

doi:10.16060/j.cnki.issn2095-8072.2021.01.001

技术进步与畅通国内大循环： 产业结构升级视角^{*}

张 辉

(北京大学经济学院, 北京 100871)

摘 要: 构建“双循环”新发展格局的关键在于畅通国内大循环, 生产端的升级是畅通国内大循环的基础与保障。本文在构建平衡增长路径下多部门经济理论模型的基础上, 利用中国省级层面的三次产业数据, 实证考察技术进步对以就业结构变动为表征的产业升级的影响, 从生产端为畅通国内大循环提供理论参考与经验支持。研究发现, 农业技术进步与农业和工业就业比值呈负相关关系, 工业技术进步与农业和工业就业比值、服务业和工业就业比值同时呈正相关关系, 服务业技术进步则与工业和服务业就业比值呈负相关关系。这意味着, 农业、工业和服务业部门的技术进步差异会引致部门之间劳动力的流动, 从而推动以就业结构变动为表征的产业结构升级。相对价格机制是技术进步促进产业结构升级的重要机制, 即技术进步可以通过降低部门产品的相对价格, 推动以就业结构改变为表征的产业结构升级。本文基于中国数据, 验证了技术进步推动产业结构升级的事实。因此, 在构建“双循环”新发展格局的过程中, 要以创新为动力, 着力推动科技创新, 以技术进步推动劳动力在三次产业间的合理流动, 从而实现资源在三次产业间的有效配置, 从生产端为畅通国内大循环提供基础保障。

关键词: 多部门经济增长模型; 技术进步; 产业结构升级; 国内大循环

中图分类号: F124.3/F121.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 2095 — 8072(2021)01 — 0005 — 16

一、引言

“新冠肺炎”疫情在全球范围内的爆发使得本就低迷的世界经济陷入暂时性停摆状态, 全球生产网络遭受断裂威胁, 加之近年贸易保护主义、单边主义甚嚣尘上, 中国的对外开放面临着极大的不确定性, 中国经济迎来新一轮的机遇与挑战。在此背景下, 习近平总书记强调“要深化供给侧结构性改革, 充分发挥我国超大规模市场优势和内需潜力, 构建国内国际双循环相互促进的新发展格局”。“双循环”新发展格局的核心要义在于“以国内大循环为主体, 国内国际双循环相互促进”, 畅通国内大循环是构建“双循环”新发展格局的重要支撑, 也是促进国际大循环, 提振世界经济的有力基础。生产、分配、流通和消费是国内大循环的四个基本环节, 生产是循环的起点和基础, 它决定了分配、流通和消费的水平 and 结构。因此, 生产端的不断升级是畅通国内大循环的重要基础。

^{*} 基金项目: 本文受教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“建设现代化经济体系的路径与策略研究”(项目编号: 18JZD029)的资助。感谢黄昊博士对论文数据的清理工作。

生产端升级的重要表现形式之一是产业结构的优化与升级，而产业结构高级化是衡量产业升级的重要标准。产业结构高级化的一个典型事实是伴随着经济增长，农业的就业比重逐渐下降，服务业就业比重逐渐上升，而工业就业比重呈先上升后下降的趋势（Kuznets, 1957）。改革开放以来，中国经济发展取得了举世瞩目的成就，从产业结构上看，农业就业比重从1978年的70.5%降至2019年的25.1%，服务业就业比重从1978年的12.2%上升到2019年的47.4%，工业就业比重从1978年的17.3%上升到2019年的27.5%。^①可见，产业部门间的劳动力流动与中国经济高速增长密切相关。

那么，推动产业结构趋于高级化，即产业结构升级的动力是什么？对这一问题的解答对中国在新形势下立足生产的转型升级，形成农业、工业、服务业互促共荣的高质量发展，畅通国内大循环、构建“双循环”新发展格局具有重要的理论价值和现实意义。

已有学者从理论层面对这一问题给出了解释，Baumol(1967)、Ngai和Pissarides(2007)将产业结构升级纳入到经济增长的理论框架中，构建了多部门增长模型，证明技术进步是影响产业结构升级的重要因素（张辉等，2018）。就实证而言，现有文献测算和分解虽较多（王林辉和袁礼，2018），但直接的实证证据仍有所不足。有鉴于此，本文首先依托既有研究，在平衡增长路径下构建包含家户、农业、工业、服务业和投资部门的多部门经济增长模型，理论分析技术进步对三大部门间劳动力流动的影响，然后基于中国省级层面数据展开实证研究，重点从实证层面考察技术进步对产业结构升级的影响效应，以从生产端为畅通国内大循环提供理论支持和经验参考。

二、理论模型

（一）基准模型

基于Herrendorf等（2014）提出的多部门经济增长模型，本文假设经济中存在家户、农业生产部门（ a ）、工业生产部门（ m ）、服务业生产部门（ s ）和投资品（ x ）生产部门。其中，家户无限期存活，且每期向生产性部门提供 L_i 单位的劳动力，各生产部门只包含资本（ k ）和劳动（ l ）两种生产要素，则各生产部门规模不变的Cobb-Douglas生产函数有如下形式：

$$y_{it} = k_{it}^{\theta} (A_{it} l_{it})^{1-\theta} \quad (1)$$

$$y_{xt} = k_{xt}^{\theta} (A_{xt} l_{xt})^{1-\theta} \quad (2)$$

其中： $i \in \{a, m, s\}$ ，分别代表农业、工业和服务业生产部门； θ 表示资本产出弹性系数， $0 < \theta < 1$ ； x 代表投资品生产部门； y 表示总产出； k 和 l 分别表示资本和劳动投入； A 表示技术进步。

^① 数据来源于中国国家统计局网站（<http://www.stats.gov.cn>）。

进一步假设家户组合消费 C_t 满足消费偏好位似, 则其 Stone-Geary 形式的效应函数为:

$$C_t = \left[\omega_a^\varepsilon (c_{at})^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + \omega_m^\varepsilon (c_{mt})^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + \omega_s^\varepsilon (c_{st})^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (3)$$

其中: 参数 ω_a 、 ω_m 和 ω_s 均大于 0, 分别表示农业、工业和服务业产品在总消费中的权重, 同时有 $\omega_a + \omega_m + \omega_s = 1$; c_a 、 c_m 和 c_s 分别表示家户对农业、工业和服务业产品的消费水平; 参数 ε 表示三种商品的替代弹性, $0 < \varepsilon < 1$, 反映了名义支出份额的相对价格效应。

当市场出清时, 农业、工业、服务业和投资品生产部门的产品全部用来消费或投资, 资本积累全部用于生产, 生产部门对劳动力的需求等于家户的劳动力供给, 则有:

$$c_{it} = y_{it} = k_{it}^\theta (A_{it} l_{it})^{1-\theta} \quad (4)$$

$$K_t = k_{at} + k_{mt} + k_{st} + k_{xt} \quad (5)$$

$$L_t = l_{at} + l_{mt} + l_{st} + l_{xt} \quad (6)$$

(二) 技术进步对产业结构升级的影响

假设投资品的价格为 1, 农业、工业和服务业产品相对于投资品的价格为 p_i 。完全竞争条件下, 资本和劳动要素可以在各部门之间自由流动, 因此不同部门之间具有相同的资本成本率 (R_t) 和劳动工资率 (W_t), 进一步假设家户拥有并积累资本, 同时把它出租给厂商。此时, 市场出清条件下生产部门利润最优化将具有如下形式:

$$\max_{k_{it}, l_{it}} \pi_{it} = p_{it} y_{it} - R_t k_{it} - W_t l_{it} \quad (7)$$

$$\max_{k_{xt}, l_{xt}} \pi_{xt} = y_{xt} - R_t k_{xt} - W_t l_{xt} \quad (8)$$

将式(1)和式(2)分别代入式(7)和式(8)并令基于 k 和 l 求得的一阶条件等于 0 可得:

$$R_t = \theta p_{it} A_{it}^{1-\theta} \left(\frac{k_{it}}{l_{it}} \right)^{\theta-1} = \theta \left(\frac{k_{xt}}{l_{xt}} \right)^{\theta-1} A_{xt}^{1-\theta} \quad (9)$$

$$W_t = (1-\theta) p_{it} A_{it}^{1-\theta} \left(\frac{k_{it}}{l_{it}} \right)^\theta = (1-\theta) A_{xt}^{1-\theta} \left(\frac{k_{xt}}{l_{xt}} \right)^\theta \quad (10)$$

由式(9)和式(10)可得:

$$\frac{k_{it}}{l_{it}} = \frac{k_{xt}}{l_{xt}} = \frac{\theta}{1-\theta} \frac{W_t}{R_t} \quad (11)$$

因为各生产部门具有相同的资本成本率和劳动工资率, 结合式(11)得出, 各生产部门资本劳动比均相等并为常数, 且等于总的资本劳动比, 因此有:

$$\frac{k_{it}}{l_{it}} = \frac{k_{xt}}{l_{xt}} = \frac{k_{at} + k_{mt} + k_{st} + k_{xt}}{l_{at} + l_{mt} + l_{st} + l_{xt}} = \frac{K_t}{L_t} \quad (12)$$

将式(12)代入式(9)或式(10)可得:

$$p_{it} = \left(\frac{A_{xt}}{A_{it}} \right)^{1-\theta} \quad (13)$$

对于家户来讲, 假设其效应函数为传统的替代弹性形式:

$$U = \int_0^{\infty} \frac{1}{e^{\rho t}} \ln C_t dt \quad (14)$$

家户 t 期的静态效应最大化问题可以通过以下求解：

$$\max_{C_{at}, C_{mt}, C_{st}} C_t = \left[\omega_a^\varepsilon (c_{at})^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + \omega_m^\varepsilon (c_{mt})^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + \omega_s^\varepsilon (c_{st})^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (15)$$

$$s.t. \quad p_{at} C_{at} + p_{mt} C_{mt} + p_{st} C_{st} = P_t C_t \quad (16)$$

其中， P_t 表示家户组合消费的相对价格，利用拉格朗日乘数法计算上述最优化问题可得：

$$\frac{c_{at}}{c_{mt}} = \frac{\omega_a}{\omega_m} \left(\frac{p_{mt}}{p_{at}} \right)^\varepsilon \quad (17)$$

$$\frac{c_{st}}{c_{mt}} = \frac{\omega_s}{\omega_m} \left(\frac{p_{mt}}{p_{st}} \right)^\varepsilon \quad (18)$$

将式(13)分别代入式(17)和式(18)可得：

$$\frac{c_{at}}{c_{mt}} = \frac{\omega_a}{\omega_m} \left(\frac{A_{at}}{A_{mt}} \right)^{\varepsilon(1-\theta)} \quad (19)$$

$$\frac{c_{st}}{c_{mt}} = \frac{\omega_s}{\omega_m} \left(\frac{A_{st}}{A_{mt}} \right)^{\varepsilon(1-\theta)} \quad (20)$$

根据市场出清时的结果，将式(12)代入式(4)可得：

$$c_{it} = \left(\frac{K_t}{L_t} \right)^\theta A_{it}^{1-\theta} l_{it} \quad (21)$$

进一步地，将式(21)分别代入式(19)和式(20)可得：

$$\frac{l_{at}}{l_{mt}} = \frac{\omega_a}{\omega_m} \left(\frac{A_{mt}}{A_{at}} \right)^{(1-\varepsilon)(1-\theta)} \quad (22)$$

$$\frac{l_{st}}{l_{mt}} = \frac{\omega_s}{\omega_m} \left(\frac{A_{mt}}{A_{st}} \right)^{(1-\varepsilon)(1-\theta)} \quad (23)$$

式(22)和式(23)很好地反映了平衡增长路径下技术进步是否可以推动以就业结构变动为表征的产业结构升级问题，因为 $0 < \varepsilon < 1$ ， $0 < \theta < 1$ 且 $\omega_i > 0$ ，因此本文提出如下假设：

假设1：农业与工业就业比值与农业技术进步呈负相关关系，与工业技术进步呈正相关关系

假设2：服务业和工业就业比值与工业技术进步呈正相关关系，与服务业技术进步呈负相关关系

三、实证策略

(一) 实证模型

本文实证部分旨在检验通过式(22)和式(23)引出的研究假设，以期从实证层面考察技术进步对以就业结构变动为表征的产业结构升级的影响。由此，进一步将式(22)和式(23)两边取自然对数可得：

$$\ln \frac{l_{at}}{l_{mt}} = \ln \frac{\omega_a}{\omega_m} + (1-\varepsilon)(1-\theta) \ln A_{mt} - (1-\varepsilon)(1-\theta) \ln A_{at} \quad (24)$$

$$\ln \frac{l_{st}}{l_{mt}} = \ln \frac{\omega_s}{\omega_m} + (1-\varepsilon)(1-\theta) \ln A_{mt} - (1-\varepsilon)(1-\theta) \ln A_{st} \quad (25)$$

根据式(24)和式(25), 本文设计如下两个基准模型进行实证考察:

$$\ln emp_rate_am_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln tfp_m_{jt} + \alpha_2 \ln tfp_a_{jt} + \alpha_3 x_{jt} + \mu_j + \gamma_t + \xi_{jt} \quad (26)$$

$$\ln emp_rate_sm_{jt} = \beta_0 + \beta_1 \ln tfp_m_{jt} + \beta_2 \ln tfp_s_{jt} + \beta_3 x_{jt} + \mu_j + \gamma_t + \xi_{jt} \quad (27)$$

其中: j 和 t 分别表示省份和年份; emr_am 、 emr_sm 分别表示农业与工业就业比值、服务业与工业就业比值; tfp_a 、 tfp_m 和 tfp_s 分别表示农业、工业和服务业部门的技术进步, 以 DEA 法测算的全要素生产率表示。 x 为控制变量矩阵, 具体包括: 收入效应 (per_gdp), 以人均 GDP 衡量; 对外开放程度 ($open$), 以 (进口额+出口额)/地区 GDP 衡量; 预期工资效应 (inc_rate_ur), 以城乡收入比来衡量; 制度成本效应 ($priv_emp$), 以个体及私人就业人数衡量; 外商直接投资 (fdi), 以省级层面引进的外商投资额表示; 研发投入 (rd), 以 R&D 实际支出表示; μ_j 表示省份个体固定效应; γ_t 表示年度固定效应; ξ 表示随机扰动项。依据假设 1 和假设 2, 系数 α_1 和 β_1 应该显著为正, α_2 和 β_2 应该显著为负。

(二) 数据来源与处理

本文利用 2000~2015 年省级层面数据进行实证考察, 在计算全要素生产率时需要用到三次产业产出、劳动投入和资本存量三组数据, 各项数据的具体来源和处理如下:

(1) 三次产业产出。三次产业产出一般用产业增加值来衡量, 具体分为名义值和实际值, 在测算全要素生产率时学者们通常使用实际值。由于国家统计局给出了三次产业的名义值和实际值的增长指数(上年=1), 因此根据基年的名义值以及调整后的三次产业指数就可以计算出相对于基年的实际值。在数据来源方面, 三次产业增加值及其增长指数均来自各年度各省区的《统计年鉴》。

(2) 三次产业劳动力投入。虽然劳动力投入应考虑数量和质量等方面, 但是由于劳动力质量数据的不可得, 因此本文用各产业就业人数作为劳动力投入的衡量指标。具体数据从国家统计局网站获得。

(3) 三次产业的资本存量。参考张军等(2004)研究的做法, 本文利用永续盘存法计算省级层面的资本存量。在已有实证文献中, 由于数据来源和处理方法的不同而导致资本存量数据存在较大差异, 因此即使用同样的方法也会得出不同的测算结果。为了保证数据的可靠性与可信性, 本文在估计全国各省产业资本存量时所使用的原始数据主要来源于国家统计局网站、《中国国内生产总值核算历史资料: 1952-2004》和《中国统计年鉴(2016年)》。需要注意的是, 由于各省固定资本形成额加总与全国的固定资本形成总额不一致, 因此本文根据各省的占比进行调整, 以确保各省的总和与全国的数据保持一致。对于各产业资本折旧率计算, 本文借鉴金戈(2016)的估算方法, 首先利用历年《中国固定资产投资统计年鉴》和《中国统计

年鉴》提供的城镇固定资产投资的分行业分经济类型数据，计算出2003~2015年“建筑”“设备”和“其他费用”占三次产业的平均比重，然后通过加权平均估算三次产业资本存量的综合折旧率。

除以上计算全要素生产率的三组数据外，本文在实证环节还需用到各省区实际人均GDP、城乡收入比、个体及私人就业人数、外商直接投资和研发投入等数据，以上数据或计算过程所需数据均来自各省区统计年鉴。此外，由于本文核心解释变量和被解释变量均是标准化处理之后的数据，因此本文对所有控制变量也以2000年为基期进行了标准化处理。一方面避免量纲问题对估计结果的影响，另一方面标准化之后的数据只在时间维度上可比，从而也剔除了组间效应对估计结果的干扰。

综上，本文在实证环节选择2000~2015年期间的省级层面数据进行考察，具体包括除中国台湾、中国香港、中国澳门、西藏自治区和黑龙江省以外的29个省、直辖市和自治区的年度数据，^①省级层面各变量的描述性统计特征如表1所示。由平均值、标准差、最小值、中位数和最大值等变量特征可以看出，核心被解释变量农业与工业就业比值（*emp_rate_am*）、服务业与工业就业比值（*emp_rate_sm*）和核心解释变量三次产业的全要素生产率（*tfp_a*、*tfp_m*、*tfp_s*）在样本期间内均存在较大的浮动，这为本文实证考察技术进步与产业结构变迁的关系提供了很好的经验素材。另外，从表中还可以发现，大多数控制变量均存在一定的右偏特征，因此本文在后续实证过程中进行了取自然对数处理以缓解非正态分布问题对估计结果造成的干扰。

表 1 省级层面变量描述性统计

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>emp_rate_am</i>	464	2.2972	1.9954	0.0836	1.8692	15.5973
<i>emp_rate_sm</i>	464	1.5647	0.6713	0.6751	1.4470	4.6564
<i>tfp_a</i>	464	1.1778	0.3654	0.3989	1.1145	2.8959
<i>tfp_m</i>	464	1.5239	0.5722	0.8168	1.3272	4.8968
<i>tfp_s</i>	464	0.9273	0.1804	0.4877	0.9263	1.7903
<i>per_gdp</i>	464	2.4936	1.2706	1.0000	2.1846	7.4797
<i>open</i>	464	1.2513	0.4970	0.2143	1.1549	4.1564
<i>inc_rate_ur</i>	464	0.9815	0.1644	0.5125	1.0178	1.2805
<i>priv_emp</i>	464	2.4206	2.1607	0.4808	1.8686	21.8387
<i>fdi</i>	464	4.2988	5.8809	0.2808	2.2535	54.9260
<i>rd</i>	464	4.8757	4.1958	0.8911	3.3889	27.8045

四、实证分析与稳健性检验

（一）基准结果与分析

1. 农业与工业部门技术进步对就业比值的影响

为了控制各省份不随时间改变的不可观察因素以及各年全国范围内的外部冲击，本文在所有回归中均同时控制了省份个体固定效应和时间固定效应。表2是基于模型(26)的固定效应模型回归结果。在列(1)中，本文仅考虑了产业结构升级的技术进步

^① 中国台湾、中国香港和中国澳门数据不可得，西藏自治区和黑龙江省的就业数据存在不同程度的缺失，因此本文将上述地区剔除。

效应和收入效应两个最基本的影响因素。可以看出：代表农业技术进步的农业全要素生产率（ $\ln tfp_a$ ）与被解释变量农业与工业就业比值（ $\ln emp_rate_am$ ）呈负相关关系，且在1%的水平上高度显著；代表工业技术进步的工业全要素生产率（ $\ln tfp_m$ ）与被解释变量农业与工业就业比值（ $\ln emp_rate_am$ ）则呈正相关关系，且同样在1%的水平上高度显著。为了排除其他机制对农业劳动力向工业转移的影响，列(2)在列(1)的基础上对对外开放（ $\ln open$ ）预期工资（ $\ln inc_rate_ur$ ）和制度成本（ $\ln priv_em$ ）等效应进行控制。不难发现，农业全要素生产率和工业全要素生产率的系数符号均未变化，且在1%的水平上显著。这说明，农业和工业技术进步对两部门就业结构的影响是十分稳健的。为了避免遗漏变量带来的内生性问题，列(3)还依次控制了外商直接投资（ $\ln fdi$ ）和研发投入（ $\ln rd$ ）等在主流文献中被认为既可能影响技术进步又可能影响产业结构升级的经济指标。结果显示，农业部门全要素生产率和工业部门全要素生产率的系数绝对值均有所下降，

但系数符号没有发生变化，且在1%的水平上高度显著。综上，不论是否控制其他机制，以及是否控制其他可能的遗漏变量，计量模型的结果均保持了良好的一致性。因此，假设1成立，即农业与工业就业之比与农业技术进步呈负相关关系，与工业技术进步呈正相关关系，这验证了农业和工业部门技术进步对两部门就业结构的影响。具体来看，农业部门的全要素生产率每提高1个百分点，农业与工业就业比值将降低0.2672个百分点，而工业部门的全要素生产率提高1个百分点则会导致农业与工业就业比值上升0.5831个百分点。

表2 农业与工业部门技术进步对农业与工业就业比值的影响

	$\ln emp_rate_am$		
	(1)	(2)	(3)
$\ln tfp_m$	0.5704*** (0.0470)	0.5999*** (0.0501)	0.5831*** (0.0500)
$\ln tfp_a$	-0.2680*** (0.0350)	-0.2861*** (0.0349)	-0.2672*** (0.0353)
$\ln per_gdp$	-0.4408*** (0.0863)	-0.5846*** (0.0904)	-0.4835*** (0.0994)
$\ln open$		0.0095 (0.0281)	0.0287 (0.0288)
$\ln inc_rate_ur$		-0.3237*** (0.0953)	-0.2571*** (0.0988)
$\ln priv_em$		-0.1200*** (0.0329)	-0.1130*** (0.0327)
$\ln fdi$			0.0006 (0.0138)
$\ln rd$			-0.1171*** (0.0403)
常数项	0.8003*** (0.0258)	0.8003*** (0.0251)	0.8003*** (0.0249)
个体固定效应	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制
观测值	464	464	464
调整的R ²	0.7841	0.7965	0.8007

注：*、**与***分别表示10%、5%和1%的显著性水平，括号内为标准误。

由表2列(3)的结果可以看出，其他影响机制系数的符号均符合经济理论预期。在其他可能影响产业结构升级的机制中，不难发现收入效应、预期工资效应、制度成本效应和研发投入均是影响产业结构转型的重要机制。其一，人均GDP的上升会导致就业人口从农业部门流向工业部门，这表明收入水平的提高会导致劳动力从农业部门向工业部门转移，符合恩格尔效应。其二，城乡收入比越大即预期工资水平越高，农业与工业就业比值越小，这表明预期工资的提高也会导致农业部门劳动力向工业部门流

动。其三，私人或私营就业人口越大，农业与工业部门就业之比越小，这表明制度成本的降低也会导致就业人口从农业部门流向工业部门。最后，研发投入的提高会解放农业部门劳动力，导致就业人口从农业流向服务业。此外，贸易开发程度和外商直接投资系数符号同样符合一般经济规律，但并没有达到常规的显著性水平（10%）。

2. 服务业与工业部门技术进步对就业比值的影响

表3汇报了服务业和工业部门技术进步是否影响二者就业比值的回归结果，在所有回归中，本文同样控制了省份个体固定效应和年度固定效应。列(1)汇报的是仅包含技术进步效应和收入效应的估计结果，工业全要素生产率（ $\ln tfp_m$ ）在1%的水平上显著为正，服务业全要素生产率（ $\ln tfp_s$ ）的系数在10%的水平上显著为负。列(2)在列(1)的基础上加入对外开放效应（ $\ln open$ ）预期工资效应（ $\ln inc_rate_ur$ ）和制度成本效应（ $\ln priv_em$ ）后，工业全要素生产率的系数符号和显著性水平未发生变化，服务业全要素生产率的系数符号也未发生变化，但显著性水平由10%上升至1%。本文又在列(3)加入了既可能影响技术进步又可能影响产业结构变迁的其他控制变量，可以发现，工业全要素生产率和服务业全要素生产率的系数符号和显著性水平均和列(2)相同，但系数绝对值有所下降。具体来看，工业全要素生产率提高1个百分点，会导致服务业与工业就业比值上升0.3014个百分点，而服务业全要素生产率提高1个百分点会导致服务业与工业就业比值下降0.1921个百分点。上述一系列结果充分表明，服务业和工业就业之比与工业技术进步呈正相关关系，而与服务业技术进步呈负相关关系，即假设2成立。换言之，工业部门技术进步会释放部门内部的劳动力，使之流向服务业部门，而服务业部门的技术进步则会抑制这种劳动力的流动。

表3 服务业与工业部门技术进步对服务业与工业就业比值的影响

	$\ln emp_rate_sm$		
	(1)	(2)	(3)
$\ln tfp_m$	0.3433*** (0.0371)	0.3104*** (0.0408)	0.3104*** (0.0408)
$\ln tfp_s$	-0.1108* (0.0655)	-0.1970*** (0.0723)	-0.1921*** (0.0720)
$\ln per_gdp$	-0.9196*** (0.0847)	-0.8808*** (0.0851)	-0.9466*** (0.0905)
$\ln open$		-0.0256 (0.0241)	-0.0351 (0.0245)
$\ln inc_rate_ur$		0.2585*** (0.0849)	0.2704*** (0.0874)
$\ln priv_em$		0.0734*** (0.0274)	0.0747*** (0.0273)
$\ln fdi$			0.0264** (0.0115)
$\ln rd$			0.0370 (0.0330)
常数项	0.2949*** (0.0213)	0.2949*** (0.0209)	0.2949*** (0.0208)
个体固定效应	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制
观测值	464	464	464
调整的 R^2	0.3791	0.4040	0.4130

注：*、**与***分别表示10%、5%和1%的显著性水平，括号内为标准误。下表同。

从表3列(3)收入效应的系数符号和显著性水平可以看出，实际人均GDP越高，服务业与工业就业比值越小，即人均收入的提高并没有导致劳动力由工业部门流向服务业部门，这一结果并不符合恩格尔收入效应的预期。这主要是因为，恩格尔的收入效

应只能解释收入提高对农业部门劳动力向非农业部门的转移,而无法具体解释非农业部门之间的劳动力流动。此外,中国拥有数量庞大且收入相对偏低的农业人口,^①人均GDP在一定程度上反映的是农业人口的收入水平。根据回归结果,全国收入水平的提高会显著地降低服务业和工业就业比值,换言之全国收入的提高会带动工业部门的发展。这符合中国当前的基本国情,中国经济目前正处于工业化实现阶段,工业产品仍然是大多数民众,特别是农村人口的首选生活消费品,由此来看,工业发展仍然是经济增长的主要推动力量。列(3)其他控制变量,其系数符号基本符合一般经济规律,在此不再赘述。

综上,本文依托双向固定效应模型实证考察了技术进步对以就业结构变动为表征的产业结构升级的影响,实证结果与第二部分中的理论分析完全吻合,从而从实证层面验证了技术进步对产业结构升级的推动效应。接下部分对上述实证结果进行稳健性检验,以提高论文结论的严谨性。

(二) 稳健性检验

1. 内生性问题

本文旨在考察技术进步对以就业结构变动为表征的产业结构升级的影响:一方面技术进步在影响就业结构变动的同时,产业间劳动力的流动也可能反向影响技术进步,从而使得模型(26)和模型(27)出现“双向因果”问题;另一方面模型(26)和模型(27)不可能完全囊括可能影响就业结构变动的所有变量,因此也会不可避免地出现遗漏变量问题。不管是“双向因果”还是遗漏变量问题,均会导致模型(26)和模型(27)存在潜在的内生性问题,从而使得本文的估计结果可能出现偏误。为此,本文采用工具变量法予以解决。工具变量的选择需要满足两个基本条件,一是相关性,即所选工具变量须与内生变量相关,二是排他性约束,即所选工具变量须与随机扰动项不相关。囿于数据可得性,本文采用传统方法构建工具变量,即以内生解释变量的滞后变量作为工具变量。本文的内生变量是三次产业的技术进步,亦即三次产业的全要素生产率,因此分别以农业全要素生产率滞后项($\ln t f p_a_i v$)、工业全要素生产率滞后项($\ln t f p_m_i v$)和服务业全要素生产率滞后项($\ln t f p_s_i v$)作为三次产业技术进步的工具变量。根据技术进步的路径依赖性,显然当期技术进步水平与其滞后期高度相关,这便满足了工具变量选择的第一个基本条件。另外,由于滞后变量已经发生,因此具有“前定”特性,从而与当期的随机扰动项不相关,工具变量选择的第二个基本条件成立。表4汇报了基于面板工具变量两阶段回归的估计结果。

表4列(1)~(3)汇报的是模型(26)的工具变量回归结果。首先,从列(1)~(2)中工具变量 $\ln t f p_m_i v$ 和 $\ln t f p_a_i v$ 的系数均在1%的水平上显著为正,以及第一阶段统计量远大于临界值10可知,本文构建的工具变量不存在弱工具变量问题。其次,从列(3)

^① 根据国家统计局统计,2015年中国农业人口占比为43.38%。

工业全要素生产率在1%的水平上显著为正，和农业全要素生产率在1%的水平上显著为负可知，考虑内生性问题之后的结果与表2的结果保持一致。因此，即使利用工具变量规避了潜在的内生性问题，农业、工业部门技术进步对农业与工业就业比值的影响效应仍然稳健。

表4列(4)~(6)汇报了模型(27)的工具变量估计结果。首先，从列(4)~(5)工具变量 $\ln t f p_m_i v$ 和 $\ln t f p_s_i v$ 的系数显著性水平及第一阶段统计量可知，此处的工具变量同样不存在弱工具变量问题。其次，从列(6)的第二阶段回归结果可知，工业全要素生产率的提高可以显著提升服务业与工业的就业比值，而服务业全要素生产率的提高则会显著降低该比值，这一结果与表3吻合。因此，在利用工具变量法规避潜在内生性问题之后，工业、服务业部门技术进步对服务业与工业就业比值的影响效应同样稳健。

表 4 稳健性检验：工具变量法

	第一阶段回归		第二阶段回归		第二阶段回归	
	$\ln t f p_m$	$\ln t f p_a$	$\ln e m p_r a t e_a m$	$\ln t f p_m$	$\ln t f p_s$	$\ln e m p_r a t e_s m$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln t f p_m_i v$	0.9302*** (0.0178)	0.1004*** (0.0237)		0.9303*** (0.0175)	-0.0182* (0.0109)	
$\ln t f p_a_i v$	0.0030 (0.0128)	0.9674*** (0.0170)				
$\ln t f p_s_i v$				0.0445 (0.0306)	0.9311*** (0.0190)	
$\ln t f p_m$			0.5172*** (0.0555)			0.2742*** (0.0437)
$\ln t f p_a$			-0.2389*** (0.0377)			
$\ln t f p_s$						-0.2654*** (0.0764)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.0847*** (0.0091)	0.0081 (0.0121)	0.8559*** (0.0259)	0.0835*** (0.0091)	-0.0200*** (0.0057)	0.3739*** (0.0211)
观测值	435	435	435	435	435	435
调整的 R^2	0.9606	0.9206	0.8033	0.9608	0.9552	0.4307
第一阶段统计量	425.74	202.44		428.12	372.00	

注：限于篇幅，没有汇报控制变量结果，结果备索，下表同。

2. 其他稳健性检验

(1) 改变全要素生产率测算方法——索罗余值法。全要素生产率的计算方法除了DEA法外，学者们还习惯利用索罗余值法估计Cobb-Douglas生产函数框架下的全要素生产率。虽有文献指出，利用索罗余值法计算的全要素生产率由于无法解决投入变量的内生性问题，可能会存在同时性偏误（Simultaneity Bias）（简泽和段永瑞，2018），但这种方法仍是目前学界计算全要素生产率的主流方法。因此，为了提高本文与其他研究的可比性，本文进一步利用索罗余值法计算的三次产业全要素生产率进行稳健性检验，估计结果如表5列(1)~(2)所示。各回归结果中，三次产业全要素生产率的系数符号与显著性水平均与表2和表3的结果保持良好的一致性。可见，即使改变

全要素生产率的测算方法，本文的主要结论仍然稳健。

(2) 随机效应模型。在处理面板数据时，究竟是选择固定效应模型还是随机效应模型是一个关键问题。虽然不管个体效应与解释变量是否相关，固定效应模型都可以得到一致估计，但当个体效应与解释变量完全不相关时，随机效应模型更有效。因此，本文通过Hausman检验判断模型(26)和模型(27)中个体效应与解释变量的相关性。结果显示，模型(26)和模型(27)对应的p值均大于0.05（分别为0.0728和0.0776）。由此来看，Hausman检验并不能强烈地拒绝“个体效应与解释变量不相关”的假设，故在本文中随机效应模型同样有效。有鉴于此，本文进一步利用随机效应模型进行稳健性检验，结果如表5列(3)~(4)所示。三次产业全要素生产率的系数符号均与表2和表3的结果保持一致，且至少在5%的水平上显著。由此来看，即使使用随机效应模型进行估计，本文的结论依然稳健。

表 5 稳健性检验：改变 TFP 计算方法和随机效应模型

	利用索罗余值法计算TFP		随机效应模型	
	lnemp_rate_am	lnemp_rate_sm	lnemp_rate_am	lnemp_rate_sm
	(1)	(2)	(3)	(4)
ln tfp_m	2.0858*** (0.4621)	1.4774*** (0.3946)	0.5816*** (0.0504)	0.3252*** (0.0407)
ln tfp_a	-1.3895*** (0.3199)		-0.2696*** (0.0356)	
ln tfp_s		-3.3194*** (0.8632)		-0.2027*** (0.0721)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.9637 (0.5985)	3.9550*** (1.2568)	0.8003*** (0.1496)	0.2949*** (0.0579)
观测值	464	464	464	464
调整的R ²	0.7396	0.3514	0.8006	0.4126

五、机制检验

由理论分析部分的式(13)可知，农业、工业和服务业部门产品的相对价格与部门内的技术进步呈负相关关系，即各部门技术进步会显著降低部门内部产品的相对价格。这一价格机制是技术进步影响产业结构升级的重要途径，具体而言：农业部门技术进步会降低农产品的相对价格，从而使得劳动力由农业部门流向工业部门；工业部门技术进步会降低工业产品的相对价格，从而在抑制农业部门劳动人口流入的同时，导致工业部门劳动力流向服务业部门；而服务业部门技术进步会降低服务业产品的相对价格，从而又对工业部门劳动力的流入起到抑制作用。

从实证层面检验上述机制，就需要农业、工业、服务业部门和投资部门的产品价格。其中，以农业和工业产品的价格指数表示农业和工业部门的产品价格，以固定资产投资价格指数代替投资部门的产品价格，由于中国国家统计局并没有对服务业产品

价格指数进行统计,本文参考既有研究,以居民消费价格指数(CPI)替代,以上数据均来自各省区历年统计年鉴。这样,用各部门的价格指数除以固定资产投资价格指数便可以得到各部门以投资部门为基准的相对价格。但需要注意的是,这里存在一个重合性问题,即固定资产的生产由工业部门完成,这便使得工业部门价格指数与固定资产投资价格指数存在重合现象,因此在既有数据的基础上很难计算工业部门对投资部门的相对价格。有鉴于此,本文在该部分仅从农业和服务业视角对技术进步影响产业结构升级的相对价格机制展开考察。

首先,本文构建以下模型检验农业、服务业技术进步与农业、服务业产品相对价格的关系以考察假设1是否成立:

$$\ln price_a_{jt} = \eta_0 + \eta_1 \ln tfp_a_{jt} + \eta_2 \mathbf{x}'_j + \mu_j + \gamma_t + \xi_{jt} \quad (28)$$

$$\ln price_s_{jt} = \delta_0 + \delta_1 \ln tfp_s_{jt} + \delta_2 \mathbf{x}'_j + \mu_j + \gamma_t + \xi_{jt} \quad (29)$$

其中: j 和 t 分别表示省份和年份; $price_a$ 和 $price_s$ 分别表示农业和服务业部门的相对价格; tfp_a 和 tfp_s 分别表示农业和服务业的全要素生产率,用以刻画部门的技术进步; $\mathbf{x}'$ 表示可能影响产业相对价格的控制变量,包括实际人均GDP(per_gdp)、对外开放程度($open$)、外商直接投资(fdi)和研发投入(rd)等; μ_j 表示省份个体固定效应; γ_t 表示时间固定效应; ξ 表示随机扰动项。

模型(28)~(29)的回归结果如表6所示,为了规避省份不随时间变化的固定效应以及全国层面的宏观冲击对估计结果造成的干扰,本文在所有回归中均控制了省份个体固定效应和时间固定效应。其中,列(1)~(2)没有加入省份层面的特征变量,可以看出农业部门和服务业部门的全要素生产率($\ln tfp_a$ 、 $\ln tfp_s$)均在1%的水平上显著为负。这初步说明,产业技术进步与其相对价格呈负相关关系,即部门技术进步会显著地降低部门产品的相对价格。列(3)~(4)进一步控制了可能影响各部门相对价格的控制变量,可见农业部门和服务业部门全要素生产率的系数符号和显著性水平均未发生变化。这充分说明,部门技术进步确实可以显著地降低部门内产品的相对价格。

表6 机制检验:技术进步与产品相对价格

	$\ln price_a$	$\ln price_s$	$\ln price_a$	$\ln price_s$
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln tfp_a$	-0.0464*** (0.0166)		-0.0431*** (0.0161)	
$\ln tfp_s$		-0.0254*** (0.0096)		-0.0604*** (0.0112)
控制变量	未控制	未控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	0.0000 (0.0143)	0.0000 (0.0035)	-0.0000 (0.0119)	0.0000 (0.0035)
观测值	464	464	464	464
调整的 R^2	0.8228	0.6417	0.8528	0.7065

既然各部门技术进步会显著降低各部门产品的相对价格,那么技术进步是否会通过降低相对价格而对部门间的劳动力流动产生影响?即相对价格机制技术进步是否是推动产业结构升级的动力机制?本文参考范子英和彭飞(2017)、王桂军和张辉(2020)的做法,将各部门相对价格及其对应部门全要素生产率的交乘项纳入基准模型,通过考察交乘项是否显著的方式检验价格机制是否成立。模型具体设计如下:

$$\ln emp_rate_am_{jt} = \chi_0 + \chi_1 \ln tfp_a_{jt} \times \ln price_a_{jt} + \chi_2 \ln price_a_{jt} + \chi_3 \ln tfp_a_{jt} + \chi_4 \ln tfp_m_{jt} + \chi_5 x_{jt} + \mu_j + \gamma_t + \xi_{jt} \quad (30)$$

$$\ln emp_rate_sm_{jt} = \rho_0 + \rho_1 \ln tfp_s_{jt} \times \ln price_s_{jt} + \rho_2 \ln price_s_{jt} + \rho_3 \ln tfp_s_{jt} + \rho_4 \ln tfp_m_{jt} + \rho_5 x_{jt} + \mu_j + \gamma_t + \xi_{jt} \quad (31)$$

其中, j 和 t 分别表示省份和年份, $pice_a$ 和 $pice_s$ 分别表示农业和服务业部门的相对价格,其他变量定义与模型(26)和模型(27)相同。本文重点关注交乘项系数 χ_1 和 ρ_1 ,它们的显著性水平分别代表了农业产品相对价格和服务业产品相对价格是否是技术进步推动产业结构升级的机制变量。

表7汇报了模型(30)和模型(31)的回归结果,所有回归在控制省份个体固定效应和年度固定效应的同时,均对可能影响产业结构升级的其他效应进行了控制。列(1)汇报的是农业产品相对价格的机制效应检验,本文重点关注的交乘项 $\ln tfp_a \times \ln pice_a$ 的系数 χ_1 在1%的水平上显著为正,这说明农业产品相对价格的下降会显著提高农业技术进步对农业与工业就业比值的抑制效应。结合表6列(3)的结果可以得出,农业部门技术进步可以通过降低部门产品的相对价格促使劳动力从农业部门流向工业部门。因此,农业产品相对价格对技术进步影响产业结构升级的机制效应成立。

服务业产品相对价格的机制效应检验如表7列(2)所示,交乘项 $\ln tfp_s \times \ln pice_s$ 的系数 ρ_1 在10%的水平上显著为正,这说明服务业产品相对价格下降会显著地提高服务业技术进步对服务业与工业就业比值的抑制效应。结

表 7 机制检验:相对价格对技术进步影响产业结构变迁的机制效应

	$\ln emp_rate_am$	$\ln emp_rate_sm$
	(1)	(2)
$\ln tfp_a \times \ln pice_a$	0.5530*** (0.1811)	
$\ln tfp_s \times \ln pice_s$		1.1071* (0.5965)
$\ln pice_a$	-0.3142*** (0.1074)	
$\ln pice_s$		-1.8353*** (0.2996)
$\ln tfp_a$	-0.4631*** (0.0700)	
$\ln tfp_s$		-0.2754*** (0.0702)
$\ln tfp_m$	0.6008*** (0.0497)	0.3423*** (0.0387)
控制变量	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
年度固定效应	控制	控制
常数项	0.8003*** (0.0245)	0.2949*** (0.0195)
观测值	464	464
调整的 R^2	0.8075	0.4852

合表6列(4)的结果可以得出，服务业技术进步可以通过降低服务业价格，抑制劳动力从工业部门流向服务业部门。因此，服务业产品相对价格的机制效应同样成立。

综上结果，本文从相对价格机制视角厘清了技术进步推动产业结构升级的机制路径，即技术进步可以通过改变工业、农业和服务业部门的产品相对价格而推动以就业结构变动为表征的产业结构升级。

六、结论与政策建议

生产是国内大循环的首要环节，生产端的产业结构升级关系着国内大循环的畅通与否。本文通过构建平衡增长路径下的多部门经济模型，理论分析技术进步对以就业人口变动为表征的产业结构升级的影响，并基于2000~2015年中国省级层面数据进行实证考察，以从生产端的产业结构升级视角为畅通国内大循环提供理论支持。理论模型和实证结果同时表明：一方面，农业部门相对于工业部门更快的技术进步会对农业部门就业人口产生“挤出效应”，使之流向工业部门，工业部门技术进步则会对就业人口由农业部门向工业部门的流动产生抑制效应；另一方面，工业部门相对于服务业部门更快的技术进步会对工业部门的就业产生“挤出效应”，使之向服务业部门流动，而服务业部门的技术进步又会对这种流动产生抑制效应。由此可见，技术进步是三大部门之间劳动力流动的重要推动力量。

进一步地，本文还对技术进步影响产业结构升级的内在机制展开了实证检验。研究发现，三大部门相对投资部门的相对价格是技术进步推动产业结构升级的重要机制。具体地，三大部门的技术进步可以通过降低对应部门的相对价格进而影响部门之间的就业结构，最终推动劳动力在三大部门间的流动。本文不仅有效补充了技术进步影响产业结构升级的实证研究，而且也为中国以技术进步推动产业结构升级，形成农业、工业、服务业循环、互促、共荣的高质量发展格局，进而畅通国内大循环提供重要的理论启示。

首先，发展现代化农业，进一步释放农村劳动力人口。中国拥有数量庞大的农村人口，在实现工业化的攻坚阶段，不管是工业部门还是服务业部门都需要进一步引入有效劳动力，进一步释放农村人口是填补工业和服务业就业缺口的重要保障。由本文结论可知，技术进步是农业就业人口向工业和服务业部门自然转移的重要推动力量。因此，发展现代化农业，进一步提高农业生产效率是释放农村庞大人口红利的重要路径。具体地，建议国家一方面应继续深化农村改革，充分激发农业发展活力，另一方面应依托现代化技术手段改变现阶段农业生产、管理和服务方式，推动农业生产由以机械化、水利化和电气化等为主的农业1.0向以5G技术、物联网和互联网+为主的农业2.0迈进。

其次，培育高精尖制造业体系，以技术进步推动就业人口由工业向服务业合理转移。由近年经济数据看，中国尚处于实现工业化的艰难攻坚阶段，工业发展仍然是经

济增长特别是高质量发展的核心力量（张辉等，2019）。因此，现阶段政府不宜过多以政策干预的方式推动工业劳动力人口向服务业转移，而应遵从市场规律，以技术进步推动就业人口由工业向服务业自然转移。这需要政府部门进一步鼓励现代工业，特别是人工智能、新能源、新材料、高端装备制造和现代医药等高精尖制造业的发展，推行发挥有效市场和有为政府更好结合的产业扶持政策，充分调动工业部门创新积极性，依托研发创新实现技术进步，从而推动就业人口由工业向服务业合理转移。

再次，强调提升服务业质量，谨防产业结构“虚高度化”。由本文第三部分的描述性统计可知（表1），中国服务业全要素生产率（样本期间均值0.9273）与工业全要素生产率（样本期间均值1.5239）差距明显。这就说明近年来中国服务业发展虽然迅速，但注重规模而忽视质量和效率。由本文结论可知，服务业技术进步会抑制劳动力从工业部门向服务业部门的转移。服务业普遍较低的技术水平不仅阻碍了服务业生产效率的提高，而且对工业劳动力向服务业转移产生了扭曲影响，过多地释放了工业劳动力，从而对工业的发展产生了连带效应。因此，提高服务业发展质量，谨防产业结构“虚高度化”是政府现阶段发展服务业需要关注的首要问题。具体而言，建议政府瞄准国际标准，依托人工智能、5G技术等现代化手段针对性发展现代服务业，培育优质生产性服务业，推动服务业转型升级。

最后，注重原始创新，依托技术进步实现我国经济高质量发展，畅通国内大循环。技术进步和产业结构升级对经济增长的推动效应已经是经济学界普遍论证的结果，本文的结论进一步显示，技术进步同样是产业结构升级的重要推动力量。对于经济增长，特别是新形势下国内大循环的畅通而言，通过创新驱动技术进步显得尤为重要。改革开放以来，中国依托劳动和资本密集型生产的比较优势实现了经济腾飞，但这种以要素投入为主的增长方式被认为是不可持续的，创新才是推动一个国家经济增长的核心力量。因此，在“双循环”新发展格局下，注重原始创新，强化以技术进步畅通国内大循环便显得尤为重要。建议政府调整创新补贴政策，强调创新质量，同时优化专利申请授权等审批制度激发企业对以发明专利为主的关键核心技术创新和颠覆式原始创新的重视和实现。

参考文献

- [1] 范子英,彭飞. “营改增”的减税效应和分工效应:基于产业互联的视角[J]. 经济研究, 2017(2): 82-95.
- [2] 简泽,段永瑞. 企业异质性、竞争与全要素生产率的收敛[J]. 管理世界, 2012(8): 15-29.
- [3] 金戈. 中国基础设施与非基础设施资本存量及其产出弹性估算[J]. 经济研究, 2016(5): 41-56.
- [4] 王桂军,张辉. “一带一路”与中国OFDI企业TFP: 对发达国家投资视角[J]. 世界经济, 2020(5): 49-72.
- [5] 王林辉,袁礼. 有偏型技术进步、产业结构变迁和中国要素收入分配格局[J]. 经济研究, 2018(11):115-131.
- [6] 张辉,方敏,黄昊. 中国经济改革与发展实践40年[M]. 北京: 经济科学出版社, 2018.
- [7] 张辉,闫强明,黄昊. 国际视野下中国结构转型的问题、影响与应对[J]. 中国工业经济, 2019(6): 41-59.
- [8] 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.
- [9] Baumol,W. J., “Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crisis”, *American*

Economic Review, 1967, 57(3): 415–426.

[10] Herrendorf, B., R. Rogerson, and Á. Valentinyi, “Growth and Structural Transformation”, *Handbook of Economic Growth*, 2014, 2: 855–941.

[11] Kuznets, S., “Quantitative Aspects of the Economic Growth of Nations: II. Industrial Distribution of National Product and Labor Force”, *Economic Development and Cultural Change*, 1957, 5(4): 1–111.

[12] Ngai, L. R., and C. A. Pissarides, “Structural Change in a Multisector Model of Growth”, *American Economic Review*, 2007, 97(1): 429–443.

【作者简介】张 辉：北京大学经济学院副院长，教授，博士生导师。研究方向：政治经济学、产业经济学。

Technological Progress and the Patency of Domestic Circulation: The Perspective of Industrial Structure Upgrading

ZHANG Hui

(School of Economics, Peking University, Beijing 100871, China)

Abstract: The key to constructing the new development pattern of “dual circulation” lies in the patency of domestic circulation. The upgrading of production-end is the foundation to guarantee the unimpeded domestic circulation. On the basis of constructing the theoretical model of multi-sectoral economy under the balanced growth path, this paper examines the impact of technological progress on industrial upgrading, which is indicated by changes in employment structure, to provide theoretical reference for the patency of domestic circulation from the production-end. The study found that, an inverse relationship between agricultural technological progress and the ratio of agricultural and industrial employment. Industrial technological progress is positively related to the ratio of agricultural and industrial employment and the ratio of service and industrial employment. The technological progress of service industry is inversely correlated to the employment ratio of industry and service industry. The differences in technological progress in the agriculture, industrial and service sectors lead to changes in the employment structure between sectors, thereby contributing to the upgrading of industrial structures. Furthermore, the mechanism test show that the relative price is a core for technological progress to promote the upgrading of industrial structure, that is, technological progress upgrades industrial structure represented by the change of employment structure through reducing the relative prices of sector products. This paper verifies the fact that in the process of constructing a new development pattern of “dual circulation”, government departments should stimulate scientific and technological innovation in order to promote the rational flow of labor among the three industries, so as to realize the effective allocation of resources between the three industries, and provide guarantee unimpeded domestic circulation from the production-end.

Keywords: multi-sectoral economic growth model; technological progress; industrial structure upgrading; domestic cycle

(责任编辑：马莹)