

家庭负债如何影响老年人口劳动参与^{*}

张诚¹ 凌晓红² 翁希演³

摘 要 在人口老龄化程度不断加深和居民部门负债快速上升的背景下,本文采用中国家庭追踪调查(CFPS)数据,探讨家庭负债对老年人口劳动参与的影响。实证分析结果表明,家庭负债对老年人口退休产生负向效应,且对老年人口劳动参与产生正向效应。机制分析结果表明,为缓解负债引发家庭陷入信贷约束和流动性约束,老年人口倾向于增加劳动供给和延迟退休。此外,异质性分析结果表明,家庭负债对受教育水平较低、身体健康、拥有住房以及子女收入水平较低的老年人口劳动参与决策影响更为显著。本文研究为理解老年人口的劳动参与决策及延迟退休提供了新的视角,为相关部门制定老年人口方面的就业政策提供有益参考。

关键词 家庭负债;老年人口劳动参与;信贷约束;流动性约束

0 引言

近年来,中国人口老龄化形势愈发严峻。根据联合国的统计标准,国际上把60岁及以上人口占总人口的10%,或65岁及以上人口占总人口的7%作为国家或地区进入老龄化社会的标准。国家统计局数据显示,1999年,中国60岁及以上老年人口比例超过10%,开始进入老龄化社会。2021年底,我国60岁及以上老年人口达2.67亿,占总人口的18.9%,处于轻度老龄化阶段。“十四五”时期占比将超过20%,进入中度老龄化社会。人口老龄化程度进一步加深,未来一段时间中国将持续面临人口结构失衡压力。与此同时,老年人口劳动参与数量和劳动参与率均呈现出上升趋势。从劳动参与数量上看,55岁及以上的劳动人口从2006年的1.16亿增加到2019年的1.39亿;从劳动参与率上看,55岁及以上的劳动人口占比从2006年的15.2%上升到2019年的18%。从退休制度来看,中国法定退休年龄规定男性60周岁、女干部55周岁、女工人50周岁和特殊情形下可以选择更早的年龄退休。在我国人民生活水平和医疗条件不断提升的背景下,却存在相当一部分的老年人口,达到法定退休年龄后选择“退而不休”。

目前,中国家庭面临的教育支出、医疗负担和住房贷款给家庭带来了较大的经济压力,诱发家庭债务不断攀升。中国人民银行数据显示,自2008年亚洲金融危机后,我国居

^{*} 本研究受国家自然科学基金项目“共同富裕背景下家庭负债行为及对经济不平等的影响研究”(项目编号:72203136);广东省哲学社会科学规划青年项目“电商发展与农户消费差距:理论机制、实证检验与政策优化研究”(项目编号:GD24YYJ27);汕头大学科研启动经费项目“中国家庭负债行为研究”(项目编号:STF21003);广东省自然科学基金项目“共同富裕背景下家庭负债核算、风险测度及对经济不平等的影响研究”(项目编号:2021A1515110956)的资助。

¹ 张诚,汕头大学商学院讲师,E-mail:zhangcheng@stu.edu.cn。

² 凌晓红(通信作者),汕头大学商学院硕士研究生,E-mail:l17xhling@stu.edu.cn。

³ 翁希演,暨南大学经济与社会研究院博士研究生,E-mail:cyan403399157@hotmail.com。

民部门债务水平呈快速上升的趋势。从债务总量上看,居民部门贷款余额从2008年末的5.7万亿元增加到2018年末的47.9万亿元。从债务杠杆来看,债务收入比(居民部门债务余额/可支配收入)从2008年的43.2%上升到2018年的99.9%。如果考虑到我国负债统计口径尚未纳入民间借贷和P2P等非正规渠道债务,则居民部门的总体债务水平被低估。这表明家庭债务规模不断扩大,负债水平不断上升,债务偿还压力不断加剧。由此所引发的疑问是,在人口老龄化与家庭负债齐升的背景下,家庭负债是否对老年群体的劳动参与决策产生影响?以及如何影响?对以上问题的探究构成了本文的研究动机。

家庭负债的重要功能是平滑个体生命周期的消费。当老年人口的家庭负债水平过高,且家庭收入水平和财富积累不足以维持生活支出和偿还债务时,则老年人口倾向于选择继续工作以减轻偿债压力。Butrica and Karamcheva(2013)认为与没有负债的老年人口相比,有负债的老年人口工作的可能性更高,领取社会福利保障的概率更低。此外,不同类型的债务和债务的金额对老年人口劳动的影响也不尽相同(Butrica and Karamcheva, 2013)。从劳动供给方面分析,家庭负债通过贷款利率、收入变化以及房价变动来影响个体的劳动参与(Bunn et al., 2021)。然而,既有文献鲜有注意到家庭债务是如何影响老年人口劳动参与,以及对个体特征和家庭特征不同的老年人口,家庭负债对其劳动参与影响是否存在异质性。

本文利用中国家庭追踪调查数据,从微观角度来研究家庭负债对老年人口劳动参与的影响。本文可能的边际贡献如下:第一,研究视角较为新颖。已有文献对于老年人口劳动参与的研究大多基于个体特征和宏观经济特征进行分析,本文从家庭负债视角展开研究,为分析老年人口劳动参与提供了一个新视角,丰富了家庭金融和劳动经济学领域的研究。第二,内生性处理及机制分析较为深入。首先,本文利用同一年份同一社区其他家庭的平均负债水平和个人的借贷意愿作为工具变量,对本文核心解释变量进行内生性处理,估计结果更加稳健。其次,本文从信贷约束和流动性约束视角来解释家庭负债如何影响老年人口劳动参与。并且讨论了个体异质性和家庭异质性带来的影响。第三,政策含义较为明显。老年人口劳动参与已然成为决策者和研究者关注的热点问题。在老龄化程度不断加深和居民负债水平不断攀升的背景下,一方面,相关部门既要鼓励人力资本较高的老年群体参与劳动;另一方面,也要避免老年群体因家庭债务等原因非自愿提供劳动,为改善老年群体的生活质量提供有意义的参考。

1 文献综述与研究假设

1.1 文献综述

关于老年人口劳动参与的相关文献。已有研究主要从以下几个方面探讨影响老年人口劳动参与的因素。首先,从社会学人口特征方面进行分析。一部分文献认为,健康状况显著提高老年人口劳动参与的概率(Dwyer and Mitchell, 1999);另一部分文献认为,健康状况不影响老年人口劳动参与(French, 2005)。与老年男性相比,老年女性提前退休的可能性更低(Lusardi and Mitchell, 2016)。受教育水平越高的老年人口越不愿意延迟退休(李琴和彭浩然, 2015)。其次,从配偶的退休决策角度。夫妻之间的工作行为相互影响,丈夫的退休决策会影响妻子的退休决策,相反妻子的退休决策也会影响丈夫的退休决策。如果夫妻之间有共同享受休闲的偏好,夫妻倾向于一起退休(Gustman and Steinmeier, 2000)。但如果在临近退休时,夫妻中有一方受到收入负面冲击,原本退休的另一方可能

为弥补家庭总收入的减少而选择继续留在劳动力市场,即存在增加工人效应。再次,家庭财富方面。在面临房价下降、利率上升、收入冲击等外部经济冲击导致家庭财富减少后,老年人口延迟退休的概率上升,劳动参与的概率增加(Begley and Chan, 2018)。然后,从养老金制度方面进行分析。养老金影响老年人口劳动参与主要是通过影响老年人口的收入来发挥作用(Chan and Stevens, 2004)。但是在人口预期寿命不断延长和养老金支付缺口不断扩大的背景下,很多国家相继改革了养老金制度,目的是增加老年人口劳动参与(Bottazzi et al., 2006)。最后,退休政策方面。法定退休年龄是法律规定达到领取养老金资格的最低年龄,达到法定退休年龄的老年人口可以自主决定退休和领取养老金的时间。大部分老年人口在达到法定退休年龄时,选择退休并领取养老金(Gruber and Wise, 1997)。以上文献从社会学人口特征、配偶的退休决策、家庭财富、养老金制度、退休政策等角度,研究老年人口劳动参与的因素。

与本文最密切相关的是家庭负债和抵押贷款对劳动参与影响的文献。如 Bottazzi et al. (2007)利用英国家庭小组调查(BHPS)研究家庭住房选择、抵押贷款负债和劳动供应之间的关系,建立了基于劳动供给选择的生命周期模型。研究结果表明,与没有住房抵押贷款的房主相比,有大量抵押贷款的房主工作时间更长。Ong et al. (2022)采用 2001—2017 年澳大利亚家庭、收入和劳动力动态调查小组(HILDA)数据,研究住房财富、抵押贷款和劳动供给之间的关系,发现尚未偿还抵押贷款负债量较高的老年人口可能推迟退休,增加劳动参与以偿还负债。Fortin(1995)基于加拿大微观数据估计家庭劳动力供应的生命周期理论,研究发现抵押贷款会对已婚女性劳动参与产生积极影响。Bunn et al. (2021)利用英国劳动力调查(LFS)数据研究个体在面临收入冲击、抵押贷款利率变化和房价波动时,家庭负债如何影响劳动参与。研究结果表明,抵押贷款利率上升加剧家庭负债程度,导致预期工作时间增加,并且持有抵押贷款者通过延长工作时间来应对房价下降。Butrica and Karamcheva (2018, 2020)利用健康与退休调查(HRS)和消费者财务状况调查(SCF)的数据,从家庭负债的多个维度,比如有无负债、负债的金额以及负债的类型来研究其对老年人口退休和劳动参与的影响。结果发现与没有负债的老年人口相比,拥有负债的老年人口工作的可能性要高 8%,领取社会福利保障的可能性低 2%,并且不同的负债类型也会对退休和劳动参与产生影响。同时,家庭负债对将要退休的老年人口退休决策产生负向影响。Mann(2011)利用 1992—2008 年 HRS 的截面数据探讨晚年负债与退休行为的关系,发现晚年的负债积累对老年人口推迟退休有显著的促进作用。

上述文献主要探讨了家庭负债和抵押贷款对个体劳动参与的影响,但关注家庭负债和老年人口劳动参与之间的关系和内在机制的研究鲜有涉及,且在实证研究中家庭负债对老年人口劳动参与的影响尚未得出一致的结论。

1.2 研究假设

在我国社会人口老龄化程度不断加深和社会保障制度日益完善的背景下,老年群体的劳动参与度却出现不降反升的现象。与此同时,随着我国经济社会的发展,家庭的生活成本不断上升,为平滑生命周期的消费,家庭的债务水平也呈上升趋势。家庭负债的不断攀升是否导致了老年人口留在劳动力市场?一方面,由于家庭的负债规模是基于收入能力和财富水平做出的选择,房价波动等外部冲击会提高家庭对债务清偿的不确定性(Debelle, 2004)。同时,负债家庭还面临着未来生活成本提高的可能性,导致家庭对不确定性更加谨

慎。为缓解不确定性因素带来的负面影响,家庭相应地增加劳动参与以提高收入。另一方面,家庭负债将增强信贷约束和流动性约束(黄彦彦和郭克莎,2021),导致家庭难以通过借贷来平滑消费,无法实现跨期配置金融资源以及生命周期内效用达到最优。面临信贷约束和流动性约束的负债家庭,老年人口倾向于增加劳动参与(Rossi and Trucchi, 2016)。另外,家庭的部分收入用于偿还负债导致预期可支配收入减少,在面对劳动收入不确定性的情况下,预防储蓄动机是家庭储蓄行为的重要影响因素(雷钦礼,2009)。出于预防储蓄动机,负债家庭老年人口为增加劳动收入倾向于留在劳动力市场。据以上分析,本文提出研究假设1。

假设1: 家庭负债提高老年人口留在劳动力市场的概率。

机制方面,负债可能通过提高家庭面临信贷约束和流动性约束的概率,进而提高老年人口劳动参与的概率,具体论述如下:

首先,考察信贷约束对老年人口劳动参与的影响。一方面,个体是否拥有负债和负债程度可能会使银行或正规金融机构对家庭的贷款审核更为严格,降低家庭因消费增加而借贷的可能性(Murphy, 1998)。家庭负债程度上升对再融资的可能性或规模产生不利影响,拥有负债且负债程度越高的家庭可能面临更强的信贷约束。另一方面,为缓解家庭所面临的信贷约束,老年人口倾向于留在劳动力市场,而非选择退休。Rossi and Trucchi (2016)使用意大利家庭收入和财富调查数据(SHIW),研究发现受到信贷约束的个体会增加劳动力参与。Fink et al. (2014)在赞比亚农村进行实地试验,调查信贷可得性与农村劳动参与之间的关系。研究发现,劳动参与很大程度上是由短期信贷约束驱动的。Worswick (1999)研究结果发现,移民家庭通过增加劳动参与来平滑消费,以减轻信贷约束的负面影响。此外,老年人口倾向于为退休而储蓄。拥有负债的家庭中的老年人口,退休保障依赖于收入和资产能否支付其基本生活保障和偿还债务。出于预防性储蓄动机,负债家庭的老年人口倾向于增加劳动供给,以偿还负债和增加储蓄。根据以上分析,本文提出研究假设2。

假设2: 为缓解家庭面临的信贷约束,家庭负债提高老年人口留在劳动市场的概率。

其次,考察流动性约束与老年人口劳动参与之间的关系。家庭负债的增加意味着偿债压力的加大,尤其是我国教育、医疗和住房等支出给家庭带来了较大的经济负担,同时我国家庭的收入水平总体上并不高。较多的收入用于偿还债务导致家庭面临流动性,且家庭预期可支配收入下降。一般情况下,家庭通过增加收入来缓解流动性约束。减少消费支出和增加劳动参与是家庭增加收入的两种重要方式,但是杜森贝利的棘轮理论认为,人的消费习惯形成之后有不可逆性,即易于向上调整而难于向下调整。此外,当家庭面临负面经济冲击时,家庭成员间的劳动参与调整作为家庭内部风险分担的机制,以减轻负面冲击的影响。所以,负债家庭的老年人口倾向于增加劳动参与,而不是减少消费来缓解流动性约束。汪伟和崔亚东(2022)从理论和实证两方面研究流动性约束对农民工劳动参与的影响。研究结果表明,受到流动性约束的农民工增加劳动参与,同时出现过度劳动的现象。Yue et al. (2023)认为当户主面临流动性约束时,会使其他家庭成员增加劳动供应,特别是子女和配偶。Kumar and Liang(2018)使用美国家庭调查数据(CPS),发现缓解流动性约束显著降低居民的劳动参与率。另外,部分文献通过间接的方式研究流动性约束对劳动参与的影响。如叶菁菁等(2017)研究发现提高个人所得税的起征点增加劳动参与率。个人所得税与流动性约束存在间接联系,个人所得税起征点的提高在一定程度上增加收入,缓解流动性约束。余家林等(2022)研究发现家庭财富增加显著降低劳动参与率。收入和财富增加对劳动参与产生影响,间接反映流动性约束对劳动参与的影响。因此,家庭负债可能通过流动

性约束效应来影响老年人口退休行为和劳动参与。据以上分析,本文提出研究假设3。

假设3:为缓解家庭面临的流动性约束,家庭负债提高老年人口劳动参与的概率。

2 变量与模型设定

2.1 数据

本文使用北京大学于2016年和2018年在全国范围内开展的中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies,CFPS)项目。CFPS由北京大学中国社会科学调查中心于2010年起正式开展每两年一轮的访问。该调查包含个体、家庭和社区三个层次的数据,样本覆盖25个省市自治区,获取了16000户家庭数据。CFPS收集了家庭人口统计特征、收入与支出、保险与保障、资产与负债等各方面的信息。在退休与养老部分,详细询问了家庭成员的退休、养老保险参保和养老金领取等状况;在金融资产与债权债务部分,详细询问了家庭借贷的对象,包括银行、非银行正规金融机构和非正规的民间借贷。同时,提供了个人借贷意愿、借贷经历等信息。以上可靠翔实的数据,为本文研究家庭负债和老年人口的劳动参与之间的关系提供了良好的数据支持。

本文被解释变量是否退休的度量是根据退休与退职模块的调查问题。2010年、2012年和2014年三期的CFPS调查中,退休与退职模块的调查问题与2016年和2018年不一致,没有“是否办理养老金领取手续”的问题,这一问题是否退休变量的重要依据。本文的核心解释变量是否退出劳动是根据CFPS数据中的当前工作状态进行定义,而2010年和2012年的数据中没有当前工作状态这一变量,故无法准确定义个体是否退出劳动参与。因此,本文选取了2016年和2018年两期CFPS的数据作为研究样本,并对原始数据做了以下处理。首先,考虑到我国的退休制度,样本的年龄范围设定为50岁到70岁。其次,由于家庭负债和资产的数据存在缺失和异常的情况,故将缺失值和异常值的样本删除。最后,为了避免因异常值引起的偏差,将连续型家庭负债变量按上下1%的水平进行缩尾处理。经过上述处理,最终得到了9796个观测值。

2.2 变量定义

2.2.1 被解释变量

本文研究家庭负债对老年人口劳动参与的影响,被解释变量为劳动参与。为保证结果的稳健性,采用两种方式定义劳动参与。第一种方式为是否退休。根据2016年中国家庭追踪调查问卷,将已经办理退休手续、已经办理养老金领取手续和问卷中“过去一周您是否至少工作了1个小时?”回答为“否”;进一步地,“您目前没有工作的最主要原因是什么?”回答为“退休或离休”及“年纪大而无法工作(主要指老年农民)”定义为退休,取值为1,否则为0。2018年中国家庭追踪调查问卷中询问退休状态“是否已退休”,已退休取值为1,否则为0。第二种方式为是否退出劳动力市场。根据2016年和2018年中国家庭追踪调查问卷,当前工作状态分为在业、失业和退出劳动力市场。本文将当前工作状态为退出劳动力市场的个体取值为1,否则为0。

2.2.2 解释变量

家庭负债是本文的核心解释变量,包括家庭是否负债和家庭人均负债量。首先是家庭是否负债,若家庭总负债量大于0,则家庭拥有负债,取值为1;否则家庭无负债,取值为0。然

后是家庭人均负债量,本文对问卷中家庭所有的负债加总,得到家庭总负债量,包括银行正规金融机构负债和非正规民间负债。家庭总负债量与家庭规模的比值即为家庭人均负债量。

2.2.3 控制变量

参考已有研究,选取个体特征变量和家庭特征变量。一方面,个体特征变量包括性别、健康状态、受教育程度、婚姻、医疗保险参与和养老保险参与。性别,如果个体为男性取值为 1,否则为 0。婚姻状态,若个体在婚(有配偶)取值为 1,其他情况为 0。健康状态根据个体自评健康水平来定义,具体界定如下:1=非常健康,2=很健康,3=比较健康,4=一般,5=不健康。受教育程度根据个体已完成的最高学历来定义,具体界定如下:1=文盲/半文盲,2=小学,3=初中,4=高中,5=大专,6=大学本科,7=硕士,8=博士。医疗保险参与,若购买医疗保险取值为 1,否则为 0。养老保险参与,若购买养老保险取值为 1,否则为 0。另一方面,家庭特征变量包括家庭规模、家庭人均收入和家庭人均资产。家庭规模,表示家庭成员的数量。在不同程度的家庭人均收入和家庭人均资产,家庭负债对老年人口劳动参与的影响也可能存在不一致的情况,因为收入和资产水平较高的家庭,其偿还债务的能力较强,对老年人口劳动参与的影响可能较小。因此,参考刘子兰等(2019)的做法,本文选取家庭人均收入和家庭人均资产作为家庭层面控制变量。

表 1 给出了样本各变量的描述性统计。从老年人口劳动参与来看,老年人口退休的比例为 11.80%,退出劳动的比例为 18.08%。从家庭负债的角度来看,拥有负债家庭的比例为 35%;家庭人均负债量对数的平均值为 3.29。这说明我国家庭持有负债的比例和负债的水平较高。从老年人口的基本特征来看,老年人口的平均年龄为 56.61 岁,其中男性的比例为 52.57%,女性的比例为 47.43%。老年人口的平均健康水平为比较健康或一般,其均值为 3.32。老年人口医疗保险和养老保险的参与率分别为 94.22%和 75.55%,说明我国基本社会保障的覆盖率较高。老年人口已婚的比例为 92.90%。老年人口的受教育程度的均值为 2.29,介于小学和初中之间,说明我国老年人口的受教育程度较低。从老年人口的家庭特征来看,家庭成员的平均数量为 4.22。家庭人均收入对数和家庭人均资产对数的平均值分别为 9.42 和 10.69。

表 1 变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
退休	9796	0.1180	0.3226	0	1
退出劳动	9796	0.1808	0.3849	0	1
负债	9796	0.3500	0.4770	0	1
家庭人均负债量对数	9796	3.2902	4.5642	0	12.0436
性别	9796	0.5257	0.4994	0	1
健康状态	9796	3.3212	1.2579	1	5
医疗保险参与	9796	0.9422	0.2343	0	1
养老保险参与	9796	0.7555	0.4398	0	1
婚姻	9796	0.9290	0.2569	0	1
受教育水平	9796	2.2931	1.1655	1	7
家庭人均收入对数	9796	9.4268	0.9211	6.9088	11.7353
家庭人均资产对数	9796	10.6942	1.8247	0	14.3865
年龄	9796	56.6092	4.6723	50	70
家庭规模	9796	4.2208	2.1031	1	21

2.3 模型设定

为研究家庭负债对老年人口退休行为的影响,本文借鉴 Butrica and Karamcheva (2020)的研究思路,建立如下的老年人口退休决策的 Probit 离散选择模型:

$$\Pr(\text{Retire}_{i,t} = 1) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 \text{Debt}_{i,t} + \alpha_2 X_{i,t} + \mu_j + \nu_t) \quad (1)$$

式(1)中,下标 i 、 j 和 t 分别表示家庭、省份和时间。 $\text{Retire}_{i,t}$ 表示第 i 个家庭的老年人口在 t 时间是否退休。 $\text{Debt}_{i,t}$ 是本文关注的主要解释变量,为第 i 个家庭 t 时间是否负债和家庭人均负债量。 $X_{i,t}$ 为控制变量,包括个体特征变量和家庭特征变量。个体特征变量选取性别、健康状态、受教育程度、婚姻状况、医疗保险参与和养老保险参与。家庭特征变量选取家庭规模、家庭人均收入和家庭人均资产。 μ_j 和 ν_t 分别代表省份固定效应和年份固定效应。

同时,为了分析家庭负债对老年人口劳动参与的影响,即家庭负债对老年人口退出劳动的影响,本文建立了如下的 Probit 离散选择模型。

$$\Pr(\text{Out_Work}_{i,t} = 1) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 \text{Debt}_{i,t} + \beta_2 X_{i,t} + \mu_j + \nu_t) \quad (2)$$

式(2)中, $\text{Out_Work}_{i,t}$ 表示第 i 个家庭的老年人口在 t 时间是否退出劳动。其他变量含义与模型(1)相同。

2.4 内生性分析

模型(1)和(2)中可能存在内生性问题。其一,存在反向因果关系。如果个体计划有更多的时间参与劳动或者打算延迟退休,个体拥有负债或负债的数额可能更大,因为参与劳动使得个体有更多的收入来偿还负债。因此,个体的劳动参与决策也会对其负债行为产生影响,导致反向因果。其二,存在遗漏变量问题。因为个人偏好、能力水平和环境因素等不可观测的变量,可能既会影响家庭负债水平,也影响老年人口劳动参与,从而产生内生性。例如,家庭面临的风险水平。一方面,家庭的风险偏好对负债行为选择存在正相关关系,即风险偏好水平较高的家庭倾向于持有负债。另一方面,在面临收入风险、失业风险、房价冲击等不确定性时,家庭的风险偏好影响其家庭成员的劳动参与。

为克服以上可能存在的内生性问题,本文使用同一年份同一社区其他家庭的平均负债量和个人对借贷的意愿,作为工具变量进行估计。本文选取同一年份同一社区其他家庭平均负债量和个人对借贷的意愿作为工具变量的依据如下:首先,参考黄彦彦和郭克莎(2021)的研究思路,同一年份同一社区其他家庭平均负债量作为工具变量满足相关性和排他性。一方面,根据经典的群体效应理论,个体的心理和经济行为与其所在群体特征密切相关,因此家庭负债水平会受到朋友和周围环境的影响(Georgarakos et al., 2014)。同时,同一年份同一社区其他家庭的平均负债量还反映了该社区的负债水平和当地的借贷环境。所以,同一年份同一社区其他家庭的平均负债量可能会影响本家庭的负债水平,满足工具变量的相关性。另一方面,同一年份同一社区其他家庭的平均负债量很难直接影响本家庭的老年人口劳动参与,两者不存在直接相关关系,满足工具变量的排他性假设。其次,本文参考 Butrica and Karamcheva(2020)的做法,选取个人对借贷的意愿作为工具变量。Almenberg et al. (2021)研究发现,个人对借贷的意愿与其负债水平有很强的正相关关系。因此,个人对借贷的意愿与本家庭的负债高度相关,该工具变量满足相关性条件。且个人对借贷的意愿并不会直接影响本家庭的老年人口劳动参与,满足排他性条件。

3 实证分析

3.1 基准结果分析

首先,本文分析家庭负债对老年人口退休决策及劳动参与的影响。表 2 和表 3 分别报告了 LPM 和 Probit 模型以及考虑模型(1)和模型(2)内生性 IVprobit 估计结果。

表 2 家庭负债对老年人口退休和劳动参与的影响

变量	LPM				Probit			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	退休	退休	退出劳动	退出劳动	退休	退休	退出劳动	退出劳动
负债	-0.0334*** (0.0065)		-0.0382*** (0.0077)		-0.0329*** (0.0069)		-0.0398*** (0.0080)	
家庭人均负 债量对数		-0.0033*** (0.0007)		-0.0038*** (0.0008)		-0.0032*** (0.0007)		-0.0039*** (0.0008)
性别	-0.0250*** (0.0070)	-0.0250*** (0.0070)	-0.1177*** (0.0081)	-0.1177*** (0.0081)	-0.0259*** (0.0067)	-0.0259*** (0.0067)	-0.1175*** (0.0077)	-0.1175*** (0.0077)
健康状态	0.0152*** (0.0025)	0.0152*** (0.0025)	0.0424*** (0.0030)	0.0423*** (0.0030)	0.0148*** (0.0025)	0.0147*** (0.0025)	0.0435*** (0.0077)	0.0434*** (0.0077)
医疗保险参与	-0.0239 (0.0166)	-0.0242 (0.0166)	-0.0796*** (0.0194)	-0.0801*** (0.0195)	-0.0219* (0.0129)	-0.0223* (0.0129)	-0.0651*** (0.0147)	-0.0656*** (0.0147)
养老保险参与	-0.0351*** (0.0083)	-0.0352*** (0.0084)	-0.0762*** (0.0101)	-0.0763*** (0.0101)	-0.0281*** (0.0072)	-0.0283*** (0.0072)	-0.0676*** (0.0086)	-0.0677*** (0.0086)
婚姻	-0.0169 (0.0139)	-0.0165 (0.0139)	-0.1214*** (0.0170)	-0.1209*** (0.0170)	-0.0139 (0.0115)	-0.0135 (0.0115)	-0.0996*** (0.0127)	-0.0996*** (0.0127)
受教育水平	-0.0184*** (0.0031)	-0.0183*** (0.0031)	-0.0028 (0.0036)	-0.0027 (0.0036)	-0.0193*** (0.0032)	-0.0192*** (0.0032)	-0.0023 (0.0036)	-0.0023 (0.0036)
家庭人均 收入对数	0.0015 (0.0041)	0.0019 (0.0041)	0.0111** (0.0051)	0.0116** (0.0051)	0.0014 (0.0041)	0.0018 (0.0041)	0.0117** (0.0050)	0.0122** (0.0050)
家庭人均资 产对数	0.0085*** (0.0022)	0.0087*** (0.0022)	0.0110*** (0.0029)	0.0112*** (0.0029)	0.0081*** (0.0023)	0.0083*** (0.0023)	0.0112*** (0.0029)	0.0114*** (0.0029)
家庭规模	-0.0006 (0.0017)	-0.0008 (0.0016)	0.0046** (0.0020)	0.0044** (0.0020)	-0.0009 (0.0017)	-0.0011 (0.0017)	0.0046** (0.0019)	0.0044** (0.0019)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
(Pseudo) R^2	0.0721	0.0719	0.1068	0.1066	0.0924	0.0920	0.1153	0.1153
样本量	9796	9796	9796	9796	9796	9796	9796	9796

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著,括号内为稳健标准误。

表 2 呈现了家庭负债对老年人口劳动参与影响的基准估计结果。表 2 第(1)至第(4)列是使用 LPM 估计得到的结果。结果显示,在控制个体特征、家庭特征以及省份和年份固定效应后,家庭负债的回归系数为-0.0334 和-0.0382,家庭人均负债量的回归系数为-0.0033 和-0.0038,均在 1%的水平上显著为负。表 2 第(5)至第(8)列是采用 Probit

方法的估计结果。结果表明,与没有负债的老年人口相比,持有负债的老年人口退休的概率显著降低3.29%,退出劳动的概率显著下降3.98%。家庭人均负债量每增加一个单位,老年人口的退休概率降低0.32%,退出劳动的概率下降0.39%。以上分析说明,家庭负债显著降低了老年人口退休和退出劳动的概率。

由于反向因果和遗漏变量,可能会对上述的估计结果造成内生性偏误。表3汇报了同一年份同一社区其他家庭的平均负债量和个人对借贷的意愿作为工具变量的估计结果。为保证所选工具变量的外生性,本文进行了过度识别检验。第(3)至第(6)列底部的过度识别检验结果显示,模型中的 p 值均大于10%,表明无法拒绝所有工具变量是外生的原假设,在统计上确保了工具变量满足外生性假设。Panel A部分是同一年份同一社区其他家庭的平均负债量作为工具变量的估计结果。第(3)至第(6)列底部结果显示,Wald检验在5%统计水平上拒绝了负债和家庭人均负债量为外生变量的原假设。第(1)列和第(2)列结果表明,同一年份同一社区其他家庭的平均负债量与负债和家庭人均负债量在1%的统计水平上显著正相关,满足工具变量的相关性, F 值都大于10%偏误水平下的临界值16.83,故不存在弱工具变量问题,因此选取的工具变量是合适的。第(3)列到第(6)列的工具变量估计结果显示,负债和家庭人均负债量对退休和退出劳动的边际效应在1%统计水平上显著为负,说明家庭负债提高了老年人口劳动参与的概率。

表3 家庭负债对老年人口退休和劳动参与的影响(工具变量法)

Panel A: 同一年份同一社区其他家庭平均负债量对数作为工具变量						
变量	(1) 负债	(2) 家庭人均负 债量对数	(3) 退休	(4) 退休	(5) 退出劳动	(6) 退出劳动
负债			-0.1350*** (0.0483)		-0.1641*** (0.0505)	
家庭人均负债量 对数				-0.0138*** (0.0049)		-0.0169*** (0.0052)
同一社区其他家庭 平均负债量	0.0584*** (0.0035)	0.5674*** (0.0341)				
控制变量	控制	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	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
(Pseudo) R^2	0.0714	0.0667				
一阶段 F 值			23.95	21.79	23.95	21.79
Wald F-statistic			5.27** (0.0217)	5.40** (0.0201)	6.43** (0.0112)	6.51** (0.0107)
样本量	9754	9754	9754	9754	9754	9754
Panel B: 个人对借贷的意愿作为工具变量						
负债			-0.1393*** (0.0418)		-0.2278*** (0.0431)	
家庭人均负债量 对数				-0.0144*** (0.0043)		-0.0236*** (0.0045)

续表

Panel B:个人对借贷的意愿作为工具变量						
变量	(1) 负债	(2) 家庭人均负 债量对数	(3) 退休	(4) 退休	(5) 退出劳动	(6) 退出劳动
个人对借贷的意愿	0.2290*** (0.0109)	2.2104*** (0.1024)				
控制变量	控制	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	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
(Pseudo) R^2	0.0714	0.0662				
一阶段 F 值			30.38	29.45	30.38	29.45
Wald F-statistic			7.59*** (0.0059)	7.85*** (0.0051)	19.43*** (0.0000)	19.78*** (0.0000)
样本量	9796	9796	9796	9796	9796	9796
过度识别检验 (p-value)			0.788 (0.3748)	0.695 (0.4043)	0.024 (0.8757)	0.051 (0.8213)

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著,括号内为稳健标准误。

同样,Panel B 部分是个人对借贷的意愿作为工具变量的估计结果。估计结果与 Panel A 类似,进一步说明负债和家庭人均负债量显著降低老年人口退休和退出劳动参与的概率。从以上结果可知,在考虑内生性以后,家庭负债显著提高了老年人口参与劳动力市场的概率。

3.2 稳健性检验

首先,更换核心解释变量的测度指标。借鉴黄彦彦和郭克莎(2021)和刘淑娜和柳清瑞(2022)的研究思路,本文使用家庭住房杠杆率(家庭房屋贷款与家庭总负债的比值)和债务收入比(家庭人均负债与家庭人均收入的比值)作为家庭负债的测度指标。相比于负债和家庭人均负债,家庭住房杠杆率和债务收入比可以反映家庭总体债务水平和偿债压力。其次,改变研究样本。为避免样本选择偏差对估计结果产生影响,本文通过改变样本研究范围、划分不同借贷类型以及缩尾处理进行稳健性检验。一是,将年龄范围设定在60~70岁。二是,研究不同借贷渠道的负债对老年人口退休和退出劳动的影响,将家庭负债分为银行负债和民间负债。三是,为了排除家庭负债量异常值的影响,将家庭人均负债量上下5%水平上缩尾后进行回归。最后,替换估计方法。考虑到不同估计方法可能对基准估计结果造成偏差,本文进一步使用Logit模型和处理效应模型进行稳健性检验。本文先使用Logit模型进行稳健性检验。同时,本文虽然控制年份、省份固定效应和工具变量法解决反向因果和遗漏变量等内生性问题,但老年人口可能受财富效应和遗赠动机的影响,老年人口主动延迟退休或增加劳动供给以增加家庭财富的积累,此时老年人口可能有更长时间的劳动来清偿债务,故模型可能存在自选择问题。本文借鉴尹志超等(2020)的研究思路,使用处理效应模型两步法缓解自选择问题导致的偏误。以上稳健性检验结果均表明家庭负债的增加显著负向影响老年人口退休和退出劳动参与^①。

① 限于篇幅,结果留存备索。

4 机制分析

4.1 “信贷约束”机制

基准回归结果表明,家庭负债显著提高老年人口劳动参与的概率。接下来,本文从信贷约束视角,分析家庭负债影响老年人口劳动参与的原因。一方面是拥有负债和家庭负债程度的上升使居民家庭易于陷入信贷约束。国际上将信贷约束定义为信贷需求主体因信息不对称等原因限制,无法以低成本获得所需要的信贷资金,即自身信贷需求无法得到满足。本文参考 Guiso et al. (1996)的定义方式,根据中国家庭追踪调查问卷,针对借款被拒经历,询问了“您家借钱金额较大时(例如用于买房、经营周转等),有没有被拒绝的经历?”选项为:“1. 有;5. 没有;7./9. 不适用(没借过大笔钱)”。本文将有借贷被拒经历的家庭界定为受信贷约束家庭,赋值为 1,否则为 0。表 4 第(1)列和第(2)列估计结果显示,拥有负债和家庭人均负债量的边际系数均在 1%的统计水平上显著为正,表明负债显著提高家庭面临信贷约束的概率。当家庭负债水平增加,个体面临的负债风险也随之上升,银行等正规金融机构为控制借贷风险,家庭陷入信贷约束困境的概率增加。另一方面,基于生命周期理论,个体为实现其效用最大化,可以向资本市场借贷来提前预支未来收入来平滑消费。因此,当个体因负债而面临信贷约束,且无法通过信贷市场获得所需的信贷资金时,需要增加劳动参与以提高收入水平来应对(Worswick,1999)。以上分析证实了研究假说 2。

4.2 “流动性约束”机制

接下来,本部分重点从流动性约束视角,探讨家庭负债影响老年人口劳动参与的原因。为检验负债是否显著提高了家庭流动性约束的概率,本文借鉴 Hayashi(1985)的定义方式,将流动性约束界定为家庭财富是否低于两个月家庭收入来表示。家庭财富为家庭资产与家庭负债的差额。如果家庭财富低于两个月家庭收入,存在流动性约束,赋值为 1,否则为 0。表 4 第(3)列结果显示,拥有负债的边际系数在 1%的统计水平上显著为正,表明负债显著提高了家庭陷入流动性约束的概率。第(4)列的估计结果证实,家庭负债增加导致家庭面临更为严重的流动性约束。家庭负债的增加导致偿债压力加剧,家庭面临流动性约束的概率增加。此外,当流动性约束导致家庭消费水平下降时,为降低流动性约束对消费的负面影响,老年人口倾向于增加劳动供给(Yue et al.,2023)。综上,负债显著增加家庭流动性约束的概率,进而影响老年人口劳动参与,证实了研究假说 3。

表 4 机制分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	信贷约束	信贷约束	流动性约束	流动性约束
负债	0.1565 ***		0.1020 ***	
	(0.0079)		(0.0069)	

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	信贷约束	信贷约束	流动性约束	流动性约束
家庭人均负债量对数		0.0165 *** (0.0008)		0.0136 *** (0.0013)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
Pseudo R ²	0.0677	0.0686	0.4233	0.4880
样本量	9796	9796	9796	9796

注：***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著，括号内为稳健标准误。

5 异质性分析

家庭负债和老年人口劳动参与受其自身的微观特征和家庭特征的影响。本文按照老年人口的受教育程度和健康状态,进一步分析家庭负债对老年人口劳动参与的影响。同时,分析在不同家庭住房财富和不同子女收入条件下,负债对老年人口劳动参与的影响。

首先,受教育程度是人力资本重要的影响因素,受教育程度越高的个体,收入往往相对较高。所以,受教育程度较高的老年人口具有一定的经济基础,能够为自己退休生活提供充足的物质保障,其留在劳动力市场的概率更小(李琴和彭浩然,2015)。其次,与健康状态较好的老年人口相比,健康状况较差的老年人口的劳动生产率较低,生产效率低意味着其收入水平不高,导致老年人口更愿意用休闲代替劳动,退出劳动力市场(Capatina, 2015)。然后,近年来我国房价总体上呈上升趋势,家庭为购置房产而负债。债务的上升,尤其是住房抵押贷款的增加,促使家庭提供更多的劳动参与(Atalay et al., 2015)。最后,老年人口劳动决策不仅受家庭资源禀赋影响,还与代际支持密切相关。彭青云和朱晓(2017)研究发现,老年人口参与劳动获得经济报酬的主要原因是为缓解子代的经济压力,并非实现自我价值。家庭内部成员的福利密切联系,而家庭内的子代对家庭经济支持会降低老年人口劳动参与。

第一,受教育程度差异的影响。本文将受教育程度为高中及以上划分为高学历组,初中及以下划分为低学历组。表 5 中 Panel A 部分是家庭负债对不同教育程度老年人口劳动参与的估计结果。第(1)列和第(2)列估计结果表明,家庭负债对教育程度低的老年人口退休在 1% 的统计水平上显著为负。第(3)列和第(4)列结果表明,家庭负债显著降低了教育水平较低的老年人口退出劳动的概率,即负债促进低教育水平的老年人口参与劳动。第(5)列至第(8)列结果显示,与受教育水平较低的老年人口相比,家庭负债对受教育水平高的老年人口劳动参与影响的显著性下降。以上结果表明,相比于教育程度高的老年人口,家庭负债显著提高教育程度较低的老年人口劳动参与的概率。

第二,健康状态差异的影响。本文根据 CFPS 问卷调查中的问题“你认为自己身体的健康状况如何?”,将回答自身健康的状态为不健康划分为低健康水平组,其余为高健康水平组。表 5 中 Panel B 是家庭负债对不同健康状态的老年人口劳动参与的估计结果。第(1)列和第(2)列的估计结果显示,负债对健康状态不佳的老年人口退休行为的负向影响显著性下降。第(3)列和第(4)列结果发现,负债对健康状态较差的老年人口劳动参与无

表 5 人力资本和住房财富对老年人口劳动参与的异质性分析

Panel A: 受教育水平对老年人口退休和退出劳动的影响							
变量	低学历组			高学历组			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7) (8)
退休		退休	退出劳动	退出劳动	退休	退休	退出劳动
退出劳动			退出劳动				
负债	-0.0386*** (0.0076)		-0.0403*** (0.0087)		-0.0052 (0.0175)		-0.0366* (0.0192)
家庭人均负债量对数		-0.0039*** (0.0008)		-0.0039*** (0.0009)		-0.0003 (0.0017)	-0.0038** (0.0019)
控制变量	控制	控制	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	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Pseudo R ²	0.0885	0.0882	0.1125	0.1121	0.1700	0.1699	0.1792
样本量	8269	8269	8269	8269	1369	1369	1514

Panel B: 健康状况划分对老年人口退休和退出劳动的影响							
变量	低健康水平组			高健康水平组			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7) (8)
退休		退休	退出劳动	退出劳动	退休	退休	退出劳动
退出劳动			退出劳动				
负债	-0.0338** (0.0147)		0.0045 (0.0190)		-0.0327*** (0.0078)		-0.0546*** (0.0088)
家庭人均负债量对数		-0.0028* (0.0016)		0.0003 (0.0020)		-0.0034*** (0.0008)	-0.0052*** (0.0009)
控制变量	控制	控制	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	控制	控制

续表

Panel B: 健康状况划分对老年人口退休和退出劳动的影响								
变量	低健康水平组			高健康水平组				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
退休		退休	退出劳动	退出劳动	退休	退休	退出劳动	退出劳动
控制		控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应								
Pseudo R ²	0.1143	0.1133	0.0840	0.0839	0.0924	0.0923	0.1137	0.1129
样本量	2315	2315	2309	2309	7452	7452	7481	7481
Panel C: 家庭住房财富划分对老年人口退休和退出劳动的影响								
变量	低住房财富组			高住房财富组				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
退休		退休	退出劳动	退出劳动	退休	退休	退出劳动	退出劳动
控制								
负债	-0.0309 (0.0394)		-0.0087 (0.0442)		-0.0330*** (0.0070)		-0.0384*** (0.0080)	
家庭人均负债量对数		-0.0042 (0.0042)		-0.0008 (0.0047)		-0.0032*** (0.0007)		-0.0039*** (0.0008)
控制变量	控制	控制	控制	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	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Pseudo R ²	0.1353	0.1360	0.2190	0.2190	0.0953	0.0949	0.1191	0.1190
样本量	471	471	530	530	9264	9264	9264	9264

注：***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著，括号内为稳健标准误。

明显影响。高健康水平组的结果表明,家庭负债在1%统计水平上提高了健康状态较好的老年人口劳动参与的概率。以上分析说明,在面临家庭负债水平上升时,身体状况越好的老年人口参与劳动的概率越大。

第三,家庭住房财富差异的影响。拥有一套及以上住房的家庭的老年人口划分为高住房财富组,余下无住房家庭为低住房财富组,以考察家庭负债对不同家庭住房拥有情况的老年人口退休和劳动参与的影响。表5中Panel C是负债对家庭住房财富不同的老年人口劳动参与的估计结果。结果表明,家庭负债在1%的统计水平上显著降低高住房财富组老年人口退休和退出劳动的概率。负债和家庭人均负债水平对低住房财富组的老年人口退休和劳动参与均无明显影响。结果表明,相较于低住房财富组,家庭负债会显著促进拥有住房家庭的老年人口增加劳动参与。对于拥有住房的家庭,家庭的住房贷款可能越高,而住房贷款会显著促进家庭的劳动参与。同时,中国老年人口的遗赠动机显著减弱住房财富对劳动参与的抑制作用。

第四,子女收入差异的影响。本文使用家庭关系库匹配老年人口与其子女,但由于CFPS个人收入部分仅统计工资性收入,务农和经商的收入没有纳入统计范围,所以仅分析已统计个人收入部分的样本。本文将子女收入最低25%的样本划分为低子女收入组,最高25%划分为高子女收入组,中间部分则划分为中子女收入组。表6是家庭负债对不同子女收入的老年人口劳动参与的影响。结果表明,家庭负债对低子女收入组和中子女收入组的老年人口退休和退出劳动参与具有负向影响,且均在1%统计水平上显著,而对高子女收入组的老年人口退休和退出劳动无显著影响。子女的收入水平较高为家庭债务清偿提供有力的保证,缓解家庭的流动性约束。因此,家庭负债对子女收入水平较高的老年人口劳动参与影响较小。

表6 子女收入对老年人口劳动参与的异质性分析

Panel A: 低子女收入组				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	退休	退休	退出劳动	退出劳动
负债	-0.0910 *** (0.0274)		-0.0916 *** (0.0284)	
家庭人均负债量对数		-0.0097 *** (0.0030)		-0.0100 *** (0.0030)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
Pseudo R ²	0.1196	0.1196	0.1622	0.1630
样本量	689	689	737	737
Panel B: 中子女收入组				
负债	-0.0547 *** (0.0165)		-0.0793 *** (0.0207)	
家庭人均负债量对数		-0.0057 *** (0.0017)		-0.0087 *** (0.0022)

续表

Panel B: 中子女收入组				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	退休	退休	退出劳动	退出劳动
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
Pseudo R^2	0.1531	0.1530	0.1426	0.1435
样本量	1457	1457	1472	1472
Panel C: 高子女收入组				
负债	-0.0214 (0.0288)		-0.0424 (0.0302)	
家庭人均负债量对数		-0.0025 (0.0028)		-0.0043 (0.0029)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
Pseudo R^2	0.1038	0.1043	0.1813	0.1815
样本量	582	582	740	740

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著，括号内为稳健标准误。

6 结论与建议

本文基于2016年和2018年中国家庭追踪调查(CFPS)数据,实证研究了家庭负债对老年人口退休和劳动参与的影响及其机制。为避免内生性问题,本文使用同一年份同一社区其他家庭的平均负债水平和个人对借贷的意愿作为工具变量进行估计。本文的研究结果表明,家庭负债在1%的统计水平上降低老年人口退休概率和提高其劳动参与概率。变更样本、改变家庭负债的度量指标和替换估计方法以后,估计结果依然稳健。进一步研究发现,为缓解家庭负债引发的信贷约束和流动性约束,老年人口倾向于延迟退休,增加劳动参与。个体特征异质性分析显示,老年人口的受教育程度和健康状态显著影响家庭负债对个体劳动参与的选择。家庭特征异质性分析显示,家庭负债对持有住房家庭和子女收入较低的老年人口的影响更突出。

本文的研究结论对相关部门未来制定老年人口就业政策具有一定的参考价值。我国老龄化程度不断加深,鼓励和支持老年人口参与劳动对我国的经济的发展至关重要。但是我们既要鼓励身体素质条件良好和受教育程度较高的老年群体留在劳动力市场,也要避免因家庭负债问题而非自愿地留在劳动力市场。结合研究结论,本文提出如下政策建议:

第一,在面临家庭债务偿还的压力下,老年人口因信贷约束而选择留在劳动力市场,因此相关部门应当提高家庭的信贷可得性,降低家庭偿债压力和违约风险。第二,为缓解负债家庭老年人口受到流动性约束的影响,应提高家庭的金融知识水平。家庭的金融知识水平提升能够帮助家庭正确理财,避免过度消费,还能帮助家庭正确处理负债,避免违约。因此,相关部门要提高家庭的金融知识水平,引导居民树立正确合理的负债观念,做

好家庭债务管理,尤其是受教育水平较低和拥有较高比例住房贷款的家庭。第三,随着我国医疗卫生水平的提升和居民平均预期寿命的延长,部分达到退休年龄的老年人口仍有精力和意愿继续参与劳动。我们应充分尊重并鼓励有就业意愿的老年人口积极参与社会经济建设,不仅满足老年人口的需求,还是补充劳动力资源、缓解财政养老压力的有效措施。因此,相关部门应积极开展多样化个性化就业培训,增加老年人口再就业渠道等措施,不断完善老年人口就业配套。另外,还要完善相关法律,切实保障老年劳动人口的合法权益。

参考文献

- 黄彦彦,郭克莎. 2021. 家庭负债与恩格尔系数分化——来自中国家庭追踪调查(CFPS)的证据[J]. 经济学动态, (11): 43-57.
- Huang Y Y, Guo K S. 2021. Household debt and differences in the Engel coefficients—Evidence from China Family Panel Studies[J]. *Economic Perspectives*, (11): 43-57. (in Chinese)
- 雷钦礼. 2009. 财富积累、习惯、偏好改变、不确定性与家庭消费决策[J]. 经济学(季刊), 8(3): 1029-1046.
- Lei Q L. 2009. Wealth accumulation, habits, preference changes, uncertainty and consumption decisions[J]. *China Economic Quarterly*, 8(3): 1029-1046. (in Chinese)
- 李琴,彭浩然. 2015. 谁更愿意延迟退休?——中国城镇中老年人延迟退休意愿的影响因素分析[J]. 公共管理学报, 12(2): 119-128, 158.
- Li Q, Peng H Y. 2015. Who prefer to postpone retirement? —An analysis on the determinants of delay retirement of the urban Middle-Elderly in China[J]. *Journal of Public Management*, 12(2): 119-128, 158. (in Chinese)
- 刘淑娜,柳清瑞. 2022. 家庭杠杆率的老年健康效应及传导机制研究[J]. 人口与发展, 28(3): 99-113.
- Liu S N, Liu Q R. 2022. Research on the effect and mechanism of household leverage ratio on the elderly health [J]. *Population and Development*, 28(3): 99-113. (in Chinese)
- 刘子兰,郑茜文,周成. 2019. 养老保险对劳动供给和退休决策的影响[J]. 经济研究, 54(6): 151-167.
- Liu Z L, Zheng Q W, Zhou C. 2019. Impact of the basic pension program on labor supply and retirement decisions: An empirical analysis based on the China Health and Retirement Longitudinal Study[J]. *Economic Research Journal*, 54(6): 151-167. (in Chinese)
- 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[J]. 人口与发展, 23(3): 68-75, 105.
- Peng Q Y, Zhu X. 2017. Analysis on the household factors of the urban elderly participating in economic activities [J]. *Population & Development*, 23(3): 68-75, 105. (in Chinese)
- 汪伟,崔亚东. 2022. 流动性约束与农民工劳动供给——兼论农民工过度劳动现象[J]. 财经研究, 48(12): 121-135.
- Wang W, Cui Y D. 2022. Liquidity constraints and migrant workers' labor supply: Also on migrant workers' overwork phenomenon[J]. *Journal of Finance and Economics*, 48(12): 121-135. (in Chinese)
- 叶菁菁,吴燕,陈方豪,等. 2017. 个人所得税减免会增加劳动供给吗?——来自准自然实验的证据[J]. 管理世界, (12): 20-32.
- Ye J J, Wu Y, Chen F H, et al. 2017. Will individual income tax cut increase labor supply? [J]. *Journal of Management World*, (12): 20-32. (in Chinese)
- 尹志超,刘秦星,张诚. 2020. 农村劳动力流动对家庭储蓄率的影响[J]. 中国工业经济, (1): 24-42.
- Yin Z C, Liu T X, Zhang C. 2020. The influence of rural labor migration on household saving rate[J]. *China Industrial Economics*, (1): 24-42. (in Chinese)
- 余家林,杨梦俊,付明卫. 2022. 中国劳动参与率为何下降?——基于财富效应的视角[J]. 财经研究, 48(6): 94-108.
- Yu J L, Yang M J, Fu M W. 2022. Why does China's labor participation rate fall? Based on the perspective of

- wealth[J]. *Journal of Finance and Economics*, 48(6): 94-108. (in Chinese)
- Almenberg J, Lusardi A, S  ve-S  derbergh J, et al. 2021. Attitudes towards debt and debt behavior[J]. *The Scandinavian Journal of Economics*, 123(3): 780-809.
- Atalay K, Barrett G, Edwards R. 2015. House prices, mortgage debt and labour supply: Evidence from Australian households[R]. AHURI Positioning Paper No. 167, Melbourne, Australia: Australian Housing and Urban Research Institute Limited.
- Begley J, Chan S. 2018. The effect of housing wealth shocks on work and retirement decisions[J]. *Regional Science and Urban Economics*, 73: 180-195.
- Bottazzi R, Jappelli T, Padula M. 2006. Retirement expectations, pension reforms, and their impact on private wealth accumulation[J]. *Journal of Public Economics*, 90(12): 2187-2212.
- Bottazzi R, Low H, Wakefield M. 2007. Why do home owners work longer hours? [R]. IFS Working Papers: Institute for Fiscal Studies.
- Bunn P, Chadha J, Lazarowicz T, et al. 2021. Household debt and labour supply[R]. Staff Working Paper No. 941. Bank of England.
- Butrica B A, Karamcheva N S. 2013. Does household debt influence the labor supply and benefit claiming decisions of older Americans? [R]. Boston College Center for Retirement Research Working Paper No. 2013-22, Chestnut Hill: Center for Retirement Research at Boston College.
- Butrica B A, Karamcheva N S. 2018. In debt and approaching retirement: Claim social security or work longer? [J]. *AEA Papers and Proceedings*, 108: 401-406.
- Butrica B A, Karamcheva N S. 2020. Is rising household debt affecting retirement decisions[R]. IZA Discussion Papers, No. 13182, Bonn: Institute of Labor Economics.
- Capatina E. 2015. Life-cycle effects of health risk[J]. *Journal of Monetary Economics*, 74: 67-88.
- Debelle G. 2004. Macroeconomic implications of rising household debt[R]. BIS Working Paper No. 153, Basel: Bank for International Settlements.
- Del Boca D, Lusardi A. 2003. Credit market constraints and labor market decisions[J]. *Labour Economics*, 10(6): 681-703.
- Dwyer D S, Mitchell O S. 1999. Health problems as determinants of retirement: Are self-rated measures endogenous? [J]. *Journal of Health Economics*, 18(2): 173-193.
- Fink G, Jack K, Masiye F. 2014. Seasonal credit constraints and agricultural labor supply: Evidence from Zambia[R]. NBER Working Paper No. 20218.
- Fortin N M. 1995. Allocation Inflexibilities, female labor supply, and housing assets accumulation: Are women working to pay the mortgage? [J]. *Journal of Labor Economics*, 13(3): 524-557.
- French E. 2005. The effects of health, wealth, and wages on labour supply and retirement behaviour[J]. *The Review of Economic Studies*, 72(2): 395-427.
- Georgarakos D, Haliassos M, Pasini G. 2014. Household debt and social interactions[J]. *The Review of Financial Studies*, 27(5): 1404-1433.
- Gruber J, Wise D. 1997. Social security programs and retirement[R]. NBER Working Papers No. 6134.
- Guiso L, Jappelli T, Terlizzese D. 1996. Income risk, borrowing constraints, and portfolio choice[J]. *The American Economic Review*, 86(1): 158-172.
- Gustman A L, Steinmeier T L. 2000. Retirement in dual-career families: A structural model[J]. *Journal of Labor Economics*, 18(3): 503-545.
- Hayashi F. 1985. The effect of liquidity constraints on consumption: A cross-sectional analysis[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 100(1): 183-206.
- Kumar A, Liang C Y. 2018. Labor market effects of credit constraints: Evidence from a natural experiment[R].

- Federal Reserve Bank of Dallas Research Department Working Papers 1810.
- Lusardi A, Mitchell O S. 2016. Older women's labor market attachment, retirement planning, and household debt [R]. University of Chicago Press.
- Mann A. 2011. The effect of late-life debt use on retirement decisions[J]. *Social Science Research*, 40(6): 1623-1637.
- Murphy R G. 1998. Household debt and consumer spending[J]. *Business Economics*, 33(3): 38-42.
- Ong R, Wood G A, Cigdem M. 2022. Housing wealth, mortgages and Australians' labour force participation in later life[J]. *Urban Studies*, 59(4): 810-833.
- Rossi M, Trucchi S. 2016. Liquidity constraints and labor supply[J]. *European Economic Review*, 87: 176-193.
- Shimizutani S. 2011. A new anatomy of the retirement process in Japan[J]. *Japan and the World Economy*, 23(3): 141-152.
- Worswick C. 1999. Credit constraints and the labour supply of immigrant families in Canada[J]. *The Canadian Journal of Economics*, 32(1): 152-170.
- Yue P P, Korkmaz A G, Yin Z C, et al. 2023. Liquidity constraints and family labor participation[J]. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 28(1): 53-74.
- Zamarro G. 2020. Family labor participation and child care decisions: The role of grannies[J]. *SERIEs*, 11(3): 287-312.
- Zhang J, Zhang J S. 2009. Longevity, retirement, and capital accumulation in a recursive model with an application to mandatory retirement[J]. *Macroeconomic Dynamics*, 13(3): 327-348.

How Does Household Debt Affect the Labor Participation of the Elderly Population

Cheng Zhang¹ Xiaohong Ling¹ Xiyan Weng²

- (1. School of Business, Shantou University;
2. Institute for Economic and Social Research, Jinan University)

Abstract Against the backdrop of deepening population aging and rapidly increasing debt in the residential sector, this article uses data from the China Family Panel Studies (CFPS) to explore the impact of household debt on labor participation of the elderly population. The empirical analysis results indicate that household debt has a negative effect on the retirement of the elderly population, and a positive effect on the labor participation of the elderly population. The mechanism analysis results indicate that alleviate the credit and liquidity constraints caused by household debt, elderly households tend to increase labor supply and delay retirement. In addition, heterogeneity analysis results indicate that household debt is more sensitive to the impact of labor participation decision-making on the elderly population with lower education levels, physical health, housing ownership and children's income level. This study provides a new perspective for understanding the labor participation decision-making, and delayed retirement of the elderly population, and provides useful reference for relevant departments to formulate employment policies for the elderly population.

JEL Classification D10, D19