

# 社会资本动员中的关系资源如何影响 农民工就业质量？\*

邓睿

**摘要：**基于中国劳动力动态调查数据，本文借助 Probit 回归、三阶段最小二乘法、匹配估计等计量手段，侧重分析社会资本动员中的人情和信息两类关系资源对农民工就业质量的影响。研究发现，在控制了潜在内生性后，社会资本对农民工就业质量具有显著的促增效应。从关系资源的作用机理来看，社会资本提高了农民工动员人情资源和信息资源的可能性，且动员人情资源的概率大于信息资源；社会资本通过动员人情资源有助于提升农民工的就业质量，而通过动员信息资源对就业质量的直接影响并不明显。从关系资源进一步的作用路径来看，信息资源虽未表现出直接的就业质量促增效应，但其可通过传递高质量的岗位信息帮助农民工实现人职匹配，间接提升这一群体的就业质量；人情资源的作用突出表现为其可能直接帮助农民工获得多样化的高回报机会，促进这一群体就业质量的提升。

**关键词：**农民工 社会资本 人情资源 信息资源 就业质量

中图分类号：C913.7

JEL：J21

## How Does the Relationship Resources in Social Capital Mobilization Affect the Employment Quality of Migrant Workers?

DENG Rui

(Southwest University of Political Science and Law, Chongqing, China)

**Abstract:** Based on the data of China's labor force dynamic survey, this paper focuses on the analysis of the impact of favoritism resources and information resources on the employment quality of migrant workers in social capital mobilization by probit regression, three-stage least squares method and matching estimation. The study found that after controlling for potential endogeneity, social capital has a significant effect on the employment quality of migrant workers. From the perspective of the mechanism of relationship resources, social capital raises the possibility of migrant workers mobilizing favoritism resources and information resources, and the probability of mobilizing favoritism resources is greater than information resources; social capital helps to improve the employment quality of migrant workers by mobilizing favoritism resources, however, the direct impact of mobilizing information resources on the employment quality is not obvious. From the perspective of the further role of relationship resources, although information resources do not show direct employment quality promotion effect, they can help migrant workers achieve job matching by transmitting high-quality job information, and indirectly improve the employment quality of this group. The role of favoritism resources is highlighted by the fact that it may directly help migrant workers to obtain diversified high-return opportunities and promote the employment quality of this group.

---

\* 邓睿，西南政法大学经济学院、西南政法大学制度经济学研究中心，邮政编码：401120，电子邮箱：dengrui@swupl.edu.cn。本文受教育部人文社会科学研究青年基金项目“资本类型、资本转换与农民工就业质量提升研究：基于就业序列环节视角”（19XJC790003）、重庆市社会科学规划青年项目“可持续生计框架下重庆返乡农民工生计决策驱动机制及分类优化研究”（2019QNJJ11）、第 65 批中国博士后科学基金面上资助项目（2019M653331）资助。感谢匿名审稿专家和编辑部老师的宝贵意见，文责自负。

**Keywords:** Migrant Workers; Social Capital; Favoritism Resources; Information Resources; Employment Quality

## 一、引言及文献简述

中国共产党十九大报告提出促进农民工等多渠道实现更高质量和更充分就业,提升农民工就业质量成为帮助这一群体实现“人的城镇化”的重要途径。如何实现就业质量的提升,人力资本被视作一种关键的驱动要素,农民工城市就业可理解为具有特定人力资本的个体借助市场机制实现工作匹配的均衡行为。然而,中国劳动力市场的经验事实一再揭示,绝大多数进城农民工未经正规的市场搜寻匹配却实现了就业,这意味着可能存在与市场机制并存的资源流动渠道。来自社会学的解释认为,就业信息的传递不仅依赖于市场机制,还包括社会资本,尤其是中国城市劳动力市场的强竞争性 with 制度分割并存(章元、陆铭,2009),加之中国社会的关系特征明显,社会资本作为市场机制的补充机制,同样是行动者降低搜寻成本、获取优势就业资源的重要渠道(Stam et al, 2014)。社会资本究竟会怎样影响农民工的就业质量,成为一个值得思考的话题。

经济学研究领域普遍被接受的社会资本概念来自 Putnam (1993), 将其社会资本定义为能够通过协调行动而提高经济运行效率的参与网络、社会信任和互惠规范, 这些构成要素从不同侧面反映了社会资本的特征。参与网络主要指与行动者相关的政治组织和社会团体, 高质量的参与网络可提高社会资本动员的有效性; 社会信任凸显了社会资本的微观制度属性, 决定了社会成员间关系的紧密程度; 互惠规范则有助于行动者将自我利益与团体互助结合起来, 确保社会资本动员的可持续性。如果从社会资本的类别划分来看, 参与网络主要对应了结构视角的社会资本, 其侧重于行动者的政治参与和组织参与行为; 社会信任和互惠规范主要对应了认知视角的社会资本, 其聚焦于行动者对社会规范的信任或对其他个体的态度及行为(Han, 2013; Meng & Chen, 2014)。社会资本概念一经提出便受到劳动经济学家的关注, 并将其引入到解释劳动力市场行为差异的研究中, 该领域研究聚焦在社会资本对工作获取和工资水平等劳动力市场结果的影响上。关于前者, 现有文献普遍认为社会资本可减少劳动力市场的信息不对称, 提高劳动力获取多样化工作类型的几率(Calvó-Armengol & Jackson, 2004; Brady, 2015; Obukhova & Zhang, 2017)。关于后者, 既有研究尚未形成相对一致的结论, 甚至社会资本的工资收入效应是否显著还引发了广泛争论(Elliott, 1999; 章元等, 2012; Piracha et al, 2013; 王春超、周先波, 2013)。

针对社会资本就业效应的结论分歧, Mouw (2003) 的社会网络同质性论点或许带来另外一种思考视角, 无论中间人是否帮忙, 中间人的结构地位与被介绍者获得的工作地位必然是相关的, 社会资本与劳动力市场结果之间可能并非因果关系, 而是一种相关关系。此外, 社会资本的潜在内生性, 使单纯分析其对劳动力市场结果的影响, 似乎无法完整阐释社会资本在劳动力市场中扮演的角色及其作用机理。针对这一现象, 网络资源观给出了契合市场环境和文化背景的解释路径。林南的社会资源理论认为, 社会资本发挥作用的机制主要在于社会网络中嵌入的资源, 是关系资源而非社会资本本身对行动者的目标性行为产生影响(Lin & Dumin, 1986)。如果将社会资本等同于行动者所获取的关系资源, 则混淆了社会资本与关系资源定义间的逻辑联系(Portes, 1998)。边燕杰、张文宏(2001)最早提出了关系资源理论, 其认为社会网络的同质性并不能否定社会资本与劳动力市场之间的因果机制, 即网络成员的相似性并不能排除其为行动者提供资源的可能性, 问题在于如何探寻社会资本的关系资源动员机制, 以及这些关系资源如何进一步影响劳动力市场结果。那么关系资源包括哪些呢? 边燕杰等结合中国社会文化背景将其划分为信息资源(Information)和人情资源

(Favoritism) 两类 (Bian et al, 2015)。具体而言, 信息资源主要指工作机会、工作要求等一般性知识, 其在求职过程中能够为农民工间接提供就业信息和指导申请; 人情资源意味着对雇主单位施加直接影响, 为农民工提供工作岗位、帮助向招聘方推荐或解决求职过程中的实际问题 (边燕杰等, 2012)。

从两类关系资源的作用机制来看, 一方面, 通过社会资本传递的信息资源减少了雇员与潜在雇主间的信息不对称, 增加了人职匹配的可能性及相应工资待遇; 另一方面, 社会资本还会以人情偏袒的形式出现, 增加个体被分配到优越工作岗位的机会 (Lin, 1999; Bian & Huang, 2015)。相较于社会资本, 人情资源和信息资源是影响个体劳动力市场结果更为直接的渠道, 但目前较多研究通常是将社会资本变量直接作为关系资源的代理变量。事实上, 用以度量社会资本的诸多指标难以区分求职结果的差异性, 不能直接代理人情资源和信息资源, 相反进一步识别两类关系资源, 并将其纳入检验社会资本与劳动力市场结果之间关系的因果模型中 (Bian et al, 2015)。社会资本影响农民工就业质量的内在机理, 也应聚焦分析潜在的社会资本形态是否被动员并转化为人情和信息等具体的关系资源渠道, 进而对农民工劳动力市场结果产生实质影响。基于此, 本文旨在从关系资源视角检验社会资本影响农民工综合性的劳动力市场结果——就业质量的内在机理, 试图回答两个核心问题: 第一, 社会资本如何通过动员人情资源和信息资源进而影响农民工的就业质量? 第二, 人情和信息两类关系资源进一步影响就业质量的可能路径有哪些?

本文的边际贡献可能在于, 其一, 不同于多数文献将社会资本等同于行动者所获取的关系资源的分析思路, 本研究基于关系资源理论, 结合农民工的就业搜寻特征, 从理论层面系统分析了社会资本影响农民工劳动力市场结果的关系资源作用机理, 区分了社会资本本身与通过社会资本动员的关系资源对农民工劳动力市场结果作用的差异性, 深化了针对农民工群体社会资本就业动员效应的传导机制研究。其二, 区别于现有研究所重点关注的社会资本的工资收入效应, 本研究侧重从综合性的就业质量视角来观测社会资本对农民工劳动力市场结果的影响, 相较于工资收入的单一维度, 就业质量所涵盖的工资收入、劳动强度、岗位稳定性、福利保障等维度更能综合反映某一工作岗位的优质程度, 也更适用于判断农民工通过关系资源渠道获得的工作岗位的实际待遇。其三, 考虑到社会资本和关系资源变量在就业质量方程中的潜在内生性, 本研究从实证层面设计了较为严谨的关系资源作用机理检验思路, 通过构造工具变量、三阶段最小二乘回归、匹配估计等方法对理论假说进行了全面计量分析, 为农民工社会资本就业动员效应研究提供了更为丰富、可靠的经验证据。

## 二、理论分析假设

从劳动经济学的微观视角来看, 工资是劳动力生产能力的函数, 实现预期劳动生产率的个体可获得劳动力市场上的均衡工资, 但劳动生产率是无法被观测的潜在素质, 且贯穿于个体整个生命周期 (边燕杰等, 2012)。正因为此, 社会资本在其中所扮演的角色就在于向雇主提供候选人的信息, 帮助其择优录用相应的求职者 (Granovetter, 1985), 如果通过社会资本提供的信息越及时准确, 雇主对于求职者的评价就会越高, 人职工资水平也会随之提升。而且雇主可能并非总是理性的, 如果雇主对中间人或求职者高度信任或存在人情压力时, 其也可能偏离生产率理性, 宁愿用较高的工资雇用具有较低生产率的求职者 (Simon & Warner, 1992)。基于中国劳动力市场的经验证据也普遍证实, 求职者通过社会资本动员的信息资源和人情资源对其工作搜寻及岗位获取都具有积极作用 (Bian & Huang, 2009); 中国特有的人情文化使人情资源相比信息资源更容易被调用, 并用以促进求职行动以及职业流动 (Obukhova, 2012)。对农民工而言, 由于自身人力资本素质所限, 这一群体对信息资源的

捕捉能力一般较差,人情资源可能会被更频繁地用于城市劳动力市场的工作搜寻中。有研究发现,流动农民工社会资本的资源含量及动员效果存在异质性(李宝值等,2016),农民工借助家人、亲人、朋友熟人介绍直接获得工作岗位的比例高达50.82%(朱明宝、杨云彦,2017)。基于此本文提出第一个研究假设:

假设1:农民工在城市劳动力市场的就业行动中会利用社会资本动员人情和信息两类关系资源,但动员人情资源的强度可能高于信息资源。

社会资本的动员效应不仅在于帮助农民工获得信息资源和人情资源,更在于通过信息和人情资源促进就业质量提升,这一过程逻辑可表述为,在一定的求职环境约束下,农民工如何选择关系资源并与雇主进行互动以获得较好的工作待遇。参照信息网络影响工资报酬的分析框架(Bian et al, 2015),通过社会资本动员的信息资源对农民工就业质量的直接影响可能体现在以下几方面:一是社会资本为农民工提供了有关岗位空缺的非冗余信息,可帮助其在更广泛、精准的市场搜寻中获得高质量工作(Granovetter, 1985)。二是社会资本提高了组织内部员工推荐的概率,通过中间人发布的岗位资质信息可帮助雇主降低搜寻成本,使其能够将节省资金投入更具吸引力的工资报价上,间接提高作为搜寻主体的农民工的工作待遇(Fernandez & Weinberg, 1997)。三是高质量的社会资本很可能提前向农民工透露职位录用的相关信息,帮助其在岗位谈判中占据优势,提高其工作起薪及相应待遇(Smith, 2000)。四是通过社会资本可以更有效地获取关于目标单位内部的丰富信息,使农民工提前对雇用单位的工作特征有所认知,提高其在新组织环境下的学习能力和劳动效率,帮助其在新岗位中获得更好的工作待遇。

社会资本通过动员人情资源对农民工就业质量的直接影响,主要源于以义务、信任和互惠为内涵的“强关系”在职业获取中所发挥的作用。当雇主收到一条求职信息时,它可以通过求职者的中间人来确认这条信息的准确性(Simon & Warner, 1992),中间人及其携带的人情影响至关重要。尤其当雇主意识到中间人的社会影响时,受制于“嵌入性”,其不可能再完全理性地进行劳动力选择,还会认为有义务给予求职者更多恩惠(Granovetter, 1985)。较多经验证据表明,一些勉强合格的求职者由于亲戚朋友的影响力而获得了较好待遇的工作(Rosenbaum et al, 1999)。中国社会关系主义文化背景的一个集中表征就是人情交换,尤其在宗亲文化深厚的农村社会,亲朋之间的人情往来更为频繁(叶静怡、武玲蔚,2014),外出务工的农民工将更多依赖人情资源进入城市劳动力市场,其对农民工就业质量的影响程度可能更强。基于此本文提出第二个研究假设:

假设2:通过社会资本动员的信息资源和人情资源均有可能对农民工的就业质量产生直接正向影响,但从中国关系文化盛行的现实场境来看,人情资源对农民工就业质量的影响程度相比信息资源可能更为强烈。

基于关系资源的作用机制梳理社会资本通过关系资源进一步影响就业质量的可能路径。第一条路径体现为关系资源可促进农民工实现人职匹配,提高其在劳动力市场中的竞争力。关系网络一方面可通过传递及时准确的信息以帮助农民工快速锁定目标岗位;另一方面还可通过互信机制减少岗位资质的不确定性以及合格人选的模糊性。第二条路径体现为关系资源有助于增强农民工在组织内部不同层级职位之间的嵌入程度。关系资源的使用可帮助农民工接触到组织内部多样化的职位层级,而个体的工作待遇通常是由其所在组织内部的主管部门考察或下级部门评价来确定,接触职位层次的多样性有利于提高农民工被分配到优越待遇岗位的可能性。第三条路径体现为关系资源有利于增强农民工与组织外部市场的联系程度,通过与顾客、目标企业之间建立的广泛市场联系,可为农民工创造更多的高回报机会,扩充其就业选择集及就业质量(Bian et al, 2015)。后两条路径可概括为帮助农民工获得多样化的高回报机会。由于人情资源和信息资源隐含的作用机制不同,两类资源在促进农民工实现人职匹配和获得多样化高回报机会过程中的作用侧重点可能存在差异。

信息资源背后隐含了成本降低机制,其对农民工就业质量的促增效应可能主要通过人职匹配来实现。社会资本作为一种重要的中间机制,在传递信息及降低不确定性等方面发挥着重要作用。Rees(1966)首先将通过社会资本动员的信息资源纳入劳动力市场分析框架中,强调了信息资源的数量和质量对雇主筛选出合适候选人具有明显作用。进一步研究聚焦了信息资源对实现人职匹配的直接影响,由于用人单位的招聘目标以及应聘者针对这些目标的能力不同,雇主必须借助应聘者的资质信息来筛选合适的岗位人选,这些信息虽可部分通过学校或其他机构渠道获得(Rosenbaum et al, 1999),但大部分是通过社会资本实现传递的(Saloner, 1985)。对农民工而言,当举荐人将涉及自身资质的相关信息传递给雇主时,在搜寻成本和匹配预期的双重影响下,雇主会选择信任这一信息来源,并筛选出相对合适的岗位人选,匹配程度的增强直接反映在更高的岗位起薪以及更稳定的劳动合同上(Simon & Warner, 1992),显然有助于促进农民工就业质量的整体提升。

人情资源背后则隐含了社会交换机制,这在中国社会的关系文化背景中体现地更为深刻,其对农民工实现人职匹配和获得多样化的高回报机会均可能产生影响。一方面,在多名候选人当中,受到人情偏袒的个体将在其他求职者找到适配岗位之前得到额外照顾,来自有影响力的人情资源的推荐直接增加了这部分求职者的工作匹配程度(Bian et al, 2015)。对于相对缺乏就业竞争力的农民工群体而言,人情资源在搜寻匹配过程中的干预效应更为明显。另一方面,受到人情偏袒的个体还可能获得额外的高回报机会,这些机会主要来自于组织内部决定工作待遇的主管部门以及与组织外部的市场联系(Bian & Logan, 1996)。在互惠特征明显的关系社会中,人情资源在优质就业机会的分配中具有关键作用,显然可能影响农民工对高回报机会的获取,进而影响其就业质量。基于此本文提出第三个研究假设:

假设3:由于人情和信息资源隐含的作用机制有所不同,其在影响农民工就业质量的过程中可能存在路径差异,人情资源可通过实现人职匹配和获得多样化高回报机会来影响农民工的就业质量,而信息资源可能更主要通过实现人职匹配来促进农民工就业质量的提升。

### 三、实证研究设计

#### (一) 数据来源

本文使用的数据主要来自中山大学社会科学调查中心2014年在中国多省市实施的中国劳动力动态调查项目(CLDS2014),该调查采用多阶段、多层次与劳动力规模成比例的概略抽样方法,对象为15-64岁之间的劳动力样本,旨在从个体、家庭、社区三个层面描述劳动力现状及变迁。结合拥有农业户籍和目前从事流动非农就业两个标准,从CLDS2014个体层面数据库<sup>①</sup>中筛选出符合条件的农民工样本。鉴于CLDS2014个体层面问卷是根据受访者现居住地展开的调查,主要以输入地社区为考察范畴,首先根据“受访者户口不在本地区(本乡镇/街道地域内)”判断筛选出流动人口,然后根据“目前户口性质”判断筛选出属于农业户籍的流动人口,最后根据工作状态剔除目前无工作的样本,并对遗漏重要信息的变量进行逻辑识别、无效剔除,最终获得1575个农民工样本。这些农民工样本包括自雇和受雇两种形态,但由于自雇农民工工作特征的非固定性,较难衡量其在从事自我雇佣就业时究竟获得了什么样的帮助,而且对帮助(关系)资源的属性判断存在不确定性,实证检验重点以受雇农民工作为研究对象(共1281个样本)。此外,为构造估计模型中的工具变量,还使用了CLDS2014村居(社区)层面问卷的部分调查数据。

<sup>①</sup>尽管CLDS项目采用轮换追踪的调查方式,使2014年度个体层面数据既包括追踪样本,也包括非追踪样本,但由于本研究主要使用2014年度截面数据,该年度所有农民工样本的社会资本、就业质量以及个体特征状况是被置于同一时点上进行考察的,同时在抽样过程中对于追踪不成功的样本,通过2014年更新过的样本框重新随机抽取样本进行补充,保证了2014年所有抽取的样本具有截面代表性。

## （二）变量设定

1.被解释变量——农民工就业质量。借鉴 Erhel et al (2012) 的客观就业质量指数, 本文将农民工就业质量界定为这一群体从事城镇非农就业时在工资水平、劳动供给、岗位稳定性以及福利待遇等方面的综合表现。其中, 工资水平是衡量就业质量的关键指标, 用“月工资收入”表示; 超时劳动现象在农民工群体中较为普遍, 劳动强度反映了该群体从事当前工作的劳动压力, 用“周工作小时数”表示; 岗位稳定性对工资性就业者至关重要, 用“是否签订固定劳动合同”来表示; 福利待遇选取城镇养老保险和医疗保险参与情况来反映。就业质量测量参考 Leschke & Watt (2014) 的多维就业质量指数法展开, 首先对涉及的 5 个指标进行标准化处理, 这些指标中工资收入、岗位稳定性和福利待遇为正向指标, 收入越高、有固定劳动合同以及参与社会保险, 表明就业质量越好; 而劳动供给强度即周工作小时数更多反映为一种负向指标<sup>①</sup>, 为实现就业质量的加权平均, 需对该指标进行 1-反向处理。然后确定指标权重, 由于各指标对个体就业水平的改善均比较重要, 等权平均成为确定权重的普遍思路, 受到欧盟委员会等组织以及学者的广泛使用 (European Commission, 2008; Charlesworth et al, 2014; 明娟、曾湘泉, 2015), 这里也采用等权平均法加权计算就业质量指数:

$$equ = \frac{1}{5} \sum_{j=1}^5 x_{ij}^{equ} \quad (1)$$

(1) 式中,  $x_{ij}^{equ}$  为标准化后的客观指标,  $i$  为农民工个体,  $j$  为各测量指标。

2.核心解释变量——社会资本。由于实证调查主要围绕农民工即时居住的社区单元展开, 本文重点关注农民工在务工地的社会资本状况, 而且从对就业质量的影响来看, 务工地社会资本的就业动员效应往往更为直接。基于既有文献对社会资本的内涵界定, 重点从结构视角的参与型社会资本和认知视角的信任-互惠型社会资本<sup>②</sup>对其进行维度划分。其中, 由于社会信任分为基于特定社会关系的熟人信任<sup>③</sup>和基于无特定社会关系的陌生人信任 (罗伯特·帕特南, 2011), 务工地农民工的信任-互惠型社会资本也可划分为与熟人朋友间的信任-互惠型社会资本和与本地居民间的信任-互惠型社会资本。进一步明确不同维度社会资本的具体构成指标, 针对参与型社会资本, 通过考察“农民工对务工地社区居委会选举的参与情况”来衡量政治参与行为, 通过考察“农民工对务工地社区社团、社会组织<sup>④</sup>的参与情况”来衡量组织参与行为; 针对与熟人朋友间的信任-互惠型社会资本, 用“在务工地拥有的关系密切、可以诉说心事、讨论重要问题的熟人朋友数量”来反映农民工的熟人信任现状及相应的互惠行为; 针对与本地居民间的信任-互惠型社会资本, 用“对务工地社区邻里、街坊及其他居民的信任态度和互助行为”来反映农民工的陌生人信任现状及相应的互惠行为。农民工社会资本的维度划分、指标测量题项及其在原始问卷中的选项来源参见表 1<sup>④</sup>。

表 1 农民工社会资本构成指标的界定与测量

维度	指标	测量题项	问卷选项来源
结构视角:	政治参与 A1	务工地社区居委会选举参与情况	CLDS 个体问卷

①尽管劳动时间对就业质量的影响可能是非线性的, 但目前农民工的劳动供给强度整体偏高, 涉及农民工就业的政策导向主要在于尽可能缓解这一群体的超时劳动现象并增加其劳动供给效率 (单位时间收益率), 因此就农民工这一群体而言, 劳动时间更多体现为就业质量的负向指标。

②尽管社会信任和互惠规范在形式上属于两类构成要素, 但在行动者的社会资本动员过程中, 很难对这两类要素进行细致区分, 正如帕特南认为, 普遍互惠的规范减少了不确定性和成员之间的背叛, 促进了个体间的合作与信任, 信任态度和互惠行为的相互作用有助于提高社会效率。信任关系的建立有助于产生互惠动机, 通过互惠行为又可促进信任程度提高。因而本研究将两类要素归并为信任-互惠型社会资本, 这在后续社会资本的因子分析过程中也间接得以证实。

③务工地社区社团、社会组织主要包括社工机构、业主委员会、休闲/娱乐/体育俱乐部、学习培训机构、宗亲组织、公益志愿组织等, 只要参加一种社会组织即入选对应题项。

④理论上而言, 社会资本各维度的构成指标应更为丰富, 但受问卷设计和数据采集的限制, 无法获取更多与社会资本各维度相契合的测量题项, 这有待于在掌握更为全面的调查数据后展开稳健性研究。

参与型社会资本		参与=1；未参与=0	I6.6
	组织参与 A2	务工地社区社团、社会组织参与情况 参与=1；未参与=0	CLDS 个体问卷 I6.7
认知视角： 与熟人朋友间信任-互惠型社会资本	与熟人朋友间信任-互惠行为 B1	在务工地有多少关系密切、可以向他/她诉说心事的熟人/朋友（个）	CLDS 个体问卷 I6.1.1
	与熟人朋友间信任-互惠行为 B2	在务工地有多少关系密切、可以向他/她讨论重要问题的熟人/朋友（个）	CLDS 个体问卷 I6.1.2
认知视角： 与本地居民间信任-互惠型社会资本	与本地居民间信任-互惠行为 C1	对务工地社区邻里、街坊及其他居民的信任态度 非常不=1；不太=2；一般=3；比较=4；非常=5	CLDS 个体问卷 I6.4
	与本地居民间信任-互惠行为 C2	与务工地社区邻里、街坊及其他居民间的互助行为 非常少=1；比较少=2；一般=3；比较多=4；非常多=5	CLDS 个体问卷 I6.5

为分析构成指标间的相对重要性，将以上变量纳入因子分析，KMO 值为 0.722，Bartlett 球形度检验的 P 值小于 0.000，说明适合因子分析。以特征值大于 1 为标准保留 3 个因子（累积方差解释率达到 80.388%），做正交方差极大旋转，将各因子按方差贡献率大小排序命名。特征因子 1 在 B1、B2 变量上载荷最大，与熟人朋友间信任-互惠型社会资本的指标构成相吻合；特征因子 2 在 A1、A2 变量上载荷最大，与参与型社会资本的指标构成相吻合；特征因子 3 在 C1、C2 变量上载荷最大，与本地居民间信任-互惠型社会资本的指标构成相吻合。3 个特征因子与前述社会资本的维度划分及指标构成高度一致，反映出社会资本变量的构造及测度是相对合理的。运用下式将保留的公共因子综合为一个总的社会资本指数（Soc）：

$$Soc = \frac{1}{\sum_{i=1}^n \lambda_i} \left( \sum_{i=1}^n \lambda_i f_i \right) \quad (2)$$

其中  $n$  为保留的公共因子数， $\lambda_i$  为第  $i$  个因子的方差贡献率， $f_i$  为第  $i$  个因子的因子得分，使用 Thomson 回归方法计算因子得分。为使变量含义更加直观对其进行标准化。

3. 机理变量——关系资源及其作用路径。关系资源包括人情资源和信息资源变量。以农民工最后一次求职经历<sup>①</sup>为切入点，通过询问 CLDS2014 个体层面问卷中“在求职过程中是否得到帮助以及帮助的具体内容”，判断农民工利用社会资本动员的关系资源的属性。借鉴边燕杰等（2012）的分类将关系资源区分为人情和信息两类，二者的区别主要在于关系人是否与雇主发生接触并对其施加影响。表 2 列出了两类关系资源变量包含的具体指标题项。

表 2 关系资源类型与相应测量指标

资源类型	指标题项
人情资源	帮助报名、递交申请；帮助推荐；帮助向有关方面打招呼；安排与有关人员见面；陪同造访有关人员；帮助解决求职中的具体问题；直接提供工作
信息资源	提供就业信息；告知招聘单位/雇主的情况；提出具体建议，指导申请；帮助整理申请材料；亲自准备申请材料

人职匹配度变量。人职匹配度反映了求职者的教育水平、专业技术以及工作经验等与所在岗位要求的适配程度。受 CLDS2014 个体问卷题项所限，其仅询问了被访者的专业技术与所在岗位的适配程度，即“是否拥有与目前从事的这份工作相匹配的专业技术资格或执业资格证书”，取值为 1-0 变量，使用这一题项反映农民工的人职匹配度。

①由于本文在实证样本筛选时重点选取了目前处于工作状态的雇员农民工样本，这部分农民工的最后一次求职经历显然会对其目前这份工作岗位的获取及相应就业质量产生直接影响。

多样化高回报机会变量。劳动力市场的高回报机会一方面嵌入在个体与所在组织内部不同层次职位的联系中，被称为接触职位层次的多样性；另一方面嵌入在个体为获得额外回报的广泛市场联系中，被称为市场连通性（Bian et al, 2015）。使用 CLDS2014 个体问卷中“被访者工作中与下列各类人员打交道的频繁程度，从不=0；很少=1；有时=2；经常=3”这一题项，将与上级领导、下级同事、平级同事、上级部门/单位、下级部门/单位、其他单位打交道的频率之和界定为接触职位层次多样性变量；与顾客/服务对象、客户/供应商、各种商业来客打交道的频率之和界定为市场连通性变量。

4.控制变量。从个体及家庭特征、务工及工作组织特征、宏观特征三个方面确定对农民工就业质量具有潜在影响的控制变量。个体及家庭特征包括性别、婚姻、年龄、健康状况、教育水平、政治面貌、父亲教育背景和老家土地等变量。需要说明的是，教育的代际流动性可能影响子女的就业公平，土地作为与农民工身份属性不可分割的纽带，对农民工外出务工决策具有深远影响，故将这两个变量纳入模型。务工及工作组织特征主要包括从事当前工作年限、职业类型<sup>①</sup>、工作转换次数、技术培训、所在单位性质、所处行业，这些变量主要反映了工作能力、工作经验、工作环境等对农民工就业质量的可能影响。宏观特征包括地区经济发展水平及地区虚拟变量，地区经济发展水平用樊纲等编制的市场化指数来表示，主要反映农民工所在地区劳动力市场发育程度及就业资源丰富度；地区虚拟变量用来控制一些与地区农民工就业有关但却无法观测的特征的影响。主要变量描述性统计结果参见表 3。

表 3 主要变量描述性统计结果

变量名	定义	均值	标准差
社会资本	社会资本变量综合指数	0.0000	1.0000
就业质量	就业质量变量综合指数	0.3220	0.1942
人情资源	最后一次求职中是否使用人情资源 是=1 否=0	0.2092	0.4069
信息资源	最后一次求职中是否使用信息资源 是=1 否=0	0.1085	0.3111
人职匹配度	专业技术是否与所在岗位匹配 是=1 否=0	0.0585	0.2348
职位层次多样性	接触组织内部职位层次的多样性 取值 0-18	4.3442	4.9105
市场连通性	与组织外部市场联系的广泛性 取值 0-9	1.9313	2.8739
性别	男性=1，女性=0	0.4395	0.4965
婚姻	已婚=1，未婚=0	0.7900	0.4074
年龄	被访农民工的年龄（岁）	35.6971	12.3486
健康状况	目前对自身健康状况的评价 由非常不健康到非常健康区分为 5 个量表等级	3.8017	0.9089
教育水平	小学及以下学历=1 初中学历=2 高中/中专/技校学历=3 大专学历=4 本科及以上学历=5	2.2099	1.0064
政治面貌	是否是中共党员 是=1 否=0	0.0374	0.1899
父亲教育背景	父亲的最高学历程度，取值同教育水平	1.4793	0.7329
老家土地	老家是否还有土地 是=1 否=0	0.7041	0.4566
从业年限	从事当前工作的时间（年）	5.4800	5.0040
职业类型	管理或技术人员=1 一般工作人员=0	0.1795	0.3839
工作转换次数	务工至今已有过几次工作经历（次）	2.3528	1.8098
技术培训	是否接受过职业技术培训 是=1 否=0	0.1280	0.3342
私营及个体	所在单位性质为私营及个体 是=1 否=0	0.7985	0.4012
集体企业	所在单位性质为集体企业 是=1 否=0	0.1077	0.3101

①职业类型和行业划分变量的设置主要根据被访者针对工作内容和行业类型题项填写的具体内容并参照编码进行归类整理得到。

国有企业	所在单位性质为国有企业 是=1 否=0	0.0936	0.2914
建筑行业	所在行业为建筑行业 是=1 否=0	0.2466	0.4312
制造行业	所在行业为制造行业 是=1 否=0	0.3427	0.4747
服务行业	所在行业为服务行业 是=1 否=0	0.3380	0.4732
其他行业	所在行业为其他行业 是=1 否=0	0.0725	0.2595

### (三) 计量方法

本文实证检验内容大体分为两部分,第一部分初步检验社会资本对农民工就业质量的直接影响,第二部分重点检验社会资本影响农民工就业质量的关系资源机理。针对第一部分的实证分析设定如下回归方程:

$$E_i = \gamma_1 + \gamma_2 Soc_i + \gamma_3 Z_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

$E_i$  表示就业质量,  $Soc_i$  表示社会资本,  $Z_i$  为控制变量,  $\gamma$  为待估系数,  $\varepsilon_i$  为误差项。

针对上述回归方程可采用最小二乘法 (OLS) 实现相应估计,然而,由于遗漏变量偏误、选择偏误以及双向因果关系的存在,社会资本在就业质量方程中很可能面临内生性困扰,对此目前的主流方法是使用工具变量估计来控制社会资本的潜在内生性,该方法在第一阶段使用内生解释变量对工具变量回归,分离出内生解释变量的外生部分,第二阶段用被解释变量对第一阶段回归的拟合值进行回归,从而得到一致估计量。

本文重点即第二部分旨在检验社会资本能否通过动员人情资源和信息资源来影响农民工的就业质量。此时需建立两项关联:第一是社会资本提高了农民工动员人情资源和信息资源的可能性;第二是人情资源和信息资源的确有助于提升农民工就业质量。

为考察社会资本与人情、信息资源之间的关联,设定人情和信息资源的决定方程:

$$G_i = \alpha_1 + \alpha_2 Soc_i + \alpha_3 Z_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

$Soc_i$  依然表示社会资本,  $G_i$  表示人情资源和信息资源,  $Z_i$  表示所有控制变量。可使用普通回归方程分析社会资本对农民工动员人情资源和信息资源可能性的影响。

为考察人情和信息资源与就业质量之间的关联,构建农民工就业质量的决定方程:

$$E_i = \beta_1 + \beta_2 G_i + \beta_3 Z_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

$E_i$  仍为就业质量,  $G_i$  表示人情资源和信息资源,  $Z_i$  表示所有控制变量。

与社会资本变量相似,在估计人情资源和信息资源对农民工就业质量的影响时可能面临相似的内生性问题,出于工作谈判的心理预期考量,劳动者当前这份工作的整体待遇一般不会低于上一份工作的待遇,当观测到人情资源或信息资源促进了就业质量提升时,也可能是由于原本就业质量比较高的劳动者在获取高质量的信息和人情资源方面占有优势,此时关系资源与就业质量之间的因果联系并不一定是真实的。借鉴姚洋、钟宁桦 (2008) 的做法,本研究的估计策略是:如果能够找到社会资本的合适工具变量,而社会资本又与人情资源和信息资源相关 (此处依赖于方程 4 的估计结果),可运用上述工具变量对社会资本进行回归,剥离出与就业质量不相关的那部分社会资本变量,再以这部分社会资本变量作为人情资源和信息资源的工具变量,来估计其对农民工就业质量的影响,这样就克服了关系资源变量与就业质量之间的潜在内生性。基于这一估计策略,设定农民工社会资本的状态方程如下:

$$Soc_i = \delta_1 + \delta_2 F_i + \delta_3 P_i + \delta_4 Z_i + \varepsilon_i \quad (6)$$

$Soc_i$  依然表示社会资本,  $F_i$  和  $P_i$  表示社会资本的工具变量,  $Z_i$  表示所有控制变量。

将方程 (4)、(5) 和 (6) 构成联立方程组,使用三阶段最小二乘回归估计,即可从人情资源和信息资源角度实证检验社会资本对农民工就业质量影响的内在传导机理。

此外,作为对上述传导机理的验证和拓展,在实证检验人情和信息资源影响农民工就业质量的可能路径——人职匹配和多样化高回报机会时,考虑计量估计的可操作性,主要使用 Probit 回归、泊松回归、普通最小二乘法,在稳健性检验中主要使用了匹配估计法。

## 四、实证结果分析

### （一）社会资本影响农民工就业质量的直接效应检验

首先就社会资本对农民工就业质量的影响进行稳健最小二乘回归（OLS）。对模型进行多重共线性检验发现，方差膨胀因子（VIF）值均小于 10，说明不存在严重的多重共线性。表 4 第 2 列纳入了核心解释变量和宏观特征变量，结果显示社会资本的回归系数为 0.0141，且通过 1%统计水平的显著检验，第 3 列进一步控制了农民工的个体家庭特征、务工及工作组织特征后，社会资本的回归系数依然显著为正。然而，社会资本在就业质量方程中的内生性使上述回归结果准确性存疑，对社会资本变量进行异方差稳健 DWH 检验，“Wu-Hausman F 检验”的统计量 F 值为 17.7738，其 P 值为 0.0000，“Durbin-Wu-Hausman 检验”统计量为 17.9349，其 P 值为 0.0000，可认定社会资本是模型中的内生解释变量。

采用两阶段最小二乘法（2SLS）控制方程估计的内生偏误，这里涉及工具变量的选择。结合相关性和外生性条件，本文借助 CLDS2014 村居问卷中的调查题项<sup>①</sup>，尝试从社区层面选取农民工个体社会资本的工具变量。借鉴 Breda & Manning（2016）采用性别和种族多样性来反映其对工作场域内社会资本影响的研究思路，第一个工具变量是农民工所在流入地社区的流动人口占比。理论上社区流动人口占比越高，意味着外来流动人口在城市社区的空间集聚特征明显，这些外来流动人口自然包括农民工及与其一同来城市务工的老乡、亲戚等熟人朋友群体，由此形成的同质群体的高密度生活有助于农民工培育与熟人朋友间的群内社会资本（Wahba & Zenou，2005），但社区层面的流动人口占比并不会直接影响农民工个体化的劳动力市场结果。借鉴 Brady（2015）、Sin & Stillman（2017）采用个体与传统组织的联系作为社会资本代理变量的思路，第二个工具变量是流入地社区以本地居民为主体的文化节庆活动的组织情况。如果农民工所在社区组织以本地居民为主体的文化节庆活动的频率越高，这种以本地人为主的活动平台越易于强化属于本地人的行为习惯和价值取向，对外来流动群体的排斥程度会越强，不利于农民工参与到本地社区的各项组织活动中，更不利于农民工培育与本地居民间的群际社会资本，但其并不直接影响农民工个体化的劳动表现。

通过对方程进行 2SLS 回归，模型第一阶段回归的稳健 F 统计值大于通常临界值 10，“Cragg-Donald Wald F 统计量”为 13.317，大于 15%显著性水平下的临界值（10% maximal IV size: 19.93；15% maximal IV size: 11.59），说明不存在弱工具变量问题。过度识别卡方检验的 P 值为 0.1701，说明不存在过度识别问题。综合上述检验可认为两个工具变量是有效的。表 4 最后两列汇报了社会资本对农民工就业质量影响的 2SLS 回归结果，无论是单独控制核心解释变量社会资本，还是依次纳入特征变量，社会资本在就业质量方程中的回归系数都显著为正，说明社会资本的确有助于提升农民工的城市就业质量，社会资本每上升一个标准差，农民工的就业质量水平将提升 3.05 个百分点左右。在此基础上后续部分将重点分析这种影响过程的关系资源作用机理。

表 4 社会资本影响农民工就业质量的直接效应检验

	OLS 回归		2SLS 回归	
	系数值 标准误	系数值 标准误	系数值 标准误	系数值 标准误
社会资本	0.0141*** (0.0054)	0.0103** (0.0052)	0.0332** (0.0145)	0.0305** (0.0132)

<sup>①</sup>CLDS2014 村居问卷的被访对象主要是社区负责人或工作人员，重点对社区层面的历史及现状事实进行调查，被访题项具有较强的客观性。

	OLS 回归		2SLS 回归	
	系数值 标准误	系数值 标准误	系数值 标准误	系数值 标准误
性别	—	0.0064 (0.0109)	—	0.0046 (0.0174)
婚姻	—	-0.0347** (0.0167)	—	-0.0427** (0.0194)
年龄	—	-0.0009 (0.0006)	—	-0.0003 (0.0011)
健康状况	—	0.0074 (0.0062)	—	0.0230** (0.0113)
教育水平				
初中学历	—	0.0219* 0.0131	—	0.0332 0.0211
高中/中专/技校学历	—	0.1025*** 0.0174	—	0.1183*** 0.0271
大专学历	—	0.1532*** 0.0265	—	0.1537*** 0.0324
本科及以上学历	—	0.1661*** 0.0400	—	0.1775*** 0.0419
政治面貌	—	0.0105 (0.0268)	—	0.0073 (0.0393)
父亲教育背景				
初中学历	—	0.0207 (0.0150)	—	0.0270 (0.0191)
高中/中专/技校学历	—	-0.0034 (0.0178)	—	-0.0138 (0.0243)
大专学历	—	-0.0237 (0.0658)	—	-0.0825 (0.1015)
本科及以上学历	—	-0.1413*** (0.0336)	—	-0.1453*** (0.0281)
老家土地	—	-0.0117 (0.0118)	—	-0.0161 (0.0151)
从业年限	—	0.0049*** (0.0014)	—	0.0099*** (0.0033)
从业年限平方	—	-0.0001 (0.0001)	—	-0.0001 (0.0004)
职业类型	—	-0.0283** (0.0131)	—	0.0466* (0.0245)
工作转换次数	—	-0.0080** (0.0033)	—	-0.0129** (0.0063)
技术培训	—	0.0726*** (0.0195)	—	0.0570** (0.0275)
私营及个体	—	0.0385* (0.0195)	—	0.0572* (0.0275)

	OLS 回归		2SLS 回归	
	系数值 标准误	系数值 标准误	系数值 标准误	系数值 标准误
		(0.0204)		(0.0306)
集体企业	—	0.0217 (0.0256)	—	0.0328 (0.0331)
建筑行业	—	0.0107 (0.0209)	—	0.0112 (0.0268)
制造行业	—	0.0740*** (0.0211)	—	0.0920*** (0.0330)
服务行业	—	0.0262 (0.0215)	—	0.0372 (0.0287)
市场化程度	0.0109*** (0.0029)	0.0089*** (0.0031)	0.0208** (0.0097)	0.0119** (0.0048)
地区虚拟变量	控制	控制	控制	控制

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示通过显著水平为 10%、5%和 1%的统计水平检验。括号内汇报了稳健标准误。

## (二) 社会资本影响农民工就业质量的关系资源机理检验

使用 Probit 模型初步检验社会资本对农民工动员人情资源和信息资源的影响效应。表 5 结果显示，在控制其他特征变量的基础上，社会资本的系数值显著为正，说明社会资本提高了农民工动员人情资源和信息资源的可能性；从边际效应来看，社会资本每上升一个标准差，农民工动员人情资源的概率要提高 1.70%，高于动员信息资源的概率 0.97%。至此可以建立机理检验的第一项关联，即社会资本有助于提高农民工动员两类关系资源的概率，同时动员人情资源的强度要高于信息资源。研究假设 1 得以验证。人情资源和信息资源代表了对农民工职业搜寻、工作匹配等起直接援助效果的资源因素，而人情资源的影响之所以更为明显，一方面是由于在熟人社会中人情成为一种信用资源，农民工可以快捷、有效地动用人情资源实现资源贷记或交换，籍此实现职业地位获得（孙宇等，2017）；另一方面的原因可能在于，尽管市场化的信息机制日渐成熟，但农民工教育程度和技能水平双低的特征使其通常被限制在低端劳动力市场从事低工资水平、高劳动强度的工作，此类劳动力市场的强竞争性以及劳资双方信任约束机制的不完善，往往需要人情资源这种非正式制度予以弥补。

表 5 社会资本对农民工动员人情资源和信息资源影响的初步检验

	人情资源 (Probit)		信息资源 (Probit)	
	系数值 标准误	边际效应 标准误	系数值 标准误	边际效应 标准误
社会资本	0.1006*** (0.0378)	0.0170*** (0.0064)	0.0577** (0.0240)	0.0097** (0.0040)
其他特征变量	控制	控制	控制	控制

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示通过显著水平为 10%、5%和 1%的统计水平检验。括号内汇报了稳健标准误。

运用三阶段最小二乘法实证检验内在机理的第二项关联，即关系资源是否有助于直接提升农民工的就业质量。表 6 汇报了社会资本影响农民工就业质量的人情资源作用机理结果，在控制了可能存在的内生性后，人情资源的系数显著为正，说明人情资源可直接提升农民工的就业质量，至此可建立起内在机理检验的第二项关联。鉴于表 5 和 6 中社会资本对农民工动员人情资源具有显著正向影响，可以证实社会资本影响就业质量的第一条传导机理，即社会资本通过提高农民工动员人情资源的可能性进而有助于提升其就业质量，这一实证结论部分支持了研究假设 2。人情机制集中体现了社会资本所具有的信任 and 互惠功能，尤其在关系

主义文化盛行的中国，社会资本借助人情资源渠道会对雇主施加一定影响，使雇主不可能完全理性地进行劳动力选择（Rosenbaum et al, 1999；边燕杰等，2012），农民工通过人情交换也更易得到有价值的岗位信息，从而有助于提高其工作起薪及相应的福利待遇。

表 6 社会资本影响农民工就业质量的传导机理：人情资源作用

	社会资本	人情资源	就业质量
	系数值 标准误	系数值 标准误	系数值 标准误
社会资本	—	0.0240** (0.0097)	—
动用人情资源	—	—	0.3377** (0.1722)
流入地社区流动人口占比 (工具变量 1)	0.1461** (0.0724)	—	—
本地居民为主体的社区活动 (工具变量 2)	-0.1118* (0.0636)	—	—
其他特征变量	控制	控制	控制

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示通过显著水平为 10%、5%和 1%的统计水平检验。括号内汇报了稳健标准误。

表 7 汇报了社会资本影响农民工就业质量的信息资源作用机理结果，在控制了可能存在的内生性后，信息资源的系数值为正，但并不显著，反映出动员信息资源可能并不一定会直接提升农民工的就业质量。从信息资源作用于农民工就业质量的过程来看，其更多反映了通过中间人这一桥梁，使求职农民工的资质条件和招聘单位的岗位要求两方面信息在劳动力市场的供求双方进行传递，从而降低搜寻双方的信息不对称及相应的搜寻成本。这一影响过程并不完全等同于人情资源的岗位配给机制，而更类似于搜寻双方借助信息媒介实现岗位匹配的过程。因此通过社会资本动员的信息资源对农民工就业质量的影响可能仍需借助一定的间接路径才能实现。下面将对关系资源影响农民工就业质量的可能路径进行拓展检验。

表 7 社会资本影响农民工就业质量的传导机理：信息资源作用

	社会资本	信息资源	就业质量
	系数值 标准误	系数值 标准误	系数值 标准误
社会资本	—	0.0199** (0.0103)	—
动用信息资源	—	—	0.1123 (0.3945)
流入地社区流动人口占比 (工具变量 1)	0.1461** (0.0724)	—	—
本地居民为主体的社区活动 (工具变量 2)	-0.1118* (0.0636)	—	—
其他特征变量	控制	控制	控制

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示通过显著水平为 10%、5%和 1%的统计水平检验。括号内汇报了稳健标准误。

### （三）关系资源影响农民工就业质量的可能路径拓展检验

结合理论假设 3 提及的人职匹配和多样化高回报机会等作用渠道，本部分拓展检验人情资源和信息资源影响农民工就业质量的可能路径。表 8 首先汇报了两类关系资源对农民工实现人职匹配和获得高回报机会影响的回归结果，其中高回报机会包括接触职位层次多样性和市场连通性两个衡量指标，由于这两个指标均为非负整数，使用泊松回归进行计量检验。在

控制了其他特征变量后，人情资源和信息资源在人职匹配方程中的系数值均为正，但人情资源变量并不显著，而信息资源则通过了 5%统计水平的显著检验，说明相较而言信息资源对实现农民工人职匹配的影响效应要更为强烈，而人情资源在农民工岗位匹配过程中所起的作用相对较小。人情资源和信息资源在职位层次多样性回归方程中都至少通过了 10%统计水平的显著检验且系数值为正，说明人情资源和信息资源都可以提高农民工在工作组织内部接触到多样化职位层次的可能性；而且相较于信息资源，人情资源对接触职位层次多样性的影响效应更为强烈。在市场连通性回归方程中，人情资源的系数值显著为正，而信息资源的系数值虽为正，但并不显著，说明仅有人情资源可能增强农民工与工作组织外部的市场之间的连通程度，进而有助其获得更多高回报的市场机会。

表 8 关系资源对农民工实现人职匹配和获得高回报机会的影响

	人职匹配度	职位层次多样性	市场连通性
	系数值 标准误	系数值 标准误	系数值 标准误
人情资源	0.0737 (0.1416)	0.5929*** (0.1077)	0.4726*** (0.0953)
信息资源	0.2459** (0.1097)	0.2291* (0.1307)	0.1697 (0.1161)
其他特征变量	控制	控制	控制

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示通过显著水平为 10%、5%和 1%的统计水平检验。括号内汇报了稳健标准误。

接下来将人情和信息两类关系资源以及人职匹配度、职位层次多样性、市场连通性等路径变量依次纳入农民工就业质量回归方程，进一步检验关系资源及可能路径对农民工就业质量的影响（参见表 9）。由于本部分实证分析仅作为对机理检验结果的简要印证，加之考虑计量估计的可操作性，此处并未控制关系资源在就业质量方程中可能存在的内生性，而且从就业质量方程（1）的估计结果可以看出，人情资源和信息资源对农民工就业质量的影响方向及影响程度与表 6 和 7 的回归结果基本一致，只是系数值略小，表 9 的实证结果作为对上述机理检验的补充印证仍具有一定的说服力。

就业质量方程（2）在方程（1）的基础上引入人职匹配度变量，人职匹配度系数为正且通过了 1%统计水平的显著检验，说明实现人职匹配对农民工就业质量的促增效应明显。结合表 8 中“信息资源对农民工人职匹配度具有显著正向影响”的实证结果，初步判断得出，信息资源可通过增强人职匹配度进而提升农民工的就业质量，部分印证了研究假设 3。这意味着，在市场机制不完善的背景下，嵌入关系资源的社会资本对农民工就业质量的提升具有直接和间接双重效应，直接效应突出表现为人情资源可能通过代替其他市场化的分配机制而直接帮助农民工获得更好的工作岗位，从而实现就业质量的提升；间接效应突出表现为信息资源可通过传递高质量的岗位适配信息，帮助农民工降低工作搜寻成本和岗位试错损失，间接提升这一群体的就业质量。随着市场机制的不断完善，人情资源的的活动空间将被逐渐压缩，信息资源的作用机制更契合劳动力市场中通过搜寻匹配实现就业均衡的基本逻辑，也更体现出社会资本的正面效应。

就业质量方程（3）在方程（2）的基础上进一步引入职位层次多样性和市场连通性变量，结果显示，职位层次多样性和市场连通性的系数值均显著为正，说明在工作组织内部接触多样化的职位层次、与工作组织外部市场的连通性越强，都有助于提升农民工的就业质量。结合表 8 中关系资源影响农民工高回报机会获得的估计结果也可判断，动员人情和信息资源均可能通过促进农民工在组织内部接触到多样化的职位层次进而提升其就业质量；同时人情资源还可能通过增强农民工与组织外部市场的连通程度进而对就业质量产生促增效应。总体来看，人情资源通过帮助农民工获得高回报机会进而提升其就业质量这一影响路径比较明确，而信息资源在此过程中的作用相对较小。

表 9 关系资源及可能路径对农民工就业质量的影响

	就业质量方程 (1)	就业质量方程 (2)	就业质量方程 (3)
	系数值 标准误	系数值 标准误	系数值 标准误
动员人情资源	0.0481*** (0.0144)	0.0430*** (0.0141)	0.0305** (0.0138)
动员信息资源	0.0117 (0.0169)	0.0106 (0.0165)	0.0133 (0.0164)
人职匹配度	—	0.1259*** (0.0277)	0.1049*** (0.0284)
职位层次多样性	—	—	0.0098*** (0.0014)
市场连通性	—	—	0.0067*** (0.0024)
其他特征变量	控制	控制	控制

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示通过显著水平为 10%、5%和 1%的统计水平检验。括号内汇报了稳健标准误。

综合上述理论分析以及实证结果，本文绘制了社会资本影响农民工就业质量的关系资源机理实现过程（参见图 1）。其中，虚线连结线的影响程度要小于实线。具体来看，首先，农民工在城市劳动力市场中会通过动员人情和信息两类资源来为自身的就业过程提供社会资本支持，而且动员人情资源的强度要大于信息资源。其次，通过社会资本动员的人情资源可以直接提升农民工的就业质量，但信息资源对就业质量并未显示出直接的促增效应。最后，两类关系资源在影响农民工就业质量的过程中还存在一些间接作用路径，相较于人情资源，动员信息资源能够明显提高农民工的人职匹配程度进而提升其就业质量；相较于信息资源，动员人情资源帮助农民工获得高回报机会这一影响路径更为明显。

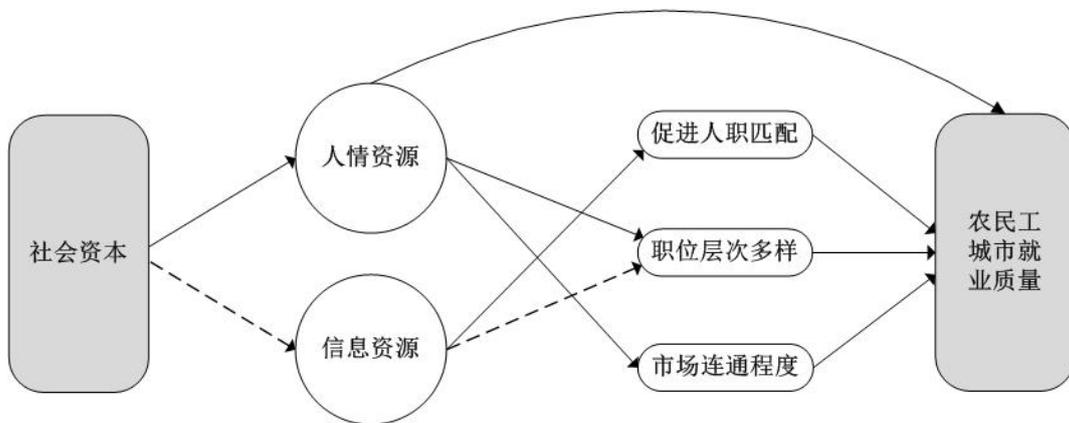


图 1 社会资本影响农民工就业质量的关系资源机理实现过程图示

#### (四) 主要结果的稳健性检验

为进一步验证人情资源和信息资源对农民工就业质量的影响效应，使用倾向得分匹配方法 (PSM) 进行稳健检验。该方法的基本思路是在评估关系资源对农民工就业质量的影响时，通过找到与动员关系资源的农民工样本（处理组）在各方面特征都极为相似的未动员关系资源的样本（控制组），从而降低样本选择偏误。表 10 分别利用近邻匹配法 (K=4) 和 马氏匹配法将处理组和控制组加以配对，并估计了两组个体之间的平均差距，在两种匹配估计结果中人情资源对农民工就业质量的干预效应 (ATT) 显著为正，而信息资源对农民工就业质量的干预效应并不显著，这与上文的主要回归结果基本一致。图 2 以人情资源对就业质量的影响为例，绘制了基于 K=4 近邻匹配法得到的匹配前后处理组和控制组的倾向值得分的概率

密度分布情况,匹配之前两者间的倾向值得分的概率分布存在显著差异,匹配之后趋向重合,表明倾向得分匹配的效果比较理想。

上述非精确匹配可能存在偏差,使用 Abadie & Imbens (2011) 的偏差校正方法重新匹配,该方法通过在处理组或控制组内部进行二次匹配,可得到异方差条件下的稳健标准误。未做偏差校正的模型通过一对四匹配来估计平均处理效应 ATT,在此基础上进行偏差校正。通过偏差校正匹配后,人情资源对农民工就业质量的作用程度虽有所下降,但仍呈现出显著的正向影响,同时信息资源对农民工就业质量的干预效应仍不显著。最后,鉴于上述匹配方法在解决处理组与控制组协变量均衡问题上还存在一定缺陷,使用 Hainmueller (2012) 提出的熵均衡匹配方法,对处理组与控制组样本协变量的一阶矩(均值)和二阶矩(方差)进行调整,使两组样本协变量在各种矩约束条件下实现精确匹配。表 10 最后一列的估计结果与上述几种匹配估计的结果大体吻合,综上表明本文的核心回归结果是比较稳健的。

表 10 关系资源对农民工就业质量影响的匹配估计结果

	K 近邻匹配 (K=4)	马氏匹配	偏差校正匹配	熵均衡匹配
动用人情资源	0.0540*** (0.0191)	0.0570*** (0.0151)	0.0503*** (0.0151)	0.0463*** (0.0161)
动用信息资源	0.0042 (0.0252)	0.0087 (0.0190)	0.0190 (0.0189)	0.0095 (0.0186)
其他特征变量	控制	控制	控制	控制

注: \*、\*\*、\*\*\*分别表示通过显著水平为 10%、5%和 1%的统计水平检验。括号内汇报了对应系数值的标准误,其中 K 近邻匹配使用自助法获得标准误,马氏匹配和偏差校正匹配使用 Abadie and Imbens (2006) 提出的异方差稳健标准误。

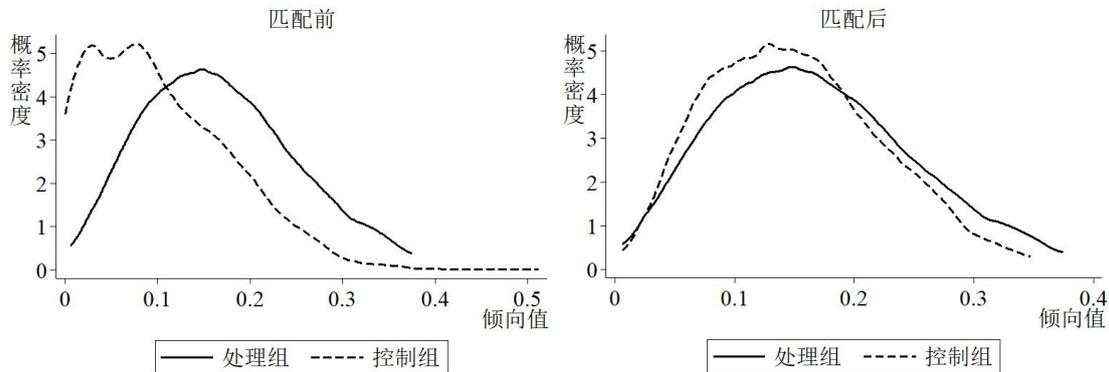


图 2 处理组和控制组匹配前后倾向值得分的概率密度分布图

## 五、结论性评述

长期以来关于农民工社会资本就业效应的研究主要关注了社会资本本身对农民工劳动力市场结果的影响,在一定程度上忽视了通过社会资本所动员的关系资源对农民工劳动力市场结果的实际作用。本文侧重从人情和信息两类关系资源视角系统分析了社会资本通过动员关系资源进而作用于农民工就业质量的内在机理,并借助 CLDS2014 数据以及 Probit 回归、三阶段最小二乘法、匹配估计等计量手段进行了经验层面的检验。研究发现,从直接效应来看,在控制了社会资本的潜在内生性后,其对农民工就业质量依然具有显著的促增效应。从关系资源的作用机理来看,社会资本提高了农民工动员人情资源和信息资源的可能性,且动员人情资源的概率要大于信息资源;社会资本通过动员人情资源有助于提升农民工的就业质

量,而通过动员信息资源并未对农民工就业质量产生直接的提升作用。从关系资源进一步的作用路径来看,信息资源虽未表现出直接的就业质量促增效应,但其可通过传递高质量的岗位信息帮助农民工实现人职匹配,降低其工作搜寻成本和岗位试错损失,间接提升这一群体的就业质量;人情资源的作用突出表现为其可能直接帮助农民工获得多样化的高回报机会,从而实现这一群体就业质量的提升。

以上研究结论具有一定的启发意义,尤其是涉及农民工就业质量提升的政策供给或许不应重视该群体社会资本存量的培育,更应着眼于如何提升通过社会资本所动员的关系资源的质量。而要想让农民工接触到多样化、高层次的关系资源,就必须帮助其扩大社会交往半径,实现与更大社会圈层人群的信息交流与互换。对此可依托近年来普遍兴起的志愿组织、维权组织、心理援助组织、各类行业协会等公共服务组织以及基层群团组织,充分发挥这些社会组织在技能培养、文化素质培训、心理疏导、权益维护等方面的作用,帮助农民工适时应对城市社会融入中的各类冲突,并构筑起新型社会支持网络及多样化的就业信息获取渠道,使其能够及时调整自身在城市劳动力市场中的就业竞争策略,节省相应的时间成本和交易成本。当然,还有一点值得注意,也即市场机制的完善虽会在一定程度上压缩人情资源的作用空间,但也更利于实现多样化的信息资源的传递,从而良性可持续地促进农民工在劳动力市场中实现岗位匹配和就业质量提升。因此,加快建设统一的劳动力市场,通过适时的政策干预提高信息等各类资源的配置效率,强化对农民工就业权益的制度兜底力度,则是社会资本之外应重点考虑的就业政策调整取向。

#### 参考文献:

边燕杰 张文宏 程诚,2012:《求职过程的社会网络模型:检验关系效应假设》,《社会》第3期。

边燕杰 张文宏,2001:《经济体制、社会网络与职业流动》,《中国社会科学》第2期。

李宝值 朱奇彪 米松华等,2016:《农民工社会资本对其职业技能投资决策的影响研究》,《农业经济问题》第12期。

罗伯特·帕特南,2011:《独自打保龄:美国社区的衰落与复兴》,北京大学出版社。

明娟 曾湘泉,2015:《工作转换与受雇农民工就业质量:影响效应及传导机制》,《经济学动态》第12期。

孙宇 边燕杰,2017:《职业地位获得中的人情作用机制》,《社会科学战线》第5期。

王春超 周先波,2013:《社会资本能影响农民工收入吗?——基于有序响应收入模型的估计和检验》,《管理世界》第9期。

姚洋 钟宁桦,2008:《工会是否提高了工人的福利?——来自12个城市的证据》,《世界经济文汇》第5期。

叶静怡 武玲蔚,2014:《社会资本与进城务工人员工资水平——资源测量与因果识别》,《经济学(季刊)》第4期。

章元 陆铭,2009:《社会网络是否有助于提高农民工的工资水平?》,《管理世界》第3期。

章元 E.M.Mouhoud 范英,2012:《异质的社会网络与民工工资:来自中国的证据》,《南方经济》第2期。

朱明宝 杨云彦,2017:《近年来农民工的就业结构及其变化趋势》,《人口研究》第5期。

Abadie, A. & G.W.Imbens(2011), "Bias-corrected matching estimators for average treatment effects", *Journal of Business & Economic Statistics* 29(1):1-11.

Bian, Y. & J.R.Logan(1996), "Market transition and the persistence of power: The changing

stratification system in urban China”, *American Sociological Review* 61(5):739-758.

Bian, Y. & X.Huang(2009), “Network resources and job mobility in China’s transitional economy”, in: L.Keister(ed), *Work and Organizations in China after Thirty Years of Transition*, Emerald.

Bian, Y. & X.Huang(2015), “Beyond the strength of social ties: Job search networks and entry-level wage in urban China”, *American Behavioral Scientist* 59(8):961-976.

Bian, Y. et al(2015), “Information and favoritism: The network effect on wage income in China”, *Social Networks* 40:129-138.

Breda, T. & A.Manning(2016), “Diversity and social capital within the workplace: Evidence from Britain”, CEP Discussion Paper, No. 1460.

Brady, G. (2015), “Network social capital and labour market outcomes: evidence for Ireland”, *Economic and Social Review* 46(2): 163-195.

Calvó-Armengol, A. & M.O.Jackson(2004), “The effects of social networks on employment and inequality”, *American Economic Review* 94(3):426-454.

Charlesworth, S. et al(2014), “Measuring poor job quality amongst employees: The VicWAL job quality index”, *Labour & Industry: A Journal of the Social and Economic Relations of Work* 24(2):103-123.

Elliott, J.R.(1999), “Social isolation and labor market insulation: Network and neighborhood effects on less-educated urban workers”, *Sociological Quarterly* 40(2):199-216.

Erhel, C. et al(2012), “Trends in job quality during the great recession : A comparative approach for the EU”, *Bruxelles: Centre d’études de l’emploi. Document de travail* 161(1):1-43.

European Commission(2008), *Employment in Europe 2008*, Brussels: Directorate General for Employment, Social Affairs and Equal Opportunities.

Fernandez, R.M. & N.Weinberg(1997), “Sifting and sorting: Personal contacts and hiring in a retail bank”, *American Sociological Review* 62(6):883-902.

Granovetter, M.S.(1985), “Economic action and social structure: The problem of embeddedness”, *American Journal of Sociology* 91(3):481-510.

Hainmueller, J.(2012), “Entropy balancing for causal effects: A multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies”, *Political Analysis* 20(1):25-46.

Han, S.(2013), “Compositional and contextual associations of social capital and self-rated health in Seoul, South Korea: A multilevel analysis of longitudinal evidence”, *Social Science & Medicine* 80:113-120.

Leschke, J. & A.Watt(2014), “Challenges in constructing a multi-dimensional European job quality index”, *Social Indicators Research* 118(1):1-31.

Lin, N. & M.Dumin(1986), “Access to occupations through social ties”, *Social Networks* 8(4):365-385.

Lin, N.(1999), “Social networks and status attainment”, *Annual Review of Sociology* 25:467-487.

Meng, T. & H.Chen(2014), “A multilevel analysis of social capital and self-rated health: Evidence from China”, *Health & Place* 27(C): 38-44.

Mouw, T.(2003), “Social capital and finding a job: Do contacts matter?”, *American Sociological Review* 68(6):868-898.

Obukhova, E.(2012), “Motivation vs. relevance: Using strong ties to find a job in urban China”, *Social Science Research* 41(3):470-480.

- Obukhova, E. & L.Zhang(2017), "Social capital and job search in urban China: The strength-of-strong-ties hypothesis revisited", *Chinese Sociological Review* 49(4):340-361.
- Piracha, M. et al(2013), "Social capital and immigrants' labour market performance", IZA Discussion Papers, No. 7274.
- Portes, A.(1998), "Social capital: Its origins and applications in modern sociology", *Annual Review of Sociology* 24(1):1-24.
- Putnam, R.D.(1993), "The prosperous community: Social capital and public life", *American Prospect* 13(4):35-42.
- Rees, A.(1966), "Information networks in labor markets", *American Economic Review* 56(1):559-566.
- Rosenbaum, J.E. et al(1999), "Pathways into work: Short and long-term effects of personal and institutional ties", *Sociology of Education* 72(3):179-196.
- Saloner, G.(1985), "Old boy networks as screening mechanisms", *Journal of Labor Economics* 3(3):255-267.
- Smith, S.S.(2000), "Mobilizing social resources: Race, ethnic, and gender differences in social capital and persisting wage inequalities", *Sociological Quarterly* 41(4):509-537.
- Simon, C.J. & J.T.Warner(1992), "Matchmaker, matchmaker: The effect of old boy networks on job match quality, earning and tenure", *Journal of Labor Economics* 10(3):306-330.
- Sin, I. & S.Stillman(2017), "The effect of social networks on the economic outcomes of a disadvantaged group: Evidence from tribal affiliations", IZA Discussion Papers, No. 10803.
- Stam, W. et al(2014), "Social capital of entrepreneurs and small firm performance: A meta-analysis of contextual and methodological moderators", *Journal of Business Venturing* 29(1):152-173.
- Wahba, J. & Y. Zenou(2005), "Density, social networks and job search methods: theory and application to Egypt", *Journal of Development Economics* 78(2): 443-473.