

中国的制造业劳动收入份额变化： 企业动态生产方式视角

陈 鸣 李志远 吴 磊*

摘要：1998—2007 年间我国规模以上制造业企业劳动收入份额大幅下降。理解这一下降的原因对我国收入分配至关重要。本文发现 1998—2007 年间我国制造业劳动收入份额下降的 72.49% 可以由企业内效应解释，即企业需求提升使企业为增加生产规模而进行生产技术和生产方式的调整，这种调整形成企业对资本的内生偏好。由此，企业生产中资本劳动比上升，劳动收入份额降低。本研究揭示了企业规模扩张与初次分配公平之间的权衡，对我国制定最优的再分配政策有积极意义。

关键词：企业规模；劳动收入份额；内生资本偏向型技术进步

DOI：10.13821/j.cnki.ceq.2023.04.01

一、引 言

总收入中支付给劳动的份额影响到绝大多数个体和家庭的主要收入水平，因此，研究劳动收入在我国生产中的变化及其影响因素对于理解收入分配差距，维护社会稳定具有重要意义。然而，宏观而言，我国劳动收入份额（相对资本）长期在较低水平徘徊（李稻葵等，2009）。根据宏观数据，我国 GDP 中劳动报酬在总收入中的占比从 1998 年的 53.14% 持续下降至 2007 年的 39.74%。劳动要素在初次分配中的地位不断下降的情况在占我国增加值 40% 以上的制造业部门中尤其严重。图 1 给出了 1998—2007 年我国规模以上制造业企业劳动收入份额的变化。图 1(a) 和图 1(b) 中可以看出多种口径下计算得出的劳动收入份额的下降都非常显著。^① 例如，按照生产法计算的加权平均劳动收入份额从 24.83% 下降到 16.60%。这些事实表明，吸纳大量就业的制造业企业中劳动者的报酬仅是资本所有者收入的约 19.90%，而这些不断降低的劳动收入恰是我国绝大多

* 陈鸣、吴磊，复旦大学经济学院；李志远，复旦大学经济学院、上海国际金融与经济研究院。通信作者及地址：吴磊，上海市杨浦区国权路 600 号复旦大学经济学院，200433；电话：(021) 55665308；E-mail: lwu21@m.fudan.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金面上项目“贸易开放一般均衡下全光谱生产要素收入结构的量化研究”（72273035），教育部重点研究基地重大项目“双循环格局下国内国际双向资本流动研究”（22JJD790012）和国家社会科学基金重大项目“新时期开放中提升国际循环质量和水平问题研究”（23ZDA052）资助，感谢 2022 年“新贸易格局、贸易开放与中国经济结构变化”研讨会参会学者和匿名审稿人的宝贵意见。

^① 按收入法计算劳动收入份额等于劳动报酬除以其和营业盈余、生产税净额与折旧之和。其中，营业盈余借鉴钱震杰和朱晓东（2013）的方法进行估算。生产法计算的劳动收入份额等于劳动报酬除以总产值减去中间投入合计，加上应付增值税。由于收入法计算时存在数据缺失问题，本文的剩余部分主要用生产法计算我国的劳动收入份额，而将收入法用于稳健性检验。

数家庭的主要收入来源。劳动收入报酬比例的降低无疑会加剧整体社会的收入不平衡,对社会稳定和经济发展产生重要影响。

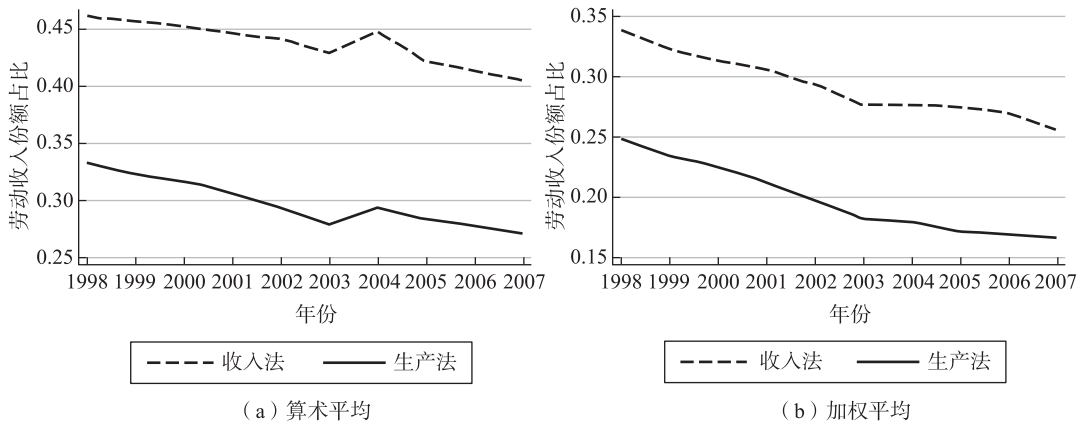


图1 1998—2007年我国规模以上制造业企业劳动收入份额变化

由于制造业企业在工业乃至国民经济中的重要地位,理解我国制造业企业劳动收入份额为什么会出现普遍性、持续性的下降具有重要的理论和实际意义。这意味着宏观经济学中经典的卡尔多事实并不符合我国在近些年的实际情况。因此需要从新的角度理解中国经济增长过程中的要素结构变化。基于这些考虑,本文探究我国制造业企业中劳动收入份额的变动,驱动原因及底层机制。

但回答这一问题面临着一些挑战。第一,我们并不明确要素收入份额的变动主要源自哪一层级经济主体的影响。第二,我们无法仅依托经济发展过程中众多政策冲击解释我国要素收入份额的变化。虽然这类外生政策冲击有助于在实证上进行因果识别,但是其短期的、特定的、局部的政策效应对于长期的、全局性的劳动收入份额下降的解释力有限。

为找出制造业企业劳动收入份额下降的原因,本文首先明确导致劳动收入份额下降的微观边际。为此,我们采用 Melitz and Polanec (2015) 的分解方法(以下简称MP分解),以1998—2007年中国制造业企业为样本,在企业层面将制造业劳动收入份额变化分解为企业平均劳动收入份额的变动(企业内效应),行业内企业市场份额转移导致的变动(企业间效应),企业进入带来的变动(企业进入效应)和企业退出带来的变动(企业退出效应)等四种效应。根据分解结果,本文可以初步判断我国劳动收入份额变动的来源。在此基础上,考察我国制造业企业在不同生长阶段(企业规模)下生产方式的差别,发现企业劳动收入份额与企业规模和内生生产方式的选择存在紧密联系。也即,企业应市场需求在提升规模的过程中内生选择资本偏向型技术进步,由此提高资本相对劳动的使用,降低劳动收入份额。

具体而言,本文发现我国制造业劳动收入份额的变动主要来自企业内效应,这部分效应占到总变动的72.49%,并且这一下降可以从企业成长的视角来解释。在构建的理论模型中企业面临外部需求增长,而扩大生产规模的过程中,往往通过研发投入提高资本的生产率而非提升劳动的生产率。由于企业内生选择资本偏向型技术,其将更多使用

资本而非劳动，最终使得劳动收入份额降低。

本研究与以往文献相比，从两个方面对理解劳动收入份额的变化做出贡献。第一，本文发现、证明并模型化企业的内生生产方式选择，这种选择会带来企业内生的资本偏向型技术进步。在现有文献中，大部分研究将资本偏向型技术进步作为外生假设，所有企业面对相同的外部变化（黄先海和徐圣，2009）。这与现实中同一时点不同规模企业资本偏向水平不同的事实构成冲突。本文通过考察不同企业在不同规模时生产方式的不同，允许企业根据自身的情况内生选择生产方式，放松了技术进步外生假设，形成的企业生产函数脱离了常规的柯布-道格拉斯（Cobb-Douglas）或者不变替代弹性（CES）的设定。随着企业的成长，企业可以通过改造生产线等资本投资实现资本生产率的提升，使资本和劳动要素的组合关系内生变动。^①

第二，本文从企业内维度研究其对我国制造业企业劳动收入份额变动的的影响，并指出这一维度的变化是我国制造业企业劳动收入份额变化中的主要驱动力量。已有文献较多从行业间和行业内企业间两个角度出发探讨劳动收入份额的变动。例如，罗长远和张军（2009）、白重恩和钱震杰（2009）、刘亚琳等（2018）认为在经济结构转型过程中，行业重要性的变化影响宏观经济劳动收入份额。从企业间维度出发的研究则更多关注行业内企业间的资源配置调整。如陆雪琴和田磊（2020）发现我国制造业中具有更低劳动收入份额的大企业扩张导致劳动收入份额下降。陈登科和陈诗一（2018）则发现在剔除要素价格效应后，行业内企业间效应会提高我国劳动收入份额。与这两支文献均不同，本文强调企业内部决策变化对其劳动收入份额的影响。

本文余下内容结构安排如下：第二部分为典型事实，第三部分为理论模型，第四部分为数据验证，第五部分为结论和政策建议。

二、典型事实：我国劳动收入份额变化

（一）数据来源

本文以1998—2007年间的中国工业企业数据库规模以上制造业企业为分析对象。通过工业企业数据库，计算得出整体工业部门、细分行业以及微观企业的要素收入结构等。由于工业企业数据存在测度误差和数值规模异常等问题，本文参考Feenstra et al.（2014）对数据库进行清理。为剔除价格因素对名义变量的影响，本文使用省份-年层面的固定资产投资价格指数、行业-年的工业品出厂价格指数和消费者价格指数分别对固定资产原价以及折旧、企业销售产值和增加值、企业工资和福利等劳动成本进行平减。

（二）企业劳动收入份额变化分解

为理解整体制造业部门劳动收入份额变动的微观基础，本文首先从单个企业的劳动

^① 文献中也有极少研究允许经济体内生选择技术进步方向，如Acemoglu（1998，2003）等。但与本文的关键差异在于，一方面，这些文献依赖外部的R&D部门决定技术发展方向，因此企业面临的技术进步外生。本文则允许企业内生选择技术进步，不同企业的生产函数不同。另一方面，文献中的R&D部门倾向于选择研发与充裕要素匹配的技术。这意味着劳动充裕的我国将主要发展劳动偏向型技术进步，与我国更多呈现资本偏向型技术进步的现实不符（黄先海和徐圣，2009）。

收入份额与部门整体劳动收入份额的关系着手考察。其中,企业的劳动收入份额可以写为劳动成本与名义增加值的比值: $LS_i = W_i L_i / P_i Y_i$, 劳动成本为工资与福利之和。整体制造业部门的劳动收入份额 LS 为:

$$LS = \frac{\sum_i W_i L_i}{\sum_i P_i Y_i} = \sum_i \omega_i LS_i, \quad (1)$$

其中 $\omega_i = P_i Y_i / (\sum_i P_i Y_i)$ 表示企业 i 占整个行业的增加值比重(市场份额)。从恒等式(1)中可以发现整体劳动收入份额 LS 由单个企业的劳动收入份额 LS_i 和相对规模 ω_i 决定。为理解企业自身劳动收入份额变动、相对规模变动和进入退出对整体劳动收入份额下降的影响,本文借鉴 Autor et al. (2020) 的做法,将整体劳动收入份额变动分解为以下四个部分:

$$\Delta LS = \Delta \overline{LS}_S + \Delta \left[\sum (\omega_i - \bar{\omega}) (LS_i - \overline{LS}) \right]_S + \omega_{E,t} (LS_{E,t} - LS_{S,t}) + \omega_{X,t-1} (LS_{S,t-1} - LS_{X,t-1}), \quad (2)$$

其中,下标 S , E 和 X 分别表示存续企业、新进入企业和退出企业, $t-1$ 和 t 分别表示上一期和当期。 ΔLS 表示我国制造业部门整体劳动收入份额的变动。在式(2)等式右边的第一项为企业内效应, $\Delta \overline{LS}_S$, 表示存续企业的简单平均劳动收入份额变化。第二项为企业间效应, $\Delta \left[\sum (\omega_i - \bar{\omega}) (LS_i - \overline{LS}) \right]_S$, 表示存续企业劳动收入份额与市场份额协方差的变动。其中 $\bar{\omega}$, \overline{LS} 分别表示存续企业的平均市场份额和平均劳动收入份额。第三项为企业进入效应, $\omega_{E,t} (LS_{E,t} - LS_{S,t})$, 表示当期(进入后)新进入企业与存续企业之间劳动收入份额差异造成的影响。第四项为企业退出效应, $\omega_{X,t-1} (LS_{S,t-1} - LS_{X,t-1})$, 表示前一期(退出前)存续企业与退出企业之间劳动收入份额差别造成的影响。表1面板A给出不同测度下1998—2007年我国制造业部门劳动收入份额变动的MP分解结果。

表1 1998—2013年我国制造业企业劳动收入份额变动的分解

		劳动收入 份额总变动	企业内	企业间	进入	退出
面板 A: 1998—2007 年						
(工资+福利)/增加值	水平值	-0.072	-0.052	-0.018	0.029	-0.031
	所占比重	100.00%	72.49%	24.61%	-39.61%	42.52%
工资/增加值	水平值	-0.062	-0.046	-0.014	0.024	-0.026
	所占比重	100.00%	74.35%	22.93%	-38.75%	41.48%
(工资+福利+住房补贴 和养老保险)/增加值	水平值	-0.087	-0.057	-0.026	0.037	-0.042
	所占比重	100.00%	64.73%	30.08%	-42.87%	48.05%
(工资+福利)/收入法 增加值	水平值	-0.081	-0.053	-0.053	0.024	-0.012
	所占比重	100.00%	64.69%	49.74%	-29.23%	14.72%
面板 B: 1998—2013 年						
(工资+福利)/增加值	水平值	-0.079	-0.091	0.016	0.039	-0.043
	所占比重	100.00%	116.23%	-20.77%	-49.62%	54.16%

(续表)

		劳动收入 份额总变动	企业内	企业间	进入	退出
面板 B: 1998—2013 年						
工资/增加值	水平值	-0.070	-0.085	0.019	0.033	-0.036
	所占比重	100.00%	122.18%	-27.01%	-47.22%	52.06%
(工资+福利+住房补贴 和养老保险)/增加值	水平值	-0.096	-0.092	0.002	0.050	-0.056
	所占比重	100.00%	95.97%	-2.10%	-52.03%	58.16%
(工资+福利)/收入法 增加值	水平值	-0.109	-0.065	-0.031	-0.011	-0.001
	所占比重	100.00%	59.36%	28.33%	10.40%	0.77%

注：面板 A 和面板 B 分别给出 1998—2007 年和 1998—2013 年间的 MP 分解结果。

表 1 面板 A 显示，第一，在不同测算方法下，企业个体内部的劳动收入份额都发生了下降，且相较于其他效应，企业内效应的负向影响规模最大。可以初步得出结论，1998—2007 年我国企业劳动收入份额的下降（企业内效应）是导致我国制造业部门劳动收入份额下降的主要原因。第二，观察企业间效应可知，虽然企业间的资源配置调整会对整体的劳动收入分配格局产生负向影响，但这并不是我国劳动收入份额下降的主要原因。这与杨汝岱（2015）利用 MP 分解探究企业生产率变动的结论类似，企业间资源重新分配的作用要低于企业成长的影响。第三，企业的进入和退出效应一正一负且数值相当。对于存续企业，新进入企业和退出企业的总效应对劳动收入份额变动的的影响较小，因此企业动态进出市场并不会对整体劳动收入份额的变动产生较大影响。

根据上述分解结果，可以得出结论，制造业企业个体劳动收入份额下降（企业内效应）是导致我国工业部门劳动收入份额整体下降的主要原因。这一发现显著区别于 Autor et al. (2020) 得出的企业间效应在美国市场起主导作用的结论。这可能由于美国制造业市场相对稳定，企业规模变化空间有限，从而企业间相对规模变化的影响较大所致。

（三）企业劳动收入份额变化原因初探

为探究企业内效应发生的原因，本文首先从企业层面，观察市场上企业规模和劳动收入份额的分布特征。一方面，图 2(a) 给出 1998 年、2002 年和 2007 年企业规模分布的核密度图，随着时间的推移，企业规模的分布变得更为扁平，厚尾且整体右移，这说明市场上企业整体规模发生扩张。另一方面，从图 2(b) 可以看出，随着时间推移，企业劳动收入份额的分布变得更加集中且整体左移。因此，企业整体规模扩张可能与劳动收入份额整体降低间存在负相关关系。

进一步上升至行业层面考察企业规模变化与劳动收入份额变化之间的关系。图 2(c) 展示了四位码行业层面企业的算术平均劳动收入份额与算术平均规模（销售额对数）之间的散点图和拟合趋势线。假设具有行业平均水平的企业可以作为该行业的代表性企业，图 2(c) 中的每一个散点都表示不同行业代表性企业的劳动收入份额和规模的对应关系，可以发现两者间呈现明显的负相关关系。进一步的，如果行业平均劳动收入份额与平均规模呈负相关关系，那么平均规模增长最快的行业，劳动收入份额也应该下降最大。图 2(d) 展示了不同四位码行业平均劳动收入份额差分与平均规模差分之间的关系。

可以看出,行业平均规模增长越快,其平均劳动收入份额下降越大。这意味着企业的规模变化可能与企业的劳动收入份额变化存在紧密的联系。

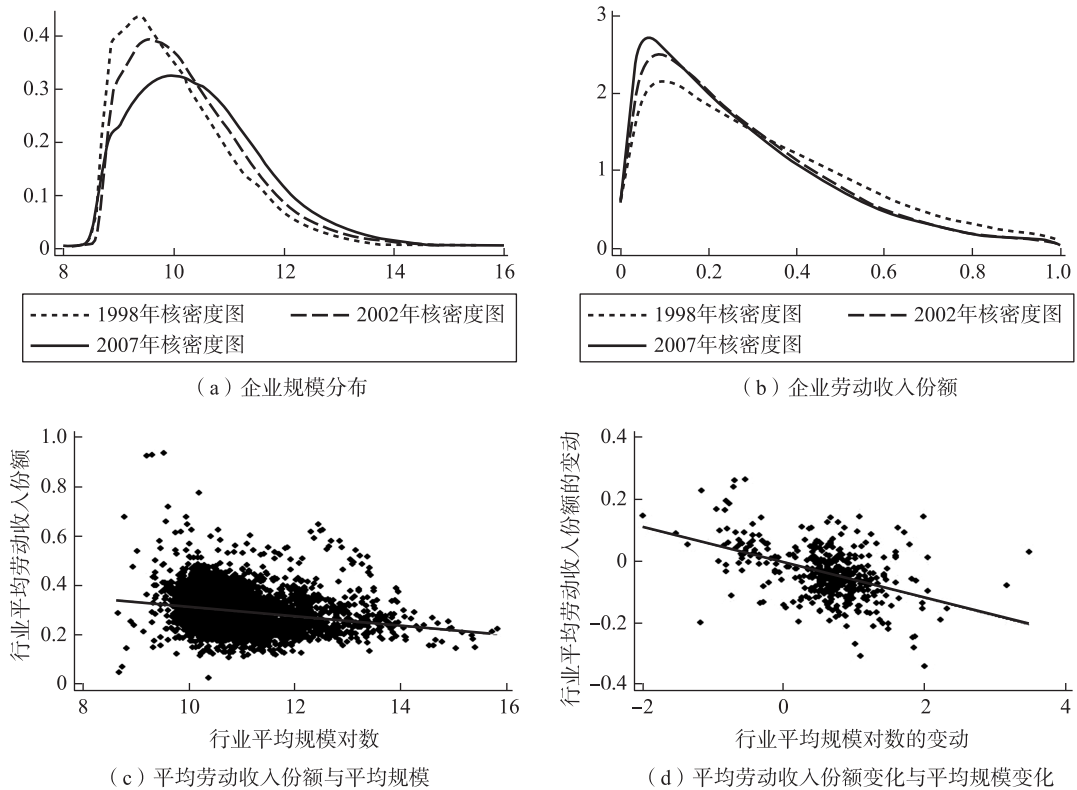


图2 1998—2007年间企业规模变化与劳动收入份额变化的企业和行业层面观察

之所以企业规模与劳动收入份额之间呈现负向相关的关系,一个可能的影响机制是企业垄断势力的变化。给定企业数目不变,如果市场中企业的规模分布呈现如图2(a)这样的变化,则意味着市场具有更高的集中度,大企业具有更大的垄断势力,保留更高的利润并支付给劳动要素更低的报酬,导致整体劳动收入份额下降。

为验证这种机制是否能够解释企业规模与劳动收入份额之间的负向关系,我们观察市场集中度和大企业垄断势力是否得到了提升。表2计算了1998—2007年间我国制造业部门的市场集中度、头部企业销售额、平均企业数量和平均行业销售额。从行业集中度来看,无论是CR1、CR4、CR20,还是HHI和EI等指标都表明行业集中度呈现逐年下降的态势。这说明尽管市场上企业的规模分布一直向右移动,市场的竞争程度却一直在提升,大企业的垄断势力不断下降。因此,前述企业随着规模的上升而增强垄断势力并获取更高利润的机制在我国并不成立。之所以在我国的市场中能够出现企业规模分布向右移动的同时市场的竞争程度上升这种现象,其核心在于在此期间我国市场中企业的数目并不恒定。表2中的平均企业数说明了这一点:1998—2007年间我国存在大量的新进入企业,平均行业企业数量在这10年内增长了2.07倍。尽管企业规模大幅提升,规模分布整体右移,但由于新进企业较多,竞争压力增强,个体企业包括头部企业的市场份额并未提高,企业垄断势力下降。

企业规模变化影响劳动收入份额的另一个可能机制是企业间的生产转移（企业间效应），由于大企业具有较低的劳动收入份额，当大企业相对小企业的规模提升时（此时假定企业的垄断势力保持不变），其在总劳动收入份额计算中权重增大，由此带来行业整体劳动收入份额的降低。然而，这一机制似乎也不是我国1998—2007年间劳动收入份额下降的主要原因。第一，前述MP分解结果表明企业间效应远小于企业内效应。第二，表2显示，1998—2007年间企业的规模普遍提升，并不局限在头部企业。从表中可以看出，排名第一（以及排名前20）的企业销售额提升了约4倍左右，而与此同时行业平均销售额也大致提升了6倍。因此，图2(a)和图2(b)显示的企业规模分布右移应主要来自所有企业的规模提升，而非针对大企业的非对称提升。

表2 1998—2013年四位码行业市场集中度、销售额和平均企业数量

年份	行业集中度					头部企业销售额			行业内企业特征	
	CR1	CR4	CR20	HHI	EI	第1家	前4家	前20家	平均企业数	平均销售额 (亿元)
1998	0.108	0.248	0.500	0.039	4.747	11.99	28.27	62.94	212	110.97
1999	0.102	0.243	0.496	0.036	4.785	13.96	33.75	75.30	229	136.43
2000	0.105	0.247	0.506	0.037	4.740	15.91	38.06	86.65	228	151.47
2001	0.101	0.249	0.499	0.037	4.799	18.73	46.67	100.72	266	184.72
2002	0.102	0.245	0.497	0.036	4.836	23.13	55.75	121.67	290	224.60
2003	0.095	0.233	0.482	0.032	4.932	28.17	69.04	151.42	340	295.25
2004	0.086	0.211	0.443	0.027	5.227	34.03	83.44	181.68	518	394.69
2005	0.090	0.218	0.451	0.029	5.188	43.21	104.30	223.04	508	478.34
2006	0.089	0.211	0.435	0.028	5.289	53.09	125.95	265.26	572	595.62
2007	0.086	0.203	0.420	0.027	5.395	64.48	151.75	320.10	650	746.45
2008	0.082	0.185	0.382	0.025	5.646	71.64	161.99	339.68	846	874.58
2009	0.085	0.191	0.396	0.026	5.537	71.94	162.59	351.08	674	847.79
2011	0.080	0.179	0.372	0.024	5.619	112.51	251.84	536.88	610	1 404.61
2012	0.075	0.171	0.357	0.022	5.706	117.86	267.83	572.41	647	1 567.98
2013	0.071	0.163	0.342	0.020	5.806	136.31	310.99	672.51	723	1 906.62

注：表2给出了2008—2013年间行业集中度、头部企业销售额和平均企业数等方面的情况。由于2010年数据关键变量的宏观加总与国家统计局公布的数据存在较大的差异，因此本文不使用2010年的数据进行分析。表格中的CR1、CR4和CR20分别表示销售额最高的1家、前4和前20的企业占所属四位码行业总销售额比重的加权平均；HHI是以销售额计算的加权平均的赫芬达尔指数；权重均为四位码行业的销售额。同理可测算熵指数(EI)，EI越大表示市场集中度越低。

(四) 企业规模与生产方式

以上事实表明，我国企业个体规模的普遍扩大（企业内效应）可能是制造业劳动收入份额降低的主要原因。接下来我们初步探寻这种效应发生的可能证据。

企业内效应发生的关键特征是，不同规模的企业采用不同的生产方式，例如规模较

大的企业生产函数中资本的贡献相对更大。假定不同规模的企业采用不同的 Cobb-Douglas 生产函数, 我们需要观察不同规模的企业生产函数中是否有不同的参数。在完全竞争的要素市场和垄断竞争的产品市场, 依据成本最小化准则可以得到企业劳动收入份额的表达式为:

$$LS_i = \frac{W_i L_i}{P_i Y_i} = \frac{\alpha_i^L}{m_i}, \quad (3)$$

其中 m_i 表示企业成本加成率, α_i^L 是产出劳动弹性。式 (3) 表明企业劳动收入份额由成本加成率和产出劳动弹性决定。因此, 需要从两个方面讨论我国企业自身劳动收入份额的变动。根据表 2 所述, 虽然我国制造业企业规模在 1998—2007 年间出现大幅增长, 但是随着企业数量的增加, 企业(包括最头部的企业)的市场占有率却在下降。这意味着我国制造业企业的成本加成率 m_i 在下降, 而这将导致企业劳动收入份额上升。因此, 我国企业劳动收入份额的降低应该主要通过产出劳动弹性 α_i^L 的下降而实现。

为确定企业规模与资本-劳动要素投入的关系, 本文将不同二位码行业-年层面的企业按照销售额从小到大进行排序, 并划分成五类, 即 0%—20%、20%—40%、40%—60%、60%—80% 和 80%—100% 分位数的五组企业。图 3(a) 和图 3(b) 分别给出了用 OP 和 LP 方法估计的这五类企业 α_i^K / α_i^L 的变动情况。结果显示: 无论是在何种估计方法下, 规模处于较高分位组的企业, 产出资本弹性与产出劳动弹性的比值相对更大。因此,

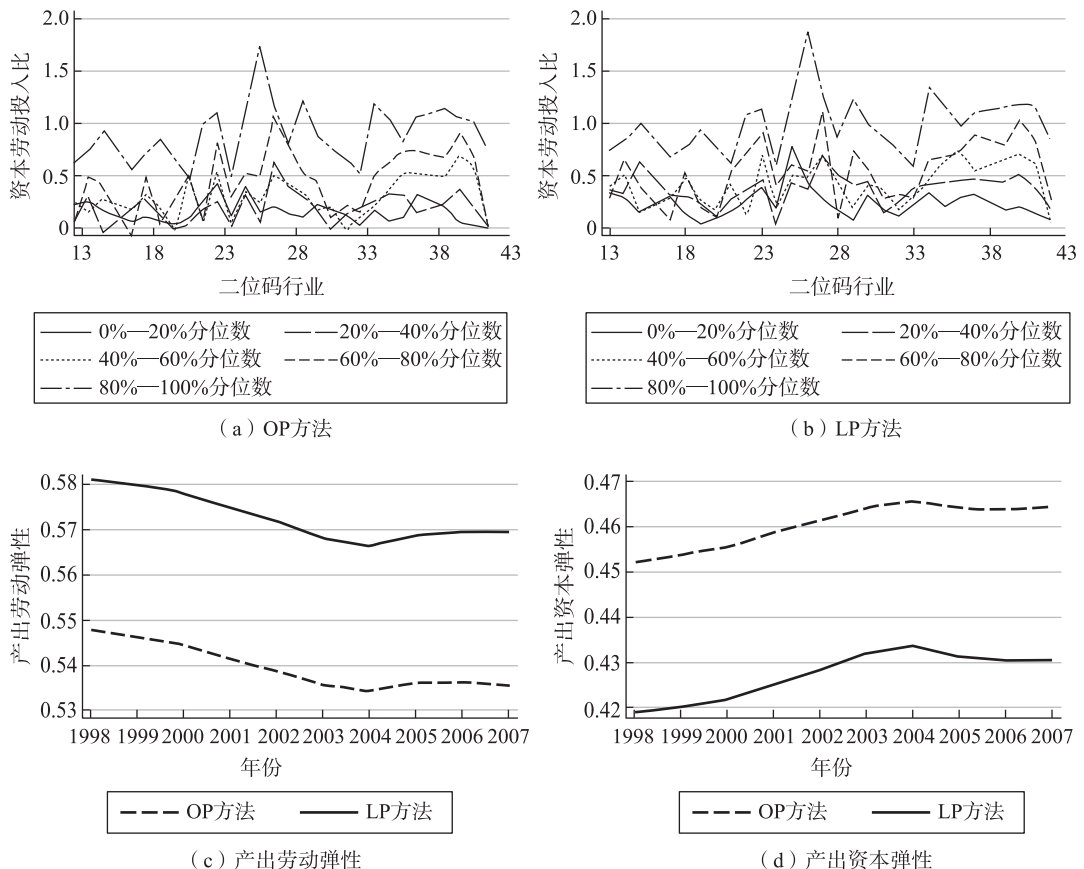


图3 不同规模企业资本劳动产出弹性比变动

本文可以得出结论，在我国制造业企业中，不同规模企业采用的生产方式不同，较大规模的企业采用的生产方式中劳动的重要性较弱。基于横截面维度的观察，进一步以企业增加值为权重，计算时间维度上因企业规模变化带来的整体产出资本弹性和产出劳动弹性的变动，图3(c)和图3(d)分别给出了产出劳动弹性和产出资本弹性随时间变化的趋势。从图中可以看出：无论是何种估计方法下，行业的产出劳动弹性 (α_i^L) 呈现逐年下降的趋势，产出资本弹性 (α_i^K) 呈现逐年上升的趋势。^① 这意味着产出劳动弹性在生产中的重要性逐渐降低。

以上发现说明，较大规模的企业可能具有较高的资本产出弹性，这意味着对于企业而言，其生产函数可能不是位似函数，而表现为非位似生产函数的形态。也即，企业生产函数中的要素产出弹性随着企业规模的调整而变化，企业的生产方式可能随企业规模内生决定。文献中传统采用的 Cobb-Douglas 生产函数假设在解释企业劳动收入份额时可能并不恰当。

需要注意的是，图3中不同规模企业的生产方式不同仍然可能只是企业间的横截面特征，并不一定反映企业在时间维度上会随着规模的变化而调整生产方式。本文将在下一部分中结合理论模型给出企业在时间维度上调整生产方式的证据。

三、理论模型

鉴于上一部分中本文发现不同规模的企业生产函数不同，本部分构建内生的资本偏向型技术进步模型解释企业层面劳动收入份额的变动。这种内生资本偏向型技术进步的经济直觉是，企业提升不同要素的生产率难易程度不同。企业可以较为简单地通过投资电脑设备、管理水平、生产工艺改善等方式提高资本生产率。而提高劳动生产率则需要雇用高教育水平的技术工人，这在很大程度上受限于当地劳动力市场结构和技能供给水平，较为困难。^② 在本部分的最后，本文依据这一模型考察我国制造业企业是否在时间维度上呈现出随着规模的变化而进行生产函数调整的特征。

(一) 需求端

考虑代表性消费者对不同种类产品的偏好呈现标准的 CES 形式：

$$U = \left(\sum_{i=1}^N y_i^{\frac{\delta-1}{\delta}} \right)^{\frac{\delta}{\delta-1}}, \quad (4)$$

其中， y_i 为每种产品的数量，不同种类 i 之间的替代弹性为 $\delta > 1$ 。效用最大化可得种类 i 的产品需求函数为：

$$y_i = y_i(p_i, E, P) = E \frac{p_i^{-\delta}}{P^{1-\delta}}, \quad (5)$$

其中， E 为市场总消费， $P \equiv \left(\sum_{i=1}^N p_i^{1-\delta} \right)^{\frac{1}{1-\delta}}$ 为价格指数。

① 图3(c)和图3(d)在2004年出现轻微的转折，这一点与图1(a)中的观察是一致的。

② 郑江淮和荆晶(2021)研究发现2011年以前中国工业企业技术进步体现为资本生产效率的提升。

(二) 生产端

企业的生产函数如下:

$$\varphi_i [(A_L L_i)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (\widetilde{A}_K K_i)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}] = y_i^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}, \quad (6)$$

其中, $\sigma > 1$ 为生产要素替代弹性, φ_i 为企业的生产率, A_L 为劳动生产率。L 为生产投入的劳动, K 为生产投入的资本。 \widetilde{A}_K 为内生的资本生产率, 使上述生产函数区别于传统的 CES 生产函数。企业的资本生产率 \widetilde{A}_K 受到企业的 R&D 投资影响, 如果企业投资 k_i 进行生产线改造, 则资本的生产率为:

$$\widetilde{A}_K = A_0 k^\eta, \quad (7)$$

其中, A_0 为企业初始的资本生产率, $\eta > 0$ 为 R&D 投资 k_i 对资本生产率的提升率。为区分不同类型的资本, 本文将 k 理解为改造性资本, 用于研发。K 理解为生产性资本, 用于生产。

接下来对企业的生产决策进行分析。为讨论方便, 之后的分析中简化标记 i 并构建如下成本函数:

$$C = wL + rK + rk, \quad (8)$$

其中, w 和 r 分别表示工资和利率。给定产出 y 时, 企业成本最小化一阶条件给出要素投入和要素生产率之间的关系如下,

$$\frac{K}{L} = \left(\frac{w}{r}\right)^\sigma \left(\frac{\widetilde{A}_K}{A_L}\right)^{\sigma-1}, \quad (9)$$

$$\frac{k}{K} = \eta. \quad (10)$$

式 (9) 表明生产所需的资本劳动比 (K/L) 与要素相对生产率 (\widetilde{A}_K/A_L) 正相关, 但和要素相对价格 (r/w) 负相关, 这一点与标准 CES 生产函数的结论一致。从式 (10) 中可以看出改造性资本 (k) 与生产性资本 (K) 呈现相辅相成的互补关系。

进一步的, 结合式 (8) 和式 (9), 可以相应得到企业的资本-劳动比为:

$$\frac{k+K}{L} = (\eta+1) \frac{K}{L}, \quad (11)$$

即企业的资本-劳动比与生产性的资本-劳动比 K/L 正相关。其中, 生产性的资本-劳动比率 K/L 为:

$$\frac{K}{L} = \left(\frac{w}{r}\right)^\sigma \left(\frac{\widetilde{A}_K}{A_L}\right)^{\sigma-1} = \left(\frac{w}{r}\right)^\sigma \left(\frac{A_0}{A_L}\right)^{\sigma-1} (\eta K)^\eta. \quad (12)$$

结合式 (11) 和式 (12) 可以得出: 资本偏向型技术进步 \widetilde{A}_K 的提升, 或者普通资本投入 K 的增加 (由式 (10) 也即改造性资本 k 的增加) 都将提高企业的资本劳动比 $(k+K)/L$ 。

为进一步观察企业规模、要素投入以及资本劳动比的关系, 结合资本生产率提升式 (7) 与式 (10) 中生产性资本 K 和改造性资本 k 之间的互补关系, 本文可以将生产函数式 (6) 转变为更为直观的生产关系:

$$\varphi [(A_L L)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (A_0 (\eta K)^\eta K)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}] = y^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}. \tag{13}$$

联立式 (12) 和式 (13)，可以解得给定企业规模 (y) 下资本 (K)、劳动 (L) 以及资本劳动比等企业决策 (K/L)。当 $\eta > 0$ 时，企业规模扩张时将使用更多的资本而非劳动，体现了非位似生产函数的特征。由于此时企业的生产性资本、改造性资本以及劳动投入都是内生选择的，企业会随着市场需求的扩张而内生选择资本偏向型技术进步。需要注意的是，当改造性资本的回报 η 满足 $0 < \eta < 1/(\sigma - 1)$ 时，市场需求的扩张会同时提升企业的资本和劳动投入，这一点可以由式(12) 和式(14) 证明。

$$y = \left[\varphi \left(A_L \frac{r}{w} \right)^{\sigma-1} (A_0 \eta^\eta)^{-\frac{1-\sigma}{\sigma} \frac{\sigma-1}{\sigma}} K^{(\eta+1-\sigma\eta)\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \varphi (A_0 \eta^\eta)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} K^{(\eta+1)\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}. \tag{14}$$

但是，当 $\eta > 1/(\sigma - 1)$ 时，由于改造性资本的回报很高，企业会过多地依赖于资本的投入，从而可能在满足更高的市场需求时减少劳动的投入。当然，此时资本劳动比仍然随着产出的提升而增加。

上述分析仅考虑在给定产出规模 (y) 时，个体企业如何组织不同的要素以实现该产出下的成本最小化。给定企业的这种生产决策，本文可以根据整体市场规模变化，判断均衡时企业的最优规模 (y^*)。^①

结合式 (12) 和式 (13) 给出企业的成本函数为：

$$C = C(w, r, y) = wL(w, r, y) + rK(w, r, y) + rk(w, r, y). \tag{15}$$

进一步结合消费者需求 (式 (5))，可以得到企业在不同产量下的利润表达式为：

$$\pi = \max_y p(y)y - C(r, w, y). \tag{16}$$

企业的利润最大化一阶条件为：

$$\left(1 - \frac{1}{\delta}\right) P^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} E^{\frac{1}{\sigma}} y^{*-\frac{1}{\sigma}} = \frac{\partial C(r, w, y)}{\partial y^*}. \tag{17}$$

根据式 (17)，当市场存在外部需求冲击时 (E 增大)，企业的最优规模 (y^*) 将提升。这是因为，随着需求冲击下总支出 E 的增加，企业的边际收益上升 (式 (17) 左侧)，因此会选择扩大产出，直至边际成本 (等式右侧) 提升到新的边际收益水平。结合之前的分析可知，企业的最优产出 y^* 上升会使企业相应加大改造性资本 k 、生产性资本 K 和劳动力 L 的投入，同时引致资本偏向型技术进步， \widetilde{A}_K 上升，企业的资本劳动比 $(k+K)/L$ 上升。

(三) 要素收入份额

借助利润最大化时的一阶条件，我们可以得到企业的劳动收入份额 (LS)、资本收入份额 (KS) 和利润收入份额 (PS) 为，

$$LS = \frac{1}{\frac{\delta}{\delta-1} + \frac{1}{\eta+1} \frac{rK+k}{wL}}, \tag{18}$$

^① 简单扩展本文模型，我们可以构造异质性企业一般均衡模型，内生决定市场中企业的生产率和要素价格等均衡变量。本文中为简化讨论，不考虑要素市场均衡而假定外生的资本、劳动价格。

$$KS = \frac{1}{\frac{\delta}{\delta-1} \left(1 + \frac{r}{\omega} \frac{1}{\eta+1} \frac{K+k}{L} \right)}, \quad (19)$$

$$PS = 1 - \frac{1}{\frac{\delta}{\delta-1} \left(1 + \frac{r}{\omega} \frac{\eta}{\eta+1} \frac{K+k}{L} \right)}. \quad (20)$$

随着市场需求的扩张 (E 上升), 企业提升改造性资本投入, 资本生产率提升, 企业资本劳动比增加 $(k+K)/L$ 。据式 (18), 企业的劳动收入份额 (LS) 下降。这一理论推论可用以理解前述我国制造业企业在 1998—2007 年间劳动收入份额的下降。

(四) 内生生产方式调整再讨论

上述理论可以用于解释在市场需求扩张时企业内生选择资本偏向型生产函数从而降低劳动收入份额。但是, 实践中, 企业劳动收入份额的降低也可能并不来自企业的内生资本偏向型技术选择, 而是来自外生的、经济整体的技术变化。当经济体发生资本生产率整体提升时, 所有企业可能都在生产中选择更多的资本和更少的劳动, 从而降低劳动收入份额。本节考察我国劳动收入份额的降低是否可以完全由外生技术变化解释。

假设式 (6) 中 \widetilde{A}_K 外生, 且随时间提升。此时生产函数就是常规的 CES 形式, 求解企业成本最小化问题可得要素相对投入 K/L 的决定式 (9)。而如果企业像本文理论所描述的那样内生选择资本偏向型技术进步, 则生产函数满足非位似特征时, 关系式 (9) 则变为式 (12)。比较两式可以发现, 资本偏向型技术进步是内生还是外生, 决定了 \widetilde{A}_K/A_L 是否对不同企业有不同的变化幅度。如果技术进步外生, 则此项的变化对所有企业相同。而如果技术进步内生, 则根据式 (12), 此项的变化对不同企业不同。更进一步的, 这一项的变化与企业采用的资本变化间存在系统的相关性。本文利用这一点考察我国制造业企业在 1998—2007 年间是否存在内生的技术进步。

具体而言, 对式 (12) 的第一个等式两端取对数, 再对每个企业在样本期初和期末取差分可得:

$$\Delta \log \left(\frac{K}{L} \right)_{ij} = \alpha_j + \sigma \Delta \log \left(\frac{\omega}{r} \right)_{ij} + (\sigma - 1) \Delta \log (\widetilde{A}_K)_{ij}, \quad (21)$$

其中, $\Delta \log(K/L)_i$, $\Delta \log(\omega/r)_i$ 分别表示企业 i 的资本劳动比和要素价格比对数的变动。 $\Delta \log(\widetilde{A}_K)_{ij}$ 表示行业 j 企业 i 的资本偏向型技术进步。根据式 (21) 将不同行业的 $\Delta \log(K/L)_{ij}$ 分别回归于 $\Delta \log(\omega/r)_{ij}$, 得到的残差定义为企业层面技术变动。图 4(a) 展示了不同行业内企业的资本劳动比变动与企业层面技术变动之间的关系。可以看出, 对于同一行业内的不同企业, 其技术变动存在差异。这说明我国制造业企业的资本偏向型技术进步不可能完全外生, 否则企业层面技术变动应该有相同取值 (图 4(a) 中应呈现垂线的特征)。

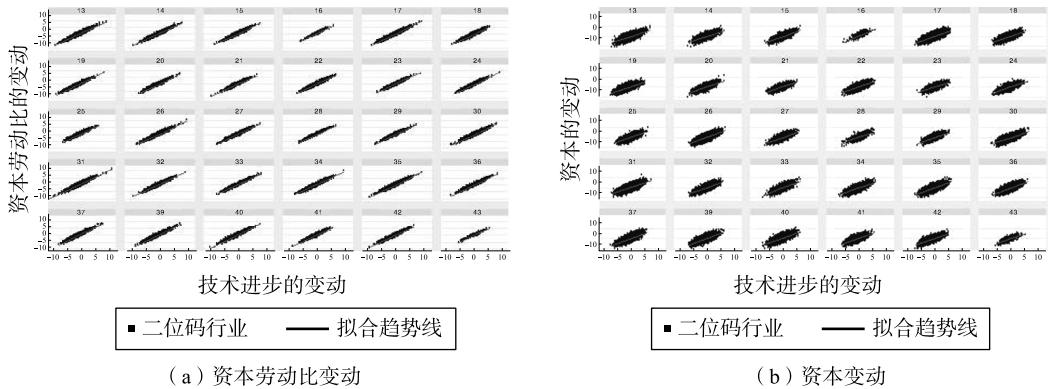


图 4 二位码行业下企业资本变动、资本劳动比变动与技术变动的关系

注：二维码行业分类参照《2002 年国民经济行业分类》。

进一步考察企业间异质的技术是否如本文理论所示与企业采用的资本间存在系统联系。根据式 (12)，在本文的理论下，企业的技术变动与资本变化间存在如下关系：

$$(\sigma - 1) \Delta \log(\widetilde{A}_K)_{ij} = \delta_j \eta (\sigma - 1) \Delta \log(K)_{ij}, \quad (22)$$

其中， $\Delta \log(K)_{ij}$ 表示企业 i 的资本存量在样本期初和期末的变动。由于本文已经算出企业技术变动 $(\sigma - 1) \Delta \log(A_K)_i$ ，那么就可以刻画这一变动与资本使用变动 $(\Delta \log(K)_{ij})$ 的关系。从图 4(b) 中可以看出，同一行业内不同企业的资本偏向型技术进步确实与该企业的资本存量变动呈显著正相关。这一事实说明，本文的理论（企业在时间维度上调整其生产技术影响企业资本劳动比与劳动收入份额）可能是我国制造业企业劳动收入份额变化的内在机制。在下一部分中，本文将对这一机制给出更进一步的实证分析。

四、实证检验：企业规模扩张与劳动收入份额下降

(一) 企业规模扩张与劳动收入份额下降

上文的特征事实和理论模型初步论证了企业规模扩大时，由于资本生产率的提升，资本劳动比增加，劳动收入份额下降。为验证该结论，本文建立如下回归方程讨论企业规模与劳动收入份额的关系：

$$laborshare_{it} = \beta_1 \ln size_{it} + \gamma X_{it} + \delta_i + \delta_t + \epsilon_{it}, \quad (23)$$

其中，下标 i 和 t 分别表示企业和年份；被解释变量 $laborshare_{it}$ 表示在 t 年企业 i 的劳动收入份额； $\ln size_{it}$ 表示在 t 年企业 i 的规模； X_{it} 是衡量企业特征的控制变量； δ_i 和 δ_t 分别指企业和年份固定效应； ϵ_{it} 是随机误差项，标准误差聚类到企业层面。具体而言，劳动收入份额指劳动报酬在总要素报酬中的占比。本文采用工资和福利占企业增加值的比重进行衡量。核心解释变量（企业规模）采用企业销售额的对数衡量。此外，本文还采用企业增加值的对数以及企业实际资本的对数等作为替代指标用于稳健性检验。

本文还控制一些可以影响企业劳动收入份额的变量，包括：(1) 资本价格 ($rent$)，借鉴盛丹和陆毅 (2016) 的方法，使用 $p(r + \gamma)$ 计算资本价格，其中 p 表示企业所在行业的固定资产价格指数。 r 表示企业实际利率，用利息支出除以总负债再减去通货膨胀率衡量。

γ 表示企业折旧率。(2) 人均工资 (*lnperwage*), 用企业人均工资的对数衡量。企业补贴 (*lnsubsidy*), 用企业获得的政府补贴加 1 取对数表示。(3) 利润率 (*profit_rate*), 用利润总额与销售额的比值表示。(4) 负债水平 (*debt*), 用企业总负债与资产合计比值加 1 取对数衡量。(5) 企业亏损率 (*risk*), 用行业-地区-年层面亏损企业数占总企业数的比重衡量。(6) 国有企业占比 (*gqzb*), 使用行业-年层面国有企业数量占比表示, 当企业的国有资本占实收资本比重最大时就认为该企业是国有企业。(7) 外资占比 (*fdi_share*), 使用行业-年层面外资企业数量占比进行表示, 外资企业的定义与国有企业类似。(8) 行业竞争程度 (*hhi_sale*), 使用行业销售额计算的赫芬达尔指数衡量。^①

1. 基准回归结果

表 3 给出了企业层面的规模变动与劳动收入份额之间的回归结果。其中列 (1) 显示, 在控制企业和年份固定效应后, 本文核心解释变量 *lnsize* 的系数显著为负。列 (2) 控制了其他可能会影响企业劳动收入份额的控制变量, 列 (3) 进一步控制了企业的成本加成, 企业规模的系数依然显著为负。^② 该结论与理论模型和典型事实的预测一致。此外, 本文还分别在表 3 的列 (4) 和列 (5) 中添加四位码行业-年份和城市-年份固定效应, 以控制地区和行业层面对劳动收入份额造成影响的宏观政策冲击, 例如城镇化和最低工资标准变动等, 回归结果中仍然可以看出企业规模的系数依然显著为负。^③

表 3 企业规模变动对劳动收入份额的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>lnsize</i>	-0.090*** (0.000)	-0.102*** (0.000)	-0.104*** (0.000)	-0.102*** (0.000)	-0.102*** (0.000)
<i>markup</i>			-0.0004*** (0.000)		
控制变量	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
年固定效应	是	是	是	否	否
行业-年固定效应	否	否	否	是	否
城市-年固定效应	否	否	否	否	是
Constant	1.200*** (0.004)	0.214*** (0.005)	0.224*** (0.005)	0.210*** (0.004)	0.213*** (0.005)
N	1 513 208	1 487 254	1 183 927	1 487 254	1 486 888
R-square	0.564	0.629	0.634	0.633	0.639

注: *markup* 的计算主要参照 De Locker and Warzynski (2012)。括号内为稳健标准差, ***, **, * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平, 下表同。

① 回归样本的统计性描述见附录 A, 因篇幅所限, 未在正文列示, 感兴趣的读者可在《经济学》(季刊) 官网 (<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>) 下载。

② 经由审稿专家建议, 表 3 列 (3) 中额外加入企业成本加成 (*markup*) 作为控制变量。

③ 本文还采用工资、使用包含住房公积金和养老保险等在内的劳动成本作为劳动报酬计算劳动收入份额, 以及使用收入法计算增加值衡量劳动收入份额进行稳健性分析, 企业规模的系数都显著为负。因篇幅所限, 稳健性结果从略。

2. 工具变量回归结果

虽然基准回归中核心解释变量的系数显著为负，且保持较强稳健性，但是上述结论可能存在反向因果、遗漏变量等内生性问题。为此，本文基于1998—2007年间我国对外贸易快速发展的特征事实，以及关税对贸易变动的重要作用，使用我国出口产品在进口国面临的关税冲击作为工具变量，识别企业规模对劳动收入份额变动的因果效应。由于我国出口产品被征收的关税是由贸易对象国依据自身国情制定的，所以具有较强的外生性。并且关税越低意味着出口该产品的企业面临越大的正向需求冲击，企业为满足国外市场很可能会扩大生产规模。即使是不直接出口，或者主要满足国内市场需求的企業也会因整体市场规模的扩张，以及竞争压力的减少而扩大生产。因此，出口产品被征收的关税满足工具变量外生性和相关性的要求。

工具变量借鉴 Erten and Leight (2021) 和 Bombardini and Li (2020) 的方法，构建行业层面的关税冲击。为避免我国企业根据各个国家进口关税的变动调整出口结构，产生内生性问题，我们以1997年我国出口到各个国家的产品结构为权重，相应计算产品-年层面的关税 $Tariff_{pt}$ ^①：

$$Tariff_{pt} = \sum_d \frac{export_{pd,97}}{export_{p,97}} Tariff_{pdt}, \quad (24)$$

其中， $export_{p,97}$ 表示1997年产品 p 出口总额， $export_{pd,97}$ 表示1997年产品 p 出口到目的地 d 的总额， $Tariff_{pdt}$ 表示在 t 年产品 p 在目的地 d 被征收的关税。根据式 (24) 我们可以算出产品 p 在各年被征收的关税。进一步借鉴 Brandt et al. (2017) 的方法，将 HS6 位码产品与四位码行业对应起来，我们可以得到以加权平均的方法构建的各个企业所在四位码行业面临的关税冲击 $Tariff_{jt}$ ：

$$Tariff_{jt} = \sum_{p \in i} \frac{export_{jp,97}}{export_{j,97}} Tariff_{pt}, \quad (25)$$

其中， $export_{j,97}$ 表示1997年行业 j 的出口总额， $export_{jp,97}$ 表示1997年行业 j 中产品 p 出口总额， $Tariff_{pt}$ 表示我国出口的产品 p 在 t 年被征收的关税。

表4给出了工具变量的回归结果，其中列(1)的第一阶段回归结果显示工具变量与企业规模显著负相关，即出口企业所在行业被征收的关税越低，该行业中的企业规模越大。这可能是因为企业面临的出口关税越低，那么其进入国外市场的成本就越低，越有可能扩大规模满足国外需求。第二阶段回归结果显示企业规模的系数显著为负，即由于外部市场对我国企业开放引发的企业规模提升将降低企业的劳动收入份额，该结论与基准回归一致。为保证结果的稳健性，我们在表4的列(2)—(4)中分别报告了采用算术平均衡量的行业关税冲击，以及使用包含住房公积金和养老保险等在内更为广泛的劳动成本衡量劳动收入份额的结果，可以看出第一阶段和第二阶段的回归结果依旧稳健。

① 我国出口产品在各个目的地被征收的关税数据来源于 TRAINS 数据库。

表 4 工具变量回归结果

	工资和福利占增加值比重		总劳动成本占增加值比重	
	加权平均关税	算术平均关税	加权平均关税	算术平均关税
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>lnsize</i>	-0.069*** (0.022)	-0.107*** (0.018)	-0.064*** (0.024)	-0.070*** (0.017)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年固定效应	是	是	是	是
<i>N</i>	1 486 977	1 486 977	1 465 892	1 465 892
<i>R</i> -square	0.216	0.227	0.207	0.212
第一阶段估计结果:				
工具变量 <i>tariff</i>	-0.030*** (0.003)	-0.056*** (0.005)	-0.030*** (0.003)	-0.056*** (0.005)
第一阶段 <i>F</i> 值	92.75	136.37	89.94	134.57
LM 统计量	92.68*** (0.000)	135.80*** (0.000)	89.87*** (0.000)	134.00*** (0.000)
WaldF	291.22*** (0.000)	471.03*** (0.000)	282.289*** (0.000)	464.78*** (0.000)

(二) 企业规模扩张与企业资本劳动比提高

在特征事实和理论模型部分, 本文发现给定相对要素价格的情况下, 不同规模的企业在生产过程中对不同要素的使用存在差异, 即随着企业规模增加, 企业产生内生资本偏向型技术进步, 会更多地使用资本替代劳动。基于此, 本文通过实证验证企业规模与资本劳动比的关系。回归方程如下所示,

$$\ln kl_{it} = \beta_1 \ln size_{it} + \gamma X_{it} + \delta_i + \delta_t + \varepsilon_{it}, \quad (26)$$

其中, 被解释变量是企业的实际资本存量与雇用劳动的比值, 其余变量的定义与基准回归相同。表 5 展示了式 (26) 的 OLS 和工具变量法的回归结果, 其中列 (1) 至列 (3) 分别采用销售额、增加值和企业资产衡量企业规模, 列 (4) 以出口产品被征收关税作为销售额的工具变量进行工具变量回归。各列的回归中均可发现与本文在特征事实和理论模型中的预测相一致的实证结果: 企业为应对外生市场冲击而扩大规模时, 资本劳动比将得到提升。

表 5 企业规模变动对企业资本劳动需求的影响

	销售额对数	增加值对数	实际资产对数	以出口产品被征收关税作为
	衡量企业规模	衡量企业规模	衡量企业规模	销售额的工具变量
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>lnsize</i>	0.025*** (0.002)	0.008*** (0.001)	0.731*** (0.001)	0.507*** (0.103)

(续表)

	销售额对数 衡量企业规模 (1)	增加值对数 衡量企业规模 (2)	实际资产对数 衡量企业规模 (3)	以出口产品被征收关税作为 销售额的工具变量 (4)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年固定效应	是	是	是	是
Constant	0.499*** (0.025)	0.656*** (0.021)	-4.851*** (0.015)	—
N	1 455 344	1 455 344	1 452 070	1 454 249
R-square	0.755	0.755	0.917	0.021
第一阶段估计结果：				
工具变量 <i>tariff</i>				-0.037*** (0.003)
第一阶段 F 值				155.84
LM 统计量				155.15*** (0.000)
Wald F 统计量				452.85*** (0.000)

前文中的分析主要利用 1998—2007 年间制造业企业数据对企业规模和劳动收入份额之间的关系进行研究，发现两者关系为负。由于 2008 年后，国内外环境发生较大改变，我国整体劳动收入份额也出现了一些新的特征。为探究本文的研究结论是否能解释 2008 年后制造业企业劳动收入份额的变动，本文进一步将实证拓展至 2013 年。相应实证结果表明企业规模和劳动收入份额之间的负向关系以及本文的机制，不仅在 2008—2013 年间成立，而且在整个样本区间内成立。^①

五、结论和政策建议

本文研究表明，我国制造业整体劳动收入份额在 1998—2007 年间大幅下降，这一下降主要来自企业内效应，即企业在规模扩大的过程中，内生选择更加倾向于资本的生产函数，更多使用资本替代劳动，企业的劳动收入份额下降。

这一发现具有重要的政策意义。第一，在我国，制造业企业是经济增长的重要主体，是国民财富的主要创造者，其发展壮大对于我国经济增长和共同富裕有重大意义。但是企业在成长过程中，更多地依赖资本而非劳动会使得劳动力在初次分配中处于劣势。从这一视角来看，经济快速增长与劳动收入份额政策目标间存在矛盾，需要进一步

^① 因篇幅所限，这一部分的结果参见附录，感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网 (<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>) 下载。

通过再分配促进社会公平。如政府通过改善教育、医疗、住房、养老等领域的公共服务,增加个人(家庭)的可支配收入,缓解因市场资源配置产生的效率与公平的矛盾,从而为企业成长和市场经济高质量运行创造良好的民生条件。第二,企业成长中对资本的渴求归根结底源于其在不同生产阶段对生产率提升的要求。为了适应生产率提升的需求,一方面可以通过提升劳动力的技能水平,如加强劳动力教育与培训,为高质量发展需求提供更为匹配的技能劳动力供给;另一方面,政府要加大投入,尤其是普及高中教育,实现城乡教育一体化,不断提升中国的人力资本,为高质量发展打下人力资源基础。

参考文献

- [1] Acemoglu, D., "Why Do New Technologies Complement Skills? Directed Technical Change and Wage Inequality", *The Quarterly Journal of Economics*, 1998, 113 (4), 1055-1089.
- [2] Acemoglu, D., "Patterns of Skill Premia", *Review of Economic Studies*, 2003, 70 (2), 231-251.
- [3] 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", *The Quarterly Journal of Economics*, 2020, 135 (2), 645-709.
- [4] Bombardini, M., and B. Li, "Trade, Pollution and Mortality in China", *Journal of International Economics*, 2020, 125.
- [5] Brandt, L., J. Van Biesebroeck, L. Wang, and Y. Zhang, "WTO Accession and Performance of Chinese Manufacturing Firms", *American Economic Review*, 2017, 107 (9), 2784-2820.
- [6] 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。
- [7] 陈登科、陈诗一, "资本劳动相对价格、替代弹性与劳动收入份额", 《世界经济》, 2018年第12期, 第73—97页。
- [8] De Loecker, J., and F. Warzynski, "Markups and Firm-Level Export Status", *American Economic Review*, 2012, 102 (6), 2437-71.
- [9] Erten, B., and J. Leight, "Exporting Out of Agriculture: The Impact of WTO Accession on Structural Transformation in China", *Review of Economics and Statistics*, 2021, 103 (2), 364-380.
- [10] Feenstra, R. C., Z. Li, and M. Yu, "Exports and Credit Constraints under Incomplete Information: Theory and Evidence from China", *Review of Economics and Statistics*, 2014, 96 (4), 729-744.
- [11] 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。
- [12] 陆雪琴、田磊, "企业规模分化与劳动收入份额", 《世界经济》, 2020年第9期, 第27—48页。
- [13] 刘亚琳、茅锐、姚洋, "结构转型、金融危机与中国劳动收入份额的变化", 《经济学》(季刊), 2018年第17卷第2期, 第609—632页。
- [14] 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。
- [15] 罗长远、张军, "经济发展中的劳动收入占比: 基于中国产业数据的实证研究", 《中国社会科学》, 2009年第4期, 第65—79页。
- [16] Melitz, M. J., and S. Polanec, "Dynamic Olley-Pakes Productivity Decomposition with Entry and Exit", *The RAND Journal of Economics*, 2015, 46 (2), 362-375.
- [17] 钱震杰、朱晓冬, "中国的劳动份额是否真的很低: 基于制造业的国际比较研究", 《世界经济》, 2013年第10期, 第27—53页。
- [18] 盛丹、陆毅, "出口贸易是否会提高劳动者工资的集体议价能力", 《世界经济》, 2016年第5期, 第122—145页。
- [19] 文雁兵、陆雪琴, "中国劳动收入份额变动的决定机制分析——市场竞争和制度质量的双重视角", 《经济研

究》，2018年第9期，第83—98页。

[20] 杨汝岱，“中国制造业企业全要素生产率研究”，《经济研究》，2015年第2期，61—74页。

[21] 郑江淮、荆晶，“技术差距与中国工业技术进步方向的变迁”，《经济研究》，2021年第7期，第24—40页。

Changing of China's Manufacturing Labor Income Share: A Perspective on Firm's Dynamic Production Technologies

CHEN Ming WU Lei*

(Fudan University)

LI Zhiyuan

(Fudan University; Shanghai Institute of International Finance and Economics)

Abstract: During 1998-2007, labor share of industrial enterprises in China significantly decreased. The within-firm effect is identified as the reason, which explains up to 72.49% of the total decrease. Firms chose to adopt capital-biased technology as they expanded to meet increasing demand, leading to increased importance of capital in production and reduced labor share. Trade-offs are revealed between firm size expansion and initial distributional equity, providing insights into optimal redistribution policies in China.

Keywords: firm size; labor share; endogenous capital-biased technology

JEL Classification: D33, E25, L25

* Corresponding Author: Wu Lei, School of Economics, Fudan University, No. 600 Guoquan Road, Yangpu District, Shanghai 200433, China; Tel: 86-21-55665308, E-mail: lwu21@m.fudan.edu.cn.