

# 产业创新与消费升级:基于供给侧结构性改革视角的经验研究

孙 早, 许薛璐

**[摘要]** 新时期的中国经济在保持“稳中趋好”增长势头的同时,也暴露出以“产能过剩”和“供给缺口”并存为主要特征的结构性问题。能否通过产业自主创新实现“持续改进生产技术(方法)、提高产品质量、有效填补‘供给缺口’,促进消费升级”则是新时期中国实现高质量发展的关键。本文在 Ngai and Pissarides(2007)基础上引入不同产业部门自主创新效应和技术吸收效应,刻画了二者影响一国消费结构高级化和总消费增长率的作用机理,同时考察了劳动配置效率改善可能产生的影响。本文证明,提升高端(高技术)产业自主创新效应是推动总消费增长和消费结构改善的关键因素。若自主创新能力和技术吸收能力不变,不同生产部门间劳动力配置改善与否不会对总消费增长率产生影响。产业创新则是通过产出结构高级化这一中介效应促进消费结构升级。本文具有深刻的政策含义:随着中国经济进入新时代,若无进一步产业创新支撑,要素配置效率改善带来的净收益增长空间将快速收窄,只有坚定推行以诱导产业(企业)自主创新为核心的供给侧结构性改革,促使消费升级,才能真正实现高质量发展。

**[关键词]** 自主创新效应; 技术吸收效应; 消费结构高级化; 总消费增长率; 高质量发展

**[中图分类号]**F120 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2018)07-0098-19

## 一、引言

在过去的四十年里,中国经济发展举世瞩目,经济规模一跃成为世界第二,人民生活水平获得极大提高,经济发展进入了一个新时期。值得注意的是,新时期中国经济发展在继续保持“稳中趋好”增长势头的同时,也暴露出一些深层次的结构性问题,“产能过剩”与“供给缺口”并存,使得一方面资源不能充分实现有效配置,另一方面需求对经济增长的拉动作用不能得到充分发挥。这就是说,供给端的产业创新不足将影响消费升级,致使经济增长模式在从“追赶型”向“高质量发展型”转

---

**[收稿日期]** 2018-03-15

**[基金项目]** 国家社会科学基金一般项目“以企业为主体的战略性新兴产业自主创新机制研究”(批准号11BJY006);教育部新世纪优秀人才支持计划“公司成长与现代产业的演进”(批准号 NCET-11-0429)。

**[作者简介]** 孙早,西安交通大学经济与金融学院院长,教授,博士生导师;许薛璐,西安交通大学经济与金融学院博士研究生。通讯作者:许薛璐,电子邮箱:532581108@qq.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

变时面临挑战<sup>①</sup>。

从中国居民消费变化趋势看,2000—2016年中国最终居民消费额从47万亿元增加到203万亿元,累计增加3.32倍,其中,进口消费品占总消费比重平均为42.47%,且持续上升。这表明随着生活水平提高,越来越多的中国消费者选择了具有高质量的国外产品<sup>②</sup>。相反,能够代表中国制造业高技术、高质量的高端产业销售额占工业产业销售额的比重却未曾超过22.85%,且在统计期内基本呈下降趋势<sup>③</sup>。对比两组数据可以看出,因供给端产业创新不足导致的产品质量(技术含量)较低可能是致使消费者消费需求外溢的重要原因。在国际经济竞争日趋激烈的大背景下,伴随人民收入水平的提高,能否通过持续性改进生产技术(方法)、提高产品质量来有效填补“供给缺口”,进而减少需求外溢、促使消费升级,对于中国经济实现长期、高质量增长无疑有着重大意义。

既有的关于产业(产品)供给与消费需求间关系的研究文献,大多从消费结构引致技术变革的角度刻画了需求对供给的影响,进而提供了一个关于经济增长的理论解释(Acemoglu and Linn, 2004; 范红忠, 2007)。这些文献的主要逻辑是,消费需求扩张是企业从事研发活动的原动力,是促进产业技术进步,形成经济发展良性循环的基本前提。问题是,在新一轮技术革命变革浪潮中,供给侧技术水平的提高或要素配置效率的改善都将对消费需求和经济可持续发展产生重大影响,单纯从需求侧解释供给能力尚不能准确描述新时期中国消费和技术进步关系的全貌。为了更好地连接供给侧和需求端,在已有研究的基础上形成一个有关经济良性发展的供需闭环视角,本文试图从供给端着力,通过中国改革的丰富案例来解释供给变化对需求进而对增长可能产生的深远影响。只有通过供给侧结构性改革,弥补由供需失衡引发的“供给缺口”,才能真正使消费和供给相辅相成、螺旋上升,最终实现促进经济持续健康发展的目标。需要指出的是,有关供给侧的文献一般仅分析供给结构改善对经济的总体影响,忽视了供给结构改善可能引发国内总体需求和需求结构的变化:①产业(产品)技术水平提高或质量改善主要依靠技术进步,尤其是原始创新性技术进步提升产业(产品)技术和质量,从而实现经济稳定增长(Solow, 1956; Romer, 1990; Grossman and Helpman, 1991)。Solow(1956)和Romer(1990)分别从技术外生增长和内生增长角度强调了一国自主创新能力对经济长期发展的影响。Coe and Helpman(1993)则进一步从技术溢出和技术吸收能力视角探讨了影响供给侧结构性改革的技术进步实现路径,强调发达国家前沿技术的溢出对后发国家技术改善和经济增长的可能作用。虽然Solow等人从理论层面论证了供给侧原始技术创新和技术吸收能力在均衡条件下对经济增长与消费增长的影响<sup>④</sup>,却未有相关经验分析直接验证原始创新性技术进步和技术吸收能力对总消费的影响。②要素配置效率改善导致供给质量提高,从而提高了经济增长效率(周密和刘秉镰, 2017; 黄群慧, 2016)。Hsieh and Klenow(2009)分别从理论和经验层面证明中国、印度要素配置效率改善对全要素生产率提高的促进作用,指出要素配置效率改善可以提高两国30%—

① 习近平总书记在党的十九大报告中指出:“中国特色社会主义进入新时代,我国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾”;2018年中央经济工作会议进一步明确,中国经济结构已出现重大变革,应“推进供给侧结构性改革、促进供求平衡”。

② 最终居民消费额取自国家统计局,进口消费额增加值数据取自OECD数据库(折算为人民币),依据2000年为基期的消费者物价指数(CPI指数)换算为实际值。2008年之前,进口消费品占比上升至61.77%,2008年之后有所回落但依旧高于40%。

③ 该数据来源于国家统计局,并依据2000年为基期的工业品出厂价格指数换算为实际值。其中,高端(高技术)产业的具体划定标准在后文数据处理部分将详细描述。

④ 在一般均衡条件下,总产出增长率、技术进步率和总消费增长率均相等。

60%的技术效率,进而改善经济增长状况。鲜有文献将要素配置效率改善和消费直接联系,实证检验要素配置效率改善对消费的可能影响。<sup>③</sup>作为补充,还有部分文献将技术进步和要素配置相结合,更为全面探讨了供给侧结构性改革对一国经济发展的影响。Ngai and Pissarides(2007)将不同技术水平的多产品生产部门模型引入新古典经济增长理论框架,证明一般均衡增长条件下技术进步与经济、消费长期增长间存在正向关系。Ngai and Pissarides 还发现不同产品间消费替代弹性的差异会影响劳动要素跨部门流动,进而对总经济增长产生异质性影响。尽管这些文献为探讨供给侧结构性改革对一国经济增长、消费的影响提供了理想的理论框架和经验分析基础,但仍不能提供一个理解新时期中国消费与经济增长关系的全面视角:在总体消费需求大幅增长、消费结构升级趋快的同时,经济增长却未能表现出相应态势。若要最大程度连接供给、需求和增长,就必须在分析供给侧结构性改革对总消费增长率影响机制的基础上,进一步探讨其对消费结构高级化的可能影响。

本文可能的贡献在于:①结合新古典经济增长理论,在 Ngai and Pissarides(2007)多部门经济增长理论模型的基础上同时引入不同国家、不同产业部门的自主创新效应和技术吸收效应,探讨了发展中国家产业自主创新能力和技术吸收能力对本国总消费增长率和消费结构的差异化影响。②考虑到供给侧结构性改革不仅包含产业(企业)创新的内容,还涉及要素配置效率改善,尤其是劳动力配置效率改善,本文进一步探讨了在各部门技术水平给定条件下,发展中国家劳动力跨部门转移对本国总消费的可能影响。③分别利用中国 2002—2015 年省际面板数据和 WIOT 数据库提供的 1995—2014 年时间序列数据,从经验层面检验了中国自主创新效应和技术吸收效应对总消费和消费结构的影响,同时考察了要素配置效率改善在其中的可能作用。④为进一步厘清产出结构在产业创新和消费升级之间的作用机理、完善供需闭环,本文还加入了产出结构的中介效应分析,从经验角度梳理产业创新、产出和消费的逻辑关系。结果表明,高端(高技术)产业的自主创新效应提高是推动总消费增长和消费结构改善的关键因素。若自主创新能力和技术吸收能力不变,不同生产部门间劳动力配置效率改善与否不会对总消费增长率产生影响,即发展中国家总体消费能力及经济增长潜力更多的取决于本国产业(企业)自主创新能力的提高,而非要素配置效率的改善。进一步地,产业创新是通过调整产出结构(产出结构高级化)促进了消费升级(消费结构高级化)。本文的研究在一定程度上可视为对有关“供给侧结构性改革”研究的有益补充。

## 二、理论模型与假说

在 Ngai and Pissarides(2007)和 Alvarez-Cuadrado and Poschke(2011)的基础上,本文在开放经济(发达国家和发展中国家)背景下构建了一个包含基础产品和创新产品的两部门动态一般均衡模型,旨在考察发展中国家产业自主创新能力和技术吸收(模仿)能力在一般均衡增长路径上对其消费结构高级化<sup>①</sup>以及总体消费增长率的影响。

### 1. 基本模型

(1)生产、技术与进口。假设存在两个国家:发达国家与发展中国家。各国均有两大生产部门:基础产品生产部门和创新产品生产部门。两国生产部门的基本假定如下:①劳动力供给无弹性且总劳动单位化为 1,有  $L_t^B=L_t^I+L_t^B=1$ ,  $L_t^*=L_t^{B*}+L_t^{I*}=1$ ,上角标带 \* 表示发达国家。其中,  $L_t^B$ 、 $L_t^{B*}$  分别为  $t$  时期两国基础产品部门劳动力数量,  $L_t^I$ 、 $L_t^{I*}$  为同期两国创新产品部门劳动力数量。②两国基础产品部门产出  $Y_t^B$ 、 $Y_t^{B*}$  全部用于本国最终消费( $C_t^B=Y_t^B$ ,  $C_t^{B*}=Y_t^{B*}$ )。③发达国家创新产品产出  $Y_t^{I*}$  一部分用于

<sup>①</sup> 消费结构高级化指创新产品消费额与基础产品消费额的比例,后文将详细论述。

本国最终消费  $C_t^{I^*}$ , 一部分用于本国资本积累  $K_t^{I^*}$ , 一部分用于出口, 作为发展中国家消费者最终消费的一部分  $C_{im,t}^I$  ①。④发展中国家创新产品产出  $Y_t^I$  则一部分用于本国最终消费  $C_t^I$ , 一部分用于本国资本积累  $K_t^I$ 。⑤各国内部要素市场完全竞争, 劳动和资本均可在本国两部门自由流动。两国间资本可自由流动, 但劳动无法跨国转移。

发展中国家和发达国家两部门生产函数分别设定如下, 加入希克斯中性技术进步:

$$Y_t^B = (A_t^I)^\theta (A_t^{I^*} A_t^B)^{1-\theta} (L_t^B)^\alpha (K_t^B)^{1-\alpha}; Y_t^I = A_t^I (L_t^I)^\alpha (K_t^I)^{1-\alpha} \quad (1)$$

$$Y_t^{B^*} = (A_t^{I^*})^\varphi (A_t^{B^*})^{1-\varphi} (L_t^{B^*})^\alpha (K_t^{B^*})^{1-\alpha}; Y_t^{I^*} = A_t^{I^*} (L_t^{I^*})^\alpha (K_t^{I^*})^{1-\alpha} \quad (2)$$

其中,  $Y_t^B (Y_t^{B^*})$ 、 $Y_t^I (Y_t^{I^*})$  分别代表发展中国家(发达国家)基础部门和创新部门产品产出;  $A_t^I$ 、 $A_t^{I^*}$  为两国前沿技术积累水平, 反映两国自主创新能力, 且有  $A_t^I < A_t^{I^*}$ ;  $A_t^B$ 、 $A_t^{B^*}$  为两国基础产品部门的技术模仿(吸收)水平;  $\theta$  和  $\varphi$  则反映两国前沿技术对基础部门的溢出情况 ( $\theta < 1, \varphi < 1$ )。由于发达国家向发展中国家出口创新产品, 发展中国家基础产品部门的技术积累水平会受到发达国家先进技术的影响((1)式)。假定  $A_t^B < A_t^I$ , 即发展中国家基础产品部门技术模仿水平严格低于本国创新产品部门的技术创新水平, 就有  $(A_t^I)^\theta (A_t^B)^{1-\theta} < A_t^I$ 。容易看出, 若  $A_t^{I^*}$  足够大, 发展中国家基础产品部门的总体技术积累水平就可能高于本国自主创新水平, 即  $(A_t^I)^\theta (A_t^{I^*} A_t^B)^{1-\theta} > A_t^I$ , 造成该国基础产品生产过剩和创新产品生产相对不足, 形成“供给缺口”。

假定发达国家出口创新产品时的运输成本为冰山成本, 发达国家出口创新产品的价格可表示为  $P_t^* d$  (Bernard et al., 2003)。其中,  $P_t^*$  为发达国家创新产品的国内售价,  $d$  为与运输距离成正比的运输成本 ( $d > 1$ )。在均衡条件下, 发展中国家创新产品价格将与发达国家出口本国的创新产品价格相等 ( $P_t = P_t^* d$ )。由要素无套利条件可知, 发展中国家两部门劳动力的工资水平和世界市场资本利得与各国各部门两种要素的边际产出相等。本文将基础产品价格标准化为 1, 则  $P_t, P_t^*$  也可代表两国创新产品相对于基础产品的相对价格。

$$P_t = \left( \frac{A_t^{I^*} A_t^B}{A_t^I} \right)^{1-\theta} = d P_t^* \quad (3)$$

式(3)表达了两国创新产品相对价格及其与各类技术水平的关系。由(3)式可知, 发展中国家创新产品相对于基础产品的价格受两国两部门技术创新(模仿)能力的影响。若发展中国家创新产品部门自主创新能力 ( $A_t^I$ ) 提高, 相对价格  $P_t$  就会呈下降趋势。反之, 若基础产品部门技术模仿能力 ( $A_t^B$ ) 或发达国家的自主创新能力 ( $A_t^{I^*}$ ) 增强, 本国技术吸收总量提高, 创新产品的价格就相对上升。该式对消费决策和后文均衡分析都具有重要影响。

(2) 消费者效用和预算约束。本文假定存在一个能存活无限期的代表性家庭, 借鉴 Kongsamut et al. (2010) 对不同部门产品消费偏好的设定, 本文将发展中国家代表性家庭的一生效用函数和瞬时效用函数分别设置为:

① 此处暗含的基本假定是: 发达国家和发展中国家在基础产品生产中不存在显著技术差异, 但发达国家创新产品技术水平高于发展中国家, 故发展中国家仅进口其创新(高技术)产品。

$$V(C^B, C^I, C_{im}^I) = \int_0^{\infty} e^{-\rho t} \ln[U(C^B, C^I, C_{im}^I)] dt \quad (4)$$

$$V(C^B, C^I, C_{im}^I) = [\xi^{1/\varepsilon} (C_t^B - \mu)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + (1-\xi)^{1/\varepsilon} (C_t^I + C_{im,t}^I)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (5)$$

其中,(4)式为一生效用函数、(5)式为瞬时效用函数。可以看出,发展中国家消费者可通过购买本国基础产品( $C^B$ )、本国创新产品( $C^I$ )、和进口创新产品( $C_{im}^I$ )获得效用。若发展中国家创新产品生产能力不足、存在创新品供给缺口,购买进口创新品将成为消费者增加效用的主要方式;若发展中国家增加本国创新品供给,消费者就会增加本国创新品消费,在弥补供给缺口的同时进一步提高个人总效用。(4)式中 $\rho$ 为时间偏好率;(5)式中 $\xi(\in[0,1])$ 表示消费者购买基础产品占总消费的比例; $\varepsilon$ 为两商品的替代弹性: $\varepsilon>1$ 说明基础产品和创新品互为替代品, $0<\varepsilon<1$ 则二者为互补品; $\mu(\mu>0)$ 为能够维持代表性家庭生存的最低食品支出份额,该值为某一固定大于零的常数且 $\mu<C_t^B$ ,保证创新产品部门劳动力人数恒为正值( $L_t^I>0$ )。 $\mu$ 还可表示基础产品的收入弹性小于1,该设定与现实消费行为相符。与Kongsamut et al.(2010)一致,本文假定创新产品的收入弹性等于1。

发展中国家消费者收入来源于本国两大生产部门的工资收入和资本利得,并用所得收入选择购买国内外两种产品或积累资本,消费者预算约束表示如下:

$$\omega_t L_t^B + \omega_t L_t^I + r_t K_t^B + r_t K_t^I - \delta K_t^I = C_t^B + P_t (C_t^I + C_{im,t}^I) + I_t \quad (6)$$

由(3)式和拉格朗日一阶条件易得:

$$C_{stru,t} = \frac{C_t^I + C_{im,t}^I}{C_t^B - \mu} = \left( \frac{1-\xi}{\xi} \right) \left( \frac{A_t^I}{A_t^B} \right)^{\varepsilon(1-\theta)} \quad (7)$$

从(7)式中间部分可以看出,发展中国家消费结构高级化为国内外创新产品总消费( $C_t^I + C_{im,t}^I$ )和国内基础产品(扣除最低食物支出)消费( $C_t^B - \mu$ )的比例。等式最右边反映发达国家、发展中国家自主创新能力和技术吸收能力对本国(发展中国家)消费结构的总影响;消费结构高级化与本国自主创新积累水平 $A_t^I$ 成正比,与发达国家自主创新能力 $A_t^{I*}$ 、本国技术模仿水平 $A_t^B$ 和技术吸收能力 $\theta$ 成反比。具体来说:①其他条件不变,若本国自主创新能力 $A_t^I$ 提高,本国创新产品产出 $Y_t^I$ 将增长((1)式)且创新品价格 $P_t^I$ 相对进口创新产品价格 $P_t^{I*}$ 在短期内下降((3)式)。此时本国创新产品具有价格比较优势,消费者会提高购买本国创新型产品( $C_t^I$ )的数量。同时,本国创新产品价格 $P_t^I$ 下降还将部分挤出进口创新产品在国内的市场份额(因为进口创新产品价格相对上升),进一步提高本国创新产品消费占比,缓解因创新不足导致的“产能过剩”、弥补因消费需求外溢形成的“供给缺口”。由于本国自主创新能力 $A_t^I$ 提高总体上提高了创新产品的总消费量((7)式),表明本国创新产品消费量的增长幅度大于进口产品消费量减少幅度,实现本国消费结构升级的目标。②反之,若发达国家自主创新能力 $A_t^{I*}$ 或本国技术模仿水平 $A_t^B$ 提高,受技术溢出水平和吸收能力影响,本国基础产品产出 $Y_t^B$ 将增长((1)式)且本国创新产品价格 $P_t^I$ 相对于进口创新产品价格 $P_t^{I*}$ 在短期上升((3)式)。此时,一方面,消费者将降低本国创新产品( $C_t^I$ )的购买数量、增加进口创新品( $C_{im,t}^I$ )消费量,另一方面,消费者也会受价格因素影响减少创新品消费,转而购买更多本国基础产品( $C_t^B$ )。由于本国技术吸收水平

的提高总体上提高了基础产品的消费量((7)式),表明发达国家因技术水平  $A_t^{I*}$  提高形成的出口比较优势将被发展中国家基础产品消费份额增多抵消,最终导致消费结构逆高级化转换。

综上所述,发展中国家消费者对进口创新品( $C_{im,t}^I$ )的消费虽会部分影响本国消费结构,但不是导致本国消费结构转换的关键要素。本国创新产品( $C_t^I$ )和基础产品( $C_t^B$ )消费量的变动才是左右消费结构高级化(逆高级化)转变的关键<sup>①</sup>。由此本文提出:

假说 1:发展中国家消费结构的转换方向主要取决于本国创新(高技术)产品部门自主创新效应和基础(低技术)产品部门技术吸收效应强弱的比较;当创新产品部门自主创新效应强于基础产品部门技术吸收效应时,消费者对本国创新型产品的消费随之上升,消费结构呈现出高级化特征;反之,当创新产品部门自主创新效应弱于基础产品部门技术吸收效应时,消费者转而消费更多本国基础产品,导致消费结构逆高级化趋势。

(3)总产出、总消费与一般均衡分析。由(7)式和要素无套利条件可得出发展中国家总消费(包含国内外创新产品消费和国内基础产品消费)和总产出的方程:

$$Y_{real,t} = (1/P)Y_t^B + Y_t^I = A_t^I L_t^\alpha K_t^{1-\alpha} \quad (8)$$

$$C_{real,t} = (1/P)C_t^B + C_{total,t}^I, \text{ 即 } (C_t - \mu)_{real,t} = C_{total,t}^I X \quad (9)$$

其中,(9)式中  $C_{total,t}^I = C_t^I + C_{im,t}^I, X = x + 1, x = P_t^{\xi-1} (\xi/1-\xi)$ 。由(8)、(9)式可以看出,发展中国家总产出实际值  $Y_{real,t}$  仅与本国前沿技术积累水平  $A_t^I$  相关,扣除满足人们生存需要的基本食品支出后的总消费实际值  $(C_t - \mu)_{real,t}$  则仅与创新产品总消费  $C_{total,t}^I$  相关。

由(4)、(5)、(9)式可推导得出满足代表性家庭总消费的一生效用函数:

$$V(C - \mu)_{real} = \int_0^\infty e^{-\rho t} \ln(C - \mu)_{real} dt + \Lambda \quad (10)$$

其中,  $\Lambda = \int_0^\infty e^{-\rho t} \ln[\xi P^{\xi-1} + (1-\xi)]^{\frac{1}{\xi-1}} dt$ 。利用(6)、(10)式可得到总消费增长率<sup>②</sup>:

$$\frac{\dot{C} - \mu}{C - \mu} = \alpha A^I K^{-\alpha} - (\delta + \rho) \quad (11)$$

由资本运动方程:  $\dot{K}_t = Y_t - (C_t - \mu) - \mu - \delta K_t^I$  可得到该国总资本增长率:

$$\frac{\dot{K}}{K} = A^I K^{-\alpha} - \frac{C - \mu}{K} - \frac{\mu}{K} - \delta \quad (12)$$

在均衡增长路径上存在:

① 感谢匿名审稿人提出的建议,本文在开放经济情形下讨论了消费者的消费选择问题及其对消费结构变化的影响。这一问题对现阶段中国经济发展来说至关重要。但遗憾的是,受数据可得性限制,作者无法在经验分析阶段很好地引入进口产品消费,故在后文分析中仅集中讨论产品自主创新效应和技术吸收效应对本国消费结构的影响。从理论分析看,进口创新产品消费虽不会对假说 1 的核心结论造成实质性影响,但也必须承认舍弃度量进口消费品会对估计系数绝对值的大小产生部分影响。同时,舍弃度量进口消费品也无法准确测度进口消费量增减在消费结构变化中的作用。若数据可获得,这可成为本文在未来进一步拓展的方向。

② 由一般均衡理论可知,稳态时消费、资本和产出的增长率均为人均水平。由于本文设定了总劳动力为 1 且无外生增长的特征,故总消费、总资本和总产出的增长率与人均水平一致。

$$g(A_t^I, \delta, \rho) = \frac{C-\mu}{C-\mu} = \frac{\dot{K}}{K} = \alpha A^I K^{*\alpha} - (\delta + \rho) = A^I K^{*\alpha} - \frac{(C-\mu)^*}{K^*} - \frac{\mu}{K^*} - \delta \quad (13)$$

由(13)式可知,当 $A^I, \delta, \rho$ 固定时,存在某唯一均衡的 $K^*$ 和 $(C-\mu)^*$ ,使经济实现持续平稳增长。对(13)式求偏导可得 $\partial g / \partial A^I > 0$ ,即发展中国家创新技术积累水平越高,该国人均总消费增长率和经济增长水平就越高。但该国的技术模仿水平 $A^B$ 和发达国家技术创新 $A_t^{I*}$ 则与人均总消费和经济增长水平无关。由此本文提出:

假说2:发展中国家总消费增长率仅与本国创新(高技术)产品部门自主创新效应有关。自主创新能力越强,均衡条件下总消费增长率越高。

## 2. 产业自主创新能力、要素配置效率与总消费

下面从供给侧结构性改革的另一重要内容——要素配置效率改善角度出发,探寻自主创新、要素配置效率和消费三者的关系。

设定发展中国家基础产品部门劳动力占比 $S^B$ 为如下形式(Ngai and Pissarides, 2007),可由(1)、(3)、(4)、(7)式推导得出:

$$S_{real}^B = \frac{Y_{real}^B}{Y_{real}} = \frac{C_{real}^B}{Y_{real}} = \frac{(C-\mu)_{real}}{Y_{real}} \times \frac{x}{X} + \frac{\mu_{real}}{Y_{real}} \quad (14)$$

其中, $x$ 和 $X$ 的定义与前文相同。为与上文研究结论一致,本文从一般均衡结果出发,讨论在一般均衡条件不变的情况下,劳动要素配置效率改变对消费的可能影响。(14)式可以得出以下几个结论:①在均衡增长路径上,若其他条件不变,总消费与总产出的比重将保持不变( $(C-\mu)_{real} / Y_{real}$  = 某一固定常数),基础产品部门劳动力占比 $S^B$ 就会随着总产出 $Y_{real}$ 的增长而不断下降。也就是说,若考虑了基础产品部门消费者收入弹性小于1的事实( $\mu > 0$ ),劳动要素将随着总体经济增长而自发流入创新产品部门,实现要素配置效率和技术提升的双赢<sup>①</sup>。② $\partial S_{real}^B / \partial x > 0$ ,其中, $x$ 代表了消费者购买基础产品实际花费的比例。该不等式说明,若消费者购买基础产品越多,劳动力就会向低技术部门流动。但 $x$ 的大小取决于发展中国家技术创新 $A_t^I$ 、技术模仿 $A_t^B$ 、发达国家技术创新 $A_t^{I*}$ 和两产品消费替代弹性 $\varepsilon$ 的大小((9)式)。当 $\varepsilon > 1$ 时,存在 $\partial S_{real}^B / \partial A^I < 0$ 、 $\partial S_{real}^B / \partial A^B > 0$ 和 $\partial S_{real}^B / \partial A^{I*} > 0$ 。发展中国家技术创新水平 $A_t^I$ 越高、技术模仿水平 $A_t^B$ 越低,发达国家前沿技术水平 $A_t^{I*}$ 越低,消费者购买基础产品的比例 $x$ 就越低,导致劳动力在低技术部门的占比也越低。由于发展中国家技术创新水平 $A_t^I$ 对均衡增长具有正面影响,若 $\varepsilon > 1$ ,劳动力会自发地向创新产品部门流动,实现优化配置;当 $0 < \varepsilon < 1$ 时,存在 $\partial S_{real}^B / \partial A^I > 0$ 、 $\partial S_{real}^B / \partial A^B < 0$ 和 $\partial S_{real}^B / \partial A^{I*} < 0$ ,即发展中国家技术创新水平 $A_t^I$ 越高、技术模仿水平 $A_t^B$ 越低或发达国家前沿技术水平 $A_t^{I*}$ 越低,消费者购买基础产品的比例 $x$ 就越高,表明在均衡增长路径上劳动力在低技术部门的占比也越高。该结论与Ngai and Pissarides(2007)结论具有一致性。

值得注意的是,基础部门劳动力占比 $S^B$ 并未纳入一般均衡决定方程式(13)。表明劳动力在两部门间的配置虽然受经济发展和本国技术水平的影响存在不断优化的可能性,但要素配置效率自发性的改善不会对均衡条件下总消费产生影响。这对中国供给侧结构性改革具有深刻的政策含义:

<sup>①</sup> 若设定 $\mu=0$ ,则与Ngai and Pissarides(2007)模型结论一致。

随着人们收入水平和消费能力的提升,加强中国的自主创新能力不仅能促进要素结构,尤其是劳动要素结构优化,还能通过减少消费者对国外创新产品的依赖、增加对本国创新品的需求、有效弥补产业“供给缺口”,实现本国总消费水平的提升和经济持续增长。由此本文提出:

假说3:在自主创新能力给定的情况下( $g(A^I, \delta, \rho) > 0$ 且为一个不变常数),发展中国家的要素配置效率会随着本国经济增长自发改善(劳动力从低技术产品部门向高技术产品部门流动)。但要素配置效率改善并不会对总体消费增长率产生正面影响,本国自主创新能力才是总消费持续增长的唯一动力。

### 三、计量模型与数据来源

#### 1. 计量模型设定

本文利用2002—2015年省际面板数据检验中国创新产品(高技术)部门创新能力和基础产品(低技术)部门技术吸收能力对居民消费(消费结构和总消费)的影响。同时,在1995—2014年WIOT数据库年度数据基础上进一步对中国整体消费结构高级化趋势进行检验。计量方程设定如下:

$$C_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Ino_{it} + \alpha_2 \ln Abs_{it} + \alpha_3 X_{it} + \tau_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

式(15)中,下角标*i*、*t*分别代表省份和时间。 $C_{it}$ 在假说1中代表消费结构高级化( $Constru_{it}$ );在假说2中代表总消费增长率( $Consump_{it}$ ); $\ln Ino_{it}$ 代表创新产品部门(高技术产业)自主创新能力, $\ln Abs_{it}$ 表示基础产品部门(低技术产业)技术吸收能力<sup>①</sup>;  $X_{it}$ 为可能影响消费结构和总消费水平的控制变量,包括资本积累水平( $\ln K_{it}$ )、城镇化水平( $Urb_{it}$ )、人力资本水平( $\ln Hum_{it}$ )、政府教育支出( $\ln Edu_{it}$ )、政府医疗支出( $\ln Med_{it}$ )、市场利率( $Int_{it}$ )、居民可支配收入( $\ln Inc_{it}$ )、少年人口抚养比( $Juv_{it}$ )、老年人口抚养比( $Eld_{it}$ )以及货物进口水平<sup>②</sup>( $\ln Import_{it}$ ) (吕冰洋和毛捷,2014;方福前和孙文凯,2014);  $\tau_i$ 和  $\nu_t$ 分别代表地区和时间固定效应; $\varepsilon_{it}$ 为随机扰动项。可预期,在消费结构高级化( $Constru_{it}$ )为被解释变量的方程中, $\alpha_1$ 将显著为正,表明高技术产业自主创新效应推动消费结构高级化转换; $\alpha_2$ 则显著为负,体现低技术产业技术吸收效应对消费结构高级化的负面影响。在总消费增长率( $Consump_{it}$ )为被解释变量的方程中, $\alpha_1$ 将显著为正,但 $\alpha_2$ 则对总消费增长率无明显影响。

为进一步验证假说3,本文设定如下两个计量方程,分别反映高技术产业自主创新能力对经济增长进而对劳动要素配置效率改善的作用以及要素配置效率改善对消费的可能影响。

$$Labor_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln Ino_{it} + \gamma_2 \ln Abs_{it} + \gamma_3 \ln Y_{it} + \gamma_4 X_{it} + \tau_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

$$Consump_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln Ino_{it} + \beta_2 \ln Abs_{it} + \beta_3 Labor_{it} + \beta_4 X_{it} + \tau_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

(16)式反映经济增长对劳动要素配置效率改善的影响,(17)式反映劳动要素配置效率改善对总消费增长率的影响。 $Labor_{it}$ 为劳动配置效率。本文在(16)式中加入了总产出水平 $\ln Y_{it}$ ,表明劳动力配置效率改善与总产出成正比((14)式)。若理论分析为真, $\gamma_3$ 将显著为负<sup>③</sup>。(16)式还展示了产业自主创新效应和技术吸收效应对劳动配置的影响。若(16)式中 $\gamma_1$ 显著为负、 $\gamma_2$ 显著为正,说明消费者购买高技术产品的占比增加,劳动力趋向高技术产业部门流动,实现优化配置。该结果还可间接

① 为与国家产业分类名称一致,本文在后面实证分析中均以高技术产业代表创新产品部门,低技术产业代表基础产品部门。具体的产业划分标准在后文详述。

② 本文控制货物进出口水平是为了更好地控制进口消费的可能影响。

③ 与(14)式一致,本文劳动配置效率( $Labor$ )为低技术产业就业占比,该值越低,表明劳动力配置效率越高。



证明两类商品的消费替代弹性  $\varepsilon > 1$ 。若  $\gamma_1$  显著为正、 $\gamma_2$  显著为负,说明劳动力随着自主创新能力提高自发地向基础产品(低技术)部门流动,间接表明两类商品消费替代弹性  $\varepsilon < 1$ 。在(17)式中,首先令  $\beta_1, \beta_2$  等于 0,考察不控制自主创新效应和技术吸收效应的条件下,劳动配置改善对总消费增长率的可能影响。之后再加入  $\beta_1, \beta_2$ ,考察控制自主创新效应后对消费的影响,即本文假说 3。可以预期,若  $\beta_1, \beta_2$  等于 0,劳动配置效率改善受自主创新的影响,对总消费增长率可能产生显著的正(负)作用,即  $\beta_3$  显著为正(负),该系数的符号则受(16)式  $\gamma_1, \gamma_2$  符号的影响,间接反映两产品(产业)替代弹性特征。若  $\beta_1, \beta_2$  不等于 0,劳动配置效率改善将对总消费增长率无明显作用,即  $\beta_3$  不显著。

## 2. 数据来源

本文数据来源于 2003—2016 年《中国统计年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国科技统计年鉴》、《中国高技术产业统计年鉴》《中国地区投入产出表》及各省份统计年鉴以及 WIOT 数据库中 1995—2014 年中国分行业投入产出数据。各变量数据处理如下:

(1)被解释变量:①总消费增长率( $Consump_{it}$ )。分别用农村家庭、城镇家庭平均每人全年的衣着支出和家庭设备及服务支出<sup>①</sup>代表农村家庭和城镇家庭的人均总消费情况,并利用农村人口和城镇人口的比重加权平均,得到各省各年人均总消费水平的数据。最后,以 2000 年为基期的居民消费价格指数进行平减获得实际值,求出总消费增长率。②消费结构高级化( $Constru_{it}$ )<sup>②</sup>。本文将工业行业中高技术产业最终消费设定为高技术产业总消费,将低技术产业最终消费设定为扣除食品支出后低技术产业总消费。为得到消费结构高级化数据,需要对高技术产业和低技术产业进行界定。首先,利用《中国高技术产业统计年鉴》,将专用设备制造业、交通运输设备制造业、计算机、通信和其他电子设备制造业以及仪器仪表制造业四大产业设定为高技术产业<sup>③</sup>,并将其余工业二位数行业<sup>④</sup>划分为低技术产业。其次,利用中国各地区投入产出表工业二位数行业中居民最终消费和总产出的占比关系,近似获得各年各行业最终消费的数据。具体计算过程如下:《中国地区投入产出表》每 5 年出版一期,本文仅能获得 2002 年、2007 年和 2012 年真实的分行业消费数据,其他年份的消费数据则需利用以上三个年份的真实数据进行推算。本文采用了两种推算方式:第一种方式是算术平均法,即利用 2002 年、2007 年和 2012 年各行业最终居民消费占其总产值的比重,以每年匀速递增(递减)的方式推算 2003—2006 年、2008—2011 年各年消费占比;另一种方式是几何平均法,即利用上

① 《中国统计年鉴》分别给出了农村家庭和城镇家庭的实物类消费和非实物类(服务类)消费的数据,本文根据理论分析,首先剔除了各年服务类消费数据,并在此基础上扣除了家庭人均全年食品消费支出。最终,总消费保留了衣着支出和家庭设备及服务支出。其中,家庭设备及服务支出中无法将其服务支出剥离,故本文未对该数据做进一步的处理。考虑到家庭设备支出中的服务费用相对于家庭设备实物购买费用来说占比较小,可以认为该统计方式不会对本文实证结果产生较大影响。

② 由理论分析可知,消费结构高级化是扣除实物消费后的指标,本文将直接用工业数据进行量化,与理论一致。

③ 《中国高技术产业统计年鉴》中医药制造业的部分子门类也属于高技术产业。但本文没有将医药制造业划在高技术产业范围内,主要基于以下两个原因:一是医药制造业产品具有消费特殊性。人们选择购买该类产品不是出于对该类产品技术的追求,而是出于自身所患病症的要求。故本文认为医药制造业虽部分属于高技术产业范畴,但并不符合本文理论模型中技术创新对消费影响的因果关系。二是各省份统计年鉴无法对医药制造业内子门类做进一步细分。传统中医药等类别的制造业并不符合高技术产业的界定。

④ 在整理各省份分行业数据过程中,本文删除了其他采矿业、工艺品及其他制造业、废弃资源和废旧材料回收加工业,并将 2012 年后汽车制造业和铁路、船舶、航空航天及其他运输设备制造业合并为交通运输设备制造业,将 2012 年前橡胶制品业和塑料制品业合并为橡胶和塑料制品业。经过处理,最终保留了 35 个二位数行业。

述三年各行业最终居民消费占其总产值的比重,以每年几何加速(减速)的方式推算其余各年的消费占比<sup>①</sup>。最后,根据上文设定的高技术产业、低技术产业分类方法,加总计算两大产业的居民总消费<sup>②</sup>。消费结构高级化数据由高技术产业实际消费占低技术产业实际消费比重表示。考虑到以每五年投入产出表信息近似计算消费结构高级化数据可能存在统计偏差,本文又利用 WIOT 数据库 1995—2014 年中国分行业投入产出数据,以时间序列为样本,处理了另一组消费结构高级化数据<sup>③</sup>。

③劳动配置效率( $Labor_{it}$ )。在规模以上工业企业口径上,收集计算了低技术产业就业人数占工业总就业人数的比例。在三大产业口径上,收集计算了第一产业就业人数占第一、二产业总就业人数的比例。劳动配置效率由低技术产业就业人数占比和第一产业就业人数占比相乘获得<sup>④</sup>。本文在测算劳动配置效率时采用了两种不同的产业划分口径:第一种口径与前文消费结构高级化指标的划分口径一致,以此计算劳动配置效率( $Labor_{it\_l}$ );第二种是在《中国高技术产业统计年鉴》的行业口径内,将各省规模以上工业企业就业人数设定为高技术产业就业人数,其余工业就业人数视为低技术产业就业人数,以此计算劳动配置效率( $Labor_{it\_h}$ )。

(2)核心解释变量:①高技术产业自主创新效应( $\ln Ino_{it}$ )。用高技术产业 R&D 实际值的积累水平表示。具体处理方法如下:首先,收集高技术产业规模以上工业企业 R&D 经费内部支出名义值数据<sup>⑤</sup>,参照朱平芳和徐伟民(2003)的方法获得研发支出价格指数,以 2000 年为基期将 R&D 数据平减为实际值。最后,借鉴 Toole(2012)的方法,将研发支出流量折算为存量数据并取对数以降低可能的时间趋势问题<sup>⑥</sup>。本文对高技术产业自主创新数据统计也采用了两种方式:一是工业口径下的自主创新效应( $\ln Ino_{it\_l}$ ),用规模以上工业企业总 R&D 投入数据乘以专用设备制造业等四大高技术产业占工业总产值比重近似获得高技术产业的 R&D 流量数据,折算为研发累计水平的实际值;二是高技术产业口径下的自主创新效应( $\ln Ino_{it\_h}$ ),利用《中国高技术产业统计年鉴》提供的各省规模以上工业企业 R&D 支出数据直接计算处理。

②低技术产业技术吸收效应( $\ln Abs_{it}$ )。用《中国科技统计年鉴》中规模以上工业企业技术获取和技术改造经费表示<sup>⑦</sup>。低技术产业技术吸收效应( $\ln Abs_{it}$ )

① 由于 2017 年各省份投入产出表未发布,为了避免 2012 年后消费占比关系发生较大变化,而该变化无法通过估计准确捕捉,故在收集处理消费结构高级化的数据过程中舍去了 2012 年之后的数据,仅保留了 2002—2012 年数据。

② 考虑到许多省份、年份中采矿业的总产出数据和最终消费数据不全,且采矿业消费占比很小,故本文在计算消费结构时没有包含采矿业消费。

③ 具体处理过程如下:本文直接选取了相关年份各行业居民最终消费的数据,并根据上文划分的高技术产业、低技术产业标准进行加总,进而得出了 1995—2014 年消费结构高级化指标。

④ 本文认为总就业人数中满足人们最基本生存需求的粮食支出在就业方面可直接和第一产业对应,但第一产业就业人数和规模以上工业企业就业人数在口径上并不能直接连接,故选择了二者相乘的方式。

⑤ 部分年份没有相应的规模以上工业企业 R&D 支出数据,本文用其他年份规模以上工业企业和大中型工业企业总产值的平均比例关系近似获得这些年份规模以上工业企业的 R&D 支出数据。

⑥ 研发存量的计算公式为: $Ino_{it} = R\&Dflow_{it} + \sum_{j=1}^n (1-\delta)^j R\&Dflow_{it-j}$ ,其中,研发折旧率  $\delta$  取 20%。

⑦ 《中国科技统计年鉴》中规模以上工业企业技术获取和技术改造经费中包含了国外技术引进经费支出,可以和本文理论部分对应。在该变量的处理过程中,本文没有区分高技术产业和低技术产业,而是将全部工业的技术获取、改造经费纳入技术吸收指标。主要原因是,在理论分析中,高技术产业本身的技术水平和溢出程度对低技术产业有影响,故在对技术吸收效应进行数据处理时不再刻意区分高、低技术产业,反映各省份全部的技术吸收水平。

与自主创新效应( $\ln Ino_{it}$ )算法一致。<sup>③</sup>总产出水平( $\ln Y_{it}$ )。用人均规模以上工业企业生产总值实际值表示,以2000年为基期的工业品出厂价格指数平减得到,并采用指标的对数形式。本文没有将第一产业的产出水平纳入计算,仅选用工业指标计算总产出水平的合理性在于:一方面,理论模型设定维持人们生存必需的粮食总量是一个恒定大于零的常数,其值并不随总产出增长而增长。在实证分析中可以忽略粮食生产对劳动配置的影响。另一方面,本文选用人均数据作为总产出水平的计量指标,也可以最大限度消除粮食生产对总产出的影响。

(3)控制变量:①资本积累水平( $\ln K_{it}$ )。用各省份第一、二产业的固定资产投资总额计算获得,计算方法与张军等(2004)相同,并利用各省份年末人口数折算为人均值。②城镇化水平( $Urb_{it}$ )。用各省份年末城镇人口比重表示。③人力资本水平( $\ln Hum_{it}$ )。用各省高中文化程度人口数取对数表示。④政府教育支出( $\ln Edu_{it}$ )和政府医疗支出( $\ln Med_{it}$ )。分别用各省份一般预算支出中教育支出和医疗支出实际值<sup>①</sup>取对数表示。⑤市场利率( $\ln t_{it}$ )。由年均银行整存整取一年期存款利率表示。⑥居民可支配收入( $\ln Inc_{it}$ )。用城镇居民人均可支配收入和农村居民人均可支配收入的加权平均值表示。⑦少年人口抚养比( $Juv_{it}$ )和老年人口抚养比( $Eld_{it}$ )。由《中国统计年鉴》直接给出。⑧货物进口水平( $\ln Import_{it}$ )。用各省份货物总进口额以2000年为基期的消费者物价指数转换为实际值并取对数表示。

### 3. 统计性描述

从变量统计性描述结果可以看出<sup>②</sup>:中国自主创新能力较弱是导致整体消费结构低端化的重要原因。<sup>③</sup>随着中国经济的发展和发达国家的技术封锁,未来应将更多的研发资金投入与自主创新相关的技术突破上,实现中国企业技术实质性的改善<sup>④</sup>。

## 四、实证分析与稳健性检验

本文研究主题是高技术产业自主创新能力、低技术产业技术吸收能力对消费者最终需求的影响。从前人研究成果来看,绝大多数学者仅从理论层面探讨了产业(企业)创新和技术溢出对消费的长期影响,但未从实证角度给出经验证据。相反,也有学者探讨了与本文主题相对的命题:消费需求对企业创新的引致效应,并分别从理论和经验层面得出了丰富的结论(Acemoglu and Linn, 2004; 范红忠, 2007)。以上研究为本文进行实证分析提供了机遇,也提出了挑战。本文必须在实证分析过程中克服可能遇到的内生性问题:①应充分考虑消费对创新可能的反向因果关系;②受部分无法测度因素(如文化因素)的影响,计量模型可能存在因遗漏变量造成的内生性偏差;③因样本可得性限制,本文测度的消费结构高级化( $Constru$ )指标可能存在测量误差<sup>⑤</sup>。为最大限度避免上述内生问题造成的回归结果偏误,本文在基本回归结果部分主要采用了GMM工具变量法用以控制可能的反向因果关系。同时,在模型中加入地区和时间固定效应并选择异方差稳健标准误以降低遗漏变量对回

① 教育支出和医疗支出实际值由其名义值用以2000年为基期的GDP平减指数平减获得。

② 限于篇幅,作者未列出变量统计描述的表格。可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)下载。

③ 鉴于宁夏、新疆和山西三省份分行业总产值数据缺失较多,导致本文在计算消费结构高级化指标时出现了明显有悖常理的异常值。故在对消费结构高级化指标进行统计时剔除了宁夏、新疆和山西三省份的数据。

④ 本文还进一步利用数据的特征事实初步考察了三个假说的有效性。若读者感兴趣,可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)下载。

⑤ 若被解释变量的测量误差与解释变量无关,估计结果依然是一致的。

归结果的可能影响。在检验消费结构高级化过程中,为避免测量误差,本文还进一步引入时间序列数据,使用向量误差修正模型(VECM)控制共同的时间趋势,得到长期稳定的回归结果。

### 1. 基本回归结果

表1给出了假说1的检验结果。其中第(1)—(4)列为面板数据回归结果,第(5)、(6)列为WIOT数据计算的时间序列回归结果。面板数据回归结果均采用两步最优GMM法<sup>①</sup>,且同时控制了自主创新效应( $\ln Ino$ )和技术吸收效应( $\ln Abs$ )的内生性问题。在第(1)—(4)列中,本文选取的工具变量包括自主创新效应( $\ln Ino$ )、技术吸收效应( $\ln Abs$ )一阶滞后值和各省份高等教育在校生数对数值。选择高等教育在校生数( $\ln Hedu$ )作为工具变量的原因是:一方面,由内生增长理论可知,教育水平是技术进步,尤其是原创性技术进步最核心的影响因素,高等教育则是在各级教育水平中最能体现一国创新能力的级别。另一方面,高等教育在校生人数和消费结构在统计上并不存在明显相关性<sup>②</sup>。从回归结果(第(1)—(4)列)来看,本文选用的工具变量符合GMM方法的基本设定,且各列系数差异不大,可以初步认定计量结果是稳定可靠的。第(5)、(6)列采用了VECM方法<sup>③</sup>,并利用残差自相关检验和VECM系统稳定性检验检验了VECM模型设定的准确性。结果表明,本文选择的变量、协整秩数和VAR滞后阶数准确,回归结果稳定可靠<sup>④</sup>。

从回归结果可以看出,技术吸收效应对消费结构高级化具有显著负面影响,符合理论预期。但自主创新效应仅在第(5)、(6)列表现为对消费结构高级化显著的正面作用,在第(1)—(4)列均不显著,可能原因在于:一方面,第(1)—(4)列面板回归结果中消费结构高级化指标估值占比较大,部分降低了该指标的可靠性。另一方面,中国高技术产业研发经费数据不能全部代表产业的自主创新能力,导致其对消费结构高级化解释力度下降。总体上(第(1)—(4)列)中国消费结构受低技术产业技术吸收能力的影响表现为逆高级化趋势,这与样本期内中国技术吸收能力强于自主创新水平高度一致。未来若要进一步实现消费结构高级化,就必须加强企业自主创新能力建设,以不断推陈出新的高技术、高质量的新产品推动消费结构升级,实现经济高水平均衡。

表2展示了假说2的计量结果。其中,第(1)—(3)列使用两步最优GMM法,第(4)列使用2SLS法。可以看出,不论是选用何种计量方法、加入控制变量与否,高技术产业自主创新效应均能显著推动总消费增长,与理论分析相符<sup>⑤</sup>。相反的,低技术产业技术吸收效应则对消费增长率没有明显影响。结合表1结论,当且仅当高技术产业自主创新能力显著增强时,才能对消费结构高级化和总消费增长率具有显著的促进作用。低技术产业技术吸收效应不仅不能促进整体消费水平的提高,反而对消费结构高级化造成明显阻碍。从表2第(3)列可以看出,高技术产业自主创新能力每提高1%,总消费增长率平均提升0.02%。上述事实充分说明,在供给侧结构性改革不断发力、初现成效的情

① 本文还用2SLS法进行了稳健性检验,其结果与两步最优GMM法接近。

② 从相关性检验可以看出,高等教育在校生人数( $\ln Hedu$ )与自主创新效应( $\ln Ino\_h$ )相关系数为0.78\*\*\*;与技术吸收效应( $\ln Abs$ )相关系数为0.88\*\*\*;与消费结构高级化( $Constru1$ )相关系数为0.07,P值为0.21,统计上不相关。

③ 首先,本文对各变量的单位根进行了ADF检验,证明了各变量一阶差分平稳。随后,本文对协整秩和对应的VAR滞后阶数进行了确定。协整秩确定为1,VAR滞后阶数确定为2。

④ 在时间序列中,由于样本量过少,本文仅加入了资本累计水平( $\ln k$ )、货物进口水平( $\ln Import$ )、城镇化( $Urb$ )和居民可支配收入( $\ln Inc$ )四个核心控制变量,避免更多控制变量间可能的相关性对结果的干扰。

⑤ 以工业企业口径统计的自主创新效应( $\ln Ino\_I$ )在实证分析中系数不显著,表明《中国高技术产业统计年鉴》口径能更好地反映中国企业自主创新能力。

表 1 自主创新效应和技术吸收效应对消费结构高级化的回归结果

| 被解释变量           | (1)                 | (2)                 | (3)                  | (4)                  | (5)                     | (6)                     |
|-----------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|-------------------------|-------------------------|
|                 | GMM                 | GMM                 | GMM                  | GMM                  | VECM                    | VECM                    |
|                 | <i>Constru1</i>     | <i>Constru1</i>     | <i>Constru2</i>      | <i>Constru2</i>      | <i>Constru</i>          | <i>Constru</i>          |
| <i>lnIno_h</i>  |                     | 0.0001<br>(0.02)    |                      | -0.0045<br>(-0.51)   | 1.2534***<br>(83.14)    |                         |
| <i>lnIno_l</i>  | -0.0124<br>(-0.73)  |                     | -0.0133<br>(-0.82)   |                      |                         | 6.1875***<br>(6.19)     |
| <i>lnAbs</i>    | -0.0385*<br>(-1.67) | -0.0369<br>(-1.55)  | -0.0444**<br>(-2.11) | -0.0438**<br>(-1.98) | -0.7674***<br>(-53.63)  | -4.1551***<br>(-5.55)   |
| <i>lnK</i>      | 0.0224*<br>(1.75)   | 0.0210<br>(1.53)    | 0.0208*<br>(1.76)    | 0.0186<br>(1.43)     | 0.7443***<br>(86.52)    | 0.4642*<br>(1.67)       |
| <i>lnImport</i> | 0.0075<br>(0.71)    | 0.0081<br>(0.75)    | 0.0049<br>(0.46)     | 0.0036<br>(0.33)     | 0.2756***<br>(34.31)    | 2.9705***<br>(5.56)     |
| <i>Urb</i>      | 0.4291***<br>(3.24) | 0.3861***<br>(2.99) | 0.4455***<br>(3.52)  | 0.4025***<br>(3.37)  | -35.5110***<br>(-87.27) | -121.7622***<br>(-7.07) |
| <i>lnInc</i>    | 0.0333<br>(0.41)    | 0.0565<br>(0.71)    | -0.0324<br>(-0.43)   | -0.0167<br>(-0.23)   | 0.3534***<br>(21.72)    | -0.7438<br>(-0.75)      |
| 其他控制变量          | 控制                  | 控制                  | 控制                   | 控制                   | 未控制                     | 未控制                     |
| 时间地区固定效应        | 是                   | 是                   | 是                    | 是                    | 否                       | 否                       |
| 不可识别检验          | 30.108***           | 48.682***           | 30.108***            | 47.895***            | —                       | —                       |
| 弱工具变量           | 76.873              | 87.630              | 76.873               | 82.807               | —                       | —                       |
| 过度识别(P值)        | 0.2235              | 0.2143              | 0.3437               | 0.3511               | —                       | —                       |
| N               | 243                 | 243                 | 243                  | 243                  | 18                      | 18                      |
| R <sup>2</sup>  | 0.7144              | 0.7135              | 0.7377               | 0.7361               | —                       | —                       |

注:小括号中为z值,\*\*\*、\*\*、\*表示统计值在1%、5%和10%的水平上显著。

况下,更应注意高技术产业自主创新对经济增长和消费的正面影响,防止低水平模仿和累进式改进对新产品发明和突破型创新的挤出,损坏消费结构的同时也不利于整体消费和经济增长。

以上分析未能反映供给侧结构性改革的另一重要内容——要素配置效率改善对消费的可能影响。下面本文将重点验证假说3,即在验证要素配置和创新关系的基础上,考虑加入要素配置效率改善因素后,自主创新效应和技术吸收效应对总消费增长率的影响。

在对假说3进行计量分析前,本文先对(14)式的有效性进行检验,保证假说3逻辑链条的完整性。表3展示了总产出对劳动要素配置结构高级化作用机制的计量结果。本文依旧采用两步最优GMM法控制经济增长(总产出)和劳动配置的内生关系。本文选用居民可支配收入(*lnInc*)作为总产出(*lnY*)的工具变量,其经济含义是明显的:随着经济总量的增长,居民可支配收入水平也不断攀升(Dollar and Kraay, 2002)。相反,居民可支配收入增加与否则不会直接对劳动力跨部门流动产生影

表 2 自主创新效应和技术吸收效应对总消费增长率的回归结果

|                 | (1)                 | (2)                  | (3)                  | (4)                  |
|-----------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|                 | GMM                 | GMM                  | GMM                  | 2SLS                 |
| <i>lnIno_h</i>  | 0.0311***<br>(2.77) | 0.0234***<br>(2.14)  | 0.0235**<br>(2.16)   | 0.0251**<br>(2.28)   |
| <i>lnAbs</i>    | 0.0022<br>(0.09)    | -0.0072<br>(-0.27)   | -0.0064<br>(-0.26)   | -0.0109<br>(-0.44)   |
| <i>lnk</i>      |                     | 0.0151<br>(1.37)     | 0.0076<br>(0.63)     | 0.0067<br>(0.56)     |
| <i>lnImport</i> |                     | -0.0297**<br>(-2.23) | -0.0361**<br>(-2.46) | -0.0346**<br>(-2.35) |
| <i>Urb</i>      |                     | 0.2242*<br>(1.68)    | 0.3274**<br>(2.38)   | 0.3308**<br>(2.40)   |
| <i>lnInc</i>    |                     | 0.1050<br>(1.43)     | 0.1007<br>(1.12)     | 0.1114<br>(1.23)     |
| 其他控制变量          | 未控制                 | 未控制                  | 控制                   | 控制                   |
| 时间地区固定效应        | 是                   | 是                    | 是                    | 是                    |
| 不可识别检验          | 50.230***           | 45.713***            | 56.672***            | 57.672***            |
| 弱工具变量           | 74.027              | 81.428               | 80.994               | 80.994               |
| 过度识别(P值)        | 0.1433              | 0.3268               | 0.1916               | 0.1916               |
| N               | 360                 | 360                  | 360                  | 360                  |
| R <sup>2</sup>  | 0.4993              | 0.5216               | 0.5303               | 0.5309               |

注:小括号中为 z 值,\*\*\*、\*\*、\* 表示统计值在 1%、5%和 10%的水平上显著。

响<sup>①</sup>。表 3 提供的 GMM 检验条件也进一步证明了选取工具变量的可适性。

本文分别在表 3 第(1)—(4)列展示了不同统计口径下劳动配置(*Labor\_h/Labor\_I*)效率变化受总产出(*lnY*)增长的可能影响。同时,为了进一步保证该结果的稳健性,在第(5)—(8)列展示了用总消费(*lnConsump*)替代总产出(*lnY*)作为核心解释变量的计量结果<sup>②</sup>。由理论分析可知,在一般均衡条件下,总消费和总产出呈相同的变动趋势,本文使用两种指标反映经济增长情况应不存在明显差异。从表 3 结果看,不论是以总产出(*lnY*)还是以总消费(*lnConsump*)作为解释变量,均显示出经济增长对劳动配置改善的促进作用,与(14)式结论一致。总产出增加 1%,劳动力平均从低技术部门向高技术转移 0.0018 单位(第(1)列<sup>③</sup>)。从产业自主创新效应和技术吸收效应来看,它们均显著改善了劳动配置效率,由此无法准确判断两产业消费替代弹性的大小,与理论分析具有一定偏差。可能原因是本文选取的产业门类较宽,若想得到不同行业产品消费弹性的准确数值,则需要更细分行业

① 大量理论和实证研究均就要素配置改善(扭曲)对经济发展或收入的影响展开分析(Hsieh and Klenow, 2009)。从目前来看,还未有文献讨论收入变化对劳动跨部门配置的可能影响,故本文认为收入变动对劳动配置效率改善是外生的具有一定合理性。

② 此时居民可支配收入(*lnInc*)为总消费(*lnCom*)的工具变量。

③ 虽然第一列结果没有通过 5%的 Hansen J 检验,但各列回归结果较为接近,可以认为该结果是稳定可信的。

表 3 总产出增长对劳动配置效率改善的实证结果

|                  | (1)                   | (2)                   | (3)                   | (4)                   | (5)                   | (6)                    | (7)                   | (8)                    |
|------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|
|                  | <i>Labor_h</i>        | <i>Labor_h</i>        | <i>Labor_I</i>        | <i>Labor_I</i>        | <i>Labor_h</i>        | <i>Labor_h</i>         | <i>Labor_I</i>        | <i>Labor_I</i>         |
|                  | GMM                   | GMM                   | GMM                   | GMM                   | GMM                   | GMM                    | GMM                   | GMM                    |
| <i>lnY</i>       | -0.1769***<br>(-5.63) | -0.1600**<br>(-4.87)  | -0.1717***<br>(-5.67) | -0.1554***<br>(-4.89) |                       |                        |                       |                        |
| <i>lnConsump</i> |                       |                       |                       |                       | -0.1194***<br>(-3.59) | -0.0214<br>(-0.68)     | -0.1156***<br>(-3.55) | -0.0178<br>(-0.58)     |
| <i>lnIno_h</i>   | -0.0492***<br>(-7.76) |                       | -0.0489***<br>(-7.90) |                       | -0.0614***<br>(-9.84) |                        | -0.0606***<br>(-9.93) |                        |
| <i>lnIno_I</i>   |                       | -0.0833***<br>(-9.07) |                       | -0.0829***<br>(-9.24) |                       | -0.1031***<br>(-11.65) |                       | -0.1021***<br>(-11.78) |
| <i>lnAbs</i>     | -0.0756***<br>(-7.14) | -0.0641***<br>(-6.32) | -0.0740***<br>(-7.16) | -0.0623***<br>(-6.25) | -0.0644***<br>(-5.20) | -0.0569***<br>(-5.20)  | -0.0631***<br>(-5.20) | -0.0553**<br>(-5.14)   |
| 其他控制变量           | 控制                    | 控制                    | 控制                    | 控制                    | 控制                    | 控制                     | 控制                    | 控制                     |
| 时间固定效应           | 是                     | 是                     | 是                     | 是                     | 是                     | 是                      | 是                     | 是                      |
| 地区固定效应           | 是                     | 是                     | 是                     | 是                     | 是                     | 是                      | 是                     | 是                      |
| 不可识别检验           | 78.580***             | 86.814***             | 78.580***             | 86.814***             | 117.404***            | 123.606***             | 117.404***            | 123.606***             |
| 弱工具变量            | 9.815 <sup>a</sup>    | 12.394 <sup>a</sup>   | 9.815 <sup>a</sup>    | 12.394 <sup>a</sup>   | 602.573               | 635.755                | 602.573               | 635.755                |
| 过度识别检验           | 0.0470                | 0.0975                | 0.0654                | 0.1464                | 0.1601                | 0.3001                 | 0.1733                | 0.3895                 |
| N                | 360                   | 360                   | 360                   | 360                   | 360                   | 360                    | 360                   | 360                    |
| R <sup>2</sup>   | 0.6629                | 0.6902                | 0.6678                | 0.6955                | 0.6309                | 0.6685                 | 0.6381                | 0.6760                 |

注:小括号中为z值;\*\*\*、\*\*、\*表示统计值在1%、5%和10%的水平上显著;a代表弱工具变量检验超过10%的临界水平。

的分类数据。虽然实证结果无法准确反映两产业间的消费替代弹性,但也进一步为劳动配置效率改善提供了经验支撑,表明技术进步以及经济增长对劳动配置效率改善的促进作用。

考虑到《中国高技术产业统计年鉴》中高技术产业创新水平更能准确反映中国前沿技术的扩展能力,本文后续对假说3的分析将仅选用自主创新效应(*lnIno\_h*)指标,并将结果报告如下(表4)<sup>①</sup>。表4第(1)列展示了表2第(3)列的结果。对比第(1)、(2)、(3)列可以看出,加入劳动配置效率(*Labor*)并未对自主创新效应产生明显影响,高技术产业自主创新能力提升依旧对总消费增长率具有显著的促进作用。同时,劳动要素配置效率改善的系数在第(2)、(3)列回归结果中不显著,与假说3预期一致。为更好地厘清要素配置效率在其中的作用,本文在第(4)—(7)列中加入了FE模型<sup>②</sup>,

① 本文也对 *lnIno\_I* 指标进行了实证检验,虽系数符号符合理论预期,但总体上表现出更低的显著水平。说明《中国高技术产业统计年鉴》中的产业更符合原始创新的定义,能更好地与理论预期吻合。

② 这里之所以采用FE模型而未采用GMM模型,主要考虑到从理论分析看,均衡条件下(消费增长率恒定不变)劳动配置依然会朝着高级化方向转变,说明消费增长率不会对劳动配置产生反向因果关系。故本文可以认为劳动配置效率改善对总消费增长率来说是外生的。

表 4 劳动配置效率对总消费增长率的回归结果

|                | (1)                | (2)                | (3)                | (4)                 | (5)                | (6)                  | (7)                 |
|----------------|--------------------|--------------------|--------------------|---------------------|--------------------|----------------------|---------------------|
|                | GMM                | GMM                | GMM                | FE                  | FE                 | FE                   | FE                  |
| <i>Labor_h</i> |                    | -0.1538<br>(-0.80) |                    | -0.2344*<br>(-1.75) | -0.2313<br>(-1.47) |                      |                     |
| <i>Labor_l</i> |                    |                    | -0.2002<br>(-1.04) |                     |                    | -0.2760**<br>(-2.07) | -0.2778*<br>(-1.75) |
| <i>lnIno_h</i> | 0.0235**<br>(2.16) | 0.0216*<br>(1.90)  | 0.0213*<br>(1.88)  |                     | 0.0139<br>(1.46)   |                      | 0.0136<br>(1.43)    |
| <i>lnAbs</i>   | -0.0064<br>(-0.26) | -0.0109<br>(-0.45) | -0.0131<br>(-0.54) |                     | -0.0174<br>(-0.78) |                      | -0.0186<br>(-0.83)  |
| 其他控制变量         | 控制                 | 控制                 | 控制                 | 控制                  | 控制                 | 控制                   | 控制                  |
| 地区时间固定效应       | 是                  | 是                  | 是                  | 是                   | 是                  | 是                    | 是                   |
| 不可识别检验         | 56.672***          | 64.880***          | 66.526***          |                     |                    |                      |                     |
| 弱工具变量          | 80.994             | 76.445             | 75.474             |                     |                    |                      |                     |
| 过度识别(P值)       | 0.1916             | 0.2625             | 0.2941             |                     |                    |                      |                     |
| N              | 360                | 360                | 360                | 390                 | 390                | 390                  | 390                 |
| R <sup>2</sup> | 0.5303             | 0.5333             | 0.5346             | 0.4598              | 0.4838             | 0.4786               | 0.4851              |

注:小括号中为z值,\*\*\*、\*\*、\*表示统计值在1%、5%和10%的水平上显著。

反映要素配置效率改善对总消费增长率的直接和间接影响。由第(4)、(6)列可以看出,不论以工业口径还是高技术产业口径统计的劳动配置效率,在不考虑产业自主创新能力和技术吸收能力的前提下均能显著推动总消费增长。加入产业自主创新能力和技术吸收能力变量后,劳动配置效率的显著水平明显下降(第(5)、(7)列<sup>①</sup>)。该结果表明,若不考虑影响总消费的根本性因素——自主创新能力,仅从要素配置效率改善角度研究其对消费的可能影响,将无法准确反映供给侧结构性改革的全部信息。

## 2. 稳健性检验

稳健性检验包括两种方式:①用静态空间杜宾模型(SDM)控制可能的空间溢出关系<sup>②</sup>;②用动态空间杜宾模型反映消费时间关联性的可能影响<sup>③</sup>。检验结果与基本结果一致,回归结果稳定可靠。

## 五、进一步的机制分析

在理论模型中,供给侧结构性改革的内容充分体现在企业自主创新能力和技术吸收能力中。现实情况下,产业创新与技术吸收能力的大小会反映在相关产品的最终产出里((1)式),并对消费升级产生影响,形成从产业创新、产出水平到消费升级一以贯之的逻辑链条。为更好地链接供给侧和

① 第(7)列中劳动配置效率系数依然存在10%的显著性,可能原因是工业统计口径不能准确地反映高技术产业特征。*lnIno\_h*和*lnAbs*系数在FE模型中虽不显著,但符号与GMM模型一致,基本符合理论预期。  
 ② 本文稳健性检验中选用的空间权重矩阵为0,1矩阵,即相邻省份权重为1,不相邻省份权重为0  
 ③ 限于篇幅,未列出稳健性检验的表格。可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)下载。



需求端,本文加入产出结构中介效应检验,提升产业创新和消费升级关系间逻辑链条的完整性。

由模型中(1)式、(3)式和(7)式可知,发展中国家产业自主创新效应和技术吸收效应强弱的比较可通过产出结构影响消费结构的转换方向:产业自主创新效应( $A_t^I$ )走强,高技术产出( $Y_t^I$ )占比升高,消费结构朝着高级化方向转换;产业总技术吸收效应( $A_t^I \times A_t^B$ )走强,低技术产出( $Y_t^B$ )占比升高,消费结构逆高级化转换。类似的,从(1)式、(8)式可以看出,由于总消费增长率仅与产业自主创新效应有关,产业自主创新效应就会通过提高高技术产业产出水平,对总消费增长率产生影响<sup>①</sup>。

消费结构高级化和总消费增长率的中介效应模型设定如下<sup>②</sup>:

$$\begin{aligned} \text{Constru}_{it} &= \lambda_0 + \lambda_1 \ln \text{Ino}_{it} + \lambda_2 \ln \text{Abs}_{it} + \lambda_3 \text{Outputstru}_{it} + \lambda_4 X_{it} + \tau_t + \nu_i + \varepsilon_{it} \\ \text{Outputstru}_{it} &= \chi_0 + \chi_1 \ln \text{Ino}_{it} + \chi_2 \ln \text{Abs}_{it} + \chi_4 X_{it} + \tau_t + \nu_i + \varepsilon_{it} \\ \text{Consump}_{it} &= \phi_0 + \phi_1 \ln \text{Ino}_{it} + \phi_2 \ln \text{Abs}_{it} + \phi_3 \ln \text{Output\_h}_{it} + \phi_4 X_{it} + \tau_t + \nu_i + \varepsilon_{it} \\ \ln \text{Output\_h}_{it} &= \kappa_0 + \kappa_1 \ln \text{Ino}_{it} + \kappa_2 \ln \text{Abs}_{it} + \kappa_4 X_{it} + \tau_t + \nu_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (18)$$

(18)式考察产出结构高级化( $\text{Outputstru}_{it}$ )对消费结构高级化的中介效应。若 $\chi_1$ 、 $\chi_2$ 和 $\lambda_3$ 显著,说明产业自主创新效应和技术吸收效应通过产出结构对消费结构高级化产生了影响。类似的,(19)式中 $\ln \text{Output\_h}_{it}$ 表示高技术产业总产出实际值对数水平,反映产业自主创新能力对高技术产业产出的影响。若 $\kappa_1$ 、 $\kappa_2$ 和 $\phi_3$ 显著,说明高技术产业自主创新能力通过提高其产出水平推动了总消费的增长(温忠麟和叶宝娟,2014)。高技术产业总产出水平( $\ln \text{Output\_h}_{it}$ )为各省分行业二位码工业中高技术产业实际产出水平。产出结构高级化( $\text{Outputstru}_{it}$ )为高技术产业实际产出水平与低技术产业实际产出水平的比值。其他变量的统计方式与前文相同,不再赘述。

中介效应检验结果可知<sup>③</sup>,产出结构高级化的中介效应显著存在,表明消费结构高级化主要是通过产业创新引致产出结构高级化实现的。但高技术产业产出水平对总消费增长率没有明显的促进作用,产业自主创新能力依然是总消费增长率提升的核心变量。

## 六、结论和政策建议

本文从理论和经验层面验证了中国产业自主创新效应和技术吸收效应对消费结构高级化转换以及对总消费增长率的影响,并就如何进一步深化改革、提高供给能力给出了相应的政策建议。理论与经验分析表明:①高技术产业自主创新能力提高对消费结构高级化具有促进作用,低技术产业技术吸收能力增强则会吸引消费者购买更多的低技术产品,不利于消费结构高级化。②在均衡增长路径上,高技术产业自主创新效应是唯一能够推动总消费增长的因素。低技术产业技术吸收效应对总消费增长无显著影响。③随着经济增长和收入水平的提升,劳动力将逐步向高技术产业流动,在一般均衡增长条件下实现劳动配置的自发性改善。但劳动要素配置改善对总消费增长无影响。④产出结构高级化是产业创新与消费结构高级化的核心传导渠道。产业自主创新能力的提升首先提高了高技术产业产出占比,进而对消费结构改善具有重要的正面影响。本文研究具有深刻的政策含义:

(1)应立足于供给侧结构性改革,不断完善产业政策的顶层设计,确保优势资源向高端产业转

① 虽然产业自主创新效应还会通过技术溢出方式对低技术产业产出产生影响,但影响程度远低于高技术产业产出水平。故本文仅考察高技术产业产出水平对总消费的影响,以更好地反映自主创新的内容。

② 总效应模型与(15)式一致,不再重复列出。

③ 依然采用两步最优 GMM 法控制内生性。检验结果可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)下载。

移,尽快实现高端产业自主创新、产业结构高级化和消费升级的良性互动,使之形成产业自主创新促进消费升级、消费升级又进一步拉动产业自主创新的螺旋式上升的供需闭环。本文研究充分证明,提升高技术产业(产品)创新能力是减少消费外溢、缓解供需矛盾的良方。政府需深入了解消费者消费诉求,在不断细化产业分类的基础上提出有针对性的企业创新激励方案,强化对高技术(质量)产业自主创新的支持力度,弱化对低技术(质量)产业技术吸收的扶持水平。一方面,采取有效措施降低相关企业研发失败的风险、制定与研发企业共担风险的政策,提高高技术企业创新意愿,在产业层面提升研发成功的概率;另一方面,制定合理政策帮助企业降低研发设备的投入成本、提升企业进行产学研交流的效率,提高高技术企业创新能力,在产业层面实现原始技术突破。

(2)应不断提高各类经济政策的匹配性,进一步发挥政策协同效应,扫清人力资本流动障碍,加强高端人力资本扶持力度,实现产业政策与人力资源政策的良性互动。理论和经验分析均表明,随着高技术(质量)产业自主创新能力增强,劳动力会自发地向拥有高自主创新能力的产业流动,不断推升高技术(质量)产业产出占比的同时,提升高技术(质量)产业的核心竞争力。然而现实中,政府为保障就业或维持社会稳定,有强烈意愿让部分行业(企业)多雇佣工人,造成行业间劳动配置严重扭曲。在公共资源趋紧、调控能力有限的情况下,政府应充分尊重劳动力动态调整机制,逐步降低劳动力跨部门流动壁垒,将有限的资源集中于劳动者技能提升上。缩短劳动力跨部门流动的技术适应时间,加速产业高级化调整的步伐。这样不仅不会导致失业或社会动荡,反而会因提高了劳动力有效利用率和技术匹配度,进一步释放出经济增长潜力。总之,随着中国经济进入改革深水区,为实现平稳、健康发展,政府应集中力量协助高端产业提升自主创新水平和劳动技能,缓解供需矛盾,实现要素配置效率自发性改善和产业突破性创新的双赢。

#### [参考文献]

- [1]范红忠.有效需求规模假说、研发投入与国家自主创新能力[J].经济研究,2007,(3):33-44.
- [2]方福前,孙文凯.政府支出结构、居民消费与社会总消费——基于中国2007—2012年省级面板数据分析[J].经济学家,2014,(10):35-44.
- [3]黄群慧.论中国工业的供给侧结构性改革[J].中国工业经济,2016,(9):5-23.
- [4]吕冰洋,毛捷.高投资、低消费的财政基础[J].经济研究,2014,(5):4-18.
- [5]温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014,(22):731-745.
- [6]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.
- [7]周密,刘秉镰.供给侧结构性改革为什么是必由之路?——中国式产能过剩的经济学解释[J].经济研究,2017,(2):67-81.
- [8]朱平芳,徐伟民.政府的科技激励政策对大中型工业企业R&D投入及其专利产出的影响——上海市的实证研究[J].经济研究,2003,(6):45-53.
- [9]Acemoglu, D., and J. Linn. Market Size in Innovation: Theory and Evidence from the Pharmaceutical Industry[J]. Quarterly Journal of Economics, 2004,119(3):1049-1090.
- [10]Alvarez-Cuadrado, F., and M. Poschke. Structural Change Out of Agriculture: Labor Push Versus Labor Pull[J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2011,3(3):127-158.
- [11]Bernard, A. B., J. Eaton, J. B. Jensen, and S. Kortum. Plants and Productivity in International Trade[J]. American Economic Review, 2003,93(4),1268-1290.
- [12]Coe, D. T., and E. Helpman. International R&D Spillovers[J]. European Economic Review, 1993,39(5):859-887.
- [13]Dollar, D., and A. Kraay. Spreading the Wealth[J]. Foreign Affairs, 2002,81(1):120-133.
- [14]Grossman, G. M., and E. Helpman. Quality Ladders in The Theory of Growth[J]. Review of Economic Studies, 1994,61(4):687-703.

- 1991,58(1):43-61.
- [15]Hsieh, C. T., and P. J. Klenow. Misallocation and Manufacturing TFP in China and India[J]. Quarterly Journal of Economics, 2009,124(4):1403-1448.
- [16]Kongsamut, P., S. Rebelo, and D. Xie. Beyond Balanced Growth [J]. Review of Economic Studies, 2010,68(4):869-882.
- [17]Ngai, L. R., and C. A. Pissarides. Structural Change in a Multisector Model of Growth[J]. American Economic Review, 2007,97(1):429-443.
- [18]Romer P. M. Endogenous Technological Change[J]. NBER Working Paper, 1990,98(98):71-102.
- [19]Solow R. M. A Contribution to the Theory of Economic Growth [J]. Quarterly Journal of Economics, 1956,70(1):65-94.
- [20]Toole A. A. The Impact of Public Basic Research on Industrial Innovation: Evidence from the Pharmaceutical Industry[J] Research Policy, 2012,41(1):1-12.

## Industrial Innovation and Consumption Upgrade——An Empirical Study Based on the Perspective of Supply-side Structural Reform

SUN Zao, XU Xue-lu

(School of Economics And Finance of Xi'an Jiaotong University, Xi'an 710061, China)

**Abstract:** In the new era, the Chinese economy has maintained the momentum of “steady growth”. However, it has also exposed the structural problems that are characterized by the coexistence of “overcapacity” and “supply gap”. Whether or not the companies can achieve “continuous improvement of production technology (methods), improvement of product quality, effective filling of the “supply gap” to promote consumption upgrade” through industrial innovation is the key to achieve high-quality development in China in the new era. Based on Ngai and Pissarides (2007), this paper introduces the innovation effect and technology absorption effect of different industrial sectors, and describes the mechanisms that affect the consumption structure and total consumption growth of a country, and further examines the possible influence of improvement of labor allocation efficiency on total consumption growth. This paper proves that enhancing the innovation effect of high-tech industries is a key factor in promoting total consumption growth and improving consumption structure. If the innovation capability and technology absorptive capacity are not changed, whether or not the labor allocating among different production departments will not have an impact on the total consumption growth rate. Industrial innovation promotes the upgrading of the consumption structure through the mediating effect of the promotion of output structure. This article has profound policy implications: As China’s economy enters a new era, if there is no further support of industrial innovation, the economic growth brought about by the improvement of factor allocation efficiency will quickly decrease. Only by resolutely implementing the supply-side structural reforms that induce industrial (enterprise) innovation, and realizing consumption upgrading we can truly achieve high-quality development.

**Key Words:** innovation effect; technology absorption effect; consumption structure upgrade; total consumption growth rate; high-quality development

**JEL Classification:** O25 O33 E21

[责任编辑:王燕梅]