

# 我国制造业上市公司的劳资收入分配失衡性及其公平性<sup>\*</sup>

柏培文

**内容提要:**本文探讨了我国沪深 A 股上市公司中制造业企业的资本劳动收入分配关系的公平性。从研究结果来看,当采用客观公平性来度量时,可以看到企业基本呈现劳动偏向分配;但当采用主观公平性度量时,大多数企业呈现资本偏向分配。当资本劳动要素替代弹性小于 1 时,无论客观和主观公平性均表现为资本偏向分配。从影响资本劳动收入分配公平性倾向来看,股权集中度、管理层持股比例的提高有助于形成资本偏向分配,资产负债率、独立董事占比的提高有助于形成劳动偏向分配,董事长总经理是否兼任、监事占比、管理层不领薪人员占比的变化对分配公平性倾向影响不显著,并且这一特征存在地区、企业性质、行业和时间段的差异。

**关键词:**上市公司 资本劳动分配失衡 公平性

## 一、引言

20 世纪 90 年代中期以来,在资本与劳动分配关系中,劳动收入占比呈下降态势。据测算,1996—2007 年我国劳动收入占比一路走低,由 51.17% 下降至 40.87%。2007 年以后,我国劳动收入占比有所提高,到了 2012 年达到 49.21% (柏培文、吴红,2015),但与发达国家占比在 60%~65% 相比仍然相距甚远。与此相对应,在 1978—2004 年,我国第二产业劳动收入占比一般在 35%~40% 之间,低于我国总体劳动收入占比。当我们考察制造业样本上市公司,计算 1998—2012 年的合计劳动收入占比时(见表 1),可以发现虽然劳动收入占比从 2000 年后呈现上升趋势,但企业的劳动收入占比基本在 20% 以下,远小于整个第二产业劳动收入占比。由此可见,我国劳动资本收入分配关系总体失衡,而我国制造业的上市公司的劳资分配关系更为失衡。面对这一失衡现象,不禁引发疑问,我国制造业上市公司的劳资分配关系是否公平。

表 1 样本企业各年合计的劳动收入占比

年份	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
劳动收入占比(%)	13.90	12.15	13.37	14.73	14.89	15.23	16.12	17.12
年份	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	
劳动收入占比(%)	16.97	16.19	18.24	17.29	18.29	19.74	20.36	

回顾现有文献,相关领域的研究主要涉及三个方面:一是关于我国劳动收入占比下降趋势的研究。李扬、殷剑峰(2007)利用资金流量表进行测算,发现劳动收入占比在 1992—2003 年呈现下降的

<sup>\*</sup> 柏培文,厦门大学经济学院、厦门大学宏观经济研究中心,邮政编码:361005,电子邮箱:bpw\_888@163.com。本文受教育部人文社科重点研究基地重大项目“矫正要素配置扭曲与促进经济有效增长”(16JJD790031)、国家社会科学基金重大项目“需求结构转化背景下提高消费对经济增长的研究”(15ZDC011)、国家社会科学基金重大项目“我国不同要素分配关系与分配正义理念创新研究”(17ZDA114)的资助。感谢两位审稿人的宝贵建议,但文责自负。

趋势。白重恩、钱震杰(2009)通过计算,认为1978—1995年期间我国劳动收入占比大体不变,但自1995年之后,劳动收入占比逐年下降,到2004年下降了约10个百分点。李稻葵等(2009)同样发现,1992—1996年我国劳动收入占比略有上升,但在1996年之后则逐步下降。与此同时,黄先海、徐圣(2009)则测算了第一产业、工业、建筑业和第三产业的劳动收入占比,结果显示各产业的劳动收入占比都有大幅下降。从最近文献来看,张车伟、赵文(2015)在区分雇员经济部门和自雇经济部门的基础上,分别估算两部门产出和要素的规模,认为1978年以来雇员经济部门劳动报酬份额变化总体呈现下降趋势。柏培文、吴红(2017)通过测算,认为在经历了1996—2007年长时期的下降后,2007—2012年劳动收入占比开始回升,但仍不理想。从上述文献可以看到,研究者基本认同我国劳动收入占比呈下降趋势,但对下降的起始时间认识上略有差异;从劳动收入占比演变趋势来看,近年来有所提升。

二是关于我国劳动收入占比下降的原因解释。从研究视角来看,学者主要从经济发展阶段、产业结构、劳动力供求、技术进步、对外贸易和所有制等方面展开研究。李稻葵等(2009)和钱晓焯、迟巍(2011)从经济发展阶段考察劳动收入占比变化,前者认为劳动收入占比呈U型规律,我国处于下降通道,后者发现我国经济发展水平较低的地区劳动收入占比偏高,经济发展水平高的地区劳动收入占比反而更低,这与U型规律是一致的。白重恩、钱震杰(2009)和罗长远、张军(2009)从我国产业结构变化方面解释了我国劳动收入占比的下降。龚刚、杨光(2010)从我国二元经济结构的角度通过劳动力供求关系解释我国劳动收入占比变化的原因。赵俊康(2006)和黄先海、徐圣(2009)从技术进步角度阐述了劳动节约是我国收入占比下降的主要原因,翁杰、周礼(2010)更进一步利用我国1997—2008年工业部门的行业面板数据进行实证分析,发现资本产出比对劳动收入占比的影响取决于资本和劳动的替代弹性。赵秋运等(2012)从对外贸易和FDI角度研究劳动收入占比的变化原因。吴宣恭(2010)和程恩富、胡靖春(2010)等从我国私有经济比重上升、公有经济比重下降角度解释劳动收入占比下降的原因。除此之外,也有一些学者从政府财政支出、人力资本、企业税负程度、居民消费占比、投资率等因素来探讨对劳动收入占比的影响。

三是从微观角度进行研究。大致可分成三种:一种是从微观角度考察劳动收入占比。钱震杰、朱晓冬(2013)利用工业统计数据库和中国工业企业年度调查数据在4位数制造业层面比较了中国和79个经济体的劳动收入份额,认为中国劳动收入份额并不低于世界平均水平;但张杰等(2012)却发现中国制造业部门中存在劳动报酬比重过低的特征。再一种是从微观角度研究其影响因素。周琢等(2017)通过企业数据进行研究认为出口有利于劳动者报酬提升,魏下海等(2013)利用2010年全国民营企业调查数据展开研究,认为工会导致企业工资率和劳动生产率的显著提升,但最终导致劳动收入份额反而下降。还有一种是研究企业劳资分配关系的影响。柏培文(2014)考察了企业劳资分配关系对企业绩效的影响。

从上述研究可以看到,现有文献主要从宏观角度考察了我国劳动收入占比下降状况及其原因,在微观上也一定程度考察了制造业企业劳动收入占比、影响因素以及对企业绩效的影响。但没有从微观角度深入考察劳资收入分配关系的公平性。为此,本文将选择我国沪深A股上市公司中制造业企业为对象,考察企业的劳资分配关系的公平性。

## 二、数据处理与变量说明

本文选取我国沪深A股上市公司中制造业1999—2012年共14年企业数据作为研究样本。所取的数据均来自Wind和Csmar数据库,在剔除了ST企业、个别数据缺失严重的企业和数据明显异常的企业之后,共获得1507家上市公司约30万个有效数据<sup>①</sup>。下面简要说明有关变量或指标的处理方法。

1. 劳资收入分配失衡。本文将劳资收入分配失衡表示为“资本收入除以劳动收入”,之所以将

劳动收入放置在分母,主要是因为劳动收入会始终保持为正值。在处理中,劳动收入使用现金流量表中“支付给职工以及为职工支付的现金”来进行度量,具体包括了为劳动力支付的工资、五险一金和福利支出等(其中包含雇主缴费部分);资本收入参考增加值的计算方法,将“净利润”“固定资产折旧”和“长期待摊费用摊销额”三个指标相加而得到。

2. 劳资收入分配公平性。劳资收入分配公平性主要是依据要素贡献与要素回报的比较来衡量,具体衡量方法将在下文中进一步介绍。

3. 其他变量。在本文研究中,还将涉及如下变量:股权集中度、资产负债率、董事长是否兼任总经理、独立董事占比、监事占比、管理层持股比例、管理层不领薪人员占比、固定资产规模以及经济增长、公司性质、行业、地区等变量。其中,股权集中度使用前十大股东持股比例来表示;董事长是否兼任总经理采用哑变量处理,如不是兼职为1,否则为0;独立董事占比采用独立董事人数与全部董事人数相比得到;监事占比采用监事人数与管理层人数相比得到;管理层不领薪占比使用不领薪的管理层总人数与管理层人数相比得到;经济增长使用年GDP增长率;公司性质使用哑变量来衡量,如国有企业为1,非国有企业为0;行业则分成劳动密集、资本密集和技术密集型行业,其中食品、饮料、纺织、服装、皮毛等加工制造,木材、家具,造纸、印刷等行业为劳动密集型行业,石油、化学、塑胶、塑料,金属、非金属,机械、设备、仪表等行业为资本密集型行业,电子、医药、生物制品等行业为技术密集型行业。样本分为东、中、西部地区,东部地区包括北京、上海、天津、江苏、浙江、福建、广东、山东、黑龙江、吉林、辽宁等省份,中部地区包括湖南、湖北、江西、安徽、河南和河北共六个省份,其他内地省份则归入西部地区。

### 三、资本劳动收入分配关系状况

本文首先计算了我国制造业上市公司不同年份、行业、企业性质和地区的资本劳动收入比状况(因篇幅所限,结果未予显示)。从中可以看到,对于整个制造业来说,在2000年之前资本劳动收入比明显较高,2001年后资本劳动收入比存在下降趋势,意味着在整个分配中劳动收入占比在提高,出现这个现象与进入21世纪开始出现“民工荒”有关系。虽然我国制造业2003年才出现明显的“民工荒”,但这一现象实际上在2001年就初露端倪。尽管在2003年后劳动收入占比有微弱的提高,但从其整体结果来看,劳动收入占比平均在20%~30%,仍然较低,劳资分配关系失衡明显。

从分行业来看,资本密集型行业的平均资本劳动收入比最高,劳动密集型行业居中,技术密集型行业最低。其中资本密集型行业的资本劳动收入比高,是因为这些行业资本投入量大,折旧较高,资本所得总额也相应较高。技术密集型行业由于员工素质相对较高,人员工资也相应较高,资本劳动收入比相对较低。而劳动密集型行业是一种较为传统的行业,一方面劳动力成本相对较低,另一方面人均资本密度相对较低,资本折旧不高,因此,资本劳动收入比处于居中状态。

从企业性质来看,非国有企业资本劳动收入比要低于国有企业资本劳动收入比。一般来说,国有企业对员工劳动收入利益的保护程度要高于非国有企业,在相同情况下非公有制经济中劳动收入比一般比公有制经济要低(程恩富、胡靖春,2010)。但另一方面国有企业属于资本密集型行业的企业较多,这又会导致其资本收入占比比较高。两者相抵消,最后是国有企业的资本劳动收入比高于非国有企业。

从地区分布来看,东部地区资本劳动收入比最低,中部地区最高,而西部地区居中。东部地区较低的资本劳动收入比与东部地区劳动力工资水平相对较高有关;中部地区资本劳动收入比较高,是因为近年来中部地区企业投资较高,经济发展较快,因而增加了资本的收入,而西部地区则正好居中。

通过上述分析,可以大致看到我国资本劳动收入比在不同年份、行业、企业性质和地区的基本状况。总的来看,样本企业的劳动收入占比在20%~30%之间,低于整个第二产业的占比,分配失衡现象明显。

### 四、资本劳动收入分配关系的公平性分析

1. 公平性测度方法。从上文可以看到,我国资本劳动收入分配存在失衡状态。那么接下来的

问题是,这一分配关系是否存在分配上的不公平,或者说存在更有利于资本偏向的分配关系。

从对公平度测度来看,可以从程序公平、过程公平、结果公平和主观感知公平几个角度来衡量。当人们对分配公平不满意时会关注程序公正问题,美国心理学家利文撒尔提出程序公平六项原则即一致性、无偏性、准确性、纠错性、代表性、道德性,认为只有做到符合六项原则才能保证程序公平;罗尔斯(2002)则举出“分蛋糕的故事”来说明分配程序的公平性问题。在过程公平方面,主要要求贡献与回报相一致,在产出分配中,要素的边际生产力实际衡量了对社会福利的贡献,要素自身的收入应当与其边际生产率相一致(杨春学,2009),这一要求反映了市场效率和公平的统一,具有客观性。从结果公平来看,收入分配不仅是经济问题,同时还涉及一个社会的价值观和社会的稳定,从罗尔斯的“无知之幕”实验来看,每个人都会担心自己未来处于不利地位,有要求分配结果公平的内在动机,同时,分配结果公平也有利于社会的稳定;通常,在社会分配结果公平性度量上,一般使用基尼系数来度量。除此之外,公平度的感知也具有主观性,Adams(1965)认为公平是个人产出与投入之比与他人相等时的一种主观感受,这就意味着公平度测度也具有主观性的特点。本文主要研究的是制造业企业层次的资本劳动收入分配关系的公平性,鉴于数据的可得性,将主要考察过程的贡献与回报的公平性,具体包括客观公平性以及主观感知的公平性。

从现有文献来看,在对企业的生产函数设定上,研究者主要采用有 C-D 生产函数,具体形式分为两种:一种是以劳动和资本为投入的企业 C-D 生产函数形式的设定,如 Hsieh & Klenow (2009)、Cagetti & De Nardi(2006)等;一种是以劳动、资本、中间品为投入来设定生产函数,如 Olley & Pakes(1996)、Levisohn & Petrin(2000)分别在采用 OP 和 LP 方法计算 TFP 时就如此设定生产函数。还有少数研究者将企业生产函数设定成 CES 形式或超越对数生产函数形式,但研究者更多是将 CES 生产函数形式和超越对数生产函数形式使用在行业或部门层面上,其中超越对数生产函数形式由于存在待估参数较多,变量估计结果较易不显著等缺陷,在文献中使用的更少。鉴于上述分析,本文在企业生产函数设定上,主要采用 C-D 生产函数形式,同时进一步拓展为 CES 生产函数形式进行辅助考察。

假设企业  $i$  在  $t$  期满足 C-D 生产函数  $Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta}$ , 其中  $Y_{it}$  为企业产出,  $K_{it}$  为企业物质资本,  $L_{it}$  为企业劳动力数量,  $\alpha, \beta$  分别表示资本和劳动的产出弹性, 且  $\alpha + \beta = 1$ 。假定劳动力工资水平为  $W_{it}$ , 资本实际收益为  $R_{it}$ , 将要素实际所得比与要素边际产出比相除可得基于贡献与回报是否一致的公平性度量式  $\Phi = \frac{\beta K_{it} R_{it}}{\alpha L_{it} W_{it}}$ 。当  $\Phi = 1$  时, 劳资公平分配; 当  $\Phi > 1$  时, 则为资本偏向型分配; 当  $\Phi < 1$  时, 则为劳动偏向型分配。后两种情形皆为资劳分配不公平。与此同时, 考虑劳动者更多存在风险规避特征, 参照柏培文(2015)的做法, 将公平性度量式改为  $\Phi^* = \frac{\beta K_{it} R_{it}}{\alpha L_{it} \omega_{it}}$ , 其中  $\omega_{it}$  为采用确定性等价法得到的消除风险因素后劳动力的确定性收益。第一个公平性度量式完全基于要素贡献与回报得到的, 具有客观性特点, 故称为客观公平性度量; 第二个公平性度量式考虑到消费者效用函数和风险规避特征, 而消费者效用函数和风险规避本身具有主观感知的特征, 故称为主观公平性度量。进一步将 C-D 生产函数扩展成 CES 生产函数形式, 即  $Y_{it} = A_{it} [\alpha K_{it}^{\rho} + (1-\alpha) L_{it}^{\rho}]^{\frac{1}{\rho}}$ , 其中  $A_{it}$  反映技术进步,  $0 \neq \rho < 1$ , 要素的替代弹性  $\sigma = \frac{1}{1-\rho}$  为常数,  $\sigma > 0$ 。如此, 客观公平性度量和主观公平性度量可分别写成  $\Phi_z = \frac{\beta R_{it}}{\alpha W_{it}} \left(\frac{K_{it}}{L_{it}}\right)^{1-\rho}$  和  $\Phi_z^* = \frac{\beta R_{it}}{\alpha \omega_{it}} \left(\frac{K_{it}}{L_{it}}\right)^{1-\rho}$ 。

2. 参数估计和指标处理。为了测算公平性, 需要确定参数  $\alpha$  和  $\beta$ 。在规模报酬不变情形下, 参数  $\alpha$  和  $\beta$  分别为劳动收入份额和资本收入份额。从现有文献来看, 张车伟、张士斌(2010)根据 Johnson(1954)的方法, 将我国国民收入 2/3 划归劳动报酬, 1/3 划归资本性收入; 肖兴志等(2013)则将第二产业劳动产出弹性设为 0.73, 也有的文献将劳动份额的参数设为 0.6, 如 Young(2003)认为中国的劳动份额参数为 0.6 较为合理; 还有的文献按照惯例对劳动、资本份额进行赋值, 将二者分别取值

为 0.6 : 0.4 或 0.5 : 0.5。因此,综合文献来看,本文将制造业的劳动产出弹性设为 0.65,资本产出弹性设为 0.35 来进行计算,同时考虑到稳健性,借鉴有关文献将劳动和资本份额分别设为 0.6 和 0.4 进行比较研究。特别地,由于本文中上市公司的劳动收入占比多在 20%左右,本文还选取劳动和资本产出弹性分别为 0.2 和 0.8 来进行测算比较。

在估计劳动者收入风险时,使用各年员工的平均工资的对数对时间  $t$  进行 OLS 回归,利用 OLS 回归的残差来得到随机扰动项  $\sigma_i^2$  来度量员工工资面临变化的风险。对于风险规避系数,国外的主流文献大多将消费者风险厌恶系数设为 3(Scholz et al,2006; Einav et al,2010)或 5(Cocco,2005),从国内文献来看,陈学彬等(2005)根据 1978—2002 年我国居民消费数据,估计风险规避系数为 1.2875,艾春荣、汪伟(2005)根据中国城镇居民消费数据,认为风险规避系数为 1.9139,而王晟、蔡明超(2011)根据中国居民投资行为认为风险厌恶系数为 5.85。考虑到文化、收入和风险态度的差异,我国居民的投资消费决策比美国居民更为保守,因此本文将风险规避系数选为 5。

在要素替代弹性估计上,罗长远、张军(2009)和张车伟、赵文(2015)认为我国资本劳动的替代弹性小于 1,孔宪丽等(2015)选取 1994—2013 年 33 个工业行业研究认为除个别行业替代弹性较大或较小以外,大多数行业的要素替代弹性均小于 1,介于 0.75~1 之间;罗长远、张军(2009)采用省际数据估计我国资本与劳动之间替代弹性的绝对值等于 0.94;但陆菁、刘毅群(2016)研究认为 1990—2010 年我国工业部门整体的要素替代弹性为 2.906。从上面可以看到,现有文献对我国要素替代弹性还有争议,鉴于较多文献支持替代弹性小于 1。借鉴罗长远、张军(2009)的估计,将替代弹性设为 0.95。

此外,现有文献在选用资本收益率时,主要有两种:总资产收益率 ROA 和净资产收益率 ROE。总资产收益率难以反映资本的真实收益率,因为在总资产中负债部分产生的财务费用实际上是负债部分的收益,而这些收益并没有计算入总资产收益率中。从净资产收益率来看,它反映的是企业经营中自有资本的收益率,从市场均衡来说,所有企业都存在净资产收益率,其经济利润应为零,因此,净资产收益率更能够反映企业投资者的资本收益水平。因此,本文选取净资产收益率作为资本方收益。为了便于比较和检验其稳健性,本文还将负债产生的财务费用考虑进去,从总资产角度采用“(财务费用+净利润)/总资产”作为资本收益率来进行比较测算。劳动力工资水平遵循现有文献普遍做法,使用“支付给职工以及为职工支付的现金/公司全体员工数量”来表示。物质资本和劳动力人数则分别选用固定资产合计和员工人数来表示。

3. 处理结果。表 2 报告了不同情况下的 1999—2012 年资本与劳动要素收入分配公平性的中位数和均值。从中可以看到,当不考虑风险因素时,从客观公平性的中位数来看,在 1999—2001 年大多数企业呈现为资本偏向分配;从平均值来看,也表现出资本偏向的分配。比较 1999 年和 2000 年的平均值和中位数,可见平均值大于中位数,表明公平性在数值分布上呈现右偏的特点。观察 2001 年,发现平均值和中位数基本相等,因此在数值分布上基本表现为对称分布。自 2002 年之后,从中位数可以看到各年大多数企业开始呈现为劳动偏向分配。这一特征与“民工荒”的出现明显有关。比较中位数和均值,可以看到,其中 5 年的均值小于中位数,公平性在数值分布上存在左偏特点,其中 6 年均值大于中位数,数值在分布上表现为右偏特点。从整体发展趋势来看,呈现劳动偏向分配的企业数量在不断增加。

进一步考察当考虑风险因素时的劳动资本收入分配的主观公平性。从中位数来看,1999—2012 年各年大部分企业均表现为资本偏向分配;从均值来看,除了 2002 年和 2009 年外,各年的均值均远大于 1。这就意味着当考虑劳动者存在风险规避时,企业在资本劳动分配关系上,呈现的是资本偏向分配。因此,从客观公平性来看,资本劳动分配关系表现为劳动偏向分配;从主观公平性来看,资本劳动分配关系表现为资本偏向分配。将劳动资本收入分配失衡性与公平性进行比较,可以看到企业的劳动收入占比明显偏低,分配处于失衡状态,但从趋势来看,在逐渐减弱,其反映到资本劳动分配的客观公平性上是逐渐从资本偏向分配向劳动偏向分配转变。这就表明尽管存在资本劳动收入分配失衡,劳动收入占比较低,但从纯粹客观经济贡献和回报来说,从公平性来看并非对劳动方不利,这主要是因为分配过程中劳动实际获得相对收益仍然高于其相对边际产出所致。但从主观公平

性来看,由于劳动方普遍存在风险规避,因此,总体呈现资本偏向分配;随着资本劳动收入分配失衡减弱,其主观的资本偏向分配也在减弱,公平性增强。

表 2 各年的劳动资本收入分配的公平性的中位数和均值

年份	样本数	中位数		平均值	
		客观公平性	主观公平性(风险)	客观公平性	主观公平性(风险)
1999	366	1.599	4.904	2.408	7.388
2000	450	1.386	4.253	1.883	5.775
2001	488	1.007	3.089	1.006	3.085
2002	524	0.808	2.478	-1.846	-5.662
2003	562	0.867	2.659	1.075	3.297
2004	630	0.776	2.382	0.334	1.023
2005	629	0.606	1.853	-6.056	-18.519
2006	683	0.814	2.497	1.507	4.622
2007	762	0.964	2.958	1.886	5.786
2008	806	0.555	1.702	0.517	1.587
2009	910	0.710	2.178	-5.364	-16.453
2010	1173	0.761	2.334	1.864	5.716
2011	1364	0.647	1.983	0.878	2.692
2012	1458	0.488	1.497	0.569	1.746

表 3 报告了不同地区、行业和企业性质的资本劳动收入分配公平性的均值和中位数。可以看到,在客观公平性上,东部、中部、西部大部分企业表现为劳动偏向分配,从均值和中位数比较来看,东部地区在数值分布上存在左偏特点,其原因在于一些企业存在资本收益严重亏损的现象;而中、西部地区在公平性数值上存在右偏特点,主要是因为这一地区有一些企业表现为较高的资本收益。比较三个地区,东部地区比值最低,而中部地区最高,也就是说东部地区有更多的企业表现为劳动偏向分配,而中部地区相对少些。当考虑风险因素时,可以看到在主观公平性上各地区大部分企业均表现为资本偏向分配。

从企业性质来看,在客观公平性上,国有企业和非国有企业的大多数企业均表现出劳动偏向分配,在公平性数值分布上呈现左偏特点。由于非国有企业的中位数高于国有企业中位数,这就意味着国有企业更多体现为劳动偏向分配,这种情形是与国有企业的劳动者权益保护较好有关。在主观公平性上,可以看到无论国有企业还是非国有企业,均表现出资本偏向分配。

从行业来看,在客观公平性上,劳动密集、资本密集和技术密集行业均表现为劳动偏向分配特点,在数值分布上存在右偏特征。从各行业中位数大小来看,劳动密集型行业最大、技术密集型行业最小,也就是说劳动密集型行业的企业劳动偏向分配较少,而技术密集行业的企业劳动偏向分配较多,而资本密集行业居中。进一步考虑风险因素,可以发现主观公平性上大多数企业均表现为资本偏向分配。

通过表 3,同样可以看到,不同地区、行业和企业性质的资本劳动收入分配公平性的差异与不同的资本劳动收入分配失衡的差异基本一致。在此不再赘述。

表 3 不同地区、行业和企业性质的资本劳动收入分配公平性的中位数和均值

分类	样本数	中位数		平均值		
		客观公平性	主观公平性(风险)	客观公平性	主观公平性(风险)	
地区	东部	6428	0.705	2.164	-0.717	-2.198
	中部	2066	0.797	2.444	1.292	3.962
	西部	2311	0.764	2.341	1.043	3.199
企业性质	非国有	5652	0.774	2.374	0.014	0.044
	国有	5153	0.686	2.104	0.076	0.233
行业	劳动	1433	0.866	2.656	1.003	3.077
	资本	6457	0.790	2.419	-0.454	-1.393
	技术	2442	0.583	1.788	0.721	2.212

通过上面研究可以看到,当不考虑风险因素时,在客观公平性上,多数企业表现为劳动偏向分配,并且存在一定地区、行业和企业性质的差异。当考虑风险因素时,在主观公平性上,则多数企业表现为资本偏向分配。也就是说,当我们从客观贡献来看,劳资分配存在劳动偏向分配;但当我们考虑到劳动者处于弱势,存在风险规避时,则存在主观上的资本偏向分配。

4. 扩展检验。下面先比较考察当劳动和资本产出弹性为 0.6:0.4,以及替代弹性为 0.95 时的公平性情况。表 4 报告了不同产出弹性以及替代弹性为 0.95 时的公平性均值和中位数比较。从中可以看到,劳动产出弹性为 0.6 时,其客观公平性特点与劳动产出弹性为 0.65 时相一致,其主观公平性也表现出一致性,两者数据虽有差别,但结果具有稳健性。当替代弹性为 0.95 时,此时要素替代弹性小于 1,这就意味着资本与劳动是互补的,资本投入提高了劳动边际产出,从而在客观公平性上也表现为资本偏向分配,其主观公平性更是如此,这就意味着当制造业要素替代弹性小于 1 时,无论客观分配公平性还是主观分配公平性,均表现为资本偏向分配,这一特征应当引起我们的注意。从不同情形的核密度函数分布图来看,曲线形状较为接近,主要变化是曲线移动和离散度有差别。

进一步将劳动和资本产出弹性设为 0.2:0.8 来考察,可以发现无论是客观公平性还是主观公平性均表现为劳动偏向分配(见表 4)。当我们以此为基础不断提高劳动产出弹性时,可以发现当劳动和资本产出弹性设为 0.45:0.55 时,客观公平性主要表现为劳动偏向分配,但主观公平性的中位数基本为 1,处于均等状态。其后,随着劳动产出弹性不断提高,客观公平性仍然主要表现为劳动偏向分配,但主观公平性则开始表现为资本偏向分配,并不断增强。因此,从劳资分配关系来看,客观公平性基本表现为劳动偏向分配,而主观公平性存在差异,当劳动产出弹性大于 0.45 时,主观公平性基本表现为资本偏向分配,当劳动产出弹性小于 0.45 时,主观公平性基本表现为劳动偏向分配。从现有文献参数估计来看,基本认为劳动产出弹性大于 0.45,因此,在劳资分配关系上,客观公平性基本表现为劳动偏向分配,而主观公平性主要表现为资本偏向分配。

进一步将“(财务费用+净利润)/总资产”作为资本收益率来进行计算时,虽然存在差异,但从劳资分配关系的偏向上来看基本一致,结果基本稳健(见表 4)。

表 4 不同产出弹性以及替代弹性公平性比较

类别		50%	Mean
劳动产出弹性=0.65	客观公平性	0.733	0.044
	主观公平性(风险)	2.249	0.134
劳动产出弹性=0.60	客观公平性	0.592	0.035
	主观公平性(风险)	1.817	0.108
劳动产出弹性=0.65,替代弹性=0.95	客观公平性	1.410	0.119
劳动产出弹性=0.60,替代弹性=0.95	客观公平性	1.139	0.096
劳动产出弹性=0.20	客观公平性	0.099	0.006
	主观公平性(风险)	0.303	0.018
劳动产出弹性=0.45	客观公平性	0.323	0.019
	主观公平性(风险)	0.991	0.059
资本收益=(财务费用+净利润)/总资产,劳动产出弹性=0.65	客观公平性	0.514	0.710
	主观公平性(风险)	1.575	2.179

### 五、公平性偏向的影响因素

接下来我们考察哪些治理因素影响了企业分配的公平性。在此我们主要考虑客观公平性的偏向。将不考虑风险时公平度小于 1(存在劳动偏向分配)的设为 0,而将公平度大于 1(存在资本偏向分配)的设为 1,并以此为因变量采用 Logit 模型进行估计(Logit 模型与 Probit 模型相比可以考虑增加固定效应)。企业治理变量可从三个层次来考察:一是资本结构层次治理,主要有股权集中度、资产负债率;二是监督层次治理,主要有董事长是否兼任总经理、独立董事占比、监事占比;三是管理层

治理,主要有管理层持股比例、管理层不领薪占比等。在研究中还需要增加一些控制变量如企业固定资产规模、经济成长等变量,这是因为企业固定资产规模越大,可能导致企业资本方分配力量的增强,而经济成长可能为资本带来更多的收益,而劳动者却难以分享到同样的增长收益。

本文使用的是面板数据,为此建立 Logit 固定效应回归方程: $\text{Logit}GP_{it} = \alpha + \sum_m \beta_m X_m + u_i + \epsilon_{it}$ 。其中, $GP$  表示公平度的二值变量, $X$  为解释变量或控制变量, $u$  为固定效应, $\epsilon$  为随机误差项。检验表明,不存在明显变量间多重共线性。为了便于比较,表 5 除了报告 Logit(FE)固定效应模型的估计结果,还列出了 OLS、FE 以及 Logit(不考虑固定效应)模型估计结果,同时考虑动态面板模型特征使用公平度值作为被解释变量使用 SYSGMM(使用 diff GMM 估计结果与之相近)模型进行估计。进一步计算 Logit 模型的边际效应,可以发现与 OLS 回归的结果相差不大。从表 5 各列估计结果来看,较为稳健,表明总体估计较为可靠。从中可以看到,股权集中度、管理层持股比例表现为显著的正向关系,股权集中度越高,表明股东对企业干预的意愿和力量越强,虽然股权集中容易导致大股东侵占公司利益,但另一方面它又有助于提升企业价值,增加企业绩效,其途径之一就是控制企业成本上升,因此,在劳资分配关系中大股东将会积极致力于控制工资成本的上升,如此将容易导致资本偏向的分配。管理层持股比例增加,从既有研究来看,对企业绩效的增加并没有显著影响,其原因主要是管理层持股比例较低;但从本文研究来看,管理层持股比例增加容易导致资本偏向的分配。事实上,在企业绩效没有明显提高的情况下,要出现资本偏向分配,只能是相对降低劳动力的收入增长。当企业采用管理层持股比例作为企业薪酬结构时,那么管理层货币薪酬部分就不会有较大的提高,与此相对应,整个劳动者工资水平的上升就会受到一定遏制。

表 5 公平性倾向的回归分析

变量	OLS	GMM	FE	Logit	Logit(FE)
股权集中度	0.004*** (0.000)	0.017 (0.336)	0.008*** (0.000)	0.021*** (0.000)	0.065*** (0.000)
资产负债率	-0.0015*** (0.000)	-0.178*** (0.000)	-0.002*** (0.001)	-0.009*** (0.000)	-0.014*** (0.000)
董事长总经理 是否兼任	-0.018 (0.148)	0.507 (0.176)	-0.014 (0.443)	-0.098 (0.124)	-0.032 (0.829)
监事占比	-0.11 (0.308)	-5.960 (0.201)	-0.320 (0.108)	-0.695 (0.202)	-1.280 (0.444)
不领薪占比	-0.178*** (0.000)	-4.203 (0.125)	0.049 (0.386)	-0.905*** (0.000)	0.477 (0.293)
管理层持股	0.138*** (0.000)	11.881** (0.050)	0.381*** (0.002)	0.734*** (0.000)	3.130*** (0.007)
独立董事占比	-0.621*** (0.000)	-4.076* (0.070)	-0.295*** (0.002)	-3.309*** (0.000)	-2.577*** (0.001)
固定资产	0.122*** (0.000)	0.889*** (0.005)	0.037*** (0.000)	0.646*** (0.000)	0.350*** (0.000)
GDP	0.044*** (0.000)	0.370*** (0.000)	0.028*** (0.000)	0.222*** (0.000)	0.250*** (0.000)
N	7844	1644	7844	7844	4455
R <sup>2</sup>	0.139		0.0708	0.115	
Log likelihood				-4556.84	-1589.36
AR(1)		0.0510			
AR(2)		0.6122			
Sargan Test		0.1894			

注: \*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平上显著,其中变量第 1 行为估计系数,括号内为 p 值。下同。

从表 5 中还可看到,资产负债率、独立董事占比呈现显著负相关。资产负债率对公平度的影响是双向的,一方面债务增加提高了企业的财务费用,因此会降低企业绩效,另一方面由于债务治理因素的存在又会增强对企业运营预算约束和增加企业破产风险,降低经理对股东利益的损害(Harris



8. Raviv, 1990), 其最终效果取决于两种因素的消长。从本文样本来, 其负向影响是显著的, 也就是说前一种的因素大于后一种的因素, 这将会导致劳动偏向分配。独立董事占比的提高往往意味着企业管理权的分散, 它一方面使得企业管理决策更加稳健, 进而避免出现较大差错, 但也可能导致决策缓慢, 效率下降, 影响企业绩效的提高(检验也表明独立董事占比对企业绩效有显著负影响); 与此同时, 在劳资分配关系中也使得各方谈判力量均衡些。因此, 这有助于劳动偏向分配的形成。管理层不领薪占比的表现不稳健, 在 OLS 和 Logit 模型中表现为显著负相关, 但当考虑固定效应时, 则表现为正向不显著, 出现这一差异可能与不采用固定效应时, 缺少相关的变量控制, 导致管理层不领薪占比呈现显著负相关所致。管理层不领薪通常是企业上一级管理人员在下属公司或控股公司兼职, 但并不从中领取薪酬回报, 这一方面反映不领薪高管可能与企业联系不强, 缺少应有的绩效激励, 会降低不领薪管理层对企业绩效的关注, 从而导致有利于劳动偏向的分配; 但另一方面, 因为管理层不领薪, 降低了对公司个人工资收入的关注, 不利于劳动阶层的收益提高, 这样又会导致有利于资本偏向的分配, 其结果取决于两种倾向的抗衡结果。此外, 从上述研究中, 可以看到董事长总经理是否兼任、监事占比变量基本呈现负相关但并不具有显著性, 这可能与我国上市公司中董事长总经理的是否兼任的制度设计以及监事对企业的经营管理影响较小有关。

在表 5 中, 还可看到控制变量固定资产规模、经济增长与企业绩效呈现正向关系。从固定资产投资来看, 企业规模越大, 一般会增加企业职工的人力资本专用性, 使得劳动者在谈判中处于不利地位, 因为通用性人力资本价值可以完全体现在工人工资上, 而专用性人力资本价值则只能部分反映在工资上(Becker, 1962), 从而形成有利于资本方的分配。从经济增长来看, 由于企业工资水平具有一定刚性, 当经济稳步向前发展时, 企业获得的利益一般多为资本方所得, 而普通职工难以分享同样增长的收益。

表 6 报告了不同地区、企业性质、行业和时间段的 Logit(FE) 回归结果。从地区来看, 上述变量对各地区的总体影响效应与总体效应基本一致。其中, 东部地区更为显著, 而中西部两个地区在企业治理效应影响上要弱些, 其根源可能与中西部企业内部治理机制不够完善, 传导机制不畅有关。从企业性质来看, 国有企业与非国有企业的回归结果大多相近, 但也有差异, 其中, 非国有企业监事占比和管理层不领薪占比具有显著性, 这可能与非国有企业内部存在家族管理有关, 值得注意的是, 在非国有企业管理层不领薪人员占比呈现显著正向关, 这就意味着非国有企业的高管虽然不领薪, 但出于对家族企业的负责, 仍然在一定程度上关注企业绩效。将样本企业分成技术密集、劳动密集和资本密集三个行业进行分类回归, 从结果来看, 资本和技术密集行业与总体回归基本接近, 但劳动密集行业略有差异, 其监事占比和不领薪占比具有显著性, 这可能是因为劳动密集型行业属于较为传统的行业, 更加注重人员管理所致。从时间段来看, 我们将 1999—2012 年分成不同阶段来考虑。在这一期间, 2003 年开始明显出现“民工荒”现象, 2008 年爆发“金融危机”, 考虑到影响的滞后性, 我们将事件发生当年包含在上一个阶段中, 因此, 分成 1999—2003 年、2004—2008 年、2009—2012 年三个阶段。从各阶段回归结果来看, 1999—2003 年一些治理变量较为不显著, 这可能与这一期间的劳动力总体供大于求有关, 企业治理因素难以起到作用, 比较 2004—2008 年和 2009—2012 年两个阶段, 可以看到 2004—2008 年的效果最为显著, 并且监事占比和不领薪占比均具有显著性, 而后一阶段 2009—2012 年差一些, 这可能与金融危机后经济整体形势不好, 企业效益不佳, 企业治理因素作用不彰有关。

最后, 进行稳健性检验。以劳动产出弹性为 0.6、资本产出弹性为 0.4 的公平值为基础, 同样采取上述方法赋予 0~1 二值变量。所得结果与劳动产出弹性为 0.65、资本产出弹性为 0.35 的结果相近; 再以替代弹性为 0.95 的公平性倾向的二值变量为因变量, 回归所得结果基本相近; 进一步根据不同企业性质、地区、行业 and 不同时间段采用 Logit 固定效应进行分类回归, 结果也基本接近(见表 7)。之所以如此, 主要是因为不同参数值的调整会使得具体数值发生变化, 但其分布结构基本没有变化所致。

表 6 不同地区、企业性质、行业 and 不同时间段的 Logit(FE)固定效应回归结果

变量	东部	中部	西部	国有	非国有	劳动密集	资本密集	技术密集	1999—2003	2004—2008	2009—2012
股权集中度	0.081*** (0.000)	0.051*** (0.000)	0.047*** (0.000)	0.049*** (0.000)	0.079*** (0.000)	0.049*** (0.000)	0.069*** (0.000)	0.074*** (0.000)	0.646** (0.020)	0.060*** (0.000)	0.103*** (0.000)
资产负债率	-0.016*** (0.002)	-0.024** (0.026)	-0.008 (0.299)	-0.012** (0.042)	-0.015*** (0.005)	-0.004 (0.740)	-0.012** (0.019)	-0.023*** (0.006)	-0.114* (0.086)	-0.029*** (0.003)	0.003 (0.689)
董事长总经理是否兼任	-0.262 (0.181)	0.553 (0.136)	0.207 (0.510)	0.005 (0.984)	-0.078 (0.675)	-0.126 (0.760)	-0.177 (0.370)	0.297 (0.315)	14.226 (0.994)	-0.272 (0.410)	0.072 (0.781)
监事占比	-0.976 (0.664)	-3.967 (0.353)	-0.022 (0.994)	1.220 (0.594)	-4.352* (0.088)	-10.326** (0.030)	-1.174 (0.591)	3.644 (0.334)	-18.942 (0.253)	-7.952** (0.030)	5.039 (0.150)
不领薪占比	0.353 (0.596)	0.433 (0.664)	1.034 (0.194)	-0.623 (0.320)	1.619** (0.014)	2.148* (0.060)	0.812 (0.176)	-1.089 (0.285)	1.111 (0.668)	2.011** (0.032)	-0.592 (0.575)
管理层持股	2.830** (0.037)	16.041 (0.140)	2.115 (0.336)	14.203 (0.333)	2.666** (0.021)	1.504 (0.536)	5.420*** (0.005)	0.778 (0.669)	-18.958 (0.934)	7.304* (0.100)	0.923 (0.535)
独立董事占比	-4.753*** (0.000)	1.634 (0.431)	-0.876 (0.511)	-3.936*** (0.000)	-0.776 (0.525)	-3.130 (0.150)	-3.266*** (0.001)	-1.055 (0.499)	-5.191 (0.193)	2.905 (0.203)	-3.027 (0.181)
固定资产	0.556*** (0.000)	-0.007 (0.974)	0.240* (0.099)	0.340*** (0.003)	0.376*** (0.002)	0.603*** (0.010)	0.291*** (0.005)	0.532*** (0.006)	0.630 (0.544)	0.941*** (0.000)	0.441** (0.014)
GDP	0.288*** (0.000)	0.179*** (0.000)	0.221*** (0.000)	0.255*** (0.000)	0.239*** (0.000)	0.202*** (0.000)	0.305*** (0.000)	0.188*** (0.000)	0.788 (0.276)	0.278*** (0.000)	0.704*** (0.000)
样本数	2634	756	1065	2033	2422	641	2700	923	85	1092	1785
Log likelihood	-890.189	-273.501	-407.563	-766.827	-813.046	-232.743	-914.181	-352.017	-20.0378	-359.688	-518.461

表 7 劳动产出弹性 0.6 公平倾向回归分析

变量	OLS	GMM	FE	logit	Logit(FE)
股权集中度	0.003*** (0.000)	0.013 (0.336)	0.008*** (0.000)	0.019** (0.000)	0.066* (0.000)
资产负债率	-0.001*** (0.006)	-0.143*** (0.000)	-0.001** (0.025)	-0.006*** (0.000)	-0.010** (0.017)
董事长总经理是否兼任	-0.008 (0.522)	0.409 (0.176)	-0.003 (0.884)	-0.050 (0.463)	0.071 (0.651)
监事占比	-0.052 (0.615)	-4.814 (0.201)	-0.207 (0.272)	-0.478 (0.403)	-0.920 (0.603)
不领薪占比	-0.173*** (0.000)	-3.395 (0.124)	0.017 (0.746)	-0.968*** (0.000)	0.369 (0.436)
管理层持股	0.134*** (0.000)	9.596** (0.050)	0.341*** (0.004)	0.825*** (0.000)	3.632*** (0.007)
独立董事占比	-0.505*** (0.000)	-3.292* (0.070)	-0.149* (0.100)	-3.096*** (0.000)	-1.936** (0.017)
固定资产	0.120*** (0.000)	0.718*** (0.005)	0.027*** (0.002)	0.673*** (0.000)	0.337*** (0.000)
GDP	0.039*** (0.000)	0.299*** (0.000)	0.023*** (0.000)	0.219*** (0.000)	0.230*** (0.000)
样本数	7844	1644	7844	7844	3990
R <sup>2</sup>	0.1395		0.0616	0.1221	
Log likelihood				-4184.65	-1417.83
AR(1)		0.0510			
AR(2)		0.6122			
Sargan Test		0.1894			

## 六、结束语

根据本文的研究结论,我国上市公司中制造业企业在劳资分配关系中虽然存在劳动收入占比较低的特点,但从要素的贡献与回报角度来看,还是有利于劳动偏向分配的。只有当我们将劳动者的弱势因素以及存在风险规避特点考虑进去后,才可以看到在资本劳动分配关系中存在有利于资本偏向的分配。由于这一评判需要一定假设基础,因此其公平性的评价具有明显的主观性。这在一定程度上可以解释为什么劳动者会觉得当前劳资分配不公平。另外,如果在企业经营中要素替代弹性小于1,无论何种情形均表现出资本偏向分配。因此,在处理当前我国资本劳动分配关系失衡时,既要考虑基于经济效率的客观性公平,也要考虑基于地位差别的主观性公平。事实上,随着我国资本积累不断提高以及资本相对强势地位日渐突出,在处理资本劳动分配关系中,应当更加关注主观性公平,并在企业内部治理上结合地区、行业、企业性质和发展阶段的差异采取一定的应对措施。为此,建议采取如下具体措施:

第一,降低企业股权的集中度。我国上市公司的股权高度集中,无论国有上市公司还是非国有上市公司均存在一股独大和“内部人控制”问题,这一公司治理结构特征很容易导致大股东从自身利益出发,在企业利益分配上为了控制企业经营成本,较少关注利益相关者的利益,使得劳动力工资增长缓慢,不利于劳动偏向分配。

第二,处理好管理层股权激励和薪酬激励关系。我国上市公司的管理层持股比例不高,从企业激励角度来看,还应当进一步提高管理层的持股比例,但从实证研究来看,管理层持股比例提高不利于形成劳动偏向分配。因此,为了防止管理层持股比例提高对薪酬激励的挤出效应,就应当首先处理好管理层持股激励和管理层薪酬激励关系,防止在推进管理层股权激励的同时,忽视对管理层薪酬激励;其次要处理好管理层股权激励与普通劳动者的薪酬激励关系,当企业推进管理层股权激励时,要优化工资集体谈判机制。

第三,保持独立董事的一定占比,提高独立董事在薪酬委员会中的比重。独立董事的相对独立性有利于企业利益分配决策中不同力量更加均衡。因此,要保持董事会中合理的独立董事占比,并进一步提高薪酬委员会中的独立董事占比,确保企业的外在力量在薪酬决策中的作用。

第四,考虑企业的地区、行业、企业性质和发展阶段的差异,在具体措施上要因地制宜。例如,企业治理对分配偏向的影响效应在东部地区更为显著,而在中西部地区则较弱,这就要求在东部地区尽可能通过治理机制来完善分配关系,而在中西部地区则应当进一步完善治理结构,促进传导机制畅通。再如,在非国有企业监事占比提高有助于劳动偏向分配,因此,对于非国有企业还可以通过适度增加监事会的占比来增强劳动偏向分配。

注:

①本文的数据来自厦门大学研究生罗永春整理的数据库,并在此基础上补充完善。

参考文献:

- 艾春荣 汪伟,2008:《习惯偏好下的中国居民消费的过度敏感性——基于1995—2005年省际动态面板数据的分析》,《数量经济技术经济研究》第11期。
- 白重恩 钱震杰,2009:《国民收入的要素分配:统计数据背后的故事》,《经济研究》第3期。
- 柏培文,2014:《我国劳资分配关系对企业效率影响的研究》,《海派经济学》第3期。
- 柏培文,2015:《国有企业双层分配关系的公平与效率研究》,《统计研究》第10期。
- 柏培文 吴红,2017:《我国劳动收入占比影响因素分析》,《财政研究》第3期。
- 陈学彬 杨凌 方松,2005:《货币政策的微观基础研究——我国居民消费储蓄行为的实证分析》,《复旦学报(社科版)》第1期。
- 程恩富 胡靖春,2010:《论我国劳动收入份额提升的可能性、迫切性与途径》,《经济学动态》第11期。
- 龚刚 杨光,2010:《论工资性收入占国民收入比例的演变》,《管理世界》第5期。
- 黄先海 徐圣,2009:《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》第7期。
- 孔宪丽 米美玲 高铁梅,2015:《技术进步适宜性与创新驱动产业结构调整——基于技术进步偏向性视角的实证研

- 究》,《中国工业经济》第 11 期。
- 李稻葵 刘霖林 王红领,2009:《GDP 中劳动份额的 U 型演变规律研究》,《经济研究》第 1 期。
- 李扬 殷剑峰,2007:《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》第 6 期。
- 陆菁 刘毅群,2016:《要素替代弹性、资本扩张与中国工业行业要素报酬份额变动》,《世界经济》第 3 期。
- 罗尔斯,2002:《作为公平的正义:正义新论》(中译本),上海三联书店。
- 罗长远 张军,2009:《劳动收入占比下降经济学解释——基于中国省级面板数据分析》,《管理世界》第 5 期。
- 钱晓焯 迟巍,2011:《国民收入初次分配中劳动收入份额的地区差异》,《经济学动态》第 5 期。
- 钱震杰 朱晓冬,2013:《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》第 10 期。
- 王晟 蔡明超,2011:《中国居民风险厌恶系数测定及影响因素分析》,《金融研究》第 8 期。
- 魏下海 董志强 黄玖立,2013:《工会是否改善劳动收入份额?》,《经济研究》第 8 期。
- 翁杰 周礼,2010:《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》第 4 期。
- 吴宣恭,2010:《分配不公的主要矛盾、根源和解决途径》,《经济学动态》第 11 期。
- 肖兴志 彭宜钟 李少林,2013:《中国最优产业结构:理论模型与定量测算》,《经济学(季刊)》第 1 期。
- 杨春学,2009:《和谐社会的政治经济学基础》,《经济研究》第 1 期。
- 张车伟 张士斌,2010:《中国初次收入分配格局的变动与问题——以劳动报酬占 GDP 份额为视角》,《中国人口科学》第 5 期。
- 张车伟 赵文,2015:《中国劳动报酬份额问题——基于雇员经济与自雇经济的测算与分析》,《中国社会科学》第 12 期。
- 张杰 茂亮 陈志远,2012:《中国制造业部门劳动报酬比重的下降及其动因分析》,《中国工业经济》第 5 期。
- 赵俊康,2006:《我国劳资分配比例分析》,《统计研究》第 12 期。
- 赵秋运 魏下海 张建武,2012:《国际贸易、工资刚性和劳动收入份额》,《南开经济研究》第 4 期。
- 周琢 权衡 陈陶然,2017:《制造业出口、分工深化效应与企业的劳动收入占比》,《国际贸易问题》第 2 期。
- Adams, J. S. (1965), "Inequity in social exchange", in: L. Beikowitz(ed), *Advances in Experimental Social Psychology*, New York: Academic Press.
- Becker, G. S. (1962), "Investment in human capital: A theoretical analysis", *Journal of Political Economy* 70(5):9—49.
- Cagetti, M. & M. De Nardi(2006), "Entrepreneurship, frictions, and wealth", *Journal of Political Economy* 114 (5):835—870.
- Cocco, J. F. (2005), "Portfolio choice in the presence of housing", *Review of Financial Studies* 18(2): 535—567.
- Einav, L. et al(2010), "Optimal mandates and the welfare cost of asymmetric information: Evidence from the U. K. annuity market", *Econometrica* 78(3):1031—1092.
- Harris, M. & A. Raviv(1990), "Capital structure and the informational role of debt", *Journal of Finance* 45(2):321—349.
- Hsieh, C. T. & P. J. Klenow(2009), "Misallocation and manufacturing TFP in China and India", *Quarterly Journal of Economics* 124(4):1403—1448.
- Johnson, D. G. (1954), "The functional distribution of income in the United States, 1850—1952", *Review of Economics and Statistics* 36(2):175—182.
- Levisohn, J. & A. Petrin(2000), "Estimating production functions using inputs to control for unobservables", NBER Working Paper No. 7819.
- Olley, G. S. & A. Pakes(1996), "The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry", *Econometrica* 64(6):1263—1297.
- Scholz, J. K. et al(2006), "Are Americans saving 'optimally' for retirement?", *Journal of Political Economy* 114 (4):607—643.
- Young, A. (2003), "Gold into base metals: Productivity growth in the People's Republic of China during the reform period", *Journal of Political Economy* 111(6):1220—1261.

(责任编辑:陈建青)

(校对:孙志超)