

互联网使用对老年人就业参与的影响^{*}

吕明阳 彭希哲 陆蒙华

摘要：本文使用中国老年社会追踪调查（CLASS）2016 年的微观数据，运用 Probit、倾向得分匹配法及工具变量法等方法，研究互联网使用对老年人就业参与的影响。研究发现，使用互联网会显著促进老年人就业参与，使用工具变量法和倾向得分匹配法（PSM）控制内生性以后，上述结论依然保持稳健。本文进一步进行的异质性检验及交互分析表明，互联网使用对老年人就业参与的影响具有区域不平衡的特征，且对不同受教育程度老年人的影响不尽相同。最后，检验了互联网效应，证实了互联网使用通过促进社会互动、改善健康状况进而促进老年人就业参与的中介机制。

关键词：互联网 老年人 就业参与 机制检验

一、引言

当前我国经济发展水平不断提高，人们的预期寿命不断增长，随之而来的人口老龄化已经成为当今中国社会的重要特征。相关统计数据表明，截止到 2019 年末，我国 60 岁以上人口数量已高达 2.54 亿^①。值得注意的是，随着老龄化程度的加深，未来可能出现劳动力不足的问题（Poterba,2014）。而老年人的人力资本是社会的重要经济资源，鼓励老年人进行再就业等老年人继续社会化行为可以在一定程度上缓解劳动力短缺，完善延迟退休政策，有效开发老年人的既有人力资本，满足他们自我价值实现的需求。和发达国家相比，我国老年人进入退休阶段的年龄偏小，而随着预期寿命的不断延长，越来越多的低龄老年人身体和精力状况普遍较为良好，这给老年人从事一些社会经济活动提供了良好基础，在一定程度上填补人口红利衰退带来的不利影响，同时能够减少子女的代际经济支持，缓解日益加重的养老压力。《“十三五”国家老龄事业发展和养老体系建设规划》提出需要采取引导老年人再就业，从而更好地实现缓解劳动力短缺压力及养老压力的目标。

* 吕明阳，农业农村部农村经济研究中心，邮政编码：100810，电子邮箱：mylv17@fudan.edu.cn；彭希哲，复旦大学人口与发展政策研究中心，邮政编码：200433，电子邮箱：xzpeng@fudan.edu.cn；陆蒙华，复旦大学人口研究所，邮政编码：200433，电子邮箱：mhlu17@fudan.edu.cn。本文受国家社科基金重大项目“积极应对人口老龄化背景下加快养老服务体系研究”（20ZDA077）资助。感谢匿名审稿人的修改建议，文责自负。

①数据来自中华人民共和国 2019 年国民经济和社会发展统计公报

随着科技水平的不断提高,在老龄化程度不断加深的同时,我国也在步入信息时代,互联网显著改变了人们的生活、学习和工作方式,对社会经济产生深刻的影响(Choi et al, 2002; 孙浦阳等, 2017; 毛宇飞、曾湘泉, 2017; 战明华等, 2018; 周广肃、樊纲, 2018)。近些年来,互联网在老年人群体中的使用率也在不断提高,相当数量的老年人开始接触并使用互联网。第 44 次《中国互联网络发展状况统计报告》的数据显示,截止到 2019 年 6 月,60 岁(含)以上的老龄网民数量达到 5890 万^①。如果互联网能够对老年人再就业产生积极作用,则无疑给如何有效开发我国老年人劳动力资源以及提升老年人自我养老能力,缓解劳动力短缺压力及养老压力提供了新思路,具有十分重大的经济与现实意义。

因此,随着互联网在老年人群体当中的不断普及,互联网使用如何影响老年人再就业?其中存在的理论机制又是什么?本文从老年人就业参与的角度入手使用相关微观调查数据进行实证分析。

二、文献综述

互联网作为一种新型媒介,具有灵活性和高效性等特点,正在全方位地影响着社会的方方面面,老年人退休后的再就业行为作为缓解劳动力短缺、树立积极老龄化理念的重要方式同样受到互联网的深刻影响。学界关于本文研究主题的讨论主要集中在三个领域:第一,哪些因素会影响老年人就业参与;第二,老年人互联网使用行为主要受哪些因素影响;第三,互联网使用如何影响老年人就业参与。

上世纪中叶美国学者 Havighurst 提出活动理论并将其扩展到老年群体中,提出要积极引导老年人融入社会。从老年人社会活动理论提出以后,学者们开始关注老年人的社会融入问题,越来越多的文献关注影响老年人就业参与的因素。基于人力资本角度,主要考查了性别、年龄、受教育程度及健康等变量对老年人就业参与的影响作用。我国传统观念认为“男主外、女主内”,许多女性老年人在年轻时就不进行就业等经济活动,这种现象多延续到老年人阶段,故而男性老年人参加再就业等经济活动的可能性更高(Pang & Brauw, 2004; 李翌萱, 2016);同时,由于从事经济活动对个体精力及认知能力有着一定的要求,故而随着老年人年龄的增长,其进行再就业等经济活动的可能性日益降低(French, 2005; French & Jones, 2011);受教育水平高的老年人的人力资本水平更高,综合素质和学习能力更强,自我老化态度更加积极,更愿意通过参加经济活动发挥余热(童玉芬、廖宇航, 2017)。更多的研究

^①数据来自第 44 次《中国互联网络发展状况统计报告》

则集中于健康状况对老年人就业活动的影响,多数文献认为健康状况良好的老年人,更加积极参与经济活动,进行再就业行为的概率更高,身心健康情况是影响老年人进行就业参与的主要因素(Dwyer & Mitchell,1999; Cai & Kalb, 2009; 张文娟, 2010; 童玉芬、廖宇航, 2017)。从家庭经济学的视角来看,研究主要关注子女数量、隔代照料以及子女经济支持等代际因素对老年人就业参与的影响(Utz, 2002; 彭青云、朱晓, 2017; 谢立黎、汪斌, 2019)。子女给予的经济支持与收入转移能够减轻老年人的生活压力从而使其减少就业参与(彭青云、朱晓, 2017)。还有研究从社会网络和保障政策等社会因素切入探讨对老年人就业参与的影响。社会网络是影响老年人就业参与的重要因素,人际网络更加密集、朋友更多的老年人参加经济活动的可能性更高(Cai & Kalb, 2009); 保障政策主要通过影响老年人的收入来影响老年人就业参与,其中的机制较为复杂,集中于财富效应和替代效应两个方面,财富效应假说认为老年人养老金收入和就业参与之间存在负相关关系(Coile, 2015),而替代效应假说则认为二者之间是正相关关系(French & Jones, 2011)。

随着信息时代的来临,以互联网为主要代表的各类新型信息媒介对传统生活方式和思维模式带来了深刻的影响,老年人使用互联网的频率越来越高,互联网已经逐渐成为老年人晚年生活不可或缺的组成部分。多数学者主要关注老年人使用互联网的影响因素,如人口特征、家庭因素和主观认知因素(Hogeboom et al, 2010)。Berner et al (2013)使用瑞典老年人2004-2010年互联网使用情况的追踪面板数据,研究发现高龄老年人接受互联网生活的能力较弱。从社会经济地位方面来看, Elliot et al (2014)使用美国社区老年人数据,进行了人口统计特征和信息和通信技术使用水平的适度测试,发现老年人的社会经济地位和互联网使用行为之间存在显著的正相关性。从主观认知因素方面来看,使用经验会影响老年人使用互联网的态度和意愿,传统观点认为受限于自身认知能力及学习能力较弱,老年人对互联网等新型信息媒介都抱有较为排斥的态度,并不乐意主动接触并使用互联网,但是已有研究认为老年人对互联网的消极态度已经得到极大改善,拥有丰富的使用经验能够帮助老年人克服心理障碍,互联网使用频率和对新技术的排斥感与恐惧感之间存在显著的负相关关系,即老年人网络使用频率越高,其对新技术的恐惧和焦虑更不明显,从而使老年人使用网络服务的行为更加常见(Chung et al, 2010; 彭青云, 2018)。

越来越多的研究表明,互联网等信息技术的发展对于个体劳动参与确实产生了显著影响(Stevenson, 2009; 毛宇飞、曾湘泉, 2017)。而老年人作为社会的重要组成部分,也不能忽视互联网对于其就业参与的影响。但是,国内外有关互联网使用对老年人就业参与影响的相关研究还很匮乏,仅有的相关研究也多集中于互联网对老年人继续社会化的影响(许肇然

等, 2018)。Grigoryeva & Kelasev (2016) 指出现代社会把老年人看作经济的负担, 他们由于缺乏使用新信息技术的技能而被排斥在文化潮流之外, 要克服这些歧视, 需要社会政策的重新定位鼓励老年人拥抱互联网来支持老年人再就业, 提高老年人的自尊意识。吴欢(2013)认为, 互联网作为一种新型沟通媒介, 消除了以往社会对于老年人体弱多病、需要帮助以及生活观念落后等刻板印象, 有助于老年人重新融入社会, 增加自身参加再就业等社会活动。Hage & Wortmann (2016) 使用美国老年人面板追踪调查数据来研究网络使用对老年人继续社会化的影响, 结果表明不同类型的网络媒介产生的影响不同, 老年人使用电子邮件通过削弱邻里关系减少个体的继续社会化行为, 而 Facebook 等新型网络媒介通过加强朋友之间的沟通促进了老年人继续社会化。

通过梳理文献可以发现, 目前还没有研究直接探讨互联网使用本身对老年人就业参与的影响, 多数研究以理论分析为主, 鲜有研究采用规范的因果推断方法来实证检验二者的关系及作用机制, 同时已有的部分相关实证研究很少考虑内生性问题, 这可能会降低估计结果的科学性与准确性。因此, 本文使用中国老年人的代表性调查数据, 借助于互联网在老年人群中快速发展的经验事实, 系统讨论互联网使用对于老年人就业参与的影响, 和以往的研究相比, 本文具有以下创新及贡献: 首先, 从微观层面讨论了互联网使用对老年人就业参与的影响; 其次, 使用倾向得分匹配法(PSM)和工具变量法, 试图减轻互联网使用对老年人就业参与影响的内生性问题, 以获取更加科学的结论; 最后, 多角度梳理了互联网使用对老年人就业参与影响的具体机制。

三、 机制梳理与研究假设

个体在步入老年时期以后, 机能功能逐步弱化, 社交范围逐渐缩小, 越来越不愿意和社会互动, 与外界交流的频率日益降低, 以往的社会资本逐步丧失。互联网作为一种新型社会媒介为老年人和外界进行互动交流提供了一个有效手段, 有利于提升老年人的社会互动频率, 从而使老年人更加积极的为社会做出贡献, 进行再就业等社会融入活动(Ji et al, 2010; 许肇然等, 2017)。具体来说, 互联网使用对老年人就业参与有以下几点影响, 第一, 互联网能够使老年人跨越时间和空间上的限制, 使其获取更丰富的社会及就业信息, 从而更好地认识、接触和适应外界变化, 降低其进行再就业等经济活动的难度(Jolie & Matthew, 2006)。第二, 互联网扩展了以往老年人社会交往范围, 逐渐形成线上和线下相结合的新型社会互动模式, 能够维持老年人已有的社交关系网络与社会资本, 有效降低了老年人进行再就业活动的成本(Wright, 2000)。第三, 互联网拓宽了个体获取有价值再就业信息的渠道, 互联网上

的细分信息满足了不同老年人再就业的需求，降低了从事经济活动所必需的信息搜集成本，激发了他们的再就业热情，从而产生明显的再就业激励效应（Stevenson，2009）。第四、在科技水平高度发达的今天，使用互联网已经成为从事各个职业的基本技能，和不具有互联网使用技能的老年人相比，掌握互联网技能的老年人满足职业需求的可能性及契合度更高，从而更倾向于从事再就业等经济活动。根据以上理论分析，本章提出第一个研究假设：

假设 1：总体来看，使用互联网能够促进老年人就业参与。

以往城乡二元结构已经成为阻碍城乡劳动力市场一体化发展的制度性根源，而互联网为后疫情时代数字经济发展提供了强有力的技术支撑，极大降低了农村老年人进行再就业行为的难度，互联网的普及有助于打破劳动力市场城乡二元结构，对于推动农村老年人再就业具有积极作用，将发展互联网来作为推动老年人就业参与的政策性工具值得提倡。但是值得注意的是，由于我国社会经济发展存在区域不平衡及公共资源配置不均衡现象，和城镇及经济发达地区相比，农村及欠发达地区互联网基础设施建设稍显落后，故而在农村地区老年人的互联网就业参与促进效应可能还不强。同时，对于不同受教育程度的老年人来说，由于其接受的教育时间以及自身人力资本积累程度不同，接受和掌握新事物的能力存在差异，故而和学历较低的老年人相比，学历较高老年人的互联网就业参与促进效应更强。故而，本章提出第二个假设：

假设 2：互联网使用对老年人就业参与的影响具有明显的异质性特征，互联网使用对不同居住地、地区的老年人就业参与的作用存在差异，对城镇及经济发达地区老年人的互联网就业参与促进效应更具规模效应。对于不同受教育程度的老年人，互联网对其就业参与的影响不同，和低学历老年人相比，互联网使用在高学历老年人群体中具有显著的就业参与促进效应。

进一步从几种互联网效应入手来分析互联网使用与老年人就业参与的关系。首先，互联网极大程度上破除了老年人信息搜集壁垒，并且延迟退休、鼓励老年人发挥余热以及积极提倡老年人进行就业参与的观念通过互联网迅速传播，消除了以往对于老年人的歧视，将老年人从社会的负担、资源的消耗者和阻碍社会发展的障碍转变为社会的财富、资源的创造者和促进社会可持续发展的动力，自身信息搜集能力的提高以及日益积极客观的外部网络舆论环境极大地提高了老年人的社会融入意愿，对于鼓励老年人就业参与具有积极意义；其次，互联网上丰富的信息及休闲学习内容使老年人更加了解社会变迁、紧跟时代变化，使其拥有更加积极的老化态度。而良好的自我老化态度能够使老年人更加积极地面对自身老化过程，拥有乐观向上的生活态度，更乐意进行就业参与；然后，社会网络是老年人进行经济活动的基

础与关键，使用互联网能够加强老年人与朋友间的沟通，拉近邻里关系，扩展老年人的社交圈，使其接触更多的老年朋友，构建广阔的社会网络并且积累社会资本，有助于其重新融入社会，从而提高其就业参与的可能性。最后，互联网能够使老年人了解更多的健康知识、树立健康的生活习惯进而改善其健康状况，同时老年人能够通过互联网获取更多的社交信息，更容易同外界进行沟通交流，降低老年人抑郁的可能性，互联网的出现拓展了老年人获取休闲娱乐信息的渠道，使老年人更容易获得愉悦感，使其注意力更加集中，减缓其认知能力退化，有助于改善其心理健康状况，而良好的健康状况有助于老年人参加再就业等经济活动。

假设 3：社会融入意愿、老化态度、社会互动以及健康状况是引发互联网使用与老年人就业参与之间正相关关系的重要原因。

四、数据来源、变量描述与模型设定

（一）数据来源

本文使用中国老年社会追踪调查 2016 年度的微观调查数据，CLASS2016 调查对象为年满 60 周岁的老年人，调查地区涵盖了除新疆、西藏、海南、香港、澳门和台湾之外的 28 个省、市、自治区，这些地区总人口占全国的 95% 以上，能够很好地代表现阶段我国老年人社会和经济等方面的基本状况。本文选取该数据主要基于以下两个理由：1. 该数据以老年人为主要关注人群，较为全面、细致地调查了老年人的互联网使用现状，如是否使用互联网、互联网是否是主要信息渠道以及是否使用智能手机。2. 该数据系统地体现了老年人的就业参与情况，这和本文的研究主题十分契合。本文剔除了缺失相关变量的样本，最终得到有效样本 7758 份。

（二）变量测量及描述

对于被解释变量老年人就业参与来说，它是一个二值虚拟变量，由问卷中的问题“目前您是否从事有收入的工作/活动？”定义，如果回答是，则定义为进行就业参与，取值为 1，否则为 0。

老年人的互联网使用作为本文所使用的核心解释变量，对应问卷中的问题是“过去 3 个月，您使用互联网的情况”，选择“从不”定义为不使用互联网，勾选其他选项定义为使用互联网。同时，为了研究的合理性和科学性，本文使用变量“智能手机使用”和“主要信息渠道”作为互联网使用的替代变量进行稳健性检验。

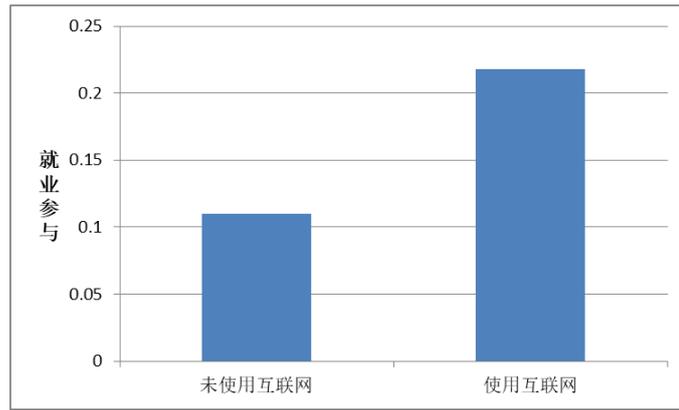
对于其他控制变量，为了更加准确地分析互联网使用对老年人就业参与的影响，避免可

能由于存在遗漏变量而产生的有偏估计问题，在综合考虑数据可得性和准确性之后，本文主要选取了个体特征、家庭生活和社会支持等三个维度的控制变量。变量含义及描述性统计如表 1 所示。

表 1 主要变量含义及描述性统计

维度	变量	变量定义	全样本	就业参与	未就业参与
	就业参与	是否从事有收入的工作/活动? 0=否, 1=是	0.125 (0.331)	-	-
互联网使用情况	互联网使用	是否使用互联网? 0=否, 1=是	0.165 (0.371)	0.256 (0.437)	0.152 (0.359)
	主要信息来源	互联网是您最主要的信息来源吗? 否=0, 是=1	0.046 (0.210)	0.067 (0.249)	0.043 (0.204)
	智能手机使用	是否使用智能手机? 0=否, 1=是	0.176 (0.381)	0.260 (0.439)	0.164 (0.370)
个体特征	年龄	由被访者填写的出生年月算出	70.212(7.541)	67.236(6.342)	70.639(7.603)
	性别	0=女, 1=男	0.517 (0.500)	0.579 (0.493)	0.508 (0.501)
	婚姻状况	0=丧偶, 1=有配偶	0.712 (0.453)	0.821 (0.384)	0.696 (0.460)
	个人收入	个人总收入(万)	1.950 (2.604)	2.240 (2.925)	1.908 (2.552)
	自评健康	很不健康=1, 比较不健康=2, 一般=3, 比较健康=4, 很健康=5	3.321 (0.960)	3.558 (0.912)	3.287 (0.961)
	居住地	0=城镇, 1=农村	0.599 (0.490)	0.524 (0.500)	0.610 (0.488)
	受教育程度	1=小学及以下, 2=中学, 3=大学及以上	1.471 (0.617)	1.477 (0.605)	1.468 (0.619)
家庭生活	子女健在数	被访者老人健在的子女数量	2.596 (1.437)	2.309 (1.252)	2.637 (1.457)
	居住类型	0=非独居, 1=独居	0.123 (0.329)	0.084 (0.278)	0.129 (0.335)
	生活满意度	很不满意=1, 比较不满意=2, 一般=3, 比较满意=4, 很满意=5	2.246 (1.036)	2.249 (1.021)	2.245 (1.038)
社会支持	社区医疗服务	是否使用社区医疗服务? 0=未使用, 1=使用	0.241 (0.428)	0.279 (0.449)	0.236 (0.424)
	社会保险	是否享受各类社会保险? 0=否, 1=是	0.857 (0.350)	0.804 (0.397)	0.865 (0.342)
	老年优待	是否享受过老年优待? 0=否, 1=是	0.352 (0.478)	0.311 (0.463)	0.358 (0.480)
	活动设施	社区是否有各类活动设施? 0=无, 1=有	0.584 (0.493)	0.585 (0.493)	0.584 (0.493)

图 1 显示了老年人就业参与在使用互联网和未使用互联网群体之间的差异，综合来看，使用互联网老年人的就业参与均值为 0.218，而未使用互联网老年人的就业参与均值仅为 0.110，使用互联网老年人的就业参与高于未使用互联网老年人。因此，初步表明互联网对于推进老年人进行就业参与行为具有积极作用。



数据来源：CLASS2016

图 1 老年人互联网使用与就业参与

（三）模型设定

由于被解释变量老年人就业参与是离散的 0-1 虚拟变量，因此采用 Probit 模型考察互联网使用对老年人就业参与的影响，基准计量模型设定如下：

$$work^* = \alpha Internet + \beta X + \varepsilon, \varepsilon \sim N(0, \delta^2)$$

$$work = 1(work^* > 0)$$

式中， $work$ 代表老年人是否进行就业参与的二值变量， $Internet$ 代表本文的核心解释变量，即互联网使用。 X 代表其他控制变量，如个体特征、家庭生活及社会支持变量。

五、实证结果和分析

（一）基准回归

本文分别控制了个体特征、家庭生活及社会支持等因素构建了 3 个 Probit 模型（表 2）。回归结果如表 2 所示，模型 1 控制了个体特征变量，分析了关键解释变量互联网使用和个体特征方面的变量对老年人就业参与的影响。模型 2 和 3 则逐步加入家庭生活及社会支持等其他控制变量。

由表 2 可知，本文的关键解释变量互联网使用对老年人就业参与具有显著的正向影响，说明使用互联网能够显著提高老年人的就业参与概率。具体来说，模型 1 中互联网使用的回归系数为正，且在 1% 的水平下显著，说明使用互联网对于老年人的就业参与具有显著的促进作用，模型 2 在加入家庭生活变量后，互联网使用的系数值仍在 1% 的水平下显著提高老年人的就业参与概率，模型 3 加入社会支持变量以后，结论仍然成立。在基准模型 3 中，互联网使用对老年人就业参与影响的回归系数为 0.320，此时边际效应为 0.062，说明使用互联网老年人的就业参与概率比未使用互联网老年人高 6.2 个百分点。互联网增强了老年人与社

会的联系，使其更加熟悉社会变化，拓宽了信息渠道，降低了从事经济活动所必需的信息搜集成本，激发了他们的再就业热情，从而对其就业参与产生明显的激励效应。

表 2 互联网使用对老年人就业参与的回归分析

	模型 1		模型 2		模型 3	
	回归系数	标准误	回归系数	标准误	回归系数	标准误
互联网使用	0.306***	0.052	0.306***	0.052	0.320***	0.052
个体特征						
年龄	-0.030***	0.003	-0.028***	0.003	-0.028***	0.003
性别	0.095**	0.039	0.092**	0.039	0.095**	0.039
婚姻状况	0.156***	0.048	0.149***	0.055	0.152***	0.055
个人收入	0.026***	0.007	0.027***	0.007	0.027***	0.008
自评健康	0.117***	0.020	0.131***	0.021	0.132***	0.021
居住地	-0.274***	0.044	-0.278***	0.045	-0.247***	0.048
受教育程度	0.108***	0.036	0.112***	0.036	0.107***	0.036
家庭生活						
子女健在数			-0.026	0.016	-0.026	0.016
居住类型			-0.048	0.073	-0.044	0.074
生活满意度			0.058***	0.019	0.064***	0.019
社会支持						
社区医疗服务					0.201***	0.044
老年优待					-0.026	0.047
社会保险					-0.143***	0.052
活动设施					-0.016	0.044
省份虚拟变量	控制		控制		控制	
R ²	0.059		0.061		0.066	
N	7758		7758		7758	

注：*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%的水平下显著，括号内为标准误。

（二）内生性处理

前文建立的基准回归模型可能存在内生性问题，也就是说，使用互联网能够提高老年人的就业参与概率，但同样更想从事经济活动的老年人接受新事物的意愿和能力往往更强，因此更倾向于使用互联网，这种反向因果和遗漏变量会不可避免地引起内生性问题。为了保证结论的科学性与准确性，本文运用 IV Probit 模型来进行实证分析。本文选取地区层面的老年人互联网普及率作为工具变量，因为老年人互联网普及率满足工具变量的选取标准：第一、相关性，老年人互联网普及率和互联网使用高度相关；第二、外生性，地区层面的老年人互联网普及率作为一个地区的整体指标，通常不会对个体的行为产生影响。具体来说，将“中国老年社会追踪调查”问卷中的样本按照村/居编码 q1_1 进行分类，然后计算出老年人所在

村或居委会的平均老年人互联网使用率作为地区层面的老年人互联网普及率。表 3 中的计量回归结果显示，互联网使用的回归系数显著为正，说明在引入工具变量控制内生性以后，老年人使用互联网仍然能够促进其进行就业参与，假设 1 初步得到验证。

表 3 工具变量回归结果

	第一阶段	IV Probit 模型回归结果
互联网使用		0.465*** (0.096)
互联网普及率	0.968*** (0.021)	
控制变量	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制
第一阶段 F 值	384.01	
DWH 检验 Chi2		32.574
N	7758	7758

注：同表 2。

（三）稳健性检验

1. 关键解释变量替换

随着科技水平的不断提高，智能手机普及率不断提高，它已经逐渐取代电脑等传统网络媒介，成为大众使用互联网的主要媒介。并且，CLASS2016 数据显示，在使用互联网的老年人样本中，有 74.70% 的老年人使用智能手机。因此，本文选取是否使用智能手机来替代互联网使用进行稳健性检验。回归结果如表 4 所示，模型 4a 体现了是否使用智能手机对老年人就业参与的影响。模型 4a 中智能手机使用的回归系数在 1% 水平下显著，表明使用智能手机同样会提高老年人的就业参与概率。

同时，互联网作为信息传播的主要媒介，颠覆了以往传播渠道单一、速度慢及效率低等问题，革命性的拓宽了信息传播渠道并且缩短了信息传播速度。对于老年人来说，接受各类信息同样尤为重要，不仅有利于丰富晚年生活，更加强了他们和社会的联系，有利于其参加经济活动。问卷询问了被访老年人主要的信息渠道，本文把选择互联网作为主要信息渠道的定义为 1，选择其他渠道的定义为 0。以此为基础进行实证分析，从表 4 中结果可知，主要信息渠道的回归系数显著为正，由此可知互联网渠道对于提升老年人就业参与概率具有显著的积极意义。以上稳健性检验的结果充分说明使用互联网对于促进老年人就业参与具有正向作用的结论是稳健的、可信的。

表 4 替换关键解释变量

	模型 4a		模型 4b	
	回归系数	标准误	回归系数	标准误
智能手机使用 (是=1, 否=0)	0.276***	0.052		
主要信息渠道 (互联网=1, 其他=0)			0.121**	0.055
控制变量	控制		控制	
省份虚拟变量	控制		控制	
R^2	0.064		0.060	
N	7758		7758	

注：同表 2。

2.基于PSM方法的检验

前文建立的计量模型可能存在由于自选择所导致的内生性问题,为了更准确地评估互联网使用对老年人就业参与影响的净效应,本文使用 Rosembaum 提出的倾向得分匹配法(PSM)来进一步讨论。

平衡性检验的结果如表 5 所示,从中可以发现匹配前绝大多数控制变量标准偏差均比较大,控制变量在处理组和对照组之间存在明显差异,如果直接由此来比较两组老年人的就业参与将会引起估计偏差。而在匹配后,标准偏差的绝对值大幅降低到 10%以下,除核心变量外的其他控制变量的系统差异在很大程度上得到了消除。因此,使用倾向得分匹配后的样本通过了平衡性检验。

表 5 平衡性检验

变量	样本	均值		标准偏差 (%)	偏差缩减 (%)	差异性 T 检验	
		使用互联 网	不使用互 联网			t 值	P 值
年龄	匹配前	67.242	70.800	-49.9		-15.69	0.000
	匹配后	67.242	67.601	-5.0	89.9	-1.44	0.150
性别	匹配前	0.516	0.517	-0.1		-0.02	0.983
	匹配后	0.516	0.502	3.0	-4425.6	-0.75	0.453
婚姻状况	匹配前	0.810	0.692	27.5		8.54	0.000
	匹配后	0.810	0.812	-0.5	98.0	-0.15	0.880
个人收入	匹配前	3.279	1.690	55.4		22.31	0.000
	匹配后	3.279	3.389	-3.8	99.8	0.06	0.953
自评健康	匹配前	3.711	3.245	51.2		16.16	0.000
	匹配后	3.711	3.730	-2.1	95.8	-0.57	0.566
居住地	匹配前	0.869	0.545	76.2		22.31	0.000
	匹配后	0.869	0.868	0.2	99.8	0.06	0.953
受教育程度	匹配前	1.864	1.392	78.1		26.10	0.000
	匹配后	1.864	1.914	-8.3	89.4	-1.94	0.052

子女健在数	匹配前	1.889	2.734	-63.9		-19.87	0.000
	匹配后	1.889	1.962	-5.5	91.4	-1.62	0.106
居住类型	匹配前	0.078	0.133	-18.3		-5.55	0.000
	匹配后	0.078	0.071	2.0	88.8	0.60	0.547
生活满意度	匹配前	1.967	2.302	-35.9		-10.68	0.000
	匹配后	1.967	2.001	-3.6	90.0	-1.10	0.273
社区医疗服务	匹配前	0.192	0.251	-14.3		-4.53	0.000
	匹配后	0.192	0.199	-1.9	86.8	-0.50	0.619
老年优待	匹配前	0.569	0.308	54.6		18.32	0.000
	匹配后	0.569	0.596	-5.5	89.9	-1.36	0.174
社会保险	匹配前	0.868	0.858	3.8		1.23	0.220
	匹配后	0.868	0.880	-3.6	5.0	-0.95	0.341
活动设施	匹配前	0.808	0.540	59.9		18.23	0.000
	匹配后	0.808	0.771	8.3	86.1	2.33	0.020

注：同表 2。

表 6 呈现了运用倾向得分匹配法 (PSM) 评估互联网的老年人就业参与促进平均处理效应的计量结果。在各控制变量匹配后, 平均处理效应的回归系数仍然在 1% 的水平下显著为正, 说明互联网使用的老年人就业参与激励效应依然存在。倾向得分匹配法的回归结果和基准模型的回归结果保持一致, 验证了使用互联网会促进老年人就业参与的结论。

表 6 互联网使用对老年人就业参与的平均处理效应

匹配方法	样本	平均处理效应(ATT)	标准误	T 值
近邻匹配	匹配前	0.083***	0.010	8.22
	匹配后	0.102***	0.018	6.11
核匹配	匹配前	0.083***	0.010	8.22
	匹配后	0.081***	0.013	6.12
半径匹配	匹配前	0.083***	0.010	8.22
	匹配后	0.082***	0.017	4.86

注：同表 2。

3. 替换工具变量

虽然前文选区的工具变量地区层面的老年人互联网普及率通过了工具变量检验, 但是由于就业机会多的地区可能互联网普及率会更高, 仍然可能存在轻微的内生性, 为了结果的稳健性与可信性, 本文使用老年人所住房屋是否接入网络信号作为工具变量继续进行 IV Probit 估计。可以发现, 在以房屋网络信号为工具变量的 IV Probit 模型中, 互联网使用的估计系数在 5% 的统计水平上显著, 表明本文的结果是稳健的。

表 7 替换工具变量-房屋网络信号

	第一阶段	IV Probit 模型回归结果
互联网使用		0.366** (0.184)
房屋网络信号	0.224*** (0.008)	
控制变量	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制
第一阶段 F 值	173.97	
DWH 检验 Chi2		24.219
N	7758	7758

注：同表 2。

（四）异质性分析

1.互联网的老年人就业参与促进效应的区域不平衡

我国公共资源和基础设施配置的区域不平衡是近些年被学者们广泛讨论的问题(陈飞翔等, 2007; 孙志燕、侯永志, 2019)。互联网作为一项重要的公共资源, 对老年人就业参与的影响是否具有区域不平衡值得深入讨论。基于此, 本文分别从居住地和地理区域两个方面考察互联网使用对老年人就业参与影响的空间异质性, 估计结果如表 8 所示。

从居住地来说, 互联网使用的回归系数为 0.606 且在 1%的水平上显著, 边际效应为 0.117, 农村老年人使用互联网对其就业参与的影响也在 1%的统计水平下显著, 但系数值仅为 0.298, 这意味着老年人使用互联网均会获得“就业参与促进效应”。但是这一效应存在城乡差异, 和农村老年人相比, 城镇老年人的互联网“就业参与促进效应”更强烈。这说明互联网的发展对于农村老年人就业参与的激励作用已经初步显现, 但是由于城镇地区互联网发展时间较长, 互联网等基础设施较为完善, 网络覆盖率较高, 老年人就业参与促进效应更强, 互联网已经成为城镇老年人进行就业参与不可或缺的平台; 而对于农村地区来说, 其互联网覆盖率有限, 基础设施较为落后, 老年人互联网利用程度较低, 互联网使用对于农村老年人的就业参与促进效应产生的影响低于城市老年人。

地理区域方面, 本文将总样本分为东部、中部和西部, 分别进行了回归分析。东部地区老年人互联网使用的回归系数为 0.316 且通过了 1%的显著性检验, 中部地区老年人互联网使用的回归系数为 0.270 且在 1%的置信水平下显著, 而对于西部老年人来说, 使用互联网对其就业参与并无显著影响。计量回归结果说明, 互联网使用对老年人就业参与的影响存在空间差异, 东部经济发展水平高的省份互联网的老年人就业参与促进效应更强, 中部地区次

之，西部地区最弱。其中的机制和居住地类似，体现了互联网普及率还存在“东高西低”的情况，“数字鸿沟”现象在我国客观存在。

表 8 互联网使用对老年人就业参与影响的区域不平衡检验

	居住地		地理区域		
	农村	城镇	东部	中部	西部
互联网使用	0.298*** (0.060)	0.606*** (0.110)	0.316*** (0.065)	0.270*** (0.114)	0.430 (0.337)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.047	0.114	0.071	0.078	0.091
N	4646	3112	3195	2737	1826

注：同表 2。

2.和受教育程度的交互分析

个体想法和行为通常受限于自身的学识和认知水平，而受教育程度是衡量个体认知水平以及学习能力的重要标准，不同老年人的认知水平以及接受新事物的能力有所差异，互联网使用的熟练度不尽相同，因此受教育程度差异会对其是否使用互联网产生影响，从而对老年人就业参与产生影响。本文对互联网和老年人受教育程度进行交互分析，回归结果如表 9 的模型 5 所示。由回归结果可知，互联网使用和受教育程度的交互项系数在 1% 的水平下显著为正，说明对于不同受教育程度的老年人来说，互联网使用对其就业参与的作用不尽相同，随着受教育程度的提高，互联网对老年人就业参与的促进效应增强。这可能是因为：受教育程度高的老年人认知水平、接受新事物的意愿以及学习能力较强，对互联网等新生事物的排斥感更低，从而掌握更多的互联网知识和操作技巧，更容易扩展交际圈、获取社会资本，从而更易于参与就业等经济活动。故而，假设 2 得到验证。

表 9 互联网使用与受教育程度的交互分析

	模型 5
互联网使用	0.222*** (0.055)
互联网使用×受教育程度	0.797*** (0.094)
控制变量	控制
省份虚拟变量	控制
R^2	0.073
N	7758

注：同表 2。

六、影响机制讨论

上文已经基本证实了互联网使用对老年人就业参与的正向作用，互联网通过哪些渠道影响老年人的就业参与，这些影响机制需要用更加细致的实证研究加以讨论。

（一）老年人就业参与的互联网效应

1. 增强社会融入意愿

对于老年人来说，缺乏社会融入意愿是降低其就业参与概率的重要因素。老年人由于社会融入意识薄弱且缺乏有效信息，故而就业参与水平较低。而互联网的出现与普及，降低了老年人进行就业参与的信息搜集成本，并且网上倡导老年人发挥余热的呼声日益增加，这都极大地提高了老年人进行经济活动的意愿，从而对其就业参与行为产生影响。为了验证互联网使用是否通过增强老年人社会融入意愿，本文使用有序 Probit 模型检验了互联网使用对老年人社会融入意愿的影响，结果如表 10 所示。模型 6 的被解释变量为老年人社会融入意愿，分别对应问卷中的问题“我乐意参加村/居委会的某些工作”和“我常常想在为社会做些什么事”，选项为完全不符合、比较不符合、一般、比较符合、完全符合，分别对应 1、2、3、4、5。互联网的回归系数均在 1% 的统计水平下显著为正，说明互联网的发展显著提高了老年人的社会融入意愿，最终提高了其就业参与概率。

表 10 互联网使用与老年人社会融入意愿

	模型 6a		模型 6b	
	回归系数	标准误	回归系数	标准误
互联网使用	0.316***	0.034	0.271***	0.034
控制变量	控制		控制	
省份虚拟变量	控制		控制	
R^2	0.033		0.027	
N	6910		6898	

注：同表 2。

2. 改善自我老化态度

就业参与是老年人的一项行为决策，诸多研究表明，自我老化态度较为积极的老年人继续社会化的意愿更加强烈（Lineweaver et al, 2009），这主要是因为积极的自我老化态度能够帮助其以一种积极的态度对待自身的老化过程，更积极地进行融入社会，从而更好地发挥余热，进行经济活动，为社会做出自己的贡献。互联网上丰富的信息及休闲娱乐活动能够改

变老年人的价值取向和老化态度，从而对老年人就业参与产生潜在影响。基于此，本章使用问题老年人过去一周是否感觉自己不中用来表征自我老化态度，表 11 的结果显示，和未使用互联网的老年人相比，使用互联网的老年人感觉自己不中用的概率更低，说明使用互联网对老年人的自我老化态度产生了积极影响，从而影响了老年人的就业参与。

表 11 互联网使用与老年人自我老化态度

	自我老化态度	
	回归系数	标准误
互联网使用	-0.074*	0.043
控制变量		控制
省份虚拟变量		控制
R^2		0.037
N		7081

注：同表 2。

（二）基于社会互动的中介效应检验

社会网络是老年人进行经济活动的基础与关键，拥有较为完善的社交网络能够显著提高其就业参与意愿，使用互联网可以弥补老年人日益严重的社交关系缺失问题，能够快速便捷地扩展老年人的社交圈子，因此老年人使用互联网进行社交活动能够结交更多的同龄老年朋友，使其社会互动频率得到提高。社会互动对于老年人进行就业参与活动可能存在重要影响：首先，社会互动的增强有利于老年人社交网络的扩展，而社会网络在老年人进行就业参与活动中起到至关重要的作用，这一点在注重“圈子”和“认同感”的中国社会体现得格外重要。其次，社会互动会进一步增强老年人就业参与的示范效应，也就是说周围朋友的就业参与行为会对自身产生影响，社会互动会增强该效应。

本文使用一个月内在朋友见面的次数来衡量社会互动频率，参照已有文献的做法（王伟同、周佳音，2019），对互联网使用通过社会互动频率影响老年人就业参与的路径进行检验。其中，（1）式是核心解释变量互联网使用对被解释变量老年人就业参与的基准方程，结果报告于模型 7a；（2）式是核心解释变量互联网使用对中介变量社会互动频率的方程，结果报告于模型 7b；（3）式是在模型中添加中介变量社会互动频率后的方程，结果报告于模型 7c；假设社会互动频率是互联网使用和老年人就业参与之间的中介变量，即有下方程：

$$work = \alpha_1 Internet + \beta_1 X + \varepsilon_1 \quad (1)$$

$$SI = \alpha_2 Internet + \beta_2 X + \varepsilon_2 \quad (2)$$

$$work = \alpha_3 Internet + \gamma SI + \beta_3 X + \varepsilon_3 \quad (3)$$

其中, *work*代表老年人是否参与经济活动, *Internet*代表互联网使用, *X*代表其他控制变量, *SI*代表社会互动频率。

其中, 模型 7b 报告了互联网使用等控制变量对中介变量社会互动频率的影响作用, 结果表明, 互联网使用的回归系数在 10%的水平下显著为正, 说明使用互联网促进了老年人的社会互动频率; 模型 7c 报告了加入中介变量社会互动频率后互联网使用对老年人就业参与的影响。结果表明, 中介变量社会互动频率的系数为正且在 5%的水平下显著, 此时核心解释变量互联网使用的系数为 0.094, 且在 1%的水平下显著。因此, 互联网使用通过增加社会互动频率进而促进老年人就业参与的中介机制存在。

表 12 基于社会互动的中介效应检验结果

	模型 7a		模型 7b		模型 7c	
	就业参与		社会互动频率		就业参与	
	回归系数	标准误	回归系数	标准误	回归系数	标准误
互联网使用	0.097***	0.020	0.130*	0.070	0.094***	0.020
社会互动频率					0.004**	0.002
控制变量	控制		控制		控制	
省份虚拟变量	控制		控制		控制	
R^2	0.047		0.048		0.048	
N	7758		7758		7758	

注: 同表 2。

(三) 基于健康的中介效应检验

同样, 良好的身心健康是老年人进行经济活动的基础, 拥有一个良好的身体能够显著提高其参加再就业等经济活动的可能性, 丰富的线上健康信息有利于树立良好的健康观, 能够改善老年人身心健康状况, 使用互联网能够使老年人获取更多的健康知识, 使其规范自身的健康行为, 养成健康的生活行为习惯, 改善其健康状况。并且, 互联网上海量的休闲娱乐信息丰富了老年人晚年生活, 同时给老年人和亲戚、朋友沟通交流提供了一条高效且便捷的渠道, 在一定程度上满足了他们的精神需求, 使他们的精神状态更好, 提高了他们的认知能力, 降低了陷入抑郁的可能性。而国内外诸多文献均已证实, 晚年身心健康状况的恶化是老年人不愿意进行就业参与的主要因素之一 (Bound et al, 1999; Disney et al, 2006; 童玉芬、廖宇航, 2017)。

本文从自评健康和心理健康两个方面来反映老年人健康状况^①，参照已有文献的做法（王伟同、周佳音，2019），对互联网使用通过健康状况影响老年人就业参与的路径进行检验。具体模型构建和上文类似，此处便不再赘述，得到以下方程：

$$work = \alpha_4 Internet + \beta_4 X + \varepsilon_4 \quad (4)$$

$$Health = \alpha_5 Internet + \beta_5 X + \varepsilon_5 \quad (5)$$

$$work = \alpha_6 Internet + \theta Health + \beta_6 X + \varepsilon_6 \quad (6)$$

其中，*work*代表老年人是否参与经济活动，*Internet*代表互联网使用，*X*代表其他控制变量，*Health*代表老年人健康状况。

模型 9a 和模型 10a 报告了互联网使用对老年人自评健康和心理健康的影响效果，可以发现，老年人使用互联网显著改善了其自评健康和心理健康状况。而模型 9b 和模型 10b 报告了加入中介变量自评健康和心理健康以后互联网使用对老年人就业参与的影响，可以发现中介变量自评健康和心理健康均显著为正，说明自评健康、心理健康对老年人就业参与具有显著的积极影响。通过观察模型 9 和 10 中自评健康、心理健康以及互联网使用的回归系数，可以知道，互联网使用通过改善老年人健康状况，最终促进了就业参与。

表 13 基于健康状况的中介效应检验结果

	模型 8		模型 9a		模型 9b		模型 10a		模型 10b	
	就业参与		自评健康		就业参与		心理健康		就业参与	
	回归系数	标准误								
互联网使用	0.104***	0.020	0.265***	0.051	0.097***	0.020	0.178***	0.025	0.094***	0.020
自评健康					0.023***	0.004				
心理健康									0.017**	0.008
控制变量	控制									
省份虚拟变量	控制									
R^2	0.042		0.125		0.049		0.020		0.047	
N	7758		7758		7758		7758		7758	

注：同表 2，模型中均未将自评健康作为控制变量，此处做出说明。

七、主要结论与讨论

在老龄化不断加深的背景下，怎样让老年人拥抱科技成为了一个具有重要意义的社会命题，互联网作为信息时代最重要的产物，对老年人继续实现自我价值，推进“智慧老龄化”

^①本文使用问题“您觉得您目前的身体健康状况怎么样？”来代表自评健康，1为很不健康，2为比较不健康，3为一般，4为比较健康，5为很健康；本文使用问题“过去一周您觉得自己心情很好吗？”来表征心理健康，1为没有，2为有时，3为经常。

及“积极老龄化”进程、弥补劳动力短缺及缓解社会养老压力具有关键作用。本文首先分析了互联网使用影响老年人就业参与的理论机制，在此基础上，使用中国老年社会追踪调查（CLASS）2016 年度的微观调查数据，运用计量实证模型检验了互联网使用对老年人就业参与的影响。结果表明：

第一、互联网作为信息时代最重要的产物，确实对老年人的就业参与决策产生了重要影响，而这对于客观全面地评估互联网在老龄化时代的作用至关重要。第二、基准模型通过了稳健性检验，引入工具变量和倾向得分匹配法控制内生性以后，研究结果仍然成立，说明研究结论具有科学性和稳健性。第三、互联网的老年人就业参与促进效应存在区域不平衡性，对城镇老年人就业参与的影响强于农村老年人，对东中部老年人就业参与具有显著的促进作用，而西部地区则无显著影响。第四、交互分析结果表明，随着老年人受教育程度的提高，互联网使用的就业参与激励效应增强。第五、互联网能够增强老年人社会融入意愿，改善老年人老化态度，并且通过增加社会互动、改善健康状况进而促进就业参与的中介机制存在。

本文的政策含义为，老年人就业参与行为作为积极老龄化的重要组成部分，能够应对日益严重的劳动力短缺，同时对养老压力的缓解具有积极意义。应当推广互联网+老人的理念，打破“互联网只属于年轻人”的传统思维，提高其再就业的参与意愿。并且，鼓励老年人接触并使用互联网有助于中国延迟退休政策的进一步完善，能够帮助老年人重返劳动力市场，充分利用其丰富的经验与技能，让老年人继续参与社会经济活动，为社会建设做出相应的贡献。采取“精准帮扶”的措施，提供更多的个性化互联网服务内容，激发他们进行就业参与的意愿，实现“精神养老”及“自我养老”的积极作用，从而缓解社会及子女的养老压力。加快推进基本公共服务均等化建设，弥补互联网基础设施“东高西低”及“城乡不平衡”的现状。普及必要的互联网知识，提高老年人互联网自我保护意识，建立老年人上网保护体系。因此，需要有效扩大老年人的互联网普及率，以达到有效开发老年人力资源，实现家庭可持续发展，缓解社会养老压力的目的。

参考文献：

陈飞翔 黎开颜 刘佳，2007：《锁定效应与中国地区发展不平衡》，《管理世界》第 12 期。

李翌萱，2016，《积极老龄化视域下中国老年人经济活动参与研究》，《兰州学刊》第 5 期。

毛宇飞 曾湘泉，2017：《互联网使用是否促进了女性就业——基于 CGSS 数据的经验分析》，《经济学动态》第 6 期。

彭青云, 2018:《城市老年人互联网接入障碍影响因素研究》,《人口与经济》第5期。

彭青云 朱晓, 2017:《影响城市老年人经济活动参与的家庭因素分析》,《人口与发展》第3期。

孙浦阳 张靖佳 姜小雨, 2017:《电子商务、搜寻成本与消费价格变化》,《经济研究》第7期。

孙志燕 侯永志, 2019:《对我国区域不平衡发展的多视角观察和政策应对》,《管理世界》第8期。

童玉芬 廖宇航, 2017:《健康状况对中国老年人劳动参与决策的影响》,《中国人口科学》第6期。

王伟同 周佳音, 2019:《互联网与社会信任:微观证据与影响机制》,《财贸经济》第10期。

吴欢, 2013:《虚拟社区内的认同——以中国内地老年门户网站“老小孩”为例》,《新闻与传播研究》第5期。

谢立黎 汪斌, 2019:《积极老龄化视野下中国老年人社会参与模式及影响因素》,《人口研究》第3期。

许肇然 胡安安 黄丽华, 2017:《老年人互联网服务使用行为对社会参与的影响研究:孤独感和线下相关程度的调节作用》,《信息系统学报》第2期。

战明华 张成瑞 沈娟, 2018:《互联网金融发展与货币政策的银行信贷渠道传导》,《经济研究》第4期。

张文娟, 2010:《中国老年人的劳动参与状况及影响因素研究》,《人口与经济》第1期。

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。

Berner J S. et al. (2013), “Factors associated with change in Internet usage of Swedish older adults (2004-2010)”, *Health Informatics Journal*. 19(2), 152-162.

Bound J. et al.(1999),“ The dynamic effects of health on the labor force transitions of older workers”,*Labour economics*.25(6),179-202.

Cai L. & G. Kalb (2009),“Health status and labour force participation: Evidence from Australia”. *Health Economics*,15(3),241-261.

Choi N G & D.M. Dinitto(2013), “Internet Use Among Older Adults: Association With Health Needs, Psychological Capital, and Social Capital”, *Journal of Medical Internet Research*. 15(5), 97-108.

Chung J. et al(2010),“Age differences in perceptions of online community participation among non-users: An extension of the Technology Acceptance Model”, *Computers in Human Behavior*. 26 (6), 1674-1684.

Coile, C.(2015),“Economic determinants of workers’ retirement decisions”, *Journal of Economic Surveys* ,29(4):830-853.

Disney R. et al(2006),“Health and retirement in Britain: A panel data-based analysis”, *Journal of Health Economics*. 25(4), 621-649.

Dwyer, D.S. & Mitchell(1999), “Health problems as determinants of retirement: Are self-rated measures endogenous?”, *Journal of Health Economics* 18(2),173-193.

Elliot A. J. et al(2014),“Predictors of older adults’ technology use and its relationship to depressive symptoms and well-being”.*The journals of gerontology series: psychological sciences and social sciences*.69 (5),667-677 .

French(2005),“The effect of health, wealth and wages on labor supply and retirement behavior”, *Review of Economic Studies*. 72(2),395-427.

French & Jones(2011),“The effects of health insurance and self-insurance on retirement behavior”, *Econometrica* 79(3),693-732.

Grigoryeva & Kelasev V.N.(2016), “Internet in the life of elderly people: intentions and realities”, *Sociological Studies*. 37(11), 82-85

Hage E. et al(2016), “The dual impact of online communication on older adults social connectivity”, *Information Technology & People*. 29(1), 31-50.

Hogeboom D L. et al.(2010),“Internet Use and Social Networking Among Middle Aged and Older Adults.” *Educational Gerontology* 36(2),93-111.

Ji Y. G. et al(2010), “Older Adults in an Aging Society and Social Computing: A Research Agenda”, *International Journal of Human-Computer Interaction*. 26 (11),1122-1146.

Jolie C. Y. & K. O. Matthew(2006),“Digital Inclusiveness--Longitudinal Study of Internet Adoption by Older Adults”,*Journal of Management Information Systems*.22(4),177-206.

Lineweaver T. T.,et al(2009), “Expectations about memory change across the life span are impacted by aging stereotypes”, *Psychology and Aging*. 24 (1), 169-176.

Pang,L. et al.(2004),“Working Until Dropping: Employment Behavior of the Elderly in Rural China”,*The China Journal*.52(4),1-38.

Poterba J M. (2014) ,“Retirement Security in an Aging Population”,*American Economic Review*.104(5):1-30.

Stevenson(2009),“The internet and job search”, NBER Working Paper 13836.

Utz, R. L. et al.(2002),“The effect of widowhood on older adults' social participation: an evaluation of activity, disengagement, and continuity theories”,*Gerontologist*.42(4),522-533.

Wright K.(2000), “Computer-Mediated Social Support, Older Adults, and Coping ”,*Journal of Communication*.50 (3),100-118.

The Effect of Internet on Employment Participation of Elderly

LV Mingyang¹ PENG Xizhe² LU Menghua²

(1.Rural Economic Research Center of the Ministry of the Agriculture and Rural Affairs,Beijing,China;

2.Fudan University,Shanghai,China)

Abstract: This paper utilizing the 2016 the China Longitudinal Aging Social Survey as the dataset, and utilizing Probit, propensity score matching method, IV method to explore the impact of Internet use on employment participation of elderly. The study find that Internet use can significantly improve the employment participation of elderly, and this conclusion remained robust after using IV and PSM to control endogeneity. Further heterogeneity test and interaction analysis show that the influence of Internet use on employment participation of the elderly is characterized by regional imbalance, and the influence of different education levels are not the same. Finally, the paper test Internet effects, confirm the intermediary mechanism of Internet use to stimulate employment participation of the elderly by promoting social interaction and improving health status.

Keywords: Internet; The elderly; Employment participation; Mechanism inspection