

人力资本积累、资本深化与中国产业结构升级

孙海波¹ 刘忠璐² 林秀梅³

(1. 山东工商学院 经济学院, 山东 烟台 264005; 2. 山东工商学院 金融学院, 山东 烟台 264005;
3. 吉林大学 数量经济研究中心, 吉林 长春 130012)

摘要: 通过构建一个包含两部门的产业结构变迁模型, 探讨人力资本积累与资本深化对产业结构升级的作用机制, 进一步运用系统 GMM 方法估计动态面板数据模型来进行实证分析。结果表明: 人力资本积累与资本深化对我国产业结构升级均具有显著的推动作用; 从作用强度来看, 人力资本积累对产业结构升级的作用效果要好于资本深化。此外, 资本深化对产业结构升级的影响存在人力资本门限效应, 当人力资本存量小于等于 6.926 时, 资本深化对产业结构升级的边际影响系数为 0.002, 但作用效果不明显; 当人力资本存量跨过门限之后, 资本深化对产业结构升级的贡献程度大幅提高, 资本深化程度增加 1 个百分点将会引起产业结构水平显著提升 0.006 个百分点。

关键词: 人力资本; 资本深化; 产业结构升级; 系统 GMM; 门限效应

中图分类号: F269.24 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-6049(2018)01-0056-13

一、引言

改革开放以来, 我国已经逐渐实现从落后农业经济向现代工业经济的转变。然而, 从三次产业内部结构来看仍存在问题: 农业产值比重虽然逐年下降, 可农业就业人口比重仍在 30% 左右, 远远高于发达国家; 第二产业产值比重维持相对稳定, 但制造业企业存在生产成本低、能源消耗大、产品附加值低等一系列问题, 成为阻碍国内产业结构优化升级的桎梏; 2001 年以来, 我国第三产业产值比重虽超过 40%, 但主要发达国家服务业比重达到 70% 以上, 与之相比仍存在很大差距, 并且我国不同地区服务业发展非均衡特征明显, 以金融、保险等为代表的现代服务业发育不足。据此表明, 我国产业结构有待继续优化, 地区间或者产业间不协调的问题亟待解决。为了加快我国传统产业技术升级, 大力发展新兴产业, 以应对我国产业结构调整面临的严峻挑战, 就需要明确影响产业结构升级的重要因素。本文从人力资本积累和资本深化视角, 综合分析二者对产业结构升级的影响, 以期对中国产业结构调整提供一些借鉴意义。

Lucas^[1] 指出, 工业革命以来, 人力资本的回报率呈现出上升趋势, 随着人力资本不断积累, 将有越来越多的劳动力从农业部门转移出来进入高级产业部门。Huang *et al.*^[2] 研究发现, 城市人力资本回报率要明显高于农村, 也就诱使优秀人力资本向城市集聚。Tamura^[3] 构建一个产业结构变迁模型,

收稿日期: 2017-12-21

基金项目: 国家社会科学基金重大项目(15ZDA015); 山东工商学院博士启动基金项目(BS201723、BS201720)

作者简介: 孙海波(1988—), 男, 吉林梨树人, 山东工商学院经济学院讲师, 研究方向为产业结构转型升级; 刘忠璐(1989—), 女, 山东潍坊人, 山东工商学院金融学院讲师, 研究方向为人力资本与经济发展; 林秀梅(1956—), 女, 吉林临江人, 吉林大学数量经济研究中心教授、博士生导师, 研究方向为宏观经济计量分析。

描述了由农业部门向工业部门转变的过程,并对转换到平衡增长路径之前出现的低人口增长和低收入进行合理地解释,认为人力资本积累引起经济结构由农业向工业转变。Caselli and Coleman^[4]构建一个产业结构转型分析框架,认为教育和培训成本的降低使得更多农业部门劳动力通过人力资本积累进入非农业部门。Herrendorf *et al.*^[5]以及Świącki^[6]从人力资本影响技术进步的角度出发,发现部门间技术进步差异是导致产业结构转型的重要因素。另外,Herrendorf and Schoellman^[7]考察劳动力在农业和非农业部门分配问题,发现农业部门的平均工资低于其他部门,而人力资本的差异是导致工资差异的主要原因,于是人们通过人力资本积累从农业部门流向非农业部门。可以看出,伴随非农业部门劳动力的增加必然带动非农业产品产出增加,也就是说,劳动力在部门间转移的积极影响在于促进了产业结构升级。还有一些学者对人力资本与产业结构升级之间的关系进行了实证研究,Rodrik and Subramanian^[8]指出,印度的生产率在过去20年中快速增长得益于高学历人口增加。Mattoo^[9]进一步采用系统GMM估计方法,对印度14个主要地区1980—2000年的面板数据进行分析,发现技能劳动对服务业部门产出具有显著影响,但没有足够证据表明技能劳动会影响制造业部门产出。刘忠璐和刘榆^[10]运用空间计量模型探讨人力资本的空间溢出效应对产业结构的影响,认为企业家人力资本能够显著地推动产业结构优化调整,而专业人力资本及其外溢性的作用不明显。Teixeira and Queirós^[11]利用OECD国家面板数据进行实证检验,结果发现人力资本与产业结构升级显著正相关。李福柱和赵长林^[12]研究表明,人力资本积累是促进中国经济发展方式转变的直接动力因素之一。孙海波等^[13]研究发现,人力资本集聚对产业结构升级的影响存在经济发展水平的门限效应。

关于资本深化的研究主要集中考察其对经济增长和劳动生产率的影响。Abramovitz^[14]认为在美国工业化后期,资本深化对劳动生产率增长的贡献程度呈现出趋强态势。Young^[15]考察东亚的经济增长发现,这些地区的经济几乎全部由资本和劳动等生产要素的投入来拉动。Laitner^[16]认为,当资本生产效率较低时,经济社会中主要以农业为主,但是随着资本积累和技术进步以及人们收入水平提升,人们对工业产品的需求增加,促使传统经济向现代经济演变。吴声功^[17]强调,只有加快资本深化与技术创新,才能保证产业结构与经济结构持续优化,并指出中国的产业结构调整必须与国际接轨,抓住经济全球化带来的新机遇。汤向俊^[18]研究显示,长期以来,人力资本边际报酬递增导致了人均物质资本和资本产出比不断升高,这有利于促进我国经济可持续增长。毛丰付和潘加顺^[19]依据1995—2010年我国地级以上城市面板数据,考察了资本深化对城市劳动生产率的影响,发现资本深化对我国城市劳动生产率具有明显的促进作用,但作用强度不断减弱。近些年,一些学者开始转向研究资本深化对产业结构升级的影响。于泽和徐沛东^[20]借鉴非平衡增长理论和国内外现有研究,实证考察了资本深化与我国产业结构升级的关系,结果发现提升资本劳动比能够显著地加速产业结构转型升级。冯白和葛扬^[21]基于2006—2013年沪深两市A股上市公司的微观数据,考察了企业资本投向对地区产业结构升级的影响,发现生产性资本投资正向影响产业结构升级,但影响效果不具有持续性;投机性投资与产业结构升级之间呈现出显著负相关;技术性资本投资对产业结构调整表现出滞后效应。Foster-McGregor and Verspagen^[22]研究发现,资本深化程度的改变将会促使劳动生产率发生改变,进而影响到产业结构转型升级。

综上所述,现有研究一方面多是将人力资本积累和资本深化单独论证,尚未有文献同时考察两者对产业结构升级的影响;另一方面较少有从理论层面通过数理演绎来探讨人力资本积累与资本深化对产业结构升级的作用机制。因此,本文在现有研究的基础上进行了如下拓展:(1)通过构建一个理论模型,数理演绎人力资本积累与资本深化对产业结构升级的作用机制,为二者与产业结构升级的内在联系提供了新的解释,这是对现有文献的一个补充。(2)为了更好地对理论模型命题进行实证检验,一方面考虑到产业结构升级具有时间上的连续性,实证模型中的解释变量需要包含产业结构升级的滞后期,所以本文选择动态面板模型进行实证检验;另一方面考虑到人力资本存量与产业结构升级之间的双向因果关系,实证模型估计时需要解决内生性问题,因此本文选择系统GMM来估计动态面板模型。(3)资本深化对产业结构升级的作用大小会受到人力资本水平的影响,导致资本深化与产业结

构升级之间可能存在非线性关系,因此本文进一步估计了人力资本对资本深化与产业结构升级之间关系的门限效应。

二、理论模型构建

本文理论模型是在 Acemoglu and Guerrieri^[23]、孙永强和巫和懋^[24]的研究基础上进行展开的。假设模型经济中仅存在两个产业部门,一是熟练劳动者所集中的资本和技术密集型的高级产业部门,用部门 1 表示;二是非熟练劳动者所集中的劳动密集型的初级产业部门,用部门 2 表示。假设两个产业部门内都存在大量竞争性生产厂商,并且生产厂商采用柯布-道格拉斯生产技术进行生产,满足规模报酬不变,则两个产业部门的生产函数可分别表示为:

$$Y_1 = A_1 K_1^\alpha L_1^{1-\alpha} \quad (1)$$

$$Y_2 = A_2 K_2^\beta L_2^{1-\beta} \quad (2)$$

其中 Y_i 、 K_i 、 L_i 分别代表部门 i 的总产出、资本投入和劳动力投入 $i=1, 2$; α 和 β 分别代表部门 1 和部门 2 的资本产出弹性,且 $1 > \alpha > \beta > 0$,即高级产业部门的资本产出弹性大于初级产业部门; A_1 和 A_2 为外生变量,分别代表部门 1 和部门 2 的技术水平。

假设经济社会以高级产业部门和初级产业部门所生产的产品作为中间投入来生产社会最终产品 Q ,用于满足出口需求。其生产函数形式为:

$$Q = A Y_1^\theta Y_2^{1-\theta} \quad (3)$$

其中 A 表示生产最终产品 Q 的技术水平; θ 表示高级产业部门产品作为中间投入品的产出弹性。设定中间投入品 Y_1 和 Y_2 的价格分别为 P_1 和 P_2 ,则最终产品 Q 的生产部门面临如下利润最大化问题:

$$\max PQ - (P_1 Y_1 + P_2 Y_2) \quad (4)$$

其中 P 表示最终产品 Q 的价格。

由一阶条件可知:

$$P_1 = A\theta \left(\frac{Y_2}{Y_1} \right)^{1-\theta} \quad (5)$$

$$P_2 = A(1-\theta) \left(\frac{Y_1}{Y_2} \right)^\theta \quad (6)$$

结合(5)式和(6)式,可得:

$$\frac{P_1}{P_2} = \frac{\theta}{1-\theta} \times \frac{Y_2}{Y_1} \quad (7)$$

由上式可推导出:

$$\frac{Y_1 P_1}{Y_2 P_2} = \frac{\theta}{1-\theta} \quad (8)$$

其中 θ 为高级产业部门的产值占总产值的比重,如果 θ 值上升,则反映产业结构向更高层次演变。假定代表性消费者在无限时域上,具有不变跨期替代弹性消费偏好,其效用函数形式为:

$$U = \int_0^\infty e^{-\rho t} \frac{V^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} dt \quad (9)$$

$$V(\cdot) = \left(\omega_1 C_1^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + \omega_2 C_2^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (10)$$

其中 ρ 为折现因子; $C_i > 0$ ($i=1, 2$) 表示对产业 i 产品的消费量; $V(\cdot)$ 是凹函数且满足稻田条件; $\varepsilon > 0$ 表示不同产业消费产品之间的替代弹性,当 $\varepsilon=1$ 时, $V(\cdot) = \sum \omega_i \ln C_i$; $\omega_i > 0$ 表示对行业 i 的产品消费比例,且 $\sum \omega_i = 1$; $\sigma > 0$ 表示跨期替代弹性。

代表性消费者通过选择不同产业的产品,在总消费额小于等于工资(w)条件下最大化终生效用,将其转化为求解如下有约束最优化问题:

$$\max \omega_1 C_1^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + \omega_2 C_2^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \tag{11}$$

$$\text{s. t. } P_1 C_1 + P_2 C_2 = w_i \tag{12}$$

构造拉格朗日函数:

$$L = \sum_{i=1}^2 \omega_i C_i^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + \lambda \left(\sum_{i=1}^2 P_i C_i - w_i \right) \tag{13}$$

由一阶条件可知:

$$\frac{C_1}{C_2} = \left(\frac{\omega_1}{\omega_2} \right)^{\varepsilon} \times \left(\frac{P_2}{P_1} \right)^{\varepsilon} \tag{14}$$

由(14)式和(8)式我们可以看出,需求结构的变动直接影响产业结构升级。同时,对(14)式两边取对数,可得:

$$\frac{\partial \ln(C_1/C_2)}{\partial \ln(P_1/P_2)} = -\varepsilon \tag{15}$$

观察(15)式可知,两个产业产品的相对价格对其相对需求的弹性是一个固定常数,不受产业自身技术水平的影响。

结合(4)式及劳动市场和资本市场出清条件($K_1 + K_2 \leq K$ 、 $L_1 + L_2 \leq L$)构造拉格朗日函数:

$$L = AY_1^{\theta} Y_2^{1-\theta} - \lambda(K_1 + K_2 - K) - \mu(L_1 + L_2 - L) \tag{16}$$

由一阶条件得:

$$\begin{cases} \frac{\partial L}{\partial K_1} = \frac{\partial L}{\partial K_2} \\ \frac{\partial L}{\partial L_1} = \frac{\partial L}{\partial L_2} \end{cases} \tag{17}$$

进一步整理得:

$$\begin{cases} \frac{K_1}{K_2} = \frac{\varphi}{1-\varphi} \times \frac{\alpha}{\beta} \\ \frac{L_1}{L_2} = \frac{\varphi}{1-\varphi} \times \frac{1-\alpha}{1-\beta} \end{cases} \tag{18}$$

令高级产业部门的资本份额和劳动份额分别为 $\kappa = \frac{K_1}{K}$, $\tau = \frac{L_1}{L}$ 。结合(18)式整理得, $\kappa =$

$$\frac{1}{\frac{\varphi}{1-\varphi} \times \frac{\alpha}{\beta} + 1}, \tau = \frac{1}{\frac{\varphi}{1-\varphi} \times \frac{1-\alpha}{1-\beta} + 1}。$$

由(1)式和(2)式可得:

$$\frac{Y_1}{Y_2} = \frac{A_1 K_1^{\alpha} L_1^{1-\alpha}}{A_2 K_2^{\beta} L_2^{1-\beta}} = \frac{A_1}{A_2} \times \left(\frac{K_1}{K_2} \right)^{\alpha} \times \left(\frac{L_1}{L_2} \right)^{1-\alpha} \times \left(\frac{K}{L} \right)^{\alpha-\beta} \tag{19}$$

此时有:

$$\frac{Y_1}{Y_2} = \frac{A_1}{A_2} \times \frac{(\kappa)^{\alpha}}{(1-\kappa)^{\beta}} \times \frac{(\tau)^{1-\alpha}}{(1-\tau)^{1-\beta}} \times \left(\frac{K}{L} \right)^{\alpha-\beta} \tag{20}$$

将上式代入(8)式,则有:

$$\frac{A_1}{A_2} \times \frac{(\kappa)^{\alpha}}{(1-\kappa)^{\beta}} \times \frac{(\tau)^{1-\alpha}}{(1-\tau)^{1-\beta}} \times \left(\frac{K}{L} \right)^{\alpha-\beta} \times \frac{P_1}{P_2} = \frac{\theta}{1-\theta} \tag{21}$$

假说1:资本劳动比增加可以提升高级产业部门的产值占总产值的比重,即资本深化能够促进产业结构升级。

接下来,由部门1和部门2的生产函数,求得两部门的劳动力实际工资分别为:

$$w_1 = (1 - \alpha) A_1 k_1^\alpha = (1 - \alpha) y_1 \quad (22)$$

$$w_2 = (1 - \beta) A_2 k_2^\beta = (1 - \beta) y_2 \quad (23)$$

$$\text{令 } \eta = \frac{w_1}{w_2} = \frac{(1 - \alpha) y_1}{(1 - \beta) y_2}.$$

上式两边同乘 L_1/L_2 , 可得:

$$\frac{Y_1}{Y_2} = \frac{(1 - \alpha) L_1}{(1 - \beta) L_2} \eta \quad (24)$$

将上式代入(8)式, 整理得:

$$\frac{(1 - \alpha) L_1 P_1}{(1 - \beta) L_2 P_2} \eta = \frac{\theta}{1 - \theta} \quad (25)$$

参考 Ciccone and Papaioannou^[25] 的设定方式, 将 $H = L_1/L_2$ 定义为人力资本。则上式可表示为:

$$\frac{(1 - \alpha) P_1}{(1 - \beta) P_2} H \eta = \frac{\theta}{1 - \theta} \quad (26)$$

假说 2: 增加熟练劳动者比重可以提升高级产业部门的产值占总产值的比重, 即人力资本积累对产业结构升级具有正向影响。

三、人力资本积累与资本深化对产业结构升级影响的实证检验

(一) 计量模型设定

为了检验上文提出的理论假说, 我们构建一个经验研究模型, 考察人力资本积累和资本深化对产业结构升级的影响效果, 基本回归模型设定如下:

$$Y_{i,t} = \beta X_{i,t} + \lambda_i + \varepsilon_{i,t} \quad (27)$$

其中, $Y_{i,t}$ 表示被解释变量, 反映产业结构水平; $X_{i,t}$ 表示包含人力资本积累和资本深化在内的解释变量; β 为带估系数向量; λ_i 表示不可观测的地区固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机干扰项。在此基础上, 本文试图将产业结构升级滞后项纳入实证分析框架, 以控制上一期产业结构水平对当期产业结构升级的影响, 则(27)式扩展为:

$$Y_{i,t} = \alpha Y_{i,t-1} + \beta X_{i,t} + \lambda_i + \varepsilon_{i,t} \quad (28)$$

(28) 式在进行参数估计时需要注意以下问题: 一是模型解释变量中存在滞后一期的被解释变量, 若使用普通最小二乘估计方法进行估计, 会导致估计结果出现偏差, 不再具有一致性; 二是模型中部分解释变量与被解释变量之间存在双向因果关系, 即内生性问题。例如一个地区的人力资本存量会影响该地区产业结构转型升级, 反过来一个地区的产业结构调整也会影响该地区人力资本存量。因此, 本文采用 Arellano and Bover^[26] 和 Blundell and Bond^[27] 提出的系统 GMM (System Generalized Method of Moments, GMM) 估计方法来估计(28)式, 一方面可以保证模型估计的一致性, 另一方面运用差分的滞后项作为普通方程的工具变量, 并且用普通方程的滞后项作为一阶差分方程的工具变量, 以此解决内生性问题。关于系统 GMM 估计方法是否有效, 主要采用以下两种方法进行识别: 一是使用 Hansen 检验或 Sargan 检验来识别所选工具变量是否有效, 若不能拒绝原假设则表明工具变量选取恰当; 二是检验水平残差是否存在序列相关性, 若 AR(1) 显著而 AR(2) 不显著, 表明水平残差不存在自相关, 意味着模型设定是合理的。

(二) 变量说明与数据来源

被解释变量: 产业结构水平 (str)。选用第三产业产值占国内生产总值的比重来反映产业结构水平。

核心变量: 人力资本存量 (lh) 与资本深化 (kl)。关于人力资本存量的估算, 本文认为在数据可获得的前提下, 应该包含更多的人力资本类型。为此, 本文采用积累成本法, 主要从教育、卫生、科研、培训和迁移 5 个方面分别估算各种类型的人力资本, 然后加总生成最终的人力资本存量, 具体借鉴焦斌龙和焦志明^[28] 的做法。资本深化实质上是随着经济增长, 人均资本拥有量不断增加, 意味着生产过程中更多地使用资本而不是劳动。目前, 学界关于资本深化的测度主要有两种指标: 一种是资本-劳

动比^[29],另一种是资本-产出比^[30]。然而,已有研究表明,资本-产出比实质是资本生产率的倒数,在要素自由流动和不存在外生技术冲击的条件下,其比值是大致不变的,其波动更多地是一种周期现象,并不能很好地度量资本深化程度。而资本-劳动比发生改变,意味资本与劳动相对密集度发生变化,同时社会生产函数要素使用结构也发生变动。为此,我们可以通过对资本-劳动比的观察,判断经济是否处于资本深化阶段。本文首先利用永续盘存法计算出各地区的物质资本存量,并以1978年为基期的价格指数进行平减,然后采用各地区从业人员数来衡量劳动力数量。

控制变量:政府财政支出(*gov*)使用政府财政支出与GDP之比来衡量;对外开放程度(*open*)采用各地区进出口贸易总额与GDP比值来表示,其中进出口贸易总额利用各年人民币汇率(年平均价)进行调整;经济发展水平(*lgdp*)采用各地区国内生产总值测度,并换算成2003年为基期的实际人均地区生产总值;研发比重(*rd*)采用R&D投入占GDP比重来表示;外资比重(*fdi*)选用外商直接投资占GDP比重来表示;地区行政垄断程度(*monopoly*),从国有经济在整个国民经济中所占的比重、政府行使地区行政垄断的能力和干预市场的能力3个层面进行综合衡量,具体参考于良春和付强^[31]的做法。

本文选取2003—2013年29个省市(区)的面板数据作为研究对象^①,并对人力资本存量和经济发展水平进行对数化处理。以上数据来自Wind数据库、《中国统计年鉴》《新中国六十年统计资料汇编》以及各省历年统计年鉴,主要变量的描述性统计如表1所示。

(三) 实证结果与分析

本文采用最小二乘法及系统GMM方法对(28)式进行估计,具体结果如表2所示。表2中OLS估计结果和系统GMM估计结果存在一定差异,这主要是因为OLS估计方法仅简单地假定解释变量与误差项不相关和不存在异方差,进而造成OLS估计结果出现偏差,而系统GMM估计方法能够很好地克服这些缺陷。为此,本文以系统GMM估计结果为分析的基准。从表2可以看出,Sargan检验不能拒绝原假设,AR(1)检验结果显著,AR(2)检验结果不显著,意味着模型设定是合理的,也表明系统GMM估计结果是有效的。

从表2第4列的估计结果可以看出,资本深化对产业结构升级的影响系数为0.007,并且在1%的显著性水平下通过检验,表明资本深化能够有效地推动产业结构升级。这一结果可从以下3个方面来解释:第一,自改革开放以来,我国经济能够持续高速增长得益于遵循了比较优势发展战略,其中一个重要的优势就是我国拥有大量廉价劳动力。但目前印度、越南以及东南亚等一些国家存在劳动力成本更低的价值“洼地”,倒逼我国必须通过资本深化和技术进步等途径来提升产业结构转型速度;第二,伴随整个社会资本深化程度加大,即经济长期发展过程中人口增长速度滞后于资本累计速度,那么就会出现工业产品相对过剩,进而导致工业产品价格下滑,使得制造业部门的部分资本流向服务业,从而促使产业结构由制造业向服务业转变;第三,资本深化可以大幅度地提高劳动生产效率,增加劳动者收入水平,进而会影响到整体的消费结构,消费结构升级将带动大批新兴产业快速发展,最终促进产业结构向更高层次转化。由表2第5列可以发现,人力资本与第三

表1 主要变量的描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值	相关系数
<i>str</i>	0.396	0.079	0.286	0.769	1.000
<i>lh</i>	6.390	0.776	4.394	8.231	0.170***
<i>kl</i>	3.507	3.022	0.461	15.884	0.670***
<i>gov</i>	0.102	0.114	0.021	1.282	0.107*
<i>open</i>	0.357	0.448	0.036	1.843	0.687***
<i>lgdp</i>	9.295	1.253	5.954	12.292	0.171***
<i>rd</i>	0.016	0.017	0.0003	0.134	0.381***
<i>fdi</i>	0.003	0.002	0.00002	0.013	0.085
<i>monopoly</i>	0.228	0.033	0.149	0.318	-0.190***

注:***、**、* 分别表示在1%、5%、10%水平上显著。

①由于重庆和西藏部分数据缺失,本文未将其纳入研究样本。

产业产值占国内生产总值的比重之间存在正相关关系。这意味着人力资本水平的提升对产业结构优化升级具有积极的推动作用。这主要有两方面原因:一是人力资本积累提升劳动者素质直接影响产业结构转型。当一个地区高水平人力所占比重较低时,多会选择发展劳动密集型产业,当人力资本积累到一定程度,劳动力质量提高,人力资本密集型和资本密集型产业会逐步发展起来;二是人力资本积累可以加快技术进步速度,从而推动产业结构优化升级。人力资本存量越高,对世界前沿技术的消化吸收速度越快,同时,自主创新也依赖于人力资本水平。因此,人力资本水平提升推动技术结构升级后,产业结构也将随之发生变化。最后我们将资本深化程度与人力资本存量同时引入回归模型,结果显示资本深化的估计系数为0.007,人力资本的估计系数为0.035,均在1%的显著性水平下通过检验。可见资本深化和人力资本积累都可以加速产业结构转型升级,这也与前文理论假说相一致。

表2 动态面板数据模型估计结果

变量	OLS			系统 GMM		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>L</i> (<i>str</i>)	0.851*** (0.026)	0.608*** (0.050)	0.844*** (0.026)	0.555*** (0.046)	0.582*** (0.050)	0.548*** (0.046)
<i>kl</i>	0.003*** (0.001)		0.004*** (0.001)	0.007*** (0.001)		0.007*** (0.001)
<i>lh</i>		0.034*** (0.008)	0.013*** (0.004)		0.045*** (0.006)	0.035*** (0.005)
<i>gov</i>	-0.046*** (0.011)	0.009 (0.016)	-0.005 (0.017)	-0.042*** (0.013)	0.016 (0.020)	0.021 (0.019)
<i>open</i>	0.017*** (0.005)	-0.035** (0.012)	0.013*** (0.004)	0.030*** (0.011)	0.033*** (0.012)	0.025** (0.009)
<i>lgdp</i>	-0.003** (0.001)	-0.016*** (0.004)	-0.012*** (0.003)	-0.009*** (0.002)	-0.021*** (0.003)	-0.024*** (0.003)
<i>rd</i>	0.223** (0.108)	0.250** (0.106)	0.213** (0.106)	0.651*** (0.163)	0.570*** (0.184)	0.764*** (0.149)
<i>fdi</i>	-2.693*** (0.611)	-1.320 (1.506)	-2.590*** (0.602)	-4.212*** (1.265)	-4.451*** (1.308)	-4.254*** (1.177)
<i>monopoly</i>	-0.224*** (0.043)	-0.363*** (0.061)	-0.239*** (0.043)	-0.477*** (0.073)	-0.471*** (0.076)	-0.472*** (0.068)
<i>C</i>	0.134*** (0.021)	0.188*** (0.032)	0.136*** (0.021)	0.340*** (0.026)	0.174*** (0.021)	0.257*** (0.023)
<i>AR</i> (1)				-4.021 (0.000)	-3.965 (0.000)	-3.914*** (0.000)
<i>AR</i> (2)				1.272 (0.203)	1.141 (0.253)	1.261 (0.207)
<i>Sargan</i>				26.720 (1.000)	27.513 (1.000)	26.639 (1.000)
<i>R</i> ²	0.947	0.833	0.948			
<i>N</i>	290	290	290	290	290	290

注:括号内为标准误差;*AR*(1)、*AR*(2)和*Sargan*给出的是统计量及对应的*P*值;***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。

(四) 稳健性检验

为验证以上实证结论是可靠的,本文重新构造关键指标对其进行稳健性检验。前面我们采用第

三产业产值占国内生产总值的比重来衡量产业结构水平,为消除产业结构水平测度方法产生的偏误,我们重新使用产业结构升级指数作为产业结构水平替代指标来进行稳健性检验。产业结构升级指数构造具体参考徐敏和姜勇^[32]的做法, $STR I = \sum_{i=1}^3 x_i \times i$, x_i 代表第 i 产业产值占三产总产值的比重。

通过观察稳健性检验结果(表3)可知,无论是人力资本积累还是资本深化对产业结构优化升级均有显著的促进作用,再次表明前文的估计结果具有较好的稳健性。表1和表2的估计结果均显示,人力资本的估计系数要大于资本深化的估计系数,说明人力资本积累对产业结构升级的促进效果更明显。与此同时,基础模型和稳健性检验结果还显示出,当期产业结构水平受到上一期产业结构水平的影响,表明我国产业结构发展具有明显的路径依赖特征,也脱离不了由第一产业逐渐向第三产业演化的基本规律。这是因为产业结构向更高级水平发展是一个连续的过程,会对前一期产业结构构成存在部分保留^[33]。

表3 稳健性检验结果

变量	OLS			系统 GMM		
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>L. (str)</i>	0.910*** (0.022)	0.559*** (0.045)	0.907*** (0.022)	0.574*** (0.056)	0.697*** (0.052)	0.625*** (0.053)
<i>kl</i>	0.002*** (0.001)		0.003*** (0.001)	0.010*** (0.001)		0.008*** (0.001)
<i>lh</i>		0.039*** (0.009)	0.010* (0.005)		0.046*** (0.008)	0.031*** (0.007)
<i>gov</i>	-0.059*** (0.013)	-0.019 (0.022)	-0.029 (0.020)	-0.067*** (0.017)	-0.031 (0.024)	-0.029 (0.023)
<i>open</i>	0.018*** (0.006)	-0.027* (0.016)	0.016** (0.006)	0.022 (0.015)	0.027* (0.014)	0.033** (0.013)
<i>lgdp</i>	-0.002 (0.001)	-0.012** (0.004)	-0.009** (0.003)	-0.006*** (0.002)	-0.016*** (0.004)	-0.017*** (0.004)
<i>rd</i>	0.126 (0.127)	0.255* (0.148)	0.119 (0.127)	0.524*** (0.203)	0.746*** (0.251)	0.725*** (0.196)
<i>fdi</i>	-2.415*** (0.737)	-2.251** (1.076)	-2.343*** (0.735)	-2.006 (1.501)	-2.198 (1.583)	-2.660* (1.425)
<i>monopoly</i>	-0.171*** (0.049)	-0.285*** (0.079)	-0.180*** (0.049)	-0.475*** (0.085)	-0.630*** (0.094)	-0.517*** (0.082)
<i>C</i>	0.266*** (0.048)	0.943*** (0.090)	0.273*** (0.048)	1.103*** (0.116)	0.682*** (0.098)	0.895*** (0.106)
<i>AR(1)</i>				-3.934 (0.000)	-3.876 (0.000)	-3.976 (0.000)
<i>AR(2)</i>				0.894 (0.371)	0.614 (0.539)	0.666 (0.505)
<i>Sargan</i>				27.027 (1.000)	26.170 (1.000)	26.545 (1.000)
<i>R²</i>	0.966	0.718	0.967			
<i>N</i>	290	290	290	290	290	290

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

四、资本深化对产业结构升级影响的人力资本门限效应检验

前文验证了理论模型的推断,即人力资本积累和资本深化对产业结构升级均有着显著的促进作用。物质资本和人力资本作为现代经济增长中两个最基本的要素,二者间的互补效应在很大程度上会影响地区产业结构升级进程。也就是说,资本深化对产业结构升级的作用大小会受到人力资本水平的影响,高水平的人力资本可以短时间内充分发挥出物质资本的效用。如果一个地区具备一定的先进设备、生产机器等物质资本,但是缺乏与之匹配的人力资本,也难以实现经济持续增长。那么资本深化对产业结构升级的作用效果是否会随着人力资本积累而发生改变?为此,我们进一步提出如下假说,并对其进行检验。

假说3:资本深化对产业结构升级的影响存在人力资本门限效应,即当人力资本水平越过某一临界值,资本深化对产业结构升级的促进作用会发生显著提升。

(一) 构建面板门限回归模型

我们采用 Hansen 提出的面板门限回归模型对上述假说进行检验。该模型的特点是能够自动判别门限值及其个数,并以严格的统计推断方法对门限值进行参数估计和假设检验。构建的门限回归模型具体如下:

$$STR_{i,t} = \mu_i + \alpha_1 KL_{i,t} \times I(H_{i,t} \leq \tau) + \alpha_2 KL_{i,t} \times I(H_{i,t} > \tau) + \beta_1 GOV_{i,t} + \beta_2 OPEN_{i,t} + \beta_3 LGDP_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (29)$$

其中相应变量含义与前文相同; τ 用来划分样本的门限值; α_0 表示常数项, α_1 和 α_2 分别表示在 $H_{i,t} \leq \tau$ 和 $H_{i,t} > \tau$ 时, $KL_{i,t}$ 对 $STR_{i,t}$ 的影响系数; $I(\cdot)$ 为示性函数,若括号内表达式为真,取值为1,反之,则取值为0。

将(29)式改写成如下形式:

$$STR_{i,t} = \mu_i + \alpha' W_{i,t}(\tau) + \varepsilon_{i,t} \quad (30)$$

其中,向量 $W(\tau) = (KL_{i,t} \times I(H_{i,t} > \tau), KL_{i,t} \times I(H_{i,t} \leq \tau), GOV_{i,t}, OPEN_{i,t}, LGDP_{i,t})'$,向量 $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2, \beta_1, \beta_2, \beta_3)'$ 。

将(30)式两边对时间求平均值,可得:

$$\overline{STR}_i = \mu_i + \alpha' \overline{W}_i(\tau) + \overline{\varepsilon}_i \quad (31)$$

(30)式减去(31)式后可得模型的离差形式,进一步改写为:

$$STR_{i,t}^* = \alpha' W_{i,t}^*(\tau) + \varepsilon_{i,t}^* \quad (32)$$

其中, $STR_{i,t}^* = STR_{i,t} - \overline{STR}_i$, $W_{i,t}^*(\tau) = W_{i,t}(\tau) - \overline{W}_i(\tau)$, $\varepsilon_{i,t}^* = \varepsilon_{i,t} - \overline{\varepsilon}_i$ 。

面板门限回归模型的参数估计可以采取两步法来实现:第一步,给定的取值,使用 OLS 估计方法对(31)式进行一致估计,得到相应的估计参数 $\hat{\alpha}(\tau)$ 以及残差平方和 $SSR(\tau)$ 。第二步,对于 $\tau \in \{H_{i,t}; 1 \leq i \leq n, 1 \leq t \leq T\}$,选取 $\hat{\tau}$ 确保 $SSR(\hat{\tau})$ 最小,进而得到待估参数 $\hat{\alpha}(\hat{\tau})$ 。

本文以单门限模型为例,检验是否存在“门限效应”,也就是对原假设 $H_0(\alpha_1 = \alpha_2)$ 是否成立进行检验。如果原假设成立,表明不存在“门限效应”,也就不需要对门限值的真实性进行检验,无论门限值等于多少都对模型没有任何影响;反之,存在“门限效应”。如果存在门限效应,需要进一步对门限值进行检验,相应的原假设为 $H_0(\hat{\alpha} = \alpha_0)$,统计量为: $LR(\alpha) = [SSR(\alpha) - SSR(\hat{\alpha})] / \hat{\sigma}^2$,其中 $\hat{\sigma}^2 = SSR(\hat{\alpha}) / [n(T-1)]$ 是对扰动项方差的一致估计。可以证明,在原假设成立的条件下,虽然 $LR(\alpha)$ 的渐进分布是非标准的,但可以通过累积分布函数计算出其临界值,当 $LR(\alpha) > -2\ln(1 - \sqrt{1 - \phi})$ 时拒绝原假设, ϕ 代表显著性水平。

(二) 门限效应检验

我们使用 Stata11.2 软件对面板门限回归模型进行估计。首先,检验是否存在人力资本门限效应及门限个数。借助 Hansen 提出的 Bootstrap 方法,通过反复抽样 300 次得到相应的 F 统计量和 P 值(表 4)。同时,为了对门限值的真实性进行检验,我们还给出门限参数与似然比统计量的关系(图 1)。

表4 门限效应检验

模型	门限值	F 值	P 值	BS 次数	95% 置信区间	临界值		
						1%	5%	10%
单一门限	τ_1	25.548**	0.013	300	[6.889 7.667]	28.394	11.612	9.256
双重门限	τ_1, τ_2	8.041	0.113	300	[4.974 7.745]	18.711	11.697	8.562

注: $\tau_1 = 6.926, \tau_2 = 7.545$; **、*、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

由表4可知,单一门限模型的F值为25.548,大于5%显著性水平下的临界值11.612,或者从观察P值也可以得出在5%显著性水平下拒绝不存在门限效应的原假设。进一步对双重门限模型进行检验发现,接受只存在一个门限值的原假设。由图1可以直观地看出,LR(τ)值最小(等于0),保证了获得的门限值具有真实性和有效性。图1虚线为在5%显著性水平下的临界值,虚线以下为门限参数95%的置信区间。

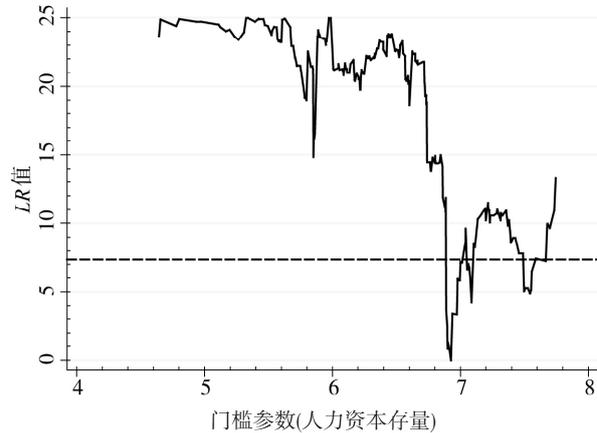


图1 门限值的真实性检验

(三) 面板门限回归模型估计结果及分析

通过对(31)式进行参数估计,甄别资本深化对产业结构升级的影响是否存在人力资本门限效应。从表5可以看出,人力资本存量门限值

(6.926)将资本深化对产业结构的影响系数划分为两个层次。当人力资本存量小于等于6.926时,资本深化对产业结构升级的边际影响系数为0.002;当人力资本存量跨过门限之后,资本深化对产业结构升级的贡献程度大幅提高,资本深化程度每增大1个百分点将会引起产业结构水平提升0.006个百分点。可见,在不同人力资本水平的区间内,资本深化对产业结构升级的影响程度明显不同,表明资本深化对产业结构升级的影响存在人力资本门限效应。从中国现实经济情况来看,伴随全球产业链出现重大变化,我国之前依靠低劳动力成本的产业所取得的竞争优势正在逐渐消退。另外,发达国家通过产品研发、技术创新等途径抢占市场份额,迫使我国加快劳动密集型产业向资本密集型产业和技术密集型产业转型的步伐,这就需要通过人力资本积累实现技术创新能力的攀升,促使物质资本更具生产效率。当人力资本达到一定水平后,不仅能够增强对先进技术的模仿吸收能力,也可以积累研发经验,促使本地区技术水平增加,进而推动地区产业结构转型升级。同时,先进的机器设备是由工人来进行操作的,具有较高人力资本水平的工人可以在短时间内熟练掌握操作要领,最大程度地减少操作失误,充分发挥机器设备的使用效益。由此表明,人力资本积累也可以增强物质资本对产业结构升级的助推作用。

表5 门限回归模型估计结果

变量	估计系数	标准差	t 统计量	95% 的置信区间
kl ($lh \leq 6.926$)	0.002	0.002	1.32	[-0.001, 0.006]
kl ($lh > 6.926$)	0.006***	0.002	3.61	[0.003, 0.010]
gov	-0.023	0.018	-1.26	[-0.059, 0.013]
$open$	-0.057***	0.017	-3.31	[-0.091, -0.023]
$lgdp$	-0.002	0.003	-0.72	[-0.008, 0.004]
rd	0.237	0.171	1.38	[-0.100, 0.574]
fdi	-1.442	1.124	-1.28	[-3.655, 0.771]
$monopoly$	-0.299***	0.08	-3.76	[-0.456, -0.142]
C	0.495***	0.029	17	[0.437, 0.552]

注: **、*、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

五、结论与启示

本文利用数理模型,阐释了人力资本积累和资本深化对产业结构升级的作用机制,并结合中国2003—2013年省际面板数据,采用系统GMM估计方法,实证分析了人力资本积累和资本深化对产业结构升级的影响。在此基础上,进一步检验了资本深化对产业结构升级的影响是否存在人力资本门限效应。最后得出如下结论:(1)人力资本积累与资本深化对我国产业结构升级均具有显著的推动作用;(2)从作用强度来看,人力资本积累对产业结构升级的作用强度要高于资本深化;(3)当期产业结构水平与上一期产业结构水平表现出显著的正相关关系,表明产业结构升级存在明显的路径依赖特征;(4)当人力资本水平超过某一临界值后,资本深化对产业结构升级的促进作用明显提升,即资本深化对产业结构升级的影响存在人力资本门限效应。

过去的几十年,中国经济发展取得重大成就,产业结构转型升级也取得一定进展。但伴随我国经济发展进入新常态,经济增速明显放缓,加速推进经济转型,更大力度调整产业结构,仍是中国未来很长一段时期内需要面临的严峻挑战。为此,本文通过对影响产业结构升级的两个主要因素人力资本积累与物质资本深化进行深入研究,细致考察二者对产业结构升级的影响,可得到如下几点政策启示:

(1) 通过加快人力资本积累与优化人力资源配置来驱动产业结构优化升级。产业结构升级的前提条件是技术结构升级,需要大量高素质、高水平的人力资本。从政府角度来说,加大人力资本投资力度,对各类院校的空间布局进行合理调整,平衡不同教育和职业教育的财政支出,鼓励企业与各类院校合作培养高水平人才,并给予相应的政策优惠。从学校角度来说,可以借鉴发达国家的成功办学经验,深化教学改革,完成学历教育向技能教育的转变,加强校企合作,建立“订单式”培养模式。从企业角度来说,重视并发挥专业技术人才的作用,采用补贴或者建立培训基地等多种方式调动员工参加培训的积极性。

(2) 中国产业结构升级存在路径依赖现象。过度依赖已有模式,可能导致该地区的产业结构发展被锁定在某一水平上,陷入“竞争力陷阱”。对此,政府需要强化政策引导,制定具有普适性、激励性和可操作性的产业政策。同时,要考虑到中小企业的利益,为其融资提供支持,完善外部条件以确保中小企业实现转型升级。政府还可以通过税收或者财政补贴等宏观调控手段来解围一些地区出现的产业结构“低端锁定”的局面,突破传统的路径依赖,实现路径创造,进一步推动产业结构升级。

(3) 物质资本投资也是产业结构升级进程中不可或缺的一部分。因此,政府要保证合理的投资规模,积极引导劳动密集型产业向资本密集型产业和技术密集型产业转型,以更好地促进产业结构向更高层次发展。从本文的实证结果可知,在高人力资本区间内资本深化对产业结构升级的边际影响系数明显增大。因此,政府应将人力资本水平推升到门限值之上,充分发挥人力资本与物质资本的协同作用,促进产业结构向高级化、合理化转变。

参考文献:

- [1] LUCAS R E. Industrial revolution: past and future[R]. The 1996 Simonkuznets lectures working paper, 1998.
- [2] HUANG T L, ORAZEM P F, WOHLGEMUTH D. Rural population growth, 1950—1990: the roles of human capital, industry structure, and government policy[J]. American journal of agricultural economics, 2002, 84(3): 615-627.
- [3] TAMURA R. Human capital and the switch from agriculture to industry[J]. Journal of economic dynamics & control, 2002, 27(2): 207-242.
- [4] CASELLI F, COLEMANII W J. The US structural transformation and regional convergence: a reinterpretation[J]. Journal of political economy, 2001, 109(3): 584-616.
- [5] HERRENDORF B, HERRINGTON C, VALENTINYI A. Sectoral technology and structural transformation[J]. American economic journal: macroeconomics, 2015, 7(4): 104-133.

- [6] ŚWIĘCKI T. Determinants of structural change [J]. *Review of economic dynamics*, 2017(24) : 95-131.
- [7] HERRENDORF B, SCHOELLMAN T. Wages, human capital, and structural transformation [R]. *Cesifo working paper*, 2017.
- [8] RODRIK M D, SUBRAMANIAN M A. Why India can grow at 7 percent a year or more: projections and reflections [R]. *International monetary fund*, 2004.
- [9] MATTOO A. Human capital and the changing structure of the Indian economy [R]. *World bank policy research working paper*, 2008.
- [10] 刘忠璐, 刘榆. 人力资本的空间溢出效应对产业结构的影响研究 [J]. *西南民族大学学报: 人文社科版* 2015 36 (8) : 112-121.
- [11] TEIXEIRA A A C, QUEIRÓS A S S. Economic growth, human capital and structural change: a dynamic panel data analysis [J]. *Research policy*, 2016(1) : 1-13.
- [12] 李福柱 赵长林. 中国经济发展方式的转变动力及其作用途径 [J]. *中国人口·资源与环境* 2016 26(2) : 152-162.
- [13] 孙海波 焦翠红 林秀梅. 人力资本集聚对产业结构升级影响的非线性特征——基于 PSTR 模型的实证研究 [J]. *经济科学* 2017(2) : 5-17.
- [14] ABRAMOVITZ M. The search for the sources of growth: areas of ignorance, old and new [J]. *The journal of economic history*, 1993, 53(2) : 217-243.
- [15] YOUNG A. The tyranny of numbers: confronting the statistical realities of the East Asian growth experience [R]. *NBER working paper*, 1994.
- [16] LAITNER J. Structural change and economic growth [J]. *Review of economic studies*, 2000, 67(3) : 545-61.
- [17] 吴声功. 中国资本深化、技术变革与产业结构的调整 [J]. *江苏社会科学* 2005(5) : 67-75.
- [18] 汤向俊. 资本深化、人力资本积累与中国经济持续增长 [J]. *世界经济* 2006(8) : 57-64.
- [19] 毛丰付 潘加顺. 资本深化、产业结构与中国城市劳动生产率 [J]. *中国工业经济* 2012(10) : 32-44.
- [20] 于泽 徐沛东. 资本深化与我国产业结构转型——基于中国 1987—2009 年 29 省数据的研究 [J]. *经济学家* 2014 (3) : 37-45.
- [21] 冯白 葛扬. 资本投向、产权性质与区域产业结构调整 [J]. *产业经济研究* 2016(1) : 1-10.
- [22] FOSTER-MCGREGOR N, VERSPAGEN B. The role of structural transformation in the potential of Asian economic growth [R]. *ADB economics working paper*, 2016.
- [23] ACEMOGLU D, GUERRIERI V. Capital deepening and non-balanced economic growth [J]. *Journal of political economy*, 2012, 116(3) : 467-498.
- [24] 孙永强 巫和懋. 出口结构、城市化与城乡居民收入差距 [J]. *世界经济* 2012(9) : 105-120.
- [25] CICCONE A, PAPAIOANNOU E. Human capital, the structure of production, and growth [J]. *Review of economics & statistics*, 2005, 91(91) : 66-82.
- [26] ARELLANO M, BOVER O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models [J]. *Journal of econometrics*, 1995, 68(1) : 29-51.
- [27] BLUNDELL R, Bond S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models [J]. *Journal of econometrics*, 1998, 87(1) : 115-143.
- [28] 焦斌龙 焦志明. 中国人力资本存量估算: 1978—2007 [J]. *经济学家* 2010(9) : 27-33.
- [29] 李谷成. 资本深化、人地比例与中国农业生产率增长——一个生产函数分析框架 [J]. *中国农村经济* 2015(1) : 14-30.
- [30] 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.
- [31] 于良春 付强. 地区行政垄断与区域产业同构互动关系分析——基于省际的面板数据 [J]. *中国工业经济* 2008 (6) : 56-66.
- [32] 徐敏 姜勇. 中国产业结构升级能缩小城乡消费差距吗 [J]. *数量经济技术经济研究* 2015(3) : 3-21.

[33]付宏,毛蕴诗,宋来胜. 创新对产业结构高级化影响的实证研究——基于2000—2011年的省际面板数据[J]. 中国工业经济, 2013(9): 56-68.

(责任编辑: 康兰媛; 英文校对: 王 慧)

Human capital accumulation , capital deepening and industrial structure upgrading

SUN Haibo¹ , LIU Zhonglu² , LIN Xiumei³

(1. School of Economics , Shandong Technology and Business University , Yantai 264005 , China;

2. School of Finance , Shandong Technology and Business University , Yantai 264005 , China;

3. Center for Quantitative Economics , Jilin University , Changchun 130012 , China)

Abstract: This paper examines the impact of human capital accumulation and capital deepening on industrial structure upgrading from the perspective of total human capital. We discuss the mechanism of how human capital accumulation and capital deepening influence industrial structure upgrading by constructing a model of industrial structure change with two sectors , and use the system GMM estimation method for empirical test. The results show that the accumulation of human capital and the capital deepening have a significant positive effect on industrial structure upgrading in China , and the effect of unit human capital accumulation is stronger than that of unit capital deepening. In addition , the industrial structure in last period and current period show a significant positive correlation. We also find that the influence of capital deepening on industrial structure upgrading has a human capital threshold effect , when the human capital stock is less than or equal to 6.926 , the marginal coefficient of capital deepening is 0.002 , but the effect is not obvious; when the human capital stock exceeds the threshold , the capital deepening increase 1% will cause the industrial structure level enhance 0.006% .

Key words: human capital; capital deepening; industrial structure upgrading; system GMM; threshold effect