

社会网络、风险分担与家庭储蓄率

——来自中国城镇居民的证据

章元 黄露露*

摘要 社会网络在正规金融和保险市场较健全的城镇地区是否能够通过风险分担降低家庭储蓄率, 现有文献对此问题研究得极少。基于国家统计局 2006—2014 年 4 省市城镇家庭面板数据, 本文运用双倍差分法研究发现: 社会网络能够为城镇居民分担健康和收入风险, 并进而降低其家庭储蓄率。本文有助于我们理解社会网络在中国城镇居民消费和储蓄决策中的影响, 也意味着进一步完善中国城镇地区的信贷和保险市场将有助于刺激居民消费和扩大内需。

关键词 社会网络, 风险分担, 城镇家庭储蓄率

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2022.01.05

一、引言

社会网络在社会经济中的作用一直是社会科学界的研究热点之一, 特别是对于中国这样一个关系型社会而言, 社会网络在农村居民日常生活中的重要作用受到诸多研究的关注。基于发展中国家农户数据的研究大多发现, 社会网络在农村居民的社会经济生活中能够起到信息传递、工作配给、融资和借贷、社会保险和风险分担的功能 (Rosenzweig and Stark, 1989; Fafchamps and Lund, 2003; Munshi and Rosenzweig, 2009; Kinnan and Townsend, 2012; Attanasio *et al.*, 2012; Chandrasekha *et al.*, 2012; 甘犁等, 2007; 易行健等, 2012)。仅就社会网络在农村金融市场中的作用而言, 现有很多基于农户数据的研究发现, 社会网络能够为网络成员提供风险分担和社会保险的功能, 当某一个成员遭受冲击或者巨大损失之后, 其他成员会向他提供帮助, 多个成员的支持汇集在一起能够帮助他承受较大的风险, 从而会降低农户的家庭储蓄率。

尽管已有很多文献基于不同的数据研究了社会网络对家庭决策的影响,

* 章元, 复旦大学中国社会主义市场经济研究中心; 黄露露, 复旦大学经济学院。通信作者及地址: 黄露露, 上海市国权路 600 号复旦大学经济学院, 200433; 电话: 15634490271; E-mail: 17110680006@fudan.edu.cn。感谢国家自然科学基金创新研究群体项目 (72121002)、重点项目 (71833003) 以及面上项目 (72173026) 的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵建议, 文责自负。

特别是社会网络作为一种非正规制度在信贷和保险市场不完善时所发挥的重要作用,但本文将继续利用来自国家统计局的中国城镇住户调查数据(Urban Household Survey, UHS)样本展开研究,背后的动机在于:

第一,现有绝大部分文献研究的都是社会网络在农村居民生活中的作用,对社会网络在城镇居民生活中作用的研究极其稀少,而关于社会网络对家庭储蓄行为影响的少部分研究都是基于发展中国家农户数据展开的(易行健等,2012;王春超和袁伟,2016)。一个自然而然的重要问题是:发展中国家的城镇部门拥有相对完善的正规信贷市场和保险市场,社会网络是否也会在其生活中扮演重要角色?他们是否也需要社会网络来分担风险?社会网络是否和他们的家庭储蓄率也具有因果关系?研究这一问题之所以重要,至少有两个原因:首先,资本对于发展中国家而言总是稀缺的,因此即使在城镇部门的居民和企业也可能面临信贷约束或信贷配给,此时,基于社会网络的非正规借贷就有可能产生;其次,发展中国家城市部门的医疗保险和养老保障体制也并不完善,例如重大疾病患者在医疗保险之后依然没有能力承担剩余部分的支出。在这种情况下,社会网络有可能会起到分担风险的作用,从而有助于降低城镇家庭储蓄率。

第二,与本文的研究最为接近的是 Zhou (2014) 的研究,该文几乎是利用中国城镇家庭样本来研究社会网络对中国城镇家庭储蓄率影响的唯一文献,但本文与其研究对象和数据来源有很大不同。其一,该文关心的兄弟姐妹数量属于有血缘关系的社会网络,而本文关心的则是血缘关系以外的其他社会网络。因此,本文的研究揭示的机制是非血缘关系社会网络可以通过风险分担来降低家庭储蓄率。其二,该文主要使用的数据为单期截面数据(CGSS 2006),而本文所用数据为来自国家统计局的2006—2014年4个省市UHS面板数据,数据量更大。

第三,本文基于外生的政策冲击,利用 DID (Difference in Differences) 方法来解决内生性问题,并识别社会网络对城镇居民家庭储蓄率的因果效应,也同时揭示其风险分担机制。在实证研究中,有不少文献没有考虑社会网络的内生性问题:遗漏变量、对社会网络的度量误差以及社会网络与储蓄率之间存在的反向因果关系(如储蓄率更高的家庭可能更偏好于社会交往行为)。在关注社会网络的作用时,只有为数不多的研究使用了工具变量法来解决内生性问题(DiPasquale and Gläser, 1999; Gläser, 2001; Yamamura, 2011; 王春超和袁伟, 2016),或者使用田野实验方法来推断因果关系(Feigenberg *et al.*, 2010)。与本文的研究问题较为接近的是 Duflo and Saez (2003) 和 Breza and Chandrasekhar (2019),他们利用随机实验方法考察了社会网络对储蓄行为的影响,但他们均是从社会网络的信息分享功能而不是风险分担机制的视角进行研究,而且也没有考察社会网络对家庭储蓄率的影响。

基于上述原因,本文将利用来自国家统计局的2006—2014年辽宁、上

海、广东和四川这4个省市UHS面板数据研究社会网络与城镇居民家庭储蓄率之间的关系，并利用DID法来识别城镇居民的社会网络对家庭储蓄率的因果效应。本文的实证研究结果表明：政策冲击显著提高了实验组的家庭储蓄率，背后的机制有两个：直接机制——直接改变了实验组的部分家庭收支水平；间接机制——该政策使得实验家庭的社会网络规模变小进而推动他们提高家庭储蓄率。同时，我们还提供了社会网络能够分担城镇家庭面临的健康风险和收入风险的证据。

本文剩余部分的结构安排如下：第二部分对相关文献进行综述，并提出理论假说；第三部分介绍识别策略；第四部分介绍数据来源、模型设置与变量定义；第五部分进行实证检验；第六部分进一步提供社会网络影响家庭储蓄率的机制检验；最后一部分总结全文。

二、文献综述

（一）文献综述

有大量研究发现，社会网络作为社会资本的一种形式在发展中国家居民的日常生活中扮演着重要角色。由于很多信息或资源嵌入社会网络中，因此社会网络有信息传递与信息分享的功能，这主要体现在配给工作、融资以及帮助创业等方面（Karlan *et al.*, 2009；Kinnan and Townsend, 2012；边燕杰和张文宏, 2001；章元等, 2008；章元和陆铭, 2009），也正因为如此，网络成员往往能够从社会网络中获得经济收益或非经济收益（Lin, 1999；Domínguez and Watkins, 2003；王春超和周先波, 2013）。由于社会网络能够给成员带来回报，因此现有研究认为亲友间的礼尚往来在一定程度上是有目的的投资行为（Lin, 1999；Domínguez and Watkins, 2003）。

现有文献关心的大多是社会网络在发展中国家农户日常生活中的影响，仅有Duflo and Saez (2003)、Lombe and Ssewamala (2007)和Zhou (2014)等少量文献基于城镇家庭样本展开研究。例如，由于发展中国家农村地区的社会保障体系、正规信贷和保险市场的不完善，很多家庭除了通过预防性储蓄来应对风险，还会借助具有非正式保险作用的社会网络进行风险分担（Rosenzweig and Stark, 1989；Fafchamps and Lund, 2003；Angelucci *et al.*, 2008；Munshi and Rosenzweig, 2009；Ambrus *et al.*, 2014；Kinnan and Townsend, 2012；甘犁等, 2007；马小勇与白永秀, 2009；郭云南等, 2012），此时，作为非正式制度的社会网络就起到了弥补正式制度缺失的功能。

除了上述文献以外，解决社会网络的内生性问题并识别社会网络对家庭储蓄率因果效应的研究还不多。例如，Lombe and Ssewamala (2007)利用一

项参加个人发展账户 (Individual Development Accounts, IDA) 的数据研究发现具有风险分担作用的社会网络会降低穷人的储蓄率。易行健等 (2012)、王春超和袁伟 (2016) 均发现礼金支出越多的家庭 (社会网络越广泛), 其家庭储蓄率越低, 并认为社会网络主要通过风险分担来降低预防性储蓄从而降低家庭储蓄率。此外, Zhou (2014) 发现多拥有一位兄弟至少会使城镇家庭的储蓄率降低 5%。

与本文的研究问题和研究对象较为接近的有 Zhou (2014)、Duflo and Saez (2003) 和 Breza and Chandrasekhar (2019) 等研究, 但本文与它们有重要区别。首先, Zhou (2014) 关心的是有血缘关系的社会网络, 这种社会关系可以被称为“强关系”(或者“近关系”), 而本文下面将借助于独特的政策冲击对非血缘“弱关系”(或者“远关系”)的影响, 来研究其对家庭储蓄率的影响。之所以要将“强关系”与“弱关系”区分开, 是因为部分研究发现“弱关系”的构成相对较松散, 其表现形式、涉及的信息量与“强关系”不同, 因此两者的价值不同 (Granovetter, 1973; Coleman, 1988; Burt, 1997; Hoffmann, 2007)。实际上, 基于农户数据的实证研究将二者区分开来的也并不多。另外, Zhou (2014) 主要使用的数据为单期截面数据, 而本文所用数据为来自国家统计局的 UHS 面板数据, 更有利于克服内生性且样本量更大。其次, 本文揭示的机制与 Duflo and Saez (2003) 和 Breza and Chandrasekhar (2019) 有很大不同。他们均是从社会网络的信息分享功能而不是风险分担机制的视角进行研究, 也没有考察社会网络对家庭储蓄率的影响, 而本文则通过 DID 方法识别社会网络对家庭储蓄率的因果效应, 并揭示了社会网络通过分担收入和健康风险来降低家庭储蓄率的机制。

(二) 影响机制

本文认为社会网络在城市社会经济生活中也扮演着重要功能, 理由如下: 第一, 中国一直有礼尚往来的传统, 即使在现代城市, 社会网络成员之间也经常会因为婚丧嫁娶而产生礼金往来活动。第二, 中国的正规金融和保险市场发展并不充分 (Ayyagari *et al.*, 2010; Chen *et al.*, 2011; Guariglia *et al.*, 2011; Horioka and Terada-Hagiwara, 2012), 因此, 作为自我保险方式之一的预防性储蓄就成为大多数家庭应对不确定性和风险冲击的主要方式 (Chamon and Prasad, 2010; Chamon *et al.*, 2013; Wang and Wen, 2012; Wan, 2015)。城镇居民也同样会面临重大风险冲击, 例如失业、重大疾病等, 尽管城市居民大都拥有医疗和失业保险, 但对很多居民而言还无法达到完全保险的程度, 此时社会网络的保险功能就成为必要的补充。第三, 尽管中国城镇居民面临着较完善的金融和保险市场, 但依然有可能由于各种原因面临信贷约束, 那么来自社会网络成员的非正规借款就成为必要, 此时社会网络将会

扮演重要作用。

此外，基于预防性储蓄假说，社会网络成员之间能够在遭受冲击时通过礼金往来和提供非正式借款等方式来加以应对，嵌入在社会网络中的成员之间能够形成社会保险机制。因此，一个家庭拥有的社会网络规模越大，就越能够抵御健康或收入等负向冲击，因此可以降低家庭的预防性储蓄；反之，一个家庭拥有的社会网络规模较小或者变小，该家庭就会以提高储蓄率的形式加以应对。本文将利用 UHS 数据对上述理论机制进行检验。

三、识别策略

本文主要将“八项规定”系列规范党政干部行为的政策（以下简称政策冲击）作为一项准自然实验，然后利用 DID 法识别社会网络的外生变化对家庭储蓄率的影响。

2012年12月4日，习近平总书记在中共中央政治局会议上通过了《十八届中央政治局关于改进工作作风、密切联系群众的八项规定》，对党员干部廉洁从政做出了严格要求。紧接着，2012年12月26日中央纪委监察部出台了关于党政机关、事业单位改进工作作风、加强廉洁自律的通知（《关于2013年元旦、春节期间切实改进工作作风加强廉洁自律的通知》），并提出了“九个严禁”。这“九个严禁”开始明确地禁止党员干部收送礼金。这些政策颁布后，各级地方政府积极贯彻实施。例如，浙江省委于2012年12月27日出台了针对各部门和党员干部的“六项禁令”。然后，这六项禁令也被其他各省市自治区的地方政府仿效和落实。这六项禁令中，对拜年活动、赠送土特产和收送礼金作了限制性规定。随后，中纪委又于2013—2014年陆续下发了系列文件，禁止党员干部违规收送礼品礼金、大办婚丧喜庆，这些政策在实践中也得到了执行。

在这一政策影响下，受政策影响的家庭在婚丧嫁娶时收受礼金和宴请宾客的行为显著减少，但是这一政策并不限制有血缘关系的亲友（“强关系”）之间的礼金赠送和宴请行为，因此，该政策只会导致他们的“弱关系”失去功能（dysfunction）。换言之，这一政策冲击会直接降低他们的社会网络规模，进而降低他们从“弱关系”中获得的风险分担。

基于上述分析，我们将这一政策冲击视为一项准自然实验，然后运用 DID 法识别社会网络在该政策的外生冲击下发生变化后对家庭储蓄率的因果效应。识别方法是：我们将城镇家庭样本区分为受到该政策影响的实验组和未受政策影响的对照组，前者包括国有企业家庭或党政干部家庭，其余的家

庭为对照组。为了保证结果的稳健性,我们对实验组¹采取三个不同的定义:第一个实验组根据户主及其配偶的就业单位性质划分,即户主或(和)其配偶在国有企业、党政机关、行政事业单位就业的家庭为实验组,将他们简称为国企家庭(*Treat1*),这样做的理由在于:中国的党员和党政干部主要分布于国企和党政机关,且这些家庭的同事和上下级关系也一般分布在同类单位中,政策的严格实施也主要在这些单位,因此会直接降低他们的社会网络。第二个实验组根据户主及其配偶的职业划分,即户主或(和)其配偶的职业为党政干部、企事业单位负责人的家庭为实验组,将其简称为“党政干部家庭”(*Treat2*);这是一个比前一个实验组更窄的划分。第三个实验组是上述两个实验组定义之和,即满足前面两个条件中的任意一个,我们就将其视为实验组(*Treat3*)。在UHS调查中,部分“党政干部家庭”可能在填写就业单位性质时存在缺失数据情况,因此,第三个实验组实际上是在第一个实验组的基础上补充了遗漏的“党政干部家庭”。

四、回归模型、数据来源与变量定义

(一) 回归模型与变量定义

首先,本文建立,如下基准模型:

$$S_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i \times Post_t + \beta_2 Treat_i + \beta_3 Post_t + \gamma X + \epsilon_{it}, \quad (1)$$

其中, i 代表家庭, t 代表年份, S_{it} 代表家庭储蓄率。 $Treat_i$ 为实验组虚拟变量²; $Post_t$ 为政策执行时间变量,2012年以后为1,之前为0; β_1 是我们关注的系数,它捕捉的是政策冲击对实验组家庭储蓄率的影响,我们预期 $\beta_1 > 0$ 。借鉴易行健等(2012)和Zhou(2014)等的研究,控制变量 X 包括:家庭人口规模、少儿负担比、老人负担比、医疗保险支出金额、养老保险支出金额、户主及其配偶的个人特征(受教育年限和年龄)。表1报告了模型中相关变量的定义。

表1 变量定义

变量	变量定义
S	家庭储蓄率
$Treat1$	户主或配偶的工作单位是否为国企、党政机关和事业单位

¹ 根据匿名审稿专家的建议,有党员的家庭也是受到政策影响的群体,因此党员身份对于政策效果的反应也不同。由于UHS数据中并没有“是否为党员”这一信息,故无法将党员身份作为变量纳入实证模型,但是我们也尝试使用其他微观数据(CFPS和CLDS)将是否拥有党员身份作为组别变量的分类标准,估计结果也显示,政策冲击后党员家庭的储蓄率显著增加。考虑到UHS样本更大、年份更长,因此本文最终还是使用UHS样本。

² 需要特别说明的是,样本流失(attrition)问题不会影响本文的结论。通过观察数据,只有极少部分的实验组和对照组的户主在样本期间退休,但其配偶在同时期并未退休,因此仍然满足实验组家庭和对照组家庭的定义。

(续表)

变量	变量定义
<i>Treat2</i>	户主或配偶是否为党政干部、企事业单位负责人
<i>Treat3</i>	户主或配偶是否为党政干部、企事业单位负责人或者是否在国企、党政机关和事业单位就业
<i>Post</i>	2013—2014 年为 1，其他年份为 0
<i>lndinc</i>	家庭可支配收入（对数）
<i>lnmedi_insu</i>	家庭医疗保险支出（对数）
<i>lnpension</i>	家庭养老保险支出（对数）
<i>lngift_out</i>	家庭礼金支出（对数）
<i>lngift_in</i>	家庭礼金收入（对数）
<i>lngift</i>	家庭礼金支出和收入之和（对数）
<i>child_ratio</i>	家庭成员中年龄不超过 18 岁的成员的比例
<i>elder_ratio</i>	家庭成员中年龄超过 65 岁的成员的比例
<i>college_ratio</i>	家庭成员中在校大学生的比例
<i>hhnumber</i>	家庭成员人数
<i>age_hd</i>	户主年龄
<i>sqage_hd</i>	户主年龄的平方
<i>edu_hd</i>	户主受教育年限
<i>age_sp</i>	户主配偶的年龄
<i>sqage_sp</i>	户主配偶年龄的平方
<i>edu_sp</i>	户主配偶的受教育年限

另外，表 1 中还有三个变量 *lngift_in*、*lngift_out*、*lngift*，在后文的机制检验中，我们将用它们来度量家庭的社会网络规模。

（二）数据来源

本文使用的数据是来自国家统计局的 UHS 数据库中 4 个省市 2006—2014 年的城镇家庭样本。该数据由国家统计局收集，其中家庭收支等指标是根据家庭日记账汇总而来，并且家庭在记账过程中有统计人员的帮助和监督，所以调查数据的质量非常高。另外，在实证研究中，我们剔除了家庭储蓄率的异常值，只保留了储蓄率在 -0.8 到 0.8 之间的样本。

五、政策冲击对家庭储蓄率的影响

(一) 政策冲击对家庭储蓄率影响的初步检验

下面我们首先利用 DID 法来评估政策冲击对家庭储蓄率的净效应, 回归结果报告在表 2 中。³

表 2 DID 模型回归结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
<i>Treat</i> 1× <i>Post</i>	0.070*** (0.004)	0.079*** (0.004)	0.049*** (0.004)	0.048*** (0.004)
<i>Post</i>	-0.033*** (0.002)	0.030 (0.048)	-0.074*** (0.003)	-0.197*** (0.076)
<i>Treat</i> 1	-0.002 (0.002)	-0.011 (0.010)	-0.007 (0.010)	-0.005 (0.010)
控制变量	否	否	是	是
家庭固定效应	否	是	是	是
年份固定效应	否	是	否	是
观察值	89 326	89 326	77 171	77 171
Within R ²	0.012	0.022	0.173	0.182

注: (1) 括号内为聚类到家庭层面的标准误; **、*、* 分别表示显著性水平为 1%、5% 和 10%。以下同。(2) 限于篇幅, 控制变量和常数项的回归系数没有报告, 对此感兴趣的读者可以向作者索取。以下同。

从表 2 回归结果可以看出, 在不控制其他变量的情况下, β_1 在模型 1 中显著为正, 这表明相对于非国企家庭而言, 政策冲击显著增加了国企家庭的储蓄率, 这一结果与本文的理论预期保持一致。模型 2 至模型 4 逐步加入家庭固定效应、年份固定效应以及其他控制变量, 结果均发现交互项的系数显著为正, 且系数的大小稳健。模型 4 控制了所有变量之后, 家庭年均可支配收入对家庭储蓄率的影响显著为正, 而家庭人口规模对其有显著的负向影响, 这与现有研究的结果保持一致。养老保险和医疗保险的支出水平越高, 则家

³ 在表 2 以及后续 DID 回归模型中, 本文还进行了如下尝试: (1) 将稳健标准误改为聚类至地级市层面; (2) 增加控制地区和年份固定效应的交互项; (3) 将原基准模型改为双向固定效应模型 (即去掉 *Post* 和 *Treat*, 加入年份固定效应和家庭固定效应); (4) 增加了户主未婚的家庭样本, 并只控制了家庭特征和户主个体特征变量; (5) 为了避免可能存在处理前“实验组”和“对照组”面临不同时间趋势的影响, 本文还尝试在表 2 模型 4 的基础上加入各分组虚拟变量与时间趋势的交互项以控制事前趋势; (6) 控制家庭成员的健康状况变量 (因为 UHS 数据中无关于健康状况的直接信息, 我们利用家庭医疗保健消费支出作为家庭成员健康状况的代理变量, 因为理论上而言, 家庭医疗消费支出越大, 则家庭成员的身体健康状况越差)。结果均发现本文的结论基本不变, 对这些结果感兴趣的读者可向作者索取。

庭的储蓄率越低，这说明社会保障程度越高，越有利于降低家庭储蓄率；同样地，老人负担比系数为正，也表明家庭预防性储蓄动机的存在。其他控制变量的结果这里不再赘述。

（二）稳健性检验

下面我们进一步考察上述结果是否稳健。

第一，我们检验平行趋势条件是否满足，检验结果如图 1 所示。从中可以看出：除了 2008 年以外，政策发生前的交互项系数的置信区间均包含零值，即无法拒绝这些系数值为零的原假设。此外，对这些系数的联合假设检验也无法拒绝它们的系数值都为零的原假设。这表明在不存在政策冲击的情况下，国企家庭和非国企家庭的储蓄率差异并没有随时间产生显著变化，因此平行趋势的假设成立。⁴

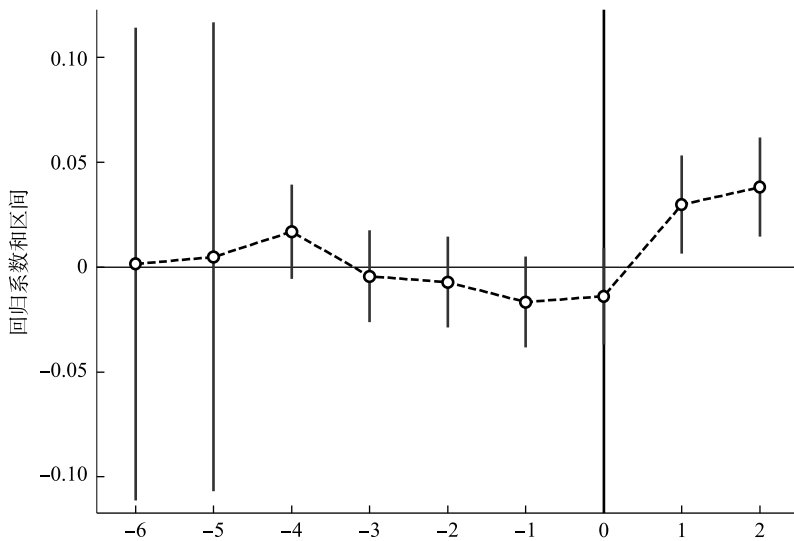


图 1 平行趋势检验结果

第二，进行安慰剂检验。我们通过反事实法检验在政策冲击之前的虚拟变量 $Treat1 \times Post$ 是否会对家庭储蓄率产生显著影响，如果影响显著，则说明我们看到的政策冲击效果源于之前的其他政策。为此，我们将 $Post$ 分别从 2012 年提前至 2007 年、2008 年和 2010 年，并借鉴周浩和郑筱婷（2012）将样本年限控制在政策前，即 2006—2012 年，重新进行回归。具体估计结果报告在表 3 中，从中可以看出，虚拟变量 $Treat1 \times Post$ 的回归系数在所有模型中均不显著，这表明前面的回归结果是可信的。

⁴ 2008 年的平行趋势不成立，可能是因为金融危机带来了其他无法观测的影响，因此我们也同时尝试了将 2008 年的观察值删除并重新进行回归，本文的结论依然稳健。

表 3 安慰剂检验

安慰剂检验测试期	<i>Post</i> >2007	<i>Post</i> >2008	<i>Post</i> >2010
<i>Treat</i> 1× <i>Post</i>	0.002 (0.024)	-0.002 (0.057)	-0.002 (0.008)
<i>Treat</i> 1	-0.002 (0.026)	0.003 (0.056)	0.001 (0.010)
<i>Post</i>	-0.181** (0.078)	-0.178** (0.083)	-0.179** (0.077)
控制变量	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观察值	77 171	77 171	77 171
Within <i>R</i> ²	0.178	0.178	0.178

第三，谬误检验。为了证明政策冲击的排他性，本文将因变量替换为其他不受政策影响的变量：家庭总社会保障支出 (*lnSS*)，以及家庭成员缴纳的养老金 (*lnpension*)、住房公积金 (*lnHF*)、医疗保险金 (*lnmedi_insu*) 和失业保险金 (*lnUI*) 等。理论上而言，如果这几个交互项对因变量的回归系数不显著，那就表明在政策冲击的同时期，没有其他政策冲击同样能够对家庭储蓄率产生一致影响。估计结果报告在表 4 中，从中可以发现各交互项的系数均不显著，这表明本文发现的效果并非来自其他政策冲击。

表 4 谬误检验

	<i>lnSS</i>	<i>lnpension</i>	<i>lnHF</i>	<i>lnmedi_insu</i>	<i>lnUI</i>
<i>Treat</i> 1× <i>Post</i>	0.009 (0.013)	-0.002 (0.024)	-0.012 (0.021)	0.003 (0.022)	-0.015 (0.016)
<i>Treat</i> 1	-0.072 (0.465)	-0.258 (0.802)	0.349 (0.583)	0.732 (0.802)	0.002 (0.557)
<i>Post</i>	0.214*** (0.057)	0.955*** (0.121)	1.180*** (0.122)	0.706*** (0.095)	0.428*** (0.084)
控制变量	是	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
观察值	77 171	77 171	77 171	77 171	77 171
Within <i>R</i> ²	0.757	0.173	0.157	0.170	0.114

第四，对国企家庭进行重新定义。若任何一个家庭成员为国企员工，则该家庭被定义为国企家庭 (*Treat1a*)。从理论上来说，除户主及其配偶以外，家庭中的其他国企成员都会受到政策规制，因此其礼金往来行为也会受到影响，而家庭成员的收支也会涉及该家庭的储蓄决策。将家庭中只要有一个成员为国企员工的家庭定义为实验组之后，估计结果如表 5 中的模型 1 所示。与理论预期一致，交互项的系数仍显著为正，这一结果再次证明了政策冲击对家庭储蓄率具有正向因果效应。

表 5 其他稳健性检验 1

	模型 1	模型 2	模型 3
<i>Treat1a</i> × <i>Post</i>	0.043*** (0.004)		
<i>Treat1a</i>	-0.012 (0.009)		
<i>Treat2</i> × <i>Post</i>		0.041*** (0.011)	
<i>Treat2</i>		0.001 (0.007)	
<i>Treat3</i> × <i>Post</i>			0.049*** (0.004)
<i>Treat3</i>			-0.005 (0.009)
<i>Post</i>	-0.198*** (0.076)	-0.139 (0.098)	-0.198*** (0.076)
控制变量	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观察值	77 171	61 164	77 171
Within R^2	0.181	0.168	0.182

第五，重新定义实验组。根据前文的讨论，我们将实验组对象重新定义为党政干部家庭（是 *Treat2*），或者党政干部家庭以及国企家庭（*Treat3*）是，然后重新进行回归，回归结果报告在表 5 的模型 2 至模型 3 中，从中可以看出结论依然稳健。

第六，对家庭储蓄率重新进行度量。在 UHS 数据中，消费支出中未考虑自有房租折算问题。为此，我们借鉴陈斌开和杨汝岱（2013）的研究，将

自有房租同时计入可支配收入和消费支出以重新定义家庭储蓄率(S1),估计结果如表6中模型1所示,从中可以看出交互项系数仍显著为正。

表6 其他稳健性检验2

	模型1	模型2	模型3	模型4
	S1	S2	S3	S
<i>Treat1</i> × <i>Post</i>	0.041*** (0.003)	0.052*** (0.004)	0.051*** (0.005)	0.050*** (0.004)
<i>Treat1</i>	-0.006 (0.008)	-0.003 (0.010)	0.024* (0.013)	-0.034* (0.019)
<i>Post</i>	-0.157** (0.064)	-0.335*** (0.076)	-0.392*** (0.081)	-0.039*** (0.005)
控制变量	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观察值	77 171	77 873	77 171	40 297
Within R^2	0.196	0.186	0.196	0.143

第七,调整储蓄率的取值范围。考虑前文处理储蓄率的异常值也可能影响到估计结果的稳健性和显著性,本文将储蓄率范围由(-0.8~0.8)替换为(-1.0~1.0)以及(-2.0~1.0),得到两个新的储蓄率指标(S2和S3),估计结果如表6中模型2至模型3所示,从中可以看出结论与前文仍然保持一致。

第八,将控制变量家庭可支配收入的水平值改为家庭可支配收入的变动程度以避免家庭收入不确定性对家庭储蓄率的影响,重新进行回归的结果报告在表6的模型4中。我们可以发现交互项系数仍然显著为正,即原估计结果依然稳健。

第九,采用PSM-DID法估计。由于实验组家庭(国企或党政干部家庭)和对照组家庭(非国企或非党政干部家庭)可能在家庭可支配收入和家庭养老保险等方面具有显著差异,从而使得两组家庭无法直接可比,为此我们借鉴现有研究采用的方法,首先运用PSM方法为实验组家庭找到在特征(协变量)上最为接近的对照组家庭,然后再运用DID方法进行回归。估计结果报告在表7中,从中可以发现交互项系数*Treat1*×*Post*仍显著为正,且系数值与原基准回归差异不大,这说明本文的结论稳健。

表 7 其他稳健性检验 3

	模型 1	模型 2	模型 3
<i>Treat1</i> × <i>Post</i>	0.059*** (0.004)	0.067*** (0.004)	0.044*** (0.004)
<i>Post</i>	-0.023*** (0.003)	0.003 (0.061)	-0.189** (0.076)
<i>Treat1</i>	-0.003 (0.003)	-0.019* (0.011)	-0.005 (0.010)
控制变量	否	否	是
家庭固定效应	否	是	是
年份固定效应	否	是	是
观察值	75 008	75 008	75 008
Within R^2	0.008	0.017	0.179

六、机制检验

(一) 机制检验一

本文前面的分析认为，政策冲击对家庭储蓄率的一个影响机制在于它削减了实验组的社会网络规模。然而，前面的 DID 模型并没有直接控制城镇居民的社会网络规模。此外，政策冲击也有可能同时对家庭的收入和支出产生影响，进而对家庭储蓄率产生影响。因此，我们还需要进一步区别这两种机制。特别地，我们需要在控制其他也受到政策冲击影响的收支分项之后再观察社会网络变量是否依然对家庭储蓄率有显著影响，这样才能揭示政策冲击是否除了通过直接影响家庭的收支来影响储蓄率，还会通过削减社会网络的规模来间接影响家庭储蓄率。

为此，我们首先借鉴易行健等（2012）的研究，分别用家庭的礼金收入、礼金支出以及礼金收入和支出之和来度量家庭社会网络规模。基于这三个代理变量，我们首先检验政策冲击是否会削弱国企家庭的社会网络规模，回归结果报告在表 8 中。从中可以看出，在控制了家庭和年份固定效应后，交互项的系数都显著为负，这表明政策冲击确实降低了实验组家庭的社会网络规模。同时，我们还检验了政策冲击对另外两个实验组（*Treat2* 和 *Treat3*）的影响，估计结果表明政策冲击对所有社会网络的代理变量的回归系数都为负，

这证实了表8中估计结果的稳健性,与理论预期保持一致。⁵

表8 政策冲击对社会网络规模的影响

	<i>lngift_in</i>	<i>lngift_out</i>	<i>lngift</i>
<i>Treat1</i> × <i>Post</i>	-0.070*	-0.046*	-0.049*
	(0.037)	(0.027)	(0.027)
<i>Post</i>	-2.936***	-0.646	-1.287*
	(1.019)	(0.648)	(0.677)
<i>Treat1</i>	0.092	0.155	0.094
	(0.143)	(0.102)	(0.101)
控制变量	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观察值	77 171	77 171	77 171
Within <i>R</i> ²	0.026	0.035	0.036

其次,我们需要检验政策冲击除了影响家庭的社会网络规模,是否还会直接影响家庭可支配收入的细分项(工资收入、经营收入、财产收入和其他转移收入(扣除礼金收入后的转移收入))、消费支出的细分项(衣食住行等八类)以及其他转移支出(扣除礼金支出的家庭转移支出),估计结果报告在表9和表10中。从表9中可以看出,政策冲击对工资收入、经营收入和财产收入有显著的负向影响,而对其他转移收入有显著的正向影响。类似地,我们也考察了政策冲击对*Treat2*和*Treat3*的家庭收入分项的影响,估计结果表明,政策冲击使得家庭工资收入和经营收入显著降低,但家庭财产收入和其他转移收入的交互项系数不显著。此外,政策冲击对*Treat3*的收支分项的影响结果同表9一致。⁶

⁵ 根据匿名审稿专家的建议,为了避免因“近关系”网络对本文探讨的“远关系”网络存在替代关系而导致政策效应被低估,我们还尝试在表8的回归中加入“近关系”网络的代理变量,即家庭户主或配偶的兄弟姐妹数量(由于数据限制,我们只能在UHS找到这一个和“近关系”网络最为接近的代理变量),并对其重新进行回归。回归结果显示,该变量的系数均不显著且符号也不为正,表明该变量对家庭社会网络(“远关系”网络,即上下级和同事之间的社会网络)无明显代替关系。因此,可能不会出现低估政策效应的情况。

⁶ 限于篇幅,本文没有报告基于*Treat2*和*Treat3*的稳健性检验结果,对此有兴趣的读者可向作者索取。

表 9 政策冲击对家庭收入分项的影响

	<i>wage</i>	<i>operate</i>	<i>asset</i>	<i>transfer</i>
<i>Treat1</i> × <i>Post</i>	-0.046*** (0.002)	-0.105*** (0.005)	-0.006*** (0.001)	0.012*** (0.001)
<i>Post</i>	0.031 (0.061)	0.129** (0.057)	0.004 (0.015)	-0.050 (0.055)
<i>Treat1</i>	0.173*** (0.013)	-0.016** (0.007)	-0.004* (0.002)	-0.130*** (0.010)
控制变量	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观察值	75 008	75 008	75 008	75 008
Within R^2	0.235	0.137	0.131	0.151

注：*wage*、*operate*、*asset*、*transfer* 分别表示工资收入、家庭经营收入、财产收入以及其他转移收入占家庭可支配收入的比重。

表 10 报告了对消费分项的回归结果，从中可以看出，政策冲击对国企家庭的衣着支出、医疗保健消费、教育文化与服务支出、居住支出、其他商品和服务支出以及其他转移支出（扣除礼金支出外的转移支出）有显著的负向影响；但是也同时使得他们的食品、香烟和酒类的消费支出显著增加，这是因为政策冲击减少了国企家庭利用公款消费的机会以及被赠送烟酒的概率，从而使得他们不得不自己支付这些项目的费用。此外，与表 10 结果略有不同，我们发现政策冲击仅使得党政干部家庭（*Treat2*）的居住支出显著下降，而食品、香烟和酒类的消费支出显著增加。而来自实验组家庭（*Treat3*）的家庭支出分项估计结果同表 10 完全一致。

表 9 至表 10 的回归结果表明，政策冲击确实会同时影响家庭某些分项的收入和支出，而这些收支项目的变化也会同时影响家庭储蓄率，因此我们下面将这些也同时受政策冲击显著影响的收入和支出分项控制住，然后看我们关心的社会网络的度量（礼金收支水平）是否依然对家庭储蓄率有显著影响。估计结果报告在表 11 中，从中可以看出，在控制了上述受影响的分项、户主及配偶特征和固定效应以后，社会网络的三个代理变量的回归系数均显著为负，这一结果说明社会网络能够降低家庭储蓄率。因此，本文揭示的通过社会网络的规模影响家庭储蓄率的机制是存在的。同样地，社会网络三个代理变量对党政干部家庭（*Treat2*）以及实验组家庭（*Treat3*）的储蓄率的估计结果也均显著为负，故与表 11 一致，证实了机制检验结果的稳健性。

表 10 政策冲击对家庭支出分项的影响

	<i>food</i>	<i>cigarette</i>	<i>wine</i>	<i>clothes</i>	<i>medical</i>	<i>education</i>	<i>reside</i>	<i>other_service</i>	<i>transfer_out</i>
<i>Treat1</i> × <i>Post</i>	0.022*** (0.001)	0.001*** (0.000)	0.000*** (0.000)	-0.001* (0.000)	-0.003*** (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.016*** (0.002)	-0.001*** (0.000)	-0.003*** (0.001)
<i>Post</i>	0.007 (0.030)	0.001 (0.006)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.008)	-0.001 (0.026)	-0.037* (0.020)	0.059* (0.031)	-0.001 (0.008)	-0.012 (0.017)
<i>Treat1</i>	-0.014*** (0.004)	-0.001* (0.001)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.002)	0.004 (0.003)	-0.003 (0.003)	0.001 (0.003)	-0.001 (0.001)	0.003 (0.003)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观察值	77 171	77 171	77 171	74 476	74 476	74 476	74 476	74 476	77 171
Within R ²	0.211	0.027	0.018	0.074	0.072	0.058	0.501	0.033	0.144

注：*food*, *cigarette*, *wine*, *clothes*, *medical*, *education*, *reside*, *other_service*, *transfer_out* 分别表示食品支出、烟草支出、酒类支出、衣着支出、医疗保健支出、教育与文化与服务支出、居住支出、其他商品和服务支出以及其他转移支出占家庭总支出的比重。

表 11 社会网络规模对家庭储蓄率的影响

	模型 1	模型 2	模型 3
<i>lngift</i>	-0.005*** (0.001)		
<i>lngift_in</i>		-0.003*** (0.001)	
<i>lngift_out</i>			-0.003*** (0.001)
受影响的收入分项	是	是	是
受影响的支出分项	是	是	是
控制变量	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观察值	74 479	74 479	74 479
Within R ²	0.215	0.215	0.214

最后，本文还做了其他稳健性检验⁷：第一，防止遗漏了社会网络、家庭收入和支出项以外的其他影响机制，我们在表 11 的回归中又控制了交互项 $Treat1 \times Post$ ，此时，表 11 中的三个礼金收支回归系数仍显著为负；第二，为了避免因“近关系”网络对“远关系”网络可能存在一定的替代关系而导致政策效应被低估，我们在表 11 的回归中加入“近关系”网络的代理变量，即家庭户主或配偶的兄弟姐妹数量，并对其重新进行回归，回归结果显示回归系数大小几乎不变，且仍显著为负，因此，即使遗漏了“近关系”变量，也不会低估政策效应；第三，为了避免因实验组家庭社会保障水平高而导致初期家庭储蓄率低而造成政策效果高估的情况，我们在表 11 中还尝试控制家庭的总社会保障水平，发现估计系数基本无变化；第四，除了受影响的收入分项外，我们还在表 11 中加入家庭可支配收入的年变动程度以控制家庭收入不确定性对家庭储蓄率的影响，结果显示回归系数大小几乎不变，且仍显著为负。

（二）机制检验二

前面验证了政策冲击会通过削减国企或党政干部家庭的社会网络规模来影响其家庭储蓄率，但是这一影响机制的成立依赖于社会网络的风险分担作用，我们进一步对此进行检验。我们借鉴 Zhou (2014) 建立了如下检验模型：

⁷ 限于篇幅，此处稳健性检验结果未直接呈现，感兴趣的读者可直接向作者索取。

$$S_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 SK_{it} + \alpha_2 RISK_{it} \times SK_{it} + \gamma X + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

其中, SK_{it} 代表家庭社会网络, 我们仍然使用家庭礼金收入 ($lngift_in$)、礼金支出 ($lngift_out$) 以及礼金收支之和 ($lngift$) 作为其代理变量。 $RISK_{it}$ 代表该家庭是否为高风险家庭 (高风险家庭为 1, 反之为 0)。借鉴 Zhou (2014)、王春超和袁伟 (2016) 的方法, 我们使用家庭成员平均健康水平来度量其健康风险程度, 并将该家庭户主职业为自营⁸ 定义为收入高风险家庭。由于在 UHS 数据中没有直接关于家庭成员健康水平的问题, 我们使用家庭成员的年平均医疗保健支出作为健康风险的代理变量, 然后根据历年所有样本家庭的年平均医疗保健支出为 2 575 元, 我们定义以下家庭为高健康风险家庭: 第一, 家庭年平均医疗保健支出大于 2 575 元 (高健康风险 I 家庭); 第二, 家庭年平均医疗保健支出大于 3 000 元 (高健康风险 II 家庭); 第三, 家庭年平均医疗保健支出大于 4 000 元 (高健康风险 III 家庭); 第四, 家庭年平均医疗保健支出大于 5 000 元 (高健康风险 IV 家庭)。我们感兴趣的系数为 α_2 , 如果交互项系数 α_2 显著为负, 则表示城镇家庭的社会网络存在风险分担作用。

表 12 报告了以礼金收支之和 ($lngift$) 作为社会网络代理变量的机制检验结果, 从中可以看出, 模型 1 至模型 5 的交互项系数均显著为负, 即健康风险和收入风险更大的城镇家庭的社会网络对家庭储蓄率的负作用要大于风险更小的家庭, 这说明社会网络确实会通过风险分担来降低家庭储蓄率。同样地, 社会网络的礼金支出代理变量的交互项系数的估计结果也均显著为负 (礼金收入的交互项系数为负, 但不显著), 故与表 12 一致, 均证实了该机制检验结果的稳健性。⁹

表 12 社会网络的风险分担机制检验

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
	健康风险 I	健康风险 II	健康风险 III	健康风险 IV	收入风险
$lngift$	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.005*** (0.001)
$RISK \times lngift$	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.001)	-0.002*** (0.001)	-0.002** (0.001)
控制变量	是	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是	是

⁸ 根据王春超和袁伟 (2016), 职业为自营的家庭其收入不确定性较大, 非自营家庭的收入比较稳定。

⁹ 限于篇幅, 礼金收入和礼金支出的稳健性检验结果未报告出来, 对此有兴趣的读者可向作者索取。

(续表)

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
年份固定效应	是	是	是	是	是
观察值	71 009	71 009	71 009	71 009	64 983
Within R ²	0.161	0.161	0.161	0.162	0.168

七、结论与政策启示

社会网络作为一种非正式制度，在发展中国家的农村地区具有信息传递和风险分担等重要作用，已经有大量文献提供了这方面的证据，但少有研究提供来自城镇居民的证据。中国的城镇居民拥有相对健全的医疗和养老保险，面临着更加完善的信贷市场，社会网络是否也会像农户那样降低他们的家庭储蓄率？为了回答上述问题，本文基于现有文献提出理论假说，然后利用来自国家统计局 2006—2014 年 4 个省市的 UHS 家庭面板数据，运用 DID 法来展开实证研究后发现，政策冲击通过两个机制影响实验组的家庭储蓄率：一是直接改变了实验组家庭部分收支的水平，二是使得实验组家庭的社会网络规模变小，从而使其风险分担作用降低，进而推动他们提高家庭储蓄率来加以应对。在进行一系列的稳健性检验，包括替换实验组对象、重新定义实验组以及改变储蓄率范围之后，上述结果仍然稳健。同时，我们还提供了社会网络能够分担城镇家庭的健康和收入风险的证据。

本文利用 DID 方法识别了社会网络对城镇居民家庭储蓄率的因果效应，解决了社会网络的内生性问题；本文也提供了社会网络对发展中国家城镇居民的储蓄行为也有重要影响的证据，与现有研究关于社会网络对于农村居民的储蓄行为具有重要影响的研究形成互补。最后，本文有助于我们理解城镇居民家庭储蓄率的决定因素，并对通过完善信贷和保险市场以及健全社会保障体系来刺激居民消费、降低居民储蓄率有一定的启示。

参考文献

- [1] Ambrus, A., M. Mobius, and A. Szeidl, "Consumption Risk-Sharing in Social Networks", *American Economic Review*, 2014, 104 (1), 149-182.
- [2] Angelucci, M., G. D. Giorgi, M. A. Rangel, and I. Rasul, "Insurance in the Extended Family", *University of Arizona Working Paper*, 2008.
- [3] Attanasio, O., A. Barr, J. C. Cardenas, G. Genicot, and C. Meghir, "Risk Pooling, Risk Preferences and Social Network", *American Economic Journal: Applied Economics*, 2012, 4 (2),

- 134-167.
- [4] Ayyagari, M., A. Demirgüç-Kunt, and V. Maksimovic, "Formal versus Informal Finance: Evidence from China", *The Review of Financial Studies*, 2010, 23 (8), 3048-3097.
- [5] 边燕杰、张文宏, "经济体制、社会网络与职业流动", 《中国社会科学》, 2001 年第 1 期, 第 77—89 页。
- [6] Breza, E., and A. G. Chandrasekhar, "Social Networks, Reputation and Commitment: Evidence from a Savings Monitors Experiment", *Econometrica*, 2019, 87 (1), 175-216.
- [7] Burt, R. L., "The Contingent Value of Social Capital", *Administrative Science Quarterly*, 1997, 42, 339-365.
- [8] Chamon, M. D., and E. Prasad, "Why Are Saving Rate of Urban Households in China Rising", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2010, 2 (1), 93-130.
- [9] Chamon, M. D., K. Liu, and E. Prasad, "Income Uncertainty and Household Savings in China", *Journal of Development Economics*, 2013, 105, 164-177.
- [10] Chandrasekha, A. G., C. Kinnan, and H. Larreguy, "Informal Insurance, Social Network and Saving Access—Evidence from a Lab Experiment in the Field", *MIT Working Paper*, 2012.
- [11] 陈斌开、杨汝岱, "土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄", 《经济研究》, 2013 年第 1 期, 第 110—122 页。
- [12] Chen, Y. L., Y. Ma, and K. Tang, "The Chinese Financial System at the Dawn of the 21st Century: An Overview", *The TEB International Journal of Financial Studies*, 2011, 2, 2-41.
- [13] Coleman, J. S., "Social Capital in the Creation of Human Capital", *The American Journal of Sociology*, 1988, 94, 95-120.
- [14] DiPasquale, D., and E. L. Gläser, "Incentives and Social Capital: Are Homeowners Better Citizens?", *Journal of Urban Economics*, 1999, 45 (2), 354-384.
- [15] Domínguez, S., and C. Watkins, "Creating Networks for Survival and Mobility: Social Capital among African-American and Latin-American Low-Income Mothers", *Social Problems*, 2003, 50 (1), 111-135.
- [16] Duflo, E., and E. Saez, "The Role of Information and Social Interactions in Retirement Plan Decisions: Evidence from a Randomized Experiment", *The Quarterly Journal of Economics*, 2003, 118 (3), 815-842.
- [17] Fafchamps, M., and S. Lund, "Risk-Sharing Networks in Rural Philippines", *Journal of Development Economics*, 2003, 71 (2), 261-287.
- [18] Feigenberg, B., E. M. Field, and R. Pande, "Building Social Capital through Micro Finance", *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*, 2010.
- [19] 甘犁、徐立新、姚洋, "村庄治理、融资和消费保险: 来自 8 省 49 村的经验证据", 《中国农村观察》, 2007 年第 2 期, 第 2—13 页。
- [20] Gläser, E. L., "The Formation of Social Capital", *Canadian Journal of Policy Research*, 2001, 2 (1), 34-40.
- [21] Granovetter, M., "The Strength of Weak Ties", *American Journal of Sociology*, 1973, 78 (6), 1360-1380.
- [22] Guariglia, A., X. X. Liu, and L. Song, "Internal Finance and Growth: Microeconomic Evidence on Chinese Firms", *Journal of Development of Economics*, 2011, 96 (1), 79-94.

- [23] 郭云南、姚洋、J. Foltz, “宗族网络、农村金融与平滑消费：来自中国 11 省 77 村的经验”, 《中国农村观察》, 2012 年第 1 期, 第 32—45 页。
- [24] Hoffmann, W. H., “Strategies for Managing a Portfolio of Alliances”, *Strategic Management Journal*, 2007, 28 (8), 827-856.
- [25] Horioka, C. Y. J., and A. Terada-Hagiwara, “The Determinants and Long-Term Projections of Saving Rates in Developing Asia”, *Japan and the World Economy*, 2012, 24 (2), 128-137.
- [26] Karlan, D., M. Mobius, T. Rosenblat, and A. Szeidl, “Trust and Social Collateral”, *Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124 (3), 1307-1361.
- [27] Kinnan, C., and R. M. Townsend, “Kinship and Financial Networks, Formal Financial Access and Risk Reduction”, *American Economic Review*, 2012, 102 (3), 289-293.
- [28] Lin, N., “Building a Network Theory of Social Capital”, *Connections*, 1999, 22 (1), 28-51.
- [29] Lombe, M., and F. M. Ssewamala, “The Role of Informal Social Networks in Micro-Savings Mobilization”, *Journal of Sociology & Social Welfare*, 2007, 34 (3), 37-51.
- [30] 马小勇、白永秀, “中国农户的收入风险应对机制与消费波动：来自陕西的经验证据”, 《经济学》(季刊), 2009 年第 8 卷第 4 期, 第 1221—1238 页。
- [31] Munshi, K., and M. Rosenzweig, “Why is Mobility in India So Low? Social Insurance, Inequality and Growth”, *NBER Working Papers*, 2009.
- [32] Rosenzweig, M. R., and O. Stark, “Consumption-Smoothing, Migration and Marriage: Evidence from Rural India”, *Journal of Political Economy*, 1989, 97 (4), 905-926.
- [33] Wan, J. M., “Household Saving and Housing Prices in China”, *World Economy*, 2015, 38 (1), 172-192.
- [34] 王春超、周先波, “社会资本能影响农民工收入吗? ——基于有序响应收入模型的估计和检验”, 《管理世界》, 2013 年第 9 期, 第 55—68 页。
- [35] 王春超、袁伟, “社会网络、风险分担与农户储蓄率”, 《中国农村经济》, 2016 年第 3 期, 第 25—35 页。
- [36] Wang, X., and Y. Wen, “Housing Prices and the High Chinese Saving Rate Puzzle”, *China Economic Review*, 2012, 23 (2), 265-283.
- [37] Yamamura, E., “Comparison of the Effects of Homeownership by Individuals and Their Neighbors on Social Capital Formation: Evidence from Japanese General Social Surveys”, *Journal of Socio-Economics*, 2011, 40 (5), 637-644.
- [38] 易行健、张波、杨汝岱、杨碧云, “家庭社会网络与农户储蓄行为：基于中国农村的实证研究”, 《管理世界》, 2012 年第 5 期, 第 43—51 页。
- [39] 章元、陆铭, “社会网络是否有助于提高农民工的工资水平?” 《管理世界》, 2009 年第 3 期, 第 45—54 页。
- [40] 章元、李锐、王后、陈亮, “社会网络与工资水平——基于农民工样本的实证分析”, 《世界经济文汇》, 2008 年第 6 期, 第 73—84 页。
- [41] Zhou, W. N., “Brothers, Household Financial Markets and Savings Behavior in China”, *Journal of Development Economics*, 2014, 111, 34-47.
- [42] 周浩、郑筱婷, “交通基础设施质量与经济增长：来自中国铁路提速的证据”, 《世界经济》, 2012 年第 1 期, 第 78—97 页。

Social Network, Risk Sharing and Household Savings Rate

—Evidence from Urban China

YUAN ZHANG LULU HUANG*

(*Fudan University*)

Abstract A rich literature documents the important effect of social network on sharing risks and then reducing household savings rate in rural areas. However, very few studies investigate its effect in urban areas. Employing Urban Household Survey panel data from NBS of China, we take the “Eight Rules” as a quasi-natural experiment, and apply Difference in Differences method to identify the causal effect of social network on urban household savings rate. We find that social network plays an important role in sharing health and income risks, and helps to reduce household savings rate.

Keywords social network, risk sharing, savings rate

JEL Classification E21, D12, R51

* Corresponding Author: Lulu Huang, School of Economics, Fudan University, No. 600 Guoquan Road, Shanghai 200433, China; Tel: 86-15634490271; E-mail: 17110680006@fudan.edu.cn.