产业中的本土企业可能受到强烈的竞争冲击 (Baumol 和 Lee, 1991)。用价格成本加成作为市场竞争程度的度量, 简泽等 (2017) 的研究结果表明, 在 2001 年, 这些产业企业平均的价格成本加成是 0.0218, 但是, 在 2005 年以后, 这些产业平均价格成本加成下降到 -0.2910。这些产业市场势力的大幅度下降表明, 非关税壁垒的取消构成了实质性的竞争冲击。于是, 它们构成了自然实验的处理组。

与这些产业形成鲜明对照的是, 在那些没有经历非关税壁垒变化的产业里, 2001 年企业平均价格成本加成为 -0.0449; 但是, 在 2005 年以后, 企业平均价格成本加成上升到 0.0241。因而, 在这些产业里, 企业层面的市场势力呈现加强而不是减弱的趋势。因此, 它们构成了自然实验的控制组。

这些事实表明, 非关税壁垒的取消为本文提供了一个市场竞争发生明显变化的自然实验环境: 一方面, 对于企业而言, 2002~2005 年间一些产业非关税壁垒的取消构成了一个近乎外生的竞争冲击; 另一方面, 非关税壁垒的取消没有发生在所有的产业中, 而是发生在部分产业中。这样, 那些经历过非关税壁垒取消的产业构成了实验的处理组。相反, 那些没有经历过非关税壁垒取消的产业构成了实验的控制组。

2. 数据、变量与测度方法

本文采用国家统计局 1998~2007 年间的工业企业数据库。不过, 对于企业创新行为的分析, 我们只能用 2001 年、2005 年、2006 年和 2007 年的数据。其背后的原因是, 中国工业企业数据库只有 2001 年、2005 年、2006 年和 2007 年报告了企业的 R&D 数据。幸运的是, 它包含了相关产业非关税壁垒取消之前的一个年份和非关税壁垒取消以后的三个年份, 因而, 适合用来考察非关税壁垒取消引起的竞争冲击对企业创新活动的影响。

对于这个数据库, 本文参照李玉红等 (2008) 的方法删除了数据库中的错误记录。同时, 借鉴 Brandt 等 (2012) 的方法统一了全部四位数产业的统计口径, 并对企业进行编码, 以确定本文的截面分析单元。这样, 本文就得到了一个以企业为截面单元、时间跨度在 2001~2007 年的面板数据集。利用这个面板数据集, 构造需要的变量。这些变量的描述和构造方法报告在表 1 中。

表 1 主要变量及其构造方法		
变量	描述	构造方法
企业投入产出变量		
$lgLabor_{sit}$	劳动投入	年均就业人数
$lgCapital_{sit}$	资本存量	永续盘存法, 参见简泽等 (2014)
$lgRVadd_{sit}$	增加值	企业实际增加值
企业创新变量		
创新投入	R&D 投入密度	R&D 投入与产品销售收入的比
创新产出	全要素生产率	综合 Olley 和 Pakes (1996)、Levinsohn 和 Petrin (2003) 的方法, 具体步骤参见简泽等 (2014)
企业特征变量		
$lgAge_{sit}$	企业年龄	根据数据库报告的企业成立时间推算
$Ownship_{sit}$	所有制	国有资本占实收资本的比重
$Export_{sit}$	出口密度	出口占当年生产总值的比重
产业层面的变量		
HHI_s	赫芬达尔指数	四位数产业内企业市场份额的平方和
$lgKI_s$	资本密度	四位数产业层面资本存量与劳动投入的比
RSC_s	产业市场化程度	四位数产业层面国有资本占总资本的比例
ERP_s	关税有效保护率	采用刘云中和陈辉 (2002) 的计算方法
Gd_s	需求变化	两位数产业层面销售收入的增长率

二、市场竞争、产业重组与总量层面全要素生产率的增长

在这一节里, 本文考察市场竞争的引入对产业层面总量全要素生产率的影响。本文的分析由以下几部分组成: 首先考察市场竞争的引入对生产率水平不同的企业的不同影响; 接着探索市场竞争激发的创造性破坏的产业重组过程; 最后分析市场竞争激发的产业重组对产业层面总量全要素生产率增长的影响。

1. 市场竞争对企业生产规模的影响: 平均处理效应

这里, 我们观察市场竞争的引入对单个企业生产规模的影响。本文的分析主要集中在市场竞争的引入对企业投入产出规模的影响上。

为此, 基于本文的研究设计, 构建计量经济模型:

$$y_{sit} = \alpha_t + \beta_i + \lambda_1(A \times T) + X'_{sit}\theta + \phi Z_s + u_{sit} \quad (1)$$

其中, 下标 s 表示产业, i 表示企业, t 表示时间, λ 、 θ 和 ϕ 表示回归系数。 y_{sit} 是被解释变量; α_t 是年份固定效应, 它用来控制非关税壁垒取消之外其他所有事件的发生, 比如经济周期性波动可能产生的影响; β_i 是企业固定效应, 它用来控制不随时间变化的企业异质性因素的影响; A 是描述外生冲击发生时间的哑变量, 它在 2005 年之后取值为 1, 在 2002 年之前取值为 0; T 是用来区分处理组和控制组的哑变量, 如果产业 s 的非关税壁垒在 2002~2005 年之间被取消, 那么, T 取值为 1, 否则, T 取值为 0; $A \times T$ 是 A 与 T 的交互作用项; X_{sit} 是由企业层面的控制变量组成的向量; Z_s 是由产业层面的控制变量组成的向量; u_{sit}

是随机扰动项。

以企业的增加值 $lgRVadd_{sit}$ 、劳动投入 $lgLabor_{sit}$ 和资本投入 $lgCapital_{sit}$ 为因变量，表 2 报告了我们的估计结果。估计结果显示，在所有的回归方程中，拟合优度都在 0.85 以上。同时，统计上显著的控制变量大多具有合理的符号。因此，我们将注意力集中在我们感兴趣的二阶差分估计量，即 $A_s \times T_s$ 的回归系数上。出乎意料的是，无论是在投入方程中，还是在产出方程中， $A_s \times T_s$ 的回归系数均在 5% 的显著性水平上无异于零。这意味着，市场竞争的引入对企业层面的投入产出规模没有明显的影响。因此，在微观层面上，市场竞争没有表现出明显的增长效应。

不过，这些结果的背后可能存在两种不同的情形：第一种情形是，市场竞争的引入对产业内的所有企业产生了相同的影响，因此，这些平均处理效应的估计结果比较好地代表了市场竞争的引入对企业生产规模的影响；第二种情形是，市场竞争的引入对同一产业内生产率水平不同的企业产生了不同的影响，因此，平均处理效应的估计结果仅仅代表了市场竞争对同一产业内不同企业不同影响的简单加总。因此，只有将企业异质性考虑进来，我们才能准确地观察市场竞争的引入对企业生产规模的影响。

表 2 市场竞争对企业投入产出的影响：平均处理效应

解释变量	被解释变量		
	增加值方程： $lgRVadd_{sit}$	劳动方程： $lgLabor_{sit}$	资本方程： $lgCapital_{sit}$
常数项	6.2828*** (0.0243)	3.1832*** (0.0156)	3.7444*** (0.0232)
$A \times T$	0.0076 (0.0060)	-0.0061* (0.0034)	-0.0083 (0.0052)
$Ownship_{sit}$	-0.0254*** (0.0077)	0.0591*** (0.0041)	0.0437*** (0.0064)
$Export_{sit}$	0.0817*** (0.0089)	0.0308*** (0.0046)	0.0062 (0.0043)
$lgAge_{sit}$	-0.0002 (0.0022)	0.0368*** (0.0013)	-0.0027 (0.0022)
$lgScale_{sit}$	0.5029*** (0.0027)	0.3327*** (0.0018)	0.8515*** (0.0028)
HHI_{st}	-0.2458*** (0.0540)	-0.1099*** (0.0311)	-0.1295*** (0.0471)
$lgKI_{st}$	0.0172*** (0.0044)	-0.0439*** (0.0027)	0.0464*** (0.0039)
RSC_{st}	-0.0402** (0.0158)	0.1599*** (0.0091)	-0.0464*** (0.0137)
ERP_{st}	-0.0680 (0.2098)	-0.0128 (0.1254)	-0.1556 (0.1854)
GRD_{st}	0.0967*** (0.0134)	0.0318*** (0.0074)	0.0383*** (0.0113)

(续)

解释变量	被解释变量		
	增加值方程: $lgRVadd_{sit}$	劳动方程: $lgLabor_{sit}$	资本方程: $lgCapital_{sit}$
年份固定效应	包含且联合显著	包含且联合显著	包含且联合显著
企业固定效应	包含且联合显著	包含且联合显著	包含且联合显著
拟合优度 R^2	0.8905	0.9420	0.9419
观察值个数	981134	981134	959667

注: 在企业层面的分析中, 本文借鉴 Arellano (2003)、Wooldridge (2009) 的方法调整了标准差来降低异方差和相关性 (包括可能存在的序列相关和截面相关) 的影响, 标准差报告在括号中。

2. 市场竞争对企业生产规模的影响: 企业间的差异

紧接着, 本文考察市场竞争的引入对不同生产率水平的企业所产生的不同影响。本文的基本假说是, 市场竞争的引入会对生产率水平不同的企业产生不同的影响。具体来说, 在市场竞争的冲击下, 低效率企业的生产规模缩小, 高效率企业的生产规模扩大。

为此, 将模型式 (1) 扩展为:

$$y_{sit} = \alpha_t + \beta_i + \lambda_1(A \times T) + \lambda_2(A \times T \times TFP_{sit}) + X'_{sit}\theta + \phi Z_{sit} + u_{sit} \quad (2)$$

与模型式 (1) 不同的是, 模型式 (2) 引入了 $A \times T \times TFP_{sit}$ 。 $A \times T \times TFP_{sit}$ 是 A 、 T 和 TFP_{sit} 的交互作用项。它的回归系数度量了市场竞争的引入对不同生产率水平的企业所产生的不同影响。

表 3 报告了我们的估计结果。研究发现, 在增加值方程中, $A \times T$ 的回归系数小于零, $A \times T \times lgTFP_{sit}$ 的回归系数大于零, 并且, 都在 1% 的水平上显著。这意味着, 市场竞争的引入显著地压缩了低效率企业的生产规模, 同时, 扩大了高效率企业的生产规模。进一步还发现, 在劳动方程中, $A \times T$ 的回归系数在 1% 的显著性水平上小于零, 而 $A \times T \times lgTFP_{sit}$ 的回归系数在 1% 的显著性水平上大于零; 在资本方程中, $A_s \times T_s$ 的回归系数在 1% 的显著性水平上大于零, 而 $A \times T \times lgTFP_{sit}$ 的回归系数在 1% 的显著性水平上小于零。这意味着, 面对市场竞争的冲击, 生产率水平不同的企业做出了不同的反应: 低效率企业倾向于通过削减劳动雇佣量来应对竞争冲击, 而高效率企业倾向于削减固定资本存量, 从而更好地利用中国经济的比较优势。

表 3 市场竞争对企业投入产出规模的影响: 企业间的差异

解释变量	被解释变量		
	增加值方程: $lgRVadd_{sit}$	劳动方程: $lgLabor_{sit}$	资本方程: $lgCapital_{sit}$
常数项	6.2602*** (0.0243)	3.1638*** (0.0157)	3.7396*** (0.0232)
$A \times T$	-3.2021*** (0.0337)	-0.3563*** (0.0144)	0.3403*** (0.0196)
$A \times T \times lgTFP_{sit}$	0.4527*** (0.0048)	0.0495*** (0.0019)	-0.0492*** (0.0027)
$Ownship_{sit}$	-0.0054 (0.0076)	0.0618*** (0.0041)	0.0418*** (0.0064)

(续)

解释变量	被解释变量		
	增加值方程: $lgRVadd_{it}$	劳动方程: $lgLabor_{it}$	资本方程: $lgCapital_{it}$
$Export_{it}$	0.0719*** (0.0085)	0.0284*** (0.0045)	0.0066 (0.0043)
$lgAge_{it}$	0.0035 (0.0022)	0.0371*** (0.0014)	-0.0031 (0.0022)
$lgScale_{it}$	0.4919*** (0.0027)	0.3354*** (0.0019)	0.8541*** (0.0029)
HHI_{it}	-0.2190*** (0.0532)	-0.1176*** (0.0310)	-0.1338*** (0.0471)
$lgKI_{it}$	0.0344*** (0.0044)	-0.0423*** (0.0027)	0.0444*** (0.0039)
RSC_{it}	-0.0451*** (0.0157)	0.1574*** (0.0092)	-0.0454*** (0.0137)
ERP_{it}	-1.0277*** (0.2117)	-0.1587 (0.1249)	-0.0558 (0.1856)
GRD_{it}	0.0834*** (0.0134)	0.0286*** (0.0074)	0.0397*** (0.0113)
年份固定效应	包含且联合显著	包含且联合显著	包含且联合显著
企业固定效应	包含且联合显著	包含且联合显著	包含且联合显著
拟合优度 R^2	0.8982	0.9439	0.9420
观察值个数	960040	960040	959667

3. 市场竞争的资源再配置效应

接下来, 本文考察市场竞争对资源再配置的影响。这种影响可能表现在两个方面: 一是低效率企业的退出; 二是市场份额的再配置。

首先, 分析市场竞争对企业退出的影响。其基本假说是, 市场竞争的引入会导致低效率企业的退出, 从而激发一个优胜劣汰的市场选择过程。在前面给出的模型式 (2) 的框架下, 本文在表 4 中考察了市场竞争的引入对企业退出的影响。这里, 基于 Davis 和 Haltiwanger (1992) 的方法, 将中国工业企业数据库中曾经出现但从某一年份开始不再出现的企业定义为退出企业 $Exit_{it}$ 。如果企业在某一年份退出, 那么, $Exit_{it}$ 取值为 1; 否则, 取值为 0。在第 (1) 列中, 分析发现, 在 1% 的显著性水平上, $A \times T$ 的回归系数大于零, $A \times T \times lgTFP_{it}$ 的回归系数小于零。这意味着, 在市场竞争机制的作用下, 低效率企业退出市场的概率上升了, 高效率企业退出市场的概率下降了。进一步, 在第 (2) 列中, 引入了企业层面的控制变量。分析发现, 在引入企业层面的控制变量以后, $A \times T$ 和 $A \times T \times lgTFP_{it}$ 的符号和统计显著性没有发生实质性的变化。在第 (3) 列中, 进一步引入了产业层面的控制变量。分析发现, 在控制主要的企业特征和产业特征以后, $A \times T$ 和 $A \times T \times lgTFP_{it}$ 的符号和统计显著性仍然没有发生实质性的变化。这意味着, 我们从第 (1) 列中观察到的结果具有统计上的稳健性。

表4 市场竞争与企业的退出 (被解释变量: $Exit_{sit}$)

解释变量	(1)	(2)	(3)
常数项	0.0547*** (0.0003)	-0.0018 (0.0030)	0.2704*** (0.0075)
$A \times T$	0.2042*** (0.0071)	0.2004*** (0.0073)	0.1748*** (0.0084)
$A \times T \times \lg TFP_{sit}$	-0.0214*** (0.0009)	-0.0223*** (0.0009)	-0.0261*** (0.0011)
$Ownship_{sit}$	—	-0.0506*** (0.0022)	0.0062** (0.0025)
$Export_{sit}$	—	0.0004 (0.0005)	-0.0035*** (0.0013)
$\lg Age_{sit}$	—	0.0533*** (0.0006)	0.0113*** (0.0007)
$\lg Scale_{sit}$	—	-0.0089*** (0.0006)	-0.0359*** (0.0007)
HHI_{st}	—	—	0.0777*** (0.0180)
$\lg KI_{st}$	—	—	0.0015 (0.0014)
RSC_g	—	—	-0.0405*** (0.0052)
ERP_{st}	—	—	-0.0285 (0.0657)
GRD_{st}	—	—	-0.0066* (0.0035)
年份固定效应	包含且联合显著	包含且联合显著	包含且联合显著
企业固定效应	包含且联合显著	包含且联合显著	包含且联合显著
拟合优度 R^2	0.6133	0.6210	0.6464
观察值个数	1383427	1330889	960040

其次, 本文在表5中考察了市场竞争的引入对市场份额跨企业重新配置的影响。第(1)列显示, $A \times T$ 的回归系数小于零, $A \times T \times \lg TFP_{sit}$ 的回归系数大于零, 并且都在1%的水平上显著。这意味着, 在市场竞争的冲击下, 低效率企业的市场份额下降了, 高效率企业的市场份额上升了。在第(2)列中, 引入包括企业所有制、出口密度、企业年龄和企业规模在内的企业层面的四个控制变量。研究发现, 在控制这些企业特征后, $A \times T$ 和 $A \times T \times \lg TFP_{sit}$ 的符号和统计显著性没有发生实质性的变化。在第(3)列中, 进一步引入产业层面的五个控制变量。研究发现, 在控制企业特征和产业特征后, $A \times T$ 和 $A \times T \times \lg TFP_{sit}$ 的符号和统计显著性仍然没有发生实质性的变化。因此, 市场竞争显著地推动了市场份额从低效率企业向高效率企业的转移。

表 5 市场竞争与市场份额的重新配置 (被解释变量: $MarketShare_{sit}$)

解释变量	(1)	(2)	(3)
常数项	0.2131*** (0.0016)	-0.1644*** (0.0133)	0.6325*** (0.0560)
$A \times T$	-0.3355*** (0.0451)	-0.2805*** (0.0479)	-0.3348*** (0.0614)
$A \times T \times \lg TFP_{sit}$	0.0418*** (0.0071)	0.0327*** (0.0075)	0.0430*** (0.0094)
$Ownship_{sit}$	—	0.0411*** (0.0095)	-0.0155 (0.0115)
$Export_{sit}$	—	-0.0009 (0.0006)	-0.0218*** (0.0053)
$\lg Age_{sit}$	—	-0.0323*** (0.0018)	-0.0075*** (0.0026)
$\lg Scale_{sit}$	—	0.0860*** (0.0026)	0.1115*** (0.0036)
HHI_{st}	—	—	8.7990*** (0.6646)
$\lg KI_{st}$	—	—	-0.2587*** (0.0144)
RSC_{st}	—	—	-0.0035 (0.0467)
ERP_{st}	—	—	-1.1051* (0.6673)
GRD_{st}	—	—	-0.1640*** (0.0228)
年份固定效应	包含且联合显著	包含且联合显著	包含且联合显著
企业固定效应	包含且联合显著	包含且联合显著	包含且联合显著
拟合优度 R^2	0.7342	0.7377	0.7825
观察值个数	1383427	1330889	960040

4. 资源再配置的增长与生产率效应

既然市场竞争激发了以低效率企业的退出、收缩和高效率企业的扩张为基础的“创造性破坏”的企业更替和产业重组过程,那么,这个重组过程可能对产业层面的生产规模和全要素生产率产生重要影响。因此,本文侧重考察市场竞争对加总的产业层面上经济增长的影响。具体而言,本文主要集中在两个方面:一是产业层面投入和产出规模的增长;二是产业层面生产效率的改善。

根据本文的研究设计,产业层面的分析围绕下面的模型展开:

$$y_{st} = \alpha_t + \beta_s + \lambda(A \times T) + \phi Z_{st} + v_{st} \quad (3)$$

其中, y_{st} 是描述产业加总的投入产出规模或生产率的被解释变量, α_t 是年份固定效应。 β_s 是产业固定效应, 其他变量定义与模型式 (1) 相同, v_{st} 是随机扰动项。在产业层面的模型中, $A \times T$ 的回归系数 λ , 即 y_{st} 均值的二阶差分, 仍然是本文关注的中心。不过, 与模型式 (1) 比较起来, 模型式 (2) 具有两个不同的特征: 首先, 在产业层面上, 我们不可能控制企业特征 X_{sit} ; 其次, 在产业层面的控制变量 Z_{st} 中, 除了国内市场集中度 HHI_{st} 、市场化程度 RSC_{st} 、产业层面的资本密度 $lgKI_{st}$ 、关税有效保护率 ERP_{st} 和需求增长率 GRD_{st} 以外, 还控制了产业层面的出口规模 $lgExport_{st}$ 。

在模型式 (3) 的框架下, 表 6 考察了市场竞争推动的产业重组对四位数产业层面投入产出规模的影响。估计结果表明, 在劳动、资本和产出方程中, 所有统计上显著的控制变量都具有合理的符号。重要的是, 在这些回归方程中, $A \times T$ 回归系数的估计量在 5% 的水平上都不具有统计上的显著性。这意味着, 无论是从投入还是产出上看, 市场竞争推动的产业重组对于产出规模的增长没有明显影响。

表 6 市场竞争在产业层面的规模增长效应

解释变量	劳动方程: $lgLabor_{st}$	资本方程: $lgCapital_{st}$	增加值方程: $lgRVadd_{st}$
常数项	11.8968*** (0.3605)	11.8968*** (0.3605)	14.4907*** (0.4217)
$A \times T$	-0.0236 (0.0468)	-0.0236 (0.0468)	-0.0021 (0.0539)
HHI_{st}	-2.2115*** (0.5883)	-2.2115*** (0.5883)	-0.9613 (0.6818)
RSC_{st}	0.4315*** (0.1442)	0.4315*** (0.1442)	-0.0738 (0.1524)
$lgExport_{st}$	-0.0058 (0.0136)	-0.0058 (0.0136)	0.0083 (0.0141)
$lgKI_{st}$	-0.1234** (0.0615)	0.8766*** (0.0615)	0.2952*** (0.0757)
GRD_{st}	0.0074*** (0.0017)	0.0074*** (0.0017)	0.0143*** (0.0027)
年份固定效应	包含且联合显著	包含且联合显著	包含且联合显著
企业固定效应	包含且联合显著	包含且联合显著	包含且联合显著
拟合优度 R^2	0.9660	0.9746	0.9650
观察值个数	2074	2074	2074

注: 本表报告的是稳健标准差。以企业层面的分析不同, 它不存在同一产业中企业间的截面相关。

进一步, 在表 7 中考察了市场竞争激发的产业重组对四位数产业层面全要素生产率的影响。这里, 借鉴 Olley 和 Pakes (1996) 的方法, 本文把产业加总的总量全要素生产率 $TotalTFP_t$ 定义为用市场份额 s_{it} 加权的产业内企业全要素生产率的加权平均, 即

$$TFP_t = \sum_{i=1}^n s_{it} TFP_{it} \quad (4)$$

这样, 总量层面的全要素生产率可以分解为:

$$TotalTFP_t = \overline{TFP_{it}} + \sum_{i=1}^n (s_{it} - \overline{s_{it}})(TFP_{it} - \overline{TFP_{it}}) \quad (5)$$

其中，第一项 $\overline{TFP_{it}}$ 是各个企业全要素生产率的简单平均 $ATFP$ ，它表示企业层面全要素生产率的简单加总；在第二项中， $\overline{s_{it}}$ 是企业市场份额的简单平均。自然地，交叉项 $\sum_{i=1}^n (s_{it} - \overline{s_{it}})(TFP_{it} - \overline{TFP_{it}})$ 描述了市场份额与生产率的协同变化情况，因而，它测度了生产份额跨企业的配置效率 $AllocEff_{st}$ (Olley 和 Pakes, 1996)。

于是，在这个分析中，本文采用了三个效率指标：第一个是企业层面全要素生产率的简单平均 $ATFP_{st}$ ；第二个是跨企业的资源配置效率 $AllocEff_{st}$ ；第三个是产业层面加总的总量全要素生产率 $lgTotalTFP_{st}$ 。研究发现，在产业层面简单平均的全要素生产率方程中， $A \times T$ 回归系数的估计量大于零，但是，在 5% 的水平上不具有统计上的显著性。重要的是，在跨企业的资源配置效率方程中，在 5% 的水平上， $A \times T$ 的回归系数大于零。这意味着，通过推动低效率企业的退出和高效率企业的扩张，市场竞争激发的企业更替和产业重组导致了跨企业资源配置效率的改善。最后还发现，在产业加总的全要素生产率方程中，在 5% 的显著性水平上， $A \times T$ 回归系数的估计量大于零。这意味着，虽然市场竞争没有产生规模上的增长效应，但是，通过激发产业层面的重组和跨企业资源配置效率的改善，市场竞争推动了产业层面总量全要素生产率的增长。

表 7 市场竞争对产业层面全要素生产率的增进效应

解释变量	$lgATFP_{st}$	$AllocEff_{st}$	$lgTotalTFP_{st}$
常数项	6.2969*** (0.1731)	0.0419 (0.3345)	6.3389*** (0.3631)
$A \times T$	0.0125 (0.0251)	0.0754** (0.0382)	0.0878** (0.0429)
HHI_{st}	0.0025 (0.2517)	3.5544*** (0.3750)	3.5570*** (0.4142)
RSC_{st}	-0.3361*** (0.0728)	0.0471 (0.1132)	-0.2891** (0.1164)
$lgExport_{st}$	0.0089 (0.0074)	-0.0047 (0.0142)	0.0042 (0.0155)
$lgKI_{st}$	0.1326*** (0.0305)	0.2804*** (0.0560)	0.4130*** (0.0584)
GRD_{st}	0.0027** (0.0013)	0.0057*** (0.0019)	0.0084*** (0.0020)
年份固定效应	包含且联合显著	包含且联合显著	包含且联合显著
企业固定效应	包含且联合显著	包含且联合显著	包含且联合显著
拟合优度 R^2	0.9739	0.8526	0.9534
观察值个数	2074	2074	2074

注：同表 6。

三、市场竞争、R&D 投资与企业层面全要素生产率的增长

既然市场竞争激发了一个优胜劣汰的产业重组过程，那么，这种市场选择机制可能对企业层面的技术创新活动和全要素生产率产生重要影响。因此，在这一节里，本文进一步考察市场

竞争对企业层面的技术创新活动和全要素生产率增长的影响。具体而言，把技术创新看作一个将创新投入转变成创新产出的动态过程（Garud等，2013），本文主要考察两个方面的问题：首先，考察市场竞争对企业，尤其是大企业，技术创新投入的影响，它反映了市场竞争对创新激励的影响。其次，考察大企业和小企业把创新投入转变成创新产出的效率问题。

为此，根据本文的研究设计，构建计量经济模型：

$$RDI_{sit} = \alpha_t + \beta_i + \xi_s + \lambda_1 A \times T + \lambda_2 DL_{sit} + \lambda_3 A \times T \times DL_{sit} + X'_{sit}\theta + Z'_s\phi + u_{sit} \quad (6)$$

$$TFP_{sit} = \alpha_t + \beta_i + \xi_s + \delta_1 RDI_{sit} + \delta_2 DL_{sit} + \delta_3 RDI_{sit} \times DL_{sit} + X'_{sit}\omega + Z'_s\varphi + v_{sit} \quad (7)$$

其中，下标 s 表示产业， i 表示企业， t 表示时间， λ 、 θ 、 ϕ 、 δ 、 ω 、 φ 表示回归系数， u_{sit} 和 v_{sit} 是随机扰动项。 DL_{sit} 是用来表示各个产业相对规模较大的大企业的哑变量。它是这样定义的：在每一个年份里，对于各个产业跨企业产值分布中上四分位数以上的企业， DL_{sit} 取值为 1；否则，取值为 0。

注意，模型式（6）和式（7）构成了一个递归形式的联立方程组，因此，本文可以分别估计这两个模型。其中，与模型式（1）一样，模型式（5）是一个 DID，它可以用固定效应方法来估计。模型式（7）的关键解释变量 RDI_{sit} 存在内生性问题。同时注意到对于企业而言， A 和 T 是近乎外生的，因此，它们构成了 RDI_{sit} 的工具变量。于是，为了解决模型式（7）可能存在的内生性问题，本文采用标准的递归形式联立方程组的工具变量法来估计模型式（7）。

1. 市场竞争与企业层面的创新投入

首先，基于模型式（6），考察市场竞争对企业技术创新投入的影响。在 Baumol（2002）、Arrow（1962）的理论中，只要竞争压力存在，创新活动就会发生。因此，本文的基本假说是，市场竞争会推动企业 R&D 投入的增加。

检验这个假说，本文只需要模型式（6）的一个简化版本，即：

$$RDI_{sit} = \alpha_t + \beta_i + \xi_s + \lambda_1 A \times T + X'_{sit}\theta + Z'_s\phi + u_{sit}$$

如果这个假说是正确的，那么，在这个简化模型中，我们预期， $A \times T$ 的回归系数 λ_1 大于零，并且，在统计上显著。表 8 第（1）列报告了估计和假设检验结果。在第（1）列中， $A \times T$ 的回归系数在 1% 的显著性水平上大于零。正如本文的假说预期的那样，市场竞争促进了企业层面 R&D 投入强度的增加。

然而，大企业与中小企业对竞争压力的反应可能是不同的。在一般情况下，中小企业总是需要面对大企业的竞争压力，因此，它们具有投资于 R&D 的激励。相反，中小企业可能不足以构成对大企业的竞争压力，因而，大企业可能缺乏创新激励。但是，当面临一个较大的竞争冲击的时候，大企业也开始具有技术创新的激励。因此，在模型式（6）中，我们预期， DL_{sit} 的回归系数 λ_2 小于零，并且，在统计上显著。同时，我们预期， $A \times T \times DL_{sit}$ 的回归系数 λ_3 大于零，并且，在统计上显著。表 8 第（2）列报告了估计和假设检验结果。研究发现， DL_{sit} 的回归系数在 1% 的显著性水平上小于零。相反， $A \times T \times DL_{sit}$ 的回归系数在 5% 的显著性水平上大于零。这意味着，竞争环境的变化带来的竞争压力的确为原本没有创新激励的大企业提供了投资于技术创新的动力。

表 8 市场竞争与企业创新投入 (被解释变量: RDI_{sit})

解释变量	(1)	(2)
常数项	0.0459 (0.0645)	0.0469 (0.0645)
$A \times T$	0.1110*** (0.0241)	0.0808*** (0.0258)
DL_{sit}	—	-0.0229*** (0.0072)
$A \times T \times DL_{sit}$	—	0.0776** (0.0340)
$Ownship_{sit}$	-0.0375 (0.0267)	-0.0371 (0.0267)
$Export_{sit}$	0.0248* (0.0130)	0.0252* (0.0130)
$lgAge_{sit}$	0.0002 (0.0075)	0.0004 (0.0075)
$lgAssets_{sit}$	0.0311*** (0.0048)	0.0329*** (0.0048)
HHI_{st}	-0.1193 (0.1453)	-0.1162 (0.1451)
$lgKI_{st}$	-0.0024 (0.0116)	-0.0031 (0.0117)
RSC_{st}	0.0465 (0.0439)	0.0457 (0.0437)
ERP_{st}	0.0001 (0.0011)	0.0002 (0.0011)
GRD_{st}	-0.0003 (0.0003)	-0.0003 (0.0003)
年份固定效应	包含且联合显著	包含且联合显著
企业固定效应	包含且联合显著	包含且联合显著
产业固定效应	包含且联合显著	包含且联合显著
拟合优度 R^2	0.7633	0.7633
观察值个数	716208	716208

注: 因为本文使用的数据库缺乏 2002 年、2003 年和 2004 年的 R&D 投入的数据, 所以, 本表的计算基于 2001 年、2005 年、2006 年和 2007 年的数据。

2. 创新投入与企业层面的全要素生产率增长

接下来, 基于模型式 (7), 本文进一步考察创新投入对企业全要素生产率的影响。对此, 本文的基本假说是, 市场竞争推动的创新投入会导致企业全要素生产率的增长。

检验这个假说, 本文只需要模型式 (7) 的一个简化版本, 即:

$$TFP_{sit} = \alpha_t + \beta_i + \xi_s + \delta_1 RDI_{sit} + X'_{sit}\omega + Z'_s\varphi + v_{sit}$$

如果这个假说是正确的, 那么, 在这个简化模型中, 我们预期, RDI_{sit} 的回归系数 δ_1 大于零, 并且, 在统计上显著。表 9 第 (1) 列报告了估计和假设检验结果。在第 (1) 列中,

RDI_{sit} 的回归系数在 1% 的显著性水平上大于零。正如本文的假说预期的那样，市场竞争推动的创新投入的增加的确促进了企业全要素生产率的增长。

熊彼特指出，与中小企业比较起来，大企业具有更强的创新能力（Schumpeter, 1942）。这意味着，大企业应该具有更高的把创新投入转换成创新产出的创新效率。因此，在模型式（7）中，本文预期下面三个结果同时成立：

- (1) RDI_{sit} 的回归系数 δ_1 大于零，并且，在统计上显著。
- (2) DL_{sit} 的回归系数 δ_2 大于零，并且，在统计上显著。
- (3) $RDI_{sit} \times DL_{sit}$ 的回归系数 δ_3 大于零，并且，在统计上显著。

表 9 第（2）列报告了估计和假设检验结果。分析发现， RDI_{sit} 的回归系数在 1% 的显著性水平上大于零； DL_{sit} 的回归系数在 1% 的显著性水平上大于零； $RDI_{sit} \times DL_{sit}$ 的回归系数在 1% 的显著性水平上大于零。这意味着，平均来说，市场竞争推动的创新投入促进了企业全要素生产率的增长，并且更大程度地促进了那些创新能力较强的大企业全要素生产率的增长。

表 9 市场竞争与企业创新效率（被解释变量： TFP_{sit} ）

解释变量	(1)	(2)
常数项	6.7240*** (0.0501)	5.9396*** (0.0451)
RDI_{sit}	1.0386*** (0.0736)	2.4123*** (0.0728)
DL_{sit}	—	0.9415*** (0.0094)
$RDI_{sit} \times DL_{sit}$	—	0.2146*** (0.0450)
$Ownship_{sit}$	0.0268** (0.0135)	0.0558*** (0.0120)
$Export_{sit}$	0.0494*** (0.0109)	-0.0073 (0.0077)
$lgAge_{sit}$	0.0311*** (0.0040)	0.0111*** (0.0034)
HHI_{st}	-1.0531*** (0.1274)	-0.7708*** (0.1182)
$lgKI_{st}$	-0.0034 (0.0094)	0.0595*** (0.0084)
RSC_{st}	-0.0022 (0.0321)	-0.0161 (0.0292)
ERP_{st}	0.0040*** (0.0011)	0.0026*** (0.0010)
GRD_{st}	0.0005*** (0.0002)	0.0012*** (0.0002)

(续)

解释变量	(1)	(2)
年份固定效应	包含且联合显著	包含且联合显著
企业固定效应	包含且联合显著	包含且联合显著
产业固定效应	包含且联合显著	包含且联合显著
拟合优度 R^2	0.8749	0.9011
观察值个数	700381	700381

注：因为本文使用的数据库缺乏 2002 年、2003 年和 2004 年的 R&D 投入的数据，所以，本表的计算基于 2001 年、2005 年、2006 年和 2007 年的数据；因为企业的经济资源 $lgAssets_{it}$ 已经包含在 RDI_{it} 中，所以，不再控制 $lgAssets_{it}$ 。

这些结果表明，如果存在市场竞争压力，大企业不仅具有更强的创新投入，而且具有更高的创新效率。这些结论支持了 Villard (1958、1959)、Baumol (2002) 的假说——市场竞争压力和大企业联合起来构成了技术创新和现代经济增长的引擎。如果我们把高质量发展定义为创新引领的以全要素生产率的增长为源泉的经济增长，那么，市场竞争可以成为推动高质量发展的基本力量。

四、评论性小结

传统上，经济增长是一个宏观问题。然而，当前中国经济增长遇到的问题和障碍，尤其是全要素生产率增长的减速，很可能与微观层面低效率的产业组织存在密切关联。本文考察了市场竞争对产业重组和全要素生产率增长的影响。基于一个自然实验，本文得到了两个方面的主要结果：一方面，市场竞争的引入激发了一个以低效率企业的收缩和高效率企业的扩张为核心的“创造性破坏”的企业更替和产业重组过程。在这个过程中，经济资源逐渐从低效率企业向高效率企业集中，进而推动了跨企业资源配置效率的改善和总量层面全要素生产率的增长。另一方面，市场竞争推动的产业重组和生产集中并没有阻碍微观层面企业的技术创新和全要素生产率的增长。相反，市场竞争推动的产业重组不仅推动了企业层面的技术创新和全要素生产率的增长，而且更大程度地推动了创新效率较高的大企业的技术创新和全要素生产率的增长，从而，为企业层面的技术创新和全要素生产率的增长创造了更好的条件。

这些结果表明，随着经济资源在不同产业之间重新配置的余地缩小，我们应该更多地转向以跨企业的资源再配置为核心的产业重组。这种以跨企业的资源再配置为核心的产业重组不仅能够推动资源配置效率的改善，而且能够促进企业层面的技术创新和全要素生产率的增长，进而推动中国经济从投资驱动的粗放型增长模式向全要素生产率支撑型模式转型。

在过去 30 多年里，中国政府一直致力于改善产业组织，比如通过组建大型企业集团来推动产业重组，以促进经济资源向高效率企业集中。同时，中国政府也利用各种各样的政策措施解决重复建设和产能过剩问题。不过，基于日本和韩国经验，依靠行政手段而不是市场方法往往把自然的产业组织演进变成人为干预的过程，因此，这些努力没有取得预期的效果 (Sun, 2007)。

本文认为，建立在市场竞争基础上的创造性破坏的机制应该在产业重组中发挥基础性的作用。与政府主导的方法比较起来，采用市场方法的好处在于，作为一个发现机制，市场竞争能够挑选出效率更高的赢者 (Hayek, 2002)，进而推动产业重组朝着有利于提高生产率

的方向进行。这意味着,在中国经济的新常态下,建立和健全市场竞争机制应该成为推动产业重组和中国经济增长模式转型的关键。具体而言,在一个转轨经济中,市场竞争的扩大可以来源于两个方面的竞争冲击:

一是内部市场化改革产生的竞争冲击。市场化转轨以来,随着经济体制改革的逐步深化,市场竞争机制逐步确立和成长,但是,地方保护主义、进入壁垒、行政垄断、违法损害市场主体利益等不利于建设全国统一市场和公平竞争的现象普遍存在。为了培育市场竞争机制,中央和地方政府应该严格执行和加强市场准入的负面清单管理,打破地方保护、区域封锁和行业壁垒,进而实质性地增进市场的竞争性和可竞争性。同时,中央和地方政府还应该取消不平等的补贴及优惠政策,让市场竞争机制充分发挥作用,进而将那些效率低且没有创新能力的僵尸企业逐出市场。

二是对外开放带来的竞争压力。对于一个发展中经济而言,贸易自由化,特别是进口自由化,可能给本土企业带来巨大的外部竞争压力。尤其是在渐进式改革的过程中,各种各样的地方保护主义、金融市场发展的滞后和复杂多样的政府干预造成了国内市场竞争的严重扭曲。在这个背景下,外部自由化能够在很大程度上矫正国内市场竞争的扭曲,因而,起着不可替代的作用。

我们认为,内部市场化和外部自由化的有机结合能够把更多的企业纳入市场竞争机制,进而创造更完整、更全面的竞争。建立在更完整、更全面的竞争基础上的创造性破坏的市场选择机制将促进产业重组和技术创新,进而推动增长模式向全要素生产率支撑的方向转型。

参 考 文 献

[1] Arrow K. J., 1962, *Economic Welfare and the Allocation of Resources for Invention* [A], Chapter in *The Rate and Direction of Inventive Activity: Economic and Social Factors* [C], Universities-National Bureau Committee for Economic Research, Committee on Economic Growth of the Social Science Research Council, Princeton: Princeton University Press.

[2] Aghion P., Howitt P., 1992, *A Model of Growth through Creative Destruction* [J], *Econometrica*, 60 (2), 323~351.

[3] Arellano M., 2003, *Panel Data Econometrics* [M], Oxford: Oxford University Press.

[4] Aghion P., Akcigit U., Howitt P., 2015, *The Schumpeterian Growth Paradigm* [J], *Annual Review of Economics*, 7, 557~575.

[5] Baily E., Baumol W., 1983, *Deregulation and the Theory of Contestable Markets* [J], *Yale Journal of Regulation*, 1 (2), 111~137.

[6] Baily M. N., Hulten C., Campbell D., Bresnahan T., Caves R. E., 1992, *Productivity Dynamics in Manufacturing Plants* [J], *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics*, 187~267.

[7] Baumol W., Lee K., 1991, *Contestable Markets, Trade and Development* [J], *World Bank Research Observer*, 6 (1), 1~17.

[8] Baumol W., 2002, *The Free-Market Innovation Machine: Analyzing the Growth Miracle of Capitalism* [M], Princeton: Princeton University Press.

[9] Brandt L., Biesebroeck J. V., Zhang Y., 2012, *Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing* [J], *Journal of Development Economics*, 97 (2), 339~351.

[10] Chenery H. B., Kretschmer K. S., 1956, *The Resource Allocation for Economic Development* [J], *Econometrica*, 24 (4), 365~399.

- [11] Caballero R. , 2007, *Specificity and the Macroeconomics of Restructuring* [M], Cambridge: MIT Press.
- [12] Caballero R. J. , Hoshi T. , Kashyap A. K. , 2008, *Zombie Lending and Depressed Restructuring in Japan* [J], *American Economic Review*, 98 (5), 1943~1977.
- [13] Davis S. , Haltiwanger J. , 1992, *Gross Job Creation, Gross Job Destruction, and Employment Reallocation* [J], *Quarterly Journal of Economics*, 107 (3), 819~863.
- [14] Disney R. , Haskel J. , Heden Y. , 2003, *Restructuring and Productivity Growth in UK Manufacturing* [J], *Economic Journal*, 113 (489), 666~694.
- [15] Foster L. S. , Haltiwanger J. C. , Krizan C. J. , 2006, *Market Selection, Reallocation and Restructuring in the U. S. Retail Trade Sector in the 1990s* [J], *Review of Economics and Statistics*, 88 (4), 748~758.
- [16] Foster L. , Haltiwanger J. , Syverson C. , 2008, *Reallocation, Firm Turnover, and Efficiency: Selection on Productivity or Profitability?* [J], *American Economic Review*, 98 (1), 394~425.
- [17] Galdón-Sánchez J. E. , Schmitz J. A. , 2002, *Competitive Pressure and Labor Productivity: World Iron-Ore Markets in the 1980's* [J], *American Economic Review*, 92 (4), 1222~1235.
- [18] Garud R. , Tuertscher P. , Van de Ven A. H. , 2013, *Perspectives on Innovation Processes* [J], *Academy of Management Annals*, 7 (1), 775~819.
- [19] Haltiwanger J. , 2000, *Aggregate Growth: What Have We Learned from Microeconomic Evidence?* [R], OECD Economics Department Working Paper, No. 267.
- [20] Hayek F. A. , 2002, *Competition as a Discovery Procedure* [J], *Quarterly Journal of Austrian Economics*, 5 (3), 9~23.
- [21] Hsieh C. T. , Klenow P. J. , 2009, *Misallocation and Manufacturing TFP in China and India* [J], *Quarterly Journal of Economics*, 124 (4), 1403~1448.
- [22] Holmes J. , Schmitz J. , 2010, *Competition and Productivity: A Review of Evidence* [J], *Annual Review of Economics*, 2 (1), 619~642.
- [23] Jensen M. C. , 1993, *The Modern Industrial Revolution, Exit, and the Failure of Internal Control Systems* [J], *Journal of Finance*, 48 (3), 831~880.
- [24] Jovanovic B. , 1982, *Selection and the Evolution of Industry* [J], *Econometrica*, 50 (3), 649~670.
- [25] Levinsohn J. , Petrin A. , 2003, *Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables* [J], *Review of Economic Studies*, 70 (2), 317~341.
- [26] Nickell J. , 1996, *Competition and Corporate Performance* [J], *Journal of Political Economy*, 104 (4), 724~746.
- [27] Olley G. , Pakes A. , 1996, *The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry* [J], *Econometrica*, 64 (6), 1263~1297.
- [28] Schmidt K. M. , 1997, *Managerial Incentives and Product Market Competition* [J], *Review of Economic Studies*, 64 (2), 191~213.
- [29] Schumpeter J. A. , 1942, *Capitalism, Socialism, and Democracy*, London.
- [30] Sun P. , 2007, *Is the State-Led Industrial Restructuring Effective in Transition China? Evidence from the Steel Sector* [J], *Cambridge Journal of Economics*, 31 (4), 601~624.
- [31] Villard H. , 1958, *Competition, Oligopoly, and Research* [J], *Journal of Political Economy*, 66 (6), 483~497.
- [32] Villard H. , 1959, *Bigness, Fewness, and Research: Reply* [J], *Journal of Political Economy*, 67 (6), 633~635.
- [33] Wooldridge J. M. , 2009, *Introductory Econometrics: A Modern Approach* [M], Mason: South-Western Cengage Learning.

- [34] 白重恩、张琼：《中国经济减速的生产率解释》[J]，《比较》2014年第4期。
- [35] 蔡昉：《中国经济增长如何转向全要素生产率驱动型》[J]，《中国社会科学》2013年第1期。
- [36] 蔡昉：《导致我国全要素生产率增长减速的四个趋势》[J]，《经济研究参考》2016年第13期。
- [37] 黄群慧：《“新常态”、工业化后期与工业增长新动力》[J]，《中国工业经济》2014年第10期。
- [38] 简泽、张涛、伏玉林：《进口自由化、竞争与本土企业的全要素生产率——基于中国加入WTO的一个自然实验》[J]，《经济研究》2014年第8期。
- [39] 简泽、谭利萍、吕大国、符通：《市场竞争的创造性、破坏性与技术升级》[J]，《中国工业经济》2017年第5期。
- [40] 李玉红、王皓、郑玉歆：《企业演化：中国工业生产率增长的重要途径》[J]，《经济研究》2008年第6期。
- [41] 刘云中、陈辉：《中国履行关税减让义务后的产业有效保护分析》[J]，《管理世界》2002年第8期。

The Transition to Growth Model Underpinning by TFP Under The New Normal of China' s Economy

Li Ping^{1,2} Jian Ze³ Jiang Feitao⁴ Li Xiaoping⁵

- (1. Institute of Quantitative & Technical Economics, Chinese Academy of Social Sciences;
2. University of Chinese Academy of Social Sciences; 3. School of Business
Administration, GDUFE; 4. Institute of Industrial Economics, Chinese Academy
of Social Sciences; 5. School of Business, Zhongnan University)

Research Objectives: This paper is to explore the mechanism of transition from extensive growth mode to intensive growth mode under the new normal of China' s economy. **Research Methods:** From the perspective of market competition, a natural experiment is used for empirical analysis. **Research Findings:** The introduction of market competition has stimulated a process of “creative destruction” of enterprise replacement and industrial restructuring centered on the contraction of inefficient enterprises and the expansion of efficient enterprises. The industrial restructuring driven by market competition has no growth effect on both input and output, but it promotes the growth of total factor productivity at the total level by improving the efficiency of resource allocation across enterprises. Market competition promotes the growth of innovation input at the enterprise level, especially for large enterprises which lack innovation incentives, and then it promotes the growth of total factor productivity at the micro level. **Research Innovations:** It provides new evidence for the effects of market competition on aggregate and disaggregate productivity. **Research Value:** The construction of market competition mechanism can become the policy focus of the transformation of growth mode under the new normal.

Key Words: Competition; TFP; Transition of Growth Pattern

JEL Classification: L22; O32; O33

(责任编辑：焦云霞)