

doi:10.19920/j.cnki.jmsc.2022.02.003

信贷波动与债务期限选择^①

——基于网贷市场微观数据的经验证据

黄文礼¹, 曾海舰^{2*}

(1. 浙江财经大学中国金融研究院, 杭州 310018; 2. 广西大学商学院, 南宁 530004)

摘要: 定义网贷平台信用分数处于A级最低分数线(180分)的借款人群体为网贷评级边际借款人。利用2011年~2017年网贷市场微观数据,考察了信贷波动与边际借款人债务期限选择之间的联系,发现边际借款人群体对于信贷波动最为敏感,相对于其他群体,具有更强的顺周期性。信贷扩张(收缩)时,边际借款人的债务期限显著增加(减少),而信贷波动对其他风险等级借款人并不存在明显的顺周期效应。影响机制检验发现当边际借款人群体处于中等融资约束程度时,债务期限选择对信贷波动更为敏感,支持融资约束假说;当该边际借款人处于银行机构数量较多或信贷增量较高的地区时,信贷波动的债务期限效应更为显著,说明存在替代效应。研究表明金融监管部门应该对个人信贷市场做反周期审慎管理,及时对冲信贷周期波动风险;同时要严格监管互联网平台的信用评级,避免人为扭曲信贷资源配置。

关键词: 信贷波动; 信用评级; 债务期限

中图分类号: F830; F832; F015 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2022)02-0047-22

0 引言

在信贷周期波动中,借款人的债务期限选择是否存在某种周期性模式? 债务期限决策是个人与公司金融理论中的基础性问题。从 Flannery^[1] 以及 Diamond^[2] 开始的一系列研究中,隐含着假定信贷市场存在任意数量的资金供给,在此前提下考察借款人信用风险等级与其债务期限选择之间的内在联系。但现实的信贷市场中,资金供给受到多种外部宏观因素的制约,特别是受到总体货币信贷波动状况的影响;而对于不同信用风险等级的借款人,信贷供给冲击所引致的期限选择周期性效应也必然存在差异。同时,自2008年全球金融危机以来,对于信用评级是否能够真正反映借款人的真实信用风险有着诸多争议,这使得信用风险等级与债务期限之间的联系更为复杂。本

文利用2011年~2017年一家大型网贷平台的贷款订单层面数据,考察信贷波动对不同信用风险等级借款人债务期限选择的影响,专门关注其中占比最大的信用评级边际借款人群体的期限选择行为。研究从两个方面放松了现有债务期限文献的假定前提:一是承认信贷市场存在资金供给约束,二是认可信贷主体的信用评级可能存在一定程度扭曲。研究有助于识别信贷市场供给面因素对经济行为主体债务期限决策的影响效应,也有助于认识到某些现实扭曲因素可能产生的信贷资源配置后果,进而对我国货币政策的微观传导效应应有更清晰更全面的理解。

首先考察了网贷平台2011年~2017年信用评级分布状况,发现位于A级最低分数线(180分)的借款样本出现群集现象,这部分样本占总样本的50.42%,占借款成功样本的93.56%,定义这部

① 收稿日期:2020-12-14; 修订日期:2021-02-28.

基金项目:国家自然科学基金资助项目(71971192; 71763004); 教育部人文社会科学研究青年基金资助项目(19YJC790042); 浙江省自然科学基金资助项目(LY19G010005).

通信作者:曾海舰(1974—),男,广西河池人,博士,教授,博士生导师. Email: zenghj06@126.com

分借款人群体为网贷评级边际借款人。从4个方面论证了该部分借款人群体实际属于Diamond^[2]所提及的中等信用风险群体,并不是真正的低风险借款人。接着考察边际借款人群体在信贷波动中的表现。如果他们属于中等信用风险借款人,可以预期当信贷宽松时,网贷市场资金供给充足,这部分借款人将会偏好更长的借款期限,这样可以避免将来可能出现的债务展期风险。而在信贷紧缩时,网贷资金优先流向真正低风险的借款人,因此边际借款人的借款期限被压缩的幅度也将会比较大。选择月度人民币贷款同比增长率以及银行同业拆借利率,作为度量信贷波动的基础变量,前者度量信贷资金总量状况,后者度量信贷成本高低。两种度量方式的回归分析结果均显示信贷波动对边际借款人群体借款期限具有显著的顺周期影响,即信贷扩张时,相对其他借款人,该群体借款期限增长更大,而信贷收缩时借款期限减少也更多。以贷款增长率度量,相对其他群体借款人,该群体在信贷高增长时期与低增长时期的借款期限变动幅度达到42.5%;以银行拆借利率度量,相对其他群体借款人,该群体的借款期限变动幅度为15.5%,均具有较强的经济显著性。同时也考察了信贷波动对其他信用风险等级借款人债务期限选择的影响,但没有发现存在一致的顺周期行为。为了避免以上结论受到样本分布不均衡的影响(其他群体借款样本相对比重较少),从边际借款人群体样本中随机抽取1000个与其他群体样本数量相同的样本重新进行回归分析,所得到的各项变量系数分布显示绝大部分回归系数估计值和显著性与原样本回归结果是一致的,没有明显差异。还对可能存在的混淆因素进行排除性检验,并使用信贷波动的替代变量进行稳健性检验,发现与原回归所得结论是一致的。

接着考察信贷波动影响边际借款人群体债务期限选择的两个机制:融资约束效应与替代效应。实证检验结果发现中等融资约束程度的边际借款人期限选择受到信贷波动的影响最大,而低融资约束和高融资约束边际借款人的期限选择几乎不受影响。这些经验证据表明融资约束效应是存在的,信贷波动的顺周期效应与借款人融资约束程度密切相关。从两方面检验替代效应发现:一是借款人所处地区银行机构数量越多,边际借款人期

限决策受到信贷波动的影响就越大;二是边际借款人所处地区季度信贷增量越高,其借款期限就越长。说明可替代的银行融资渠道越丰富,越有助于边际借款人在网贷市场上取得更优惠的借款条件。

现有的债务期限研究基本上沿着Flannery^[1]和Diamond^[2]所关注的问题——信用风险等级与债务期限的关系——进行各种探讨。Flannery认为低信用风险的借款人偏好选择短期借款,因为利率成本较低,而高信用风险借款人偏好选择长期借款,因为可以节省债务展期交易成本。Diamond假定投资者对借款人有初始的信用风险等级评定,但不了解借款人项目的私人信息,而是从借款人的期限选择中判断项目净现值是否为负。为了避免投资者正确识别出不利信息的借款人,所有风险等级借款人的期限选择都会与项目净现值为正时的期限选择相同:低风险等级借款人选择短期借款(因为利率成本低),中等风险等级借款人选择长期贷款(避免到期无法展期),高风险等级借款人则可以被提供短期借款(如果投资者认为清算收益足够高)。以上理论均假定借款人的债务期限选择显示了其关于项目运营实际情况的私人信息,为此,Goyal和Wang^[3]考察了债券期限与其后信用风险变动之间的关系,发现短期债券发行之后企业信用风险趋于下降,而长期债券发行之后企业信用风险上升了,说明借款人期限选择实际包含了其项目未来时期的私人信息,借款人信用风险等级与债务期限呈线性正相关。还有一些研究考察了影响债务期限选择的其他因素:Chen等^[4]的理论模型显示企业债务期限选择存在顺周期模式,而且对系统风险敏感性强的企业,更倾向于选择更长的债务期限;Diamond等^[5]则指出,当企业预期行业流动性充裕时,更倾向于长期借款,但这将容易导致行业不景气时期出现更多不良贷款。但这些研究都没有明确涉及信用风险等级与债务期限结构之间的联系。

关于以上理论的正式检验,影响比较大的有如下两项研究:一是Guedes和Opler^[6],他们考察了7369只公司债券的发行数据,发现低风险企业更多发行短期和长期债券,而高风险企业则偏向发行中期债券,部分符合Diamond^[2]的理论推断。二是Berger等^[7],他们利用53家银行的6000多个商业

贷款数据全面检验了 Flannery^[1] 和 Diamond^[2] 的理论预言,发现低风险借款人更偏向于选择短期借款,而高风险借款人更偏向选择长期借款,这与 Diamond 的研究结论有矛盾,但符合 Flannery 的论断. 他们指出,主要原因可能在于使用的数据是银行信贷数据,而不是公开的信贷市场数据,银行对借款人有较强的监控能力,因此并不需要通过缩短借款期限以缓解信用风险. 研究者特别关注信息不对称在信用风险等级 - 债务期限关系中所起的作用. Berger 等^[7] 发现减少信息不对称程度有助于增加低风险借款人的债务期限,但减少了高风险借款人的债务期限. Kirschenmann 和 Norden^[8] 同样发现当信息不对称程度高时,信用风险等级与债务期限之间的单调正相关性更强. 可以看到,现有文献基本没有涉及信贷资金供给约束的作用. 与本文主题有关的只有 Mian 和 Santos^[9],他们指出信贷扩张时,公司倾向于提前偿债并重新融资,从而缩短公司债务期限;相对于高风险公司,低风险公司对信贷循环波动的期限敏感性更强.

利用 P2P 网贷市场的贷款数据,因而也与目前日益蓬勃发展的互联网金融研究有关. 目前关于网贷市场的实证研究,主要关注借款人特征与借款利率、借款成功率以及违约概率之间的联系. 如 Duarte 等^[10] 发现借款人相貌影响其信用分数和借款成功率; Lin 等^[11] 发现借款人与投资者之间的社会联系影响其借款成功率、利率以及违约率;李焰等^[12] 和廖理等^[13] 均发现借款人的借款描述信息量与借款成功率正相关;廖理等^[14] 发现人人贷平台上借款人学历越高,借款违约率就越低;胡金焱和李建文^[15] 指出网贷市场中来自政府部分的借款人更容易获得贷款. 还有一些文献讨

论了互联网金融在经济体系中的应用以及产生的影响^[16,17],但与本文关系不大,不再赘述. 只有少量文献关注到信贷资金供给面因素对网贷市场的影响;Butler 等^[18] 显示如果借款人所处地区的银行信贷供给较充足,则其在网贷市场上能够获得较优惠的贷款利率;Tang^[19] 利用 2011 年美国银行规制变动作为银行信贷供给变动的内生冲击,发现网贷与银行信贷是互为替代关系. 但所有这些研究都没有涉及到网贷市场中的债务期限选择问题.

相对于现有文献,本文有 3 个方面的贡献:一是首次基于我国数据考察了信贷波动与债务期限之间的周期性关系,提供了信贷资金供给约束影响债务期限选择的经验证据;二是发现不同信用风险等级的借款人,对于信贷波动的敏感程度有较明显差异,拓展了现有文献关于信用风险等级 - 债务期限关系的研究;三是发现我国网贷市场信用评级存在明显扭曲现象,大量 A 级借款人实际属于风险较高的借款人,这很可能造成了信贷资金的不合理配置,损害投资者利益^②.

2 信用风险群体识别以及可检验假设

2.1 信用风险群体识别

使用的主体样本数据来自我国最大的 P2P 网贷平台之一:人人贷. 人人贷为每一个贷款订单的借款人都做了信用评估,给予相应的信用分值. 在人人贷网贷平台中,根据借款人信用得分情况,借款人信用等级划分为 7 个等级:AA、A、B、C、D、E 以及 HR,信用风险最低的是 AA 级,信用风险最高的为 HR 级. 借款人信用分数与信用等级的对应关系见表 1.

表 1 信用分数与信用等级

Table 1 Credit score and credit rating

信用等级	AA	A	B	C	D	E	HR
信用分数区间	210 ~ 245	180 ~ 209	150 ~ 179	130 ~ 149	110 ~ 129	100 ~ 109	0 ~ 99

为了直观地表示出信用风险等级与债务期限之间的统计关系,在图 1 中列出了借款期限在每个信

用分数上的分布状况,图中的圆圈大小代表该信用分值上样本所占的权重,权重越大则圆圈也越大.

② 由于网贷平台普遍缺乏提前摊还机制,一旦爆发风险,投资者利益难以得到有效保障^[27].

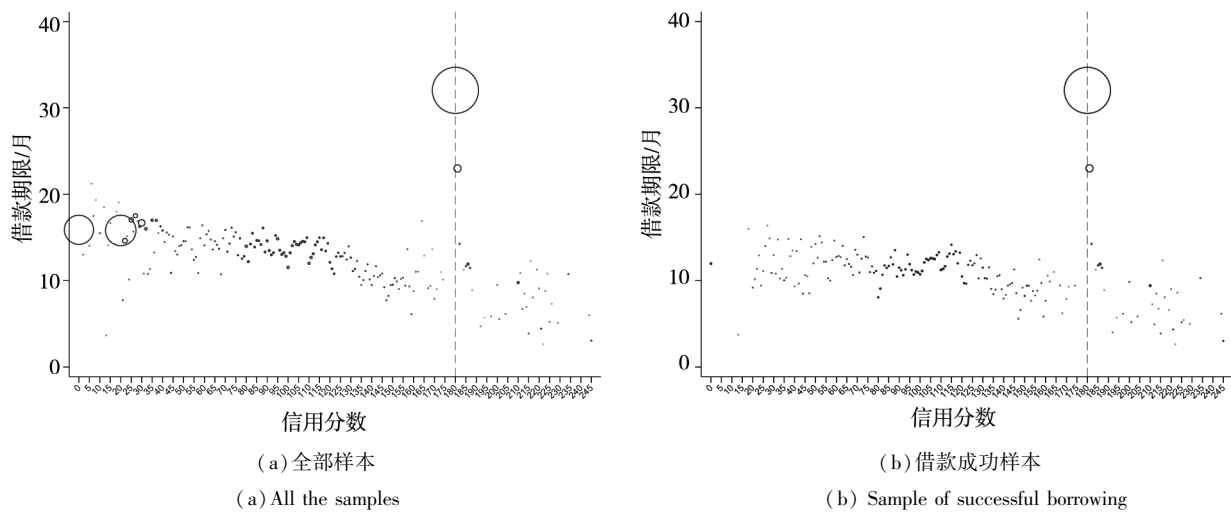


图 1 借款期限在每个信用分数上的分布

Fig. 1 Distribution of loan terms across each credit score

从图 1(a) 可以看到大量样本聚集在 180 分处,而 180 分刚好是达到 A 级所需要的最低分数线,此外在 181 分处也有较多样本聚集;同时,也有大量样本聚集在 100 分以下,即聚集于属于 HR 级的区间.而 A 到 HR 之间信用分数所对应的样本分布相当稀疏,180 分以上的样本分布也很稀薄.这种“A - HR”分布特征并非只是本文样本特有的情况,在王会娟和廖理^[20]以及吴雨等^[21]的样本描述中都提及类似现象;参考文献[20]收集了 53 653 个样本,其中 A 级样本占比为 26%,HR 级样本占比为 73%;参考文献[21]收集了 318 605 个样本,其中 A 级以上的样本占比为 93.9%.对比他们的样本量,本文所收集到的样本数量更多,但同样显示出了明显的“A - HR”分布不均衡特征,可以断言这种分布特征并非来自于样本采集不均衡所致,而是网贷平台信用评级所呈现出来的一般性分布模式.图 1(b)描述了借款成功样本的分布状况,可以看到 HR 级群集现象已经完全消失,而 180 分上的群集规模几乎保持不变,说明 HR 级借款成功率极低,而 A 级借款成功率非常高,这与王会娟和廖理^[20]的观察是一致的.

图 1(a)和图 1(b)均显示出位于 180 分线上样本的平均借款期限明显高于其他信用分值所对应的平均借款期限 16 个月以上,但图 1(b)显示在借款成功条件下,除 181 分处之外的其他信用分数的借款期限差异相当微弱.借款成功是信贷

市场均衡的结果,然而发现图 1(b)所显示的信用风险等级与债务期限关系与 Flannery^[1]和 Diamond^[2]关于信贷市场均衡的推断都存在一定的矛盾之处. Flannery 认为信贷市场最终形成信用风险与债务期限正相关的局面,但从图 1(b)看,信用风险较低的 180 分和 181 分群体,其借款期限明显高于信用风险较大群体,这与 Flannery 的结论是矛盾的. Diamond 认为均衡时会呈现出中等风险群体选择长期借款,低风险和高风险群体选择短期借款的倒 U 形关系,但如果把 A 级和 AA 级借款人归入低风险群体,则很明显图 1(b)也不符合 Diamond 的论断.

Diamond^[2]将借款人风险等级分为高风险、中等风险和低风险 3 类,其中如果一个借款人以很高(很低)概率接触到 1 个净现值为负的项目,则称其为高(低)风险借款人;如果接触到净现值为负或正项目的概率差不多,则为中等风险借款人.因而,所谓中等风险借款人可以视为其借款有一定信用风险(如果项目净现值为负),但是仍有一定的偿还能力的借款人(如果项目净现值为正). Berger 等^[7]将借款人按照信用分数分为 4 级,第一级为低风险借款人,第二和第三级为中等风险借款人,第四级为高风险借款人.在人人贷网贷平台中 A 级以上借款人的借款成功率达到 99% 以上,可见网贷市场普遍视其为有稳定还款来源的低风险借款人;而 HR 级借款人的借款成功率仅为 1.98%,可见网贷市场普遍视其为缺乏

还款能力的高风险借款人;虽然居中的 B、C、D 和 E 级借款人的借款成功率在 60% 左右,但这部分样本总量仅占 1.83%,几乎可以忽略不计. 这些样本分布特征与现有文献中中等风险借款人分布描述存在很大出入^[7,10,22]. 然而从图 1 可以看到,在信用分数 180 分处出现非常明显的样本聚集,基于以下 4 方面理由,可以认为将信用分数 180 分群体(或者加上 181 分群体)借款人视为中等信用风险等级.

1) 图 1 显示的网贷平台信用等级样本分布不合理,人为操纵的嫌疑很大. 在 Iyer 等^[22]中, AA 至 HR 级样本占比分别为 4.4%、5.5%、8.2%、13.6%、17.8%、16.4% 以及 34.3%,而在 Duarte^[10]中, AA 至 HR 级样本占比分别为 2.45%、2.82%、4.56%、8.6%、13.06%、18.36% 以及 49.48%. 可看到,这两项研究的信用等级样本分布尽管在 HR 级中出现群集现象,但是在 AA 级至 E 级之间的分布是比较均匀的,有渐进递增的趋势. 这符合信贷市场一般状况:高质量借款人数量相对占比较少,低质量借款人占比较多. 而人人贷平台上的样本分布显示接近 52% 的借款样本属于 A 级借款人,与此前研究的信用等级样本分布差异甚大,也不符合信贷市场借款人质量分布的常理. 退一步而言,即使确实存在大量低风险借款人,则 A 级群体中的信用分数分布也应该呈现出相对均匀模式,不至于出现边界处过度群集,而实际上在 A 级样本中边界 180 分借款人占比超过 97%. 因而认为 180 分借款人很可能不是真正低风险的借款人,只是被人为提升到了 A 级.

2) 网贷平台有足够的利益动机将中等风险借款人的信用等级提升到 A 级. 网贷平台收益主要来自平台借贷交易成功后的手续费,而从图 1 以及王会娟和廖理^[20]等文献都发现借款人信用等级与借款成功率呈正相关, A 级以上借款成功率接近 100%. 在本文样本中 A 级借款成功率是 99.97%, 而 B 至 HR 级的借款成功率分别为

65.6%、60.83%、60.16%、57.36% 以及 1.98%. 在人人贷网站上投资人并不会看到借款人具体的信用分数,只能看到信用等级^③,一旦借款人信用等级进入 A 级,无论其分数是最低 180 分还是更高分数,其借款成功率几乎没有差异. 因此,网贷平台有足够的利益动机通过各种增信机制,尽可能将位于中等风险等级的借款人提升至 A 级. 但正由于这部分借款人实际状况与真正低风险借款人差异较大,信用分值难以提升过多,最终造成了在 A 级最低分数线上群集的现象. 迟国泰和于善丽^[23]指出现有信用评级方法存在一定的缺陷,导致信用等级边界处两端的借款人信用状况区分模糊,但这只能解释相邻信用等级借款人质量的混淆,无法解释在信用等级边界上出现如此高比例的借款人集聚.

3) 如果将信用分数 180 分的借款人视为低风险借款人,与既有理论不符,其原因在上面已经做了具体说明,不再赘言. 相反,如果将该群体借款人归类为中等风险借款人,则图 1 所展示的信用风险等级与债务期限关系符合 Diamond^[2]的理论推断.

4) 相关回归分析显示信用分数 180 分群体处于中间风险位置的可能性很高. 表 2 提供了信用分数 180 分群体与 A 级以下借款人、以及其他 A 级借款人在借款利率、贷款用途以及认证数量方面的比较,所有回归均控制了年月以及城市效应. 可以看到信用分数 180 分群体相对于 A 级以下借款人,具有较低利率水平;而相对于其他 A 级借款人,则具有较高利率水平. 根据王会娟和廖理^[20],网贷利率部分包含了信用风险报酬,因而信用分数 180 分群体的贷款利率在一定程度上反映了信贷市场对于这部分借款人的中等风险定位;与其他 A 级借款人相比,风险较高;但与 A 级以下借款人相比,风险较低. 从表 2 还发现,相对于其他 A 级借款人,信用分数 180 分借款人的贷款用途更偏向于消费;而相对于 A 级以下借款人,则用于生产经营周转的比例较高一些. 由于生产

③ 这个情况与 Iyer 等^[22]是一致的,他们也发现 Prosper 投资者只能观测到借款人的信用等级,无法观测到实际的信用分数.

经营周转贷款有对应的收入来源,通常认为风险较低,而消费贷款缺乏对应收入来源,在其他条件

相同情况下,风险较高,因此贷款用途的比较也显示了该群体处于中等风险的位置。

表2 利率与贷款用途的比较

Table 2 Comparison of interest rate and loan purpose

变量	因变量			
	利率		经营或消费	
	A级以下和180分	A级	A级以下和180分	A级
Score_180	-0.425 *** (0.073)	0.358 *** (0.096)	0.042 * (0.025)	-0.122 *** (0.035)
年月效应	有	有	有	有
城市效应	有	有	有	有
借款成功样本	是	是	是	是
观测值	583 672	576 064	583 672	576 064
调整 R ²	0.754	0.807	0.186	0.208

注:括弧内为t值;***和*分别在1%和10%水平上显著。

下面将信用分数180分的借款人称为网贷信用评级的边际借款人,意为该部分借款人群体刚好处于信用评级及格线(180分)边界上。

2.2 可检验假设

在Flannery^[1]和Diamond^[2]的理论模型中不存在资金供给约束,但现实世界中,供给面因素对信贷市场均衡结果的影响很大。Leary^[24]发现当银行可贷资金增加时,小规模以及低信用等级公司负债率上升了。曾海舰和苏冬蔚^[25]针对我国信贷扩张以及信贷紧缩的研究显示,小规模、民营化程度高以及担保能力弱的企业,其融资行为更容易受到信贷资金供给变动的影响。因此,合理推断信贷资金供给也会影响到信贷市场上借款人的债务期限选择决策。

根据上面的分析,本文认为网贷市场微观数据所呈现的均衡状态下借款人期限选择模式更接近于Diamond^[2]的理论逻辑:低信用风险借款人偏好短期借款;高信用风险借款人在任何时候,都很难从信贷市场获得贷款,但考虑到清算收益,投资者可能为其中清算价值较大的高风险借款人提供短期贷款;而中等信用风险借款人偏好长期借款。中等信用风险借款人的特点是具有一定的债务清偿能力(与高风险借款人相比),但其债务存在一定程度的违约风险(与低风险借款人相比)。

中等风险借款人对信贷波动更为敏感有两个原因:一是对于网贷平台投资者以及银行而言,中等风险借款人的特点决定了其属于银行信贷与网贷市场上的边际借款人。中等风险借款人偏好长期借款,但受到网贷市场资金供给的现实约束,有可能无法达到意向的借款期限。因而在信贷资金供给宽松时,那些受到约束的中等风险借款人可以增加借款期限;而在信贷紧缩时,网贷市场资金紧张,中等风险借款人的贷款期限很可能最先被压缩。二是网贷市场与银行信贷市场存在相互替代关系,信贷波动影响中等风险借款人在网贷市场上获得的贷款条件的优惠程度。现有文献发现网贷市场与银行消费信贷市场的借款人其实来自相同的群体,网贷与银行信贷互为替代关系^[19];且如果银行信贷供给比较充裕,借款人在网贷市场上能够获得更优惠的贷款利率^[18]。基于同样逻辑,推断在信贷扩张时,中等风险借款人在网贷市场上能够获得比较优惠的贷款条件,即借款期限更长;而在信贷收缩时,该类型借款人在网贷市场上的贷款条件趋紧,债务期限受到更多的压缩。对于第一个原因,称之为融资约束效应,第二个原因称之为替代效应。

根据对信用风险群体的识别及分析,得到如下可检验假设:

假设1 信用评级边际借款人的债务期限对信贷波动的反应呈现出顺周期模式：即信贷扩张时，相对于其他群体，该群体借款期限显著增加；信贷收缩时，相对于其他群体，该群体借款期限显著压缩。

一般而言，融资约束程度宽松的借款人，任何时候总能轻易从信贷市场上获得融资；融资约束很强的借款人，任何时候都很难从信贷市场获得融资。因此这两类借款人对信贷波动的反应都不大，真正受到信贷波动影响的是中等融资约束程度的借款人：这部分借款人具有一定的还款能力，但是其财务状况又不太宽松，还不足以完全覆盖未来可能发生的违约风险，当信贷供给状况宽松时，可能具有较大空间调整其债务期限，当信贷供给状况紧张时，其债务期限约束也会趋紧。如果存在融资约束效应，其前提是本文所定义的边际借款人大部分应该为中等融资约束程度的借款人。预期边际借款人的债务期限顺周期效应在中等融资约束样本中更为强烈，而在高融资约束及低融资约束样本中不会产生类似的顺周期效应。为检验融资约束效应，首先从两方面度量网贷借款人的融资约束程度。其一为借款人的收入水平，收入是个人贷款的主要还款来源之一，一般而言，高收入借款人总是更容易在网贷市场上获得投资者青睐，而低收入借款人在网贷市场上借款困难程度较高，总是很难获得融资；其二为借款人的债务状况，主要来自车贷和房贷，一般而言，有债务负担的借款人，其还款能力受到其他债务偿还的约束，因而不易在网贷市场上获得借款。综合考虑借款人收入和债务状况，采用一定方式度量借款人的融资约束程度（具体参见本文第5节“影响机制检验”），由此得到如下可检验假设：

假设2(融资约束效应) 当信用评级边际借款人属于中等融资约束程度时，其债务期限选择行为体现出显著的顺周期模式；而当边际借款人属于高融资约束及低融资约束程度时，其债务期限选择不存在顺周期模式。

替代效应的前提是借款人同时是银行信贷市场与网贷市场的借款人。个人通过银行信贷市场

获得的贷款主要是消费贷款，因而银行信贷市场与网贷市场之间的替代关系主要体现在消费信贷借款人的选择，如果替代效应前提是成立的，可以推断相对于经营类借款人，消费贷款借款人更容易受到信贷波动的影响。为此，得到如下可检验假设：

假设3(替代效应前提检验) 当信用评级边际借款人属于消费类借款人时，信贷波动对其借款期限影响更强烈。

基于银行与网贷市场的替代效应，可以预期在信贷资金更为充裕的地区，边际借款人的顺周期效应更强烈。根据 Rajan 和 Ramcharan^[26] 及 Butler 等^[18]，除了直接的地区信贷数据外，地区银行机构数量可以代表该地区信贷资金充裕程度，由此得到如下可检验假设：

假设4(替代效应) 在银行分支机构数量较多以及信贷资金增长较大的地区，信贷波动对信用评级边际借款人的债务期限选择具有较强的顺周期效应；而在银行分支机构数量较少以及信贷资金增长较低的地区，信贷波动对边际借款人的顺周期效应较弱。

3 样本数据与变量

使用的主体样本数据来自我国最大的 P2P 网贷平台之一：人人贷。人人贷的样本中提供了借款人的各种特征描述以及人人贷平台对借款人的认证信息，这在回归分析中控制借款人特征以及信息不对称因素提供了良好的便利条件。剔除其中信用分值与信用等级明显不匹配的样本，获得人人贷 2011 年 ~ 2017 年共 1 149 712 个日度贷款订单级样本，其中包括 530 254 个借款失败样本以及 619 458 个借款成功样本。所使用的人民币贷款以及银行同业拆借利率来自于国泰安数据库银行研究数据库，温州民间借贷利率数据来自温州指数网站，省区层面的信贷数据来自中国人民银行每季度发布的社会融资规模公告。

为避免正文篇幅过长，将变量定义放在本文

的附录,而在本部分仅给出论文涉及主要变量的描述性统计,见表3。从表3贷款订单层面变量部分可以看到,网贷市场上的借款成功率约为54%,而借款成功的订单中属于边际借款人的样本(即信用分数180分样本)占比达到93.6%,由此可见信用分数达到A级对于借款成功与否是非常重要的。从全部样本与借款成功样本的变量均值比较可以看到借款成功样本的特点:传统的

担保能力较低(VF_House 和 VF_Car),但基于大数据的软信息认证数量较多(VF_Num),收入等级与全部样本平均值基本持平(均位于5千元至1万元月收入区间),但房贷与车贷比率高于平均水平,经营类贷款占比较低。这些特征意味着获得贷款的借款人担保能力不高,债务负担较重,收入水平一般,贷款较多用于消费,因而其实际的信用风险可能是比较高的。

表3 描述性统计

Table 3 Descriptive statistics

贷款订单层面变量	全部样本		借款成功样本		宏观层面变量	时间序列	
	样本量	均值	样本量	均值		长度	均值
$Score_180$	1 149 712	0.504	619 458	0.936	$Loan_Growth$	84 个月	0.144
$LnScore$	1 149 712	3.047	619 458	3.4	$IBOR$	84 个月	0.029
$LnMaturity$	1 149 712	3.617	619 458	5.173	$LnLoan_HP$	84 个月	0.002
$Rate$	1 149 712	11.97	619 458	10.67	$LnLoan_BW$	84 个月	0.000
$Operation$	1 149 712	0.311	619 458	0.229	$WZIndex$	1 142 天	18.58
VF_House	1 149 712	0.022	619 458	0.01	$WZRate_1M$	1 142 天	0.212
VF_Car	1 149 712	0.016	619 458	0.01	$WZRate_3M$	1 142 天	0.178
VF_Num	1 149 712	4.742	619 458	5.377	$WZRate_6M$	1 142 天	0.162
$Income$	995 833	4.308	600 600	4.575	$WZRate_1Y$	1 142 天	0.153
$Debt_House$	1 149 712	0.17	619 458	0.236	$WZRate_Long$	1 142 天	0.155
$Debt_Car$	1 149 712	0.052	619 458	0.064	$Market_Return_30days$	1 702 天	0.01
Age	1 149 709	32.64	619 458	35.19			
$Male$	1 149 712	0.761	619 458	0.676	省区层面变量	样本量	均值
$Marriage$	1149712	0.517	619 458	0.619	$LnRegionFinance$	527	7.828
$Degree$	1 065 091	2.089	600 602	2.305			
$Borrower_Jgdw$	1 149 712	0.154	619 458	0.204	$LnRegionLoan$	527	7.481
$Borrower_PrivateCorp$	1 149 712	0.494	619 458	0.509			
$Borrower_StateCorp$	1 149 712	0.085	619 458	0.121	$LnRegionShadow$	461	5.938
$Borrower_LegalPerson$	1 149 712	0.092	619 458	0.14			

表3还给出宏观层面变量的相关统计说明,主要用于度量信贷波动的变量为2011年~2017年总共84个月的月度变量,具有足够长的时间序列;温州民间借贷利率以及股票市场指数收益率为日度数据。此外,还使用省区层面的社会

融资数据作为信贷波动的替代变量,为2013年第4季度至2017年第4季度的季度变量。重点使用两个宏观变量从“量”和“价”两个维度度量信贷波动:人民币贷款同比增长率($Credit_Growth$)以及银行同业拆借利率($IBOR$)。由于信贷规模变

动的季节性较强,相对于环比增长率,同比增长率避免了季节性因素对信贷增量波动的影响,比较能够真实体现出信贷资金总量的实际波动程度.货币政策松紧变动最先传导到银行同业拆借市场,其市场利率是信贷资金成本,反映了信贷扩张收缩的程度.图2给出2011年~2017年人民币贷款同比增长率以及银行同业拆借利率的月度变动情况,可以看到两个变量在这期间波动性较强,有足够的变差;而且利率与贷款增长率呈反向变动,符合信贷资金的价格变化逻辑.

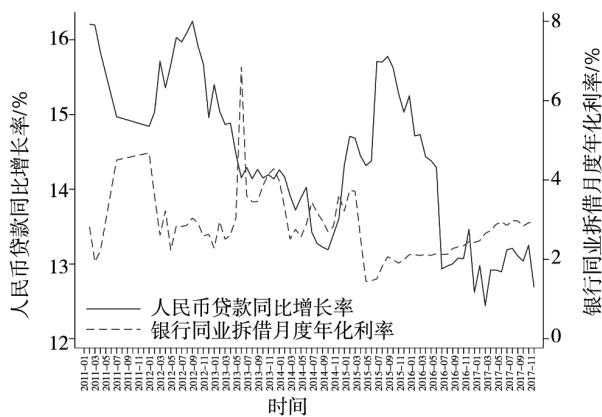


图2 2011年~2017年我国信贷波动趋势

Fig. 2 Trends of credit volatility in China from 2011 to 2017

4 信贷波动对债务期限选择的影响

4.1 基本结果

考察信贷波动对网贷市场借款人债务期限选择的影响.因为理论假设是对信贷市场均衡情形的推断,因此用于实证检验的样本为信贷市场均衡时存在的贷款订单样本,即借款成功样本.使用如下回归方程估计信贷波动对债务期限的影响效应

$$\begin{aligned} \ln Maturity_{it} = & \alpha + \beta_1 Credit_t \times Score_{180}_i + \\ & \beta_2 Score_{180}_i + \gamma X_{it} + City_i + \\ & Ym_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

式中 $\ln Maturity_{it}$ 为在第 t 日贷款订单 i 的借款期限的对数; $Credit_t$ 为宏观层面的信贷波动变量; $Score_{180}_i$ 为借款人信用评级,如果借款人信用评级刚好处于180分及格线上,属于本文定义的

信用评级边际借款人,则为1,否则为0;交乘项 $Credit_t \times Score_{180}_i$ 是本文感兴趣的变量,其系数反映了信贷波动对边际借款人的债务期限效应.由于信贷波动变量度量了宏观层面的外生冲击,单个贷款订单的期限选择不大会影响到宏观层面的信贷波动,因此回归方程(1)避免了出现因逆向因果关系而产生的内生性问题. X_{it} 为一系列贷款订单层面控制变量,具体包括反映借款人抵押品状况的变量(VF_House 、 VF_Car),反映软信息认证数量的变量(VF_Num),财务状况变量($Income$ 、 $Debt_House$ 、 $Debt_Car$),借款人特征变量(Age 、 $Male$ 、 $Marriage$ 、 $Degree$),借款人身份变量($Borrower_Jgdw$ 、 $Borrower_PrivateCorp$ 、 $Borrower_StateCorp$ 、 $Borrower_LegalPerson$).为控制住借款人所处城市的特质性因素,加入了:1)地级及以上城市虚拟变量($City_i$).为控制住宏观经济因素的影响;2)年月虚拟变量(Ym_t).所有的回归估计标准差均采用城市-年月双向聚类稳健标准差.

表4为回归方程(1)的估计结果,面板A和面板B分别采用了贷款增长率以及银行拆借利率度量信贷波动.表4第1列为不包含贷款订单层面变量的估计结果,第2列~第5列为加入了借款人抵押、认证、财务、特征以及身份变量后的估计结果.在面板A中可以看到感兴趣的交乘项($Loan\ Growth \times Score_{180}$)系数估计值均显著为正;在面板B中同样可以看到感兴趣的交乘项($IBOR \times Score_{180}$)系数估计值显著为负.因为当信贷资金量增加时,信贷成本必然下降,因而面板A和面板B的估计结果是一致的.估计结果表明相对于其他群体,信贷波动对边际借款人的债务期限选择具有更为明显的正向影响:当该月份信贷资金增加时,该群体借款人借款期限随之相对显著增加;反之则相对显著减少.为了从经济显著性上度量信贷波动的期限效应,使用了分位虚拟变量 $High\ Loan\ Growth$ 、 $Low\ Loan\ Growth$ 、 $High\ IBOR$ 以及 $Low\ IBOR$ 替代原有的连续变量,重新进行回归估计,结果呈现在表4第3列~第5列.根据第5列,面板A表明相对其他群体借款人,边际借款人在信贷高增长时期与低增长时期的借

款期限变动幅度达到 42.5%；面板 B 表明相对其他群体借款人，该群体的借款期限变动幅度为 15.5%。可以看到，信贷资金量和价对借款人债务期限选择的影响均具有较强的经济显著性，但存在一定的差异，信贷资金增量变动的期限效应更大一些。从面板 A 第 5 列还可以看到，信贷波动处于正常水平时，边际借款人的债务期限比其他群体平均约高 49%，然而如果信贷增速下跌，信贷资金面紧张，此时该群体债务期限仅比其他群体高 17.6%，债务期限差异大幅度缩小。面板 C 给

出了信贷波动对其他借款群体债务期限选择的影响，可以看到尽管信贷资金总量波动显著增加了其他较高信用风险等级群体的借款期限，但是信贷成本波动对这类群体的期限选择却没有体现出顺周期的影响，得不到一致的结论，因而很难就此判断其他较高风险群体的债务期限选择是否确实具有显著的信贷波动敏感度。总而言之，实证检验表明边际借款人的债务期限选择，相对于其他群体，其信贷波动的期限敏感度更高，体现出明显的顺周期效应，符合本文假设 1 的论断。

表 4 信贷波动与债务期限的回归结果

Table 4 Regression results of credit volatility and debt maturity

面板 A					
变量	贷款增长率				
	1	2	3	4	5
<i>Loan Growth</i> × <i>Score_180</i>	5.833 *** (1.697)	6.706 *** (2.122)			
<i>High Loan Growth</i> × <i>Score_180</i>			0.113 *** (0.033)		0.112 *** (0.033)
<i>Low Loan Growth</i> × <i>Score_180</i>				-0.352 *** (0.053)	-0.312 *** (0.054)
<i>Score_180</i>	-0.273 (0.245)	-0.437 (0.308)	0.487 *** (0.034)	0.522 *** (0.033)	0.488 *** (0.034)
借款人抵押/认证/财务/特征/身份	无	有	有	有	有
年月效应	有	有	有	有	有
城市效应	有	有	有	有	有
观测值	599 971	599 958	599 958	599 958	599 958
调整 R^2	0.404	0.465	0.465	0.464	0.465
面板 B					
变量	银行拆借利率				
	1	2	3	4	5
<i>IBOR</i> × <i>Score_180</i>	-3.170 * (1.670)	-3.941 ** (1.861)			
<i>High IBOR</i> × <i>Score_180</i>			-0.048 (0.029)		0.004 (0.031)
<i>Low IBOR</i> × <i>Score_180</i>				0.155 *** (0.043)	0.157 *** (0.046)
<i>Score_180</i>	0.653 *** (0.055)	0.637 *** (0.061)	0.540 *** (0.037)	0.488 *** (0.034)	0.486 *** (0.039)
借款人抵押/认证/财务/特征/身份	无	有	有	有	有
年月效应	有	有	有	有	有
城市效应	有	有	有	有	有
观测值	599 971	599 958	599 958	599 958	599 958
调整 R^2	0.404	0.464	0.464	0.465	0.465

续表 4
Table 4 Continues

变量		面板 C					
		Loan Growth			IBOR		
		1	2	3	4	5	6
Credit × Score	Score > 180	-3.610 (3.308)			-4.953* (2.848)		
	100 < Score < 180	8.389** (3.433)			8.130** (3.207)		
	Score < 100	6.530**	(2.995)		3.368	(3.022)	
Score	Score > 180	0.336 (0.478)			-0.021 (0.098)		
	100 < Score < 180		-1.724*** (0.504)			-0.716*** (0.091)	
	Score < 100			-1.430*** (0.428)			-0.592*** (0.091)
借款人抵押/认证/财务/特征/身份		有	有	有	有	有	有
年月效应		有	有	有	有	有	有
城市效应		有	有	有	有	有	有
观测值		599 958	599 958	599 958	599 958	599 958	599 958
调整 R ²		0.412	0.431	0.429	0.412	0.431	0.428

注：括弧内为 t 值；***、** 和 * 分别在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

对以上表 4 回归估计结果的重要疑虑是边际借款人群体与其他群体的样本分布不均衡，属于信用分数 180 分的贷款订单样本占借款成功样本的 93.6%。但本文认为样本分布不均衡并不会造成回归估计结果的较大偏误。虽然非信用分数 180 分样本只占 6.4%，但由于总样本量很庞大，这部分样本量仍达到了 39 651，完全满足大样本估计的要求，系数估计值的一致性是有保证的。为了进一步澄清这方面疑虑，采用 Bootstrap 方法对信用分数 180 分样本进行随机抽样，总共进行 1 000 次抽样，每次均从中随机抽出 39 651 个样本，然后重新进行回归方程

(1) 的估计。表 5 为 1 000 次随机抽样后回归估计的感兴趣系数估计值分布状况。可以看到交乘项系数均值与表 4 对应的系数值符号一致，数值大小差异不大。显著性分布状况也与表 5 的系数显著性情况保持一致：交乘项 *High Loan Growth × Score_180*、*IBOR × Score_180* 以及 *Low IBOR × Score_180* 系数在 1 000 次随机抽样的估计中，几乎全部均保持在 5% 水平上显著，*Loan Growth × Score_180* 系数估计值也有约 83% 是在 10% 水平上显著的；而代表信贷收缩的变量 *Low Loan Growth* 以及 *High IBOR*，其交乘项系数估计值的显著性比较差。

表 5 1 000 次随机抽样的回归估计结果分布

Table 5 Distribution of regression estimation results of 1 000 random samples

变量	系数平均值	显著性水平/%			
		不显著	10	5	1
<i>Loan Growth × Score_180</i>	7.432	172	670	158	0
<i>High Loan Growth × Score_180</i>	0.156	0	0	732	268
<i>Low Loan Growth × Score_180</i>	-0.168	308	136	269	287
<i>IBOR × Score_180</i>	-10.36	0	0	1	999
<i>High IBOR × Score_180</i>	-0.062	998	2	0	0
<i>Low IBOR × Score_180</i>	0.188	0	74	925	1

4.2 排除性检验

本文的可检验假设前提是存在借款人融资约束以及存在银行信贷与网贷之间的相互替代效应。但就常理而言,信用质量越好的借款人,越有可能在信贷扩张时获得比较好的贷款条件,因而其借款期限随着信贷扩张(收缩)而增加(减少)债务期限。在整个信用分值的排序中,边际借款人的信用分数180分处于较高位序,借款人质量相对较好,回归方程(1)的交乘项系数估计结果也可能来自于以上原因所致。为了检测存在这个可能性,将信用分数对数($\ln Score$)替代 $Score_{180}$,然后进行3类回归,具体呈现在表6的面板A中:第1列和第4列为全部借款成功样本回归结果,可以看到交乘项系数不显著;第2列和第5列为剔除边际借款人样本的回归结果,贷款增长率交乘项系数显著为负,而拆借利率交乘项系数显著为正,意味着借款人信用质量越好,信贷扩张时越倾向于减少债务期限,与Mian和Santos^[9]的研究结论是一致的;第3列和第6列为同属A级但分值不为180分的借款样本回归,可以看到交乘项系数估计值均不显著。面板A的回归结果表明,除了边际借款人群体外的其他高质量借款人,并未存在顺周期的债务期限调整行为,因而也就排

除了以上可能性。

虽然没有确凿证据,但是不少新闻报道谈到个人通过网贷平台借入资金然后投资于股票市场,而信贷周期与股市周期存在密切的正向联动。在股市高涨时期(此时信贷增长率也处于较高水平),借款人可能为了顺应股票投资期限要求,在网贷平台上借入更长期限的资金。因此,表4的估计结果也可能反映了网贷平台和股市的资金流动关系。为了检验这个可能性,在回归方程(1)中加入了一系列股市波动状况变量与 $Score_{180}$ 的交乘项,如果存在以上可能性,预计这些交乘项系数应该体现出逻辑一致的符号方向以及显著性。面板B给出了相关估计结果,第1列和第2列中与 $Score_{180}$ 交乘的变量分别为度量股市繁荣与衰退特征的虚拟变量 $Market Up$ 与 $Market Down$,在第3列和第4列中与 $Score_{180}$ 交乘的变量则是连续的去30天上证指数收益率均值($Market Return_{30days}$)。可以看到,考虑了股市周期波动之后的, $Credit Growth \times Score_{180}$ 系数估计值符号和显著性仍与表4基本一致,而股市波动交乘项系数均不显著。这说明股市波动状况并不会对网贷市场借款人的期限选择产生实质性影响。

表6 排除性检验

Table 6 Exclusion test

面板 A						
变量	信用等级					
	全部	$Score \neq 180$ 分	A级且 $Score \neq 180$ 分	全部	$Score \neq 180$ 分	A级且 $Score \neq 180$ 分
	1	2	3	4	5	6
$Loan Growth \times \ln Score$	-3.597 (2.398)	-3.328 *** (1.180)	27.10 (72.91)			
$IBOR \times \ln Score$				-3.869 (2.392)	3.193 *** (1.110)	43.35 (35.46)
$\ln Score$	0.833 ** (0.342)	0.558 *** (0.174)	-12.60 (10.94)	0.424 *** (0.068)	-0.014 (0.029)	-9.902 *** (3.198)
借款人抵押/认证/财务/特征/身份	有	有	有	有	有	有
年月效应	有	有	有	有	有	有
城市效应	有	有	有	有	有	有
观测值	599 958	39 029	15 096	599 958	39 029	15 096
调整 R^2	0.427	0.378	0.555	0.427	0.378	0.555

续表 6

Table 6 Continues

面板 B				
变量	信用等级			
	全部	Score ≠ 180 分	全部	
	1	2	3	4
<i>Loan Growth</i> × <i>Score_180</i>	7.115 *** (2.179)		8.932 *** (2.535)	
<i>IBOR</i> × <i>Score_180</i>		-3.991 ** (1.869)		-4.379 ** (2.052)
<i>Market Down</i> × <i>Score_180</i>	-0.013 (0.013)	0.002 (0.008)		
<i>Market Up</i> × <i>Score_180</i>	-0.013 (0.009)	-0.010 (0.009)		
<i>Market Return_30days</i> × <i>Score_180</i>			0.046 (0.064)	-0.033 (0.055)
<i>Score_180</i>	-0.491 (0.315)	0.641 *** (0.062)	-0.755 ** (0.369)	0.646 *** (0.068)
借款人抵押/认证/财务/ 特征/身份	有	有	有	有
年月效应	有	有	有	有
城市效应	有	有	有	有
观测值	599 958	599 958	528 616	528 616
调整 R^2	0.465	0.464	0.453	0.453

注：括弧内为 t 值；*** 和 ** 分别在 1% 和 5% 水平上显著。

4.3 稳健性检验

以上实证检验结果是否依赖于信贷波动的特定度量变量？将采用另外两种方式从量和价的角度重新度量信贷波动，然后进行回归方程(1)的实证检验，以测试基本回归部分的研究结论是否稳健。第一种方法是采用滤波方法从对数人民币月度贷款总量(亿元)时间序列中提取出周期性波动成分。大多数宏观时间序列普遍存在时间趋势项，导致时间序列不平稳，不能直接进行计量分析，因此需要通过滤波方法剔除时间趋势(或增长部分)，提取出其中周期性波动的成分。针对低频率的时间序列，目前研究中普

遍采用的是Hodrick-Prescott滤波法(HP滤波)以及Butterworth滤波(BW滤波)，出于稳健性考虑，同时采用两种滤波方法^④。从较长的人民币贷款月度时间序列(1995年1月至2019年2月)中，分别使用HP滤波和BW滤波提取周期性波动成分，然后再抽出2011年~2017年的月度波动样本，匹配到本文贷款订单层面数据集中。第二种方法是选取以温州指数为代表的一系列民间融资利率指标作为总量信贷成本的代理指标。温州指数及相关利率由温州市金融办发布，从2013年1月起按日报告温州地区民间借贷利率变动情况。温州民间借贷市场是我国有代表性的民间信贷市

④ 两种滤波方法的基本原理相同，差异在于HP滤波中调整参数只有度量时间序列平滑程度的参数 λ ，而在BW滤波中，调整参数包括了滤波的阶数 n 。

场,对宏观信贷波动的敏感程度较高,其利率水平变动在一定程度上可以反映出宏观信贷波动的状况.选取2013年—2017年的日度温州指数及利率数据,然后构造每日过去30天的指数及利率均值指标,匹配到日度贷款订单样本集中.

表7的面板A为经过滤波提取人民币信贷周期性波动成分度量信贷波动的回归结果.可以看到无论是HP滤波还是BW滤波提取,信贷周期性波动成分与Score_180的交乘项系数估计值均显著为正,与基本回归结果一致.此外,信贷周期性波动成分与LnScore的交乘项系数估计值显示出一定程度的负向显著性,说明信用风险越低的借款人,其债务期限选择对信贷波动的逆周期程度越强,与表6的排除性检验结果一致.面板B

给出了使用民间融资综合利率温州指数(WZIndex)以及一系列长短期民间借贷利率变量替代原来的银行同业拆借利率进行回归的估计结果.可以看到温州指数(WZIndex)、3月、6月以及1年的温州民间借贷利率作为替代变量的交乘项系数均显著为负,这与基本回归结果是一致的,而面板B第2列和第3列的估计结果同样与表6排除性检验结果一致.此外,长期利率作为替代变量的交乘项系数不显著,说明影响网贷市场资金供给的主要是短期信贷资金的波动.综合表7的结果,可以看到经过使用多种替代变量之后的各种回归,其结果均与基本回归一致,所得到的结论也是相同的,因此本文的实证检验是稳健可靠的.

表 7 稳健性检验

Table 7 Robustness test

面板 A						
变量	信用等级					
	全部		Score ≠ 180	全部		Score ≠ 180
	1	2	3	4	5	6
$\ln Loan_{HP} \times Score_{180}$	8.991 *** (2.141)					
$\ln Loan_{HP} \times \ln Score$		-4.859 (3.048)	-1.950 (1.177)			
$\ln Loan_{BW} \times Score_{180}$				10.86 *** (2.404)		
$\ln Loan_{BW} \times \ln Score$					-1.083 (3.015)	-2.917 * (1.494)
Score_180	0.548 *** (0.032)			0.558 *** (0.030)		
LnScore		0.309 *** (0.028)	0.077 *** (0.012)		0.313 *** (0.029)	0.072 *** (0.012)
借款人抵押/认证/财务/ 特征/身份	有	有	有	有	有	有
年月效应	有	有	有	有	有	有
城市效应	有	有	有	有	有	有
观测值	599 958	599 958	39 029	599 958	599 958	39 029
调整 R ²	0.465	0.427	0.378	0.465	0.427	0.378

续表7

Table 7 Continues

面板 B								
变量	信用等级							
	全部		Score ≠ 180	全部				
	1	2	3	4	5	6	7	8
$WZIndex \times Score_{180}$	-5.825*** (1.425)							
$WZIndex \times LnScore$		-0.315 (0.544)	5.736*** (1.256)					
$WZRate_{1M} \times Score_{180}$				-0.922 (0.702)				
$WZRate_{3M} \times Score_{180}$					-5.721*** (1.519)			
$WZRate_{6M} \times Score_{180}$						-6.009*** (1.581)		
$WZRate_{1Y} \times Score_{180}$							-3.489** (1.312)	
$WZRate_{Long} \times Score$								-0.580 (0.652)
$Score_{180}$	1.694*** (0.282)			0.755*** (0.151)	1.621*** (0.281)	1.570*** (0.264)	1.108*** (0.200)	0.648*** (0.115)
$LnScore$		0.482*** (0.110)	-1.011*** (0.238)					
借款人抵押/认证/财务/特征/身份	有	有	有	有	有	有	有	有
年月效应	有	有	有	有	有	有	有	有
城市效应	有	有	有	有	有	有	有	有
观测值	493 486	493 486	22 864	474 893	474 893	474 893	474 893	474 893
调整 R^2	0.320	0.280	0.229	0.314	0.315	0.315	0.314	0.314

注：括弧内为 t 值；*** 和 ** 分别在 1% 和 5% 水平上显著。

5 影响机制检验：融资约束效应与替代效应

在理论假设中认为可能存在两种原因导致边际借款人对信贷波动更为敏感：一是现实中这部分群体由于缺乏绝对的还款能力，存在融资约束，因而其贷款条件对信贷波动敏感程度更高；二是这部分借款人在网贷市场和银行消费信贷市场均有一定的借款能力，因而存在网贷市场与银行消费信贷市场的替代效应。现在检验这两种影响机制是否存在。

5.1 融资约束效应

一般而言，借款人的还款能力取决于其收入

水平以及抵押担保能力。而根据前面描述性统计，信用分数 180 分的借款人群体的房屋以及汽车认证均为 0，缺少传统的抵押能力，因此其还款能力主要取决于收入水平。较高的收入水平，其融资能力就比较强，反之则比较弱，不易在网贷市场上获得借款。将借款人群体按照收入划分为 3 个等级：月收入 1 千元至 5 千元为低收入，5 千元至 2 万元为中等收入，2 万元以上为高收入。此外，借款人的债务状况也约束其还款能力，进而影响到借款人的融资约束程度。人人贷的数据提供了借款人两项债务认证信息（车贷和房贷），预期有债务的借款人，其融资约束程度较强，因而其债务期限选择对信贷波动的敏感程度——相对于没有债务的借款人——比较弱。综合以上两项信息，将低收入

水平,且负担了车贷和房贷的借款人群体定义为高融资约束的借款人;将高收入水平,且没有任何车贷和房贷的借款人群体定义为低融资约束的借款人;其余借款人群体定义为中等融资约束程度的借款人。

在边际借款人样本中,属于高融资约束样本的占比为0.2%,属于低融资约束样本的占比为18.1%,属于中等融资约束样本的占比为81.7%。从样本分布可以看到,绝大部分边际借款人的融资约束程度属于中等水平,因而其债务期限选择行为对于信贷波动较为敏感。根据本文假设,如果融资约束效应存在,预期在高融

资约束和低融资约束群体中,边际借款人债务期限选择的信贷波动敏感程度要显著低于中等融资约束群体,同时预期中等融资约束群体中的边际借款人债务期限选择体现出显著的顺周期模式。

表8给出了融资约束效应的分组检验结果。可以看到低融资约束与高融资约束组的感兴趣交乘项($Loan\ Growth \times Score_180$ 和 $IBOR \times Score_180$)系数估计值基本不显著(仅在第4列的低融资约束组中,交乘项系数10%水平上显著为正,该符号经济意义不明确),而中等融资约束组的交乘项系数符号及显著性均与基本回归相似。

表8 融资约束效应检验

Table 8 Test of financing constraint effect

变量	融资约束程度					
	低	中等	高	低	中等	高
	1	2	3	4	5	6
$Loan\ Growth \times Score_180$	2.392 (2.587)	6.891 *** (2.162)	-4.110 (5.353)			
$IBOR \times Score_180$				3.360 * (1.821)	-4.686 ** (1.948)	3.175 (10.152)
$Score_180$	0.108 (0.380)	-0.451 (0.313)	1.217 (0.824)	0.348 *** (0.056)	0.670 *** (0.064)	0.553 ** (0.241)
交乘项系数差异	2-1		2-3		5-4	
	4.499 ***		11.00 *		-8.046 ***	
借款人抵押/认证/财务 ^① /特征/身份	有	有	有	有	有	有
年月效应	有	有	有	有	有	有
城市效应	有	有	有	有	有	有
观测值	92 509	506 056	1 301	92 509	506 056	1 301
调整 R^2	0.730	0.451	0.710	0.731	0.451	0.710

注:① 此处剔除收入认证变量。括弧内为 t 值;***、**和* 分别在1%、5%和10%水平上显著。

表8还给出了分组系数差异性的SUEST检验,显示大部分情况下,组间系数存在显著差异。相对而言,低融资约束组与中等融资约束组的组间系数差异更为明显,而高融资约束组与中等融资约束组的组间系数SUEST差异性检验得到的显著性较弱(如第6列组间系数差异不显著)。这可能来自两方面原因:一是高融资约束组样本量相对较少,相应的统计量标准差较大;二是信贷扩张时,这部分融资约束最强的借款人很可能也获得一定程度的信贷便利。综合以上结果可以看到,

处于适度融资约束的边际借款人,其债务期限选择呈现出显著顺周期特征,而融资约束程度最强以及最弱的边际借款人,其债务期限选择对信贷波动并不敏感(系数估计值缺乏显著性),因此可以认为假设2是成立的^⑤。

5.2 替代效应

替代效应的前提是银行消费信贷市场与网贷市场的边际借款人属于同一类经济个体,而在本文的样本中,边际借款人的借款用途为消费类的样本占比约为79%,样本分布符合本文

⑤ 必须指出,借款人的融资约束与信贷资金周期性波动之间必然存在复杂的相互影响机制,因此本文此处的实证检验并不能完全揭示这种相互影响机制,读者需要审慎看待此处的实证检验结论。

的假定前提.那么相对于经营类用途借款人群体,属于消费类用途的边际借款人是否展现出更明显顺周期的债务期限选择行为呢?对此做了分组检验,具体结果列在表9中.可以看到,消费类用途样本组确实存在显著的顺周期债务期限选择行为,而对于经营类用途样本组,信贷

波动对其期限选择的影响不显著,SUEST系数差异性检验显示两组样本的交乘项系数存在显著数量差异,符合假设3的推断.基于这些结果,认为网贷市场的边际借款人大部分同时也是银行消费信贷市场的参与者,替代效应的前提是成立的.

表9 替代效应的前提检验

Table 9 Premise test of substitution effect

变量	贷款用途			
	经营	消费	经营	消费
	1	2	3	4
<i>Loan Growth</i> × <i>Score_180</i>	2.712 (2.401)	7.022*** (2.379)		
<i>IBOR</i> × <i>Score_180</i>			-0.370 (1.534)	-9.020*** (2.610)
<i>Score_180</i>	0.104 (0.350)	-0.438 (0.339)	0.503*** (0.053)	0.820*** (0.079)
借款人抵押/认证/财务/特征/身份	有	有	有	有
交乘项系数差异	2 - 1		4 - 3	
	4.31***		-8.65***	
年月效应	有	有	有	有
城市效应	有	有	有	有
观测值	141 516	458 436	141 516	458 436
调整 R^2	0.586	0.460	0.586	0.461

注:括弧内为 t 值;***表示在1%水平上显著.

如果替代效应假设成立,可以观察到边际借款人所在地区的银行融资状况良好,借款人在网贷市场上就可以获得较好的贷款条件(意味着较长的贷款期限).因此从两个方面度量地区银行融资状况,然后进行相应的实证检验.一是从银保监会网站提取各地区银行分支机构信息,统计地级以上城市层面的每年银行分支机构数量,借款人所在城市的银行分支机构数量越多,借款人的银行融资渠道就越丰富.二是从中国人民银行社会融资季度公告中提取样本期各省区季度社会融资数据,包括总的社会融资规模、人民币贷款量以及影子银行增量(定义为委托贷款和信托贷款之和),取其对数作为信贷波动的度量变量.受限于省区层面社会融资数据的发布时限,该项数据时间为2013年第4季度到2017年第4季度,因而

在回归时存在部分样本缺失^⑦.

表10的面板A给出按照边际借款人所在地级以上城市的银行分支机构数量分组检验结果.可以看到当银行分支机构数量高于中位数时,感兴趣的交乘项系数符号与数值显著性均与基本回归结果一致,而在银行分支机构数量低于中位数的样本中,*IBOR* × *Score_180*的系数是不显著的.面板A的SUEST系数差异显著性检验结果显示,按照信贷波动对于各个样本组的期限效应排序,最低的是低于中位数组,最高的是高于75%样本组.这说明边际借款人所处地区银行融资渠道越丰富,信贷扩张时借款人就越能够在网贷市场上获得更优惠的贷款条件(更长的债务期限).面板B为使用省区层面社会融资数据度量信贷波动的回归结果,从第1列~第3列可以看到3个交乘

⑦ 目前可以搜集到的地级以上城市层面人民币贷款数据均为年度,而本文的贷款订单数据为日度数据,希望信贷数据的时间频率尽可能短,而目前能找到的时间频率最短的地区级信贷数据为省区层面的季度社会融资数据.

项系数估计值显著为正,说明当边际借款人所处省区信贷增长时,借款人更偏向于选择较长的债务期限.从面板 B 第 4 列还可以看到,相对而言地区人民币贷款增长所引起的期限效应大于总体社会融资规模以及影子银行规模变动所带来的影

响,说明银行信贷变动的替代效应是最强的;而剔除了人民币贷款以及影子银行的影响,社会融资规模变动对边际借款人的期限影响是负数,这表明不存在其他融资因素对借款人期限选择产生替代效应.综合以上所述,假设 4 是成立的.

表 10 替代效应检验

Table 10 Substitution effect test

面板 A						
变量	银行分支机构数量					
	低于中位数	高于中位数	高于 75 %	低于中位数	高于中位数	高于 75 %
	1	2	3	4	5	6
<i>Loan Growth</i> × <i>Score_180</i>	5.440 ** (2.181)	8.846 *** (2.850)	7.717 * (3.797)			
<i>IBOR</i> × <i>Score_180</i>				-2.133 (1.844)	-7.825 *** (1.881)	-8.798 *** (1.589)
<i>Score_180</i>	-0.257 (0.322)	-0.750 * (0.408)	-0.585 (0.549)	0.583 *** (0.059)	0.740 *** (0.075)	0.781 *** (0.092)
借款人抵押/认证/财务/特征/身份	有	有	有	有	有	有
交乘项系数差异	2-1 3.406 ***		2-3 1.129	5-4 -5.692 ***		5-6 0.973 **
年月效应	有	有	有	有	有	有
城市效应	有	有	有	有	有	有
观测值	295 640	299 398	158 481	295 640	299 398	158 481
调整 R^2	0.519	0.376	0.398	0.518	0.376	0.399
面板 B						
变量	省区层面社会融资					
	1	2	3	4		
<i>LnRegionFinance</i> × <i>Score_180</i>	0.049 * (0.026)			-0.305 * (0.171)		
<i>LnRegionLoan</i> × <i>Score_180</i>		0.073 *** (0.026)		0.333 ** (0.156)		
<i>LnRegionShadow</i> × <i>Score_180</i>			0.024 ** (0.012)	0.048 ** (0.021)		
<i>LnRegionFinance</i>	-0.016 (0.034)			0.260 (0.172)		
<i>LnRegionLoan</i>		0.011 (0.031)		-0.226 (0.151)		
<i>LnRegionShadow</i>			-0.013 (0.013)	-0.034 (0.023)		
<i>Score_180</i>	0.128 (0.208)	-0.047 (0.212)	0.382 *** (0.078)	0.153 (0.227)		
借款人抵押/认证/财务/特征/身份	有	有	有	有		
年月效应	有	有	有	有		
城市效应	有	有	有	有		
观测值	568 177	568 177	522 551	522 551		
调整 R^2	0.380	0.381	0.377	0.379		

注:括弧内为 t 值;***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著.

6 结束语

本文考察了信贷资金供给变动对不同信用风险等级个体借款人债务期限选择的影响。贷款订单样本来自我国最大的网贷交易平台之一,发现其中存在明显的信用评级扭曲现象,A级最低分数180分上存在大量借款人群集的现象,而其他信用等级借款人分布较为稀疏。数据分析显示,信用分数180分借款人很可能属于Diamond^[2]所定义的中等风险群体,称之为信用评级的边际借款人。根据本文的理论演绎推断,相对于其他群体,边际借款人的债务期限选择对信贷市场资金供给面因素变动的反应最为敏感。选取多种信贷波动度量指标,精心设计多种稳健性检验,均发现该群体的债务期限选择是顺周期的:即信贷扩张时,边际借款人选择较长的债务期限,而信贷收缩时,该群体借款人显著压缩其债务期限长度。进一步设计多个检验策略考察信贷波动影响该群体借款人

债务期限选择的两个渠道:融资约束效应和替代效应,实证检验结果显示信贷波动可以通过这两个渠道影响借款人债务期限。

本文首次考察了信贷市场资金供给面因素对债务期限的影响,具有两方面重要的现实意义。其一,研究显示占据借款人主体的中等风险借款人的债务期限选择是顺周期的,这意味着信贷扩张时期可能存在过度借贷现象,而在信贷收缩阶段,由于债务期限被压缩,增加了债务展期风险以及由此产生的个人大面积违约。因此,金融监管部门应该对个人信贷市场做一定程度的反周期审慎管理,及时对冲信贷周期波动风险。其二,研究显示我国个人信贷市场存在一定的信用评级扭曲现象,容易诱导投资者投资决策,从而扭曲了信贷资源的配置。因此,金融监管部门应该做好对互联网金融平台信息发布的监督工作,确保互联网金融活动中信用评级机制以及算法的合理性,及时纠正其中明显异常的现象,弥补市场失灵所引致的资源配置效率损失。

参考文献:

- [1] Flannery M. Asymmetric information and risky debt maturity choice[J]. *Journal of Finance*, 1986, 41(1): 19–37.
- [2] Diamond D. Debt maturity structure and liquidity risk[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1991, 106(3): 709–737.
- [3] Goyal V K, Wang W. Debt maturity and asymmetric information: Evidence from default risk changes[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2013, 48(3): 789–817.
- [4] Chen H, Xu Y, Yang J. Systematic risk, debt maturity, and the term structure of credit spreads[J]. *Journal of Financial Economics*, 2021, 139(3): 770–799.
- [5] Diamond D W, Hu Y, Rajan R G. Pledgeability, industry liquidity, and financing cycles[J]. *Journal of Finance*, 2020, 75(1): 419–461.
- [6] Guedes J C, and Opler T C. The determinants of the maturity of corporate debt issues[J]. *Journal of Finance*, 1996, 51(5): 1809–1833.
- [7] Berger A N, Udell M, Espinosa-Vega W, et al. Debt maturity, risk, and asymmetric information[J]. *Journal of Finance*, 2005, 60(6): 2895–2923.
- [8] Kirschenmann K, Norden L. The relationship between borrower risk and loan maturity in small business lending[J]. *Journal of Business Finance & Accounting*, 2012, 39(5/6): 730–757.
- [9] Mian A, Santos J A C. Liquidity risk, and maturity management over the credit cycle[J]. *Journal of Financial Economics*, 2017, 127(2): 264–284.
- [10] Duarte J, Siegel S, Young L. Trust and credit: The role of appearance in peer-to-peer lending[J]. *The Review of Financial Studies*, 2012, 25(8): 2455–2484.
- [11] Lin M, Prabhala N R, Viswanathan S. Judging borrowers by the company they keep: Friendship networks and information

- asymmetry in online peer-to-peer lending[J]. *Management Science*, 2013, 59(1): 17 – 35.
- [12] 李 焰, 高弋君, 李珍妮, 等. 借款人描述性信息对投资人决策的影响——基于 P2P 网络借贷平台的分析[J]. *经济研究*, 2014, 49(1): 143 – 155.
- Li Yan, Gao Yijun, Li Jennie, et al. The influence of borrowers' description on investors' decision: Analyze based on P2P online lending[J]. *Economic Research Journal*, 2014, 49(1): 143 – 155. (in Chinese)
- [13] 廖 理, 吉 霖, 张伟强. 语言可信吗? 借贷市场上语言的作用——来自 P2P 平台的证据[J]. *清华大学学报(自然科学版)*, 2015, (4): 413 – 421.
- Liao Li, Ji Lin, Zhang Weiqiang. Role of narratives in lending market: Evidence from P2P lending platform[J]. *Journal of Tsinghua University (Sci & Technol)*, 2015, (4): 413 – 421. (in Chinese)
- [14] 廖 理, 吉 霖, 张伟强. 借贷市场能准确识别学历的价值吗? ——来自 P2P 平台的经验证据[J]. *金融研究*, 2015, 37(3): 146 – 159.
- Liao Li, Ji Lin, Zhang Weiqiang. Education and credit: Empirical evidence from P2P platform[J]. *Journal of Financial Research*, 2015, 37(3): 146 – 159. (in Chinese)
- [15] 胡金焱, 李建文. 信贷市场存在行业歧视吗——以 P2P 网络借贷为例的研究[J]. *财贸经济*, 2019, 40(7): 36 – 51.
- Hu Jinyan, Li Jianwen. Is there industry discrimination in the credit market? A study of P2P network lending as an example [J]. *Finance and Trade Economics*, 2019, 40(7): 36 – 51. (in Chinese)
- [16] 龚晓叶, 李 颖. 金融科技对普惠金融“悖论”的影响——基于中国银行业风险承担水平的证据[J]. *证券市场导报*, 2020, (9): 33 – 43.
- Gong Xiaoye, Li Ying. The impact of financial technology on inclusive finance paradox: Evidence based on the risk-taking level of China's banking industry[J]. *Securities Market Herald*, 2020, (9): 33 – 43. (in Chinese)
- [17] 粟 芳, 邹奕格, 韩冬梅. 中国农村地区互联网金融普惠悖论的调查研究——基于上海财经大学 2017“千村调查”[J]. *管理科学学报*, 2020, 23(9): 77 – 94.
- Su Fang, Zou Yige, Han Dongmei. Investigation research for the paradox of internet financial inclusion in Chinese rural area: Base on “A Thousand Villages Investigation” of 2017 by SUFE[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2020, 23(9): 77 – 94. (in Chinese)
- [18] Butler A W, Cornaggia J, Gurun U G. “Do local capital market conditions affect consumers” borrowing decisions? [J]. *Management Science*, 2016, 63(12): 4175 – 4187.
- [19] Tang H. Peer-to-Peer lenders versus banks: Substitutes or complements? [J]. *Review of Financial Studies*, 2019, 32(5): 1900 – 1938.
- [20] 王会娟, 廖 理. 中国 P2P 网络借贷平台信用认证机制研究——来自“人人贷”的经验证据[J]. *中国工业经济*, 2014, (4): 136 – 147.
- Wang Huijuan, Liao Li. Research on of Chinese P2P platform's credit authentication mechanism: Evidence from Renrendai [J]. *China's Industrial Economics*, 2014, (4): 136 – 147. (in Chinese)
- [21] 吴 雨, 李 洁, 尹志超. 房价上涨对 P2P 网络借贷成本的影响分析——来自“人人贷”的经验证据[J]. *金融研究*, 2018, 40(11): 85 – 97.
- Wu Yu, Li Jie, Yin Zhichao. The impact of rising housing prices on peer-to-peer lending: Evidence from Renrendai [J]. *Financial Research*, 2018, 40(11): 85 – 97. (in Chinese)
- [22] Iyer R, Khwaja A I, Luttmer E F P, et al. Screening in new credit markets: Can individual lenders infer borrower credit-worthiness in peer-to-peer lending? [J]. *SSRN Electronic Journal*, DOI: 10.2139/ssrn.1570115, 2009.
- [23] 迟国泰, 于善丽. 基于违约鉴别能力最大的信用等级划分方法[J]. *管理科学学报*, 2019, 22(11): 106 – 126.
- Chi Guotai, Yu Shanli. Credit rating division method with maximum default identification capability [J]. *Journal of*

- Management Sciences in China, 2019, 22(11): 106–126. (in Chinese)
- [24] Leary M T. Bank loan supply, lender choice, and corporate capital structure[J]. Journal of Finance, 2009, 64(3): 1143–1185.
- [25] 曾海舰, 苏冬蔚. 信贷政策与公司资本结构[J]. 世界经济, 2010, (8): 17–42.
Zeng Haijian, Su Dongwei. Credit policy and corporate capital structure[J]. World Economy, 2010, (8): 17–42. (in Chinese)
- [26] Rajan R, Ramcharan R. The anatomy of a credit crisis: The boom and bust in farm land prices in the United States in the 1920s[J]. The American Economic Review, 2015, 105(4): 1439–1477.
- [27] 苏 诚. 循环型结构证券化中提前摊还的制度安排——兼论 P2P 网贷平台为何破产[J]. 证券市场导报, 2017, (2): 55–61.
Su Cheng. Institutional arrangements for early amortization in circular structured securitization; Also on the bankruptcy of P2P online lending platform[J]. Securities Market Herald, 2017, (2): 55–61 (in Chinese)

Credit fluctuation and debt maturity selection: Evidence based on micro data of online lending market

HUANG Wenli¹, ZENG Haijian^{2}*

1. China Academy of Financial Research, Zhejiang University of Finance and Economic, Hangzhou 310018, China;
2. School of Business, Guangxi University, Nanning 530004, China

Abstract: There is a cluster of borrowers with credit scores at the lowest A-grade score (180) on the online lending platform, and this group is defined as marginal borrowers with online credit ratings. Using micro data of the online lending market from 2011 to 2017, this paper examines the link between credit fluctuation and debt maturity choices of marginal borrowers. Results show that the marginal borrowers are the most sensitive to credit fluctuation and are more pro-cyclical relative to other groups. The debt maturity of marginal borrowers increases (decreases) significantly when credit expands (contracts), but there is no significant pro-cyclical effect of credit fluctuation for other risk-rating borrowers. The impact mechanism test finds that: debt maturity choice is more sensitive to credit fluctuation when marginal borrowers are at a moderate degree of financing constraint, supporting the financing constraint hypothesis; the debt maturity effect of credit fluctuation is more significant when marginal borrowers are in regions with a large number of banking institutions or a high credit increment, indicating the existence of a substitution effect. This study suggests that financial regulators should do counter-cyclical prudential management of the individual credit market to hedge the risk of credit cycle fluctuations promptly. At the same time, the credit ratings of Internet platforms should be strictly monitored to avoid artificial distortions of credit resource allocations.

Key words: credit fluctuation; credit rating; debt maturity

附录:

表 A1 变量定义

Table A1 Variable definitions

贷款订单层面变量	定义
<i>Score_180</i>	该订单借款人信用分数 180 分为 1,其余为 0
<i>LnScore</i>	信用分数的对数
<i>LnMaturity</i>	该订单借款期限/月的对数
<i>Rate/%</i>	该订单年化借款利率/%
<i>Operation</i>	该订单借款用途为经营类等于 1,消费类为 0
<i>VF_House</i>	该订单借款人进行了房屋认证为 1,否则为 0.
<i>VF_Car</i>	该订单借款人进行了车辆认证为 1,否则为 0.
<i>VF_Num</i>	该订单借款人获得的其他认证数量(包括收入、学历、手机、居住、婚姻、工作、身份及身份证、细节、借款、手机查验、实地、视频、信用报告以及微博等方面的认证)
<i>Income</i>	该订单借款人收入等级序号,根据月收入分为 7 级:1 千元以内为 1;1 千元至 2 千元为 2;2 千元至 5 千元为 3;5 千元至 1 万元为 4;1 万元至 2 万元为 5;2 万元至 5 万元为 6;5 万元以上为 7
<i>Debt_House</i>	该订单借款人有房贷为 1,否则为 0
<i>Debt_Car</i>	该订单借款人有车贷为 1,否则为 0
<i>Age</i>	该订单借款人岁数
<i>Male</i>	该订单借款人是男性为 1,否则为 0
<i>Marriage</i>	该订单借款人已婚为 1,否则为 0
<i>Degree</i>	该订单借款人受教育程度序号:高中或以下为 1;专科为 2;本科为 3;研究生或以上为 4
<i>Borrower_Jgdw</i>	该订单借款人来自机关单位为 1,否则为 0
<i>Borrower_PrivateCorp</i>	该订单借款人来自民营企业为 1,否则为 0
<i>Borrower_StateCorp</i>	该订单借款人来自国有企业为 1,否则为 0
<i>Borrower_LegalPerson</i>	该订单借款人为企业法人为 1,否则为 0
宏观及省区层面变量	定义
<i>Loan Growth/%</i>	人民币贷款月度同比增长率/%
<i>High Loan Growth</i>	该月的 <i>Loan Growth</i> 高于全部样本 75%以上为 1,否则为 0
<i>Low Loan Growth</i>	该月的 <i>Loan Growth</i> 低于全部样本 25%以下为 1,否则为 0
<i>IBOR/%</i>	银行间同业拆借月度年化利率/%
<i>High IBOR</i>	该月的 <i>IBOR</i> 高于全部样本 75%以上为 1,否则为 0
<i>Low IBOR</i>	该月的 <i>IBOR</i> 低于全部样本 25%以下为 1,否则为 0
<i>LnLoan_HP</i>	利用 Hodrick-Prescott 滤波所提取的人民币月度贷款总量/亿元对数的周期性波动成分
<i>LnLoan_BW</i>	利用 Butterworth 滤波所提取的人民币月度贷款总量/亿元对数的周期性波动成分
<i>LnRegionFinance</i>	各省区季度社会融资规模总额/亿元的对数
<i>LnRegionLoan</i>	各省区季度人民币贷款总额/亿元的对数
<i>LnRegionShadow</i>	各省区季度委托贷款与信托贷款总和/亿元的对数
<i>WZIndex</i>	过去 30 天温州民间借贷综合年化利率指数平均值
<i>WZRate_1M/%</i>	过去 30 天温州 1 个月借贷年化利率平均值/%
<i>WZRate_3M/%</i>	过去 30 天温州 3 个月借贷年化利率平均值/%
<i>WZRate_6M/%</i>	过去 30 天温州 6 个月借贷年化利率平均值/%
<i>WZRate_1Y/%</i>	过去 30 天温州 1 年借贷年化利率平均值/%
<i>Market Return_30days</i>	过去 30 天上证指数收益率平均值/%
<i>Market Down</i>	过去 30 天上证指数收益率平均值低于全部样本 10%以下为 1,否则为 0
<i>Market Up</i>	过去 30 天上证指数收益率平均值高于全部样本 90%以上为 1,否则为 0