

经济政策不确定性与家庭风险性 金融产品投资

陈瀚斌¹ 张浩²

摘要 本文旨在探讨经济政策不确定性对家庭部门的金融参与行为会受到怎样的影响。本文基于2010、2012和2014年的家庭微观调查数据实证探究经济政策不确定性如何影响家庭的风险性金融产品投资。研究表明,经济政策不确定性增加会显著降低家庭的风险性金融产品投资额占总金融资产的比例。本文进一步对影响渠道进行分析显示:家庭的不确定性收入和债务负担会放大经济政策不确定性对家庭金融参与的影响。收入波动性越大的家庭风险性金融产品投资比例在经济政策不确定性增加时会有更大程度下降。在异质性分析中,本文主要讨论了家庭的互联网使用和家庭的社会交互程度两个维度的差异。结果显示,当家庭使用互联网以及家庭有更多的社会交往活动时,经济政策不确定性增加对家庭的风险性金融产品投资比例的影响更大。

关键词 经济政策不确定性;家庭金融;风险性金融产品投资

0 引言

近年来,随着国际局势的变化,各国出台的政策具有更大的不确定性。尤其是受2020年以来疫情的影响,每个家庭感受到更深刻的政策不确定性。政策不确定性对经济社会发展有广泛的影响,对企业部门而言,政策不确定性会影响企业的投资、研发、并购、生产乃至影响企业的绩效(Julio and Yook, 2012; 李凤羽和杨墨竹, 2015; Gulen and Ion, 2016; Bonaime et al., 2018)。对家庭部门而言,政策不确定性不仅通过影响企业部门的生产经营进而影响家庭活动,也会直接影响家庭的消费、储蓄和劳动决策(Fuchs-Schündeln and Schündeln, 2005; Giavazzi and McMahon, 2012)。然而,经济政策不确定性对家庭金融市场

1 陈瀚斌(通讯作者),北京大学光华管理学院博士研究生, E-mail: hanbin_chen@stu.pku.edu.cn。

2 张浩,首都经济贸易大学工商管理学院讲师, E-mail: zhanghao-cuebba@cueb.edu.cn。

参与的影响受到的关注较少。

家庭金融是一个重要的课题,从各国的数据来看,家庭的金融市场参与程度都比较低,而且家庭的金融市场参与行为难以被很好地观测(Campbell, 2006)。根据 Survey of Consumer Finances(SCF)数据统计,多年来美国家庭的股票市场参与率约为 50%左右(Hong et al., 2004; Agarwal et al., 2022)。而由于现代金融市场发展较晚,根据本文的数据统计和前人的研究结果,中国家庭的金融参与度更低,中国家庭的股票市场参与率不到 10%(尹志超等, 2015a)。中国家庭的金融参与行为受到哪些因素的影响,如何让股票等金融产品成为未来家庭重要的资产选择值得进行更多的探索。本文以经济政策不确定性为视角,分析经济政策不确定性如何影响家庭的金融参与。

为了度量经济政策不确定性对家庭金融参与的影响,本文使用了中国家庭追踪调查数据(CFPS),使得一些不可观测的家庭固有特征和年度特征能够得到控制。本文研究发现,经济政策不确定性增加会显著降低家庭持有的风险性金融产品的比例,同时显著降低家庭持有风险性金融产品的概率。进一步研究发现,家庭的不确定性收入和债务负担是可能的影响渠道,它们会放大经济政策不确定性对家庭金融参与的影响。收入波动性越大的家庭在经济政策不确定性高时,会更多地减少风险性金融产品的持有比例。最后,本文通过异质性分析发现,当家庭使用互联网以及家庭有更多的社会交往活动时,家庭的风险性金融产品投资比例会受到经济政策不确定性更大的影响,从而连接了社会交互和金融市场参与这一系列的文献(Ellison and Fudenberg, 1995; Hong et al., 2004)。

本文接下来的部分结构安排如下:第 1 部分是文献回顾与研究假设,第 2 部分是数据、变量和实证设计,第 3 部分是基准回归,第 4 部分是影响渠道分析,第 5 部分是异质性分析,第 6 部分是稳健性检验,最后一部分是全文总结。

1 文献回顾与研究假设

本文从家庭金融参与行为的角度开展经济政策不确定性对家庭决策影响的研究,而已有文献较多研究了政策不确定性对企业层面的影响。文献多通过经济政策不确定性指数或者选举等外生事件来衡量政策不确定性对企业投资、并购、研发等经营活动以及股票市场表现的影响(Julio and Yook, 2012; Pástor and Veronesi, 2012; 李凤羽和杨墨竹, 2015; Gulen and Ion, 2016; 唐朝, 2017; Bonaime et al., 2018; 顾夏铭等, 2018),但探究政策不确定性对家庭决策的影响的研究还较少。政策不确定性对企业的影响与对家庭的影响并不相同,因为企业的投资往往是不可逆的,而家庭的金融投资是可逆的(Agarwal et al., 2022)。对家庭部门受政策不确定性影响的分析有助于更充分地刻画政策不确定性对经济运转的影响。

本文能够利用家庭微观数据开展政策不确定性对家庭金融决策的研究得

益于近年来微观调查数据的蓬勃发展。基于这些数据,已有文献对家庭或个体的金融参与的决定因素做出了丰富的研究,也就家庭对金融市场“有限参与”背后的影响因素进行了探究。以往的研究表明,诸如居民健康、教育程度、年龄等特征都会对个体的风险态度和金融决策造成影响,而且这些特征很难通过投资组合的方式加以分散。前人的研究结果显示,健康水平越高,户口为城镇户口的中国家庭对风险资产的投资意愿越高(刘潇等,2014)。而探讨年龄、婚姻(王璿和吴卫星,2014)、性别因素对金融参与影响的研究的结论并不统一。例如,有学者表示年龄对股市参与的影响是非线性的(刘潇等,2014),但也有可能年龄越大,投资者风险承担能力越强,个体参与股票市场的意愿会提高(王聪和田存志,2012)。在诸多影响家庭金融参与的因素中,家庭财富或家庭收入以及家庭人力资本投资的影响更为突出,也被用于解释“有限参与”之谜。因为参与股票投资需要承担一定的固定成本,所以家庭财富越多,参与成本对家庭的影响越小,家庭对股市的投资意愿越高(王聪和田存志,2012)。而家庭收入风险波动性越大,其对风险资产的投资越谨慎。除了家庭财富的影响外,人力资本差异也被用于解释金融参与程度的不同。教育程度较高以及拥有金融知识的家庭的金融参与率更高(尹志超等,2014)。以上这些研究为本文控制家庭和个体的影响提供了良好参考,但主要分析了家庭自身的特征对金融参与的影响,研究外部环境如何影响家庭金融投资的文献并不多。本文将通过刻画一种重要的外部环境变化——经济政策不确定性的变化,来解释家庭金融参与行为的变化。

政策不确定性风险是家庭资产配置过程中需要考虑的一种重要的不确定性风险。不确定性本身会影响家庭消费、储蓄等方方面面的决策,也用于解释一些特色的经济现象。罗楚亮(2004)研究表明中国家庭“高储蓄”现象的部分原因是经济转型过程中,中国家庭在住房、医疗、就业等方面面临的不确定性增加,因此触发了“预防性储蓄”行为,出于平滑消费的动机减少当期的消费。家庭的投资组合会考虑对不同风险的对冲(Heaton and Lucas, 1997; Betermier et al., 2012)。Betermier et al. (2012)基于瑞典的家庭数据研究发现,家庭的投资决策会考虑人力资本风险,从而在转换工作时会调整投资决策。如果家庭成员职业转换后的工资波动率更高,那么会减少风险资产的持有比例。政策不确定性除了会影响企业经营和宏观经济运转,也作为一种重要的不确定性风险影响家庭的决策。政策不确定性上升时,家庭的预防性储蓄动机增加,用于风险资产投资的资金就减少,对风险资产投资秉持更谨慎态度,从而使得家庭配置风险性金融资产的比例和意愿下降。据此,本文提出研究假设1。

H1: 经济政策不确定性的增加会显著减少家庭的风险性金融产品的投资比例。

在讨论政策不确定性通过怎样的机制影响家庭的金融资产配置时,家庭的收入发挥着重要的传导作用。劳动收入对家庭的消费行为、储蓄行为以及劳动

供给行为都产生了重要的影响 (Gourinchas and Parker, 2001; Fuchs-Schündeln and Schündeln, 2005; Giavazzi and McMahon, 2012)。Giavazzi and McMahon (2012) 基于 1998 年德国大选这一准自然实验研究发现, 家庭会通过增加储蓄、增加兼职工作的劳动供给来应对政策不确定性的增加。大选会带来与家庭生活息息相关的税收政策、养老金政策、失业保障政策等不确定性, 从而带来未来收入的不确定性。对于年轻家庭或者流动性财富较少的家庭而言, 政策不确定性增加时的劳动收入风险会更大。而从资产配置的角度看, 家庭在面临政策不确定性时会对风险资产的配置做出调整, 通过减少高风险的投资对劳动收入风险进行对冲。但也有观点认为对于风险资产的投资不仅取决于投资的夏普比率, 也取决于收入和金融市场回报间的相关性 (Campbell and Viceira, 2002)。当相关性较低时, 股票可以成为收入风险的对冲工具。即使收入波动性高的家庭也可能会因为对冲风险的需求而增加股票等风险资产的投资参与度 (Bonaparte et al., 2014)。关于如何刻画劳动收入风险, Agarwal et al. (2022) 等文献通过计算收入的标准差来衡量不确定性。而罗楚亮 (2004), 沈坤荣和谢勇 (2012) 等文献通过构造家庭收入方程, 来计算持久性收入和不确定性收入。根据以上的分析, 本文提出研究假设 2。

H2: 收入波动性大的家庭受到经济政策不确定性影响更大, 不确定性收入会放大经济政策不确定性对家庭风险性金融产品的投资比例的影响。

除了考虑收入风险的影响, 本文进一步考虑了债务负担对经济政策不确定性影响的放大作用。已有文献在研究家庭行为时, 关注了金融市场摩擦对家庭行为的影响, 也关注了政策不确定性对信贷供给的影响, 但尚未考虑政策不确定性通过信贷渠道对家庭行为的影响。由于金融体系不完善造成个人流动性约束或信贷约束加强时, 家庭为了购买大额商品, 往往需要控制当前的消费支出并进行强制储蓄。而不确定性可能会强化由于金融市场不完善带来的流动性约束的影响, 从而使得家庭的行为更为保守 (万广华等, 2001)。甘犁等 (2018) 研究发现低收入家庭的储蓄率由于流动性约束的存在而难以减少, 导致了经济部门中的储蓄率偏高。除了消费和储蓄, 信贷约束还对家庭的教育支出、创业选择等方面造成影响。在个人面临信贷约束或流动性约束时, 其对于风险资产的配置需求也会受限 (尹志超等, 2015b)。更大的债务负担会使得家庭面临再借贷难的信贷约束和还本付息压力, 未来的一部分家庭收入将用于还本付息, 当经济政策不确定性上升时, 债务负担越大的家庭的金融参与受到的抑制会越明显。因此, 本文提出研究假设 3。

H3: 债务负担会放大经济政策不确定性对家庭风险性金融产品的投资比例的影响。

之后, 本文还考虑了家庭金融参与的信息成本和社会交互带来的影响。这是因为信息成本被普遍认为是股票市场参与的成本之一, 由于信息处理和信息

获取能力低而带来的市场摩擦将会减少家庭的股票市场参与(郭士祺和梁平汉,2014)。社会交互也有口口相传式的信息传递作用(孟涓涓等,2013),有社会互动的家庭更有可能参与股票市场(Ellison and Fudenberg,1995;Hong et al.,2004)。中国式的社会网络除了能够传递信息外,也对家庭起到支持作用(王聪等,2015),如帮助中国农村家庭获得更多的信贷等(胡枫和陈玉宇,2012),从而调节经济政策不确定性对家庭金融参与的负面作用。随着信息技术的进步,互联网逐渐成为一种新的信息传播途径,并减少了金融市场摩擦(周广肃和梁琪,2018)。根据传统的看法,有信息优势的家庭,其信息成本更低,这些家庭可能受到政策不确定性的影响更小。但另一方面,从政策不确定性的视角来看,信息的加速传递也可能对家庭金融参与有抑制作用。互联网的出现提高了信息传递的速度并加大了信息的数量,互联网上对于某项政策是否会更改,某项改革是否会被执行的讨论加大了家庭对不确定性的感知,从而使得家庭的金融参与行为对政策不确定性更敏感。从政策不确定性的视角来看,社会交互也可能对家庭金融参与有不同的影响。口口相传式的交流和关于政策的讨论,同样可能放大政策不确定性对金融参与的影响。本文将在异质性分析部分从经济政策不确定性的视角出发,对互联网信息和社会交互的作用进行探究。

以往的文献就家庭对金融市场“有限参与”的问题有诸多有益的探究,相比于与本文比较相关的几篇文献,本文在如下方面进行了不同的研究探索。(1)本文与刘逢雨等(2019)都关注了经济政策不确定性对金融参与的影响,但不同于刘逢雨等(2019)文章中采用中国经济政策不确定性指数衡量经济政策不确定性的做法,本文基于省份的经济政策不确定性开展研究,使得时间固定效应得以控制,并加入了家庭和地区固定效应以控制不可观测特征的影响。同时,两篇文章在使用的数据上也存在不同,本文为了保证历年风险性金融资产定义的一致性,对CFPS数据进行进一步的挑选和处理,具体处理过程将在下文中阐述。为了避免因果识别上存在偏差,本文进一步为经济政策不确定性指数寻找了工具变量以更好地识别因果效应。最后,本文使用省级经济政策不确定性指数估计得到的对家庭风险性金融产品投资比例的影响要小于刘逢雨等(2019)估计的影响。(2)不同于刘逢雨等(2019)的讨论,本文检验了经济政策不确定性通过收入风险渠道和信贷渠道对家庭金融参与的影响机制,并讨论了经济政策不确定性视角下互联网信息和社会交互对金融参与可能的抑制作用。(3)Agarwal et al. (2022)研究了美国州长选举带来的政治不确定性对家庭金融参与的影响。因为两篇文章对不确定性的度量指标不同,这里无法比较政策不确定性对中国和美国家庭金融参与行为影响的差异。但在两国数据中,家庭金融参与率的下降都与收入风险有关。不同于Agarwal et al. (2022)讨论的州长选举带来的政治不确定性对家庭金融参与的影响,本文讨论的是经济政策不确定性对家庭金融参与的影响,本文解释变量衡量主要是政策上可能的变动带来

的不确定性。与 Agarwal et al. (2022) 相比,本文进一步讨论了经济政策不确定性的信贷摩擦渠道,并从经济政策不确定性的视角出发,讨论互联网使用和社会交互对中国家庭金融参与率可能的抑制作用。

相比于之前的文献,本文的边际贡献体现在:(1)在当前背景下,经济政策不确定性带来的风险是众多类型的风险中备受瞩目的一类风险。以往针对政策不确定性的研究多在企业层面开展。本文探究了家庭部门如何受到经济政策不确定性的影响,以及什么样的家庭是对经济政策不确定性更敏感的家庭,进一步丰富了经济政策不确定性对家庭金融资产配置影响的研究。(2)本文对经济政策不确定性通过哪些渠道影响家庭的金融资产配置进行了探索,本文认为不确定性收入及家庭债务负担会放大经济政策不确定性对家庭金融参与的影响,从而为经济政策不确定性如何影响家庭决策的机制探索作出边际贡献。(3)本文研究发现,从经济政策不确定性的视角出发,互联网信息和社会交互对家庭金融参与率可能存在负向影响。在面对政策不确定性上升时,互联网信息和社会交互活动并不会提升家庭对风险资产的配置,反而会降低家庭的风险性金融产品投资比例。

2 数据、变量和实证设计

2.1 数据来源

本文主要利用 2010、2012 和 2014 年的“中国家庭追踪调查”(CFPS)的年度调查数据开展研究。后文有两处回归使用了 2016 年和 2018 年的 CFPS 数据,分别是在探讨家庭债务负担的影响部分使用了 2014、2016 和 2018 年的数据;在稳健性回归部分,为了验证本文结论在更长时间维度上的稳健性,本文将使用 2010、2012、2014、2016 和 2018 年的五期数据。这一调查由北京大学中国社会科学调查中心实施,从 2010 年开始,每两年对家庭进行追踪调查,截至 2020 年共有 6 期数据。2020 年的追踪调查问卷尚未整理出家庭经济层面的数据。为了保持对金融产品定义的一致性,本文在主要的回归部分利用了 2010、2012、2014 三期数据。样本覆盖了中国 25 个省/市/自治区,目标样本规模为 16000 户。调查问卷内容包括家庭经济问卷、家庭关系问卷、成人问卷等,为本文研究提供了所需要的家庭金融市场参与、家庭和个人特征等变量。其他经济数据来自 CSMAR 数据库和 CEIC 数据库。在附录部分详细描述了本文主要使用 2010、2012 和 2014 年数据的理由。

2.2 变量选择

为了衡量经济政策不确定性,本文考虑了两个经济政策不确定性指标:

Davis et al. (2019)和 Yu et al. (2021)构建的政策不确定性指标。Baker et al. (2016)根据新闻文章中提到的“E”(经济)、“P”(政策)和“U”(不确定性)三类术语,对包含三类关键词的文章数进行统计、标准化和归一化,最后得到一国的经济政策不确定性。这一指标之后在关于经济政策不确定性的研究中得到了广泛应用。但是 Baker 等衡量的中国经济政策不确定性指数主要依据英文报纸《南华早报》,在词汇表达上与中文有所差异。同时这一报纸更多关注中国华南地区和东南亚相关新闻,对中国不同区域关注程度会有所差异。为了进一步改进数据,Davis et al. (2019)根据大陆中文报纸《光明日报》和《人民日报》对中国的政策不确定性指数进行量化,优化了在新闻词汇语言和区域关注上的问题。

然而,单一的国家指数还存在不能识别区域异质性的问题。Yu et al. (2021)基于中国各省份主流的日报的文章数据,遵循 Baker et al. (2016)的方法构建了中国省级经济政策不确定性指标。它在三个方面与 Baker et al. (2016)EPU 指数有差别:(1)Yu et al. (2021)基于中文报纸作为数据来源,对关键词的筛选结合了政府年度工作报告、“五年规划”、《人民日报》、《光明日报》和《经济日报》的内容,在检索时使用的关键词更准确和全面。(2)Yu et al. (2021)构建的 EPU 指数衡量的是省一级的经济政策不确定性,从而引入了区域的异质性。(3)Yu et al. (2021)在构造指数时,排除了非经济新闻,这是因为省内许多文章与经济无关,引入非经济新闻可能会使得对各省经济政策不确定性的衡量不准确。因为本文的样本时间区间较短,引入区域的异质性有利于增加解释力度,所以本文选择 Yu et al. (2021)构造的省份经济政策不确定性指数作为解释变量衡量经济政策不确定性。由于 Yu et al. (2021)构造的指数是年度数据,本文在研究过程中也使用了 Davis et al. (2019)构造的中国月度经济政策不确定性指数来衡量经济政策不确定性以保证结果的稳健性。

本文关注的被解释变量是家庭金融资产配置变量,主要被解释变量是家庭风险性金融资产配置比例 `fin_prop`:家庭风险性金融产品占家庭金融总资产的比例。中国家庭的风险性金融产品以股票、基金为主,其他部分包括债券、金融衍生品、信托产品、外汇产品,而家庭金融资产包括家庭的风险性金融产品和现金、存款、民间借贷和其他金融资产。本文中的风险性金融产品指的是股票和基金,而这两种产品也是中国家庭持有比例最多的金融产品,具有较好的代表性。为了保障结果的稳健性以及丰富本文结论,本文也考虑了家庭是否持有股票 `if_stock` 作为被解释变量。

根据已有文献如 Campbell(2006)等,考虑到家庭参与金融投资时的“背景风险”,本文还控制了家庭户主(本文对户主的定义如下:2010,2012 年采用家庭重大事件决策者为户主,2014 年在数据中不提供重大事件决策者的识别,因此以家庭投资主事人为户主)个人层面的特征:年龄、年龄的平方项、受教育年限、婚姻状况、健康状况评价、性别;家庭层面的特征:家庭收入、家庭总房产价

值、家庭城乡属性、家庭成员是否有经济学教育背景;区域经济变量:各省经济增速,并控制了年份、区域和家庭的固定效应以控制不可观测的特征。

具体的变量描述如表 1 所示。

表 1 变量描述

	变量	含义
被解释变量	fin_prop	股票和基金产品持有额占家庭总金融资产的比重
	if_stock	是否持有股票,持有则记为 1,否则记为 0
核心解释变量	p_epu	家庭受访前一年所在省份的 Yu et al. (2021) 经济政策不确定性指数值,并取对数
	epu_12m	Davis et al. (2019) 中国经济政策不确定性指数,取家庭受访时间点前 12 个月平均值和对数
工具变量	p_epu_iv1	家庭受访月份是否位于所在省省长/省委书记变更月份前 12 个月,是则记为 1,否则记为 0
	p_epu_iv2	全国其他省份的经济政策不确定性的平均值,并取对数
	epu_12m_iv1	俄罗斯经济政策不确定性指数,取家庭受访时间点前 24 个月至前 13 个月的平均值和对数
	epu_12m_iv2	印度经济政策不确定性指数,取家庭受访时间点前 24 个月至前 13 个月的平均值和对数
其他变量	age	户主年龄
	age_sq	户主年龄平方
	edu	户主受教育年限,取对数
	marry	户主婚姻状况,在婚则记为 1,否则记为 0
	gender	户主性别,男性记为 1,女性记为 0
	health	户主健康状况评价,从 1 到 5 表示健康程度的下降
	income	过去 12 个月家庭纯收入,包括工资性收入、经营性收入、财产性收入、转移性收入和其他收入,并取对数
	urban	家庭城乡属性,城镇家庭记为 1,非城镇家庭记为 0
	house	家庭总房产价值,取对数
	gdp_g	各省历年的 gdp 增速/100
	econ_edu	家庭成员学历是否有经济学背景,是记为 1,否则记为 0
	econ_index	中国经济前景指数,取对数
	epu_y	Davis et al. (2019) 中国经济政策不确定性指数,并按年取平均值和对数
	familysize	家庭人口数
	hccp	户主是否为党员,是记为 1,否则记为 0
	remploy	家庭就业人口占总人口比例
	inde_I	根据家庭收入方程计算家庭不确定性收入,取对数
	net	户主是否上过网,是记为 1,否则记为 0
	social	家庭人情支出是否高于样本中人情支出金额中位数,是记为 1,否则记为 0
	bank	待偿银行借款余额/占家庭纯收入的比例
	n_bank	待偿非银行借款余额/占家庭纯收入的比例
	if_win	过去 12 个月投资是否获利,是记为 1,否则记为 0

2.3 数据描述

本文作了如下数据处理:(1)在 2014 年 CFPS 数据中,可以获得每个家庭投资的金融产品种类数据,但不提供每种产品的投资金额数据,仅提供了每个家庭投资的金融产品总价数据。而在 2010 年和 2012 年的数据中能够观察到家庭分别在股票和基金产品上的投资金额。为了保持样本期内对金融产品投资占比变量定义的一致性,本文在 2014 年样本中剔除了投资于债券、金融衍生品、信托产品、外汇产品、其他金融产品的样本,以保证 2014 年的家庭风险资产配置比例变量 *fin_prop* 依旧衡量的是股票和基金产品占家庭总金融资产的比重。(2)删去变量值为空的样本。(3)所有的连续变量做 1% 的 *winsorize* 处理。

从表 2 的描述性统计中可以看出,2010、2012 和 2014 年中国家庭的风险性金融产品投资比例均值为 3.59%,大部分家庭没有投资风险性金融产品。样本中持有股票的家庭-年样本仅占 3.21%,大部分家庭没有投资于股票市场,可以看出在样本期内中国家庭的金融参与率是很低的。这一比例相较周广肃和梁琪(2018)采用城镇家庭样本衡量的比例 7% 低,因为本文同时纳入城镇和非城镇家庭样本,后文针对家庭的城乡属性进行了异质性分析。就家庭主事者的特征而言,样本家庭的主事者(即本文定义的“户主”)的平均年龄在 50 岁,平均受教育年限 6.67 年(取对数后为 1.8977),平均而言具有小学学历。大部分主事者是在婚男性,对自我的健康评价处于中等水平,家庭主事者是党员比例为 4.14%。就家庭的经济特征而言,样本家庭的年均收入为 26502.65 元(取对数后为 10.1850),房产总价值 53798.45 元(取对数后为 10.8930),待偿银行借款余额占家庭收入的平均比例为 21%,待偿非银行借款余额占家庭收入的平均比例为 35.6%,投资取得盈利的家庭-年观测值比例为 34.3%。就家庭的其他特征而言,样本中城镇家庭的家庭-年观测值比例约为 50%,使用过互联网的家庭比例平均为 52%,这一比例偏高的原因是在本文中,若户主在 2010、2012 和 2014 年内使用过互联网,就将变量 *net* 定义为 1。家庭成员有经济学背景的家庭-年观测值比例为 3.24%,家庭人数平均为 3.81,家庭就业人口占家庭人数的比例平均值为 62.9%。样本期内省份 GDP 增速最大值为 17.4%,最小值为 4.9%,平均增速 10.26%。

本文使用的省份经济政策不确定性数据来自 Yu et al. (2021),因为本文后续采用的是 2010、2012 和 2014 年的 CFPS 家庭经济和金融投资数据,所以表 2 Panel B 中展示的是家庭受访前一年即 2009、2011、2013 年全国各省份^①的经济政策不确定性(取对数前的值)的描述性统计结果。这里以福建省和辽宁省为例,2009、2011 和 2013 年的福建省、辽宁省的经济政策不确定性水平始终位于

^①表中展示的是中国 31 省级行政区(不含中国港澳台地区)的经济政策不确定性数据。

25%~50%分位值的区间。

表 2 描述性统计

Panel A: 样本描述性统计						
变量名	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
fin_prop	11651	0.0359	0.1531	0.0000	0.0000	1.0000
p_epu	11651	2.6983	1.0303	-1.0942	2.9376	4.2955
age	11651	50.9661	12.5827	17.0000	50.0000	91.0000
edu	11651	1.8977	0.9036	0.0000	2.3026	2.8332
marry	11651	0.8997	0.3005	0.0000	1.0000	1.0000
gender	11651	0.7179	0.4501	0.0000	1.0000	1.0000
health	11651	2.7852	1.2664	1.0000	3.0000	5.0000
income	11651	10.1850	1.1939	5.3033	10.4043	12.4772
urban	11651	0.5060	0.5000	0.0000	1.0000	1.0000
house	11651	10.8930	3.3982	0.0000	11.6953	15.3416
gdp_g	11651	0.1026	0.0248	0.0490	0.1010	0.1740
econ_edu	11651	0.0324	0.1772	0.0000	0.0000	1.0000
p_epu_iv1	11651	0.4336	0.4956	0.0000	0.0000	1.0000
p_epu_iv2	11651	3.0324	0.1305	2.8598	2.9633	3.2461
econ_index	11651	4.7218	0.0394	4.6483	4.7286	4.7962
epu_y	11651	4.7724	0.0743	4.6656	4.8054	4.8340
epu_12m	11651	4.8075	0.1092	4.5920	4.8406	4.9251
epu_12m_iv1	11651	4.7862	0.1960	4.6040	4.6692	5.1649
epu_12m_iv2	11651	4.8824	0.1146	4.5925	4.9427	4.9983
familysize	11651	3.8178	1.7188	1.0000	4.0000	17.0000
hccp	11651	0.0414	0.1992	0.0000	0.0000	1.0000
remploy	11651	0.6290	0.3567	0.0000	0.6667	1.0000
inde_I	11651	0.0000	1.0857	-5.4069	0.1789	3.3427
net	11651	0.5277	0.4993	0.0000	1.0000	1.0000
social	11651	0.4936	0.5000	0.0000	0.0000	1.0000
if_stock	21402	0.0321	0.1764	0.0000	0.0000	1.0000
bank	7582	0.2103	4.0914	0.0000	0.0000	285.7143
n_bank	7582	0.3563	5.5742	0.0000	0.0000	200.0002
if_win	542	0.3432	0.4752	0.0000	0.0000	1.0000

Panel B: 省份经济政策不确定性描述性统计							
变量名	年份	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
p_epu	2009	31	18.6996	14.8007	1.0124	15.5874	74.9050
	2011	31	19.2621	13.3080	1.4910	16.2659	73.3724
	2013	31	24.8731	16.0290	0.3348	23.8009	76.4771

2.4 实证设计

在实证部分,本文将使用以下模型来实证分析经济政策不确定性对家庭风险性金融产品投资的影响:

$$y_{iht} = \beta_0 + \beta_1 p_epu_{ht} + \beta_2 \times controls_{iht} + \alpha_i + \mu_h + \gamma_t + \varepsilon_{iht} \quad (1)$$

其中,被解释变量是家庭的风险性金融资产投资,包括家庭的风险性金融产品占总金融资产的比重 fin_prop 和家庭是否持有股票 if_stock 。经济政策不确定性变量用所在省份的经济政策不确定性指数 p_epu 来衡量。 $controls$ 为本文的控制变量,下标 i, h, t 分别代表家庭、省份和年份。本文在模型中使用省份固定效应控制省份之间的系统差异,使用家庭固定效应控制家庭不可观测的特征,使用年份固定效应控制宏观经济条件的影响。

在关于影响渠道讨论的部分,本文采取的实证模型如下:

$$y_{iht} = \beta_0 + \beta_1 p_epu_{ht} + \theta_1 inde_I_{iht} + \theta_2 p_epu_{ht} \times inde_I_{iht} + \beta_2 \times controls_{iht} + \alpha_i + \mu_h + \gamma_t + \varepsilon_{iht} \quad (2)$$

借助实证模型(2),本文讨论家庭的不确定性收入是否放大了经济政策不确定性对家庭风险性金融产品投资比例的影响,其中 $inde_I$ 代表家庭的不确定性收入。

$$y_{iht} = \beta_0 + \beta_1 p_epu_{ht} + \theta_1 bank_{iht} (\theta_1 n_bank_{iht}) + \theta_2 p_epu_{ht} \times bank_{iht} (\theta_2 p_epu_{ht} \times n_bank_{iht}) + \beta_2 \times controls_{iht} + \alpha_i + \mu_h + \gamma_t + \varepsilon_{iht} \quad (3)$$

借助实证模型(3),本文讨论家庭待偿还的银行债务负担(或者待偿还的非银行债务负担)是否放大了经济政策不确定性对家庭风险性金融产品投资比例的影响,其中 $bank$ 为当年家庭待偿银行借款余额占家庭收入的比例, n_bank 为当年家庭待偿非银行借款余额占家庭收入的比例,分别代表了家庭的不同债务负担。

由于模型中控制了大量的固定效应,本文借鉴 Giannetti and Wang(2016)以及 Agarwal et al. (2022),使用最小二乘法进行估计。同样借鉴 Giannetti and Wang(2016)以及 Agarwal et al. (2022),本文在家庭层面对标准误差进行聚类,因为家庭的金融参与和投资行为可能随时间的推移而相关。

3 基准回归

3.1 基准回归

表 3 显示的是经济政策不确定性对家庭风险金融产品投资的结果,列(1)

中控制了省份固定效应和年份效应,没有控制家庭固定效应,所以从列(1)的结果中可以看出户主个人特征和家庭特征对家庭金融参与的影响。在不控制家庭固定效应的情况下,经济政策不确定性显著减少了家庭的风险性金融产品的投资比例,这与本文的研究假设 1 是一致的。从家庭户主特征来看,年龄对家庭风险性金融产品投资的影响呈现非线性的影响。户主受教育年限越长,学历越高,了解风险产品信息成本越低,家庭的风险性金融产品的投资比例越高。而就户主的婚姻状况的影响来看,户主处于在婚状态会让家庭更少投资于风险性金融产品,但这一结果并不显著。与家庭的男性决策者相比,女性决策者会更倾向于投资风险性金融产品。户主的健康状况和地区的经济发展对家庭风险性金融产品投资参与的影响并不显著。从家庭特征的影响来看,我们可以看到收入更高或者有更多房产的“富有”家庭会更多地参与风险性金融产品市场,家庭的财富越多,越能弥补进入股票等市场所需的成本。城镇家庭由于金融可得性更高,会更多地参与风险性金融产品投资。而家庭成员的经济学专业背景也会提高家庭的风险性金融产品投资比例。第(2)列控制了家庭固定效应,从结果中可以看出经济政策不确定性对家庭风险性金融产品投资的比例依旧有显著为负的影响,系数大小略有下降。因此,本文的研究假设 1 得以验证。

表 3 经济政策不确定性与家庭风险性金融产品投资——基准结果

	(1)	(2)
	fin_prop	fin_prop
p_epu	-0.0094 *** (0.0020)	-0.0090 *** (0.0021)
age	0.0023 ** (0.0009)	0.0006 (0.0014)
age_sq	-0.0000 ** (0.0000)	-0.0000 (0.0000)
edu	0.0144 *** (0.0014)	-0.0009 (0.0019)
marry	-0.0040 (0.0059)	0.0070 (0.0094)
gender	-0.0221 *** (0.0045)	-0.0067 (0.0047)
health	0.0002 (0.0012)	-0.0018 (0.0014)
income	0.0067 *** (0.0010)	0.0015 (0.0012)

续表

	(1)	(2)
	fin_prop	fin_prop
urban	0.0386 *** (0.0032)	0.0132 ** (0.0055)
house	0.0017 *** (0.0006)	0.0006 (0.0006)
gdp_g	-0.2000 (0.1385)	-0.2528 * (0.1387)
econ_edu	0.0646 *** (0.0150)	0.0237 * (0.0141)
Constant	-0.0907 *** (0.0309)	0.0677 * (0.0355)
Observations	11651	11651
R-squared	0.1184	0.6810
Year FE	Yes	Yes
Family FE	No	Yes
Province FE	Yes	Yes

说明：括号中为标准误，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

为了避免因为区域内的相关性而导致不能被实证模型解释的误差部分存在相关性，本文也将标准误差在区县和村居/社区层面进行聚类处理，具体的实证结果在附录部分展示。

进一步地，本文观察了经济政策不确定性对家庭股票市场参与的影响。这里的被解释变量是家庭是否持有股票“if_stock”。从表 4 结果来看，经济政策不确定性水平较高时，家庭会减少股票市场的参与。

表 4 经济政策不确定性与家庭股票市场参与

	(1)	(2)
	if_stock	if_stock
p_epu	-0.0027 ** (0.0013)	-0.0024 * (0.0013)
Constant	-0.1138 *** (0.0263)	0.0013 (0.0242)
Observations	21402	21402
R-squared	0.1043	0.7414
Controls	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
Family FE	No	Yes
Province FE	Yes	Yes

说明：括号中为标准误，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

3.2 省份经济政策不确定性与全国经济政策不确定性

进一步探究的一个问题是,各个省份的经济政策不确定性的影响是否都来自全国的经济政策不确定性的影响。基准回归中由于我们控制了年度固定效应,因此实际上控制了来自年度特征的影响。这里我们探究省份经济政策不确定性变量 p_epu 和全国经济政策不确定性变量 epu_y 之间的相关性。表 5 第(1)列中控制了各省份经济增速、经济前景指数和省份固定效应,并将各个省份的经济政策不确定性对全国经济政策不确定性进行回归,从结果中可以看出当该年度中国经济政策不确定性水平越高时,省份的经济政策不确定性也会越高。利用第(1)列的回归结果,并取残差 $residual$ (剔除来自全国经济政策不确定性的影响),将家庭的风险性金融产品投资比例对残差进行回归,我们从第(2)列的结果看经济政策不确定性残差越高,家庭对风险性金融产品的投资比例也会越低。第(3)列的结果显示,在控制过去一年的全国经济政策不确定性之后,省份经济政策不确定性变量的影响依旧显著为负。因此,我们认为各个省份的经济政策不确定性并非都来自全国的经济政策不确定性。

表 5 省份经济政策不确定性与全国经济政策不确定性

	(1)	(2)	(3)
	p_epu	fin_prop	fin_prop
$residual$		-0.0087*** (0.0020)	
epu_y	3.2722*** (0.1316)		0.0062 (0.0211)
p_epu			-0.0078*** (0.0020)
Constant	-36.7739*** (1.7180)	0.0057 (0.0329)	0.0070 (0.0989)
Observations	11651	11651	11651
R-squared	0.5832	0.6802	0.6800
Controls	Yes	Yes	Yes
Year FE	No	No	No
Family FE	No	Yes	Yes
Province FE	Yes	Yes	Yes

说明:括号中为标准误,* $p<0.1$,** $p<0.05$,*** $p<0.01$

3.3 内生性考虑:工具变量法

参考前人文献,本文采用两种方式确定工具变量。第一种是采用家庭所在

省份的省长或省委书记变更作为工具变量(胡志安和邱智敏,2021)。地方官员在经济发展中扮演重要角色,不同省长/省委书记管辖下的区域经济发展情况有较大差异(贾倩等,2013;王贤彬和徐现祥,2008),实施的经济政策也各有特点,省长/省委书记的变动会带来区域经济政策的不确定性,从而满足相关性要求。为了满足外生性要求“地方官员变更仅通过影响政策不确定性从而影响家庭金融参与行为”,本文将省领导变更时间要求为在家庭受访月份之后一年内。因为避免了官员变更本身对区域家庭的影响,而保证对家庭的影响源自于经济政策不确定性。第二种工具变量是采用当年全国其他省份的经济政策不确定性的均值作为工具变量(Yu et al., 2021)。我们认为第二种工具变量也满足工具变量的相关性和外生性条件。首先,各省份之间经济关联强,一省的经济政策不确定性与其他地区的经济政策不确定性存在相关性。其次,全国其他地区的经济政策不确定性程度作为一个整体层面指标,与单个家庭的风险性金融产品投资决策没有直接关系,主要是通过影响家庭所在省份的经济政策不确定性水平来影响家庭的风险性金融投资。从表 6 的结果来看,第一阶段回归的 F 统计值和 Cragg-Donald Wald F 统计值均大于 10,拒绝了工具变量是弱工具变量的原假设。而过度识别检验 p 值大于 10% 避免了过度识别的问题。因此,本文选择的工具变量是相对合适的。

表 6 工具变量回归

	(1)	(2)
	p_epu	fin_prop
p_epu_iv1	0.1577 *** (0.0078)	
p_epu_iv2	-19.8626 *** (0.3468)	
p_epu		-0.0282 *** (0.0032)
Constant	64.1271 *** (1.0918)	
Observations	11651	11651
R-squared	0.7476	
一阶段 F 统计值	333.39	
Cragg-Donald Wald F 统计值	1365.084	
过度识别检验 p 值		0.8474
Controls	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
Family FE	Yes	Yes
Province FE	Yes	Yes

说明:括号中为标准误,* $p<0.1$,** $p<0.05$,*** $p<0.01$ 。

从表 6 结果来看,列(1)是第一阶段回归结果,列(2)反映工具变量回归的结果。用工具变量克服潜在的内生性问题后,可以看出经济政策不确定性依然对家庭的风险性金融产品投资有显著的负向影响。

从结果来看,工具变量 p_epu_iv2 对本文内生解释变量 p_epu 的系数显著为负,但这并不代表除本省外,全国层面经济政策不确定性水平的上升将降低本省份的经济政策不确定性水平,因为前文在比较省份经济政策不确定性与全国经济政策不确定性时,本文发现每年中国的经济政策不确定性水平越高,省份层面的经济政策不确定性水平也会越高。工具变量 p_epu_iv2 更多反映的是除本省份外其他省份层面经济政策不确定性的平均水平,而非全国层面的经济政策不确定性水平。为了避免因为读者将工具变量 p_epu_iv2 等价于同期全国层面的经济政策不确定性水平而在结果解读上造成困扰,本文在附录部分调整了工具变量的使用。一方面,本文将除本省外其他省份经济政策不确定性指数均值(工具变量 p_epu_iv2)替换为其滞后一期的值 lp_epu_iv2 。另一方面,本文补充了仅使用官员变换变量(即 p_epu_iv1)作为工具变量的实证结果,实证结果均保持稳健。

3.4 采用月度政策不确定性指数进行稳健性检验

本文主要采用的是年度的省份经济政策不确定性指数数据,而家庭存在特定的 CFPS 数据受访月份,为了能进一步衡量家庭受访月份附近的经济政策不确定性的影响,本文利用 Davis et al. (2019)的中国月度经济政策不确定性指数对假设 1 进行检验,并同样进行工具变量检验。这里我们采用的经济政策不确定性变量为家庭接受 CFPS 数据团队采访时点的前 12 个月的政策不确定性指数平均值,并取对数。

表 7 第(1)列的结果显示,采用新的经济政策不确定性指数依然不影响结果的稳健性。家庭受访前 12 个月的经济政策不确定性平均值均对家庭的风险性金融产品投资比例有显著的负向影响。

表 7 月度经济政策不确定性指数的稳健性检验

	基准回归	工具变量回归	
	(1)	(2)	(3)
	fin_prop	epu_12m	fin_prop
epu_12m_iv1		-0.4460*** (0.0080)	
epu_12m_iv2		0.1707*** (0.0080)	

续表

	基准回归	工具变量回归	
	(1)	(2)	(3)
	fin_prop	epu_12m	fin_prop
epu_12m	-0.4090 *** (0.1198)		-0.2492 ** (0.1085)
Constant	1.9883 *** (0.5788)	6.1079 *** (0.0231)	
Observations	11651	11651	11651
R-squared	0.6811	0.9907	
一阶段回归 F 值		401.07	
Cragg-Donald Wald F 值		2854.315	
过度识别检验 p 值			0.2195
Controls	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
Family FE	Yes	Yes	Yes
Province FE	Yes	Yes	Yes

说明：括号中为标准误，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

为了克服潜在的内生性问题,参考前人文献,本文为全国月度的经济政策不确定性指数寻找了工具变量。这里寻找的工具变量是同为重要新兴经济体,且有较强经济联系的俄罗斯和印度的经济政策不确定性指数。关于相关性的讨论,中国与俄罗斯、印度同为重要新兴经济体,彼此之间有较强的经济互动和有较强的政策联系。而关于外生性的讨论,本文采用的是家庭受访月份前 24 个月至前 13 个月的俄罗斯和印度的经济政策不确定性指数平均值作为工具变量,相比于潜在的内生解释变量提前了 12 个月。并且,印度和俄罗斯的经济政策不确定性较难通过其他渠道影响中国家庭的具体的金融参与行为,主要是通过影响中国的经济政策不确定性影响家庭的风险性金融产品投资决策。表 7 的第(2)列是第一阶段回归的结果,第一阶段回归的 F 统计值和 Cragg-Donald Wald F 统计值均大于 10,拒绝了工具变量是弱工具变量的原假设。而过度识别检验 p 值大于 10%,避免了过度识别的问题。第(3)列的工具变量回归结果显示,家庭受访前 12 个月的经济政策不确定性平均值对家庭金融参与的影响在克服了潜在的内生性问题后依然稳健。

由于 CFPS 团队访问家庭的月份多集中于 7 月和 8 月,读者可能担心变量 epu_12m 和时间固定效应共线。但从上表实证结果来看,由于家庭在不同月份受访,变量 epu_12m 在家庭间的差异依旧能够在控制时间固定效应后显著解释家庭风险性金融产品投资比例的差异。同时,在附录部分,本文利用删去受访

月份在 7 月和 8 月的样本后重新进行了回归,结果保持稳健。

4 影响渠道分析

4.1 收入渠道的影响

首先,本文观察收入波动性不同的家庭在面对经济政策不确定性增加时的风险性金融产品投资比例的差异。

从基准回归中得到的结果是经济政策不确定性增加会显著降低家庭的风险性金融产品投资比例,那么经济政策不确定性为什么会导导致家庭的风险性金融产品投资比例下降?前人的研究中提到了政策不确定性会带来家庭未来收入的不确定性加大。我们观察收入波动性如何影响家庭风险性金融产品投资比例。由于经济政策不确定性会带来家庭未来收入的不确定性,因此收入的波动性是家庭面对政策不确定性时重要的风险敞口。为了度量家庭收入的波动性,本文选取了样本中存在 3 年家庭纯收入的家庭样本,根据家庭在所有年份的纯收入计算该家庭的纯收入标准差,然后根据家庭收入标准差的中位数进行分组,分为高收入波动家庭和低收入波动家庭样本,以 dummy 变量 vol 表征。vol=1 代表高收入波动家庭,vol=0 代表低收入波动家庭,并检验收入的波动性如何影响家庭的风险投资决策。

从表 8 列(1)~(2)的结果来看,相比于低收入波动家庭,高收入波动家庭在经济政策不确定性水平增加时将更多地减少投资于风险性金融产品的比例。为了衡量高收入波动家庭和低收入波动家庭的风险性金融产品投资比例受到影响是否有显著性差异,这里构建了省份经济政策不确定性和家庭收入波动性变量 vol 的交叉项 p_epu×vol 加入第(3)列的回归中。由于回归中控制了家庭固定效应,所以回归中没有展示 vol 项的系数。从结果来看,家庭的收入波动性越大,经济政策不确定性对家庭风险性金融产品投资比例的影响越大。低收入波动家庭,如有稳定收入的公务员家庭,未来收入不确定性是较低的,因此家庭的金融资产配置受到经济政策不确定性的影响更小 (Giavazzi and McMahon, 2012)。

表 8 收入渠道的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	低收入波动组	高收入波动组	构建交叉项	不确定性收入的影响
	fin_prop	fin_prop	fin_prop	fin_prop
p_epu	-0.0068 *** (0.0025)	-0.0103 *** (0.0032)	-0.0056 ** (0.0024)	-0.0087 *** (0.0020)

续表

	(1) 低收入波动组 fin_prop	(2) 高收入波动组 fin_prop	(3) 构建交叉项 fin_prop	(4) 不确定性收入的影响 fin_prop
p_epu×vol			-0.0061* (0.0036)	
inde_I				-0.0278** (0.0130)
p_epu×inde_I				-0.0041*** (0.0013)
Constant	0.0990** (0.0434)	0.0502 (0.0552)	0.0673* (0.0354)	-0.2903** (0.1273)
Observations	5827	5824	11651	11651
R-squared	0.6730	0.6822	0.6811	0.6820
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Family FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Province FE	Yes	Yes	Yes	Yes

说明:括号中为标准误,* $p<0.1$,** $p<0.05$,*** $p<0.01$ 。

其次,本文衡量不确定性收入是否放大了政策不确定性对家庭金融参与的影响。一般而言,持久性收入与家庭的特征、家庭成员如户主的特征密切相关。根据沈坤荣和谢勇(2012),本文将家庭的收入作为被解释变量,对户主的年龄及平方项、受教育程度、婚姻、性别、健康程度、家庭城乡属性、家庭人口规模、家庭就业人口比例、户主是否为党员以及所在省份 GDP 增速这些变量进行回归,取残差来衡量不确定性收入。由于这一残差不能被家庭结构特征和个体特征解释,因此用来表示不确定性收入,记为 inde_I。

$$y_{iht} = \beta_0 + \beta_1 \text{age}_{iht} + \beta_2 \times \text{age_sq}_{iht} + \beta_3 \times \text{edu}_{iht} + \beta_4 \times \text{marry}_{iht} + \beta_5 \times \text{gender}_{iht} + \beta_6 \times \text{health}_{iht} + \beta_7 \times \text{urban}_{iht} + \beta_8 \times \text{familysize}_{iht} + \beta_9 \times \text{remploy}_{iht} + \beta_{10} \times \text{hccp}_{iht} + \beta_{11} \times \text{gdp_g}_{ht} + \varepsilon_{iht} \quad (4)$$

$$\text{inde_I}_{iht} = y_{iht} - \hat{y}_{iht} \quad (5)$$

表 8 第(4)列中,本文构建了不确定性收入与经济政策不确定性的交叉项,从结果可以看出,不确定收入越高,经济政策不确定性对家庭风险性金融投资的影响越大。

本文除了通过构建交叉项并纳入回归中来检验分组系数之间的差异,在附录部分,本文通过组间系数差异检验并观察经验 p 值来确定分组系数差异的显著性,本文中其他分组回归的系数差异检验结果也在附录部分中呈现,实证结果保持稳健。

4.2 债务负担的影响

除了不确定性收入渠道的影响,这一部分探究家庭的借款偿还压力是否是可能的影响渠道。关于政策不确定性对企业的影响,除了实物期权的渠道外还通过金融摩擦的渠道实现。对于资金状况差,外部融资约束较高的企业而言,在政策不确定性较高时或者面临风险冲击时,企业的资金成本受到影响(Christiano et al., 2014; 谭小芬和张文婧, 2017)。借贷双方的信息不对称程度上升,信贷对抵押品的要求增大,导致信贷可得性下降,资金成本上升。因此,这里借鉴前人文献对企业部门的探究,考虑经济政策不确定性是否也会通过信贷渠道对家庭部门的风险性金融产品投资比例产生影响。

这一部分,本文区分家庭受访时的待偿借款余额为从银行借款待偿余额和非银行借款待偿余额,即正规金融和非正规金融借款余额,并除以当年家庭收入计算了债务收入比,记为 bank 和 n_bank。这一部分采用 2014、2016 和 2018 年的 CFPS 数据,原因如下:2010、2012 年对待偿还借款余额的调查每年一种问法,且 2010 年的对借款总额的问法无法区分民间借贷还是银行借贷,而 2014、2016、2018 年对待偿还借款余额问法一致。这里为了保持问卷中对待偿还借款余额问法的一致性,采用 2014、2016、2018 年的问卷数据。这里对风险性金融产品投资比例的定义为所有金融产品总价/金融资产总额,所有金融产品种类包括:股票、基金、国债、信托、外汇和其他金融资产(如期货、期权等)。从数据来看,家庭金融产品持有结构仍以股票和基金为主,其他产品占比很小,因此能缓解对风险性金融产品总价中纳入国债的担忧。

从表 9 的结果来看,当年家庭待偿银行借款余额越大的,其风险性金融产品投资比例受到经济政策不确定性影响越大,而当年待偿非银行借款余额并没有显著影响。本文认为正规金融有较强的还款约束力,更大的家庭待偿借款余额反映家庭更大的债务负担,所以加大了经济政策不确定性对家庭风险性金融产品投资比例的负向影响。而来自亲友,其他私人借款等非银行借款待偿余额没有反映家庭更大的债务负担的影响。

表 9 债务负担的影响

	(1)	(2)
	fin_prop	fin_prop
p_epu	-0.0007 (0.0016)	-0.0007 (0.0016)
bank	0.0016* (0.0009)	

续表

	(1)	(2)
	fin_prop	fin_prop
p_epu×bank	-0.0006* (0.0003)	
n_bank		0.0002 (0.0002)
p_epu×n_bank		-0.0001 (0.0001)
Constant	0.0388 (0.0441)	0.0415 (0.0443)
Observations	7582	7582
R-squared	0.7572	0.7572
Controls	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
Family FE	Yes	Yes
Province FE	Yes	Yes

说明：括号中为标准误，* $p<0.1$ ，** $p<0.05$ ，*** $p<0.01$ 。

5 异质性分析

前文检验了经济政策不确定性对家庭风险性金融产品投资比例的影响，并就影响渠道进行了探讨。这一部分将就家庭的异质性进行分析。

5.1 城乡差异

第一个考虑的家庭异质性是家庭的城乡差异，并通过构建城乡差异变量 urban 与经济政策不确定性变量 p_epu 的交叉项加入回归中，结果如表 10 第 (3) 列所示。从第 (3) 列结果来看，交叉项 p_epu×urban 系数显著为负，这意味着城镇家庭在面对经济政策不确定性增加时，会更多地减少对风险性金融产品的持有。这里的一种解释是：城镇家庭的社交活动会更多地和商业相关，家庭的金融可得性更好，获取相关信息更多，周围交往的家庭更关心金融投资，因此其金融参与行为对经济政策不确定性的敏感性更高。所以当经济政策不确定性增加时，城镇家庭会更多地减少对风险性金融产品的持有。

5.2 户主是否使用过互联网

借鉴郭士祺和梁平汉(2014)，网络信息可获得性很大程度上能够反映股市

表 10 异质性分析

城乡差异			是否使用互联网			是否有较多社会交互活动		
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
非城镇家庭 fin_prop	城镇家庭 fin_prop	构建交叉项 fin_prop	不使用 fin_prop	使用 fin_prop	构建交叉项 fin_prop	社会交互少 fin_prop	社会交互多 fin_prop	构建交叉项 fin_prop
-0.0036 ^{**} (0.0017)	-0.0116 ^{***} (0.0033)	-0.0041 ^{**} (0.0018)	-0.0063 ^{***} (0.0019)	-0.0112 ^{***} (0.0035)	-0.0046 ^{**} (0.0019)	-0.0053 ^{**} (0.0023)	-0.0143 ^{***} (0.0038)	-0.0054 ^{**} (0.0022)
p_epu×urban			-0.0081 ^{**} (0.0033)					
p_epu×net			-0.0082 ^{**} (0.0037)					
p_epu×social						-0.0084 ^{**} (0.0041)		
Constant	0.0041 (0.0189)	0.1591 ^{**} (0.0684)	0.0530 (0.0357)	0.0543 [*] (0.0319)	0.0315 (0.0607)	0.0669 [*] (0.0355)	-0.0148 (0.0399)	0.1738 ^{***} (0.0570)
Observations	5646	5767	11651	5503	6148	11651	5900	5751
R-squared	0.5757	0.6753	0.6813	0.6173	0.6834	0.6813	0.6479	0.6908
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Family FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

说明：括号中为标准误，* $p<0.1$ ，** $p<0.05$ ，*** $p<0.01$ 。

信息的可获得性,所以本文利用“是否使用互联网”这一变量来衡量家庭的信息获取能力,并通过构建“是否使用互联网”变量与政策不确定性变量 p_epu 的交叉项 $p_epu \times net$ 加入回归中。由于控制了家庭固定效应,所以“是否使用互联网”变量 net 的系数不显示。从表10的第(6)列结果来看,交叉项 $p_epu \times net$ 系数显著为负,这意味着有互联网信息渠道的家庭在面临经济政策不确定性时会更大程度降低风险性金融产品的投资比例。这是因为互联网在加快传递信息,而经济政策不确定性较高的时期信息更为庞杂。如果家庭在经济政策不确定性较高的时期通过互联网能接触到更多的信息,但没有足够的能力分辨信息的真假,那么家庭会减少有更多风险的决策,从而使得家庭的风险性金融产品的投资行为对经济政策不确定性更敏感。在经济政策不确定性增加时使用互联网的家庭的风险性金融产品投资比例会下降更多。

5.3 社会交互程度差异

这里通过使用家庭人情支出的金额衡量家庭社会交互程度的差异。在本文使用的CFPS数据中,2012年没有关于家庭人情支出的数据。为了避免因为仅使用2010年和2014年的人情支出数据而导致对家庭社会交互程度的度量误差,本文使用家庭的历年人情支出金额的平均值来衡量一个家庭的社会交互活动的多少。本文将人情支出高于全样本人情支出金额中位数的家庭视为社会交互程度比较高的家庭,将人情支出低于全样本人情支出金额中位数的家庭视为社会交互程度比较低的家庭,并设置一个dummy变量 $social$ 。dummy变量=1代表社会交互程度比较高的家庭样本,dummy变量=0代表社会交互程度比较低的家庭样本。表10第(9)列将构建社会交互程度变量 $social$ 与经济政策不确定性变量 p_epu 的交叉项加入回归中。由于控制了家庭固定效应,所以社会交互程度变量系数不显示。从第(9)列结果来看社会交互越多的家庭在经济政策不确定性增加时会更多地减少风险性金融产品的投资比例。社会交互更多的家庭的信息获取更充分,如果家庭缺少分辨信息真假的能力,那么也会选择比较保守的风险投资决策。并且,社会交往活动更多的家庭可能会表现出更从众的投资行为。当经济政策不确定性升高时,有更多的家庭会为了规避风险而较少风险性金融投资,受到从众心理的影响,社会交互越多的家庭在经济政策不确定性增加时会更多地减少风险性金融产品的投资比例。

6 稳健性检验

6.1 使用更长时间维度的样本

如前文数据描述部分所述,由于不同年份的CFPS数据调查问卷的问法存

在部分不一致,导致了对金融产品投资占比变量的定义可能存在不一致。为了保持样本期内对金融产品投资占比变量定义的一致性,本文主要部分使用的是 2010、2012、2014 年的数据。这里出于以下两个方面的原因将使用 2010、2012、2014、2016 和 2018 年的 CFPS 数据进行稳健性分析。(1)使用更长时间维度的样本,能够体现本文的结论不是既定时期下的结论,而是具有更长时间维度上的稳健性;(2)前文探讨了互联网的使用带来的异质性影响,而 2013 年后移动互联网的蓬勃发展让互联网有了更广阔的应用场景。因此,对互联网使用带来的异质性影响的探讨更适合使用更长时间维度的数据。

表 11 第(1)列的结果显示,在更长时间维度上,经济政策不确定性增加会显著降低家庭对风险性金融产品的投资比例。因此,本文的结论并不是受限于特定时期的结论。(2)~(3)列是根据家庭是否使用互联网进行分组回归的结果。第(4)列是经济政策不确定性与是否使用互联网构造交叉项加入回归后的实证结果。表 11 实证结果显示,在考虑了互联网更加蓬勃发展的 2016 和 2018 年的样本,有互联网信息渠道的家庭在面临经济政策不确定性时会更大程度降低风险性金融产品的投资比例。前文对互联网使用带来的异质性影响的分析结果是稳健的。

表 11 使用更长时间维度的样本

	基准回归		是否使用互联网	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	fin_prop	不使用 fin_prop	使用 fin_prop	构建交叉项 fin_prop
p_epu	-0.0048 *** (0.0017)	-0.0015 (0.0015)	-0.0074 *** (0.0027)	-0.0008 (0.0016)
p_epu×net				-0.0071 ** (0.0030)
Constant	0.0517 * (0.0302)	0.0062 (0.0312)	0.0502 (0.0462)	0.0502 * (0.0301)
Observations	14378	6661	7717	14378
R-squared	0.6250	0.5235	0.6283	0.6252
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Family FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Province FE	Yes	Yes	Yes	Yes

说明:括号中为标准误,* $p<0.1$,** $p<0.05$,*** $p<0.01$ 。

6.2 利用 2010 年和 2014 年的样本进行 tobit 回归

因为 CFPS 提供的金融产品价值数据是市值数据,从而导致了实证结果

可靠性的担忧：经济政策不确定性可能会直接影响金融产品的市值大小，从而带来本文被解释变量金融产品投资比例的变动。为了解决对使用市值数据的担忧，在表 12 第 (1) 列中本文采用 2010 年的投资本金数据进行 tobit 回归，在第 (2)~(3) 列中本文利用官员变更作为工具变量进行估计以克服潜在的内生性问题。对于 2014 年的样本，我们能获取投资盈利数据。因此，通过在风险性金融产品市值数据和金融资产总额数据上减去投资盈利额来排除投资盈利与否对金融产品投资比例衡量的影响。同样这里进行第 (4) 列的 tobit 回归和第 (5)~(6) 列的工具变量回归以克服潜在的内生性问题的影响。通过利用 2010 年和 2014 年投资本金数据进行回归，本文缓解了关于经济政策不确定性对风险性金融产品比例的影响是来自对其持有产品市值变动的影响这一担忧。从结果来看，经济政策不确定性对家庭风险性金融产品投资比例的影响依然显著为负。

表 12 2010 年和 2014 年的样本回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	2010 年样本			2014 样本		
	基准回归	工具变量回归		基准回归	工具变量回归	
	fin_prop	p_epu	fin_prop	fin_prop	p_epu	fin_prop
p_epu	-0.0631 *		-0.5522 ***	-0.0422 **		-1.2917 **
	(0.0380)		(0.1803)	(0.0198)		(0.5953)
p_epu_iv1		0.5747 ***			0.1555 ***	
		(0.0277)			(0.0347)	
Constant	-6.1414 ***	2.8209 ***	-4.9125 ***	-7.5474 ***	4.1308 ***	-2.0182
	(0.9457)	(0.3020)	(1.0483)	(0.7040)	(0.3952)	(0.3945)
Observations	3071	3071	3071	3741	3741	3741
一阶段回归 F 统计值		39.86			44.97	
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	No	No	No	No	No	No
Family FE	No	No	No	No	No	No
Province FE	No	No	No	No	No	No

说明：括号中为标准误，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

6.3 投资是否获利

由于 CFPS 数据仅在 2014、2016、2018 年的调查中提供了投资盈利金额数据，我们利用 2014、2016 和 2018 年的数据，如果家庭投资盈利记为 1，否则记为 0。这里探究经济政策不确定性是否影响家庭金融投资的盈利。从表 13 第 (1) 列结果来看，经济政策不确定性并不会显著影响家庭金融投资是否盈利。因

此,这里的实证结果进一步缓解了关于经济政策不确定性对风险性金融产品比例的影响是来自对其持有产品市值的影响的担忧。

表 13 其他稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	投资是否盈利	删去户主年龄过大样本		调整样本权重		控制月份固定效应	
	if_win	fin_prop	if_stock	fin_prop	if_stock	fin_prop	if_stock
p_epu	0.0331 (0.0421)	-0.0094 *** (0.0023)	-0.0026 * (0.0015)	-0.0057 ** (0.0026)	-0.0027 * (0.0016)	-0.0078 *** (0.0020)	-0.0025 * (0.0013)
Constant	1.4349 (1.2573)	0.0958 ** (0.0472)	0.0288 (0.0309)	0.0085 (0.0340)	-0.0058 (0.0273)	0.0688 * (0.0354)	0.0019 (0.0242)
Observations	542	9884	17996	11651	21402	11651	21402
R-squared	0.6219	0.6799	0.7410	0.6715	0.7170	0.6830	0.7415
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Month FE	No	No	No	No	No	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Family FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

说明:括号中为标准误,* $p<0.1$,** $p<0.05$,*** $p<0.01$ 。

6.4 去除户主年龄过高的样本

因为户主年龄过高,可能导致控制的户主个人特征变量失效,所以这里去掉户主年龄高于 65 岁的样本。从表 13 第(2)~(3)列结果来看依然稳健,从而缓解了对部分样本户主年龄过大的担忧。

6.5 调整样本权重

CFPS 数据背后的中国家庭追踪调查团队通过复杂的抽样设计确定了问卷访问对象,为了避免抽样设计对实证结果造成影响,这里对样本中家庭数据赋予了相应权重。由于本文使用了 2010、2012 和 2014 年的多年追踪数据,所以本文选择利用 2010、2012 和 2014 年面板权重(也即追踪权重)进行样本的权重调整,而后进行稳健性回归,结果如表 13 第(4)~(5)列中所示。

从表 13 中的结果来看,在调整权重后,经济政策不确定性的增加,依然显著降低了家庭的风险性金融产品投资比例,同时降低了家庭投资于股票市场的概率,所以结论比较稳健。

6.6 控制月份固定效应

为了避免本文的结论受到特定受访月份的影响,这里进一步控制了月份固定效应。从表13第(6)~(7)列结果看,控制月份固定效应后结果依然稳健:经济政策不确定性的增加,依然显著降低了家庭的风险性金融产品投资比例,同时降低了家庭投资于股票市场的概率。

7 全文总结

本文利用“中国家庭追踪调查”(CFPS)的微观数据探究了经济政策不确定性增加对家庭金融市场参与行为的影响。以往的文献多关注政策不确定性对企业的影响、对宏观经济运行的影响,但较少关注政策不确定性增加对家庭的金融决策会产生什么影响,通过什么渠道加以影响。本文就以上问题进行了探索。

本文关注的是家庭的风险性金融产品的投资比例如何受到经济政策不确定性的影响。研究发现,经济政策不确定性的增加会显著减少家庭风险性金融产品的投资比例,并且降低了持有股票的概率。面对经济政策不确定性的增加,收入波动性大的家庭对政策不确定性的风险敞口更大,更倾向于减少风险性金融产品投资和参与。在对影响渠道的探究中,我们认为不确定性收入越多的家庭会面临更大的不确定性,从而在经济政策不确定性增加时会倾向于更多地减少风险性金融产品投资。此外,债务收入比越高的家庭,由于债务负担更重,其风险性金融产品投资比例受到经济政策不确定性影响更大。在异质性分析中,本文区分了样本家庭是否是城镇家庭、户主是否使用过互联网、家庭是否有更多的社会交互活动。本文结合户主是否使用互联网、家庭是否有更多的社会交互活动两个维度分析,研究发现对于使用互联网的家庭以及有更多的社会交往活动的家庭,当经济政策不确定性增加时,这些家庭的金融决策受到的影响更大,风险性金融产品的投资比例会下降更多。因此,从经济政策不确定性的视角出发,互联网使用和社会交互对家庭风险性金融产品投资可能存在抑制作用。

结合文献和数据来看,中国家庭的金融市场参与率比较低,投资的金融资产品种还比较单一。从长远来看,合理的政策设计可以适当提升家庭的金融市场参与率,丰富家庭投资渠道。从本文结论看,经济政策不确定性不仅会直接影响家庭的金融参与,也会通过信贷约束、家庭自身收入的不确定性放大影响,因此应该尽量保持政策的连续性,减少不确定性,并针对不同类别家庭实施精准的金融支持政策和金融教育帮助。以上是本文的主要结论,希望能够丰富家庭金融市场参与相关领域的研究。

附录

附录1 关于数据的补充说明

在2016、2018年的CFPS数据问卷设计中,针对金融产品的问题为:“您家现在是否持有金融产品,如股票、基金、国债、信托产品、外汇产品等?”以及“金融产品总价(元)”,在这两期数据中无法识别家庭投资的具体金融产品种类。如果纳入2016和2018年的数据有两处问题:(1)根据对金融产品的定义,2016和2018年数据对金融产品总价的计算中纳入了国债等金融产品,国债不大符合本文对风险性金融产品的定义。(2)2010、2012和2014年的数据中则能够识别家庭当年投资的金融产品种类,该年调查团队对金融产品投资的提问是针对家庭每项持有的金融产品分别提问的,而2016年和2018年的数据中仅能识别家庭全部金融产品投资额。使用2016和2018年数据可能导致对风险性金融产品的定义与2010和2012年的定义不一致。因此,为了保持对金融产品定义的一致性,本文在主要的回归部分利用了2010、2012、2014年三期数据。后文有两处回归使用了2016、2018年的数据。第一处是在探讨家庭债务负担的影响部分,这里使用2014、2016和2018年的数据有如下两点考虑:(1)2010、2012年对待偿还借款余额的调查问卷中每年一种问法,在数据使用上存在不一致问题,如在2010年的对借款总额的问法无法区分民间借贷还是银行借贷,而2014、2016、2018年对待偿还借款余额问法一致。这里为了保持问卷中对待偿还借款余额问法的一致性,采用2014、2016、2018年的问卷数据。此时对风险性金融产品的定义中纳入了国债。(2)中国家庭持有的金融产品组合里国债的持有比例非常低,家庭的金融产品组合仍以股票和基金为主。出于以上两点考虑,在家庭债务负担的影响部分使用了2014、2016和2018年的数据。第二处是在稳健性回归部分,为了验证本文结论在更长时间维度上的稳健性,本文将使用2010、2012、2014、2016和2018年的五期数据。

附录2 标准误聚类的调整

为了避免因为存在区域内家庭金融参与行为的相关性而导致误差项相关性对实证结果的影响,本文也将标准误差在区县和村居/社区层面进行了聚类处理。附表1结果显示,按照区县和村居层面对标准误差进行聚类,我们的结果仍然具有统计显著性。

附表 1 标准误的不同聚类层面

	(1)	(2)	(3)	(4)
	在村居/社区层面聚类		在区县层面聚类	
	fin_prop	fin_prop	fin_prop	fin_prop
p_epu	-0.0094 *** (0.0029)	-0.0090 *** (0.0026)	-0.0094 *** (0.0029)	-0.0090 ** (0.0038)
Constant	-0.0907 *** (0.0341)	0.0677 * (0.0405)	-0.0907 ** (0.0384)	0.0677 (0.0477)
Observations	11651	11651	11651	11651
R-squared	0.1184	0.6810	0.1184	0.6810
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Family FE	No	Yes	No	Yes
Province FE	Yes	Yes	Yes	Yes

说明：括号中为标准误，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

附录 3 调整工具变量的使用

在附表 2(1)~(2)列中本文将除本省外其他省份经济政策不确定性指数均值(即工具变量 p_epu_iv2)替换为滞后一期的值 Lp_epu_iv2,结果保持稳健。此时,Lp_epu_iv2 对内生解释变量 p_epu 的系数依旧显著为负。本文从区域协作和竞争角度提供两种可能的解释,一种可能的解释是当其他省份经济政策不确定性水平越高时,本省份可能面临其他省份的政策不确定性溢出的影响,因此需要减少自身的经济政策不确定性以避免其他省溢出的不确定性和自身不确定性的叠加影响。另一种可能的解释是当其他省份经济政策不确定性水平越高时,这些省份可能有会更多地开展“试点”工作,本省份通过直接学习和模仿这些“试点”工作政策,能够降低本省份的经济政策的不确定性,从而使得本省份的经济不确定性水平与其他省份的经济政策不确定性水平负相关。但因为区域间经济政策不确定性的关联性不在本文的研究范围之内,因此这一话题留待探究。

附表 2 调整工具变量的使用

	(1)	(2)	(3)	(4)
	使用滞后一期的 p_epu_iv2 作为 IV		仅使用 p_epu_iv1 作为 IV	
	第一阶段回归	工具变量回归	第一阶段回归	工具变量回归
	p_epu	fin_prop	p_epu	fin_prop
p_epu_iv1	0.1713 *** (0.0115)		0.3230 *** (0.0125)	

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)
	使用滞后一期的 p_epu_iv2 作为 IV		仅使用 p_epu_iv1 作为 IV	
	第一阶段回归	工具变量回归	第一阶段回归	工具变量回归
	p_epu	fin_prop	p_epu	fin_prop
Lp_epu_iv2	-10.0335 *** (0.3478)			
p_epu		-0.0197 *** (0.0051)		-0.0268 *** (0.0102)
Constant	35.6832 *** (1.1349)		4.7314 *** (0.3458)	
Observations	11651	11651	11651	11651
R-squared	0.6857		0.6561	
一阶段回归 F 值	205.63		151.36	
Cragg-Donald Wald F 值	429.566		201.523	
过度识别检验 p 值	0.2874			
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Family FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Province FE	Yes	Yes	Yes	Yes

说明:括号中为标准误,* $p<0.1$,** $p<0.05$,*** $p<0.01$ 。

附表 2 中(3)~(4)补充了仅使用官员变换变量(即 p_epu_iv1)作为工具变量的实证结果,实证结果保持稳健。

附录 4 删除家庭受访月份在 7 月和 8 月的样本

在这一部分,本文检验了删除受访月份在 7 月和 8 月的样本后,月度经济政策不确定性指标是否依然能够显著影响家庭的风险性金融产品投资比例。从附表 3 列(2)结果来看,因为样本量的大量减少,所以系数大小有所下降且系数显著性有所下降,但依旧在 90%的置信水平下显著。

附表 3 删除受访月份集中于 7 月和 8 月的样本

	(1)	(2)
	未删除样本	删除受访月份为 7 月和 8 月的样本
	fin_prop	fin_prop
epu_12m	-0.4090 *** (0.1198)	-0.3621 * (0.2123)

续表

	(1)	(2)
	未删除样本	删除受访月份为 7 月和 8 月的样本
	fin_prop	fin_prop
Constant	1.9883 *** (0.5788)	1.6521 (1.0339)
Observations	11651	1356
R-squared	0.6811	0.7420
Controls	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
Family FE	Yes	Yes
Province FE	Yes	Yes

说明 1: 括号中为标准误, * $p<0.1$, ** $p<0.05$, *** $p<0.01$ 。

附录 5 组间系数差异检验

在这一部分, 本文将针对分组回归的结果补充组间系数差异检验的结果。附表 4 中的分组回归和纳入交叉项回归的结果如前文中所示, 这里补充了组间系数差异值和组间系数差异的经验 P 值。

附表 4 分组回归结果及组间系数差异检验

	收入渠道			城乡差异		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	低收入波动	高收入波动	构建交叉项	非城镇家庭	城镇家庭	构建交叉项
	fin_prop	fin_prop	fin_prop	fin_prop	fin_prop	fin_prop
p_epu	-0.0068 *** (0.0025)	-0.0103 *** (0.0032)	-0.0056 ** (0.0024)	-0.0036 ** (0.0017)	-0.0116 *** (0.0033)	-0.0041 ** (0.0018)
p_epu×vol			-0.0061 * (0.0036)			
p_epu×urban						-0.0081 ** (0.0033)
Constant	0.0990 ** (0.0434)	0.0502 (0.0552)	0.0673 * (0.0354)	0.0041 (0.0189)	0.1591 ** (0.0684)	0.0530 (0.0357)
p_epu 组间系数差异		0.004			0.008	
组间系数差异 p 值		0.09			0.01	
Observations	5827	5824	11651	5646	5767	11651

续表

	收入渠道			城乡差异		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	低收入波动 fin_prop	高收入波动 fin_prop	构建交叉项 fin_prop	非城镇家庭 fin_prop	城镇家庭 fin_prop	构建交叉项 fin_prop
R-squared	0.6730	0.6822	0.6811	0.5757	0.6753	0.6813
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Family FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
是否使用互联网 (样本期为2010,2012,2014年)						
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	不使用 fin_prop	使用 fin_prop	构建交叉项 fin_prop	社会交互少 fin_prop	社会交互多 fin_prop	构建交叉项 fin_prop
	fin_prop	fin_prop	fin_prop	fin_prop	fin_prop	fin_prop
p_epu	-0.0063 *** (0.0019)	-0.0112 *** (0.0035)	-0.0046 ** (0.0019)	-0.0053 ** (0.0023)	-0.0143 *** (0.0038)	-0.0054 ** (0.0022)
p_epu×net			-0.0082 ** (0.0037)			
p_epu×social						-0.0084 ** (0.0041)
Constant	0.0543 * (0.0319)	0.0315 (0.0607)	0.0669 * (0.0355)	-0.0148 (0.0399)	0.1738 *** (0.0570)	0.0678 * (0.0355)
p_epu 组间系数差异	0.005			0.009		
组间系数差异	0.06			0.01		
p 值						
Observations	5503	6148	11651	5900	5751	11651
R-squared	0.6173	0.6834	0.6813	0.6479	0.6908	0.6813
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Family FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
是否使用互联网 (样本期为2010,2012,2014,2016,2018年)						
	(13)	(14)	(15)			
	不使用 fin_prop	使用 fin_prop	构建交叉项 fin_prop			
	fin_prop	fin_prop	fin_prop			
p_epu	-0.0015 (0.0015)	-0.0074 *** (0.0027)	-0.0008 (0.0016)			

续表

	是否使用互联网		
	(样本期为 2010,2012,2014,2016,2018 年)		
	(13)	(14)	(15)
	不使用 fin_prop	使用 fin_prop	构建交叉项 fin_prop
p_epu×net			-0.0071 ** (0.0030)
Constant	0.0062 (0.0312)	0.0502 (0.0462)	0.0502 * (0.0301)
p_epu 组间系数 差异	0.006		
组间系数差异 p 值	0.01		
Observations	6661	7717	14378
R-squared	0.5235	0.6283	0.6252
Controls	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
Family FE	Yes	Yes	Yes
Province FE	Yes	Yes	Yes

说明：括号中为标准误，* $p<0.1$ ，** $p<0.05$ ，*** $p<0.01$ 。

参考文献

甘犁，赵乃宝，孙永智. 2018. 收入不平等、流动性约束与中国家庭储蓄率[J]. 经济研究, 53(12): 34-50.

Gan L, Zhao N B, Sun Y Z. 2018. Income inequality, liquidity constraints and China's household savings rate[J]. *Economic Research Journal*, 53(12): 34-50. (in Chinese)

顾夏铭，陈勇民，潘士远. 2018. 经济政策不确定性与创新——基于我国上市公司的实证分析[J]. 经济研究, 53(2): 109-123.

Gu X M, Chen Y M, Pan S Y. 2018. Economic policy uncertainty and innovation: Evidence from listed companies in China[J]. *Economic Research Journal*, 53(2): 109-123. (in Chinese)

郭士祺，梁平汉. 2014. 社会互动、信息渠道与家庭股市参与——基于 2011 年中国家庭金融调查的实证研究[J]. 经济研究, 49(S1): 116-131.

Guo S Q, Liang P H. 2014. Social interactions, information channel and household

- stock market participation: An empirical study based on 2011 Chinese Household Finance Survey[J]. *Economic Research Journal*, 49(S1): 116-131. (in Chinese)
- 胡枫, 陈玉宇. 2012. 社会网络与农户借贷行为——来自中国家庭动态跟踪调查(CFPS)的证据[J]. *金融研究*, (12): 178-192.
- Hu F, Chen Y Y. 2012. Social network and rural credit in China: Evidence from CFPS[J]. *Journal of Financial Research*, (12): 178-192. (in Chinese)
- 胡志安, 邱智敏. 2021. 不确定性会导致企业寻租吗? ——基于世界银行投资环境调查的实证研究[J]. *经济学报*, 8(2): 129-151.
- Hu Z A, Qiu Z M. 2021. Does uncertainty cause corporate bribery? —Evidence from world bank investment climate survey[J]. *China Journal of Economics*, 8(2): 129-151. (in Chinese)
- 贾倩, 孔祥, 孙铮. 2013. 政策不确定性与企业投资行为——基于省级地方官员变更的实证检验[J]. *财经研究*, 39(2): 81-91.
- Jia Q, Kong X, Sun Z. 2013. Policy uncertainty and corporate investment behavior: Empirical evidence based on the turnover of provincial officials[J]. *Journal of Finance Economics*, 39(2): 81-91. (in Chinese)
- 李凤羽, 杨墨竹. 2015. 经济政策不确定性会抑制企业投资吗? ——基于中国经济政策不确定指数的实证研究[J]. *金融研究*, (4): 115-129.
- Li F Y, Yang M Z. 2015. Can economic policy uncertainty influence corporate investment? The empirical research by using China economic policy uncertainty index [J]. *Journal of Financial Research*, (4): 115-129. (in Chinese)
- 刘逢雨, 赵宇亮, 何富美. 2019. 经济政策不确定性与家庭资产配置[J]. *金融经济学研究*, 34(4): 98-109.
- Liu F Y, Zhao Y L, He F M. 2019. Uncertainties in economic policies and allocation of family assets[J]. *Financial Economics Research*, 34(4): 98-109. (in Chinese)
- 刘潇, 程志强, 张琼. 2014. 居民健康与金融投资偏好[J]. *经济研究*, 49(S1): 77-88.
- Liu X, Cheng Z Q, Zhang Q. 2014. Health status and individual portfolio preferences[J]. *Economic Research Journal*, 49(S1): 77-88. (in Chinese)
- 罗楚亮. 2004. 经济转轨、不确定性与城镇居民消费行为[J]. *经济研究*, 39(4): 100-106.
- Luo C L. 2004. Uncertainty during economic transition and household consumption behavior in urban China[J]. *Economic Research Journal*, 39(4): 100-106. (in Chinese)
- 孟涓涓, 赵龙凯, 刘玉珍, 等. 2013. 社会性学习、从众心理和股市参与决策[J]. *金融研究*, (7): 153-165.

- Meng J J, Zhao L K, Liu Y Z, et al. 2013. Social learning, social conformity and stock market participation[J]. *Journal of Financial Research*, (7): 153-165. (in Chinese)
- 沈坤荣, 谢勇. 2012. 不确定性与中国城镇居民储蓄率的实证研究[J]. *金融研究*, (3): 1-13.
- Shen K R, Xie Y. 2012. The empirical research on the uncertainty and the household savings rate in urban China[J]. *Journal of Financial Research*, (3): 1-13. (in Chinese)
- 谭小芬, 张文婧. 2017. 经济政策不确定性影响企业投资的渠道分析[J]. *世界经济*, 40(12): 3-26.
- Tan X F, Zhang W J. 2017. The transmission mechanism analysis of the impact of economic policy uncertainty on corporate investment [J]. *The Journal of World Economy*, 40(12): 3-26. (in Chinese)
- 唐朝. 2017. 经济政策不确定性与金融市场参与——基于基金流量的经验证据[J]. *投资研究*, 36(11): 76-93.
- Tang C. 2017. Economic policy uncertainty and financial market participation—Empirical evidence from mutual fund flow data[J]. *Review of Investment Studies*, 36(11): 76-93. (in Chinese)
- 万广华, 张茵, 牛建高. 2001. 流动性约束、不确定性与中国居民消费[J]. *经济研究*, (11): 35-44.
- Wan G H, Zhang Y, Niu J G. 2001. Liquidity constraints, uncertainty and household consumption in China[J]. *Economic Research Journal*, (11): 35-44. (in Chinese)
- 王聪, 田存志. 2012. 股市参与、参与程度及其影响因素[J]. *经济研究*, 47(10): 97-107.
- Wang C, Tian C Z. 2012. Stock market participation, participation rate and determinants[J]. *Economic Research Journal*, 47(10): 97-107. (in Chinese)
- 王聪, 柴时军, 田存志, 等. 2015. 家庭社会网络与股市参与[J]. *世界经济*, 38(5): 105-124.
- Wang C, Chai S J, Tian C Z, et al. 2015. Family social networks and stock market participation[J]. *The Journal of World Economy*, 38(5): 105-124. (in Chinese)
- 王琰, 吴卫星. 2014. 婚姻对家庭风险资产选择的影响[J]. *南开经济研究*, (3): 100-112.
- Wang J, Wu W X. 2014. The effect of marital status on household choice in risky assets[J]. *Nankai Economic Studies*, (3): 100-112. (in Chinese)
- 王贤彬, 徐现祥. 2008. 地方官员来源、去向、任期与经济增长——来自中国省长省

- 委书记的证据[J]. 管理世界, (3): 16-26.
- Wang X B, Xu X X. 2008. Origins, career paths, tenure of local officials and provincial economic growth: Evidence from China [J]. *Journal of Management World*, (3): 16-26. (in Chinese)
- 尹志超, 宋全云, 吴雨. 2014. 金融知识、投资经验与家庭资产选择[J]. 经济研究, 49(4): 62-75.
- Yin Z C, Song Q Y, Wu Y. 2014. Financial literacy, trading experience and household portfolio choice [J]. *Economic Research Journal*, 49(4): 62-75. (in Chinese)
- 尹志超, 吴雨, 甘犁. 2015a. 金融可得性、金融市场参与和家庭资产选择[J]. 经济研究, 50(3): 87-99.
- Yin Z C, Wu Y, Gan L. 2015a. Financial availability, financial market participation and household portfolio choice[J]. *Economic Research Journal*, 50(3): 87-99. (in Chinese)
- 尹志超, 宋鹏, 黄倩. 2015b. 信贷约束与家庭资产选择——基于中国家庭金融调查数据的实证研究[J]. 投资研究, 34(1): 4-24.
- Yin Z C, Song P, Huang Q. 2015b. The credit constraints and assets choice of a household—The empirical research on data from China household finance survey [J]. *Review of Investment Studies*, 34(1): 4-24. (in Chinese)
- 周广肃, 梁琪. 2018. 互联网使用、市场摩擦与家庭风险金融资产投资[J]. 金融研究, (1): 84-101.
- Zhou G S, Liang Q. 2018. Internet usage, market frictions and household investment on risky financial assets[J]. *Journal of Financial Research*, (1): 84-101. (in Chinese)
- Agarwal V, Aslan H, Huang L X, et al. 2022. Political uncertainty and household stock market participation[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 57(8): 2899-2928.
- Baker S R, Bloom N, Davis S J. 2016. Measuring economic policy uncertainty[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4): 1593-1636.
- Betermier S, Jansson T, Parlour C, et al. 2012. Hedging labor income risk[J]. *Journal of Financial Economics*, 105(3): 622-639.
- Bonaime A, Gulen H, Ion M. 2018. Does policy uncertainty affect mergers and acquisitions? [J]. *Journal of Financial Economics*, 129(3): 531-558.
- Bonaparte Y, Korniotis G M, Kumar A. 2014. Income hedging and portfolio decisions [J]. *Journal of Financial Economics*, 113(2): 300-324.
- Campbell J Y, Viceira L M. 2002. Strategic asset allocation: Portfolio choice for long-

- term investors[M]. Oxford: Oxford University Press.
- Campbell J Y. 2006. Household finance [J]. *The Journal of Finance*, 61 (4): 1553-1604.
- Christiano L J, Motto R, Rostagno M. 2014. Risk shocks [J]. *American Economic Review*, 104(1): 27-65.
- Davis S J, Liu D, Sheng X S. 2019. Economic policy uncertainty in China since 1949: The view from mainland newspapers[R]. Work Paper.
- Ellison G, Fudenberg D. 1995. Word-of-mouth communication and social learning[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(1): 93-125.
- Fuchs-Schündeln N, Schündeln M. 2005. Precautionary savings and self-selection: Evidence from the german reunification “experiment” [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 120(3): 1085-1120.
- Giannetti M, Wang T Y. 2016. Corporate scandals and household stock market participation[J]. *The Journal of Finance*, 71(6): 2591-2636.
- Giavazzi F, McMahon M. 2012. Policy uncertainty and household savings [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 94(2): 517-531.
- Gourinchas P O, Parker J A. 2001. The empirical importance of precautionary saving [J]. *American Economic Review*, 91(2): 406-412.
- Gulen H, Ion M. 2016. Policy uncertainty and corporate investment[J]. *The Review of Financial Studies*, 29(3): 523-564.
- Heaton J, Lucas D. 1997. Market frictions, savings behavior, and portfolio choice[J]. *Macroeconomic Dynamics*, 1(1): 76-101.
- Hong H, Kubik J D, Stein J C. 2004. Social interaction and stock-market participation [J]. *The Journal of Finance*, 59(1): 137-163.
- Julio B, Yook Y. 2012. Political uncertainty and corporate investment cycles[J]. *The Journal of Finance*, 67(1): 45-83.
- Pástor L, Veronesi P. 2012. Uncertainty about government policy and stock prices[J]. *The Journal of Finance*, 67(4): 1219-1264.
- Yu J, Shi X P, Guo D M, et al. 2021. Economic policy uncertainty (EPU) and firm carbon emissions: Evidence using a China provincial EPU index [J]. *Energy Economics*, 94: 105071.

Economic Policy Uncertainty and Household Investment in Risky Financial Assets

Hanbin Chen¹ Hao Zhang²

(1. *Guanghua School of Management, Peking University;*

2. *College of Business Administration, Capital University of Economics and Business*)

Abstract How the financial participation behavior of the household is affected by the economic policy uncertainty? Based on household micro-survey data from 2010 to 2014, this paper studies how economic policy uncertainty affects household investment in risky financial assets. The empirical results show that increased economic policy uncertainty will significantly reduce the proportion of risky financial assets in total financial assets of households. Further analysis of the channels shows that uncertain income and debt burden will amplify the impact of economic policy uncertainty on household financial participation. And households with more volatile incomes saw a greater decline in the proportion of their investments in risky financial assets when economic policy uncertainty increased. In the heterogeneity analysis, this paper mainly discusses the differences caused by the use of the Internet and the degree of social interaction of households. The results show that when households use the Internet and have more social interaction activities, the increase of economic policy uncertainty has a greater impact on the proportion of households investing in risky financial assets.

JEL Classification D14, G11, G18