收入分配不公平与全要素生产率

——基于中国上市制造企业数据的经验分析

柳学信，张宇霖

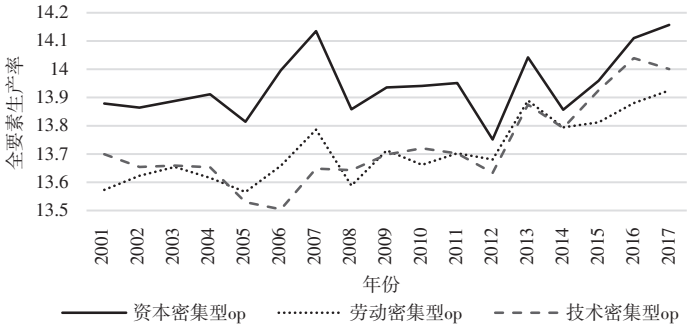
（首都经济贸易大学 工商管理学院，北京 100070）

摘　要：基于2001—2017年A股上市制造企业数据，探究了普通职工收入分配不公平对企业全要素生产率的影响。研究结果表明：普通职工收入分配不公平明显制约了企业全要素生产率的提升；资本劳动比弱化了普通职工收入分配不公平对企业全要素生产率的负向影响；相对于资本密集型企业，技术密集型和劳动密集型企业的全要素生产率更易受到普通职工收入分配不公平的影响；普通职工收入分配不公平通过影响技术水平和管理成本的方式作用于全要素生产率。

关键词：普通职工；收入分配不公平；全要素生产率；资本劳动比

中图分类号：F064.1　　**文献标志码：**A　　**文章编号：**1002—980X（2020）3—0048—10

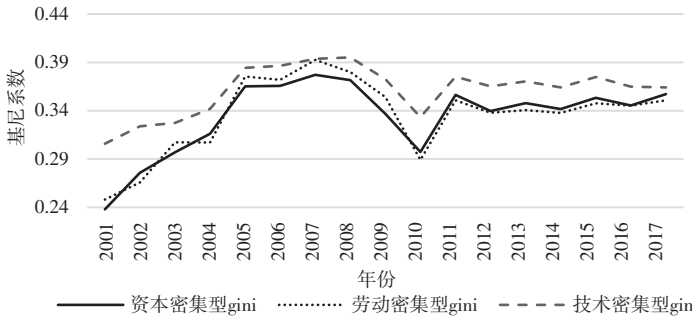
全要素生产率（简称TFP）是企业全部投入要素转化为最终产成品的效率，是衡量企业高质量发展的重要指标。在人口红利终结、资源和环境约束加剧的制度背景下，提高生产率已经成为中国经济发展方式由粗放型向集约型转变的关键所在[1]。近年来，虽然我国制造企业全要素生产率总体呈上升趋势，但与西方发达资本主义国家相比还存在一定差距，2001—2017年我国制造企业全要素生产率变化趋势如图1所示。除了资本、劳动力禀赋、技术外，企业自身管理水平是影响企业生产效率的重要因素。目前在学界，从企业内部实践视角，尤其是管理特征出发研究生产率增长问题，已成为经济学研究发展的一个重要热点[2]。而在诸多管理要素中，作为激励机制的企业内部收入分配管理又是重中之重。



数据来源：根据本文数据整理

图1　2001—2017年我国制造企业全要素生产率变化趋势

虽然目前我国全社会职工薪酬水平大幅度提升，但企业内不同层级职工间的收入分配差距却一直维持在较高水平，已经严重影响了企业健康发展和全社会的收入分配公平，2001—2017年我国制造企业基尼系数变化趋势如图2所示。企业内部较高的收入分配差距并不是完全由不同层级职工要素价格和劳动投入差异造成的，而是有相当一部分是由于职工自身投入与产出失衡导致的（如管理层职工利用管理权力获得超额薪酬）。为了减少企业内收入分配差距，提高初次分配合理性，我国政府在2009年和2014年分别出台了《关于进一步规范中央企业负责人薪酬管理的指导意见》和《中央管理企业负责人薪酬制度改革方案》，对中央国有企业内部收入分配



数据来源：根据本文数据整理

图2　2001—2017年我国制造企业基尼（gini）系数变化趋势

收稿日期：2020—01—17

基金项目：国家社会科学基金“国有企业竞争中立制度研究”（19BGL076）；北京市属高校高水平创新团队项目“新时期国有企业改革与治理创新研究”（IDHT20180521）

作者简介：柳学信（1972—），男，河南信阳人，经济学博士，首都经济贸易大学工商管理学院教授，博士研究生导师，研究方向：产业组织与政府规制、国有企业改革；张宇霖（1989—），男，内蒙古赤峰人，首都经济贸易大学工商管理学院博士研究生，研究方向：公司治理。

进行了规制约束。除了政府出台的政策外,1994年颁布的劳动法也强调:工资分配应当遵循按劳分配原则,实行同工同酬。虽然外部制度环境一再施压,但由于主客观因素,企业很难做到"多劳多得,少劳少得"的合理收入分配安排。那么,非投入差异导致的不同层级职工间薪酬差距(普通职工收入分配不公平)是否会对企业全要素生产率产生影响?本文将聚焦这个主题展开讨论。

一、文献回顾

关于企业全要素生产率的前因变量,学界主要关注了环境规制[3-4]、外商投资[5-6]、产业集聚[7]、人力资本[8]等,目前还鲜有研究直接探讨企业内收入分配公平对企业全要素生产率的影响。与本文相似的一些研究探讨了高管与普通职工薪酬差距与企业全要素生产率之间的关系,一部分研究认为薪酬差距的缩小有助于提高企业全要素生产率[9-10];另一部分研究认为两者之间的关系是非线性的,即当薪酬差距维持在低水平时,两者呈正相关关系,当薪酬差距过高时,两者正相关关系消失[11-12];还有一些研究虽然不涉及企业内收入分配公平,但依然属于企业收入分配研究领域。例如,程晨和王萌萌[13]利用2002—2013年上市公司样本研究发现,劳动力成本上升促使企业提高了全要素生产率。肖文和薛天航[14]利用2007—2016年中国上市企业数据得出了相同结论,并且与融资约束严重的企业相比,劳动力成本上升对融资约束宽松企业的全要生产率有更积极影响。

虽然学界在企业内收入分配对全要素生产率影响的研究中取得了一定成果,但即有文献还存在一定不足:一是缺少聚焦于企业内收入分配公平的研究,虽然探讨了劳动力成本、薪酬差距等与企业全要素生产率之间的关系,但这些变量与收入分配公平还存在较大差异;二是对企业内收入分配影响企业全要素生产率的内在机理缺乏深入探讨分析,虽然证实企业内收入分配会影响企业全要素生产率,但对于"如何影响"还有待进一步检验;三是企业内收入分配公平指标度量存在不足,现有文献主要运用薪酬差距代表企业内收入分配公平,这种做法没有把不同层级职工因投入差异导致的薪酬差距排除在外,因此由其度量的企业内收入分配公平缺乏合理性。

本文利用2001—2017年A股上市制造企业数据,通过薪酬分散决定方程构造普通职工收入分配不公平指标,探讨了普通职工收入分配不公平对企业全要素生产率的影响及其内在机理。与既有研究相比,本文的边际贡献可能有以下几点:①聚焦于探讨企业内收入分配公平对企业全要素生产率的影响,丰富了企业内收入分配研究,同时为促进中国制造企业高质量发展提供了新视角;②通过引入技术水平和管理成本指标,分析并揭示了普通职工收入分配不公平影响企业全要生产率的内在机理;③利用薪酬分散决定方程,在综合考虑不同层级职工因投入差异引起的薪酬差距的基础上构建了普通职工收入分配不公平指标,更合理地反应出了企业内收入分配公平情况。

二、理论分析与研究假设

(一)普通职工收入分配公平与全要素生产率

普通职工收入分配不公平主要通过激励效应影响企业全要素生产率。既有文献主要依托锦标赛理论和行为理论两个竞争性的理论去解释企业内收入分配公平的激励效应,其中行为理论包括相对剥削理论、公平理论等。

锦标赛理论认为,企业内部职工晋升类似于锦标赛形式,所有职工都是竞赛参与者,薪酬分散(薪酬差距)可以看做职工赢得比赛的奖励,这种奖励不但可以提高管理层职工的劳动积极性,降低监督成本,而且能够诱使普工职工更加努力工作。该理论强调绩效的竞争性来源,认为赢得比赛获取的奖励越多,职工的参与热情和投入的努力就越高,进而最终带来较高的企业绩效,即该理论支持薪酬分散可以提高企业绩效的观点。既有部分文献支持了锦标赛理论,如Eriksson[15]利用丹麦210家企业数据研究发现,企业内部薪酬差距有助于提高企业绩效,Lallemand等[16]利用比利时企业数据实证分析发现,薪酬分散与企业绩效同样表现为正相关关系,而且对于蓝领工人和内部监督水平较高的企业,正相关关系更为显著。

相对剥削理论认为,企业内低层级职工会将自己的薪酬与高层级职工做比较,如果低层级职工感觉自己没有得到应得的薪酬,就会产生被剥削感,这将导致低层级职工怠工、罢工、对组织目标漠不关心等一系列负面效应。而且由于产出比较容易衡量,投入难以准确量化,低层级职工往往会对自己的产出(薪酬)更加在

意,在这种情况下,即使是基于投入差异引致的薪酬分散也会给低层级职工带来被剥削感。因此,根据相对剥削理论,企业内薪酬分散将不利于企业绩效提升。

公平理论认为,当存在非投入差异导致的薪酬差距(收入分配不公平)时,那些投入产出比小于其他职工的个体就会认为自己受到了不公平待遇,这将降低职工自身的劳动积极性、归属感和组织承诺[17],并最终引发职工工作绩效、企业生产效率下降等一系列后果。我国实施按劳分配原则就是为了维持全社会收入分配公平,提高劳动者生产积极性,推动生产力不断提升。

相对剥削理论和公平理论都否定了企业纵向层级职工间的薪酬过度分散。既有相关研究支持了这两个理论。例如,Cowherd和Levine[18]研究发现,企业内部薪酬不公平与产品质量显著负相关。Pfeffer和Langton[19]以大学职工为样本实证研究发现,薪酬分散降低了大学职工的工作满意度、科研生产率,破坏了职工间的合作关系。

本文认为与锦标赛理论相比,行为理论对我国企业内收入分配公平的激励效应更具解释力。主要原因有两点:首先,从历史传承角度讲,与西方社会强调自由竞争的个人主义不同,自古以来我国社会习俗就以强调集体合作的平均主义为主,从孔子提出的"不患寡而患不均"到《天朝田亩制度》中的"无处不均匀,无人不保暖"强调的都是平等、公平思想。受社会习俗影响,人们会不自觉从公平角度审视自己的劳动报酬。其次,从近几十年的改革实践角度讲,虽然改革开放初期的市场经济由于打破计划经济体制下的"大锅饭"、平均主义带来了生产力的大幅提升,但这是建立在薪酬差距没有达到较高水平前提下的。近期随着市场经济体制改革的不断深化,我国乡村内部、城镇内部、城乡之间、区域之间、行业之间乃至微观企业内部不同层级职工之间的收入分配差距已经维持在较高水平。而在较高的收入分配差距下,行为理论则具有更高解释力[20]。依托行为理论,本文认为普通职工收入分配公平可以通过以下两种路径影响企业全要素生产率:

技术水平路径。首先,普通职工收入分配公平直接激发了研发部门职工的劳动积极性,使他们能够将更多努力投入到研发工作中,从而提高了单位职工的研发产出;其次,普通职工收入分配公平带来的劳动积极性、归属感、组织承诺等能促使其他部门职工有效配合研发部门工作,在研发过程中产生良好的协同作用。最后,普通职工收入分配公平给普通职工带来的薪酬公平感,能激发他们的想象力、创造力,进而提高他们的创造性绩效[21]。常涛等[22]利用我国81家企业467份有效调查问卷实证研究发现,组织分配公平感在绩效薪酬对职工创造力的正向影响中发挥了正向调节作用,即组织分配公平感有助于提高职工创造力。综合来讲,普通职工收入分配公平可以通过以上三种方式提高研发部门的研发效率、质量进而提高企业技术水平。而企业技术水平的提升最终可以带来全要素生产率的提升[23]。

管理成本路径。企业管理费用是行政管理部门为管理企业经营活动而产生的差率费、业务招待费、办公费、物业费等。由于管理费用是企业生产投入要素之一,因此管理费用将对企业全要素生产率产生直接影响。在实现同样产出下,管理费用花费越少,企业全要素生产率就越高。企业内收入分配情况是影响企业管理费用的重要因素,那些归属感和组织承诺较高的职工更愿意将自己视为企业的一部分,在实践中这部分职工会尽可能降低自身消耗的管理费用,以实现企业可持续发展。比如在出差过程中降低住宿、交通费用;在日常办公过程中节约办公用品损耗,节约用电、用水等等。基于以上分析可以认为,普通职工收入分配公平可以通过降低企业管理成本的方式提高企业全要素生产率。基于此,本文提出假设1和假设2:

普通职工收入分配不公平会阻碍企业全要素生产率提升(H_1);

普通职工收入分配公平通过提高企业技术水平和降低企业管理成本的途径提高了企业全要素生产率(H_2)。

(二)资本劳动比的调节作用

资本劳动比是企业资本与劳动力总数的比值,体现了单位劳动力的资本占有情况,比值高的企业通常为资本密集型企业,如电力、石油化工等行业内企业;比值低的企业通常为劳动密集型企业或技术密集型企业如纺织、食品制造、医药制造等行业内企业。劳动密集型和技术密集型企业主要依靠职工脑力和体力创造产出,这类企业的生产效率深受职工心理状态和行为影响;资本密集型企业则主要依赖资本创造产出,这类企业的生产效率受职工心理状态和行为的影响程度较小。基于这样的典型事实,在企业内收入分配一定的情况下,资本劳动比越高,收入分配带来的职工心理状态和行为效应发挥作用的空间就越小,进而对企业全要素生产率的影响就越小。基于此,本文提出假设3:

资本劳动比在普通职工收入分配不公平对企业全要素生产率的负向影响中发挥了负向调节作用(H_3)。

三、研究设计

(一)变量定义

1. 全要素生产率

本文参考鲁晓东和连玉君[24]提出的OP(Olley-Pakes)方法和LP(Levinsohn-Petrin)方法估计上市制造企业全要素生产率(TFP),其中使用OP估计的TFP作为实证分析的被解释变量,使用LP估计的TFP作稳健性检验。

2. 普通职工收入分配不公平

目前学界使用过的度量收入分配公平的指标包括薪酬差距[25]、基尼系数[26]等,但这些指标都没有考虑不同层级职工因投入差异产生的薪酬差距。本文借鉴Cowherd和Levine[18]的做法,用实际薪酬分散程度与代表不同层级间职工投入差异的指标进行回归,得出的残差即为普通职工收入分配不公平指标①。薪酬分散决定方程如下:

$$gini_{it} = lnl_{it} + sjob_{it} + turn_{it} + prg_{it} + roe_{it} + ven_{it} + linv_{it} + soe_{it} + lnind_{it} + \delta_i + \gamma_t + \mu_{it} \quad (1)$$

其中:i表示企业;t表示年份;$gini_{it}$表示基尼系数,参考Bloom(1999),使用式(2)计算:

$$gini = 1 + \frac{1}{n} - \frac{2}{n^2\bar{y}}(y_1 + 2y_2 + \cdots + ny_n) \quad (2)$$

其中:y_1、y_2,…,y_n表示不同层级职工平均薪酬(按递减顺序排列)。本文将企业职工划分为三个层级,y_1表示金额最高的前三名高级管理人员平均薪酬;y_2表示除金额最高的前三名高级管理人员外其他董监高管理者平均薪酬;y_3表示普通职工平均薪酬;$\bar{y}$表示y_1、y_2、y_3的平均值;lnl_{it}表示企业规模,用职工总数对数表示,企业规模越大,组织就越复杂,这将导致企业高层级职工比低层级职工投入更多,即企业薪酬分散程度越高;$sjob_{it}$表示董监高兼职情况,用所有董监高兼任其他企业董事总数比上董监高总人数表示,该比例越高表示企业高层级职工能力越强,也即企业高层级职工比低层级职工投入更多,企业薪酬分散程度越高;$turn_{it}$、prg_{it}、roe_{it}代表一组企业绩效指标,分别用总资产周转率、总资产增长率、净资产收益率表示,由于高层级职工对企业绩效的贡献比低层级职工多,因此,企业绩效水平越高表示高层级职工投入更多,即企业薪酬分散程度越高;ven_{it}表示企业风险水平,用资产负债率表示,该数值越高表示企业管理层的风险管理能力越差,也即企业高层级职工与低层级职工之间的投入差异越小;$linv_{it}$表示企业长期投资,用长期现金投资比上总资产表示,由于长期投资涉及的期限较长且风险较大,管理层职工需要投入大量精力对长期投资项目进行评估,这意味着企业长期投资越多,高层级职工比低层级职工投入的越多,即企业薪酬分散程度越高;soe_{it}表示国有企业虚拟变量,与其他所有制企业相比,国有企业在税收、补贴、融资等方面都具有一定优势,这导致国有企业管理层职工可以投入更少,即国有企业薪酬分散程度更低;$lnind_{it}$表示各地级市制造业发展水平,用各地级市规模以上工业企业数量表示,该数值越大表示企业所在地区的制造业发展水平越高,企业面临的经营环境越好,这会降低高层级职工投入,缩小企业薪酬分散水平;δ_i、γ_t、ε_{it}分别表示个体效应、年份效应和残差。

3. 工具变量

考虑到企业也会根据生产率情况调整企业内收入分配,因此本文可能存在因解释变量和被解释变量之间互为因果导致的内生性。解决内生性的方式之一是引入工具变量,工具变量需要满足两个条件:首先,工具变量需要与内生解释变量相关;其次,工具变量只能通过内生解释变量影响被解释变量(外生性)。本文选取了两个外生冲击作为普通职工收入分配不公平的工具变量,分别为未领薪酬董监高人数与董监高总人数比值(*rib*)、各省观测年度劳动争议案件数与各省全社会年末就业人数比值(*rig*)。

4. 控制变量

基于对现有文献梳理,本文分别加入资本劳动比、风险水平、发展能力、财务绩效、国有企业虚拟变量、出口虚拟变量、外资企业虚拟变量、企业年龄、企业规模等控制变量。所有变量定义见表1。

① 此指标实际衡量的是企业不同层级职工间薪酬过度分散的程度,本文称为普通职工的收入分配不公平,残差数值越大表明对普通职工越不公平。

表 1　变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	计算方法
被解释变量	全要素生产率	*op*	具体算法参见变量定义
解释变量	普通职工 收入分配不公平	*ge*	具体算法参见变量定义
控制变量	资本劳动比	*kl*	固定资产净额以2001年为 基期平减/在职职工总数
	财务风险	*ven*	资产负债率
	发展能力	*prg*	总资产增长率
	财务绩效	*roe*	净资产收益率
	是否国企	*soe*	是国有企业的个体取1,其余个体取0
	出口情况	*exp*	个体观测年度有出口行为的取1,未出口的取0
	是否外资	*fore*	是外资企业的个体取1,其余个体取0
	企业年龄	*age*	观测年份-企业成立年份
	企业规模	*lnl*	职工总数对数

（二）实证模型

基于以上变量，本文设定如下双固定效应模型对提出的假设进行检验：

$$op_{it} = ge_{it} + \sum control_{it} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中：i表示企业；t表示年份；op_{it}表示全要素生产率；ge_{it}表示收入分配不公平；$\sum control_{it}$表示本文控制变量；δ_i、γ_t、ε_{it}分别表示个体效应、年份效应和残差。

（三）样本选择与数据来源

本文选取2001—2017年A股上市制造企业作为初始研究样本，之所以把2001年作为样本开始年度，主要考虑到数据库提供的政府补贴数据最早年份为2001年。在删除主要变量存在数据异常、缺失的观测值后，共获得2204家企业的14518个观测值。其中，构造收入分配公平指标的地级市规模以上工业企业数量数据来自《中国城市统计年鉴》、各省份以及地级市统计年鉴；工具变量*rig*数据来源于《中国劳动统计年鉴》；其他与企业相关数据来自国泰安数据库、色诺芬数据库、万德数据库。

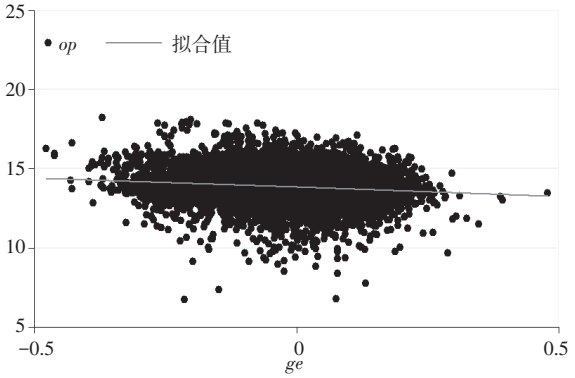
（四）主要变量描述性统计分析

表2报告了主要变量描述性统计分析结果。从企业全要素生产率来看：资本密集型企业最高，均值为13.9670；技术密集型次之，均值为13.8013；劳动密集型企业最低，均值为13.7646。从普通职工收入分配公平来看：技术密集型企业最高，均值为0.0232；劳动密集型企业次之，均值为-0.0057；资本密集型企业最低，均值为-0.0130。从资本劳动比来看：资本密集型企业最高，均值为0.3468；劳动密集型企业次之，均值为0.2116；技术密集型企业最低，均值为0.1706。

为了初步判断普通职工收入分配不公平与企业全要素生产率之间的关系，本文研究了普通职工收入分配不公平与企业全要素生产率散点拟合图，如图3所示。从图3中可以初步判断，普通职工收入分配不公平与企业全要素生产率之间呈负相关关系，即普通职工收入分配不公平阻碍了企业全要素生产率提升。

表 2　本文主要变量描述性分析

类型	观测数	变量	均值	最大值	最小值	标准差
全样本	14518	*op*	13.8388	18.1972	6.7312	0.8903
		ge	4.21e-11	0.4779	-0.4770	0.0976
		kl	0.2430	10.9204	0.0001	0.3294
资本密集型	4590	*op*	13.9670	18.1972	6.7312	0.9789
		ge	-0.0130	0.4779	-0.4770	0.1051
		kl	0.3468	6.9639	0.0001	0.4078
劳动密集型	5900	*op*	13.7646	17.5612	8.5159	0.8625
		ge	-0.0057	0.3035	-0.4616	0.0944
		kl	0.2116	7.1706	5.74e-08	0.2908
技术密集型	4028	*op*	13.8013	16.5281	8.3753	0.8046
		ge	0.0232	0.3474	-0.3588	0.0890
		kl	0.1706	10.9204	0.0004	0.2426



数据来源：根据本文数据整理

图3　普通职工收入分配不公平与企业全要素生产率散点拟合图

四、实证结果

(一)基准回归

表3报告了基准回归分析结果。回归(1)中,当期普通职工收入分配不公平系数为-0.3484,且在1%水平上显著;回归(2)中,滞后一期普通职工收入分配不公平系数为-0.2316,且在5%水平上显著;回归(3)中,滞后两期的普通职工收入分配不公平系数为-0.1303,没有通过显著性检验。以上经验事实表明普通职工收入分配不公平阻碍了企业全要素生产率提升,假设H_1成立。回归(4)中,普通职工收入分配不公平系数为-0.3633,且在1%水平上显著,资本劳动比与普通职工收入分配不公平交互项系数为0.3587,且在10%水平上显著,两个系数符号相反,说明资本劳动比弱化了普通职工收入分配不公平对企业全要素生产率的负向影响,这个结论支持了假设H_3,资本劳动比调节效应图如图4所示。

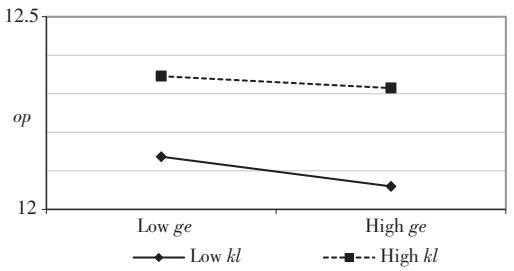
(二)行业异质性分析

表4报告了行业异质性回归分析结果。从回归(1)~(3)可知,资本密集型企业普通职工收入分配不公平与企业全要素生产率之间没有显著负相关关系;劳动密集型和技术密集型企业的普通职工收入分配不公平与企业全要素生产率显著负相关。以上结论表明,与资本密集型企业相比劳动密集型和技术密集型企业的全要素生产率更易受到普通职工收入分配不公平影响,这个结论再次佐证了假设H_3,以及普通职工收入分配不公平影响企业全要素生产率的内在机理。

表3 基准回归结果

变量	*op*(1)	*op*(2)	*op*(3)	*op*(4)
ge	-0.3484***			-0.3633***
	(-3.38)			(-3.53)
l.ge		-0.2316**		
		(-2.52)		
l2.ge			-0.1303	
			(-1.35)	
kl×*ge*				0.3587*
				(1.86)
kl	0.3156***	0.3155***	0.3467***	0.3524***
	(6.94)	(6.72)	(6.32)	(6.94)
ven	-0.2193	-0.3862***	-0.4432***	-0.2192*
	(-1.21)	(-3.02)	(-3.47)	(-1.2)
prg	0.0881***	0.1205***	0.1079***	0.0891***
	(6.71)	(2.28)	(6.26)	(6.8)
roe	0.3379*	0.3558	0.2616	0.3378*
	(1.71)	(1.45)	(1.48)	(1.71)
soe	0.1478***	0.1420**	0.1242**	0.1470***
	(2.76)	(2.56)	(1.99)	(2.75)
exp	0.0006	0.0352	0.0642*	0.0002
	(0.02)	(1.16)	(1.87)	(0.01)
for	0.0495	-0.0331	-0.0100	0.0446
	(0.95)	(-0.63)	(-0.18)	(0.86)
age	0.0164***	0.0177***	0.0163***	0.0160***
	(5.04)	(5.37)	(4.23)	(4.95)
lnl	0.1915***	0.1535***	0.1889***	0.1909***
	(7.78)	(5.84)	(6.91)	(7.75)
常数项	YES	YES	YES	YES
个体&年份效应	YES	YES	YES	YES
R^2	0.1575	0.1772	0.1589	0.1582
N	14518	11341	9658	14518

注:括号内数值为*t*统计值;***、**、*分别代表通过0.01、0.05、0.1的显著性检验;为了缓解异方差的影响,回归使用的为稳健标准误。



数据来源:根据本文数据整理

图4 资本劳动比调节效应图

表4 行业异质性基准回归结果

变量	资本密集型	劳动密集型	技术密集型
	op(1)	*op*(2)	*op*(3)
ge	-0.2343	-0.5013***	-0.4961***
	(-1.26)	(-3.26)	(-2.82)
control	YES	YES	YES
常数项	YES	YES	YES
个体&年份效应	YES	YES	YES
R^2	0.2201	0.1397	0.2057
N	4590	5900	4028

注:括号内数值为*t*统计值;***、**、*分别代表通过0.01、0.05、0.1的显著性检验;为了缓解异方差的影响,回归使用的为稳健标准误。

五、稳健性检验

为了保证研究结论稳健,本文做了如下稳健性检验。

(一)考虑内生性

由于普通职工收入分配不公平对全要素生差率产生影响的同时,全要素生产率在一定程度上也制约了企业内收入分配,因此本文在理论上存在内生性问题。为了缓解解释变量和被解释变量互为因果产生的内生性,本文引入:未领薪酬董监高人数/董监高总人数(*rib*)和各省观测年度劳动争议案件数/各省全社会年末就业人数(*rig*)两个工具变量,并且工具变量通过了外生性检验和弱相关检验(见表5注释)。从表5回归(1)~(4)可以看出,即使考虑内生性引入两个工具变量后,两阶段最小二乘(2SLS)和广义距估计(GMM)的回归分析结果也均显示:普通职工收入分配不公平与企业全要素生产率显著负相关,并且交互项系数显著为正。以上结论表明假设H_1和假设H_3依然成立,本文基准回归分析结果是稳健的。

(二)更换企业全要素生产率估计方法

为了排除企业全要素生产率估计方法对回归结果的影响,本文用LP方法估计的企业全要素生产率重新

进行回归，结果见表6。回归(1)中，当期普通职工收入分配不公平与当期企业全要素生产率显著负相关；回归(2)中，滞后一期普通职工收入分配不公平与当期企业全要素生产率显著负相关；回归(3)中，滞后两期普通职工收入分配不公平与当期企业全要素生产率负相关，但不显著；回归(4)中，当期普通职工收入分配不公平与当期企业全要素生产率显著负相关，交互项系数显著为正。以上回归结果说明上文基准回归结果稳健。

(三)更换普通职工收入分配不公平估计方法

在上文构造企业薪酬分散决定方程时，本文在Cowherd和Levine[18]模型基础上还加入了企业风险水平、董监高兼职情况等变量。这样做的好处是可以更全面的反映出不同管理层级职工的投入差异。但为了克服薪酬分散决定方程变量选择对回归结果的影响，本文在此部分将完全借鉴Cowherd和Levine[18]的做法构建薪酬分散决定方程(方程右边只放入企业规模)，并将求得的普通职工收入分配不公平重新进行回归。表7报告了相关回归分析结果，回归(1)~(2)中，当期、滞后一期普通职工收入分配不公平均与当期企业全要素生产率显著负相关；回归3中，滞后两期普通职工收入分配不公平均与当期企业全要素生产率负相关，但不显著；回归4中，当期普通职工收入分配不公平与当期企业全要素生产率显著负相关，交互项系数显著为正。以上回归结果说明上文基准回归结果稳健。

(四)更换普通职工收入分配不公平指标类型

在上文基准回归中，本文使用连续变量(薪酬分散决定方程残差绝对量)衡量普通职工收入分配不公平。为了保证回归结果稳健，本文参考郑志刚和孙娟娟[27]构建经理人超额薪酬方法，再次用虚拟变量衡量普通职工收入分配不公平，具体做法为：把大于零的普通职工收入分配不公平指标取值为1，小于零的取值为0。表8报告了相关回归分析结果，回归1中，当期普通职工收入分配不公平与当期企业全要素生产率显著负相关；回归(2)和回归(3)中，滞后一期、滞后两期普通职工收入分配不公平与当期企业全要素生产率负相关，但不显著；回归(4)中，当期普通职工收入分配不公平与当期企业全要素生产率显著负相关，交互项系数显著为正。以上回归结果说明上文基准回归结果稳健。

表5　考虑内生性稳健性检验

变量	2SLS(1)	2SLS(2)	GMM(3)	GMM(4)
ge	−1.2881* (−1.78)	−0.2210 (−0.27)	−1.2706* (−1.76)	−0.7181 (−1.04)
kl×*ge*		2.7638*** (3.86)		3.0679*** (3.86)
kl	0.6030*** (9.87)	0.8607*** (12.48)	0.5981*** (9.9)	0.8903*** (12.82)
control	YES	YES	YES	YES
常数项	YES	YES	YES	YES
年份&地区效应	YES	YES	YES	YES
R^2	0.4307	0.4316	0.4311	0.4248
N	12624	12624	12624	12624
Hansen J	*p* = 0.4275	*p* = 0.2361	*p* = 0.4275	*p* = 0.2361
Minimum eigenvalue statistic	56.198	34.0782	56.198	34.0782
Kleibergen-Paap *rk LM*	95.966 (0.0000)	115.085 (0.0000)	95.966 (0.0000)	115.085 (0.0000)
Kleibergen-Paap *rk* Wald *F*	48.498 (11.59)	28.17 (9.93)	48.498 (11.59)	28.17 (9.93)

注：括号内数值为*t*统计值；***、**、*分别代表通过0.01、0.05、0.1的显著性检验；为了缓解异方差的影响，回归使用的为稳健标准误；Hansen J统计量检验的是工具变量的外生性，*P*大于0.05表明工具变量是外生的；Minimum eigenvalue statistic用于检验工具变量与内生变量的相关性，统计值大于10表明通过弱相关检验；Kleibergen-Paap *rk LM*用于检验工具变量与内生变量的相关性，拒绝原假设说明通过了弱相关检验；Kleibergen-Paap *rk* Wald *F*用于检验工具变量与内生变量的相关性，统计值大于15%的临界值说明通过弱相关检验，括号中为15%临界值。

表6　更换企业全要素生产率估计方法稳健性检验

变量	*lp*(1)	*lp*(2)	*lp*(3)	*lp*(4)
ge	−0.3506*** (−3.41)			−0.3666*** (−3.56)
l.ge		−0.2336** (−2.54)		
l2.ge			−0.1315 (−1.36)	
kl×*ge*				0.3698* (1.9)
kl	0.3208*** (6.99)	0.3204*** (6.75)	0.3512*** (6.34)	0.3588*** (7.04)
control	YES	YES	YES	YES
常数项	YES	YES	YES	YES
个体&年份效应	YES	YES	YES	YES
R^2	0.3682	0.3836	0.3527	0.3688
N	14518	11341	9658	14518

注：括号内数值为*t*统计值；***、**、*分别代表通过0.01、0.05、0.1的显著性检验；为了缓解异方差的影响，回归使用的为稳健标准误。

表7　更换普通职工收入分配不公平估计方法稳健性检验

变量	*op*(1)	*op*(2)	*op*(3)	*op*(4)
ge	−0.3270*** (−3.15)			−0.3436*** (−3.31)
l.ge		−0.2145** (−2.32)		
l2.ge			−0.1120 (−1.15)	
kl×*ge*				0.3827** (2.07)
kl	0.3161*** (6.94)	0.3161*** (6.74)	0.3472*** (6.33)	0.3590*** (6.99)
control	YES	YES	YES	YES
常数项	YES	YES	YES	YES
个体&年份效应	YES	YES	YES	YES
R^2	0.1572	0.1770	0.1588	0.1581
N	14518	11341	9658	14518

注：括号内数值为*t*统计值；***、**、*分别代表通过0.01、0.05、0.1的显著性检验；为了缓解异方差的影响，回归使用的为稳健标准误。

(五)更换控制变量企业规模衡量方法

在上文基准回归中,本文运用职工总数对数衡量企业规模,除了职工总数外,企业总资产也是衡量企业规模的常用指标。为了克服企业规模衡量方法对回归结果的影响,本文运用企业相对资产规模(企业总资产/当年所有样本企业平均资产总额)代替职工总数对数重新进行回归。表9报告了相关回归分析结果,回归(1)~(3)中,当期、滞后一期、滞后两期普通职工收入分配不公平均与当期企业全要素生产率显著负相关;回归(4)中,当期普通职工收入分配不公平与当期企业全要素生产率显著负相关,交互项系数显著为正。以上回归结果说明上文基准回归结果稳健。

六、机制验证

(一)技术水平机制

表10报告了普通职工收入分配不公平影响企业全要素生产率的技术水平机制。企业技术水平用专利水平(*rpatent*)和无形资产水平(*rinta*)两个指标表示,其中专利水平用专利总数除以在职职工总数计算,无形资产水平用无形资产净额除以观测年度所有样本均值计算。回归(1)中,当期普通职工收入分配不公平与当期专利水平显著负相关;回归(2)中,滞后一期普通职工收入分配不公平与当期专利水平负相关,但不显著;回归(3)中,当期普通职工收入分配不公平与当期无形资产水平显著负相关;回归(4)中,滞后一期普通职工收入分配不公平与当期无形资产水平显著负相关。以上经验事实表明,普通职工收入分配不公平降低了企业技术水平。从回归(5)和回归(6)可知,当期专利水平和无形资产水平均与当期企业全要素生产率显著正相关。这说明企业技术水平对企业全要素生产率有提升作用。综合以上结果可知,普通职工收入分配公平可以通过提升企业技术水平的方式提高企业全要素生产率,即技术水平机制成立。

(二)管理成本机制

表11报告了普通职工收入分配不公平影响企业全要素生产率的管理成本机制。管理成本(*mc*)用管理费用除以营业收入表示。回归(1)中,当期普通职工收入分配不公平与企业当期管理成本正相关,但不显著;回归(2)中,滞后一期普通职工收入分配不公平与企业当期管理成本显著正相关。以上经验事实表明,普通职工收入分配不公平能够提高企业管理成本。回归(3)

表8 更换普通职工收入分配不公平指标类型稳健性检验

变量	*op*(1)	*op*(2)	*op*(3)	*op*(4)
ge	−0.0319** (−2.18)			−0.0307** (−2.1)
l.ge		−0.0138 (−0.95)		
l2.ge			−0.0108 (−0.7)	
kl×ge				0.1005* (1.91)
kl	0.3248*** (7.14)	0.3197*** (6.77)	0.3479*** (6.34)	0.3522*** (7.73)
control	YES	YES	YES	YES
常数项	YES	YES	YES	YES
个体&年份效应	YES	YES	YES	YES
R^2	0.1559	0.1763	0.1586	0.1565
N	14518	11341	9658	14518

注:括号内数值为*t*统计值;***、**、*分别代表通过0.01、0.05、0.1的显著性检验;为了缓解异方差的影响,回归使用的为稳健标准误。

表9 更换控制变量企业规模衡量方法稳健性检验

变量	*op*(1)	*op*(2)	*op*(3)	*op*(4)
ge	−0.3492*** (−3.35)			−0.3650*** (−3.51)
l.ge		−0.2573*** (−2.78)		
l2.ge			−0.1643* (−1.66)	
kl×ge				0.3661** (2.29)
kl	0.2132*** (5.42)	0.2223*** (5.92)	0.2390*** (5.71)	0.2512*** (5.39)
control	YES	YES	YES	YES
常数项	YES	YES	YES	YES
个体&年份效应	YES	YES	YES	YES
R^2	0.1494	0.1783	0.1589	0.1501
N	14518	11341	9658	14518

注:括号内数值为*t*统计值;***、**、*分别代表通过0.01、0.05、0.1的显著性检验;为了缓解异方差的影响,回归使用的为稳健标准误。

表10 技术水平机制

变量	收入分配不公平对技术水平的影响				技术水平对全要素生产率的影响	
	rpatent	*rpatent*	*rinta*	*rinta*	*op*	*op*
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ge	−0.0399*** (−4.12)		−1.0111*** (−2.75)			
l.ge		−0.0121 (−1.41)		−1.1277** (−2.27)		
rpatent					0.2735** (2.04)	
rinta						0.0059*** (2.59)
control(控制变量)	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体&年份效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R^2	0.1931	0.1920	0.0360	0.0367	0.1560	0.1560
N	14518	14518	14518	14518	14518	14518

注:括号内数值为*t*统计值;***、**、*分别代表通过0.01、0.05、0.1的显著性检验;为了缓解异方差的影响,回归使用的为稳健标准误。

中，当期企业管理成本与当期企业全要素生产率显著负相关，说明企业管理成本阻碍了企业全要生产率提高。综合以上结果可知，普通职工收入分配公平可以通过降低企业管理成本的方式提高企业全要素生产率，即管理成本机制成立。

表 11　管理成本机制

变量	收入分配不公平对管理成本的影响		管理成本对全要素生产率的影响
	mc	*mc*	*op*
	（1）	（2）	（3）
ge	0.0072 （1.08）		
l.ge		0.0131* （1.93）	
mc			−4.0223*** （−7.23）
control	YES	YES	YES
常数项	YES	YES	YES
个体效应&年份效应	YES	YES	YES
R^2	0.0927	0.0733	0.2168
N	8598	8598	8598

注：括号内数值为 *t* 统计值；***、**、*分别代表通过 0.01、0.05、0.1 的显著性检验；为了缓解异方差的影响，回归使用的为稳健标准误。

七、结论与政策建议

在我国经济下行和全球竞争加剧的背景下，转变经济发展方式，推动经济结构战略性调整，提高全要素生产率，已经成为保障我国经济持续健康增长的重要战略部署。既有文献已从多个角度探究了影响企业全要素生产率的前因变量，但还鲜有研究系统探讨管理要素，特别是收入分配公平对企业全要素生产率的影响。本文基于 2001—2017 年我国 A 股上市制造企业数据，并通过薪酬分散决定方程构建收入分配公平指标，探究了普通职工收入分配不公平对企业全要生产率的影响及其内在机理。

经过面板双固定效应回归，本文发现：①普通职工收入分配不公平阻碍了企业全要素生产率提升，在考虑内生性引入工具变量后此结论依然成立；②资本劳动比在普通职工收入分配不公平对企业全要素生产率的影响中发挥了负向调节作用，即资本劳动比弱化了普通职工收入分配不公平对企业全要素生产率的负向影响；③与资本密集型企业相比，劳动密集型和技术密集型企业的普通职工收入分配不公平对企业全要素生产率的影响程度更大；④普通职工收入分配公平通过提升技术水平和降低管理成本的方式提升企业全要素生产率。

本文研究结论对企业日常运营管理有如下启示：

一是强化企业内部公司治理机制。由于除了投入差异外，委托代理问题带来的非投入差异是引起企业纵向层级薪酬分散的主要因素。因此，如果要提高全要素生产率，企业首先应该强化内部公司治理机制，加强对管理层的约束与监督，避免管理层利用管理权力为自己谋取超额薪酬。

二是资本劳动比较低的劳动密集型和技术密集型企业应重点做好收入分配管理工作。劳动密集型和技术密集型企业的产出主要依靠职工劳动创造，这两类企业的产出更易受到企业收入分配影响。因此，这两类企业应着重学会通过减少企业纵向层级之间薪酬分散程度的方式充分调动职工劳动积极性，从而推动企业生产效率提升。

三是企业要学会充分利用各种方式提高生产效率。本文证实提高技术水平和降低管理成本可以提升企业全要素生产率。因此，企业除了通过维持内部收入分配公平外，还应该根据企业实际运营情况，积极探索通过其他途径不断提高企业技术水平和降低管理成本，以提高企业生产效率。

参考文献

[1] 孙晓华，王昀. 企业规模对生产率及其差异的影响——来自工业企业微观数据的实证研究[J]. 中国工业经济，2014（5）：57-69.

[2] 程虹. 管理提升了企业劳动生产率吗？——来自中国企业-劳动力匹配调查的经验证据[J]. 管理世界，2018（2）：80-92，187.

[3] 王杰，刘斌. 环境规制与企业全要素生产率——基于中国工业企业数据的经验分析[J]. 中国工业经济，2014（3）：44-56.

[4] 刘和旺，郑世林，左文婷. 环境规制对企业全要素生产率的影响机制研究[J]. 科研管理，2016，37（5）：33-41.

[5] DJANKOV S，HOEKMAN B M. Foreign investment and productivity growth in Czech enterprises[J]. The World Bank Economic Review，2000，14（1）：49-64.

[6] KIMURA F，KIYOTA K. Exports，FDI，and productivity：Dynamic evidence from Japanese firms[J]. Review of World Economics，2006，142（4）：695-719.

[7] 刘艳萍. 产业集聚、企业规模与全要素生产率增长——基于长三角制造业行业面板数据的分析[J]. 技术经济，2010，29（2）：54-59.

[8] 张豪, 张建华. 地区全要素生产率的增长动力与溢出效应——基于中国地市级面板数据的实证研究[J]. 技术经济, 2016, 35(9): 84-91.
[9] 韩晓梅, 龚启辉, 吴联生. 薪酬抵税与企业薪酬安排[J]. 经济研究, 2016, 51(10): 140-154.
[10] 张楠, 卢洪友. 薪酬管制会减少国有企业高管收入吗——来自政府"限薪令"的准自然实验[J]. 经济学动态, 2017(3): 24-39.
[11] 李萍, 谌新民. 国企薪酬与政策变量: 一个分析框架[J]. 改革, 2016(6): 120-132.
[12] 黎文靖, 胡玉明. 国企内部薪酬差距激励了谁?[J]. 经济研究, 2012, 47(12): 125-136.
[13] 程晨, 王萌萌. 企业劳动力成本与全要素生产率——"倒逼"机制的考察[J]. 南开经济研究, 2016(3): 118-132.
[14] 肖文, 薛天航. 劳动力成本上升、融资约束与企业全要素生产率变动[J]. 世界经济, 2019, 42(1): 76-94.
[15] ERIKSSON T. Executive compensation and tournament theory: Empirical tests on Danish data[J]. Journal of Labor Economics, 1999, 17(2): 262-280.
[16] LALLEMAND T, PLASMAN R, RYCX F. Intra-firm wage dispersion and firm performance: Evidence from linked employer-employee data[J]. KYKLOS, 2004, 57(4): 533-558.
[17] COLQUITT J A, SCOTT B A, RODELL J B. Justice at the millennium, a decade later: A meta-analytic test of social exchange and affect-based perspectives[J]. Journal of Applied Psychology, 2013, 98(2): 199-236.
[18] COWHERD D M, LEVINE D I. Product quality and pay equity between lower-level employees and top management: An investigation of distributive justice theory[J]. Administrative Science Quarterly, 1992, 37(3): 524-524.
[19] PFEFFER J, LANGTON N. The effect of wage dispersion on satisfaction, productivity, and working collaboratively: Evidence from college and university faculty[J]. Administrative Science Quarterly, 1993, 38(3): 382-407.
[20] 高良谋, 卢建词. 内部薪酬差距的非对称激励效应研究——基于制造业企业数据的门限面板模型[J]. 中国工业经济, 2015(8): 114-129.
[21] 李鹏, 张剑, 杜斑. 薪酬公平感、创造性人格对员工创造性绩效的影响[J]. 管理评论, 2017, 29(11): 106-115.
[22] 常涛, 刘智强, 王艳子. 绩效薪酬对员工创造力的影响研究: 面子压力的中介作用[J]. 科学学与科学技术管理, 2014, 35(9): 171-180.
[23] 龙志和, 林佳显, 林光平. 中小工业企业技术效率与全要素生产率增长实证研究——基于2003—2007年广东省微观面板数据和随机前沿模型的分析[J]. 科技管理研究, 2012, 32(1): 43-49.
[24] 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007[J]. 经济学(季刊), 2012, 11(2): 541-558.
[25] 张兴亮, 夏成才. 非CEO高管患寡还是患不均[J]. 中国工业经济, 2016(9): 144-160.
[26] FORBES W P, POGUE M, HODGKINSON L. CEO pay in UK FTSE 100: Pay inequality, board size and performance[J]. European Journal of Finance, 2016, 22: 1-20.
[27] 郑志刚, 孙娟娟. 任人唯亲的董事会文化和经理人超额薪酬问题[J]. 经济研究, 2012, 47(12): 111-124.

Unfair Income Distribution and Total Factor Productivity: Empirical Analysis Based on Data of Listed Manufacturing Enterprises in China

Liu Xuexin, Zhang Yulin

(School of Business Administration, Capital University of Economics and Business, Beijing 100070, China)

Abstract: Based on data of 2001-2017 A-share listed manufacturing enterprises, this paper aims to explore the influence of income distribution inequity of ordinary employees on total factor productivity of enterprises. The results show as follows. The income distribution inequity of ordinary employees significantly restricts the improvement of total factor productivity of enterprises. Capital-labor ratio weakens the negative impact of income distribution inequity of ordinary employees on total factor productivity of enterprises. Compared with capital-intensive enterprises, the total factor productivity of technology-intensive and labor-intensive enterprises is more easily affected by the income distribution inequity of ordinary employees. Income distribution inequity of ordinary employees acts on total factor productivity by affecting technology level and management cost.

Keywords: ordinary employees; manufacturing enterprises; income distribution equity; total factor productivity; capital-labor ratio