

数字金融能力与反贫困

罗煜¹ 曾恋云²

(¹中国人民大学财政金融学院, 北京 100872; ²中国人民大学财政金融学院, 中国普惠金融研究院, 北京 100872)

摘要: 本文研究数字金融能力与降低相对贫困之间的关系。我们采用中国家庭金融调查数据, 首先研究了家庭数字能力和金融能力的反贫困作用及其交互效应。结果表明, 在处理内生性问题的前提下, 数字能力和金融能力均显著地减少相对贫困发生概率; 交互效应显示, 在相对贫困样本分布越多的能力水平上, 数字能力和金融能力减贫的概率越大。在此基础上, 本文首次定义了整合数字能力和金融能力的“数字金融能力”, 进一步检验了数字金融能力的反贫困效应和作用渠道。提升数字金融能力会显著减少相对贫困发生概率, 并且对弱势群体的减贫效应更大, 主要作用渠道为通过提升家庭的交易效率、优化投资组合、增加创收渠道来提升消费意愿和消费信心、增加收入、建立资产, 最终减少相对贫困的发生概率。本文揭示出提升相对贫困群体的数字金融能力可作为有效的反贫困措施。

关键词: 数字能力 金融能力 数字金融能力 相对贫困

一、引言

当前, 我国的扶贫工作已进入攻坚阶段。在即将消除绝对贫困的背景下, 随着我国城镇化率不断提升, 相当一部分进入城市的边缘群体面临着更高的生活成本和更高的相对剥夺感(单德明, 2019), 相对贫困日渐为我国反贫困问题新的研究重点。2019年诺贝尔经济学奖授予了三位在医疗卫生、教育等领域采用实验研究方法探索有效反(绝对)贫困措施的经济学家。这说明从微观举措角度对反贫困问题进行研究的方法已经得到了充分认可。事实上, 还有一批经济学家更加关注金融素养、金融能力以及金融体系的包容性等对贫困的影响(如Morduch, 1999; Demirgüç-Kunt et al., 2008; Lusardi & Mitchell, 2011)。近年来, 金融服务的数字化为提升金融体系的包容性带来了实质性的改变。这意味着从前受到主流金融体系排斥的弱势群体可能以极低的成本获取数字化服务和低门槛的投融资机会。数字经济和普惠金融发展为弱势群体改善相对贫困状况提供了机遇。然而, 弱势群体是否能享用这些服务在很大程度上却取决于他们是否具备相应能力。只有具备了数字能力和金融能力, 在面对这些新事物时, 才能去识别、使用对自己有利的产品和服务。因此, 我们需要从微观层面关注提升数字能力和金融能力为贫困人口带来的福利改变。

在数字金融发展浪潮中，人们的数字能力和金融能力正处在深度交融的过程，开始在某些情形中出现不可分性，例如有效使用数字金融服务的能力。数字能力和金融能力对家庭福祉的影响很可能存在显著的交互效应。尤其是，拥有更高数字能力的家庭可能凭借更便捷的数字渠道而提升金融能力。学术界已经注意到了这种变化趋势，在2019年召开的T20会议中，Morgan et al. (2019)提出了在数字时代提升数字金融素养的必要性，并号召G20国家对数字金融素养进行标准化定义，开发度量工具，并探索提升针对弱势群体数字金融素养的策略和项目。既有文献对数字能力和金融能力的交互关系，以及这种交互效应给家庭抗击贫困、缩小贫富差距带来的影响还鲜有涉及。本文在既有文献基础上，整合数字能力和金融能力概念，首次提出“数字金融能力”概念并进行定义，采用中国家庭金融调查数据，实证研究数字金融能力的反贫困效应及作用渠道。

本文可从如下三个方面对已有文献形成补充。第一，首次尝试同时分析数字能力和金融能力对家庭相对贫困的影响，以及两种能力的交互效应，探索其对缩小贫富差距的启示。第二，首次定义和衡量了家庭的数字金融能力，并较为详细地检验了数字金融能力的反贫困作用和中介渠道。第三，在稳健性检验中，创新地采用高斯连接函数方法、从统计技术上处理了模型的内生性问题。本文还进一步检验了数字金融能力对相对贫困深度的影响、中介渠道和在不同弱势群体中的作用。总体而言，在我国即将消除绝对贫困、尚需减少相对贫困的背景下，本文为理解数字金融能力的反贫困效应提出了新的概念、探索了新的视角和方法，可以为未来相关学术研究和政策制定提供参考。

本文其余部分安排如下：第二部分从数字能力、金融能力与反贫困的关系，以及认识数字金融能力的重要性三个方面进行文献综述；第三部分介绍数据和变量；第四部分是研究假设和模型过程；第五部分呈现了实证结果和相应的讨论；第六部分是结论与启示。

二、文献综述

（一）数字能力与反贫困

数字技术并非新鲜事物，从20世纪七八年代微型计算机的出现就开始改变普通人的生活。然而，近年来国际组织和学者特别指出要关注数字素养和数字金融素养（Lyons et al., 2019; Morgan et al., 2019）。这是因为最开始拥有微型计算机、手机、智能数字设备的通常是相对富有的群体，智能数字设备的成本不断下降，越来越有可能走入贫困人口的生活。数字服务愈加丰富甚至智能化，越来越有可能成为实现社会发展和公平的助推器。然而，贫困人口却很可能没有做好准备去拥抱这样的机会。

数字素养的概念早在二三十年前就开始得到关注。Gilster（1997）最早提出了数字素养的概念，其将数字素养较为宽泛地界定为数字时代的读写能力。Martin（2006）进一步探讨了数字素养包含的维度，包括使用数字技术的意识、态度、合理使用技术的能力，以及实现创造性的社会行为并对此过程进行反思的

功能。可以看出, Martin(2006)讨论的范畴已不再局限于读写的层面, 不仅仅是一定技术背景下内在具备的知识水平, 还包含了与外在环境的合理互动, 并实现一定的功能。借鉴 Sen (1990) 的“可行能力方法”(Capability Approach), 结合数字技术在我国的发展和应用实践, 本文将“数字能力”视为使用数字技术做出和实现个人或家庭社会经济决策的可选能力集合, 其与数字素养相区别的关键在于行为或实现环节。关于数字能力与贫困的关系已有文献主要从如下两个方面提供了相关证据:

一是数字鸿沟与贫困紧密相关。罗廷锦和茶洪旺(2018)研究发现数字鸿沟与贫困呈现出显著的正相关关系。周向红(2016)指出数字能力贫困是数字贫困的根源, 而数字贫困可能与社会排斥、失业和生存困难等社会问题相关联。进一步地, 从数字技术的应用和地理集聚特征来看, 马太效应可能导致贫富差距的加大, 无法使用数字服务的弱势群体可能会丧失为自己争取权利和利益的机会(彭继增等, 2019)。

二是使用数字服务有助于减少贫困。数字鸿沟不仅与互联网的可得性相关, 还与数字服务的使用密切相关(Fuchs and Horak, 2008; Thomas and Parayil, 2008)。在智能手机不普及的国家, 非智能手机的使用也被证实可以为边缘群体赋能、甚至带来“蛙跳效应”(Aker & Mbiti, 2010; James, 2012, 2014; Jensen, 2007)。数字服务的使用可以改变人们获取信息的方式, 家庭成员也相应地变成了即时可得的信息中介, 有助于降低交易成本, 获取更多的商业机会(Avilés, J. M. et al., 2016)。例如, 在克服物流障碍之后, 电子商务服务的使用可以显著地减少偏远农村的生活成本(Couture et al., 2018); 社交网络也可以通过提供信息和他人经验、减少焦虑、促进消费意愿等渠道帮助达成消费决定(Bhatli and Mejri, 2015)。

综上, 已有研究为我们提供了一定的启示, 即提升数字能力很可能是反贫困的重要措施。然而, 相关证据较为零散, 尚未见得综合分析数字能力与相对贫困关系的实证研究。本文以电脑、智能手机、社交媒体、网络购物、网络销售等数字服务使用情况作为衡量数字能力的构成维度, 尽可能体现了当前数字技术在微观层面的应用趋势, 可以对已有文献形成补充。

(二) 金融能力与反贫困

“金融能力”的概念衍生自两个方向(Potocki, 2016), 一是行为经济学和经济心理学(Anand and Lea, 2011), 二是阿马蒂亚·森探讨福利与发展经济学的可行能力方法。金融能力非常密切地关注行为或者说“实现”的层面。相较于金融素养, 其更加强调行为主体从金融服务和金融政策中获得实际的好处(Johnson and Sherraden, 2007)。

参考世界银行(World Bank, 2013), 金融能力通常包含金融知识与技能、金融态度和金融行为三个层面。金融知识与技能实际上是大部分文献所界定的“金融素养”的主要内容。已有研究发现, 提升金融知识与技能对减缓贫困有显著而积极的影响, 主要通过影响家庭资产选择和信贷行为等渠道来增加收入、提升投资收益率、积累财富(Behrman et al., 2012; Lusardi and Mitchell, 2014; Lusardi et al., 2017; 尹志超等, 2014; 宋全云等, 2017; 单德明, 2019)。与此同时, 也有研究发现, 金融知识的影响可能出现不显著的情况。例如, Reyers(2019)分别检验了客观金融知识测试、主观金融态度和行为评价以及账户使用情况对贫困和非贫困群体的应急储蓄的影响, 发现主观金融态度和行为评价和使用账户对应急储蓄有显著的正影响,

而客观金融知识测试的影响不显著。这意味着仅仅关注金融知识是不够的，我们还需要进一步探索金融态度和金融行为的影响。

在关于金融能力与贫困的讨论中，Potocki（2016）特别强调了家庭金融能力的发展对做出负责的金融决定的重要性。尤其是在金融化趋势愈加深入、金融产品愈加复杂的背景下，仅仅是将受排斥的群体包容到主流金融体系中来可能并不是对抗社会排斥和贫困的最佳选择。不过，Potocki（2016）主要从制度设计层面对金融能力与贫困的关系进行了定性分析。除此之外，谭燕芝和彭千芮（2019）在金融能力的衡量中，在金融知识与技能的基础上加入了金融服务可得性指标，考虑了外部环境对行为主体的赋能，并以金融决策作为中介变量，但没有考虑金融态度和各种金融行为的影响。

综合上述分析，已有文献主要从金融素养的层面讨论了金融能力与贫困的关系，较为系统地将金融行为纳入到考量范围并探讨其与贫困的关系的研究还十分有限。本文着重从金融行为各层面衡量家庭金融能力，并进一步检验其与贫困的关系，可以对已有文献形成补充。

（三）数字金融能力及其与反贫困的关系

自2005年普惠金融的概念被联合国提出和推广以来，金融服务的数字化为提升金融包容性做出了重要贡献，这一点从“普惠金融”向“数字普惠金融”概念的变迁亦可窥得一斑。在中国，最新的研究显示近年来金融数字化的进程显著缩小了地区间金融包容性的差异（郭峰等，2019），但关于数字技术和金融服务对其他社会经济指标的交互影响的研究还较少，尤其鲜有见得关于数字能力和金融能力影响家庭相对贫困的交互效应以及中介渠道的微观研究。

随着数字经济不断发展，越来越多的工薪阶层演变为自由职业者、创业者、短期合同工。这些群体需要更多地为自己的终身金融规划负责，包括应对意外支出、大额医疗支出以及准备养老金等。与之同时发生的是数字支付的广泛应用和部分线下银行网点的撤店、转型，金融服务正在以前所未有的速度数字化。Morgan et al. (2019)特别强调了提升金融消费者数字技术熟练度的需求会不断增长，否则，他们很可能在获取合适金融服务、预防金融诈骗等方面遭遇障碍。因此，值得重视的是，数字时代对金融能力的要求已经发生了变化，我们需要意识到一种新的能力正在经济生活中扮演愈加重要的角色——数字金融能力。

实际上，虽然未对数字金融能力进行明确定义，与其相关的学术见解已经出现。例如，OECD(2017)强调了金融素养应该能使消费者和小企业能够充分利用日益数字化的金融服务。Lyons et al.(2019)展示了数字素养和金融素养对金融包容性的重要影响，并提出需要重新定义传统金融素养，将数字素养纳入其中。Morgan et al. (2019)提出对数字金融素养定义的四个维度，包括了解数字金融产品和服务，了解数字金融风险，了解数字金融风险控制，了解消费者权益和赔偿程序。从定义的结构可以看出，Morgan et al.(2019)主要强调了数字金融服务关键流程的知识，而没有涵盖相关的行为。截至目前，尚未见得有文献对数字金融能力进行定义。

综合以上文献评述，目前关于数字能力和金融能力影响家庭相对贫困的微观研究还十分有限，尤其缺乏对它们的交互效应的实证研究。此外，文献还揭示了数字金融能力作为一种新的能力正在人们的经济生

活中扮演愈加重要角色。

三、理论背景、研究假设与研究方法

(一) 理论背景

1. 研究“相对贫困”的意义

中国正处在即将消除极度贫困、但与共同富裕尚有距离的阶段。经过多年的减贫实践，按照世界银行 1.9 美元/天的极度贫困标准，我国绝对贫困率已经下降到与高收入国家相当的水平。¹自 2017 年 10 月起，世界银行开始基于两条新的贫困线汇报贫困率，包括中低收入国家国际贫困线 3.2 美元/天，中高收入国家国际贫困线 5.5 美元/天。从这两条贫困线来看，我国较中低收入国家平均水平已经明显更优，但还没有赶超中高收入国家平均水平。具体而言，按照 5.5 美元/天的标准，我国贫困率为 27.2%，尚高于中高收入国家平均水平 24.3%，与高收入国家 1.8% 的比率还有显著差距²。因此，为了实现共同富裕目标，我们还需要关注贫困的结构问题。

贫困的不幸并不仅仅在于资源的绝对匮乏，相对的剥夺和社会排斥也会影响人们的福祉（Chen and Ravallion, 2012）。与绝对贫困不同的是，相对贫困尤其强调人们难以负担温饱之外的、融入社会的成本。如果比较拥有相同实际收入（考虑购买力平价）的两个人的福利水平，其中一人在贫穷国家，一人在富裕国家，那么这个在富国的人面临着更糟糕的处境。在即将消除极度贫困的时代背景下，减少相对贫困有助于进一步增进人民福祉。

值得关注的是，贫困不仅仅意味着收入低，还包括消费低和财富少(Headey, 2008)。正如 Sen (1983) 所述，绝对的福利标准，例如保持温饱，以及没有羞耻感地参与基本的社会活动，在不同的地区所需要的消费是不同的。Meyer and Sullivan (2003)认为，在设置救济标准和评估转移支付项目时，相较收入，消费是与福祉联系更紧密的、更有效的衡量指标。从消费体现出来的、可见的相对剥夺会对幸福感有强烈的负面影响(Wang et al., 2019)。也就是说，人们的消费情况更可能体现当前的福利水平 (Ravallion, 1994; Deaton and Zaidi, 2002)。因此，本文选择研究相对贫困问题，并采用以消费衡量的相对贫困和相对贫困深度作为贫困的度量指标。

2. 从数字能力、金融能力到数字金融能力

我们提出“数字金融能力”概念的动机源于对数字能力和金融能力反贫困作用的实践观察。一方面，数字能力和金融能力对贫困的影响很可能存在交互效应；另一方面，随着金融科技不断深入数字经济生活，单独的数字能力，或者单独的金融能力，已经不足以描述人们在应对数字经济生活中的金融事务时所需具

¹参考世界银行 1.9 美元/天标准，最新为 2015 年数据。

²A richer array of international poverty lines: <http://blogs.worldbank.org/developmenttalk/richer-array-international-poverty-lines>.

备的综合性能力，因此我们尝试对数字金融能力进行定义，并分析其反贫困作用。

能力是实现特定功能的可选能力集合(Sen, 1990)。本文研究家庭相对贫困问题，因此，要实现的特定功能应该是做出明智的家庭社会经济决策。结合文献综述部分的讨论，我们将数字能力定义为使用数字技术做出和实现个人或家庭社会经济决策的可选能力集合，其与数字素养相区别的关键在于行为或实现环节。英国德比大学的高等教育及再教育领域非营利组织 JISC (Joint Information Systems Committee)提出了数字能力框架，包含如下六个关键领域，信息通讯技术 (ICT) 生产率和熟练度，信息、数据和媒体素养，数字创造、问题解决和创新，数字沟通、合作和参与，数字学习和发展，数字身份和福祉(University of Derby TEL, 2020)。可以看出，数字能力涉及人们生活、学习、工作的方方面面，与数字时代的家庭福祉息息相关。

金融能力更具体地对应家庭的金融决策，是指在一定的社会经济条件下，消费者做出符合自身最佳金融利益的金融决策的内在能力，包括用于管理自有资源以及理解、选择、使用满足需求的金融服务的知识、技能、态度和行为 (World Bank, 2013)。相关调查通常会关注受访者在收支管理、储蓄投资、信用和债务管理、财务规划等方面体现出来的金融能力。

近十年来，数字经济的加速发展带来了新的减贫机会(World Bank, 2016)。通过对数字金融服务发展实践进行观察不难发现，一个家庭在具备某种数字能力的情况下，其通过发挥金融能力而降低贫困可能性的渠道变多了——就收支管理而言，网络购物有助于对海量商品进行瞬间比价，买到更实惠、更丰富的商品，减少偏远农村的生活成本(Couture et al., 2018)；就储蓄投资而言，越来越多的证据表明数字支付以及以此为基础的投资服务有助于提高储蓄倾向、丰富投资行为 (Jack and Suri, 2011; Nandhi, 2012)；就信用和债务管理而言，数字记录为许多从前被拒之门外的群体提供了新的融资机会 (Owens, 2018; Wamalwa et al., 2019)。这意味着，在更高的数字能力水平下，金融能力可以实现减贫的总效应应该是更高的，数字能力和金融能力对贫困的影响很可能存在交互效应。

在此基础上，随着金融科技不断深入数字经济生活，我们还可以观察到，数字能力和金融能力已经出现了有机融合的部分，单独用数字能力或金融能力来进行描述可能存在不足。例如，Morgan et al. (2019)所提出的数字金融素养概念已经体现出了对数字金融产品和服务、数字金融风险的特别关注。因为数字金融产品和服务在载体和形式上的改变以及比从前更快的创新速度，既为包容更多的弱势群体带来了机会，也可能导致受数字鸿沟影响的群体所面临的资源配置处境进一步恶化。此外，数字金融风险的表现形式和应对这些风险所需的技能也有别于传统金融风险的情形。

相应地，我们将数字金融能力定义为个人或家庭充分地、合理地使用数字金融产品和服务的能力，具体表现为，是否充分利用对自身有利的数字金融服务，是否恰当地应对风险、维护自身的权益，最终实现明智的家庭经济金融决策。数字金融能力的重要性并不仅仅体现在数字金融服务本身。因为无论形式如何变化，金融部门都是经济资源配置的枢纽。随着经济和金融活动愈加数字化，数字金融服务将成为越来越多金融服务的入口、资源配置的渠道。数字金融能力的鸿沟造成的将是资源配置渠道和效率的不公平，甚至影响反贫困事业的进程。(二) 研究假设

假设 1：数字金融能力提升有利于降低家庭相对贫困的概率。

为了验证数字金融能力对相对贫困的影响，我们首先要分别检验数字能力和金融能力对家庭相对贫困的影响及其交互效应。对交互效应的考察有助于探索两种能力在彼此不同水平下影响相对贫困的边际效应变化趋势，可能存在显著为正或者显著为负的交互效应。如果一种能力越高，另一种能力减贫的效应越大，那么，在数字能力和金融能力的交互影响下，贫富差距有可能加大。这是因为弱势群体的数字能力和金融能力通常较低，如果他们面临着更低的边际效应，那么他们通过提升数字能力或者金融能力脱离贫困状态的可能性就更小。因此，基于上述分析，当一种能力越低，另一种能力减贫的效应越大时，数字能力和金融能力影响相对贫困的交互效应将有助于缩小贫富差距。也即，数字能力和金融能力对贫富差距的影响将取决于边际效应的交互特征。

之后，再检验经过整合定义的数字金融能力变量对家庭相对贫困概率的影响。从微观经济生活来看，数字金融能力的支付维度是直接影响消费的，因而会对以消费衡量的相对贫困产生直接影响。例如，在线下支付场景中，移动支付一方面提升了消费支付的便捷性，另一方面也会减少支付过程的损失“痛感”，让人们更容易做出交易决定。早在刷卡支付兴起的时代就有研究指出从现金支付到刷卡支付，人们所能感受到的用金钱换取商品的感受是不一样的（Soman, 2001），现金支付的消费者会更多地关注商品的成本，而刷卡支付的消费者会更多地关注商品所能带来的好处（Chatterjee and Rose, 2011）。到了移动支付时代，Falk et al. (2016)研究发现移动支付会给线下消费者零售价格更低的印象，显著提升消费者的购买意愿。除此之外，数字金融能力还可能通过若干间接渠道影响家庭的相对贫困概率，因此我们提出了假设2。

假设2：数字金融能力通过影响家庭的购物渠道、创收渠道和投资行为来减少相对贫困。

基于学术证据和实践观察，我们认为数字金融能力可能通过影响家庭的购物渠道、创收渠道和投资行为来减少相对贫困。

首先是购物渠道。Couture et al. (2018) 研究发现，电子商务服务的使用可以显著地减少偏远农村的生活成本。具备一定数字金融能力的家庭可以通过网络购物进入更大的“买方”市场，商品和服务的选择范围更广，价格也更具有可比性，进而提升消费意愿。因此，数字金融能力可能通过影响家庭的购物渠道来缓解相对贫困。我们选用“通过互联网购买产品”作为衡量家庭购物渠道的中介变量。

其次是创收渠道。《2019 中国社交电商行业发展报告》显示，2019 年社交电商从业人员规模接近 5000 万，同比增长为 58.3%，社交电商购物用户规模更是达到 5 亿。社交电商的兴起和逐渐规范化意味着越来越多的农户、创业者甚至工薪阶层可以通过社交电商增加创收渠道，社交属性也使其比传统电商更具亲和力，更容易触达广泛的相对贫困群体。而电脑和移动端的数字支付则是社交电商的底层技术支持。因此，数字金融能力也可能通过增加家庭的创收渠道来减贫。我们选用“通过互联网销售产品和服务”作为衡量家庭创收渠道的中介变量。

最后是投资行为。传统金融体系服务弱势群体不足的一个重要原因即是按照传统的服务模式，例如投资顾问服务等，会面临规模不经济的问题。数字理财服务正在改变这样的局面，一方面投资门槛不断降低，甚至出现了 1 分钱起投的基金产品；另一方面，智能投顾技术愈加成熟，相对贫困群体可以几乎免费地使用专业的智能咨询服务。因此，数字金融能力还可能通过提供多样化的投资渠道实现反贫困。我们选用“保障性投资”和“增长性投资且匹配风险偏好”作为衡量家庭投资组合的中介变量，分别衡量家庭是否利用商业保险建立风险屏障、是否利用存款和保险之外渠道获取更高的投资收益率。

在此基础上,我们加入了家庭的人均收入、资产和负债作为序列中介变量³,并假设数字金融能力、“通过互联网销售产品和服务”、“保障性投资”、“增长性投资且匹配风险偏好”都会通过影响家庭的收入、资产和负债来影响相对贫困。

(三) 研究方法

为研究数字能力和金融能力对相对贫困的影响,我们首先将两种能力变量同时放入模型(1)中,假设数字能力和金融能力会同时对家庭是否处于相对贫困状态产生影响,采用 Probit 回归对数字能力和金融能力对相对贫困的边际效应进行检验。

$$Relative\ poverty_i = a_1 + b_1 D_i + c_1 F_i + \beta X + \varepsilon_{1,i} \quad (1)$$

其中, D_i 表示家庭 i 的数字能力, F_i 表示家庭 i 的金融能力, X 和 β 分别为所有控制变量的向量和对应系数的向量, a_1 是截距项, b_1 和 c_1 分别为数字能力和金融能力的回归系数, ε_i 是扰动项。对回归过程限定获取社区层面的聚类标准误(除特殊说明外,下同)。

考虑到模型(1)可能存在解释变量内生性问题,尤其是被解释变量和解释变量之间可能存在互为因果关系,本文选取“家庭所在社区使用互联网的家庭数”作为数字能力的工具变量,因为“所在社区使用互联网的家庭数”很可能影响受访人使用数字服务的情况,而对家庭是否相对贫困而言是外生变量。选取“家庭所在社区最高学历为大专及以上学历的家庭数”作为金融能力的工具变量,因为根据已有文献(Lusardi et al., 2010; Mandell, 2008; Tang et al., 2015),家庭成员的教育程度与家庭金融素养和行为具有显著相关性,所在社区其他家庭的良好金融素养和行为很可能会影响研究对象家庭的金融能力,但对该家庭是否相对贫困而言是外生变量。为了确认工具变量的有效性,需要检验排除识别不足和弱工具变量问题以及过度识别问题,并采用 DWH 检验验证解释变量确实存在内生性,确认应该使用工具变量处理内生性问题。

在验证数字能力和金融能力会同时影响相对贫困的基础上,我们进一步考察数字能力和金融能力在影响家庭相对贫困的交互作用。在方程(1)中加入了数字能力和金融能力的交乘项变为如下所示的方程(2)。

$$Relative\ poverty_i = a_2 + b_2 D_i + c_2 F_i + d_2 D_i * F_i + \rho X + \varepsilon_{2,i} \quad (2)$$

其中, $D_i * F_i$ 表示家庭 i 的数字能力与金融能力的交乘项。

由于 D_i 和 F_i 都是内生变量, $D_i * F_i$ 也相应的是内生变量。针对存在一个以上内生变量及它们的交乘项的情况,参考 Papies et al. (2017)、Wooldridge (2015),模型(1)、(2)均采用控制函数方法(Control Function Approach)来处理内生性问题。主要步骤包括以 D_i 和 F_i 分别对全部工具变量和控制变量进行回归,如方程(3)和(4)所示,预测得到两个残差变量 \widehat{dr} 和 \widehat{fr} 。控制函数方法的核心思想即是认为残差 \widehat{dr} 和 \widehat{fr} 中包含

³由于本文对相对贫困的衡量是以家庭人均年消费为标准的,因此在引入家庭收入变量时,我们也采用了家庭人均年收入。与之不同的是,考虑到家庭的资产和负债决策通常是共同决定的,且对家庭消费信心的影响也是共同发挥作用的,因此在引入家庭资产和负债变量时,我们采用的是总资产和总负债。

了 D_i 和 F_i 具有内生性的部分, 当把 \widehat{dr} 和 \widehat{fr} 放入检验方程(1)、(2)时, 就控制了导致 D_i 和 F_i 具有内生性的那部分不可观测的变动。此外, 由于加入了残差 \widehat{dr} 和 \widehat{fr} 的方程包含预测得到的变量, 且为非线性方程, 需要联合方程(3)和方程(4)构成的方程系统, 通过 bootstrap 多次抽样获取修正标准误⁴。如果交乘项的系数在处理内生性问题后依旧显著, 则认为模型(2)相较模型(1)提高了拟合优度, 且数字能力和金融能力显著地影响彼此对相对贫困的作用。

$$D_i = a_3 + \theta Z + \gamma X + dr_i \quad (3)$$

$$F_i = a_4 + \varphi Z + \delta X + fr_i \quad (4)$$

其中, θ 和 φ 分别表示方程(3)和方程(4)中所有工具变量的系数的向量, γ 和 δ 分别表示方程(3)和方程(4)中所有控制变量的系数的向量。

若交乘项回归系数显著, 可以进一步计算数字能力和金融能力在彼此各个水平上的条件边际效应, 以此了解随着一种能力水平的变动, 另一种能力影响相对贫困的边际效应会产生怎样的变化趋势, 并分析这种趋势特征是否有利于缩小贫富差距。

在此基础上, 我们进一步检验数字金融能力对家庭相对贫困概率的影响, 如方程(5)所示。

$$Relative\ poverty_i = a_5 + b_5 DF_i + \boldsymbol{\theta} X + \varepsilon_{5,i} \quad (5)$$

其中, DF_i 表示家庭 i 的数字金融能力。

在内生性的处理上, 我们认为上述为数字能力和金融能力选取的工具变量同样适用于数字金融能力, 并分别进行了检验。

为了验证数字金融能力影响家庭相对贫困概率的作用渠道, 参考 Hayes (2013), 本文引入了联立方程模型进行检验。方程(6)~(13)和图1展示了中介效应的检验过程和路径图。

$$Online_shopping_i = a_6 + b_6 DF_i + \boldsymbol{A} Y + \varepsilon_{6,i} \quad (6)$$

$$Online_sale_i = a_7 + b_7 DF_i + \boldsymbol{B} Y + \varepsilon_{7,i} \quad (7)$$

$$Invest_riskmanagement_i = a_8 + b_8 DF_i + \boldsymbol{C} Y + \varepsilon_{8,i} \quad (8)$$

$$Invest_growth_i = a_9 + b_9 DF_i + \boldsymbol{D} Y + \varepsilon_{9,i} \quad (9)$$

$$\ln income_pc_i =$$

⁴本文采用的重复抽样次数为1000次。

$$a_{10} + b_{10}DF_i + c_{10}Online_sale_i + d_{10}Invest_riskmanagement_i + e_{10}Invest_growth_i + \mathbf{EY} + \varepsilon_{10,i} \quad (10)$$

$$lnasset_i = a_{11} + b_{11}DF_i + c_{11}Online_sale_i + d_{11}Invest_riskmanagement_i + e_{11}Invest_growth_i + \mathbf{FY} + \varepsilon_{11,i} \quad (11)$$

$$lndebt_i = a_{12} + b_{12}DF_i + c_{12}Online_sale_i + d_{12}Invest_riskmanagement_i + e_{12}Invest_growth_i + \mathbf{GY} + \varepsilon_{12,i} \quad (12)$$

$$Relative\ poverty_i = a_{13} + b_{13}DF_i + c_{13}Online_shopping_i + d_{13}Online_sale_i + e_{13}Invest_riskmanagement_i + f_{13}Invest_growth_i + g_{13}lnincome_pc_i + h_{13}lnasset_i + k_{13}lndebt_i + \mathbf{HY} + \varepsilon_{13,i} \quad (13)$$

其中， $\mathbf{A} \sim \mathbf{H}$ 分别表示方程（6）~（13）中所有控制变量的系数的向量。控制变量 \mathbf{Y} 从前述控制变量 \mathbf{X} 中去掉了“家庭经营工商业”，因为中介变量包含“通过互联网销售产品和服务”。

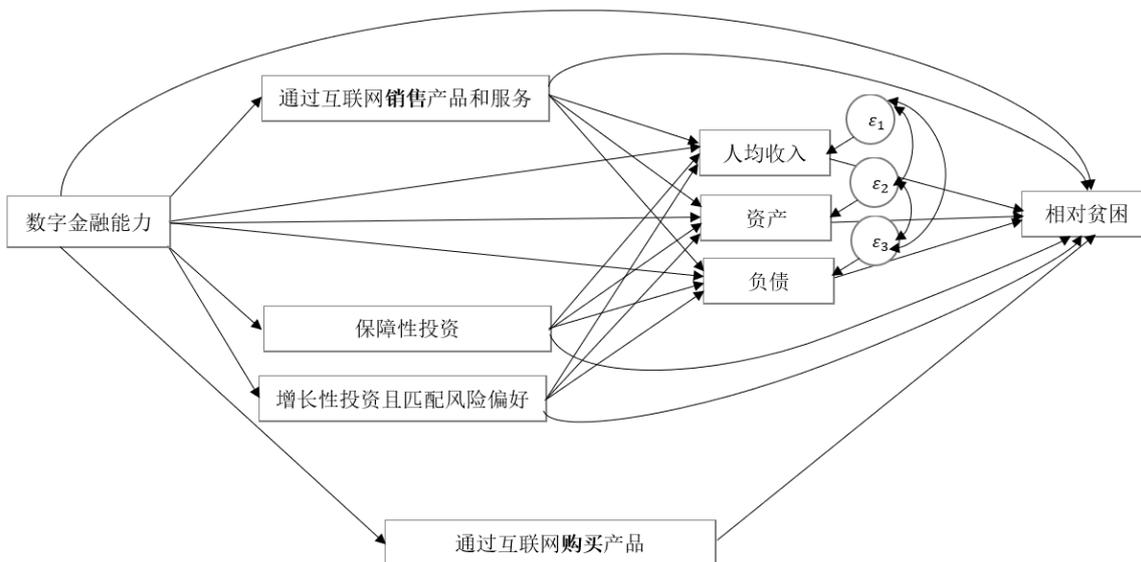


图 1 数字金融能力影响相对贫困的中介渠道路径图

四、数据与变量

（一）数据

本文采用 2017 年中国家庭金融调查数据（CHFS）。该数据收集了关于中国家庭资产与负债、收入与支出以及态度、行为和人口统计学特征等涵盖 29 个省的微观数据（甘犁等，2013）。经过数据清洗并去除缺失关键变量的样本，最终本文采用了 36179 户家庭的数据。

（二）变量

1. 相对贫困与相对贫困深度

参考 Chen and Ravallion (2012)⁵, 本文对“相对贫困”的界定为, 若一个家庭去年人均年消费低于所在省居民人均消费支出的 50%⁶, 则该家庭为相对贫困家庭。相应的, 该家庭“相对贫困”变量取值为 1, 反之则取值为 0。为了衡量家庭相对贫困的程度, 本文进一步采用了“相对贫困深度”指标作为稳健性检验中的替代被解释变量。参考 Foster et al. (1984), 假设家庭 i 去年人均年消费为 c_i , 其所在省 k 居民人均消费支出的 50% 为相对贫困线 z_k (区分城镇、农村), 则其相对贫困深度为下式所示。

$$Relative\ poverty\ depth = \begin{cases} \frac{z_k - c_i}{z_k} & \text{if } c_i < z_k \\ 0 & \text{if } c_i \geq z_k \end{cases}$$

2. 数字能力评分

参考 Lyons et al.(2019), 基于中国当前数字技术发展与应用特征, 聚焦影响家庭社会经济决策的维度, 我们从问卷中选取了如下七个构成变量来衡量数字能力: “拥有电脑”代表家庭是否拥有电脑; “使用智能手机”代表家庭是否使用智能手机; “使用互联网进行社交”衡量受访人是否能够通过数字渠道维护人际关系, 并为在必要时获取信息甚至经济上的支持做好准备; “使用互联网了解资讯”衡量受访人是否能够通过数字渠道获取资讯; “使用互联网购买产品”衡量受访人是否能够通过数字渠道丰富消费选择范围、减少交易成本; “使用互联网销售产品和服务”衡量受访人是否能够通过数字渠道创造收入⁷; “使用互联网进行娱乐活动”衡量受访人是否通过数字渠道开展娱乐活动。如表 1 所示, 采用迭代主因子法对数字能力构成变量进行因子分析的结果显示, KMO 检验值为 0.8686, 特征值大于 1 的因子为一个。在此基础上, 将七个构成变量相加, 得到了分布范围为 0 到 7 的“数字能力评分”。

3. 金融能力评分

参考 Atkinson et al. (2007)和 Lusardi(2011), 本文选取了如下九个变量来衡量金融能力⁸: “拥有银行账户”代表该家庭拥有银行账户; “了解风险收益知识”代表受访人回答正确了关于风险收益知识的问卷题目⁹; “关注经济金融信息”代表受访人平时对经济金融信息有中等及以上关注度; “收支平衡”代表受访家庭去年总收入不低于总支出; “债务可控”代表受访家庭不存在拖欠应还债务的情况, 自我评价偿还住房欠款的经

⁵Chen and Ravallion (2012)还提出了弱相对贫困 (weakly-relative poverty) 的概念, 即在考察相对贫困时, 如若相对贫困线低于绝对贫困线, 应该采用绝对贫困线, 而非相对贫困线。经统计比较, 2016 年我国农村居民人均消费支出最低的省份的相对贫困线高于当年的绝对贫困线, 故不需对相对贫困变量进行调整。

⁶考虑到城乡消费模式的差异, 在生成“相对贫困”变量的过程中, 城镇、农村样本分别对照该省城镇、农村居民人均消费支出统计数据来确定是否属于相对贫困的观测值。

⁷根据 2017 年的 CHFS 问卷解释, “使用互联网销售产品和服务”除了包含卖农产品和服务外, 也包含应聘找工作、发布出租房屋广告、发布民间借贷广告、网上拍卖等。

⁸需要特别说明的是, 由于 CHFS 问卷中与金融知识与技能相关的问题大多存在较多的缺失值, 因此, 本文在金融知识与技能层面只采用了缺失值较少的关于风险收益知识的问题。

⁹在问卷中, 受访人被问到如下判断题, “高收益项目通常伴随着高风险, 您认为该说法是否正确?”

济能力为“完全没有问题”或“基本没有问题”，并且家庭总债务不超过总资产；“持有必要社会保险”代表家庭所有成员持有社会医疗保险，所有成年且已参加工作的成员持有社会养老保险；“流动性投资”代表家庭所持现金、储蓄、货币基金等高流动性资产是否不低于其三个月消费的额度，衡量家庭应对流动性风险的能力；“保障性投资”代表家庭是否持有商业保险，衡量家庭建立风险屏障的能力；“增长性投资且匹配风险偏好”代表家庭是否投资于除高流动性资产或商业保险之外的金融资产，衡量实现资产保值增值的能力。当受访家庭投资于股票、基金等中高风险金融产品，同时又表示风险偏好为“不愿意承担任何风险”时，则认为其增长性投资决策与风险偏好不匹配。如表 1 所示，采用迭代主因子法对以上九个构成变量进行因子分析的结果显示，KMO 检验值为 0.7066，特征值大于 1 的因子为一个。在此基础上，将九个构成变量相加，得到了分布范围从 0 到 9 的“金融能力评分”。

4. 数字金融能力评分

参考本文第三部分对数字金融能力的定义，基于数据可得性，我们从问卷中选取了如下四个构成变量来衡量数字金融能力：“使用电脑支付”代表受访家庭在购物时（包括网购），会使用电脑支付；“使用移动支付”代表受访家庭在购物时（包括网购），会使用移动支付；“使用互联网理财服务”代表受访家庭持有互联网理财产品；“使用信用卡”代表受访家庭使用了信用卡¹⁰。同如表 1 所示，采用迭代主因子法对数字金融能力构成变量进行因子分析的结果显示，KMO 检验值为 0.715，特征值大于 1 的因子为一个。在此基础上，将四个构成变量相加，得到了分布范围为 0 到 4 的“数字金融能力评分”。

表 1 数字能力和金融能力的因子分析结果

数字能力评分 (N=36,179)				
因子	特征值	构成变量	因子 1 载荷	KMO
Factor1	3.1854	拥有电脑	0.6000	0.8785
Factor2	0.4114	使用智能手机	0.5089	0.8461
Factor3	0.1844	使用互联网进行社交	0.8356	0.8514
Factor4	0.0585	使用互联网了解资讯	0.7903	0.8762
Factor5	0.0209	使用互联网购买产品	0.7378	0.8851
Factor6	0.0094	使用互联网销售产品和服务	0.2896	0.8854
Factor7	-0.0002	使用互联网进行娱乐活动	0.7845	0.8733
全样本				0.8698
金融能力评分 (N=36,179)				
因子	特征值	构成变量	因子 1 载荷	KMO
Factor1	1.2505	拥有银行账户	0.3680	0.7042
Factor2	0.3513	了解风险收益知识	0.2894	0.7546
Factor3	0.2264	关注经济金融信息	0.3402	0.7147
Factor4	0.1206	收支平衡	0.3575	0.7299
Factor5	0.0831	债务可控	0.2511	0.6935

¹⁰在新型数字信贷数据不可得的情况下，我们选用了“使用信用卡”作为数字信用的代表指标。根据相关文献，信用卡实际上是较早出现的个人数字信用形式。

Factor6	0.0498	持有必要社会保险	0.1875	0.7092
Factor7	0.0371	流动性投资	0.6179	0.6809
Factor8	0.0095	保障性投资	0.2850	0.7236
Factor9	-0.0002	增长性投资且匹配风险偏好	0.4760	0.7011
全样本				0.7066
数字金融能力评分 (N=36,179)				
因子	特征值	构成变量	因子 1 载荷	KMO
Factor1	1.4438	使用电脑支付	0.5823	0.722
Factor2	0.0545	使用移动支付	0.7568	0.6684
Factor3	0.0130	使用互联网理财服务	0.4646	0.7793
Factor4	-0.0002	使用信用卡	0.5622	0.7357
全样本				0.7150

5. 其他变量

参考刘子宁等（2019）、谭燕芝和彭千芮（2019），本文选取了受访人、受访家庭和地区三个层面的控制变量。受访人层面的控制变量包括，年龄，是否女性，是否已婚，高中、中专或职高及以上文化程度¹¹、是否容忍平均及以上的投资风险¹²，是否感到幸福或非常幸福；受访家庭层面的控制变量包括，是否居住在农村，家庭规模（人数），是否至少 1 人健康状况不佳，是否有小孩（15 岁及以下），是否有老人（60 岁及以上），是否拥有房产，是否经营工商业；地区层面的控制变量主要包含受访家庭所在省份虚拟变量。此外，因为被解释变量是以消费衡量的相对贫困和相对贫困深度，数字金融能力影响相对贫困的中介变量选取了家庭使用互联网购买产品、使用互联网销售产品和服务、保障性投资、增长性投资且匹配风险偏好、人均年收入、总资产和总负债。

（三）描述性统计

表 2 展示了本文所研究样本社会经济特征的描述性统计。首先是本文的被解释变量和解释变量。相对贫困家庭约占全样本的四分之一，他们的贫困深度平均为 0.31，说明以所在省对应城乡人均消费支出的 50% 作为相对贫困线，相对贫困家庭人均年消费与相对贫困线的差距占后者的比例平均为 31%。数字能力评分、金融能力评分和数字金融能力评分的平均水平都较低，由七个二分变量构成的数字能力评分均值仅为 2.59，由九个二分变量构成的金融能力评分均值仅为 4.76，由四个二分变量构成的数字金融能力评分均值仅为 0.64。从数字能力的构成维度来看，使用智能手机的家庭比例最高，达到 78.69%，显著超过拥有电脑的家

¹¹2017 年的中国家庭金融调查问卷询问了受访人“入过学”的最高学历，即包含在读、肄业或辍学的情况。为了体现受访人至少完成了九年义务教育，本文选择以受访人至少高中或中专/职高入过学来衡量教育程度。

¹²2017 年的中国家庭金融调查问卷询问了受访人“如果您有一笔资金用于投资，您最愿意选择哪种投资项目？”受访人可以从“高风险、高回报的项目”、“略高风险、略高回报的项目”、“平均风险、平均回报”、“略低风险、略低回报的项目”到“不愿意承担任何风险”共五个程度进行选择。如果受访人选择“平均风险、平均回报”及以上的风险偏好，则该变量值定义为 1，反之则为 0。

庭比例。根据皮尤研究中心调查数据，该智能手机使用率已达到发达国家中位数水平¹³。相较而言，使用互联网销售产品和服务的受访人比例最低，仅为3.45%。从金融能力的构成维度来看，债务可控和拥有银行账户的家庭比例最高，均超过90%。使用保障性投资、增长性投资且匹配风险偏好的家庭比例最低，分别为14.72%和9.73%。从数字金融能力的构成维度来看，使用移动支付的家庭比例最高为27.62%，使用互联网理财服务的家庭比例最低为5.97%。

其次是受访人特征变量。受访人平均年龄约为54岁，49.49%为女性，83.05%处于已婚状态。在教育程度的衡量上，“高中、中专或职高及以上文化程度”是指受访人至少高中、中专或职高入过学。从统计数据可以看出，36.05%的受访人达到该文化程度。接下来是可能影响消费的主观变量风险容忍度，26.01%的受访人表示“容忍平均及以上投资风险”。

最后是受访家庭特征变量。31.03%的受访家庭居住在农村，平均家庭人数略多于3人，33.12%的家庭至少有1位家庭成员健康状况不佳，33.02%的家庭有小孩，52.15%的家庭有老人，90.40%的家庭拥有房产，13.40%的家庭经营工商业，家庭人均年收入为2.74万元，平均总资产为103.72万元，平均总负债约为4.90万元。

表2的靠右两列以描述性统计的方式初步展示了数字能力、金融能力和数字金融能力与相对贫困的关系。相对贫困样本的数字能力评分、金融能力评分和数字金融能力评分均低于非相对贫困样本。数字金融能力评分的差距最大，相对贫困样本的数字金融能力评分不及非相对贫困样本的一半。其中，“使用互联网理财服务”的比例最低，相对贫困样本中仅有2.33%，在非相对贫困样本中也仅有7.15%；“使用移动支付”的比例最高，相对贫困样本中为15.16%，非相对贫困样本中为31.68%。就数字能力的构成维度而言，两组差距最小的维度为“使用智能手机”，相对贫困组的智能手机使用率也达到了71.08%，这意味着各类智能应用已经具备了较大范围的可触达性；两组差距最大的维度为“使用互联网销售产品和服务”和“使用互联网购买产品”，相对贫困组的比例均不及非相对贫困组比例的一半，而这两种数字服务的使用与家庭资源配置直接相关，体现出相对贫困群体数字能力的薄弱环节。就金融能力的构成维度而言，两组差距相对较小，主要是由于我国银行账户普及率高且民众历来有偏爱储蓄、谨慎负债的习惯。相对贫困组的“收支平衡”比例甚至超过了非相对贫困组。虽然“债务可控”的比例整体较高，但在全样本中，7.28%的受访家庭存在债务不可控的情况仍然是值得警惕的。因此，我们在后续模型过程中加入了家庭负债作为数字金融能力影响相对贫困的中介变量进行检验。从受访样本的风险规划来看，非相对贫困样本明显更胜一筹，所有家庭成员均“持有必要社会保险”的比例为62.33%，而相对贫困样本的比例仅为49.40%；非相对贫困样本持有任何一种商业保险，即进行了“保障性投资”，的比例为16.67%，更是接近相对贫困样本的两倍。此外，进行了“增长性投资且匹配风险偏好”的样本总体较少，并且非相对贫困样本的比例几乎为相对贫困样本的三倍。由于资产收益率的长期差异可能导致财富不平等的加剧，我们也在中介渠道的检验中特别关注了提升数字金融能力是否有助于家庭通过优化投资组合来减少贫困。

¹³参考 Pew Research Center, Smartphone Ownership Is Growing Rapidly Around the World, but Not Always Equally, <https://www.pewresearch.org/global/2019/02/05/smartphone-ownership-is-growing-rapidly-around-the-world-but-not-always-equally/>.

表2 样本特征的描述性统计

变量(单位)	全样本 (N=36,179)				相对贫困 样本 (N=8,891)	非相对贫困 样本 (N=27,288)
	均值	标准差	最小值	最大值	均值	均值
相对贫困(%)	24.58	43.05	0	100	100.00	0.00
相对贫困深度	0.08	0.17	0	0.94	0.31	0.00
数字能力评分(＃)	2.59	2.14	0	7	1.83	2.83
拥有电脑(%)	50.02	50.00	0	100	36.32	54.48
使用智能手机(%)	78.69	40.95	0	100	71.08	81.17
使用互联网进行社交(%)	39.03	48.78	0	100	25.00	43.60
使用互联网了解资讯(%)	34.16	47.43	0	100	20.04	38.76
使用互联网购买产品(%)	21.92	41.37	0	100	10.71	25.57
使用互联网销售产品和服务(%)	3.45	18.24	0	100	1.30	4.14
使用互联网进行娱乐活动(%)	31.25	46.35	0	100	18.37	35.45
金融能力评分(＃)	4.76	1.67	0	9	4.36	4.89
拥有银行账户(%)	91.43	27.99	0	100	86.58	93.01
了解风险收益知识(%)	71.24	45.26	0	100	63.36	73.81
关注经济金融信息(%)	30.13	45.88	0	100	21.83	32.83
收支平衡(%)	59.08	49.17	0	100	67.73	56.27
债务可控(%)	92.72	25.98	0	100	91.16	93.23
持有必要社会保险(%)	59.15	49.16	0	100	49.40	62.33
流动性投资(%)	47.86	49.96	0	100	43.29	49.36
保障性投资(%)	14.72	35.44	0	100	8.74	16.67
增长性投资且匹配风险偏好(%)	9.73	29.64	0	100	3.91	11.62
数字金融能力评分(＃)	0.64	1.01	0	4	0.33	0.74
使用电脑支付(%)	10.67	30.87	0	100	5.89	12.23
使用移动支付(%)	27.62	44.71	0	100	15.16	31.68
使用互联网理财服务(%)	5.97	23.69	0	100	2.33	7.15
使用信用卡(%)	19.71	39.78	0	100	9.27	23.12
年龄(岁)	53.81	14.98	16	90	55.95	53.11
女性(%)	49.49	50.00	0	100	49.88	49.36
已婚(%)	83.05	37.52	0	100	86.31	81.99
高中及以上文化程度(%)	36.05	48.02	0	100	20.67	41.06
容忍平均及以上投资风险(%)	26.01	43.87	0	100	18.21	28.55
家庭居住在农村(%)	31.03	46.26	0	100	28.39	31.90
家庭规模(人)	3.14	1.52	1	15	3.66	2.97
家庭至少1人健康状况不佳(%)	33.12	47.07	0	100	41.76	30.31
家庭有小孩(%)	33.02	47.03	0	100	40.67	30.52
家庭有老人(%)	52.15	49.95	0	100	60.18	49.54
家庭拥有房产(%)	90.40	29.46	0	100	91.98	89.89
家庭经营工商业(%)	13.40	34.07	0	100	11.20	14.12
家庭人均年收入(元)	27431.92	32497.87	0	630000	15522.43	31312.29
家庭总资产(元)	1037215.30	1952041.30	0	30000000	647313.11	1164253.60
家庭总负债(元)	48962.30	199280.14	0	5000000	29710.14	55235.06

五、实证结果

(一) 数字能力和金融能力影响相对贫困的交互效应

表 3 展示了在无交乘项和有交乘项的两种情况下，数字能力和金融能力对家庭是否相对贫困的影响。在无交乘项的情况下，Probit 回归 (1) 的边际效应显示，数字能力和金融能力更高的家庭有更小可能处在相对贫困的状态。同时，其他控制变量与相对贫困的关系与预期基本一致：年轻、女性、已婚、高中及以上文化程度、容忍中等程度以上风险的受访人，居住在农村、家庭规模小、家庭成员更健康、有小孩、无房、经营工商业的家庭有更小可能处在以人均消费衡量的相对贫困状态。

进一步地，以“家庭所在社区使用互联网的家庭数”作为数字能力的工具变量，以“家庭所在社区最高学历为大专及以上学历的家庭数”作为金融能力的工具变量，采用控制函数方法来进行包含工具变量的两阶段回归，得到的 IVProbit 的边际效应如回归 (2) 所示。数字能力和金融能力对相对贫困的边际影响在 99% 置信水平上显著为负，这意味着在考虑了受访人、家庭和地区差异以及内生性问题的情况下，数字能力和金融能力的提升都会显著地减少家庭相对贫困的可能性。在使用工具变量的情况下，我们还需要检验是否存在弱工具变量问题。Kleibergen-Paap rk LM 统计量和 Kleibergen-Paap rk Wald F statistic 分别为 59.93 和 30.14，而 Stock-Yogo 弱工具变量检测在 10% 偏误水平下的临界值为 7.03，排除了工具变量识别不足和弱工具变量问题。数字能力和金融能力的双变量一阶段 F 值分别为 969.87 和 390.57，也拒绝了弱工具变量的假设。与此同时，Durbin (score) $\chi^2(2)$ 为 880.93，Wu-Hausman F (2,36134) 为 450.90，即 Durbin-Wu-Hausman 检验拒绝了解释变量为外生变量的假设，我们确实需要处理模型中的内生性问题。综合以上检验和分析可以发现，数字能力和金融能力会同时影响家庭的相对贫困状况，在控制变量和处理内生性的前提下，分别都具有显著的减贫效应。

表 3 数字能力与金融能力影响相对贫困的交互效应

被解释变量:	无交乘项			有交乘项		
	(1) Probit 边际效应	(2) IV Probit 边际效应	(3) Probit 系数	(4) Probit 边际效应	(5) IV Probit 系数	(6) IV Probit 边际效应
数字能力	-0.0575*** (0.0019)	-0.1237*** (0.0294)	-0.2268*** (0.0152)	-0.0575*** (0.0019)	-0.4577*** (0.1024)	-0.1210*** (0.0290)
金融能力	-0.0075*** (0.0018)	-0.1907*** (0.0483)	-0.0381*** (0.0087)	-0.0068*** (0.0018)	-0.6940*** (0.1697)	-0.1923*** (0.0480)
交互项			0.0056** (0.0027)		0.0067*** (0.0025)	
N	36179	36179	36179	36179	36179	36179
pseudo R ²	0.140		0.140	0.140		

注：本表模型包含控制变量和工具变量，其中，Probit 回归，即 (1)、(3)、(4)，采用社区层面的聚类标准误；IVProbit 回归，即 (2)、(5)、(6)，因为在非线性模型中使用了控制函数方法，模型过程使用了预测得到的残差变量，为了获得一致估计结果，标准误是通过 bootstrap 重复 1000 次抽样得到的。

在明确数字能力和金融能力会同时影响家庭相对贫困状况的基础上，我们进一步探索它们影响相对贫困的交互效应，即在模型 (1) 的基础上引入数字能力与金融能力的交乘项变为模型 (2)，同样采用控制函数方法处理内生性问题。如表 3 回归 (3) ~ (6) 所示，无论是 Probit 回归还是 IV Probit 回归，交乘项

的系数都是显著的，这意味着，交乘项提升了模型的拟合优度，数字能力和金融能力对家庭相对贫困的影响存在显著的交互效应。

对交互效应的考察关键在于探索交互的解释变量在彼此不同取值下，对被解释变量影响的条件边际效应的变化特征。因此，我们接下来计算在金融能力评分的不同水平下数字能力影响家庭相对贫困的条件边际效应，和在数字能力评分的不同水平下金融能力影响家庭相对贫困的条件边际效应，以及相对应的观测值分布。结果如表4所示。

数字能力和金融能力影响相对贫困的交互效应呈现出两个突出特征：第一，在金融能力极低，即评分为0或1的情况下，数字能力的条件边际效应不显著。这表明数字能力对相对贫困的影响需要在家庭具备一些最基础的金融能力时才会发挥作用。回顾金融能力的构成维度和描述统计可以发现，“拥有银行账户”、“债务可控”等维度都是绝大部分家庭具备的。而从观测值的分布来看，金融能力评分为0或1分的观测值仅有250个样本，仅占全部相对贫困样本的2.8%。第二，数字能力和金融能力的条件边际效应总体上呈现出相对贫困观测值越多，减少相对贫困的可能性越大的趋势，这样的分布特征将有助于缩小贫富差距。例如，在金融能力评分为4时，相对贫困观测值最多为2220个，此时数字能力评分的条件边际减贫效应最大，提升1个单位数字能力评分可以在99%的置信水平下减少11.32%的相对贫困可能性；在数字能力评分为1时，相对贫困观测值最多为2529个，此时金融能力评分的条件边际效应最大，提升1个单位金融能力评分可以在99%的置信水平下减少21.38%的相对贫困可能性。

表4 数字能力与金融能力影响相对贫困的条件边际效应

金融能力评分=	全样本观测值	相对贫困观测值	相对贫困群体占比	数字能力的条件边际效应
0	61	23	37.7%	-0.0336
1	655	227	34.7%	-0.0621
2	2,391	744	31.1%	-0.0927**
3	5,256	1,573	29.9%	-0.1132**
4	7,730	2,220	28.7%	-0.1132***
5	8,148	2,056	25.2%	-0.0924***
6	6,509	1,354	20.8%	-0.0611***
7	3,511	530	15.1%	-0.0324**
8	1,517	139	9.2%	-0.0137
9	401	25	6.2%	-0.0045
数字能力评分=	全样本观测值	相对贫困观测值	相对贫困群体占比	金融能力的条件边际效应
0	7084	2412	34.0%	-0.2134***
1	7734	2529	32.7%	-0.2138***
2	5675	1577	27.8%	-0.1921***
3	3268	643	19.7%	-0.1548***
4	3517	598	17.0%	-0.1117***
5	3684	596	16.2%	-0.0721**
6	4366	481	11.0%	-0.0416*
7	851	55	6.5%	-0.0214

注：本表模型包含控制变量和工具变量，条件边际效应标准误通过 bootstrap 重复 1000 次抽样得到。

（二）数字金融能力影响相对贫困的边际效应

表5所示为数字金融能力影响家庭相对贫困的边际效应和条件边际效应。在内生性的处理上，上述为数字能力和金融能力选取的工具变量同样适用于数字金融能力。结果显示，无论是使用“社区中使用互联网的家庭数”还是“社区中最高学历为大专及以上的家庭数”作为工具变量，数字金融能力都具有非常显著的减贫效应¹⁴。从条件边际效应来看，数字金融能力水平越低，提升数字金融能力的边际减贫效应越大。观察相对贫困样本的分布可以发现，数字金融能力评分为0的相对贫困样本最多，占到全部相对贫困样本的接近80%。而在该值处的条件边际效应也最大，且显著大于在数字金融能力其他水平上的减贫效应——在99%的置信水平下减少相对贫困的可能性超过40%。

表5 数字金融能力与相对贫困

被解释变量： 相对贫困	边际效应		
	(1) Probit	(2) IV Probit	(3) IV Probit
数字金融能力	-0.0901*** (0.0037)		
数字金融能力 IV=社区中使用互联网的家庭数		-0.6163*** (0.0245)	
数字金融能力 IV=社区中最高学历为大专及以上的家庭数			-0.4994*** (0.0242)
N	36179	36179	36179
pseudo R ²	0.126		
数字金融能力评分=	条件边际效应		
0（相对贫困观测值=7,033）	-0.0959*** (0.0043)	-0.4918*** (0.0131)	-0.4304*** (0.0137)
1（相对贫困观测值=1,090）	-0.0790*** (0.0030)	-0.1824*** (0.0022)	-0.1931*** (0.0023)
2（相对贫困观测值=527）	-0.0603*** (0.0016)	-0.0928*** (0.0011)	-0.0866*** (0.0016)
3（相对贫困观测值=205）	-0.0427*** (0.0007)	-0.0295*** (0.0009)	-0.0251*** (0.0010)
4（相对贫困观测值=36）	-0.0280*** (0.0009)	-0.0027*** (0.0002)	-0.0024*** (0.0002)

注：本表模型包含控制变量和工具变量，其中，Probit回归（1）采用社区层面的聚类标准误；IV Probit回归，即回归（2）、（3），采用控制函数方法bootstrap重复1000次抽样得到的标准误。

¹⁴当工具变量为“社区中使用互联网的家庭数”时，Kleibergen-Paap rk LM和Kleibergen-Paap rk Wald F分别为843.98和916.95；当工具变量为“社区中最高学历为大专及以上的家庭数”时，上述检测值分别为720.35和795.91。Stock-Yogo弱工具变量检测在10%偏误水平下的临界值均为16.38。表明该两个工具变量分别都不是弱工具变量。Durbin-Wu-Hausman检验均拒绝了解释变量为外生变量的假设，确实需要处理模型中的内生性问题。

（三）数字金融能力影响相对贫困的中介渠道

表6所示为图1所呈现的间接效应计算结果。数字金融能力的直接效应仅为总效应的18.2%，间接效应占比超过80%。

“通过互联网购买产品”所发挥的间接效应最大为41.0%，超过直接效应的两倍，表明数字金融能力影响以消费衡量的相对贫困的最重要的渠道是提升家庭的交易效率，市场的扩大和价格的可比性使得家庭更愿意消费。

“通过互联网销售产品和服务”的间接效应总计7.6%，主要源自其直接作用于相对贫困，通过影响资产和负债减少相对贫困的效应较小，可能是因为通过互联网销售产品和服务提升了消费的信心，但对收入、资产等影响需要更长的时间才能反映出来。

“保障性投资”和“增长性投资且匹配风险偏好”的间接效应总计23.3%，超过了数字金融能力的直接效应，表明影响家庭的投资组合也是数字金融能力减少相对贫困的重要渠道。其中，“保障性投资”的间接效应总计9.4%，主要通过提升消费信心直接影响相对贫困；“增长性投资且匹配风险偏好”的间接效应总计13.9%，对相对贫困的直接影响以及通过收入和资产的间接影响均较为可观。

通过提升“人均收入”实现的间接效应总计6.7%，通过增加“资产”实现的间接效应总计13.8%，通过增加“负债”实现的间接效应仅占0.7%，表明数字金融能力主要通过提升收入、增加资产而非增加负债来实现减少贫困。

综合上述分析，数字金融能力反贫困的作用机理主要包括提升家庭的交易效率、提供多样化的投资渠道以及直接渠道，“通过互联网销售产品和服务”的间接效应相对较小。“人均收入”和“资产”的间接效应远超“负债”。

表6 数字金融能力影响相对贫困的中介渠道

类型	作用渠道	SEM 系数	占总效应之比
直接效应	数字金融能力→相对贫困	-0.1349*** (0.0128)	18.2%
	数字金融能力→通过互联网购买产品→相对贫困	-0.3046*** (0.0222) (0.0008)	41.0%
	数字金融能力→通过互联网销售产品和服务→相对贫困	-0.0467*** (0.0164)	6.3%
	数字金融能力→通过互联网销售产品和服务→人均收入→相对贫困	-0.0014 (0.0016)	0.0%
间接效应	数字金融能力→通过互联网销售产品和服务→资产→相对贫困	-0.0081*** (0.0017)	1.1%
	数字金融能力→通过互联网销售产品和服务→负债→相对贫困	-0.0016*** (0.0006)	0.2%
	数字金融能力→保障性投资→相对贫困	-0.0483*** (0.0072)	6.5%
	数字金融能力→保障性投资→人均收入→相对贫困	-0.0072*** (0.0008)	1.0%
	数字金融能力→保障性投资→资产→相对贫困	-0.0135***	1.8%

	(0.0011)	
数字金融能力→保障性投资→负债→相对贫困	-0.0007** (0.0003)	0.1%
数字金融能力→增长性投资且匹配风险偏好→相对贫困	-0.0504*** (0.0118)	6.8%
数字金融能力→增长性投资且匹配风险偏好→人均收入→相对贫困	-0.0163*** (0.0012)	2.2%
数字金融能力→增长性投资且匹配风险偏好→资产→相对贫困	-0.0372*** (0.0022)	5.0%
数字金融能力→增长性投资且匹配风险偏好→负债→相对贫困	0.0009*** (0.0003)	-0.1%
数字金融能力→人均收入→相对贫困	-0.0262*** (0.0016)	3.5%
数字金融能力→资产→相对贫困	-0.0438*** (0.0021)	5.9%
数字金融能力→负债→相对贫困	-0.0035*** (0.0008)	0.5%

注：1. 本表所示标准误通过 bootstrap 重复 1000 次抽样获取。

2. “人均收入”、“资产”、“负债”在模型中均取自然对数。所有过程包含控制变量。

（四）稳健性检验

为了验证模型结果的稳健性，接下来采取替换被解释变量和替换内生性处理方法的形式进行检验。我们采用“相对贫困深度”作为替代被解释变量，进一步检验数字金融能力对相对贫困深度的影响效应和中介渠道，以及在不同分样本中的结果稳健性。由于“相对贫困深度”是连续变量，我们引入 Park and Gupta (2012) 提出的高斯连接函数 (GaussianCopula) 方法来处理该线性模型的内生性问题。

1. 数字金融能力对相对贫困深度的影响

采用 Park and Gupta (2012) 提出的高斯连接函数 (GaussianCopula) 方法处理线性模型的内生性问题时，无需寻找工具变量，而是在内生解释变量非正态分布的假设前提下，对内生解释变量和误差项的联合分布进行建模，通过统计方法来估计出内生解释变量中与误差项相关的部分，生成一个 Copula 项 (P^*)。然后，类似控制函数方法 (ControlFunctionApproach)，将 P^* 加入回归方程中以控制解释变量的内生性。与此同时， P^* 的回归系数则代表着是否存在显著的内生性。通过检验可得数字金融能力评分是非正态分布的，可以使用该方法。

表 7 所示为数字金融能力与相对贫困深度关系的检验结果。在全样本中，通过高斯连接函数方法得到的 Copula 项 P^* 的系数在 99% 的置信水平下显著，表明解释变量确实存在显著的内生性。在控制内生性的情况下，数字金融能力的系数也在 99% 的置信水平下显著，这意味着数字金融能力每提升一个单位，相对贫困深度减少 0.0239。在相对贫困样本中， P^* 的系数不显著，表明加入 P^* 并不能显著改变回归结果。基于对数据特征的观察，从全样本到相对贫困样本发生的这种变化，可能是由于反向因果等问题不显著——如图 2 所示，在全样本中，75.42% 的非相对贫困群体的相对贫困深度为 0，从不贫困到贫困，相对贫困深度的变化足以引起数字金融能力的显著变化；在相对贫困样本中，相对贫困深度的分布相对更平滑，不足以

引起数字金融能力的显著变化。进一步地，分析这种特征背后的经济原因，可能是由于对相对贫困群体而言，相对贫困深度虽然有别，但都属于生活必要资源相对拮据的情形，难以因为贫困深度的少量变化而引起数字金融能力的变化。

在相对贫困样本中数字金融能力的内生性问题不显著的情况下，我们去掉 P*再次进行回归，可得在 99%的置信水平下，数字金融能力每提升一个单位，相对贫困深度减少 0.0411。从表 2 可得，相对贫困样本的平均相对贫困深度为 0.31，提升数字金融能力减少相对贫困深度的边际效应是较为可观的。

表 7 数字金融能力与相对贫困深度

被解释变量:	(1)	(2)	(3)
相对贫困深度	全样本	相对贫困样本	相对贫困样本
数字金融能力	-0.0239*** (0.0014)	-0.0364*** (0.0042)	-0.0411*** (0.0032)
P*	-0.0037*** (0.0016)	-0.0049 (0.0031)	
N	36179	8891	8891

注：本表模型均包含控制变量。P*为通过 GaussianCopula 方法生成的 Copula 项。

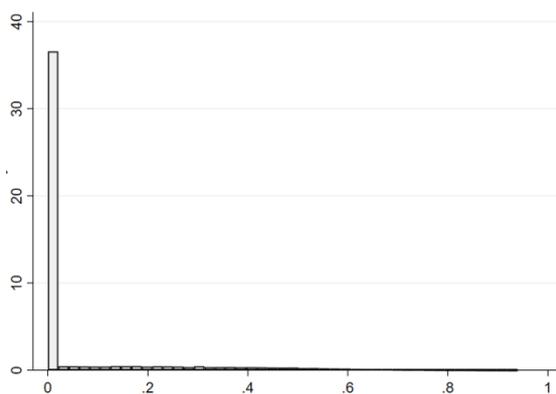


图 2-1 全样本-相对贫困深度分布直方图

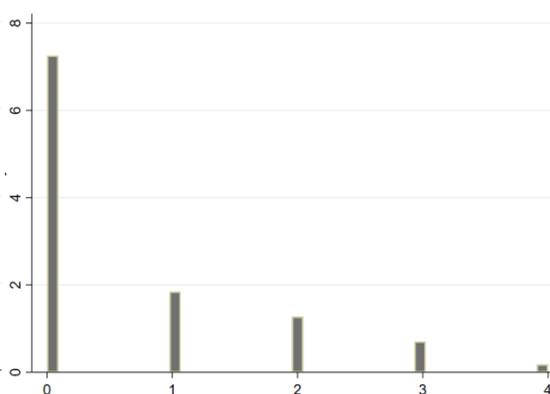


图 2-2 全样本-数字金融能力分布直方图

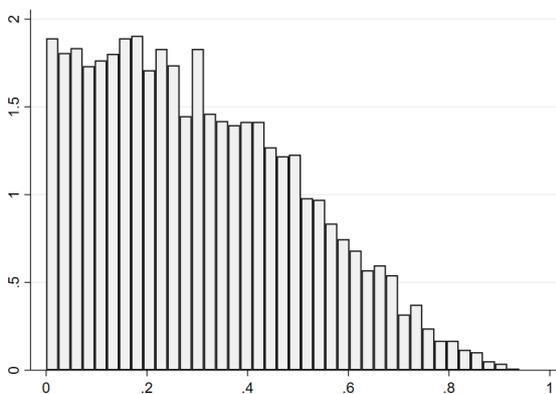


图 2-3 相对贫困样本-相对贫困深度分布直方图



图 2-4 相对贫困样本-数字金融能力分布直方图

2. 数字金融能力影响相对贫困深度的中介渠道

表8所示为数字金融能力影响相对贫困样本的相对贫困深度的中介效应计算结果。为了简化表格，我们去掉了间接效应不显著的渠道。数字金融能力减少相对贫困深度的直接效应为总效应的23.6%，间接效应占比超过70%。

“通过互联网购买产品”所发挥的间接效应最大为41.7%，这意味着提升家庭的交易效率也是数字金融能力减少相对贫困深度的最重要渠道。

“保障性投资”和“增长性投资且匹配风险偏好”的间接效应总计27.8%，超过了数字金融能力的直接效应，表明影响家庭的投资组合也是数字金融能力减少相对贫困深度的重要渠道。其中，“保障性投资”的间接效应总计9.2%，主要通过提升消费信心直接影响相对贫困深度；“增长性投资且匹配风险偏好”的间接效应总计18.6%，对相对贫困的直接影响达到11.9%，通过收入和资产的间接影响也相对可观。

通过提升“人均收入”实现的间接效应总计6.7%，通过增加“资产”实现的间接效应总计9.7%，通过增加“负债”实现的间接效应全部不显著，表明数字金融能力仅通过提升收入、增加资产而非增加负债来减少相对贫困样本的相对贫困深度。

综合上述分析，对相对贫困样本而言，数字金融能力影响相对贫困深度的作用机理主要包括提升家庭的交易效率、提供多样化的投资渠道以及直接渠道，“通过互联网销售产品和服务”和“负债”的间接效应不显著。

表8 数字金融能力影响相对贫困深度的作用渠道（相对贫困样本）

类型	作用渠道	SEM 系数	占总效应之比
直接效应	数字金融能力→相对贫困深度	-0.0212*** (0.0036)	23.6%
	数字金融能力→通过互联网购买产品→相对贫困深度	-0.0375*** (0.0057) (0.0005)	41.7%
	数字金融能力→保障性投资→相对贫困深度	-0.0059*** (0.0020)	6.6%
	数字金融能力→保障性投资→人均收入→相对贫困深度	-0.0008*** (0.0002)	0.9%
	数字金融能力→保障性投资→资产→相对贫困深度	-0.0015*** (0.0003)	1.7%
间接效应	数字金融能力→增长性投资且匹配风险偏好→相对贫困深度	-0.0107*** (0.0041)	11.9%
	数字金融能力→增长性投资且匹配风险偏好→人均收入→相对贫困深度	-0.0023*** (0.0005)	2.6%
	数字金融能力→增长性投资且匹配风险偏好→资产→相对贫困深度	-0.0037*** (0.0007)	4.1%
	数字金融能力→人均收入→相对贫困深度	-0.0029*** (0.0005)	3.2%
	数字金融能力→资产→相对贫困深度	-0.0035*** (0.0005)	3.9%

注：1. 本表所示标准误通过 bootstrap 重复 1000 次抽样获取。

2. “人均收入”、“资产”、“负债”在模型中均取自然对数。所有过程包含控制变量。

3. 分样本中的结果稳健性与异质性分析——提升弱势群体数字金融能力的政策启示

根据社会经济特征，我们进一步将样本按照城乡、教育程度以及年龄分组，一方面考察在不同社会经济群体中数字金融能力对相对贫困深度的影响是否稳健，另一方面也可以比较模型结果在不同社会经济群体中的差异，有助于进一步探讨这种差异所带来的政策启示。如表 9 所示，结果在不同社会经济群体中都是稳健的——数字金融能力在 99% 的置信水平下减少相对贫困家庭的相对贫困深度。

表 9 数字金融能力影响相对贫困深度的分组检验（相对贫困样本）

被解释变量:	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
相对贫困深度	农村	城镇	初中及以下 教育程度	高中及以上 教育程度	16~35岁	36~59岁	60岁及以上
数字金融能力	-0.0548*** (0.0097)	-0.0416*** (0.0035)	-0.0498*** (0.0044)	-0.0377*** (0.0046)	-0.0358*** (0.0070)	-0.0449*** (0.0041)	-0.0518*** (0.0075)
N	2524	6367	7053	1838	767	4323	3801

注：本表模型均包含控制变量。

从组间差异来看，总体呈现出在弱势群体中减贫效应更大的特征。就城乡差异而言，数字金融能力对农村样本的相对贫困深度有更大的负边际效应。就教育程度差异而言，数字金融能力对初中及以下教育程度群体的减贫效应超过对高中及以上教育程度群体的减贫效应。这意味着，通过提升数字金融能力，原本教育程度不足的群体有机会改变自身相对贫困的状态。就年龄差异而言，数字金融能力对年龄 60 岁及以上的群体比其他年龄组有更大的减贫效应。

综合上述分析，无论用二分变量还是连续变量衡量相对贫困，数字金融能力影响相对贫困的检验结果都是较为稳健的，即，数字金融能力既显著减少家庭处于相对贫困状态的可能性，也显著减少相对贫困样本的相对贫困深度。数字金融能力影响相对贫困和相对贫困深度的主要中介渠道均为提升家庭交易效率、优化投资组合。此外，提升数字金融能力主要通过增加收入、积累资产而非增加负债来抗击贫困。

六、结论与启示

本文基于中国家庭金融调查数据，实证研究了数字能力和金融能力对家庭相对贫困发生概率的影响和交互效应，并通过条件边际效应探索了这种交互效应对缩小贫富差距的启示。本文还首次对数字金融能力进行了定义，着重强调数字金融能力作为一种数字时代生存能力的重要性，并实证检验了其反贫困效应和作用渠道。研究表明，在处理内生性问题的前提下，数字能力和金融能力同时具有显著的反贫困效应。同时它们也具有显著的交互效应，在相对贫困样本分布越多的能力水平上，数字能力和金融能力减少相对贫困的概率越大，这种交互特征将有助于缩小贫富差距。数字金融能力亦显著地减少相对贫困发生概率，主

要作用渠道包括，一是提升家庭的交易效率，家庭可以通过互联网在更大的市场中、以更有效的价格购买产品，提升了消费意愿；二是优化家庭的投资组合，更多样化地投资于保障性投资和增长性投资，既提升了家庭的消费信心，也有利于家庭增加收入、建立资产；三是增加创收渠道，也具有一定的提升消费信心、建立资产的作用。总体而言，提升数字金融能力主要通过提升消费意愿和消费信心、增加收入、积累资产而非增加负债来减少相对贫困的发生概率。稳健性检验显示，聚焦于相对贫困样本而非全样本时，数字金融能力对减少相对贫困深度也具有类似的作用，此时负债作为中介渠道的效应不显著，数字金融能力主要通过提升相对贫困家庭的交易效率、优化投资组合来提升消费意愿和消费信心、增加收入、建立资产以减少相对贫困深度。从分样本的异质性检验结果来看，数字金融能力对农村、低教育程度和老年为代表的弱势群体的减贫效应更大。

本文的贡献主要体现在如下三个方面，一是首次同时将数字能力和金融能力纳入反贫困的检验模型，并探索了两种能力的交互效应及其对缩小贫富差距的启示。二是强调了数字金融能力在微观数字经济生活中的重要性，首次定义和衡量了家庭的数字金融能力，并较为详细地检验了数字金融能力的反贫困作用和作用渠道。三是在稳健性检验中，创新地采用高斯连接函数（GaussianCopula）方法、从统计技术上处理了模型的内生性问题。在将该方法引入发展经济学研究的同时，进一步检验了数字金融能力对相对贫困深度的影响、中介渠道和在不同弱势群体中的作用。在我国即将消除绝对贫困、尚需减少相对贫困的数字经济背景下，本文从微观层面为反贫困研究提供了新的视角、提出了新的概念、探索了新的研究方法。

从政策启示来看，旨在缩小贫富差距的相关政策可以重点提升边缘群体的数字金融能力。Sherraden and Ansong (2016)特别指出了创造提升金融能力的环境的重要性，强调了能力并不是由内而发的，在很大程度上取决于个人与社会制度的关系。这实际上与 Banerjee and Duflo (2012)关于贫困的实验性研究成果不谋而合——个人或家庭应对生活琐事的精力和意志力都是有限的。相应的，通过传统培训、教育等要求相对贫困群体花费额外时间和精力来提高金融能力的方式可能收效有限，应该从这些群体的具体特征和需求出发来制定相关政策。本文的研究结果为这种针对性政策提供了思路。

参考文献

- 甘犁，尹志超，贾男，徐舒，马双，2013，《中国家庭资产状况及住房需求分析》，《金融研究》第4期，第1-14页。
- 郭峰，王靖一，王芳，孔涛，张勋，程志云，2019，《测度中国数字普惠金融发展：指数编制与空间特征》，《经济学季刊》，2020年第19卷第3期，待刊。
- 刘子宁，郑伟，贾若，景鹏，2019，《医疗保险、健康异质性与精准脱贫--基于贫困脆弱性的分析》，《金融研究》第5期，第56~75页。

罗廷锦, 茶洪旺, 2018, 《“数字鸿沟”与反贫困研究——基于全国 3 一个省市面板数据的实证分析》, 《经济问题探索》第 2 期, 第 11~18 页, 第 74 页。

彭继增, 陶旭辉, 徐丽, 2019, 《我国数字化贫困地理集聚特征及时空演化机制》, 《经济地理》第 2 期, 第 169~179 页。

单德明, 2019, 《金融素养与城市贫困》, 《中国工业经济》第 4 期, 第 136~154 页。

宋全云, 吴雨, 尹志超, 2017, 《金融知识视角下的家庭信贷行为研究》, 《金融研究》第 6 期, 第 95~110 页。

谭燕芝, 彭千芮, 2019, 《金融能力、金融决策与贫困》, 《经济理论与经济管理》第 2 期, 第 64~79 页。

尹志超, 宋全云, 吴雨, 2014, 《金融知识, 投资经验与家庭资产选择》, 《经济研究》第 4 期, 第 62~75 页。

周向红, 2016, 《从数字鸿沟到数字贫困: 基本概念和研究框架》, 《学海》第 4 期, 第 154~157 页。

Aker, J. C., & Mbiti, I. M. 2010. "Mobile phones and economic development in Africa". *Journal of Economic Perspectives* 24(3): 207-232.

Anand, Paul, and Lea, Stephen. (2011). The psychology and behavioral economics of poverty. *Journal of Economic Psychology* 32: 284-293.

Atkinson, Adele, Stephen McKay, Sharon Collard and Elaine Kempson. 2007. "Levels of Financial Capability in the UK." *Public Money and Management* 27(1) 29-36.

Avilés, Judith Mariscal, Sebastián Benítez Larghi, and María Angélica Martínez Aguayo. 2016. "The informational life of the poor: A study of digital access in three Mexican towns." *Telecommunications Policy* 40 (7): 661-672.

Banerjee, Abhijit V., Duflo, Esther. 2012. *Poor Economics: A Radical Rethinking of the Way to Fight Global Poverty*. New York: Public Affairs.

Behrman, J. R. et al., 2012, "How Financial Literacy Affects Household Wealth Accumulation." *American Economic Review* 102(3): 300-304.

Bhatli, Dhruv, and Chiraz Aouina Mejri. 2015. The Influence of Social Media on Consumption Practices. In: Kubacki K. (eds) *Ideas in Marketing: Finding the New and Polishing the Old. Developments in Marketing Science: Proceedings of the Academy of Marketing Science*. Springer, Cham.

Chatterjee, Promothesh, & Rose, Randall L. 2011. "Do payment mechanisms change the way consumers perceive products?" *Journal of Consumer Research* 38(6), 1129-1139.

- Chen, Shaohua, and Ravallion Martin. 2012. "More Relatively-Poor People in a Less Absolutely-Poor World." *The World Bank, Policy Research Working Paper 6114*.
- Couture, Victor, Benjamin Faber, Yizhen Gu, and Lizhi Liu. 2018. "E-commerce integration and economic development: evidence from China." No. w24384. National Bureau of Economic Research.
- Demirgüç-Kunt, Asli, Patrick Honohan, and Thorsten Beck. 2008. "Finance for all?: Policies and Pitfalls in Expanding Access." World bank.
- Falk, Tomas, Kunz, Werner H., Schepers, Jeroen J., & Mrozek, Alexander J. 2016. "How mobile payment influences the overall store price image." *Journal of Business Research* 69(7), 2417-2423.
- Foster, James & Greer, Joel and Thorbecke, Erik. 1984. "A Class of Decomposable Poverty Measures." *Econometrica* 52(3): 761-766
- Friedline, Terri, and Stacia West. 2016. "Financial Education is not Enough: Millennials May Need Financial Capability to Demonstrate Healthier Financial Behaviors." *Journal of Family & Economic Issues* 37(4):1-23.
- Fuchs, Christian, and Eva Horak. 2008. "Africa and the digital divide." *Telematics and informatics* 25(2): 99-116.
- Gilster, Paul. 1997. *Digital Literacy*. New York: Wiley Computer Pub.
- Hayes, A. F. 2013. *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach*. New York, NY, US, Guilford Press.
- Jack, W., & Suri, T. 2011. "Mobile money: The economics of M-PESA." *NBER working paper, No. w16721*. National Bureau of Economic Research.
- James, Jeffrey. 2012. "The distributional effects of leapfrogging in mobile phones." *Telematics and Informatics*, 29(3), 294-301.
- James, Jeffrey. 2014. "Product use and welfare: The case of mobile phones in Africa." *Telematics and Informatics* 31:356-363.
- Jensen, Robert. 2007. "The Digital Divide: Information (Technology), Market Performance, and Welfare in the South Indian Fisheries Sector." *Quarterly Journal of Economics* 122 (3):879-924.
- Johnson, Elizabeth, and Margaret S. Sherraden, 2007, "From Financial Literacy to Financial Capability among Youth." *Journal of Sociology and Social Welfare* (34): 119.
- Lusardi, Annamaria. 2011. "Americans' financial capability." No. w17103. *NBER Working paper*.
- Lusardi, Annamaria, Pierre-Carl Michaud, and Olivia S. Mitchell. 2017. "Optimal Financial Knowledge and Wealth Inequality." *Journal of Political Economy* 125(2):431-477.
- Lusardi, Annamaria, and Olivia S. Mitchell. 2014. "The Economic Importance of Financial Literacy: Theory and

Evidence." *Journal of Economic Literature* 52(1):5-44.

Lusardi, Annamaria, Olivia S. Mitchell, and Vilsa Curto. 2010. "Financial literacy among the young." *Journal of consumer affairs* 44 (2): 358-380.

Lusardi, Annamaria, and Olivia S. Mitchell. 2011. "Financial literacy and planning: Implications for retirement wellbeing." *No. w17078. National Bureau of Economic Research*.

Lyons, Angela, Josephine Kass-Hanna, Alessia Zucchetti, and Cristóbal Cobo. 2019. "Leaving No One Behind: Measuring the Multidimensionality of Digital Literacy in the Age of AI and other Transformative Technologies." *T20 Policy Brief*.

Lyons, Angela, Josephine Kass-Hanna, Fan Liu, Andrew Greenlee, and Lianyun Zeng (2019). Building financial resilience through financial and digital literacy in South Asia and Sub-Saharan Africa. Available at SSRN 3496562.

Mandell, Lewis. 2008. "Financial literacy of high school students." In *Handbook of consumer finance research*, pp. 163-183. Springer, New York, NY.

Martin, Allan. 2006. "A European Framework for Digital Literacy." *Nordic Journal of Digital Literacy* 1(2): 151-161.

Morduch, Jonathan. 1999. "The microfinance promise." *Journal of economic literature* 37(4): 1569-1614.

Morgan, Peter J., Bihong Huang, and Long Q. Trinh. 2019. "The Need to Promote Digital Financial Literacy for the Digital Age." *Realizing education for all in the digital age*. T20 Report, 40-46. <https://www.adb.org/sites/default/files/publication/503706/adbi-realizing-education-all-digital-age.pdf#page=56>

Nandhi, M. A. 2012. "Effects of mobile banking on the savings practices of low-income users—The Indian experience." *IMTFI Working Paper 2012-7*. Institute for Money, Technology and Financial Inclusion, University of California, Irvine.

Owens, J. 2018. "Responsible digital credit: What does responsible digital credit look like?." *Accion Report*. http://www.ruralfinanceandinvestment.org/sites/default/files/Responsible_Digital_Credit_FINAL_2018.07.02.pdf

Papies, Dominik, Ebbes, Peter, and Van Heerde, Harald J. 2017. "Addressing Endogeneity in Marketing Models. Advanced Methods for Modeling Markets." *Cham, Springer International Publishing*: 581-627.

Potocki, Tomasz. 2017. "Financial Capabilities and Poverty Alleviation: The Role of Responsible Financial Decisions." In: Vertigans S., Idowu S. (eds) *Corporate Social Responsibility. CSR, Sustainability, Ethics & Governance*. Springer, Cham.

Reyers, Michelle. 2019. "Financial capability and emergency savings among South Africans living above and

below the poverty line." *International Journal of Consumer Studies* 43 (4): 335-347.

Sen, Amartya. 1983. "Poor, Relatively Speaking", *Oxford Economic Papers*, 35(2) :153–169.

Sen, Amartya. 1990. "Development as Capability Expansion." *The Community Development Reader*. New York: Routledge, 41-58.

Sherraden M.S., Ansong D. 2016."Financial Literacy to Financial Capability: Building Financial Stability and Security."In: Aprea C. et al. (eds) *International Handbook of Financial Literacy*. Springer, Singapore.

Soman, Dilip. 2001. "Effects of payment mechanism on spending behavior: The role of rehearsal and immediacy of payments. " *Journal of Consumer Research*, 27(4), 460-474.

Tang, Ning, Andrew Baker, and Paula C. Peter.2015. "Investigating the disconnect between financial knowledge and behavior: The role of parental influence and psychological characteristics in responsible financial behaviors among young adults." *Journal of Consumer Affairs*, 49(2), 376-406.

Thomas, Jayan Jose, and Govindan Parayil. 2008. "Bridging the social and digital divides in Andhra Pradesh and Kerala: A capabilities approach." *Development and Change* 39 (3): 409-435.

University of Derby TEL. 2020. University of Derby Digital Capability Toolkit. Creative Commons License. <https://digitalcapabilitytoolkit.wp.derby.ac.uk/what-are-digital-capabilities/>

Wooldridge, Jeffrey M. 2015. "Control Function Methods in Applied Econometrics." *Journal of Human Resources* 50 (2): 420-445.

Wamalwa, P., Rugiri, I., & Lualaba, J. 2019. "Digital Credit, Financial Literacy and Household Indebtedness." KBA Working paper series 08/19. <https://www.kba.co.ke/downloads/WPS-08-2019.pdf>

World Bank. 2013. "Making Sense of Financial Capability Surveys around the World- A Review of Existing Financial Capability and Literacy Measurement Instruments. " February.

World Bank. 2016. "World Development Report 2016: Digital Dividends." <https://openknowledge.worldbank.org/bitstream/handle/10986/23347/9781464806711.pdf>

Digital financial capability and poverty alleviation

Abstract: On the basis of China Household Finance Survey data, and investigation of the impact and interaction effect of digital capability and financial capability on poverty alleviation, as well as its implication for narrowing the gap between the rich and the poor, this study highlights the importance of recognizing digital financial capability as a viability in the digital era, providing its definition, as well as the examination of its impact and function channels on poverty alleviation. The empirical results show significant and positive associations between digital financial capabilities and household relative poverty alleviation. After specifying instrumental variables, the results still hold. Regarding interaction effect, the conditional marginal effects of digital financial capabilities show greater poverty reduction probability at capability levels with more relatively poor observations, which would help narrow the gap between the rich and the poor. Digital financial capability also shows significant and positive impact on relative poverty reduction, with significant function channels as expanding shopping and income-generating channels, as well as transforming investment behaviors, so as to increase willingness and confidence to consume, generate income and build assets, with ultimate effect of reducing the probability of relative poverty. Using Gaussian Copula method to deal with endogeneity, the robustness check shows that digital financial capability also has similar impact on relative poverty depth, and impact is even greater for vulnerable groups. Poverty alleviation policies should invest efforts in improving digital financial capability of the relatively poor.

Key words: Digital capability, Financial capability, Digital financial capability, Relative poverty

JEL code: O30, I30, G53

基于 CPT 效用的养老金补缴内涵价值分析 ——以山东省 1978-2016 年经验数据为例

何林 冷嫣然

(中国人民大学财政金融学院, 北京, 100872)

摘要: 伴随着城市化进程, 农村外出务工人员如何实现与城镇职工养老保险接轨, 实现更高的养老效用是亟待解决的问题。2015 年开始, 山东等地出台了养老金一次性补缴政策, 允许包括农村外出务工人员在内的企业职工通过一次性补缴参保城镇企业职工基本养老保险。但是, 担心养老金领取金额低于缴费金额的顾虑导致了参保意愿不足的情况。本文采用行为金融中的 CPT (Cumulative Prospect Theory, 累积前景理论) 效用描述参保人在有限理性下的风险偏好, 并计算这一保守估计下的养老金补缴内涵价值。结果表明, 即使考虑到对损失的厌恶以及主观概率的扭曲, 实际补缴金额仍显著低于其内涵价值。此外, 在满足最低缴费年限后, 持续缴费至退休能够实现更高的效用。

关键词: 基本养老保险; 一次性补缴; CPT; 损失厌恶; 内涵价值

中图分类号: F842.6

0 引言

随着我国城镇化进程的加快, 越来越多农民离开农村投身产业工人的行列。截止 2018 年末, 我国农村外出务工人员总量已达 28836 万人^①。随着工作、生存环境的改变, 农村外出务工人员的养老模式也必然面临由传统的家庭养老向社会养老保险的转变, 以及由旨在提供基础保障的新型农村社会养老保险 (以下简称新农保) 向能够提供更全面充分保障的城镇企业职工基本养老保险 (以下简称城职保) 转变。研究表明, 社会保险的二元结构影响了劳动力迁移的决策。改善农村外出务工人员的社会保障状况, 维护社会保障制度的公平是解决目前劳动力迁移中存在问题的有效政策, 是实现新型城镇化和农民市民化的迫切要求^[1-3]。郭瑜^[4]基于对养老金替代率的研究, 指出城职保虽然对缴费金额和持续性的要求较高, 但替代率及其稳定性都明显高于新农保, 更能适应城市养老的需要。

2010 年起, 相继出台的《城镇企业职工基本养老保险关系转移接续暂行办法》、《城乡养老保险制度衔接暂行办法》明确了跨省流动就业或中断就业农村外出务工人员的城职保续接办法, 以及城职保与城乡居民养老保险的转换办法, 进一步为农村外出务工人员参加城职保降低了障碍。在此背景下, 2015 年起, 全

^① 2018 年度人力资源和社会保障事业发展统计公报

基金项目: 国家自然科学基金青年项目“DC 型养老金最优资产配置与给付方案问题研究”(71501178)。国家社科基金重大项目“我国养老保障体系应对人口老龄化挑战的对策研究”(13&ZD164)

通讯作者: 何林 (1981-), 女, 黑龙江省哈尔滨市人, 博士, 副教授, Email: helin@ruc.edu.cn

国各地均出台相应办法鼓励应保未保的企业职工通过一次性补缴的方式享受基本养老保险保障。实际中，城市居民缴纳城职保的意识较强，合规性较高，基本实现了工作期的持续缴纳。同时，农村外出务工人员无论在城职保参保，以及新农保和城职保的转换上都存在一定障碍。因此，一次性补缴政策的出台很大程度上是出于提高农村外出务工人员养老保障水平的考虑。然而，实际参保情况却低于预期。根据人社部相关公告，2014—2017年，我国农村外出务工人员参加城职保的比例分别为19.97%、20.13%、21.09%、20.29%。可见，补缴政策的出台并没有明显起到促进农村外出务工人员参保的作用。在实务中，其多将应缴的养老保险通过与用人单位协商转化为工资性收入，而无意愿加入城镇职工养老保障体系。面对优惠的一次性补缴政策，这部分应保未保的农村外出务工人员再次放弃了提高养老保障水平的机会，是非常可惜的。

农村外出务工人员养老保险参保率不高，客观上可能存在城职保参保门槛高、企业缴费意愿不足、参保人缴费能力不足、以及对政策的持续性存在顾虑等原因。但是，其中一个重要的心理原因，即为担心领取养老金总额低于缴费额的顾虑。值得注意的是，参保人对因早亡而无法领回养老金缴费金额而造成的损失是极度厌恶的。此外，其也对早亡和发生损失的概率存在过高的估计。在有限理性条件下，需要考虑损失厌恶和主观风险认知对参保意愿的影响。本文首次采用行为金融中重要的CPT理论对参保人的效用进行更为准确的描述。

Kahneman 和 Tversky^[5]提出前景理论 (Prospect Theory, PT)，该理论认为决策者通常是损失厌恶的。因此，在面临风险事件时，对效用和概率的心理认知会发生一定变化，从而提出了不同于传统的期望效用理论的计算方法。Tversky 和 Kahneman^[6]提出的CPT理论是对PT的改进。其主要变化是利用累积概率而非单个概率来实现对客观概率的转换，并且对损失和收益构建了不同的效用函数。这是一种更为合理的反映主观风险认知的转换概率方式。Hu 和 Scott^[7]首次将CPT理论用于对年金价值的分析，并以此解释人们在退休时转换生存年金的意愿较低的问题。Chen, Haberman 和 Thomas^[8]拓展了Hu 和 Scott^[7]的研究，在此基础上比较了即期年金和延期年金对于在不同年龄退休的人而言的最优选择，并通过一系列敏感性分析证明损失厌恶是影响年金最优选择的主要因素。Kaluszkaa 和 Krzeszowiec^[9]，Chen 等^[10]和 Xie, Hwang 和 Pantelous^[11]的研究发现损失厌恶偏好广泛地存在于养老金管理领域，并对资产配置产生了重要的影响。对于CPT理论在中国的实践，张小涛，潘琪和李悦雷^[12]利用我国金融市场的数据库，研究了CPT理论中函数参数取值的问题。对于影响养老金价值和参保需求因素的研究，孟颖颖^[13]认为有限理性下的风险偏好程度是影响社会保险需求的重要因素。王晓军和单戈^[14]提出在考虑遗产动机的情况下，消费、遗产和长寿保护三者之间存在一个“三元悖论”，并基于经典的预期效用理论证明养老资产部分年金化是退休者的最优选择。

本文将山东省的养老金一次性补缴政策为例，利用CPT理论构造反映损失厌恶的分段效用函数，以及反映主观风险认知的概率，计算一次性补缴政策的内涵价值。养老金补缴政策的内涵价值，即存在一个价值，如将该价值作为一次性补缴的金额，而后续缴、领取与继承的现金流保持不变，将使参保人在加入城职保获得的CPT理论下的总效用值为零。其中，CPT理论下的总效用值为不同死亡时间下由补缴、续缴、领取和继承形成的净收益现值的CPT效用，在其死亡时间对应的主观风险认知概率下的加权平均。由此得出的内涵价值即在参保人具有损失厌恶的条件下可以接受的养老保险的最高购买价格。由于存在参保人的有限理性，该内涵价值将低于经典的期望效用下的精算公平价值，是对养老金价值更为保守的估计。结果表明，即使考虑参保人的有限理性的损失厌恶心理，补缴政策的内涵价值仍显著高于实际补缴金额。因此，补缴政策对于包括农村外出务工人员在内的应保未保企业职工是一项惠民政策，应该更加积极地参

保。此外，我们还将研究低龄的农村外出务工人员一次性补缴后继续缴费对于养老福利的提升作用。

1 完全理性下的养老金精算价值模型

根据 2015 年山东省人社厅《关于统一和规范企业职工基本养老保险费补缴政策的通知》(下文简称《通知》),符合条件的企业职工可以通过企业申报,由企业和个人分别补缴相应的城职保保费份额。补缴金额以应缴费年份的上一年所在地区的在岗职工平均工资的 60% 为基数,按单位 18%,个人 8% 的比例计算。在实务中,历史应保未保的现象多为在职人员无意愿参加城职保,而通过协商将应缴的养老保险金作为工资性收入进行发放。此外,在补缴时出现企业已破产等问题的比例也较高。这导致企业应补缴的部分多数是由个人承担的。因此,我们假设补缴中 26% 的比例均由参保人个人承担。补缴部分,18% 计入统筹账户,8% 计入个人账户,参保人退休后分别从统筹账户和个人账户领取养老金。当参保人死亡时,若个人账户金额为正,将作为遗产返还予参保人的继承人。

《通知》对于补缴年限也有做了详细说明。对于年满 40 岁未满 55 岁的女性参保人,以及年满 45 岁未满 60 岁的男性参保人,一次性补缴的年限不得超过 10 年;而对于年满 55 岁的女性参保人,以及年满 60 岁的男性参保人,补缴的最长年限为 15 年。

考虑到农村外出务工人员受收入水平限制,通常会选择缴费 15 年以满足领取基本养老金条件,随后中断缴费。对于续缴部分,我们仍然假设缴费比例为 26%。在该种假设下,单位和个人的缴费都转化为个人的缴费。考虑到单位缴费也是参保人劳动所得,且实务中若不参保该部分缴费一般作为工资性收入发放,这种假设是非常合理的。以上假设均为个人承担最多缴费的极端悲观的情形。如果在极端悲观情形下,选择通过一次性补缴方式加入城职保仍然是合意的选择,实务中选择补缴参保无疑是最优的策略。

《通知》规定,补缴 2011 年 6 月 30 日以前的保费,还需缴纳一定利息,利息以历年公布的企业职工基本养老保险个人账户记账利率计算。2011 年《社会保险法》实施后,补缴养老保险需要缴纳滞纳金。对于滞纳金的处理,实务中给予了一定的优惠。即补缴部分统一适用于 2011 年前的补缴利息政策,即按照当年的记账利率计算利息。

本文选择了若干种年龄和缴费模式具有代表性的人群进行研究。对于女性,将以 2018 年时 40 岁、45 岁、50 岁参保人一次性补缴 10 年、续缴 5 年随后中断缴费,以及 55 岁参保人一次性补缴 15 年随后立刻开始领取养老金为例;对于男性,将以 2018 年时 45 岁、50 岁、55 岁参保人一次性补缴 10 年、续缴 5 年随后中断缴费,以及 60 岁参保人一次性补缴 15 年随后立刻开始领取养老金为例;讨论其通过补缴参保城职保的精算公平价值,以及考虑 CPT 效用的内涵价值。此外,我们以 40 岁女性、45 岁男性一次性补缴 10 年、续缴 6-15 年为例,研究延长缴费对精算公平价值和内涵价值的影响。

本节中,我们以 40 岁的女性参保人为例建立模型。40 岁女性的缴费模式涵盖了一次性补缴、续缴、中断、领取等多种模式,非常具有典型性。对于投保年龄为 45 岁、50 岁、55 岁的女性参保人,以及投保年龄为 45 岁、50 岁、55 岁、60 岁的男性参保人,可以根据类似的方法求得。其中, x 表示投保年龄; t 表示 x 岁投保的参保人在投保后经过的第 t 个整数年; S 表示补缴的保费及利息; S_indi 表示补缴的保费及利息中计入个人账户的部分; y_t 表示参保人在投保后第 t 年死亡的情况下,由补缴、续缴、领取和继承形成的净收益现值; g 表示养老金增长率; r_t 表示 2018 年以前年份 T 的养老金个人账户记账利率; r 表示 2018 年及以后养老金个人账户记账利率; v 表示贴现因子; $wage_t$ 表示年份 T 的山东省在岗职工年平均工资; $month$ 表示个人账户养老金计发月数; A_1 表示按照精算公平价值应该缴纳的保费; A_2 表示按照内涵价值

需要缴纳的保费。此外，我们假设续缴的保险费在每年年初缴纳，养老金在参保人达到领取年龄后每年年初支付，参保人死亡后的个人账户余额在参保人死亡年年末返还。

2018年，40岁女性投保人补缴10年保费，其应补缴保费及利息金额 S 为：

$$S = \sum_{i=1}^{10} (wage_{2007+i-1} \times 0.6 \times 26\% \times \prod_{j=1}^{10} (1 + r_{2007+j})) ,$$

其中，计入个人账户的部分 S_indi 为：

$$S_indi = S \div 26\% \times 8\% .$$

由上可得 y_t 表达式如下：当 $t = 1, 2, \dots, 5$ 时，存在养老金的续缴现金流：

$$\begin{aligned} y_t = & -A_1 - \sum_{i=1}^t wage_{2017+i-1} \times 60\% \times 26\% \times v^{i-1} \\ & + S_indi \times (1+r)^t \times v^t \\ & + \sum_{i=1}^t wage_{2017+i-1} \times 60\% \times 8\% \times (1+r)^{t-i+1} \times v^t . \end{aligned}$$

当 $t = 6, 7, \dots, 15$ 时，为中断缴费的等待期：

$$\begin{aligned} y_t = & -A_1 - \sum_{i=1}^5 wage_{2017+i-1} \times 60\% \times 26\% \times v^{i-1} \\ & + M \times (1+r)^{t-5} \times v^t , \end{aligned}$$

其中， M 表示参保人年满45岁时个人账户余额，

$$\begin{aligned} M = & S_indi \times (1+r)^5 \\ & + \sum_{i=1}^5 wage_{2017+i-1} \times 60\% \times 8\% \times (1+r)^{5-i+1} . \end{aligned}$$

当 $t = 16, 17, \dots, 65$ 时，为养老金领取期。以 M_t 表示参保人在投保 t 年末个人账户余额的现值，则 M_t 的表达式为：

$$\begin{aligned} M_t = & M(1+r)^{t-5} \\ & - v^t \times \sum_{i=1}^{t-15} P_2 \times (1+g)^{i-1} \times (1+r)^{t-15-i+1} . \end{aligned}$$

当 $M_t > 0$ 时，个人账户余额作为遗产返还参保人。此时有：

$$\begin{aligned} y_t = & -A_1 - \sum_{i=1}^5 wage_{2017+i-1} \times 60\% \times 26\% \times v^{i-1} \\ & + \sum_{i=1}^{t-15} P_1 \times (1+g)^{i-1} \times v^{i-1} \times v^{15} \\ & + \sum_{i=1}^{t-15} P_2 \times (1+g)^{i-1} \times v^{i-1} \times v^{15} + M_t ; \end{aligned}$$

当 $M_t \leq 0$ 时，不存在遗产。此时有：

$$y_t = -A_1 - \sum_{i=1}^5 wage_{2017+i-1} \times 60\% \times 26\% \times v^{i-1} + \sum_{i=1}^{t-15} P_1 \times (1+g)^{i-1} \times v^{i-1} \times v^{15} + \sum_{i=1}^{t-15} P_2 \times (1+g)^{i-1} \times v^{i-1} \times v^{15},$$

其中， P_1 表示退休当年从统筹账户领取的养老金， P_2 表示退休当年从个人账户领取的养老金。根据养老金计发原则， P_1 、 P_2 的表达式如下：

$$P_1 = \frac{wage_{2017+15} + \sum_{j=1}^{15} wage_{2017+j-1} \times 60\% \div 15}{2} \times 15 \times 1\%,$$

$$P_2 = \frac{M \times (1+r)^{10}}{month} \times 12..$$

由上， y_t 表示参保人在投保第 t 年死亡的情况下，该保险对参保人的净收益现值。与之对应的客观概率为 ${}_{t-1}q_x$ ，即 x 岁的人在 $x+t-1 \sim x+t$ 岁期间死亡的概率。令 $V_{actual}(f) = \sum_{t=1}^T {}_{t-1}q_x \times y_t = 0$ ，即可求得通过一次性补缴方式参保城职保的精算公平价值 A_1 。该价值反映了完全理性情况下，参保人为获得该养老保险愿意支付的精算公平价值。

2 基于 CPT 效用的养老金内涵价值模型

2.1 CPT 效用与主观风险概率

CPT 理论描述了在有限理性情况下，在面临不确定决策时，决策者存在对损失的厌恶，以及对客观概率的扭曲。其通过定义一个两阶段效用函数和构建主观风险概率函数来共同决定风险投资的总效用。

Tversky 和 Kahneman 给出了两阶段效用函数的形式：

$$v(y) = \begin{cases} y^\alpha & y \geq 0 \\ -\lambda(-y)^\beta & y < 0. \end{cases}$$

其中， λ 为损失厌恶系数， λ 值越大表明损失厌恶程度越大。Kahneman 和 Tversky^[5] 的实验显示，决策者大多是损失厌恶的。此外，通过相同收益获得的正效用不能抵消相同损失产生的负效用。因此，效用函数在 x 轴的负半轴上比在 x 轴的正半轴上表现出更陡峭的斜率， $\lambda > 1$ 。同时，参数还满足 $0 < \alpha, \beta < 1$ ，即在收益部分为凹函数，在损失部分为凸函数，表现出敏感性递减的性质。具体地，在收益较低部分获得同样的收益增量产生的正效用大于在收益较高部分产生的效用。在损失较低部分失去同样的损失增量产生的负效用大于在损失较高部分产生的负效用。

此外，在 CPT 理论中，决策者的主观风险认知不完全理性，这导致了对客观概率的扭曲。主观风险概率中的权重函数的具体变化规则为：

$$w^+(p) = \frac{p^\gamma}{(p^\gamma + (1-p)^\gamma)^{\frac{1}{\gamma}}},$$

$$w^-(p) = \frac{p^\delta}{(p^\delta + (1-p)^\delta)^{\frac{1}{\delta}}}.$$

具体的，决策者会高估客观小概率事件发生的概率，而低估大概率事件发生的概率。这使得描述主观概率相对于客观概率变化关系的权重函数在真实概率接近 0 处为凹函数，而在真实概率接近 1 处为凸函数，表现为反 S 形。因此，其也具备敏感性递减的性质。此外，CPT 理论还认为，对于收益和损失，权重函数具有相似的性质和形式，但前者将表现得更加弯曲。图 1 直观显示了权重函数的形式：

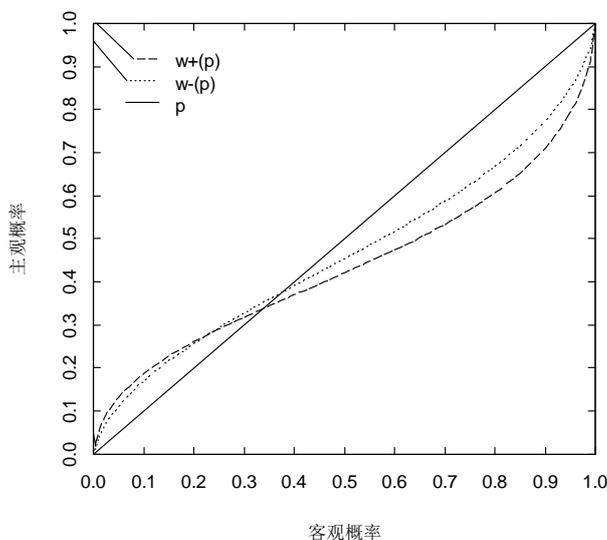


图 1 反映主观概率扭曲的权重函数

Fig. 1 Weight function reflecting the subjective probability distortion

其中， P 为客观概率。 $w^+(p)$ 和 $w^-(p)$ 分别为对收益和损失的权重函数。

此外，对于不确定性事件 Y 而言，假设其有 T 种可能发生的结果 y_1, y_2, \dots, y_T ，对应的客观概率分别为 p_1, p_2, \dots, p_T 。CPT 理论通过累积概率变换，得到了主观风险概率：

$$\pi_1^- = w^-(p_1),$$

$$\pi_t^- = w^-(p_1 + \dots + p_t) - w^-(p_{t+1} + \dots + p_{t-1}), \quad 2 \leq t \leq k,$$

$$\pi_t^+ = w^+(p_t + \dots + p_T) - w^+(p_{t+1} + \dots + p_T), \quad k+1 \leq t \leq T-1,$$

$$\pi_T^+ = w^+(p_T),$$

其中， y_1, y_2, \dots, y_T 满足 $y_1 < y_2 < \dots < y_k < 0 \leq y_{k+1} < \dots < y_T$ 。

至此，CPT 理论通过定义一个两阶段的效用函数，并通过权重函数变换和累积概率变换构建了新的主观风险概率，两者共同描述了养老金决策者在面临不确定环境下的有限理性认知。

2.2 养老金补缴政策的内涵价值

将前述净收益现值 y_t 的效用函数，在死亡时间（参保后 t 年）对应的主观风险认知概率下加权平均，得到了 CPT 理论下的总效用函数：

$$\begin{aligned} V(f) &= V(f^-) + V(f^+) \\ &= \sum_{t=1}^T \pi_t \times v(y_t), \end{aligned}$$

其中, $V(f^-) = \sum_{t=1}^k \pi_t^- v(y_t)$, $V(f^+) = \sum_{t=k+1}^T \pi_t^+ v(y_t)$ 。此时, y_t 计算中, 将假设补缴金额 A_1 替换为 A_2 。令

$V(f) = 0$, 求得的 A_2 即为养老金补缴政策的内涵价值。这一内涵价值反映了参保人在 CPT 理论所描述的有限理性下, 为了参保城职保愿意支付的最高补缴金额。

值得注意的是, 该求解过程存在一定困难。由于主观风险概率的变换原则依赖于收益与损失的分界点, 即 y_t 的大小排序和取值的正负。而在内涵价值 A_2 未知的情况下, 我们虽仍可以对 y_t 进行排序, 但无法确定其正负分界点的位置, 从而无法直接计算出主观概率。这里, 除了决策结果 y_t , 主观概率 π_t 也是内涵价值 A_2 的函数, 且都具有比较复杂的函数形式。因此对于方程 $V(f) = 0$, 无法使用通常的计算方法求出内涵价值的解析解。我们将利用数值方法, 通过自定义函数和二分法求解的方式, 求得内涵价值的数值解。

3 参数校准与模型求解

3.1 参数设定

山东省人力资源和社会保障厅公布的 2010 年—2015 年城职保个人账户记账利率分别为 3.73%、4.25%、4.25%、4.25%、4.25%。2017 年, 人社部印发《统一和规范职工养老保险个人账户记账利率办法》, 全国统一职工基本养老保险个人账户记账利率, 随后公布 2016 年记账利率为 8.31%, 2017 年记账利率为 7.12%。理论研究方面, 杨再贵^[15]通过建立 OLG 模型, 研究得到最优的记账利率在 5.55%—6.88% 之间。考虑到养老金的统筹层次将提高, 并通过积极投资资本市场获得稳定的高收益, 我们将养老金个人账户记账利率设定为 $r = 5\%$ 。关于养老金增长率, 2008 年—2015 年养老金涨幅均保持在 10% 的平稳状态, 近两年出现下降, 为 6.5% 和 5.5%。随着我国经济增速的放缓, 预期工资增长率也将趋于下降并保持平缓。同时, 我国目前养老金基数依然较低, 在未来一段时间内仍然需要较高的养老金增长率以保证退休人员的购买力。因此, 设定养老金增长率为 $g = 7\%$ 是一个较为合理的水平。养老金增长率对养老金价值和养老保障效果的影响是极为重要的。但是, 该参数设定为基于历史的数据做出的推演和预测, 可能与实际情况不完全相符。后续, 我们将对养老金增长率参数做敏感性分析, 以考察在不同养老金增长率的情况下养老保险价值的变化。此外, 根据 2015 年《中国保监会关于普通型人身保险费率政策改革有关事项的通知》, 目前我国对于普通型商业养老保险, 保险公司采用的法定责任准备金评估利率为 3.5%, 可适当上浮。考虑到城职保的缴费和待遇领取标准存在随政策变动的不确定性, 未来现金流的波动性较大, 对于参保人而言具有较大风险, 故折现率应略高于商业养老金的水平。因此, 我们设定折现率与个人账户记账利率相等, 即贴现因子为 $v = 1/(1 + 5\%)$ 。根据《中华人民共和国社会保险法》, 55 岁退休女性个人账户养老金计发月数 $month = 170$; 60 岁退休男性个人账户养老金计发月数 $month = 139$ 。

对于 CPT 效用函数和权重函数中的各个参数, Tversky 和 Kahneman^[6]通过实验得到的估计值为: $\hat{\lambda} = 2.25$, $\hat{\alpha} = \hat{\beta} = 0.88$, $\hat{\gamma} = 0.61$, $\hat{\delta} = 0.69$ 。本文中这些参数的取值与上述估计值保持一致, 即令 $\lambda = 2.25$, $\alpha = \beta = 0.88$, $\gamma = 0.61$, $\delta = 0.69$ 。值得注意的是, 上述实验为一个赌博过程, 参与者进行决策的心理状态可能与购买养老保险时存在差异。此外, 购买养老保险需要的资金规模也更大, 因此实验

结果的参数取值对于养老保险购买的行为分析可能是存在偏差的。在本文的后续部分，我们将对这些参数的取值进行稳健性检验，以考察在不同参数取值的情况下，养老保险价值的变化。表 1 总结了上述参数的符号及取值情况：

表 1 参数符号及取值说明

Table 1 Parameter symbols and assignment descriptions

参数符号	含义	取值	赋值来源
r	个人账户记账利率	5%	根据历年经验数据估计
g	养老金增长率	7%	根据历年经验数据估计
v	贴现因子	$1/(1+5\%)$	根据经验数据估计
$month$	个人账户养老金计发月数	170 (女性) 139 (男性)	《中华人民共和国社会保险法》规定
λ	损失厌恶系数	2.25	Tversky&Kahneman ^[6] 实验估计
α	价值函数曲率 (收益部分)	0.88	Tversky&Kahneman ^[6] 实验估计
β	价值函数曲率 (损失部分)	0.88	Tversky&Kahneman ^[6] 实验估计
γ	主观概率扭曲参数 (收益部分)	0.61	Tversky&Kahneman ^[6] 实验估计
δ	主观概率扭曲参数 (损失部分)	0.69	Tversky&Kahneman ^[6] 实验估计

3.2 工资预测过程

由于城职保保费续缴和养老金领取金额均与当年在岗职工平均工资相关联，我们需要对未来职工平均工资进行精准的预测。在养老金替代率研究领域，对工资预测最常见的方法为假设工资增长率为常数或满足对数正态分布^{[16][17]}。实际中，受有限的资源和环境制约，经济不可能一直保持强劲增长的态势。增长速度在发生期往往较为缓慢，随后在发展期加速并上升至最高点，然后在成熟期逐渐放缓，并在接近环境容量上限时趋近于 0，从而达到稳态。发达国家的历史发展经验充分证实了这一逻辑的合理性。Logistic 模型也称阻滞增长模型，可以刻画事物在发生、发展、成熟三个阶段的不同状态，被广泛应用于经济、技术、生物等领域的研究。马秋香^[18]运用 Logistic 模型对郑州市 2012 年—2051 年的职工平均工资进行了预测，预测结果与 2012 年—2016 年的实际情况有良好的吻合度。根据《山东省统计年鉴》中关于 1978 年—2016 年全省职工平均工资的数据，图 2 显示了历年工资及其增长率的变化情况：在改革开放之初，平均工资基数较小且增长率波动较大；1998 年前后，平均工资开始加速增长，增长率也处于比较稳定的增加状态；从 2007 年开始，平均工资增速明显开始放缓。平均工资呈现出类似 S 型的增长趋势，符合 Logistic 模型描述的变化模式。基于上述分析，本文采用 Logistic 模型来拟合山东省职工平均工资的变化。

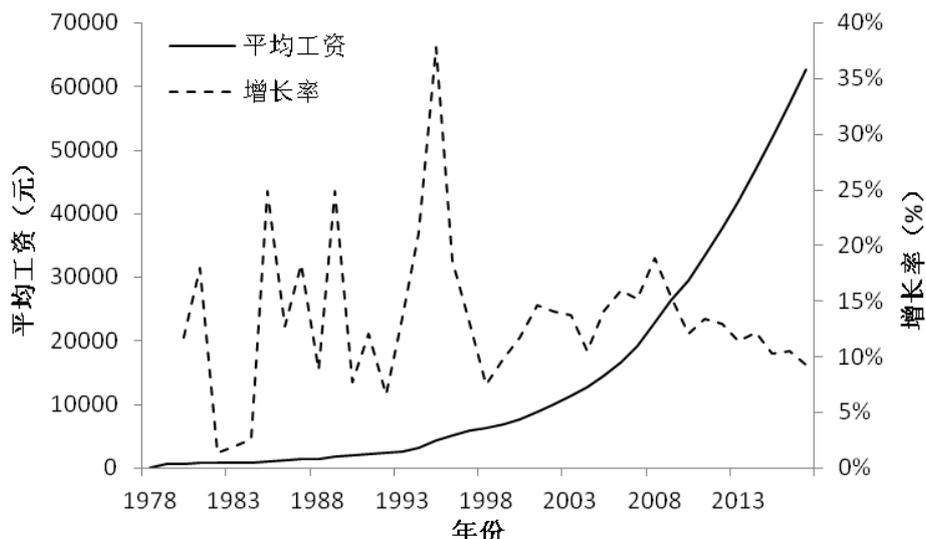


图2 山东省在岗职工平均工资及增长率

Fig. 2 The level and growth rate of the employee's average salary in Shandong Province

Logistic 模型形式的推导过程如下：令 x 表示平均工资， $r(x)$ 表示平均工资增长率，则有：

$$\begin{cases} \frac{dx}{dt} = r(x)x \\ x(0) = x_0 \end{cases}$$

由于 $r(x)$ 是 Logistic 模型中体现阻滞影响的部分，故 $r(x)$ 应为 x 的减函数。假设其满足线性关系：

$$r(x) = r - sx (r > 0, s > 0),$$

且当 x 达到最大值 x_m 时，有 $r(x_m) = 0$ 。因此， $s = \frac{r}{x_m}$ ，代入上式得 $r(x)$ 的表达式为：

$$r(x) = r \left(1 - \frac{x}{x_m} \right)$$

从而有：

$$\begin{cases} \frac{dx}{dt} = rx \left(1 - \frac{x}{x_m} \right) \\ x(0) = x_0 \end{cases}$$

解上述微分方程可得：

$$x(t) = \frac{x_m}{1 + \left(\frac{x_m}{x_0} - 1 \right) e^{-rt}}$$

更一般地，将 Logistic 模型的表达式写做如下形式：

$$x(t) = \frac{k}{1 + a \times e^{-b(t-t_0)}}$$

其中， t 表示年份， t_0 表示初始年份。将山东省 1978 年—2016 年全省职工平均工资的数据代入上式，运用 SPSS 软件进行非线性回归拟合，最终确定参数的值为： $k = 169601.434$ ， $a = 486.138$ ， $b = 0.149$ 。拟合模型的 R 方为 0.999，拟合效果良好。利用 Logistic 模型，得到 2017 年—2032 年山东省职工平均工资的预测值，如表 2 所示。

表 2 山东省在岗职工平均工资预测表（元）

Table 2 Forecast of the employee's average salary in Shandong Province

年份	平均工资	年份	平均工资
2017	69064	2025	117618
2018	75238	2026	122829
2019	81517	2027	127705
2020	87831	2028	132226
2021	94113	2029	136387
2022	100292	2030	140187
2023	106306	2031	143636
2024	112097	2032	146746

3.3 CPT 效用下主观概率的变换

根据 CPT 理论的总效用计算公式,我们需要对 y_t 按由小到大的顺序排序,并使与 y_t 一一对应的 ${}_{t-1}q_x$ 的排序也发生相同的变化,得到排序后的 y_{t^*} 和 ${}_{t^*-1}q_x$, 且有 $y_{1^*} < y_{2^*} < \dots < y_{k^*} < 0 \leq y_{k+1^*} < \dots < y_{T^*}$ 。其中 t^* 不再表示投保后经过的年份,而表示 y_t 从小到大排列后的次序。将 ${}_{t^*-1}q_x$ 代入 CPT 理论中的主观概率

转换函数,可得 π_{t^*} 。令 $V(f) = \sum_{t=1}^T \pi_{t^*} \times v(y_{t^*}) = 0$, 求解该方程得到的 A_2 值即为上述养老保险在考虑 CPT

理论下的内涵价值。如前所述,由于主观概率是内涵价值的函数,因此在求解出内涵价值之前,我们无法直观地给出概率转换所形成的主观概率相对于客观概率的偏离情况。为了便于在下一章对计算结果进行分析和解释,本节中,我们以 40 岁的女性参保人一次性补缴 10 年、续缴 5 年保费,随后中断缴费至年满 55 岁并开始领取养老金为例。通过求解,其养老金一次性补缴的内涵价值为 322046 元。进而,我们可以确定主观概率序列 π_{t^*} , 并后验地展示参保人对于死亡率的认知在主观概率上的扭曲。

图 3 显示了 y_t 随投保后经过的年数 t 的变化情况。在投保后的前 5 年中,由于参保人还要续缴保费,且累计续缴金额的现值大于死亡可以领回的个人账户余额的现值, y_t 随续缴年限的增加而减小。随后 10 年为等待期,参保人不需要再缴纳保费。由于我们设定的养老金个人账户记账利率与贴现率相等, y_t 在这段时间内保持不变。投保 15 年以后,参保人开始领取养老金, y_t 随着参保人的存活时间增加而增大。

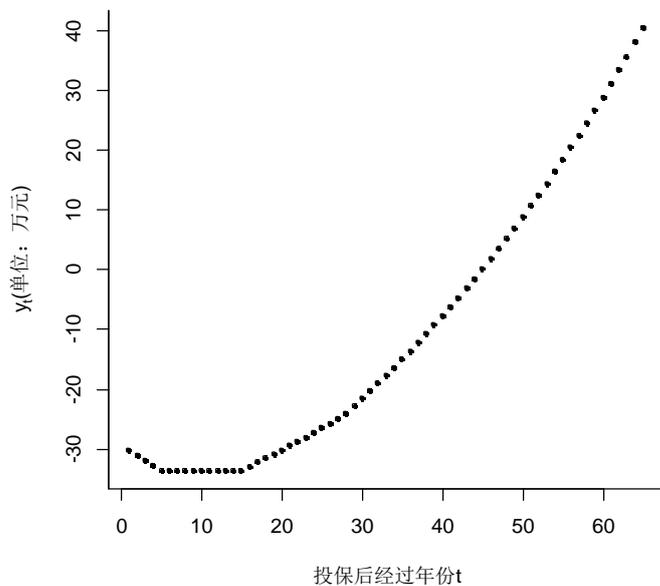


图3 净收益现值 y_t 随 t 变化关系

Fig. 3 The change of the present value of net income y_t w.r.t. t

图4中实线表示 $t_{-1}^* q_x$, 虚线表示变换后的主观概率 π_{t^*} , 横轴表示 y_t 从小到大排列后的次序 t^* 。 $t_{-1}^* q_x$ 和 π_{t^*} 都在 $t^* = 10 \sim 20$ 时出现不连续的跳跃, 是因为 y_t 随着时间出现先下降后上升的非单调趋势, 这导致其按照从小到大的顺序排列时发生了次序的改变。而 $t_{-1}^* q_x$ 和 π_{t^*} 的关系, 准确描述了具有损失厌恶心理的参保人的主观概率扭曲情况。

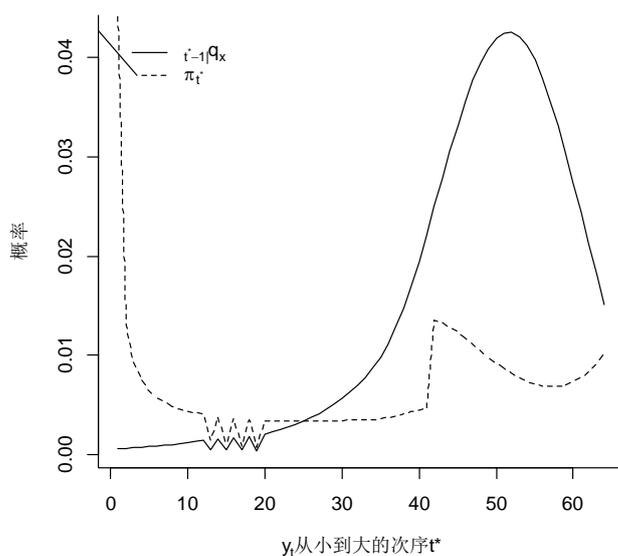


图4 概率扭曲情况

Fig. 4 The distortion of the subjective probability

通过计算可知,将内涵价值 A_2 作为补缴保费基础, y_{t^*} 的值由负转正是出现在 $t^* = 44$ 和 $t^* = 45$ 之间。这意味着,对于 40 岁的女性参保人而言,在投保后的前段时间,投保行为产生的现金流的净收益现值为负,此时有 ${}_{t^*-1}q_x < \pi_{t^*}$ 。参保人倾向于高估自己在这段时间死亡的概率,即高估损失的概率,加之对损失的厌恶,这降低了投保养老保险的效用。在投保后的中段时间,参保行为产生的现金流的净收益现值仍然为负,但损失金额较小,此时有 ${}_{t^*-1}q_x > \pi_{t^*}$ 。参保人对自己在这段时间内死亡的概率存在低估,但难以完全缓解损失厌恶带来的效用损失,因此总效用仍被低估。在投保后的后段时间,投保行为产生的现金流的净收益现值由负转正,且随着时间的演进而递增,此时有 ${}_{t^*-1}q_x > \pi_{t^*}$ 。同时,参保人对于自己在这段时间死亡的概率具有极大程度的低估,这导致养老保险的效用很大程度上被降低。综合上述各个时间段的情况,由于参保人主观概率的扭曲,以及对损失效用的厌恶,极大地降低了养老金的总效用。因此,养老金内涵价值为在有限理性情况下的最为保守的结果。

4 主要结论与稳健性检验

4.1 内涵价值折扣率

在本部分,我们分别计算了对于 40 岁、45 岁、50 岁、55 岁的女性参保人,以及对于 45 岁、50 岁、55 岁、60 岁的男性参保人,养老金一次性补缴的精算公平价值和内涵价值。我们定义精算价值折扣率为实际补缴金额与精算公平价值的百分比;内涵价值折扣率为实际补缴金额与内涵价值的百分比;价值扭曲比率为内涵价值与精算公平价值的百分比。计算公式如下:

$$\begin{aligned} \text{精算价值折扣率} &= \frac{\text{实际补缴金额}}{\text{精算公平价值}} \times 100\% \\ \text{内涵价值折扣率} &= \frac{\text{实际补缴金额}}{\text{内涵价值}} \times 100\% \\ \text{价值扭曲比率} &= \frac{\text{内涵价值}}{\text{精算公平价值}} \times 100\% \end{aligned}$$

其中,三者满足关系:

$$\text{内涵价值折扣率} = \text{精算价值折扣率} \div \text{价值扭曲比率}$$

精算价值折扣率和内涵价值折扣率分别从完全理性和有限理性角度,给出了按照现行政策规定的补缴金额参保的折扣程度。若精算价值折扣率小于 100%,说明在完全理性角度下,参保城职保对于参保人是有利的。若内涵价值折扣率小于 100%,说明在有限理性角度下,参保人参保城职保仍然是有利的。折扣率值越小,说明政策优惠力度越大,选择参保将是更优的选择。而价值扭曲比率则反映了参保人在有限理性角度下对补缴价值的认知对于完全理性下实际价值的偏离程度。该值小于 100% 表示存在参保人对养老金价值的低估,且值越小说明价值低估越严重。

表 3 和表 4 给出了不同年龄和性别的参保人参保的精算公平价值、内涵价值、精算价值折扣率、内涵价值折扣率,以及价值扭曲比率的测算值。结果显示,对于四种年龄的参保人,城职保的内涵价值均低于精算公平价值,是更为保守的结果。价值扭曲比率在 75%-85% 的范围内变化。重要的是,即使考虑到参保人对损失的厌恶和主观概率的扭曲,一次性补缴金额仍显著低于内涵价值。内涵价值折扣率均低于 40%,故该政策实为一项惠民政策。

表3 养老金价值及相关比率数据（女性）

Table 3 The values and discount rates of the one-time payment policy (female)

参保年龄	实际补缴金额 (元)	精算公平价值 (元)	内涵价值 (元)
40岁	82753	411986	322046
45岁	82753	462813	363963
50岁	82753	481128	380576
55岁	103200	442190	361748

(表3续)

参保年龄	精算价值折扣率 (%)	内涵价值折扣率 (%)	价值扭曲比率 (%)
40岁	20.09	25.70	78.17
45岁	17.88	22.74	78.64
50岁	17.20	21.74	79.10
55岁	23.34	28.53	81.81

表4 养老金价值及相关比率数据（男性）

Table 4 The values and discount rates of the one-time payment policy (male)

参保年龄	实际补缴金额 (元)	精算公平价值 (元)	内涵价值 (元)
45岁	82753	280522	210295
50岁	82753	317197	240436
55岁	82753	331955	254925
60岁	103200	321282	260785

(表4续)

参保年龄	精算价值折扣率 (%)	内涵价值折扣率 (%)	价值扭曲比率 (%)
45岁	29.50	39.35	74.97
50岁	26.09	34.42	75.80
55岁	24.93	32.46	76.80
60岁	32.12	39.57	81.17

其次，分析价值折扣率随参保年龄变化的趋势。由于55岁女性参保人和60岁男性参保人在补缴年限和续缴等待模式等方面都不同于其他年龄的参保人，其结果不具有可比。因此，仅对40岁、45岁、50岁的女性参保人，以及45岁、50岁、55岁的男性参保人进行分析。结果显示，折扣率随参保年龄的增加而下降。一方面，年龄越大的参保人距离退休时间越短，其早亡导致损失（领取额低于缴费额）的风险更小，因此精算公平价值越大，而精算价值折扣率越低。另一方面，考虑CPT效用后，早亡导致损失的负效用被放大，同时获取收益的正效用被低估。因此，内涵价值较精算公平价值降低，即价值扭曲比率小于100%。同时，价值扭曲比率随参保年龄的增加而升高，这使得内涵价值折扣率出现显著的随参保年龄增加而下降的趋势。

此外，对于补缴、续缴、等待阶段时长完全相同的女性和男性参保人（即40岁女性和45岁男性，45岁女性和50岁男性，50岁女性和55岁男性，55岁女性和60岁男性），女性参保人的内涵价值折扣率均低于男性参保人。该种情况下，女性和男性的补缴金额完全相同，但女性相对于男性有更长的预期寿命，从而使得女性未来获得的养老金的期望值高于男性。

4.2 养老金增长率对折扣率的影响

在上述模型中，养老金增长率的取值对结果存在重要影响。由于中国经济发展正处于转型时期，未来宏观经济形势的不确定使得养老金增长率的取值也存在很大不确定性。同时，这一取值还在很大程度上受到政策因素的影响。因此，在本小节中，通过改变养老金增长率的取值范围从 2% 到 11%，以考察在不同的养老金增速情况下，折扣率的变化情况。结果如图 5 和图 6 所示。

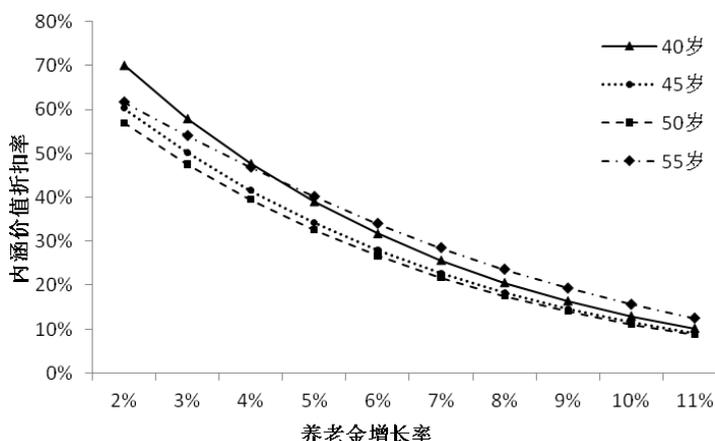


图 5 养老金增长率对内涵价值折扣率的影响 (女性)

Fig. 5 The influence of endowment growth rate on the discount rate of intrinsic value (female)

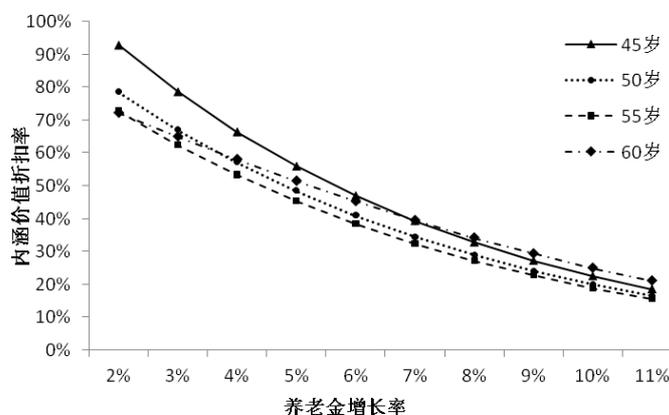


图 6 养老金增长率对内涵价值折扣率的影响 (男性)

Fig. 6 The influence of endowment growth rate on the discount rate of intrinsic value (male)

由图 5 可知，对于四种年龄的女性参保人，内涵价值折扣率随着养老金增长率的提高都表现出明显的下降。随着养老金增长率提高，领取养老金的增速加快，也会更早实现缴费投入的回收，减少损失产生的负效用。此时，养老金的内涵价值更高，折扣率更低。同时，折扣率对养老金增速的变化十分敏感，未来养老金的实际增速将在很大程度上影响参保人对城职保的最大可接受价格。然而，即使未来的养老金增长率仅为 2%，即与目前的通货膨胀率水平大体相当，四种年龄女性参保人能够获得的折扣率仍然小于 75%。可见，对于未来养老金增长率的担忧不应该成为放弃投保城职保的理由。

图 6 的结果显示男性参保人的内涵价值折扣率情况表现出相同的趋势。同时，在其他条件完全相同的情况下，男性参保人的内涵价值折扣率均高于女性参保人。此外，在各种情况下男性参保人的内涵价值折

扣率仍低于 95%，且这一折扣率随养老金增长率提高而显著下降。因此，虽然男性享受到的政策优惠力度低于女性，但参保仍然是合意的选择。

4.3 续缴时间对折扣率的影响

对于 40 岁的女性参保人，在缴纳 5 年续期保费后，即达到领取养老金的最低缴费年限。现实中，多数参保人选择中断缴费。本部分，我们研究续缴时间对精算价值折扣率和内涵价值折扣率的影响，并证明如果能够延长缴费时间，将进一步提升养老福利。

图 7 为 40 岁的女性参保人精算价值折扣率和内涵价值折扣率随续缴时间的变化。结果显示，随着续缴时间延长，折扣率显著下降。对于计入个人账户的续缴金额，即使参保人早亡也会作为遗产全部返还，故该部分续缴金额不会使参保人蒙受额外的损失。对于计入统筹账户的部分，一方面，延长缴费时间增加了平均缴费基数；另一方面，缴费时间作为系数直接影响养老金的计发公式。其中，后者的影响是非常显著的。

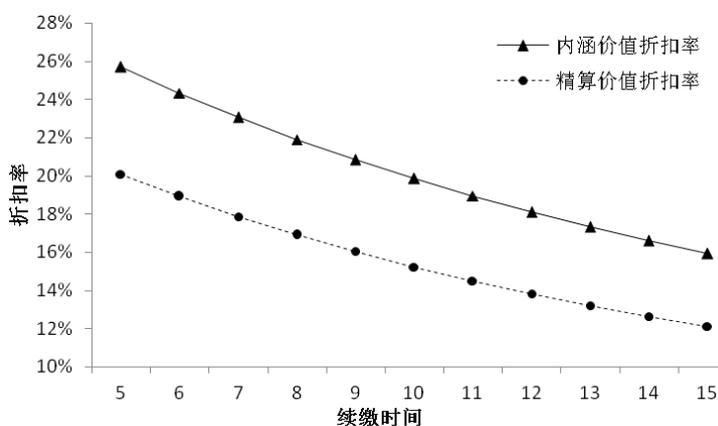


图 7 续缴时间对折扣率的影响（40 岁女性）

Fig. 7 The influence of renewal time on discount rates (40-year-old female)

45 岁的男性参保人的精算价值折扣率和内涵价值折扣率随续缴时间变化的情况如图 8 所示。相关结论与 40 岁女性的情况是一致的。同时，在其他条件相同的情况下，男性参保人的内涵价值折扣率高于女性参保人。此外，本部分的结论对于 45 岁的女性参保人和 50 岁的男性参保人也是成立的。

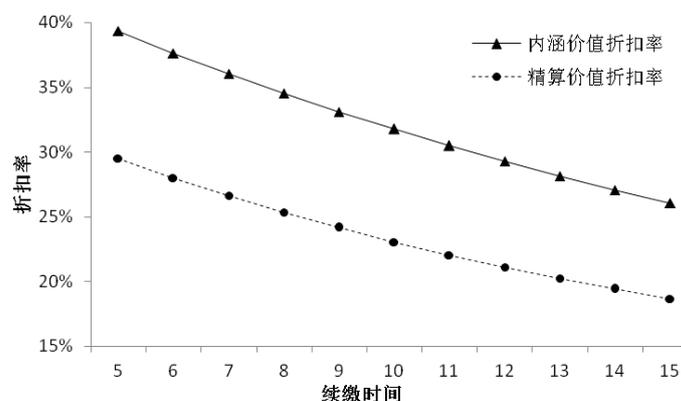


图 8 续缴时间对折扣率的影响（45 岁男性）

Fig. 8 The influence of renewal time on discount rates

(45-year-old male)

综上，有条件的农村外出务工人员应该尽量延长城职保的续缴时间，以提高退休后养老金领取的待遇水平，并享受到更低的折扣率。

4.4 参数稳健性检验

如前所述，本文中效用函数和主观概率函数中的各个参数，我们均采用的是 Tversky 和 Kahneman^[6]的结论。即通过一个赌博实验估计的数值。然而，对于参数的取值，国内外研究提出了不同的看法。例如，Hwang 和 Satchell^[19]发现损失厌恶系数 λ 在不同国家市场上的是不同的，美国和英国分别为 3.25 和 2.75，且这一取值会随着市场环境的变化而改变。张小涛，潘琪和李悦雷^[12]通过对中国股票市场的研究，认为价值函数的曲率 α 和 β 不相等，且对应文中的 $\lambda = 2.25$ ，中国投资者损失厌恶系数的下界明显较低。此外，理论中关于各参数取值对养老金投保决策情景的适用性也有待商榷。其一，以规避长寿风险为目的的养老保险购买毕竟不同于以投机为目的的赌博行为。因此，参与者在上述实验过程中的心理状态可能与购买养老保险时有所差异。其二，两种行为涉及的资金规模也不相同。最后，上述实验参与人数较少且来自一个特定群体，而现实中养老保险的参保人的群体范围更为广泛，且不同的个体间存在异质性。综上，上文设定的参数取值对于我国养老保险购买的行为分析可能是存在偏差的。

在本部分，我们对上述参数进行不同的取值，考察不同的损失厌恶和概率扭曲程度对四种年龄参保人折扣率产生的影响，以判断前述各定量分析的结论是否具有参数稳健性。

首先，研究相关结果对损失厌恶系数 λ 稳健性。改变 λ 的取值范围从 1 到 5。 $\lambda = 1$ 表示没有损失厌恶， λ 越大表示损失厌恶程度越大。如图 9 显示，对于女性参保人，四种投保年龄的折扣率都随着损失厌恶程度的增加而增加。当实际损失金额相同时，损失厌恶程度越高，这一损失产生的负效用越高，降低其内涵价值。相比于养老金增长率变化对折扣率的大幅度影响，损失厌恶程度对于折扣率的影响程度相对较小。本文中使用的损失厌恶系数 $\lambda = 2.25$ ，即使当损失厌恶程度增加至 $\lambda = 5$ ，对于四个年龄的参保人而言，仍可以享受到小于 40% 的折扣率。

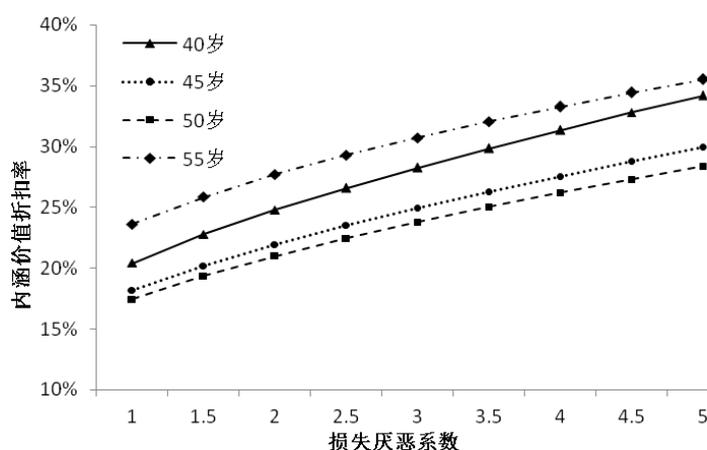


图 9 损失厌恶系数对内涵价值折扣率的影响 (女性)

Fig. 9 The influence of loss aversion coefficient on the discount rate of intrinsic value (female)

图 10 为男性参保人的相应结果。同样地，对于各个投保年龄，随着损失厌恶程度增加，折扣率均有所上升。虽然男性享受的政策优惠力度低于女性，但即使损失厌恶程度增加至 $\lambda = 5$ ，各个年龄的参保人享受的折扣率仍低于 60%。

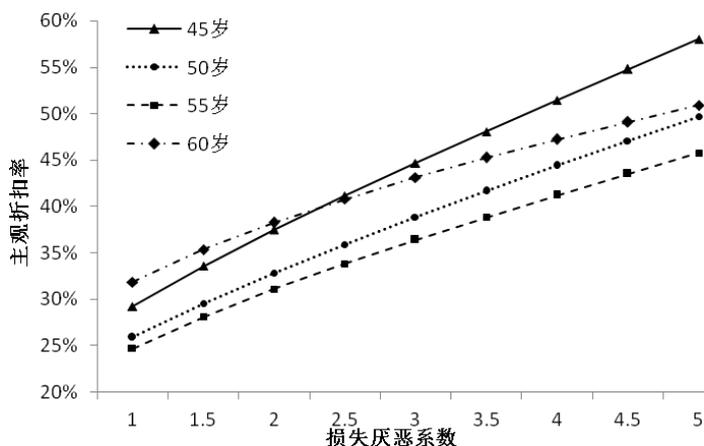


图 10 损失厌恶系数对内涵价值折扣率的影响 (男性)

Fig. 10 The influence of loss aversion coefficient on the discount rate of intrinsic value (male)

综上，上述结果对于损失厌恶系数是稳健的。即使是极度厌恶损失的人，投保城职保仍然是合意的选择。

其次，研究相关结果对概率扭曲参数 γ 和 δ 的稳健性。改变 γ 和 δ 的取值范围从 0.3 到 1。 γ 和 δ 等于 1 表示没有概率扭曲， γ 和 δ 越小表示概率扭曲程度越大。如图 11 和图 12 显示，四种年龄的女性参保人和男性参保人的折扣率都随着概率扭曲程度的增加而升高。同样的，在其他条件不变的情况下，男性参保人的内涵价值折扣率均高于女性参保人。

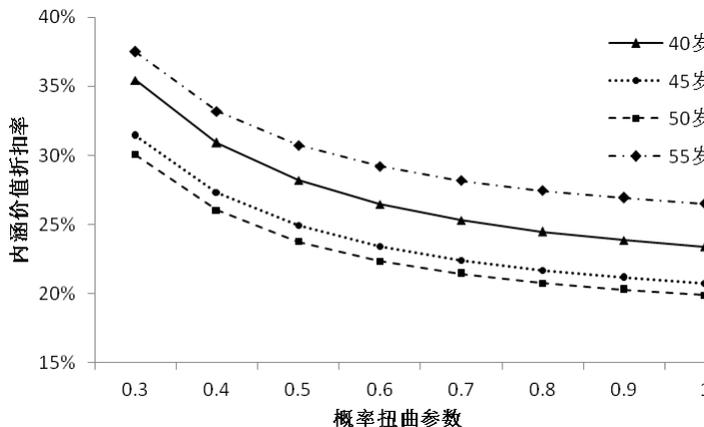


图 11 概率扭曲参数对内涵价值折扣率的影响 (女性)

Fig. 11 The influence of probability distortion coefficient on the discount rate of intrinsic value (female)

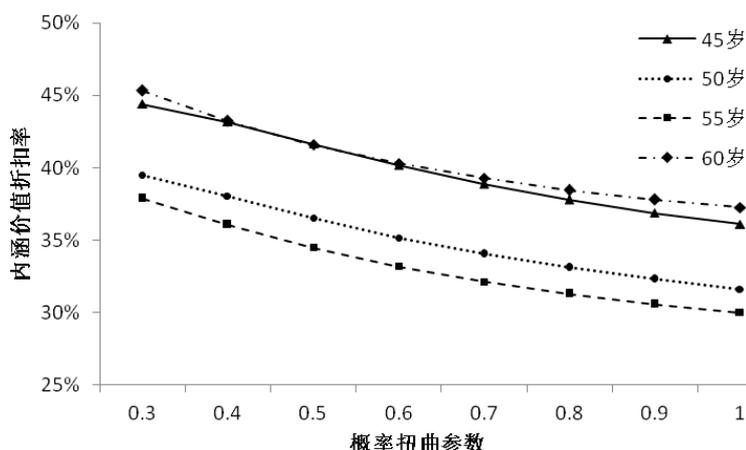


图 12 概率扭曲参数对内涵价值折扣率的影响 (男性)

Fig. 12 The influence of probability distortion coefficient on the discount rate of intrinsic value (male)

我们以 40 岁女性为例对上述结果进行说明。图 13 中，实线表示重新排序后的客观概率，长虚线表示 $\gamma = \delta = 0.4$ 时的主观概率，点虚线表示 $\gamma = \delta = 0.7$ 时的主观概率。虽然概率扭曲参数改变，但 y_t 的排序没有改变，因此两种情况下重新排列的客观概率相同。概率扭曲程度越大，参保人越倾向于更严重地高估早亡概率，即高估净收益现值 y_t 为负值时的概率。同时，更严重地低估 y_t 为正值而获得收益的概率。这两者导致对养老保险的效用存在更严重的低估，使得其内涵价值进一步降低。

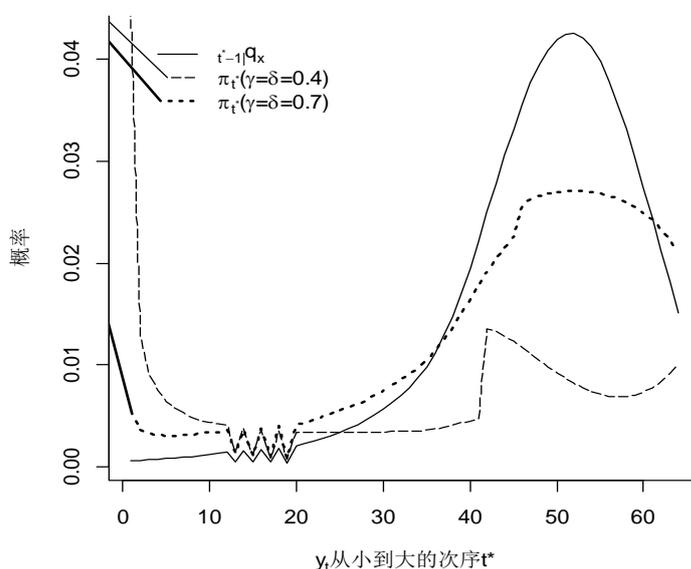


图 13 不同程度的主观概率扭曲

Fig. 13 Different levels of subjective probability distortion

与损失厌恶系数类似，概率扭曲程度对于折扣率的影响程度也相对较小。本文中使用的概率扭曲参数为 $\gamma = 0.61$ ， $\delta = 0.69$ 。即使当概率扭曲程度增加至 $\gamma = \delta = 0.3$ ，对于四种年龄的参保人而言，无论是男性还是女性，仍可以享受到低于 50% 的折扣率。因此，上述结果对于概率扭曲参数是稳健的。即使在主观

概率极端扭曲情况下，投保城职保仍然是合意的选择。

5 结论

本文利用 Tversky 和 Kahneman 提出的 CPT 理论，将参保人的有限理性行为因素纳入养老保险的内涵价值分析。通过比较 CPT 理论下的养老金一次性补缴内涵价值与实际补缴金额的差距，说明投保城职保对于不同年龄参保人的合意性。结论表明，由于参保人普遍存在对领取低于缴费而产生的损失厌恶心理，城职保的内涵价值低于精算公平价值。但即使在该保守情形下，实际补缴金额仍显著低于内涵价值。通过一次性补缴政策享受城镇职工养老保障待遇，对包含农村外出务工人员在内的企业职工仍然是合意的选择。

养老金增长率是影响内涵价值折扣率的重要因素。通过测算发现，即使养老金增长率仅略高于通货膨胀率，各个年龄的参保人仍然能够享受较低的折扣率。因此，基于对未来养老金增长率的担忧而放弃投保城职保不是最优选择。同时，对于较为年轻的参保人，达到最低缴费年限后，持续缴费会进一步提升养老效果和养老福利。此外，本文的结果对于损失厌恶程度系数和主观概率扭曲参数的变化都是稳健的。由此可见，一次性补缴政策对包括农村外出务工人员在内的合格参保人是一项惠民政策，是提高其养老福利的重要举措，积极投保并持续缴费是最优的选择。

当然，尽管运用 CPT 理论刻画了参保人的有限理性行为，我们的研究仍然存在一定的局限性。在我国传统文化中，遗产动机是普遍存在的。如果选择购买养老保险，人们将面临遗产的损失。此外，农村外出务工人员的缴费负担能力也是限制其投保的重要现实因素。如果当期的收支平衡都难以满足，他们很难将收入的一部分用作未来的养老安排。如果考虑上述遗产动机和缴费负担能力等因素，预期投保城职保的内涵价值将有所降低，投保的合意性将有待进一步探讨。

参考文献

- [1]秦雪征, 周建波, 辛奕, 庄晨. 城乡二元医疗保险结构对农民工返乡意愿的影响——以北京市农民工为例[J]. 中国农村经济, 2014, (2): 56—68.
- Qin Xuezheng, Zhou Jianbo, Xin Yi, Zhuang Chen. The influence of urban-rural dual medical insurance structure on migrant workers' willingness to return to hometown: A case study of migrant workers in Beijing[J]. Chinese Rural Economy, 2014, (2): 56—68. (in Chinese)
- [2]韩其恒, 苗二森, 李俊青. 农村劳动力迁移摩擦影响农民工数量与工资结构吗? [J]. 管理科学学报, 2018, (1): 13—30.
- Han Qiheng, Miao Ersen, Li Junqing. Does the migration friction of rural labor affect the structure of rural migrant labor's quantity and wage? [J]. Journal of Management Sciences in China, 2018, (1): 13—30. (in Chinese)
- [3]孙三百, 黄薇, 洪俊杰. 劳动力自由迁移为何如此重要? ——基于代际收入流动的视角[J]. 经济研究, 2012, (5): 147—159.
- Sun Sanbai, Huang Wei, Hong Junjie. Why free labor migration is so important? ——Based on the perspective of intergenerational income mobility[J]. Economic Research Journal, 2012, (5): 147—159. (in Chinese)
- [4]郭瑜. 农民工养老保险的选择——基于替代率的研究[J]. 保险研究, 2013(4): 110—117.
- Guo Yu. Pension insurance options for rural workers——Based on replacement research[J]. Insurance Studies, 2013(4): 110—117. (in Chinese)
- [5]Kahneman, D, Tversky, A. Prospect theory: An analysis of decision under risk[J]. Econometrica, 1979, 47(2): 263-292.
- [6]Tversky, A, Kahneman, D. Advances in prospect theory: Cumulative representation of uncertainty[J]. Journal of Risk and Uncertainty, 1992, 5(4): 297-323.
- [7]Hu, W Y, Scott, J S. Behavioral obstacles in the annuity market[J]. Financial Analysts Journal, 2007, 63(6): 71-82.
- [8]Chen, A, Haberman, S, Thomas, S. Cumulative prospect theory, deferred annuities and the annuity puzzle[J]. Working paper, SSRN Electronic Journal, 2016.
- [9]Kaluszkaa, M, Krzeszowiec, M. Pricing insurance contracts under cumulative prospect theory[J]. Insurance: Mathematics and Economics, 2012, 50(1): 159—166.
- [10]Chen, Z, Li, Z F, Zeng, Y, Sun, J Y. Asset allocation under loss aversion and minimum performance constraints in a DC pension plan with inflation risk[J]. Insurance: Mathematics and Economics, 2017, 75: 137—150.
- [11]Xie, Y X, Hwang, S, Pantelous, A A. Loss aversion around the world: Empirical evidence from pension funds[J]. Journal of Banking and Finance, 2018, 88: 52—62.
- [12]张小涛, 潘琪, 李悦雷. 基于资产配置的损失厌恶效用参数研究[J]. 管理科学学报, 2016, (5): 56—67.
- Zhang Xiaotao, Pan Qi, Li Yuelei. Loss aversion's parameters based on asset allocation[J]. Journal of Management Sciences in China, 2016, (5): 56—67. (in Chinese)
- [13]孟颖颖. 有限理性的农民工社会保险需求与风险偏好研究——农民工社会保险参保率不足的一个解释[J]. 经济管理, 2011, (10): 159—166.
- Meng Yingying. Study on the demand for social security and risk preferences of migrant workers

Based on the limited rationality——An explanation of lack of social insurance rate[J]. *Business Management Journal*, 2011, (10): 159—166. (in Chinese)

[14] 王晓军, 单戈. 养老资产年金化: 基于消费、遗产和长寿保护的精算建模分析[J]. *保险研究*, 2017, (12): 3—14.

Wang Xiaojun, Shan Ge. Annuitization of pension funds: Actuarial modeling and analysis based on consumption, bequest and longevity protection[J]. *Insurance Studies*, 2017, (12): 3—14. (in Chinese)

[15] 杨再贵. 现阶段背景下企业职工基本养老保险最优缴费率与最优记账利率研究[J]. *华中师范大学学报*, 2018, (1): 55—64.

Yang Zaigui. Contribution rate and accounting interest rate of the basic old-age insurance for enterprise employees[J]. *Journal of Central China Normal University*, 2018, (1): 55—64. (in Chinese)

[16] 黄薇, 王保玲. 基于个税递延政策的企业年金保障水平研究[J]. *金融研究*, 2018, (1): 138—155.

Huang Wei, Wang Baoling. The security level of income—tax—deferred enterprise annuity[J]. *Journal of Financial Research*, 2018, (1): 138—155. (in Chinese)

[17] 王晓军, 米海杰. 澄清对养老金替代率的误解[J]. *统计研究*, 2013, (11): 52—59.

Wang Xiaojun, Mi Haijie. Clarifying misunderstanding of Pension replacement rate[J]. *Statistical Research*, 2013, (11): 52—59. (in Chinese)

[18] 马秋香, 张彦周. 基本养老金替代率模型及变化因素分析[J]. *金融理论与实践*, 2015, (5): 90—94.

Ma Qiuxiang, Zhang Yanzhou. The model and impact factors of the basic old-age insurance replacement rate[J]. *Financial Theory & Practice*, 2015, (5): 90—94. (in Chinese)

[19] Hwang, S, Satchell, S E. How loss averse are investors in financial markets?[J]. *Journal of Banking and Finance*, 2010, 34(10): 2425—2438.

**An intrinsic value analysis of one-time payment policy
based on CPT utility
—Taking Shandong Province’s 1978-2016 empirical data as an
example**

HE Lin, LENG Yan-ran

School of Finance, Renmin University of China, Beijing 100872, China

Abstract: Along with the process of urbanization, how rural migrant workers can get in line with the endowment insurance for urban employees and realize higher old-care utility are urgent issues remain to be solved. Since 2015, some areas including Shandong Province have introduced one-time payment policy for endowment insurance, allowing the employees of enterprises, including migrant workers from rural areas, to buy the urban employees’ basic endowment insurance through one-time payment. Nonetheless, people’s concern about the circumstance that the total amount of benefits would be lower than the total amount of contributions leads to their unwillingness to buy insurance. This paper primarily aims to depict the risk preference of the insured with limited rationality based on Cumulative Prospect Theory, and calculates the intrinsic value under this conservative estimation. The results indicate that the amount required by the one-time payment policy is still significantly lower than the intrinsic value, even considering the loss aversion and the subjective probability distortion. In addition, after fulfilling the required minimum payment, continuous payment until retirement could further improve the old-care utility.

Key words: basic endowment insurance; one-time payment policy; CPT; loss aversion; intrinsic value