

运输成本、生产率差异与 我国制造业劳动收入份额

王家庭 曹清峰 宋顺锋*

摘 要 本文构建了一个异质企业、资本内生的空间经济学模型, 试图对我国制造业劳动收入份额下降现象进行解释。理论模型结论表明, 运输成本的下降与生产率差异的扩大都会降低制造业劳动收入份额; 在此基础上, 本文利用 1999—2014 年我国省际面板数据, 实证检验证实了本文理论模型的结论, 该结论在进一步的稳健性检验中也是成立的。本文认为, 市场力量在空间上的作用是导致制造业劳动收入份额下降的重要原因。

关键词 劳动收入份额, 运输成本, 生产率差异

DOI: 10. 13821/j. cnki. ceq. 2019. 02. 02

一、引 言

收入分配问题事关国计民生, 新时代我国收入分配改革也面临着新挑战。当前我国收入分配存在的一个重要问题便是劳动收入所占比重过低, 在改革开放初期, 我国劳动收入份额呈增长趋势 (李扬, 1992), 但自 20 世纪 90 年代中期以后, 劳动收入份额便持续下降 (白重恩和钱震杰, 2009; 李稻葵等, 2009), 这种下降趋势直到 2007 年金融危机后才得到缓解, 并在近年出现回升。与此同时, 我国制造业的空间集聚水平不断上升, 并具有明显的空间分布不平衡特征 (罗勇和曹丽莉, 2005; 马国霞等, 2007; 唐晓华等, 2017)。在发展质量上, 我国工业企业整体生产率水平不断提升, 企业间生产率差异加大, 高生产率企业所占的比重明显增加 (高凌云等, 2014)。因此, 我国劳动收入占比过低这一问题是否与产业空间分布格局及其生产率差异的演变有关呢? 这是本文所要重点回答的问题。

根据卡尔多“特征事实”, 当经济处于稳态增长时, 长期中要素收入份额会保持在一个固定比例 (Kaldor, 1961)。但经验研究显示, 无论是欧美等发

* 王家庭, 南开大学中国城市与区域经济研究中心; 曹清峰, 天津财经大学现代经济管理研究院; 宋顺锋, 美国内华达大学里诺校区经济系。通信作者及地址: 曹清峰, 天津市河西区珠江道 25 号天津财经大学, 300222; 电话: (022) 88186191; E-mail: caoqingfeng1988@126.com。作者感谢天津市科技发展战略研究计划重点招标项目 (18ZLZDZF00170) 的资助。感谢匿名审稿人提出的宝贵意见, 文责自负。

达国家,还是印度以及南美等发展中国家和地区,自20世纪80年代以来,其劳动收入份额都经历了明显的下降(Harrison, 2005)。劳动收入份额的持续下降一方面会导致收入差距增大、社会不平等程度加剧(Daudey and Garcia-Penalosa, 2007),另一方面,过高的资本收益也可能导致投资率过高进而引发宏观需求结构失调等问题(Kuijjs, 2006; 李扬和殷剑峰, 2007)。

现有研究发现,劳动收入份额受不同作用机制的影响。第一,技术进步对劳动收入份额有直接的影响,在存在偏向型技术进步的情况下,资本偏向型技术进步会导致资本收入份额上升、劳动收入份额下降(Lawrence, 2015; Alvarez-Cuadrado *et al.*, 2017; Grossman *et al.*, 2017)。黄先海和徐圣(2009)发现劳动节约型技术进步是劳动收入份额下降的主要原因。陈宇峰等(2013)研究发现我国“逆资源禀赋”的技术偏向使劳动力工资长期处于低增长状态。其他研究还有王永进和盛丹(2010)及王林辉等(2015)。

第二,我国经济转型期的一些重要特点也是引起劳动收入份额变化的重要原因,比如工业化过程(白重恩和钱震杰, 2009; 罗长远和张军, 2009)、制度环境(Young and Lawson, 2014; 王宋涛等, 2017; 魏下海等, 2013b)、劳动力无限供给的特点(龚刚和杨光, 2010)、国企改革(白重恩和钱震杰, 2009)、人口年龄结构(魏下海等, 2012)、工会(魏下海等, 2013a)、性别失衡(魏下海等, 2017)、道路基础设施建设(Zhang *et al.*, 2017)等都会导致劳动收入份额下降。此外,全球化进程也影响了劳动收入份额,Young and Tackett (2018)发现贸易和投资流动与劳动收入份额负相关,但信息、思想的流动则有利于提高劳动收入份额。在我国融入全球经济的过程中,外国资本(王雄元和黄玉菁, 2017)、国际贸易(Elsby *et al.*, 2013; Giovannoni, 2014; 余森杰和梁中华, 2014)以及国际产业分工(张少军, 2015)等都对我国劳动收入份额产生了重要影响。已有研究也试图对劳动收入份额的变化给予微观解释。Autor *et al.* (2017)从“超级明星”企业扩张的角度解释了劳动收入份额的下降。同时,微观主体的异质性得到了很大关注。周明海等(2010)发现企业异质性是我国劳动收入份额在不同所有制企业中存在差异的重要原因。伍山林(2011)则构建了一个包含劳动力异质性和企业异质性的理论模型。

与已有研究相比,本文的创新点主要体现在:第一,本文基于空间视角探讨了我国制造业劳动收入份额的下降问题。自改革开放以来,我国经济除了时间上的快速增长外,经济活动的空间格局也发生了深刻变化。在要素配置方面,要素的跨部门和跨区域流动十分活跃。因此,在分析我国要素收入分配问题时,有必要考虑经济活动在空间上的集聚或分散产生的影响。鉴于此,本文构建了一个空间经济学模型,将劳动收入份额的变化与产业的集聚或分散联系起来,这也是本文对现有研究的重要补充。第二,本文在考虑企业生产率异质性以及资本内生的情况下对我国劳动收入份额的下降提供了一

个微观解释。目前国内对我国劳动收入份额下降的解释大都以宏观视角为主(伍山林, 2011), 缺乏对微观主体行为的研究, 本文构建了一个基于企业微观行为的理论模型来解释这一现象。在对企业行为的设定上, 近年来“新新贸易理论”(Melitz, 2003)与“新新经济地理学”(Ottaviano, 2011)的研究特别强调企业异质性在贸易和产业空间集聚中的作用。因此, 本文在理论模型中引入了由于生产率差异所导致的企业异质性, 试图从微观层面来解释我国劳动收入份额的下降问题。此外, 对于我国而言, 资本总量在长期已经得到了极大的增长, 因而资本要素外生的假设过于苛刻, 所以本文的理论分析也考虑了资本内生的情形。

全文结构安排如下: 第二部分是理论模型, 第三部分对实证研究设计进行了说明, 第四部分是实证结果分析, 第五部分是结论与启示。

二、理论模型

本文理论模型的主要创新点是在空间视角下同时引入了资本内生与企业生产率异质性, 现有关于企业生产率异质性的空间经济学研究都假定资本是外生的, 即无论在短期还是长期资本存量都是不变的(Baldwin and Okubo, 2006; Okubo, 2010)。

(一) 模型基本假设

本文理论模型与传统空间经济学CP模型的基本框架一致, 为两个区域、两个部门和两要素经济, 模型基本假设具体如下:

第一, 经济体中存在两个区域(北部和南部, 南部的变量都加“*”来表示)、两个生产部门(工业部门与农业部门)、两种生产要素(物质资本与劳动), 资本和劳动在区域间不能流动, 但在区域内可以自由流动。所有区域的劳动力禀赋总量为 L^w , 资本总量为 K^w 。

第二, 农业部门是规模收益不变和完全竞争的。农业生产中只使用劳动要素作为唯一的投入, 农产品同质且在区域间无运输成本, 因此南部与北部农产品价格和工资应该相同, 即 $p_A = p_A^* = w_L = w_L^* = 1$, p_A 和 w_L 分别为北部的农产品价格与工资水平, 并被标准化为1。

第三, 工业部门是规模报酬递增和垄断竞争的。其中, 企业生产中以物质资本作为固定投入, 且每个企业只使用一单位资本; 企业使用劳动作为可变投入。工业品在区域间存在运输成本, 运输成本采用“冰山”成本形式, 则由北部运往南部的工业品价格为 $p^* = \tau p$, 其中 p 为北部的工业品价格, τ ($\tau \geq 1$)为衡量运输成本的参数, τ 越大表示运输成本越高。

第四, 消费者具有多样化偏好, 其效用函数为:

$$U = C_M^\mu C_A^{1-\mu}, \quad C_M = \left[\int_0^{n^w} c_i^{(\sigma-1)/\sigma} di \right]^{\sigma/(\sigma-1)}, \quad 0 < \mu < 1, \sigma > 1, \quad (1)$$

其中, C_M 和 C_A 分别为工业品和农产品的消费量, σ 为差异化工业品间的替代弹性, μ 为工业品消费所占的支出份额, $n^w = n + n^*$ 为消费者消费的北部与南部工业品种类的总和。

第五, 北部与南部的支出份额分别为 E 与 E^* , 则总支出 $E^w = E + E^*$; 同时, 由于每个企业只使用一单位资本, 因此在任何区域资本数量 K 与企业数量 n 是相同的, 企业总量等于资本总量, 即 $n^w = K^w$, 其中 n^w 为所有区域的企业数量。

(二) 企业异质性与内生资本的引入

第一, 企业异质性的引入。根据 Melitz (2003), 本文将企业异质性定义为企业生产率异质性, 在生产技术上表现为企业在可变投入上的差异: 高效率企业单位产品的劳动投入为 a_H , 低效率企业单位产品的劳动投入为 a_L , 且 $a_L > a_H$, 即高效率企业的边际成本要低于低效率企业。此时, 经济体中存在高效率与低效率两类企业。进一步假定低效率企业数量为 αn^w , 高效率企业数量为 $(1-\alpha)n^w$, 高效率企业在北部与南部的比重分别为 s_H 与 $1-s_H$, 低效率企业在北部与南部的比重分别为 s_L 与 $1-s_L$ 。不同区域企业的数量为:

$$\begin{aligned} n_H &= (1-\alpha)s_H n^w, \quad n_L = \alpha s_L n^w, \\ n_H^* &= (1-\alpha)(1-s_H)n^w, \\ n_L^* &= \alpha(1-s_L)n^w, \end{aligned} \quad (2)$$

其中, n_H 和 n_L 分别为北部高效率与低效率企业的数量, n_H^* 和 n_L^* 为南部相应类型企业的数量。

第二, 资本内生的引入。在现有的空间经济学模型中, 大都假定资本是外生的, 尚没有同时结合企业异质性与资本内生的研究, 但由于资本内生的假设更符合我国的现实情况, 因此借鉴 Baldwin (1999), 本文假定资本生产部门是规模报酬不变和完全竞争的; 同时, 资本生产部门以劳动作为唯一投入要素, 其成本函数为 $F = \omega_L a_I = a_I$, a_I 为单位资本生产的劳动投入, 南部与北部资本生产部门的成本函数是相同的。此外, 假定资本的折旧率为 δ , 资本所有者的主观折现率为 ρ 。

(三) 短期均衡

在短期均衡中企业(资本)的空间分布和资本总量 K^w 都是不变的。由

工业企业的利润最大化可以得到工业品的定价为：

$$p_H = \frac{\sigma}{\sigma-1} a_H, \quad p_L = \frac{\sigma}{\sigma-1} a_L, \quad p_H^* = \frac{\sigma}{\sigma-1} \tau a_H, \quad p_L^* = \frac{\sigma}{\sigma-1} \tau a_L, \quad (3)$$

其中, p_H 和 p_L 为北部高效率和低效率企业的产品价格, p_H^* 和 p_L^* 分别为高效率和低效率企业由北部运往南部工业品的价格。利用消费者效用最大化可以得到北部和南部的价格指数为：

$$P_M^{1-\sigma} = \frac{n^w}{1-1/\sigma} \Delta, \quad (4)$$

$$\Delta = (1-\alpha)s_H H + (1-\alpha)(1-s_H)\varphi H + \alpha s_L L + \alpha(1-s_L)\varphi L;$$

$$P^* M^{1-\sigma} = \frac{n^w}{1-1/\sigma} \Delta^*,$$

$$\Delta^* = (1-\alpha)(1-s_H)H + (1-\alpha)s_H\varphi H + \alpha(1-s_L)L + \alpha s_L\varphi L; \quad (5)$$

$$H = a_H^{1-\sigma}, \quad L = a_L^{1-\sigma}, \quad \varphi = \tau^{1-\sigma}.$$

其中, $P_M^{1-\sigma}$ 和 $P^* M^{1-\sigma}$ 分别为北部和南部的工业品价格指数。北部和南部工业企业的利润为：

$$\pi_H = b \frac{E^w}{n^w} HB, \quad \pi_L = b \frac{E^w}{n^w} LB, \quad \pi_H^* = b \frac{E^w}{n^w} HB^*, \quad \pi_L^* = b \frac{E^w}{n^w} LB^*. \quad (6)$$

$$b = \frac{\mu}{\sigma}, \quad H = a_H^{1-\sigma}, \quad L = a_L^{1-\sigma}, \quad B = \frac{s_E}{\Delta} + \frac{\varphi(1-s_E)}{\Delta^*}, \quad (7)$$

$$B^* = \varphi \frac{s_E}{\Delta} + \frac{(1-s_E)}{\Delta^*},$$

其中, π_H 和 π_L 分别为北部高效率和低效率企业的经营利润, π_H^* 和 π_L^* 分别为南部高效率和低效率企业的经营利润。此外, $s_E = E/E^w$, 即北部支出占所有地区总支出的比重。因为 $H > L$, 所以 $\pi_H > \pi_L$, $\pi_H^* > \pi_L^*$, 即无论北部还是南部, 高效率企业的经营利润始终高于低效率企业。由于在模型中企业仅使用一单位资本作为固定投入, 此时企业的经营利润等于单位资本的价格, 这意味着在短期内投资于高效率企业的资本收益率始终高于低效率企业的资本收益率。

(四) 长期均衡

在长期中, 资本数量(企业数量)是变化的, 空间均衡条件可以用托宾 q 值来表示：

$$q = \frac{V}{F}, \quad (8)$$

其中, V 为单位资本的价值, F 为单位资本的生产成本, 在本文中 $F = a_I$ 。当 $q > 1$ 时资本会继续增长, 当 $q < 1$ 时则会不断减少, 当 $q = 1$ 时资本增长达到稳定状态。其中, 不同类型的企业的资本价值为:

$$V_H = \int_0^{\infty} \pi_H e^{-(\rho+\delta)t} dt = \frac{\pi_H}{\rho+\delta}, \quad V_L = \int_0^{\infty} \pi_L e^{-(\rho+\delta)t} dt = \frac{\pi_L}{\rho+\delta}, \quad (9)$$

$$V_H^* = \int_0^{\infty} \pi_H^* e^{-(\rho+\delta)t} dt = \frac{\pi_H^*}{\rho+\delta}, \quad V_L^* = \int_0^{\infty} \pi_L^* e^{-(\rho+\delta)t} dt = \frac{\pi_L^*}{\rho+\delta}, \quad (10)$$

其中, V_H 和 V_L 分别为北部高效率和低效率企业的资本价值, V_H^* 和 V_L^* 分别为南部高效率和低效率企业的资本价值, ρ 为资本所有者的主观折现率, δ 为资本折旧率。

因为 $\pi_H > \pi_L$, $\pi_H^* > \pi_L^*$, 可以得到 $q_H > q_L$, $q_H^* > q_L^*$, 即高效率企业的 q 值始终高于低效率企业。北部和南部资本增长的长期均衡必须满足以下条件:

$$q = q^* = 1, \quad (11)$$

其中, q 和 q^* 分别为北部和南部的托宾 q 值。式 (11) 表明在长期中北部和南部资本增长都实现了均衡。 q 和 q^* 分别为北部和南部高效率与低效率企业托宾 q 值的加权和:

$$q = Wq_H + (1-W)q_L, \quad q^* = W^*q_H^* + (1-W^*)q_L^*, \quad (12)$$

其中, W 和 W^* 分别为北部和南部高效率企业数量所占的比重:

$$W = \frac{(1-\alpha)s_H}{\alpha s_L + (1-\alpha)s_H}, \quad W^* = \frac{(1-\alpha)(1-s_H)}{\alpha(1-s_L) + (1-\alpha)(1-s_H)}. \quad (13)$$

因此, 资本空间分布的长期均衡必须满足以下条件:

$$Wq_H + (1-W)q_L = W^*q_H^* + (1-W^*)q_L^* = 1. \quad (14)$$

我们注意到, 在长期均衡中低效率与高效率企业不可能集聚在同一个区域, 这意味着在长期中 $s_H = 1, s_L = 0$ 或 $s_H = 0, s_L = 1$ 。下面以高效率企业集聚在北部为例来探讨长期均衡条件。在长期均衡中, 由于 $s_H = 1$ 和 $s_L = 0$, 所以长期中工业企业的集聚区位将由参数 α 来决定, 具体来看: 高效率企业都集聚在北部, 而低效率企业都在南部, 北部高效率企业的比重为 $1-\alpha$, 南部低效率企业的比重为 α 。将 $s_H = 1$ 和 $s_L = 0$ 带入长期均衡条件 (14) 可得:

$$\pi_H = \pi_L^* = (\rho + \delta)a_I. \quad (15)$$

首先, 由 $\pi_H = \pi_L^*$ 可得:

$$s_E = \frac{(L - \varphi H)H}{(1 - \varphi^2)HL} + \frac{(L - \varphi H)(\varphi L - H)}{(1 - \varphi^2)HL} \alpha. \tag{16}$$

其次，由 $\pi_H = (\rho + \delta)a_l$ 可得：

$$b \frac{E^w}{n^w} HB = (\rho + \delta)a_l. \tag{17}$$

进一步可得到北部的支出份额为：

$$s_E = (1 - \beta b BH)s_l + (1 - \alpha)\beta b BH, \quad \beta = \frac{\rho}{\rho + \sigma}, \quad B = \frac{s_E}{\Delta} + \frac{\varphi(1 - s_E)}{\Delta^*}. \tag{18}$$

式 (18) 中 s_l 为北部的劳动力比重，联立式 (16) 与式 (18) 就可以确定长期均衡：

$$\begin{cases} s_E = \frac{(L - \varphi H)H}{(1 - \varphi^2)HL} + \frac{(L - \varphi H)(\varphi L - H)}{(1 - \varphi^2)HL} \alpha, \\ s_E = (1 - \beta b BH)s_l + (1 - \alpha)\beta b BH. \end{cases} \tag{19}$$

式 (19) 是关于 s_E 和 α 的一个复杂非线性方程组，在劳动力禀赋对称分布即 $s_l = 0.5$ 情况下（下文分析中始终假定劳动力禀赋是对称分布的），当 $\varphi = 0$ 时，存在唯一的对称均衡 $\alpha = 0.5, s_E = 0.5$ ，即高效率企业都集聚在北部，低效率企业都集聚在南部，且高效率与低效率企业的数量相等。对于运输成本 φ 其他取值下的解，则需要借助数值模拟来实现。图 1 为在 $\mu = 0.8, \sigma = 2, \rho = 0.1, \delta = 0.1, a_H = 1/4, a_L = 1/2$ 的情况下对式 (19) 的模拟显示：

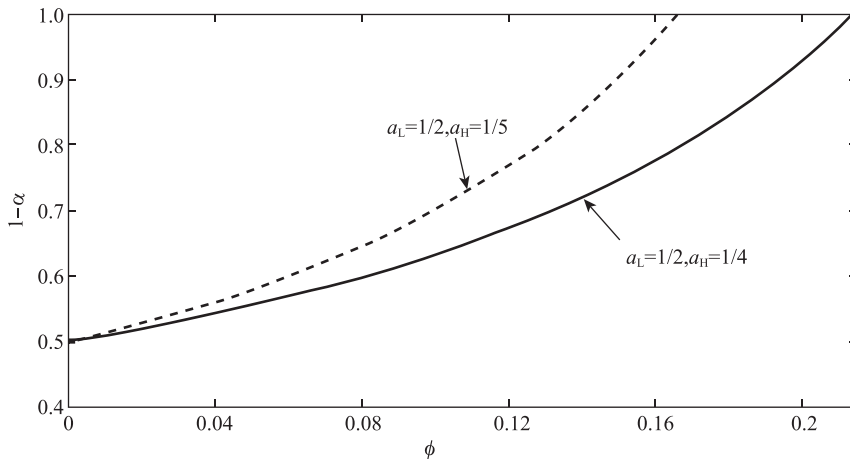


图 1 长期均衡中北部的产业份额

资料来源：作者研究整理。

当运输成本无穷大即完全封闭状态时 ($\varphi=0$), 存在长期的对称均衡, 此时北部高效率企业与南部低效率企业的数量相等。但当 $\varphi > 0$ 时, 运输成本的微弱下降也会打破对称均衡。到此时高效率企业始终集聚在北部, 而低效率企业则始终集聚在南部。随着运输成本的不断降低, φ 与北部高效率企业集聚程度 $1-\alpha$ 呈现出明显的单调递增关系, 此时北部高效率企业比重增加, 南部低效率企业比重不断减少, 并最终达到南部(低效率)企业数量为零、全部(高效率)企业都集聚在北部的完全集聚状态。

(五) 制造业中劳动收入份额的变化

根据上文定义, 整个区域(北部与南部)制造业要素总收入中劳动收入所占比重为:

$$SH = \frac{a_H \tau \omega_l (1-\alpha) n^w + a_L \tau \omega_l \alpha n^w}{a_H \tau \omega_l (1-\alpha) n^w + a_L \tau \omega_l \alpha n^w + \pi_H (1-\alpha) n^w + \pi_L^* \alpha n^w - \delta a_I n^w} \quad (20)$$

根据在长期中 $\pi_H = \pi_L^* = (\rho + \delta) a_I$ 的均衡条件可进一步得到:

$$SH = \frac{a_H (1-\alpha) + a_L \alpha}{a_H (1-\alpha) + a_L \alpha + \rho a_I} \quad (21)$$

式(21)表示的是长期中制造业劳动收入的份额, 可以发现, 在长期中制造业劳动收入份额由内生参数产业份额(α)以及外生参数生产率差异(a_L 和 a_H)、资本的单位生产成本(a_I)和资本所有者的主观折现率(ρ)决定。图2给出了不同生产率差异下制造业劳动收入份额随运输成本变化的模拟结果(其中外生参数 $a_I=1, \rho=0.1$), 可以发现:

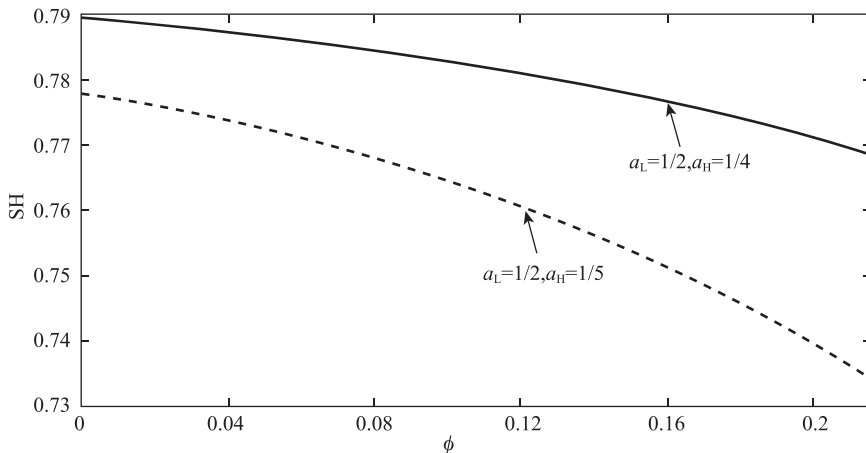


图2 不同生产率差异下制造业劳动收入份额随运输成本的变化

资料来源: 作者研究整理。

第一，无论在何种生产率差异下，运输成本的下降（ φ 变大）总是使得制造业中劳动收入份额呈下降趋势。第二，在相同的运输成本下（ φ 不变），生产率差异（ $a_L - a_H$ ）越大，制造业中劳动收入份额越低，在图2中表示较低生产率差异的实线总是高于表示较高生产率差异的虚线。因此，行业生产率差异越大，整个经济体中制造业的劳动收入份额越低。

由于长期均衡中高效率企业与低效率企业集聚在不同的区域，因此，长期均衡状态下行业间的生产率差异与区域间的生产率差异是相同的，都为 $a_L - a_H$ 。

据此，我们可以得到本文的理论命题：

长期中运输成本的降低、行业生产率差异的扩大都会导致制造业劳动收入份额的下降。

根据以上的理论分析，本文理论命题的内部作用机制如下：

第一，运输成本变化引发的市场机制在空间上的作用是导致劳动收入份额下降的重要原因。运输成本的下降是通过产业空间集聚程度来影响劳动收入份额变动的。图1表明，运输成本的下降始终有利于产业集聚到生产率更高的区域，此时低效率企业比重不断减少，高效率企业比重不断提高，由于高效率企业边际劳动投入更低，从而降低了整体劳动收入份额。

第二，生产率差异作为一种集聚力量，加剧了劳动收入份额的下降。从图1可以发现，在其他条件不变的情况下，行业间生产率差异越大，运输成本的下降会导致北部高效率企业集聚水平的更快上升，由于高效率企业使用更少的劳动力投入，这会导致劳动收入份额降低。具体的作用机制可以通过对式(21)的分析体现，具体而言：式(21)的分子表示的是经济体中的劳动收入总额，将其关于 α 求一阶导数可得 $a_L - a_H$ 。根据前面的定义， a_L 为低效率企业生产单位产品投入的劳动力数量， a_H 为高效率企业生产单位产品投入的劳动力数量，且 $a_L > a_H$ ，因此， $a_L - a_H > 0$ 。也就是说， α （南部低效率企业的数量）与经济体中的劳动收入总额是同向变动的。由于运输成本的下降会导致 α 的下降，因此生产率差异变量 $a_L - a_H$ 衡量了运输成本下降通过影响制造业集聚水平导致的经济体中劳动收入总额的下降速度。也就是说，生产率差异越大，经济体中劳动收入总额的下降速度越快，因而生产率差异的扩大会降低劳动收入份额。

三、实证研究设计

（一）实证模型设定

为检验本文理论命题，本文设定如下面板数据模型作为基础回归模型：

$$\ln(\text{SH}_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{het}_{it}) + \beta_2 \ln(\text{transp}_{it}) + \lambda X + \mu_{it}. \quad (22)$$

在式(22)中, $i=1, 2, \dots, 30$ 为省份, $t=1999, 2000, \dots, 2014$ 为年度, 因此本文建立的是省际面板数据模型。SH 为制造业劳动收入份额, 是本文的被解释变量。在解释变量中, het 为不同省份制造业的生产率差异, transp 为运输成本, 这也是本文重点研究的两个解释变量。X 为影响劳动收入份额的其他因素组成的向量, 参考现有研究(白重恩和钱震杰, 2010; 邵敏和黄玖立, 2010; 翁杰和周礼, 2010; 魏下海等, 2012), 本文在实证模型中还控制了人均资本存量、劳动力素质、外资、对外贸易、国有经济、地方政府竞争水平、金融深度等变量。此外, 为削弱异方差的影响, 本文对所有变量都取对数处理; 面板数据模型还涉及固定效应与随机效应模型的选择, 在具体实证检验过程中, 本文根据 Hausman 检验来确定应建立固定效应还是随机效应模型。

此外, 本文样本取自我国 30 个省级行政区; 同时, 由于我国产业分类标准经过多次调整, 为保证整个样本期内数据的可比性, 本文研究的行业为 1999—2014 年我国制造业 20 个二位数行业。

(二) 变量与数据

下面分别对式(22)涉及的相关变量的选取和计算进行说明:

第一, 劳动收入份额。根据相关研究(邵敏和黄玖立, 2010), 本文将劳动收入份额定义为各省工业中劳动报酬占工业总产值的比重。

第二, 生产率差异。本文用同一区域内制造业不同行业间的生产率差异来衡量行业生产率差异。由于本文样本为分省面板数据, 本文以省份作为最基本的区域单位来计算制造业不同行业历年的生产率差异, 计算过程如下:

(1) 生产率的测度。本文采用三种方法来测算生产率: 固定效应方法采用的是 C-D 形式的生产函数, 同时控制了行业、时间与省份固定效应; LP 方法采用的也是 C-D 形式的生产函数, 中间投入采用的是各省份各制造业行业的利息支出; DEA 方法则是在投入导向、规模报酬不变的条件下计算的生产率。本文利用以上三种方法计算出了 1999—2014 年间我国 30 个省份 20 个制造业二位数行业的生产率值。其中, 劳动力投入与资本投入分别用分省份各行业的年均从业人员数量、固定资产净值(用固定资产投资价格指数平减为以 1999 年为基期)来表示, 产出指标则用分省份各行业的工业总产值(用工业品出厂价格指数平减为以 1999 年为基期)来表示。

(2) 生产率差异的衡量。为增强实证检验结果的稳健性, 本文分别利用泰尔指数(theil)和变异系数(cv)计算了不同省份内行业间的生产率差异。泰尔指数的计算公式为:

$$\text{theil} = \sum_{i=1}^{20} \frac{r_i}{R} \ln\left(\frac{r_i}{R}\right), \quad R = \sum_{i=1}^{20} r_i \bar{R} = \frac{R}{20}. \quad (23)$$

变异系数的计算公式为：

$$cv = \frac{\sqrt{(r_i - \bar{R})^2/n}}{\bar{R}}, \quad R = \sum_{i=1}^{20} r_i, \quad \bar{R} = \frac{R}{20}. \quad (24)$$

式(23)和式(24)中, r_i 为行业 i 的生产率值。基于不同方法计算得到的生产率差异指数的相关系数矩阵见表1, 可以发现, 不同生产率差异指标是高度相关的。

表1 不同方法计算得到的生产率差异指数相关系数矩阵

		变异系数			泰尔指数		
		固定效应	DEA方法	LP方法	固定效应	DEA方法	LP方法
变异系数	固定效应	1.0000					
	DEA方法	0.6227	1.0000				
	LP方法	0.8846	0.6385	1.0000			
泰尔指数	固定效应	0.9845	0.6410	0.8775	1.0000		
	DEA方法	0.5998	0.9851	0.6072	0.6322	1.0000	
	LP方法	0.8619	0.6452	0.9850	0.8796	0.6292	1.0000

资料来源：作者研究整理。

第三, 运输成本。考虑到不同行业对不同运输方式的依赖性不同, 本文借鉴谢里和曹清峰(2012)的做法, 利用主成分分析将1999—2014年我国各省份的铁路里程、公路里程、等级路里程、内河航道里程、民航里程、管道长度、长途光缆线路长度七个指标合并为一个综合指标来衡量运输成本。该指标越大, 表明运输成本越低。

第四, 人均资本存量。该指标利用各省份工业固定资产净值与年均从业人员数的比值来表示。根据Harrison(2005), 该变量对劳动收入份额的影响与生产过程中资本和劳动要素投入的替代弹性有关, 当替代弹性大于1时, 该变量与劳动收入份额负相关; 当替代弹性小于1时, 该变量与劳动收入份额正相关; 当替代弹性等于1时, 两者关系不确定且不显著。

第五, 劳动力素质。该指标用各省份的人均受教育年限(年)来衡量。一般而言, 根据人力资本理论, 劳动力素质越高, 其获得的劳动报酬也越高。可以预期该变量的符号为正。

第六, 外资。该变量用各省份外商直接投资企业就业量与工业总就业人数的比值来表示, 外资对劳动收入份额的影响方向也是不确定的, 根据Decreuse and Maarek(2008), 外资对劳动收入份额的具体作用方向取决于工资溢出效应与生产率效应的相对大小。

第七, 对外贸易。该变量用各省份进出口总额占该省份GDP的比重来衡

量。现有研究发现对外贸易对劳动收入份额的影响方向不确定。在 Harrison (2005) 的研究中对外贸易的影响显著为负, Finnoff and Jayadev (2006) 则发现对外贸易的影响方向不确定, 而在 Decreuse and Maarek (2008) 的研究中对外贸易的影响则不显著。

第八, 国有经济。用该各省份国有及国有控股企业工业总产值占当年工业总产值的比重来表示。国有经济为保持社会稳定, 通常倾向于雇用过多劳动力; 同时, 国有企业特殊的委托代理关系也使得企业存在大量冗员, 从而使国有企业在分配中存在“工资侵蚀利润”的冲动, 导致国有企业劳动收入份额高于非国有企业(白重恩和钱震杰, 2010), 预期其符号为正。

第九, 地方政府竞争水平。在我国地方政府官员政治晋升锦标赛机制下(周黎安, 2007), 地方政府倾向于将财政压力施加到劳动所得上, 从而对劳动收入份额有负向影响(王贤彬和徐现祥, 2009)。该变量用地方政府人均本级财政支出与人均总财政支出的比值来衡量(周业安和章泉, 2008), 可以预期该变量的符号为负。

第十, 金融深度。该变量用各省份存贷款总额占该省份 GDP 的比重来衡量。金融深化程度的提高, 有助于缩小要素资源配置的扭曲, 使劳动力得到合理定价, 这有助于提高劳动收入份额。

本文数据根据 2000—2015 年《中国工业统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》以及《中国统计年鉴》整理得到。

(三) 数据描述性统计

图 3 报告了基于年均值的劳动收入份额与生产率差异、运输成本的变化趋势。可以发现, 在 1999—2014 年间, 我国制造业劳动收入份额经历了一个“U”形的变化趋势, 这与李稻葵等(2009)的研究是一致的。与此同时, 与劳动收入份额的变化趋势相反, 图 3 表明在样本期内生产率差异经历了一个倒“U”形的变化趋势。生产率差异倒“U”形变化趋势中生产率差异由最高开始下降的拐点(2006年)与劳动收入份额“U”形变化趋势中劳动收入份额由最低开始上升的拐点(2008年)基本是一致的。

此外, 从图 3 还可以发现, 运输成本的变化趋势按照增长速度也可以分为两个阶段, 其中 1999—2006 年间运输成本的下降速度较快(10.1%); 而在 2006 年之后, 运输成本的下降速度相对较慢(4.7%)。因此, 总体上运输成本与劳动收入份额也存在明显的负相关关系。

因此, 从变化趋势来看, 生产率差异、运输成本与劳动收入份额都存在较为明显的负相关关系, 这也初步印证了理论分析的结论。

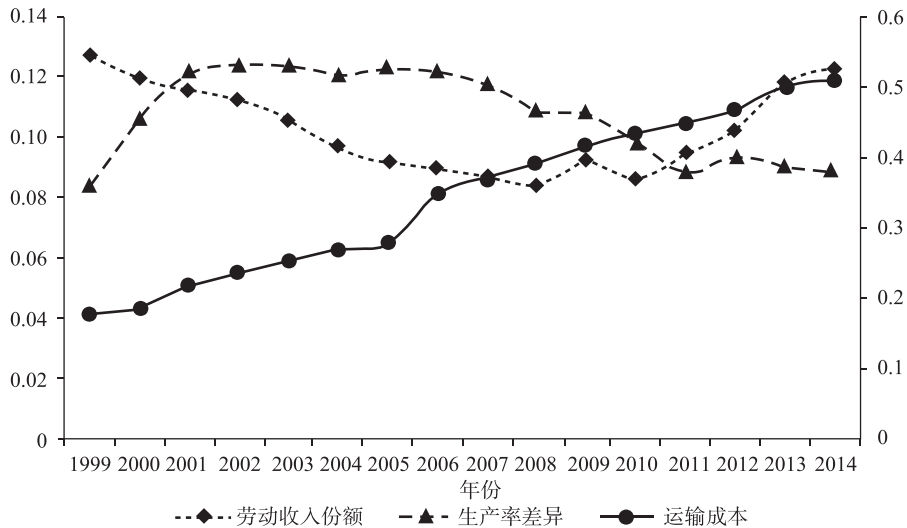


图 3 劳动收入份额与生产率差异、运输成本的变化趋势

资料来源：作者研究整理。

此外，按照本文理论模型，在高效率企业流出的地方，劳动收入份额应该提高；在高效率企业流进的地方，劳动收入份额应该下降。由于高效率企业流出的区域其平均生产率水平会下降，而高效率企业流进的区域其平均生产率水平会上升。因此，为了验证现实中是否存在该机制，可以通过检验一个区域的平均生产率水平与劳动收入份额的相关性来实现：如果一个区域的平均生产率水平与其劳动收入份额呈负相关，那么就可以验证该机制。

具体而言，从表 2 可以发现，劳动收入份额与利用不同方式计算的平均生产率水平都是负相关的，这也初步验证了本文理论模型揭示的上述机制。本文所有变量描述性统计如表 3。

表 2 劳动收入份额与区域平均生产率水平的相关系数

	劳动收入份额
平均生产率水平（固定效应方法计算的）	-0.2746
平均生产率水平（DEA 方法计算的）	-0.1287
平均生产率水平（LP 方法计算的）	-0.3059

资料来源：作者研究整理。

表 3 样本描述性统计

变量	变量名	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
劳动收入份额	SH	480	0.1030	0.0398	0.0421	0.2588
变异系数（固定效应）	cv-FE	480	0.4607	0.1493	0.0864	1.1277
泰尔指数（固定效应）	theil-FE	480	0.0956	0.0528	0.0032	0.3681

(续表)

变量	变量名	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
变异系数 (DEA 方法)	cv-DEA	480	0.4605	0.1692	0.1060	1.2855
泰尔指数 (DEA 方法)	theil-DEA	480	0.0979	0.0639	0.0000	0.4500
变异系数 (LP 方法)	cv-LP	480	0.4120	0.1205	0.1092	0.9468
泰尔指数 (LP 方法)	theil-LP	480	0.0788	0.0396	0.0049	0.2723
运输成本	transp	480	0.3447	0.2135	0.0000	1.0000
人均资本存量	K/L	480	20.9873	12.5519	5.9073	84.1803
劳动力素质	edu	480	8.2394	1.0535	5.4383	12.0280
对外贸易	trade	480	0.3290	0.4217	0.0235	2.0024
外资	FDI	480	0.0953	0.0973	0.0014	0.5470
国有经济	state	480	0.3949	0.1426	0.1036	0.7760
地方政府竞争水平	gov	480	1.2192	0.7300	0.2715	5.0008
金融深度	finance	480	2.7106	1.0688	1.2793	9.2248
区位熵指数	lq	480	0.9902	0.2105	0.3159	1.4577

资料来源：作者研究整理。

四、实证结果分析

(一) 基础模型回归结果

表 4 中的模型 1—模型 2 报告了按照式 (22) 回归的基础模型检验结果, 其中模型 1 中生产率差异是利用固定效应计算的变异系数 (cv_FE) 来衡量的, 模型 2 中生产率差异是利用固定效应计算的泰尔指数 (theil_FE) 来衡量的。同时, Hausman 检验结果表明, 模型 1 与模型 2 应采用固定效应模型。总体来看, 尽管采用了不同的指标来衡量生产率差异, 但模型 1 和模型 2 的估计结果表现出了良好的稳健性。

第一, 生产率差异变量在模型 1 与模型 2 中都在 5% 的统计水平上显著为负, 这与本文理论命题结论是一致的。第二, 运输成本变量在模型 1 与模型 2 中都在 1% 的统计水平上显著为负, 由于该指标越大, 表明运输成本越低, 因此这意味着运输成本的降低也会显著降低制造业的劳动收入份额。

正如理论模型所揭示的, 无论是生产率差异还是运输成本, 都是通过影响制造业的集聚程度这一作用机制来引起劳动收入份额变化的。因此, 本文进一步在模型 1 与模型 2 的基础上, 分别引入了生产率差异、运输成本与制造业集聚程度的交互项来检验这一机制是否存在。其中, 制造业的集聚程度是用省际层面的区位熵指数衡量的。表 4 中模型 3 与模型 4 分别报告了相应的检验结果。

在引入交互项后, 模型 3 与模型 4 中的核心解释变量——生产率差异与

运输成本仍然都显著为负，交互项也都在1%的水平上是统计显著的，这也表明理论模型揭示的以制造业集聚水平为中间变量的作用机制是存在的。在引入交互项后，生产率差异与运输成本关于劳动收入份额的弹性系数不再是一个常数，而是制造业集聚程度的函数。以模型3为例，从均值角度来看，引入交互项后生产率差异对劳动收入份额的平均边际效应仍然是负向的。同理，引入交互项后运输成本对劳动收入份额的平均边际效应也为负，这与理论模型结论也是一致的。

从其他控制变量来看：（1）人均资本存量显著为负。根据前面的分析，这表明总体上目前资本和劳动的替代弹性大于1，翁杰和周礼（2010）、罗长远和张军（2009）的研究也证实了这一点。（2）劳动力素质在模型1与模型2中不显著，但在模型3与模型4中是显著的，但其对劳动收入份额的影响都为正，这与理论预期相符。（3）对外贸易的影响显著为负，这与Harrison（2005）的研究结果是一致的，即对外贸易对劳动者议价能力的降低效应起到了主导作用。（4）外资变量在模型1至模型4中的符号为负，这与现有研究文献的研究结论相符（邵敏和黄玖立，2010）。但注意到外资变量的影响并不显著，导致这一问题的可能原因主要有两个方面，一个可能的原因是现实中外资对劳动收入份额起相反作用的工资溢出效应与生产率效应出现了抵消的情况，从而使得该变量不显著，这与魏下海等（2012）的研究结果是相同的；另一个可能的原因是由于我国外资企业生产的产品主要用于出口，因此外资变量与对外贸易变量高度相关（本文样本中两者相关系数为0.78），这种共线性的存在增加了其估计误差，从而降低了其显著性。（5）国有经济的符号显著为负，这与预期不一致，但李稻葵等（2009）以及邵敏和黄玖立（2010）的研究则表明国有企业比重的提高也会降低劳动收入份额，造成这种差异的主要原因在于国有企业盈利能力的提高。（6）地方政府竞争水平对劳动收入份额的影响显著为负，这与理论预期是一致的，与邵敏和黄玖立（2010）的研究结果也是一致的。（7）金融深度对劳动收入份额的影响显著为正，这表明金融业的发展有效地缓解了要素定价的扭曲，提高了劳动收入份额。

表4 基础模型回归结果

	模型1	模型2	模型3	模型4
$\ln(\text{cv_FE})$	-0.0643** (0.0285)		-0.0640** (0.0270)	
$\ln(\text{cv_FE}) \times \ln(\text{lq})$			0.343*** (0.0769)	
$\ln(\text{theil_FE})$		-0.0355** (0.0151)		-0.0473*** (0.0144)
$\ln(\text{theil_FE}) \times \ln(\text{lq})$				0.193*** (0.0310)

(续表)

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
ln (transp)	-0.0862*** (0.0274)	-0.0866*** (0.0273)	-0.0748*** (0.0270)	-0.0696*** (0.0269)
ln (transp) × ln (lq)			0.158*** (0.0383)	0.108*** (0.0372)
ln (K/L)	-0.211*** (0.0425)	-0.208*** (0.0427)	-0.206*** (0.0398)	-0.197*** (0.0392)
ln (edu)	0.170 (0.2320)	0.176 (0.2317)	0.507** (0.2155)	0.556*** (0.2116)
ln (trade)	-0.0747** (0.0299)	-0.0754** (0.0299)	-0.0805*** (0.0272)	-0.0811*** (0.0264)
ln (FDI)	-0.0167 (0.0208)	-0.0163 (0.0208)	-0.00156 (0.0186)	0.00252 (0.0182)
ln (state)	-0.275*** (0.0681)	-0.275*** (0.0673)	-0.270*** (0.0637)	-0.260*** (0.0622)
ln (gov)	-0.437*** (0.0602)	-0.439*** (0.0603)	-0.227*** (0.0631)	-0.202*** (0.0623)
ln (finance)	0.823*** (0.0622)	0.821*** (0.0622)	0.731*** (0.0608)	0.700*** (0.0601)
常数项	-3.033*** (0.4735)	-3.086*** (0.4704)	-4.261*** (0.4566)	-4.445*** (0.4456)
Hausman 检验	154.07***	162.10***	236.79***	216.26***
样本量	480	480	480	480
R ²	0.796	0.796	0.823	0.829

注：括号内是稳健标准误，***、**分别表示在1%、5%的统计水平上是显著的，Hausman 检验的零假设为随机效应模型是适合的。

(二) 稳健性检验结果

第一，从生产率不同计算方式的稳健性检验结果来看（如表5所示），在利用不同的方法计算全要素生产率后，无论是用变异系数还是泰尔指数衡量的生产率差异变量仍然在1%的统计水平上显著为负；同时，运输成本变量仍然是显著为负的。

表5 生产率不同计算方式的稳健性检验结果

	DEA 方法计算的生产率		LP 方法计算的生产率	
	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
ln (cv_DEA)	-0.0987*** (0.0278)			

(续表)

	DEA方法计算的生产率		LP方法计算的生产率	
ln (theil_DEA)		-0.0635*** (0.0149)		
ln (cv_LP)			-0.0879*** (0.0313)	
ln (theil_LP)				-0.0500*** (0.0164)
ln (transp)	-0.0871*** (0.0273)	-0.0854*** (0.0272)	-0.0835*** (0.0275)	-0.0832*** (0.0274)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
Hausman 检验	1 162.17***	13 174.23***	198.75***	201.57***
样本量	480	480	480	480
R ²	0.799	0.802	0.797	0.797

注：括号内是稳健标准误，***表示在1%的统计水平上是显著的，Hausman 检验的零假设为随机效应模型是适合的。

第二，表6报告了生产率差异不同计算方式的稳健性检验结果。本文进一步采用对数离差(sd)、基尼系数(gini)方法重新计算了生产率差异(以固定效应计算的生产率为例)。表6表明，生产率差异与运输成本变量仍然显著为负，运输成本变量也仍然在1%的统计水平上显著为负；其他控制变量的结果与表4基础模型的回归结果仍然是一致的。

表6 生产率差异不同计算方式的稳健性检验结果

	对数离差	基尼系数
	模型9	模型10
ln (sd)	-0.0522* (0.0320)	
ln (gini)		-0.0736** (0.0311)
ln (transp)	-0.0908*** (0.0272)	-0.0868*** (0.0273)
其他控制变量	控制	控制
Hausman 检验	200.52***	173.03***
样本量	480	480
R ²	0.795	0.796

注：括号内是稳健标准误，***、**、*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上是显著的；Hausman 检验的零假设为随机效应模型是适合的。

第三，表7为考虑样本异常值与内生性问题的检验结果，这里统一以模

型1为基础进行稳健性检验。具体来看:

首先,模型11中剔除了被解释变量劳动收入份额最大与最小5%值后,重新对模型1进行了回归。结果表明,生产率差异与运输成本变量仍然显著为负,其他控制变量的结果也都是稳健的。另外,样本中不同行业间的生产率差异也存在很大差距,本文将生产率差异(cv-FE)变量的最大与最小5%数据剔除,重新对模型1进行了回归,结果显示,所有解释变量的回归结果仍是稳健的。

其次,本文的核心解释变量运输成本变量与生产率差异变量都可能存在内生性问题。基于稳健性的考虑,本文在式(22)基础上进一步建立动态面板数据模型来修正内生性问题:表7中模型13报告了采用系统GMM方法的估计结果。其中,Sargan统计量显示工具变量的约束是有效的,在引入被解释变量的一阶滞后项后,经检验残差项中不存在自相关。模型13的结果显示,在修正了潜在的内生性问题后,生产率差异变量与运输成本变量的估计结果仍然显著为负。

最后,在考虑了生产率、生产率差异的不同计算方式、样本异常值以及内生性问题后,本文基础模型的结论仍然是成立的,实证结果保持了良好的稳健性。

表7 样本异常值与内生性的稳健性检验结果

	SH 样本异常值检验	cv-FE 样本异常值检验	内生性检验
	模型 11	模型 12	模型 13
ln (cv_FE)	-0.0635** (0.0266)	-0.0745** (0.0356)	-0.0366* (0.0193)
ln (transp)	-0.0815*** (0.0245)	-0.0865*** (0.0274)	-0.0181* (0.0109)
ln (share _{it-1})			0.822*** (0.0271)
其他控制变量	控制	控制	控制
Sargan 统计量			26.15
Hausman 检验	79.96***	135.11***	
样本量	432	432	450
R ²	0.788	0.796	—

注:括号内是稳健标准误,***、**、* 分别表示在1%、5%和10%的统计水平上是显著的,Hausman 检验的零假设为随机效应模型是适合的。

五、结论与启示

本文通过构建一个异质企业、资本内生的空间经济学模型,试图对我国

制造业劳动收入份额下降的现象进行解释,理论模型研究表明:在长期中,运输成本的下降与生产率差异的扩大都会降低劳动收入份额;进一步地,本文利用1999—2014年我国省际面板数据对理论命题结论进行了检验,实证研究表明:(1)基础模型回归结果显示,运输成本的下降与生产率差异的扩大都显著地降低了劳动收入份额。(2)在此基础上,本文分别考虑了生产率与生产率差异的不同计算方式、样本异常值以及内生性等问题,对基础模型结果进行了稳健性检验,实证检验表明基础模型结论仍然是成立的,这也进一步证实了本文理论命题的结论。

本文所揭示的运输成本和生产率差异在我国劳动收入份额下降中的作用机制具有以下启示:第一,客观认识市场机制在我国劳动收入份额下降中起到的重要作用。劳动收入份额下降这一现象是由于经济发展空间结构的转变造成的:长期中随着运输成本的降低,以高效率企业为主的集聚经济规模的扩大会导致劳动收入份额的下降,在这个过程中,即使受到自我预期等因素的冲击,也不会改变这一经济的长期均衡路径。就我国而言,随着近年来区域间交通基础设施的完善,区域间的运输成本不断下降(刘生龙与胡鞍钢,2011),我国产业空间集聚在数量与质量上都得到了很大提高。因此,我国劳动收入份额的下降是由市场机制主导的初次分配自然演进的结果,是资源在空间上配置有效率的一个重要体现。由于当前我国经济的增长方式仍然面临着由粗放型向集约型转变的挑战,提高经济发展的效率仍然是很重要的,这也是我国劳动收入份额下降现象中隐含的合理性一面。第二,解决我国劳动收入份额过低这一问题需要政府在经济政策上更加兼顾资源在空间配置上的公平。由于未来区域经济一体化将是我国经济发展的重要趋势,这意味着区域间的运输成本将会进一步降低,仅依靠市场机制主导的初次分配将会不可避免地加剧劳动收入份额的下降趋势。因此,政府通过积极的政策干预来缩小行业间生产率差异、兼顾资源在空间配置上的效率与公平对于解决我国劳动收入占比过低问题是非常必要的。

参 考 文 献

- [1] Alvarez-Cuadrado, F., N. Van Long, and M. Poschke, "Capital-Labor Substitution, Structural Change and the Labor Income Share", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2017, 87 (1), 206-231.
- [2] Autor, D., D. Dorn, L. F. Katz, C. Patterson, and J. Van Reenen, "The Fall of the Labor Share and the Rise of Superstar Firms", National Bureau of Economic Research, Working Paper, No. 23396, 2017.
- [3] Baldwin R. E., and T. Okubo, "Heterogeneous Firms, Agglomeration and Economic Geography: Spatial Selection and Sorting", *Journal of Economic Geography*, 2006, 6 (3), 323-346.
- [4] Baldwin, R. E., "Agglomeration and Endogenous Capital", *European Economic Review*, 1999,

- 43 (2), 253-280.
- [5] 白重恩、钱震杰, “国民收入的要素分配: 统计数据背后的故事”, 《经济研究》, 2009 年第 3 期, 第 27—41 页。
- [6] 白重恩、钱震杰, “劳动收入份额决定因素: 来自中国省际面板数据的证据”, 《世界经济》, 2010 年第 12 期, 第 3—27 页。
- [7] 陈宇峰、贵斌威、陈启清, “技术偏向与中国劳动收入份额的再考察”, 《经济研究》, 2013 年第 6 期, 第 113—126 页。
- [8] Daudey, E. and C. García-Penalosa, “The Personal and the Factor Distributions of Income in a Cross-Section of Countries”, *Journal of Development Studies*, 2007, 43 (5), 812-829.
- [9] Decreuse, B., and P. Maarek, “FDI and the Labor Share in Developing Countries: A Theory and Some Evidence”, MPRA Paper No. 11224, 2008.
- [10] Elsby, M. W., B. Hobijn, and A. Şahin, “The Decline of the US Labor Share”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 2013, (2), 1-63.
- [11] Finnoff, K., and A. Jayadev, “Feminization and the Labor Share of Income”, GEMIWG working paper No. 4, 2006.
- [12] Giovannoni, O., “What Do We Know about the Labor Share and the Profit Share? Part III: Measures and Structural Factors”, Levy Economics Institute, Working Paper, No. 805, 2014.
- [13] Grossman, G. M., E. Helpman, E. Oberfield, and T. Sampson, “The Productivity Slowdown and the Declining Labor Share: A Neoclassical Exploration”, National Bureau of Economic Research, No. w23853, 2017.
- [14] 高凌云、屈小博、贾鹏, “中国工业企业规模与生产率的异质性”, 《世界经济》, 2014 年第 6 期, 第 113—137 页。
- [15] 龚刚、杨光, “论工资性收入占国民收入比例的演变”, 《管理世界》, 2010 年第 5 期, 第 45—55 页。
- [16] Harrison, A., “Has Globalization Eroded Labor’s Share? Some Cross-Country Evidence”, Mimeo, UC Berkeley and NBER, 2005.
- [17] 黄先海、徐圣, “中国劳动收入比重下降成因分析——基于劳动节约型技术进步的视角”, 《经济研究》, 2009 年第 7 期, 第 34—44 页。
- [18] Kaldor, N. *Capital Accumulation and Economic Growth*. Macmillan, 1961.
- [19] Kuijs, L., “How Will China’s Saving-Investment Balance Evolve?”, World Bank policy research working paper 3958, 2006.
- [20] Lawrence, R. Z., “Recent Declines in Labor’s Share in US Income: A Preliminary Neoclassical Account”, National Bureau of Economic Research, No. w21296, 2015.
- [21] 李稻葵、刘霖林、王红领, “GDP 中劳动份额演变的 U 型规律”, 《经济研究》, 2009 年第 1 期, 第 70—82 页。
- [22] 李扬, “收入功能分配的调整: 对国民收入分配向个人倾斜现象的思考”, 《经济研究》, 1992 年第 7 期, 第 34—44 页。
- [23] 李扬、殷剑峰, “中国高储蓄率问题探究——1992—2003 年中国资金流量表的分析”, 《经济研究》, 2007 年第 6 期第 14—26 页。
- [24] 刘生龙、胡鞍钢, “交通基础设施与中国区域经济一体化”, 《经济研究》, 2011 年第 3 期, 第 72—82 页。
- [25] 罗勇、曹丽莉, “中国制造业集聚程度变动趋势实证研究”, 《经济研究》, 2005 年第 8 期, 第 106—115 页。
- [26] 罗长远、张军, “劳动收入占比下降的经济学解释——基于中国省级面板数据的分析”, 《管理世

- 界》，2009年第5期，第25—35页。
- [27] Melitz, M. J., “The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity”, *Econometrica*, 2003, 71 (6), 1695-1725.
- [28] 马国霞、石敏俊、李娜，“中国制造业产业间集聚度及产业间集聚机制”，《管理世界》，2007年第8期，第58—65页。
- [29] Okubo, T., “Firm Heterogeneity and Location Choice”, RIETI discussion paper No. DP2010-11, 2010.
- [30] Ottaviano, G. I. P., “‘New’ New Economic Geography: Firm Heterogeneity and Agglomeration Economies”, *Journal of Economic Geography*, 2011, 11 (2), 231-240.
- [31] 邵敏、黄玖立，“外资与我国劳动收入份额——基于工业行业的经验研究”，《经济学》（季刊），2010年第9卷第4期，第1189—1210页。
- [32] 唐晓华、陈阳、张欣钰，“中国制造业集聚程度演变趋势及时空特征研究”，《经济问题探索》，2017年第5期，第172—181页。
- [33] 王林辉、赵景、李金城，“劳动收入份额U形演变规律的新解释：要素禀赋结构与技术进步方向的视角”，《财经研究》，2015年第10期，第17—30页。
- [34] 王宋涛、朱腾腾、燕波，“制度环境、市场分割与劳动收入份额——理论分析与基于中国工业企业的实证研究”，《南开经济研究》，2017年第3期，第70—87页。
- [35] 王贤彬、徐现祥，“转型期的政治激励、财政分权与地方官员经济行为”，《南开经济研究》，2009年第2期，第58—79页。
- [36] 王雄元、黄玉菁，“外商直接投资与上市公司职工劳动收入份额：趁火打劫抑或锦上添花”，《中国工业经济》，2017年第4期，第135—154页。
- [37] 王永进、盛丹，“要素积累、偏向型技术进步与劳动收入占比”，《世界经济文汇》，2010年第4期，第33—50页。
- [38] 魏下海、董志强、黄玖立，“工会是否改善劳动收入份额？——理论分析与来自中国民营企业的经验证据”，《经济研究》，2013年第8期，第16—28页。
- [39] 魏下海、董志强、蓝嘉俊，“地区性别失衡对企业劳动收入份额的影响：理论与经验研究”，《世界经济》，2017年第4期，第129—146页。
- [40] 魏下海、董志强、刘愿，“政治关系、制度环境与劳动收入份额——基于全国民营企业调查数据的实证研究”，《管理世界》，2013年第5期，第35—46页。
- [41] 魏下海、董志强、赵秋运，“人口年龄结构变化与劳动收入份额：理论与经验研究”，《南开经济研究》，2012年第2期，第100—119页。
- [42] 翁杰、周礼，“中国工业部门劳动收入份额的变动研究：1997—2008年”，《中国人口科学》，2010年第4期，第31—45页。
- [43] 伍山林，“劳动收入份额决定机制：一个微观模型”，《经济研究》，2011年第9期，第55—68页。
- [44] 谢里、曹清峰，“FDI渗透与产业集聚——中国制造业行业差异研究”，《山西财经大学学报》，2012年第4期，第48—57页。
- [45] Young, A. T., and R. A. Lawson, “Capitalism and Labor Shares: A Cross-Country Panel Study”, *European Journal of Political Economy*, 2014, 33, 20-36.
- [46] Young, A. T., and M. Y. Tackett, “Globalization and the Decline in Labor Shares: Exploring the Relationship beyond Trade and Financial Flows”, *European Journal of Political Economy*, 2018, 52, 18-35.
- [47] 余淼杰、梁中华，“贸易自由化与中国劳动收入份额——基于制造业贸易企业数据的实证分析”，《管理世界》，2014年第7期，第22—31页。

- [48] Zhang, X., G. Wan, and X. Wang, "Road Infrastructure and the Share of Labor Income: Evidence from China's Manufacturing Sector", *Economic Systems*, 2017, 41 (4), 513-523.
- [49] 张少军, "全球价值链降低了劳动收入份额吗——来自中国行业面板数据的实证研究", 《经济学动态》, 2015年第10期, 第39—48页。
- [50] 张彤进、任碧云, "包容性金融发展与劳动收入份额的关系: 来自中国的经验证据", 《南开经济研究》, 2016年第3期, 第90—105页。
- [51] 周黎安, "中国地方官员的晋升锦标赛模式研究", 《经济研究》, 2007年第7期, 第36—50页。
- [52] 周明海、肖文、姚先国, "企业异质性、所有制结构与劳动收入份额", 《管理世界》, 2010年第10期, 第24—33页。
- [53] 周业安、章泉, "市场化、财政分权和中国经济增长", 《中国人民大学学报》, 2008年第1期, 第34—42页。

Transport Cost, Productivity Heterogeneity, and Labor-Income Share in China's Manufacturing Industries

JIATING WANG

(*Nankai University*)

QINGFENG CAO*

(*Tianjin University of Finance and Economics*)

SHUNFENG SONG

(*University of Nevada*)

Abstract In this paper we build a heterogeneous firms and endogenous capital spatial model to explain the decline of labor-income share in China's manufacturing industries. Theoretically, we find that the decline of transport cost and increase of productivity heterogeneity will both lower the labor-income share. Using the provincial panel data from 1999 to 2014, the empirical results confirm the theoretical predictions, which are also supported by further robust tests. We conclude that spatial market forces contribute to the decline of labor-income share.

Key Words labor share, transport cost, productivity heterogeneity

JEL Classification J31, R40, L11

* Corresponding Author: Qingfeng Cao, Tianjin University of Finance and Economics, No. 25, Zhujiang Road, Hexi District, Tianjin, 300222, China; Tel: 86-22-88186191; E-mail: caoqingfeng1988@126.com.