

## 互联网接入与劳动者多重就业

——基于 CFPS 数据的实证研究

陈 瑛 梁雅爽 向 晶\*

---

**内容提要** 数字经济在提高劳动者就业灵活性的同时，也通过扩大劳动力市场的就业信息和就业机会，提高了劳动者多重就业的可能性。本文利用 2016 年和 2018 年中国家庭追踪调查数据（CFPS），实证检验了互联网接入对劳动者多重就业的影响。结果表明，互联网接入及灵活的接入方式对劳动者多重就业的选择概率均具有显著的正向影响，对低技能和农村户籍劳动者的多重就业选择影响更大。不同于“工作着的穷人”观点，互联网接入的作用下，中高收入群体和外出流动劳动力的多重就业倾向也明显提高。进一步的影响机制分析发现，互联网接入能有效地降低劳动就业选择过程中的搜寻成本、交易成本及验证成本，显著提升劳动者的多重就业概率。因此，改善数字资源获取渠道、放宽数字技术学习门槛、细化劳动保护政策等能减小劳动者数字鸿沟，能有效增加劳动者的就业机会和劳动收入。

**关键词** 互联网接入 多重就业 搜寻成本 交易成本 验证成本

---

### 一 引言

以互联网通信技术为代表的新技术革命对劳动者的就业行为产生深刻影响。在信息化时代，就业形式被重塑，劳动者可以通过多种技能共同发挥效用，以实现工资收

---

\* 陈瑛，云南大学经济学院，电子邮箱：chen\_ying@ynu.edu.cn；梁雅爽，云南大学经济学院，电子邮箱：1165098832@qq.com；向晶（通讯作者），中国社会科学院人口与劳动经济研究所，电子邮箱：xiangjing@cass.org.cn。本研究得到云南大学“双一流”建设哲学社会科学创新团队项目“新发展阶段人口与劳动经济学问题研究”（项目编号：CY2262420213）的资助。

人快速提高的愿望。移动互联网、云计算、大数据、物联网等与现代服务业的结合越来越紧密，按需聚集、按劳取酬的用工模式日渐兴起（戚聿东等，2021），多重就业变得更为普遍（杜敏，2017）。国家发展和改革委员会于2020年7月印发《关于支持新业态新模式健康发展激活消费市场带动扩大就业的意见》文件明确，鼓励发展新个体经济，大力发展微经济，鼓励“副业创新”，着力激发各类主体的创新动力和创造活力，打造兼职就业、副业创业等多种形式蓬勃发展的格局。数字生态下就业信息、就业机会激增与就业模式的迅速转变，模糊了个人职业生涯中的“主业”与“副业”界限，二者转换的频率与速度加快，催生新业态下的新就业行为。2020年美团研究院发布的《生活服务业新就业形态和灵活就业的发展特征和发展趋势》报告显示，43%的在职人员有副业<sup>①</sup>。为增强劳动者的就业机会，如何针对性地引导或激励劳动者有效选择多重职业，是实现多元化、多层次的就业需求亟需解决的重要问题。本文研究互联网接入对劳动者多重就业选择的影响及其作用机制，旨在从微观层面探讨并识别互联网发展对劳动者就业选择的影响，以期从多重就业视角探讨不同群体在互联网技术下的就业行为变化，尝试提出建立促进多渠道灵活就业机制，规范发展新就业形态的政策建议。

多重就业是灵活就业的重要表现形式。现有大量研究认为，多重就业是劳动者谋求生存、迫于无奈的被动选择（Maloney，1999；詹婧等，2018）。然而，也有研究认为，多重就业是劳动者在面对自身人力资本水平、正规部门劳动生产率约束以及个人偏好等条件下主动选择的最优决策（Maloney，2004；胡凤霞、姚先国，2011；郑祁等，2020）。上述迥异观点存在的原因主要是，具有多重就业特征的劳动群体自身存在异质性。比如，城市青年群体中出现的“斜杠”青年<sup>②</sup>，就是多重就业者的一种典型代表（杜敏，2017）。而对于农村从业者，多重就业则是农业兼业化（向国成、韩绍凤，2005；钱忠好，2008）。在传统劳动力市场中，就业信息传递同时受时间和地理空间约束，信息获取渠道一般来自于熟人介绍、中介机构和报纸广告等（Autor，2001），劳动者难以及时有效获得就业岗位信息（徐立安，2003）。已有研究认为，多重就业是劳动者个体在既定收入预算约束下，实现基本生存需求的劳动供给行为，因此，也称之为

① 参见 <https://about.meituan.com/research/report?typeCodeOne=5>，2020-09-15/2022-01-30。

② “斜杠”青年概念源于英文“Slash Careers”，是指越来越多的年轻人不再满足“专一职业”的生活方式，而是选择能够拥有多重职业和身份的多元生活（Alboher，2007）。

“贫困者的就业”或“工作着的穷人”（任远、彭希哲，2007）。

互联网的兴起使得工作地点跨越自然地理空间的限制，同时，信息传播时间大幅度缩短（谢富胜等，2019）。劳动者就业信息获取渠道、搜索范围得以扩大，就业方式发生转变，多重就业从偶发性、小范围向高频率、大规模转变（纪雯雯、赖德胜，2016）。数字经济下，劳动力市场区分为线上和线下两个维度：一方面，劳动者不再束缚于线下固定工作时间、固定工作场所，通过与远程办公、视频会议等线上方式有效结合，配置自身可支配禀赋（Nie & Erbring, 2002；詹婧等，2018），多元化提高收入水平（Krueger, 1993；蒋琪等，2018）。另一方面，劳动力市场信息的互联网在线搜索成本降低，劳动者线上搜寻行为变得更为频繁（Kuhn & Mansour, 2014），劳动参与率得到有效提升（Dettling, 2017；曾祥金、罗燕，2019）。在互联网普及过程中，多重就业者不再仅限于城镇“斜杠”青年与农村劳动力，也不再仅仅是“贫困者的就业”或“工作着的穷人”，更多的劳动者因就业信息易获取和就业机会的扩大而选择多重就业。

多重就业逐渐成为众多劳动者的重要就业选择（Bailey & Spletzer, 2021）。在数字技术不断普及的今天，互联网接入是否改变了传统多重就业者的特征，其作用机制是什么，是本文拟回答的关键问题。本文采用 2016 年和 2018 年中国家庭追踪调查（CFPS）数据，探讨互联网接入对劳动者多重就业的影响和作用机制。本文的边际贡献在于：第一，从微观个体层面直接聚焦互联网接入对于多重就业选择的影响；第二，采用“家庭每月电费的对数”作为工具变量，减弱互联网接入的内生性问题；第三，从搜寻成本、交易成本以及劳动力市场验证成本三个方面，综合检验成本效应在互联网接入对劳动者多重就业影响的作用机制。

## 二 文献综述

劳动供给理论认为，个人就业选择是收入约束下闲暇消费与商品消费权衡的结果。互联网普及后，海量就业信息和就业机会的增加，提高了个人收入预期。原来效用函数下闲暇—商品消费的替代关系一定程度上被削弱，多重就业选择的可能性增加。已有关于多重就业的研究主要集中在三个方面：一是分析多重就业的形态、时代特征以及劳动力市场规制对其的影响，讨论多重就业的定义及其内涵；二是侧重关注技术进步对多重就业行为的影响，主要围绕多重就业与劳动市场发展及其作用机制展开；三是研究影响多重就业的决定因素，扩展现有的劳动供给理论。

从概念界定来说，多重就业（Multiple Jobholding）是非正规就业的一种形式

(Pouliakas, 2017), 是指劳动者同时拥有多份工作<sup>①</sup>, 在从事主要工作外<sup>②</sup>, 还从事有报酬的另外一份或多份工作 (Wilensky, 1963; Paxson & Sicherman, 1996)。早期研究指出, “一个人是否愿意接受第二份工作取决于, 工作足够的时间, 第一份工作的工资率是否能满足其收入目标” (Shishko & Rostker, 1976)。但随着技术进步带来生产效率提升, 原有单一工作下的相对工资率下滑, 此时, 劳动者追求多重就业是其在有限的工作时间内, 获取更高收入水平的“工作组合” (Paxson & Sicherman, 1996; Renna & Oaxaca, 2006; Hirsch & Winters, 2016)。这意味着, 探讨多重就业选择的原因需要从新的研究视角考察。

Renna & Oaxaca (2006) 和 Champion et al. (2020) 将多重就业选择的原因归纳为: 第一, 劳动者选择多份工作是为满足其收入目标。第二, 第一份工作或主要工作的未来预期收入并不稳定。不确定性风险的存在, 使得劳动者倾向于从事第二份或更多份工作, 以对冲风险 (Bell et al., 1997; Guariglia & Kim, 2004)。第三, 将第二份或更多份的工作视为技能提升或技能开发, 而这种技能多样化是为实现职业转型或创业做准备 (Panos et al., 2014)。第四, 偏好多样化的工作任务, 能够使劳动者在不同的工作或岗位中获取成就感。第五, 外部冲击 (经济衰退引起的减薪或家庭因意外导致财产损失) 促使劳动者选择多份职业。

国内对多重就业的研究也从传统收入角度向技术进步下的劳动市场新发展转变。在互联网成为影响劳动力市场发展的重要因素以前, 最具代表性的多重就业现象是农业兼业。农业生产的季节性特征使农村劳动者有大量的空闲时间, 并且农业收入与非农收入差距的扩大, 使得农村劳动力的兼业行为非常普遍 (尚欣、郭庆海, 2010; 郝海广等, 2010)。虽然农业部门与非农业部门之间的收入差距是农业兼业行为的根本性因素, 但劳动力的性别、年龄、文化程度等个人特征, 以及家庭规模、是否拥有专业技能、兼业信息渠道和致富意愿等也显著影响农村劳动者的兼业意愿 (胡帮勇, 2012)。近年来, 互联网技术的普及, 使得中国新经济、新就业迅速崛起, 多重就业出现新的变化。有研究指出, 信息平台点对点的信息发布, 能消除供需双方信息不对称问题, 使个体能够摆脱传统组织机构的限制, 充分挖掘自身潜能, 更好地跨越组织和行业边界 (杜敏, 2017)。同时, 多职业间的关联能够有效地提高“斜杠青年”的收入

① 不同研究者对多重就业有着不同的定义和不同的表达。如: 多重就业、双重就业、创业兼职、斜杠青年、混合企业家、农业兼业等。

② 主要工作通常定义为个人工作时间最多的工作。

和福利水平（曹洁、罗淳，2018）。数字经济时代大量新职业的快速涌现（戚聿东等，2021），多重就业的群体不再仅限于城镇斜杠青年与农村劳动力，越来越多的劳动者因就业信息易获取和就业机会的扩大而选择多重就业。

现有多重就业研究主要围绕互联网对就业的影响和作用机制展开讨论。从就业结构来看，互联网技术进步对第三产业的发展带动效果最强。随着产业融合程度不断提升，第三产业增加值的增速不断加快，进而引起就业部门结构性转型（戚聿东等，2020）。部分传统职业岗位被替代，以平台经济、共享经济为代表的新业态，衍生出众多新生职业岗位（杨伟国等，2018）。从作用机制来看，首先，互联网平台通过扩大信息传播半径，极大缓解了传统劳动力市场中信息不对称性和不充分性，使得就业的搜寻成本显著降低；其次，劳动力市场借助互联网有效的信息传播渠道，使得劳动供需双方快速了解对方信息，人职匹配率得以提升，减少结构性失业（Kuhn & Mansour，2014；曾祥金、罗燕，2019）；第三，互联网为劳动者带来了信息获取渠道的革命，极大地改变了劳动者就业观念，促进劳动者就业质量提高，尤其是农村劳动者（张世虎、顾海英，2020）。

综上所述，随着互联网打破空间约束，促进人口跨区域间流动，多重就业群体不再仅仅是斜杠青年或农业兼业者，多重就业选择现象也开始趋于普遍。同时，互联网改变了“贫困者的就业”、“工作者的穷人”等多重就业者的传统特征，使得追求个人效用最大化的多重就业自主选择日益普遍。但是，现有关于互联网对中国劳动力市场多重就业的影响和机制研究还处于探索阶段。因此，本文使用微观个体层面的数据，实证分析互联网接入对劳动者多重就业的影响，并通过分析不同接入工具、不同收入水平和人户分离群体等来讨论多重就业的异质性，进一步尝试从搜寻成本、交易成本和验证成本三个维度验证互联网接入的成本效应作用机制。

### 三 模型设定与研究设计

#### （一）模型设定

本文研究的被解释变量为劳动者是否选择多重就业，取值为 1 和 0，是一个虚拟变量，因此可以使用 Probit 模型进行估计。模型表达式如下：

$$\text{Prob}(\text{part\_time}_i = 1) = \alpha_1 + \beta_1 \text{Internet}_i + \lambda_1 Z_i + \varepsilon_i$$

其中， $\text{Internet}_i$  表示第  $i$  位劳动者是否接入互联网， $Z_i$  表示其他控制变量， $\varepsilon_i$  为随机扰动项。

## （二）数据来源与研究对象

本文所使用的数据为中国家庭追踪调查（CFPS），由北京大学中国社会科学调查中心实施，重点关注中国居民的经济与非经济福利，包括经济、教育、家庭关系与动态、人口迁移、健康等诸多研究主题，是一项全国性、大规模、多学科的社会跟踪调查项目。CFPS 样本覆盖 25 个省/市/自治区，样本规模为 16000 户，调查对象包含样本家庭中的全部成员，能够较为全面反映中国多重就业市场的情况。本文采用 2016 年和 2018 年两轮调查数据，基于所关注的问题剔除农业受雇型劳动力、农业自雇型劳动力、在校学生，筛选出 16~60 岁的男性样本和 16~55 岁的女性样本，对数据进行合并构成平衡面板数据，最终得到符合研究需求的样本 10764 个。

## （三）变量定义

多重就业是本文研究的被解释变量，重点考察当前已经有主要工作，再从事其他一般工作的劳动者多重就业情况，根据 2016 年和 2018 年问卷中“其他工作份数”问题来进行定义：1 = 多重就业；0 = 否。本文的核心解释变量为互联网接入，是指个体能够利用不同的方式，接入互联网或使用互联网资源。本文根据 CFPS 问卷中“是否使用移动设备上网？”和“是否使用电脑上网？”，综合两个问题定义互联网接入变量为：两种接入工具，只要使用其中任意一种，即互联网接入，1 = 是；两种接入工具均不使用即非接入状态，0 = 否。控制变量包括人口学特征、人力资本变量、家庭成员人数和工作类型变量。人口学特征主要包括年龄、性别、户籍、婚姻、居住地状况等；人力资本变量主要包括受教育年限、健康情况等。

## （四）描述性统计

本文主要变量的描述性统计结果见表 1。根据 2016 年和 2018 年两期面板数据来看，样本中有 75.6% 的劳动者接入互联网，有 11.8% 的劳动者从事多重就业。其中，接入互联网的劳动者多重就业的比例为 12.5%，非接入状态的劳动者多重就业的比例为 9.7%，经过 t 检验计算确认有显著差异。

表 1 2016—2018 年主要变量的说明及统计性描述

变量名称	变量定义	全样本			接入互联网	非接入互联网	t 值
		观测值	均值	标准差	均值	均值	
是否多重就业	是 = 1；否 = 0	10717	0.118	0.322	0.125	0.097	3.696***
多重就业参与程度	多重就业份数	10717	0.135	0.398	0.147	0.100	4.934***

续表

变量名称	变量定义	全样本			接入互联网	非接入互联网	t 值
		观测值	均值	标准差	均值	均值	
互联网接入	是 = 1; 否 = 0	10721	0.756	0.429	—	—	—
性别	男 = 1; 女 = 0	10764	0.615	0.487	0.600	0.651	-4.471***
年龄	受访者年龄	10764	37.47	9.889	35.166	44.998	-47.012***
受教育年限	取值 0 ~ 22	10529	9.566	3.941	10.417	6.930	41.148***
婚姻状况	已婚 = 1; 否 = 0	10760	0.793	0.405	0.758	0.923	-17.766***
户籍类型	城镇 = 1; 农村 = 0	10764	0.291	0.454	0.314	0.222	8.720***
家庭成员人数	实际家庭人数	10735	4.172	2.031	4.193	4.227	-0.702
居住地	城镇 = 1; 农村 = 0	10617	0.637	0.481	0.657	0.577	7.106***
工作类型	受雇 = 1; 自雇 = 0	10375	0.727	0.445	0.728	0.718	0.950

注：受教育年限取值为：文盲/半文盲 = 0，小学 = 6，初中 = 9，高中 = 12，大专 = 15，本科 = 16，硕士 = 19，博士 = 22；\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平上显著。

资料来源：根据 2016 年和 2018 年中国家庭追踪调查（CFPS）数据计算得到。

#### 四 互联网接入与劳动者多重就业的实证分析

##### （一）基准回归结果

表 2 是控制地区和年份固定效应后，互联网接入对劳动者多重就业的影响。第 (1) 列全样本的回归结果显示，接入互联网的劳动者比未接入互联网的劳动者多重就业概率显著高 2.6%。户籍作为中国城乡人口区分的制度设计，计划经济时期和市场经济时代都是城乡居民不平等就业的重要制度因素，多重就业选择因受教育程度与户籍的差异而存在显著区别（吴要武、蔡昉，2006）。本文将样本分为高技能劳动者和低技能劳动者、城镇户籍和农村户籍进行分析。

综合来看，互联网接入对低技能劳动者多重就业的影响显著（表 2 第 (2) 列），而对高技能劳动者没有显著影响（表 2 第 (3) 列）。对于低技能劳动者，接入互联网多重就业概率比未接入互联网的劳动者显著高 2.9%。按户籍进行区分，互联网接入对农村户籍劳动者多重就业有显著影响（表 2 第 (4) 列），而对城镇户籍劳动者没有明显影响（表 2 第 (5) 列）。对于农村户籍劳动者，接入互联网多重就业概率显著高出未接入互联网 3.1%。整体上，互联网接入可显著提升劳动者多重就业的概率，低技能劳动者和农村户籍劳动者为多重就业主要群体。有研究表明早期接入互联网的多为高

技能劳动者和城镇户籍劳动者（邱泽奇，2001），随着信息基础设施建设的快速推进，中国互联网接入可及性差异逐渐缩小（邱泽奇等，2016），低技能劳动者和农村户籍劳动者利用互联网选择多重就业的渠道更宽，信息更多，便利性更高。此外，数字经济下的新就业形态，低就业门槛为低技能劳动者和农村户籍劳动者提供更多多重就业机会。

表2 其他控制变量的回归结果显示，年龄与多重就业选择的关系为U型变化；男性选择多重就业的概率更高，男性低学历劳动者和农村户籍劳动者选择多重就业概率相对更高；高技能劳动者与城镇户籍劳动者的多重就业选择在性别上无明显差异；已婚对多重就业选择存在显著负向影响，一个可能的原因是已婚劳动者更倾向选择具有长期稳定雇佣关系的就业方式；工作类型对多重就业选择没有显著影响，低技能劳动者、农村劳动者与城镇劳动者的工作类型对多重就业选择均没有显著影响，但对高技能劳动者而言，相比较于自雇型的高技能劳动者，受雇型劳动者的多重就业选择概率显著低5.8%，这可能是由于自雇型高技能劳动者在主要工作中的工作时间、工作地点、工作安排等灵活度较高。

表2 互联网接入对劳动者多重就业影响的回归结果：边际效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	总样本	低技能	高技能	农村户籍	城镇户籍
互联网接入	0.026 *** (0.009)	0.029 *** (0.009)	0.049 (0.043)	0.031 *** (0.011)	0.026 (0.018)
年龄	-0.008 *** (0.003)	-0.006 ** (0.003)	-0.017 * (0.010)	-0.011 *** (0.004)	-0.006 (0.005)
年龄的平方/100 <sup>①</sup>	0.009 *** (0.003)	0.008 ** (0.003)	0.016 (0.013)	0.015 *** (0.004)	0.005 (0.006)
性别	0.019 *** (0.007)	0.025 *** (0.008)	-0.008 (0.017)	0.019 ** (0.009)	0.017 (0.011)
受教育程度	0.001 (0.001)	—	—	0.001 (0.001)	-0.000 (0.002)
已婚	-0.034 *** (0.011)	-0.027 ** (0.012)	-0.013 (0.022)	-0.033 ** (0.013)	-0.022 (0.016)
户籍类型	-0.037 *** (0.009)	-0.046 *** (0.010)	-0.016 (0.018)	—	—

① 在保证解释变量量纲一致的前提下，按照年龄的平方/100处理；这样处理的原因是直接使用年龄的平方，系数显著性不变，只是估计值较小。

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	总样本	低技能	高技能	农村户籍	城镇户籍
家庭成员数	-0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.010 ** (0.005)	0.000 (0.002)	-0.005 * (0.003)
居住地	-0.021 *** (0.007)	-0.019 ** (0.008)	-0.032 (0.020)	-0.023 *** (0.008)	-0.003 (0.017)
工作类型	0.003 (0.008)	0.010 (0.008)	-0.058 *** (0.021)	0.002 (0.009)	0.003 (0.012)
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	9900	8263	1869	7012	2888

注：\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平上显著；括号内为标准误。

资料来源：根据 2016 年和 2018 年中国家庭追踪调查（CFPS）数据计算得到。

## （二）内生性处理

一般而言，互联网接入是地区信息基础设施与个人或家庭能力匹配的结果。在微观层面上，互联网使用是家庭有能力承担互联网接入成本的理性选择。是否接入互联网受个人及其所在家庭的社会经济状况影响，不能穷尽家庭社会经济状况因素会导致遗漏变量带来的内生性问题。此外，选择多重就业的劳动者接入互联网的概率会增加，尤其是那些需要通过互联网来完成任务的工作会提高互联网接入的概率，因而存在反向因果问题。上述内生性问题的存在，会使表 2 估计结果产生偏误，本文使用工具变量来减弱内生性带来的估计偏差。

已有研究分别选取城市互联网普及程度（曾祥金、罗燕，2019）、所在省份电子商务发展指数等（宁光杰、马俊龙，2018）、所在区县互联网使用率（Agarwal et al., 2009）、所在社区或村居的互联网普及率（毛宇飞等，2019）、所在社区地形状况（马俊龙、宁光杰，2017）、家庭拥有电脑（周广肃、樊纲，2018）、家庭每月邮电通讯费（张景娜、朱俊丰，2020）、是否把互联网作为主要信息来源（李飏，2019）、是否在空闲时间一周数次上网（李飏，2019）等作为互联网使用的工具变量。就本文主题而言，影响互联网接入而对劳动者多重就业选择不产生影响的因素为个人互联网接入的成本负担。不论是移动设备上网还是固定设备上网，对于所有使用者而言不可避免的成本支出为上网设备的电费支出，这与个人的多重就业选择没有直接关系。本文选用“家庭每月电费（元）的对数”作为互联网接入的工具变量。家庭每月电费为刚性支出，电价计费方式为阶梯式累进计价，与劳动者是否选择多重就业具有较强的外生性，这

满足了工具变量的相关性和外生性条件。

表3为IVProbit模型的估计结果。首先，A部分汇报的是两步法第一阶段的估计结果，根据第(1)到第(5)列可知，家庭每月电费的对数与总样本组、低技能组、农村户籍组和城镇户籍组劳动者互联网接入高度相关，且总样本组的一阶段F统计值为265.07，低技能组为199.68，农村户籍组为209.39，城镇户籍组为72.55，均通过弱工具变量检验。其次，由于本文的关键解释变量“是否接入互联网”为一个二值变量，故B部分采用极大似然方法(MLE)对工具变量回归进行估计，根据第(1)到第(5)列结果，互联网接入促进劳动者多重就业的概率。其中，低技能组、高技能组、农村户籍组均显著为正，但高技能组样本没有通过相关性和弱工具变量检验，因此互联网接入主要还是对低技能和农村户籍劳动者影响显著，且总样本组、低技能组、农村户籍组的Wald检验结果显著，满足工具变量外生性的假设。这表明在使用工具变量减弱内生性带来的估计偏差之后，本文基准回归结果仍然成立。

表3 互联网接入对劳动者多重就业影响：工具变量回归

A部分：工具变量两步法第一阶段估计结果					
变量	互联网接入				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	总样本	低技能	高技能	农村户籍	城镇户籍
家庭每月电费的对数	0.027 *** (0.004)	0.032 *** (0.005)	0.006 (0.004)	0.026 *** (0.005)	0.032 *** (0.007)
一阶段F统计值	265.07	199.68	7.39	209.39	72.55
B部分：极大似然法(MLE)估计结果					
变量	多重就业选择				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	总样本	低技能	高技能	农村户籍	城镇户籍
互联网接入	1.527 *** (0.472)	1.118 ** (0.450)	4.183 *** (1.067)	1.891 *** (0.391)	-0.417 (1.244)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
Wald检验	4.8 ** [0.028]	3.86 ** [0.049]	1.08 [0.299]	8.12 *** [0.004]	0.93 [0.334]
样本量	9650	8058	1811	6847	2803

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著；圆括号内为标准误，方括号内为p值。

资料来源：根据2016年和2018年中国家庭追踪调查(CFPS)数据计算得到。

### (三) 稳健性检验

为进一步验证基准结果的可靠性, 将从替换被解释变量、增加控制变量、单独选取截面数据回归三个方面进行稳健性检验。本文使用问卷中“其他工作份数”这一问题衡量多重就业参与程度, 将“多重就业参与程度”作为“是否多重就业”的替代变量进行稳健性检验。多重就业参与程度为多个零值的连续变量, 全部样本中, 多重就业份数的最大值为 4, 被解释变量在 0 值集聚, 据此使用 Tobit 模型进行分析。结果如表 4 所示, 第 (1) 列回归结果显示, 互联网接入对多重就业参与程度存在促进作用, 且在 1% 的置信水平下显著。表 4 第 (2) 到第 (5) 列估计结果显示, 接入互联网对多重就业参与程度的促进作用在低技能劳动者和农村户籍劳动者中更为明显, 在 1% 的置信水平显著; 对城镇户籍劳动者的促进作用在 10% 的置信水平显著。这与基准结论一致。

表 4 互联网接入对多重就业参与程度影响的回归结果: 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	总样本	低技能	高技能	农村户籍	城镇户籍
互联网接入	0.283 *** (0.094)	0.313 *** (0.094)	0.491 (0.387)	0.288 *** (0.100)	0.420 * (0.252)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	9900	8263	1869	7012	2888

注: \*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平上显著; 括号内为标准误; 表中汇报的结果为边际效应。

资料来源: 根据 2016 年和 2018 年中国家庭追踪调查 (CFPS) 数据计算得到。

传统劳动力市场中, 社会资本在就业信息获取和促进劳动力就业方面有着显著的促进作用 (Montgomery, 1991; Autor, 2001)。随着技术的发展, 互联网在一定程度上替代了原有社会资本的就业信息传递作用 (周广肃、孙浦阳, 2017)。因此, 在模型中加入社会资本变量对基准结果进行稳健性检验。依据社会资本的性質, 社会资本常常被分为同质性社会资本和异质性社会资本。同质性社会资本主要是指关系网络的构成以熟人为主体, 把有共同的邻居、民族或家庭关系的人整合为紧密的社会关系。异质性社会资本往往是指基于某一公益或行业目的而形成的, 如现代公民型的各类社会团体组织、社会中介组织、各类行业协会、社区共同体等社会关系 (Lin, 1999)。本文

根据 CFPS 问卷中设置的问题，将“人情礼支出（元）”的对数作为同质性社会资本的代理变量（马光荣、杨恩艳，2011），将受访者是否为中国共产党、共青团、工会或个体劳动者协会等组织的成员，定义“组织成员”这一虚拟变量作为异质性社会资本的代理变量（周广肃等，2014）。回归结果如表 5 所示，社会资本在互联网时代对就业的影响并不显著，但互联网接入对多重就业倾向具有显著的正向影响。从第（1）列结果可以看出，与未接入互联网的劳动者相比，接入互联网的劳动者多重就业概率显著高出 2.6%；根据第（2）和第（3）列结果，选择多重就业的群体以低技能劳动者为主；根据第（4）和第（5）列结果，接入互联网显著提升农村户籍劳动者多重就业概率。整体上看，加入“人情礼支出”取对数和“组织成员”变量分别作为同质性社会资本和异质性社会资本的代理变量后，互联网接入对劳动者多重就业的影响与基准回归结论一致。

表 5 互联网接入对劳动者多重就业影响的回归结果：稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	总样本	低技能	高技能	农村户籍	城镇户籍
互联网接入	0.026 *** (0.009)	0.031 *** (0.009)	0.062 (0.045)	0.031 *** (0.011)	0.026 (0.018)
人情支出的对数	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.001 (0.004)	0.001 (0.002)	-0.000 (0.002)
是否组织成员	0.006 (0.008)	0.005 (0.009)	0.008 (0.017)	0.007 (0.010)	0.008 (0.012)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	9727	8115	1835	6887	2840

注：\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平上显著；括号内为标准误；表中汇报的结果为边际效应。

资料来源：根据 2016 年和 2018 年中国家庭追踪调查（CFPS）数据计算得到。

在 2016 年和 2018 年 CFPS 面板数据中，选择互联网接入的劳动者可能是长期有接入互联网的习惯，从而造成估计偏差，故为进一步增强互联网接入促进劳动者选择多重就业这一研究结论的稳健性，本文单独选取 2018 年的截面数据回归进行稳健性检验。从表 6 可以看出，与不接入互联网的劳动者相比，接入互联网可显著提升劳动者选择多重就业的概率，尤其是对低技能劳动者和农村户籍劳动者而言。由此说明，本文的估计结果较为稳健。

表 6 互联网接入对劳动者多重就业的影响：截面数据

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	总样本	低技能	高技能	农村户籍	城镇户籍
互联网接入	0.028 *** (0.011)	0.032 *** (0.011)	-0.034 (0.063)	0.038 *** (0.013)	0.005 (0.020)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	7784	6384	1400	5690	2094

注：\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平上显著；括号内为标准误；表中汇报的结果为边际效应。

资料来源：根据 2018 年中国家庭追踪调查（CFPS）数据计算得到。

## 五 互联网接入与劳动者多重就业的异质性分析

跨入互联网时代，劳动者多重就业也正在经历着互联网技术革命的重塑，多元化数字工具促使众多传统岗位逐步数字化转型，以及新业态、新就业的培育催化，为劳动者提供更多的多重就业机会，但劳动者无论是在初入职场时还是作为职场达人时，大多都是基于经济收入角度选择多重就业（Dickey et al., 2011）。此外，互联网普及突破地理空间约束，促进人口跨区域间流动，多重就业不再仅仅是城镇户籍或农村户籍劳动力，逐步成为流动劳动力的就业选择。因此将从不同接入工具、收入水平和人户分离角度探讨互联网接入对劳动者多重就业的影响。

### （一）互联网接入与多重就业选择影响：不同接入工具

在数字化时代，技术进步和应用千变万化，产业结构调整日新月异，意味着对就业技能的要求也是瞬息万变（蔡昉，2021）。本文根据 CFPS 问卷中如下问题“是否移动上网？”和“是否电脑上网？”，综合两个问题生成互联网接入工具选择分类变量为：1 = 不使用任何上网工具；2 = 使用移动接入；3 = 使用电脑接入；4 = 同时使用移动和电脑接入。表 7 是通过不同接入工具对多重就业影响的边际效应，从第（1）列结果可以看出，相对于不接入互联网，互联网主要是通过移动接入和“电脑 + 移动”接入对劳动者多重就业产生影响，但是不同接入工具对高低技能和户籍状况不同的劳动者影响不同。由表 7 第（2）和第（3）列结果可知，低技能劳动者主要是通过移动接入和“电脑 + 移动”接入提升其多重就业选择的概率。这可能一是由于移动网络接入的便利性、移动社交工具的随身性和移动交流方式的粘着性，互联网接入的时长和频率显著

增加，摆脱电脑接入限制后，使得信息在纵向上能够贯穿不同层次的受众群体（王迪、王汉生，2016），为低技能劳动者从事多重就业提供更多机遇；二是“电脑+移动”接入互联网灵活性更高，多重就业对低技能劳动者而言可能是其职业生命周期非稳态的就业过渡形式，熟悉且可灵活使用网络工具的劳动者更容易成为多重就业者。根据表7第（4）列结果，通过移动接入和“电脑+移动”接入工具可提升农村户籍劳动者多重就业选择的概率，其可能的原因与上述低技能劳动者群体大致相同。表7第（5）列结果显示，相对于不接入网络的城镇户籍劳动者，使用电脑接入的多重就业概率在5%的置信水平显著低4.8%，“电脑+移动”接入的多重就业概率在10%的置信水平显著提升3.2%。无论是对于农村户籍还是对于城镇户籍劳动者而言，多元化数字工具使用对多重就业选择影响较大。

表7 不同接入工具下互联网对劳动者多重就业影响的回归结果：边际效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	总体	低技能	高技能	农村户籍	城镇户籍
基准组：不接入					
电脑接入	-0.011 (0.020)	-0.012 (0.022)	0.071 (0.068)	0.011 (0.028)	-0.048 ** (0.021)
移动接入	0.021 ** (0.009)	0.024 *** (0.009)	0.020 (0.037)	0.023 ** (0.010)	0.025 (0.016)
“电脑+移动”接入	0.040 *** (0.010)	0.042 *** (0.011)	0.050 (0.035)	0.047 *** (0.013)	0.032 * (0.017)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	9900	8263	1869	7012	2888

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著；括号内为标准误。

资料来源：根据2016年和2018年中国家庭追踪调查（CFPS）数据计算得到。

## （二）互联网接入与多重就业选择影响：不同收入水平

本文根据劳动者工资性收入水平五等份收入分组，处于最高20%的收入群体为高收入组，依此类推为中等偏上收入组、中等收入组、中等偏下收入组、低收入组。表8是不同收入群体间互联网接入对多重就业选择影响的估计。以往研究中，多重就业多是“贫困者的就业”，多重就业劳动者多是“工作中的穷人”。表8估计结果显示，互联网接入提升了中等偏下收入组群体、中等收入组群体和高收入组群体多

重就业的概率。中等收入组群体、中等偏下收入组群体受收入驱动因素较大，当面对多重就业提升工资率的机会时，会减少闲暇以增加劳动供给时间，收入效应大于替代效应。对于高收入群体而言，一般特别擅长某种技能或者拥有多种技能，如技术研发、项目投资等。互联网接入可为其提供更多此类就业机会，因此多重就业的概率显著提升。

表 8 不同收入水平下互联网接入对劳动者多重就业影响回归结果：边际效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	低收入组	中等偏下收入组	中等收入组	中等偏上收入组	高收入组
互联网接入	0.021 (0.034)	0.058 *** (0.022)	0.065 *** (0.021)	-0.006 (0.030)	0.082 *** (0.027)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
地区效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1159	1107	1073	1134	1104

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著；括号内为标准误。

资料来源：根据2016年和2018年中国家庭追踪调查（CFPS）数据计算得到。

### （三）互联网接入与多重就业选择影响：人户分离

互联网接入有助于克服劳动力市场信息不对称和信息不充分，有助于推进劳动力由低效率部门向高效率部门的流动，降低劳动力流动性约束，提升劳动力配置效率。在这种情况下，劳动者人户分离现象会有所增加。本文利用CFPS问卷中“您家哪些人外出打工（如去城市打工）挣钱？”这一问题来界定流动人口<sup>①</sup>。根据户籍与人户分离的情况分为四组，分别为城镇户籍人户分离组，农村户籍人户分离组，城市户籍人户未分离组和农村户籍人户未分离组。表9是人户分离情况下互联网与多重就业选择影响的回归结果，第（1）和第（2）列结果显示，无论是对城镇户籍人户分离劳动者还是对于农村户籍人户分离劳动者，互联网接入均可显著提升其多重就业的概率。对于人户未分离的劳动者而言，互联网接入对其多重就业的影响不显著。随着互联网普惠政策实施，招聘信息迅速扩散，就业机会大幅度增加。对跨区域流动的劳动者来说，就业选择不再单一，他们也可以像斜杠青年或农业兼业者一样，选择多重就业。

<sup>①</sup> 参见 <http://www.iss. pku. edu. cn/cfps/cjw/cfpsxkt/1295323. htm>, 2018-11-16/2021-11-09。

表 9 人户分离情况下互联网接入对劳动者多重就业影响的回归结果：边际效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	城镇户籍 人户分离	农村户籍 人户分离	城镇户籍 人户未分离	农村户籍 人户未分离
互联网接入	0.167 ** (0.081)	0.038 * (0.022)	0.018 (0.021)	0.021 (0.017)
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	202	1782	2110	2871

注：\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平上显著；括号内为标准误。  
资料来源：根据 2016 年和 2018 年中国家庭追踪调查（CFPS）数据计算得到。

## 六 互联网接入与劳动者多重就业的机制讨论

数字技术进步引起经济活动中成本的变化主要包含五个方面：搜寻成本、复制成本、运输成本、追踪成本和验证成本（Goldfarb & Tucker, 2019）。在就业选择方面，互联网扩大了个体信息获取的范围和广度，使劳动者就业选择的搜寻成本、交易成本与验证成本大幅降低，从而影响其多重就业选择。由于搜寻成本、交易成本和验证成本直接衡量的数据缺乏，本文将比较劳动者不同信息渠道使用、互联网有效使用指标，以及主要工作的满意度对多重就业选择的影响，以此考察互联网接入对多重就业影响的作用机制。

### （一）互联网接入与劳动者多重就业的机制：搜寻成本

搜寻成本是指在一个有效的市场中，市场参与者通过多种渠道、多种形式收集信息的总成本。由不同信息渠道获取信息，搜寻成本也是不同的。信息渠道是指传送信息的媒介物，通常可分为印刷媒介、电子媒介、其他媒介等渠道。互联网技术革命在信息获取方面带来的变化，突破以往任何一次技术革命所带来的变化。通过互联网获取信息时，较传统信息获取渠道支付更低的搜寻成本。

表 10 是通过不同渠道获取信息对劳动者多重就业的影响。回归结果显示，通过电视获取信息对多重就业选择有显著负向影响，对不同技能、不同户籍状况劳动者均有显著负向影响。通过互联网获取信息对多重就业选择有显著正向影响，在区分高、低

技能劳动者后，这一影响对低技能劳动者显著；在区分户籍状况后，这一影响对城镇户籍和农村户籍劳动者均显著。而其他信息渠道对于多重就业选择不存在显著作用。因此，通过互联网获取信息降低搜索成本促进多重就业选择。

表 10 互联网接入与劳动者多重就业机制：搜寻成本

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	总体	低技能	高技能	农村户籍	城镇户籍
通过电视获取信息	-0.044 <sup>***</sup> (0.014)	-0.030 <sup>**</sup> (0.014)	-0.113 <sup>***</sup> (0.037)	-0.081 <sup>***</sup> (0.022)	-0.030 <sup>*</sup> (0.017)
通过互联网获取信息	0.042 <sup>***</sup> (0.014)	0.044 <sup>***</sup> (0.014)	0.029 (0.043)	0.051 <sup>**</sup> (0.023)	0.043 <sup>**</sup> (0.017)
通过报纸、期刊 杂志获取信息	0.004 (0.019)	0.005 (0.020)	-0.034 (0.049)	0.008 (0.030)	0.005 (0.023)
通过广播获取信息	0.009 (0.018)	0.014 (0.019)	-0.016 (0.047)	-0.014 (0.029)	0.018 (0.023)
通过手机短信 获取信息	-0.021 (0.014)	-0.021 (0.014)	0.020 (0.035)	-0.026 (0.022)	-0.018 (0.017)
通过他人转告获取 信息	0.013 (0.014)	0.013 (0.015)	-0.005 (0.039)	0.006 (0.025)	0.013 (0.017)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	9900	8263	1869	7012	2888

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著；括号内为标准误；表中汇报的结果为边际效应。

资料来源：根据2016年和2018年中国家庭追踪调查（CFPS）数据计算得到。

## （二）互联网接入与劳动者多重就业的机制：交易成本

直播电商、短视频、可视化体验、外卖、网约车等互联网消费体验，在进一步拓展消费新空间的同时，互联网支付的便捷性、超级集中支付系统和个体移动支付大幅降低了交易成本（谢平、邹传伟，2012），使得多重就业模式也更加灵活。例如，以滴滴、美团、抖音、网红、博主等形式的就业。为检验互联网接入与多重就业选择机制中的交易成本机制，本文根据CFPS问卷中的“使用互联网络进行学习/工作/社交/娱

乐/商业活动（如使用网银、网上购物）的频率有多高？”、“使用互联网时，学习/工作/社交/娱乐/商业活动对您有多重要？”两个问题来构建交易成本代理变量。前一个问题反映了不同应用场景下的互联网接入用途的个体偏好，后一个问题反映了不同应用场景下的互联网接入用途的重要程度，将上述两个维度综合为有效使用互联网指标，指标值越大，交易成本越低。因此，本文从有效使用互联网学习/工作/社交/娱乐/商业活动方面，建立互联网接入促进劳动者多重就业的中介效应模型。

本文基于 Sobel 检验法进行中介效应检验，具体检验结果如表 11 所示。首先，在 A 部分是以有效使用互联网学习/工作/社交/娱乐/商业活动为中介变量的模型，A 部分第（1）到第（5）列分别同时估计互联网接入、有效使用互联网学习/工作/社交/娱乐/商业活动对多重就业选择影响，可以看出只有第（5）列同时估计互联网接入、有效使用互联网商业活动对多重就业选择影响时，各变量的回归系数均显著，中介效应占比为 16.4%。其次，B 部分是估计自变量对中介变量影响的模型，第（1）到第（5）列分别估计自变量有效使用互联网接入对中介变量互联网学习/工作/社交/娱乐/商业活动的影响。表 11 的 B 部分第（5）列中，互联网接入对有效使用互联网商业活动的影响显著。由此，基于 Sobel 检验法结合 A 部分和 B 部分的估计结果表明，互联网接入通过有效使用互联网商业活动中介渠道提升劳动者多重就业选择，即互联网接入通过降低交易成本的中介渠道提升劳动者多重就业选择。

表 11 互联网接入与劳动者多重就业机制：交易成本

A 部分：基于 Sobel 检验法中介效应检验					
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	多重就业	多重就业	多重就业	多重就业	多重就业
互联网接入	0.021 ** (0.009)	0.018 ** (0.009)	0.012 (0.010)	0.020 ** (0.010)	0.017 * (0.009)
有效使用 互联网学习	-0.002 (0.012)				
有效使用 互联网工作		0.014 (0.009)			
有效使用 互联网社交			0.017 (0.011)		
有效使用 互联网娱乐				0.001 (0.011)	

续表

A 部分：基于 Sobel 检验法中介效应检验					
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	多重就业	多重就业	多重就业	多重就业	多重就业
有效使用互联网商业活动					0.037 *** (0.013)
B 部分：基于 Sobel 检验法中自变量对中介变量的影响					
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	有效使用互联网学习	有效使用互联网工作	有效使用互联网社交	有效使用互联网娱乐	有效使用互联网商业活动
互联网接入	0.117 *** (0.007)	0.179 *** (0.009)	0.493 *** (0.008)	0.378 *** (0.008)	0.092 *** (0.006)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	9898	9899	9900	9900	9899

注：\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平上显著；括号内为标准误。  
资料来源：根据 2016 年和 2018 年中国家庭追踪调查（CFPS）数据计算得到。

### （三）互联网接入与劳动者多重就业的机制：验证成本

现有文献中，验证成本主要是指验证处于数字经济中的任何个人、公司或组织的声誉和可信度的成本（Goldfarb & Tucker, 2019）。本文将这一概念延伸，通过获取其他劳动者的就业质量信息，劳动者可验证其主要工作的就业质量，进而对其主要工作的工作满意度进行评价。当其他劳动者的就业质量信息获取难度越大时，验证成本越高。互联网普及后，劳动者的从业经验、就业质量信息易于发布，评价劳动者主要工作质量也因此变得容易，验证成本快速下降。频繁接触互联网的劳动者，更在意那些比自己就业质量高的信息，这样比较会降低劳动者主要工作的满意度。对主要工作不满意的劳动者将很有可能从事多重就业（Wu et al., 2009）。因此，本文使用主要工作满意度变量作为验证成本的代理变量，并定义主要工作满意度越低，验证成本越低。

本文基于工作满意度建立互联网接入促进劳动者多重就业的调节效应模型，估计结果如表 12 所示。首先，从表 12 第（1）列结果可以看出，主要工作满意度系数为 -0.033，在 1% 的置信水平下显著为负。这说明对主要工作满意度越高的劳动者越不会选择多重就业。互联网接入和主要工作满意度的交叉项系数为 -0.086，在 1% 的置信水平下显著为负，即互联网接入对多重就业的影响受到了调节变量工作满意度的影响。这说明，随着验证成本的降低，主要工作满意度降低，接入互联网的劳动者更有可能

选择多重就业。从表 12 第 (2) 到第 (5) 列回归结果可以看出，这一影响以低技能劳动者和农村户籍劳动者为主。

表 12 互联网接入与劳动者多重就业机制：验证成本

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	总体	低技能	高技能	农村户籍	城镇户籍
互联网接入	0.025 *** (0.009)	0.029 *** (0.009)	0.104 (26.699)	0.029 *** (0.011)	0.027 (0.017)
主要工作满意度	-0.033 *** (0.010)	-0.027 ** (0.011)	0.113 (62.794)	-0.031 ** (0.012)	-0.041 ** (0.018)
互联网接入 × 主要工作满意度	-0.086 *** (0.025)	-0.079 *** (0.025)	-0.863 (257.837)	-0.086 *** (0.030)	-0.091 * (0.052)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	9900	8263	1869	7012	2888

注：\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平上显著；括号内为标准误；表中汇报的结果为边际效应。

资料来源：根据 2016 年和 2018 年中国家庭追踪调查 (CFPS) 数据计算得到。

## 七 结论与政策含义

互联网已成为人们经济生活的重要组成部分，也正深刻影响着劳动者的就业选择。本文基于 2016 年和 2018 年中国家庭追踪调查数据研究发现：第一，互联网接入可显著促进劳动者多重就业选择。与未接入互联网的劳动者相比，接入互联网的劳动者选择多重就业概率高出 2.6%。低技能劳动者和农村户籍劳动者的多重就业概率更高。通过工具变量法消减内生性后，该结论依然成立。第二，从互联网的接入工具来看，移动接入和“移动 + 电脑”接入对多重就业选择的促进作用更显著，尤其是对低技能劳动者和农村户籍劳动者。电脑接入对城镇户籍劳动者多重就业选择具有显著的抑制作用。第三，本文实证结果显示，当前中国劳动力市场的多重就业有别于传统“工作着的穷人”的观点，在互联网的作用下，中等偏下收入组、中等收入组群体和高收入群体选择多重就业的概率更大。从人口流动的角度来看，外出流动群体的多重就业倾向更加明显，互联网接入一定程度上改变了劳动者多重就业的选择倾向。第四，互联网接入

的搜索成本、交易成本与验证成本下降会提升劳动者互联网使用概率，进而增加劳动者多重就业选择的可能。这也是多重就业现象开始普遍的重要因素。

基于上述实证研究结论可以发现，互联网时代下的多重就业开始具有普遍性特征，而并非传统多重就业研究中属于低收入群体独有的现象。这意味着，熟练使用互联网是当前甚至未来劳动者都应具备的基本技能。在扩大就业，提高就业质量的发展目标下，加强劳动者数字技能培养，提升劳动者互联网工具的使用能力，有助于缩小不同收入群体间的“技能”鸿沟。此外，政府还应当优化互联网基础设施建设，拓展网络覆盖范围，降低低收入、低技能和农村户籍劳动者等群体的互联网接入成本，以弥合接入可及性的数字鸿沟。

从本文的研究中还可以看到，虽然选择多重就业的群体不断扩大，但是低技能劳动者、农村转移劳动力依然是选择多重就业的主力军。无论是低技能劳动者还是农村户籍劳动者，多重就业是满足其生存需要的现实选择。而对高收入群体来说，多重就业是其职业发展、丰富技能、探索替代职业道路的途径，或通过自雇职业从事创业活动。这意味着数字经济崛起下的“稳就业”政策，对不同群体要有不同的政策侧重点。对低技能、低收入群体而言，应该更多地侧重于工作权益保护，保障其获得稳定的收入流。对具有较高技能、高收入的群体而言，多重就业是充分利用劳动力市场的灵活性，培育企业家创新精神的有效途径（European Commission, 2004）。因此，政策重点应当放在健全劳动力市场的灵活性，刺激企业家精神的培育，推动多重就业者向创业者的转变，放大就业倍增效应。

## 参考文献：

- 蔡昉(2021)，《数字经济时代应高度重视就业政策—如何让新技术和数字经济的发展创造更多、更高质量的就业岗位》，《财经界》第 25 期，第 24-25 页。
- 曹洁、罗淳(2018)，《“斜杠”青年的收入和福利分析——基于 CGSS2012、2013、2015 的经验研究》，《南方人口》第 3 期，第 56-67 页。
- 杜敏(2017)，《职业发展中的“斜杠青年”现象论析》，《当代青年研究》第 5 期，第 78-83 页。
- 郝海广、李秀彬、辛良杰、田玉军(2010)，《农户兼业行为及其原因探析》，《农业技术经济》第 3 期，第 14-21 页。

- 胡帮勇 (2012), 《民族地区农户兼业意愿及影响因素分析——基于重庆市石柱县的调研数据》, 《南方农业学报》第 5 期, 第 710 - 713 页。
- 胡凤霞、姚先国 (2011), 《城镇居民非正规就业选择与劳动力市场分割——一个面板数据的实证分析》, 《浙江大学学报 (人文社会科学版)》第 2 期, 第 191 - 199 页。
- 纪雯雯、赖德胜 (2016), 《从创业到就业: 新业态对劳动关系的重塑与挑战——以网络预约出租车为例》, 《中国劳动关系学院学报》第 2 期, 第 23 - 28 页。
- 蒋琪、王标悦、张辉、岳爱 (2018), 《互联网使用对中国居民个人收入的影响——基于 CFPS 面板数据的经验研究》, 《劳动经济研究》第 6 期, 第 121 - 143 页。
- 李飏 (2019), 《互联网使用、技能异质性与劳动收入》, 《北京工商大学学报 (社会科学版)》第 5 期, 第 104 - 113 页。
- 马光荣、杨恩艳 (2011), 《社会网络、非正规金融与创业》, 《经济研究》第 3 期, 第 83 - 94 页。
- 马俊龙、宁光杰 (2017), 《互联网与中国农村劳动力非农就业》, 《财经科学》第 7 期, 第 50 - 63 页。
- 毛宇飞、曾湘泉、祝慧琳 (2019), 《互联网使用、就业决策与就业质量——基于 CGSS 数据的经验证据》, 《经济理论与经济管理》第 1 期, 第 72 - 85 页。
- 宁光杰、马俊龙 (2018), 《互联网使用对女性劳动供给的影响》, 《社会科学战线》第 2 期, 第 75 - 83 页。
- 戚聿东、丁述磊、刘翠花 (2021), 《数字经济时代新职业发展与新型劳动关系的构建》, 《改革》第 9 期, 第 65 - 81 页。
- 戚聿东、刘翠花、丁述磊 (2020), 《数字经济发展、就业结构优化与就业质量提升》, 《经济学动态》第 11 期, 第 17 - 35 页。
- 钱忠好 (2008), 《非农就业是否必然导致农地流转——基于家庭内分工的理论分析及其对中国农户兼业化的解释》, 《中国农村经济》第 10 期, 第 13 - 21 页。
- 邱泽奇 (2001), 《中国社会的数码区隔》, 《二十一世纪评论》第 2 期, 第 36 - 42 页。
- 邱泽奇、张树沁、刘世定、许英康 (2016), 《从数字鸿沟到红利差异——互联网资本的视角》, 《中国社会科学》第 10 期, 第 93 - 115 页。
- 任远、彭希哲 (2007), 《2006 中国非正规就业发展报告: 劳动力市场的再观察》, 重庆: 重庆出版集团。
- 尚欣、郭庆海 (2010), 《基于理性经济人视角下我国兼业农户行为分析》, 《吉林农业大学学报》第 5 期, 第 597 - 602 页。

- 王迪、王汉生 (2016), 《移动互联网的崛起与社会变迁》, 《中国社会科学》第 7 期, 第 105 - 112 页。
- 吴要武、蔡昉 (2006), 《中国城镇非正规就业: 规模与特征》, 《中国劳动经济学》第 2 期, 第 67 - 84 页。
- 向国成、韩绍凤 (2005), 《农户兼业化: 基于分工视角的分析》, 《中国农村经济》第 8 期, 第 4 - 9 页。
- 谢富胜、吴越、王生升 (2019), 《平台经济全球化的政治经济学分析》, 《中国社会科学》第 12 期, 第 62 - 81 页。
- 谢平、邹传伟 (2012), 《互联网金融模式研究》, 《金融研究》第 12 期, 第 11 - 22 页。
- 徐立安 (2003), 《灵活就业的理论、实践及发展思路》, 《市场经济研究》第 5 期, 第 62 - 63 页。
- 杨伟国、邱子童、吴清军 (2018), 《人工智能应用的就业效应研究综述》, 《中国人口科学》第 5 期, 第 109 - 119 页。
- 詹婧、王艺、孟续铎 (2018), 《互联网平台使灵活就业者产生了分化吗? ——传统与新兴灵活就业者的异质性》, 《中国人力资源开发》第 1 期, 第 134 - 146 页。
- 曾祥金、罗燕 (2019), 《互联网普及程度对非正规就业的影响分析》, 《中国劳动关系学院学报》第 3 期, 第 47 - 56 页。
- 张景娜、朱俊丰 (2020), 《互联网使用与农村劳动力转移程度——兼论对家庭分工模式的影响》, 《财经科学》第 1 期, 第 93 - 105 页。
- 张世虎、顾海英 (2020), 《信息渠道变革引致乡村居民多样化高质量就业的逻辑》, 《劳动经济研究》第 8 期, 第 121 - 144 页。
- 郑祁、张书琬、杨伟国 (2020), 《零工经济中个体就业动机探析——以北京市外卖骑手为例》, 《中国劳动关系学院学报》第 5 期, 第 53 - 66 页。
- 周广肃、樊纲 (2018), 《互联网使用与家庭创业选择——来自 CFPS 数据的验证》, 《经济评论》第 5 期, 第 134 - 147 页。
- 周广肃、樊纲、申广军 (2014), 《收入差距、社会资本与健康水平——基于中国家庭追踪调查 (CFPS) 的实证分析》, 《管理世界》第 7 期, 第 12 - 21 页。
- 周广肃、孙浦阳 (2017), 《互联网使用是否提高了居民的幸福感知——基于家庭微观数据的验证》, 《南开经济研究》第 3 期, 第 18 - 33 页。
- Agarwal, Ritu, Animesh Animesh & Kismayo Prasad (2009). Research Note: Social Interactions and the Digital Divide: Explaining Variations in Internet Use. *Information*

- Systems Research*, 20 (2), 277 – 294.
- Alboher, Marci (2007). *One Person/Multiple Careers: A New Model for Work/Life Success*. New York: Business Plus.
- Autor, David (2001). Wiring the Labor Market. *Journal of Economic Perspectives*, 15 (1), 25 – 40.
- Bailey, Keith & James Spletzer (2021). A New Measure of Multiple Jobholding in the U. S. Economy. *Labour Economics*, (3), 102009.
- Bell, David, Robert Hart & Robert Wright (1997). Multiple Job Holding As a ‘Hedge’ Against Unemployment. *CEPR Discussion Papers*, No. 1626.
- Campion, Emily, Caza Brianna & Sherry Moss (2020). Multiple Jobholding: An Integrative Systematic Review and Future Research Agenda. *Journal of Management*, 46 (1), 165 – 191.
- Dettling, Lisa (2017). Broadband in the Labor Market: The Impact of Residential High-speed Internet on Married Women’s Labor Force Participation. *Industrial & Labor Relations Review*, 70 (2), 451 – 482.
- Dickey, Heather, Verity Watson & Alexandros Zangelidis (2011). Is It All About Money? An Examination of the Motives Behind Moonlighting. *Applied Economics*, 43 (26), 3767 – 3774.
- European Commission (2004). *Employment in Europe 2004: Recent Trends and Prospects*. Report by the Directorate-General for Employment and Social Affairs, European Commission, Luxembourg.
- Goldfarb, Avi & Catherine Tucker (2019). Digital economics. *Journal of Economic Literature*, 57 (1), 3 – 43.
- Guariglia, Alessandra & Byung-Yeon Kim (2004). Earnings Uncertainty, Precautionary Saving, and Moonlighting in Russia. *Journal of Population Economics*, 17 (2), 289 – 310.
- Hirsch, Barry & John Winters (2016). Rotation Group Bias in Measures of Multiple Job Holding. *Economics Letters*, 147 (10), 160 – 163.
- Krueger, Alan (1993). How Computers Have Changed the Wage Structure: Evidence from Microdata, 1984 – 1989. *The Quarterly Journal of Economics*, 108 (1), 33 – 60.
- Kuhn, Peter & Hani Mansour (2014). Is Internet Job Search Still Ineffective? *The Economic Journal*, 124 (581), 1213 – 1233.

- Lin, Nan (1999). Building a Network Theory of Social Capital. *Connections*, 22 (1), 28 – 51.
- Maloney, William (1999). Does Informality Imply Segmentation in Urban Labor Markets? Evidence from Sectoral Transitions in Mexico. *The World Bank Economic Review*, 13 (2), 275 – 302.
- Maloney, William (2004). Informality Revisited. *World development*, 32 (7), 1159 – 1178.
- Montgomery, James (1991). Social Networks and Labor Market Outcomes: Towards an Economic Analysis. *The American Economic Review*, 81 (5), 1408—1418.
- Nie, Norman & Lutz Erbring (2002). Internet and society: A Preliminary Report. *IT & society*, 1 (1), 275 – 283.
- Panos, Georgios, Konstantinos Pouliakas & Alexandros Zangelidis (2014). Multiple Job Holding, Skill Diversification, and Mobility. *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 53 (2), 223 – 272.
- Paxson, Christina & Nachum Sicherman (1996). The Dynamics of Dual Job Holding and Job Mobility. *Journal of labor economics*, 14 (3), 357 – 393.
- Pouliakas, Konstantinos (2017). Multiple Job-holding: Career Pathway or Dire Straits? *IZA World of Labor*, No. 356.
- Renna, Francesco & Ronald Oaxaca (2006). The Economics of Dual Job Holding: A Job Portfolio Model of Labor Supply. *IZA Discussion Paper*, No. 1915.
- Shishko, Robert & Bernard Rostker (1976). The Economics of Multiple Job Holding. *The American Economic Review*, 66 (3), 298 – 308.
- Wilensky, Harold (1963). The Moonlighter: A Product of Relative Deprivation. *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 3 (1), 105 – 124.
- Wu, Zhongmin, Bainbridge Mark & Zhu Yu (2009). Multiple Job Holding in the United Kingdom: Evidence from the British Household Panel Survey. *Applied Economics*, 41 (21), 2751 – 2766.

## Internet Access and Multiple Jobholding of Labor Force: An Empirical Study Based on CFPS Data

Chen Ying<sup>1</sup>, Liang Yashuang<sup>1</sup> & Xiang Jing<sup>2</sup>

(School of Economics, Yunnan University<sup>1</sup>;

Institute of Population and Labor Economics, Chinese Academy of Social Sciences<sup>2</sup>)

**Abstract:** Digital economy not only promotes employment flexibility, but also enables multiple jobholding by expanding the employment information and the opportunity of labor market. Using the data of China Family Panel Studies (CFPS) from 2016 and 2018, this paper examines how the internet access affects multiple jobholding among individuals. The result shows that internet access and flexible access modes have a significantly positive effect on the probability of multiple jobholding, and the effect is greater among low-skilled workers and those with rural *hukou*. Different from the stereotype of “working poor”, the probability of multiple jobholding for middle- and upper-income groups and migrant workers is also significantly higher than perceived. Mechanism analysis shows that internet access effectively reduces searching cost, transaction cost, and verification cost in the process of job hunting and selection. This finding suggests that improving the access to digital resources, relaxing the threshold of technological learning, and refining labor protection policies can not only reduce workers’ digital divide, but also increase workers’ employment opportunities and income.

**Keywords:** internet access, multiple jobholding, search cost, transaction cost, verification cost

**JEL Classification:** J23, J80, O30

(责任编辑：一帆)