

社会资本能降低劳动力工资扭曲吗?*

——测度和传导机制分析

蒲艳萍^{1,2}, 顾冉¹, 成肖¹

(1. 重庆大学公共管理学院, 重庆 400044; 2. 重庆大学公共经济与公共政策研究中心, 重庆 400044)

摘要: 文章主要回答了社会资本能否降低劳动力工资扭曲的问题。根据CFPS2010数据, 采用随机前沿分析方法(SFA)测度出微观层面的劳动力工资扭曲程度, 扭曲均值约为33.2%—45.7%。实证研究发现, 社会资本能够显著降低工资扭曲, 平均而言, 社会资本每扩大1%, 工资扭曲程度降低3.42%; 社会资本降低工资扭曲的影响作用对工资扭曲程度较低的劳动者更大, 一定程度上将扩大不同群体的工资扭曲差距。伴随着市场化程度的加深, 社会资本修正工资扭曲的作用不断被削弱。文章基于中介效应模型的传导机制分析显示, 社会资本通过部门进入效应、晋升效应和信息效应对工资扭曲产生影响。文章研究对深入认识中国劳动力市场的收入分配具有重要意义。

关键词: 工资扭曲; 社会资本; 收入分配

中图分类号: F062.6 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2018)05-0121-19

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.2018.05.009

一、引言

劳动力工资和边际产出的“赛跑”, 反映了劳动力在经济增长中的获益程度。近40年来, 中国经济保持中高速发展, 经济建设取得了巨大成就; 同时, 也面临着不少困难和挑战, 发展不平衡、不充分的一些突出问题尚未解决。要素市场改革尚未实现与经济增长的同步推进, 工资水平长期低于边际产出向下扭曲(王宁和史晋川, 2015)。这种不平衡不仅损害了劳动要素的配置效率, 造成劳动参与率的下降, 还将不利于劳动收入份额的改善, 因劳资力量失衡引发社会矛盾。特别是考虑到劳动力工资扭曲程度的差异和非生产率机制对工资扭曲的异质性影响, 个体间的收入不平等有可能进一步加剧(Finneran和Kelly, 2003)。为此, 有关实现劳动报酬与劳动生产率的同步提高并让劳动生产率的提高有效造福劳动者的呼声日渐高涨。党的十九大明确提出, 要坚持在经济增长的同时实现居民收入同步增长、在劳动生产率提高的同时实现劳动报酬同步提高。

有效缩小劳动者工资水平与边际产出间差距的基础和前提是厘清工资扭曲影响因素。根据新古典主义经济理论, 在扭曲的劳动力市场上, 不存在均衡工资与边际产出的相等。然而多数实证研究结果表明, 劳动力工资与边际产出之间存在显著缺口, 中国就业市场上工资偏离边际产出呈现向下扭曲的特征。影响劳动力工资扭曲的因素有很多, 已有文献从宏观层面研究了贸

收稿日期: 2017-11-11

基金项目: 国家社会科学基金重点项目“多态叠加下的中国劳动力市场新表现与新挑战研究”(15AZD022)

作者简介: 蒲艳萍(1965—), 女, 四川省西充人, 重庆大学公共管理学院教授, 博士生导师;

顾冉(1992—), 女, 山东省邹城人, 重庆大学公共管理学院博士研究生;

成肖(1990—), 女, 湖南省邵阳人, 重庆大学公共管理学院博士研究生。

易、外资、制度环境等因素对工资扭曲的影响(邵敏和包群, 2012; 程大中, 2014; 杨振兵和张诚, 2015)。在微观层面的研究中, 信息不对称、劳资双方议价能力和劳动力市场的歧视性偏好是工资向下扭曲的主要原因(Kumbhakar 和 Parmeter, 2009); 从劳动者个体特征看, 已婚、子女个数较少、本地、拥有失业保险、男性的劳动力工资扭曲程度相对而言更低(庞念伟等, 2014)。然而, 就我们研究所及, 尚未有文献从社会资本视角探讨劳动力工资扭曲的微观差异及其机制。

中国社会结构是一种特殊主义的“关系结构”。社会资本作为非正式制度, 在很大程度上塑造了中国社会的互惠规范(Hwang, 1987), 因其信息传递和资源调动作用, 也部分承担了社会资源配置的功能。Bian 等(2015)从信息和偏好角度论证了社会资本对劳动力市场工作机会、工资收入的因果效应。但没有文献研究拥有社会资本的劳动者相对而言是否获得了与其产出对应的更为“公平”的回报, 因此, 本文从“社会资本”角度对劳动力工资扭曲进行考察, 主要研究以下两方面问题: (1) 社会资本能否降低劳动力工资扭曲? 对不同工资扭曲程度的劳动者, 社会资本的效应有何不同表现? (2) 如果社会资本对工资扭曲有显著影响, 社会资本影响工资扭曲的内在传导机制又是什么? 为了回答这些问题, 本文采用 CFPS2010 年全国基线调查数据, 应用随机前沿分析方法(SFA), 测度出中国劳动力市场平均工资扭曲程度约为 33.2%—45.7%, 在此基础上考察了社会资本对劳动力工资扭曲的影响及作用机制。研究发现, 社会资本能够显著降低工资扭曲程度, 且对工资低扭曲劳动者的作用更强, 这将扩大不同群体的工资扭曲差距, 加剧收入不平等。伴随着市场化程度的深化, 社会资本修正工资扭曲的作用不断被削弱。进一步研究表明, 社会资本通过人情效应为劳动者进入工资扭曲程度较轻的部门提供了便利条件, 也促使“圈内人”在职场上享受更多信任、资源和晋升的机会。同时, 社会资本的信息效应有助于提升劳动者与工作岗位的匹配程度, 进而减轻工资扭曲。

本文的主要探索在于: (1) 从社会资本这一非正式制度的视角为劳动力工资扭曲提供了新的解读。既有文献强调工会、劳动合同法、环境规制等制度环境对工资扭曲的作用, 但事实上, 个人关系网络、文化传统与习俗等非正式制度因素也不容忽视。(2) 将社会资本影响工资扭曲的内在传导机制识别为部门进入效应、晋升效应和信息效应, 并为传导机制的有效性提供了最直接的经验证据。(3) 采用“社区平均礼金支出对数”和“外地方言重要程度”作为社会资本的工具变量, 并设计安慰剂测试, 验证了是社会资本而不是与其相关的劳动者其他特质影响了工资扭曲, 补充了社会资本的内生性分析。

本文余下研究内容安排如下: 第二部分是文献回顾与研究假说; 第三部分是劳动力工资扭曲测度、社会资本测度及变量描述; 第四部分为主要实证结果与分析; 第五部分为社会资本与劳动力工资扭曲的内生性检验; 第六部分是社会资本减缓工资扭曲状况的传导机制; 最后是主要研究结论。

二、文献回顾与研究假说

(一) 社会资本对劳动力工资扭曲的影响。在完全竞争的劳动力市场上, 资源通过市场化路径配置, 在规模报酬不变的情况下, 利润最大化原则促使竞争性企业在工资低于边际产出时增加雇员, 反之减少雇员。长期看, 均衡工资水平等于劳动力的边际产出; 但在现实中, 信息不完全、交易成本和非市场因素均会导致工资水平偏离边际产出, 出现“工资—边际产出缺口”, 即工资扭曲现象。

现有研究从不同数据层面对工资扭曲测度的结果在扭曲方向上大致相同: 劳动力工资水平偏离边际产出呈现向下扭曲的特征。Lang(2005)基于 2000 年德国就业数据, 研究显示德国市场

上劳动力工资扭曲程度约为 16%; Polachek 和 Xiang(2005)采用 11 个 OECD 成员国劳动力的就业和工资信息,认为样本期平均工资水平较潜在工资低 30%—35%; 王宁和史晋川(2015)采用 1978—2011 年中国整体时间序列数据,测算出的各年份工资均低于劳动力边际产出; 魏下海和董志强(2014)将规模以上工业企业数据库与城市数据相匹配,测算结果显示大多数行业工资向下扭曲(36 个行业),仅煤炭开采和洗选业、水生产和供应业两个行业出现工资向上扭曲的现象; 庞念伟等(2014)根据中国城镇居民收入调查数据 CHIP2007,基于 SFA 测算出城镇劳动力市场工资扭曲程度高达 45%—60%。

中国是一个传统的人情关系社会,社会资本是社会经济活动中重要的非市场力量(张爽和陆铭,2007)。广义的社会资本包括社会网络、信任和规范,以亲友关系为基础的网络是社会资本的组成部分之一,在交换互惠原则下调用社会资源(Lin, 1999)。本文“社会资本”的概念主要是指社会关系网络层面。劳动力市场上,社会资本有助于降低交易成本、减少信息不对称和机会主义行为,拥有社会资本的劳动者相对而言可以获得更多信任、资源和机会(Xiong 等,2017)。相比于社会资本对就业机会、工资水平的影响,考察社会资本对工资扭曲程度的效应,能够剥离异质性劳动生产率的干扰,更清晰地反映社会资本是否影响劳动者获得“公平”的工资报酬。一方面,社会资本的建立、维系和拓展能够为工作搜寻提供便利条件,有助于提高找到工作的概率,通过社会网络的配给机制,积累了社会资本的劳动者也更易获得低工资扭曲的岗位;另一方面,拥有社会资本可使劳动者了解更多关于工作岗位的信息,减轻劳动力供给与岗位需求之间的信息不对称,避免可能的道德风险,促进劳动力与岗位的有效匹配(Xiong 等,2017),进而降低工资扭曲程度。

社会资本对不同工资扭曲程度的劳动者是否存在效应差异?不同劳动者群体拥有社会资本的数量和质量有所不同,动用等量社会资源所获得的回报也可能存在差异。Chantarat 和 Barrett 等(2012)研究发现社会资本对劳动者收入的积极作用取决于劳动者所处的经济位置; 赵剑治和陆铭(2009)认为社会资本对农户间收入差距的贡献份额达 12.1%—13.4%; 周晔馨(2012)在 CHIP2002 数据的基础上,发现穷人拥有更少的社会资本,社会资本对穷人收入的回报率也更低,成为扩大收入不平等的一个因素。与工资扭曲程度较低的劳动者相比,工资扭曲程度高的劳动者在社会资本的积累和配置方面存在劣势,社会资本对工资扭曲产生的作用可能有限。根据上述分析,本文提出研究假说 1 和假说 2:

假说 1: 同等条件下,社会资本越丰富,工资扭曲程度越低;

假说 2: 社会资本更有利于工资扭曲相对较低的劳动者,从而扩大不同群体的工资扭曲差距。

(二)社会资本影响劳动力工资扭曲的传导机制。在不完全劳动力市场上,通常认为社会资本通过“人情”和“信息”两种效应影响个体的市场表现(Aguilera 和 Massey, 2003)。根据新古典主义经济理论,均衡工资水平等于劳动力的边际产出,作为一种理想状态,在现实经济运行过程中存在两方面问题(Bian 等,2015): 其一,在无法直接观测生产率的时候,雇主可能更偏好具有特定属性的劳动者,换言之,拥有社会资本的劳动者获得优质工作和职位晋升的几率可能更高; 其二,单个劳动者无法观测到自身的边际产出,应聘岗位具体报酬、劳动强度、工作环境等真实详细的信息在工作搜寻期间也属于稀缺资源,此时,社会资本将通过信息传递渠道对工资扭曲发挥作用。

礼金往来构建的关系网络,在劳动力市场上更多地表现为共享人情资源。现实背景下,存在一种可能的情况,在众多竞争者中,拥有社会资本的劳动者会被优先考虑,获得优质工作岗位的

机会更大(Bian和Logan, 1996),更容易进入工资扭曲程度较轻的部门。中国劳动力市场通常被分为正规部门和非正规部门,在正规部门,劳动报酬相对较高,工作环境优良,有晋升机会,管理有序,制度规范,且工作稳定;非正规部门则伴随工资水平低、工作环境差、晋升机会少、工作稳定性差等特征。本文通过工作单位所有制、工作单位类型来界定正规和非正规部门,定义政府部门、国有/集体事业单位/科研院所、国有或国有控股企业、集体企业、股份合作企业或联营企业、有限责任公司或股份有限公司、协会等社会组织、社区等自治组织为正规部门,其他工作单位为非正规部门。2010年中国正规部门劳动力平均工资的扭曲程度约为31%,非正规部门的工资扭曲程度高达51%,^①对单个劳动者来说,进入正规部门更能获得相对“公平”的工资报酬。

在差序格局里,关系和交情维持着网络结构的相对性和伸缩性(费孝通,1998)。职场上的社会资本可能通过资源交换影响个体的劳动力市场表现。领导-成员交换理论(LMX理论)认为领导以不同风格和方式对待不同成员,并建立不同类型的交换关系。与领导关系密切的成员更可能被界定为“圈内人”,建立高质量的互惠交换关系,并因此获得更多信任、资源和晋升机会。“圈外人”则通常无法享受类似的“关照”(Han, 2010)。由此,我们不妨假设社会资本的建立和维持有助于劳动者获得工作晋升,进而减轻工资扭曲程度。

社会资本的信息效应主要表现在以下两个方面:第一,在工作搜寻过程中,关系人可提供关于招聘和资格要求、岗位和工资报酬等公开以及内部的信息,相较于其他候选人,提前获取信息的求职者能够更清楚地判断该工作与自身能力是否匹配,如需申请如何准备等问题,通过提高劳动者和工作岗位的匹配程度进而减轻工资扭曲;第二,关系人可以为劳动者提供关于工作环境、文化氛围等方面的丰富的内部信息,有助于劳动者在入职后更快地适应岗位要求和环境变化,而随之培养的更强的竞争力则可帮助劳动者获取更合理的工资水平。

综上,本文将社会资本的人情效应拓展为部门进入效应和职位晋升效应,信息效应主要体现为减少信息不对称。由此提出以下研究假说3:

假说3:社会资本通过提高进入正规部门的概率、提高获得职位晋升的概率、减少信息不对称,减轻劳动力工资扭曲。

三、劳动力工资扭曲测度、社会资本测度及变量描述

本文采用中国家庭追踪调查CFPS2010年基线调查数据,样本覆盖25省162个县635个村14798户家庭,代表了中国95%的人口,是一项全国性、综合性的社会跟踪调查项目,内容涵盖工作时间、工资收入、礼金支出、家庭背景以及受教育程度、工龄、性别、健康状况等详细数据。结合研究内容,本文对数据进行了以下处理:根据全年工作小时数和包含日常奖金、年终奖、实物补贴的工资水平,计算小时工资数据;将成人样本与家庭样本进行匹配,得到劳动者的个体特征、家庭背景和经济环境特征的详细信息;根据变量的经济含义,删除了部分无效和主要变量缺失的样本,并对原始工资、礼金支出等数据进行2.5%的双边缩尾处理,以剔除异常值。最终得到11840个有效样本。

(一)劳动力工资扭曲测度。

1. 工资扭曲测度模型。本文选用随机前沿分析方法(SFA)测量劳动力市场上的工资扭曲程度。假设 X_i 为劳动者自身人力资本特征矩阵, $f(X_i, \beta)$ 表示在完全竞争劳动力市场上不同人力资本投入可能达到的最高工资水平,即工资可能性边界,由劳动者人力资本决定的潜在工资水平。

^① 本文根据随机前沿分析方法断尾正态模型假定下的工资扭曲程度计算所得。

而新古典主义经济理论认为均衡状态下劳动者的工资应等于边际产出, 无摩擦市场上的潜在工资水平即可表示劳动者的边际产出, 相应地, 工资扭曲可以表示为劳动者实际工资对潜在工资的偏离。考虑到随机冲击, 增加 e^v_i 为随机扰动。同时, 实际工资低于潜在工资水平是劳动力市场扭曲的通常表现, 王宁和史晋川(2015)采用时变弹性生产函数模型测度出中国 1978—2011 年劳动力工资始终低于边际产出向下扭曲。由此, 假定劳动者 i 的实际工资水平为: $y_i = f(X_i, \beta) e^{v_i} \xi_i$, 其中: β 为待估参数, ξ_i 为实际工资与潜在工资的距离, 满足 $0 \leq \xi_i \leq 1$ 。如果 $\xi_i = 1$, 则劳动者 i 正好位于工资可能性边界上。 e^{v_i} 为随机冲击。假设 $f(X_i, \beta) = e^{\beta_0} x_{i1}^{\beta_1}, \dots, x_{ik}^{\beta_k}$ (有 K 个影响潜在工资的因素), 则 $y_i = e^{\beta_0} x_{i1}^{\beta_1}, \dots, x_{ik}^{\beta_k} \xi_i e^{v_i}$, 取对数得:

$$\ln y_i = \beta_0 + \sum_{k=1}^k \beta_k \ln x_{ki} + \ln \xi_i + v_i \quad (1)$$

由于 $0 \leq \xi_i \leq 1$, 故 $\ln \xi_i \leq 0$, 定义 $\mu_i = -\ln \xi_i \geq 0$, 则有

$$\ln y_i = \beta_0 + \sum_{k=1}^k \beta_k \ln x_{ki} + v_i - \mu_i, \mu_i \geq 0 \quad (2)$$

其中: v_i 为随机扰动项, 代表市场噪声, $v_i \sim N(0, \sigma_v^2)$; $\mu_i \geq 0$ 为单边扰动项, 反映单个劳动者 i 实际工资与潜在工资的距离。假设 v_i 和 μ_i 均为 *iid* 且相互独立, 复合扰动项 $\varepsilon_i \equiv v_i - \mu_i$, 为非对称分布, 为得到参数和劳动者实际工资与潜在工资距离的一致估计, 需进行最大似然估计 *MLE*。

随机前沿分析方法通常采用三种模型假设: 正态-半正态模型, $\mu_i \sim N^+(0, \sigma_\mu^2)$, μ_i 和 v_i 相互独立; 正态-断尾正态模型, $\mu_i \sim N^+(\mu, \sigma_\mu^2)$, $\mu_i \geq 0$; 正态-指数模型, $\mu_i \sim \exp(\sigma_\mu)$, 服从指数分布。*MLE* 估计在三种模型假设下均可估计残差 ε_i , 得到 μ_i 的估计值, 由此测算劳动力工资扭曲:

$$Dist_i = 1 - y_i / f(x_i, \beta) = 1 - e^{-\mu_i} = 1 - e^{-\varepsilon_i} = 1 - E(\exp(-\mu_i) | \varepsilon_i) \quad (3)$$

2. 工资扭曲测度结果。在 *Mincer* 工资决定方程的基础上建立工资扭曲程度测度模型, 以对数小时工资为被解释变量, 教育程度、工龄、工龄的平方项、健康状况、性别为主要投入变量, 在断尾正态模型中控制环境变量如行业、省份和所有制。对数小时工资收入包含了奖金、年终奖和实物补贴; 本单位工龄表示工作经验, 平方项用于测度工作经验和工资水平之间的非线性关系; 健康状况分为五个等级: (1) 健康, (2) 一般, (3) 比较不健康, (4) 不健康, (5) 非常不健康; 女性为性别二值变量的基准组; 受教育年限根据就读学校类型、学业完成情况进行细分。表 1 汇报了不同模型设定下的估计结果, 模型 1 采用最小二乘法 (*OLS*) 估计, 模型 2 至模型 4 分别在随机前沿分析方法的正态-半正态、正态-指数、正态-断尾正态模型假设下进行最大似然估计 (*MLE*)。

根据表 1, 似然比检验 *LR* 显著拒绝原假设, 表明我国劳动力市场上存在工资扭曲现象, 可进一步使用随机前沿模型测度工资扭曲程度。半正态模型、指数模型和断尾正态模型对工资前沿面函数的估计与 *OLS* 回归结果在系数方向和显著性水平上保持一致, 一定程度上为模型的稳健性提供了证据。主要投入变量的估计结果与已有文献结论相似: 在其他因素不变的情况下, 增加受教育年限显著提高小时工资水平; 工龄和小时工资呈现倒 *U* 形的曲线关系; 男性相对于女性存在工资溢价; 身体健康可以获得更高的报酬, 均与传统的人力资本理论相符。控制了环境约束变量如行业、省份和所有制以后, 断尾正态模型回归结果显示, 复合扰动总方差为 1.59, 其中随机扰动项和单边扰动项方差分别是 0.62 和 0.97, 单边扰动方差在总方差中的比例为 61%, 即无效率项占主导地位。这意味着工资扭曲并非仅由一般的市场摩擦引起, 劳动力市场上的结构缺陷、制度障碍和单个劳动者非生产率特征对工资扭曲的产生和差异都具有重要的引致作用。根据 $Dist_i = 1 - E(\exp(-\mu_i) | \varepsilon_i)$, 分别测度出半正态模型、指数模型和断尾正态模型下的劳动力工资扭曲程度, 如表 2 所示。

表 1 劳动力工资扭曲测度模型估计结果

因变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
小时工资对数				
受教育年限	0.0763*** (36.93)	0.0755*** (37.19)	0.0751*** (37.47)	0.0519*** (25.16)
工龄	0.00777*** (3.05)	0.00903*** (3.61)	0.0108*** (4.32)	0.0196*** (8.06)
工龄平方	-0.000509*** (-7.75)	-0.000528*** (-8.69)	-0.000561*** (-9.23)	-0.000632*** (-10.63)
性别	0.330*** (17.73)	0.330*** (17.74)	0.333*** (17.99)	0.306*** (17.33)
健康状况	-0.0749*** (-6.15)	-0.0740*** (-6.79)	-0.0740*** (-6.80)	-0.0665*** (-6.29)
行业	NO	NO	NO	YES
省份	NO	NO	NO	YES
所有制	NO	NO	NO	YES
σ_v^2		0.83	0.81	0.62
σ_u^2		0.43	0.18	0.97
σ^2		1.26	0.98	1.59
λ		0.72	0.47	
γ				0.61
F/Wald	655.9	3 299.31	3 391.76	1 419.94
R ²	0.233			
LR		8.48***	42.42***	
N	11 838	11 838	11 838	11 838

注: (1)()内为 t 统计量; (2)*、**和***分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著; (3)LR 为似然比检验, 原假设为 $H_0: \sigma_\mu^2 = 0$, 即认为不存在无效率项, 不必使用随机前沿分析模型。下表同。

表 2 劳动力工资扭曲程度测度结果

模型设定	劳动力市场	样本	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Half Normal</i>	整体市场	11 838	0.4011	0.0897	0.1724	0.7753
	城镇市场	7 184	0.3894	0.0682	0.2048	0.7753
<i>Exponential</i>	整体市场	11 838	0.3321	0.1074	0.1329	0.901
	城镇市场	7 184	0.3143	0.077	0.156	0.901
<i>Truncated Normal</i>	整体市场	11 838	0.457	0.1894	0.1216	0.9363
	城镇市场	7 184	0.3745	0.1362	0.1216	0.9133

随机前沿模型假定复合扰动项中单边扰动非负, 即 $\mu_i \geq 0, 0 \leq \xi_i \leq 1$, 其经济含义为劳动者的实际工资不可能超过工资可能性边界。如果存在实际工资高于可能性边界的劳动者, 那么在单边扰动非负的假定下超出工资边界的部分将被抹掉, 该劳动者的工资效率为 1, 工资扭曲程度为 0。表 2 显示, 三种模型设定下的工资扭曲程度最小值均大于 0, 表明不存在位于工资可能性边界以上的劳动者, 即样本中没有出现工资向上扭曲的迹象。

正态-半正态模型意味着位于工资前沿面的劳动者多于位于其他任何位置的劳动者, 也就是多数劳动者的实际工资等于潜在工资, 但此情形在现实中未必成立。因此, 本文主要分析指数

模型和断尾正态模型的估计结果。根据表 2, 整体劳动力市场平均工资扭曲程度约 33.2%—45.7%, 意味着在不增加人力资本存量的情况下, 消除市场扭曲可使实际工资水平提高 49.4%—84.2%。^①值得注意的是, 整体劳动力市场上高达 33.2%—45.7% 的工资扭曲程度包含了农业和非农业两个市场, 而长期以来, 我国农业就业比重高于最优配置的劳动力比重。进一步剥离农业部门, 城镇劳动力市场上的实际工资实现了潜在工资水平的 62.5%—68.6%。具体而言, 2010 年城镇劳动力平均小时工资为 10.89 元, 这意味着劳动力实际工资每小时向下扭曲 4.98—6.53 元。^②相比于 2007 年, 劳动力工资扭曲程度降低了 14—23 个百分点(庞念伟等, 2014), 这可能是因为市场经济改革的继续深化, 以及 2008 年起《劳动合同法》的实施在一定程度上缓解了劳动力的工资扭曲程度(杨振兵和张诚, 2015)。

(二) 社会资本的测度。本文采用“全年礼金支出对数”“全年礼金支出占总支出比重”和“自己找工作是否找人帮忙”三个指标衡量单个劳动者的社会资本。礼金赠送是家庭和个人层面建立关系网络的重要工具, 有助于传递信息、降低风险和减少机会主义行为, 常作为社会资本的代理变量加以研究(周晔馨, 2012)。考虑到收入差异, 穷人家的礼金支出在总支出或总收入中的占比实际上可能会超过富人家的比例(阎云翔, 2000), 但不能由此认为穷人家的社会资本更丰富。所以, 本文主要以“全年礼金支出对数”作为社会资本的代理变量, 同时使用“全年礼金支出占总支出的比重”和“自己找工作是否找人帮忙”作为稳健性检验, 防止单一社会资本指标可能出现的虚假回归问题。

(三) 变量描述。控制变量主要包括三类, 劳动者个体特征、家庭特征和经济环境变量, 描述性统计见表 3 所示。

表 3 主要变量的描述性统计

变量名称	样本容量	均值	标准差	最小值	最大值
工资扭曲程度(断尾正态模型)	11 838	0.457	0.1894	0.1216	0.9363
全年礼金支出对数	11 803	7.2738	1.1298	0	9.2103
全年礼金支出占总支出比重	11 803	0.1302	0.1515	0.005	0.7143
找工作是否找人帮忙	12 222	0.0956	0.294	0	1
性别(男性为 1)	11 840	0.5808	0.4934	0	1
婚姻状况(有配偶为 1)	11 840	0.8581	0.349	0	1
户籍(非农业户籍为 1)	11 840	0.3142	0.4642	0	1
是否加入工会(加入工会为 1)	11 840	0.0304	0.1717	0	1
距最近商业中心距离(分钟)	11 803	25.035	24.0728	3	120
全年家庭人均支出对数	11 639	8.5932	0.9909	6.3969	10.7579
行业	11 840	5.7799	6.1299	1	21
省份	11 840	38.1124	14.3289	11	62
所有制	11 840	0.2005	0.4004	0	1

个体特征包括性别、婚姻、户籍、是否加入工会, 在工资扭曲程度测算中控制了性别的生产率差异之后, 如果性别仍存在显著影响, 则表明劳动力市场上存在性别歧视; 理论上婚姻状况通过市场选择效应、家庭分工或婚后责任感作用于工资扭曲(王智波和李长洪, 2016); 户籍的作用主要体现在其背后隐含的福利待遇、信息程度和就业歧视的差异; 工会的职能是维护劳动力合

^① $33.2\% / (1 - 33.2\%) = 49.4\%$; $45.7\% / (1 - 45.7\%) = 84.2\%$

^② $10.89 / 68.6\% (1 - 68.6\%) = 4.98$; $10.89 / 62.5\% (1 - 62.5\%) = 6.53$

法权益,可与雇主谈判工资水平、工作时间和工作条件等,理论上有助于减轻工资扭曲。家庭特征考虑了家庭全年人均支出对数和到最近商业中心的距离,全年人均支出对数较为直接地反映了家庭的社会和经济状况,家庭距商业中心的距离通过劳动者的生活环境反映了劳动者的家庭条件。一般来说,家庭条件好的劳动者,在就业市场上获取的信息相对更丰富,工资的心理预期值更高,相应地也有更长时间用于工作搜寻、匹配,有助于减轻工资扭曲程度。行业、地区、所有制层面的劳动力市场分割是不能忽视的因素,本文在经济环境变量控制了行业、省份和所有制对工资扭曲程度的影响。

四、主要实证结果与分析

(一)社会资本与劳动力工资扭曲的基准模型回归

劳动力工资扭曲指的是实际工资水平偏离边际产出的程度,衡量劳动力是否已获应得的工作报酬。依 *SFA* 方法测度的工资扭曲本身以受教育程度、工龄、工龄平方、性别和健康状况等传统人力资本为主要投入变量,故本文将基准模型设定为如下形式,用于检验社会资本对工资扭曲的效应:

$$Dist_i = \beta_0 + \beta_1 Scapital_i + \beta_2 IC_i + \beta_3 FC_i + \beta_4 EC_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

其中:下标 i 表示第 i 个劳动者,被解释变量 $Dist_i$ 表示劳动者 i 的工资扭曲程度,鉴于我国各省份、行业以及不同所有制企业发展状况迥然不同,本文主要以断尾正态模型假定下的工资扭曲测度结果作为被解释变量;关键解释变量 $Scapital_i$ 代表第 i 个劳动者的社会资本,用全年礼金支出对数来衡量; IC_i 代表个体特征变量,包括性别、婚姻状况、户籍、是否加入工会; FC_i 是家庭特征变量,主要考虑了家庭全年人均支出对数和到最近商业中心的距离; EC_i 为经济特征变量,控制了劳动力所在的省份、行业和所有制差异; ε_i 是随机扰动项。

断尾正态假设下的随机前沿模型可指定影响无效率项 $\mu_i (Dist_i = 1 - \exp(\mu_i))$ 的解释变量,同时实现劳动力工资扭曲程度的测度及其影响因素分析。考虑到 *SFA* 在考察内生问题、传导机制等方面的局限性,本文首先运用 *SFA* 检验社会资本及其他控制变量对工资扭曲的影响;在此基础上,为作深入研究,以 *OLS* 作为基准模型的主要回归方法;工资扭曲程度在 $[0,1]$ 范围内变化,进一步采用对这种情况更有效率的 *Tobit* 模型进行检验。

表 4 显示,以全年礼金支出对数代表的社会资本对工资扭曲的回归系数在 *SFA*、*OLS* 和 *Tobit* 计量方法下均为负,且都在 1% 的水平上通过显著性检验,表明同等条件下劳动力的社会资本越丰富,工资扭曲程度越低。采用不同方法得出的社会资本估计系数差异不大(第(1)、第(3)和第(4)列),支持回归结果的稳健性。第(3)列显示,平均而言,工资扭曲程度对社会资本的弹性约为 -3.42%,社会资本每扩大 1%,工资扭曲程度降低 3.42%。具体来说,与找工作未找人帮忙的劳动者相比,动用社会关系找工作的劳动者工资扭曲程度低约 1.67 个百分点(第(5)列),第(6)列以礼金支出占比为关键解释变量的回归在社会资本作用方向和显著性检验中也支持基本结论,验证了本文第一个研究假说。

控制变量结果显示,男性劳动力平均工资扭曲程度远低于同等条件的女性,即控制了性别的生产率差异后,男性在就业市场上的“性别溢价”仍使其工资扭曲比女性低约 0.9 个百分点(第(3)列),表明中国劳动力市场上存在显著的性别歧视。而是否已婚对劳动力工资扭曲没有显著影响。城市户口、加入工会对工资扭曲具有明显的减轻作用。家庭地理位置和全年人均支出对数均在 1% 显著性水平上通过检验,表明良好的家庭经济状况有助于提高家庭成员边际产出的回报率,减轻工资扭曲。

表 4 基准模型回归结果^①

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>SFA</i>	<i>OLS</i>	<i>OLS</i>	<i>Tobit</i>	<i>OLS</i>	<i>OLS</i>
全年礼金支出对数	-0.116*** (-8.62)	-0.511*** (-33.11)	-0.130*** (-10.03)	-0.130*** (-10.03)		
找工作是否找人帮忙					-0.167*** (-3.85)	
礼金支出占总支出比重						-0.518*** (-4.72)
性别	-0.399*** (-5.67)		-0.0881*** (-3.32)	-0.0879*** (-3.32)	-0.0897*** (-3.37)	-0.0898*** (-3.38)
婚姻状况	-0.006 (-0.13)		0.0481 (1.35)	0.0481 (1.35)	0.0124 (0.34)	0.0257 (0.72)
户籍	-0.293*** (-4.94)		-0.239*** (-7.52)	-0.239*** (-7.50)	-0.264*** (-8.23)	-0.255*** (-7.96)
是否加入工会	-0.444** (-2.34)		-0.132** (-2.14)	-0.132** (-2.14)	-0.141** (-2.26)	-0.138** (-2.21)
距最近商业中心距离	0.005*** (9.28)		0.00981*** (15.14)	0.00981*** (15.14)	0.00991*** (15.27)	0.00999*** (15.38)
全年家庭人均支出对数	-0.25*** (-13.86)		-0.295*** (-19.25)	-0.295*** (-19.26)	-0.326*** (-21.65)	-0.361*** (-22.02)
行业	YES	NO	YES	YES	YES	YES
省份	YES	NO	YES	YES	YES	YES
所有制	YES	NO	YES	YES	YES	YES
<i>F/Wald</i>	911.09	1 096.6	1 332.7	1 333	1 304.7	1 305.3
<i>R</i> ²		0.0931	0.453		0.449	0.449
<i>N</i>	11 637	11 801	11 637	11 637	11 637	11 637

(二) 社会资本与劳动力工资扭曲的分位数回归

根据基准模型回归, 社会资本有助于减轻劳动力工资扭曲程度, 那么, 社会资本是更多地服务于工资高扭曲劳动力, 还是工资低扭曲劳动力? 为检验本文假说 2 是否成立, 采用分位数回归进一步考察社会资本在工资扭曲不同分位点的边际效应。图 1 展示了社会资本对工资扭曲 1/10、3/10、5/10、7/10 和 9/10 分位点的估计系数。9/10 分位点上社会资本的效应明显低于其他位置, 表明社会资本对工资高扭曲劳动力的作用远小于低扭曲劳动力, 换言之, 工资高扭曲劳动力从社会资本的积累和拓展中获益有限。为使分析更为准确, 进一步运用自助法检验各分位数的社会资本估计系数是否与中位数(*QR*₅₀)相等, 1/10、3/10 和 7/10 的分位点检验不能拒绝系数相等的原假设, 9/10 分位点则在 5% 的显著性水平上拒绝原假设, 意味着相比于工资扭曲最高部分的劳动者, 社会资本对工资扭曲相对较低的劳动者更为有利。社会资本将扩大不同劳动力群体的工资扭曲差距。

细究其原因, 可能在于: 第一, 在差序格局中, 社会关系是一个人一个人推出去的, 是私人联

^①根据杰弗里·M. 伍德里奇《计量经济学导论》, 数据度量单位的改变不会影响回归结果的拟合优度、统计显著性(第四版, 第 176 页)。由于工资扭曲程度的取值范围与诸多解释变量的取值相差较远, 不利于对回归系数的考察和解释, 因此, 本文将回归模型中的工资扭曲程度扩大了 10 倍。下表同。

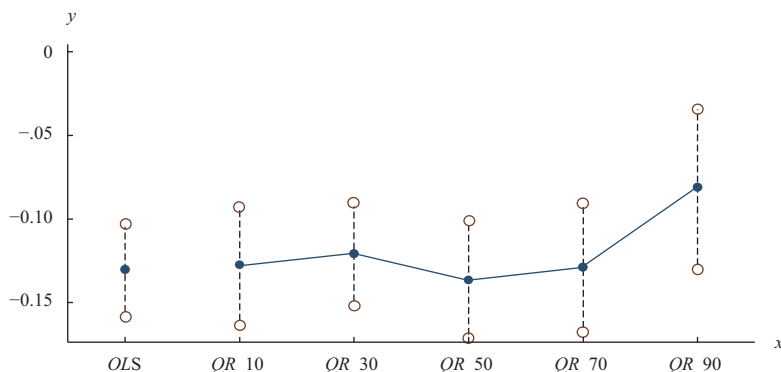


图1 社会资本与工资扭曲程度的分位数回归

注: X轴表示工资扭曲不同分位点的回归, Y轴表示社会资本的估计系数。垂直虚线是系数在95%统计水平的置信区间, 实线连接了QR₁₀—QR₉₀中社会资本的估计系数, 数值分别为-0.13(OLS)、-0.127(QR₁₀)、-0.121(QR₃₀)、-0.137(QR₅₀)、-0.129(QR₇₀)、-0.081(QR₉₀)。

系的增加, 社会范围是一根根私人联系所构成的网络。相对而言, 工资扭曲较高的劳动者在社会网络的建立、维系和拓展方面存在劣势, 投资不足并缺乏在网络中的互惠能力, 导致工资高扭曲劳动者在社会资本的数量和质量上都存在欠缺。本文样本中位于9/10分位点以上和以下的劳动者, 全年礼金支出均值分别为1511元和2425元, 通过关系找工作的比例分别为4%和10%。第二, 工资高扭曲劳动者正因存在社会资本的“资源欠缺”, 在资源配置及信息共享方面存在劣势, 因此更容易过分依赖某一个关系人。同时, 社会资本在社会性相互作用的过程中巩固和加深, 而工资高扭曲劳动者在网络中的互惠互利和重复交易有限, 与之相伴的信任程度、预期收益也相对较低, 造成社会资本在劳动力市场上发挥作用的激励不足, 导致社会资本对不同群体工资扭曲的效应大小存在差异。

(三) 稳健性检验

1. 增加可能的遗漏变量。考虑到劳动力市场的复杂性和劳动者个体的异质性, 基准模型中可能存在遗漏的重要变量。郭继强等(2016)提出美貌与收入的“高跟鞋”曲线, 认为外貌会影响收入; 一般而言, 等量社会资本在不同交际能力的劳动者手中发挥的作用不同, 劳动者口才、人际交往能力越强, 对社会资本的维系和运用更为恰当有效; 此外, 一个地区的产业结构会对劳动力市场需求结构产生重要影响, 进而影响工资扭曲程度。为减少估计偏误, 本文增加了外貌吸引力、交际能力和劳动力需求结构三个变量, 使用访员对被访者相貌的评价描述劳动者外貌, 分为7个等级, 1—7表示从丑到美吸引力不断增大, 采用受访者自评的人缘关系得分衡量个体交际能力, 同时在回归模型中控制了产业升级指数。^①

表5在基准模型基础上依次加入劳动者外貌吸引力、交际能力和劳动力需求结构三个变量, 社会资本对工资扭曲的影响系数相较于基准模型回归下降了约16.2%, 即一部分本该由个体异质条件和市场需求结构解释的效应在基准回归中被社会资本解释了, 遗漏变量导致社会资本对工资扭曲的估计系数出现上偏。

2. 控制地区关系拥挤程度和市场化进程。根据上述实证结果, 社会资本有助于降低工资扭曲, 那么, 随着劳动力市场上社会资本的使用率越来越高, 关系拥挤程度越来越大(边燕杰等, 2012), 会对个体社会资本的效应产生何种影响? 本文采用区县层面平均礼金支出对数构造“关系拥挤程度”变量, 进一步考察社会资本对工资扭曲的影响。

^① 产业升级指数=第一产业增加值占GDP比重+2×第二产业增加值占GDP比重+3×第三产业增加值占GDP比重。

表 5 稳健性检验: 增加可能的遗漏变量

	(1)	(2)	(3)	(4)
社会资本	-0.130*** (-10.03)	-0.122*** (-9.38)	-0.122*** (-9.41)	-0.109*** (-8.76)
外貌吸引力		-0.0893*** (-7.15)	-0.0863*** (-6.89)	-0.0751*** (-6.26)
交际能力			-0.0418** (-2.51)	-0.0469*** (-2.92)
劳动力需求结构				-8.693*** (-42.22)
性别	-0.0881*** (-3.32)	-0.0874*** (-3.31)	-0.0885*** (-3.35)	-0.0915*** (-3.64)
婚姻状况	0.0481 (1.35)	0.0296 (0.83)	0.0324 (0.90)	-0.0213 (-0.64)
户籍	-0.239*** (-7.52)	-0.207*** (-6.49)	-0.205*** (-6.44)	-0.0593** (-2.15)
是否加入工会	-0.132** (-2.14)	-0.128** (-2.11)	-0.131** (-2.17)	-0.0475 (-0.94)
到最近商业中心距离	0.00981*** (15.14)	0.00950*** (14.61)	0.00949*** (14.62)	0.00914*** (14.08)
家庭全年人均支出对数	-0.295*** (-19.25)	-0.281*** (-18.29)	-0.280*** (-18.23)	-0.215*** (-14.95)
行业	YES	YES	YES	YES
省份	YES	YES	YES	YES
所有制	YES	YES	YES	YES
<i>F</i>	1 332.7	1 220.9	1 118.6	1 234.1
<i>R</i> ²	0.453	0.456	0.456	0.508
<i>N</i>	11 637	11 637	11 637	11 637

表 6 汇报了考虑地区差异的回归结果, 相比第(1)列, 第(2)列控制了区县层面的关系拥挤程度, 社会资本的估计系数降低了近 53%。在不同关系拥挤程度的区域, 单个劳动者积累的等量社会资本发挥的效应大不相同, “水涨船高” 的现象不可避免, 从而使未控制关系拥挤程度时个体社会资本对工资扭曲的矫正效应被高估。第(3)列加入了个体社会资本与区域关系拥挤程度的交互项, 估计系数显著为正, 表明区域内关系拥挤程度的加深将导致使用社会资本的个体效应受到损失。

在市场经济发展过程中, 社会资本的效应是作为市场制度的补充不断减弱, 还是作为市场内生力量得到强化? 我国渐进式的改革历程主要通过微观上让利放权、宏观上体制变革来培育产品和要素市场, 进而促进经济发展, 本文采用各省人均 *GDP* 对数表征市场化程度。增加控制地区市场化程度差异后, 社会资本的估计系数略微下降, 从 -0.109 降至 -0.106 (表 6 第(4)列), 可能的原因是市场经济发展水平能够显著降低工资扭曲, 相比未控制市场化程度的回归, 各解释变量的系数均出现不同程度的降低。第(5)列考虑了社会资本与市场化程度的交互作用, 二者的估计系数均显著为负, 交互项系数显著为正, 表明市场经济发展水平会削弱社会资本在修正工资扭曲中发挥的效应。作为非正式资源配置方式, 随着市场化程度的加深, 社会资本的作用逐渐减弱 (张爽等, 2007)。

表 6 考虑地区关系拥挤程度和市场化程度的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
社会资本	-0.109*** (-8.76)	-0.0510*** (-3.75)	-0.412*** (-3.09)	-0.106*** (-8.74)	-0.161*** (-7.33)
关系拥挤程度		-0.2694*** (-8.91)	-0.6036*** (-4.8)		
社会资本与关系拥挤程度交互项			0.0480*** (2.76)		
市场化程度				-1.252*** (-56.17)	-1.729*** (-12.64)
社会资本与市场化程度交互项					0.0634*** (3.62)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
<i>F</i>	1 234.1	1 166.6	1 092.7	1 422.6	1 344.5
<i>R</i> ²	0.508	0.512	0.512	0.549	0.549
<i>N</i>	11 637	11 637	11 637	11 637	11 637

注:控制变量与表 5 相同。下表同。

根据表 7,在分位数回归中增加可能的遗漏变量、考虑地区关系拥挤程度和市场化程度后,社会资本对工资扭曲的作用随着工资扭曲程度从低分位点到高分位点的变化具有不断下降的趋势,表明社会资本对工资扭曲的矫正效应在工资扭曲程度相对较低的劳动者中更为显著,再次印证了社会资本对不同工资扭曲程度的劳动者的异质性效应。

表 7 分位数回归的稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>QR</i> ₁₀	<i>QR</i> ₃₀	<i>QR</i> ₅₀	<i>QR</i> ₇₀	<i>QR</i> ₉₀
社会资本	-0.0804*** (-3.64)	-0.0795*** (-5.81)	-0.0686*** (-4.59)	-0.0413*** (-2.63)	0.00355 (0.15)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Pseudo R</i> ²	0.223	0.346	0.392	0.413	0.388
<i>N</i>	11 637	11 637	11 637	11 637	11 637

五、社会资本与劳动力工资扭曲的内生性检验

内生性是研究劳动力市场社会资本效应时应予关注的重点问题。一方面,人情往来中礼金赠送多寡存在“小圈子效应”,维持人际关系时礼金支出较多的人更倾向于和具有同样特征的人交往,即礼金支出也存在“同群”属性;另一方面,工资扭曲程度越轻的劳动者相对而言可能拥有更多的可支配收入,用于社会资本的投资、维持和扩展。本文主要采用工具变量法处理内生性问题,并设计安慰剂测试辅助验证是社会资本本身而不是与之相关的劳动者其他特质影响了工资扭曲。

(一)工具变量法。本文构建了社会资本的两个工具变量:“社区层面平均礼金支出对数”和“劳动者认为外地方言的重要程度”。社会资本的建立和维系具有一定的模仿性和互动性。基于礼尚往来的文化传统,个体礼金支出通常与社区平均礼金支出水平相关,而单个劳动者的工资扭曲程度一般不会影响社区礼金支出的平均水平。劳动者越认为外地方言重要,说明该劳动者

在本地越需要用外地方言进行交流,进而表明其本地社交圈较窄,社会资本规模受限,而劳动者自身的工资扭曲程度不会反过来影响其交流语言的使用。之所以选择“外地方言重要程度”,而不是本地方言和普通话,主要是因为无论对本地人还是外地人,即使自己的交际圈以外地人为主,更好地在本地发展或拓宽圈子的愿望都使其更可能认为本地方言、普通话很重要,但这种认识未必恰当反映当前的社会资本。

表 8 汇报了工具变量法的回归结果。一阶段回归检验了工具变量的相关性,社区层面平均礼金支出对数与劳动者社会资本正相关,外地方言重要程度与社会资本负相关,两者分别在 1% 和 5% 的统计水平上通过了显著性检验。为验证工具变量的“排他性约束”,排除工具变量除了通过内生变量影响被解释变量的所有其他渠道,第(2)、第(3)列在第(1)列基础上分别加入了社区平均礼金支出对数和外地方言重要程度作为工资扭曲的解释变量。结果显示,控制个体社会资本后,两个工具变量对工资扭曲均没有显著影响,表明不存在其他“直接”途径使社区平均礼金支出和外地方言重要程度对工资扭曲产生作用,支持了工具变量的外生性。第(5)列过度识别检验的 P 值约为 0.9,同样不能拒绝工具变量外生的原假设。

表 8 工具变量回归结果

Panel A: 工具变量回归结果						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	OLS	OLS	2SLS	2SLS	LIML
社会资本	-0.0510*** (-3.75)	-0.0538*** (-3.76)	-0.0512*** (-3.76)	-0.0852* (-1.90)	-0.0856* (-1.92)	-0.0857* (-1.92)
社区平均礼金支出对数		0.0254 (0.63)				
外地方言重要程度			-0.00706 (-0.59)			
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
$F/Wald$	1 166.6	1 089.0	1 091.8	12 077	12 071.84	12 071.84
R^2	0.512	0.512	0.512	0.466	0.466	0.466
P of Overid Test					0.9	
N	11 637	11 637	11 637	11 637	11 637	11 637
Panel B: 一阶段回归结果						
社区平均礼金支出对数				0.896*** (34.93)	0.896*** (34.93)	0.896*** (34.93)
外地方言重要程度					-0.018** (-2.44)	-0.018** (-2.44)
F				574.77	535.94	535.94
R^2				0.414	0.414	0.414
N				11 637	11 637	11 637

表 8 第(4)、第(5)列为两阶段最小二乘法(2SLS)的回归结果,依次加入“社区层面平均礼金支出对数”和“劳动者认为外地方言的重要程度”作为劳动者社会资本的工具变量,第(6)列采用有限信息最大似然法(LIML)进行工具变量回归的稳健性检验,社会资本的估计系数在第(4)、第(5)和第(6)列中均较为接近,表明工具变量是有效的,回归结果具有稳健性。与 OLS 回归相比(第(1)列),工具变量法下社会资本对工资扭曲的解释力提高了 68.6%(第(5)列),说明“自选择”产生的同群效应、工资扭曲对社会资本的反向作用以及尚未识别的遗漏变量,共同导致了

OLS 回归低估了社会资本对工资扭曲程度的影响效应。工具变量法下社会资本的作用方向与基准模型保持一致,回归系数变化不大,支持本文结论。

(二)安慰剂检验。为进一步检验是社会资本本身而不是与其相关的劳动者其他特质影响了工资扭曲,本文还设计了一个安慰剂测试。如果其他因素不变,人为改变劳动者的社会资本,社会资本对工资扭曲的矫正效应仍不消除,则表明可能是劳动者自身存在某种因素,既有利于积累社会资源,又有助于减轻工资扭曲。为此,保持劳动者个体特征、家庭背景、经济环境和工资扭曲的一一对应,而把礼金支出对数代理的社会资本随机分配给单个劳动者,若社会资本的矫正效应就此消除,则可认为是社会资本本身而不是与其相关的劳动者其他特质影响了工资扭曲。

表9汇报了安慰剂检验的估计结果。第(1)列是作为对照的 OLS 回归,第(2)列是以随机配对的社会资本为安慰剂指标对工资扭曲的均值回归,第(3)、第(4)和第(5)列呈现安慰剂指标对工资扭曲 1/4、2/4 和 3/4 分位点的估计。结果显示,控制劳动者其他特征与工资扭曲的对应,随机配对的社会资本对工资扭曲均值和各分位点都不存在显著影响。安慰剂检验进一步排除了与社会资本相关的其他劳动者特质对工资扭曲的可能影响。

表9 安慰剂检验

	(1) OLS	(2) Placebo_OLS	(3) Placebo_QR25	(4) Placebo_QR50	(5) Placebo_QR75
社会资本	-0.109*** (-8.76)				
安慰剂指标		0.00564 (0.51)	-0.000609 (-0.05)	0.00176 (0.14)	0.0144 (0.93)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
F	1 234.1	1 142.4			
R ²	0.508	0.504			
N	11 637	11 221	11 221	11 221	11 221

六、社会资本与工资扭曲传导机制:部门进入效应、晋升效应与信息效应

(一)社会资本、部门进入与工资扭曲。表10汇报了采用中介效应模型对部门进入效应的检验结果,根据劳动者“是否在正规部门”构造中介变量,第(1)列是不含中介变量的基本 OLS 回归,被解释变量是工资扭曲程度;第(2)列估计社会资本对中介变量的影响,由于中介变量是二值变量,不宜用 OLS 回归,故采用 Logit 模型,结果表明社会资本有助于劳动者进入正规部门;第(3)列将 Logit 模型估计系数转换为边际效应;第(4)列是同时包含社会资本和“是否在正规部门”的 OLS 回归,进入正规部门确实有助于降低劳动力的工资扭曲程度,社会资本的估计系数从-0.118 降至-0.109,在 1% 统计水平上通过了显著性检验,下一步需对中介效应进行检验。

表10 社会资本、部门进入与工资扭曲的中介效应模型估计

	(1) OLS	(2) Logit	(3) Logit(Margin)	(4) OLS(Section)
社会资本	-0.118*** (-9.50)	0.104*** (3.78)	0.013*** (3.78)	-0.109*** (-8.97)
是否在正规部门				-0.955*** (-27.00)
控制变量	YES	YES	YES	YES

续表 10 社会资本、部门进入与工资扭曲的中介效应模型估计

	(1) <i>OLS</i>	(2) <i>Logit</i>	(3) <i>Logit(Margin)</i>	(4) <i>OLS(Section)</i>
<i>F</i>	834.1			874.2
<i>R</i> ²	0.463			0.494
<i>Sobel Test</i>				-3.787***
<i>N</i>	11 637	11 637	11 637	11 637

Sobel 检验法的主要作用在于验证中介效应是否存在,原假设为不存在中介效应。在社会资本通过部门进入影响工资扭曲这一传导路径中,*Sobel* 检验的统计量为-3.787,在 1% 的显著性水平上通过检验,拒绝“不存在中介效应”的原假设,证明部门进入效应在社会资本对工资扭曲的传导机制中真实存在。同等条件下,拥有社会资本的劳动者进入正规部门的概率相对更高,而正规部门比非正规部门平均工资扭曲程度低约 20%,即社会资本通过提高进入正规部门的概率,进而降低了工资扭曲程度。

(二)社会资本、职位晋升与工资扭曲。为检验社会资本与工资扭曲传导机制中的晋升效应,根据被访者“是否有行政管理职务”,构建一个“是否晋升到管理岗位”的二值变量,有行政管理职务赋值为 1,没有则赋值为 0。据此考察社会资本是否通过职位晋升影响工资扭曲。

表 11 汇报了社会资本、职位晋升与工资扭曲的中介效应模型估计结果,第(1)列是不包含“是否晋升到管理岗位”的 *OLS* 回归;第(2)、第(3)列采用 *Logit* 模型,主要考察社会资本对中介变量“是否晋升到管理岗位”的影响,其边际效应显著为正(第(3)列);第(4)列在 *OLS* 回归中加入中介变量,平均而言,晋升到管理岗位的劳动力工资扭曲程度比没有晋升的降低约 2.55 个百分点,相比第(1)列,社会资本的估计系数由-0.118 降至-0.077。*Sobel* 检验认为晋升效应在社会资本对工资扭曲的影响路径中发挥了显著的中介作用。考虑到行政管理职务对劳动者社会资本积累、维系和扩展的可能影响,采用 *2SLS* 检验控制这种可能影响后晋升效应是否存在。在增加了中介变量后的 *IV* 估计中(第(5)列)，“是否晋升到管理岗位”的估计系数为-0.258,且在 1% 显著性水平上通过检验,表明控制了管理职务对社会资本的影响后,社会资本对工资扭曲的晋升效应依然显著存在。

表 11 社会资本、职位晋升与工资扭曲的中介效应模型估计

	(1) <i>OLS</i>	(2) <i>Logit</i>	(3) <i>Logit(Margin)</i>	(4) <i>OLS(Manage)</i>	(5) <i>IV(Manage)</i>
社会资本	-0.118*** (-9.50)	0.222*** (5.37)	0.024*** (5.38)	-0.0774*** (-5.89)	-0.0515 (-1.21)
是否晋升到管理岗位				-0.255*** (-6.83)	-0.2575*** (-7.25)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
<i>F</i>	834.1			393.8	6 281.1
<i>R</i> ²	0.463			0.421	0.423
<i>Sobel Test</i>				-4.325***	
<i>N</i>	11 637	7 048	7 048	7 046	7 046

(三)社会资本、信息与工资扭曲。“关系人”的信息传递有助于减少信息不对称和机会主义行为,提高劳动者与工作岗位的匹配程度,避免雇主和雇员双方可能的道德风险。为检验社会资本通过信息传递作用于工资扭曲的路径,根据被访者了解信息的渠道,在控制样本能够通过互

联网了解信息的基础上构造“由关系人转告信息是否重要”的二值变量,认为经由关系人转告获取信息的渠道是重要的,则赋值为1;否则,赋值为0。理由在于:互联网具有信息量大、传播速度快等优势,能够使用互联网获取信息的情况下仍然认为关系人转告信息重要,表明相对而言关系人可以提供在劳动力市场上更有用的信息,可以更准确地验证社会资本的信息效应。表12报告了社会资本、信息与工资扭曲的中介效应模型估计结果。

表12 社会资本、信息与工资扭曲的中介效应模型估计

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>OLS</i>	<i>Logit</i>	<i>Logit(Margin)</i>	<i>OLS(Information)</i>	<i>OLS(Weak Connection)</i>
社会资本	-0.118*** (-9.50)	0.167*** (4.09)	0.0104*** (4.09)	-0.117*** (-9.41)	
由关系人转告信息是否重要				-0.147*** (-2.89)	
弱连接					-0.116** (-2.10)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
<i>F</i>	834.1			771.1	961.42
<i>R</i> ²	0.463			0.463	0.459
<i>Sobel Test</i>				-2.338**	
<i>N</i>	11 637	11 637	11 637	11 637	11 637

表12估计结果显示,社会资本在1%统计水平上显著提高了样本认为“由关系人转告信息重要”的概率;在同时加入社会资本和中介变量的回归中(第(4)列),社会资本的估计系数相较于第(1)列出现了下降,认为由关系人转告信息重要的样本,其平均工资扭曲程度比认为不重要的样本低约1.47个百分点。*Sobel*检验显著拒绝了“不存在中介效应”的原假设,表明社会资本对工资扭曲的影响一部分通过信息传递发挥作用,验证了信息效应传导机制的存在。

社会关系网络的异质性,特别是强连接和弱连接的区别,在劳动力市场上的共享资源存在差异。Bian等(2015)提出强连接和弱连接都用于获取人情和信息资源,强连接在调动人情资源方面更具优势,相对而言能够创造更多机会;弱连接通过增加劳动者获取信息的广度和深度使其进入与自身匹配程度更高的岗位。本文数据中有1168个样本“自己找工作找人帮忙”,在找人帮忙得到帮助的样本中,将帮助人为“亲戚、兄弟姐妹、父母、岳父母/公公婆婆、祖辈”划分为强连接,其他情况视为弱连接(朋友、同学、一般同事和其他),进一步考察弱连接对工资扭曲的影响,结果表明弱连接能够显著降低工资扭曲程度(表12第(5)列),为社会资本的信息效应提供了更多经验证据。

(四)总体中介效应分析。不便观测的社会文化、制度环境等因素,可能导致“是否在正规部门”“是否晋升到管理岗位”和“由关系人转告信息是否重要”三个中介变量对社会资本的回归与扰动项相关,产生了一定的估计偏误,在总体中介效应分析中执行似不相关回归(*SUR*)更有效率。表13汇报了总体中介效应的回归结果,与表10、表11和表12逐步检验的结果系数较为接近,表明社会资本显著且稳健地通过部门进入、职位晋升和信息传递三种机制作用于工资扭曲。表14采用自助法估计了个别中介效应和总体中介效应,社会资本经由部门进入、职位晋升和信息传递三种渠道影响工资扭曲的中介效应分别为-0.0624、-0.02和-0.004,三种机制产生的总体中介效应为-0.086,均在1%显著性水平上通过检验。而社会资本对工资扭曲的“直接效应”仍显著,意味着在部门进入、职位晋升和信息传递三种间接效应之外,社会资本对工资扭曲也有直接

表 13 总体中介效应回归结果

	(1) <i>Information</i>	(2) <i>Section</i>	(3) <i>Manage</i>	(4) <i>Dist</i>
社会资本	0.012*** (3.05)	0.015*** (2.71)	0.023*** (5.53)	-0.063*** (-5.22)
是否在正规部门				-0.896*** (-34.6)
是否晋升到管理岗位				-0.239*** (-6.93)
关系人转告信息是否重要				-0.06* (-1.65)
控制变量	YES	YES	YES	YES
R^2	0.076	0.204	0.074	0.505
N	7 046	7 046	7 046	7 046

表 14 基于自助法的总体中介效应估计结果

	<i>Section</i>	<i>Manage</i>	<i>Information</i>	Total
系数	-0.0624***	-0.02***	-0.004***	-0.086***
<i>BC</i>	(-0.0752, -0.0488)	(-0.0253, -0.0148)	(-0.007, -0.0021)	(-0.1011, -0.0721)

注: *BC* 列示纠偏后中介效应估计的 95% 置信区间, 如果置信区间不包括 0, 则中介效应显著。

效应, 并且可能存在其他未验证的中介渠道。一般来说, 总样本较小、总效应较小时易得到完全中介的结果, 这在现实中非常少见 (Iacobucci, 2012)。

七、主要结论

当前, 中国发展中的不平衡、不充分问题亟待解决。在推进供给侧改革的过程中, 既要注重劳动生产率的提升, 也要兼顾劳动报酬与劳动生产率的同步。本文采用 *CFPS2010* 全国基线调查数据, 在客观评估中国劳动力工资扭曲的基础上, 考察了社会资本对劳动力工资扭曲的影响及其传导机制。

研究发现, 中国劳动力市场存在工资低于边际产出的向下扭曲现象, 平均扭曲程度约为 33.2%—45.7%, 劳动力市场的结构性缺陷、制度障碍和劳动者非生产率特征对工资扭曲具有重要引致作用。因此, 新时代里, 要坚持共建共享发展, 完善按要素分配的体制机制, 着力缩小劳动者工资水平与边际产出之间的差距。这可使劳资力量失衡状况得到部分矫正, 形成良性的收入分配格局, 进而提升劳动要素的配置效率, 促进经济健康发展。

本文发现社会资本可通过部门进入效应、晋升效应和信息效应显著降低劳动力工资扭曲, 且对低扭曲劳动者的作用更强, 这将扩大不同群体工资扭曲的差距, 加剧收入不平等。应当注意的是, 区域内关系拥挤程度的加深会导致单个劳动者的社会资本效应受到侵蚀, 社会资本作为非正式的资源配置方式, 是对一部分劳动者的“优待”, 而伴随市场化程度的推进, 其在修正工资扭曲中所发挥的作用不断被削弱。因此, 市场化配置方式和规则型社会是改革的最终选择。积极营造劳动力自由流动、价格反应灵活、竞争公平有序的市场环境, 促进收入分配更合理、更有序。

*衷心感谢北京大学中国社会科学调查中心提供的 *CFPS2010* 数据支持。衷心感谢两位匿名审稿人提出的宝贵意见, 当然文责自负。

主要参考文献:

- [1]边燕杰,张文宏,程诚. 求职过程的社会网络模型: 检验关系效应假设[J]. 社会, 2012, (3): 24-37.
- [2]程大中. 中国增加值贸易隐含的要素流向扭曲程度分析[J]. 经济研究, 2014, (9): 105-120.
- [3]费孝通. 乡土中国[M]. 北京: 北京大学出版社, 1998.
- [4]郭继强,费舒澜,林平. 越漂亮,收入越高吗?——兼论相貌与收入的“高跟鞋曲线”[J]. 经济学, 2016, (1): 147-172.
- [5]庞念伟,陈广汉,宋冉. 城镇就业市场上劳动力工资扭曲程度测度[J]. 南方经济, 2014, (8): 1-12.
- [6]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.
- [7]王宁,史晋川. 中国要素价格扭曲程度的测度[J]. 数量经济技术经济研究, 2015, (9): 149-161.
- [8]王智波,李长洪. 好男人都结婚了吗?——探究我国男性工资婚姻溢价的形成机制[J]. 经济学, 2016, (2): 917-940.
- [9]魏下海,董志强. 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[J]. 财经研究, 2014, (5): 4-18.
- [10]阎云翔. 礼物的流动[M]. 李放春,刘瑜译. 上海: 上海人民出版社, 2000.
- [11]杨振兵,张诚. 《劳动合同法》改善了工资扭曲吗?——来自中国工业部门的证据[J]. 产业经济研究, 2015, (5): 52-62.
- [12]张爽,陆铭,章元. 社会资本的作用随市场化进程减弱还是加强?——来自中国农村贫困的实证研究[J]. 经济学, 2007, (2): 539-560.
- [13]赵剑治,陆铭. 关系对农村收入差距的贡献及其地区差异——一项基于回归的分解分析[J]. 经济学, 2009, (1): 363-390.
- [14]周晔馨. 社会资本是穷人的资本吗?——基于中国农户收入的经验证据[J]. 管理世界, 2012, (7): 83-95.
- [15]Aguilera M B, Massey D S. Social capital and the wages of Mexican migrants: New hypotheses and tests[J]. Social Forces, 2003, 82(2): 671-701.
- [16]Bian Y, Logan J R. Market transition and the persistence of power: The changing stratification system in urban China[J]. American Sociological Review, 1996, 61(5): 739-758.
- [17]Bian Y, Huang X, Zhang L. Information and favoritism: The network effect on wage income in China[J]. Social Networks, 2015, 40: 129-138.
- [18]Chantarat S, Barrett C B. Social network capital, economic mobility and poverty traps[J]. The Journal of Economic Inequality, 2012, 10(3): 299-342.
- [19]Finneran L, Kelly M. Social networks and inequality[J]. Journal of Urban Economics, 2003, 53(2): 282-299.
- [20]Han G H. Trust and career satisfaction: The role of LMX[J]. Career Development International, 2010, 15(5): 437-458.
- [21]Hwang K-K. Face and favor: The Chinese power game[J]. American Journal of Sociology, 1987, 92(4): 944-974.
- [22]Iacobucci D. Mediation analysis and categorical variables: The final frontier[J]. Journal of Consumer Psychology, 2012, 22(4): 582-594.
- [23]Kumbhakar S C, Parmeter C F. The effects of match uncertainty and bargaining on labor market outcomes: Evidence from firm and worker specific estimates[J]. Journal of Productivity Analysis, 2009, 31(1): 1-14.
- [24]Lang G. The difference between wages and wage potentials: Earnings disadvantages of immigrants in Germany[J]. The Journal of Economic Inequality, 2005, 3(1): 21-42.
- [25]Lin N. Social networks and status attainment[J]. Annual Review of Sociology, 1999, 25: 467-487.
- [26]Polachek S W, Xiang J. The effects of incomplete employee wage information: A cross-country analysis[R]. IZA Discussion Papers No. 1735, 2005.
- [27]Xiong A, Li H, Westlund H, et al. Social networks, job satisfaction and job searching behavior in the Chinese labor market[J]. China Economic Review, 2017, 43: 1-15.

Can Social Capital Narrow the Gap between Wages and Labor Productivity? Measurement and Conduction Mechanism Analysis

Pu Yanping^{1,2}, Gu Ran¹, Cheng Xiao¹

(1. School of Public Administration, Chongqing University, Chongqing 400044, China;

2. Research Center of Public Economics and Public Policy, Chongqing University, Chongqing 400044, China)

Summary: In the past forty years, China has made great achievements in economic construction, and also faces many difficulties and challenges. In the critical period of changing the development way, China should not only pay attention to the promotion of labor productivity, but also take into account the synchronization of labor compensation and productivity. From the perspective of social capital as informal institution, we use *CFPS2010* data to objectively assess the gap between wages and labor productivity in China, and examine the impact of social capital on the gap and the conduction mechanism. With the help of stochastic frontier analysis, we calculate the gap between wages and labor productivity in Chinese labor market, and the mean gap is about 33.2%~45.7%. On this basis, the empirical study shows that, social capital can narrow the gap between wages and labor productivity remarkably. On average, if social capital expands by 1%, then the gap will narrow by 3.42%. These labor forces can benefit more from social capital whose wages are closer to their productivity. It means that social capital widens the disparity between different labor groups in a way. To overcome the endogenous problem, we construct two instrumental variables of social capital: the average cash gift at community level, and the importance of foreign dialects for labors. We also design a placebo test. It has been verified that social capital itself, rather than the other characteristics of the labor forces associated with their social capital, has affected the gap between wages and labor productivity. A series of robustness tests support above conclusions. Furthermore, the analysis of mediating effect model shows the reasons why social capital can narrow the gap between wages and labor productivity as follows: firstly, the labor forces who have more social capital can join the formal sectors more easily, in which the wages are closer to labor productivity; secondly, the labor forces who have more social capital can get more trust, resources and promotion opportunities; thirdly, social capital helps to reduce information asymmetry and improve the degree of matching between labor forces and jobs by sending messages. It is worth noting that, if more and more persons use social capital within a region, then social capital effect for individual labor will be weakened. As an informal resource allocation method, social capital gives a preferential treatment for a part of labor forces. With the advancement of marketization, the role of social capital has been continuously weakened. Therefore, market-oriented allocation and regular society are the ultimate choices for the reform. In the new era, China should perfect the system and mechanism of distributing according to factors, pay efforts to reduce the gap between wages and labor productivity, actively create a market environment with free flow of labor, flexible price response and fair and orderly competition, and promote the income distribution more reasonable and orderly.

Key words: wage distortion; social capital; income distribution

(责任编辑 许 柏)