



北京科技大学
University of Science and Technology Beijing

密级： 公开

本科生毕业设计(论文)

题 目： 我国居民高杠杆率

成因及影响研究

作 者： 赵相尧

学 号： 41607668

学 院： 东凌经济管理学院

专 业： 金融工程

成 绩： 94

2020 年 06 月

声 明

本人郑重声明：所呈交的论文是本人在指导教师的指导下进行的研究工作及取得研究成果。论文在引用他人已经发表或撰写的研究成果时，已经作了明确的标识；除此之外，论文中不包括其他人已经发表或撰写的研究成果，均为独立完成。其它同志对本文所做的任何贡献均已在论文中做了明确的说明并表达了谢意。

学生签名： 赵相尧 2020 年 6 月 5 日

导师签名： 李娜 2020 年 6 月 5 日

摘 要

2008年后,世界各发达国家都开始降低居民部门的杠杆率,中央也提出了“三去一降一补”着手降低社会各部门的杠杆率,但在此大背景下,我国居民部门的杠杆率还是逆势上扬,在2019年末达到了55.8%,超过了国际货币基金组织认为的会影响一国中期经济增长的水平。

西方国家在经历2008年金融危机之后,对居民杠杆率的研究逐渐丰富了起来,对其高企原因和增高后的影响有了许多不同的观点,但目前符合我国国情且具有时效性的研究仍然较少。

本文在梳理了国内外对居民高杠杆率成因和影响的研究后,综合考虑我国货币政策、金融和房地产行业发展状况,并创新性地引入居民消费习惯等因素,首先从理论角度对推升我国居民杠杆率的供给侧因素和需求侧因素进行了考察与分析,又以消费作为中介因素分析了居民高杠杆率对我国经济的影响。随后本文通过建立多元线性回归模型和自回归分布滞后-误差修正模型,对我国居民高杠杆率的影响因素和其长短期正效应及负效应进行了实证分析。

最终本文得出结论,我国居民长期债务在居民杠杆率的上升中贡献更大,但其对经济的推动作用并不如短期消费贷款。在整体上,我国居民高杠杆率对经济长期具有负效应,但短期内具有促进作用。由此本文认为,政府应发掘短期消费贷款的潜力,稳定长期贷款主要流向的房地产市场,同时要加强监管,谨防次级贷款。

关键词： 居民杠杆率，多元线性回归，自回归分布滞后误差修正模型

Study on the causes and effects of Chinese high consumer leverage ratio

Abstract

After 2008, all developed countries in the world began to reduce the consumer leverage ratio. The Chinese government also proposed overcapacity cutting, de-stocking and de-leveraging to reduce the leverage ratio of the four sectors of society. However, the consumer leverage is still rising, exceeding the level IMF believes will affect a country's medium-term economic growth.

After the 2008 crisis, western countries have gradually enriched the research on the consumer leverage ratio. Many different views on the reasons for the high ratio and the impact of its increase have been proposed. However, there is not enough current research which is in line with actual conditions in China and is time efficient.

After combing the research on the causes and effects of high consumer leverage ratio at home and abroad, this paper comprehensively considers the development of China's monetary policy, finance and real estate industry, and innovatively introduces residents' consumption habits and other factors. First, the supply side factors and demand side factors that push up the consumer leverage ratio are investigated from the theoretical point of view, and consumption as an intermediary factor to analyze its impact. Then, by establishing MLR model and ARDL-ECM, this paper empirically analyzes the influencing factors of the high consumer leverage ratio in China and its positive and negative effects in the long and short term, respectively.

Finally, this paper concludes that the long-term debt of residents contributes more to the rise of the consumer leverage, but its role in promoting the economy is not as good as that of the short-term consumer loans. Overall, the high Chinese consumer leverage ratio has a negative effect on the economy in the long run, but it has a promoting effect in the short run. Therefore, this article believes that the government should explore the potential of short-term consumer loans, stabilize the real estate market to which long-term loans mainly flow, and at the same time strengthen supervision against subprime loans.

Key Words: Consumer Leverage Ratio, Multi-linear Regression, Autoregressive Distributed Lag Error Correction Model

目 录

摘 要.....	I
Abstract.....	III
1 引 言.....	1
1.1 研究背景.....	2
1.2 研究意义.....	4
1.3 研究内容.....	5
2 文献综述.....	6
2.1 居民高杠杆率成因研究.....	6
2.2 居民高杠杆率影响研究.....	6
2.3 文献评述.....	7
3 理论分析.....	8
3.1 居民高杠杆率成因的理论分析.....	8
3.1.1 居民债务供给的影响因素.....	8
3.1.2 居民债务需求的影响因素.....	11
3.2 居民高杠杆率的影响分析.....	14
3.2.1 居民高杠杆率对居民消费的影响.....	14
3.2.2 居民高杠杆率对经济增长的影响.....	15
4 实证分析和检验.....	17
4.1 对于居民高杠杆率成因的实证分析.....	17
4.1.1 变量及数据.....	17
4.1.2 协整检验.....	18
4.1.3 多元线性回归.....	19
4.1.4 回归结果解释.....	20
4.2 对于居民高杠杆率对消费影响的实证分析.....	22
4.2.1 变量、数据及模型选取.....	22
4.2.2 协整检验.....	23
4.2.3 长期系数的估计.....	24
4.2.4 短期系数的估计.....	24
4.3 对于居民高杠杆率对经济增长影响的实证分析.....	25
4.3.1 变量、数据及模型选择.....	25
4.3.2 协整检验.....	25
4.3.3 长期系数的估计.....	26

4.3.4 短期系数的估计	27
5 结 论	28
5.1 研究结论	28
5.2 政策建议	29
参考文献	31
在学取得成果	35
致 谢	37

1 引 言

本文研究的主要内容是我国居民高杠杆率的成因及其影响。居民杠杆率衡量了一社会中居民部门的负债水平，我国居民高杠杆率则意味着我国居民部门的负债水平偏高。国家资产负债表研究中心公布的数据显示，截至 2019 年末，我国的居民杠杆率已经达到了 55.8%，而中国人民银行则认为这个数字已经超过了 60.4%，按照国际货币基金组织的观点，居民杠杆率超过 30% 就会影响一国中期经济增长，超过 65% 就会影响一国金融稳定，无论参照哪个数字，我国的居民杠杆率都是偏高的。

学界对居民杠杆率的关注从 2008 年金融危机后开始，因为该危机正是引爆于水平过高而无法被偿还的居民债务。在这以后，西方发达国家纷纷开始了降低居民杠杆率的计划，但我国的居民杠杆率却反而开始了快速上升。2015 年，中央经济工作会议提出“三去一降一补”，我国社会其他三个部门的杠杆率都应声而降，只有居民部门的杠杆率势头不减，继续高歌猛进。我国居民杠杆率为何不降反升，都有哪些经济因素助推了它的上升，这些都是值得研究的问题。

同时，居民的杠杆率在世界其他国家的经济实践中曾都是经济的助推剂，但在过高后也都造成过破坏性的影响，如上世纪 80 年代的日本经济泡沫，2008 年的美国次贷危机，它们背后都有居民高杠杆率的影子。那么对我国来说，现存的居民杠杆率水平高到了什么程度，它到底对经济产生了怎样的影响，这也都是值得探索的问题。

在此之前，东西方学者也对这些问题进行过解答，利率的下降、金融制度的进步、房价的上涨都被认为是居民杠杆率高企的原因。而对其影响则认为其在微观上会增加居民的消费，在宏观上会促进经济的增长，而如果过高则会起到反作用。但我国居民杠杆率是否有除此之外的影响因素，其影响的正效应和负效应二者孰大，长短期效应分别如何，这些针对我国国情的研究还较少。

在这些研究的基础上，本文利用文献法搜集国内外相关理论以及各统计部门给出的数据，综合考虑我国货币政策、金融和房地产行业发展状况，并创新性地引入居民消费习惯等因素，通过理论和实证分析，对我国居民高杠杆率的成因进行了研究。而在影响方面，本文不仅分析了居民高杠杆率对居民消费的促进作用，也分析了其对居民消费的抑制作用，并从长短期两个角度对其影响进行了研究。从而得出符合我国国情、具有时效性的结论和建议。

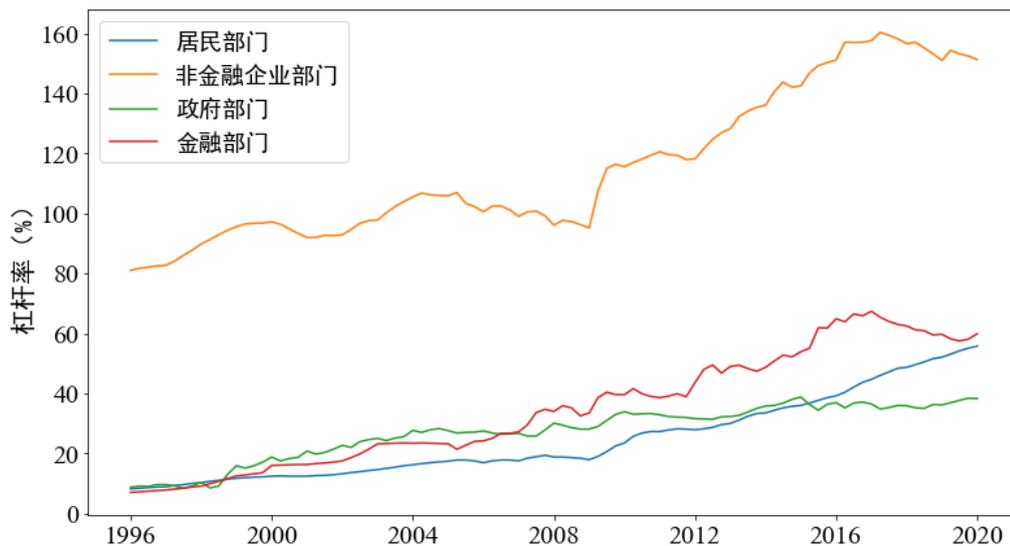
1.1 研究背景

居民杠杆率（Consumer leverage ratio）常被用来衡量一社会居民部门的负债水平，有两种定义：第一种从微观角度来说，将其定义为居民债务与可支配收入之比，故而其也被称作负债收入比率（Debt-to-income ratio）^[1]；第二种从宏观角度出发，将其定义为居民债务与国内生产总值（GDP）之比。由于官方机构所发布的居民杠杆率数据都是使用第二种定义，因此本文如无特别指出，所指居民杠杆率均为居民债务与 GDP 之比。

居民的负债能够平滑其在不同时期的消费，可以提高家庭的跨期效用，加快家庭财富增长速度^[2]，但杠杆率过高又可能导致经济过热、债务风险加大、泡沫累积，最终导致金融危机以及危机后的债务积压和经济衰退^[3]。

在 2008 年金融危机之前，居民杠杆率的快速上涨被认为是企业利润和社会经济报酬增长的最主要推动力^[1]，但被盲目推高的居民杠杆率也迅速扩大了经济的风险水平。2008 年金融危机以后，社会各界对居民杠杆水平的看法开始转变，在美国政府的倡导下，美国居民开始缩减负债，减少自己的提前消费，逐渐改变一直以来靠借债维持的过度消费习惯^[4]。许多其他发达国家也陆续出台了各自的去杠杆政策。

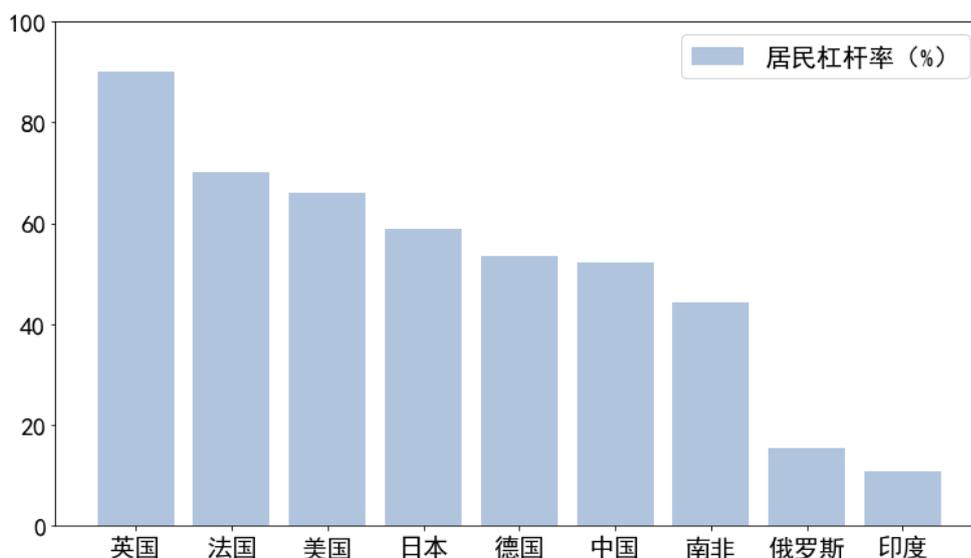
可与之相对的，如图 1-1 所示，2008 年以来，我国居民杠杆率快速上涨，年均增幅达 3.5%，从 17.9% 上升至 2019 年末的 55.8%，而 1995 年到 2008 年期间居民杠杆率的年均增幅只有 1% 不到^[5]。并且居民部门的杠杆率增速超过其他社会部门，居民贷款在社会总贷款中比重逐年上升。同时还可以看到，自 2015 年中央经济工作会议提出“三去一降一补”后，除居民部门外的部门杠杆率水平都开始出现下降趋势，只有居民部门杠杆率逆势上扬，不断逼近金融部门的杠杆率水平。中国人民银行则测算认为 2018 年末我国住户部门杠杆率就已经到达了 60.4%^[6]，但不论以哪个数据为准，我国的居民杠杆率都已经超过了国际货币基金组织（IMF）认为的会影响一国中期经济增长的 30% 的标准，并且十分接近会影响一国金融稳定的 65% 的标准^[7]。



数据来源：国家金融与发展实验室

图 1-1 1996-2019 中国全社会杠杆率

国际对比来看，如图 1-2 所示，截至 2018 年末，我国的居民杠杆率水平（52.1%）远高于周边大国，甚至超过了欧盟平均水平（49.7%），略低于德国（53.6%）、日本（58.9%）等发达国家。在富于加杠杆空间的发展中国家中，我国的居民杠杆率上升速度也在前列，据测算，经济危机后的十年中，新兴市场经济体的居民部门杠杆率有近 70% 的增长贡献来自于中国^[8]。



数据来源：笔者整理

图 1-2 2018 年相关国家居民杠杆率水平

同时，国内有些学者认为以居民债务与可支配收入之比来衡量家庭债务状况更为准确^[7]，因为我国居民收入不到 GDP 一半，与发达国家相比明显偏低（图 1-3），所以用居民债务与 GDP 之比来衡量居民杠杆率会低估我国居民的负债水平。田国强等^[9]统计，截至 2017 年末，我国家庭债务与可支配收入之比高达 107.2%，已经超过美国同期水平，更是逼近美国金融危机前峰值，我国居民杠杆率水平已相当之高。

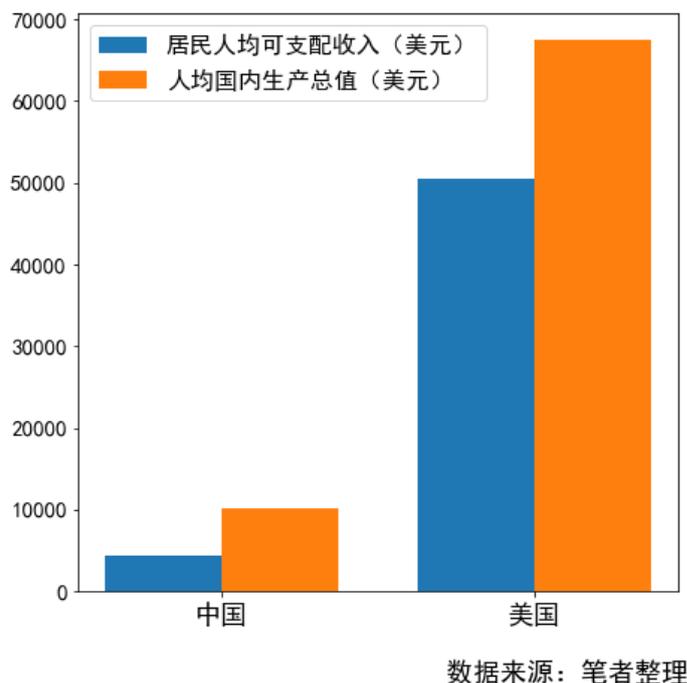


图 1-3 2019 中美两国人均 GDP 与可支配收入情况

1.2 研究意义

2008 年金融危机之前，居民杠杆率并不为学界重视，但是大量的数据和事实表明，居民杠杆率过高有可能成为金融脆弱性的根源^[10]，很多学者对金融危机之前美国居民杠杆率过快上涨的现象进行了重新关注与深刻反思。党的十九大报告指出“守住不发生系统性金融风险的底线”，而如前所述，中国居民杠杆状况已不容乐观，因此当前研究居民高杠杆率成因及其对社会经济的影响，具有非常重要的理论价值和现实意义。

首先，对我国家庭杠杆率的发展过程及其动因分析，有助于深入理解我国居民消费、投资和举债的决策机制，了解我国经济发展模式转变和居民消费扩大过程中出现的问题。

其次，对我国居民杠杆率宏观经济效应的实证分析，将有助于全面探讨

居民杠杆率作为独立的经济变量与利率、收入、支出、房价等因素的相互影响以及其升高带来的经济效应。

再次，对我国金融体系建设过程中居民杠杆的作用的分析，将更好地理解我国家庭债务与金融体系发展的关系，把握我国居民消费和国内经济的可持续健康发展的调整方向，对完善我国居民信贷制度有着重要的理论意义。

1.3 研究内容

本文首先在第二章对东西方学者对居民高杠杆率的成因和影响的研究做了简要综述。随后在第三章结合了生命周期理论、LM 曲线和我国发展实际情况从供给和需求两个角度对我国居民高杠杆率的成因进行了理论分析，又以消费为中介变量结合外国经验对我国居民高杠杆率对经济的影响进行了研究。然后在第四章通过建立多元线性回归模型和自回归滞后分布误差修正模型对第三章所分析出的成因因素和影响结果进行了实证研究，在对因素的研究中考虑了我国消费者消费习惯的变迁，这在之前的研究中是少有的。最后本文在第五章结合前文的分析，得出了符合我国国情且具有时效性的结论，并提出了两条政策建议。（图 1-4）

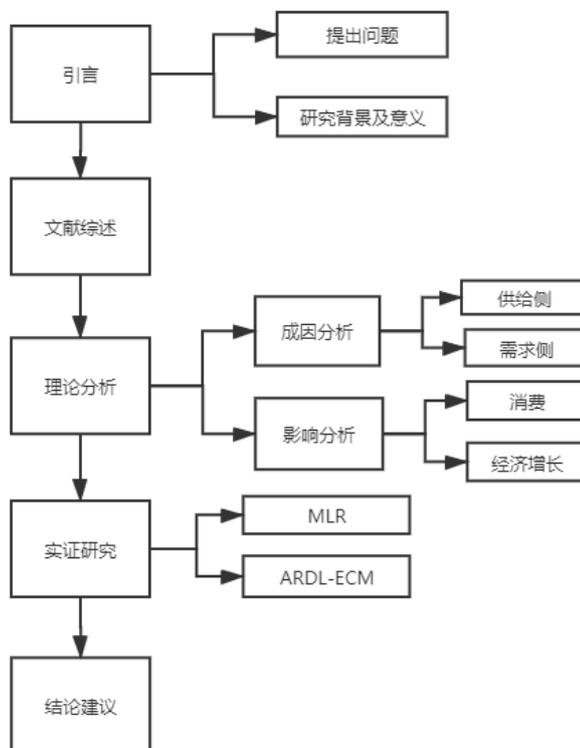


图 1-4 本文技术路线图

2 文献综述

2.1 居民高杠杆率成因研究

部分学者认为居民杠杆率的升高与社会经济水平的平稳和发展势头的好坏有关。Holt 等人^[11]把居民杠杆率上升的驱动因素概括为：稳定维持在低水平的通货膨胀，金融制度创新和劳动力报酬的提高。Barness 等人^[12]使用世代交叠模型考察了美国居民杠杆率的变化，认为人口结构变化、未预料到的利率冲击以及未预料到的收入增长推动了家庭杠杆率的增长。郭新华等人^[13]认为平滑不同时期消费的需求、金融制度的创新和社会中产阶级人数的增加导致了居民杠杆率的上升。

也有学者认为房价的上涨与住房需求的扩大提高了居民杠杆率水平。Jacobsen^[14]以挪威为研究对象，实证检验出房价上涨将抬高居民杠杆率，而利率上升将减小居民杠杆率。Almedia 等人^[15]基于伯南克的金融加速器理论提出房地产市场的金融加速器理论，即居民杠杆率上升推动了房地产市场的繁荣，而房地产市场的繁荣又反过来促进居民购买更多的房产，进一步推升了杠杆率。孙丹等人^[16]通过格兰杰因果关系检验得出居民购房需求、高房价是推升居民杠杆率的重要原因。刘磊等^[17]认为我国居民杠杆率上升的主要原因是短期消费贷款骤增，但其中相当一部分仍是住房贷款的替代，并非对应居民的真实消费。杨青坪等^[18]研究发现住宅房地产开发投资额的增长会显著提升居民杠杆率，而与居民住房有关的贷款利率提升有助于居民杠杆率的下降。

2.2 居民高杠杆率影响研究

首先来看居民高杠杆率对家庭支出和消费的影响。Dyran 等^[19]研究表明，居民杠杆率及其产生的流动性约束和信贷约束会对消费产生负面作用，即因负债产生的还款会使家庭的现金流减少，同时过高的杠杆率会降低家庭进一步取得消费信贷的可能性，从而迫使家庭削减支出。Cooper^[20]利用美国家庭经济动态调查数据（PSID），发现美国居民杠杆率与消费之间存在负相关关系，而且，这种负相关关系在美国家庭开始去杠杆的金融危机之前就已经存在。潘敏等^[21]认为居民家庭杠杆会显著地抑制家庭总支出的增加，强化资产对总支出和消费性支出的正向促进作用，同时会促进生存型消费的增加，但会抑制发展与享受型消费。与之相左的，丁红英^[22]运用我国 31 个省份 2003-2017 年的面板数据研究发现，居民杠杆率的提升对消费增长起拉动作

用,促进了居民发展性消费的提升,但对于生存性消费影响效果为负且不显著。

再来看居民高杠杆率对经济发展的影响。Mian 等人^[23]基于美国数据实证检验指出,居民部门杠杆率是预测经济衰退早期的有效指标,2015年,他们^[24]又通过对30个国家1996-2012年的面板数据分析发现,若居民杠杆率具有连续4年的上升趋势,GDP将会显著下降,并且居民杠杆率的影响力远大于非金融企业部门杠杆率。Lombardi 等^[25]通过实证研究发现,居民杠杆率短期的增长有助于提升一国的消费水平和GDP水平,但就长期而言是不利的。田新民等^[26]通过实证研究认为,短期内,居民加杠杆可以一定程度刺激经济增长,但中国居民杠杆率水平与经济增长之间有着长期均衡的关系,居民杠杆率上升不利于长期经济增长。郭新华等^[27]实证研究认为在长期高水平的杠杆率将会阻碍经济增长。谢云峰^[28]采用1996-2016年数据,通过实证分析发现一年内居民部门加杠杆对经济增长起促进作用,但在长期,居民部门杠杆率每提高1个百分点将拉低GDP增速0.21个百分点。

2.3 文献评述

传统的经济学家将居民杠杆率的升高与向好的经济联系起来,这十分自然,在房地产市场危机累积到可以被发现之前,稳定的经济环境使人们对风险的感知下降、对更好的生活水平充满了向往,从而更乐意借贷进行新的消费,而这也进一步促进了经济的增长。然而也恰恰是人们的这两种认知变化,促成了非理性的繁荣,直到累积的无数风险引爆、泡沫破裂,学者们才将注意力转到房地产市场上,通过大量实证研究证明房地产市场和居民杠杆率的互相促进,以及这个过程的风险累积。同时这也恰好论证了学者们在居民杠杆率对经济的影响中发现的居民杠杆率对经济发展短期具有正面作用而长期具有负面作用的现象。

笔者认为,这两种观点都无可厚非,都是在特定的历史条件下做出的符合实际情况的判断。中国古语有云,“过犹不及”,经济增长对居民杠杆的过度依赖致使人们将手段当成了目的,当居民杠杆率上升过高,效应转负时,整个经济系统已经无法反抗。归根究底,居民杠杆率上升的根源来自于人类心理活动的固有模式以及自由市场经济固有的不稳定性,就算没有房地产,也会出现其他资产推高的居民的杠杆率,而摆脱这种困境的根本途径在于社会制度的进步。

3 理论分析

3.1 居民高杠杆率成因的理论分析

经济学上对均衡数量的分析最经典的模型便是需求-供给模型，当供给和需求同时增加的时候，均衡数量必然会上升，本文也遵循同样的思路。从定义上来说，影响居民杠杆率的最直接因素就是居民债务总额，因此本文将从居民债务的供给和需求的影响因素出发，对居民高杠杆率的成因进行分析。

在进行分析前，首先要对居民部门的贷款项目进行介绍。本文采用中国人民银行对于居民部门贷款的划分，将其分为消费贷款和经营贷款，消费贷款又划分为短期消费贷款和中长期消费贷款，中长期消费贷款又主要为个人住房贷款（图 3-1）。其中，经营贷款所占额度较小，且规模较为稳定，居民债务的增加以消费贷款为主^[6]。

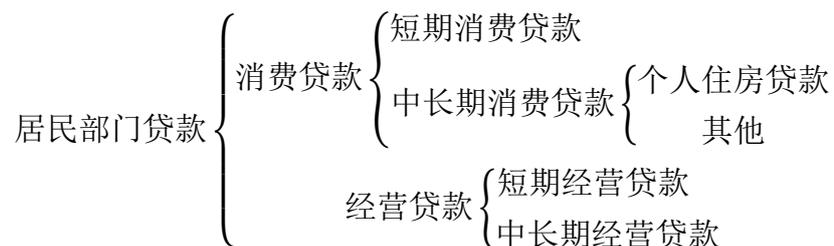


图 3-1 我国居民部门贷款组成

3.1.1 居民债务供给的影响因素

(1) 宽松的宏观调控政策

2008 年金融危机时，以美、日、英、韩、澳大利亚、加拿大为代表的发达国家居民杠杆率普遍高于 60%，部分国家甚至超过 100%，而中国的居民杠杆率则只有 18%，在全球处于较低水平，拥有巨大的上升空间。并且彼时的中国，人口增长出现拐点，技术水平短期内稳定不变，根据柯布-道格拉斯生产函数，加大投资——即加杠杆，成为了最符合经济规律的选择。

金融危机爆发后，恢复经济增长成为了主要任务，为此中国推出了“四万亿计划”，并于 2008 年下半年 4 次降低存款准备金率。随着经济逐渐回暖，货币政策有所收紧。但中国由于前段时期存在一些盲目投资和过度投资现象，

同时世界发达国家回归实体经济以及贸易保护主义的态势有所抬头，出现了产能过剩的问题。为了扩大内需、促进消费以缓解产能过剩，如表 3-1 所示，中国从 2011 年末起不断下调存款准备金率，根据货币创造理论，这将增大货币供给，银行拥有了更多可以贷出的资金，从根本上推高了居民债务的供给。

表 3-1 2008-2019 中国存款准备金率调整时间表

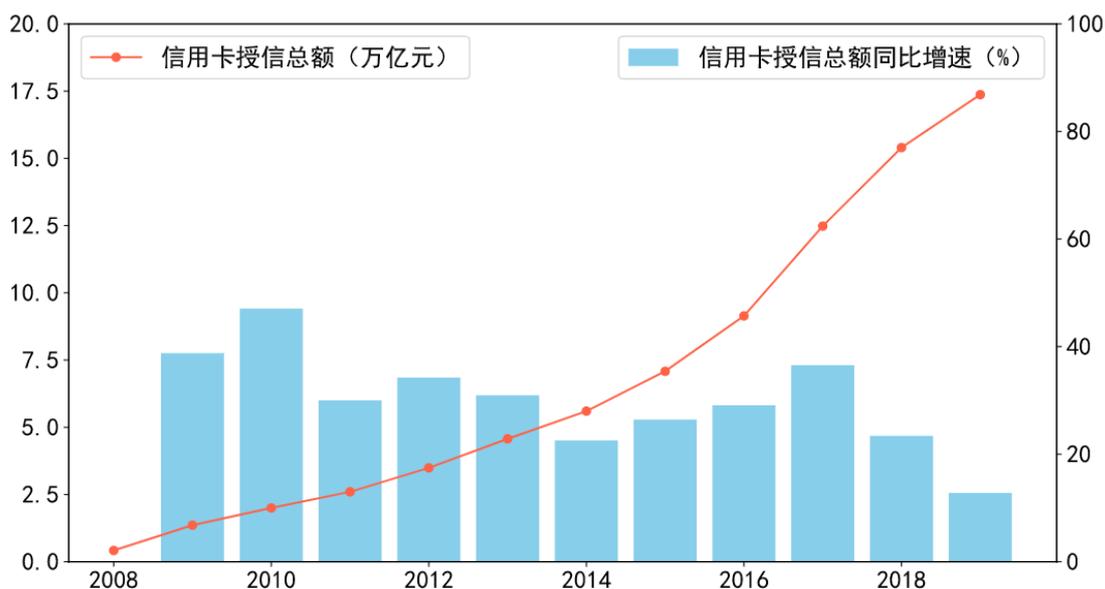
人民币存款准备金率 (%)	大型存款类金融机构		中小型存款类金融机构	
	调整后	调整幅度	调整后	调整幅度
调整时间				
2020 年 1 月 6 日	12.5	-0.5	10.5	-0.5
2019 年 9 月 16 日	13	-0.5	11	-0.5
2019 年 1 月 25 日	13.5	-0.5	11.5	-0.5
2019 年 1 月 15 日	14	-0.5	12	-0.5
2018 年 10 月 15 日	14.5	-1	12.5	-1
2018 年 7 月 5 日	15.5	-0.5	13.5	-0.5
2018 年 4 月 25 日	16	-1	14	-1
2016 年 3 月 1 日	17	-0.5	15	-0.5
2015 年 10 月 24 日	17.5	-0.5	15.5	-0.5
2015 年 9 月 6 日	18	0	16	1.5
2015 年 6 月 28 日	18	-0.5	14.5	-2
2015 年 4 月 20 日	18.5	-1	16.5	-1
2015 年 2 月 5 日	19.5	-0.5	17.5	-0.5
2012 年 5 月 18 日	20	-0.5	18	-0.5
2012 年 2 月 24 日	20.5	-0.5	18.5	-0.5
2011 年 12 月 5 日	21	-0.5	19	-0.5
2011 年 6 月 20 日	21.5	0.5	19.5	0.5
2011 年 5 月 18 日	21	0.5	19	0.5
2011 年 4 月 21 日	20.5	0.5	18.5	0.5
2011 年 3 月 25 日	20	0.5	18	1
2011 年 2 月 24 日	19.5	0.5	17	0.5
2011 年 1 月 20 日	19	0.5	16.5	0
2010 年 12 月 20 日	18.5	0.5	16.5	0.5
2010 年 11 月 29 日	18	0.5	16	0.5
2010 年 11 月 16 日	17.5	0.5	15.5	0.5
2010 年 5 月 10 日	17	0.5	15	0.5
2010 年 2 月 25 日	16.5	0.5	14.5	0.5
2010 年 1 月 18 日	16	0.5	14	0.5
2008 年 12 月 25 日	15.5	-0.5	13.5	-0.5
2008 年 12 月 5 日	16	-1	14	-2
2008 年 10 月 15 日	17	-0.5	16	-0.5

数据来源：中国人民银行

(2) 居民短期消费贷手段的增加

除了政策层面的因素外,金融机构的活跃也促进了居民债务供给的增加。据统计^[29],居民杠杆率的上升值中有近三分之一是由于短期消费贷款的增加引起的,从2009年至2019年的10年间,短期消费贷款总额增长35.3倍,这主要归功于三大融资渠道的开拓:

一是银行在消费金融领域的深耕。首先是信用卡业务的不断扩容,如图3-2所示,在金融危机爆发的2008年,中国信用卡授信总额还不到1万亿,但到了2020年初,这个数字已经增长到了17.37万亿元,十一年的时间增长了近17倍,增速远远高于同期其他各项住户贷款。其次是大数据技术在消费贷推广和客户挖掘业务上的应用,以中国建设银行通过电子渠道推广的个人自助贷款业务“快贷”为例,上线当年该行个人消费贷款增幅跃变至156.74%,远超其他各项贷款。



数据来源: 中国人民银行

图 3-2 2008-2019 中国信用卡市场规模变化

二是消费金融公司的出现和壮大。2010年,中国首批四家消费金融公司获得牌照,开始为居民提供短期、小额、无担保、无抵押的消费贷款,这极大地降低了居民的贷款门槛,扩充了居民贷款的适用情景。截至2019年,持牌的消费金融公司已经发展到了25家,3家公司净利润突破10亿元,累计服务客户超过1亿人次,大大提高了居民消费贷款的供给^[30]。

三是互联网消费金融业务的创新与发展。互联网金融业务借助互联网进

行线上申请、审核、放款及还款全流程，自动化程度高，界面友好，用户操作便捷，进一步降低了居民消费贷款的门槛。据艾瑞咨询数据，截至 2018 年末，中国互联网消费金融放贷规模已接近八万亿元。

3.1.2 居民债务需求的影响因素

(1) 宽松的宏观调控政策

上节提到的宽松的宏观调控政策，除了会影响居民债务的供给外，对居民债务的需求也有影响。在下调存款准备金率的同时，中国人民银行也不断下调贷款基准利率。2008 年下半年，中国人民银行连续 5 次下调贷款基准利率，并取消信贷约束。经过一段时期的收紧后，2012 年 6 月，贷款基准利率再次下调，至 2015 年 10 月，共计下调 8 次，一年期贷款基准利率由 6.31% 下调至 4.35%，下调幅度达 31%（表 3-2）。

表 3-2 2008-2019 中国存款基准利率调整时间表

时间	一年期存款基准利率 (%)		一年期贷款基准利率 (%)	
	调整后	调整幅度	调整后	调整幅度
2015 年 10 月 24 日	1.50	-0.25	4.35	-0.25
2015 年 8 月 26 日	1.75	-0.25	4.60	-0.25
2015 年 6 月 28 日	2.00	-0.25	4.85	-0.25
2015 年 5 月 11 日	2.25	-0.25	5.10	-0.25
2015 年 3 月 1 日	2.50	-0.25	5.35	-0.25
2014 年 11 月 22 日	2.75	-0.25	5.60	-0.40
2012 年 7 月 6 日	3.00	-0.25	6.00	-0.31
2012 年 6 月 8 日	3.25	-0.25	6.31	-0.25
2011 年 7 月 7 日	3.50	0.25	6.56	0.25
2011 年 4 月 6 日	3.25	0.25	6.31	0.25
2011 年 2 月 9 日	3.00	0.25	6.06	0.25
2010 年 12 月 26 日	2.75	0.25	5.81	0.25
2010 年 10 月 20 日	2.50	0.25	5.56	0.25
2008 年 12 月 23 日	2.25	-0.27	5.31	-0.27
2008 年 11 月 27 日	2.52	-1.08	5.58	-1.08
2008 年 10 月 30 日	3.60	-0.27	6.66	-0.27
2008 年 10 月 9 日	3.87	-0.27	6.93	-0.27
2008 年 9 月 15 日	4.14	0.00	7.20	-0.27

数据来源：中国人民银行

根据宏观经济学中的 LM 曲线，利率的下降会导致货币需求量的上升，这是因为当利率下降时债券的价格上升，人们认为持有债券的风险变大，开

始卖出债券而增加货币的持有。当然，LM 曲线的变量除了利率外还有收入，货币需求量的最终变化情况使利率和收入共同决定的，这将在下一段予以分析。同时，不从投机角度出发，将利率视为贷款的价格，将获得贷款的居民视作贷款的消费者，也易得利率的下降将促使贷款需求量上升的结论。

(2) 居民生活水平的提高

党的十八大以来，我国经济飞速发展，人民生活水平不断提高，居民收入水平不断上涨，居民收入增速连续数年跑赢经济增速，并于 2017 年进入了上中等收入国家的行列^[31]。根据国家统计局数据，2019 年中国城镇居民人均可支配收入为 42359 元，同比实际增长 5.0%，相比 2008 年的 15781 元更是翻了两番。

根据 LM 曲线，出于交易动机和谨慎动机，收入的上升会导致货币需求量的增加，与前一段分析相印证，二者的共同作用将必然造成货币需求量的上升。但仅从交易动机和谨慎动机出发似乎并不足以解释居民债务的增加，还需要从居民消费习惯改变的角度加以解释。

生命周期消费理论认为人们应该在较长时间范围内计划他们的消费开支以达到整个生命周期上的消费最佳配置，而平滑跨期消费的最重要手段便是消费贷款。随着我国居民的生活水平提高，这样的理念也开始被更多人所接受，根据尼尔森研究报告，近年来中国消费者加杠杆意愿提升明显，尤其是年轻人群体，其更偏好信用消费，每月互联网分期消费能占到月收入的 16.9%（图 3-3），且该群体其他消费信贷产品用途也都类似，主要用于提升生活品质和休闲娱乐^[32]。这都体现出消费习惯转变对贷款需求的刺激。

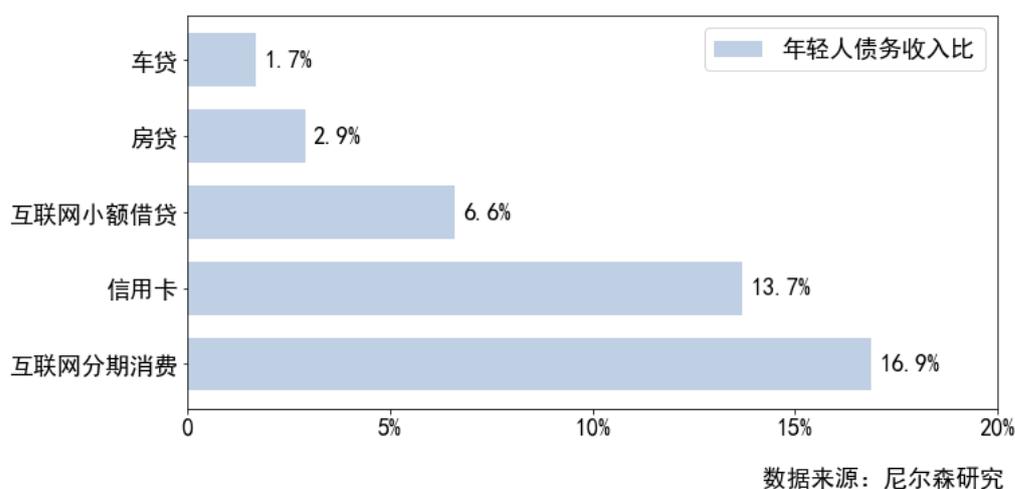


图 3-3 2019 中国年轻人债务收入比

(3) 房地产市场的繁荣

2001 年美国经​​济衰退后，美国房地产市场在超低利率的刺激下高度繁荣，推动住房贷款总额迅速上升，居民杠杆率也随之大幅提高，为其经济复苏和后续增长做出了巨大贡献，而社会各界对居民杠杆率的关注也是从 2008 年美国房地产次级贷款市场引发金融危机开始的，可以说房地产市场和居民杠杆率的联系十分紧密。截至 2018 年，我国住户部门贷款中 53.9% 为个人住房贷款，超过占比位列第二的短期消费贷款 35.5% 之多^[6]，对我国来说，房地产市场也是居民杠杆率的重要影响因素。而影响房地产市场需求的因素主要有三：

一是城镇化增大了购房刚性需求。随着我国城镇化进程的推进，大量人口向城市迁移，自住住房需求（或称消费住房需求）作为人居住的最基本需求，为购房需求提供了稳定的土壤。同时，很多城市中同条件的二手房相比新房便宜不少，刺激了大量租房住户的购房需求^[33]。据称，2014 至 2020 年的新增住房需求中，有超过一半来自城镇化^[34]，而预计城镇化进程所提供的新增住房需求可以维持到 2027 年^[35]。

二是政策支持使负债购房相对容易。在应对经济下行压力的战斗中，政府部门在实践中曾多次采取增加房地产投资和刺激居民房产消费的方式托底经济增长，在实际操作中还有消费贷、互联网金融贷款资金流入房地产市场的现象。同时，为吸引人才，“购房落户”“购房补贴”等地区政策又不断推出^[33]，与宏观层面降准、降息、降首付、购房减免税费等政策相结合，居民贷款买房门槛一再降低，负债需求持续上升。

三是房产的投资属性催生了居民加杠杆进行房产投资的需求。随着居民消费住房需求的扩大和房地产市场投资规模的扩大，房价持续上涨。而同时期随着我国金融行业的发展，银行表外理财刚性兑付的局面被打破，表内理财又收益低下，对居民吸引力弱，居民无处安放的投资需求都被房地产市场吸引过来。同时由于城镇土地和房屋是最常见的信贷抵押品，房价上涨也代表抵押品增值，银行放贷热情很高，造成了房地产价格和居民长期住房贷款的循环上升。

除此之外，房地产市场的繁荣也对居民消费贷款存在一定的影响。房价的上升提升了房地产的价值，有房的居民感受到了财富增值，消费信心提升。但在上涨预期下，居民又往往不愿对房产进行变现，房产增值难以形成现金类收益，因此居民会选择进行消费借贷以满足其财富幻觉。

综上所述，居民债务的供给和需求同时在增加，在供给-需求模型中表现为供给曲线和需求曲线的右移，在此情况下，居民债务的均衡数量必然会增

加。但以上的仅是对居民债务数量增加的理论分析，居民杠杆率是居民债务与 GDP 的比值，是居民债务在经济发展中的相对水平，并且以上所分析各因素对居民杠杆率影响的结构也并未明了，因此还需要进行进一步的实证分析。

3.2 居民高杠杆率的影响分析

居民高杠杆率最直接的影响是对居民消费的影响，并由此影响社会经济的其他方面。

3.2.1 居民高杠杆率对居民消费的影响

生命周期理论认为个人倾向于通过资源跨期分配在一生中维持较为稳定的消费水平，而消费贷款是重要的分配工具。当信贷受到约束时，家庭资源的跨期分配将被阻碍，居民消费主要受短期收入影响。同时，信贷约束还会提高居民对未来风险的警惕，引起居民储蓄意愿的增加，压缩了居民的消费。反之，当居民可以通过借贷将即期收入对消费水平的限制解除时，居民会选择在即期收入有限时利用贷款维持其消费水平，这解释了居民杠杆水平对于即期消费的正向影响。而从长期来看，资产的增值将导致居民财富除因收入外也能得到提高，进而拉高其全时期的消费水平，研究表明，资产越多的家庭消费水平也越高^[36]。由会计准则我们可知，贷款的增加必然导致资产的增加，居民借贷可以使其提前拥有超过短期内收入的资产，延伸了资产的财富效应，提高了居民的长期消费水平。

上述分析中将收入对居民消费的影响视为固定，但实际上居民杠杆率也会对居民消费的收入弹性产生影响。研究表明，面对相同的收入变动，高杠杆家庭对消费的调整幅度显著大于低杠杆家庭，当财富增加同样的数量时，高杠杆家庭将比低杠杆家庭增加更多的消费支出^[21]。也就是说，居民杠杆除了可以通过资源跨期配置促进居民消费外，还可以通过提高居民消费的收入弹性促进居民的消费。

但是，居民消费的收入弹性增加同时也意味着，当居民的收入下降时，居民消费的减少也更多。除此之外，当居民的杠杆水平提高到一定程度后，过高的杠杆会降低家庭进一步取得消费信贷的可能性，同时负债产生的还款会使家庭的现金流减少，从而迫使家庭削减支出。

从以上的分析中我们看出，居民高杠杆率对居民消费同时拥有正向影响和负向影响，而我国目前的居民杠杆率水平到底有没有到达“过高”的程度，其对消费的影响是正向影响大一点还是负向影响大一点，其对居民消费的短

期影响和长期影响分别是什么,这些都需要进行进一步的实证分析才能解答。

3.2.2 居民高杠杆率对经济增长的影响

经济学上常把消费当作经济增长的“三驾马车”之一,当居民杠杆率对消费的影响以促进为主时,居民高杠杆率有助于提高消费、推升资产价格,进而拉动经济增长。从历史经验来看,全球很多发达经济体在发展过程中,也的确都运用了居民杠杆这一工具,将居民杠杆率维持在一个高水平(图3-4)。

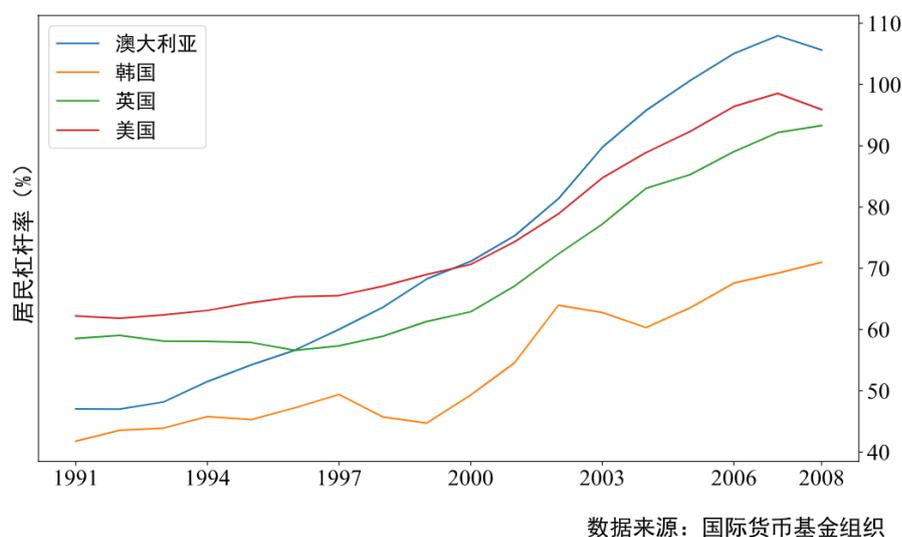


图 3-4 1991-2008 世界高杠杆率国家杠杆率变化

不过国际货币基金组织指出该效应并不是持续的,居民杠杆率的提高在短期内有利于经济增长,但在3至5年后,居民杠杆率的攀升则对经济增长有负面影响^[37]。同时,居民杠杆率也不是可以一直提高的,国际清算银行的报告指出,中等水平的居民债务可以改善福利并促进增长,而高水平的居民债务则可能会造成损害,报告中测算的居民杠杆率促进GDP增长的平均最优值为85%^[38],在最优值之下,居民杠杆对经济的促进作用并没有完全发挥,而超过了这个最优值,居民杠杆则有可能对经济发展造成损害。由于各国经济发展水平不一,这个最优值会有所差异。

如果居民杠杆率远超最优值后仍不停止,进一步升高,则有可能引爆金融危机,造成经济的崩溃。这是因为由于偿还能力强的借款人数量有限,当居民杠杆率上升到一定程度后,若其仍想继续上升,则新增的贷款必然被赋予偿还能力较差的居民,这为经济发展埋下了风险,当风险积累到一定程度

时，危机的爆发将不可避免。2008年金融危机又称次贷危机，其爆发原因便是一些贷款机构向信用程度较差和收入不高的借款人提供贷款（即次级贷款），而美国的次贷市场通常采用固定利率和浮动利率相结合的还款方式，当美联储提高利率时，次贷还款利率也大幅上升，贷款者还贷负担陡然加剧，只好选择违约，进而导致金融机构的大面积亏损。在次贷危机之前，美国居民部门的杠杆率经历了一个快速上升的过程，由2000年的68%上升到2007年的96%，7年内上升28个百分点，这也将美国带出了互联网泡沫破灭后的经济疲软，但美国过分依赖居民杠杆率上升对经济的推动，在杠杆率超过上一段所述的最优值后仍然继续发放贷款，这才导致了危机的降临。与之类似的，日本在房地产泡沫前的三年里，个人负债也呈现快速增长，同比增速达25%，而这之前仅为5%左右。

与前一小节类似，我们分析出居民杠杆率在不同的水平对经济发展具有不同的影响，但是我国具体情况到底如何，仍需通过实证分析进行研究。

4 实证分析和检验

4.1 对于居民高杠杆率成因的实证分析

4.1.1 变量及数据

由于探究的问题是居民高杠杆率的成因，其关键点在于其他经济变量对其上升值的贡献而非均衡状态的达成，因此本文选择将居民杠杆率的上升值作为被解释变量，数据由国家资产负债表研究中心公布的居民杠杆率数据经变频和一阶差分后获得。

表 4-1 本节变量汇总

	变量意义	变量名称	符号	单位	来源
被解释变量	居民杠杆率上升值	居民杠杆率一阶差分	D(leverage)	%	国家资产负债表研究中心
	宏观调整政策	中长期贷款利率	rate_long	%	中国人民银行
短期贷款利率		rate_short	%	中国人民银行	
人民生活水平	当季人均消费支出	当季人均消费支出	expend	元	国家统计局
		当季人均可支配收入	income	元	国家统计局
解释变量	居民融资期限	新增居民短期贷款	loan_short	亿元	中国人民银行
		新增居民中长期贷款	loan_long	亿元	中国人民银行
消费性购房需求	投资性购房需求	新房价格指数	asset_new	-	Choice 数据
		旧房价格指数	asset_used	-	Choice 数据
控制变量	经济发展水平	房价上涨城市数	city_up	个	Choice 数据
		当季生产总值	gdp	亿元	国家统计局

注：D(·)表示一阶差分

解释变量方面，基于上文对居民高杠杆率成因的理论分析：以贷款利率作为宏观调控政策指标，并分别引入中长期贷款利率和短期贷款利率以探究不同期限贷款利率对居民杠杆率的影响；以当季全国居民人均消费支出和当季全国居民人均可支配收入作为人民生活水平指标；对于居民短期消费贷的增加，以金融机构新增短期人民币贷款作为其指标，同时引入金融机构新增居民户中长期人民币贷款作为对照，探究不同贷款期限结构对居民杠杆率的影响；针对房地产市场，引入新房价格指数和旧房价格指数作为居民消费性购房需求的指标，该指数以 2000 年 12 月北京房价为 1000 点，综合全国七十大中城市房价计算而成；为探究房价上涨预期的作用，引入全国七十大

中城市中房价上涨的数量作为居民投资性购房需求的代理变量。由于杠杆率的计算公式中存在 GDP，因此引入 GDP 当季值作为控制变量。所有变量如表 4-1 所示。

本文所选择的观察期为 2007 年第一季度至 2019 年第四季度，所有数据均为季度数据。

4.1.2 协整检验

为避免出现伪回归，需要对所有变量进行协整检验。首先进行平稳性检验，对指标的时间序列采用 ADF 检验方法检验其平稳性，如表 4-2 所示，发现原序列中不平稳序列较多。

表 4-2 本节变量原序列平稳性检验结果

变量	C, T, K	ADF 统计量	临界值	P 值	显著性水平
D(leverage)	C, T, 1	-5.01134	-4.17058	0.001	1%
rate_long	0, 0, 1	0.29029	-	0.766	-
rate_short	0, 0, 1	0.008292	-	0.6806	-
expend	0, 0, 4	4.53268	-	1	-
income	0, 0, 5	1.97457	-	0.9873	-
loan_short	C, T, 1	-3.45125	-3.18973	0.0579	10%
loan_long	0, 0, 1	0.416401	-	0.7996	-
asset_new	C, T, 1	-4.46886	-4.15251	0.0042	1%
asset_used	0, 0, 1	-3.00342	-	0.1416	-
city_up	C, 0, 1	-4.1463	-3.56831	0.0019	1%
gdp	0, 0, 5	2.654167	-	0.9976	-

注：C, T, K 分别表示常数项、截距项和滞后阶数

但经检验，大多数变量原序列均一阶单整，GDP 对数化处理后也为一阶单整（表 4-3），可以进行协整检验。

表 4-3 本节变量一阶差分序列平稳性检验结果

变量	C, T, K	ADF 统计量	临界值	P 值	显著性水平
D(D(leverage))	0, 0, 3	-5.08402	-2.61985	0	1%
D(rate_long)	0, 0, 1	-4.26343	-2.61203	0.0001	1%
D(rate_short)	0, 0, 1	-3.84652	-2.61203	0.0003	1%
D(expend)	C, T, 1	-33.5405	-4.16114	0	1%
D(income)	C, T, 1	-195.52	-4.16114	0	1%
D(loan_short)	0, 0, 2	-3.15288	-2.61736	0.0023	1%
D(loan_long)	0, 0, 1	-4.26343	-2.61203	0.0001	1%
D(asset_new)	C, 0, 1	-3.56001	-2.92118	0.0102	5%
D(asset_used)	C, 0, 1	-3.11298	-2.92118	0.0319	5%
D(city_up)	0, 0, 1	-4.9015	-2.61203	0	1%
D(LOG(gdp))	C, T, 1	-4.36713	-4.17058	0.0059	5%

注：LOG(·)表示自然对数

利用 Johansen 检验方法对所有变量进行协整检验，由 VAR 模型滞后阶选择准则确定 Johansen 检验的最佳滞后阶为 2。如表 4-4 所示，检验结果表明这些变量在 5% 的显著水平下存在九个协整关系，说明变量之间存在着稳定的均衡关系，可以使用回归模型进行分析。

表 4-4 本节 Johansen 协整检验结果

原假设	特征值	迹统计量	5%临界值	P 值
没有*	0.989509	779.5859	285.1425	0
至多一个*	0.954596	560.8373	239.2354	0
至多两个*	0.8523	412.4138	197.3709	0
至多三个*	0.814184	320.6105	159.5297	0
至多四个*	0.792185	239.8266	125.6154	0
至多五个*	0.668103	164.4135	95.75366	0
至多六个*	0.568387	111.4729	69.81889	0
至多七个*	0.49104	71.14204	47.85613	0.0001
至多八个*	0.336977	38.72356	29.79707	0.0036
至多九个*	0.281013	18.99816	15.49471	0.0142
至多十个	0.063759	3.162363	3.841466	0.0754

注：*表示拒绝该假设

4.1.3 多元线性回归

逐步建立多元线性回归模型，模型的系数如表 4-5 所示，LOG(gdp)的系数并不显著，说明该控制变量在模型中并不起作用，将其删除后模型的调整后可决系数上升，F 统计量上升。city_up 的一次项的系数并不显著，但将其取三次方后其系数显著，并且模型的调整后可决系数和 F 统计量均有所上升。

三个模型的 F 检验 P 值均小于 0.01, 说明在 99% 的置信水平下可以认为模型总体回归关系显著, 同时三个模型的调整后可决系数均在 70% 以上, 说明模型可以解释因变量 70% 以上的变化。

表 4-5 本节回归结果系数及各检验统计量

变量	模型 1	模型 2	变量	模型 3
rate_long	-1.469196 (-2.166374)**	-1.728992 (-2.971843)***	rate_long	-1.845845 (-3.378674)***
rate_short	1.290942 (1.689802)*	1.579159 (2.397138)**	rate_short	1.677055 (2.722183)***
expend	-0.000845 (-2.448138)**	-0.000672 (-2.617591)**	expend	-0.000705 (-2.807045)***
income	0.000399 (1.827657)*	0.000292 (1.764366)**	income	0.000318 (1.963985)**
loan_short	0.000104 (2.087499)**	0.000120 (2.669025)**	loan_short	0.000105 (2.358338)**
loan_long	0.000174 (3.965098)***	0.000171 (3.930613)***	loan_long	0.000157 (3.691111)***
asset_new	0.001359 (1.535245)	0.001697 (2.231909)**	asset_new	0.001758 (2.368652)**
asset_used	-0.001155 (-3.579133)***	-0.001186 (-3.727673)***	asset_used	-0.001192 (-3.841920)***
city_up	0.004427 (1.075017)	0.003650 (0.919941)	city_up ³	0.00000134 (1.744100)*
LOG(gdp)	0.552318 (0.756666)			
调整后 R 方	0.730067	0.732881		0.746198
F 统计量	14.52312	16.24253		17.33376
F 检验 P 值	0.000000	0.000000		0.000000

注: 括号内为 t 统计量值。*, **, *** 分别表示系数的 t 检验 P 值小于 0.1, 0.05, 0.01。

• ³ 表示三次方。

4.1.4 回归结果解释

模型的效果较好, 接下来对系数进行分析。

(1) 对宏观调整政策指标的解释

rate_long 的系数显著为负, 而 rate_short 的系数显著为正, 这说明长期利率的下降将会导致居民杠杆率的上升, 而短期利率的上升将会导致居民杠杆率的上升。

对于这种情况, 莫媛、周月书^[39]对信贷需求的利率弹性的研究可以作为参考, 研究表明, 在贷款额度较小的时候, 借款人对利率的敏感程度较低, 甚至普遍愿意向银行支付相当于基准利率较大幅度的溢价, 贷款需求的利率

弹性较大,但随着贷款额度的上升,借款人的利率支付意愿不断下降,需求的利率弹性较小。对住户部门来说,短期贷款的额度一般较少,长期贷款的额度一般较多,参照该研究,短期贷款的利率需求弹性较小,长期贷款的利率需求弹性较高。同时,居民的短期债务主要出于流动性需求,弹性较小,姜超^[40]指出,当居民过度举债进行消费的现象发生时,随着偿债期限逐渐逼近,过度举债者迫于偿债压力可能会借新债还旧债,甚至更加依赖于短期贷款。而长期贷款主要是为了买车买房等添置固定资产的需求,对居民来说,这种购买行为通常是重大决策,居民考虑较为周到,受各项因素影响较大,以住房贷款为例,研究指出^[41],我国住房贷款的利率弹性正在逐年增大,利率变动对居民举债行为影响较大。

从供给角度来说,信贷配给模型指出^[42],当银行存在未被利用的放贷能力时,利率的增加将使得银行的放贷动机增强;而当银行面临超额需求时,由于高利率可能带来的违约风险,银行并不会通过提高利率让市场出清,而是选择在既定利率水平上满足部分或全部拒绝申请人的贷款请求。我国的第一批消费金融公司 2009 年才刚刚成立,居民借短期贷消费的习惯正在养成,相比居民长期贷款市场,居民短期贷款市场有更大潜力可以挖掘,各金融机构也的确在居民短期贷款上发力,争相推出新的产品。

综上所述,可以得出结论,居民短期贷款的利率弹性较低,且随着利率升高金融机构愿意提高供给,因此短期利率的上升将会导致居民杠杆率的上升,而居民长期贷款的利率弹性较高,且金融机构的供给基本保持稳定,因此长期利率的下降将会导致居民杠杆率的上升。而二者的系数之和大于 0,因此在利率下调时,长短期利率的总影响是推高了居民杠杆率。

(2) 对人民生活水平指标的解释

`income` 的系数显著为正, `expend` 的系数显著为负,说明随着居民可支配收入的上升,居民杠杆率将上升,而随着居民支出的增加,居民杠杆率将下降。居民可支配收入对居民杠杆率的影响符合前文中对居民收入和居民杠杆的关系的叙述。至于居民支出对于居民杠杆率的影响,则分为两个方面,一方面是居民为了消费进行借贷,居民支出增加导致居民杠杆率增加,另一方面则是居民偿债压力和居民消费能力的相互挤压,导致二者呈反方向变动,从本实证的结果来看,目前我国居民支出对居民杠杆率的两个影响中,后一种影响较大,这两种影响的大小比较在下一段中也有论述。

(3) 对居民融资期限指标的解释

`loan_short` 和 `loan_long` 的系数都显著为正,这说明随着短期贷款和长期贷款的数量上升,居民杠杆率都会上升,但 `loan_short` 的系数比 `loan_long` 的

系数小,这说明上升的部分当中,长期贷款的贡献更大。这也与上一段对居民支出系数的分析一致,由于居民短期贷款的短期消费用途大部分计入支出,其和支出的相关性主要为正,而长期贷款的额度一般较高,且偿债压力较为持续,容易和居民的支出相互挤压,和支出的相关性主要为负,又因为居民杠杆率上升部分中中长期贷款的贡献更大,所以支出对居民杠杆率的影响主要为负。

(4) 对消费性购房需求指标的解释

$asset_new$ 的系数显著为正, $asset_used$ 的系数显著为负,说明随着新房价格的上升,居民杠杆率将上升,而随着旧房价格的下降,居民杠杆率将上升,这与上一节相对便宜的二手房价格刺激了首套房住户的购房需求的论述相符。同时,二者系数之和大于零,这说明随着整体房价的上涨,居民杠杆率将上升,这与城镇化过程中无法被挤压刚性住房需求有关。

(5) 对投资性购房需求指标的解释

$city_up^3$ 的系数显著为正,说明 70 个大中城市中房价上涨的数量上升时,居民杠杆率会上升,由于 70 个大中城市中房价上涨的数量是房价上涨预期的代理变量,这说明房价上涨预期增强会提高居民杠杆率,与上一节的分析一致。但其数值较小,且显著性水平较其他变量相比并不高,说明目前投资性购房需求引起的居民杠杆率的增加并不如其他变量那么显著。

4.2 对于居民高杠杆率对消费影响的实证分析

4.2.1 变量、数据及模型选取

为了同时探究居民杠杆率对消费的长短期影响,考虑建立误差修正模型(ECM)。由于 ECM 限制较为严格,进一步考虑可以建立自回归分布滞后(ARDL)-ECM,该模型不需要变量具有统一的同阶单整性,只要其为 I(0)或 I(1)序列即可。同时,该模型对小样本进行估计时可以表现出更好的稳定性,并且当解释变量为内生变量时,模型也可以得出无偏有效估计。

由于研究的被影响变量为居民消费,因此选择全国居民人均消费支出作为被解释变量;探究的影响因素为居民杠杆率,将其作为解释变量;在前一部分的分析中,收入作为重要的影响中介,因此将全国居民人均可支配收入作为控制变量加入模型;其余影响因素则由被解释变量的滞后项控制。所有变量如表 4-6 所示,其观察期为 2007 年第一季度至 2019 年第四季度,频率为季度。

表 4-6 本节变量汇总

	变量意义	变量名称	符号	单位	来源
被解释变量	居民消费水平	当季全国居民人均消费支出	expend	元	国家统计局
解释变量	居民杠杆率水平	居民杠杆率	leverage	%	国家资产负债表研究中心
控制变量	居民收入水平	当季全国居民人均可支配收入	income	元	国家统计局

4.2.2 协整检验

ARDL 的协整检验称为边限协整检验(Bounds Test), 要求所有的变量均为 I(0)或 I(1)序列, 因此首先对所有变量进行单整阶数的检验, 检验方法采取 ADF 检验。经单位根检验可知, leverage 为一阶单整序列, 其他变量均为平稳序列 (表 4-7)。

表 4-7 本节变量单整阶数检验结果

变量	C, T, K	ADF统计量	临界值	P值	显著性水平
expend	0, 0, 4	4. 53268	-	1	-
D(expend)	C, T, 2	-33. 5405	-4. 161144	0	1%
leverage	0, 0, 5	4. 013857	-	1	-
D(leverage)	C, 0, 4	-5. 053692	-3. 581152	0. 0001	1%
income	0, 0, 5	1. 97457	-	0. 9873	-
D(income)	C, T, 2	-195. 5202	-4. 161144	0	1%

所有变量均为 I(1)过程, 满足边限协整检验条件, 可以进行协整检验, 检验的结果如表 4-8 所示。检验采用的统计量为 F 统计量, 其服从非规则渐近分布, 原假设为各变量不具有协整关系, 如果 F 统计量大于上临界值则拒绝原假设, 如果计算所得 F 统计量小于下临界值则接受原假设, 如果 F 统计量落在上下两个临界值之间则无法直接判断。经测算发现 F 统计量为 58.88, 大于 1%显著水平下的上限, 可以判断各变量之间存在长期稳定关系, 可以建立 ARDL 模型。

表 4-8 本节边限协整检验结果

调整后样本数	49	F 统计量	22. 94017
样本数=50		样本数=45	
1%显著水平下限	7. 337	1%显著水平上限	8. 643
		1%显著水平下限	7. 317
		1%显著水平上限	8. 72

4.2.3 长期系数的估计

利用 AIC 和 SC 准则确定模型的最优滞后阶为(2,3,2),遂建立 ARDL(2,3,2)模型,模型的长期系数及各统计量如表 4-9 所示。模型的 F 统计量为 6745,大于 1%显著性水平下的临界值,同时模型调整后的可决系数为 99.99%,说明模型的整体估计效果很好。模型的 DW 统计量为 2.31,经查表,对应情况下的 dL 为 1.11, dU 为 2.044, DW 统计量落入了(4-dU, 4-dL)区间,无法进行判断,于是使用 LM 检验对序列相关性进行检验,经检验,LM 检验的 F 统计量为 1.75, P 值为 0.19,在 10%的显著性水平下可接受原假设,认为模型随机误差项无序列相关性。可以对变量的系数进行分析。

表 4-9 本节长期系数估计结果及各检验统计量

变量	系数	标准差	t 统计量	t 检验 P 值
income	0.510978	0.049428	10.33785	0
leverage	-28.51631	13.31645	-2.141435	0.0387
常数项	446.4858	70.71841	6.313572	0
趋势项	11.46487	3.054405	3.753552	0.0006
调整后可决系数	0.999289		DW 统计量	2.311307
F 统计量	6745.041		F 检验 P 值	0
LM 检验 F 统计量	1.748193		LM 检验 P 值	0.1885

可以看到 income 的系数显著为正,这说明在长期来看,随着居民收入水平的上涨,居民的消费将会上涨,这与生命周期理论相符。leverage 的系数显著为负,这说明从长期来看,高居民杠杆率情况下的均衡居民消费水平比低杠杆率情况下的要低,即对目前的我国来说,居民高杠杆率对消费的长期影响中负向影响更大。

4.2.4 短期系数的估计

为了探究短期内居民杠杆率对经济增长的效应,进一步建立 ARDL-ECM,估计结果如表 4-10 所示。可以看出当期项的系数并不显著,这说明借债初期居民的消费水平并没有太大改变,但滞后一期的系数显著为正,这说明在借债的一个季度后,居民的消费水平有所上升,滞后二期的系数显著为负,这说明居民在提高消费水平后,又有所回调,滞后三期的系数不再显著,说明居民杠杆率对居民消费水平的短期影响持续时间不到一年。

表 4-10 本节短期系数估计及其 t 检验结果

变量	系数	标准差	t 统计量	t 检验 p 值
D(leverage)	-6.648631	14.48643	-0.458956	0.6491
D(leverage(-1))	40.33667	18.42859	2.188809	0.0354
D(leverage(-2))	-31.32507	16.55717	-1.891935	0.0668
D(leverage(-3))	-2.497266	13.5534	-0.184254	0.8549
ECT(-1)	-0.299479	0.127678	-2.345576	0.0248

注：ECT 表示误差修正项， $\cdot(-k)$ 表示滞后 k 阶。

4.3 对于居民高杠杆率对经济增长影响的实证分析

4.3.1 变量、数据及模型选择

出于本节问题与上一节问题相似的考虑，在这里同样考虑建立 ARDL-ECM。

变量的选取与上一节相似。考察的被影响变量为经济增长，因此以 GDP 当季值作为被解释变量；考察的影响因素为居民杠杆率，因此以居民杠杆率作为解释变量；宏观经济学常借助柯布-道格拉斯生产函数分析经济增长的源泉，因此引入固定投资完成额和城镇新增就业人数当作资本和劳动力的指标，并作为控制变量；其余影响因素则由被解释变量的滞后项控制。所有变量如表 4-11 所示，其观察期为 2007 年第一季度至 2019 年第四季度，频率为季度。

表 4-11 本节变量汇总

	变量意义	变量名称	符号	单位	来源
被解释变量	经济增长	GDP环比增速	gdp_growth	亿元	国家统计局
解释变量	居民杠杆水平	居民杠杆率	leverage	%	国家资产负债表研究中心
控制变量	资本水平	固定投资完成额	K	亿元	国家统计局
	劳动力水平	城镇新增就业人数	L	万人	人力资源和社会保障部

4.3.2 协整检验

在进行协整检验之前，首先对所有变量进行单整阶数的确定。经单位根检验可知，leverage 为一阶单整序列，其他变量均为平稳序列(表 4-12)。

表 4-12 本节变量单整阶数检验结果

变量	C, T, K	ADF统计量	临界值	P值	显著性水平
gdp_growth	C, T, 4	-4.39341	-4.17058	0.0055	1%
leverage	0, 0, 5	4.013857	-	1	-
K	0, 0, 7	-7.36082	-2.61858	0	1%
L	C, 0, 3	-3.03605	-2.92378	0.0386	5%
D(leverage)	C, 0, 4	-5.05369	-3.58115	0.0001	1%

所有变量均为 I(0)和 I(1)过程, 满足 ARDL 边限协整检验条件, 可以进行协整检验。经检验, F 统计量为 58.88, 大于 1%显著水平下的上限(表 4-13), 各变量之间存在长期稳定关系, 可以建立 ARDL 模型。

表 4-13 本节边限协整检验结果

调整后样本数	48	F 统计量	58.87952
	样本数=50		样本数=45
1%显著水平下限	1%显著水平上限	1%显著水平下限	1%显著水平上限
4.188	5.328	4.27	5.412

4.3.3 长期系数的估计

利用 AIC 和 SC 准则确定模型的最优滞后阶为(3,2,2,0), 遂建立 ARDL(3,2,2,0)模型, 模型的长期系数及各统计量如表 4-14 所示。模型的 F 统计量为 177.9331, 大于 1%显著性水平下的临界值, 同时模型的可决系数为 98%, 调整后的可决系数为 97.4%, 说明模型的整体估计效果较好。模型的 DW 统计量为 1.68, 经查表, 对应情况下的 dL 为 1.11, dU 为 2.044, DW 统计量落入了(dL,dU)区间, 无法进行判断, 于是使用 LM 检验对序列相关性进行检验, 经检验, LM 检验的 F 统计量为 0.69, P 值为 0.51, 可接受原假设, 认为模型随机误差项无序列相关性。可以对变量的系数进行分析。

表 4-14 本节长期系数估计结果及各检验统计量

变量	系数	标准差	t统计量	P值
leverage	-0.051497	0.007264	-7.089718	0
K	4.11E-07	1.23E-07	3.331238	0.002
L	-0.000414	0.000127	-3.256417	0.0024
常数项	0.220859	0.032548	6.78573	0
调整后R方	0.974124		DW统计量	1.68032
F统计量	177.9331		F统计量P值	0
LM检验F统计量	0.685928		LM检验P值	0.5103

leverage 的系数显著为负，表明从长期来看，居民杠杆率对经济增长将产生负向作用，居民杠杆率每提高 1 个百分点，将拉低 GDP 增长率 0.05 个百分点。BIS^[43]在 2017 年使用全球 51 个国家的面板数据测算发现居民杠杆率每上升 1 个百分点，长期将拉低 GDP 增长率 0.1 个百分点，而谢云峰^[28]利用我国 1996 年至 2016 年数据测算发现，我国居民杠杆率每上升 1 个百分点，长期将拉低 GDP 增长率 0.21 个百分点。通过对比几项研究结果可以发现，我国居民部门加杠杆对经济增长的负效应有所降低，并且相对于世界主要国家平均水平而言，这种负效应较低。

4.3.4 短期系数的估计

为了探究短期内居民杠杆率对经济增长的效应，进一步估计 ARDL-ECM，估计结果如表 4-15 所示。

表 4-15 本节短期系数估计及其 t 检验结果

变量	系数	标准差	t 统计量	P 值
D(leverage)	0.084433	0.014541	5.806443	0
D(leverage(-1))	0.135567	0.025631	5.289128	0
D(leverage(-2))	-0.036975	0.019182	-1.927579	0.0614
D(leverage(-3))	-0.019814	0.0187	-1.059609	0.296
ECT(-1)	-0.303209	0.154945	-1.956879	0.0577

可以发现，当期项和滞后一期项的系数显著为正，且当期项的系数小于滞后一期项，而滞后二期项的系数显著为负，滞后三期项的系数不显著。这说明，居民杠杆率在当季对经济增长存在正效应，并在下一季这种正效应有所扩大，但两季后这种效应转负，在三季后居民杠杆率对经济增速的影响不再显著，居民杠杆率对经济增长的短期影响只持续一年左右。

5 结 论

5.1 研究结论

在理论分析部分本文将居民杠杆率高企的成因划分为影响居民债务供给的因素和影响居民债务需求的因素，并指出当两种因素同时作用时居民债务的供给和需求将同时增加，居民债务的均衡数量将必然上升，由此导致居民杠杆率的提升。通过建立多元线性回归模型，本文将居民杠杆率的上升在实证上与这些居民债务的影响因素联系在了一起，由此得到了居民高杠杆率的成因。各变量的系数 t 检验结果均为显著，模型整体的解释效果也很好，通过对系数的分析，本文得出以下结论：

(1) 我国居民杠杆率的上升过程中，长期贷款的贡献更大。

(2) 居民贷款利率下调时，总体来说居民杠杆率将上升，但不同期限结构的利率的影响并不一样。在短期贷款市场，居民需求的利率弹性较小，而各大借款机构放款额度的利率弹性较大，因此短期贷款利率对居民杠杆率的效应为正。而长期贷款则不然，居民长期贷款需求的利率弹性较大，且银行放款额度利率弹性较小，因此长期贷款利率对居民杠杆率的效应为负。

(3) 居民会出于消费目的进行贷款，也会因支出受限而减少贷款，目前我国居民受后一种因素影响较多。

(4) 二手房价格的便宜会吸引居民负债购房，但自住的刚性需求还是使得房价对居民杠杆率的影响为正。

(5) 居民会出于投资目的负债购房，但目前其规模并不大。

本文在居民高杠杆率的影响分析中并没有区分不同期限结构的债务，但结合结论(1)(2)(3)可以得出结论：

(6) 短期贷款对居民的消费促进作用较大，长期贷款对居民的消费抑制作用较大；短期贷款市场的上升空间巨大，长期贷款市场面临的需求较为稳定。

在对居民高杠杆率的影响进行理论分析时，本文先从微观角度出发对居民的举债和消费习惯进行了剖析，随后将消费作为中介因素阐明了居民高杠杆率对经济增长的影响。通过理论分析可以得出以下结论：

(7) 居民杠杆可以通过影响居民消费的收入弹性影响居民的消费，居民杠杆率越高，居民在收入增加时消费增加越多。且居民可以通过加杠杆提升其终身消费水平。

(8) 居民杠杆率在较高水平时,对经济具有正效应,但居民杠杆率继续升高则会对经济造成负效应。

在实证分析部分,通过建立 ARDL-ECM,本文同时分析了居民高杠杆率对居民消费和经济增长的长短期影响,得出了以下结论:

(9) 目前我国居民杠杆水平对居民消费的长期影响为负,短期影响逐渐为正,随后转负,继而消失。

(10) 目前我国居民杠杆率对经济增长的长期效应为负,但该效应相比往年有所下降,且较国际平均水平较低,而其对经济增长的短期影响为正,持续时间为一年左右。

5.2 政策建议

(1) 看到了短期消费贷款的正向作用,政府应积极推进消费金融的发展,发挥其巨大潜力和金融机构的无穷活力,为消费金融公司和小微贷款机构提供政策上的扶持,鼓励传统金融机构进行金融创新,充分挖掘居民消费潜力。但与此同时也要提高金融监管水平,完善征信制度,严防过度放贷和高利贷,阻止短期消费贷款向其他用途外流,谨防影子银行的出现。

(2) 结合实证分析的结果和外国经验,政府应该注意到房地产市场繁荣引发的个人住房贷款偏高的金融风险。但我国居民仍存在刚性的住房需求,可适当提高二套房首付比例和利率,降低投资性购房需求,优先满足消费性购房需求。同时还需要稳定房价,降低居民杠杆率上升值中长期贷款的贡献,可结合前一条建议,发掘新的消费热点,降低地方经济对房地产投资的依赖,寻找新的经济依托,提升短期消费贷款在居民杠杆率上升中的贡献。同时,还要加强对金融机构放贷的审核管理,谨防次级贷款规模的扩大。

参考文献

- [1] William Jarvis, Ian MacMillan. The next crisis[OL]. Boston: Harvard Business Review, 2009 [2020-03-17].
- [2] 吴卫星, 吴锴, 王璉. 金融素养与家庭负债——基于中国居民家庭微观调查数据的分析[J]. 经济研究, 2018, (1): 97-109.
- [3] Adair Turner. Between Debt and the Devil: Money, Credit and Fixing global Finance[M]. Princeton: Princeton University Press, 2015.
- [4] 陆兴元. 美国去杠杆启示消费最优[J]. 证券市场周刊, 2019, (30): 60-61.
- [5] 张晓晶, 刘磊. NIFD 季报宏观杠杆率[R]. 北京: 国家资产负债表研究中心, 2020, 2.
- [6] 朱鹤新, 王景武等. 中国金融稳定报告 2019[R]. 北京: 中国人民银行, 2019, 11.
- [7] 华红梅. 现阶段我国居民杠杆特点、风险及防范[J]. 经济论坛, 2019(04): 45-49.
- [8] 闵晓鸣, 欧阳秋. 国外居民杠杆率快速增长的教训及其对我国的启示[J]. 海南金融, 2018(09): 46-52.
- [9] 田国强, 黄晓东, 宁磊, 王玉琴. 警惕家庭债务危机及其可能引发的系统性金融风险[R/OL]. 上海: 上财高等研究院, 2018-08-06 [2020-03-17].
- [10] Dimova D. The role of consumer leverage in financial crises[D]. Oxford: Oxford University, 2015.
- [11] Derek Holt, Ivana Rupcic. The Rise of Household Income[R]. Toronto: Royal Bank of Canada, 2005, 8.
- [12] Barnes, Sebastian, Gary Young. The Rise in US Household Debt: Assessing Its Causes and Sustainability[J]. Bank of England Working Paper, 2003, (206).
- [13] 郭新华, 伍再华. 美国家庭债务变动——一些发现及其解释[J]. 科学·经济·社会, 2007, 25(4): 66-70.
- [14] 吴文鑫. 房地产市场、人口结构与居民杠杆率——基于省际动态面板数据[J]. 福建金融, 2019, (10): 33-38.
- [15] Almeida H, Campello M, Liu C. The Financial Accelerator: Evidence from International Housing Markets[J]. Review of Finance, 2006, 10(3).
- [16] 孙丹, 李宏瑾. 居民杠杆率、房地产信贷与房价泡沫风险[J]. 金融发展评论, 2017, (01): 30-41.

- [17] 刘磊, 王宇. 居民杠杆率与金融稳定[J]. 开放导报, 2018 ,(01): 20-25.
- [18] 杨青坪,徐鹏涛,张果.居民杠杆率对比研究:基于上海等四城市[J].西部金融,2018(09):36-42.
- [19] Dynan K, W Edelberg. The Relationship Between Leverage and Household Spending Behavior: Evidence from The 2007-2009 Survey of Consumer Finances[J]. Federal Reserve Bank of St Louis Review, 2013, 95(5): 425-448.
- [20] Cooper D H. US Household Deleveraging: What Do the Aggregate and Household Level Data Tell Us?[J]. Public Policy Briefs, 2012, 2.
- [21] 潘敏, 刘知琪. 居民家庭“加杠杆”能促进消费吗?——来自中国家庭微观调查的经验证据[J]. 金融研究, 2018, 4.
- [22] 丁红英. 居民杠杆率与消费增长关系的实证分析——基于我国省际面板数据[J]. 商业经济研究, 2019, 6.
- [23] Mian A, Sufi A. Household Leverage and the Recession of 2007 to 2009[R]. IMF Economic Review, 2010(1): 58-60.
- [24] Mian A, Sufi A, Verner E. Household Debt and Global Growth[R]. NBER Digest, 2015(6): 19-34.
- [25] Lombardi M, Mohanty M, Shim I. The Real Effects of Household Debt in the Short and Long Run[R]. BIS Working Papers, 2017(607): 88-89.
- [26] 田新民,夏诗园.中国家庭债务、消费与经济增长的实证研究[J].宏观经济研究,2016(1):64-71.
- [27] 郭新华,石朝辉,伍再华.基于 SVAR 模型的中国家庭债务与企业债务对宏观经济波动的影响[J].贵州财经大学学报,2016(1):11-23.
- [28] 谢云峰. 居民部门杠杆率对经济增长影响的实证研究——基于 ARDL-ECM 模型[J]. 区域金融研究, 2017, 5.
- [29] 鲁存珍. 住户部门杠杆率快速上升成因及影响研究[J]. 西南金融, 2019(01): 64-71.
- [30] 佚名.消费金融公司 2019 年报回看: 保持稳健增长 经营分化明显[N]. 金融时报,2020-05-18.
- [31] 佚名.国家统计局就 2018 年一季度国民经济运行情况答记者问[N].新华网,2018-04-17.
- [32] 度小满.中国消费金融年度报告 2019[R].北京:光华管理学院,2019.
- [33] 罗爱明,马珂.对我国住户部门杠杆率快速上升的分析与思考[J].西南金融,2018(12):25-30.

- [34] 秦虹.新型城镇化可新增六成住房需求[J].小城镇建设,2014(07):6.
- [35] 邱永芬.城镇化仍能提供 8 年左右的住房需求 [N].南方都市报,2019-08-08(EA07).
- [36] 李涛,陈斌开.家庭固定资产、财富效应与居民消费:来自中国城镇家庭的经验证据[J].经济研究,2014,49(03):62-75.
- [37] International Monetary Fund. Global financial stability report: Is Growth at Risk?[R].Washington DC: International Monetary Fund,2017-10.
- [38] Stephen Cecchetti, Madhusudan Mohanty, Fabrizio Zampolli. The real effects of debt[J]. The Monetary and Economic Department of the Bank for International Settlements, September 2011.
- [39] 莫媛,周月书.农户正规信贷需求的利率弹性及其异质性分析[J].华南农业大学学报(社会科学版),2019,18(02):109-121.
- [40] 姜超.居民短期消费贷款高增 却没有带来消费[R].上海:海通证券,2018.
- [41] 韩科峰,肖谋琅.住房市场需求弹性分析[J].商业经济,2006(03):35-36+49.
- [42] STIGLITZ J, WEISS A. Credit rationing in markets with imperfect information [J]. The American Economic Review, 1981, 71(3): 393-410.
- [43] Marco Lombardi, Madhusudan Mohanty , Ilhyock Shim.The real effects of household debt in the short and long run[R]. BIS Working Papers , 2017(607).
- [44] 莫江,徐媛,李静.居民部门杠杆率影响因素及调控路径探析[J].西部金融,2019(02):41-48+65.
- [45] 任全民.我国居民杠杆率对居民消费影响的实证分析——基于 ARDL-ECM 模型[J].吉林金融研究,2019(10):1-4+10.

在学取得成果

一、 在学期间所获的奖励

2017.11 优秀共青团干部 共青团北京科技大学委员会

2017.11 北京市大学生数学竞赛经管类二等奖 北京市数学会

2017.12 全国部分地区大学生物理竞赛经管类三等奖 北京市物理学会

2018.05 全国大学生英语竞赛 C 类三等奖 高等学校大学外语教学研究会

2018.09 “互联网+”大学生创新创业大赛北京赛区创意组三等奖 北京市教育委员会

2018.11 三好学生 北京科技大学

2018.11 优秀学生干部 北京科技大学

二、 在学期间发表的论文

三、 在学期间取得的科技成果

致 谢

一场疫情的到来，把繁忙的世界突然推入了慢车道，尚怀着一丝不舍与错愕，我们就要毕业了。这是一段异于平常的经历，在经历了一个冬季的揪心，一个春天的迷茫，和一个夏日的复苏后，我们这届毕业生将度过一场少了告别，缺了合影，短了赠言的毕业季。但就是这样一段难熬的时光，却使我感到无比地充实和难忘。回首望去，正是北科大给我带来的成长，让我能以足够的勇气和学识去应对这一场人类的劫难和我自己的前进征程。在完成毕业论文之际，谨向各位指导我的老师、帮助我的同学以及支持我的家人致以最真诚的感谢。

我首先要感谢王未卿老师，她在论文撰写期间给予了我很大的帮助，在我每次遇到困难时，均能及时为我解答，并给予耐心指导，让各种难题迎刃而解。

其次我要感谢我的父母，是他们物质上的支持和精神上的鼓励让我抗过了疫情和毕设带来的双重压力，顺利完成了这篇论文。同时我也要感谢我的女朋友刘嘉琪，正是她对我不离不弃的安慰、鼓励和支持，让我看清了那些让我焦虑恐惧的幻象，坚定地大步向前。

最后还要感谢我的母校北京科技大学的各位老师的培养和指导，感谢参与我毕业论文评审以及答辩的各位老师付出的时间和精力，感谢所有曾经帮助或关心过我的人。

随着毕业论文的完成，大学生活也落下了帷幕。希望总有一天，师长和同窗们可以再次聚首，补齐我们因疫情而憾缺的毕业典礼！

