

工资上涨对企业生产率的影响

——来自中国工业企业数据库的证据

李雅楠 李建民*

内容提要 工资的持续上涨是否意味着中国制造业的优势不复存在？制造业优势的关键在于企业生产率，本文利用1998-2007年期间中国工业企业数据库的数据，运用控制内生性的工具变量法，实证分析了工资变动与企业生产率之间的关系。研究发现，工资上升对企业生产率的提高有显著的正向效应，工资上涨幅度越高，企业推动技术进步、提高生产率的动机越大；面对工资上涨，私营企业受到的影响最大；部分劳动密集型企业不堪成本重负，甚至会退出市场，但生存下来的劳动密集型企业提高生产率的动机较强。上述研究从经验上证实了工资上涨有助于提高企业生产率，尤其有利于激励私营企业、劳动密集型企业提高生产率，这为理解劳动力成本上涨背景下中国经济增长模式从要素驱动型转为全要素生产率驱动型提供了重要视角。

关键词 工资 制造业企业 企业生产率

一 引言

改革开放以来，利用丰富和廉价的劳动力，中国经济经历了飞速的发展，目前已经进入了向高收入阶段转变的关键时期。随着新增劳动力数量的逐渐减少和农村剩余劳动力转移殆尽，中国劳动力市场也发生了重要的变化，典型的特征是劳动力短缺和普通工人工资上涨（都阳，2014），工资的上涨将成为中国经济的新常态。2008-

* 李雅楠，中国社会科学院人口与劳动经济研究所，电子邮箱：ya_nanli@163.com；李建民，南开大学人口与发展研究所，电子邮箱：lijianm0075@sina.com。

2013年,中国城镇单位就业人员月平均工资的年均增长速度为10.1%,农民工的工资增长速度更快,同期外出农民工月平均工资增长速度为14.25%(国家统计局,2013)。

伴随着工资上涨,企业面临的要素价格将发生重要的变化,中国以劳动密集型为主的传统制造业企业是否能够继续维持下去?在人口红利逐渐消失的情况下,经济发展不能继续依赖丰富廉价的劳动力,经济增长必须依靠全要素生产率的提高来实现。那么,劳动力市场及要素价格的变化是否会通过“倒逼机制”推动企业提高技术进步和生产率,进而促进中国经济增长模式从要素驱动型转向全要素生产率驱动型呢?这些问题需要在新的人口环境和发展背景下重新进行考察,因此,越来越多的学者和政策制定者开始关心工资上涨给经济发展带来的严峻挑战和机遇。

一些学者认为,在低工资的发展模式下,企业进行技术研发和人力资本投资的动力不足,而工资上升及其他要素价格的变化,将会通过“倒逼机制”改变过去依赖要素投入的增长方式,从而推进经济转型和产业结构升级(李平等,2011;林炜,2013)。然而,另一些学者认为,劳动力资源丰富、价格低廉一直是中国制造业在国际市场中最明显的竞争优势,工资的快速上涨将会导致部分制造业企业破产或倒闭,甚至会损伤制造业的整体优势,进而削弱中国经济增长的动力。对此,也有学者持有不同的意见,他们认为与绝对劳动力成本相比,单位劳动力成本是中国制造业企业的竞争优势,工资的上涨并不一定意味着单位劳动力成本的上涨,因此中国制造业的优势可能并没有丧失(王燕武等,2011;李文溥等,2011)。

企业的生产率代表了制造业企业的市场竞争力,也是决定企业短期经营与长期发展的最为重要的因素。在短期中,高生产率可以降低企业生产成本,提高企业利润;在长期中,高生产率可以带动企业竞争能力的提升。因此,从微观企业的角度探析劳动力成本上升是否会通过市场机制迫使企业不断提高生产率、弥补劳动力成本上升带来的负面效应,从而促进产业的转型升级,具有重要的政策含义。

鉴于此,本文利用微观企业数据分析工资变动与企业生产率之间的关系。和以往的研究相比,本文主要在以下两个方面做出了新的尝试:第一,国内研究普遍使用省级面板数据分析工资对生产率的影响,本文将研究范围扩展到对企业层面的分析;第二,本文使用的工具变量法能够有效地控制变量之间的内生性问题。此外,本文也考察了工资上涨对不同所有制、不同资本密集度企业生产率的影响差异。

下文的结构安排如下:第二部分进行文献回顾并提出基本假说;第三部分介绍数据来源及变量含义;第四部分为实证分析结果;第五部分为结论及政策建议。

二 文献回顾和假说的提出

（一）文献回顾

要素价格变化是否会诱发企业推动技术进步、激励创新，进而提高全要素生产率？Hicks（1932）提出了要素价格变化推动技术创新的思想，他认为要素价格变化会激发节约使用昂贵生产要素的技术创新。当时这一理论虽然得到了认同，但受到的关注较少。而 Salter（1960）否定了 Hicks 提出的引致性技术进步的存在，他认为面对要素价格的变化，企业倾向于降低总成本，而不是特定的某一种要素的成本。也就是说，劳动力成本上升时，任何降低总成本的技术进步都是受欢迎的，不管是劳动节约型技术进步，还是资本节约型技术进步。Fellner（1961）和 Fellner（1962）认为，不管是在垄断竞争市场中还是在完全竞争市场中，企业面对逐步上涨的要素价格时，为了节省开支均会不断寻找节约使用昂贵生产要素的技术进步。伴随着内生技术进步理论的发展，具有微观理论基础的引致性技术进步理论得到了进一步完善。Acemoglu（2002）认为，要素禀赋通过价格效应和市场规模效应两种作用机制影响技术进步的速度和方向。Acemoglu（2010）进一步指出，在劳动力短缺和高工资背景下，外生性的工资上涨可以推动技术进步或生产率的提高。

实证文献多从经济历史和农业经济学的角度论证上述理论的存在性。Habakkuk（1962）从历史数据中发现，19 世纪美国技术进步的速度快于英国的原因是，该时期美国的劳动力相对稀缺，美国企业倾向于使用机器替代劳动力，从而推动生产率提高。Hayami & Ruttan（1970）发现，1880 - 1960 年期间，美国和日本两个国家的农业部门虽然面对完全不同的要素禀赋和价格供给条件，但都取得了较快的发展。美国的土地相对劳动力价格较低，技术进步类型以劳动节约型的机械化创新为主；而日本的土地相对劳动力价格较高，技术进步类型以土地节约型的生物创新为主。类似地，Elvin（1984）发现，复杂的纺纱机在 14 世纪的中国被采用之后又被抛弃的根本原因是，中国当时有大量丰富而又廉价的劳动力，因而没有动力使用新技术提高生产率。Allen（2014）认为，18 世纪英国的相对高的工资是引发生产率提高的动力，而同一时期的法国和印度的工资水平相对较低，这些国家的技术水平也相对较低。

随着微观数据可得性的增强，有更多的研究开始从微观企业层面验证要素价格变化和技术进步之间的关系。Acemoglu & Finkelstein（2008）利用 1983 年美国医疗保险预期支付系统（PPS）改革，构建改革前后的虚拟变量，发现劳动力成本上升降低了医院的劳

动投入,提高了资本劳动比,增加了医院引进新技术的可能,从而提高了医院的生产率。Lewis (2011) 分析了美国低技能劳动力供给变化对企业技术采用的影响,为了准确地识别出劳动力市场重新调整前的劳动力供给冲击的影响,作者利用各国移民的历史数据构建了历年美国城市的移民结构作为工具变量,结果显示低技能劳动力供给增加、低工资水平通常与较慢的资本劳动比增长速度、较慢的新技术采用相关。Hornbeck & Naidu (2014) 利用发生在1927年美国密西西比地区的洪水引起的大量农村黑人劳动力外迁事件分析低工资对技术创新的影响,结果显示黑人劳动力的外迁鼓励了资本密集型技术的使用和规模化农业生产的发展,从而促进了美国南部地区的经济结构转型。

相对于国外完善的理论分析,中国相关领域的研究相对缺乏,而且由于国内缺乏技术进步、技术创新层面的精确数据,已有文献多使用宏观数据分析工资上涨对生产率的影响。李平等(2011)认为,转变经济增长方式的关键因素是劳动生产率,而工资上涨会借助技术进步和人力资本积累来提高劳动生产率;同时,他们还发现工资上涨对劳动生产率的影响存在一定的门槛效应,在工资水平低于一定的门槛值时,工资上涨并不会立即提高劳动生产率,只有工资水平跨过一定的门槛值时,企业才有动力提高劳动生产率。姚先国和曾国华(2012)的研究结论也支持上述观点。赵伟和钟建军(2013)通过使用跨国面板数据分析发现,劳动力成本与中间产品质量之间存在U型非线性关系。中国目前处在该曲线的上升阶段,在劳动力成本压力下,企业倾向于尽快使用高质量的中间产品来提高生产率。

综上,国外的研究文献主要关注发达国家的行业管制、国际移民变化引发的要素价格变化对技术进步、生产率的影响。虽然国内的劳动力市场明显不同于发达国家,我们无法直接引用发达国家的研究结论,但是我们可以借用已有的分析框架。而国内已有文献多使用宏观数据分析工资上涨对生产率的影响,易造成工资上涨与生产率之间相关关系和因果关系的混淆。

(二) 研究假说

新古典经济假设,在完全竞争市场中企业是要素价格接受者,在其他要素价格保持不变的情况下,劳动力工资水平的提高可能会增加企业的负担,压缩企业的利润;在开放的市场条件下,这还会降低企业的贸易竞争力。但是,劳动力成本的上升也会对制造业企业生产率的提升起到积极的作用。劳动力成本对企业生产率的影响主要通过以下途径:首先,利润最大化条件驱使企业选择使用资本替代劳动,而新技术往往蕴含在不同类型的资本中,这无疑会提高企业生产率;其次,工资水平的提升有助于吸引高技能的劳动力向低工资水平的行业流动,这种跨行业的劳动力流动有助于提高

部分行业的生产率；再次，当原有的成本优势消失时，为了维持原有利润率，企业必须选择使用现有的新技术或者依靠技术创新来提高其生产能力，两者都是提高企业生产率的重要力量；最后，工资上涨可能会造成部分企业破产倒闭而退出市场，企业的进入和退出有助于形成良好的产业竞争，促进企业生产率的提高。在上述理论文献分析的基础上，结合中国现阶段的实际情况，本文提出如下基本假说（假说1）。

假说1：工资上升幅度越大，制造业企业利润受到挤压的程度越大，企业推动技术进步、提高生产率的激励越大。

国内大规模民工短缺现象（即民工荒现象）是从2003年开始出现并逐渐向全国蔓延的，工资上涨的情形在2003年以后比较明显。工业企业数据也显示，1998-2003年间，制造业企业的劳动力成本增长趋势相对缓慢；但在2003年之后，制造业企业的劳动力成本增长速度明显加快。2003年以前，制造业工资的年均增长速度约为6.3%，而2004-2007年间，劳动力成本的年均增长速度为12.65%。据此推断，制造业企业生产率对于工资上涨的反应程度在2004年后会更加敏感，由此本文提出假说2。

假说2：2004年民工荒后，工资上涨对企业生产率的影响程度增加。

不同所有制类型企业的特点不同，其生产率受到工资上涨的影响程度也会有差异。国有企业的生存过多地依赖政府扶持，生产效率和创新效率较低，对成本利润的敏感性远远不如其他类型的企业。相比之下，私营企业面临的市场竞争程度比较激烈，与其他类型企业相比，私营企业对劳动力成本的变化反应敏感，更有可能通过不断增强自身管理能力、开发新技术和新产品来提升企业生产率。而对于外商投资及港澳台企业，其资本劳动比较高，研发投入比重较大，生产率往往高于国有企业和私营企业；而且这类企业的工资水平本身就比较高，工资上涨对其生产率的影响相对有限。由此，本文进一步提出假说3。

假说3：面对工资的快速上涨，私营企业受到的影响程度较大。

长期以来，中国的传统制造业主要以依靠廉价劳动力的劳动密集型企业为主。劳动密集型企业劳动力成本占总生产成本的比重相对较大，生产率较低，工资上涨首先会对这些企业产生影响。而资本密集型企业的典型特点是技术水平和资本投入水平相对较高，劳动力成本在单位产品成本中所占的比重相对较小，劳动力成本的上升对企业的影响相对较弱。因此，一旦工资上涨，相对于资本密集型企业，劳动密集型企业受到的冲击更大，部分劳动密集型企业甚至会由于不堪劳动力成本的重负而退出市场。剩余的劳动密集型企业要想继续维持其在市场上的生存，则必须通过不断提高生产率来提升自身的市场竞争力。由此，本文提出假说4。

假说4：面对工资上涨，劳动密集型企业受到的影响更为严重，部分劳动密集型企业不堪成本重负而倾向于退出市场。

三 数据与变量描述

本研究使用的数据主要来源于1998-2007年中国工业企业数据库，该数据库是由国家统计局每年对全部国有及规模以上非国有（年销售额在500万元以上）大中型工业企业的相关数据统计整理而得。考虑到工业企业数据库中一些关键指标的原始数据在统计上存在缺漏或错误记录的情形，本文对数据做了如下筛选：一是删除了遗漏变量的样本，例如删除了工业总产值、工业增加值、固定资产、中间投入额等主要变量样本值为缺漏值、零值或负值的样本；二是为了保证企业年龄变量的有效性，删除了1949年之前成立的企业样本，同时删除了企业年龄小于0的企业样本；三是删除了从业人员数量小于10的企业样本。此外，为了保证样本企业各年指标的可比性，本文使用企业所在省份的工业品出厂价格指数对工业增加值、销售额和中间投入进行了平减，并使用固定资产投资价格指数对资本存量进行了平减，平减指数来自于历年《中国统计年鉴》。

本文主要关注的被解释变量为企业生产率。传统的生产率计算多使用普通最小二乘法（OLS），该方法虽然简单，但容易产生同时性偏差和样本选择性偏差的问题，现有文献多使用LP方法（Levinsohn & Petrin, 2003）和OP方法（Olley & Pakes, 1996）来解决。由于OP方法使用企业当期投资衡量生产率冲击，会导致不少样本数据损失，因此本文使用LP方法估计企业生产率，并以OP方法计算得到的生产率作为稳健性检验的因变量。我们关注的另外一个核心变量是工资水平。为了消除内生性，我们选择使用消除了通货膨胀因素影响的地区工资水平而不是企业工资水平，来衡量劳动力成本。

依据已有的理论与实证文献，我们在模型中还加入了其他企业特征变量，如企业规模、企业年龄、所有制类型等变量，如表1所示。其中，企业年龄的计算方法为调查年份减去企业成立年份加上1，资本密集度为固定资产净额与企业雇佣人数之比，企业规模为企业雇佣人数的对数，税收负担为企业的税费支出与销售额之比，企业绩效为利润总额与销售额之比，市场份额为企业销售额与四位数行业的总销售额之比，衡量行业集中程度的赫芬达尔（HH）指数的计算方法为四位数行业中销售额排名前40位的企业销售额总和与四位数行业的总销售额之比。此外，模型还控制了地区特征变量，如人均GDP（地区生产总值）、第二产业和第三产业的比重、教育水平、城市规模等。地区特征变量的数据来自1998-2007年《中国城市统计年鉴》。

表 1 变量统计性描述

主要变量	计算方法	观测值	均值	方差
企业生产率	LP 方法计算得到生产率	1406136	4.430	8.544
实际工资	地区实际工资对数	1246735	4.989	0.439
企业特征				
企业年龄	当年年份减去成立年份加上 1	1446265	10.346	10.014
资本密集度	企业固定资产净额除以雇佣人数的对数	1445933	4.941	1.104
企业规模	企业雇佣人数的对数	1446265	4.915	1.131
企业出口	企业出口额的对数	1446264	2.864	4.505
政府补贴	政府补贴额大于 0 为 1, 否则为 0	1445233	0.133	0.340
税收负担	企业税收支出除以企业销售额	1446265	0.054	0.122
企业绩效	企业利润总额除以总产值	1446265	0.039	0.326
市场份额	企业销售额与四位数行业总销售额之比	1446265	0.003	0.015
HH 指数	四位数行业销售额排名前 40 的企业销售额总和与四位数行业总销售额之比	1446265	2.053	10.107
国有企业	依据工业企业数据库中已有的登记注册类型依次定义国有企业、集体企业、私营企业、外资企业和港澳台企业;对于其他类别的企业,分别计算国有资本、集体资本、私营资本、外资资本和港澳台资本的比重,如果比重大于 0.5, 归入相应的类型, 剩余的企业为其他企业。	1446265	0.090	0.286
集体企业		1446265	0.149	0.356
私营企业		1446265	0.500	0.500
外资企业		1446265	0.118	0.323
港澳台企业		1446265	0.122	0.327
其他企业		1446265	0.110	0.313
地区特征				
人均 GDP	当年地区 GDP 除以年末人口的对数	1247056	10.123	0.772
地区人口	年末地区总人口的对数	1250905	5.006	0.794
外商直接投资	地区外商直接投资的对数	1228338	9.733	1.947
教育水平	高等学校教师数量的对数	1242354	10.590	8.786
二产比重	第二产业总值在地区 GDP 中所占的比重	1248131	52.245	9.209
三产比重	第三产业总值在地区 GDP 中所占的比重	1248131	41.192	8.563

资料来源：根据 1998 - 2007 年中国工业企业数据库和《中国城市统计年鉴》(历年) 相关数据计算得到。

四 回归结果

(一) 基本回归结果

我们重点考察劳动力成本变动与制造业企业生产率的关系。为了检验这种关系, 本文构建了如下模型:

$$\ln T_{it} = \alpha_0 + \alpha \ln w_{ict} + \beta X_{it} + \eta_i + \eta_c + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

上述计量方程中,下标*i*代表企业,*t*代表年份,*c*代表企业所在的地区。其中, $\ln T_{it}$ 为企业*i*在*t*年的生产率, $\ln w_{ict}$ 为企业*i*所在地区*c*在*t*年的实际工资水平, X_{it} 为影响企业生产率的其他特征变量, η_i 、 η_c 分别代表企业和地区的固定效应, ε_{it} 是误差项。因为使用OLS估计模型(1)会忽视企业个体特征与工资之间的相关性,本文最终选择使用固定效应模型,回归结果如表2所示。其中,第(1)~(3)列为全样本回归结果,第(1)列为控制了企业和地区特征的基准回归结果,被解释变量为LP生产率。为了消除模型(1)的伪相关性,第(2)列在第(1)列的基础上加入了因变量的滞后项。第(3)列使用OP生产率代替第(1)列中的LP生产率,用来检验估计结果的稳健性。第(4)列和第(5)列为分样本的估计结果,前者为1998-2003年的估计结果,后者为2004-2007年的估计结果。

我们重点关注的是实际工资对企业生产率的影响。第(1)列中实际工资对数的系数为正,且在1%的水平上显著,意味着如果实际工资上涨1%,企业的生产率将上升0.252%。第(2)列中加入因变量的滞后项后,回归系数略有下降,但依旧显著为正。第(3)列回归结果中,各个解释变量的系数和显著性与第(1)列、第(2)列基本一致,说明文中采用的计量模型估计结果具有较高的稳健性;但第(3)列回归系数略小于第(2)列,主要是因为OP方法控制了企业进入和退出对生产率的影响。第(4)列和第(5)列中实际工资对数的回归系数均显著为正,而且与前文中的假说2一致,1998-2003年期间实际工资的影响系数小于2004-2007年期间的实际工资影响系数,进一步论证了工资上涨幅度越高则企业提高生产率的动机越大的结论。

从表2还可以观察到其他特征对企业生产率的影响。其中,企业年龄、企业年龄平方的影响系数并不稳定,无法得到确定的结论。资本密集度的回归系数显著为正,与预期结果一致。对于LP生产率而言,企业规模的回归系数显著为正,即大规模的企业更容易获得规模效应,因而其生产率更高。与国内外大多数文献的结论一致,企业出口额的回归系数显著为正,这主要是由企业的自选择性和出口企业的“干中学”两种效应引起的。税收负担不利于企业提高生产率。是否获得政府补贴对生产率的影响为负,但在分样本的估计结果中并不显著。市场份额的系数为正,说明企业在所处行业中的占有率越高,其生产率越高。HH指数的系数显著为负,说明企业所处行业的垄断程度越高,企业生产率越低。就不同所有制企业的生产率而言,国有企业、集体企业的系数基本为负,说明这两类企业的生产率较低。地区特征中,人均GDP的影响显著为正,表明经济发展程度对生产率有积极影响。市区人口的影响系数显著为正,说明市场规模对企业生产率有正向影响。代表教育的变量系数显著为正,说明教

育资源能够提高企业的生产率。第二产业比重和第三产业比重对企业生产率的影响并不稳定。

表 2 基本回归结果

	(1) LP 生产率	(2) LP 生产率	(3) OP 生产率	(4) 1998 - 2003	(5) 2004 - 2007
实际工资	0.252 *** (68.733)	0.224 *** (55.485)	0.207 *** (44.516)	0.236 *** (45.687)	0.334 *** (37.963)
企业特征					
因变量滞后项		0.159 *** (169.042)	0.179 *** (133.288)	0.074 *** (43.988)	0.031 *** (25.215)
企业年龄	0.002 *** (6.276)	-0.003 *** (-7.751)	-0.003 *** (-6.681)	-0.000 (-0.358)	0.012 *** (15.227)
企业年龄平方	-0.000 *** (-5.660)	0.000 *** (7.556)	0.000 *** (6.941)	0.000 (1.012)	-0.000 *** (-13.135)
资本密集度	0.160 *** (131.155)	0.135 *** (95.885)	0.098 *** (59.439)	0.134 *** (52.078)	0.111 *** (54.604)
企业规模	0.281 *** (187.510)	0.224 *** (128.189)	-0.044 *** (-21.999)	0.201 *** (62.936)	0.196 *** (72.498)
企业出口	0.009 *** (37.728)	0.008 *** (30.781)	0.008 *** (27.048)	0.009 *** (19.119)	0.006 *** (16.449)
政府补贴	-0.001 (-0.745)	-0.006 *** (-2.874)	-0.005 ** (-2.411)	0.005 (1.360)	0.004 (1.304)
税收负担	-0.106 *** (-11.294)	-0.081 *** (-7.650)	-0.064 *** (-5.606)	-0.009 (-0.617)	-0.087 *** (-5.180)
企业绩效	0.525 *** (83.137)	0.444 *** (65.107)	0.459 *** (60.171)	0.195 *** (24.897)	0.637 *** (52.490)
市场份额	4.166 *** (77.654)	3.445 *** (60.644)	3.285 *** (54.498)	2.501 *** (34.489)	8.502 *** (57.882)
HH 指数	-0.003 *** (-37.595)	-0.003 *** (-30.192)	-0.003 *** (-27.560)	-0.002 *** (-18.039)	-0.006 *** (-19.118)
国有企业	-0.057 *** (-14.131)	-0.046 *** (-10.748)	-0.044 *** (-9.234)	-0.054 *** (-8.864)	-0.017 ** (-2.120)
集体企业	-0.019 *** (-7.237)	-0.022 *** (-7.970)	-0.016 *** (-5.115)	-0.026 *** (-6.687)	-0.008 (-1.441)
私营企业	0.014 *** (7.359)	0.012 *** (5.694)	0.008 *** (3.461)	0.011 *** (3.433)	0.004 (1.338)

续表

	(1) LP 生产率	(2) LP 生产率	(3) OP 生产率	(4) 1998 - 2003	(5) 2004 - 2007
外资企业	0.010 *** (2.634)	0.011 ** (2.498)	0.008 * (1.767)	0.018 *** (2.694)	0.023 *** (3.320)
港澳台企业	0.003 (0.716)	0.007 (1.580)	0.006 (1.125)	0.001 (0.096)	0.024 *** (3.259)
地区特征					
人均 GDP	0.169 *** (54.616)	0.110 *** (33.281)	0.115 *** (30.344)	0.062 *** (12.491)	0.255 *** (44.002)
地区人口	0.057 *** (32.080)	0.049 *** (23.813)	0.050 *** (21.430)	0.027 *** (10.753)	0.221 *** (34.249)
外商直接投资	0.020 *** (22.207)	0.018 *** (18.499)	0.016 *** (14.439)	0.023 *** (15.003)	0.017 *** (11.115)
教育水平	0.009 *** (49.311)	0.006 *** (32.325)	0.006 *** (27.756)	0.003 *** (8.074)	0.004 *** (11.603)
二产比重	-0.000 (-0.253)	0.000 * (1.855)	0.000 (0.514)	0.001 *** (4.937)	0.002 *** (3.507)
三产比重	-0.001 *** (-6.610)	-0.001 *** (-3.896)	-0.001 ** (-2.456)	0.001 * (1.953)	0.002 *** (3.196)
时间趋势	0.000 *** (7.676)	0.000 *** (6.481)	0.000 *** (6.226)	0.000 *** (6.012)	0.000 ** (2.056)
常数项	-4.654 *** (-173.475)	-3.548 *** (-118.204)	-3.744 *** (-109.193)	-2.975 *** (-62.427)	-6.397 *** (-79.610)
样本量	1182211	911846	732756	312794	599052
R ²	0.200	0.221	0.155	0.115	0.134

注：(1) 括号内为 t 值；(2) *、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的水平上显著。

资料来源：根据 1998 - 2007 年中国工业企业数据库和《中国城市统计年鉴》(历年) 相关数据计算得到。

(二) 工具变量回归结果

我们还需要解决的问题是，如何证明工资上涨对企业生产率产生的影响是一种因果关系。在上述分析中，实际工资水平是外生变量，但是在实际中还可能存在反向因果关系，即企业生产率提高带来的利润增加也会对实际工资水平产生影响。想要准确地控制内生性问题，识别出因果关系，我们可以使用工具变量法来处理。本文选择各地级市的最低工资变量作为实际工资的工具变量，使用两阶段最小二乘法 (2SLS) 对工资与企业生产率之间的关系进行重新估计。选择地区最低工资作为工具变量主要基于以下考虑：

一是各地的最低工资标准指标是一个政策变量，具有较强的外生性，不可能对当期的企业生产率产生影响；二是各地的最低工资标准和地区工资水平密切相关，最低工资标准越高的地区，企业支付的实际工资水平也越高。两阶段最小二乘法第一阶段的回归方程为：

$$\ln w_{ct} = \alpha_0 + \alpha \ln m w_{ct} + \beta X_{ct} + \eta_c + \varepsilon_{ct} \quad (2)$$

其中，被解释变量 $\ln w_{ct}$ 为各地的实际工资水平，重要的解释变量 $\ln m w_{ct}$ 为各地的最低工资水平， X_{ct} 为影响各地实际工资水平的企业和地区特征变量。其中，1998 - 2007 年地级市的最低工资数据来源于各地的劳动和社会保障部门。计量模型 (2) 中用到的最低工资水平为根据各地的居民消费价格指数 (CPI) 进行平减后的结果。

表 3 的第二部分为计量模型 (2) 的回归结果。在各个模型中，实际最低工资水平的回归系数均在 1% 的水平上显著为正，可以证实最低工资与实际工资水平相关。此外，各个模型的 F 联合统计量远大于 10，说明本文选择的工具变量是合理的，不存在弱工具变量的问题。

当我们用 2SLS 进行估计时，将使用第一阶段回归中得到的实际工资拟合值来代替实际工资进行估计，第二阶段的回归方程为：

$$\ln T_{it} = \alpha_0 + \alpha \ln \hat{w}_{ict} + \beta \ln X_{it} + \eta_i + \eta_c + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

通过表 3 的第一部分，我们发现实际工资对数的估计系数显著为正，但大于 OLS 的估计值。总体而言，实际工资每提高 1%，生产率提高 0.493%。分样本估计结果中，1998 - 2003 年的实际工资对数的回归系数为 0.523，而 2004 - 2007 年间的回归系数为 1.379。这与表 1 的回归结果基本一致，即后一时期劳动力成本上涨幅度更大对生产率的影响更明显。

表 3 工具变量回归结果

	第二阶段回归:被解释变量为企业生产率			
	(1) LP 生产率	(2) OP 生产率	(3) 1998 - 2003	(4) 2004 - 2007
实际工资	0.493 *** (37.288)	0.486 *** (31.336)	0.523 *** (40.719)	1.379 *** (21.159)
生产率滞后项	0.148 *** (148.216)	0.164 *** (113.574)	0.053 *** (27.560)	0.016 *** (11.328)
企业特征	控制	控制	控制	控制
地区特征	控制	控制	控制	控制
样本量	853377	683956	269651	583726
R ²	0.216	0.149	0.101	0.094

续表

	第一阶段回归:被解释变量为实际工资			
	(1) 实际工资	(2) 实际工资	(3) 1998 - 2003	(4) 2004 - 2007
实际最低工资	0.368 *** (268.241)	0.358 *** (233.215)	0.768 *** (216.499)	0.100 *** (83.067)
企业特征	控制	控制	控制	控制
地区特征	控制	控制	控制	控制
样本量	853377	683956	269651	583726
F 联合统计量	71341.82	56317.58	12898.58	23386.93
R ²	0.746	0.748	0.658	0.616

注: (1) 括号内为 t 值; (2) *、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的水平上显著。

资料来源: 根据 1998 - 2007 年中国工业企业数据库和《中国城市统计年鉴》(历年) 相关数据计算得到。

(三) 对其他假说的检验

1. 不同所有制企业的影响差异

为了检验假说 3, 本文在 2SLS 模型回归的基础上依次加入了不同所有制类型企业的虚拟变量与实际工资的交互项, 结果如表 4 所示。从表 4 中可以发现, 实际工资的回归系数为正, 且在 1% 的置信水平上显著, 估计值范围在 0.432 ~ 0.475 之间。从交互项的系数值上看, 私营企业的交互项系数为正, 说明随着劳动力成本的上升, 私营企业提高生产率的动机更大。与我们的预期一致, 劳动力成本对私营企业的激励系数更大。值得注意的是, 外资企业、港澳台企业的交互项系数显著为负。可能的解释是这两类企业投资的主要原因是廉价的劳动力, 当劳动力成本上升时, 这些企业更有可能的做法是向其他劳动力更廉价的国家迁移, 而不是提高生产率。

表 4 企业所有制性质与实际工资的交互效应

	(1) 国有企业	(2) 集体企业	(3) 私营企业	(4) 外资企业	(5) 港澳台企业
实际工资	0.447 *** (40.781)	0.457 *** (41.363)	0.432 *** (40.416)	0.464 *** (42.709)	0.475 *** (43.682)
国有企业 * 实际工资	-0.045 *** (-4.543)				-0.107 *** (-10.500)
集体企业 * 实际工资		-0.002 (-0.317)			

续表

	(1) 国有企业	(2) 集体企业	(3) 私营企业	(4) 外资企业	(5) 港澳台企业
私营企业 * 实际工资			0.107 *** (17.960)		
外资企业 * 实际工资				-0.087 *** (-8.885)	
港澳台企业 * 实际工资					-0.107 *** (-10.500)
国有企业	0.191 *** (4.076)	-0.006 (-1.074)	-0.019 *** (-3.652)	-0.021 *** (-3.992)	-0.019 *** (-3.639)
集体企业	-0.008 ** (-2.145)	0.007 (1.599)	-0.008 ** (-2.311)	-0.101 *** (-2.651)	-0.008 ** (-2.266)
私营企业	-0.010 *** (-3.895)	-0.012 *** (-4.918)	-0.010 *** (-4.119)	-0.009 *** (-3.792)	-0.011 *** (-4.306)
外资企业	0.022 *** (4.017)	0.036 *** (6.243)	0.469 *** (9.319)	0.023 *** (4.140)	0.018 *** (3.268)
港澳台企业	0.016 *** (2.770)	0.031 *** (5.034)	0.013 ** (2.104)	0.017 *** (2.828)	0.667 *** (12.875)
样本量	853377	853377	853377	853377	853377

注：(1) 括号内为 t 值；(2) *、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的水平上显著。

资料来源：根据 1998 - 2007 年中国工业企业数据库和《中国城市统计年鉴》(历年) 相关数据计算得到。

2. 不同资本密集度企业的影响差异

为了检验假说 4，本文在 2SLS 回归的基础上加入了资本密集度与实际工资的交互项，如表 5 中的第 (1) 列所示。结果表明，实际工资的影响系数依旧显著为正；资本密集度的系数也显著为正，说明资本密集度越高的企业，生产率越高；资本密集度交互项的系数显著为负，这与我们的假说一致，说明面临劳动力成本上升时，资本密集度高的企业提高生产率的动机低于资本密集度低的企业。

劳动力成本上升对企业生产率的影响在资本密集度不同的企业之间可能存在非线性的关系。为了验证这种关系，本文参照王文春和荣昭 (2014) 的方法，在原有模型中加入不同资本密集度的虚拟变量与实际工资的交互项来替代资本密集度连续的交互项。如表 5 第 (2) 列所示，加入的资本密集度交互项为企业的资本密集度在同一年份的所有企业中是否处于最低的 10%，如果是，则该虚拟变量等于 1，否则等于 0。而第

(3) 列和第(4)列交互项中的资本密集度则为企业的资本密集度在同一年份的所有企业中是否处于最低的25%和50%。第(2)列交互项的回归系数为正,且在1%的置信水平上显著,这意味着劳动力成本上升对低资本密集度企业,尤其是劳动密集型企业的影 响更大。第(3)列和第(4)列的交互项系数亦显著为正,但交互项的系数随着定义为低资本密集度企业数量的增加而降低,说明工资上涨对劳动密集型企业的影 响更大,这进一步验证了假说4。这一结论与李钢等(2009)的研究结果一致,该研究认为工资上涨是企业生产率提高、技术进步的动力,而且工资上涨对劳动密集型企业来说不仅仅是挑战,更是发展的机遇,对中国整个制造业的稳定发展也具有重要的意义。

表5 企业资本密集度与实际工资的交互效应

	(1) 连续	(2) 10%	(3) 25%	(4) 50%
实际工资	0.494 *** (36.590)	0.416 *** (40.751)	0.415 *** (40.601)	0.424 *** (41.457)
资本密集度 * 实际工资	-0.014 *** (-6.891)	0.015 *** (25.005)	0.010 *** (20.366)	0.001 *** (2.703)
资本密集度	0.211 *** (20.218)	0.153 *** (105.159)	0.154 *** (100.683)	0.142 *** (90.868)
样本量	1080827	1080827	1080827	1080827

注:(1)括号内为t值;(2)*、**、***分别代表在10%、5%、1%的水平上显著。

资料来源:根据1998-2007年中国工业企业数据库和《中国城市统计年鉴》(历年)相关数据计算得到。

为了进一步验证假说4,本文选择使用加速死亡模型(AFT)来考察劳动力成本对企业生存时间的影响,回归模型的基本表达式如下:

$$Y = \ln(T)_{it} = \alpha + \beta \ln w_{ict} + \gamma X_{it} + \delta W \quad (4)$$

上式中, $\ln(T)_{it}$ 为企业生存时间, β 为实际工资对企业生存时间的影响系数, γ 为这些控制变量的回归系数, $\ln w_{ict}$ 为企业所在地区的实际工资, X_{it} 为影响企业生存持续时间的一系列因素。如果协变量的系数大于0,则意味着该变量会延长企业的生存时间,降低企业退出市场的风险;如果协变量的系数小于0,则意味着该变量会缩短企业的生存时间,也就是说增大了企业退出市场的风险。

与表5的分析类似,表6依次加入了连续和虚拟资本密集度变量与实际工资的交

互项。总体而言，实际工资对数的回归系数为正，说明实际工资越高的地区，企业生存时间越长；资本密集度的回归系数为正，说明资本密集度对企业生存时间有正向影响。第（1）列中，资本密集度交互项的系数显著为正，说明实际工资对生存时间的影响系数随资本密集度的增加而增加。第（2）列中，交互项为资本密集度最低的10%的企业虚拟变量，估计系数显著为负，表明当劳动力成本上涨时，资本密集度最低的劳动密集型企业的生存时间较短，退出市场的概率更大。第（3）列的交互项回归系数并不显著，而第（4）列的交互项回归系数显著为正，即交互项的系数随着定义为低资本密集度企业数量的增加而增加，这说明随着企业资本密集度的增加，劳动力成本对企业生存时间的负面影响逐渐消失。

表6 企业资本密集度与生存时间

	(1) 连续	(2) 10%	(3) 25%	(4) 50%
实际工资	0.526 *** (13.098)	0.565 *** (35.068)	0.558 *** (34.504)	0.521 *** (32.028)
资本密集度 * 实际工资	0.023 *** (3.091)	-0.020 *** (-7.453)	-0.004 (-1.529)	0.030 *** (13.072)
资本密集度	0.091 *** (4.424)	0.133 *** (29.168)	0.147 *** (28.295)	0.206 *** (37.656)
样本量	1092259	1118941	1118941	1118941

注：（1）括号内为t值；（2）*、**、***分别代表在10%、5%、1%的水平上显著。

资料来源：根据1998-2007年中国工业企业数据库和《中国城市统计年鉴》（历年）相关数据计算得到。

五 结论及政策含义

基于LP半参数分析方法，本文计算了1998-2007年间中国制造业企业的生产率，并在此基础上通过构建实际工资与企业生产率的固定效应模型、工具变量模型，分析了工资上涨对企业生产率的影响。本文主要结论如下：第一，1998-2007年间，在控制了企业生产率和工资水平的内生性后，工资上涨有助于提高企业生产率，而且2004-2007年间企业工资对生产率的影响系数大于1998-2003年间的影响系数；第二，工资水平对不同所有制类型企业的生产率的影响存在显著差异，私营企业受工资

上涨的影响最大；第三，随着企业资本密集度的增加，工资对企业生产率的影响系数逐渐降低，而且工资上涨会缩短低资本密集度企业的生存时间。

上述结论具有重要的政策启示。首先，劳动者工资的持续上涨会倒逼企业不断更新技术、提高生产率，尤其会迫使劳动密集型企业抛弃低成本的发展战略，转为依靠全要素生产率的提高。其次，私营企业的快速发展在促进中国经济的平稳快速增长、提高生产率方面发挥着重要的作用。但是长期以来，由于政府的支持力度不够，私营企业难以获得持续发展的资金保障，今后政府可以通过为私营企业提供融资支持来弥补工资上涨对其发展造成的负面影响。最后，劳动力成本的上涨会使一些劳动密集型企业面临破产、倒闭的风险，从而使得劳动密集型企业提高生产率的动力更强。但劳动密集型企业本身的规模较小，资金水平和盈利能力相对有限，难以抽出足够多的资金用于研究开发。为了转变劳动密集型企业长期依赖低工资的生存模式，政府应当提供一些专项扶持政策，帮助其顺利完成转型升级。

参考文献：

- 都阳(2014)，《劳动力市场变化与经济增长新源泉》，《开放导报》第3期，第31-35页。
- 国家统计局(2013)，《2013年全国农民工监测调查报告》，http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201405/t20140512_551585.html。
- 李钢、沈可挺、郭朝先(2009)，《中国劳动密集型产业竞争力提升出路何在——新〈劳动合同法〉实施后的调研》，《中国工业经济》第9期，第37-46页。
- 李平、宫旭红、张庆昌(2011)，《工资上涨助推经济增长方式转变——基于技术进步及人力资本视角的研究》，《经济评论》第3期，第69-76页。
- 李文溥、郑建清、林金霞(2011)，《制造业劳动报酬水平与产业竞争力变动趋势探析》，《经济学动态》第8期，第78-83页。
- 林炜(2013)，《企业创新激励：来自中国劳动力成本上升的解释》，《管理世界》第10期，第95-105页。
- 王文春、荣昭(2014)，《房价上涨对工业企业创新的抑制影响研究》，《经济学(季刊)》第2期，第465-490页。
- 王燕武、李文博、李晓静(2011)，《基于单位劳动力成本的中国制造业国际竞争力研究》，《统计研究》第10期，第60-67页。

- 姚先国、曾国华 (2012), 《劳动力成本对地区劳动生产率的影响研究》, 《浙江大学学报 (人文社会科学版)》第 5 期, 第 135 - 143 页。
- 赵伟、钟建军 (2013), 《劳动成本与进口中间产品质量》, 《经济理论与经济管理》第 11 期, 第 30 - 41 页。
- Acemoglu, Daron (2002). Directed Technical Change. *Review of Economic Studies*, 69 (4), 781 - 809.
- Acemoglu, Daron (2010). When Does Labor Scarcity Encourage Innovation? *Journal of Political Economy*, 118 (6), 1037 - 1078.
- Acemoglu, Daron & Amy Finkelstein (2008). Input and Technology Choices in Regulated Industries: Evidence from the Health Care Sector. *Journal of Political Economy*, 116 (5), 837 - 880.
- Allen, Robert (2014). American Exceptionalism as a Problem in Global History. *The Journal of Economic History*, 74 (2), 309 - 350.
- Elvin, Mark (1984). Why China Failed to Create an Endogenous Industrial Capitalism. *Theory & Society*, 13 (3), 379 - 391.
- Fellner, William (1961). Two Proposition in the Theory of Induced Innovation. *Economic Journal*, 71 (282), 305 - 308.
- Fellner, William (1962). *The Rate and the Direction of Inventive Activity: Economic and Social Factors*. Princeton: Princeton University Press.
- Habakkuk, John (1962). *American and British Technology in the Nineteenth Century: The Search for Labour-Saving Inventions*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Hayami, Yujiro & Vernon Ruttan (1970). Agricultural Productivity Differences among Countries. *American Economic Review*, 60 (5), 895 - 911.
- Hicks, John (1932). *The Theory of Wages*. London: Palgrave Macmillan.
- Hornbeck, Richard & Suresh Naidu (2014). When the Levee Breaks: Black Migration and Economic Development in the American South. *Social Science Electronic Publishing*, 104 (3), 963 - 990.
- Levinsohn, James & Amil Petrin (2003). Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables. *Review of Economic Studies*, 70 (2), 317 - 342.
- Lewis, Ethan (2011). Immigration, Skill Mix, and Capital Skill Complementarity. *Quarterly Journal of Economics*, 126 (2), 1029 - 1069.

Olley, Steven & Ariel Pakes(1996). The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry. *Econometrica*, 64(6), 1263 – 1298.

Salter, Wilfred & Edward Graham (1960). *Productivity and Technical Change*. Cambridge: Cambridge University Press.

The Impact of Rising Wage on Productivity: The Empirical Evidence from Industrial Enterprise Database

Li Yanan¹ & Li Jianmin²

(Institute of Population and Labor Economics, Chinese Academy of Social Sciences¹;
Institute of Population and Development, Nankai University²)

Abstract: Does rising wages mean that China is losing its' manufacturing advantages? The key advantage of manufacturing lies in it's productivity. Based on the China industrial enterprise database during the period 1998 – 2007, this paper analyzes the relationship of real wage and productivity by using instrumental variable method. This method can control the problem of endogeneity and causality. The results show that there exists directional causality between wages and productivity in China's manufacturing enterprises, and the rising wages has significant positive effect on enterprises' productivity. Our study confirms that the rising wages will improve productivity, especially for private and labor-intensive enterprises.

Keywords: wages, manufacturing enterprise, enterprises' productivity

JEL Classification: D24, D21, J39

(责任编辑: 王姣娜)