

城市商业制度环境影响劳动者工资扭曲吗?

——基于世界银行和中国工业企业数据的经验研究

魏下海,董志强

(华南师范大学 经济与管理学院,广东 广州 510006)

摘要:劳动者的工资报酬偏离其边际生产力,是当前我国劳动力市场的一种普遍现象。文章基于城市商业规制的视角,利用世界银行集团提供的中国30个城市营商环境数据和国家统计局提供的工业企业数据,实证检验了我国城市的商业制度环境对工资扭曲的影响,以揭示这种城市“软环境”条件下的劳动者工资增长机制。结果表明,各个城市均有不同程度的工资向下扭曲,而良好的商业制度环境能够改善扭曲状况,显著抑制工资偏离。子样本估计表明,商业制度环境对非国有经济部门工资向下扭曲的抑制效果很明显,但对向上扭曲的抑制效果甚微。即便采取不同的工具变量、控制异常样本点以及选择不同的生产函数形式,上述结论仍然成立且稳健。文章的政策含义是:为企业发展营造良好的城市营商软环境,引入外部竞争机制,对于扭转劳动者报酬失衡具有重要现实意义。

关键词:商业制度环境;工资扭曲;劳动力市场;城市经济

中图分类号:F062.6;F244 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2014)05-0004-15

一、引言

我国曾长期存在产品和要素市场的扭曲,这些扭曲改变了各利益主体在收入分配格局中的地位。随着价格双轨制的逐步取消,产品市场扭曲逐步消失,全国性、统一的竞争性产品市场基本形成(盛仕斌和徐海,1999)。但要素市场改革相对滞后,包括劳动力市场在内的要素市场扭曲并未得到多少改观。劳动者报酬被严重低估和工资扭曲(即劳动者工资报酬偏离其边际生产力)现象在中国普遍可见,同时也引致了劳动者的强烈抵触。近年来,东南沿海地区的工人集体行动和集体争议逐渐增多并呈“井喷”态势,这些行动诉求已不再是像过去那样简单地追讨权益(追讨拖欠工资、加班费等),而是为了争取更多权益(要求增加工资、改善福利等)。^①无疑,劳动者遭受工资扭曲和低估,一方面诱发了较大规模的劳资纠纷

收稿日期:2014-12-04

基金项目:国家社会科学基金项目(13CRK025);广东省哲学社会科学“十二五”规划项目(GD12YYJ05);广东省人文社科重点研究基地重大项目(06ZDXM790008)

作者简介:魏下海(1977—),华南师范大学经济与管理学院副教授,经济学博士;

董志强(1974—),华南师范大学经济与管理学院教授,博士生导师。

^①数据显示,我国受理的集体劳动争议案件从1991年的300余件增加到1994年的1482件,再增加至2008年的2.2万件;集体劳动争议涉及当事人从1991年的近9000人增加到1994年的5.2万人,再增加至2008年的50万人(林燕玲,2010)。在这些案件中,以争取权益为诉求的集体行动个案比重也由2004年的不足10%,上升到2010年的30%(李琪,2010)。尤其在2010年(被学界称为“劳动关系年”)更是发生了多起工人为争取权益的集体行动事件,其中以广东南海本田汽车零部件制造公司的工人集体行为最为引人关注,其诉求是要求提高工资待遇。无独有偶,同年在广东的惠州、东莞、珠海、广州、深圳等城市,以及辽宁省大连经济开发区、江苏省苏州工业园区也发生了工人争取更多权益的集体行动(李琪,2010)。

冲突,影响和谐社会建设;另一方面也阻碍了广大劳动者平等分享经济成长果实的进程,影响到整个社会的分配效率。国内的既有文献探讨了我国工资扭曲现象的多种成因,但较少涉及商业制度环境这一因素。林毅夫等(1998和1999)认为,要素价格扭曲的一个重要原因是国家曾实施优先发展重工业的赶超战略,这一战略下政府建立起扭曲的要素价格制度,通过低估要素价格来支持优先发展战略,最大限度地为优先发展项目动员资源。盛仕斌和徐海(1999)认为,要素市场在不同经济类型企业之间、不同行业之间的普遍分割,是要素价格扭曲的重要原因。Demurger等(2009)认为,劳动力市场分割是工资扭曲的重要原因。蔡昉等(2001)则强调,阻滞劳动力自由迁移的歧视性政策使得迁移未能达到矫正劳动力配置扭曲的水平。类似地,史晋川和赵自芳(2007)认为,所有制约束是造成劳动要素价格扭曲的重要原因。张曙光和程炼(2010)认为,政府实施以“增长”和“稳定”为两大导向的经济政策导致政府对生产要素价格实施管制,这使要素价格被严重低估,产生扭曲。外资进入也可以加剧东道国国内要素价格扭曲并恶化东道国贸易条件(Lyroudi, 2004),因为开放的发展中国家由于面对巨大的竞争压力,倾向于通过“工资和劳动条件向下竞争”式的引资竞争来保持竞争力并吸引外商投资(Neumayer和Soysa, 2006),而这一现象在中国也是普遍存在的(邵敏和包群, 2012)。部分学者意识到要素价格扭曲根源于体制(Shi, 2002)和渐进式的“对内改革”(施炳展和冼国明, 2012),但细致地考察商业制度环境及其对工资扭曲影响的文献的确少见。然而这一视角的研究可能又是重要的,因为一旦良好的商业制度环境可以改善工资扭曲这一事实得到确认,就意味着在矫正劳动力市场扭曲方面,营造良好的商业环境将是重要且有价值的。

相比现有文献,本文的探索主要有三:一是率先从城市商业规制的视角分析劳动者报酬扭曲的重要肇因,这样一种探询可以提醒人们从城市商业环境的塑造来完善劳动者工资增长机制(通过瞄准“软环境”的一系列指标),这亦是扭转当今中国收入分配格局失衡的一个可供选择的公共政策取向。二是关于劳动工资扭曲的已有实证研究主要是从省市宏观数据或企业微观数据独立进行,而忽视了匹配“宏观—微观”数据的实证分析。事实上,城市商业环境对企业的行为决策有着深刻影响(如生产性努力或对工人的剥夺),而这将最终反映到劳动者工资议价或报酬扭曲方面。本文就是致力于提供更加具体和有针对性的经验佐证。三是本文聚焦城市制度环境对劳动工资扭曲的影响,从而试图从收入分配的另一角度诠释“制度至关重要”假说(Knack和Keefer, 1995; Acemoglu等, 2001; Easterly和Levine, 2003)。

二、理论背景与假说

(一)工资扭曲:定义与成因。

我们把劳动者的工资与其边际生产力存在偏离这一事实定义为工资扭曲。工资超过边际生产力是向上的工资扭曲,工资低于边际生产力就是向下的工资扭曲。

经济学原理告诉我们,在一个充分竞争的市场上,企业将在不变生产规模下生产,此时耗竭性分配定理(即Euler定理)将发挥作用:每一种要素得到与其边际生产力同等的报酬,而产出价值也刚好被分配完毕。在完全竞争市场上,长期经济中不存在一种要素(如资本)对另一种要素(如劳动)的剥削,也不会存在工资偏离劳动边际生产力的工资扭曲。

但是在真实世界中,由于内在的和外在的种种原因,市场竞争是不充分的,因此要素价格偏离其边际生产力的价格扭曲广泛存在。内在的原因即市场本身的特性,如不完全信息和垄断势力等;外在的原因即外部干预或冲击,如政府的政策和制度等。具体到工资扭曲这

个问题,我国长期以来的基本情况是劳动力数量多而资本相对短缺,就业压力一直很大,因此各行业劳动力市场或多或少地带有买方垄断的显著特征,劳动者在工资“竞价”中完全处于劣势(徐长生和刘望辉,2008;冼国明和徐清,2013),这是市场内在的因素,导致工资向下扭曲。同时,我国劳动力就业还面临着户籍制度的约束,尤其是一些城市以实施“再就业工程”为名出台了诸多排斥外地劳动力的歧视性就业政策,抑制劳动力合理流动,导致迁移远未达到矫正资源配置扭曲的水平(蔡昉等,2001)。此外,各地政府为了招揽资本而采取保护资本轻视劳动的政策,这也伤害了劳动力的工资谈判能力,导致工人无法获得与其贡献相对应的报酬(罗长远和张军,2009)。这是市场外在的因素,也诱致了工资向下扭曲。

(二)商业制度环境与工资扭曲。

商业制度环境更多的是外在于市场的一种因素,作为一种“软”环境,政府是塑造制度环境的主要推手。尽管中国实施统一的法律制度,但各地政府和官员的素质和见识存在差异,对法律的贯彻实施力度也不同,因而各地商业制度环境仍存在着很大的差异。商业制度环境对工资扭曲产生影响,是因为它改变了企业的经营行为和工资谈判能力。具体而言,至少可以从以下几个渠道影响工资扭曲:

首先,在一个糟糕的商业制度情景中,一方面,由于产权保护不力,企业会面临更大的被政府掠夺的风险;另一方面,由于政府对公共资源配置拥有更大的自由裁量权,企业也会面临更大的从政府部门寻租的机会。为了防止被政府掠夺,企业一方面会削弱生产性努力,通过减少成果来减少被政府掠夺的数量;另一方面也会增加守卫性劳动(guard labor)以保护成果免遭政府掠夺。为了获得更多的由政府自由裁量配置的公共资源,企业会收买政府官员或者投资于政治关系,这种收买或政治投资在制度环境越糟糕的地方回报越高,企业收买官员或者投资政治关系的动机也越强烈。国内外的经验研究支持了上述观点(如 Faccio, 2006; Li 等, 2006; 余明桂和潘红波, 2008; 张杰等, 2011)。上述事实也表明,商业制度环境越糟糕的地方,企业经营收益对劳动者和生产性努力的依赖越低(因为对守卫劳动、收买官员、政治关系投资等非生产性努力的依赖越高),结果是在企业和劳动者的工资谈判中,企业将获得更大的主动权和支配权,劳动者的工资会被压低。的确,已有实证研究表明,制度环境越差的地区,企业谋求政治关系的动机越强,此时劳动者在企业发展中分享的比例就会下降(魏下海等, 2013)。因此,在这一路径上,商业制度环境越差,劳动者的工资越可能向下扭曲。

其次,商业制度环境影响企业的创立,更好的商业制度环境中市场的选择效应会更加明显,好的企业生存下来,差的企业将被淘汰,这一过程中市场的竞争将会得到促进,从而耗竭性分配定理成立所需的竞争性条件更有可能成立,劳动力工资就更可能逼近其边际生产力,工资扭曲程度也会变小。相反,商业制度环境差的地方,创业精神受到抑制,市场的竞争性不够,甚至地方保护主义盛行或企业谋求行政手段排斥其他企业进入,这使得企业带有垄断竞争的特性。垄断竞争企业的生产通常不会达到不变报酬的有效规模(而停留在报酬递增阶段),耗竭性分配定理将不会得到满足,劳动者工资扭曲程度就会变大。而且,对于规模报酬递增阶段的生产,企业将具有比劳动者更强的谈判能力,故可以判断劳动者工资将会出现向下扭曲。

最后,但未必是不重要的,商业制度环境越差,政府在制度实施方面的自由裁量权越大,其受到的约束越少,越有可能策略性地调整执行力度甚至选择性地执行制度。譬如,我国近年来出台了一系列新的劳动法律法规,尽管这些基本法律是全国性的,但是各地法院在强制执行合同的效率方面差异很大。良好的商业制度环境能强化劳动保护法规对企业的约束,

强调工人保护,消除一切形式的强迫或强制性劳动,承认集体谈判权利以及采取平等的雇用方式。这在很大程度上确保了劳动者权益,提升了劳动者的工资谈判能力。在糟糕的商业制度环境下,情况则刚好相反。而且长期以来,我国地方政府竞争中常常采取亲和资本而不是劳动的发展政策,这种政策在糟糕的商业制度环境中具有更大的操作空间。

综合上述分析,我们提出本文研究的核心命题:其他条件不变时,商业制度环境越差的城市,劳动者工资向下扭曲越大;商业制度环境越好的城市,劳动者工资向下扭曲越小。

三、劳动者工资扭曲的测度和结果

(一)劳动者工资扭曲测度方法。

工资扭曲是劳动实际报酬与其边际生产力的偏离。既有文献通常采用三类生产函数来测度工资扭曲,分别为 *C-D* 生产函数、*CES* 生产函数、*Translog* 生产函数。*C-D* 生产函数假设要素替代弹性恒为 1,这一极强的假设会导致测算结果偏误。*CES* 生产函数的要素替代弹性可变,比 *C-D* 生产函数更具一般性,但其非线性的特征会导致估计困难。相对而言,*Translog* (超越对数)生产函数具有较强的包容性,它可以视为任何形式生产函数的二次泰勒近似。经证明,*Translog* 生产函数形式是经验研究中最常使用的灵活函数(史晋川和赵自芳,2007)。故本文采用 *Translog* 生产函数,可设定为:

$$\ln Y = \gamma_0 + \gamma_1 \ln K + \gamma_2 \ln L + \gamma_3 (\ln K)^2 + \gamma_4 (\ln L)^2 + \gamma_5 \ln K \times \ln L + \epsilon \quad (1)$$

其中, Y 、 K 、 L 分别为企业的产出水平、资本投入、劳动力投入, $\gamma_0 - \gamma_5$ 是待估参数, ϵ 是随机扰动。在完全竞争市场均衡条件下,企业利润最大化原则使得企业追加劳动力雇用的边际产出(MP_L)等于均衡工资率(w^*)。由 *Translog* 生产函数可知, $MP_L = \frac{Y}{L} [\gamma_2 + 2\gamma_4 \ln L + \gamma_5 \ln K]$ 。假设现实中劳动者实际获得的工资报酬为 w ,则可用均衡工资率 w^* 与劳动者实际工资报酬 w 的比值来反映工资扭曲程度,定义劳动者工资扭曲指数为: $distL = w^* / w = MP_L / w$ 。若 $distL > 1$,则劳动者实际报酬低于应得报酬,工资向下扭曲;若 $distL < 1$,则劳动者实际报酬高于应得报酬,工资向上扭曲。

为了准确计算工资扭曲指数,首先必须获得参数估计值。考虑到不同行业具有各不相同的技术选择,我们逐一对全部的 38 个细分行业进行参数估计。换言之,我们需要估计 38 个 *Translog* 生产函数。所需指标包括: Y 为企业工业增加值, K 为企业固定资产净值年平均余额, L 为企业全部从业人员年平均人数,企业数据来自《中国工业企业数据库(2007)》。同时,为了与世界银行提供的中国 30 个城市数据相匹配,本文采集来自中国 30 个大城市^①的共逾 7 万家企业。

(二)劳动者工资扭曲的测算结果。

我们首先对式(1)进行回归,进而计算 38 个细分行业的工资扭曲指数,结果见表 1。从中可知,只有两个行业存在工资向上扭曲(煤炭开采和洗选业、水的生产和供应业),绝大部分行业存在工资向下扭曲(共 36 个行业),其中,工资扭曲指数介于 1—10 之间的行业大约占 90%,工资扭曲指数超过 10 的大约占 10%。这些结果表明,我国劳动者工资扭曲程度存在明显的行业特征。另外,从不同经济类型企业看,劳动者工资扭曲程度由高到低依次为集

①这 30 个城市来自中国 6 大区域,分别为:东南地区(福州、广州、杭州、南京、上海)、环渤海地区(北京、济南、石家庄、天津)、东北地区(长春、哈尔滨、沈阳)、中部地区(长沙、合肥、南昌、武汉、郑州)、西南地区(成都、重庆、贵阳、海口、昆明、南宁)、西北地区(呼和浩特、兰州、太原、乌鲁木齐、西安、西宁、银川)。

体企业(6.567)、私营企业(5.749)、国有企业(4.875)、外资企业(4.449)、港澳台企业(3.583),这客观反映了劳动者议价能力在不同所有制企业间的差异。

表 1 各行业参数估计及工资扭曲程度

行 业	参数估计						distL
	γ_0	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	γ_5	
煤炭开采和洗选业	8.800	-0.167	-0.251	0.038	0.053	-0.020	0.807
石油和天然气开采业	9.683	-1.427	1.970	0.164	0.187	-0.327	5.235
黑色金属矿采选业	5.644	0.006	0.618	-0.020	-0.168	0.153	13.119
有色金属矿采选业	9.259	-0.307	-0.432	0.074	0.284	-0.182	5.955
非金属矿采选业	4.442	-0.160	1.111	0.043	-0.010	-0.053	5.835
农副食品加工业	5.596	-0.111	0.637	0.019	-0.028	0.021	9.444
食品制造业	7.336	-0.194	-0.075	0.030	0.076	-0.009	5.039
饮料制造业	6.598	-0.244	0.316	0.048	0.072	-0.053	5.878
烟草制造业	8.947	-2.056	2.589	0.077	-0.326	0.178	5.389
纺织业	5.555	-0.095	0.507	0.029	0.037	-0.033	5.982
纺织服装、鞋、帽制造业	6.624	-0.127	0.075	0.033	0.079	-0.035	2.577
皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业	5.606	-0.172	0.692	0.040	-0.002	-0.027	3.632
木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业	5.205	-0.053	0.519	0.044	0.072	-0.079	3.772
家具制造业	6.201	-0.018	0.130	0.022	0.073	-0.026	3.678
造纸及纸制品业	6.228	-0.276	0.434	0.050	0.084	-0.066	4.675
印刷业和记录媒介的复制	5.407	-0.211	0.650	0.034	0.014	-0.021	4.050
文教体育用品制造业	6.071	0.044	0.005	0.019	0.074	-0.023	2.191
石油加工、炼焦及核燃料加工业	5.112	-0.178	1.103	0.045	0.012	-0.070	10.497
化学原料及化学制品制造业	6.030	-0.299	0.797	0.042	-0.017	-0.019	5.965
医药制造业	6.199	-0.214	0.538	0.019	-0.001	0.022	7.625
化学纤维制造业	7.090	-0.855	1.209	0.060	-0.119	0.039	6.164
橡胶制品业	5.194	0.110	0.259	-0.011	-0.042	0.080	4.840
塑料制品业	6.790	-0.320	0.375	0.043	0.034	-0.022	3.988
非金属矿物制品业	6.634	-0.219	0.379	0.025	-0.010	0.021	5.406
黑色金属冶炼及压延加工业	5.097	-0.167	0.927	0.040	0.011	-0.047	11.479
有色金属冶炼及压延加工业	6.610	-0.297	0.697	0.054	0.057	-0.079	10.648
金属制造业	6.846	-0.317	0.283	0.045	0.048	-0.023	4.089
通用设备制造业	6.662	-0.291	0.427	0.030	-0.009	0.020	4.758
专用设备制造业	6.261	-0.127	0.398	0.030	0.039	-0.027	4.769
交通运输设备制造业	5.403	-0.342	0.915	0.048	0.004	-0.038	4.589
电气机械及器材制造业	5.991	-0.284	0.705	0.021	-0.062	0.054	6.766
通讯设备、计算机及其电子设备制造业	6.715	-0.145	0.266	0.027	0.042	-0.013	4.458
仪器仪表及文化、办公用机械制造业	6.302	-0.165	0.448	0.023	0.005	0.006	3.658
工艺品及其他制造业	7.468	-0.202	-0.121	0.027	0.066	0.001	2.462
废弃资源和废旧材料回收加工业	6.234	-0.187	0.574	0.078	0.196	-0.205	6.964
电力、热力的生产和供应业	7.824	-0.770	0.931	0.070	0.021	-0.062	23.415
燃气生产和供应业	8.411	-1.205	1.947	0.102	0.013	-0.137	7.901
水的生产和供应业	6.735	-0.495	0.705	0.065	0.041	-0.081	0.985

我们更关心的是劳动者工资报酬扭曲的城市差异。从测算结果看(见图 1),劳动者工资扭曲指数均值为 5.413,反映了我国劳动者工资报酬低于其实际贡献较为严重。在不同地理分布,东南和环渤海地区工资扭曲程度最小,其中广州为全国最低(2.445),其次是北京

(2.471)和杭州(3.175)。西北和中部一些城市的劳动者工资扭曲程度十分严重,西宁(13.340)、郑州(15.428)、兰州(34.501)分列全国前三位。这些结果提醒我们,劳动者工资扭曲与其就职企业所处的城市外部环境存在一定相关性。

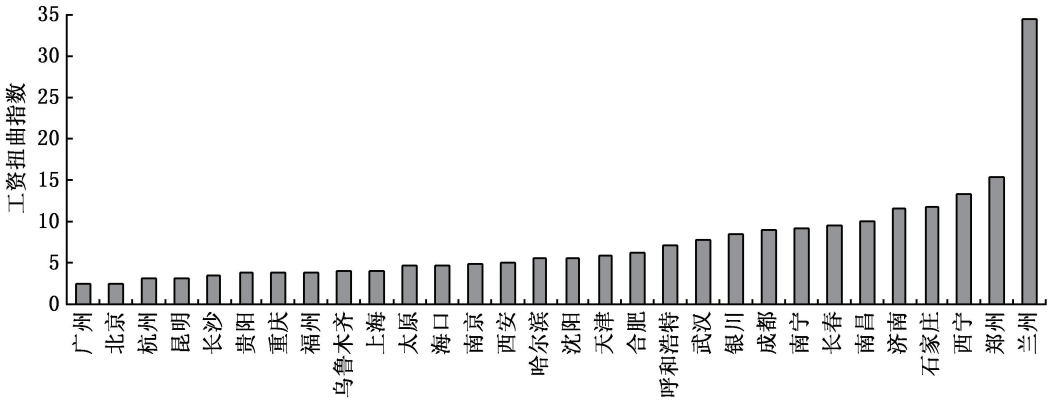


图1 劳动者工资扭曲的城市间比较

四、估计模型与变量说明

(一)模型与变量定义。

为了更精确地讨论城市商业制度环境与劳动者工资扭曲的关系,我们建立如下计量经济模型:

$$\ln(distL_{ijk}) = \alpha_0 + \alpha_1 Dob_k + \delta Z_{ijk} + \gamma_j + \epsilon_{ijk} \quad (2)$$

其中:

$$Z_{ijk} = \beta_1 (K/L)_{ijk} + \beta_2 Market_{ijk} + \beta_3 Size_{ijk} + \beta_4 Lev_{ijk} + \beta_5 Roa_{ijk} + \beta_6 Tech_{ijk} + \beta_7 Export_{ijk} + \beta_8 Subs_{ijk} + \beta_9 Age_{ijk}$$

被解释变量 $\ln(distL_{ijk})$ 表示企业层面劳动者工资扭曲程度,取自然对数。下标 i, j, k 分别表示企业、行业(二分位)、城市, γ_j 表示行业固定效应, ϵ_{ijk} 表示随机扰动项。

核心解释变量:商业制度环境(Dob)变量的系数符号和显著性是我们关注的重点。城市商业制度环境数据来自世界银行集团营商项目(Doing Business Project)在2008年提供的中国年度报告(包括各城市在开办企业、登记物权、获取信贷、强制执行合同等方面的翔实信息),通过这些营商指标即可捕捉不同城市商业规制及其执行力的差异。董志强等(2012)进一步构造可比的城市营商环境指数,其做法是:(1)对各城市四个营商环境指标进行百分位排序,得到各城市在每个指标中的相对百分位,然后将各城市在各指标中的相对百分位值进行平均,得到该城市营商便利程度的总体度量,这个度量值在0到1之间,值越小表示营商难度越小;(2)用1减去这个总体的度量值,再乘以10,这样便为每个城市赋予了一个0到10之间的值,这个值越大则营商环境越佳。该指数表明,样本中营商环境最好的城市是南京(9.15),最差的是兰州(2.575)。数据显示,尽管中国实施统一的法律制度,但由于各地政府的执政能力和见识不同,各地营商软环境的差异仍较大(董志强等,2012)。本文以营商环境指数来表征各城市商业制度环境。

根据前文的理论分析,商业制度环境越好,劳动实际报酬越向应得报酬回归,工资扭曲

程度越小,变量 Dob 的符号预期为负。图 2 绘制了城市制度环境指数与劳动者工资扭曲程度的散点图,可见二者存在负相关性。这一结果初步支持了前文提出的研究假设。

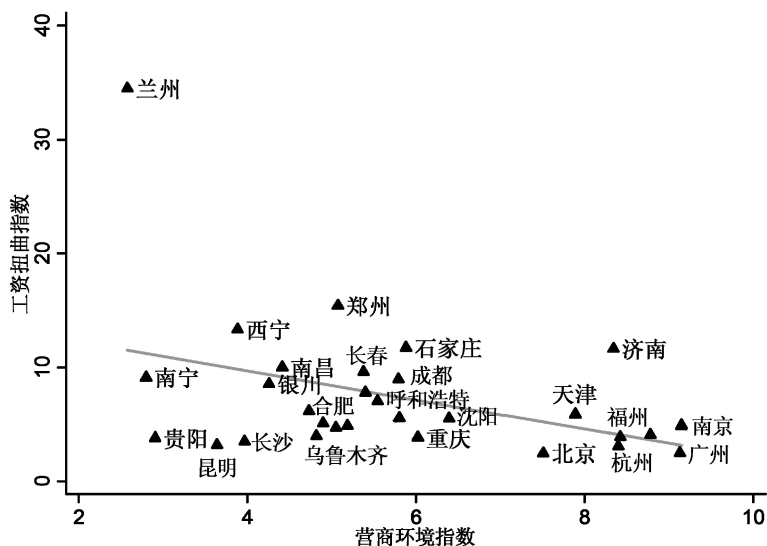


图 2 营商环境指数与劳动者工资扭曲散点

控制变量囊括一系列可能影响企业劳动者工资扭曲的因素,具体包括:

(1)企业资本集约度(K/L),资本集约度反映了企业对资本的依赖程度,依赖程度高将强化资本议价能力而弱化劳动力议价能力,使得劳动者工资扭曲程度加剧(邵敏和包群,2012),采用固定资产净值年平均余额与全部从业人员年平均人数的比值度量,预期符号为正。

(2)企业市场势力($Market$),反映了企业在一个城市里的影响力,通常而言,如果企业更具市场统治力,则可能为员工支付更高工资,但也意味着资本更加强势,从而弱化劳动谈判能力。为此,我们根据某一城市的 4 分位码行业(可以在一定程度上消除行业间技术等因素差异的影响)计算企业相对于本地全行业企业销售量的比重以刻画企业的市场势力,预期符号为正。

(3)企业规模($Size$),一方面,员工可能会因企业的规模经济而获得更高的相对报酬;另一方面,员工也可能因企业的规模扩张而处于不利的谈判地位。采用企业总资产对数值度量,预期符号可正可负。

(4)资产结构(Lev),采用总负债除以总资产度量,预期符号为负。

(5)企业绩效(RoA),企业绩效越好,资本分享比例越高,劳动分享比例越小,采用利润总额除以总资产度量,预期系数符号为正。

(6)技术进步($Tech$),如果技术进步属资本节约型,则会提高劳动力议价能力;反之,如果技术进步属劳动节约型,则会弱化劳动议价能力,采用新产品产值占工业总产值比重度量。该变量系数符号无法确定。

(7)出口($Export$),一方面,出口企业面对国际市场竞争可能会降低产品价格并进一步压低包括劳动者报酬在内的生产要素价格(施炳展和冼国明,2012);另一方面,出口贸易通过提高丰裕要素密集型商品的相对价格,使得国内相对丰裕要素的报酬上升,而相对稀缺要素的报酬受损(包群和邵敏,2010)。采用出口交货值与工业总产值比重度量,该变量符号无

法确定。

(8)政府补贴(*Subs*)，反映了企业与政府的政治关系，以获取更多廉价的生产性资源和特殊的政治庇护，从而弱化了企业的预算约束，能够并敢于向员工支付相比其他企业更高的工资报酬。在某种意义上，补贴按照政治关系原则而不是效率和社会福利原则进行分配(杨其静和杨继东，2010)。我们用是否获得政府补贴二值虚拟变量度量，预期符号为负。

(9)企业年龄(*Age*)，劳动者工资报酬和议价能力与企业成长—成熟—衰退的生命周期有着密切联系：在企业成长初期，资本是相对重要的生产要素，雇员从事的多为简单和可替代劳动，处于不利契约地位；在成熟期，雇员逐渐拥有一定议价能力，工资报酬逐步回归正常(魏下海和董志强，2013)。我们用企业年龄的对数值表示，预期变量符号为负。

此外，我们还控制了企业的所有制(包括国有、集体、私营、港澳台、外资)和行业特征，用二值虚拟变量表示。控制变量数据来自《中国工业企业数据库(2007)》。

(二)变量相关性分析。

表2提供了本文变量的统计信息和相关系数矩阵，其中，表2上三角是 *Spearman* 相关系数，下三角是 *Pearson* 相关系数。结果并未发现各主要变量之间存在严重的多重共线性问题(相关系数绝对值最高不超过0.4)，这缓解了对解释变量间多重共线性的担心。我们重点关注的 *Dob* 与 $\ln(distL)$ 存在显著的负向关系(显著性水平高达1%)。

表2 变量统计信息与相关系数矩阵

	变量统计信息			相关系数矩阵										
	观测数	均值	标准差	<i>Ln(distL)</i>	<i>Dob</i>	<i>K/L</i>	<i>Market</i>	<i>Size</i>	<i>Lev</i>	<i>Roa</i>	<i>Tech</i>	<i>Export</i>	<i>Subs</i>	<i>Age</i>
<i>Ln(distL)</i>	70334	0.879	1.143	1	-0.172	0.219	0.282	0.138	-0.127	0.33	0.0165	-0.14	0.0028	-0.12
<i>Dob</i>	70334	7.264	1.729	-0.179	1	-0.0451	-0.372	0.0039	0.0581	-0.0305	-0.0687	0.225	0.0216	0.0695
<i>K/L</i>	70334	0.0212	0.145	0.0493	-0.001	1	0.199	0.554	-0.147	-0.07	0.0696	0.0109	0.0912	0.108
<i>Market</i>	70334	0.0138	0.0632	0.0826	-0.189	0.0492	1	0.446	-0.0598	0.148	0.0881	0.0531	0.0715	0.0154
<i>Size</i>	70334	10.05	1.485	0.117	-0.012	0.162	0.278	1	-0.0103	-0.0574	0.214	0.188	0.212	0.147
<i>Lev</i>	70334	0.565	0.295	-0.133	0.0586	-0.0101	-0.0077	-0.0023	1	-0.345	-0.021	-0.0111	0.002	0.0159
<i>Roa</i>	70334	0.0818	0.227	0.277	-0.0904	-0.0117	0.0222	-0.0304	-0.235	1	0.0162	-0.0415	-0.0077	-0.078
<i>Tech</i>	70259	0.0537	0.196	-0.0037	0.0008	0.0098	0.0249	0.165	-0.0248	-0.0061	1	0.148	0.109	0.0454
<i>Export</i>	70334	0.229	0.420	-0.13	0.226	0.0004	0.0178	0.205	-0.0058	-0.0558	0.0986	1	0.0623	0.073
<i>Subs</i>	70334	0.151	0.358	-0.0073	0.0164	0.0121	0.0605	0.218	0.0045	-0.035	0.0775	0.0623	1	0.068
<i>Age</i>	70334	2.051	0.743	-0.131	0.0495	-0.0002	0.0503	0.166	0.0547	-0.0538	0.0137	0.0675	0.0782	1

注：表中上三角是 *Spearman* 相关系数，下三角是 *Pearson* 相关系数。

五、实证结果

(一)全样本估计结果。

我们关心的是商业制度环境 *Dob* 的回归系数，它反映了商业制度环境对劳动者工资扭曲的影响。表3第(1)栏报告了未加入控制变量时 *OLS* 估计方法的结果，为克服可能存在的异方差问题，采用 White(1980)的异方差稳健估计。从中可知，城市商业制度环境对劳动者工资扭曲的影响显著为负。在加入更多控制变量后(见表3第(2)栏)，商业制度环境估计系数依然显著为负，为-0.067。这充分说明了商业制度环境越好的城市，其劳动者工资报酬扭曲程度越小，这与我们的理论假说相吻合。

当然，采用 *OLS* 估计方法可能面临着商业制度环境 *Dob* 的内生性问题，原因有二：一方面，虽然第(2)栏已经控制了一系列影响劳动者工资扭曲的因素，但仍有可能遗漏重要变量，这些被遗漏变量与 *Dob* 显著相关将引致内生性问题；另一方面，也是重要的，经济越发达的城市可能越有实力去营造良好的营商环境，也越具备条件提高劳动者工资报酬，抑制工

资的人为扭曲。如果内生性问题确实存在,估计系数将有偏且非一致。为此,需要寻找与城市商业制度环境 *Dob* 相关但与随机扰动项无关的工具变量。考虑到商业规制等软环境及其变迁具有路径依赖性质,当前制度环境多多少少会打上历史印记。那些向西方学习更多、受西方影响更深的城市会有更强烈的商业意识和市场观念,而城市的开埠通商历史越长则

表 3 全样本估计结果

	OLS		2SLS		2SLS	
			第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Dob</i>	-0.117*** (-47.099)	-0.067*** (-18.891)	-0.208*** (-49.427)		-0.124*** (-15.910)	
<i>K/L</i>		0.250* (1.730)			0.260* (1.732)	0.128* (1.636)
<i>Market</i>		0.629*** (7.027)			0.332*** (3.951)	-3.215*** (-24.809)
<i>Size</i>		0.152*** (37.297)			0.152*** (37.071)	0.017*** (3.978)
<i>Lev</i>		-0.222*** (-3.724)			-0.206*** (-3.592)	0.180*** (9.820)
<i>Roa</i>		1.397*** (4.079)			1.371*** (4.067)	-0.117*** (-2.966)
<i>Tech</i>		-0.084*** (-4.165)			-0.086*** (-4.279)	-0.215*** (-9.403)
<i>Export</i>		-0.216*** (-20.029)			-0.189*** (-18.465)	0.369*** (28.933)
<i>Subs</i>		-0.074*** (-6.496)			-0.066*** (-5.887)	0.112*** (7.567)
<i>Age</i>		-0.124*** (-20.533)			-0.116*** (-19.635)	0.023*** (2.894)
集体		0.422*** (19.513)			0.431*** (19.600)	0.239*** (9.731)
私营		0.546*** (25.340)			0.559*** (25.356)	0.409*** (20.139)
港澳台		0.311*** (14.992)			0.370*** (16.157)	0.629*** (26.115)
外资		0.308*** (14.154)			0.357*** (14.923)	0.496*** (22.629)
行业	No	Yes	No	No	Yes	Yes
IV:开埠历史				4.428*** (223.369)		3.953*** 178.901
<i>DWH</i>			784.7 [0.000]		111.5 [0.000]	
<i>Robust F</i>			49 893.5 [0.000]		32 005.6 [0.000]	
最小特征根			38 511.5		28 822.5	
<i>N</i>	70 329	70 254	70 329		70 254	
<i>R</i> ²	0.032	0.231	0.012		0.225	

注:圆括号内为 *t* 统计值,方括号为 *p* 值,* 表示 $p<0.1$,** 表示 $p<0.05$,*** 表示 $p<0.01$ 。下表同。
受西方的影响就越深,很可能因这层历史原因而具有更好的商业制度环境(董志强等, 2012)。基于这一思路,我们采用各城市的开埠通商历史作为当前商业制度环境的工具变

量,城市开埠通商历史的计算是从开埠之日到 2007 年 1 月 1 日之间的年数。^① 我们首先使用异方差稳健的 *Durbin-Wu-Hausman* (*DWH*) 内生性检验方法来判断是否存在内生性问题。结果发现,*DWH* 检验的 p 值小于 1%,确认了 *Dob* 为内生解释变量的客观事实。因此,采用 2SLS 重新估计模型(见表 3 第(4)栏),稳健 F 统计量(*Robust F*)和最小特征根统计量(*Minimum eigenvalue*)^②均强烈拒绝“弱工具变量”的原假设,说明城市开埠历史这一工具变量对商业制度环境具有优良的解释力。内生解释变量商业制度环境估计结果是我们重点关注的因素,其估计系数为-0.124,高度显著。相比于 *OLS* 估计结果,2SLS 估计得到的商业制度环境系数的绝对值有明显提升。这意味着由于内生性问题,*OLS* 估计低估了商业制度环境对劳动者工资扭曲的作用。

为了加深对这一估计系数的直观感受,不妨比较两个城市:广州和兰州。前者的劳动者工资扭曲程度最小,后者最大。两者的商业制度环境差距为 $9.13 - 2.575 = 6.555$,系数 -0.124 意味着商业制度环境导致两者的劳动者工资扭曲对数值相差 $-0.124 \times 6.555 \approx -0.8124$ 。而两者劳动者工资扭曲对数值的真实差距为 $0.519 - 1.284 = -0.765$ 。这意味着,如果表 3 中的因果关系是成立的,则将兰州的商业制度环境提升到广州的水平,兰州劳动者工资扭曲可以显著降低,足以熨平劳动者工资扭曲程度的差距。这一点表明,地方政府对于改善要素收入分配格局具有很大的作为空间,瞄准营商环境指标并施加积极的影响,将会有效地扭转劳动者工资报酬偏离和低估,特别是在劳动市场扭曲十分严重的地区。

从各控制变量的估计结果亦可得到有价值的分析结论。尤其引起我们兴趣的是,从所有制属性变量可知,不论是何种经济类型,劳动边际产出都高于劳动工资,都没有达到资源最优配置的边际产出条件。而且各经济类型的劳动者工资扭曲存在显著差异,国有企业扭曲程度最小,私营企业扭曲程度最大。其原因在于,国有企业承担一定的社会职能,对劳动保护较好,雇用一定数量的冗员,因此劳动工资向下扭曲程度较小。

其他控制变量的估计结果如下:资本集约度(K/L)的估计系数显著为正,说明资本深化将弱化劳动者议价能力,加剧劳动者工资扭曲,这与既有文献的发现一致(邵敏和包群,2012)。企业市场势力(*Market*)和规模(*Size*)的估计系数在 1%水平上显著为正,说明在越具有市场统治力和规模越大的企业中,劳动者的契约谈判能力越弱,使得实际工资报酬越偏离应得报酬。资本利润率(*Roa*)的估计系数显著为正,意味着资本谈判能力提高恶化了劳动者工资扭曲。对劳动者工资扭曲起到显著抑制作用的因素包括:资本结构(*Lev*)、技术进步(*Tech*)、出口(*Export*)、政府补贴(*Subs*)、企业年龄(*Age*),这些变量估计系数都为负,都达到了 1%的显著性水平。

(二)子样本估计结果。

接下来我们全面考察商业制度环境对工资报酬扭曲的负向影响是否在不同子样本之间存在差异,基于几种不同情形予以验证:其一,分不同所有制企业;其二,分不同要素密集型;其三,分工资扭曲方向(向下 *vs* 向上)。表 4 中 A、B、C 板块逐一汇报了三个子样本回归结果,估计方法皆采用 2SLS,工具变量是各城市的开埠通商历史。

1. 不同所有制企业。既然不同所有制企业的劳动者工资扭曲程度存在显著差异,那么

^①关于中国 30 个大城市的开埠通商历史的计算方法可参考董志强等(2012)。

^②在只有一个内生解释变量的情形下, F 统计量与最小特征根统计量是相等的。但由于此处使用的是稳健标准误,二者略异。

商业制度环境对不同所有制企业劳动者工资扭曲的影响可能存在系统性差异,表 4 板块 A 回归结果证实了这一推测:商业制度环境对不同所有制企业工资扭曲的抑制效果具有重要解释力,5 种类型企业的估计系数都显著为负。但相比而言,商业制度环境对私营企业、港澳台和外资企业工资扭曲的抑制效果更强,而对国有和集体企业工资扭曲的抑制效果相对微弱。这也从侧面印证了我国非公有制企业劳动者工资被严重扭曲的事实。当前私营部门已经成为中国经济成长的生力军,为私营部门营造良好的营商环境,引入外部竞争机制,提高劳动者契约谈判能力,对于缓解劳动者报酬扭曲具有重要现实意义。

2.不同要素密集型行业。要素密集度不同在一定程度上反映了劳动者在劳资契约谈判中的地位,也将影响劳动者工资扭曲现状。为此,我们根据王德文等(2004)的方法将工业企业划分为两类:劳动密集型和资本密集型。其中,劳动密集型行业包括农副食品加工业、工艺品及其他制造业等 12 个细分行业,资本密集型行业则包括煤矿开采和洗选业、水的生产和供应业等 26 个细分行业。根据表 4 估计结果,不论是劳动密集型行业还是资本密集型行业,商业制度环境对劳动者工资扭曲都存在显著负向影响。但相比而言,前者的负向影响系数大于后者。这意味着,对于诸如中国劳动力资源十分充裕的发展中国家,通过城市商业环境的改善能够使广大劳动者普遍受惠。

表 4 子样本回归结果

	A:不同所有制					B:不同要素密集型		C:不同扭曲方向	
	国有	集体	私营	港澳台	外资	劳动密集	资本密集	向上扭曲	向下扭曲
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>Dob</i>	-0.076*** (-6.739)	-0.063*** (-5.262)	-0.129*** (-18.812)	-0.163*** (-7.522)	-0.138*** (-8.191)	-0.133*** (-15.915)	-0.116*** (-12.134)	-0.007 (-0.970)	-0.107*** (-16.373)
<i>K/L</i>	0.333*** (3.971)	2.423*** (3.457)	3.158*** (4.413)	0.265*** (2.683)	0.083 (1.312)	2.566*** (3.184)	0.200* (1.763)	-0.925*** (-2.780)	0.242* (1.665)
<i>Market</i>	0.172 (1.406)	0.612** (2.262)	0.799*** (5.567)	0.777* (1.796)	0.882*** (2.752)	0.528*** (2.647)	0.085 (0.937)	0.357** (2.347)	0.309*** (3.937)
<i>Size</i>	0.067*** (7.499)	0.076*** (5.920)	0.145*** (22.943)	0.175*** (15.682)	0.207*** (22.524)	0.165*** (20.126)	0.153*** (30.883)	-0.003 (-0.544)	0.118*** (27.534)
<i>Lev</i>	-0.048 (-0.785)	-0.133*** (-2.621)	-0.177*** (-5.558)	-0.042 (-0.908)	-0.219*** (-2.648)	-0.196*** (-4.809)	-0.184*** (-2.627)	-0.061** (-2.465)	-0.085* (-1.857)
<i>Roa</i>	2.560*** (6.823)	1.772*** (11.208)	1.664*** (13.565)	2.144*** (20.828)	0.505 (1.147)	1.612*** (8.760)	1.113*** (2.784)	0.922*** (9.915)	0.920*** (3.557)
<i>Tech</i>	-0.050 (-1.021)	-0.048 (-0.615)	-0.173*** (-6.375)	0.024 (0.256)	0.066 (1.333)	0.053 (1.428)	-0.107*** (-4.505)	-0.069* (-1.916)	-0.056*** (-3.218)
<i>Export</i>	0.018 (0.538)	-0.174*** (-4.260)	-0.145*** (-10.961)	-0.220*** (-7.821)	-0.271*** (-10.406)	-0.136*** (-8.980)	-0.267*** (-20.489)	0.091*** (5.978)	-0.208*** (-23.368)
<i>Subs</i>	-0.123*** (-4.047)	0.002 (0.081)	-0.065*** (-4.495)	-0.091** (-2.449)	-0.040 (-1.405)	-0.036** (-2.091)	-0.058*** (-4.031)	0.005 (0.283)	-0.076*** (-7.770)
<i>Age</i>	-0.210*** (-13.261)	-0.130*** (-6.862)	-0.077*** (-10.701)	-0.137*** (-6.246)	-0.115*** (-5.688)	-0.099*** (-11.187)	-0.135*** (-16.715)	-0.001 (-0.165)	-0.099*** (-18.676)
所有制	No	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
行业	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes
<i>DWH</i>	21.5 [0.000]	9.1 [0.001]	106.7 [0.000]	12.8 [0.001]	25.4 [0.000]	52.9 [0.000]	70.7 [0.000]	11.8 [0.001]	69.1 [0.000]
<i>Robust F</i>	4 181.0 [0.000]	4 738.3 [0.000]	17 739.9 [0.000]	995.2 [0.000]	2 384.6 [0.000]	11 127.1 [0.000]	23 603.4 [0.000]	5 165. [0.000]7	26 215.4 [0.000]
最小特征根	4 386.0	4 401.7	13 773.6	1 905.7	4 083.5	10 248.6	20 247.3	6 551.4	22 371.5
<i>N</i>	6 777	6 727	42 465	5 270	9 015	26 541	43 713	12 459	57 795
<i>R</i> ²	0.209	0.216	0.240	0.283	0.194	0.229	0.143	0.075	0.184

3. 不同劳动者工资扭曲方向。虽然从总体均值来看,我国各大城市的企业表现出劳动工资向下扭曲($distL > 1$),但实际上有一部分企业存在工资向上扭曲($distL < 1$)。那么,针对两种不同方向的工资扭曲现象,商业制度环境究竟扮演什么样的角色?为了对此进行验证,我们选择将向上扭曲和向下扭曲作为子样本,结果表明,对于工资向上扭曲的样本,商业制度环境的影响系数为负,但不显著;而对于工资向下扭曲的样本,商业制度环境的系数也为负,但达到1%的显著性水平,说明好的商业制度环境的确能抑制劳动者工资低估和向下偏离。有意思的是,针对不同方向的工资扭曲现象,商业制度环境具有截然不同的作用力,表现出鲜明的“棘轮效应”。

(三)稳健性检验。

为确保研究结论的可靠性,我们采用三种稳健性检验方法:一是选用商业制度环境不同的工具变量;二是考虑异常样本点的影响,重新估计模型;三是选用劳动者工资扭曲的不同测度指标,我们采用C-D生产函数重新测度劳动者工资扭曲程度。限于篇幅,稳健性检验结果未报告控制变量估计系数。

1. 选用不同工具变量。针对商业制度环境变量可能存在的内生性问题,我们借鉴Lewbel(1997)寻找工具变量的思想和方法,用 $[Dob_k - E(Dob_k)]^3$ (即第 k 个城市营商环境指数减去全部城市营商环境指数均值,对所得差值再求三次方)作为第 k 个城市营商环境指数的工具变量。这种方法的特殊优势在于,无需借助于外部工具变量就可以构建一个良好的工具变量,而且在大规模截面数据情形下,采用三次方构造的工具变量能使2SLS比OLS估计量具有更小标准误,因而更加有效。^①基于此,我们采用Lewbel(1997)的工具变量构造法重新估计模型,结果表明(见表5),商业制度环境对劳动者工资扭曲存在显著的抑制作用,与前文研究结论完全一致。

2. 考虑异常样本点的影响。为了检验本文估计结果是否受到异常点的影响,我们采取两种方案:一是计算出各个企业劳动者工资扭曲的5%和95%分位数,并将全部样本中低于5%分位数和高于95%分位数的样本点剔除,在此基础上对剩余样本数据进行2SLS估计;二是直接运用中位数回归方法。估计结果表明,考虑异常样本点影响后,商业制度环境对劳动者工资扭曲仍有负向影响,与基本识别结果十分接近。这印证了本文研究结论是稳健可靠的。

3. 采用不同形式的关于工资扭曲的生产函数测度指标。我们有一种担心:商业制度环境对劳动者工资扭曲的负向影响可能会因生产函数的不同设定而变得不够稳健。为此,如一些文献所用(盛仕斌和徐海,1999;Hsieh和Klenow,2009;邵敏和包群,2012;施炳展和冼国明,2012),我们亦采取C-D生产函数重新测度工资扭曲指数,并检视商业制度环境对新的工资扭曲指数的影响。具体地,C-D生产函数形式设定为: $Y = AK^\alpha L^\beta$,可知 $MP_L = A\beta K^\alpha L^{\beta-1} = \beta Y/L$ 。假设劳动力实际报酬为 w ,则工资扭曲指数为: $distL = MP_L/w = \beta Y/wL$ 。我们用新的测算结果作为被解释变量,运用2SLS对模型进行估计,此处仍以城市开埠通商历史作为商业制度环境的工具变量(结果见表5最后一栏),可知研究的核心结论没有丝毫改变:商业制度环境变量对企业劳动者工资扭曲的影响依然高度显著为负,为-0.132,这与采用Translog生产函数测度指标的回归结果(-0.124)十分接近。这些经验结果强化了本文实证结论的稳健性。

^①详细的推导过程和思路可参见Lewbel(1997)。

表 5 稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	2SLS (IV:开埠历史)	2SLS (IV: Lewbel 方法)	5 th -95 th	中位数回归	2SLS (C-D 生产函数)
<i>Dob</i>	-0.124 ^{***} (-15.910)	-0.042 ^{***} (-12.041)	-0.083 ^{***} (-16.632)	-0.061 ^{***} (-27.290)	-0.132 ^{***} (-17.985)
所有制	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	70 254	70 254	63 281	70 254	70 259
$R^2/Pseudo R^2$	0.225	0.230	0.186	0.157	0.230

注:限于篇幅,省略控制变量估计系数。

六、结论与政策含义

经验研究表明,商业制度环境对于城市经济发展至关重要(董志强等,2012),这已是共识。我们还想知道的是,商业制度环境对于广大劳动者分享发展的成果是否重要?追问这一议题对于劳动力供给十分丰裕的发展中国家尤为重要。本文利用世界银行提供的中国 30 个城市营商环境数据来刻画城市的商业制度环境,用国家统计局提供的工业企业数据与城市商业制度环境进行匹配,实证检验了商业制度环境与工资扭曲的关系。

本文首先对来自 30 个大城市 38 个细分行业的不同企业劳动者工资扭曲程度进行了测算。结果表明,各个城市皆出现了不同程度的劳动者工资向下扭曲,沿海城市的扭曲程度最小,中西部城市最大。这一测算结果提醒我们,劳动者工资扭曲指数与企业所在城市外部环境密切相关。

本文进一步检验了城市商业制度环境对劳动者工资扭曲的影响效应。考虑可能存在的内生性问题的估计表明,营商环境指数与劳动者工资扭曲指数存在显著的负向关系,好的商业制度环境能显著抑制劳动者工资扭曲,即便在控制异常样本点及选用不同工具变量和生产函数设定的情形下,这些结果依然相当稳健。子样本回归发现,对于各所有制类型企业和要素密集型企业,商业制度环境都能显著抑制劳动者向下扭曲,但相比而言,对非国有企业、劳动密集型企业的作用更大。最后,制度环境对抑制工资向下扭曲的作用效果很大,但对向上扭曲的作用甚微。

概言之,本文研究表明,商业制度环境对于缓解工资向下扭曲、促进广大劳动者分享发展成果是至关重要的。虽然本文所涉及的营商指数并不能反映所有问题,其方法论和指标仅考察特定的一组商业规制(World Bank,2008),但是这些指标仍然可以为改革指示方向。因此,通过锚定上述指标进行商业环境改革,将有助于缓解广大普通劳动者的工资扭曲,这亦是扭转当前中国收入分配格局失衡的一项可供选择的公共政策。

主要参考文献:

- [1]包群,邵敏.出口贸易与我国的工资增长:一个经验分析[J].管理世界,2010,(9):55—66.
- [2]蔡昉,王德文,都阳.劳动力市场扭曲对区域差距的影响[J].中国社会科学,2001,(2):4—14.
- [3]Demurger, Fournier, 李实,等.中国经济转型中城镇劳动力市场分割问题——不同部门职工工资收入差距的分析[J].管理世界,2009,(3):55—62.

- [4]董志强,魏下海,汤灿晴.制度软环境与经济发展——基于30个大城市营商环境的经验研究[J].管理世界,2012,(4):9—20.
- [5]李琪.从争取权益的集体行动到利益博弈性的集体谈判[A].颜辉.中国工会·劳动关系研究(2011)[C].北京:光明日报出版社,2012.
- [6]林燕玲.南海本田事件对中国劳动关系和工会的影响[A].颜辉.中国工会·劳动关系研究(2011)[C].北京:光明日报出版社,2012.
- [7]林毅夫,蔡昉,李周.比较优势与发展战略——对“东亚奇迹”的再解释[J].中国社会科学,1999,(5):4—20.
- [8]林毅夫,李周.竞争、政策性负担和国有企业改革[J].经济社会体制比较,1998,(5):1—5.
- [9]罗长远,张军.劳动收入占比下降的经济学解释——基于中国省级面板数据的分析[J].管理世界,2009,(5):25—35.
- [10]邵敏,包群.外资进入是否加剧中国国内工资扭曲:以国有工业企业为例[J].世界经济,2012,(10):3—24.
- [11]盛仕斌,徐海.要素价格扭曲的就业效应研究[J].经济研究,1999,(5):68—74.
- [12]施炳展,洗国明.要素价格扭曲与中国工业企业出口行为[J].中国工业经济,2012,(2):47—56.
- [13]史晋川,赵自芳.所有制约束与要素价格扭曲——基于中国工业行业数据的实证分析[J].统计研究,2007,(6):42—47.
- [14]王德文,王美艳,陈兰.中国工业的结构调整、效率与劳动配置[J].经济研究,2004,(4):41—49.
- [15]魏下海,董志强.中国企业劳动收入份额变动分解:代际效应与年龄效应——基于队列分析方法的发现[J].财经研究,2013,(1):82—92.
- [16]魏下海,董志强,刘愿.政治关系、制度环境与劳动收入份额——基于全国民营企业调查数据的实证研究[J].管理世界,2013,(5):35—46.
- [17]洗国明,徐清.劳动力市场扭曲是促进还是抑制了FDI的流入?——基于中国地级市城市面板数据的分析[J].世界经济,2013,(9):25—48.
- [18]徐长生,刘望辉.劳动力市场扭曲与中国宏观经济失衡[J].统计研究,2008,(5):32—37.
- [19]杨其静,杨继东.政治联系、市场力量与工资差异——基于政府补贴的视角[J].中国人民大学学报,2010,(2):66—77.
- [20]余明桂,潘红波.政治关系、制度环境与民营企业银行贷款[J].管理世界,2008,(8):9—21.
- [21]张杰,周晓艳,李勇.要素市场扭曲抑制了中国企业R&D? [J].经济研究,2011,(8):78—91.
- [22]张曙光,程炼.中国经济转轨过程中的要素价格扭曲与财富转移[J].世界经济,2010,(10):3—24.
- [23]Faccio M. Politically-connected firms[J]. American Economic Review, 2006, 96(1): 369—386.
- [24]Hsieh C T, Klenow P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India[J]. Quarterly Journal of Economics, 2009, 124(4): 1403—1448.
- [25]Lewbel A. Constructing instruments for regressions with measurement error when no additional data are available, with an application to patents and R&D[J]. Econometrica, 1997, 65(5): 1201—1213.
- [26]Li H, Meng L, Zhang J. Why do entrepreneurs enter politics? Evidence from China[J]. Economic Inquiry, 2006, 44(3): 559—578.
- [27]Neumayer E, De Soysa I. Globalization and the right to free association and collective bargaining: An empirical analysis[J]. World Development, 2006, 34(1): 31—49.
- [28]Shi X. Empirical research on Urban-Rural income differentials: The case of China[R]. Unpublished Manuscript, CCER, Peking University, 2002.
- [29]White H. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity[J]. Econometrica, 1980, 48(4): 817—838.
- [30]World Bank. Doing Business in China 2008[J]. Washington, D.C.: World Bank, 2008.

Does Urban Commercial Institutional Environment Affect Labor's Wage Distortion? An Empirical Analysis Based on the Data of the World Bank and Industrial Enterprises in China

WEI Xia-hai, DONG Zhi-qiang

(School of Economics and Management, South China Normal University, Guangzhou 510006, China)

Abstract: It is a common phenomenon in Chinese labor market that labor's wages are deviated from marginal productivity. From a perspective of urban commercial regulation and based on the data of the commercial institutional environment of thirty Chinese cities from the World Bank and industrial firms from National Bureau of Statistics of the People's Republic of China, this paper empirically examines the impact of urban commercial institutional environment on labor's wage distortion to reveal the mechanism of the increase in labor's wages in this urban soft environment. It comes to the conclusion that each city demonstrates different levels of wage downward distortion and better commercial institutional environment could alleviate the distortion and significantly suppress the wage deviation. Moreover, subsample estimation indicates that commercial institutional environment has a strong inhibition effect on wage downward distortion in non-state-owned sectors, while it has little inhibition effect on wage upward distortion. These results above-mentioned are still valid and robust, even after taking different instrumental variables, controlling abnormal sample points and selecting different production functions. It provides the policy suggestion that in order to shape a better business environment for corporate development, the introduction of external competition mechanism is of great practical significance to reverse the imbalance of labor compensation in China.

Key words: commercial institutional environment; wage distortion; labor market; urban economy

(责任编辑 许 柏)