

互联网金融对中国居民消费的影响研究^{*}

崔海燕

(山西大学, 太原 030006)

摘要: 近年来, 中国互联网金融的快速发展深刻地影响和改变了中国的金融体系, 同时也影响了人们生产生活方式。面对国内目前出现的有效需求不足现象, 研究互联网金融对中国居民消费的影响具有重要的理论和现实意义。本文运用 2004~2014 年中国居民消费、国内生产总值及互联网金融模式中的第三方支付互联网的样本数据, 利用动态时间序列模型, 实证分析了国内生产总值和互联网金融模式中的第三方支付对中国居民消费的影响, 结果表明: 国内生产总值和第三方支付互联网支付对中国居民消费都产生了正向影响, 即当期国内生产总值变动每增加 1 亿元, 当期居民消费将会增加 0.3188 亿元; 当期第三方支付互联网支付交易规模每增加 1 亿元, 当期居民消费将会增加 0.3817 亿元, 可见, 加快互联网金融的发展确实能够促进中国居民消费的增长。

关键词: 互联网金融; 居民消费; 动态时间序列模型

一、引言

20 世纪 90 年代中后期以来, 中国最终消费率基本呈下降趋势, 其中, 居民消费率也出现同样的下降趋势。据统计数据显示, 中国居民消费率 1997 年为 45.2%, 2009 年则下降到 35.4%, 2014 年略升为 37.6%, 此比重不仅远低于发达国家美国和日本居民消费率 (2009 年美国和日本居民消费率分别为 71.2% 和 59.3%), 而且也低于同为发展中国家的印度, 2009 年印度的居民消费率为 56.0%^①。而中国城乡居民人民币储蓄存款不断攀升, 到 2014 年底已经达到 502504.0 亿元, 是 1997 年的 10.8 倍^②。由此可见, 中国经济近年来已呈现出“低消费、高储蓄”现象。这个问题引起了许多学者的高度关注, 他们已分别从收入差距、不确定性、流动性约束、消费习惯等多个角度分析了这种经济现象。但目前, 中国互联网金融正在掀起一股势不可挡的时代潮流, 第三方支付

付、P2P 网贷、众筹融资以及其他互联网金融服务平台等正在中国市场上迅速崛起。近年来, 国内外学者也对互联网金融的相关问题进行了一些有意义的研究和探讨。国外研究主要体现在互联网的金融创新和互联网金融的产业与政策效应两个方面。Tarazi 和 Breloff (2010) 比较了传统银行模式和移动金融模式; Freedman 和 Jin (2011) 分析了 P2P 网络借贷和传统借贷的关系; Andrianaivo 和 Kpodar (2011) 分析了信息通信技术 (ICT) 对金融的影响, 认为手机发展降低了金融资源的获取成本, 促进了经济增长; Agrawal 等 (2013) 详尽介绍了众筹融资的运行机制和发展态势; Sassi 和 Goaied (2013) 利用动态面板模型证明了 ICT 与金融发展之间正相关。国内研究主要表现在互联网金融模式、互联网金融发展、互联网金融对传统金融的影响、互联网金融监管、互联网金融对宏观经济的影响、互联网金融对中小企业融资等

作者简介: 崔海燕 (1971-), 女, 山西大学经济与管理学院副教授, 经济学博士, 硕士生导师, 研究方向: 消费金融、宏观经济、数量经济。

^{*} 基金项目: 山西省高等学校哲学社会科学科研项目 (PSSH) “互联网金融背景下的中国居民消费行为研究” (2014306), 项目负责人: 崔海燕。

① 数据来源: 世界银行 WDI 数据库

② 《中国统计年鉴 1998》、2014 年国民经济和社会发展统计公报

方面。谢平（2012）首先提出了互联网金融模式，他认为：互联网金融是既不同于商业银行间接融资，也不同于资本市场直接融资的第三种金融融资模式。2013 年被称为“互联网金融元年”。郭畅（2013）分析了互联网金融的发展，并提出了适合互联网金融发展的参考建议；包爱民（2013）分析了互联网金融对传统金融的挑战与风险防范；张芬和吴江（2013）通过对国外互联网金融监管模式的分析研究，并结合国内互联网金融存在的风险，提出了促进和规范我国互联网金融发展的监管思路和政策建议；李炳和赵阳（2014）分析了互联网金融对宏观经济的促进作用以及对金融稳定的冲击；卢馨等（2014）研究了互联网金融环境下小微企业的融资成本，并用数据证明互联网金融在降低小微企业融资成本上所体现的优势和潜力；刘征驰和赖明勇（2015）研究发现 P2P 平台能够满足抵押品不足的中小借款人融资需求；汪炜和郑扬扬（2015）运用产业经济学、信息经济学、金融中介理论，结合我国互联网金融发展情况，探究了互联网金融发展的经济学理论基础。

从现有文献资料来看，国内外学者们只是分别研究了居民消费和互联网金融的相关问题，尚未见到互联网金融对中国居民消费影响的研究成果。面对国内近年来出现的“低消费、高储蓄”现象，中共“十八大”明确提出“经济发展更多依靠内需特别是消费需求的拉动；强调要进一步深化金融体制改革，健全促进宏观经济稳定、支持实体经济发展的现代金融体系，完善金融监管，推进金融创新，提高银行、证券、保险等行业竞争力，维护金融稳定”。十八届三中全会也指出“鼓励金融创新，丰富金融市场层次和产品，完善金融市场体系”。李克强总理在 2014 年《政府工作报告》中提出“要促进互联网金融健康发展，完善金融监管协调机制”。这是互联网金融首次被写入了政府工作报告。互联网金融的迅猛发展将深刻地影响着传统的金融体系，同时也对人们的生活方式产生了重要的影响。消费作为经济活动和发展的目的，作为一种生活方式，互联网金融是否会对中国居民消费行为产生影响呢？如果会，其影响程度有多大？因此，本文旨在梳理并借鉴国内外学者研究成果的基础上，紧密结合中国居民消费的实际情况，利用 2004~2014 年中国居民消费和 GDP 的样本数据以及中国第三方互联网支付交易规模的样本数据，构建动态时间序列模型，系统深入地分析互联网金融对中国

居民消费的影响程度，力求为决策部门制定扩大内需的政策提供依据和重要参数，对促进新常态下国民经济的可持续发展，具有重要的理论和现实意义。

二、互联网金融对居民消费影响的理论分析

互联网金融是互联网与金融两个行业相结合的新兴产物，它是利用互联网技术和移动通讯技术等一系列现代信息科学技术实现资金融通的一种新兴金融服务模式。它的“开放、平等、协作、分享”的精神渗透到传统金融业态，对原有的金融模式产生了根本性影响并衍生出创新金融服务方式。互联网金融对居民消费的影响主要体现在：

（一）互联网金融提高了居民消费的收入效应

根据莫迪利安尼 Modigliani（1954）提出的“生命周期假设”消费理论，消费者在预算约束下，总希望将自己一生的全部的收入在消费支出中进行最优分配，使其效用达到最大化。所以，消费者会在现期消费和未来消费之间进行最优选择，而金融资产的利率会影响消费者的未来预期收入，进而对消费者的现期消费产生影响。例如，2013 年以来，阿里巴巴的余额宝和腾讯的财付通，它们分别与天弘基金和华夏基金合作，提供用户超过 6% 年利率的金融理财产品。余额宝是 2013 年 6 月 13 日“上线”的，它是支付宝联合天弘基金推出的余额增值服务，它在同年 11 月 14 日的规模就突破 1000 亿，用户超过 3000 万人使用，其成为国内规模最大的货币基金，引爆整个互联网金融领域。财付通（Tenpay）是腾讯公司于 2005 年 9 月正式推出专业在线支付平台，其核心业务是帮助在互联网上进行交易的双方完成支付和收款，致力于为互联网用户和企业提供安全、便捷、专业的在线支付服务。财付通与拍拍网、腾讯 QQ 有着很好的融合，按交易额来算，财付通排名第二，仅次于支付宝。这些金融理财产品的快速发展颠覆了传统银行在全国铺设实体网点通达消费者的通道，也对传统银行因垄断地位而高高在上的服务意识产生了较大的冲击。它们借助互联网金融渠道吸纳存款，转而向中小微企业放贷，通过节省传统商业银行铺设实体网点来降低成本开展业务，提高交易效率，降低交易成本，同时，加快存款利率市场化进程，拓宽消费者投资渠道，提高消费者的存款利率，增加了消费者的预期收入。

（二）互联网金融促进了居民消费的转换效应

余额宝是由第三方支付平台支付宝为个人用户打

造的一项余额增值服务。根据天弘基金一季报披露,余额宝 2015 年第一季末规模达 7117 亿元,相对 2014 年年末增 1328 亿元,环比增幅达 23%。在 2014 年连续四个季末保持在 5000 多亿元后,余额宝规模首次突破 7000 亿元。通过余额宝,用户不仅能够得到收益,还能随时消费支付和转出,像使用支付宝余额一样方便。用户在支付宝网站内就可以直接购买基金等理财产品,同时余额宝内的资金还能随时用于网上购物、支付宝转账等支付功能。转入余额宝的资金在第二个工作日由基金公司进行份额确认,对已确认的份额会开始计算收益。实质是货币基金,余额宝的收益是跟着资金利率走的,资金利率走高,余额宝的收益也高,资金利率低,余额宝的收益也降低。“金融脱媒”已经切切实实发生在我们身边。越来越多的人将活期存款从银行搬家,投放到“余额宝”中,原因就是“余额宝”与银行间市场利率挂钩,收益率远高于银行活期存款利率。同时,“余额宝”、“财付通”这些互联网金融产品,虽然投资的是货币基金,却支持“T+0”资金实时划转,在功能上越来越像银行活期存款。当然,只有像阿里巴巴和腾讯这样的互联网巨人,拥有“支付宝”和“财付通”的巨量沉淀资金做后盾,以及庞大却分散的客户群,才能实现“T+0”。因此,互联网金融的发展使得传统金融市场上消费者在储蓄、投资和消费之间转换的约束大大缓解,消费者可以在既定的总收入水平下,极为便利地将储蓄用于投资,随时可以将储蓄和投资收益转化为消费支出,有利于改善消费条件,提高消费倾向。

(三) 互联网金融刺激了居民消费的欲望

互联网金融充分利用互联网、云计算等高新技术做支撑,将“开放、平等、协作、分享”的互联网精神渗透到金融创新中,让融资、交易、理财变得高效、便捷,实现了存款理财化、融资多元化、支付电子化、需求多元化。互联网金融模式中的第三方支付平台对居民消费的影响是有目共睹的。第三方支付平台是 2005 年在瑞士达沃斯世界经济论坛上,由阿里巴巴集团创始人、董事局主席兼首席执行官马云提出的。第三方支付平台的种类较多,其中的支付宝市场占有率最高,交易规模最大,对居民消费的影响也最大,支付宝的出现是致力于为中国电子商务提供“简单、安全、快速”的在线支付解决方案,让一直处于不完善状态的网络消费瞬间获得了强有力的支付

平台支持,在电子商务时代,网上购物的广泛性、便捷性、低成本为居民消费提供了广阔的发展空间,极大地刺激了居民消费的欲望。在社会经济现实中,“阿里小贷”的存在也让居民消费有了更加便捷的融资支持,“支付宝”提供了居民消费的便捷通道。这二者的有机结合为居民消费营造了良好的网上消费环境,刺激了居民消费的增长。如 2015 年阿里巴巴集团“双十一”活动一天就创造了 912 亿元销售额,这也是互联网金融刺激居民消费的最直观体现。

三、互联网金融对中国居民消费影响的实证分析

(一) 变量选取及样本数据来源

根据凯恩斯 Keynes (1936) 的绝对收入假说消费理论,消费是由当期收入决定的,消费与收入之间存在稳定的函数关系。随着收入水平的提高消费也会增加,但消费的增加幅度低于收入的增加幅度,即边际消费倾向递减。而本文中为了反映收入对消费的影响,选择国内生产总值来表示收入,居民消费总额来表示消费;互联网金融按其发展模式主要分为第三方支付、P2P 网贷、众筹融资等。其中,第三方支付交易规模占互联网金融交易规模的比例较大,而且对居民消费的影响最大,因此用第三方互联网支付交易规模来表现互联网金融发展指标。本文选取的被解释变量是居民消费总额(用 C 表示),解释变量分别是国内生产总值(用 F 表示)和第三方互联网支付交易规模(用 Z 表示)。

由于中国第三方支付市场从 2004 年开始进入快速发展阶段,根据数据的可得性,本文分析所利用的是 2004~2014 年中国居民消费总额、国内生产总值和第三方互联网支付交易规模的样本数据,数据主要来自于艾瑞咨询、速途研究院和《中国统计年鉴》。为了消除通货膨胀对所选变量的影响,居民消费总额和第三方互联网支付交易规模的样本数据以居民消费价格指数 CPI (2004 年 = 100) 为定基价格指数进行折算,国内生产总值以 GDP 平减指数 (2004 年 = 100) 进行折算。

(二) 平稳性检验 (ADF 检验)

由于本文使用的是时间序列数据,在实际建模之前首先要检验经济时间序列的平稳性,为了避免出现“虚假回归”现象。

本文采用 ADF 方法检验变量是否平稳。1979 年 Dickey 和 Fuller 通过蒙特卡罗模拟法给出了检验用的临界值,在 EViews 中给出的是由 Mackinnon 改进的

单位根检验的临界值。检验方程如下：

$$\Delta Y_t = \alpha + \lambda t + \beta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j} + \mu_t \quad (1)$$

并提出假设： $H_0: \beta = 0$ ， $H_1: \beta < 0$ ，如果接受

H_0 ，则序列 Y_t 包含单位根，即 Y_t 是非平稳的；若拒绝 H_0 ，则意味 Y_t 是平稳的。下面对 C_t 、 F_t 和 Z_t 进行单位根检验，检验结果见表 1。

表 1 ADF 检验结果

变量名称	ADF 统计量	5% 临界值	10% 临界值	AIC 值	结论
C	-0.1265	-4.1961	-3.5486	18.5009	非平稳
F	-1.0723	-4.0815	-3.4901	18.9576	非平稳
Z	-0.9594	-4.1961	-3.5486	17.4823	非平稳
D (C)	-4.7695	-4.3535	-3.6280	17.5862	平稳
D (F)	-10.6523	-4.1961	-3.5486	16.9403	平稳
D (Z)	-4.5478	-4.3535	-3.6280	17.2136	平稳

注：①估计结果所用软件是 Eviews6.0，以上检验结果均是在包含常数 c 和趋势项 t ，最优滞后期的选择是根据 AIC 准则和 SC 准则确定的。

②由于检验模型中滞后阶数的选取不同，因此临界值有所不同。

从表 1 可知，尽管 C_t 、 F_t 和 Z_t 序列都是非平稳的，但它们经过一阶差分之后都是平稳的，即都是一阶单整序列，因此，可进一步检验居民消费、国内生产总值和互联网金融模式中的第三方支付之间的协整关系。

（三）协整检验（Cointegration Test）

时间序列 C_t 、 F_t 和 Z_t 经过 ADF 检验是一阶单整序列，虽然它们本身是非平稳的，但它们的某种线性组合却是平稳的。此线性组合反映了这些变量之间存

在长期均衡关系，称此为协整关系。协整关系的基本思想是：如果两个或两个以上的时间序列变量是非平稳的，但它们的某种线性组合即表现出平稳性，则这些变量之间存在长期均衡关系。

利用普通最小二乘法对 C_t 和 F_t 、 Z_t 进行回归，得到它们之间的协整回归方程如下：

$$C_t = 459.8654 + 0.3873F_t + 0.3285Z_t + e_t \quad (2)$$

对 e_t 做 ADF 单位根检验，检验结果如表 2：

表 2 残差 e_t 的 ADF 检验

残差序列	ADF 检验值	5% 临界值	10% 临界值	结论
e_t	-2.3789	-1.9835	-1.6357	平稳

从表 2 可以看出，2004 - 2014 年中国居民消费和国内生产总值及互联网金融模式中的第三方支付之间具有协整关系，也就是说中国居民消费和国内生产总值及互联网金融模式中的第三方支付之间存在长期稳定的均衡关系。

（四）误差修正模型（DHSY 模型）

误差修正模型，不是使用变量的水平值或变量的差分来建立，而是把两者有机地结合起来，它既能反映不同时间序列间的长期均衡关系，又能反映短期偏离向长期均衡修正的机制。

通过上面的协整检验已确定了中国居民消费和国内生产总值及互联网金融模式中的第三方支付之间存在协整关系，但短期内变量之间是如何调整的呢？本文使用误差修正模型来估计中国居民消费和国内生产

总值及互联网金融模式中的第三方支付之间的短期动态过程，同时利用中国居民消费和国内生产总值及互联网金融模式中的第三方支付之间存在的长期均衡关系，建立误差修正模型如下：

$$\Delta C_t = 127.831 + 0.3188\Delta F_t + 0.3817\Delta Z_t - 0.8301e_{t-1} \quad (3)$$

$$t = (2.3324) \quad (2.9548) \quad (4.5263) \quad (-2.5406)$$

$$R^2 = 0.9237, \bar{R}^2 = 0.8855, DW = 1.9274, F = 224.2022$$

根据回归结果可知，模型的拟合优度较高，并且通过了 F 检验、DW 检验，回归系数通过 t 检验，其中变量的符号与长期均衡关系的符号一致，误差修正系数为负，符合反向修正机制。回归结果表明，国内

生产总值的短期变动对居民消费支出存在正向影响,当期国内生产总值变动每增加1亿元,当期居民消费将增加0.3188亿元;第三方互联网支付交易规模的短期变动对居民消费支出也存在正向影响,当期第三方互联网支付交易规模每增加1亿元,当期居民消费将增加0.3817亿元;此外,短期调整系数对应的t绝对值为2.5406,它大于显著性水平5%的临界值2.365,因而它是显著的,表明每年实际发生的居民消费支出与长期均衡值得偏差中的83.01%(0.8301)被修正,即居民消费的短期波动偏离长期均衡时,将以83.01%的调整力度将非均衡状态拉回到均衡状态。由此可见,互联网金融的发展能降低居民的消费成本,进而增加了居民的实际购买力,促进了居民消费的增长。

四、主要结论及启示

本文运用2004-2014年中国居民消费、国内生产总值及互联网金融模式中的第三方支付的样本数据,利用动态时间序列模型实证分析了国内生产总值和互联网金融模式中的第三方支付对居民消费的影响,结果表明:国内生产总值和第三方支付对居民消费都产生了正向影响,即当期国内生产总值变动每增加1亿元,当期居民消费将会增加0.3188亿元;当期第三方互联网支付交易规模每增加1亿元,当期居民消费将会增加0.3817亿元,可见,加快互联网金融的发展确实能够增加居民消费支出。以上实证分析结果给笔者的启示是,进一步加强互联网金融的监管,防止交易过程中买方资金被挪用、被诈骗,给消费者创造一个安全放心快捷的网络消费环境,促进中国居民消费的增长,有效扩大国内需求,保持国民经济健康可持续发展。

参考文献:

- [1] Tarazi M. and P. Breloff. Nonbank e-money issuers: regulatory approaches to protecting customer funds. CGAP Focus Note, 2010, No. 63, July.
- [2] Andrianaivo and Kpodar. ICT, financial inclusion and growth: evidence from african countries, IMF

Working Paper, 2011.

- [3] Freedman S. and G. Z. Jin. Learning by doing with asymmetric information: evidence from prosper.com, NBER Working Paper No. 16855, Issued in March, 2011.

- [4] Agrawal A., C. Catalini and A. Goldfarb, goldfarb catalinimics of crowdfunding, NBER Working Paper, 2013.

- [5] Sassi. S, and Goaid M. Financial development, ICT diffusion and economic growth: lessons from MENA region [J], Telecommunication Policy, 2013, 37 (4-5): 252-261.

- [6] J. D. Hamilton. Time series analysis, Princeton University Press, 1994.

- [7] Wooldridge J. M. Introductory econometrics: a modern approach, South-Western College publishing, 2000.

- [8] 谢平, 邹传伟. 互联网金融模式研究[J]. 金融研究 2012 (12): 11-22.

- [9] 郭畅. 互联网金融发展现状、趋势与展望[J]. 产业与科技论坛 2013 (12): 16-17.

- [10] 包爱民. 互联网金融对传统金融的挑战与风险防范[J]. 内蒙古金融研究 2013 (12): 36-38.

- [11] 张芬, 吴江. 国外互联网金融的监管经验及对我国的启示[J]. 金融与经济 2013 (11): 53-56.

- [12] 李炳, 赵阳. 互联网金融对宏观经济的影响[J]. 财经科学 2014 (8): 21-28.

- [13] 卢馨, 汪柳希, 杨宜. 互联网金融与小微企业融资成本研究[J]. 管理现代化 2014 (5): 7-9.

- [14] 刘征驰, 赖明勇. 虚拟抵押品、软信息约束与P2P互联网金融[J]. 中国软科学 2015 (1): 35-46.

- [15] 汪炜, 郝扬扬. 互联网金融发展的经济学理论基础[J]. 经济问题探索 2015 (6): 170-176.

- [16] 高铁梅. 计量经济分析与建模: Eviews应用与实例[M]. 北京: 清华大学出版社 2009: 164-182.

(编辑校对: 崔文林)