
互联网与老年人力资源供给

——来自 CFPS2018 的经验证据

李冬^{1, 3} 赵丽清² 杨晓亮³¹

(1. 天津外国语大学 滨海外事学院, 天津 300270;

2. 天津中医药大学 马克思主义学院, 天津 301617;

3. 天津财经大学 经济学院, 天津 300222)

【摘要】: 利用 2018 年中国家庭追踪调查 (CFPS) 数据考察了互联网对城市老年人力资源供给的影响及其作用机制。研究表明, 总体上互联网显著降低了老年劳动力再就业的概率, 这一结论在经过稳健性检验、PSM 方法再估计以及内生性检验后依然成立。影响渠道分析发现, 对于我国城市老年人群体, 互联网的“替代效应”大于“信息效应”“学习效应”, 因此降低了老年劳动力再就业的概率。此外, 异质性分析表明, 互联网对高教育水平、低收入水平和健康状况良好的老年人群体再就业具有显著的促进作用。研究结论对于数字化时代背景下有效促进中国老年人力资源供给、缓解日益严峻的老龄化问题, 具有重要的政策启示和现实意义。

【关键词】: 互联网 再就业 人力资源供给 替代效应

【中图分类号】 F062.5; C971 **【文献标识码】** A **【文章编号】** 1673-0186 (2021) 009-0053-017

一、引言

第 45 次《中国互联网络发展状况统计报告》显示¹, 截至 2020 年 3 月中国网民规模达 9.04 亿, 互联网普及率达 64.5%。在数字化高速发展时代, 互联网给人们带来了巨大的便捷“红利”——手机支付、网约车、网上售票以及预约挂号等, 老年人也理所当然享受这一红利。然而, 我国网民中 60 岁及以上老年人仅占 6.7%。换句话说, 将近 2 亿老年人从未接触过网络。

另一方面, 我国人口老龄化形势日益严峻。国家统计局数据显示², 2019 年末我国 60 周岁及以上人口达到 25388 万人, 占总人口的 18.1%; 其中 65 周岁及以上人口 17603 万人, 占总人口的 12.6%。然而, 2019 年全年人口出生率降至 1952 年以来最低的 10.48%。在此背景下, 如何积极开发利用老年人力资源, 鼓励、支持和引导老年人再就业, 是一项亟待研究的重大课题。

¹**作者简介:** 李冬, 天津外国语大学滨海外事学院讲师、天津财经大学经济学院博士研究生, 研究方向: 互联网与就业;
赵丽清, 天津中医药大学马克思主义学院副教授、经济学博士, 研究方向: 老年人力资源开发、习近平新时代中国特色社会主义思想;
杨晓亮, 天津财经大学经济学院讲师、经济学博士, 研究方向: 数字技术与就业。
基金项目: 全国教育科学“十三五”规划教育部青年项目“教育现代化视角下我国老年人力资源供需机制研究”(EFA190475)

老年劳动力蕴含着丰富的网络资本和关系资本，具备较强的再就业能力。老年人再就业有利于减轻家庭负担和国家财政的养老支出压力^[1]。实际上，老年人的再就业行为并没有挤占青年人的就业机会，退休返聘和延迟离退年龄等政策起到提高老年劳动力供给、刺激经济增长、拉动总需求，进而增加劳动力总需求的积极作用^[2]。一个令人感兴趣的问题是，数字时代背景下互联网如何影响老年人力资源供给？提高老年人互联网普及率是否能够促进其再就业，从而增加老年人力资源供给呢？

与文章密切相关的一类文献是互联网对我国某一群体就业的影响研究，包括农村劳动力非农就业、女性就业以及大学毕业生就业等。马俊龙、宁光杰使用 2014 年中国家庭追踪调查（CFPS）考察了互联网对农村劳动力非农就业的影响，认为互联网使用能够有效提高农村劳动力选择非农就业的概率^[3]。赵玲雅、向运华使用 2016 年 CFPS 调查数据研究表明，互联网使用使农村居民非农就业的概率提高了 49.3%^[4]。马继迁等利用 2018 年 CFPS 数据探讨互联网使用对农村青年非农就业的影响作用，研究发现，互联网使用能促进农村青年的非农就业，特别是受雇就业^[5]。毛宇飞、曾湘泉使用 2010—2013 年中国综合社会调查（CGSS）数据研究表明，互联网使用能促进女性的整体就业，且对非自雇就业的作用效果要大于自雇就业^[6]。丁栋虹、袁维汉基于 2010—2015 年 CGSS 数据研究发现，互联网使用显著提升了女性的创业概率。平均而言，上网女性的创业概率比不上网女性高 3%^[7]。刘汉辉等、马继迁等基于 CFPS 数据也得到了互联网促进女性就业概率的研究结论^[8-9]。赵建国、周德水利用 2010—2015 年 CGSS 数据研究发现，互联网使用显著促进了大学毕业生就业和劳动参与概率^[10]。此外，赵建国、周德水利用 2016 年流动人口动态监测调查数据研究，发现互联网使用显著提高了大学毕业生的就业工资水平^[11]。通过对已有文献的梳理，不难发现，目前鲜有文献考察互联网对退休老年群体再就业的影响，本文是对这一研究主题的拓展和深化，填补了相关研究的空白。

与本文密切相关的另一类文献是关于我国城市老年人再就业影响因素的研究。万芊对上海市 16 个区展开了老年人再就业情况的社会调查，分析认为增加收入、发挥余热是老年群体再就业的重要原因^[12]。龚红等以湖北省武汉市为例发放调查问卷进行研究，认为年龄、健康状况和专业技术水平对老年群体再就业具有显著的影响^[13]。连茜平对广东省中山市老年人进行了随机抽样调查，研究表明家庭经济状况、身体状况和家庭支持等因素显著地影响了老年群体再就业意愿^[14]。阎志俊以江苏省南通市老年群体为分析样本，研究表明年龄、性别、健康状况和外部政策环境是影响老年群体再就业的关键因素^[15]。不难发现，已有文献主要以某个省或市的调查问卷数据为支撑，从个人特征、家庭特征或经济层面进行老年人再就业影响因素的研究。然而，在人口老龄化形势日益严峻和数字化迅猛发展的双重背景下，鲜有文献考察互联网对我国城市老年群体再就业的影响。本文是对现有研究的有益拓展，具有重要的现实意义和启示意义。本文拟使用 2018 年中国家庭追踪调查（CFPS）数据进行实证分析，数据覆盖了全国 31 个省、自治区和直辖市（港、澳、台除外），较好地克服了已有文献数据覆盖范围较窄的局限性。

文章在以下三个方面做出了可能的边际贡献：第一，研究视角上，已有文献多从个人、家庭或经济层面研究老年群体再就业的影响因素。本文首次考察了互联网对老年人力资源供给的影响及其作用机制，填补了老年人力资源供给这一主题的相关研究空白。第二，使用数据和研究方法上，利用最新的覆盖全国范围的权威调查数据（CFPS2018）进行实证分析，并科学运用多种估计方法（Probit、Logit、PSM 以及工具变量法等），令本文研究结论更具时效性、稳健性和可信性；第三，政策启示上，在数字化迅猛发展和我国人口老龄化形势日益严峻的时代背景下，考察互联网对老年人力资源供给的影响及其作用机制，从而提出针对性的政策建议，具有重要的现实意义。

二、理论机制分析

互联网对就业的影响，可概括为互联网的“信息效应”“学习效应”和“替代效应”。

（一）信息效应

信息效应理论认为，互联网作为信息传播的重要渠道，产生的信息传递效应对就业活动具有积极影响^[16]。互联网普及带来的外部性能够正向影响个体工作搜寻行为^[17]。利用互联网进行工作搜寻，可以显著地降低搜寻成本，提高求职者获得工作的概率^[18]。求职者通过互联网信息渠道功能有助于减少 25% 的失业时间，增加获得受雇工作的可能性^[19]。互联网平台提供了丰富的信

息资源，可以使求职者及时、便捷地获得相关工作岗位信息，进而拥有更多的就业选择和就业机会^[20]。对于老年群体而言，使用互联网获取工作信息也将提升其再就业的概率。

（二）学习效应

随着互联网技术的普及和移动互联网的广泛应用，网络逐渐成为人们获取信息和知识的重要工具。互联网平台以极其低廉的复制和移动成本成为知识和信息传递的重要渠道。老年人通过使用互联网学习，将以较低的成本学习新知识、新技术和新技能，提高其人力资本水平，增强其在老年劳动力市场中的竞争优势，进而提升其再就业的概率。

（三）替代效应

1. 对低技能工作的替代效应

互联网技术的应用将会导致技能偏向效应，从而有利于高技能劳动者就业^[21]。对于高技能型劳动者而言，互联网对非日常工作是互补的，有利于提升劳动生产率；而对于低技能劳动者而言，互联网是对日常性工作的替代^[22]。当老年群体中，低技能劳动者较多时，互联网可能会引致该群体再就业概率的下降。

2. 其他用途的替代效应

在现实生活中，老年群体使用互联网不仅可以用于获取工作信息和提高知识与技能，还可以用于其他多种用途，比如社交、娱乐和商业活动等。鉴于老年人时间和精力有限性，使用其他用途的频率增加，会产生对再就业这一用途的替代效应，从而降低了老年人再就业的概率。

综上所述，互联网对老年人力资源供给的影响方向取决于正向的“信息效应”“学习效应”与负向的“替代效应”的净效应。当“替代效应”大于“信息效应”与“学习效应”之和，互联网显著地降低了老年群体再就业的概率；反之，则提高老年群体再就业的概率。本文拟通过使用 2018 年 CFPS 调查数据进行实证检验。

三、计量模型

本部分内容包括使用数据说明、计量模型设定以及变量选取与测度。

（一）数据说明

本文用于经验分析的数据来自北京大学中国社会科学调查中心（ISSS）实施的一项大规模的数据调查——中国家庭追踪调查（CFPS）。该调查反映我国经济、社会、人口、教育和健康的变迁，为学术研究和政策决策提供可靠的数据来源。本文将采用最新的 2018 年调查数据，样本覆盖了 31 个省、市和自治区，调查问卷包括家庭成员问卷、家庭经济问卷、个人自答问卷和少儿父母代答问卷四种主体问卷类型。

为了研究互联网对老年群体再就业的影响，本文对原始数据进行了必要的处理。首先，由于本文研究的老年群体再就业是退休后问题，而绝大多数我国农村户籍人口没有相应的退休制度，因此本文的研究中不包括农村户籍人口^[23]。其次，与现有文献类似，本文选取了 CFPS 中 60 岁及以上年龄且已退休的老年数据作为实证分析的样本，用于考察互联网对老年人力资源供给的影响。

（二）计量模型

本文旨在考察互联网使用对老年人力资源供给的影响。利用退休后是否再就业测度老年人力资源供给，该变量为二值虚拟变量，因此使用 Probit 模型考察，同时亦使用 Logit 模型进行稳健性检验。计量模型设定如下：

$$pr(work_{pi}=1)=\Phi(\alpha_0+\alpha_1\cdot internet_{pi}+\sum_{m=2}^7\alpha_m\cdot control_{pam}+\varphi_p+\varepsilon_{pi})$$

(1)

上式中，i 表示老年群体个体，p 表示老年人所在省份。work 为因变量，表示老年群体退休后是否再就业；internet 为核心解释变量，表示老年人是否使用互联网；control 为控制变量集，包括人口学变量、社会经济地位变量和健康状况变量三大类； Φ_p 表示省份固定效应，用以控制不可观测的省份特征的影响； ε_{pi} 为随机扰动项。本文最为感兴趣的是待估系数 α_1 ：若 $\alpha_1>0$ ，意味着互联网显著提高了老年人力资源供给的概率；反之，若 $\alpha_1<0$ ，则表明互联网显著降低了老年人力资源供给的概率。

（三）变量设定

1. 因变量的测度

本文使用 2018 年 CFPS 调查问卷中“当前工作状态”（worktoday）和“过去一周工作状态”（workweek）来衡量城市已退休老年群体再就业状况。本文选取前者作为基准回归分析中的因变量，后者用于稳健性分析。该变量为二值虚拟变量，处于就业状态时取值为 1，否则取值为 0。

2. 核心解释变量的测度

本文使用 2018 年 CFPS 调查问卷中“是否移动上网”（phone）和“是否电脑上网”（computer）来衡量老年人使用互联网的情况。考虑到移动上网较电脑上网更为方便，因此本文选取前者作为基准回归分析中的核心解释变量，后者用于稳健性分析。该变量亦为二值虚拟变量，使用互联网取值为 1，不使用取值为 0。

3. 控制变量的测度

（1）人口学变量，包括性别、年龄和婚姻状态。具体地：性别变量（gender），类型为二值虚拟变量——男性取值为 1，女性取值为 0；年龄变量（age），类型为连续型变量——取值范围为大于等于 60；婚姻状态变量（marriage），类型为二值虚拟变量——非单身状态（有配偶或同居）取值为 1，单身状态（未婚、离婚或丧偶）取值为 0。（2）社会经济地位变量，包括受教育水平和收入水平。受教育水平变量（education），类型为连续型变量——文盲或半文盲取值为 1，小学取值为 2，初中取值为 3，高中、大专或技校取值为 4，大专及以上取值为 5。收入水平变量（income），使用税后退休金数额（元）衡量，类型为连续型变量——低收入（500 元/月以下）取值为 1，中等收入（500~2500 元/月）取值为 2，高收入（2500 元/月以上）取值为 3。（3）健康状况变量（health），使用自评健康状况衡量，类型为连续型变量——不健康取值为 1，一般健康取值为 2，比较健康取值为 3，很健康取值为 4，非常健康取值为 5。以上控制变量测度所使用数据均来自 2018 年 CFPS。表 1 汇集了本文实证研究中所使用变量的描述性统计。

表 1 变量描述性统计

变量名	变量含义	变量类型	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
worktoday	当前工作状态	虚拟变量	2445	0.249	0.432	0	1

workweek	过去一周工作状态	虚拟变量	2445	0.220	0.414	0	1
phone	是否移动上网	虚拟变量	2445	0.219	0.414	0	1
computer	是否电脑上网	虚拟变量	2445	0.087	0.281	0	1
gender	性别	虚拟变量	2445	0.481	0.500	0	1
age	年龄	连续变量	2445	69.728	6.525	60	95
marriage	婚姻状态	虚拟变量	2445	0.841	0.366	0	1
education	受教育水平	连续变量	2445	3.617	1.213	1	5
income	收入水平	连续变量	2445	2.094	0.807	1	3
health	健康状况	连续变量	2445	2.488	1.104	1	5

资料来源：作者根据 2018 年 CFPS 调查数据收集整理

四、实证分析与结果汇报

本部分内容包括基准回归结果、稳健性检验、PSM 再估计、内生性检验、异质性分析以及影响渠道分析。

（一）基准回归结果

为保证研究结论的稳健性起见，本文使用逐步加入人口学变量、社会经济地位变量和健康状况变量的方式考察互联网对老年人力资源供给的影响。为了减缓不可观测的省份特征影响，还使用了省份固定效应予以控制，估计结果汇集于表 2。具体地，第（1）列是在控制省份固定效应的基础上，使用 Probit 估计方法仅考察互联网对老年人力资源供给的影响，结果表明核心解释变量 phone 的估计系数在 1%的水平上显著为负，意味着使用互联网显著地降低了老年人力资源供给；第（2）列加入了人口学变量（包括性别、年龄和婚姻状态），发现核心解释变量 phone 的估计系数仍在 1%的水平上显著为负，表明本文核心结论较为稳健；第（3）列、第（4）列和第（5）列又分别加入了受教育水平变量、收入水平变量和健康状况变量，结果表明核心解释变量 phone 的估计系数依然在 1%的水平上显著为负，再一次显示本文核心结论的稳健性，即互联网显著降低了老年人力资源供给的概率。进一步地，以表 2 最后一列为例，对估计结果进行边际效应转换后，核心解释变量 phone 的估计系数为-0.077 且在 1%的水平上显著。这一结果表明，平均而言，每增加一个老年人使用互联网，将会使老年人力资源供给下降 7.7%。之所以出现这一结果，其可能的原因为：对于当前中国城市的老年群体，使用互联网的“替代效应”大于“信息效应”“学习效应”，引致互联网显著地降低了老年群体再就业的概率。后文将对这一结论进行更为严格、细致的实证检验。

表 2 基准估计结果

	因变量：worktoday				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
phone	-0.488*** (-6.205)	-0.677*** (-8.051)	-0.457*** (-5.114)	-0.308*** (-3.339)	-0.309*** (-3.365)
gender		0.280*** (4.643)	0.388*** (6.183)	0.469*** (7.152)	0.453*** (6.884)

age		-0.050*** (-9.824)	-0.056*** (-10.417)	-0.052*** (-8.972)	-0.052*** (-8.826)
marriage		0.051 (0.580)	0.072 (0.810)	0.155 (1.632)	0.166* (1.743)
education			0.244*** (7.767)	0.106*** (3.128)	0.108*** (3.156)
income				-0.616*** (-13.133)	-0.627*** (-13.158)
health					0.132*** (4.736)
_cons	-0.410*** (-3.237)	2.879*** (7.344)	2.287*** (5.569)	3.500*** (7.616)	3.156*** (6.750)
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	2399	2399	2399	2399	2399
Pseudo R ²	0.068	0.111	0.136	0.206	0.214

注：*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著水平，括号内为经过调整后的 t 值或 z 值

关于控制变量的估计结果，与现有文献基本一致。以表 2 最后一列为例，具体为：性别变量（gender）的估计系数在 1%的水平上显著为正，意味着相对于女性老年人，男性显著地促进了老年人力资源供给的概率。年龄变量（age）的估计系数在 1%的水平上显著为负，意味着随着年龄增大，将会显著地降低老年人力资源供给，这一结果符合生理变化规律。婚姻状况变量（marriage）的估计系数在 10%的水平上显著为正，意味着相对于婚姻状态为单身的老年人，非单身婚姻状态显著地促进了老年人力资源供给。可能原因是：伴侣在生活和精神上的互相扶持有助于老年人再就业继续发挥余热，为社会多做贡献。受教育水平变量（education）的估计系数在 1%的水平上显著为正，意味着老年人受教育水平越高，越能够促进老年人力资源供给。其可能的原因在于受教育水平越高，越可能掌握与互联网密切相关的技术、技能，拓宽再就业可选择的渠道和范围，从而促进老年人力资源供给。收入水平变量（income）的估计系数在 1%的水平上显著为负，意味着收入水平越高，越不利于老年人力资源供给。其可能的原因是：收入水平较高的老年人，其生活压力较小，更可能选择“享受天伦之乐”，因而缺乏再就业的动力^[24]。健康状况变量（health）的估计系数在 1%的水平上显著为正，意味着老年人越健康，越有利于人力资源供给。这是因为身体状况是老年人再就业的基本条件，只有身体健康才能够为再就业后工作提供保障。

（二）稳健性检验

尽管本文在基本回归估计中使用了逐步加入控制变量的方法，在一定程度上保证了结论的稳健性，但仍有必要进行更多维度的检验，更大程度地保证核心结论的稳健性。表 3 第（1）列使用了 Logit 估计方法对式（1）进行了重新估计，结果表明核心解释变量 phone 的估计系数仍在 1%的水平上显著为负，即变换估计方法并不影响本文“互联网显著降低了老年人力资源供给的概率”这一核心结论。表 3 第（2）列使用“是否电脑上网”（computer）替换核心解释变量，重新估计的结果显示，其估计系数仍在 1%的水平上显著为负，即替换核心解释变量亦未影响本文核心结论的稳健性。第（3）列使用“过去一周工作状态”（workweek）替换因变量，重新估计的结果显示，核心解释变量 phone 估计系数依然在 1%的水平上显著为负，即替换因变量并不影响本文核心结论的稳健性。第（4）列同时替换了基准回归中的因变量和核心解释变量，结果表明本文核心结论仍然稳健。第（5）列和第（6）列改变了样本量进行估计，即仅保留 65 岁及以上的老年群体样本。不难发现，两个衡量核心解释变量的指

标估计系数皆在 1%的水平上显著为负，再一次表明本文的核心结论相当稳健。

（三）PSM 再估计

根据 2018 年 CFPS 调查数据，在已退休的城市老年群体中，使用互联网比例仍然偏低，譬如“是否手机上网”调查中，回答“是”占比 21.92%；“是否电脑上网”调查中，回答“是”占比 8.67%。为了控制可能存在的选择偏差（selection bias）问题，与现有文献一致，本文使用了倾向得分匹配方法（Propensity Score Matching, PSM）尝试予以缓解。以使用互联网的老年群体为处理组（treat=1），未使用互联网的老年群体为对照组（treat=0），使用 Logit 方法来估计倾向得分，进行最近邻（nearest neighbor matching）且有放回的匹配。表 4 第（1）列为“1 对 1”最近邻匹配的估计结果，平均处理效应为-0.068，且在 5%的水平上显著为负，意味着使用互联网显著降低了 6.8%的老年人力资源供给。第（2）列和第（3）列分别使用了“1 对 3”和“1 对 5”最近邻匹配，估计结果表明本文的核心结论依然稳健。第（4）列替换了核心解释变量、第（5）列替换了因变量以及第（6）列同时替换了核心解释变量和因变量重新估计。容易发现，本文核心结论相当稳健，亦即使用互联网显著降低了老年人力资源供给 3。

表 3 稳健性检验

	Logit	worktoday	workweek	workweek	age $\geq$ 65	age $\geq$ 65
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
phone	-0.538*** (-3.278)		-0.243*** (-2.622)		-0.366*** (-3.144)	
computer		-0.407*** (-2.589)		-0.479*** (-2.871)		-0.424* (-1.913)
gender	0.806*** (7.084)	0.461*** (7.061)	0.476*** (7.050)	0.486*** (7.216)	0.414*** (5.407)	0.417*** (5.504)
age	-0.093*** (-9.041)	-0.050*** (-8.550)	-0.056*** (-9.078)	-0.055*** (-8.955)	-0.061*** (-8.022)	-0.059*** (-7.778)
marriage	0.295* (1.782)	0.166* (1.752)	0.143 (1.464)	0.139 (1.433)	0.133 (1.283)	0.135 (1.315)
education	0.206*** (3.374)	0.119*** (3.557)	0.124*** (3.520)	0.128*** (3.689)	0.102** (2.492)	0.114*** (2.848)
income	-1.101*** (-12.918)	-0.630*** (-13.296)	-0.576*** (-11.867)	-0.573*** (-11.869)	-0.575*** (-10.849)	-0.582*** (-11.078)
health	0.224*** (4.678)	0.131*** (4.725)	0.126*** (4.468)	0.126*** (4.470)	0.147*** (4.589)	0.143*** (4.456)
_cons	5.641*** (6.890)	2.955*** (6.437)	3.298*** (6.784)	3.194*** (6.695)	3.848*** (6.263)	3.603*** (5.980)
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	2399	2399	2399	2399	1831	1831
Pseudo R ²	0.216	0.213	0.204	0.205	0.222	0.219

注：*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著水平，括号内为经过调整后的 t 值或 z 值

（四）内生性检验

实际上，存在老年群体再就业影响互联网使用的可能性，比如为了参加线上会议而学习上网技能等。为了控制可能存在双向因果引致的内生性问题，借鉴周洋、华语音的方法，本文使用同一省内其他老年群体平均使用网络情况（phone__p 和 computer__p）作为个体老年人使用互联网的工具变量^[25]。首先，合格的工具变量需要满足相关性要求。平均网络使用状况反映了该省网络通达程度和使用网络的积极程度，从而会影响省内个体老年人的上网倾向。其次，还需要满足外生性要求。省内其他老年人的网络平均使用状况不会对个体老年人人力资源供给状况产生直接影响，可以认为满足了外生性要求^[25]。由于因变量老年群体再就业为二值虚拟变量，因此采用 IVprobit 模型进行估计，具体设定如下：

$$pr(work_{pi}=1)=\Phi(\alpha_0+\alpha_1\cdot internet_{pi}+\sum_{m=2}^7\alpha_m\cdot control_{pim}+\varphi_p+\varepsilon_{pi}) \quad (2)$$

表 4 PSM 估计

	1 对 1	1 对 3	1 对 5	worktoday	workweek	workweek
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
treatphone	-0.068** (-2.320)	-0.052** (-2.000)	-0.061** (-2.491)		-0.044* (-1.872)	
treatcomputer				-0.061** (-2.302)		-0.064*** (-2.592)
gender	0.087 (0.760)	0.087 (0.760)	0.087 (0.760)	0.513*** (3.031)	0.087 (0.760)	0.513*** (3.031)
age	-0.096*** (-9.450)	-0.096*** (-9.450)	-0.096*** (-9.450)	-0.085*** (-5.922)	-0.096*** (-9.450)	-0.085*** (-5.922)
marriage	0.047 (0.270)	0.047 (0.270)	0.047 (0.270)	0.067 (0.243)	0.047 (0.270)	0.067 (0.243)
education	0.637*** (12.300)	0.637*** (12.300)	0.637*** (12.300)	0.128*** (3.68 9)	0.637*** (12.300)	0.128*** (3.689)
income	-0.676*** (-8.000)	-0.676*** (-8.000)	-0.676*** (-8.000)	-0.751*** (-9.671)	-0.676*** (-8.000)	-0.751*** (-9.671)
health	0.009 (0.180)	0.009 (0.180)	0.009 (0.180)	0.082 (1.044)	0.009 (0.180)	0.082 (1.044)
cons	5.856*** (7.650)	5.856*** (7.650)	5.856*** (7.650)	3.072*** (2.762)	5.856*** (7.650)	3.072*** (2.762)
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

N	2445	2445	2445	2245	2445	2245
Pseudo R ²	0. \$06	0. 206	0. 206	0. 239	0. 206	0. 239

注：*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著水平，括号内为经过调整后的 t 值或 z 值

$$internet_{pi} = \alpha_0 + \alpha_1 internet_{pi,ave} + \sum_{m=2}^7 \alpha_m \cdot control_{pmm} + \varphi_p + \varepsilon_{pi} \quad (3)$$

上式中，internet_{pi,ave} 表示省内其他老年群体平均使用网络情况。

Stata 软件中工具变量估计命令 IVprobit 提供了两种估计方法：两步法估计和最大似然估计（Maximum Likelihood Estimate, MLE）。鉴于稳健性考虑，本文对两种方法测度的核心解释变量（phone 和 computer）分别使用两种估计方法（两步法和 MLE 法）进行考察，估计结果汇集于表 5。第（1）列的两步法估计表明，核心解释变量 phone 的估计系数仍然在 1%的水平上显著为负，与本文核心结论一致。第一阶段的 F 值为 95.42，远大于经验值 10，表明省内其他老年群体平均网络使用程度对个体老年人使用互联网具有较强的解释力，不存在弱工具变量问题。此外，第一阶段中变量 phone__p 的估计系数在 1%水平显著为正，即省内其他老年群体平均网络使用程度显著地促进了个体老年人使用互联网。而 Wald 外生性检验拒绝了老年人使用互联网不存在内生性的原假设，意味着工具变量回归估计结果与原估计结果存在显著差异，使用工具变量法进行估计是必要的。第（2）列的 MLE 估计方法显示，核心解释变量 phone 的估计系数仍然在 1%的水平上显著为负，意味着本文核心结论依然稳健。表 5 后两列替换了核心解释变量重新估计。不难发现，在使用不同的估计方法和指标处理内生性问题后，本文核心结论依然稳健。

表 5 内生性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	两步法	MLE	两步法	MLE
phone	-2.826*** (-4.075)	-2.0669** (-8.049)		
computer			-3.049*** (-3.022)	-2.497*** (-4.910)
gender	0.425*** (5.561)	0.311*** (4.255)	0.560*** (7.124)	0.458*** (7.189)
age	-0.079*** (-7.635)	-0.058*** (-11.394)	-0.060*** (-7.899)	-0.049*** (-8.586)
marriage	0.130 (1.219)	0.095 (1.209)	0.129 (1.280)	0.105 (1.268)
education	-0.109 (-1.406)	-0.079 (-1.573)	0.009 (0.137)	0.007 (0.133)
income	-0.432*** (-5.692)	-0.316*** (-3.432)	-0.514*** (-7.660)	-0.421*** (-4.306)

health	0.135*** (4.209)	0.099*** (3.794)	0.118*** (3.901)	0.097*** (3.382)
_cons	5.920*** (6.036)	4.328*** (11.679)	3.942*** (5.847)	3.229*** (8.490)
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	2399	2399	2399	2399
第一阶段				
phone_p	0.621*** (7.311)	0.621999 (7.152)		
computer_p			0.668999 (6.580)	0.668999 (6.036)
F 值	95.42	-	57.91	-
Wald 检验 P 值	0.000	0.000	0.003	0.002

注：*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著水平，括号内为经过调整后的 t 值或 z 值

（五）异质性分析

前文使用总样本分析了互联网对老年人力资源供给的影响，得出了“互联网显著降低老年群体再就业概率”的结论。接下来本文通过教育层次、收入水平和健康状况三个方面进行分样本的异质性分析。

1. 教育层次

本文将受过大专及以上学历的老年群体划分为高层次教育水平组，其余则为低层次教育水平组。表 6 第（1）和第（2）列汇报了分组回归的估计结果。本文发现，低层次教育水平组的核心解释变量 phone 估计系数在 1%水平上显著为负 4，即互联网显著降低了低层次教育水平老年人力资源供给，而高层次教育水平组的核心解释变量 phone 估计系数在 10%水平上显著为正，即互联网对高层次教育水平老年人力资源供给具有显著的正面影响。其可能的原因为：对于低层次教育水平老年人，较难掌握以互联网为依托的技术、技能，更多地选择使用互联网来进行社交或者娱乐活动替代工作，从而显著地降低了老年群体再就业的概率；相反，对于高层次教育水平老年人，更容易掌握相关的技术、技能，因而使用互联网来工作的可能性更大，提升了其退休后再就业的概率。

表 6 异质性分析

	低层次教育	高层次教育	低收入	高收入	健康状况不好	健康状况良好
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
phone	-0.314*** (-3.198)	0.374* (1.667)	0.095* (1.681)	-0.442*** (-4.240)	-0.382*** (-3.844)	0.109* (1.731)
gender	0.481*** (5.901)	0.461*** (3.921)	0.595*** (5.255)	0.275*** (3.389)	0.474*** (6.634)	0.420** (2.355)

age	-0.045*** (-6.313)	-0.062*** (-6.422)	-0.084*** (-7.947)	-0.046*** (-7.096)	-0.052*** (-8.577)	-0.063*** (-3.814)
marriage	0.135 (1.053)	0.163 (1.127)	0.281** (2.132)	0.037 (0.288)	0.209** (1.991)	-0.142 (-0.588)
income	-0.667*** (-12.163)	-0.619*** (-6.751)			-0.602*** (-11.778)	-0.744*** (-5.805)
health	0.129*** (3.439)	0.148*** (3.423)	0.161*** (3.633)	0.126*** (3.438)		
education			0.223*** (3.374)	0.111*** (2.947)	0.107*** (2.925)	0.074 (0.793)
_cons	3.228、** (5.732)	4.279*** (5.599)	4.109*** (5.025)	1.345** (2.500)	3.424*** (6.983)	4.931*** (4.010)
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1647	728	684	1702	2074	318
Pseudo R ²	0.212	0.186	0.175	0.113	0.204	0.249

注：*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著水平，括号内为经过调整后的 t 值或 z 值

2. 收入水平

与前述控制变量设定基本一致，本文将税后退休金数额高于 2500 元/月以上的老年群体划分为高收入水平组，其余为低收入水平组，估计结果于表 6 第（3）和第（4）列呈现。估计结果表明：低收入水平组的核心解释变量 phone 估计系数在 10%水平上显著为正，即互联网对低收入水平老年人力资源供给具有显著的正面影响。然而，高收入水平组的核心解释变量 phone 估计系数在 1%水平上显著为负，即互联网显著降低了高收入水平老年人力资源供给。其可能的原因为：对于低收入水平的老年人而言，仍然有较大的意愿再就业以增加收入，引致互联网对老年人退休后再就业具有促进作用^[26]。相反，对于高收入水平的老年人，其生活压力较小而引致工作意愿不强烈，更多地可能使用互联网来进行社交或者娱乐活动来替代工作，从而显著降低了老年人力资源供给的概率。

3. 健康状况

基于 2018 年 CFPS 调查数据，将不健康、一般健康和比较健康划分为健康状况不好组 5，将很健康和非常健康划分为健康状况良好组，估计结果于表 6 第（5）和第（6）列呈现。结果表明：健康状况不好组的核心解释变量 phone 估计系数在 1%水平上显著为负，即互联网显著降低了健康状况不好的老年人力资源供给概率。但健康状况良好组的核心解释变量 phone 估计系数在 10%水平上显著为正，即互联网对健康状况良好的老年人力资源供给具有显著的正面影响 6。这一结果与直觉相符，健康状况是老年人力资源供给的基本条件，越是身体健康，越能够承担再就业时的工作任务。

（六）影响渠道分析

前文的实证分析表明：互联网显著降低了老年人力资源供给的概率，这一结论在经过稳健性检验、PSM 再估计和内生性检验后依然成立。结合前文的理论机制分析，这一结果出现的可能原因为，互联网对老年群体的“替代效应”大于“学习效应”“信

息效应”，从而导致了互联网使用显著降低了老年再就业的概率。接下来，本文将对影响渠道进行实证检验。计量模型设定如下：

$$pr(work_{pi}=1)=\Phi(\alpha_0+\alpha_1\cdot internet_{pi}+\alpha_2\cdot internet_{pi}\times channel_{pi}+\alpha_3\cdot channel_{pi}+\sum_{m=4}^9\alpha_m\cdot control_{pi,m}+\varphi_p+\varepsilon_{pi}) \quad (4)$$

其中，channel 表示影响渠道变量，包括受教育水平、社交、娱乐、商业活动、学习和信息变量（详见后文），其他符号含义与式（1）一致。

1. 对低技能工作的替代效应

本文使用老年群体受教育水平来衡量劳动技能水平，为了验证互联网对低技能工作的替代效应，将变量 education 逆序排列，即大专及以上学历取值为 1，文盲或半文盲取值为 5，生成新变量 educa，继而设定互联网与教育水平变量的交互项为 phone×educa7，然后使用模型（4）进行估计，结果汇集于表 7 第（1）列。本文发现，在核心解释变量 phone 的估计系数仍然高度显著为负的情况下，交互项 phone×educa 的估计系数亦在 1%的水平上显著为负，意味着随着老年群体教育水平的下降，互联网显著降低了其再就业的概率。这一结果可以与表 6 第（1）列的估计结果相互印证，即对于低技能劳动者而言，互联网是对日常性工作的替代。当老年人群中，低技能劳动者较多时，互联网可能会引致老年群体再就业概率的下降。根据表 6 第（2）和第（3）列，本文所使用的样本中，低教育水平的老年人占比超过 70%(1647/2275=0.7240)，这或许是“互联网显著降低了老年人力资源供给”这一结论的重要原因之一。

2. 其他用途的替代效应

2018 年 CFPS 调查数据中，关于互联网使用频率的调查，包括了对互联网用于工作、社交、娱乐、商业活动和学习五种用途。每一种用途的调查选项包括如下 8 项：“几乎每天”“一周 3~4 次”“一周 1~2 次”“一月 2~3 次”“一月 1 次”“几个月 1 次”“从不”和“不适用”。本文将每种用途变量设定为二值虚拟变量，当选项为“从不”和“不适用”时取值为 0，其他选项取值为 1。然后，设定互联网与社交用途交互项 phone×communi、互联网与娱乐用途交互项 phone×enterm、互联网与商业活动用途交互项 phone×business 以及互联网与学习用途交互项 phone×study8。

表 7 第（2）列汇集了互联网社交用途的替代效应。结果表明：核心解释变量 phone 的估计系数在 5%的水平下显著为负，意味着本文核心结论依然稳健。然而，交互项 phone×communi 的估计系数在 5%的水平上显著为负，意味着随着用于社交用途的频率增加，互联网显著降低了老年人再就业的概率，即对于老年人，互联网的社交用途对再就业具有显著的替代效应。

表 7 影响渠道分析

	教育水平	社交	娱乐	商业活动	学习	信息
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
phone	-1.840*** (-3.362)	-0.038** (-2.235)	-0.014** (-2.312)	-0.310*** (-3.092)	-0.407*** (-3.891)	-0.199** (-2.420)
phone×educa	-0.38*** (-2.828)					
phone×communi		-0.469** (-2.558)				

phone×enterm			-0.430** (-2.468)			
phone× business				-0.004 (-0.022)		
phone×study					0.297* (1.819)	
phone×informa						0.021* (1.713)
gender	0.467*** (7.082)	0.442*** (6.717)	0.451*** (6.855)	0.453*** (6.877)	0.452*** (6.863)	0.464*** (7.028)
age	-0.051*** (-8.867)	-0.052*** (-8.801)	-0.052*** (-8.828)	-0.052*** (-8.827)	-0.052*** (-8.857)	-0.052*** (-8.862)
marriage	0.165* (1.737)	0.160* (1.686)	0.169* (1.791)	0.166* (1.745)	0.168* (1.772)	0.151 (1.581)
educa	-0.136*** (-3.982)					
education		0.104*** (3.041)	0.106*** (3.105)	0.108*** (3.142)	0.115*** (3.351)	0.102*** (2.962)
income	-0.628*** (-13.198)	-0.624*** (-13.046)	-0.626*** (-13.112)	-0.627*** (-13.139)	-0.632*** (-13.196)	-0.629*** (-13.120)
health	0.134*** (4.797)	0.133*** (4.786)	0.133*** (4.769)	0.132*** (4.734)	0.132*** (4.736)	0.134*** (4.809)
communi		-0.164*** (-3.051)				
enterm			-0.231*** (-2.981)			
business				-0.103*** (-3.022)		
study					0.273*** (2.917)	
informa						0.022* (1.618)
_cons	3.742*** (8.134)	3.168*** (6.752)	3.177*** (6.750)	3.156*** (6.750)	3.147*** (6.728)	3.264*** (6.828)
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	2399	2399	2399	2399	2399	2387
Pseudo R ²	0.216	0.217	0.216	0.214	0.215	0.216

注：*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著水平，括号内为经过调整后的 t 值或 z 值

表 7 第（3）列汇集了互联网娱乐用途的替代效应。估计结果显示：核心解释变量 phone 的估计系数仍然在 5%的水平下显著为负，而交互项 $\text{phone} \times \text{enterm}$ 的估计系数亦在 5%的水平上显著为负，意味着随着用于娱乐用途的频率增加，互联网显著降低了老年人再就业的概率，即对于老年人，互联网的娱乐用途对再就业具有显著的替代效应。

表 7 第（4）列汇集了互联网商业活动用途的替代效应。结果表明：在核心解释变量 phone 的估计系数仍然高度显著为负的情况下，交互项 $\text{phone} \times \text{business}$ 的估计系数虽为负，但在 10%的水平上不显著异于零，意味着随着用于商业活动用途的频率增加，互联网并未显著降低了老年人再就业的概率，即对于老年人，互联网的商业活动用途对再就业不具有显著的替代效应。

综上所述，本文研究发现，老年群体使用互联网用于社交和娱乐用途显著替代了用于再就业，而用于商业活动用途的替代效应并不显著。由此可见，社交和娱乐用途的替代效应可能是“互联网显著降低了老年人力资源供给的概率”这一结论的另一个重要原因。

3. 学习效应

老年群体可以通过互联网平台进行学习知识、交流经验从而提高自身的工作能力，有助于提高再就业的概率。表 7 第（5）列汇集了互联网的学习效应，结果表明：核心解释变量 phone 的估计系数仍然在 1%的水平下显著为负，然而交互项 $\text{phone} \times \text{study}$ 的估计系数在 10%的水平上显著为正，意味着随着用于学习用途的频率增加，互联网显著提高了老年人再就业的概率，即对于老年人，互联网的学习用途对再就业具有显著的学习效应，这一结果与前文理论机制分析基本一致。

4. 信息效应

2018 年 CFPS 调查数据中，汇集了“互联网作为信息渠道的重要程度”的调查，具体为：-1 代表不知道，1 代表非常不重要，2 代表不重要，3 代表一般重要，4 代表重要，5 代表非常重要。剔除掉“不知道”的样本后，设定本文实证分析使用的信息渠道变量（informa），然后生成互联网与信息交互项 $\text{phone} \times \text{informa}$ ，使用模型（4）进行估计，结果于表 7 第（6）列呈现。容易发现，核心解释变量 phone 的估计系数仍然在 1%的水平下显著为负，然而交互项 $\text{phone} \times \text{informa}$ 的估计系数在 10%的水平上显著为正，意味着随着作为信息渠道的重要程度增加，互联网显著提高了老年群体再就业的概率，即对于老年群体，互联网对再就业具有显著的信息效应，这一结果也与前文的理论分析基本一致。

五、结论与启示

利用 2018 年中国家庭追踪调查（CFPS）数据，本文考察了互联网对我国城市老年人力资源供给的影响及其作用机制。实证分析结果表明，互联网显著降低了我国城市老年群体再就业的概率，这一结论在经过多维度的稳健性检验、PSM 方法再估计以及内生性检验后依然成立。影响渠道分析发现，对于我国城市老年人群体，互联网的“替代效应”大于“信息效应”“学习效应”，因此降低了我国城市老年群体再就业的概率。此外，异质性分析表明，互联网对低教育水平、高收入水平和健康状况不好的老年人群体再就业具有显著的抑制作用，但对高教育水平、低收入水平和健康状况良好的老年人群体再就业具有显著的促进作用。

鉴于以上研究结论，本文获得如下政策启示：

第一，应积极推动老年教育专业化、分层化发展，提高老年群体的教育水平，提升老年群体的综合素质。一方面，建设教

学体制灵活的老年大学远程教育体系，使老年人群体可以结合自身的时间安排达到学习的目的，为体力和精力尚佳的老年群体再就业或开辟新的事业领域提供知识和能力；另一方面，积极推动老年网站建设，为老年人群体提供政策咨询、健康教育和社会参与等信息服务，解答老年人群体政策方面的疑惑和困惑，帮助老年人群体掌握科学合理的保健养生知识，满足老年人群体参与社会需求和表达诉求。通过专业知识体系的学习，提升老年人群体的综合素质，为老年人力资源供给打下坚实基础。

第二，应整合资源构建老年人力资源开发平台，为老年人群体社会参与提供技术支持，协助老年人群体掌握互联网相关技术、技能，从而减缓互联网对中低教育水平老年人力资源供给的消极作用。利用大数据手段，建设老年人力资源大数据信息库，建立集就业咨询、职业介绍、就业培训和就业跟踪服务等功能于一体的老年群体再就业平台，为老年人群体再就业提供数据支撑，对老年群体再就业进行培训和心理辅导，促进经验整合并转变就业观。

第三，应加强“老有所为”的宣传，调整政府“重养轻用”的政策偏向。应深刻认识到人口老龄化对我国经济和社会发展的长远影响，加速转变旧有观念，积极制定应对策略。鼓励收入水平较高的老年群体积极再就业，有效利用工作经验优势充分发挥余热；鼓励专业技术领域人才延长工作年限，积极发挥其在科学研究、学术交流和咨询服务等方面的作用，从而减轻互联网的其他用途对工作的替代效应，最终提高老年人力资源供给。

第四，应弹性化延迟退休年龄，完善配套政策措施，激发企业雇佣积极性。深入贯彻《老年人权益保障法》，制定和出台一系列促进老年群体就业的法律法规，依法保护老年人口的就业权益。同时也要保护用人单位的利益，激发用人单位开发和利用老年人力资源的积极性^[27]。此外，身体健康是老年人力资源供给的基本条件，除不断提高医疗水平外，还需要加强公共体育基础设施建设，强化宣传和普及科学保健知识力度，从而提高老年群体的身体健康状况，在数字时代有效推动老年人力资源供给。

参考文献:

- [1]雷晓康,王炫文,雷悦橙.城市低龄老年人再就业意愿的影响因素研究——基于西安市的个案访谈[J].西安财经大学学报,2020(6):102-109.
- [2]阳义南,谢予昭.推迟退休年龄对青年失业率的影响——来自 OECD 国家的经验证据[J].中国人口科学,2014(4):46-57+127.
- [3]马俊龙,宁光杰.互联网与中国农村劳动力非农就业[J].财经科学,2017(7):50-63.
- [4]赵羚雅,向运华.互联网使用、社会资本与非农就业[J].软科学,2019(6):49-53.
- [5]马继迁,陈虹,王占国.互联网使用是否促进了农村青年非农就业?——基于 2018 年 CFPS 数据的实证分析[J].当代经济管理,2021(1):68-75.
- [6]毛宇飞,曾湘泉.互联网使用是否促进了女性就业——基于 CGSS 数据的经验分析[J].经济学动态,2017(6):21-31.
- [7]丁栋虹,袁维汉.互联网使用与女性创业概率——基于微观数据的实证研究[J].技术经济,2019(5):68-78.
- [8]刘汉辉,李博文,宋健.互联网使用是否影响了女性创业?——来自中国家庭追踪调查(CFPS)的经验证据[J].贵州社会科学,2019(9):153-161.
- [9]马继迁,陈虹,王占国.互联网使用对女性创业的影响——基于 CFPS 数据的实证分析[J].华东经济管理,2020(5):96-104.

-
- [10] 赵建国, 周德水. 互联网使用对大学毕业生就业的影响——来自 CGSS 数据的经验分析[J]. 社会保障研究, 2019(3):72-81.
- [11] 赵建国, 周德水. 互联网使用对大学毕业生就业工资的影响[J]. 中国人口科学, 2019(1):47-60+127.
- [12] 万芊. 城市低龄老年人再就业促进研究——基于上海市的调查[J]. 社会科学研究, 2013(6):114-117.
- [13] 龚红, 孙文晓, 霍雯. 老年人力资本特征对其再就业行为影响的实证检验[J]. 统计与决策, 2016(8):98-100.
- [14] 连茜平. 老年人口红利开发背景下老年人再就业意愿实证分析[J]. 许昌学院学报, 2018(7):76-78.
- [15] 闫志俊. 低龄老年人人力资源再就业的影响因素与促进策略——基于江苏省南通市区的调查[J]. 天水行政学院学报, 2019(5):18-24.
- [16] 周冬. 互联网覆盖驱动农村就业的效果研究[J]. 世界经济文汇, 2016(3):76-90.
- [17] BLOOM N, LIANG J, ROBERTS J et al. Does Working from Home Work? Evidence from a Chinese Experiment[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2015, 130(1):165-218.
- [18] DETTLING L J. Broadband in the Labor Market: The Impact of Residential High-Speed Internet on Married Women's Labor Force Participation[J]. Industrial & Labor Relations Review, 2017, 70(3):451-482.
- [19] KUHN P, MANSOUR H. Is Internet Job Search Still Ineffective? [J]. The Economic Journal, 2014, 124(581):1213-1233.
- [20] HOLMAN D. Job Types and Job Quality in Europe [J]. Human Relations, 2013(4):475-502.
- [21] ATASOY H. The Effects of Broadband Internet Expansion on Labor Market Outcomes [J]. Industrial & Labor Relations Review, 2013, 66(2):315-345.
- [22] AKERMAN A, GAARDER I, MOGSTAD M. The Skill Complementarity of Broadband Internet [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2015, 130(4):1781-1824.
- [23] 刘生龙, 郎晓娟. 退休对中国老年人口身体健康和心理健康的影响[J]. 人口研究, 2017(5):74-88.
- [24] 郑爱文, 黄志斌. 基于个人和社会双重视角的老年人再就业影响因素分析[J]. 宁夏社会科学, 2018(5):133-143.
- [25] 周洋, 华语音. 互联网与农村家庭创业——基于 CFPS 数据的实证分析[J]. 农业技术经济, 2017(5):111-119.
- [26] 张翼, 李江英. “强关系网”与退休老年人口的再就业[J]. 中国人口科学, 2000(2):34-40.
- [27] 逯进, 刘俊琦. 老龄化、政府支出与经济增长——基于中国省域视角的实证研究[J]. 重庆社会科学, 2021(2):54-74.

注释:

1 数据来源：国家互联网信息办公室 www.cac.gov.cn。

2 数据来源：国家统计局 www.stats.gov.cn。

3 表 4 各列的 PSM 估计皆通过了平衡性检验，结果未汇报，留存备案。

4 使用 computer 作为核心解释变量的估计结果基本一致，结果未汇报，留存备案。

5 将比较健康划分为健康状况良好组的估计结果基本一致，结果未汇报，留存备案。

6 本文亦使用了交互项的方式进一步验证，结论基本一致，结果未汇报，留存备案。

7 使用 computer 作为核心解释变量的估计结果基本一致，结果未汇报，留存备案。

8 互联网用于工作用途的样本数仅为 24，低于 30 个样本数的基本要求。此外，使用模型（4）估计时，交互项被吸收掉 (omitted)，因而本文未作汇报。