



本期提示

▶ Moritz Schularick 等（2020）基于 19 世纪以来发达经济体中具有代表性的金融周期和金融危机，系统地研究了自由裁量性货币政策对金融稳定的依存效应，试图探究当处于这种“景气状态”时，意外的政策加息将如何影响金融危机的可能性和严重性。

▶ Jie Li 等（2020）使用中国家庭金融调查的面板数据以及北京大学数字金融指数来研究数字金融对家庭消费的影响并进一步探索其机制。结果表明，数字金融可以显著促进家庭消费，特别是对于资产较少，收入较低，金融知识较少的家庭以及居住在三线和四线城市的家庭，这种效应更加明显。中介模型表明，在线购物，数字支付，在线信贷，互联网上金融产品和商业保险都是数字金融与家庭消费之间关系的中介变量，

目录

1、“逆风而行”与金融危机的风险.....	3
2、数字金融对家庭消费的影响：来自中国的证据.....	7

1、“逆风而行”与金融危机的风险

作者：Moritz Schularick, Lucas ter Steege, Felix Ward, 谢梦岚编译

导读：货币政策制定者是否可以通过“逆风而动”和提高利率来缓解不断上升的金融稳定风险？本文通过研究 19 世纪以来发达经济体具有代表性的金融周期，探讨了货币政策对金融稳定的状态依存效应。研究发现，在信贷和资产价格上涨期间，使用自由裁量倾向的货币政策会引发金融危机。

中央银行应该如何应对具有潜在风险的信贷和资产价格暴涨？货币政策制定者能否通过“逆风而动”和提高利率来缓解不断上升的金融稳定风险？这些问题在经济学家之间引起了很大的分歧。“逆风而动”政策的支持者认为，紧缩的货币政策可以遏制金融市场的动荡，降低金融崩溃的风险和严重程度（Stein et al., 2013）。但反对此类政策的人士认为，货币政策在降低危机风险方面无能为力，反而会带来严重的副作用（Svensson et al., 2017）。金融危机会造成巨大的经济损失（Jordà et al., 2013），而预防危机的成本可能会大于采取货币紧缩政策的费用。

本文基于 19 世纪以来发达经济体中具有代表性的金融周期和金融危机，系统地研究了自由裁量性货币政策对金融稳定的依存效应。研究的状态是金融繁荣，定义为信贷增长和实际资产价值之间的较大且持续的偏差，试图探究当处于这种“景气状态”时，意外和外来的政策加息将如何影响金融危机的可能性和严重性。

1. 自由裁量权对“逆风而动”的影响

为了评估货币政策如何在五年内影响危机风险，本文估计了危机概率模型，其中结果变量是虚拟变量——危机是否发生，而主要解释变量是中央银行的政策利率。具体而言，研究基于局部投影工具变量策略。该工具变量采用了货币政策变化的一种类型，即它本身不受本地经济条件的影响，换言之，是基础经济造成了小型开放经济体的政策利率的变化。

1990 年代初，瑞典信贷和房价的繁荣。1991 年 12 月，德国联邦银行在当时的固定汇率制下令伦巴特利率升至 9.75%（以应对德国统一后的通货膨胀压力），这也迫使

瑞典中央银行采取行动。

当时，《纽约时报》引述市场经济学家的话：“这是德国央行的一种方式，表明他们将使用自己的力量和独立性，而无视欧洲其他地区的经济状况。”瑞典银行必须捍卫瑞典克朗对德国马克的汇率。继德国央行之后，在瑞典信贷和房地产市场蓬勃发展之际，瑞典央行也提高了政策利率。这一事件为本文提供了一个货币条件外在变化的准实验。

本文使用了 150 年的长期数据集，涵盖大多数发达经济体，包括系统性金融危机的发生日期。数据集包含 1525 个国家/地区的年度观测值，这些国家/地区的币种与基准货币挂钩。观察到 170 多个信贷繁荣时期，其中 98 个时期与政策利率的外生增长相吻合。

值得注意的是，本文的分析着眼于“逆风而动的自由支配”政策（或 D-LAW），即外生的和意料之外的货币政策行动。研究并未涉及“系统性的逆风政策”（或 S-LAW）的影响，即货币政策有规则地对金融繁荣作出反应。当前，大多数中央银行并未遵循一种明确的“系统性的逆风政策”规则。这意味着在此方向上的任何政策变化最初都类似于可自由裁量的政策变化。因此，尽管研究论证的是自由裁量权的影响，而不是系统政策的影响，但它也可以为“系统性的逆风政策”提供参考。

2. 逆风而动更有可能引发危机

自由裁量加息能否分散危机风险？图 1 的左上方描述了整个样本中政策加息对危机发生概率的影响。上调政策利率 1% 将使金融危机的发生概率增加 3.6%。考虑到本文样本中的平均年度危机风险概率为 3.4%，这种影响是巨大的。在最初的增长之后，危机风险会持续增长一年，然后才降至长期平均水平。换句话说，逆风政策更有可能增加危机风险。

在金融繁荣时期，由于货币紧缩，危机风险增加了更多（见图 1 的其余部分）。在信贷、房价和股票价格暴涨的背景下，加息 1 个百分点将使短期危机风险增加约 10 个百分点。这些证据证实了采取自由裁量权倾向的逆风政策会引发不良后果，即它在短期内会增加（而不是消散）金融稳定风险（Bernanke et al., 2002）。

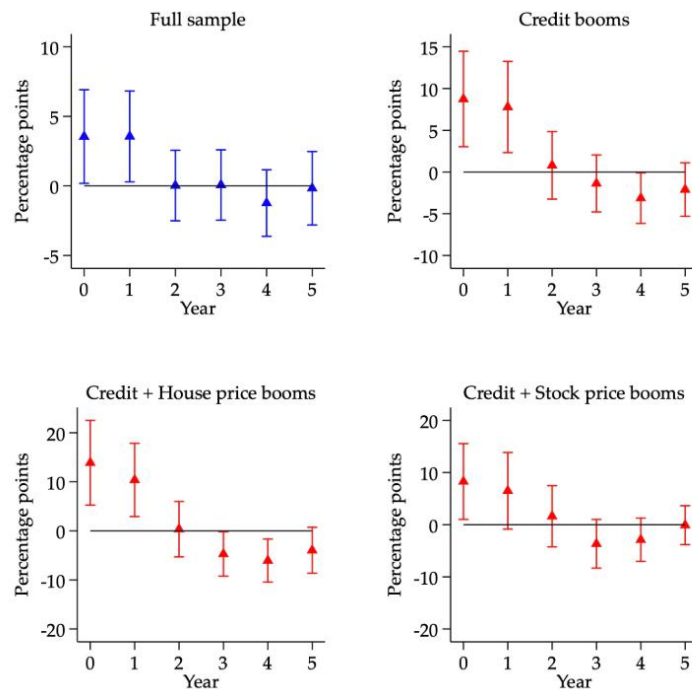


图 1

3. 对危机严重性的影响

尽管有危机触发效应，但如果通过造成一次小规模危机来防止以后更大的危机，那么自由裁量政策仍然可以带来好处。换句话说，通过阻止繁荣不受控制地前进，自由裁量权倾向的逆风政策可能会抑制随后的泡沫破裂。

通过研究此类政策是否减少了与金融危机有关的实际 GDP 损失来验证这一假设。为此，本文比较了不同的金融危机所造成的实际 GDP 的损失，而这些危机在开始之前先后有不同程度的政策倾向，这些不同的政策倾向衡量了央行在危机前不同的货币政策立场。研究发现，在危机爆发之前，不论货币政策是否采取了“倾斜立场”，实际 GDP 都会下降约 8%（见图 2）。结果表明，自由裁量权倾向的逆风政策并不能降低危机的严重性。

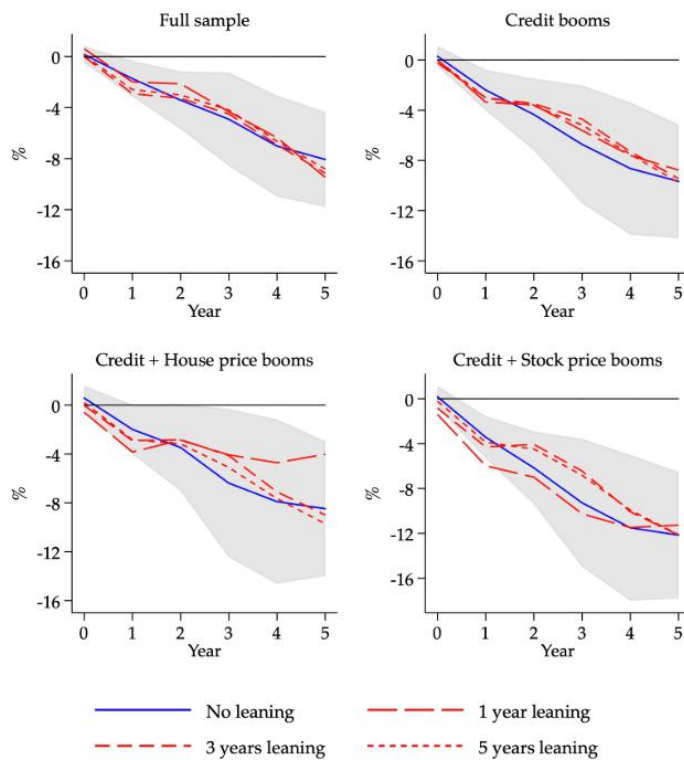


图 2

4. 货币政策与金融稳定

在宏观经济学中，是否使用货币政策来应对金融风险是一个长期存在的问题。本文的研究结果证实了“逆风而动”政策的反对者所表达的担忧，即自由裁量倾向的货币政策收紧似乎更有可能引发金融危机，而不是预防危机。

本文的发现也为当前有关宏观审慎和货币政策的成本与收益的讨论增添了新的视角。尽管货币政策“陷入困境”，但研究证据证实了自由裁量倾向政策的严重副作用。

原文链接：<https://voxeu.org/article/leaning-against-wind-and-risk-financial-crises>

作者单位：波恩大学，德意志联邦银行，鹿特丹伊拉斯姆斯大学

2、数字金融对家庭消费的影响：来自中国的证据

作者：Jie Li, Yu Wu, Jing Jian Xiao, 林玲 编译

导读：本研究使用 2013 年，2015 年和 2017 年中国家庭金融调查（CHFS）的面板数据以及北京大学数字包容性金融指数，研究了数字包容性金融对家庭消费的影响并探讨了其机制。结果表明，数字包容性金融可以促进家庭消费。基于中介模型的进一步分析发现，在线购物，数字支付，在线信用，在互联网上购买融资产品和商业保险是数字金融影响家庭消费的主要中介变量。

1. 引言

自中国经济进入新常态以来，消费已逐渐成为经济发展的重要动力。近年来，政府一直在努力扩大居民的消费需求。但中国家庭的消费行为表明消费需求仍然较低。消费不足已成为制约中国经济转型和可持续发展的重要因素。如何促进家庭消费的增长已成为决策者和学术界关注的主要问题。现有的关于消费不足的研究表明，流动性约束（Kuijs, 2005），不完善的安全体系（Meng, 2003）和收入不平等（Schmidt-Hebbel et al., 2000）是导致消费不足的重要因素。因此，金融发展可以通过合理和有效的资源分配以及跨时期的消费平滑来减轻消费者的流动性约束，从而增加消费需求（Levchenko, 2005）。

近年来，随着互联网技术与金融的深度融合，信息技术支持的新型数字金融模式逐渐成为中国金融体系不可或缺的组成部分，因为它有助于降低信息不对称程度，降低交易成本，提高金融服务的可用性，优化金融市场中的资源配置。根据北京大学数字金融研究所一个研究小组于 2016 年发布的报告，数字包容性金融指数从 2011 年的 40 增加到 2015 年的 220，数字金融在短短几年内迅速发展。同时，家庭消费率近年来略有回升，2016 年达到 39.3%。因此，数字金融的快速发展是否能够对家庭消费产生重大影响？哪些消费者群体受影响最大？影响路径如何？对这些问题的回答不仅将有助于理解数字金融对中国家庭经济发展的影响，而且还将提供有关中国家庭消费增长的有用信息，并为改进相关政策提供依据。

包括在线贷款，移动支付，互联网金融，互联网保险和其他创新产品在内的数字金

融可能会从各个方面影响家庭消费。首先，在线信用可以使金融需求方和供应方在不同的地理位置进行匹配 (Pierrakis, 2014)。以支付宝为代表的消费信贷服务，现金贷款和多种 P2P 平台等新型金融模式，拓宽了取款渠道，改变了传统的信贷服务方式，降低了金融服务的门槛，提高了借贷便利性，从而在一定程度上减轻了家庭的信贷约束，解除流动性限制将促进家庭消费。其次，以余额宝为代表的互联网金融市场拓宽了人们使用小额资金进行投资的渠道，提高了投资回报率，促进了家庭财富的增长，从而增加了家庭消费。同时，快速发展的数字支付平台大大降低了金融服务的交易成本和时间成本，提高了家庭支付的支付和转账效率。另外，数字金融的发展不仅促进了传统保险公司服务模式的升级，而且导致了众安保险等互联网保险公司的出现，从而打破了以往线下网点销售模式的地理障碍。同时，大数据技术的应用降低了运营成本，这可能会鼓励居民购买保险，改善居民的社会保障并减少不确定性损失，从而增加消费。

本研究使用 2013 年、2015 年和 2017 年中国家庭金融调查的面板数据以及北京大学的数字包容性金融指数来研究数字金融对家庭消费的影响并进一步探索其机制，还选择了适当的工具变量来解决数字金融的内生问题。

结果表明，数字金融可以显著促进家庭消费。对影响机制的进一步分析结果表明，数字金融主要通过在线购物，数字支付，互联网贷款，互联网上融资产品以及购买互联网保险来促进家庭消费。

2. 文献综述

长期以来，中国的家庭消费需求一直很低。学者们从各种角度对此进行了解释。第一种解释假设家庭由于金融市场的发达而面临流动性约束 (Kuijs et al., 2005)。第二种解释将这个问题归因于人口结构因素 (Curtis et al., 2015)。第三种解释假设医疗，养老，教育和住房制度的不完善加剧了居民未来的不确定性，从而加强了预防性储蓄动机并减少了居民消费 (Chamon et al., 2010)。第四种解释假设从收入分配的角度来看，认为收入不平等是消费不足的重要原因 (Jin et al., 2011)。第五种解释涉及文化传统和消费习惯 (Modigliani et al., 2004)。而第六种解释是竞争性储蓄的假设 (Wei, 2011)。此外，债务也是影响消费的重要因素 (Dynan et al., 2012)。在金融发展方面，许多学者认为扩大消费信贷服务可以使居民摆脱流动性约束，从而促进消费 (Cochrane, 1991)，而金融市场的发展则可以促进消费增长 (Bayoumi, 1991)。实证研究发现，居住在金融市场不发达地区的居民面临着更为严峻的流动性约束，而居

住在金融市场发达地区的居民则能够通过消费信贷服务缓解流动性约束并平滑消费（Jappelli et al., 1989年）。Ludvigson（1999）的研究表明，当放宽消费信贷服务的资格时，家庭消费与消费信贷服务正相关。Karlan等（2013）的研究表明，如果低收入者在金融机构开立账户并经常使用，其收入和消费都会增加。在资产和财富方面，不同类型的资产对家庭消费的影响不同，其机制也不同（Carroll et al., 2001）。根据生命周期假设，家庭资产水平越高，消费水平越高。在保险方面，商业保险可以在一定程度上减少居民未来的不确定支出。购买保险可以帮助居民保持健康的消费水平，并提高整个社会的平均消费倾向（Arrow, 1963）。Engen（2001）证明，由于政策变化导致保险范围的变化，保险可以降低储蓄率。Zhao（2019）还发现，健康保险可以增加家庭的日常消费。此外，Kang（2019）发现社交网络可以促进家庭消费。

现有的数字金融研究集中在其对经济，传统金融市场，企业融资以及家庭经济和金融的影响上。在经济方面，研究表明，数字包容性金融可以帮助提高居民收入，降低贫困率，减少收入不平等程度，缩小城乡差距（Anand et al., 2013）。对于传统金融市场，数字金融的发展将改变传统金融部门，提高银行服务的质量和多样性，并提高金融服务的效率（Cortina et al., 2018）。在融资方面，研究表明，基于大数据的风险评估可以帮助节省交易成本并降低信息不对称程度，从而帮助小型和微型企业获得必要的融资（Moeninghof et al., 2013）。在家庭经济和金融方面，Grossman（2014）发现，数字金融通过便捷的支付和消费平滑渠道对肯尼亚的农户有所帮助。此外，一些研究人员讨论了数字金融的包容性。Ozili（2018）认为数字金融对金融普惠性和稳定性具有积极影响。Ren（2018）研究了数字金融发展过程中农村居民金融排斥的程度。他们发现农村居民被排除在移动支付和在线借贷之外，排斥的程度取决于个人特征，基础设施，社会环境等。

从以上回顾可以看出，数字金融作为金融市场的重要组成部分，已经渗透到日常生活的方方面面。它在在线信贷，互联网融资，互联网保险，移动支付和信贷调查方面的创新发展可以帮助提高金融服务的渗透性，提高金融服务的可利用性，减轻居民的流动性约束，促进收入增长，促进居民生活消费，从而有可能促进家庭消费。但是目前很少有研究检验数字金融对消费的影响。因此，本研究基于数字金融的多个方面，研究了数字金融对家庭消费的潜在影响，并探讨了其影响路径。

3. 模型

3.1 数据

西南财经大学中国家庭金融调查研究中心从 2011 年开始在全国进行的中国家庭金融调查。截至目前，已经在 2011 年、2013 年、2015 年和 2017 年进行了四轮调查。2011 年的调查收集了 8438 个样本。2013 年的调查收集了 28143 户家庭的数据。2015 年的调查将样本数量增加到 37340 户家庭，而 2017 年的调查将样本数量增加到 40011 户。这些调查收集了有关人口特征，资产和债务，收入和消费以及保险和安全的家庭信息，全面地反映了家庭消费的常规状况。

本文使用由 2013 年、2015 年和 2017 年的调查样本组成的不平衡面板数据，样本规模为 66789。在数据处理中，考虑到就业和身体条件可能导致的年轻人和老年人消费模式的差异，排除了 18 岁以下和 65 岁以上家庭的样本。同时，剔除了前 1% 和后 1% 的样本，对消费数据，资产和收入进行分类。考虑到家庭消费和收入的异常波动，样本包括家庭消费变化率和家庭收入变化率。此外，排除了缺少相关变量值的样本。

3.2 变量

本文使用人均家庭支出和家庭消费率来衡量家庭消费水平。人均家庭支出定义为通过家庭总支出除以家庭成员人数获得的数值。家庭消费率定义为家庭总支出除以可支配家庭收入所得的比率。CHFS 保留了有关家庭消费的详细记录，包括食品，衣物，日用品和家政服务，房屋维护，交通和通讯，医疗，娱乐和教育等方面的支出，这些变量在回归中取对数值。

使用了北京大学开发的反映数字金融发展的数字包容性金融指数作为主要解释变量。该指数由北京大学数字金融研究所，上海金融学院和蚂蚁金融服务集团组成的联合研究小组根据蚂蚁金服的数字普惠金融大数据编制而成。该索引系统涵盖了数字金融服务的三个维度：覆盖范围，使用深度和数字支持服务。在总指数下，有六个子指数类别：支付，保险，货币资金，投资，信用调查和信用。该指数分为三个级别：省，市和县。本文主要使用市级数据进行回归分析，并使用县级数据进行稳健性检验。

由于现有文献列出了影响家庭消费的多个因素（Zhao, 2019），因此使用了以下控制变量：年龄，性别，婚姻状况，受教育年限，健康状况和风险态度，家庭规模，儿童的抚养比和老年人的抚养比。家庭资源变量包括家庭资产和收入，考虑到可能的非线性影响，将资产和收入转换为对数。经济发展变量包括人均 GDP 和金融发展水平，以人民币的未偿还贷款比率衡量。此外，还加入了省份的虚拟变量以控制固定效应。

统计数据表明，人均家庭消费支出平均值为 18750 元，数字金融发展总指数为 1.327。2013 年，2015 年和 2017 年，人均家庭消费量分别为 16440 元，18980 元和 20550 元，而数字金融发展总指数分别为 0.588、1.431 和 1.871。

3.3 模型

在基本回归中，因变量是连续变量。因此，OLS 模型的使用方式如下：

$$\text{COMSUMP}_{it} = \alpha + \beta_1 \times \text{INDEX}_{it-2} + \beta_2 \times X_{it} + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

在上式中， COMSUMP_{it} 表示因变量，指第 t 年家庭 i 的人均消费支出。此外，在稳健性检验中，家庭消费率用作替代因变量。 INDEX_{it-2} 代表家庭 i 所在地区 $t-2$ 年的数字金融发展指数，用于衡量该城市的数字金融发展水平。 β_1 是相应的回归系数，代表数字金融发展对人均家庭消费支出的边际效应。 X_{it} 代表一系列控制变量，包括住户特征，家庭财富，区域经济发展等。 δ_t 代表时间固定效应。

先前的研究表明，金融市场的发展，安全水平的提高以及便捷的支付方式可以促进家庭消费。另外，在线购物降低了信息不对称的程度并扩大了消费市场的供应，因此可能影响家庭的购买决定。由于数字金融已经渗透到日常生活的许多方面，因此本研究探索了数字包容性金融从在线购物，在线支付，在线信贷，互联网融资和商业保险等方面影响家庭消费的机制。中介模型设置如下：

$$\text{Log}(\text{comsump})_i = \beta_0 + \beta_1 \times \text{Index}_i + \beta_2 \times x_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$\text{Internet}_i = \alpha_0 + \alpha_1 \times \text{Index}_i + \alpha_2 \times x_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

$$\text{Log}(\text{comsump}) = \lambda_0 + \lambda_1 \times \text{Index}_i + \lambda_2 \times \text{Internet}_i + \lambda_3 X_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

第一步是对模型 (2) 进行回归，系数 β_1 衡量数字普惠金融指数对人均家庭消费支出的总影响。第二步是对模型 (3) 进行回归，系数 α_1 衡量数字金融指数对中介变量的影响。第三步是对模型 (4) 进行回归，系数 λ_2 在控制数字金融指数自变量后，测量中介变量对家庭消费的影响。如果在模型 4 的回归结果中， λ_1 和 λ_2 显著并且具有预期的符号，且 λ_1 的值小于 β_1 ，则表明存在一定程度的中介效应；如果 λ_1 不显著，但 λ_2 仍然显著，则意味着该中介变量具有完全中介效应。

4. 实证结果

4.1 主回归

根据 Hausman 检验的检验结果， p 的值为 0，拒绝原假设，因此本部分采用固定效应模型来检验数字金融发展对家庭消费支出的影响。实证结果显示，数字金融指数对人

均家庭支出的回归系数显著为正，为 0.108，表明数字金融显著促进了家庭消费。

为了解决内生性问题，作者将全省人均手机数量用作工具性数字金融变量。一方面，手机促进了居民使用金融服务，因此与某个地方的数字金融发展水平相关。另一方面，省内手机的平均数量几乎不影响家庭的消费支出。此外，本文还进行了一些测试以验证工具变量的有效性。第一阶段的回归结果显示工具变量的 t 值为 142.94，在 1% 的水平上显著为正，因此可以认为工具变量符合相关性要求。在第一阶段估计的 F 统计量的值为 56268.28，表明不存在弱工具变量问题。内生性检验拒绝零假设，数字金融指数的系数仍然显著为正。

对于控制变量，家庭总资产和家庭总收入的系数显著为正，这表明家庭资产和收入水平越高，家庭消费水平越高。生命周期假设下的消费平滑、区域性金融发展也对家庭消费水平产生积极影响，表明区域金融发展可能促进家庭消费。

由于数字金融是一个多维概念，因此本文不仅考察了数字金融总指数对家庭支出的影响，而且还在回归分析中使用了二级和三级指数。第二级指标是覆盖范围和使用深度，回归结果表明，所有子指数对家庭消费均产生显著的积极影响，系数分别为 0.216、0.060、0.016、0.328，0.357。这表明数字金融可以有效地促进家庭消费。保险系数指数显著为正，这意味着保险领域的数字金融可以促进获得家庭保险服务并减少不确定的家庭支出，从而促进家庭消费。投资系数指数显著为正，表明数字金融可以拓宽居民的投资渠道，提高投资回报率，促进家庭收入增长，从而提高家庭消费水平。信用调查指数显著为正，表明数字金融可以促进在线信用调查的发展，提高在线信用的可用性并缓解流动性约束，从而促进消费。因此，数字金融可以通过多样化的金融产品降低金融服务的门槛，提高家庭金融服务的可用性，从而促进家庭消费的增长。

4.2 异质性检验

为了更合理地划分家庭样本，本文使用了均衡面板数据。对资产，收入和金融知识异质性进行回归分析。首先，样本被分为资产更多的家庭和资产更少的家庭。回归结果显示，数字金融指数与资产较少的家庭之间的相互作用系数为 0.061，这是显著正向的，这表明数字金融发展对家庭支出的促进作用在资产较少的家庭中更加明显。其次，将样本分为高收入家庭和低收入家庭。回归结果显示，数字金融指数与低收入家庭之间的相互作用系数显著为正值，为 0.067，这表明数字金融对低收入家庭的消费具有更大的促进作用。然后，根据家庭金融知识水平将样本分为金融知识水平较高的家庭和金融知识

水平较低的家庭，结果表明，数字金融指数与金融知识水平较低的家庭之间的相互作用系数为 0.039，显著为正，表明数字金融对金融知识水平较低的家庭的消费具有更大的促进作用。最后，将样本分为居住在一线和二线城市家庭以及居住在三线和四线城市的家庭。回归结果显示，三四线城市数字金融指数与家庭的互动系数为 0.046，也显著为正，表明数字金融对三线和四线城市家庭消费的影响作用要大于对一线和二线城市家庭消费的影响。

进一步研究结果表明，数字金融对家庭消费的促进作用在五个消费类别（食物，服装，房屋维护，医疗，娱乐和教育）中显著存在。估计系数分别为 0.098、0.663、0.140、0.454、2.618。其中，娱乐和教育的系数最大，这可能是因为娱乐的消费弹性较大并且更容易受到影响。

此外，旅行，耐用品，医疗，出国留学，奢侈品，家庭维修和扩建的支出属于非经常性家庭消费，而食品，衣物，日用品，交通和通讯，娱乐等支出属于经常性家庭消费，本文还对两种类型的消费支出进行了回归分析。根据回归结果，数字金融指数显著促进了家庭经常性消费支出的增长，这可能是因为数字金融促进了在线购物的发展，从而促进了家庭的日常消费。

4.3 机制检验

本节探讨了数字金融影响家庭消费的可能机制。随着电子商务的发展，在线购物渠道可以提高家庭购物的便利性。因此，将在线购物作为家庭消费中介变量的进行回归，结果显示，数字金融指数对家庭在线购物的影响系数为正，表明数字金融促进了家庭在线购物，并且家庭在线购物对家庭消费具有显著的积极影响。同时，在加入在线购物变量后，数字普惠金融指数对家庭消费的影响系数仍显著为正，其值低于主回归中的系数，表明在线购物具有一定的中介作用。Sobel 中介效应测试的结果表明，在线购物作为中介变量的效果显著，为 8.37%，这意味着数字金融对家庭消费影响效果的 8.37% 是通过促进家庭的在线购买实现的。

数字金融的发展导致在线支付的快速发展，大大减少了金融服务的交易和时间成本，提高了支付和家庭消费的效率，促进了居民的消费。因此，选择在线支付作为中介变量进行回归。实证结果表明，数字金融指数对在线支付的影响系数显著为正，这意味着数字金融已大大促进了数字支付的使用，并且数字支付对人均家庭支出有积极影响。同时，在控制了在线支付变量之后，数字金融指数的系数仍然显著为正，其值比主回归

中的结果略低，这表明在线支付是数字金融指数对家庭消费影响的中介变量。Sobel 中介效应测试的结果也支持该结果。数字支付的中介作用占数字金融对家庭消费总影响的 10.58%，互联网融资的中介效应为 2.22%。

由于中国的社会保障体系目前不完善，因此家庭的不确定性风险更高。商业保险可以帮助减少家庭在疾病和事故等不确定性风险上的支出，从而促进家庭消费。在大数据和信息技术的支持下，传统保险公司在网上推出的产品以及互联网保险的逐步兴起也可能促进家庭购买保险。因此，将商业保险的购买作为中介变量进行回归，实证结果表明，数字金融指数对家庭购买商业保险可能性的系数显著为正，表明数字金融促进了家庭购买保险，并且购买商业保险对人均家庭支出的影响系数显著为正。数字金融指数的系数小于主回归中的系数，表明保险购买在数字金融与家庭消费之间的关系中起着中介作用。但是，Sobel 中介效应测试的结果显示保险购买的中介作用仅占数字金融对家庭消费总影响的 0.83%，这比其他中介变量要弱得多。

4.4 稳健性检验

使用县级数字金融指标作为数字金融发展的替代指标，以家庭消费率作为家庭消费水平的度量标准，进行了稳健性检验。

5. 结论

结合 CHFS 数据和数字金融指标，本研究对数字金融对家庭消费的影响进行了实证分析，并探讨了其影响机制。结果表明，数字金融可以显著促进家庭消费，特别是对于资产较少，收入较低，金融知识较少的家庭以及居住在三线和四线城市的家庭，这种效应更加明显。中介模型表明，在线购物，数字支付，在线信贷，互联网上金融产品和商业保险都是数字金融与家庭消费之间关系的中介变量，这表明数字金融主要是通过缓解流动性约束，便利支付和交易，扩大投资渠道和增加收入以及增强安全性等渠道对家庭消费进行影响。有关政府机构应积极促进数字金融的发展，集中力量发挥数字金融在提高中低收入家庭和欠发达地区消费水平中的作用。

原文链接：<https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0264999319310569#!>

作者单位：西南财经大学，罗德岛大学

声 明

国际研究镜鉴

主编：胡滨

本期责编：刘亮

本期编译：谢梦岚 林玲 丁怡然

《国际研究镜鉴（Financial Regulation Research International）》为内部交流刊物，报告中所引用的信息均来源于公开资料，中国社会科学院金融法律与金融监管研究基地（以下简称“研究基地”）对所引用信息的准确性和完整性不作任何保证。文中的观点、内容、结论仅供参考，研究基地不承担因使用本信息材料而产生的任何责任。本刊物的文字内容归研究基地所有，任何单位及个人未经许可，不得擅自转载使用。

中国社会科学院金融法律与金融监管研究基地是由中国社会科学院批准设立的院级非实体性研究单位，由中国社会科学院金融研究所作为主管单位，专门从事金融法律与金融监管领域的重要理论和实际问题研究。

地址：中国北京东城区王府井大街 27 号

邮编：100710

网址：<http://www.flr-cass.org>

电话：+（8610）65265190

E-mail：flr-cass@cass.org.cn