非正式渠道与青年工作稳定性

[[1]](#footnote-1)

刘华 胡文馨

**摘要：**非正式的工作搜寻渠道在劳动力市场上广泛存在。青年面临着从学校向工作的过渡，搜寻渠道的选择对就业至关重要。本文基于CFPS2014、2016和2018年数据研究了非正式搜寻渠道对青年工作稳定性的影响。研究发现：青年群体使用非正式渠道进行工作搜寻的比例较高，如40%通过亲友关系获得工作；非正式渠道会带来工作稳定性下降，同时对青年的工时、工资、工作环境、工作条件、社会保障和晋升机会等方面就业质量也产生负影响；高学历群体中非正式渠道的作用随年龄增加而减弱，低学历群体中非正式渠道的作用随年龄增加而增强；由于成本低、快速获得工作等优势，求职者在换工作时仍会继续选择非正式渠道。

**关键词：**非正式渠道 工作稳定性 就业质量 青年

中图分类号：F241.4；F249.2 JEL：E24

**Informal Search Methods and Youth Employment Stability**

LIU Hua1,2 HU Wenxin1,3

(1. China Institute for Employment Research，Beijing，China；2.Renmin University of China，Beijing，China；3.Beijing Institute of Petrochemical Technology，Beijing，China)

**Abstract：**Informal job search methods are widely used in the labor market. As young people are facing the transition from school to work, the choice of search methods is very important for their employment. Based on the data of CFPS in 2014, 2016 and 2018, this paper studies the effect of informal search methods on youth employment stability. It is found that the proportion of young people using informal methods for job search is high, such as 40% getting jobs through relatives and friends; Informal search methods will reduce the employment stability, and also have a negative impact on the employment quality of young people in terms of working hours, wages, working environment, working conditions, social security and promotion opportunities. The effect of informal search methods on high-educated groups decreases with age, while on low-educated groups the effect increases with age. Due to the advantages of low cost and quick access to jobs, job seekers will continue to choose informal search methods when changing jobs.

 **Keywords:** Informal Search Methods；Employment Stability；Employment Quality；Youth

1. 问题的提出

非正式渠道具有成本低、效率高等优势，在劳动力市场上使用广泛。至少三成的就业者是通过非正式渠道找到工作的（Horváth，2014），而在就业信息流动障碍的国家、地区、行业或群体中，这一数值可能更高。关于非正式渠道与就业关系的研究由来已久，特别是关于非正式渠道对于提升就业机会的讨论，研究丰硕且结论一致，非正式渠道在提升就业概率方面作用显著（Holzer，1988；Longhi & Taylor，2011）。然而，非正式渠道对于就业质量的影响则存在较大争议。一些研究认为，作为市场中介的补充，非正式渠道在不完美的劳动力市场上发挥着媒介的作用，通过增加就业信息传递提升就业质量（Mortensen & Vishwanath，1994；Davern & Hachen，2006）；与之相反的，另外一些研究者提出，非正式渠道具有低成本和高效率特点，这就诱导求职者为快速就业而放弃继续搜寻高质量就业机会，甚至会向雇主传递就业能力不佳等信号而受到“歧视”，最终带来就业质量的下降（Loury，2006；Antoninis，2006；Bentolila et al，2010）。此外，不同国家、地区和群体的劳动力市场各具特色，也决定了非正式渠道作用不同（Pellizzari，2010；Tumen，2016）。

在我国劳动力市场上，由于存在信息不对称，工作搜寻和匹配渠道不畅通，雇佣关系的双方在就业信息交流方面存在种种障碍，求职者在求职过程中对非正式渠道的使用较为频繁（曾湘泉，2009；刘士杰，2011）。特别是，青年求职者初次进入劳动力市场，处于从学校向工作过渡阶段，工作经验缺乏，通过正式渠道获取就业信息困难等原因，对于对非正式渠道的依赖性较强。如图1所示，关系介绍、直接联系雇主和中介广告渠道是青年主要的三种工作搜寻方式。其中，关系介绍这一非正式渠道是青年最主要的搜寻渠道，约四成的非农受雇就业青年通过关系介绍获得当前工作。直接联系雇主渠道的就业效率高，在青年群体中使用比例也较高，约30%的青年采用该渠道找工作。通过中介广告渠道找工作的比例也相对较高，约20%的青年选择该渠道，但与西方发达国家水平相比，仍存在一定差距。从青年工作搜寻渠道的变化来看，2014-2018年，青年使用非正式渠道的比例有明显下降，国家组织分配渠道的比例也有所下降，中介广告等渠道的比例上升明显，直接联系雇主和学校渠道的分布相对稳定。

图1 我国青年搜寻渠道分布情况（单位：%）

注：调查对象为16-29岁非农受雇就业者；数据来自CFPS2014、2016和2018，样本量分别为2,629、3,012和2,692。

在我国劳动力市场上，青年就业问题凸显。一方面，青年失业率普遍偏高，摩擦性失业问题严重。国家统计局数据显示，2021年6月，16-24岁城镇青年调查失业率为15.4%，高于全国城镇总体和城镇成年的水平[[2]](#footnote-2)。更为重要的是，青年的就业质量不容乐观。相较于成年，青年更多的从事非正规就业，工时偏长，工资收入低且增长慢，参加社保比例偏低，工作稳定性差。从全球情况来看，国际劳工组织（International Labor Organization，ILO）认为青年从事的工作往往具有工作条件不安全、工作不稳定、缺乏法律和社会保护、培训和职业发展机会有限等特点，就业质量较差（ILO，2020）。在我国，青年就业质量问题也长期存在，表现为：青年的非正规就业比例高，工作时间也较长，加班现象严重（Wang et al，2016）；与中国城市职工平均工资相比，青年群体中高校毕业生的起薪增长率较低（岳昌君、周丽萍，2017；刘华，2021）；高校毕业生在就业满意度、就业匹配度和就业稳定性方面也处于不利（麦可思研究院，2019）。

工作搜寻理论认为，在不完美的劳动力市场上，工作搜寻对就业质量至关重要。有效的搜寻渠道可以降低求职者的搜寻成本，减少搜寻时间，提高就业匹配效率。因此，有必要深入探究非正式渠道与我国青年就业质量的关系。

二、研究现状

**（一）非正式渠道与就业机会**

非正式渠道与就业机会关系的研究结论较为一致，非正式渠道对提升就业机会具有积极作用。但是，社会学和经济学对该主题的分析从不同角度展开。其中，社会学强调市场并非就业信息传递的唯一途径，社会关系也起到关键性作用。求职过程中的非正式渠道被认为是社会资本和社会关系的形式之一，关系“中间人”连接雇佣双方，既可以为雇主收集潜在求职者的个体特征信息和进行内在能力评估，还可以帮助求职者更快获得岗位信息，了解雇主偏好，增加被雇佣的可能性（Blau & Robins，1990；Davern & Hachen，2006）。因此，在求职中使用社会关系可以缓解信息不对称的问题，促进搜寻者和空缺岗位的匹配。社会学还讨论社会网络特征差异，如强关系和弱关系、人情资源和信息资源等对就业机会的不同影响（Granovetter，1973；边燕杰、张文宏，2001；边燕杰等，2012；刘艳茹、郭海彧，2018）。

经济学则认为工作搜寻活动是人力资本投资的形式之一，从成本和收益的角度切入，研究理性人在预算约束下的搜寻方式选择和与之相关的就业结果。与其他搜寻渠道相比，通过亲戚和朋友关系找工作的成本低、效率高，因而得到广泛使用（Holzer，1988）。实证文献也认为非正式渠道在获取就业机会方面具有优势，特别是能够提升失业者找到工作的概率（Frijters et al，2005；Weber & Mahringer，2008；Longhi & Taylor，2011）。

**（二）非正式渠道与就业质量**

非正式渠道不但影响就业机会，还决定着求职者的就业质量。非正式渠道与就业质量的研究主要围绕工资展开讨论，结论存在较大争议。从社会资本和社会网络角度进行分析的文献认为，求职过程中使用社会网络将带来信息优势，对工资提升具有正面影响。这表现在：一方面，求职者能够了解更多关于岗位的货币性和非货币性报酬信息，而这些信息在外部市场上不易获得（Mortensen & Vishwanath，1994）；另一方面，假设能力和生产率特征在亲友间具有相似性，雇主会偏好雇员推荐的求职者（Saloner，1985；Simon & Warner，1992）。非正式渠道将会降低劳动力市场上供求双方面临的不确定性风险，提升求职者能力与岗位技能要求匹配，从而获得高工资。邓睿（2020）关于农民工群体的实证研究也发现非正式渠道对工资具有正向作用。

然而，信号理论主张使用非正式渠道将会给雇主传递不利信号。雇主认为使用非正式渠道的求职者可能具有就业能力低、就业选择少、失业风险高、与市场接触不足或者工资谈判能力低等特征，进而会提供低工资的工作机会（Loury，2006；Antoninis，2006）。非正式渠道带来的工资下降不单源于雇主的“偏见”，还可能与求职者工作搜寻不充分有关。Bentolila et al（2010）认为求职者在找工作过程中面临着快速找到工作和找到好工作的权衡，非正式渠道的使用者为了快速就业而自愿接受低工资或者与自身能力不匹配的岗位，从而对工资造成不利。

也有学者通过理论分析讨论了非正式渠道对就业质量产生影响的决定因素。非正式渠道对就业质量的影响是正向还是负向由其他因素决定，如Zaharieva（2013）主张劳动者的工资议价能力决定了非正式渠道对就业质量的作用方向。Tumen（2016）在DMP模型基础上讨论了求职者使用正式和非正式渠道获得工资收入的差异，认为非正式渠道对工资的作用方向取决于个体使用非正式渠道成本的大小，与个体拥有的社会关系同质化水平密切相关，也受到就业市场上劳动力特征差异的影响。如农民工和流动人口等群体，在使用非正式渠道中主要依赖血缘、亲缘和地缘关系，社会关系同质化较强，非正式渠道对就业质量有不利影响（彭程、杨继东，2016；Chen et al，2018）；对博士后群体的研究则认为，导师推荐的非正式搜寻渠道能够显著提升生产率和满意度（Wei et al，2012）。

另外，劳动力市场的发育状况决定了非正式渠道发挥作用的大小。Pellizzari（2010）总结了不同国家非正式渠道与就业结果关系的文献，发现在就业服务中介机构不发达的市场、地区或行业非正式渠道的正向作用更明显，完善的就业市场上则可能是负向作用。Elamin（2018）发现高校毕业生对非正式渠道的选择和作用在不同国家也各异。其中，埃及的高校毕业生中约七成使用非正式渠道求职，与其他搜寻渠道相比，非正式渠道对首份工作和第二份工作的工资均有负影响；非正式渠道在约旦则并非主要求职方式，不足30%的高校毕业生使用非正式渠道找工作，也未发现非正式渠道对工资的不利作用。

实证文献中的结果差异还可能与非正式渠道的定义和测量不同有关。有学者根据就业关系网中是否接受过亲友等关系帮助来判断求职者是否使用非正式渠道，也有文献从求职者使用的工作搜寻渠道中识别出非正式渠道。但使用正式渠道的求职者也可能在求职过程中获得关系帮助（彭程、杨继东，2016），或者同时使用正式和非正式渠道（Xiong et al，2017），易造成非正式渠道作用的高估。对于非正式渠道的定义也存在差异。传统意义上，我们认为非正式渠道是指通过亲友等关系找工作，然而也有学者认为自己联系雇主、自雇、以及顶替父母职位等搜寻方式也应划为非正式渠道。

综上可知，非正式渠道与就业关系的研究涉及就业机会和就业质量两个维度。前者的研究结论较为一致，非正式渠道在提升就业机会方面能够具有优势，非正式渠道对就业质量影响在理论研究和实证分析中都存在较大争议。

三、数据、变量与描述性分析

**（一）数据来源与变量定义**

本文使用中国家庭追踪调查（CFPS）2014年、2016年和2018年数据分析非正式渠道对青年工作稳定性的影响。CFPS数据能够满足本文的研究目的和要求，表现为：其一，对就业者的工作搜寻过程和就业结果进行了调查，同时还涉及家庭关系、教育、婚姻、健康、人口迁移、经济生活等诸多主题，数据内容丰富，特别是2014年及之后的数据详细询问了获取工作的渠道，有利于开展工作搜寻渠道主题的研究。其二，CFPS数据具有全国性、大规模、范围广等特点，覆盖25个省/市/自治区，调查对象包括样本家户中的全部家庭成员，样本规模大，数据具有一定代表性。其三，CFPS数据是一项社会跟踪调查项目，每隔两年进行一次调查，2014年至2018年共有三期追踪调查数据公开，能够观察到就业者职业生涯中工作情况的变化。我们具体使用时，将三期数据作为混合截面数据进行处理。

本文选取的主要研究变量见表1。其中，因变量为工作稳定性。劳动者与雇主签订劳动合同意味着从法律层面确立了劳动关系，无论是雇主辞退员工还是劳动者自愿离职，成本都上升，有利于稳定雇佣关系，维护劳动者权利。因此，劳动合同签订情况常被认为是工作稳定性的重要测量指标（罗楚亮，2008）。对于是否签订合同这一指标，本研究主要根据问卷中调查的就业者目前工作或上一份工作是否签订合同的答案进行赋值，若回答为是则赋值为1，若否则赋值为0。考虑劳动合同签订情况仅能间接测量工作稳定性，无法观察到劳动者具体的工作持续情况和转换工作的行为，本文参考邓睿（2020）的做法，还将工作持续期和工作转换作为工作稳定性的测量指标。但由于CFPS问卷中未直接调查就业者的工作持续期和工作转换情况，本研究根据目前工作或上一份工作的开始时间、结束时间、是否持续到现在等问题间接测量工作持续期和是否发生了工作转换。但鉴于这些变量存在大量样本缺失，因此本研究仅在稳健性检验部分作为工作稳定性的补充讨论。

本文另一个主变量是青年的工作是否通过非正式渠道获得。根据Chen et al（2018）的研究，本文将非正式渠道定义为“个体通过亲友等关系介绍获得工作信息或确定工作”。CFPS数据2014-2018年问卷中调查了工作搜寻渠道的内容，文中题目为“对获得当前工作或上一份工作起最主要作用的搜寻渠道”，回答涉及自己直接与用人单位联系、通过中介或招聘会、国家分配或组织调动、亲友介绍、学校渠道和其他共六类渠道[[3]](#footnote-3)。有文献将几类搜寻渠道同时放入模型估计，比较不同搜寻方式的选择概率和就业结果差异，相应的对数据和样本要求也较高。根据本研究的研究目的以及非正式渠道的定义，我们采用0-1变量法进行处理，即被调查者若选择亲友介绍，则非正式渠道变量赋值为1，若选择其余五类渠道，则赋值为0。与此同时，为了增加研究的严谨性，稳健性检验部分将对其余工作搜寻渠道与青年工作稳定性的关系进行补充讨论。

 在关于非正式渠道对青年工作稳定性影响估计中，还需要控制一系列外生变量。参照就业质量影响因素研究文献，本文控制了个体特征、家庭特征、工作特征，以及地区和调查时间等变量。其中，个体特征变量包括性别、年龄、户口、婚姻和学历，家庭特征变量包括子女情况和家庭收入，工作特征变量包括工作单位性质、企业规模和所处行业，地区变量根据调查省份划分为东部、中部、西部和东北地区四类，时间变量指具体的调查时间。

表1 研究变量及解释

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 维度 | 变量 | 变量解释 |
| 因变量 | 工作稳定性 | 签订合同=1，未签订合同=0 |
| 自变量 | 非正式渠道 | 通过亲友介绍获得工作=1，其他=0 |
| 个体特征 | 性别 | 男性=1，女性=0 |
| 年龄 | 调查年份-出生年份，岁 |
| 年龄平方/100 | 年龄的平方除以100 |
| 户口 | 非农户口=1，农村户口=0 |
| 婚姻 | 已婚=1，未婚=0 |
| 初中及以下学历 | 学历为初中及以下=1，其他=0 |
| 高中学历 | 学历为高中=1，其他=0 |
| 大专及以上学历 | 学历为大专以及上=1，其他=0 |
| 家庭特征 | 子女情况 | 有16岁以下子女=1，其他=0 |
| 家庭收入 | 家庭收入处于0-25分位=1,25-50分位=2,50-75分位=3,75-100分位=4 |
| 工作特征 | 机关事业单位 | 工作单位性质为机关事业单位=1，其他=0 |
| 国企 | 工作单位性质为国企=1，其他=0 |
| 民营外资 | 工作单位性质为民营或外资=1，其他=0 |
| 其他 | 工作单位性质为其他=1，否=0 |
| 企业规模 | 单位人员规模为500人及以上=1，500人以下=0 |
| 行业1 | 行业为农业、采矿业、制造业和建筑业等=1，其他=0 |
| 行业2 | 行业为交通运输、批发零售、住宿餐饮等流通部门服务业=1，其他=0 |
| 行业3 | 行业为金融、房地产、租赁、居民服务等生活服务业=1，其他=0 |
| 行业4 | 行业为教育、卫生、、文化、体育等科学文化服务业=1，其他=0 |
| 行业5 | 行业为公共管理和社会组织等其他服务业=1，其他=0 |
| 地区 | 东部 | 所在地区为东部=1，其他=0 |
| 中部 | 所在地区为中部=1，其他=0 |
| 西部 | 所在地区为西部=1，其他=0 |
| 东北 | 所在地区为东北=1，其他=0 |
| 时间 | 2014年 | 调查时间为2014年=1，其他=0 |
| 2016年 | 调查时间为2016年=1，其他=0 |
| 2018年 | 调查时间为2018年=1，其他=0 |

**（二）描述性分析**

关于青年群体的定义，国家统计局根据我国劳动法中对就业年龄的限制，将青年年龄下限设定为16岁。青年群体年龄的上限存在诸多标准，其中ILO和国家统计局定义为24岁，欧盟定义为29岁，中国共青团定义为34岁。由于升学等原因，微观抽样调查数据中进入劳动力市场青年规模有限，16-24岁青年定义下样本规模难以满足研究需求，16-34岁青年定义下非初次就业的样本比例将增加，分析中则需要考虑更多的职场因素。按照国内7岁入学和九年义务教育的规定，理论上进入劳动力市场的时间应不早于16岁，同时，根据高中三年制、大专三年制、本科四年制、硕士三年制和博士三年制计算，一般而言，个人完成最高教育的年龄不超过29岁。由此，本文中将青年定义为16-29岁，但同时也会观察16-24岁和16-34岁群体的情况。

考虑CFPS2014-2018年数据仅调查了从事非农工作和受雇就业者的搜寻渠道选择，因此，将研究对象限定为16-29岁非农受雇就业者。表2给出了样本和变量分布情况。在剔除关键变量缺失样本后，最终获得6779个样本，2014、2016和2018年样本量分别为2067、2470和2242。

我们首先注意到，青年使用非正式渠道获得工作的比例较高。具体来说，通过亲属、朋友或熟人等非正式渠道就业的青年约占全部样本的39.9%，换而言之，从事非农受雇工作的青年中，每10人中就有4人使用非正式渠道。其次，非正式渠道的工作稳定性更低。正式渠道和非正式渠道的工作稳定性差异明显，青年使用非正式渠道获取工作的合同签订率为42.7%，比正式渠道样本低14.7个百分点，T检验的结果也显示两种搜寻渠道的合同签订率存在明显差异。

控制变量方面，样本中男性占比为51.6%，平均年龄约为24.6岁，非农户口样本占比为26.6%，已婚青年占比为47.3%，约40%拥有初中及以下学历，23.9%为高中学历水平，35.7%为大专及以上学历。青年在机关事业单位和国企就业的比例分别为10%，在民营和外资企业就业的比例较高，约为75%，约16%在500人以上的大企业工作。青年样本地区分布上，东部地区比例最高，为40%，中部、西部和东北地区占比分别为25%、23.7%和10.9%。

值得注意的是，搜寻渠道的选择可能因人而异。通过对比正式渠道和非正式渠道的样本特征，能够看出使用不同搜寻方式的青年在各种特征上确实存在差异。具体而言，使用非正式渠道的青年中，个体特征方面，男性、已婚、初中及以下学历的比例更高，年龄略小，非农户口、大专及以上学历的比例更低；家庭特征方面，有16岁以下子女的可能性更大，家庭收入水平相对差；工作特征方面，机关事业单位和国企工作的比例更低，民营和外资企业就业比例更高，所在企业的规模相对更小，在第一、二产业工作的比例相对更高，在第三产业工作的比例相对更低。因此，在分析非正式渠道对工作稳定性影响时，需要考虑青年个体特征、家庭特征、工作特征等因素的作用。

表2 描述性分析结果

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 全样本 | 正式渠道样本 | 非正式渠道样本 | T检验 |
| 均值 | 标准差 | 均值 | 标准差 | 均值 | 标准差 | 差异 | t值 |
| 签订合同 | 0.515  | 0.500  | 0.574  | 0.495  | 0.427  | 0.495  | 0.147  | 11.969\*\*\* |
| 非正式渠道 | 0.399  | 0.490  |  |  |  |  |  |  |
| 男性 | 0.516  | 0.500  | 0.493  | 0.500  | 0.552  | 0.497  | -0.060  | -4.846\*\*\* |
| 年龄 | 24.572  | 3.287  | 24.827  | 3.092  | 24.187  | 3.528  | 0.640  | 7.887\*\*\* |
| 年龄平方/100 | 6.146  | 1.560  | 6.259  | 1.484  | 5.975  | 1.654  | 0.285  | 7.392\*\*\* |
| 非农户口 | 0.266  | 0.442  | 0.304  | 0.460  | 0.209  | 0.407  | 0.095  | 8.717\*\*\* |
| 已婚 | 0.473  | 0.499  | 0.453  | 0.498  | 0.503  | 0.500  | -0.049  | -4.000\*\*\* |
| 初中及以下学历 | 0.404  | 0.491  | 0.314  | 0.464  | 0.540  | 0.498  | -0.227  | -19.126\*\*\* |
| 高中学历 | 0.239  | 0.427  | 0.238  | 0.426  | 0.240  | 0.427  | -0.002  | -0.171  |
| 大专及以上学历 | 0.357  | 0.479  | 0.448  | 0.497  | 0.220  | 0.414  | 0.229  | 19.782\*\*\* |
| 16岁以下子女 | 0.449  | 0.689  | 0.402  | 0.652  | 0.519  | 0.736  | -0.117  | -6.869\*\*\* |
| 家庭收入 | 2.915  | 0.993  | 2.981  | 0.987  | 2.814  | 0.994  | 0.167  | 6.813\*\*\* |
| 机关事业单位 | 0.109  | 0.311  | 0.141  | 0.348  | 0.060  | 0.238  | 0.080  | 10.510\*\*\* |
| 国企 | 0.103  | 0.304  | 0.108  | 0.311  | 0.095  | 0.293  | 0.013  | 1.765\* |
| 民营外资 | 0.747  | 0.435  | 0.707  | 0.455  | 0.806  | 0.396  | -0.099  | -9.202\*\*\* |
| 其他 | 0.042  | 0.200  | 0.044  | 0.204  | 0.039  | 0.193  | 0.005  | 0.988  |
| 企业规模 | 0.160  | 0.367  | 0.183  | 0.387  | 0.125  | 0.331  | 0.058  | 6.383\*\*\* |
| 行业1 | 0.395  | 0.489  | 0.358  | 0.480  | 0.450  | 0.498  | -0.092  | -7.612\*\*\* |
| 行业2 | 0.294  | 0.456  | 0.285  | 0.451  | 0.308  | 0.462  | -0.023  | -2.049\*\* |
| 行业3 | 0.148  | 0.355  | 0.150  | 0.357  | 0.143  | 0.351  | 0.007  | 0.781  |
| 行业4 | 0.122  | 0.328  | 0.154  | 0.361  | 0.074  | 0.262  | 0.080  | 9.930\*\*\* |
| 行业5 | 0.041  | 0.198  | 0.052  | 0.222  | 0.024  | 0.153  | 0.028  | 5.722\*\*\* |
| 东部 | 0.404  | 0.491  | 0.411  | 0.492  | 0.394  | 0.489  | 0.017  | 1.382  |
| 中部 | 0.250  | 0.433  | 0.226  | 0.418  | 0.287  | 0.452  | -0.061  | -5.706\*\*\* |
| 西部 | 0.237  | 0.425  | 0.240  | 0.427  | 0.233  | 0.423  | 0.006  | 0.611  |
| 东北 | 0.109  | 0.311  | 0.124  | 0.330  | 0.086  | 0.281  | 0.038  | 4.912\*\*\* |
| 2014年 | 0.305  | 0.460  | 0.290  | 0.454  | 0.328  | 0.469  | -0.038  | -3.337\*\*\* |
| 2016年 | 0.364  | 0.481  | 0.365  | 0.481  | 0.364  | 0.481  | 0.001  | 0.101  |
| 2018年 | 0.331  | 0.471  | 0.345  | 0.476  | 0.309  | 0.462  | 0.037  | 3.162\*\*\* |
| N | 6,779 | 4,073 | 2,706 | 6,779 |

 注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著；数据来自CFPS2014、2016和2018年数据。

**（三）实证策略**

本文主要分析非正式渠道对工作稳定性的影响。构建的模型如下：

$$ES=α1+α2×Informal+α3×X+ε$$

其中，被解释变量ES为二值变量，表示工作稳定性，也即是否签订劳动合同，核心解释变量Informal为是否使用非正式渠道求职，系数α2表示非正式渠道对工作稳定性影响的边际效应。X为个体特征、家庭特征、工作特征和地区因素等控制变量，α3为对应的系数，ɛ为随机扰动项。

四、实证分析结果

**（一）基准回归**

表3中模型（1）至模型（5）列出了逐步控制个体特征、家庭特征、工作特征和地区等变量后，非正式渠道对青年工作稳定性影响的Probit估计结果。具体来看，控制其他因素影响后，与正式渠道相比，非正式渠道的工作稳定性低4.2%。这说明，使用非正式渠道求职会降低青年的工作稳定性。

已有文献也发现非正式渠道将给工作稳定性带来不利。Green (2012）针对澳大利亚非自愿失业者的研究发现，那些由于企业倒闭或裁员原因导致失业的人，在使用非正式渠道再就业时工作稳定性会大大降低。这是因为他们的社会网络仍主要分布在之前工作的行业或职业，再就业时若选择亲友关系找工作，被解雇的风险将会增加。从搜寻强度的角度来看，求职者工作搜寻强度越大，工作匹配的可能性越大。而非正式渠道在金钱和时间方面成本都较低，并且在获取就业机会上效率高，这可能会产生“挤出效应”，削弱求职者的搜寻努力程度（Holzer，1988），表现为降低搜寻强度、缩小搜寻范围和缩短搜寻时间，个人能力与岗位需求匹配不佳，导致工作稳定性下降。Chen et al（2018）运用 RUMIC 2007数据对农民工的研究，也认为使用非正式求职的农民工福利待遇和合同签订率等情况较差。

从现实情况来看，我国的青年失业率较高，就业压力较大。从国家统计局公布的数据来看，16-24岁城镇青年失业率是成年失业率的2-3倍[[4]](#footnote-4)。在这样的背景下，使用非正式渠道搜寻的成本低、快就业优势更加凸显，青年在快速就业和高质量就业权衡中更可能偏好前者。因此，青年使用非正式渠道对工作稳定性具有不利影响。

表3 非正式渠道对工作稳定性影响的基准回归估计结果

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 模型（1） | 模型（2） | 模型（3） | 模型（4） | 模型（5） |
| 非正式渠道 | -0.145\*\*\*(0.012) | -0.055\*\*\*(0.012) | -0.054\*\*\*(0.012) | -0.041\*\*\*(0.011) | -0.042\*\*\*(0.011) |
| 个体特征 |  | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 家庭特征 |  |  | 控制 | 控制 | 控制 |
| 工作特征 |  |  |  | 控制 | 控制 |
| 地区因素 |  |  |  |  | 控制 |
| 时间 |  |  |  |  | 控制 |
| Wald chi2 | 140.03  | 896.99  | 989.86  | 1245.23  | 1309.20  |
| N | 6,779 | 6,779 | 6,779 | 6,779 | 6,779 |

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著；系数为边际效应；括号内为稳健标准误；数据来自CFPS2014、2016和2018年数据。

**（二）稳健性检验**

考虑可能存在测量误差、样本选择等内生性问题，导致基准回归Probit的估计有偏，本文进一步使用样本和变量替换法、工具变量法、倾向得分匹配法检验估计结果的稳健性。

**1.样本和变量替换**

本节首先参考国际劳工组织对青年定义（ILO，2020），通过缩小和扩大青年的年龄限定范围来观察估计结果的稳健性。表4中第1列和第2列汇报了16-24岁和16-34岁样本中非正式渠道对工作稳定性影响的估计结果。可知，非正式渠道对青年工作稳定性仍具有显著负影响，16-24岁和16-34岁样本中非正式渠道的负作用分别为4.3%和4.8%，与前文估计结果接近。进一步参照文献中工作稳定性其他测量方法，将工作持续期和是否换工作作为被解释变量，对基准模型再估计。第3列结果显示，非正式渠道对青年工作持续期的影响系数为负，但未通过显著性检验；第4列结果显示，使用非正式渠道对青年工作转换具有显著正影响，将会增加换工作的可能性。总体来看，样本替换法和变量替换法的估计结果与基准模型结果一致，非正式渠道对青年工作稳定性具有不利影响。

前文分析中我们将对工作确定起主要作用的工作搜寻方式划分为正式渠道和非正式渠道，以此来检验非正式渠道对工作稳定性作用。国外文献还会通过控制更多的工作搜寻方式，分析不同搜寻渠道的就业结果差异。表4中第5列将正式渠道细分为自己联系雇主、中介或招聘会、国家或组织安排等，将非正式渠道和正式渠道同时放入估计模型。同时，问卷中还调查了个体为获得工作尝试过的搜寻渠道，在识别出非正式渠道的基础上对基准模型中非正式渠道变量进行替换。第6列是在基准模型中控制了使用搜寻渠道的数量，第7列将最主要搜寻渠道是否为非正式渠道替换为所使用过的搜寻渠道是否有非正式渠道，观察非正式渠道对青年工作稳定性作用的变化。从估计结果来看，非正式渠道对工作稳定性仍具有显著负影响。此外，与其他渠道相比，自己联系雇主青年的工作稳定性也处于不利。工作搜寻的研究发现，搜寻强度越大，获得工作的概率越高，就业质量越好，因此，搜寻渠道数量对合同签订率有正向作用。

表4 样本和变量替换法的非正式渠道作用估计结果

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 样本替换 | 因变量替换 | 自变量替换 |
| 16-24岁 | 16-34岁 | 工作持续期 | 是否换工作 | 签订合同 | 签订合同 | 签订合同 |
| 非正式渠道（单选） | -0.043\*\*(0.017) | -0.048\*\*\*(0.009) | -0.017(0.010) | 0.020\*(0.012) | -0.076\*\*\*(0.024) | -0.046\*\*\*(0.013) |  |
| 自己联系雇主 |  |  |  |  | -0.064\*\*\*(0.024) |  |  |
| 中介或招聘会 |  |  |  |  | 0.021(0.026) |  |  |
| 国家或组织安排 |  |  |  |  | -0.029(0.046) |  |  |
| 搜寻渠道数量 |  |  |  |  |  | 0.080\*(0.042) |  |
| 非正式渠道（多选） |  |  |  |  |  |  | -0.037\*\*\*(0.011) |
| Wald chi2 | 551.15  | 1944.13  | 507.19  | 580.25  | 1331 | 999.84 | 1305.71 |
| N | 3,016 | 9,625 | 4,409 | 6,769 | 6,777 | 5,452 | 6,776 |

注：非正式渠道（单选）指被调查者认为对确定工作起主要作用的工作搜寻方式为非正式渠道，非正式渠道（多选）指被调查者获得工作使用过非正式渠道。控制变量包括个体特征、家庭特征、工作特征、地区和时间因素。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著；系数为边际效应；括号内为稳健标准误；数据来自CFPS2014、2016和2018年数据。

**2.工具变量法估计**

前文估计可能存在内生性问题，如就业能力低的求职者就业质量也低，也更偏好通过亲友介绍等非正式渠道找工作，导致基准回归的结果可能存在偏差。本文使用工具变量法，重新估计了非正式渠道与青年工作稳定性的因果关系。已有文献关于关系与就业的实证分析中，工具变量主要来自两个方面：一是内部IV。强调模型中除核心自变量外，控制变量均为外生变量，根据选择模型的残差项生成工具变量，进而放入结果模型进行估计。这类做法建立在一系列严格假设条件之上，与现实存在一定差距，外部IV仍是实证分析的主流。该主题相关的外部IV来源于家庭和社区两个层面。其中，有学者将家庭中父母或配偶的社会关系，以及春节拜年网作为个体社会关系的工具变量，但是社会关系在家庭内部具有共享性，家庭成员的社会关系与个体就业存在直接联系，工具变量的有效性存在质疑（Chen et al，2018）。而社区层面因素更具有优势，一方面通过“同群效应”对个体社会关系产生影响，另一方面不直接作用于个体就业。因此，本文选取个体所在地区非正式渠道使用率[[5]](#footnote-5)作为个体使用非正式渠道的工具变量，估计使用非正式渠道找工作对青年工作稳定性的影响。

表5报告了将因变量作为0-1变量和连续变量的IV 估计结果。第一阶段结果均显示地区非正式渠道使用率对个体使用非正式渠道求职具有显著正影响，对应模型的F值大于10，满足工具变量相关性条件。第二阶段估计结果中，非正式渠道变量的系数都显著为负，表明非正式渠道会显著降低青年的劳动合同签订率，非正式渠道对工作稳定性的负影响估计结果具有稳健性。同时，从系数变化来看，工具变量估计结果中非正式渠道变量系数的绝对值要大于基准模型估计结果，这意味着内生性问题可能会导致非正式渠道对工作稳定性的作用被低估。

表5 工具变量法的非正式渠道作用估计结果

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 变量 | 因变量：0-1变量 | 因变量：连续变量 |
| Probit | IV | OLS | IV |
| 第一阶段 | 第二阶段 | 第一阶段 | 第二阶段 |
| 非正式渠道 | -0.130\*\*\*(0.035) |  | -0.893\*\*\*(0.189) | -0.041\*\*\*(0.012) |  | -0.274\*\*\*(0.060) |
| 地区非正式渠道使用率 |  | 2.610\*\*\*(0.155) |  |  | 0.835\*\*\*(0.043) |  |
| 第一阶段F值 |  | 42.01 |  |  | 42.01 |  |
| R2 |  |  |  | 0.230 | 0.183 | 0.125 |
| Wald chi2 | 1309.20 | 854.88 | 1378.43 |  |  |  |
| N | 6,779 | 6,779 | 6,779 | 6,779 | 6,779 | 6,779 |

 注：控制变量包括个体特征、家庭特征、工作特征、地区和时间因素。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著；括号内为稳健标准误；数据来自CFPS2014、2016和2018年数据。

**3.PSM估计**

考虑选本选择偏差问题，本文进一步使用倾向得分匹配法（PSM）再次估计非正式渠道与青年工作稳定性的关系。首先要检验使用正式渠道和非正式渠道两组青年样本的平衡性。表6结果显示，匹配前正式渠道和非正式渠道样本在个体特征、家庭特征、工作特征等方面具有显著差异，而匹配后两组样本的差距缩小，控制变量的偏误比例降至5%以内。T检验结果中，匹配后样本的t值绝对量有明显减小，显著性检验也未通过，表明匹配后样本通过了PSM平衡性检验。

表6 非正式渠道匹配前后的平衡性检验结果

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 样本 | 均值 | 标准偏差（%） | 偏差缩减（%） | 差异性T检验 |
| 非正式渠道 | 正式渠道 |
| 男性 | 匹配前 | 0.552  | 0.493  | 12.0  | 86.9  | 4.85\*\*\*  |
| 匹配后 | 0.549  | 0.541  | 1.6  | 0.58  |
| 年龄 | 匹配前 | 24.187  | 24.827  | -19.3  | 93.5  | -7.89\*\*\*  |
| 匹配后 | 24.278  | 24.319  | -1.3  | -0.44  |
| 年龄平方/100 | 匹配前 | 5.975  | 6.259  | -18.1  | 93.5  | -7.39\*\*\*  |
| 匹配后 | 6.014  | 6.032  | -1.2  | -0.42  |
| 非农户口 | 匹配前 | 0.209  | 0.304  | -21.9  | 99.3  | -8.72\*\*\*  |
| 匹配后 | 0.211  | 0.211  | 0.2  | 0.06  |
| 已婚 | 匹配前 | 0.503  | 0.453  | 9.9  | 91.8  | 4.00\*\*\* |
| 匹配后 | 0.507  | 0.511  | -0.8  | -0.30  |
| 高中学历 | 匹配前 | 0.240  | 0.238  | 0.4  | -123.2  | 0.17  |
| 匹配后 | 0.244  | 0.248  | -0.9  | -0.34  |
| 大专及以上学历 | 匹配前 | 0.220  | 0.448  | -50.0  | 99.9  | -19.78\*\*\*  |
| 匹配后 | 0.223  | 0.223  | -0.1  | -0.03  |
| 16岁以下子女 | 匹配前 | 0.519  | 0.402  | 16.8  | 98.2  | 6.87\*\*\*  |
| 匹配后 | 0.523  | 0.525  | -0.3  | -0.10  |
| 家庭收入 | 匹配前 | 2.814  | 2.981  | -16.9  | 86.1  | -6.81\*\*\*  |
| 匹配后 | 2.822  | 2.799  | 2.3  | 0.85  |
| 机关事业单位 | 匹配前 | 0.060  | 0.141  | -27.0  | 89.8  | -10.51\*\*\*  |
| 匹配后 | 0.061  | 0.053  | 2.8  | 1.29  |
| 国企 | 匹配前 | 0.095  | 0.108  | -4.4  | 92.2  | -1.76\*  |
| 匹配后 | 0.096  | 0.097  | -0.3  | -0.13  |
| 民营外资 | 匹配前 | 0.806  | 0.707  | 23.1  | 95.7  | 9.20\*\*\*  |
| 匹配后 | 0.804  | 0.808  | -1.0  | -0.39  |
| 企业规模 | 匹配前 | 0.125  | 0.183  | -16.1  | 98.9  | -6.38\*\*\*  |
| 匹配后 | 0.127  | 0.128  | -0.2  | -0.07  |
| 行业2 | 匹配前 | 0.308  | 0.285  | 5.1  | 67.4  | 2.05\*\*  |
| 匹配后 | 0.311  | 0.318  | -1.7  | -0.59  |
| 行业3 | 匹配前 | 0.143  | 0.150  | -1.9  | 45.1  | -0.78  |
| 匹配后 | 0.143  | 0.147  | -1.1  | -0.39  |
| 行业4 | 匹配前 | 0.074  | 0.154  | -25.4  | 95.4  | -9.93\*\*\*  |
| 匹配后 | 0.075  | 0.072  | 1.2  | 0.52  |
| 行业5 | 匹配前 | 0.024  | 0.052  | -14.7  | 85.8  | -5.72\*\*\*  |
| 匹配后 | 0.024  | 0.020  | 2.1  | 0.98  |
| 中部 | 匹配前 | 0.287  | 0.226  | 14.0  | 89.7  | 5.71\*\*\*  |
| 匹配后 | 0.281  | 0.287  | -1.4  | -0.51  |
| 西部 | 匹配前 | 0.233  | 0.240  | -1.5  | 69.2  | -0.61  |
| 匹配后 | 0.236  | 0.234  | 0.5  | 0.17  |
| 东北 | 匹配前 | 0.086  | 0.124  | -12.4  | 97.3  | -4.91\*\*\*  |
| 匹配后 | 0.087  | 0.088  | -0.3  | -0.13  |
| 2016年 | 匹配前 | 0.364  | 0.365  | -0.3  | -359.6  | -0.10  |
| 匹配后 | 0.365  | 0.370  | -1.2  | -0.42  |
| 2018年 | 匹配前 | 0.309  | 0.345  | -7.9  | 94.0  | -3.16\*\*\*  |
| 匹配后 | 0.309  | 0.312  | -0.5  | -0.17  |

注：T检验报告的t值；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著；数据来自CFPS2014、2016和2018年数据。

表7进一步给出了核匹配、半径匹配和最近邻匹配三种方法的估计结果。匹配前处理组和控制组差距为-0.147，即使用非正式渠道青年的合同签订率比使用正式渠道青年低14.7%，核匹配、半径匹配和最近邻匹配三种方法匹配后的差距缩小到3.9%-4.1%，与基准模型估计结果4.2%接近。总体来看，PSM方法估计结果无论是作用方向还是数值大小均与基准模型估计一致。在处理样本选择问题后，青年使用非正式渠道求职对工作稳定性仍具有显著负影响。

表7 PSM法的非正式渠道作用估计结果

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 非正式渠道 | 正式渠道 | 差异 | 标准误 | t值 |
| 匹配前 | 0.427  | 0.574  | -0.147  | 0.012  | -11.97\*\*\* |
| 核匹配 | 0.432  | 0.472  | -0.041  | 0.014  | -2.94\*\*\*  |
| 半径匹配 | 0.432  | 0.473  | -0.041  | 0.014  | -2.98\*\*\*  |
| 最近邻匹配 | n=2 | 0.432  | 0.472  | -0.041  | 0.016  | -2.60\*\*\* |
| n=4 | 0.432  | 0.471  | -0.039  | 0.015  | -2.69\*\*\* |
| n=10 | 0.432  | 0.472  | -0.040  | 0.014  | -2.87\*\*\* |

 注：核匹配的宽带为0.001，半径匹配的半径为0.001，最近邻匹配中n分别为2、4、10。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著；数据来自CFPS2014、2016和2018年数据。

五、进一步讨论

**（一）非正式渠道对就业质量其他维度影响**

在解释非正式渠道与就业工资关系时，有学者从补偿理论视角出发，认为工作岗位的报酬有货币性和非货币性区分，求职者对两者的偏好不同，可能会为了好的工作条件而选择低工资（Fontaine，2007）。特别是，在不完美的劳动力市场上，就业信息流动存在障碍。工资等货币性报酬信息更易从外部市场获得，如行业公开数据、招聘网站信息，工时、福利待遇、岗位安全性等非货币特征信息则需要通过内部雇员介绍或直接工作体验获得。由此，非正式渠道可能会对就业质量的不同方面产生不同作用。

该部分分析了非正式渠道对青年工时、工资、工作环境、工作条件、社会保障和晋升机会等就业质量其他方面的影响。表8的估计结果显示，补偿理论未得到验证，与之相反的是，非正式渠道对青年就业质量其他方面也产生了负面影响。具体来看，与正式渠道相比，通过非正式渠道确定工作青年的周工时约增加1.3小时，小时工资降低6%，在高粉尘、高（低）温、有毒、强噪音、强辐射、爆炸危险等危险或恶劣工作环境工作的概率上升2.6%，在户外、车间、运输工具内等工作场所工作的风险上升4.4%，参加养老保险、医疗保险、失业保险、工伤保险或生育保险等社会保障的概率降低4.4%，获得技术等级或行政职务晋升的可能性下降2.4%。

实际中，青年群体失业率高与就业质量低多相伴出现，且在就业质量的多个方面处于不利。ILO（2020）认为全球青年质量面临挑战，青年为了求生存而选择低工资、工作环境差、社会保障水平低、缺少职业培训机会和发展通道的工作。因此，青年通过非正式渠道获得的很可能是低质量工作。

表8 非正式渠道对就业质量其他维度影响的估计结果

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 工时 | 小时工资 | 恶劣工作环境 | 恶劣工作条件 | 社会保障 | 晋升 | 工作满意度 |
| 非正式渠道 | 1.260\*\*\*(0.446) | -0.060\*\*\*(0.022) | 0.026\*\*\*(0.009) | 0.044\*\*\*(0.010) | -0.044\*\*\*(0.012) | -0.024\*\*\*(0.009) | -0.010(0.007) |
| R2 | 0.138 | 0.228 |  |  |  |  |  |
| Wald chi2 |  |  | 1117.00 | 1815.82 | 1383.57 | 87.14 | 77.68 |
| N | 5,993 | 5,686 | 6,778 | 6,103 | 5,992 | 6,099 | 6,779 |

注：工时是指周工时；小时工资是工资收入/(周工时\*52)；恶劣工作环境是指是否在高粉尘、高（低）温、有毒、强噪音、强辐射、爆炸危险等危险或恶劣工作环境工作，若是=1，若否=0；恶劣工作条件指是否在户外、车间、运输工具内等工作场所工作，若是=1，若否=0；社会保障指是否参加养老保险、医疗保险、失业保险、工伤保险或生育保险等，若是=1，否=0；晋升是指过去12个月内是否获得技术等级或行政职务晋升，若是=1，若否=0；工作满意度是指对工作的满意度，若选择一般、比较满意、非常满意则=1，若选择非常不满意、不太满意则=0。控制变量包括个体特征、家庭特征、工作特征、地区和时间因素。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著；系数为边际效应；括号内为稳健标准误；数据来自CFPS2014、2016和2018年数据。

**（二）异质性分析**

青年群体面临从学校向工作的过渡，由于缺少工作经验，在就业市场上天然处于不利。在这样的背景下，青年使用非正式渠道可能会传递负向信号，从而获得就业质量低的工作。那么随着过渡期的完成和工作经验增加，非正式渠道对就业质量的负面影响是否会消失？本研究对于该问题从年龄样本差异入手进行分析。

另外，非正式渠道的作用还可能在高学历和低学历青年间存在差异。高学历青年的失业率虽然高，但就业质量要好于低学历者（吴克明等，2015）。在搜寻渠道选择上，低学历青年更偏好非正式渠道，大学毕业生使用学校渠道、互联网渠道和就业中介等正式渠道的比例更高（孟大虎等；2011；岳昌君、程飞，2013）。在初次进入劳动力市场时，高学历青年会依赖非正式渠道获得工作，但随着对就业市场的熟悉和了解，搜寻渠道的选择会更加多样化，非正式渠道对就业质量的作用将下降。反观，低学历群体更易进入次要劳动力市场，搜寻渠道的选择范围小、类型单一，如农民工群体对亲友关系的依赖性较强，非正式渠道的作用将会持续。因此，非正式渠道的影响在不同学历群体可能存在差异。加之，非正式渠道是能力低的传递信号。高学历求职者可以逐渐通过学历传递能力信息，进而削弱非正式渠道的信号作用，而低学历求职者只能在增加工作经验的过程中提升技能来进行弥补。

本研究比较了不同年龄和学历样本非正式渠道作用差异。首先，我们分年龄和学历估算了劳动者的合同签订率，结果见图2。随着年龄上升，高学历群体中正式和非正式渠道的合同签订率都先上升后下降，差距逐渐缩小；低学历群体中正式和非正式渠道的合同签订率也呈现先上升后下降态势，但两组的差距逐渐增大。换而言之，非正式渠道对劳动合同签订情况的影响在不同年龄组可能不同，并且非正式渠道作用随年龄的变化在不同学历样本趋势表现也不同。此外，在各年龄段，非正式渠道的合同签订率均低于正式渠道，高学历群体的合同签订率均高于低学历样本。

进一步在不同年龄和学历样本中，并对基准模型再估计，表9报告了分年龄和学历的估计结果。具体来看，在全样本中，16-29岁青年的非正式渠道变量的系数为-0.042，30-44岁、45-59岁样本中为-0.044和-0.055，且均在1%水平下显著。这表明，与青年相比，成年群体中非正式渠道对合同签订的负作用更大。高学历青年中非正式渠道的合同签订率比正式渠道低8.4%，30-44岁样本中两组差距为7.9%，在45-59岁群体差距进一步缩小。而低学历样本中，16-29岁、30-44岁、45-59岁群体的系数依次分别为-0.022、-0.037和-0.054，随年龄增加系数绝对值逐渐增大，并且16-29岁样本系数未通过显著性检验。总结而言，高学历群体中，非正式渠道的作用随年龄增加而减弱，低学历群体中，非正式渠道的作用随年龄增加而增强。



图2 分年龄和学历的不同搜寻渠道就业者的合同签订率

注：i表示非正式渠道，f代表正式渠道，h表示大专及以上高学历，l表示高中及以下低学历，contract表示劳动合同签订率。数据来自CFPS2014、2016和2018年数据。

表9 分年龄和学历的非正式渠道作用估计结果

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | 16-29岁 | 30-44岁 | 45-59岁 |
| 全样本 | -0.042\*\*\*(0.011) | -0.044\*\*\*(0.010) | -0.055\*\*\*(0.012) |
| N | 6,779 | 7,512 | 5,603 |
| 高学历 | -0.084\*\*\*(0.019) | -0.079\*\*\*(0.020) | -0.072(0.064) |
| N | 2,419 | 2,094 | 652 |
| 低学历 | -0.022(0.014) | -0.037\*\*\*(0.012) | -0.054\*\*\*(0.013) |
| N | 4,360 | 5,418 | 4,951 |

注：自变量为非正式渠道，因变量为合同签订率。控制变量包括个体特征、家庭特征、工作特征、地区和时间因素。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著；系数为边际效应；括号内为稳健标准误；数据来自CFPS2014、2016和2018年数据。

**（三）上次与本次搜寻渠道的选择**

既然非正式渠道对就业质量有不利影响，那么使用非正式渠道找到工作的劳动者在换工作时是不是也会更换搜寻渠道呢？本文基于CFPS2014、2016和2018年数据中至少有两期的追踪样本，观察了有转换工作经历的受雇者上一份工作和本次工作的搜寻渠道差异。图3和图4展示了上一份工作和本次工作中正式渠道和非正式渠道的使用情况。首先，上一份工作和本次工作的搜寻渠道分布相似，非正式渠道仍是重要的搜寻方式。在青年群体中，上次工作和本次工作通过非正式渠道确定的比例分别为40.95%和39.13%，成年群体中分别为45.82%和46.04%。其次，搜寻渠道的选择具有一定“粘性”，使用非正式渠道的就业者更换工作过程中仍可能使用非正式渠道找工作。具体来看，青年样本中，上一份工作使用正式渠道的受雇者，在本次工作使用非正式渠道的比例为30.83%，而非正式渠道使用者继续选择非正式渠道的比例为51.11%。成年样本中结论也一致，正式渠道的使用者转向非正式渠道的可能性为36.17%，近六成的非正式渠道使用者会再次选择非正式渠道。

为了检验两次工作的搜寻渠道间因果关系，我们在控制个体特征、家庭特征、本次工作特征以及地区特征等因素的基础上，估计了上一份工作使用非正式渠道对本次工作使用非正式渠道的影响，结果见表10。全样本、青年、成年群体中，上份工作使用非正式渠道变量informal(t-1)的系数均大于0，且在1%水平下显著，表明上一份工作使用非正式渠道对本次工作使用非正式渠道具有显著正向作用。与正式渠道相比，非正式渠道的使用者继续选择非正式渠道的概率高14%-16%。与青年相比，成年样本中informal(t-1)变量的系数绝对值略大，但是经验P值的检验结果显示，青年与成年中非正式渠道的作用差异不显著。

在非正式渠道带来就业质量下降的背景下，使用非正式渠道找到工作的就业者在换工作时为何继续选择非正式渠道呢？关于搜寻方式选择的文献认为，不同搜寻渠道的成本、收益不同，理性经济人在预算约束下根据成本和收益选择找工作的方式（Holzer，1988）。建立在亲友关系上的非正式渠道具有成本低、有利于快速获得工作等优势，在劳动力市场上长期存在和广泛使用。同时，社会关系的同质化也导致搜寻渠道选择较为单一，对非正式渠道的依赖性较强。



图3 青年和成年就业者的上一份工作和本次工作非正式渠道使用率

注：informal指非正式渠道，t-1表示上一份工作，t表示本次工作，youth指16-29岁青年，adult指30-59岁成年。数据来自CFPS2014、2016和2018年数据。



图4 青年和成年就业者更换工作时非正式渠道使用率

注：formal指正式渠道，informal指非正式渠道，t-1表示上一份工作，t表示本次工作，youth指16-29岁青年，adult指30-59岁成年。数据来自CFPS2014、2016和2018年数据。

表10 上一份工作的搜寻渠道对本次工作搜寻渠道选择的影响

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 全样本 | Youth1 | Adult1 | Youth2 | Adult2 | Youth3 | Adult3 |
| 16-24岁 | 25-59岁 | 16-29岁 | 30-59岁 | 16-34岁 | 35-59岁 |
| informal(t-1) | 0.154\*\*\*(0.019) | 0.148\*\*\*(0.047) | 0.152\*\*\*(0.021) | 0.140\*\*\*(0.030) | 0.161\*\*\*(0.025) | 0.146\*\*\*(0.025) | 0.158\*\*\*(0.029) |
| Wald chi2 | 238.69 | 59.2 | 209.72 | 106.92 | 141.75 | 162.92 | 85.53 |
| N | 2,382 | 396 | 1,986 | 994 | 1,388 | 1,366 | 1,016 |
| 经验P值 |  | 0.498 | 0.372 | 0.466 |

注：因变量为本次工作是否使用非正式渠道；informal指非正式渠道，t-1表示上一份工作；经验P值为boothtrap500次结果。控制变量包括个体特征、家庭特征、工作特征、地区和时间因素。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著；系数为边际效应；括号内为稳健标准误；数据来自CFPS2014、2016和2018年数据。

六、结论与讨论

无论是发达国家还是发展中国家，非正式渠道在劳动力市场上广泛存在，对于就业质量作用尚待深入研究。本文使用CFPS2014、2016和2018年数据实证分析了非正式渠道对青年工作稳定性的影响。我们发现，尽管青年群体使用非正式渠道的比例较高，每10个非农受雇就业者中就有4人使用，非正式渠道可能带来工作稳定性下降。本研究分别使用样本替换法、变量替换法、工具变量法和PSM方法等验证，估计结果仍具有稳健性。非正式渠道不单对青年工作稳定性具有不利作用，在工时、工资、工作环境、工作条件、社会保障和晋升机会等方面也产生负影响。由于非正式渠道负面信号作用和高低学历面临的就业市场不同，高学历群体中非正式渠道的作用随年龄增加而减弱，低学历群体中非正式渠道的作用随年龄增加而增强。此外，建立在亲友关系上的非正式渠道具有成本低、有利于快速获得工作等优势，在劳动力市场上长期存在，使用非正式渠道找到工作的就业者在换工作时仍会继续选择非正式渠道。

工作搜寻渠道的选择对就业至关重要。在我国的劳动力市场上，由于存在信息不对称，工作搜寻和匹配渠道不畅通，雇佣关系的双方在就业信息交流方面存在种种障碍。特别是，青年初次进入劳动力市场，处于从学校向工作过渡阶段，由于工作经验缺少和就业信息不完全等原因，造成职位空缺和失业者匹配困难，青年摩擦性失业率居高不下，就业匹配结果也不佳，工作流动性较大。畅通搜寻渠道、增加工作信息流动有利于改善这一困境。而现实中，青年群体对同质化社会关系的依赖性较强。同时，与发达国家相比，我国公共就业服务机构存在机构设置和职能管理混乱、就业信息更新不及时、就业服务缺乏针对性、从业人员专业性差、缺少服务过程监控和绩效评价等问题（曾湘泉，2009；王丽平，2013；刘洋，2018），导致公共就业服务机构渠道的利用程度低。

应该丰富和改善青年的工作搜寻渠道。通过提升公共就业服务机构的服务水平和质量，完善学校就业指导和就业服务工作，推动互联网在劳动力市场应用的广度和深度，提高正式渠道的利用效率。与此同时，应继续深化市场改革。在中国劳动力市场上，体制内和体制外、城乡、地区等流动障碍仍然存在。应深化人才发展体制机制改革，逐渐弱化体制内外的福利待遇和非经济回报差异，如户口优势，破除流动障碍，发挥市场在人才资源配置中的决定性作用。此外，应继续促进青年就业政策贯彻落实。为促进青年就业，国家教育部门和人社部门出台了一系列促进青年就业政策，但政策的落地和实际执行效率等方面存在诸多问题，应引入第三方评价机构，重视政策效果评估。

参考文献：

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。

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。

邓睿，2020：《社会资本动员中的关系资源如何影响农民工就业质量?》，《经济学动态》第1期。

刘华，2021：《扩招20年中国高校毕业生就业测量与就业变化》，《高教探索》第2期。

刘士杰，2011：《人力资本、职业搜寻渠道、职业流动对农民工工资的影响——基于分位数回归和OLS回归的实证分析》，《人口学刊》第5期。

刘艳茹 郭海彧，2018：《强弱关系与大学生初次就业的关联性研究——基于社会分层的视角》，《财经问题研究》第9期。

刘洋，2018：《公共就业和人才服务机构整合研究》，《中国行政管理》第10期。

罗楚亮，2008：《就业稳定性与工资收入差距研究》，《中国人口科学》第4期。

麦可思研究院，2019：《2019年中国本科生就业报告》，社会科学文献出版社。

孟大虎 曾凤婵 杨娟，2011：《人力资本、社会资本与大学毕业生求职渠道的选择》，《中南财经政法大学学报》第6期。

彭程 杨继东，2016：《人情还是信息——社会网络与工资决定》，《世界经济文汇》第5期。

王丽平，2013：《我国公共就业服务机构建设研究》，《中国行政管理》第9期。

吴克明 余晶 卢同庆，2015：《大学毕业生与青年农民工就业比较研究》，《教育与经济》第4期。

岳昌君 程飞，2013：《人力资本及社会资本对高校毕业生求职途径的影响分析》，《中国高教研究》第10期。

岳昌君 周丽萍，2017：《中国高校毕业生就业趋势分析:2003-2017年》，《北京大学教育评论》第4期。

曾湘泉，2009：《劳动力市场中介组织的发展与就业促进》，《中国人民大学学报》第6期。

Antoninis,M.(2006), “The wage effects from the use of personal contacts as hiring channels”, *Journal of Economic Behavior and Organization* 59(1):133-146.

Bentolila, S. et al(2010), “Social networks and occupational choice”, *Economica* 77(305):20-45.

Blau,D.M. & P.K. Robins(1990), “Job search outcomes for the employed and unemployed”, *Journal of Political Economy* 98(3):637-655.

Chen,Y. et al (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):837-876.

Davern,M. & D.S.Hachen(2006), “The role of information and influence in social networks: Examining the association between social network structure and job mobility”, *American Journal of Economics and Sociology* 65(2):269-293.

Elamin,O.(2018) ,“Impact of informal job-search on wages for university graduates in Egypt and Jordan”, Economic Research Forum Working Papers, No.1272.

Fontaine, F. (2007), “A job search model with social networks: The better match hypothesis”, *Society* (6):1-19.

Frijters, P. et al(2005), “Job search methods and their success: A comparison of immigrants and natives in the UK”, *Economic Journal* 115(507):F359-F376.

Granovetter,M.S.(1973), “The strength of weak ties”, *American Journal of Sociology* 78(6):1360-1380.

Green,C.P.(2012), “Short term gain, long term pain”, *Journal of Labor Research* 33(3):337-352.

Holzer,H.(1988), “Search method use by unemployed youth”, *Journal of Labor Economics* 6(1):1-20.

Horváth,G.(2014), “Occupational mismatch and social networks”, *Journal of Economic Behavior & Organization* 106(1):442-468.

ILO.(2020), “Global employment trends for youth 2020: Technology and the future of jobs”, Report of International Labour Organization.

Longhi,S. & M.Taylor(2011) , “Explaining differences in job search outcomes between employed and unemployed job seekers”, IZA Discussion Paper, No. 5860.

Loury,L.D.(2006), “Some contacts are more equal than others: Informal networks, job tenure,and wages”, *Journal of Labor Economics* 24 (2):299-318.

Mortensen,D.T. & T.Vishwanath(1994), “Personal contacts and earnings: It is who you know!”, L*abor Economics* 1(2):187-201.

Pellizzari,M.(2010),“Do friends and relatives really help in getting a good job?”, *Industrial & Labor Relations Review* 63(3):494-510.

Saloner,G.(1985), “Old boy networks as screening mechanisms”, *Journal of Labor Economics* 3 (3):255-267.

Simon,C.J. & J.T.Warner(1992), “Matchmaker, matchmaker: The effect of old boy networks on job match quality, earnings, and tenure”, *Journal of Labor Economics* 10(3):306-329.

Tumen,S.(2016), “Informal versus formal search: Which yields better pay?”, *International Journal of Economic Theory* 12(3):257-277.

Wang,J. et al(2016),“Jobs and skills for youth: Review of policies for youth employment of China”,Report of International Labour Organization.

Weber,A. & H.Mahringer(2008), “Choice and success of job search methods”, *Empirical Economics* 35(1):153-178.

Wei,T.E. et al(2012) ,“A referral is worth a thousand ads: Job search methods and scientist outcomes in the market for postdoctoral scholars”, *Science & Public Policy* 39(1):60-73.

Xiong,A. et al(2017),“Social networks, job satisfaction and job searching behavior in the Chinese labor market”, *China Economic Review* 43(C):1-15.

Zaharieva,A.(2013), “Social welfare and wage inequality in search equilibrium with personal contacts”, *Labour Economics* 23(1):107-121.

1. - 刘华，中国人民大学中国就业研究所、中国人民大学劳动人事学院，邮政编码：100872，电子邮箱：91liuhua@ruc.edu.cn；胡文馨，中国人民大学中国就业研究所、北京石油化工学院经济管理学院，邮编：102617，电子邮箱：huwenxin@bipt.edu.cn。本文受北京市社会科学基金青年项目“北京产业智能化对就业结构的影响及优化路径研究”（编号21JJC022）资助。感谢审稿人的宝贵意见，文责自负。 [↑](#footnote-ref-1)
2. 国家统计局. 上半年国民经济稳中加固稳中向好. [http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202107/ t20210715 \_1819440.html](http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202107/t20210715%20_1819440.html), 2021-7-15。 [↑](#footnote-ref-2)
3. 是一项单选题。其中，中介或招聘会包括职业介绍机构、招聘广告、自己登求职广告、人才交流会、招聘会，亲友介绍包括亲属、朋友、熟人介绍，学校渠道包括学校就业指导机构、学校推荐。 [↑](#footnote-ref-3)
4. 国家统计局. 上半年国民经济稳中加固稳中向好. [http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202107/ t20210715 \_1819440.html](http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202107/t20210715%20_1819440.html), 2021-7-15。 [↑](#footnote-ref-4)
5. 考虑保密性等原因，CFPS数据未公布个体所在区县，因此本文使用所在省（市）的非正式渠道使用情况作为个体使用非正式渠道的工具变量。具体计算时，根据个体所在省（市）样本将非正式渠道变量求均值。 [↑](#footnote-ref-5)