

# 工作搜寻：人力资本和社会资本 两种模式的选择\*

屈小博 王 强

**提 要：**本文利用中国家庭追踪调查（CFPS）和中国城市劳动力调查第三轮（CULS 3）数据，实证分析了社会资本积累行为与劳动力市场结果的关系及影响机制。研究发现：个人用于社会交往的时间越多则越偏好积累社会资本；而个人在劳动力市场上通过社会关系寻找工作的群体更偏好使用社会资本，其工资回报率较低。本文进一步通过社会关系搜寻工作与社会交往时间的相关关系，验证了社会资本积累行为的异质性及对劳动力市场效应的作用机制，在受教育阶段偏好社会交往积累社会资本会挤占用于人力资本积累的时间，进而带来更低的教育回报率。因此，在受教育阶段，更多地积累人力资本而不是社会资本才会带来更高的教育回报。

**关键词：**社会交往 社会资本 人力资本 就业搜寻 工资回报

## 一、引 言

无论是基于理论探讨还是现实经验，社会资本会在经济社会中发挥重要作用这一点毋庸置疑。中国被认为是一个典型的关系型社会，人们非常重视社会资本实际发挥的作用，也注重积累更多的社会关系，包括正处于受教育阶段和工作阶段的个体。然而，有经验研究却发现，劳动力市场上通过社会关系寻找工作群体的工资水平更低（Cheng et al.，2018），这一现象似乎与人们普遍认为的社会资本作用相悖。

---

\* 本文受到国家自然科学基金应急管理项目“供给侧结构性改革中的人力资本积累问题研究”（项目编号：71642003；主持人：都阳）、中国社会科学院创新工程项目“新时代就业结构与生产率提升问题研究”（项目编号：2019RKSA02；主持人：都阳）、国家自然科学基金青年项目“养老金制度与劳动力市场的协调性：中日比较研究”（项目编号：71973151；主持人：程杰）的支持。作者感谢北京大学中国社会科学调查中心的数据支持。

因为工资决定是供求均衡的结果，本质上来自人力资本的供求匹配。如果通过社会关系寻找工作的群体表现出更低的工资水平，一个合理的解释就是通过社会关系寻找工作的群体更偏好积累社会资本，尤其是在本应积累人力资本的受教育阶段花费更多的时间用于社会交往、积累社会资本。

已有研究在讨论社会资本与劳动力市场结果时，主要从如下两个方面展开。第一是从社会资本与个人职业获得的角度，讨论劳动者社会资本与劳动力市场结果的关系。虽然此文献的实证结果存在争议，但多数研究认为社会资本会对个人的经济社会地位产生积极的影响（Lin et al.，1981；Graaf & Flap，1988；Lin，1999；Huang & Western，2011）。第二是在考虑并解决内生性的情况下，分析个人的社会资本与其劳动力市场表现之间的关系（Marsden & Hurlbert，1988；叶静怡、武蔚玲，2014）。

无论是分析劳动者社会资本与个人职业的关系，还是分析社会资本与劳动力市场表现的关系，均是从短期视角静态讨论劳动者社会资本与劳动力市场结果之间的关系，缺乏考虑劳动者社会资本的形过程以及不同时期积累的社会资本可能带来的异质性影响。劳动者在不同阶段积累的社会资本，对人力资本的形成可能会产生显著的差异。为此，本文将使用中国家庭追踪调查数据（CFPS）和中国城市劳动力调查数据（CULS），讨论社会资本积累行为与个人劳动力市场结果之间的关系。

## 二、文献综述与研究假设

### （一）社会资本与工资

长期以来，关于社会资本的界定仍处于讨论之中（张文宏，2003）。正因为社会资本的定義不清晰，关于社会资本对劳动力市场影响研究的结论也不尽相同（陈云松、范晓光，2011）。一个普遍认同的、微观个体层面的社会资本可以被定义为能够带来预期收益的社会关系（张文宏，2003）。个人用于社会资本积累的投资越多，从社会关系即社会资本中所能获得的预期收益也就越大。但关于社会资本带来预期收益的途径，已有研究有不同的看法。第一种观点认为，因为社会资本提高了个人使用其他资本的机会，如提高人力资本和物质资本的使用机会，所以社会资本能够带来预期收益（Burt，1992）。第二种观点认为，社会资本作为一种嵌入性资源，能够为个人带来直接的经济收益（Montgomery，1991）。第三种观点认为，社会交往作为个人的需要，

能够起到与商品类似的作用——直接为个人带来收益（Becker, 1974）。

上述第一种观点认为社会资本有助于提高个人其他资本收益的机会。当从个人的角度出发看待这一观点时，可以认为使用社会资本有助于个人与就业岗位之间的匹配，从而能使人更好地发挥自身的人力资本。边燕杰（Bian, 1994, 1997）分析天津市和广西的调查数据发现，在具有计划经济色彩的时期，社会关系在职业分配过程中扮演着非常重要的作用。章元等（2008）基于对农民工数据的讨论，发现家庭层面的社会资本有助于增加农民工群体的流动。

第二种观点将社会资本看作一种嵌入性的社会资源，进而能够为劳动者带来直接的货币收益。从个人角度看，这一观点的社会资本实现收益的途径是通过直接提高个人的就业工资或提高个人进入更高收入行业、职业的机会。有许多实证研究证实了这一点。马斯顿和赫尔伯特（Marsden & Hurlbert, 1988）通过收集美国底特律地区工人的工资数据发现，社会资本能够为劳动者带来更好的劳动力市场竞争结果。叶静怡、周晔馨（2010）基于北京市农民工的调查数据，发现不同类型的社会资本对农民工的工资有着不同的影响，原始社会资本（农民工进城前积累的社会资本）并不影响农民工的工资，但新获得的社会资本即农民工进城后积累的社会关系会显著提高个人的工资。王春超、周先波（2013）基于血缘和地缘的差异，将个人的社会资本分为整合型社会资本和跨越型社会资本，通过对珠三角地区调查数据的研究发现，个人的社会资本会影响劳动者的收入水平，尤其是跨越型社会资本对于农民工群体的收入有明显的促进作用。

上述第三种观点，已有研究从个人的健康状况、幸福感等角度进行了实证分析（薛新东、程明梅，2012；张连刚、柳娥，2015）。如詹婧和赵越（2018）讨论了社区社会资本对单位老年人主观健康的影响，结果显示社区社会资本显著提升了老年人的主观幸福感。马万超（2018）基于中国综合社会调查数据的分析发现，亲戚、朋友和同事等不同类型的社会资本均能显著提高居民的幸福感受。

## （二）社会资本积累与工资

关于社会资本对劳动力市场结果影响的文献汗牛充栋，但鲜有文献涉及劳动者社会资本积累行为与个人劳动力市场结果之间的关系。越（Yueh, 2001）和周晔馨等（2019）参照劳动者人力资本投资模型构建了劳动者社会资本投资模型，讨论了劳动者社会资本积累的路径及社会资本积累的水平所能带来的劳动力市场结果。周

晔馨等（2019）采用个人效用函数构建了个人最优的社会资本投资模型，认为个人社会资本投资同时需要时间和货币投入，而社会资本对劳动者产生的收益包含间接货币收入和直接效用满足两方面。据此得到了如下三方面的结论。第一，人力资本水平有助于个人积累社会资本；第二，迁移概率的提高会降低均衡时个人的社会资本积累水平；第三，个人社会资本专用性的提高会降低个人社会资本积累的水平。

劳动经济学领域的工作搜寻和人力资本理论提供了一个分析个人社会资本积累水平与就业工资关系的视角。工作搜寻理论认为，在不完全的劳动力市场中，总体上具有相同人力资本水平群体的工资是一定的，但个体面临的实际工资总是表现出给定人力资本水平下预期收入水平处展开的某种分布（Pissarides，1974）。当劳动者拥有更强的信息收集能力或用于收集信息的时间越多，劳动者掌握的劳动力市场信息就越完全，找到符合预期工资工作的时间就越短（Gayer & Goldfrab，1972；McCall，1970），失业持续时间同样更短，获得更高收入水平工作的几率也越高。

社会资本在工作搜寻中能发挥重要的作用，但个人的资源是有限的，用于积累社会资本的資源越多，用于其他方面的资源就相对越少（Becker，1965）。明瑟（Mincer 1958）阐述了人们选择更高教育水平的原因——积累更多的人力资本有助于增加工资。当个人认为社会资本能在劳动力市场发挥更大的作用时，将会更多地积累社会资本。这一过程不仅包括进入劳动力市场之后，也包括在进入劳动力市场之前的受教育阶段。但教育阶段更有利于个人积累人力资本，通过影响人力资本水平是其影响个人收入最主要的路径。因而劳动者如果在受教育阶段将更多的时间用于积累社会资本，可能会为人力资本积累带来不利的影响。

### （三）社会资本积累与工资的假说

个人预期能从积累的社会资本中获取收益尤其是经济收益时，会在日常生活中更多地使用社会资本，在工作搜寻阶段同样会使用更多的社会资本。因此，本文提出

假设 1：偏好积累更多社会资本的个人，在工作搜寻阶段会更多地使用社会资本。

就现实的劳动力市场状况看，通过社会关系寻找工作群体的就业工资相对较低，也体现其群体的人力资本水平更低。考虑到更多积累社会资本与通过社会关系寻找工作之间的相关性，通过社会关系寻找工作群体的人力资本水平更低，可能是因为

积累社会资本挤压了人力资本积累，而积累社会资本对人力资本积累的挤压在受教育阶段可能更为突出。为此，本文提出

假设 2：偏好通过社会关系寻找工作的群体，其教育回报率更低。

个人积累更多的社会资本是因为预期能从积累的社会资本中获益。从经济收益的角度看，社会关系的一个显著特征就是提供更为丰富的信息。而在一个不完全的劳动力市场中，社会关系为个人提供的劳动力市场信息在个人的工作搜寻过程中能发挥重要作用。由此，本文提出

假设 3：通过社会关系寻找工作能够带来更为丰富的劳动力市场信息且提高了工作搜寻效率，因而通过社会关系寻找工作群体工作搜寻的时间更短。

### 三、数据说明和识别方法

#### （一）数据说明

为更好地识别社会资本积累与个人就业工资的关系，本文分别使用北京大学的中国家庭追踪调查数据（CFPS）和中国社会科学院人口与劳动经济研究所的中国城市劳动力调查数据（CULS）。CFPS 调查调查范围广泛，数据内容丰富，其样本覆盖全国 25 个省（直辖市、自治区），为全国代表性样本，且详细调查了被访者的家庭及个人的社会关系状况，符合本文研究的需要。中国城市劳动力调查（CULS）是由中国社会科学院人口与劳动经济研究所组织实施，收集关于本地家庭和外来人口家庭及其成员的就业、教育和培训等相关基本信息。CULS 分别于 2001 年、2005 年、2010 年和 2016 年进行了共计 4 轮的调查，因为 CULS 3 对劳动者历史工作经验、收入询问得更为详细，所以本文使用的是 2010 年的调查数据<sup>①</sup>。

#### （二）识别方法

要从社会资本积累的角度分析通过社会关系寻找工作群体工资更低的原因，必须在劳动者早期社会资本积累的行为和劳动者当前就业工资之间建立起联系。就这

---

<sup>①</sup> 还有一个使用 CULS 3 的原因。因为在本文计量分析过程中，为控制劳动者不随时间变化的不可观测因素，需要将劳动者 2008 年、2009 年的工资收入纳入计量模型的右侧。但其他 3 轮 CULS 调查没有收集劳动者历史收入的信息，这一原因也促使本文使用 CULS 3 而不是更新的 CULS 4 的数据。

一研究问题来看,需要至少两期的有效样本,而CFPS数据成为本研究的首要选择。在CFPS数据中,能够观察到劳动者个人实际用于社会交往的时间,包括与朋友吃饭、共同参加各类聚会等方面花的时间,因而本文用这一变量度量劳动者的社会资本积累行为。由于2012年和2014年的CFPS调查没有社会交往时间问题,所以本文将通过匹配可获得的2010年和2016年的CFPS数据作为研究。然而仅通过匹配两年的CFPS数据是不够的。在涉及工资的研究中,个人能力这一不随时间变化的不可观测因素带来的遗漏变量问题是此类研究的内生性来源之一,而在模型中加入被解释变量的滞后项能够有效控制个人不随时间变化的不可观测因素,但是CFPS2016年的数据中没有包含个人历史工资收入的信息。为此,本文将在研究中进一步使用个人历史收入信息更为丰富的CULS数据,以期获得在控制个人不随时间变化不可观测因素下的结论。

本文在研究中使用了两套数据,这两套数据在研究中的作用也是不同的。本文首先通过匹配两期的CFPS数据讨论个人社会交往的时间和进入劳动力市场寻找工作方式之间的关系,以检验本文提出的研究假设1。在假设1得到验证的基础上,本文进而利用CULS数据讨论通过社会关系寻找工作是否会带来更低的就业工资以及他们之间的作用机制与社会资本积累之间可能的关系。

### (三) 变量选择及数据处理

因为本文在研究时使用了两套数据,故而需要进行两方面的计量检验,分别是劳动者早期社会资本积累行为与寻找当前工作方式之间的关系和劳动者寻找工作方式与就业工资之间的关系。对于劳动者社会资本积累行为与当前工作寻找方式的检验,本文将匹配2010年和2016年的CFPS数据进行分析。CFPS2010中的时间利用模块中的社会交往部分,询问了个人平均每天在与朋友吃饭、面对面交谈、打电话、共同参加各类聚会上花的时间。因而本文将这一变量看作个人用于社会资本积累时间的代理变量,并利用CFPS2016中的主要工作模块中的求职渠道变量,构建该部分实证分析需要的二值被解释变量。在求职渠道中,问卷设计了五个方面的问题,包括自己直接与用人单位联系、自己参加招聘会、国家分配工作、亲属朋友或熟人介绍、学校推荐。本文将其中的亲属朋友或熟人介绍定义为1,其余定义为0。通过匹配2010年和2016年的CFPS数据,分析个人社会资本积累行为与后期在工作寻找过程中使用社会资本的关系。考虑到可能存在其他的既影响劳动者社会资本积累行

为和寻找工作方式的因素，本文将进一步控制劳动者的性别、年龄、受教育程度和户籍情况等信息。

对劳动者寻找工作方式与就业工资之间关系的计量检验，本文将使用 CULS 3 中个人问卷部分的劳动者工作时间和工资数据，以小时工资作为该部分实证检验的被解释变量，利用“您是如何进入这个工作单位的”这一问题，构建是否通过社会关系寻找工作的二值变量作为该部分实证检验所需的主要解释变量。考虑到可能的遗漏变量问题，本文还将控制劳动者的个人可观测特征，包括性别、年龄、受教育程度、婚姻状况和户籍等。为消除劳动者个人不可观测因素对分析的影响，本文还控制了劳动者的历史收入状况。

为得到计量所需的数据，本文仅保留 2010 年 CFPS 数据中社会交往时间不为异常的数据<sup>①</sup>。同时对 2016 年 CFPS 数据进行了如下处理：删除 2010 年、2012 年和 2014 年家庭编码为异常的数据；删除劳动者年龄数据为异常值的数据；删除没有工作的样本；删除个人特征信息为缺漏的数据；删除自雇人员样本。经过上述处理，最终得到 2978 个样本。将处理后的数据与 2010 年 CFPS 数据合并，得到 2142 个样本。删除劳动者寻找工作方式为缺漏的样本后，最终得到 1627 个可用数据。

本文对 CULS 3 数据进行了如下处理：剔除了工资小于等于 0 和性别、年龄、受教育年限和婚姻状态等信息缺失的样本，剔除了年龄低于 16 岁的观测值。剔除了户口性质为港澳台或其他样本；删除了工作时间异常的样本，如每周工作时间大于 7 天和日工作时间超过 16 小时的观测值；删除了自营劳动者和家庭帮工，仅保留受雇劳动力样本，同时还删除了行业属于农业就业和军人的观测值。最终得到 5755 个有效样本，样本的基本描述可见表 1。

表 1 样本的描述性统计分析

变量含义	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
CFPS 数据描述					
通过亲朋进入该企业（是 = 1）	1627 (588)	.427 (.372)	.495 (.484)	0 (0)	1 (1)
社会交往时间（工作日）	1627 (588)	.550 (.418)	.817 (.638)	0 (0)	8 (4)
社会交往时间（闲暇日）	1627 (588)	.812 (.735)	1.081 (1.099)	0 (0)	10 (10)
受教育年限	1627 (588)	10.431 (12.981)	4.067 (2.951)	0 (0)	22 (22)

① 剔除社会交往时间小于 0 且未填写的样本。

续表

变量含义	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
CFPS 数据描述					
女性 (是 = 1)	1627 (588)	.492 (.488)	.50 (.50)	0 (0)	1 (1)
年龄	1627 (588)	34.975 (22.536)	13.296 (3.472)	16 (16)	78 (52)
在婚 (是 = 1)	1627 (588)	.596 (.117)	.491 (.322)	0 (0)	1 (1)
国有企业 (是 = 1)	1627 (588)	.197 (.211)	.398 (.408)	0 (0)	1 (1)
CULS 数据描述					
小时工资的对数	5755	2.328	.679	-0.519	5.388
通过亲朋进入该企业 (是 = 1)	5755	.372	.483	0	1
城镇职工养老保险 (有 = 1)	5755	.612	.487	0	1
城镇职工医疗保险 (有 = 1)	5755	.143	.350	0	1
失业保险 (有 = 1)	5755	.399	.490	0	1
工伤保险 (有 = 1)	5755	.360	.480	0	1
农业 (是 = 1)	5755	.295	.456	0	1
在婚 (是 = 1)	5755	.741	.438	0	1
女性 (是 = 1)	5755	.441	.497	0	1
年龄	5755	37.278	10.331	17	71
受教育年限	5755	11.993	3.044	0	23

注: 其中 CFPS 括号内的数据表示 2010 年在教育阶段的统计描述、括号前的数据表示 2016 年在工作阶段子样本的统计描述性。

## 四、计量结果

### (一) 模型设定

在后文的实证分析部分, 主要基于如下计量模型展开分析。

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + Z_i \gamma + \varepsilon_i$$

其中,  $y_i$  表示被解释变量, 在不同的实证检验部分有着不同的含义。在表 2 的实证分析中,  $y_i$  表示个人是否通过社会关系寻找工作。表 3—表 6 的实证模型中,  $y_i$  表示小时工资的对数。 $y_i$  在表 8 的模型中则表示失业时间。 $X_i$  表示核心解释变量, 在不同模型中同样有着不同的含义。在验证假设 1 的表 2 中,  $X_i$  表示个人在 2010 年用于社会交往的时间。在验证假设 2 的表 6 中,  $X_i$  表示通过社会关系寻找工作与受教育年限的交互项。在验证假设 3 的表 8 中,  $X_i$  则表示个人是否通过社会关系寻找



工作。 $Z_i$  表示一组控制变量，具体内容在不同模型的计量结果表中呈现， $\varepsilon_i$  表示影响被解释变量的不可观测因素。

## (二) 基准回归结果

表 2 是个人的社会交往时间与就业寻找方式之间的计量结果<sup>①</sup>。模型一、二表示的是单变量回归，分别使用工作日和闲暇日的社会交往时间作为主要解释变量；模型三、四表示的是在控制了劳动者可观测特征情况下的回归结果，同样以工作日和闲暇日的社会交往时间作主要解释变量；模型五、六表示的是将样本限制在 2010 年正在接受教育而 2016 年在工作的这一子样本中。

表 2 社会资本积累与工作搜寻方式

解释变量	通过社会关系 寻找工作	通过社会关系 寻找工作	通过社会关系 寻找工作	通过社会关系 寻找工作	通过社会关系 寻找工作	通过社会关系 寻找工作
	模型一	模型二	模型三	模型四	模型五	模型六
社会交往时间 (工作日)	.033 ** (.015)		.026 * (.015)		.062 * (.032)	
社会交往时间 (闲暇日)		.026 ** (.011)		.025 ** (.011)		.037 ** (.017)
受教育年限			-.022 *** (.003)	-.022 *** (.003)	-.038 *** (.010)	-.038 *** (.010)
女性 (是=1)			-.025 (.024)	-.025 (.024)	-.039 (.038)	-.040 (.038)
年龄			-.000 (.001)	-.000 (.001)	-.009 (.010)	-.008 (.010)
在婚 (是=1)			-.004 (.032)	-.002 (.032)	.003 (.065)	-.001 (.066)
国有企业 (是=1)			-.052 * (.031)	-.053 * (.031)	-.108 ** (.044)	-.106 ** (.045)
地区固定效应	否	否	是	是	是	是
观测值	1627	1627	1627	1627	588	588

注：(1) 该部分数据来自 CFPS 数据库，利用 CFPS 数据使用普通最小二乘的方法计算得到；(2) 括号内为聚类到个体层面的稳健标准误；(3) 其中地区固定效应控制了华北、东北、华东、中南、西南和西北六个地区；(4) 除社会交往时间外，其余变量均为 2016 年的个人数据；(5) \*  $p < 0.1$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*\*\*  $p < 0.01$ 。

① 在该部分的计量模型中，本文并没有区分劳动者当前的工作是初次入职还是其他

表 2 的结果显示,在使用工作日的社会交往时间和闲暇日的社会交往时间作为主要解释变量时,均显示受教育阶段社会交往时间更多的个体更倾向于在进入劳动力市场后通过社会关系寻找工作,结果在 5% 的置信水平上显著。具体地说,劳动者每天用于社会交往的时间每增加 1 小时,寻找工作过程中使用社会资本的概率将会增加 3% 左右(模型一、二)。而在控制劳动者个人特征和地区固定效应的情况下,个人每天用于社会交往的时间每增加 1 小时,寻找工作过程中使用社会资本的概率将会增加 2.5% 左右(模型三、四)。进一步将样本限制在 2010 年在校、2016 年工作中可以看到,每天用于社会交往的时间越多,通过社会关系寻找工作的概率也越高。表 2 的结果显示,个人积累更多的社会资本,在寻找工作中使用社会资本的概率也越高,这也就验证了假设 1。

表 3 是本文对是否通过社会关系寻找工作与就业工资之间关系的计量检验。模型一是单变量回归;模型二表示的是在控制了个人可观测基本特征和城市固定效应时的计量结果;模型三表示的则是考虑到可能存在的行业工资差异,进一步控制劳动者所在就业行业时的计量结果;模型四表示的是将样本进一步限制在该份工作作为个人首份工作中。结果显示,劳动者通过社会关系寻找工作有着更低的工资,结果均在 1% 的置信水平上显著。其中通过社会关系寻找工作的群体比没有通过社会关系寻找工作群体的就业工资低 40.2% 左右(模型一),而在控制个人可观测特征和行业固定效应的情况下,通过社会关系寻找工作的群体比没有通过社会关系寻找工作群体的工资要低 18.8% 和 18.5% 左右(模型二、三)。将样本限制为初次入职时的估计结果显示,在控制了其他变量的情况下通过社会关系寻找工作劳动者的工资要比没有通过社会关系寻找工作的劳动者低 17% (模型四),进一步验证了通过社会关系寻找工作的群体工资水平更低。

表 3 工作搜寻方式与就业工资

解释变量	小时工资的对数	小时工资的对数	小时工资的对数	小时工资的对数
	模型一	模型二	模型三	模型四
通过社会关系寻找工作	-.402 *** (.018) (.028)	-.188 *** (.017) (.019)	-.185 *** (.017) (.019)	-.170 *** (.026) (.026)
农业		-.086 *** (.017)	-.090 *** (.017)	-.001 (.038)

续表

解释变量	小时工资的对数	小时工资的对数	小时工资的对数	小时工资的对数
	模型一	模型二	模型三	模型四
在婚		.118 *** (.019)	.115 *** (.019)	.112 *** (.031)
女性		-.227 *** (.013)	-.214 *** (.013)	-.225 *** (.018)
年龄		.033 *** (.006)	.031 *** (.006)	.035 *** (.011)
年龄的平方		-.000 *** (.000)	-.000 *** (.000)	-.000 *** (.000)
受教育年限		.085 *** (.003)	.085 *** (.003)	.086 *** (.004)
城市固定效应		控制	控制	控制
行业固定效应			控制	控制
观测值	5755	5755	5755	2661
拟合优度	.082	.463	.469	.424

注：(1) 该部分数据来自 CULS 3；(2) 主要解释变量系数下的第一行表示的是聚类到家庭层面的标准误，考虑到相同社区的个人影响工资的不可观测因素可能是相关的，因而第二行表示聚类到社区层面的稳健标准误。但聚类到不同的程度并不会对主要解释变量产生显著的影响，因而后续表格将只报告聚类到社区层面的稳健标准误；(3) \*  $p < 0.1$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*\*\*  $p < 0.01$ 。

在微观研究中，个体的异质性是最主要的内生性来源之一，而在控制了被解释变量的滞后项后，能够有效控制个体不随时间变化的不可观测因素对估计结果的威胁（Wooldridge，2015）。为此，本文将进一步控制个体被解释变量的滞后项——2008年9月和2009年3月的就业工资，以求得到更为稳健的研究结果。

表4 加入滞后项的结果

解释变量	小时工资的对数	小时工资的对数	小时工资的对数	小时工资的对数
通过社会关系寻找工作	-.044 *** (.009)	-.036 *** (.008)	-.032 *** (.008)	-.029* (.014)
2008年9月小时工资的对数	.820 *** (.020)		.368 *** (.052)	.458 *** (.079)
2009年3月小时工资的对数		.837 *** (.018)	.517 *** (.053)	.445 *** (.077)
有过职业转换	.051 ** (.021)	.026 (.018)	.046 ** (.018)	

续表

解释变量	小时工资的对数	小时工资的对数	小时工资的对数	小时工资的对数
其他控制变量	是	是	是	是
社会保险	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
观测值	5755	5755	5755	2661
拟合优度	. 839	. 856	. 873	. 858

注: (1) 本表数据来自 CULS 3, 括号内为聚类到社区层面的稳健标准误, 其中第一列、第二列和第三列分别表示全样本回归, 第四列表示的是将样本限制在初次入职的计量结果; (2) 考虑到企业为员工提供的社会保险可以看作个人工资的一部分 (Deroode, 1913), 所以在该部分计量模型中本文进一步控制了个人的社会保险状况; (3) \*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ 。

表 4 是加入劳动者工资滞后项的回归结果。结果显示, 通过社会关系寻找工作群体的小时工资都要相对低于没有通过社会关系寻找工作的群体。但在加入了被解释变量的滞后项之后, 主要解释变量的系数发生了明显的变化, 从 0.17 下降到 0.04 左右。产生这一结果的原因在于被解释变量的滞后项中包含主要解释变量背后蕴含的信息<sup>①</sup>。为消除被解释变量的滞后项解释主要解释变量中蕴含的信息, 本文将对被解释变量的滞后项作如下过程的处理: 首先, 本文将被解释变量的滞后项对所有的解释变量做回归, 根据这一计量结果, 本文可以得到被解释变量滞后项的拟合值。其次, 用被解释变量滞后项值减去被解释变量滞后项的拟合值, 得到被解释变量滞后项对所有解释变量做回归的残差项。经过上述处理得到被解释变量拟合值的残差就表示剔除了主要解释变量及其他控制变量的信息, 仅包含个人不可观测特征的信息。而将这一残差项加入计量方程右侧, 就相当于控制了个人不随时间变化的不可观测特征。

从表 5 可以看到, 在用被解释变量滞后项的残差代替被解释变量的滞后项加入计量模型的右侧后, 主要解释变量的系数发生了明显的变化, 且显著性水平也有明显的变化。结果显示在控制了其他因素及个人不可观测因素的情况下, 通过社会关系寻找工作的劳动力群体比没有通过社会关系寻找工作劳动力群体的工资低 17.5% 左右。

<sup>①</sup> 当个人在这一期间没有发生职业转换时, 那么主要解释变量背后所蕴含的信息完全会被因变量的滞后项解释, 即使样本中也有个别人发生了职业转换, 但被解释变量的滞后项还是会包括主要解释变量背后所蕴含的信息。所以只有在引入滞后项残差后, 通过社会关系寻找工作这一变量反映的才是净的效应。同时, 为消除个体在滞后项所处时间的工作和当前工作之间工作转换可能带来的影响, 本文将进一步控制劳动者在这期间否有过工作转换。

表 5 加入滞后项残差的结果

解释变量	小时工资的对数	小时工资的对数	小时工资的对数	小时工资的对数
	模型一	模型二	模型三	模型四
通过社会关系寻找工作	-.174 *** (.010)	-.173 *** (.009)	-.175 *** (.009)	-.175 *** (.014)
2008年9月小时工资对数的残差	.820 *** (.020)		.368 *** (.053)	.460 *** (.078)
2009年3月小时工资对数的残差		.837 *** (.018)	.517 *** (.053)	.443 *** (.077)
有过职业转换	-.112 *** (.023)	-.112 *** (.018)	-.113 *** (.019)	
其他控制变量	是	是	是	是
社会保险	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
观测值	5755	5755	5755	2661
拟合优度	.839	.856	.873	.858

注：(1) 本表数据来自 CULS 3；(2) 括号内为聚类到社区层面的稳健标准误，其中第一列、第二列和第三列分别表示全样本回归，第四列表示的是将样本限制在初次入职的结果；(3) 与表 4 结果不同的是，在用被解释变量的滞后项残差替代被解释变量的滞后项后，其他控制变量由不显著变为显著；(4) \*  $p < 0.1$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*\*\*  $p < 0.01$ 。

### (三) 社会资本积累的异质性结果

正如前文分析指出，个人在受教育阶段对劳动力市场结果的影响更多地是通过积累更高水平的人力资本实现。考虑到社会交往时间与通过社会关系寻找工作之间的相关性，通过社会关系寻找工作的群体用于社会交往的时间相对更多。在受教育阶段，高社会交往时间可能导致更低的人力资本积累时间，进而导致相对低的教育回报。为验证社会资本积累行为与就业工资的这一作用机制，本文将在表 6 的计量部分分别用是否通过社会关系寻找工作与工作时间和受教育时间做交互，并将交互项加入模型的右侧。表 6 中模型一是添加了寻找工作方式与受教育年限的交互；模型二是添加了寻找工作方式与工作经验的交互；模型三是同时添加两个交互项；模型四表示将样本限制在初次入职中的计量结果。

结果显示，在其他条件不变的情况下，通过社会关系寻找工作劳动力群体的教育回报率要低于其他方式寻找工作的群体（表 6 中模型一、三、四）。这表明是否通过社会关系寻找工作会影响个人的教育回报，交互项的系数也可以解释为通过社

会关系寻找工作群体的教育回报率下降约 11.1%<sup>①</sup>。工作经验与是否通过社会关系寻找工作的交互项不显著,这说明是否通过社会关系寻找工作并不会影响个人的工作经验回报率。从受教育时间和工作时间与个人寻找工作方式的交互项系数的差异可以看到,导致通过社会关系寻找工作群体更低工资的原因是教育回报率更低,可能是由于在教育阶段偏好积累社会资本从而人力资本水平更低所导致,这也就验证了本文提出的假设 2。但就本文的分析看,从这一角度的解释还需要更多的经验证据。需要说明的是,本文只是验证了假设 1,受于数据资料的约束,还不能提供更直接的实证证据证明通过社会关系寻找工作就是偏好积累社会资本。

表 6 社会资本积累的异质性结果

解释变量	小时工资的对数	小时工资的对数	小时工资的对数	小时工资的对数
	模型一	模型二	模型三	模型四
通过社会关系寻找工作	-.069** (.034)	-.184*** (.015)	-.059 (.041)	-.087 (.059)
社会关系寻找工作 × 受教育年限	-.009*** (.003)		-.010*** (.003)	-.008* (.004)
社会关系寻找工作 × 工作经验		.000 (.001)	-.000 (.000)	.001 (.001)
受教育年限	.090*** (.002)	.085*** (.002)	.090*** (.002)	.090*** (.002)
工作经验	.012*** (.002)	.012*** (.002)	.012*** (.002)	.012*** (.002)
其他控制变量	是	是	是	是
社会保险	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
观测值	5755	5755	5755	2661
拟合优度	.871	.871	.871	.856

注: (1) 该部分数据来自 CULS 3; (2) 括号内为聚类到社区层面的稳健标准误,其中第一列、第二列和第三列分别表示全样本回归,第四列表示的是将样本限制在初次入职的结果; (3) \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ 。

#### (四) 稳健性检验

上述在控制工资滞后项的情况下,基于普通最小二乘的计量结果能够说明在控制个人不随时间变化不可观测因素的情况下,获得通过社会关系寻找工作群体的工

<sup>①</sup> 利用表 6 中模型三的通过社会关系寻找工作与教育年限的交互项系数和受教育年限的系数计算得到,具体为通过 1% 比 9% 计算获得。

资水平更低的结论。为验证这一结果的稳健性，本文将进一步利用倾向得分匹配的方法分析不同寻找工作方式工资的差异。表 7 就是基于倾向得分匹配法 (Rosenbaum & Rubin, 1983) 得到的估计结果，其中初次入职样本表示将匹配数据的范围限制在初次入职的个体之中。表 7 全样本结果显示，匹配前通过社会关系和没有通过社会关系寻找工作群体匹配样本的对数工资差异达到 0.402，而在匹配后不同组匹配样本的均值差异为 0.14 左右，且不同组间均值差异的结果在 1% 的置信水平上显著。初次入职样本同样表现出相同的结果，结果进一步说明通过社会关系寻找工作的群体工资低于没有通过社会关系寻找工作的群体<sup>①</sup>。

表 7 就业工资的平均处理效应

全样本					
处理效应	处理组	控制组	差异	标准误	T 值
匹配前	2.076	2.478	-.402	.018	-22.67***
ATT (临近匹配)	2.076	2.210	-.134	.028	-4.50***
ATT (半径匹配)	2.076	2.222	-.146	.015	-6.41***
ATT (核匹配)	2.076	2.229	-.153	.014	-6.87***
初次入职样本					
处理效应	处理组	控制组	差异	标准误	T 值
匹配前	2.237	2.553	-.316	.028	-11.2***
ATT (临近匹配)	2.237	2.423	-.186	.048	-3.84***
ATT (半径匹配)	2.244	2.391	-.147	.027	-5.43***
ATT (核匹配)	2.237	2.385	-.148	.023	-6.46***

注：(1) 该部分数据来自 CULS 3，其中全样本和初次入职样本分别表示基于全样本进行匹配计算得到的平均处理效应和初次入职样本计算得到的平均处理效应，被解释变量为工资的对数值；(2) 其中处理组个体与控制组个体分别表示通过社会关系寻找工作的样本和没有通过社会关系寻找工作的样本，临近匹配为 1 对 1 匹配，半径匹配的带宽设置为 0.01，核匹配使用默认带宽；(3) 各匹配方法的系数及其标准误是通过 500 次的 bootstrap 得到的；(4) \*  $p < 0.1$ ，\*\*  $p < 0.01$ ，\*\*\*  $p < 0.01$ 。

## (五) 机制检验

本文的分析基于社会资本会为个人带来更为丰富的劳动力市场信息，从而提高个人工作搜寻的效率。为验证这一观点，本文在表 8 分析了失业时间与工作搜寻方式之间的关系见表 8。其中模型一、二表示的是单变量回归，考虑到这些变量之间

<sup>①</sup> 理论上，使用倾向得分法要进行均衡性检验。但因为倾向得分匹配的方法不是本文分析最为核心的方法，只是起到了稳健性检验的作用，所以没有在正文报告倾向得分方法的均衡性检验部分。

可能存在的非线性关系，因而分别用上次离职时间和本次入职时间间隔的水平值和对数值进行分析；模型三和模型四则是加入了劳动者个人特征、失业年份和城市固定效应下的计量结果。从表 8 可以看出，在控制了其他条件的情况下通过社会关系寻找工作劳动力群体寻找工作的时间要比没有通过社会关系寻找工作劳动力群体寻找工作的时间短 1.2 个月或 13.5%（模型三、四）。

表 8 寻找工作方式与失业时间

解释变量	失业时间	失业时间的对数	失业时间	失业时间的对数
	模型一	模型二	模型三	模型四
通过社会关系寻找工作	-1.343 <sup>**</sup> (.529)	-.166 <sup>**</sup> (.068)	-1.198 <sup>**</sup> (.539)	-.135 <sup>*</sup> (.070)
其他控制变量			控制	控制
失业年份			控制	控制
城市固定效应			控制	控制
观测值	778	778	778	778
拟合优度	.009	.008	.141	.107

注：(1) 该部分数据来自 CULS 3，括号内为聚类到社区层面的稳健标准误；(2) 其中主要解释变量失业时间的单位为月，利用上次工作离职的时间和本次工作入职的时间计算得到；(3) 由于不同样本上分工作的结束时间有着较大的差异，因为有超过 95% 的样本上一份工作结束的时间在 2005 年至 2010 年，故而本部分将样本限制在这一时间范围内，下同；(4) <sup>\*</sup>  $p < 0.1$ ，<sup>\*\*</sup>  $p < 0.05$ ，<sup>\*\*\*</sup>  $p < 0.01$ 。

进一步地，本文利用倾向得分匹配方法估计了失业时间匹配样本的平均处理效应。结果同样显示通过社会关系进行工作搜寻的群体用于寻找新工作的时间比没有通过社会关系寻找工作的群体短。表 8、表 9 的结果均表明，通过社会关系寻找工作群体失业持续时间更短，验证了假说 3。

表 9 失业时间的平均处理效应

	处理组	控制组	差异	标准误	T 值
匹配前	3.527	4.870	-1.343	.518	2.59 <sup>***</sup>
ATT (临近匹配)	3.527	5.433	-1.905	.869	-2.19 <sup>**</sup>
ATT (半径匹配)	3.527	5.200	-1.673	.765	-2.19 <sup>**</sup>
ATT (核匹配)	3.527	5.039	-1.512	.721	-2.10 <sup>**</sup>

注：(1) 数据来自 CULS 3，被解释变量为失业时间的水平值，以月为单位；(2) 其中处理组个体与控制组个体分别表示通过社会关系寻找工作的样本和没有通过社会关系寻找工作的样本，由于样本较少所以临近匹配为 1 对 4 匹配，半径匹配的带宽设置为 0.01，核匹配使用默认带宽；(3) 各匹配方法的系数及其标准误是通过 500 次的 bootstrap 得到的。



## 五、结 论

社会关系在我国劳动力市场工作搜寻的过程中扮演着重要的作用。中国城市劳动力调查的数据显示，在我国城市劳动力市场上，大约有 37% 的劳动力当前的工作是在社会关系的帮助下得到的。虽然通过社会关系寻找工作是我国劳动力市场上的一个比较普遍现象，但这并不意味着通过社会关系寻找工作就一定能够带来更为积极的劳动力市场结果。本文分析发现，在控制了其他因素的情况下，总体上通过社会关系寻找工作群体要比通过其他方式寻找工作群体的工资低约 17.5%。然而这并不能说明通过社会关系寻找工作只会带来更差的劳动力市场表现。通过分析劳动者两份工作中间的失业时间发现，通过社会关系寻找工作群体的工作搜寻时间要相对更低。这表明通过社会关系能有效减少人职匹配的时间。

通过社会关系寻找工作呈现出来的上述两方面的表现，会使人产生这样的一种错觉，即通过社会关系寻找工作虽然能够减少个人搜寻工作的时间，但这是以更低的就业质量为代价的，如通过社会关系的工作工资水平更低。虽然用于寻找工作的时间会在一定程度上影响到劳动者的就业，但并不能说明通过社会关系寻找工作是导致更低就业工资的原因。劳动者的就业工资是由其人力资本水平决定的，在分析通过社会关系寻找工作群体的工资水平更低时，需要从人力资本积累的角度进行分析。考虑到个人通过社会关系寻找工作可能是因为个人更加偏好积累社会资本，而在受教育阶段更多地积累社会资本可能会对劳动者的人力资本积累产生不利影响，为此本文进一步在模型中添加了寻找工作方式与教育年限和工作经验的交互项进行分析。寻找工作方式与受教育年限的交互项系数显著为负和寻找工作的方式与工作经验的交互项系数不显著，说明个人在受教育阶段偏好积累社会资本会带来更低的教育回报率。因为通过社会关系寻找工作并不必然表示个人将更多的时间用于社会交往，所以从这一角度解释通过社会关系寻找工作与受教育年限之间负的交互项系数也需要尤为谨慎。

本文的研究结果表明，社会资本的确能够为劳动者提供更为丰富的劳动力市场信息，使劳动者更为有效地搜寻工作，从而显著缩减失业的持续时间。然而，社会资本表现出来的积极效应并不意味着在任何时期更多地积累社会资本都会带来更高的工资。积累社会资本也存在弊端，正如周晔馨等（2019）指出的，个人积累社会

资本也需要资源的投入。无论是时间还是物质，既可用于积累社会资本，也可以用于其他方面的积累，但二者存在此消彼长的关系。

当然，本文研究也存在若干不足。首先，已有的面板数据难以充分满足研究的需要，所以本文不得不使用两套数据研究，而两套数据样本代表性的差异可能会影响本文的结论。其次，本文缺乏更为直接的证据证明通过社会关系寻找工作的群体相较于其他方式寻找工作的群体用于社会交往时间更多的恰当性，因而对于结果的解释需要更为谨慎。

#### 参考文献:

- 陈云松、范晓光, 2011, 《社会资本的劳动力市场效应估算——关于内生性问题的文献回溯和研究策略》, 《社会学研究》第1期。
- 马万超, 2018, 《社会资本影响居民幸福感内在机制的实证研究》, 《社会科学》第2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。
- 薛新东、程明梅, 2012, 《农村老人社会资本、健康与幸福感的关 系研究——基于湖北、河南农村老人的实证分析》, 《经济管理》第12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。
- 叶静怡、周晔馨, 2010, 《社会资本转换与农民工收入——来自北京农民工调查的证据》, 《管理世界》第10期。
- 詹婧、赵越, 2018, 《身体健康状况、社区社会资本与单位制社区老年人主观幸福感》, 《人口与经济》第3期。
- 张连刚、柳娥, 2015, 《组织认同、内部社会资本与合作社成员满意度——基于云南省263个合作社成员的实证分析》, 《中国农村观察》第5期。
- 张文宏, 2003, 《社会资本: 理论争辩与经验研究》, 《社会学研究》第4期。
- 章元、李锐、王后、陈亮, 2008, 《社会网络与工资水平——基于农民工样本的实证分析》, 《世界经济文汇》第6期。
- 周晔馨、涂勤、梁斌、叶静怡, 2019, 《农民工的社会资本如何形成: 基于社会网络的分析》, 《世界经济》第2期。
- Becker, G. S. 1965, "A Theory of the Allocation of Time." *The Economic Journal* 75 (299).
- 1974, "A Theory of Social Interactions." *Journal of Political Economy* 82 (6).
- Bian, Yanjie 1994, "Guanxi and the Allocation of Urban Jobs in China." *China Quarterly* 140.
- 1997, "Bringing Strong Ties Back in: Indirect Ties, Network Bridges, and Job Searches in China." *American*

- Sociological Review* 62 (3).
- Burt, R. S. 1992, *Structural Holes: The Social Structure of Competition*, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Cheng, Y. Y., L. Wang & M. Zhang 2018, "Informal Search, Bad Search? The Effects of Job Search Method on Wages Among Rural Migrants in Urban China." *Journal of Population Economics* 31 (3).
- De Graaf, N. D. & H. D. Flap 1988, "With a Little Help from My Friends: Social Resources as an Explanation of Occupational Status and Income in West Germany, the Netherlands, and the United States." *Social Forces* 67 (2).
- Deroode, A. 1913, "Pensions as Wages." *American Economic Review* 3 (2).
- Gayer, P. & R. S. Goldfrab 1972, "Job Search, the Duration of Unemployment, and the Phillips Curve: Comment." *American Economic Review* 62 (4).
- Huang, X. & M. Western 2011, "Social Networks and Occupational Attainment in Australia." *Sociology* 45 (2).
- Lin, N. 1999, "Social Networks and Status Attainment." *Annual Review of Sociology* 25.
- Lin, N., J. C. Vaughn & W. M. Ensel 1981, "Social Resources and Occupational Status Attainment." *Social Forces* 59 (4).
- Marsden, P. V. & J. S. Hurlbert 1988, "Social Resources and Mobility Outcomes: A Replication and Extension." *Social Forces* 66 (4).
- McCall, J. J. 1970, "Economics of Information and Job Search." *Quarterly Journal of Economics* 84 (1).
- Mincer, J. 1958, "Investment in Human Capital and Personal Income Distribution." *Journal of Political Economy* 66 (4).
- Montgomery, J. D. 1991, "Social Networks and Labor-Market Outcomes: Toward an Economic Analysis." *American Economic Review* 81 (5).
- Pissarides, C. A. 1974, "Risk, Job Search, and Income Distribution." *Journal of Political Economy* 82 (6).
- Rosenbaum, P. R. & D. B. Rubin 1983, "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects." *Biometrika* 70 (1).
- Schultz, T. W. 1961, "Investment in Human Capital." *American Economic Review* 51 (1).
- Wooldridge, J. M. 2010, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge: MIT Press.
- Yueh, L. 2001, "An Investment Model of Social Capital with Empirical Application to Women's Labour Market Outcomes in Urban China." Department of Economics, Oxford University, Discussion Paper Series 83.

作者单位：中国社会科学院人口与劳动经济研究所、  
中国社会科学院大学经济学院（屈小博）  
中国社会科学院大学（王 强）

责任编辑：郭 冉

increase with income quantiles. In this vein , to effectively narrow the gender gap in the middle- and high-income quantiles , it is important to attenuate women’s housework burden , and increase women’s general and specialized human capital.

Can Language Competence Affect the Subjective Well-Being of Migrants: Analysis Based on China Urbanization and Labor Migration Survey Data ..... *Kang Huilin* 201

**Abstract:** This article aims to explore the relationship between language competence and subjective well-being among internal migrants in China. According to social identity theory , we established Ordered Logit models based on “China Urbanization and Labor Migration Survey” data and use the KHB method to decompose the effect. The results show that 1) the competence of dialect and mandarin can significantly improve the subjective well-being of migrants. 2) Socio-economic status and social interaction are the main pathways , the dialect competence takes effect through social interaction , including the interaction frequency , community trust , and social distance; mandarin competence causes effects through socio-economic status , including income and subjective status , as well as social interaction , including interaction frequency and social distance. 3) The mediating effect of dialect and mandarin are different. The social interaction mechanism has stronger explanatory power for the dialect effect , while the socio-economic status mechanism has stronger explanatory power for the mandarin effect. This study clarifies the influence mechanism of language competence on subjective well-being , which links to policy implications for improving the life quality of migrants.

An Analysis of the Labor Market Effect of Social Capital Accumulation  
..... *Qu Xiaobo & Wang Qiang* 219

**Abstract:** Using data from the China Family Panel Studies ( CFPS) and the third wave of the China Urban Labor Survey ( CULS 3) , this paper empirically analyzes the impact of social capital accumulation on the labor market outcome and its mechanism. The study finds individuals who accumulate more social capital are more likely to use social capital in the labor market , and the wage return rate of the group searching for jobs by social relations is lower , and the interaction coefficient of the social relations to find jobs and the education year is significantly negative. As the correlation between finding work through social relations and years of education shown in this article is negative , which may reflect that the preference for accumulate social capital during the education stage may squeeze out the time spent on human capital accumulation , and leads to a lower rate of return from education. Therefore , accumulating more human capital rather than social capital in the education stage will bring higher educational returns.