



# 企业价格加成、融资约束与劳动力资源错配

陈晓华<sup>1</sup>, 王秋阳<sup>1</sup>, 张若洲<sup>2</sup>

(1.浙江理工大学经济管理学院, 杭州 310018; 2.浙江金融职业学院国际商学院, 杭州 310018)

**摘要:** 借助持续经营企业数据, 从多维细化层面揭示企业价格加成和融资约束对劳动力资源错配的影响机制。研究发现: 企业价格加成、融资约束及二者的交互项均会加剧劳动力资源错配; 价格加成加剧劳动力资源错配的渠道为价格加成提升对劳动力边际产出的正向促进效应大于其对工资的正向促进效应, 融资约束加剧劳动力资源错配的渠道为融资约束降低了劳动力的工资而倒逼了劳动力的边际产出递增; 全要素生产率提升会加剧劳动力资源错配, 出口、企业员工数、企业年龄和投入产出效率能缓解劳动力资源错配, 而补贴和新产品对劳动力资源错配的作用力非常有限。研究结论对中国制定提升金融资源配置效率、激发劳动力活力和实现“量”的优势向“质”的优势转变方面的政策具有一定的参考价值。

**关键词:** 企业价格加成; 融资约束; 劳动力资源错配; 持续经营

中图分类号: F279

文献标志码: A

文章编号: 1673-3851(2021)02-0009-12

## Firm price markup, financial constraint and labor resource mismatch

CHEN Xiaohua<sup>1</sup>, WANG Qiuyang<sup>1</sup>, ZHANG Ruozhou<sup>2</sup>

(1.School of Economics and Management, Zhejiang Sci-Tech University, Hangzhou 310018, China;

2.School of International Business, Zhejiang Financial College, Hangzhou 310018, China)

**Abstract:** This paper takes advantage of the data of firms with going concern to analyze the influencing mechanism of firm price markup and financial constraint on labor resource mismatch from many aspects. It is found that: firstly, firm price markup, financial constraint and their interaction item will aggravate labor resource mismatch. Secondly, the channel through which firm price markup aggravates labor resource mismatch is that the positive promotion effect of price markup on marginal output of labor force is greater than that of wages. The channel through which financial constraint aggravates labor resource mismatch is that financial constraint lowers the wages of labor force and forces the marginal output of labor force to increase. Thirdly, TFP (total factor productivity) improvement will aggravate labor resource mismatch. Export, quantity of employees in a firm, firm age and the efficiency of input and output will alleviate labor resource mismatch, while the subsidy and new products have little effects on labor resource mismatch. The results will provide a good reference for China to make the policy of improving financial resource allocation efficiency, stimulating energy of labor force and achieving the transformation from quantity advantages to quality advantages.

**Key words:** firm markup; financial constrain; labor resource mismatch; continue operation

改革开放以来, 中国通过充分发挥自身比较优势、持续扩大对外开放力度和不断改革经济运行“弊

病”等措施赢得 40 年的经济高速增长期<sup>[1]</sup>, 缔造了学界津津乐道的“增长奇迹”。然而在“量”的奇迹背

收稿日期: 2020-06-08 网络出版日期: 2020-09-29

基金项目: 浙江省哲学社会科学规划项目(20NDJC085YB); 浙江省自然科学基金项目(LY20G030021)

作者简介: 陈晓华(1982—), 男, 江西玉山人, 教授, 博士, 主要从事价格加成、资源错配方面的研究。

后,仍存在大量“质”的短板<sup>[1]</sup>。首先,以粗放型增长方式为主的经济高速增长使得中国要素市场改革相对滞后<sup>[2]</sup>,不仅使得中国劳动力要素配置效率远低于欧美等发达国家<sup>[3]</sup>,还造成大量的人力资源浪费<sup>[4]</sup>,更成为我国经济增长质量和效益长期提升的重要“绊脚石”。其次,金融要素市场化改革步伐未能与经济增长同步。这不仅使得金融资源无法与制造业高效契合,还使得部分企业在生产过程中不得不面对较为严峻“融资难、融资贵”问题<sup>[5-7]</sup>,不利于中国经济“量”的快速增长蜕变成“质”的快速攀升。最后,中国企业不仅价格加成率低,且加成率的提升速度缓慢<sup>[8]</sup>,较高加成率是企业动态竞争优势和产品质量的重要体现<sup>[9]</sup>,能为企业克服核心技术、零部件短板和实现全球价值链分工地位攀升提供强有力的利润支撑<sup>[10]</sup>,过低的价格加成率不仅使得企业研发投入能力有限,还不利于企业进行技术革新和弥补核心技术、零部件短板<sup>[11]</sup>。

在提升中国经济增长质量目标的“内源要求”和中美贸易战等“外源倒逼”共同作用下,提升企业价格加成能力(如提升关键核心技术创新能力等战略)和缓解金融约束(如实施普惠金融等措施)成为了中国当前发展经济和转变增长方式的重要抓手。那么,这两大抓手是否会改变中国劳动力要素的配置效率呢?即企业价格加成能力和融资约束变化会对中国的劳动力要素错配产生什么样的影响呢?探索这一问题的答案对中国制定提升金融资源配置效率、激发劳动力活力和实现“量”的优势向“质”的优势转变方面的政策具有较高的参考价值,为此,本文基于企业异质性理论的基本结论,尝试从微观层面对上述问题进行解答。

## 一、文献综述

由于提升企业价格加成、降低企业融资约束和优化劳动力要素配置效率是优化一国经济增长方式的重要支撑,也是一国经济增长质量提升的关键所在。近些年,学界对企业价格加成、融资约束和劳动力要素错配进行了大量研究,主要包括以下三个方面:

一是,严重的资源错配问题是中国经济增长过程中的长期“痛点”<sup>[4]</sup>。如 Hsieh 等<sup>[3]</sup>指出,中国的要素错配消失会使得制造业全要素生产率提高 89%~115%,如果中国要素资源错配降低到美国的水平,则中国的全要素生产率可以提高 30%~50%。由此看来,扭转资源错配可以成为中国经济增长质量提升的重要途径。这也使得该领域的研究

迅速成为了学界关注的热点。已有研究多关注要素资源错配的认识方法构建<sup>[3]</sup>、影响因素解析<sup>[12]</sup>、经济效应评估<sup>[4,13-14]</sup>和改善路径探索<sup>[15]</sup>等方面。综合梳理可以发现,已有研究对要素资源错配进行了细致而深入的研究,但从微观层面剖析资源错配演进机制的文献相对稀缺。

二是,融资约束是制约企业帕累托最优运行状态和最优规模实现的关键因素<sup>[6]</sup>,融资约束程度决定了企业使用资金成本的高低,对企业的健康运行至关重要,这一问题也吸引了政府和学界的共同关注。如中央政府长期将降低融资约束(融资成本)视为“降成本”战略的核心环节,学界也对该领域进行了大量的研究,研究表明:融资约束会对企业创新<sup>[7,16]</sup>、全要素生产率<sup>[18]</sup>、进出口决策<sup>[19]</sup>、全球价值跃升<sup>[20-21]</sup>等因素产生不良冲击。也有文献尝试分析融资约束对资本要素配置效率的影响,如:于泽等<sup>[22]</sup>指出,在金融市场不完善、企业融资能力未达到完全弹性等条件下,融资约束容易导致资金流向错配;邵挺<sup>[5]</sup>指出,中国金融机构偏向于国有企业,当出现融资约束时,金融机构会优先满足国有企业的融资需求,从而出现民营企业资本回报率高却无足够资金支持的错配现象。综上可知,虽然融资约束领域有大量的研究,也有学者尝试分析融资约束对资本要素配置效率的影响,但鲜有文献剖析融资约束对劳动力要素错配的影响。

三是,价格加成理论与企业异质性理论的“碰撞”,开启了异质性企业层面研究价格加成的热潮。这不仅促进了企业异质性理论研究范围的广化,还将价格加成的研究从产业层面拓展到了企业层面<sup>[8,23-24]</sup>,Melitz 等<sup>[23]</sup>从理论视角剖析企业价格加成水平,发现市场规模和融入市场一体化程度将会对价格加成率产生冲击。大量的实证研究基于 De Loecker 等<sup>[24]</sup>构建的价格加成率的系统性测度方法,如余森杰等<sup>[25]</sup>以三类税收作为刻画贸易自由化的媒介进行实证分析后发现,关税下降有助于企业价格加成率的提升;De Loecker 等<sup>[24]</sup>发现出口企业比非出口企业具有更高的价格加成水平,盛丹等<sup>[26]</sup>的研究则发现该结论在中国并不成立,存在着价格加成悖论。由上可知,学界对价格加成的影响因素进行了细致的分析,但鲜有文献关注价格加成的影响效应。

综上可知,相关研究虽为理解企业价格加成和融资约束对劳动力资源错配的影响机制提供了一定的理论基础,也印证了三者均为当前研究热点的事实,但鲜有文献深入分析融资约束和价格加成对劳

动力资源错配的作用机制,更缺乏微观层面的经验证据,经验研究的缺乏使得上述机制的讨论停留于推理层面<sup>①</sup>,无法确定三者在中国的真实作用机制。有鉴于此,本文以纳入更全面的中间品代理变量修正劳动力要素错配测度方法和完善生产率测度矩阵修正企业价格加成的测度方法为切入点,从多维细化层面首次就企业价格加成和融资约束对劳动力资源错配的作用机制进行实证检验,并从解构劳动力资源错配测度方法视角,检验二者对劳动力资源错配的作用渠道,为我国制定“效率变革”和“量”的优势向“质”的优势转变方面的策略提供全新的依据。

## 二、关键变量的测度与特征分析

### (一)数据的来源与处理

本文从微观企业层面剖析融资约束和价格加成对劳动力资源错配的作用机制,为此,采用 2001—2007 年中国工业企业数据库的数据进行分析<sup>②</sup>。考虑到 2004 年数据库中“工业增加值”变量缺失,而该值是测度劳动力资源错配的关键变量,为此,本文将该年度剔除。又考虑到本文要做内外资企业异质性分析,因此剔除了鲜有外资介入的烟草产业(行业代码 16)和内外资起始统计时间不一致的电器机械与器材制造业(行业代码 39)。此外,本文进一步借鉴陈晓华等<sup>[8]</sup>的研究,剔除了测度结果中存在明显异常的企业。

### (二)劳动力资源错配测度方法的选择

劳动力资源错配的衡量方法一般有宏观市场指数法<sup>[2]</sup>、投入产出法<sup>[28]</sup>和生产函数法<sup>[3]</sup>三类,考虑到本文为微观企业分析,故借鉴 Hsieh 等<sup>[3]</sup>采用生产函数法,以劳动力边际产出与工资的比值来表示劳动力资源错配。本文构建如下生产函数:

$$Y = AL^\alpha K^\beta \quad (1)$$

其中:Y、A、L 和 K 分别代表企业的工业增加值、技术水平、劳动力投入和资本投入, $\alpha$  和  $\beta$  分别表示劳动力和资本的产出弹性,则劳动力的边际产出  $MP_L$  可以表示为:

$$MP_L = A\alpha L^{\alpha-1} K^\beta = \alpha Y/L \quad (2)$$

此时劳动力资源错配 DL 可以表示为:  $DL = MP_L/\omega$ , 其中:  $\omega$  为工资。DL 值越高则表示错配程度越高,可知测度 DL 的关键在于获得  $\alpha$  和  $\beta$ 。由于 Levinsohn 等<sup>[29]</sup>构建的半参数法能有效地克服识别  $\alpha$  和  $\beta$  过程中潜在的内生性风险,本文借鉴该研究对式(1)作如下处理:

$$\ln Y = \ln A + \alpha \ln L_t + \beta \ln K_t + \omega_t + \varepsilon_t =$$

$$\alpha \ln L_t + \varphi_t(K_t, \omega_t) + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中:  $\varphi_t(K_t, \omega_t) = \ln A + \beta \ln K_t + \omega_t$ ,  $\omega_t$  为刻画难以观测因素的状态参数,借鉴 Levinsohn 等<sup>[29]</sup>的处理方法,进一步将  $\varphi_t(K_t, \omega_t)$  以  $\omega_t$  与  $K_t$  的三阶多项式表示,可得:

$$\ln Y = \delta_0 + \alpha \ln L_t + \sum_{i=0}^3 \sum_{j=0}^{3-i} \delta_{ij} K_t^i \omega_t^j + \varepsilon_t \quad (4)$$

对式(4)回归即可获得  $\alpha$  及  $\delta$  的估计值,为了提高估计结果的可靠性,本文不仅采用了 Levinsohn 等<sup>[29]</sup>建议的中间投入品作为选择状态参数  $\omega_t$  的代理变量时,还增加了管理费用和财务费用等变量作为  $\omega_t$  的同步代理变量,以更全面地识别不可观测因素,进而提高测度结果的可靠性。此外,由于中国工业企业数据库数据量较大,“非明显异常”样本在初次筛选时可能会有所“遗漏”,为此,本文在运用上述方法测算出劳动力资源错配系数后,借鉴陈晓华等<sup>[27]</sup>的处理方法,剔除了测度结果中劳动资源错配系数大于 20 和小于 0.05 的样本。

### (三)企业价格加成与劳动力资源错配

企业价格加成主要用于刻画企业售价与边际成本之比。借鉴 De Loecker 等<sup>[24]</sup>的做法,本文以基于生产函数的间接估算法测算价格加成,假设企业连续且二次可微的生产函数如下:

$$Q_{it} = Q_{it}(X_{it}^1, \dots, X_{it}^V, K_{it}, \omega_{it}) \quad (5)$$

其中:Q 为产出,K 为资本要素,X 为包含劳动力在内的 V 种可变要素,此时企业成本最小化决策的拉格朗日方程如下式:

$$L(X_{it}^1, \dots, X_{it}^V, K_{it}, \lambda_{it}) = \sum_{v=1}^V P_{it}^{X^v} X_{it}^v + r_{it} K_{it} + \lambda_{it} (Q_{it} - Q_{it}(\cdot)) \quad (6)$$

其中:  $P_{it}^{X^v}$  和  $r_{it}$  分别为要素 V 和资本 K 的价格,对式(6)关于可变投入要素求一阶偏导并整理可得:

$$\frac{\partial Q_{it}(\cdot)}{\partial X_{it}^v} \frac{X_{it}^v}{Q_{it}} = \frac{P_{it}}{\lambda_{it}} \frac{P_{it}^{X^v} X_{it}^v}{P_{it} Q_{it}} \quad (7)$$

① 根据经济学界的定义,劳动力资源错配取决于劳动力的边际产出和实际工资,而融资约束和企业价格加成均会使得企业的经营利润发生变化,从而影响劳动力的实际工资。此外,融资约束会影响企业的劳动力和资本配置比例,价格加成会改变企业的生产技术,从而使得二者具备改变劳动力边际产出的功能。为此,融资约束和价格加成对劳动力的边际产生和实际工资均会产生影响,从而作用于劳动力资源错配。

② 考虑到 2008 年(含)后工业企业数据的指标残缺较多,会对研究结果的可靠性产生较大影响,目前学界主流的做法是以 2001—2007 年工业企业数据库进行研究。为此,本文采用 2001—2007 年的数据。

其中: $\lambda$  为企业的边际成本,即  $\lambda_{it} = \partial L_{it} / \partial Q_{it}$ 。令价格加成  $\mu_{it} \equiv P_{it} / \lambda_{it}$ , 式(7)左边为要素  $X$  的产出弹性,令  $\theta_{it}^X$  为产出弹性,  $P_{it}^X / P_{it} Q_{it}$  为要素  $X$  的总投入与销售收入之比,令其为  $\alpha_{it}^X$ , 则式(7)可表示为:

$$\mu_{it} = \theta_{it}^X (\alpha_{it}^X)^{-1} \quad (8)$$

由前文可知,获得价格加成值的关键在于测度要素的产出弹性,借鉴 De Loecker 等<sup>[24]</sup>的研究,进一步假设生产函数为希克斯中性技术构成,具体如下:

$$Q_{it} = F(X_{it}^1, \dots, X_{it}^V, K_{it}, \beta) \exp(\omega_{it}) \quad (9)$$

做对数处理可得:

$$y_{it} = f(x_{it}, k_{it}; \beta) + \omega_{it} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

其中:  $y_{it}$  为产出,考虑到超越自然对数生产函数能保证参数估计具有较好的柔性<sup>[24,30]</sup>,本文以超越自然对数作为生产函数进行参数估计。超越对数生产函数的三次交互项形式可以表示如下:

$$y_{it} = \beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + \beta_m m_{it} + \beta_{ll} l_{it}^2 + \beta_{kk} k_{it}^2 + \beta_{mm} m_{it}^2 + \beta_{lk} l_{it} k_{it} + \beta_{lm} l_{it} m_{it} + \beta_{km} k_{it} m_{it} + \beta_{lmk} l_{it} m_{it} k_{it} + \omega_{it} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

延续 De Loecker 等<sup>[24]</sup>的思路,以中间投入品( $m$ )刻画生产率,假定

$$m_{it} = m_t(k_{it}, \omega_{it}, z_{it}) \quad (12)$$

本文以  $m_t$  的反函数  $\omega_{it} = h_t(m_{it}, k_{it}, z_{it})$  刻画生产率,  $z_{it}$  为影响企业投入需求的控制变量。本文采用两步法进行参数估计:第一步,将生产率的代理方程代入式(10),得到如下方程

$$y_{it} = \varphi_t(l_{it}, k_{it}, m_{it}, z_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

借助式(13)可以得到预期产出估计值  $\hat{\varphi}_{it}$  和残差项  $\varepsilon_{it}$ , 预期产出由下式给出:

$$\varphi_{it} = \beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + \beta_m m_{it} + \beta_{ll} l_{it}^2 + \beta_{kk} k_{it}^2 + \beta_{mm} m_{it}^2 + \beta_{lk} l_{it} k_{it} + \beta_{km} k_{it} m_{it} + \beta_{lmk} l_{it} m_{it} k_{it} + h_t(m_{it}, k_{it}, z_{it}) \quad (14)$$

第二步,构建参数估计的生产率矩条件,假定生产率遵循一阶马尔科夫性质,即:

$$\omega_{it} = g_t(\omega_{it-1}) + \xi_{it} \quad (15)$$

此时,借助 GMM 估计可以核算得的参数估计值  $\beta = (\beta_l, \beta_k, \beta_m, \beta_{ll}, \beta_{kk}, \beta_{mm}, \beta_{lk}, \beta_{lm}, \beta_{km}, \beta_{lmk})$  ( $\beta$  为技术参数),在  $\omega_{it}(\beta) = \hat{\varphi}_{it} + \beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + \beta_m m_{it} + \beta_{ll} l_{it}^2 + \beta_{kk} k_{it}^2 + \beta_{mm} m_{it}^2 + \beta_{lk} l_{it} k_{it} + \beta_{lm} l_{it} m_{it} + \beta_{km} k_{it} m_{it} + \beta_{lmk} l_{it} m_{it} k_{it}$  的基础上,令  $\omega_{it}(\beta)$  对其滞后项  $\omega_{it-1}(\beta)$  进行非参数回归,得到给定  $\beta$  下的生产率冲击  $\xi_{it}(\beta)$ , 利用 GMM 方法进行估计<sup>①</sup>可以得到中间品投入的弹性如下:

$$\theta_{it}^l = \beta_m + 2\beta_{mm} m_{it} + \beta_{lm} l_{it} + \beta_{km} k_{it} + \beta_{lmk} l_{it} k_{it} \quad (16)$$

由于无法观测到要素的真实支出份额,本文以预期值来刻画该因素,结合前文推导可知预期份额 ( $\hat{\alpha}_{it}^X$ ) 可以表示为:

$$\hat{\alpha}_{it}^X = \frac{p_{it}^X X_{it}}{\frac{p_{it} Q_{it}}{\exp(\hat{\varepsilon}_{it})}} \quad (17)$$

根据式(17)和式(8),可以测算得到 2001—2007 年中国工业企业的价格加成值。为降低“非明显异常”样本对估计结果的不良冲击,本文以去除“两端异常极值”的方式,保留价格加成值小于 10 大于 0.1 的样本。另外为了降低企业退出和新进入对研究结论产生的影响,将劳动力资源错配和价格加成测度结果中去除“非明显异常值”所剩样本中持续经营的企业作为研究对象。最后得到企业价格加成水平与劳动力资源错配情况的测算结果<sup>②</sup>如表 1 所示。从表 1 中可以看出:首先,整体和内外资条件下三类价格加成水平(高中低)企业的劳动力资源错配系数均呈现一定幅度的递增,这表明 2001—2007 年间中国的劳动力资源错配情况有一定的加剧趋势;其次,从均值来看,中高价格加成水平内资企业的劳动力资源错配大于外资企业,而低价格加成内资企业的劳动力资源错配小于外资企业;最后,从绝对值上看,价格加成水平越高的企业,其劳动力资源错配越高,这一趋势在整体和内外资企业中均成立,价格加成水平越高的企业往往拥有较高的技术水平。由此可以推定:价格加成水平和技术水平越高的企业在利润递增时,越偏向于提升资本回报率和利润率,从而使得其劳动力资源错配高于低价格加成和低技术水平企业。导致这一现象出现的原因可能在于:一方面价格加成水平和技术水平越高的企业对资本的依赖程度越高,为了获得更多的资本进行技术革新,其在经营决策方面会更倾向于保障资本的回报率,进而导致其劳动力资源错配较高;另一方面价格加成水平越低的企业对劳动力的依赖程度越高,为了保障企业的正常运营,其在经营决策方面会更倾向于保障劳动力的收益,进而导致劳动力资源错配相对较低。

① 本文使用的是总产值生产函数,包含劳动力、资本以及中间品投入的一次项、二次项、二次交互项和三次交互项。测度过程中采用先构建生产率代理变量后构建生产率代理矩阵的两步法测度价格加成,并采用了当期资本投入、滞后劳动力投入和滞后中间品投入及其交互项等作为构建矩阵的基础条件,以提高价格加成测度结果的准确性。这在一定程度上优化了 De Loecker 等<sup>[24]</sup>的测度方法。

② 本文将价格加成率位于区间(0, 1.0]的企业界定为低价格加成企业,将价格加成率位于区间[1.5, +∞)的企业界定为高价格加成企业,将价格加成率位于区间(1.0, 1.5)的企业界定为中价格加成企业。

表 1 企业价格加成水平与劳动力资源错配测算结果

年份	整体			内资			外资		
	低	中	高	低	中	高	低	中	高
2001	2.751	3.827	4.025	2.738	4.109	4.272	2.810	3.292	3.874
2002	2.763	4.053	4.110	2.828	4.139	4.451	2.452	4.049	3.517
2003	2.930	4.177	4.388	2.885	4.172	4.714	3.153	3.853	4.189
2005	4.013	4.087	4.193	3.938	4.109	4.434	3.615	4.010	4.348
2006	3.877	4.001	4.162	3.731	4.017	4.384	3.479	3.931	4.665
2007	3.940	3.954	4.191	3.846	4.188	4.355	3.612	3.804	4.438
均值	3.379	4.017	4.178	3.328	4.122	4.435	3.187	3.823	4.172
增幅/%	43.221	3.319	4.124	40.467	1.923	1.943	28.541	15.553	14.559

#### (四) 融资约束与劳动力资源错配

融资约束容易成为企业创新和成长的“拦路虎”<sup>[16]</sup>, 从而影响企业在资本和劳动力“报酬回馈”方面的决策<sup>[31]</sup>, 最终影响劳动力资源的错配程度。融资约束有较多的测度方法, 每种测度方法各具优势<sup>[19]</sup>。基于数据的可获得性和研究目的, 本文参照阳佳余<sup>[19]</sup>和吕越等<sup>[20]</sup>的研究, 以企业流动负债与流动资产之比来刻画融资约束, 该指标越高则表明企业面临的融资压力越大。表 2 报告了不同融资约束程度下内外资企业的劳动力错配程度。从表 2 可知: 首先, 企业整体和内外资企业在三种融资约束水平下, 企业劳动力资源错配均呈现一定幅度的上升趋势, 进一步证实了中国的劳动力资源错配在 2001—2007 年间有加剧趋势的特征事实。其次, 从

均值上看, 外资中高融资约束的企业劳动力要素资源错配高于内资中高融资约束企业, 内资低融资约束企业的劳动力资源错配高于低融资约束外资企业, 这表明: 融资约束对劳动力资源错配的作用机制在内外资间可能存在一定的差异。最后, 企业整体和内外资企业的测度结果均显示, 面临融资约束程度越高的企业, 其劳动力资源错配越高, 导致这一现象出现的原因可能在于: 当面临较大的融资约束时, 企业决策者会倾向于提高资本回报率, 以在资本供给量有限的市场中吸引足够的资本进行生产, 而企业的这一决策会对劳动力报酬产生一定的负向冲击, 进而加剧企业劳动力资源错配。这在一定程度上表明: 融资约束可能会加剧中国的劳动力资源错配。

表 2 企业融资约束程度与劳动力资源错配<sup>①</sup>

年份	整体			内资			外资		
	低	中	高	低	中	高	低	中	高
2001	3.876	4.541	4.745	3.953	4.616	4.649	3.738	4.351	4.996
2002	3.974	4.486	4.727	4.015	4.548	4.567	3.889	4.306	5.144
2003	4.087	4.373	4.510	4.108	4.159	4.303	4.036	5.075	5.176
2005	4.052	4.371	4.547	4.110	4.238	4.225	3.855	4.944	5.773
2006	3.981	4.530	4.639	4.033	4.588	4.693	3.778	4.881	5.374
2007	3.967	4.619	4.822	4.026	4.761	4.723	3.912	4.386	5.106
均值	3.990	4.487	4.665	4.041	4.485	4.527	3.868	4.657	5.262
增幅/%	2.348	1.718	1.623	1.847	3.141	1.592	4.655	0.804	2.202

### 三、计量结果与分析

#### (一) 模型的设定与变量的选择

为了揭示企业价格加成和融资约束对劳动力资源错配的作用机理, 本文的被解释变量为劳动力资源错配, 解释变量为异质性企业的价格加成和面临的融资约束, 为避免“共时性”给估计结果可能造成的有偏影响, 本文借鉴陈晓华等<sup>[27]</sup>的处理方法, 以解释变量的一期滞后项进行计量分析, 此外实证中进一步引入所有制 (*type*)、省份 (*region*)、行业

(*ind*) 和年份 (*year*) 的虚拟变量来细致刻画企业的异质性。为此, 构建如下计量方程:

$$DL_{it} = a_0 + a_1 markup_{i(t-1)} + a_2 rzy_{i(t-1)} + \lambda_m X_{i(t-1)}^m + \sum type_j + \sum region_j + \sum ind_j + \sum year_j + \epsilon_{it} \quad (18)$$

① 考虑到不同行业面临的融资约束可能不同, 表 2 在界定融资约束程度的高低时, 以行业融资约束值的均值作为衡量标杆, 当融资约束值小于行业均值的一半时, 认定为低融资约束企业, 当融资约束值高于行业均值时, 认定为高融资约束企业, 其余为中融资约束企业。

其中,  $markup$  为企业价格加成, 以前文超越对数生产函数所得结果表示,  $rzys$  为企业融资约束, 以  $\ln(1 + \text{流动负债}/\text{流动资产})$  表示,  $X$  为控制变量。为了考察在融资约束一定的条件下, 提升企业价格加成对劳动力资源错配的影响, 本文进一步构建如下回归方程:

$$DL_{it} = a_0 + a_3 markup_{i(t-1)} \times rzys_{i(t-1)} + \lambda_m X_{i(t-1)}^m + \sum type_j + \sum region_j + \sum ind_j + \sum year_j + \epsilon_{it} \quad (19)$$

本文选取了部分既能刻画企业异质性特征, 又可能会对劳动力资源错配产生影响的变量作为控制变量, 具体有: a) 全要素生产率( $tfp$ ), 全要素生产率是体现企业异质性特征的最关键变量, 本文以前文基于 Levinsohn 等<sup>[29]</sup>方法所得企业全要素生产率表示; b) 员工数量( $ygs$ ), 企业员工数量很大程度上决定了企业对劳动力的依赖程度, 从而影响决策者在收益分配方面的倾向性, 本文以企业员工数量的自然对数表示; c) 新产品( $new$ ), 新产品的研发和推出需要一定量的资本和人力资本投入, 从而可能对劳动力资源配置情况产生影响, 本文以虚拟变量表示, 企业当年有新产品交货值时, 设定为 1, 否则为 0; d) 出口( $export$ ), 出口决策会对企业收入产生一定的影响, 进而影响劳动力资源配置, 本文以虚拟变量表示, 企业当年有出口交货值时, 设定为 1, 否则为 0; e) 补贴( $sub$ ), 补贴不仅会影响企业的收入, 还会对企业的产品选择等决策产生影响, 本文以虚拟变量表示, 企业当年有补贴时, 设定为 1, 否则为 0; f) 中间品投入产出效率( $mid$ ), 中间品投入产出效率是企业盈利能力和要素配置能力的重要体现, 实证中以  $\ln(1 + \text{工业增加值}/\text{中间投入})$  表示; g) 企业年龄( $age$ ), 年龄是企业经营经验的重要体现, 会对企业经营决策产生一定的影响, 本文以企业经营年龄的自然对数表示。

## (二) 基准模型的回归

对全样本的回归结果如表 3 所示, 方程(1)——(2)报告了基准检验(OLS)结果, 可知在依次加入核心解释变量的情况下, 融资约束和价格加成变量的估计系数均显著为正, 二者交互项的估计系数也显著为正, 由此可以得到如下结论:

首先, 企业价格加成能力提升会加剧劳动力资源错配, 资源错配的加剧会抑制劳动力要素的积极性, 降低劳动力在推动企业技术革新、产品质量升级和发展方式优化方面的主动性, 可见, 企业价格加成

水平的提升未能成为持续激发劳动力活力的“有效”力量。这表明: 企业决策者在配置价格加成水平提升引致型利润增加部分时, 倾向于将更高比例的“新增利润”分配给资本和利润, 即多数企业属于资本和利润回报率提升的偏好者。劳动力资源是激发企业增长潜力、提升企业产品品质与实现技术和价值链分工位置赶超的中坚力量<sup>[32]</sup>。为此, 在政府和学界均强调高质量增长背景下, 打破“获利增、错配剧”的困境已经迫在眉睫。

其次, 融资约束会加剧劳动力资源错配, 这表明: 企业在遭遇融资约束时, 倾向于“侵占”劳动力的“应得”报酬, 以维持甚至提升资本的报酬, 进而吸引到更多的资本维持生产。可以推定: 一方面融资约束不仅是企业研发创新的“拦路虎”, 也是劳动力资源配置效率提升的“拦路虎”, 另一方面融资约束程度的降低不仅能提高企业获得资本的便利性, 还能在很大程度上提升劳动力资源配置效率。为此, 营造良好的融资环境可以成为中国破解劳动力资源错配的重要手段, 这一实证结论还表明: 当前以提升金融服务实体经济水平为核心内容的发展战略是缓解劳动力资源错配的“利好”政策。

最后, 融资约束和价格加成提升共存对劳动力资源错配有叠加型加剧特征, 即融资约束一定的情况下, 企业价格加成提升会加剧企业的劳动力资源错配, 这一结论令笔者颇感意外, 一般而言, 价格加成的提升会使得企业盈利能力上升, 进而缓解企业面临的融资压力, 因而价格加成与融资约束对劳动力资源错配的作用力应呈现出抵消效应。

## (三) 考虑内生性的计量结果

考虑到劳动力资源错配与价格加成、劳动力资源错配与融资约束均存在互为因果关系的内生性风险, 本文进一步运用两步最小二乘法就价格加成和融资约束对劳动力价格错配的作用机制进行实证分析。借鉴邱斌等<sup>[33]</sup>的研究, 工具变量以解释变量的两期滞后项表示。表 3 的方程(3)——(4)报告了相应的计量结果, 可知价格加成、融资约束及二者的交互项的估计结果均显著为正, 即在考虑内生性条件下所得计量结果与基准检验的结论是一致的, 这表明基准检验的结论是可靠的。综合分析基准检验和内生性检验中控制变量的估计结果还可以得到如下结论:

一是全要素生产率提升会加剧劳动力资源错配, 全要素生产率既是经济增长的重要源泉, 也是经济增长质量提升的重要推动力量<sup>[11]</sup>, 更是资源向更高生产技术汇集和生产技术整体性升级的重要标

表 3 全样本检验结果<sup>①</sup>

系数	基准回归(OLS)		考虑内生性回归(2SLS)		稳健性检验	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$markup_{(t-1)}$	2.623*** (6.664)		4.716*** (3.596)		14.08*** (3.580)	
$rzys_{(t-1)}$	1.006*** (6.253)		1.969*** (4.390)		2.203*** (4.824)	
$markup_{(t-1)} \times rzys_{(t-1)}$		0.983*** (7.903)		1.781*** (5.176)		1.235*** (3.128)
$tfp_{(t-1)}$	3.639*** (38.18)	3.626*** (38.05)	3.852*** (25.95)	3.839*** (25.86)	4.732*** (16.37)	3.917*** (26.28)
$ygs_{(t-1)}$	-3.823*** (-24.16)	-3.821*** (-24.15)	-4.509*** (-17.98)	-4.497*** (-17.93)	-4.167*** (-15.74)	-4.424*** (-17.68)
$new_{(t-1)}$	$-2.69 \times 10^{-7}$ (-1.635)	$-2.20 \times 10^{-7}$ (-1.338)	$-2.96 \times 10^{-7}$ (-1.267)	$-2.20 \times 10^{-7}$ (-0.950)	$-4.4 \times 10^{-7}$ (-1.815)	$-2.19 \times 10^{-7}$ (-0.944)
$export_{(t-1)}$	-1.823*** (-9.518)	-1.836*** (-9.588)	-1.910*** (-6.363)	-1.945*** (-6.483)	-2.275*** (-7.214)	-1.983*** (-6.610)
$sub_{(t-1)}$	$-2.29 \times 10^{-5}$ (-1.841)	$-2.08 \times 10^{-5}$ (-1.673)	$-3.23 \times 10^{-5}$ (-1.530)	$-2.75 \times 10^{-5}$ (-1.306)	$-3.9 \times 10^{-5}$ (-1.848)	$-2.70 \times 10^{-5}$ (-1.284)
$mid_{(t-1)}$	-1.053*** (-8.385)	-1.025*** (-8.169)	-1.161*** (-5.847)	-1.120*** (-5.660)	-2.393*** (-5.754)	-1.156*** (-5.693)
$age_{(t-1)}$	-0.909*** (-7.784)	-0.884*** (-7.574)	-1.053*** (-5.457)	-1.010*** (-5.242)	-1.279*** (-6.172)	-1.044*** (-5.424)
Constant	6.684 (0.240)	9.562 (0.343)	4.810 (0.156)	9.992 (0.325)	-17.45 (-0.549)	9.488 (0.309)
Obs	122,987	122,987	60,676	60,676	60,676	60,676
R-squared	0.031	0.031	0.031	0.031	0.022	0.031
LM 检验			$1.4 \times 10^4$	$2.0 \times 10^4$	2282.34	$1.8 \times 10^4$
CD 检验			8768.66	$2.9 \times 10^4$	1183.9	$2.7 \times 10^4$
Sargan 检验			0.000	0.000	0.000	0.000

注：\*表示  $p < 0.1$ ，\*\*表示  $p < 0.05$ ，\*\*\*表示  $p < 0.01$ 。下同。

志。由此可以推定：生产技术革新虽能提升劳动力的边际产出，但无法同幅提升劳动收入，使得边际产出的增幅大于劳动收入的增幅，进而加剧劳动力资源错配。这一结论还表明：技术进步是资本收益和利润“侵占”劳动收入、降低劳动总收入占比的重要诱因。为此，妥善处理好技术进步与劳动收入增幅间的关系，能为我国实现生产技术提升和劳动力资源错配同步优化提供重要的支撑。

二是出口有助于缓解劳动力资源的错配程度，表 3 中该变量的计量结果均显著为负，可见出口会使得劳动力工资的增幅大于其边际产出的增幅，进而缓解劳动力资源错配，即出口能在一定程度上增加劳动力收入占比。这一结论表明：Stolper-Samuelson 定理在中国是成立的，即作为劳动力丰裕型国家的中国，出口使得收入向其丰裕型要素劳动力倾斜，进而提高劳动力收入占比、降低劳动力资源错配。

三是企业员工数、企业年龄和投入产出效率的估计结果显著为负，可见三者均对劳动力资源错配具有显著的缓解功能。这表明：一方面经营历史越长的企业越倚重劳动力，特别是高端的人力资本，进而使得经营历史越长的企业，其劳动力资源错配的

程度越低；另一方面通过消除阻碍企业投入产出效率提升的制度和非制度因素有助于劳动力资源错配的降低，劳动力数量的适度增加有助于缓解劳动力资源错配；最后补贴和新产品交货值的估计结果虽显著为负，但实证所得估计系数非常小，为此，二者对要素资源错配的作用力相对有限，甚至可以忽略。

#### (四)稳健性检验

本文借鉴陈晓华等<sup>[8]</sup>的研究，将生产函数设定为 CD 生产函数形式再次测度价格加成，以 CD 函数测度所得结果替代超越对数生产函数所得结果进行稳健性检验。表 3 的方程(5)和(6)报告了相应的稳健性检验结果，可知：一方面在替换成 CD 函数所得价格加成后，估计结果中价格加成、融资约束的估计结果在符号和显著性上与基准检验高度一致，二者交互项的实证结果也与基准检验一致；另一方面控制变量的计量结果与表 3 的方程(1)—(4)较为一致，并未出现严重逆向变化的现象，由此可以推定前文的计量结论是稳健可靠的。

① 本文的 OLS 回归和 2SLS 回归均控制了企业的所有制 (type)、行业 (ind)、所属省份 (pro) 和年份 (year) 等异质性特征，未避免赘，本文略去上述控制变量的估计结果。

## (五)所有制异质性企业的估计结果与分析

所有制差异是企业异质性的一个重要特征,为此,进

一步从内外资企业视角考察价格加成和融资约束对

劳动力资源错配的作用机制,所得结果如表4所示。

表4 所有制和要素密集度异质性企业检验结果

系数	所有制异质性				要素密集度异质性			
	内资		外资		劳动密集型		资本密集型	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$markup_{(t-1)}$	3.861*** (3.245)		9.326* (1.934)		3.650* (1.753)		6.156*** (3.295)	
$rzys_{(t-1)}$	1.234*** (2.878)		4.060*** (3.231)		1.239 (1.139)		2.246*** (4.833)	
$markup_{(t-1)} \times rzys_{(t-1)}$		1.216*** (3.691)		3.336*** (3.471)		1.584* (1.792)		1.808*** (5.177)
$tfp_{(t-1)}$	3.428*** (24.39)	3.435*** (24.44)	5.001*** (11.32)	4.863*** (11.18)	3.947*** (11.45)	3.914*** (11.39)	3.808*** (24.17)	3.810*** (24.18)
$ygs1_{(t-1)}$	-3.339*** (-13.75)	-3.310*** (-13.65)	-7.634*** (-11.10)	-7.705*** (-11.23)	-4.378*** (-7.519)	-4.356*** (-7.486)	-4.598*** (-17.34)	-4.592*** (-17.31)
$new_{(t-1)}$	$-2.39 \times 10^{-7}$ (-1.201)	$-1.74 \times 10^{-7}$ (-0.883)	$-9.96 \times 10^{-7}$ (-0.686)	$-8.80 \times 10^{-7}$ (-0.607)	$-8.71 \times 10^{-7}$ (-0.706)	$-7.95 \times 10^{-7}$ (-0.646)	$-2.81 \times 10^{-7}$ (-1.299)	$-1.83 \times 10^{-7}$ (-0.861)
$export_{(t-1)}$	-1.769*** (-6.401)	-1.819*** (-6.594)	-2.167** (-2.202)	-1.983** (-2.036)	-1.980*** (-2.932)	-2.113*** (-3.156)	-1.977*** (-6.103)	-1.927*** (-5.962)
$sub_{(t-1)}$	$-2.79 \times 10^{-5}$ (-1.335)	$-2.30 \times 10^{-5}$ (-1.105)	$-3.50 \times 10^{-5}$ (-0.595)	$-2.88 \times 10^{-5}$ (-0.491)	$-7.10 \times 10^{-5}$ (-0.467)	$-5.7 \times 10^{-5}$ (-0.376)	$-3.2 \times 10^{-5}$ * (-1.712)	$-2.69 \times 10^{-5}$ (-1.413)
$mid_{(t-1)}$	-1.168*** (-6.186)	-1.167*** (-6.177)	-1.310** (-2.196)	-0.992* (-1.772)	-1.529*** (-3.362)	-1.499*** (-3.301)	-1.034*** (-4.881)	-0.965*** (-4.593)
$age_{(t-1)}$	-0.924*** (-5.028)	-0.888*** (-4.837)	-1.090** (-1.968)	-1.028* (-1.863)	-0.342 (-0.715)	-0.313 (-0.655)	-1.290*** (-6.464)	-1.236*** (-6.224)
Constant	1.181 (0.0463)	5.086 (0.199)	-9.645 (-1.155)	3.193 (0.658)	-9.909* (-1.767)	-5.688 (-1.160)	-1.343 (-0.0488)	5.062 (0.185)
Obs	46,120	46,120	14,556	14,556	16,845	16,845	43,831	43,831
R-squared	0.037	0.037	0.043	0.044	0.027	0.027	0.035	0.035
LM 检验	$1.2 \times 10^4$	$1.4 \times 10^4$	1749.5	5530.08	4284.23	4239.86	7777.17	$1.6 \times 10^4$
CD 检验	8110.01	$2.0 \times 10^4$	989.17	8872.97	2860.81	5642.77	4718.33	$2.4 \times 10^4$
Sargan 检验	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

表4的方程(1)~(4)报告了相应的实证结果,可知在内外资企业的回归结果中,企业价格加成、融资约束及二者的交互项均显著为正,可见价格加成和融资约束对劳动力资源错配的加剧作用不随企业所有制的变化而变化。控制变量估计结果显示:控制变量的预期符号和显著性方面与整体层面的估计结果并无明显偏差。为此,所有制异质性企业层面的结论进一步证实了前文计量结果的可靠性。值得一提的是:外资企业价格加成、融资约束及二者交互项的估计系数均大于内资企业,这一定程度上表明外资企业在分配决策领域比内资企业更偏向于确保资本收益和利润的份额,从而使得外资企业面临价格加成提升和融资约束时,对劳动力资源错配产生的负向效应大于内资企业。

## (六)要素密集度异质性企业的估计结果与分析

要素密集度的差异决定了企业对异质性要素的依赖程度。那么这种差异是否会影响价格加成和融资约束对劳动力资源错配的作用机制呢?本文借鉴陈晓华等<sup>[27]</sup>的研究,将中国工业企业数据库中产业(13)~(20)设定为劳动密集型产业,将产业(21)~(42)设定为资本密集型产业,从要素密集度异质性视角探索上述问题的答案。表4方程(5)~(8)报告了相应的计量结果。可知价格加成的估计结果显著为正,价格加成与融资约束交互项显著为正,融资约束在资本密集型企业的估计结果中显著为正,在劳动密集型企业的估计结果中不显著。可见劳动密集型企业中融资约束对劳动力资源错配的作用力不显著,导致这一现象出现的原因可能在于:劳动密集型



企业的生产过程更依赖于劳动力,在面临融资约束时,其生产过程受到的冲击往往小于资本密集型企业,使得劳动密集企业的劳动力错配对融资约束的敏感性相对较小,最终导致融资约束对其劳动力资源错配作用力不显著。

#### (七)区域异质性企业的估计结果与分析

中国经济存在显著的二元结构特征,东部不仅在经济发展水平方面优于中西部,还在基础设施和营商环境等方面拥有中西部难以企及的优势,那么

这种区域差异是否会改变企业价格加成和融资约束对劳动力资源错配的作用机制呢?通过考察分中西部的企业,计量结果如表 5 所示:企业价格加成、融资约束及二者的交互项均显著为正,可见价格加成和融资约束加剧劳动力资源错配的作用机制在东中西部区域均成立,即上述机制不随区域发展水平的变化而变化。为此,在中国不同区域优化价格加成和融资约束对劳动力资源错配的作用机制,仍需遵循整体层面实证分析所得规律。

表 5 区域异质性企业检验结果

系数	东部		中部		西部	
$markup_{(t-1)}$	4.831*** (3.028)		8.731** (2.503)		0.243** (2.208)	
$rys_{(t-1)}$	1.606*** (2.823)		3.847*** (4.323)		1.792*** (4.378)	
$markup_{(t-1)} \times rys_{(t-1)}$		1.579*** (3.596)		3.167*** (4.701)		1.211*** (3.964)
$tfp_{(t-1)}$	3.526*** (18.67)	3.529*** (18.69)	6.051*** (22.03)	5.974*** (21.81)	2.868*** (19.20)	2.886*** (19.57)
$ygs_{(t-1)}$	-4.478*** (-13.77)	-4.443*** (-13.68)	-6.132*** (-14.13)	-6.196*** (-14.30)	-3.102*** (-13.26)	-3.090*** (-13.22)
$new_{(t-1)}$	$-3.02 \times 10^{-7}$ (-0.903)	$-2.15 \times 10^{-7}$ (-0.648)	$-4.22 \times 10^{-7}$ (-1.637)	$-3.13 \times 10^{-7}$ (-1.243)	$-2.16 \times 10^{-7}$ (-0.405)	$-2.70 \times 10^{-7}$ (-0.511)
$export_{(t-1)}$	-2.089*** (-5.674)	-2.142*** (-5.825)	-1.082* (-1.742)	-1.064* (-1.714)	-1.505*** (-4.267)	-1.522*** (-4.340)
$sub_{(t-1)}$	$-2.89 \times 10^{-5}$ (-0.953)	$-2.27 \times 10^{-5}$ (-0.753)	$-5.17 \times 10^{-5}$ (-2.064)	$-4.56 \times 10^{-5}$ (-1.832)	$-1.82 \times 10^{-5}$ (-0.769)	$-1.98 \times 10^{-5}$ (-0.837)
$mid_{(t-1)}$	-1.162*** (-4.645)	-1.144*** (-4.576)	-1.705*** (-4.449)	-1.538*** (-4.111)	-0.770*** (-3.861)	-0.792*** (-4.073)
$age_{(t-1)}$	-0.959*** (-3.687)	-0.910*** (-3.507)	-1.401*** (-4.440)	-1.328*** (-4.229)	-0.739*** (-4.759)	-0.752*** (-4.848)
Constant	-1.174 (-0.427)	4.367** (2.204)	-19.06*** (-3.639)	-7.52*** (-3.128)	-1.888 (-0.891)	-1.496 (-1.148)
Obs	46,384	46,384	7,452	7,452	6,839	6,839
R-squared	0.022	0.021	0.162	0.161	0.137	0.138
LM 检验	$1.1 \times 10^4$	$1.4 \times 10^4$	1671.81	2461.83	1560.20	2621.54
CD 检验	6881.8	$2.1 \times 10^4$	1067.8	3643.29	1000.02	4206.96
Sargan 检验	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

#### 四、作用渠道检验

前文研究表明企业价格加成提升和融资约束均会加剧劳动力资源错配,本部分进一步从解构劳动力资源错配的测度方法视角剖析二者加剧劳动力资源错配的作用渠道。借鉴 Hsieh 等<sup>[3]</sup>的研究,本文以劳动力的边际产出( $MP_L$ ,由前文式(2)核算而得)与劳动力平均工资( $w$ )之比来衡量劳动力资源错配。为此,本部分以两步最小二乘法为工具就价

格加成和融资约束对劳动力的边际产出及工资分别进行计量分析,以揭示二者对劳动力资源错配的微观作用渠道,实证结果如表 6 所示。

表 6 的方程(1)—(4)报告了相应的实证结果,价格加成水平的提升不仅会提高劳动力的工资,还会提高劳动力资源的边际产出,方程(1)中价格加成变量的估计系数大于方程(3)的系数,这一定程度上表明:价格加成水平的提升对劳动力边际产出的促进作用大于其对工资的促进作用。由此可以推定:

表6 作用渠道的检验结果

被解释变量系数	考虑内生性回归(2SLS)				稳健性检验(价格加成变量替换)			
	$MP_L(1)$	$MP_L(2)$	$w(3)$	$w(4)$	$MP_L(5)$	$MP_L(6)$	$w(7)$	$w(8)$
$markup_{(t-1)}$	0.172*** (5.032)		0.149*** (13.55)		0.450*** (4.858)		0.382*** (12.07)	
$rzys_{(t-1)}$	0.152*** (13.14)		0.023*** (-6.098)		0.164*** (13.33)		-0.0128*** (-2.955)	
$markup_{(t-1)} \times rzys_{(t-1)}$		0.129*** (14.43)		-0.00586** (-2.009)		0.0544*** (5.208)		-0.00702** (-2.009)
$tfp_{(t-1)}$	0.502*** (130.9)	0.501*** (130.8)	0.185*** (147.7)	0.184*** (146.8)	0.537*** (64.96)	0.506*** (131.1)	0.214*** (74.90)	0.184*** (145.7)
$ygs_{(t-1)}$	0.240*** (36.88)	0.240*** (36.85)	0.066*** (31.22)	0.0674*** (31.66)	0.247*** (36.26)	0.246*** (37.80)	0.0722*** (29.97)	0.0672*** (31.65)
$new_{(t-1)}$	$-1.01 \times 10^{-8}$ (-1.622)	$-8.39 \times 10^{-9}$ (-1.355)	$1.9 \times 10^{-8}$ *** (9.609)	$2.3 \times 10^{-8}$ *** (11.44)	$-1.56 \times 10^{-8}$ ** (-2.325)	$-8.24 \times 10^{-9}$ (-1.331)	$1.5 \times 10^{-8}$ *** (6.356)	$2.3 \times 10^{-8}$ *** (11.44)
$export_{(t-1)}$	-0.212*** (-27.11)	-0.214*** (-27.30)	0.0688*** (26.92)	0.0682*** (26.63)	-0.225*** (-26.59)	-0.216*** (-27.58)	0.0579*** (19.40)	0.0683*** (26.68)
$sub_{(t-1)}$	$-1.9 \times 10^{-6}$ *** (-3.361)	$-1.7 \times 10^{-6}$ *** (-3.156)	$3.4 \times 10^{-6}$ *** (18.57)	$3.6 \times 10^{-6}$ *** (19.78)	$-2.2 \times 10^{-6}$ *** (-3.678)	$-1.7 \times 10^{-6}$ *** (-3.062)	$3.2 \times 10^{-6}$ *** (15.21)	$3.6 \times 10^{-6}$ *** (19.78)
$mid_{(t-1)}$	-0.154*** (-30.20)	-0.153*** (-30.16)	-0.124*** (-74.57)	-0.121*** (-73.50)	-0.207*** (-16.17)	-0.151*** (-28.88)	-0.169*** (-38.17)	-0.121*** (-70.63)
$age_{(t-1)}$	-0.142*** (-28.34)	-0.141*** (-28.11)	0.045*** (27.88)	0.0473*** (28.83)	-0.149*** (-27.39)	-0.144*** (-28.68)	0.0404*** (21.11)	0.0474*** (28.89)
Constant	-1.267*** (-20.65)	-1.053*** (-24.25)	0.803*** (40.26)	0.981*** (69.04)	-1.874*** (-10.67)	-1.016*** (-22.69)	0.290*** (4.814)	0.985*** (67.10)
Obs	63,680	63,680	63,966	63,966	63,680	63,680	63,966	63,966
R-squared	0.429	0.429	0.486	0.484	0.387	0.428	0.353	0.484
LM 检验	$1.4 \times 10^4$	$2.0 \times 10^4$	$1.4 \times 10^4$	$2.1 \times 10^4$	504.13	$1.8 \times 10^4$	543.57	$1.7 \times 10^4$
CD 检验	8749.26	$3.0 \times 10^4$	8946.79	$3.0 \times 10^4$	253.7	$2.5 \times 10^4$	273.72	$2.4 \times 10^4$
Sargan 检验	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

企业价格加成加剧劳动力资源错配的渠道为,价格加成水平的提升虽能同时提升劳动力边际产出和工资,但其对劳动力边际产出的提升幅度大于其对工资的提升幅度,进而加剧了劳动力资源错配,可见一方面价格加成水平提升企业的决策者多偏好于保障资本回报率和利润率;另一方面边际产出新增部分并未完全转化为工资,而是被资本和利润“侵占”了。融资约束对劳动力的边际产出具有显著的正效应,而对劳动力工资具有显著的负效应,为此,融资约束加剧劳动力资源错配的作用渠道为其倒逼了劳动力边际产出递增、降低了劳动力的工资,可见在面临融资约束时,企业为吸引到足够的资本维持生产,其倾向于将劳动力收益“挪”给资本,以维持较高的资本回报率。为确保渠道检验结论科学可靠,本文以基于CD生产函数所得价格加成替代超越对数生产函数所得价格加成的形式进行稳健性检验,表6中方程(5)~(10)的估计结果与方程(1)~(4)在预期符号

和显著性方面高度一致,这表明渠道检验的结论是稳健可靠的。

## 五、结论与启示

本文以适度修正劳动力资源错配和企业价格加成的测度方法为依托,借助持续经营企业数据首次从多维细化层面揭示价格加成和融资约束对劳动力资源错配的影响机制,并从解构劳动力资源错配测度方法的视角,检验二者对劳动力资源错配的作用渠道。得到的结论主要有:首先,价格加成水平提升、融资约束及二者的交互项均会加剧劳动力资源错配,这一结论在考虑内生性、替换变量、替换回归方法、所有制异质性、技术异质性、区域异质性和决策异质性层面均稳健成立。可见提升企业盈利能力和改善劳动力资源配置效率的目标存在潜在冲突的风险,而融资环境优化和劳动力资源配置效率提升的目标则能并驾齐驱。其次,企业价格加成加剧劳

动力资源错配的渠道为价格加成提升对劳动力边际产出的正向促进效应大于其对工资的正向促进效应,为此,迫切需要打破这一机制,以促使企业盈利能力和劳动力资源配置效率同步提升,进而激发劳动力的活力,充分发挥劳动力对企业发展方式转变的贡献,融资约束加剧劳动力资源错配的渠道,为融资约束降低了劳动力的工资而倒逼了劳动力的边际产出增加。最后,全要素生产率提升会加剧劳动力资源错配,因而需妥善处理技术进步和劳动力收入之间的关系,出口则有助于缓解劳动力资源错配,企业员工数、企业年龄和投入产出效率能缓解劳动力资源错配,而补贴和新产品对劳动力资源错配的作用力非常的有限。

本文结论所蕴含的政策启示包括以下几个方面:一是在政府和企业积极推进价格加成水平和技术水平持续提升的现实背景下,应优化劳动力报酬、资本回报率与利润率间的协调机制,减少甚至消除资本和利润对劳动力“应得”报酬的“侵占”,以激发劳动力要素的活力,并形成盈利能力改善和劳动力要素配置效率提升的良性互动机制。二是在中美贸易战背景下,应积极构建和融入世界性和区域性一体化经济组织,加快更为全面的自贸区和自由港建设,提升中国对外贸易的便利性和契约型贸易地理优势,以将更多产品输送到非美国地区的形式消化掉中美贸易战可能引致的美国进口量下降“缺口”,进而降低中美贸易战对我国劳动力资源错配产生的负向冲击。三是加快构建完善的金融市场体系、提升金融市场的开放水平及营造金融业自由竞争的环境,以优化金融资源的配置效率,进而破解企业“融资难、融资贵”等问题,前文研究还表明:融资约束与价格加成交互项加剧劳动力资源错配效应的重要诱因是我国逆比较优势外力依赖型技术赶超模式,为此,在降低金融约束的同时,还应重视中国制造业动态比较优势的增进和核心零部件、技术的自给能力的提升,促使制造业从外力依赖型技术赶超向内力依赖型技术赶超转变。四是投入产出效率的提升能降低劳动力资源错配,为此,应积极推进实体经济降低成本、减负担策略,持续改进企业的管理模式,注重高效、成本节约型管理模式的应用和推广,以提升企业的投入产出效率。此外,还应重新审视和优化政府的补贴机制,以使其在更大程度上惠及劳动力收入的提升,促使补贴在缓解劳动力资源错配领域发挥更为重要的贡献。

#### 参考文献:

- [1] 陈晓华,黄先海,刘慧.生产性服务资源环节错配对高技术产品出口的影响分析[J].统计研究,2019(1):65-76.
- [2] 张杰,周晓艳,李勇.要素市场扭曲抑制了中国企业R&D? [J].经济研究,2011,46(8):78-91.
- [3] Hsieh M, Klenow P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India [J]. Quarterly Journal of Economics, 2009, 124 (4): 1403-1448.
- [4] 袁志刚,解栋栋.中国劳动力错配对 TFP 的影响分析[J].经济研究,2011(7): 4-17.
- [5] 邵挺.金融错配、所有制结构与资本回报率:来自 1999—2007 年我国工业企业的研究[J].金融研究,2010(9):51-68.
- [6] 孙雪娇,翟淑萍,于苏.柔性税收征管能否缓解企业融资约束:来自纳税信用评级披露自然实验的证据[J].中国工业经济,2019(3):81-99.
- [7] 余明桂,钟慧洁,范蕊.民营化、融资约束与企业创新:来自中国工业企业的证据[J].金融研究,2019(4):75-91.
- [8] 陈晓华,金泽成,余林徽.外需疲软会降低中国出口型企业的价格加成吗:来自 2000—2007 年持续出口企业的经验证据[J].国际贸易问题,2017(4):14-26.
- [9] 毛其淋,许家云.中间品贸易自由化提高了企业加成率吗?来自中国的证据[J].经济学(季刊),2017,16(2):485-524.
- [10] 黄先海,金泽成,余林徽.出口、创新与企业加成率:基于要素密集度的考量[J].世界经济,2018,41(5):125-146.
- [11] 黄先海,宋学印.准前沿经济体的技术进步路径及动力转换:从“追赶导向”到“竞争导向”[J].中国社会科学,2017(6):60-79.
- [12] 毛海涛,钱学锋,张洁.企业异质性、贸易自由化与市场扭曲[J].经济研究,2018,53(2):170-184.
- [13] Jovanovic B. Misallocation and growth [J]. American Economic Review, 2014 (4): 1149-1171.
- [14] Moll B. Productivity losses from financial frictions: Can self-financing undo capital misallocation? [J]. American Economic Review, 2014(10): 3186-3221.
- [15] Munshi K, Rosenzweig M. Networks and misallocation: Insurance, migration, and the rural-urban wage gap [J]. American Economic Review, 2016, 106(1): 46-98.
- [16] Czarnitzki D, Hottenrott H. R&D investment and financing constraints of small and medium-sized firms [J]. Small Business Economics, 2011, 36(1): 65-83.
- [17] 张璇,刘贝贝,汪婷,等.信贷寻租、融资约束与企业创新[J].经济研究,2017,52(5):161-174.
- [18] 陈诗一,陈登科.融资约束、企业效率韧性与中国加总全要素生产率研究[J].经济学报,2016,3(1):1-31.

- [19] 阳佳余.融资约束与企业出口行为:基于工业企业数据的经验研究[J].经济学(季刊),2012,11(4):1503-1524.
- [20] 吕越,吕云龙,包群.融资约束与企业增加值贸易:基于全球价值链视角的微观证据[J].金融研究,2017(5):63-80.
- [21] Manova K B, Yu Z. Firms and credit constraints along the value-added chain: Processing trade in China[J]. SSRN Electronic Journal, 2013:15.
- [22] 于泽,陆怡舟,王闻达.货币政策执行模式、金融错配与我国企业投资约束[J].管理世界,2015(9):52-64.
- [23] Melitz M J, Ottaviano G I P. Market size, trade, and productivity[J]. Review of Economic Studies, 2008, 75(1):295-316.
- [24] De Loecker, Warzynski L F. Markups and firm-level export status[J]. American Economic Review, 2012, 102(6):2437-2471.
- [25] 余淼杰,袁东.贸易自由化、加工贸易与成本加成:来自我国制造业企业的证据[J].管理世界,2016(9):33-43.
- [26] 盛丹,王永进.中国企业低价出口之谜:基于企业加成率的视角[J].管理世界,2012(5):8-23.
- [27] 陈晓华,刘慧.要素价格扭曲、外需疲软与中国制造业技术复杂度动态演进[J].财经研究,2014,40(7):119-131.
- [28] 盖庆恩,朱喜,史清华.劳动力市场扭曲、结构转变和中国劳动生产率[J].经济研究,2013,48(5):87-97.
- [29] Levinsohn J, Petrin A. Estimating production functions using inputs to control for unobservable[J]. Review of Economic Studies, 2003, 70(2): 317-341.
- [30] 诸竹君,黄先海,宋学印.中国企业对外直接投资促进了加成率提升吗?[J].数量经济技术经济研究,2016,33(6):77-93.
- [31] Brown J R, Petersen B C. Cash holdings and R&D smoothing[J]. Journal of Corporate Finance, 2011, 17(3):700-709.
- [32] 陈晓华,黄先海,刘慧.中国出口技术结构演进的机理与实证研究[J].管理世界,2011(3):44-57.
- [33] 邱斌,唐保庆,孙少勤,等.要素禀赋、制度红利与新型出口比较优势[J].经济研究,2014,49(8):107-119.

(责任编辑:陈丽琼)