

部门之间生产率收敛对中国各省产业结构转型和总生产率的影响

周克

(西南民族大学经济学院,四川成都610041)

摘要: 中国各省经济在经历快速增长的同时,部门之间的劳动生产率差距也在不断扩大,而且总生产率增长越慢的地区,差距越大。通过构建含有农业劳动力流动受阻因子的三部门一般均衡模型,研究部门间生产率差距及差距缩小对各省产业结构和总生产率的影响。结果显示,部门生产率增长及其模式所产生的收入效应和替代效应能较好地解释各省市产业结构的转型过程,低增长省份较低的农业和服务业生产率增长率以及较高的农产品和服务业需求收入弹性共同解释了这些地区农业劳动力流出缓慢且主要进入服务业的原因。部门间生产率收敛,尤其是服务业生产率提高,将会促使农业劳动力更多地流入工业部门并大幅提高各省总生产率增速,从而消除一些省份的增长减速,并使低增长省份保持快速增长。因此,保持经济稳定增长的关键是将农业和服务业的生产率提高到当前发展阶段应有的水平。另外,每个省份部门间生产率的收敛也有助于大幅度减少省际经济增长的差异。

关键词: 产业结构转型; 省际经济增长; 部门生产率; 收敛

中图分类号: F269.24 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-6049(2019)02-0032-16

一、引言与文献综述

自1978年以来,与中国各省市(区)经济快速增长相伴随的是每个省部门之间增长的不平衡程度日益加剧。几乎所有省份都是工业劳动生产率(实际劳均GDP)增长最快,服务业次之,农业生产率增长最慢,这将导致农业和服务业劳动生产率与工业生产率的差距越来越大。从1978—2015年,各省农业与工业相对生产率的平均值从0.34下降到0.11,服务业与工业相对生产率的平均值从0.96下降到0.53。各个省份部门间生产率增长不平衡的另一个显著特征是,总生产率增长越慢的地区,部门之间的生产率水平差距越大。理论上,劳动力和其他资源在部门间流动会使各个部门的生产率趋于一致,即各部门生产率应该收敛,然而实际并非如此,部门生产率不平衡增长现象在世界各国普遍存在,尤其是在发展中经济体^[1-4]。当前中国各省部门生产率发展模式的问题在于,与世界经济增长经验比较,各地区部门之间的生产率差距远远超过了在当前发展阶段应有的差距。例如,Gollin *et al.*^[1]对151个经济体自1985年以来的部门生产率分析结果显示,农业与非农业部门的生产率之比平均约为1/3,如果考虑到部门劳动时间和人力资本因素,农业与非农业部门的生产率差距降低到1/2左右,而高收入经济体的部门生产率差距则完全消失。

收稿日期:2018-11-19; 修回日期:2019-03-16

基金项目:西南民族大学中央高校基本科研业务费专项(2019SYB53)

作者简介:周克(1974—),男,河南淅川人,西南民族大学经济学院副教授,博士,硕士生导师,研究方向为经济增长和国际金融。

部门生产率之间存在较大的差距意味着资源存在错配,将劳动力从生产率较低的部门转移到较高的部门有助于提高总生产率,这种收益对于部门生产率差距较大且具有较高农业劳动份额的低增长地区作用更大。从这个角度看,理解部门生产率关系具有重要的政策含义,有助于合理地配置资源。另外,分析部门生产率也有助于解释不同地区经济增长的差异,因为部门生产率增长及其差异会对产业结构和总生产率产生影响。基于上述原因,本文将分析各省农业和服务业与工业生产率的比列收敛到当前发展阶段的平均水平对产业结构和总生产率的影响。

早有文献指出,发展中经济体农业和非农业部门之间在收入和生产率方面存在显著的差距^[5-6],经济发展过程的一个重要特征就是劳动力从生产率较低的农业部门流入到生产率较高的现代非农业部门^[5-7],近期的研究则试图更准确地衡量农业生产率的差距以及差距产生的原因。一些研究者认为,对农业部门人力资本以及增加值等方面的衡量不够准确从而夸大了农业生产率差距^[8]。然而,Gollin *et al.*^[11]的计算表明,即使考虑了部门劳动时间和人力资本差异,农业生产率差距仍然巨大。农业生产率较低的原因可能在于一国的技术水平、基础设施、制度环境等基本因素以及农业部门使用高技术投入品存在障碍^[9],也可能在于劳动者基于不可观测技术的自我选择和人力资本的差异^[10]。随着产业结构的服务化,研究者开始关注服务业与工业之间的关系及其影响,其中最具影响力的就是“鲍默尔效应”^[11-13],即服务业的生产率低于工业,劳动力从工业流入到服务业将会使总生产率增长放缓。但是,这种分析忽略了反向因果,即低生产率的工人可能自我选择地进入了服务业。另外,各国发展经验显示,服务业与工业的相对生产率关系会随时间而发生变化,在经济发展初期,制造业发展刚刚起步,服务业的劳动生产率会高于制造业,随后慢慢收敛^[2]。以上文献并没有定量分析如果消除了部门生产率差距会对经济产生何种影响,本文试图弥补这一不足。

在方法上与本文密切相关的文献是对产业结构转型原因的研究。近年来,国际上研究产业结构转型原因的文献大量涌现,试图把单部门的新古典增长模型扩展为多部门模型,以同时包含平衡增长路径和产业结构转型。考虑到难以满足平衡增长路径的所有条件,目前的产业结构转型理论只保留了其中的实际利率不变,并称为广义的平衡增长路径^[14]。总体上看,解释产业结构转型原因的理论可以分为三大类:第一类文献强调基于非位似偏好的收入效应,认为不同部门的产品具有不同的收入需求弹性,随着收入的提高,人们会更多地消费那些具有更高收入弹性的商品,从而导致资源在不同部门之间的重新配置^[15-19]。第二类文献强调基于相对价格变化的替代效应,该理论认为,由于不同产业之间产品的替代弹性不同,相对价格变化就会导致资源在不同部门之间的流动;相对价格的变化可能源自不同部门劳动生产率增长的差异^[20],也可能源自投入品相对价格的变化^[8,12,21]。第三类文献则同时考虑了收入效应和替代效应,认为产业结构转型的推动力来自部门生产率增长及其差异所产生的收入效应和替代效应^[4,22-23]。

本文扩展了 Duarte and Restuccia^[3-4]的研究,构建出一个含有农业劳动力流动受阻因子的三部门一般均衡模型,并用该模型校准了1978—2015年31个省市的产业结构转型过程,然后使用基准模型进行了反事实实验。本文的创新之处主要在于:第一,系统分析了中国各省产业结构转型的推动力,从而解释不同地区产业结构出现差异的原因(尤其是低增长地区产业结构转型缓慢和不合理的原因);第二,通过基准模型定量分析了部门之间生产率收敛对产业结构和总生产率的影响,为持续发展提供了一个新思路;第三,为评价产业政策提供了一个定量分析工具,使得相关部门在制定产业政策时需要考虑产业结构对总生产率的影响。

二、部门之间生产率关系的变化特征

(一) 数据来源

中国各省部门增加值和劳动力数据来自《中国统计年鉴(2016)》《新中国六十年统计资料汇编(1949—2008)》和各省的统计年鉴(1983—2016)。由于统计年鉴中公布的三次产业增加值为名义值,我们根据年鉴中历年的生产总值指数(上一年=100)将名义增加值转换为以2005年价格表示的实际增加值。天津、浙江、重庆和甘肃4个省市的部门劳动力可获得的数据始于1985年,我们根据临

近5年三次产业劳动份额逆序列的平均变化率反向推出1978—1984年其部门劳动份额和劳动力,使用同样方法但是方向相反的序列估算出陕西(2011—2015年)和黑龙江(2012—2015年)三次产业的劳动力数量。由于本文分析的是长期趋势,因此对各省数据进行了Hodrick- Prescott滤波,平滑参数选取100。总劳动生产率等于农业(a)、工业(m)和服务业(s)三个部门劳动生产率的加权之和,权重为劳动份额。国际数据来自GGDC 10-Sector Database和PWT9.0^[24]。

(二) 部门间生产率关系的国际经验

各国的部门生产率增长经验表明,由于资本密集度较高,采掘业和水电气供应等非制造业工业具有最高的劳动生产率,其次是制造业,然后是服务业,而农业的劳动生产率最低。但是在经济发展初期,制造业发展刚刚起步,服务业的劳动生产率会高于制造业,随后慢慢收敛^[2]。大多数文献的分析结果显示,农业与非农业的生产率差距随着收入提高而下降^[1,9]。但是,Young^[10]在加入撒哈拉以南的非洲国家后发现,这种关系消失了。这意味着,农业生产率差距与收入的负相关关系更适用于收入相对较高的国家。基于这个原因,我们选择高收入经济体的发展历程作为中国各省部门生产率关系的参照标准。

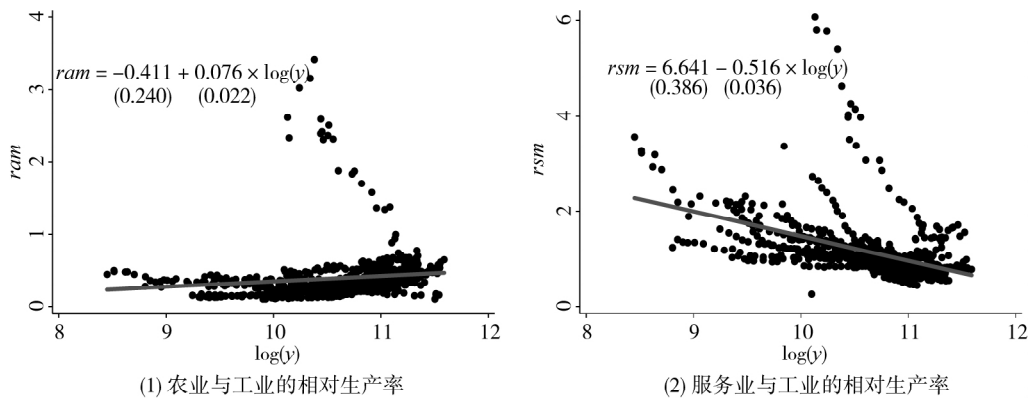


图1 1950—2010年14个高收入经济体的部门相对生产率

注:部门劳动生产率按照2005年不变价格计算, ram 和 rsm 分别表示农业和服务业与工业的相对生产率,总劳动生产率(y)用2011年美元表示, $\log(\cdot)$ 表示取自然对数;14个高收入经济体分别是中国香港、中国台湾、韩国、新加坡、日本、美国、英国、德国、法国、意大利、瑞士、荷兰、西班牙和丹麦。

图1(1)显示,农业与工业的相对生产率与总生产率之间存在微弱的正相关关系,换言之,随着总生产率提高,农业生产率差距缓慢减小。目前高收入经济体农业与工业的相对生产率达到了60%左右。由图1(2)可以看出,服务业与工业的相对生产率随经济增长下降较快,当总生产率水平较低时,服务业生产率远高于工业生产率,但随着经济增长又会逐渐收敛到工业生产率水平。

(三) 各省部门间生产率关系的变化特征

图2(1)~(2)显示,从1978—2015年,各省的部门相对生产率变化呈现两个非常显著的特征:一是随着经济增长,几乎所有地区农业和服务业与工业的相对生产率都大幅下降。具体来说,除了甘肃,其他省份农业与工业的生产率差距都在扩大,平均相对生产率从0.34下降到0.11;除了陕西、河南、河北、新疆和西藏,其他各省服务业相对生产率也都在下降,平均值从0.96下降到0.53。二是总生产率增长越慢的地区,农业和服务业与工业的相对生产率越低(即部门生产率差距越大),这种趋势在2015年加强了。

图2(3)~(4)是2015年各省农业和服务业与工业相对生产率的实际值和理论值,理论值是指将各省2015年实际总生产率(用2011年美元表示)代入图1中拟合线方程得到的比例,表示各个发展阶段的平均水平。我们得到的农业相对生产率的理论值与Gollin *et al.*^[1]使用151个国家的计算结果非常接近,在当前的生产率水平,各省农业与工业的相对生产率应该在1/3左右,但是除了浙江,其他所有省份的农业相对生产率都远远低于理论值。农业生产率增长缓慢不仅会延迟工业化进程,也是

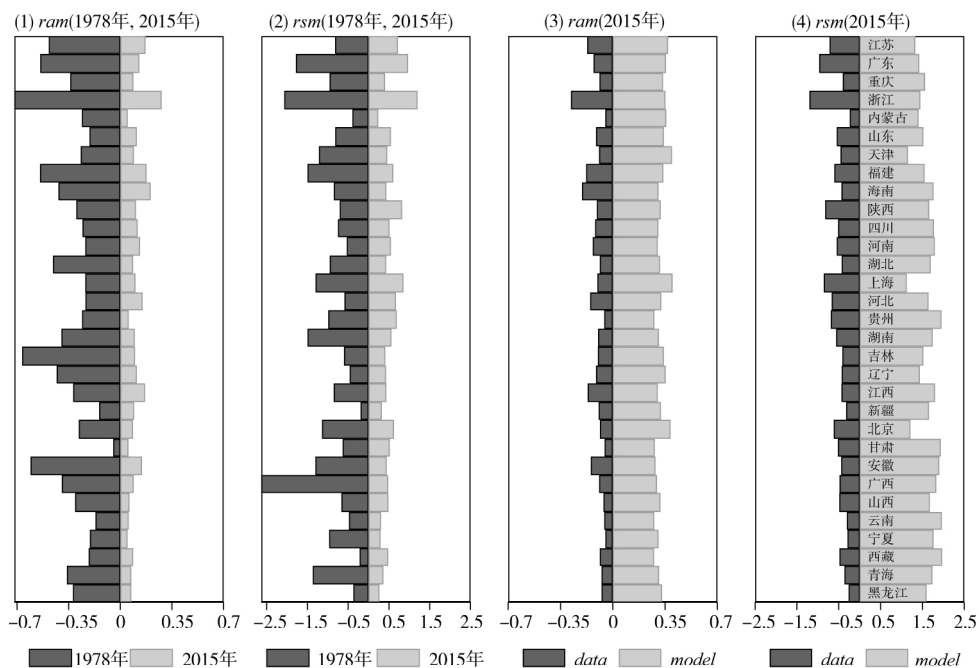


图2 1978年和2015年各省农业和服务业与工业的相对生产率

注: 各省按照实际生产率的年度复合增长率从高到低依次排列, 部门生产率选择2005年为基期并进行了HP滤波, 因此实际生产率增长率与各省统计年鉴公布的实际增长率略有差别。ram和rsm分别表示农业和服务业与工业的相对生产率; data表示各省相对生产率的真实值; model是将各省2015年实际总生产率(用2011年美元表示)代入图1中拟合线方程得到的比例。

导致收入不平等的主要原因^[10]。本文分析表明, 低增长省份产业结构转型的一个重要特征就是农业劳动力大量地进入服务业。根据国际经验, 各省当前的服务业生产率水平应该不低于工业生产率, 然而除了广东、浙江和上海, 其他省份的服务业生产率与工业生产率之间仍存在较大差距。另外, 除了浙江和上海, 其他所有省份的服务业相对生产率也远低于理论值。总之, 对于中国的绝大多数省份来说, 农业和服务业与工业的生产率差距远高于目前发展阶段的实际平均水平。

三、产业结构转型的推动力分析

为了适应中国各省产业结构转型的具体特征, 我们对 Duarte and Restuccia^[3-4]的三部门一般均衡模型进行了扩展, 加入一个时变参数以反映农业劳动力跨部门流动受阻情况。在该模型中, 有两种力量推动劳动力在部门间流动: 即基于非位似偏好的收入效应和基于工业与服务部门的替代效应。

(一) 企业

在每一时期, 经济生产三类商品: 农产品(a)、工业品(m)和服务(s)。每个部门都存在大量同质企业展开竞争, 生产函数采用如下规模报酬不变形式:

$$Y_i = A_i L_i, \quad i \in \{a, m, s\} \tag{1}$$

式中 Y_i 、 A_i 和 L_i 分别表示部门 i 的产出、劳动生产率和劳动投入量; A_i 反映了部门 i 的技术水平。在竞争性的商品市场和要素市场上, 给定部门 i 的商品价格 p_i 和工资率 w_i , 企业选择要素投入使利润最大化:

$$\max_{L_i \geq 0} \{ p_i A_i L_i - w_i L_i \}, \quad i \in \{m, s\} \tag{2}$$

农产品是竞争性市场, 但是农业劳动力跨部门流动受到约束, 剩余劳动力的存在或者某些制度因素使农业部门的工资低于非农部门, 农业劳动力成本较低将会促使农业部门更多使用劳动力代替资本, 因此不利于现代技术的运用和农业生产率的提高。我们假设农业部门的劳动力收入为非农部门工资率的一个比例 h ($0 < h \leq 1$) 那么, 农业部门生产者的问题转变为:

$$\max_{L_a \geq 0} \{ p_a A_a L_a - h w L_a \} \quad (3)$$

式中 w 表示非农部门的工资率,用工业和服务业的平均工资率来衡量。随着农业部门剩余劳动力的减少,收入也将随之变化,即工资比例 h 不会固定不变,而是取决于劳动力的流动状况以及政策、制度环境,它是一个时变参数。在式(3)中,农村劳动力流出越困难,收入越低,则 h 越小。

(二) 家庭

假设经济由无限期界的家庭组成,且家庭规模不变,代表性家庭每期无弹性地提供 L 单位的劳动量,由于规模不变,可以将家庭的劳动量标准化为 1。将总劳动量 L 标准化为 1,各个部门的劳动力数量就是劳动比例了。家庭的总效用和每期的效用函数分别为:

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_a, c_t), \beta \in (0, 1) \quad (4)$$

$$u(c_a, c_t) = \alpha \ln(c_a - \bar{a}) + (1 - \alpha) \ln(c_t), \alpha \in [0, 1] \quad (5)$$

这种包含非位似偏好项的 Stone-Geary 效用函数在近年来研究产业结构变化的文献中被广泛采用^[17-22]。式中 β 表示贴现率; c_a, c_t 表示 t 时期家庭消费的农产品; $\bar{a} > 0$ 表示农产品需求收入弹性小于 1, \bar{a} 越大表示需求收入弹性越小, $\bar{a} < 0$ 表示农产品的需求收入弹性大于 1, $\bar{a} = 0$ 则表示需求收入弹性为 1; α 是参数; c_t 表示工业品(m)和服务(s)的消费组合。

$$c_t = [b c_m^\rho + (1 - b)(c_s + \bar{s})^\rho]^{1/\rho}, b \in [0, 1], \rho < 1 \quad (6)$$

参数 b 表示工业品在消费中的份额;参数 ρ 反映了工业品和服务业之间的替代弹性。若 $\rho > 0$,说明工业和服务业之间存在较高的替代弹性, $\rho < 0$ 则说明替代弹性较低。如果 $\bar{s} > 0$,它使得服务品的需求收入弹性大于 1,即在收入较低时,以较少的资源用来提供服务,随着收入提高,以较多的资源用来提供服务,非位似项 \bar{s} 越大,需求收入弹性越高。如果 $\bar{s} \leq 0$,则意味着服务品的需求收入弹性小于或者等于 1。模型不考虑跨期选择,给定每一期的价格和工资率,家庭会选择一定消费数量使自己在该时期的效用最大化:

$$\begin{aligned} \max_{c_i \geq 0} & \{ \alpha \ln(c_a - \bar{a}) + (1 - \alpha) \frac{1}{\rho} \ln [b c_m^\rho + (1 - b)(c_s + \bar{s})^\rho] \} \\ \text{s. t.} & \quad p_a c_a + p_m c_m + p_s c_s = w(L - L_a) + h w L_a \end{aligned} \quad (7)$$

(三) 均衡

在每一时期市场出清时,企业对劳动力的需求等于劳动供给,以及家庭对商品的需求等于产出:

$$L_a + L_m + L_s = 1 \quad (8)$$

$$c_a = Y_a, c_m = Y_m, c_s = Y_s \quad (9)$$

在均衡时,企业选择劳动力使其利润最大化,根据式(2)可以得到工业和服务业企业的一阶条件,即劳动的边际产品价值等于工资率,将工资率标准化为 1,该条件表示如下:

$$p_i = \frac{1}{A_i}, i \in \{m, s\} \quad (10)$$

该条件意味着部门 i 的价格与该部门的劳动生产率反相关。同样将市场的工资率标准化为 1,得到农业部门生产者的一阶条件:

$$p_a = \frac{h}{A_a} \quad (11)$$

式(11)表明,剩余劳动力的存在会降低农业部门的边际产出价值:给定价格,农业劳动生产率下降;给定劳动生产率,农产品的价格下降。根据式(7)计算出家庭的一阶条件并结合市场出清条件可以得到农业部门的劳动投入份额:

$$L_a = \frac{(1 - \alpha)h}{(1 - \alpha)h + \alpha} \times \frac{\bar{a}}{A_a} + \frac{\alpha}{(1 - \alpha)h + \alpha} \times \left(1 + \frac{\bar{s}}{A_s}\right) \quad (12)$$

如果 $\alpha = 0$, 说明家庭每期消费的农产品数量都是 \bar{a} , 农业的劳动份额仅仅依赖于农业劳动生产率的变化; 当 $\alpha > 0$ 以及农业和服务业部门的劳动生产率持续上升时, 农业部门的劳动份额将会逐渐下降并收敛于 $\alpha / [(1 - \alpha)h + \alpha]$ 。效用函数中的非位似偏好项渐进地对劳动分配失去作用。最终, 每单位劳动的农产品产出和消费的增长率与生产率的增长率相同。

根据家庭的一阶条件并结合式(12)可以得到工业部门的劳动投入份额:

$$L_m = \frac{1 - L_a + \bar{s}/A_s}{1 + x} x = \left(\frac{b}{1-b}\right)^{1/(\rho-1)} \left(\frac{A_m}{A_s}\right)^{\rho/(\rho-1)} \quad (13)$$

式(13)意味着, 长期的工业部门劳动力份额取决于效用函数中的偏好参数 α, b, ρ 以及工业和服务业的相对劳动生产率。同时式(13)反映了决定劳动力在工业和服务业部门流动的两种力量: (1) 假设偏好是位似偏好(即 $\bar{s} = 0$) 那么 $L_m/L_s = 1/x$, 工业和服务业部门的劳动力流动仅仅取决于这两个部门的劳动生产率差异。当两个部门的商品替代弹性较低时($\rho < 0$), 劳动力会从生产率增长率较高的部门流入生产率增长率较低的部门。例如, 工业生产率的相对提高会导致劳动力从工业流入服务业, 这与大多数工业国家的发展现实相吻合。而当替代弹性较高时($0 < \rho < 1$), 劳动力会从生产率增长率较低的部门流入生产率增长率较高的部门。(2) 假设偏好是非位似偏好(即 $\bar{s} > 0$), 服务业具有更高的收入需求弹性。当工业和服务业劳动生产率增长率相同(或者 $\rho = 0$ 时), 那么两个部门生产率的提高将会导致劳动力从工业流入服务业。当 $\rho < 0$ 时, 如果工业劳动生产率增长率相对于服务业来说有所提高, 劳动力会从工业流入服务业; 如果工业劳动生产率增长率相对于服务业来说有所降低, 劳动力流动不确定。当工业和服务业替代弹性较高($\rho > 0$) 时, 如果工业劳动生产率增长率相对于服务业来说有所提高, 劳动力流动不确定; 如果工业劳动生产率增长率相对于服务业来说有所降低, 劳动力会从工业流向服务业。

总之, 各部门生产率增长及增长差异所产生的收入效应和替代效应推动了产业结构的转型, 而每个地区的参数决定了该地区固有的产业结构转型模式。如果 $h = 1$, 那么式(12)为:

$$L_a = (1 - \alpha) \frac{\bar{a}}{A_a} + \alpha \left(1 + \frac{\bar{s}}{A_s}\right) \quad (14)$$

工业劳动份额 L_m 具有与式(13)同样的形式, 但是其中的 L_a 使用的是式(14)的计算结果, 这就是 Duarte and Restuccia^[4] 的模型。在下文的校准时我们将式(14)所表示的模型作为模型 I ($h = 1$), 而将加入阻力因子(式(12))的模型作为模型 II ($0 < h \leq 1$)。

四、各省产业结构转型及其差异的原因

(一) 产业结构转型校准

本文仅使用模型 II 对 1978—2015 年各省的产业结构转型过程进行校准, 即选择参数数值使模型的均衡值符合该地区产业结构变化的特征以得到基准模型。

图 3 给出了所有省份产业结构转型过程的真实值和校准值, 而表 1 给出了所有地区的校准参数。从图 3 可以看出, 模型 II 良好地拟合了各省产业结构的转型过程, 这再次说明中国各省产业结构转型过程在很大程度上取决于各部门生产率增长及其差异所产生的收入效应和替代效应。由于图 3 是按照各省实际总生产率的年度复合增长率从高到低依次排序, 从中可以发现产业结构转型确实存在一些明显的规律。

简言之, 低增长地区的产业结构转型主要呈现两个重要特征: 一是农业劳动份额下降非常缓慢; 二是从农业部门流出的劳动力主要进入了服务业使得工业劳动份额增速缓慢。因此, 低增长地区一直具有较高的农业劳动份额和较低的工业劳动份额, 而高增长地区则正好相反。尽管劳动力从生产率增速较低的农业流入服务业会提高总生产率增长率, 但是, 由于绝大多数省份都是工业生产率增长最快, 因此, 那些服务业劳动份额上升较快的地区, 生产率增速通常低于那些工业劳动份额增加较快

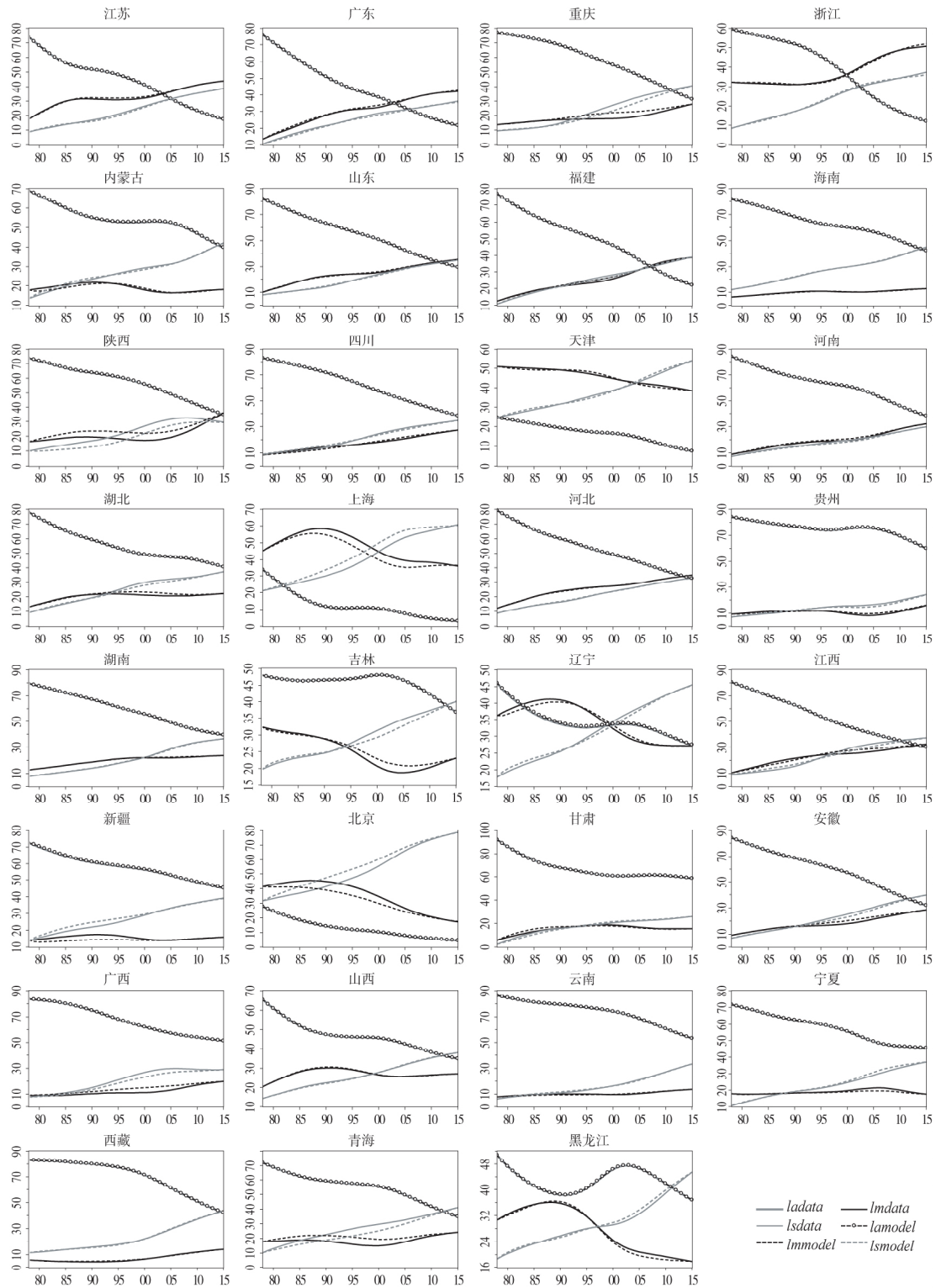


图3 1978—2015年31个省(市、自治区)产业结构变化过程及其校准(模型II)

注: 图中 $ladata$ 和 $limodel(i = a, m, s)$ 分别表示农业、工业和服务业劳动份额的真实值和校准值。

的地区。要促进落后地区的经济增长, 不仅要提高这些地区的技术水平和劳动生产率, 更要优化其产业结构, 否则生产率增长和产业结构变化的相互作用很可能会导致落后地区陷入贫困的恶性循环^[17]。如果劳动力从工业流入服务业, 那么这些地区将会经历结构性减速(如北京、上海、天津和东北三省)。那么, 究竟是什么原因导致了各省不同的产业结构转型过程呢?

(二) 产业结构转型模式分析

表1中校准参数的不同反映了各地区产业结构转型速度和模式的不同,具体的参数数值可以解释不同地区产业结构转型的差异。农产品的收入效应方面,除了黑龙江,其他地区的非位似偏好项都为正且相当高,也就是说绝大多数地区农产品的需求收入弹性都小于1。总体上看,东北三省参数数值都远远小于其他地区,这意味着农业生产率提高对这些地区农业劳动力的流出影响幅度较小,这在一定程度上解释了东北地区农业部门劳动力份额下降较为缓慢的原因。服务业的收入效应方面,除了广东、广西($\bar{s} < 0$)、浙江和山东($\bar{s} = 0$),其他地区服务业的非位似偏好项也都为正,意味着绝大多数地区服务业的需求收入弹性都大于1。替代效应方面,除了新疆和西藏,其他地区的替代弹性参数 ρ 非正,这表明绝大多数地区工业和服务业之间的替代弹性较低,劳动力会从生产率增长率较高的部门流入生产率增长率较低的部门,而新疆和西藏的劳动力则从生产率增长率较低的部门流入生产率增长率较高的部门。

表1 校准参数(模型II)

| 地区 | 校准参数 | | | | | 地区 | 校准参数 | | | | |
|-----|----------|------|--------|-----------|-----------|------|----------|------|--------|-----------|-----------|
| | α | b | ρ | \bar{a} | \bar{s} | | α | b | ρ | \bar{a} | \bar{s} |
| 江苏 | 0.12 | 0.80 | -5.00 | 0.69 | 0.05 | 湖南 | 0.31 | 0.52 | -1.00 | 0.68 | 0.04 |
| 广东 | 0.14 | 0.59 | -0.20 | 0.72 | -0.01 | 辽宁* | 0.25 | 0.22 | -1.50 | 0.14 | 0.42 |
| 重庆 | 0.26 | 0.50 | -0.80 | 0.67 | 0.04 | 江西 | 0.23 | 0.50 | -0.30 | 0.74 | 0.01 |
| 浙江 | 0.07 | 0.97 | -1.50 | 0.56 | 0.00 | 新疆 | 0.43 | 0.31 | 0.10 | 0.37 | 0.20 |
| 内蒙古 | 0.37 | 0.26 | -0.50 | 0.38 | 0.22 | 北京* | 0.01 | 0.00 | -5.40 | 0.26 | 0.90 |
| 山东 | 0.23 | 0.59 | -0.80 | 0.76 | 0.00 | 甘肃 | 0.53 | 0.33 | -0.50 | 0.74 | 0.07 |
| 福建 | 0.16 | 0.50 | 0.00 | 0.72 | 0.02 | 安徽 | 0.21 | 0.51 | -0.50 | 0.79 | 0.02 |
| 海南 | 0.40 | 0.13 | -1.00 | 0.67 | 0.04 | 广西 | 0.46 | 0.91 | -2.00 | 0.73 | -0.03 |
| 陕西 | 0.28 | 0.57 | -2.50 | 0.61 | 0.05 | 山西 | 0.22 | 0.39 | -2.50 | 0.53 | 0.09 |
| 四川 | 0.32 | 0.44 | 0.00 | 0.74 | 0.02 | 云南 | 0.45 | 0.16 | -1.50 | 0.68 | 0.09 |
| 天津 | 0.06 | 0.56 | -1.00 | 0.18 | 0.21 | 宁夏 | 0.39 | 0.34 | -0.40 | 0.42 | 0.18 |
| 河南 | 0.31 | 0.52 | 0.00 | 0.77 | 0.01 | 吉林* | 0.36 | 0.32 | -0.80 | 0.01 | 0.30 |
| 湖北 | 0.32 | 0.47 | -1.50 | 0.65 | 0.05 | 西藏 | 0.29 | 0.32 | 0.20 | 0.75 | 0.03 |
| 上海 | 0.00 | 0.02 | -25.00 | 0.34 | 0.31 | 青海 | 0.22 | 0.74 | -2.00 | 0.63 | 0.03 |
| 河北 | 0.25 | 0.50 | -0.70 | 0.71 | 0.03 | 黑龙江* | 0.36 | 0.05 | -3.00 | -0.03 | 0.47 |
| 贵州 | 0.55 | 0.39 | -0.50 | 0.58 | 0.05 | | | | | | |

注:按照各省实际总生产率增长率从高到低进行排序,带有“*”的地区表示由于产业结构服务化导致该地区生产率增长较慢。

从表1还可以发现,不同增长类型的地区,位似偏好项的数值存在明显差别。位似偏好项的不同意味着农业和服务业劳动生产率增长对不同地区农业和服务业劳动力流动的影响程度不同。总体上看,高增长地区的 \bar{a} 普遍较高, \bar{s} 普遍较小;低增长地区则恰恰相反,尤其是产业结构服务化的地区(表1中加“*”的地区),出现大量劳动力从工业流入服务业,这表明高增长地区对农产品和服务业的收入需求弹性较低,而低增长地区则对二者的收入弹性较高。对农产品的收入需求弹性较高,以及较低的农业和服务业生产率增长率共同解释了低增长地区农业劳动力缓慢下降的原因。对服务业的需求收入弹性较高意味着服务业生产率提高将会吸引更多劳动力流入,而工业与服务业之间较低的替代弹性使工业生产率增长快于服务业生产率时,劳动力会从工业流入服务业。因此,服务业生产率增长率低于工业生产率增长率以及较高的服务业收入需求弹性共同解释了低增长地区产业结构转型的服务化。

简言之,较高的农产品和服务业需求收入弹性,以及较低的农业和服务业生产率增速所产生的收入效应和替代效应共同解释了低增长地区产业结构转型的缓慢和不合理。这个结论的含义是,需要提高低增长地区的农业和服务业(特别是相对于工业)劳动生产率增速才能降低农业劳动份额,提高其工业劳动份额。

五、部门生产率增长对产业结构和总生产率的影响分析

本部分使用模型 II 校准得到的基准模型进行反事实实验,第一类实验用来观察每个部门生产率增长对不同地区产业结构转型和总生产率变化的作用机制,以及不同部门和地区生产率增长差异对劳动力配置和总体生产率的影响;第二类实验用来观察各省内部部门之间生产率收敛到理论值对本地区产业结构转型和总生产率增长的影响。

(一) 部门生产率增长的影响机制

假设各地区任意一个部门的生产率增长率等于 0,其他部门的生产率保持原来的增长率,以观察每个部门生产率增长对本地区劳动力流动和总生产率所产生的作用。为了观察部门生产率变化对不同增长类型地区的影响,我们依据总生产率增长率的高低将 31 个省市划分成 3 个组别:高于均值的组(简称高增长组,共 11 个)、均值组(仅河南 1 个)和低于均值的组(简称低增长组,共 19 个)然后按照低增长组产业结构转型和生产率增长的具体特征,又将其划分成 3 个组别:高替代弹性组(新疆和西藏的替代弹性参数 ρ 为正)、结构减速组(北京、上海和东北三省)和其他 12 个地区。图 4 显示了每个地区 3 个部门劳动份额和总生产率变化率的实验值和真实值,表 2 给出了劳动份额和总生产率变化的平均值。

表 2 部门生产率增长、劳动力流动和总生产率增长率变化

%

| | | 劳动份额变化 | | | 生产率变化 | |
|---------------|--------------------------|-------------|-------------|-----------|---------|-------|
| | | 农业 | 工业 | 服务业 | 增长率 | 变化 |
| 全部地区 (31) | 真实值/校准值 | -36.6/-36.6 | 8.8/8.9 | 27.9/27.7 | 8.6/8.6 | |
| | 实验 $\gamma_a = 0$ | -2.7 | -5.5 | 8.2 | 6.1 | -28.5 |
| | $\gamma_m = 0$ | -36.6 | 29.6 | 7.0 | 5.0 | -42.0 |
| | $\gamma_s = 0$ | -34.0 | -3.5 | 37.5 | 5.8 | -32.6 |
| | $\gamma_i = \gamma^{AV}$ | -40.8 | 15.1 | 25.7 | 9.7 | 14.6 |
| 高增长组 (11) | 真实值/校准值 | -43.7/-43.7 | 15.7/15.9 | 28.0/27.8 | 9.6/9.6 | |
| | 实验 $\gamma_a = 0$ | -1.4 | -4.1 | 5.5 | 6.8 | -29.3 |
| | $\gamma_m = 0$ | -43.7 | 36.4 | 7.3 | 5.5 | -42.4 |
| | $\gamma_s = 0$ | -42.4 | -0.5 | 42.8 | 6.6 | -31.0 |
| | $\gamma_i = \gamma^{AV}$ | -46.5 | 21.6 | 24.9 | 9.7 | 1.2 |
| 均值组 (1) | 真实值/校准值 | -45.9/-45.9 | 23.4/23.4 | 22.5/22.5 | 8.5/8.5 | |
| | 实验 $\gamma_a = 0$ | -0.3 | -0.3 | 0.6 | 4.7 | -44.7 |
| | $\gamma_m = 0$ | -45.9 | 29.7 | 16.2 | 5.8 | -31.8 |
| | $\gamma_s = 0$ | -45.6 | 17.1 | 28.5 | 7.1 | -17.1 |
| | $\gamma_i = \gamma^{AV}$ | -50.9 | 25.9 | 25.0 | 10.4 | 22.1 |
| 高替代弹性组 (2) | 真实值/校准值 | -34.0/-34.0 | 5.1/5.1 | 28.9/28.9 | 7.8/7.8 | |
| | 实验 $\gamma_a = 0$ | -5.0 | -2.3 | 7.3 | 5.5 | -30.3 |
| | $\gamma_m = 0$ | -34.0 | 1.0 | 33.0 | 6.5 | -16.1 |
| | $\gamma_s = 0$ | -29.5 | 14.4 | 15.2 | 7.2 | -7.8 |
| | $\gamma_i = \gamma^{AV}$ | -40.6 | 8.4 | 32.1 | 9.3 | 20.7 |
| 结构减速组 (5) | 真实值/校准值 | -19.5/-19.5 | -12.9/-12.7 | 32.4/32.3 | 8.0/8.0 | |
| | 实验 $\gamma_a = 0$ | -7.5 | -16.3 | 23.8 | 7.4 | -6.5 |
| | $\gamma_m = 0$ | -19.5 | 27.6 | -8.1 | 3.6 | -54.5 |
| | $\gamma_s = 0$ | -12.2 | -30.3 | 42.5 | 3.7 | -53.2 |
| | $\gamma_i = \gamma^{AV}$ | -20.8 | -7.6 | 28.3 | 8.8 | 11.2 |
| 其他地区 (12) | 真实值/校准值 | -37.0/-37.0 | 10.9/10.9 | 26.1/26.1 | 8.0/8.0 | |
| | 实验 $\gamma_a = 0$ | -1.7 | -3.3 | 5.0 | 5.2 | -35.2 |
| | $\gamma_m = 0$ | -36.9 | 29.0 | 7.9 | 4.7 | -41.5 |
| | $\gamma_s = 0$ | -35.2 | 0.2 | 35.1 | 5.5 | -31.0 |
| | $\gamma_i = \gamma^{AV}$ | -43.1 | 18.9 | 24.2 | 10.1 | 26.6 |

注: γ_i ($i = a, m, s$) 和 γ^{AV} 分别表示农业、工业和服务业的生产率增长率及其总生产率增长率的平均值,最后一列的“变化”是指实验值相对于真实生产率增长率的变化率,第一列小括号内数字为该组包含的地区数量。

表 2 显示 31 个省市自 1978 年以来农业劳动份额平均下降了 37% ,工业和服务业劳动份额分别上升了 9% 和 28% 。各个地区产业结构转型的速度和模式差距很大 ,较之低增长地区 ,高增长地区和均值增长地区的农业劳动份额下降更快 ,工业劳动份额也增加更快。结构减速组的农业劳动份额下降最慢 ,其中主要是由于东北三省的农业劳动份额下降过慢所致(这 3 个地区农业劳动份额平均下降了 15%) 。除了结构减速组 ,其他低增长地区的农业劳动份额也下降较慢且主要流入服务业。总之 ,低增长地区的产业结构转型不仅速度较慢 ,而且也不合理 ,所以我们有必要继续观察产业结构转型的推动力。

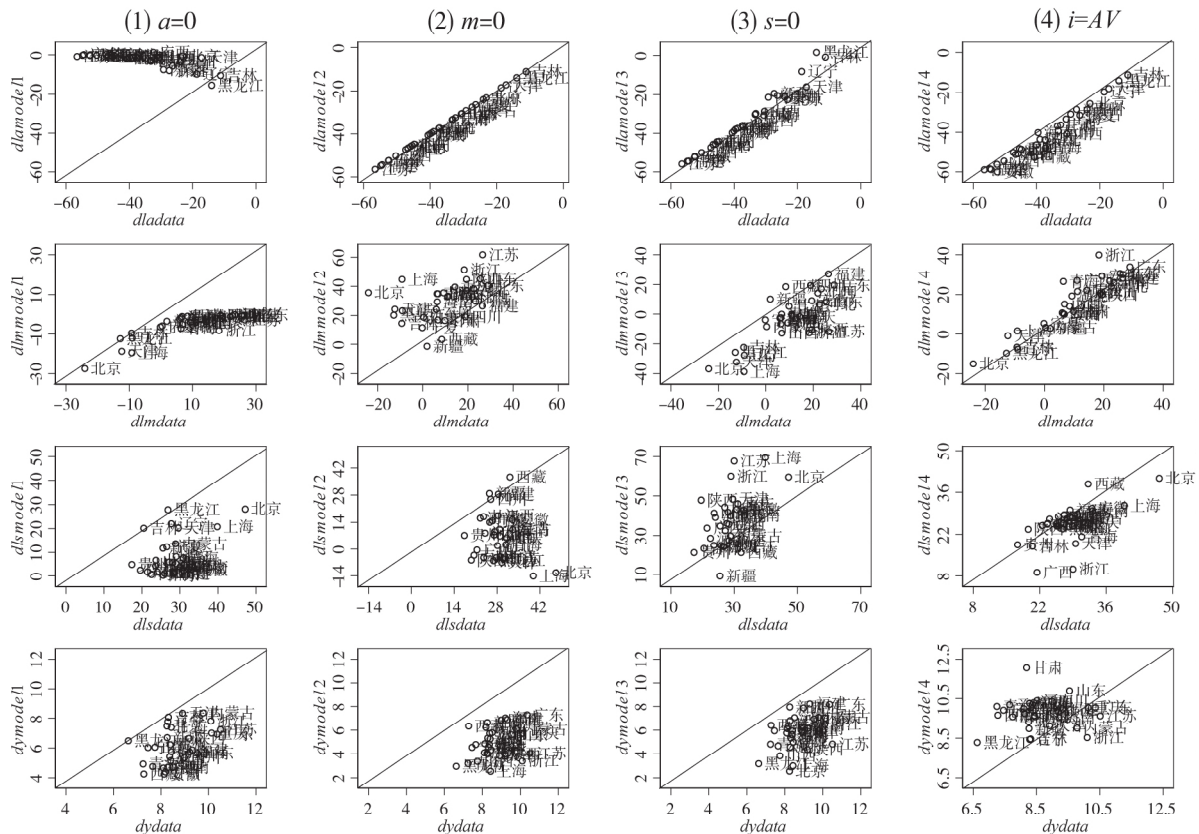


图 4 部门劳动生产率变化的影响机制

注: 图中 $dlimodelj(i = a, m, s)$ 和 $dymodelj$ 分别表示第 $j(j = 1, 2, 3, 4)$ 种假设下农业、工业和服务业劳动份额变化量和总生产率增长率的模型值(%) ; $dlidata(i = a, m, s)$ 和 $dydata$ 分别表示农业、工业、服务业劳动份额变化量和总生产率增长率的真实值(%) ; $\gamma_i(i = a, m, s)$ 和 γ^{AV} 分别表示农业、工业和服务业的生产率增长率及其总生产率增长率的平均值。

首先考虑农业生产率增长率等于零($\gamma_a = 0$) 的影响。从图 4(1) 可以非常直观地看出 ,农业部门生产率无增长将会对产业结构和总生产率产生显著影响。除了黑龙江 ,其他地区农产品的需求收入弹性都小于 1(表 1) 。因此 ,农业生产率不增长会使农业部门的劳动力流出量大幅减少 ,农业劳动份额平均将下降 2.7% (而不是下降 36.6%) ,与此相应 ,工业劳动份额将减少 5.5% ,服务业劳动份额仅仅上升 8.2% ,这使得所有地区的总体平均生产率增长率下降了 28.5% 。其中 ,均值组受到的影响最大 ,农业劳动份额仅仅下降 0.3% ,导致总生产率增长率下降 45% ;结构减速组则受到的影响最小 ,总生产率增长率仅仅下降不足 7% 。总体上看 ,农业部门的发展对各省产业结构转型产生了最为重要的影响 ,农业生产率提高以及由此释放的劳动力解释了中国生产率增长的近 30% 。

其次分析工业生产率增长率等于零($\gamma_m = 0$) 的影响。图 4(2) 显示 ,工业生产率变化对农业部门劳动力的流动没有作用力 ,但是推动了工业和服务业部门之间的资源转移。表 1 中的校准参数表明 ,新

疆和西藏的替代弹性较高($\rho > 0$) 福建的替代弹性为 1($\rho = 0$) ,其他地区的替代弹性都较低($\rho < 0$) ,因此除了上述 3 个地区 ,工业生产率不增长使得大部分劳动力从服务业部门转移到工业部门。由于各地区工业和服务业的替代弹性以及收入弹性不同 ,工业和服务业劳动份额的变化也不相同。劳动力流入没有增长的工业部门使得所有地区的生产率增长率平均下降了 42%(表 2)。工业生产率不增长对结构减速组影响最大 ,极低的替代弹性使劳动力大量从服务业流入工业 ,导致总体生产率增长率平均下降 55%。工业生产率增长在北京、上海和东北三省中发挥着极为重要的作用 ,与这些地区经济发展的实践一致。工业(或者服务业)生产率增长率等于 0 时 ,高替代弹性组的总生产率变化不大 ,这是因为较高的替代弹性使劳动力从低增长部门流入高增长部门 ,抵消了生产率不增长的负向影响。

再次 ,服务业生产率无增长($\gamma_s = 0$) 同样会对产业结构和生产率增长率产生重要影响。由于收入效应的存在 ,服务业生产率不增长使农业部门的劳动力流出数量小幅下降 ,而替代效应使工业和服务业部门的劳动力流动发生巨大变化 ,服务业部门吸引了更多的劳动力流入 ,工业部门的劳动份额则下降了 3.5% ,总体生产率增长率平均下降了 33%(表 2 和图 4(3))。其中 ,结构减速组受到的影响最大 ,导致总生产率平均下降 53%。正是服务业生产率的增长抑制了结构减速组产业结构的进一步服务化 ,因此 ,提高服务业生产率增速有助于优化这些地区的产业结构并有效提高其生产率增长率。

最后 ,假设所有地区和所有部门的生产率增长率都等于全部地区总生产率增长率的均值($\gamma_i = \gamma^{\text{总体}}$) ,以观察不同地区不同部门生产率增长差异的影响。这种部门生产率增长模式及由此导致的产业结构变化 ,基本上消除了各地区增长差异 ,除了结构减速组 ,其他组别的总生产率增长率平均值都提高到 10% 左右(表 2)。需要注意的是 ,即使 3 个部门的生产率增速都等于均值 ,结构减速组中东北三省的总生产率增长仍然缓慢(图 4(4))。原因在于即使 3 个部门生产率增速相同也无法改变东北地区产业结构服务化的趋势 ,因此要使服务业生产率增长率快于工业生产率增长率才能促使其产业结构合理转型。

上述反事实实验结果表明 ,自 1978 年以来 ,三次产业部门劳动生产率的增长推动了中国各地区的产业结构转型 ,从而对总生产率产生了重要影响。随着 3 个部门生产率的增长 ,对农产品缺乏收入弹性解释了农业劳动力的跨部门流动 ,收入效应和替代效应则解释了劳动力在工业部门和服务业部门之间的流动 ,其中替代效应占据主导地位。农业生产率提高对各省产业结构转型的影响最大 ,促使劳动力从农业大规模地流入工业和服务业 ,对各地区生产率的提高作出近 30% 的贡献;而工业生产率提高对总生产率影响最大 ,解释了总生产率增长的 42%;服务业增长总体上解释了生产率增长的近 33%。

(二) 部门生产率收敛的影响

我们接着分析农业和服务业与工业的相对生产率收敛到图 2(3) ~ (4) 所示的理论值将会对各省产业结构转型和总生产率增长产生什么影响。几乎所有省份农业和服务业的相对生产率都远远低于理论值 ,因此收敛到理论值意味着农业和服务生产率提高了。

由于存在收入效应 ,农业生产率增长率提高会促使农业劳动力流出 ,因此 ,农业相对生产率收敛到理论值使所有地区的农业劳动份额均值进一步下降了 4%(表 3)。由于服务业的需求收入弹性较高 ,因此有较多的农业劳动力流入服务业 ,使各地区总生产率增长率平均值从 8.6% 上升到 9.1% ,提高了 6.5%。农业生产率提高对总生产率影响不大的原因在于农业生产率提高会使农业劳动力减少 ,另外则是农业生产率水平相对于工业生产率和服务业生产率也比较低。从表 3 可以看出 ,服务业生产率提高对农业劳动份额影响不大 ,但是对工业和服务业影响较大。较低的替代弹性使服务业吸收的劳动力大幅下降 ,更多的劳动力流入工业部门 ,工业劳动份额因此增加了近 1 倍 ,结果使总生产率增长率平均值上升到 10.4% ,提高了 21%。如果农业和服务的生产率同时收敛到理论值 ,将会使更多的农业劳动力流出并使服务业吸纳的劳动力下降 ,从而使总生产率增长率均值上升到 10.7% ,提高了 26%。实验结果表明 ,服务业生产率收敛解释了总生产率上升的绝大部分 ,因此 ,提高服务业生产

率增长率对各省产业结构和总生产率有重要影响。

表3 部门生产率收敛对产业结构和总生产率增长率的影响

%

| | | 劳动份额变化 | | | 生产率变化 | |
|---------------|-----------------|-------------|-------------|-----------|---------|------|
| | | 农业 | 工业 | 服务业 | 增长率 | 变化率 |
| 全部地区 (31) | 真实值/校准值 | -36.6/-36.6 | 8.8/8.9 | 27.9/27.7 | 8.6/8.6 | |
| | 实验 <i>Aa</i> 收敛 | -40.5 | 10.4 | 30.1 | 9.1 | 6.5 |
| | <i>As</i> 收敛 | -36.8 | 16.2 | 20.5 | 10.4 | 21.3 |
| | 同时收敛 | -40.7 | 18.3 | 22.4 | 10.7 | 25.7 |
| 高增长组 (11) | 真实值/校准值 | -43.7/-43.7 | 15.7/15.9 | 28.0/27.8 | 9.6/9.6 | |
| | 实验 <i>Aa</i> 收敛 | -46.6 | 17.3 | 29.4 | 10.0 | 3.8 |
| | <i>As</i> 收敛 | -43.7 | 22.0 | 21.7 | 11.0 | 14.5 |
| | 同时收敛 | -46.7 | 23.6 | 23.1 | 11.3 | 17.2 |
| 均值组 (1) | 真实值/校准值 | -45.9/-45.9 | 23.4/23.4 | 22.5/22.5 | 8.5/8.5 | |
| | 实验 <i>Aa</i> 收敛 | -50.1 | 25.5 | 24.5 | 8.9 | 5.0 |
| | <i>As</i> 收敛 | -45.9 | 26.4 | 19.5 | 10.0 | 17.3 |
| | 同时收敛 | -50.1 | 28.8 | 21.3 | 10.3 | 21.4 |
| 低增长组 (19) | 真实值/校准值 | -32.8/-32.8 | 5.0/5.0 | 27.8/27.7 | 8.0/8.0 | |
| | 实验 <i>Aa</i> 收敛 | -37.2 | 6.7 | 30.5 | 8.6 | 7.9 |
| | <i>As</i> 收敛 | -33.0 | 13.1 | 19.9 | 10.0 | 25.0 |
| | 同时收敛 | -37.4 | 15.3 | 22.1 | 10.4 | 30.4 |
| 高替代弹性组 (2) | 真实值/校准值 | -34.0/-34.0 | 5.1/5.1 | 28.9/28.9 | 7.8/7.8 | |
| | 实验 <i>Aa</i> 收敛 | -39.8 | 6.6 | 33.2 | 8.6 | 10.1 |
| | <i>As</i> 收敛 | -34.1 | 2.4 | 31.8 | 10.7 | 37.9 |
| | 同时收敛 | -39.9 | 3.5 | 36.4 | 11.2 | 44.3 |
| 结构减速组 (5) | 真实值/校准值 | -19.5/-19.5 | -12.9/-12.7 | 32.4/32.3 | 8.0/8.0 | |
| | 实验 <i>Aa</i> 收敛 | -20.9 | -12.3 | 33.2 | 8.4 | 4.9 |
| | <i>As</i> 收敛 | -19.9 | -1.5 | 21.4 | 9.7 | 21.9 |
| | 同时收敛 | -21.2 | -1.0 | 22.2 | 9.9 | 24.5 |
| 其他地区 (12) | 真实值/校准值 | -37.0/-37.0 | 10.9/10.9 | 26.1/26.1 | 8.0/8.0 | |
| | 实验 <i>Aa</i> 收敛 | -42.5 | 13.0 | 29.5 | 8.8 | 9.2 |
| | <i>As</i> 收敛 | -37.1 | 19.9 | 17.3 | 10.0 | 24.7 |
| | 同时收敛 | -42.7 | 23.0 | 19.7 | 10.5 | 31.2 |

注: 第一列小括号内数字为该组包含的地区数量。

由于低增长地区服务业与工业的生产率差距更大,因此部门生产率收敛使总生产率提高的幅度也更大。例如,服务业与工业生产率比例收敛到理论值将分别使高增长地区和低增长地区的总生产率增长率均值提高14.5%和25%(表3)。总体上看,部门生产率收敛使低增长地区生产率增速提高的幅度约为高增长地区提高幅度的2倍,正是这个原因,各省部门之间生产率收敛才有助于减少省际之间的增长差距。农业和服务业生产率同时收敛时,高增长地区总生产率增长率均值只比整体增长率均值高0.6%(实际高1.1%),而所有低增长地区的总生产率增长率均值只低于整体均值0.3%(实际低0.6%)。因此,农业和服务业与工业的相对生产率收敛到理论值将分别使高增长地区和低增长地区与总体增长率均值的差距减少近50%,同时也使高增长地区总生产率增长率均值和低增长地区的差距减少近一半。

图5给出了1978—2015年31个省份总生产率与平均总生产率比例的真实值和实验值。相对于总生产率均值,一些地区经历了持续高增长,一些地区在快速增长后减速,而另外一些地区则持续在

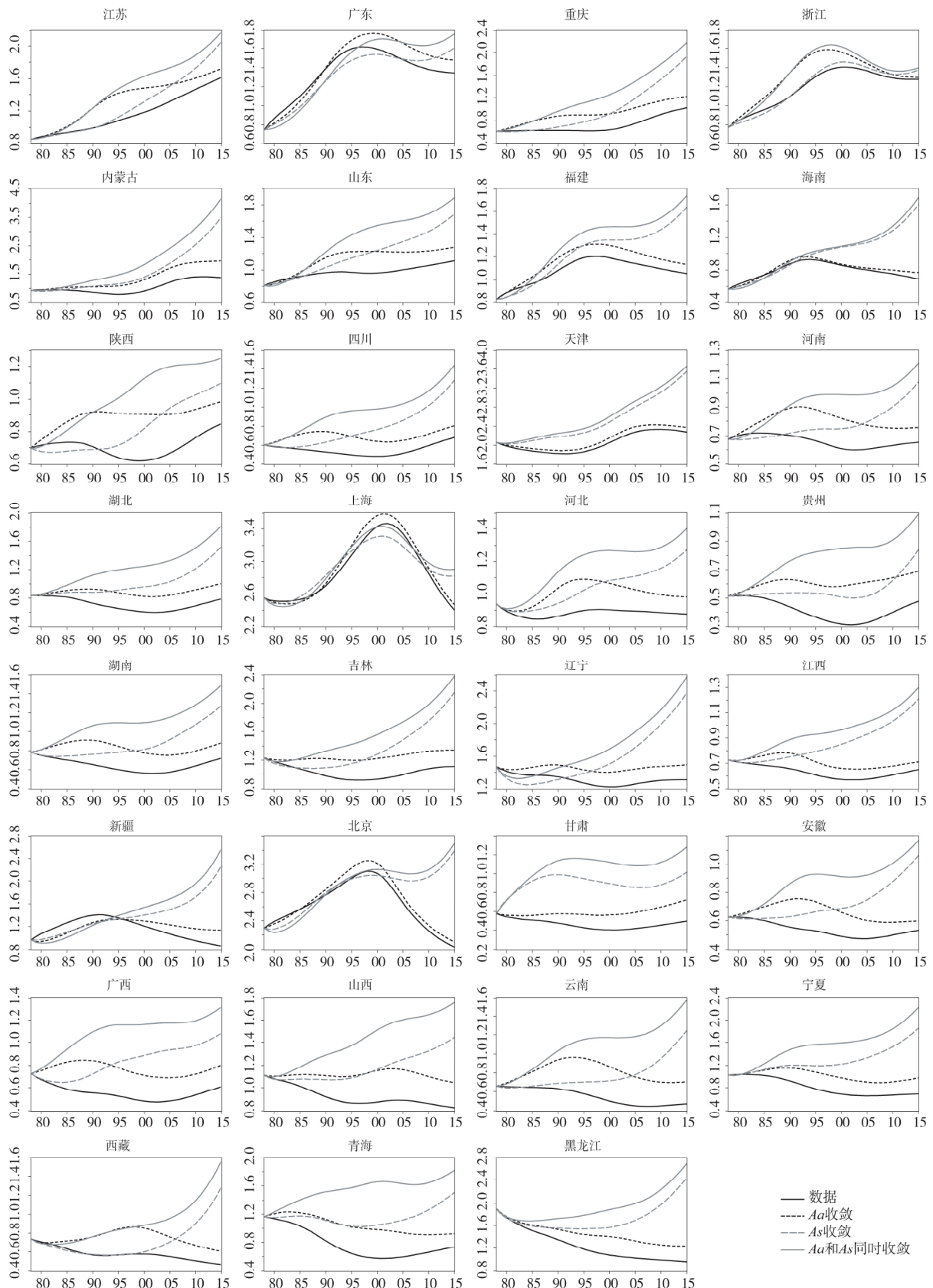


图5 部门劳动生产率收敛对总相对生产率的影响

下降。除了陕西和贵州,农业生产率提高总体上对各省份的总生产率不会产生太大影响,而且随着农业劳动力的流出,这种影响也不会持续。由于上海和浙江的服务业相对生产率非常接近理论值,因此实验值与真实值差别不大。实际上,这两个地区的服务业劳动份额较高且替代弹性极低,提高服务业生产率增速将会大幅度促进总生产率增长。除了这两个省市,服务业生产率提高对其他所有地区总生产率产生了较大且持久的影响,不仅消除了一些省市的增长减速,也使低增长地区保持快速增长。换言之,提高服务业生产率增长率可以使所有省市保持持续增长。如果农业和服务业与工业的相对生产率同时收敛到理论值,则会使总相对生产率更大幅度地提高。

六、结论与政策建议

(一) 结论

第一,1978年至今,中国各省市(区)在经济快速增长的同时,部门之间发展的不平衡程度也日益加剧。一方面,农业和服务业与工业之间劳动生产率的差距随时间变化越来越大;另一方面,总生产率增长越慢的省份,部门之间生产率的差距越大。

第二,14个高收入经济体的发展经验显示,随着总生产率的提高,农业与工业的生产率差距缓慢减小。目前二者的比例在0.6左右,而服务业生产率从较高水平逐渐收敛到工业生产率水平,中国绝大多数省份的部门生产率差距远远超过了当前发展阶段应有的水平。

第三,各部门生产率增长及其差异所产生的收入效应和替代效应很好地解释了31个省市(区)产业结构的转型过程,其中,替代效应占据主导作用。部门之间较大的生产率差距在很大程度上导致了低增长地区农业劳动力流出缓慢且主要流入服务业。具体来说,农产品收入需求弹性较高以及较低的农业和服务业生产率增长率共同解释了低增长地区农业劳动力的缓慢下降;而服务业生产率增长率低于工业以及较高的服务业收入需求弹性共同解释了低增长地区产业结构的服务化。

第四,自1978年以来,农业生产率增长对各省产业结构转型的影响最大,农业发展促使劳动力从农业大规模地流入工业和服务业,对各地区生产率提高作出了29%的贡献。而工业生产率提高对总生产率影响最大,解释了总生产率增长的42%,服务业增长总体上解释了生产率增长的近33%。

第五,农业与工业的相对生产率收敛到当前发展阶段的平均水平将会使各省总生产率增速平均提高7%,服务业收敛使其提高21%,同时收敛则提高26%。由于低增长地区的部门生产率差距更大,生产率收敛使低增长地区总生产率增速提高的幅度约为高增长地区的2倍,因此各省部门之间生产率收敛有助于减少省际增长差距。农业和服务业与工业的相对生产率收敛到理论值将会使高增长地区和低增长地区的总生产率增长率均值差距减少近一半。

(二) 政策建议

本文的分析表明,农业和服务业与工业生产率存在较大差距在很大程度上制约了低增长地区的经济发展。基于此,我们提出如下政策建议:

首先,农业和服务业与工业生产率之间较大的差距意味着资源存在错配,提高农业和服务业生产率增速有助于促进资源流动并进一步推动经济增长。需要强调的是,仅仅提高农业劳动生产率并不能保证工业化进程,还需要提高服务业生产率才能真正促使劳动力由农业流入工业,避免过早地出现“去工业化”。

其次,提高农业和服务业生产率增速(尤其是服务业生产率增速),将会对所有省市(区)总生产率产生较大且持久的影响,不仅能消除一些省市的增长减速,也可使低增长地区保持快速增长。

最后,第三产业中生产率最高的部门是生产性服务业,因此提高服务业生产率增速需要重点发展包括研发设计、第三方物流、融资租赁、信息技术服务、节能环保服务、检验检测认证、电子商务、商务咨询、服务外包、售后服务、人力资源服务和品牌建设等生产性服务业。需要注意的是,正是高技术制造业的发展带动了生产性服务业的发展,所以发展制造业并提高其技术水平,才能真正为生产性服务业提供发展动力和空间。

参考文献:

- [1] GOLLIN D , LAGAKOS D , WAUGH M E. The agricultural productivity gap [J]. Quarterly journal of economics , 2014 , 129(2) : 939-993.
- [2] UNIDO (United Nations Industrial Development Organization) . Sustaining employment growth: the role of manufacturing and structural change [R]. Vienna , Industrial development report , 2013.
- [3] DUARTE M , RESTUCCIA D. The productivity of nations [J]. Federal reserve bank of richmond economic quarterly , 2006 (92) : 195-223.
- [4] DUARTE M , RESTUCCIA D. The role of the structural transformation in aggregate productivity [J]. Quarterly journal of economics , 2010 , 125(1) : 129-173.
- [5] LEWIS W A. Economic development with unlimited supplies of labor [J]. The manchester school of economic and social studies , 1954 , 22: 139-191.
- [6] KUZNETS S. Economic growth of nations: total output and production structure [M]. Boston: Harvard University Press , 1971.
- [7] ROSENSTEIN-RODAN P. Problems of industrialisation of eastern and south-eastern Europe [J]. The economic journal , 1943 , 53(210) : 202-211.
- [8] CASELLI F , COLEMAN W J. The U. S. structural transformation and regional convergence: a reinterpretation [J]. Journal of political economy , 2001 , 109: 584-616.
- [9] RESTUCCIA D , YANG D T , ZHU X D. Agriculture and aggregate productivity: a quantitative cross-country analysis [J]. Journal of monetary economics , 2008 , 55: 234-250.
- [10] YOUNG A. Inequality , the urban-rural gap and migration [J]. Quarterly journal of economics , 2013 , 128(4) : 1727-1785.
- [11] BAUMOL W J , BOWEN W G. On the performing arts: the anatomy of their economic problem [J]. American economic review , 1965 , 55: 495-502.
- [12] BAUMOL W J. Macroeconomics of unbalanced growth: the anatomy of the urban crisis [J]. American economic review , 1967 , 57: 415-426.
- [13] BAUMOL W J. The cost disease [M]. New Haven: Yale University Press , 2012.
- [14] HERRENDORF B , ROGERSON R , VALENTINYI A. Growth and structural transformation [C]. Handbook of economic growth , 2014: 855-941.
- [15] BOPPART T. Structural change and the Kaldor facts in a growth model with relative price effects and non-Gorman preferences [R]. Working paper , University of Zurich , 2011.
- [16] ECHEVARRIA C. Changes in sectoral composition associated with economic growth [J]. International economic review , 1997 , 38: 431-452.
- [17] KONGSAMUT P , REBELO S , XIE D Y. Beyond balanced growth [J]. Review of economic studies , 2001 , 68: 869-882.
- [18] LAITNER J. Structural change and economic growth [J]. Review of economic studies , 2000 67: 545-561.
- [19] MATSUYAMA K. Structural change [A] // STEVEN N D , LAWRENCE E B. The new palgrave dictionary of economics [C]. Palgrave Macmillan , 2008.
- [20] NGAI L R , PISSARIDES C A. Structural change in a multisector model of growth [J]. American economic review , 2007 , 97: 429-443.
- [21] ACEMOGLU D , GUERRIERI V. Capital deepening and non-balanced economic growth [J]. Journal of political economy , 2008 , 116: 467-498.
- [22] HERRENDORF B , ROGERSON R , VALENTINYI A. Two perspectives on preferences and structural transformation [J]. American economic review , 2013 , 103(7) : 2752-2789.
- [23] ROGERSON R. Structural transformation and the deterioration of European labor market outcomes [J]. Journal of politi-

cal economy ,2008 ,116: 235-259.

[24] FEENSTRA R C , INKLAAR R , TIMMER M P. The next generation of the penn world table [J]. American economic review ,2015 ,105(10) : 3150-3182.

(责任编辑:康兰媛;英文校对:葛秋颖)

Influences of Productivity Convergence across Sectors on Industrial Structural Transformation and Aggregate Productivity of Provinces in China

ZHOU Ke

(School of Economics , Southwest Minzu University , Chengdu 610041 , China)

Abstract: While China's provinces undergo rapid economic growth , productivity gaps between sectors in each province is expanding. Provinces with slower growth of total productivity tend to have greater gaps. Through extending three-sector general equilibrium model , this paper investigates influences of sectoral labor productivity gaps and their changes on structural transformation and aggregate productivity across provinces. The study shows that income effect and substitution effect of sectoral productivity growth and its model explain the process of industrial structural transformation. Lower productivity growth rate and higher income elasticities of agricultural and service industries in low-growth provinces together explain why the outflow of agricultural labor force in these regions is slow and mainly enters the service sector. The productivity convergence across sectors , especially the productivity improvement in services , will lead to more agricultural labor flow into the industry and a significant increase in the aggregate productivity growth of all provinces , which will help to eliminate almost all experiences of slowdown and decline in relative aggregate productivity across provinces. Therefore , the key to sustain steady economic growth is to increase productivity of agriculture and services to the level it should be at present. Productivity convergence across sectors within each province also significantly reduces economic growth disparity across provinces.

Key words: industrial structural transformation; provincial economic growth; sector productivity; convergence

《南京财经大学学报》征稿启事

《南京财经大学学报》是江苏省教育厅主管、南京财经大学主办的人文社会科学综合性学术期刊,双月刊,CN:32-1719/F。自1983年创刊以来,先后被评为中国人文社会科学核心期刊、全国优秀人文社会科学学报、江苏省一级期刊、江苏省期刊方阵优秀提名期刊、中国人大“复印报刊资料”重要转载来源期刊、中国人文社会科学期刊AMI综合评价来源期刊,同时被中国期刊网、中文科技期刊数据库、CEPS中文电子期刊服务数据库、中国学术期刊(光盘版)全文收录。

《南京财经大学学报》设置的主要栏目有:名家专稿、国民经济与产业经济、金融与财税、财务与会计、工商管理与公共管理、服务经济与贸易等。为进一步提高刊物质量,加强学术交流,诚挚向全国高校、科研院所以及社会各界从事相关研究的专家和学者征稿。

1. 投稿网址: <http://njjj.cbpt.cnki.net>。
2. 稿件要求:来稿内容需与栏目相契合,字数以10000~15000字为宜。
3. 优稿优酬:本刊实行匿名审稿制度,所有录用稿件均免收版面费,并酌情给付稿费,优稿优酬。
4. 请勿一稿多投,2个月内未收到本刊用稿通知,作者可自行处理文稿。
5. 欢迎各位专家学者来电或邮件咨询,电话:025-83495963,83495927,E-mail:ncbjb@nufe.edu.cn。

《南京财经大学学报》编辑部

2019年1月30日