第 22 卷第 6 期
2022 年 11 月

经 济 学（季 刊）

Vol. 22，No. 6
November，2022

银行资金存管、声誉信号与 P2P 平台生存状况

——来自微观数据的证据

张 帅 侯鑫彧 巴曙松*

摘 要：本文利用网络爬虫工具收集网贷平台微观数据，使用内生转换模型，发现获得银行资金存管会直接影响网贷平台生存状况，在克服内生偏误后，测算得到正向效应为 563 天。部分可观测 Bivariate Probit 模型和渐进 DID 法证实，这种积极作用同时来自“筛选”和“指导”，证实银行在网络借贷中发挥着第三方认证的作用。中介效应模型的结果显示，获得银行资金存管是一个有效的外部声誉信号，并且通过资金利率、资金期限两个中介途径影响网贷平台的生存状态。

关键词：网贷平台；银行资金存管；声誉

DOI：10.13821/j.cnki.ceq.2022.06.08

一、引 言

不同于银行等传统金融机构，P2P 网贷平台缺少有效的声誉机制（王会娟和廖理，2014），线上无担保交易特征又直接放大投资者的资金风险（吴佳哲，2015）。2016 年 8 月起，银监会和中国互联网金融协会强制推行 P2P 平台银行资金存管，即银行管理资金、P2P 平台管理交易，实现资金与交易的分离，对保证投资者资金安全、防范 P2P 网贷平台倒闭这一局部风险演变升级为系统性风险具有积极的意义（韦起和魏云捷，2018）。但需要深入研究的核心问题是：在投资者难以区分高风险平台和低风险平台的情况下，如果银行通过提供资金存管给予某种程度的认证，那么，这是否能够实质性改善 P2P 平台的生存状态？进而，获得银行资金存管是一个有效区分 P2P 平台风险程度的声誉信号吗？回答上述问题显然对加强投资者保护、治理互联网金融机构的异化、建立和完善数字金融的信用与信任机制具有重要意义。

* 张帅、巴曙松，北京大学汇丰商学院；侯鑫彧，中山大学管理学院。通信作者及地址：侯鑫彧，广东省广州市新港西路 135 号中山大学管理学院，510275；电话：13820436012；E-mail：996034119@qq.com。本文得到国家自然科学基金青年项目（71903207、72103009）和中国博士后科学基金（2020M670004、2021M693688）资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见。文责自负。

与企业投资（Schank *et al*.，2010）、多元化经营（Dastidar，2009）、个人教育（Kirkeboen *et al*.，2016）等场景类似，因面临着“收益”和“成本”的权衡，网贷平台申请银行资金存管是一个典型的“自我选择”行为，可能会导致样本选择偏差（Iyengar and Zampelli，2009）。而在不同的“自我选择”下，处理效应可能是异质的，此时便无法通过IV估计得到一致的估计结果（李雪松和赫克曼，2004）。同时，倾向得分匹配法难以纠正样本选择偏差，尽管Heckman模型能够较好地处理样本选择偏差（Certo *et al*.，2016），但难以处理同时存在的遗漏变量、内生选择偏差两种内生性问题（王宇和李海洋，2017）。

为准确评估银行资金存管对P2P平台生存状况的影响，受Hu and Schinatarelli（1998）启发，我们使用内生转换模型，考虑获得和未获得银行资金存管的网贷平台在可观察和不可观察特征方面的差异、进行分别建模，以更好地修正“内生选择”和“遗漏变量”产生的内生偏误，测算异质性处理效应。

内生转换模型在纠正上述内生偏误的有效性方面得到既有文献的直接支持。如Ohnemus（2007）收集德国的企业数据，建立带有转换机制的决策模型，考察了IT外包这一决策行为对企业劳动生产率的正向影响。文章证实，内生转换模型能够同时纠正劳动生产率方程中的选择偏差和遗漏变量的内生偏误。黄彦彦和李雪松（2017）对涉房和非涉房两种决策下的研发投入强度进行分别建模，构造企业研发投入的计量模型方程，以校正偏差、得到一致的估计结果。

为确认银行资金存管这一外部声誉信号的具体机制，我们利用部分可观测Bivariate Probit模型和渐进DID法，试图考察这种积极作用更多地是来自“事前筛选”（即一开始银行就选择更稳健的平台）还是“事后指导”（在选择平台后通过指导来提高平台生存概率）？抑或两者皆是？

最后，我们利用中介效应模型，发现获得银行资金存管的P2P平台能够以更低的成本获得更长期限的资金，银行资金存管事实上发挥着外部声誉信号的作用，且这种信号与获得风险投资、承诺担保具备同样、甚至具有更强的说服力。

上述发现能够较好地解释网贷平台的异化现象。从实践来看，许多网贷机构背离了信息中介的定位，违反了《网络借贷信息中介机构业务活动管理暂行办法》第三条“网络借贷信息中介机构为借款人和出借人提供信息服务，不得提供增信服务，不承担信用违约风险”的要求，承诺收益、承诺担保增信、错配资金池等，已由信息中介异化为信用中介。作为新兴的互联网金融机构，网贷平台本身不具备较强的主体信用，甚至具有较大的风险，不得不依靠银行这一传统金融机构，通过资金存管的方式来实现“增信”，以强化自身的信用。

本文是对互联网金融领域声誉和信号策略的有益补充。Dewally and Ederington（2006）指出，交易中可采用的信号策略包括：（1）发展质量声誉，（2）第三方认证，（3）保证，（4）信息披露。事实上，这四个信号策略亦适用于网络借贷领域。如王剑锋和张超（2019）研究了准入门槛与平台质量的相关性，龚强和王璐颖（2018）以平台承诺担保为例，探讨不同项目风险特性下的承诺可置信性，张海洋（2017）发现监管当局对平台信息披露监管的差异会影响到网贷平台是否采用担保模式，本文则重点探讨银行资金存管这一第三方认证的有效性，即外部声誉机制能否缓解网络借贷中的信息不对称、改善平台的生存状态。

相较于已有研究，本文的边际贡献体现在：一是从实证上，发现了外部声誉与生存状态之间的积极作用。一些实证研究发现，较佳的企业声誉有助于改善内部治理、强化信息披露（王霞等，2013；宋献中等，2017），但并未与企业最终的生存状态联系起来，第三方认证这一声誉信号是否适用于互联网金融领域有待实证上的支持。本文利用网贷平台大量倒闭这一自然实验机会，采用内生转换模型，克服内生选择偏差和遗漏变量等内生偏误，验证声誉与网贷平台生存状态的正向关系，为声誉信号的作用提供实证上的直接支持。二是从机制上，识别了第三方认证这一外部声誉信号在互联网金融领域的作用路径。虽然网上交易的声誉问题得到较多关注（李维安等，2007；吴德胜和李维安，2009），但鲜有研究关注到平台和投资者之间的信息不对称，对声誉信号的作用机制研究亦较为匮乏。本文发现，银行资金存管同时存在筛选作用和指导作用，且获得银行资金存管会通过资金利率、资金期限两个中介途径影响网贷平台的生存状态，有助于全面了解声誉机制在互联网金融领域的作用机理，有助于巩固和加强数字金融领域的信任与信用机制。

后续的篇章安排如下：第二部分是理论分析、提出假说，第三部分介绍研究设计方法，第四至第六部分是实证检验内容，最后是结论和展望。

二、理论分析与假说提出

（一）文献回顾

从目前的研究进展来看，相关的文献主要从借款人个人声誉、网贷平台声誉动态演化机制和网贷平台第三方声誉信号作用这三个方面进行研究。

目前，绝大多数声誉机制研究集中在 IPO（王静和徐光，2005）、债券市场（王雄元和张春强，2013）等传统金融业务领域，对于互联网金融这一新兴金融领域关注度不足，虽然部分文献关注到 P2P 网贷行业的个人借款人声誉问题（王会娟和廖理，2014；张晓玫等，2018；李焰等，2019），绝大多数文献的研究兴趣集中在借款人声誉而非平台声誉，对平台的声誉问题关注不

足，并未给出有足够信服力的判断和结论。如陆松新和兰虹（2015）认为，第三方资金托管并不能有效吸引投资者，无法在短期内直接提升平台人气和成交量。高觉民和赵沁乐（2017）利用陆金所等 5 家网贷平台的面板数据，指出声誉机制能持续有效地抑制平台的信用风险。

网络借贷平台的声誉形成和动态演化过程研究相对滞后。如俞林等（2015）建立不完全信息动态博弈模型来分析网贷平台和借款人之间的博弈行为，建议通过风险控制、阻止资质不佳的借款人进入网贷市场。黄晓红等（2017）建立网贷平台信号传递模型，认为合适的声誉成本函数是产生分离均衡的关键。刘伟等（2017）发现，因网贷中高度的信息不对称，传统的补贴-惩罚策略可能无法形成稳定的市场均衡，需要引入动态惩罚机制和自律机制。

更深入的研究发现，互联网金融作为高风险偏好的市场环境，有必要引入第三方认证和外部声誉机制。如 Padilla and Pagano（2000）发现，在借款人违约数据信息在借贷机构实现共享的情况下，借款人具有更强的动机履行还款合约，这意味着，信息传递和共享有助于控制不良风险，团体中的个人信任和社会资本对于履约具有积极的作用（Cassar *et al*.，2007）。能否建立有效的第三方声誉机制则依赖于：首先是要设立相容的激励契约，对第三方形成有效激励，鼓励传递更多的真实信息，同时需要保持适当的监管力度、监管成本。

最新的文献已关注到 P2P 网贷平台声誉信号的有效性这一问题。如张海洋（2017）构造道德风险和博弈模型后发现，缺乏强制性的借款信息披露监管是导致我国网贷行业采用担保模式的根源，如果平台信息披露行为得到严格监管，则平台不会为借款人提供担保。龚强和王璐颖（2018）构建信息不对称下平台投资理论模型后发现，风险准备金发挥着双刃剑的作用，即在风控不足、风险较大的网络平台，风险准备金会成为庞氏骗局的手段；而在风控较好、风险较小的机构，风险准备金是防止挤兑、保障投资者利益的有效手段。

（二）理论模型

1. 网贷平台的自我选择策略

建立包括投资者、网贷平台、商业银行的三方博弈模型，这是一个典型的不完全信息动态博弈，投资者对平台的信息是不完全的，但投资者可以在观察到商业银行是否通过平台资金存管后再采取对自己最有利的行动。

各方参与者的行为策略为：

（1）网贷平台的类型为高风险 H 或低风险 L，但这一信息为非公开信息，仅有平台了解自己的类型，投资者仅知道平台类型的概率分布，且分布函数为共同知识。

（2）网贷平台通过获得银行资金存管这一信号形成声誉水平。假设网贷平台塑造声誉（即申请并获得银行资金存管）的成本是非对称性的，即高风险和低风险平台的申请成本分别为 C_H 和 C_L，显然，$C_H > C_L$。

(3) 假设相较于普通投资者，商业银行掌握更多的信息，能够全面了解到网贷平台的类型这一非公开信息，倾向于通过低风险平台的申请，同时拒绝高风险平台的申请。在声誉信号有效的前提下，获得银行存管的网贷平台能够以更低的成本吸引到更多的资金，假设获得银行资金存管对平台的收益为 R。

(4) 投资者根据平台的声誉信号来确定投资策略。在了解到平台的声誉水平后，投资者会更新对平台的认知。

可知，成本和收益的权衡会影响到网贷平台申请银行资金存管，即平台申请银行资金存管行为存在着自我选择：

(1) 在 $R>C_H$ 时，高风险平台和低风险平台均申请银行资金存管。

(2) 在 $R<C_L$ 时，全部平台均放弃申请银行资金存管。

(3) 在 $C_L<R<C_H$ 时，高风险平台会放弃申请银行资金存管，低风险平台会申请银行资金存管。

2. 商业银行的声誉认证机制

根据现实情况，放松以下假设：第一，商业银行可能存在着一定的误判概率。假设高风险平台和低风险平台通过申请的概率分别为 ρ_1 和 ρ_2，显然 $0\leqslant\rho_1<\rho_2\leqslant1$。当 $\rho_1=0$，$\rho_2=1$ 时，商业银行能够百分百地识别出高风险平台和低风险平台。第二，商业银行存在着声誉损失的风险。如果通过银行资金存管的平台出现暴雷风险，此时商业银行也会面临一定的声誉损失，记为 C。第三，如果银行拒绝平台资金存管的申请，则收益为 0，对通过申请的高风险和低风险平台的存管收费分别为 C_H 和 C_L。网贷平台和商业银行的博弈收益矩阵如表 1 所示。

表 1　网贷平台和商业银行的博弈收益矩阵

博弈双方		商业银行	
		通过申请	未通过申请
网贷平台	高风险平台	$(R-C_H,\ C_H-C)$	$(-C_H,\ 0)$
	低风险平台	$(R-C_L,\ C_L)$	$(-C_L,\ 0)$

设高风险平台和低风险平台的出现概率分别为 x 和 $1-x$，得到商业银行的预期收益为 $x\rho_1(C_H-C)+(1-x)\rho_2C_L$，可知高风险平台概率 x 越低，声誉损失 C 越低，则商业银行预期收益越高。同时，得到高风险平台和低风险平台的预期收益分别为 $\rho_1(R-C_H)-(1-\rho_1)C_H=\rho_1R-C_H$ 和 $\rho_2(R-C_L)-(1-\rho_2)C_L=\rho_2R-C_L$，可知平台的预期收益与通过概率 ρ_1 和 ρ_2 正相关。

在商业银行有效发挥认证作用的情况下，低风险平台可以获得银行资金存管，而与高风险平台区分开来，此时投资者可以利用声誉信号实现区别投资，即声誉成本函数成为平台质量（类型）与声誉水平之间的斯宾塞-莫里斯（Spence-Mirrlees）分离条件：

$$x\rho_1(C_H-C)+(1-x)\rho_2C_L>0, \tag{1}$$

$$\rho_1R-C_H<0, \tag{2}$$

$$\rho_2R-C_L>0. \tag{3}$$

根据式（1）—（3），可知：为获得正收益，商业银行要控制高风险平台的误判概率，即控制 $\rho_1<C_H/R$，同时确保低风险平台的通过概率，即 $\rho_2>C_L/R$。显然，提高商业银行的声誉成本 C、对高风险平台收取更高的费用 C_H 有助于在高风险的市场环境中督促商业银行积极认证，提高正确认证的概率。

基于上述文献和理论模型，本文提出核心假设：

假说 在控制其他变量的条件下，获得银行资金存管的网贷平台生存状态更佳。

（三）实践背景

在政策推动下，商业银行积极布局网贷资金存管业务。2017 年 2 月银监会就《网络借贷资金存管业务指引》答记者问时引用第三方不完全统计，截至 2016 年年末，已有 32 家商业银行布局网贷资金存管业务，180 多家网贷机构与银行签订存管协议，正在开展系统对接的机构有 90 多家，占网贷机构总数的 4%。根据第三方不完全统计，截至 2019 年年底，已有江西银行、上饶银行和新网银行等 59 家银行布局 P2P 网贷平台资金存管业务，与 810 家 P2P 平台签订银行存管协议。其中江西银行完成上线的平台达到 83 家，为最多；其次是上饶银行，有 76 家平台成功对接并上线直接存管系统；新网银行和华兴银行并列排第三，有 70 家平台成功对接直接存管系统；第五名为海口联合农商银行，对接上线 58 家平台。上述五家银行完成上线的平台总数占全国上线总数的 44.1%。与 20 家以上 P2P 平台签订存管协议的银行共 11 家，具体如图 1 所示。

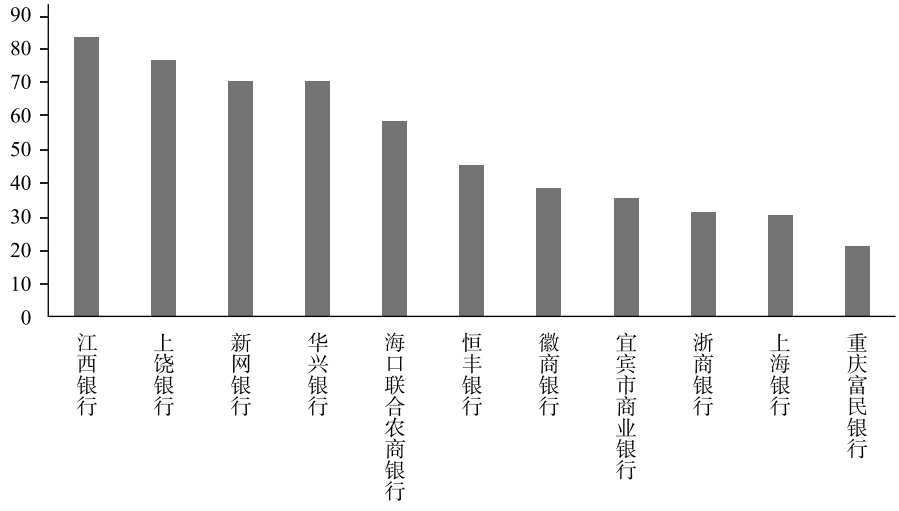

图 1 各家银行上线 P2P 平台数量（截至 2019 年年底）

数据来源：根据第三方不完全统计整理。

按照《网络借贷信息中介机构业务活动管理暂行办法》（以下简称《暂行办法》）出台（2016 年 8 月 24 日）和《网络借贷资金存管业务指引》（以下简称《存管指引》）出台（2017 年 2 月 22 日）这两个时间点来分析对接银行存管变化情况。从平台上线银行存管系统时间来看，2016 年 8 月 24 日《暂行办法》出台前，全国仅有 48 家 P2P 网贷平台上线直接存管系统；有 59 家平台是在 2016 年 8 月 25 日—2017 年 2 月 22 日上线直接存管系统；661 家 P2P 网贷平台为 2017 年 2 月 22 日《存管指引》正式出台后到 2018 年 10 月底上线存管系统。《存管指引》下发后平台上线银行存管速度明显加快，银行开展网贷资金存管业务的积极性明显提高，网贷行业迎来了“存管潮”。

三、实证研究设计

（一）估计模型

根据博弈模型，P2P 平台发出声誉信号需要一定的成本（即申请成本），而平台获得银行资金存管 *bankdep* 是一个典型的决策变量，不能被简单视为外生变量，利用简单的 OLS 回归无法得到无偏估计。在网贷平台生存模型中引入声誉变量，建立考虑决策变量的双状态模型：

$$y_i = \alpha_i bankdep_i + X_i\beta_i + \varepsilon, \tag{4}$$

$$bankdep_i = 1,\ \text{if}\ bankdep_i^* = Z_i\gamma + u_i > 0, \tag{5}$$

$$bankdep_i = 0,\ \text{if}\ bankdep_i^* = Z_i\gamma + u_i \leqslant 0, \tag{6}$$

$$y_{1i} = X_{1i}\beta_1 + \varepsilon_{1i} \quad \text{if} \quad bankdep_i = 1, \tag{7}$$

$$y_{0i} = X_{0i}\beta_0 + \varepsilon_{0i} \quad \text{if} \quad bankdep_i = 0, \tag{8}$$

其中，式（4）中，y 代表 P2P 平台的存活时间，*bankdep* 为虚拟变量，$bankdep=1$ 和 $bankdep=0$ 分别代表获得和未获得银行资金存管。控制变量包括注册资本金、业务模式等特征变量，ε 表示随机扰动项。

式（5）、式（6）为两类 P2P 平台的决策模型，即是否获得银行资金存管取决于 P2P 平台的净收益。$bankdep_i^*$ 取决于 P2P 平台的类型、银行是否积极认证等不可观测变量，使用 $Z_i\gamma + u_i$ 作为潜变量 $bankdep_i^*$ 的替代变量，其中 Z 代表影响 P2P 平台获取银行资金存管的变量。

式（7）、式（8）为两类 P2P 平台的潜在生存结果模型，即根据是否获得银行资金存管将全部 P2P 平台划分为两类（对应 $bankdep_i=1$ 和 $bankdep_i=0$）。

直接求解式（4）—（8）面临两个技术难题：一是在决策模型中，无法直接观察到网贷平台获得银行资金存管的净收益，会存在不可观测变量影响这一决策，直接估计会带来内生偏误风险。二是在潜在生存结果模型中，因难以同时观察到 y_{0i} 和 y_{1i}，估计处理效应时不可避免地面临数据缺失问题。鉴

于随机误差项（ε_1，ε_0，u）的条件期望通常不为零，如直接采用OLS估计方程，则会带来样本选择偏差。

纠正上述偏差需要构造非线性识别模型，通过最大似然方法得到无偏估计。即在随机误差项（ε_1，ε_0，u）服从三元联合正态分布的情况下，得到协方差矩阵：

$$\Omega=\begin{bmatrix}\sigma_u^2 & \cdot & \cdot \\ \sigma_{21} & \sigma_1^2 & \cdot \\ \sigma_{31} & \cdot & \sigma_2^2\end{bmatrix}, \tag{9}$$

其中，σ_u^2 是选择方程中误差项的方差，σ_1^2 和 σ_2^2 是连续方程中误差项的方差，σ_{21}是 u_i 和ε_{1i}的协方差，σ_{31}是 u_i 和ε_{0i}的协方差。因难以同时观察到 y_{1i}和 y_{0i}，未定义ε_{1i}和ε_{0i}的协方差。

将 σ_u^2 标准化为1，通过非线性构造来识别模型，得到方程组的对数似然函数，则 ε_1 和 ε_0 的条件期望：

$$E(\varepsilon_{1i}\,|\,bankdep_i=1)=E(\varepsilon_{1i}\,|\,Z_i\gamma+u_i>0)=\sigma_{1u}\cdot\frac{\varphi(Z_i\gamma)}{\Phi(Z_i\gamma)}=\sigma_{1u}\lambda_{1i}, \tag{10}$$

$$E(\varepsilon_{0i}\,|\,bankdep_i=0)=E(\varepsilon_{0i}\,|\,Z_i\gamma+u_i<0)=\sigma_{0u}\cdot\frac{-\varphi(Z_i\gamma)}{1-\Phi(Z_i\gamma)}=\sigma_{0u}\lambda_{0i}, \tag{11}$$

其中，$\varphi(\cdot)$和 $\Phi(\cdot)$分别表示正态分布的密度函数和分布函数。

构造内生转换模型，进行两阶段估计。利用MLE方法做Probit回归，估计参数 γ，计算得到λ_{1i}和λ_{0i}的估计值，再估算以下两个方程，修正选择误差、得到一致性估计。

$$y_{1i}=X_{1i}\beta_1+\sigma_{1u}\lambda_{1i}+w_{1i},\ bankdep_i=1, \tag{12}$$

$$y_{0i}=X_{0i}\beta_0+\sigma_{0u}\lambda_{0i}+w_{0i},\ bankdep_i=0. \tag{13}$$

因选择性偏差的存在，方程（12）和（13）的误差项存在异方差。使用加权最小二乘法可以克服一定的异方差偏误，但需要获取对条件方差函数设定的更多信息。

计算得到潜在结果模型中，y_{1i}和 y_{0i}的条件期望表达式：

$$E(y_{1i}\,|\,bankdep_i=1)=X_{1i}\beta_1+\sigma_{1u}\lambda_{1i}, \tag{14}$$

$$E(y_{0i}\,|\,bankdep_i=0)=X_{0i}\beta_0+\sigma_{0u}\lambda_{0i}. \tag{15}$$

求得反事实状态下，y_{1i}和 y_{0i}的条件期望表达式为：

$$E(y_{0i}\,|\,bankdep_i=1)=X_{1i}\beta_0+\sigma_{0u}\lambda_{1i}, \tag{16}$$

$$E(y_{1i}\,|\,bankdep_i=0)=X_{0i}\beta_1+\sigma_{1u}\lambda_{0i}. \tag{17}$$

得到获得银行资金存管的平均处理效应（ATT）和未获得银行资金存管的平均处理效应（ATU）的表达式分别为：

$$
\begin{aligned}
ATT &= E(y_{1i} \mid bankdep_i = 1) - E(y_{0i} \mid bankdep_i = 1) \\
&= X_{1i}(\beta_1 - \beta_0) + \lambda_{1i}(\sigma_{1u} - \sigma_{0u}), \\
ATU &= E(y_{1i} \mid bankdep_i = 0) - E(y_{0i} \mid bankdep_{i1} = 0) \\
&= X_{0i}(\beta_1 - \beta_0) + \lambda_{0i}(\sigma_{1u} - \sigma_{0u}).
\end{aligned}
$$

（二）计量方程

借鉴已有文献（王会娟和廖理，2014；何光辉等，2017；巴曙松等，2018）做法，构建多变量 P2P 平台生存模型：

$$
\begin{aligned}
Duration = {} & \beta_0 + \beta_1 bankdep + \beta_2 Est + \beta_3 Stake + \beta_4 Cap + \beta_5 Net \\
& + \beta_6 Mode + \beta_7 Safe + \varepsilon,
\end{aligned}
$$

其中，$Duration$ 代表 P2P 平台的生存时间，$bankdep$、Est、$Stake$、Cap、Net、$Mode$、$Safe$ 分别代表是否获得银行资金存管、成立时间和地点、股东背景、资金实力、社会网络、业务模式、风控措施等影响因素。

（三）变量与样本

因变量：与网贷之家、网贷天眼的统计口径保持一致，定义观测期仍在运营的 P2P 平台为正常平台，当 P2P 平台出现停业、跑路、提现困难、警方介入、平台清盘等风险事件时，即为死亡平台。死亡平台的生存时间为平台自成立到死亡的时间间隔，仍处于存续期的 P2P 平台生存时间为平台自成立至右归并日的时间间隔。

自变量：考虑到难以直接观测到平台的声誉，以银行资金存管作为平台声誉的代理变量，$bankdep = 1$ 表示获得银行资金存管，$bankdep = 0$ 表示未获得银行资金存管。

控制变量：选取成立时间和地点、股东背景、资金实力、银行等金融机构声誉、社会网络、业务模式和风控措施等作为控制变量。

截面数据：为满足权威性和可比性要求，所有平台数据均来源为全国首家权威 P2P 平台数据网站网贷之家。考虑到以 2016 年 8 月 24 日银监会正式出台《网络借贷信息中介机构业务活动管理暂行办法》作为政策的时间起点，而资金存管政策显然无法影响到已经倒闭的平台，在截面数据中删除 2016 年 8 月 24 日之前已经倒闭的 P2P 平台 2 661 个，整理后得到 3 051 个 P2P 平台的数据，包括 1 459 家问题平台（即从施行银行资金存管政策以来，有 1 459 家 P2P 平台倒闭）和 1 592 家正常平台。

各变量的含义和描述性分析如表 2 所示。

表 2 变量含义与描述性分析

变量	含义	平均值	标准差
bankdep	通过银行资金存管为 1，否则为 0	0.278	0.448
banksystem	存管银行系统通过央行权威测评为 1，否则为 0	0.104	0.306
bankrating	存管银行在 2017 年中国银行业 100 强榜（以核心一级资本净额作为排序依据）为 1，否则为 0	0.115	0.319
*est*2013	成立时间在 2013 年之前为 1，否则为 0	0.0137	0.116
*est*2016	成立时间在 2013—2016 年为 1，否则为 0	0.933	0.249
*citylier*1	设立于北上广深一线城市为 1，否则为 0	0.469	0.499
*citylier*2	设立在省会或计划单列市等二线城市为 1，否则为 0	0.346	0.475
cityeastern	设立在东部 11 个省（市）为 1，否则为 0	0.782	0.412
cat_private	民营系为 1，否则为 0	0.451	0.497
cat_statepart	国资参股为 1，否则为 0	0.0157	0.124
cat_statehold	国资控股为 1，否则为 0	0.00360	0.0599
cat_listpart	上市公司参股为 1，否则为 0	0.00196	0.0443
cat_listhold	上市公司控股为 1，否则为 0	0.451	0.497
peinvest	风投系为 1，否则为 0	0.00557	0.0744
cat_bank	银行系为 1，否则为 0	0.000328	0.0181
capital	注册资本	6 265.01	19 866.87
capitalreal	注册资本实缴为 1，否则为 0	0.165	0.371
association_national	加入中国互联网金融协会为 1，否则为 0	0.0350	0.183
association_local	加入当地互联网金融协会为 1，否则为 0	0.0894	0.285
association_chairman	在协会中担任会长或副会长为 1，否则为 0	0.0170	0.129
icp	具有 ICP 许可证为 1，否则为 0	0.0626	0.242
autobidding	支持自动投标为 1，否则为 0	0.712	0.452
transferany	债权可随时转让为 1，否则为 0	0.165	0.371
transfernone	债权不可转让为 1，否则为 0	0.316	0.465
transfermonths	3 个月以内可以转让债权为 1，否则为 0	0.326	0.469
guaranteedcapital	100%保本金为 1，否则为 0	0.0629	0.242
guaranteedcapitalinterest	100%保本金保利息为 1，否则为 0	0.0937	0.291
vip	对 VIP 有保本保息为 1，否则为 0	0.0449	0.207
guaranteedthirdparty	有第三方担保为 1，否则为 0	0.0599	0.237
mortgage	有实物质押抵押为 1，否则为 0	0.0373	0.189
riskreservefund	有风险备用金为 1，否则为 0	0.0334	0.179
compensation	有代偿或垫付为 1，否则为 0	0.0216	0.145

四、基于内生转换模型的声誉效应测算

（一）声誉效应的异质性检验

使用内生转换模型的前提是边际处理效应异质化。使用局部工具变量法估计处理组和对照组的条件期望值，计算得到边际处理效应，发现边际处理效应随着网贷平台获取银行资金存管的概率而相应变化，结果如图 2 所示，整体来看，随着获取银行资金存管的概率变小，边际效应呈逐渐递增状态。

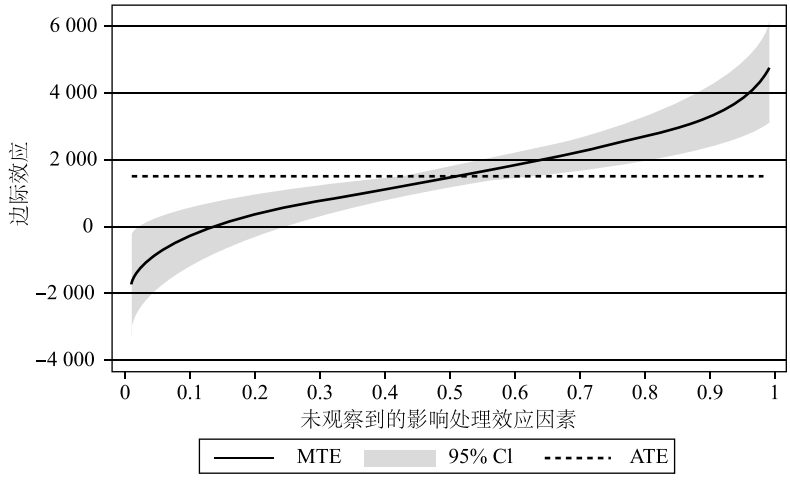

图 2　边际处理效应

上述结果证实，评估处理效应需要考虑到不可观测因素带来的内生选择偏差，而这种内生选择偏差会导致不一致的估计结果（Heckman and Vytlacil，2007），需使用内生转换模型进行修正。

（二）基于内生转换模型的声誉效应测度

采用内生转换模型，通过两种选择群组，通过完全信息极大似然方法同时估计二值选择部分和连续部分，从而获得一致的标准误差、控制内生偏误。在内生转换模型中，设 *duration*0 和 *duration*1 为虚拟变量，分别代表未获得银行存管和获得银行存管的情况。具体结果如表 3 所示。

表 3　内生转换模型估计结果

变量	*duration*0	*duration*1	*select*（选择模型）
cat_private	−419***	−194***	
	(19.89)	(59.37)	
peinvest	−103	32.88	
	(170.5)	(127.9)	

（续表）

变量	*duration*0	*duration*1	*select*（选择模型）
cat_bank	12.94		
	(405.6)		
capital	0.000105	0.00129	1.57*e*−06
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
capitalreal	106.4***	32.77	−0.02
	(28.19)	(59.39)	(0.076)
icp	78.49	−6.58	0.581***
	(52.09)	(47.51)	(0.106)
guaranteedcapital	236***	130.4	−0.13
	(60.07)	(124.6)	(0.221)
guaranteedcapitalinterest	39.51	328.2**	−0.93***
	(56.16)	(163.6)	(0.239)
guaranteedthirdparty	−9.68	−108**	0.695
	(53.38)	(45.87)	(0.103)
mortgage	−61.3	−37.6	0.385***
	(55.25)	(62.42)	(0.125)
vip	45.11	138.9	−0.60**
	(57.01)	(175.5)	(0.255)
riskreservefund	82.53	−129*	−0.00
	(54.12)	(74.28)	(0.138)
compensation	53.95	−87.7	−0.02
	(66.42)	(97.47)	(0.184)
association_national			1.301***
			(0.143)
association_local			1.265***
			(0.096)
association_chairman			0.147
			(0.204)
_cons	1003***	1624***	−0.80***
	(22.43)	(37.42)	(0.032)
/*lns*0			6.140***
			(0.024)
/*lns*1			6.093***
			(0.034)
/*r*0			−0.78***
			(0.102)
/*r*1			−0.74***
			(0.078)
*sigma*0			464.2
			(11.42)

（续表）

变量	*duration*0	*duration*1	*select*（选择模型）
*sigma*1			443.1
			(15.28)
*rho*0			−0.65
			(0.058)
*rho*1			−0.63
			(0.046)

注：***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平上显著，括号内为标准差。变量 *sigma*、/*lns*0、/*lns*1、/*r*0 和/*r*1 是最大似然估计中使用的辅助参数，其中，*sigma*0 和 *sigma*1 是模型回归部分残差的平方根，/*lns*0 和/*lns*1 是其对数，/*r*0 和/*r*1 是两个方程误差之间的相关系数。

内生转换模型的前提是二值选择方程和连续部分方程的误差项需要服从联合正态分布，最后一列似然比检验显示 chi2（2）＝124.00，Prob＞chi2＝0.00，即三个方程是联系在一起的，采用内生转换模型来克服样本选择偏差具有合理性。

模式转换模型中，*rho*_0 和 *rho*_1 的相关系数均为负且显著，这意味着，可能存在负向的选择效应，即存在不可观测的特征（如监管政策）会降低平台获取银行资金存管的概率，而如果不控制选择偏差，受不可观测变量的影响，最小二乘法的估计结果会产生向下的偏误。

选择模型中，加入互联网金融协会、第三方担保、采用质押抵押方式会增加 P2P 平台获得银行资金存管的可能性，符合预期，选择是否加入全国性的互联网金融协会作为替代变量，取得较好的效果。

（三）声誉的处理效应估计及比较

比较不同方法估计出的银行资金存管对平台生存状态的影响效应，如表 4 所示。

表 4　不同估计方法下银行资金存管的处理效应对比

方法	ATE	ATT	ATU
OLS		191.61***	
		(19.35)	
DID		178.21***	
		(9.13)	
加速失效法		0.412***	
		(0.0579)	
近邻匹配法（K＝4，Bootstrap）	200.85***	129.59***	231.20***
	(24.25)	(25.62)	(30.19)
内生转换模型	563	343	648

注：***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平上显著，括号内为标准差。

各种方法的结果简要比较如下：

(1) 普通最小二乘法估计的同质性平均收益为191天，即获得银行资金存管对样本总体的生存时间带来的平均效应是191天，获取银行存管有助于平台改善生存状况。但这一估计结果未考虑获取银行资金存管的选择性内生偏误。

(2) 在控制个体固定效应和时间效应后，构造对照组和处理组，利用倍差法，测算获得银行资金存管对网贷平台生存时间的影响，发现交叉项系数显著为正，即相较于未获得银行资金存管的平台，获得银行资金存管对网贷平台生存时间的改善约为178天。相较于普通最小二乘法，倍差法较好地控制了平台特征相似的因素，但亦无法修正选择性内生偏误。

(3) 建立包括全部被解释变量的加速失效时间模型，采用对数正态回归，考察获得银行资金存管对网贷平台平均寿命的半弹性为正，即平台在获得银行资金存管后，平均存活时间增加的比例为41.23%。

(4) 近邻匹配法控制了网贷平台组间特征差异，比较最为接近的样本之间获取银行资金存管和未获取银行资金存管的生存差异。对样本整体而言，如果相似的P2P平台获取银行资金存管，能够相对增加200天的生存时间；而处理组和非处理组的平均处理效应分别为129天和231天。

(5) 内生转换回归模型显示，对每一个随机的网贷平台而言，是否获得资金存管对生存状态的平均处理效应（ATE）为563天，获得银行资金存管的平均处理效应（ATT）为343天，未获得银行资金存管的平均处理效应（ATU）为648天，ATU＞ATE＞ATT。这意味着，声誉机制在对照组和处理组的作用存在较大异质性，这是导致负向选择偏差的重要原因。

（四）稳健性检验

1. 内生性误差检验

我们此前重点考虑了选择性偏差带来的内生偏误。事实上，内生偏误可能还来自遗漏P2P平台的“质量”变量，即网贷平台“质量”越好，越有可能获得银行资金存管，同时具有更强的生命力，这就给方程中带来内生性偏误。

常规的方法是采用工具变量法修正内生性偏误，但在尝试了若干变量组合后，并没有寻找到单一或者组合变量作为合适的工具变量。使用设立地点变量 $citylier1$、$citylier2$ 作为 $bankdep$ 的工具变量，进行2SLS回归后发现无法通过过度识别检验，尝试以是否获得风险投资作为平台质量的代理变量也面临类似的问题。

受含有内生变量的Probit模型启发，我们利用Probit模型估计平台获取银行资金存管的概率作为网贷平台质量的代理变量进入生存方程，以控制不

可观测的内生偏误。在修正内生偏误后，*bankdep* 的处理效应下降为 142 天，有大幅度的下降，但仍然在 1%的水平下显著。

2. 数据右删失的影响

P2P 平台生存时间是典型的右删失数据，使用生存分析模型，从生存曲线、参数回归和加速生效模型三个方面评估数据右删失对核心研究结论的影响，得到类似的结论。

五、外部声誉信号的筛选和指导机制分析

大量文献显示，筛选（screening）、指导（monitoring）是一个相对通用、较为成熟的声誉机制分析框架（Chemmanur *et al*.，2011；Li *et al*.，2020）。我们从“事前筛选”“事后指导”两个维度进行分析，试图验证银行是一开始就能够筛选出风险较低的网贷平台还是筛选后通过指导来提高平台的生存能力。

（一）筛选效应

因仅有部分平台获得银行资金存管，是否获得银行存管为一个概率事件（共有 850 家 P2P 平台获得银行资金存管，概率约为 27.8%）。采用基于部分可观测 Bivariate Probit 模型（万良勇等，2014），区分“申请必要性”和“申请通过”两个潜变量，考察哪些变量会影响到申请通过率，结果如表 5 所示。

表 5　部分可观测 Bivariate Probit 模型

	系数	标准差	z	$P>z$	95%置信区间	
被解释变量为申请必要性						
cat_statepart	−0.325	0.239	−1.36	0.174	−0.793	0.143
capital	0.000094	1.82E−05	5.17	0	5.83E−05	0.00013
capitalreal	−0.598	0.237	−2.52	0.012	−1.063	−0.133
transferany	0.0911	0.097	0.93	0.352	−0.10084	0.283
guaranteedcapital	−0.926	0.165	−5.59	0	−1.251	−0.601
vip	−1.003	0.240	−4.16	0	−1.475	−0.530
_cons	0.553	0.122	4.53	0	0.314	0.793
被解释变量为申请通过						
*bankdep*_copy						
*est*2013	0.842	0.307	2.74	0.006	0.239	1.445
*est*2016	0.733	0.116	6.29	0	0.504	0.961

（续表）

	系数	标准差	z	$P>z$	95%置信区间	
capital	−4.90E−06	1.91E−06	−2.56	0.01	−8.65E−06	−1.15E−06
capitalreal	1.135	0.256	4.43	0	0.633	1.636
peinvest	−0.00901	0.5201	−0.02	0.986	−1.028	1.010
cat_private	−1.3005	0.132	−9.82	0	−1.560	−1.040
autobidding	−0.143	0.0628	−2.28	0.023	−0.266	−0.0199
riskreservefund	−0.116	0.144	−0.81	0.417	−0.399	0.1652
association_national	1.412	0.497	2.84	0.004	0.438	2.386
association_local	1.592	0.294	5.41	0	1.0158	2.169
association_chairman	−0.5523	0.4724	−1.17	0.242	−1.478	0.373
guaranteedthirdparty	0.5087	0.1293	3.93	0	0.255	0.762
compensation	0.1136	0.1958	0.58	0.562	−0.270	0.497
mortgage	0.3077	0.1423	2.16	0.031	0.0286	0.586
_cons	−0.4676	0.1430	−3.27	0.001	−0.748	−0.187
/athrho	0.8423	0.3076	2.74	0.006	0.239	1.445
rho	−0.8821	0.0598			−0.957	−0.69

结果显示，股东背景、注册资本金、是否实缴还会影响银行通过率，显然银行更青睐具备国资背景的 P2P 平台。除此之外，P2P 平台的业务模式也会影响到银行存管的通过率，自动投标等更激进的 P2P 平台具有更低的通过率，而具备质押或者抵押的 P2P 平台则具有更高的通过率。这意味着，银行在针对性挑选网贷平台、提供资金存管服务上存在筛选效应，即相较于普通投资者，银行具有更强的能力、能够筛选出风险较低的网贷平台，这种筛选效应与风险投资机构筛选投资企业也是较为接近的。

（二）指导效应

除静态的筛选作用外，我们还尝试确认获得银行资金存管是否存在动态的指导作用。鉴于网贷平台获得银行资金存管的时间是不同的，使用渐进 DID 法与事件研究法进行结合，使用处理变量 $bankdep_{it}$ 代替标准 DID 方程中常用的交互项 $bankdep_i \times Post_t$，比较每一个网贷平台进入处理组的确定时点，观测网贷平台在接受处理的前 N 期和后 N 期的变化，分析在不同时间节点获得银行资金存管的政策渐进性，即测量是否存在动态的指导效应。

根据 Hauman 检验，应在固定效应模型中同时考虑时间效应和个体效应，使用双向固定效应模型，估计渐进 DID 的参数，结果如表 6 所示。

表 6　渐进 DID 估计结果

变量	传统 DID	渐进 DID	OLS 回归
	双向固定效应模型	双向固定效应模型	
bankdep	178.21***	122.26***	132.44***
	(9.13)	(10.04)	(36.61)
bankdeptime		0.15***	0.10
		(0.022)	(0.076)
year			
2017	250.57***	252.08***	252.01***
	(2.37)	(2.28)	(12.45)
2018	658.30***	654.61***	658.04***
	(9.17)	(9.32)	(16.59)
_cons	573.84***	573.88***	573.88***
	(2.79)	(2.81)	(8.65)
Number of obs	3 678	3 678	3 678
Number of groups	1 226	1 226	1
R-sq:			
within	0.8714	0.8725	
between	0.0097	0.0092	
overall	0.4256	0.4258	0.4259
F	10 354.45	6 817.13	655.35
Prob>*F*	0.0000	0.0000	0.0000
corr(*u_i*, *Xb*)	−0.0008	−0.0020	
sigma_u	326.12	326.22	
sigma_e	139.06	138.49	
rho	0.846	0.847	
个体固定效应	控制	控制	未控制
时间固定效应	控制	控制	未控制

注：***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平上显著，括号内为标准差。

渐进 DID 双向固定效应模型确认了动态指导效应的猜想，即获得银行资金存管的时间会影响到网贷平台的生存效应。与传统 DID 模型不同，动态指导效应随进入处理组的时间而发生变化，如图 3 所示，在样本期内的指导效应整体呈现动态提高趋势，即获得银行资金存管的时间越早，对生存状态的改善作用越大。

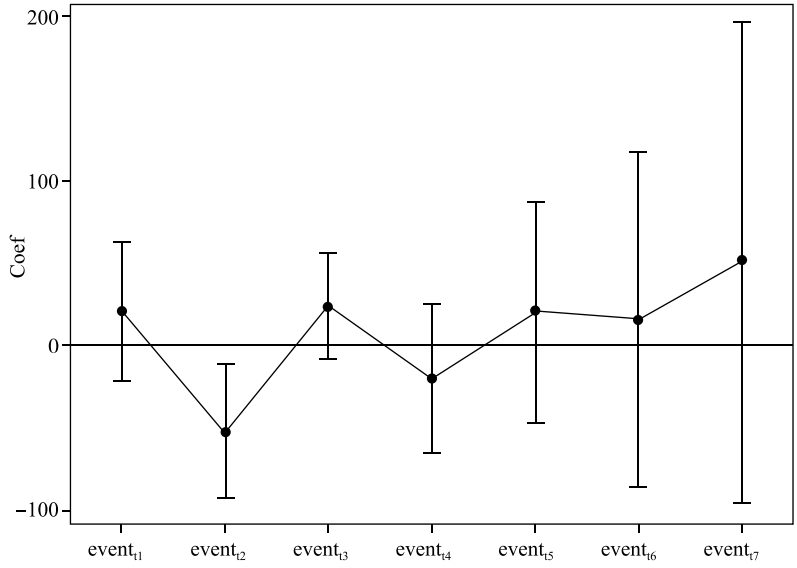

图 3 动态处理效应

注：纵轴代表估计的指导效应系数，横轴代表进入处理组时间先后的冲击事件。

六、声誉信号的作用渠道研究

参考张晓玫等（2016）、Koji（2016），我们对资金利率、资金期限两个渠道做检验，继续探索银行资金存管是通过何种渠道来影响网贷平台的生存时间和状态的。采用三阶段单一中介效应模型（Hayes，2009）发现，资金利率和资金期限在网贷平台生存状态中扮演着中介变量的角色，结果如表 7 所示。

表 7 中介效应检验结果

方程式	*bankdep*	*interest*	*period*	R^2
生存状态—声誉	91.52***			0.347
	(19.77)			
资金利率—声誉		0.886***		0.005
		(0.228)		
资金期限—声誉			4.567***	0.123
			(0.221)	
平台生存状态—资金	60.83***	18.38***	5.328***	0.381
期限—利率—声誉	(19.41)	(1.459)	(1.383)	

注：***、**、*分别代表 1%、5%和 10%的显著性水平，括号内为标准差。

中介效应模型的结果显示：首先，三个方程均通过了检验，即资金利率和资金期限是声誉机制作用于平台生存状态的两个途径。其次，比较中介效

应的大小。声誉的中介效应约占总效应的 33.5%，其中资金利率和资金期限中介效应分别占 6.9%和 26.58%，即经由资金期限途径的中介效应高于资金利率的中介效应。最后，从系数大小来看，即平均来看，获得银行资金存管后，平台的资金期限平均会上升 4.5 个月，且通过 1%的显著性检验，即声誉机制会吸引更长期限的资金。

虽然声誉与资金利率呈正相关关系与预期不符，但剔除资金期限对资金利率的正向影响，发现在资金期限不变的情况下，获得银行资金存管的平台利率下降幅度为 1.53%，符合预期。这一发现既与传统金融借贷的结论保持一致（Godlewski *et al*.，2012），也与钱炳（2015）发现高声誉借款人比低声誉借款人具有 2%显著的融资成本优势相互验证。这意味着在微观层面，声誉会影响投资者的出借意愿（陈冬宇等，2014），在中观层面，声誉会影响网贷平台的生存状态。这一发现支持了声誉收益函数的存在性，意味着声誉收益函数成为平台质量和平台声誉水平的一个分离条件，有助于实现多次博弈的分离均衡。

七、结论与政策建议

此前绝大多数相关研究集中在个人声誉（Kuwabara *et al*.，2017）和社群声誉（Benjamin，2010），我们将研究视角拓展至网贷平台的外部声誉机制，在经典的两方借贷模型中引入声誉机制（McIntosh and Wydick，2005），全面理解获得声誉信号在三方博弈中的作用，以规避传统借贷的误区（Bardsley and Meager，2019）。具有现实意义的核心结论包括：

第一，作为一个较为有效的声誉信号，银行资金存管有助于克服信息不对称问题。在投资者—网贷平台两方博弈难以实现满意的分离均衡情况下，引入商业银行，以提供资金存管的方式进行第三方认证，可有效降低市场风险，这一解决思路与联保贷款存在一定的相似性（赵岩青和何广文，2007；谢世清和李四光，2011）。

第二，银行资金存管在推动网贷行业发展中发挥着积极作用。利用内生转换模型纠正内生选择偏差（Fan *et al*，2016；Newberry and Zhou，2019），发现与获取风险投资、第三方抵押担保、风险准备金等因素相比，获得银行资金存管能够显著延长平台生存时间，证实外部声誉机制与股东背景、平台风险管理、制度环境同样重要（Liu *et al*，2019），均是影响 P2P 平台生存状态的重要因素。

为切实防范金融风险、推动互联网金融行业长期健康发展，本文提出以下建议：首先，在互联网金融和数字金融行业中推广银行资金存管，包括股

权众筹（方兴和王博，2019）、互联网保险助贷、联合信贷等均可以全面对接银行资金存管系统。其次，要密切关注互联网金融机构的异化问题，防范信息中介和交易平台类机构（如互联网基金销售）蜕变为信用中介。另外，通过认证、社会参与等多种方式提升声誉机制，强化数字金融中的信用与信任机制。

围绕着数字金融的信任和声誉机制，后续研究方向包括：完善多方博弈模型，定量分析第三方认证和信号机制准确性对于交易结果的差异化影响；基于平台经济这一新型的资源配置方式，探索引入区块链等新技术，搭建和完善信用与信任网络，提升交易的可信度。

参 考 文 献

[1] 巴曙松、侯鑫彧、张帅，“基于生存模型的P2P平台生存规律与政策模拟研究”，《当代财经》，2018年第1期，第44—56页。

[2] Bardsley, P., and R. Meager, “Competing Lending Platforms, Endogenous Reputation, and Fragility in Microcredit Markets”, *European Economic Review*, 2019, 112, 107-126.

[3] Benjamin, C. R. H., “Sending Mixed Signals: Multilevel Reputation Effects in Peer-to-Peer Lending Markets”, *Proceedings of the Cscw*, 2010, 197-206.

[4] Cassar, A., L. Crowley, and B. Wydick, “The Effect of Social Capital on Group Loan Repayment: Evidence from Field Experiments”, *The Economic Journal*, 2007, 117 (517), 85-106.

[5] Certo, S. T., J. R. Busenbark, and H. S. Woo, “Sample Selection Bias and Heckman Models in Strategic Management Research”, *Strategic Management Journal*, 2016, 37 (13), 2639-2657.

[6] Chemmanur, T. J., K. Krishnan, and D. K. Nandy, “How Does Venture Capital Financing Improve Efficiency in Private Firms? A Look Beneath the Surface”, *The Review of Financial Studies*, 2011, 24 (12), 4037-4090.

[7] 陈冬宇、朱浩、郑海超，“风险、信任和出借意愿——基于拍拍贷注册用户的实证研究”，《管理评论》，2014年第1期，第150—158页。

[8] Dastidar, P., “International Corporate Diversification and Performance: Does Firm Self-selection Matter? ”, *Journal of International Business Studies*, 2009, 40 (1), 71-85.

[9] Dewally, M., and L. Ederington, “Reputation, Certification, Warranties, and Information as Remedies for Seller-Buyer Information Asymmetries: Lessons from the Online Comic Book Market”, *Journal of Business*, 2006, 79 (2), 693-729.

[10] Fan, Y., J. Ju, and M. Xiao, “Reputation Premium and Reputation Management: Evidence from the Largest E-commerce Platform in China”, *International Journal of Industrial Organization*, 2016, 46 (5), 63-76.

[11] 方兴、王博，“什么为众筹发起人带来了超额筹资？——基于羊群效应和粉丝经济视角的研究”，《经济学》(季刊)，2019年第18卷第3期，第1061—1080页。

[12] 高觉民、赵沁乐，“P2P网络借贷平台信用风险——博弈视角下声誉机制的混同均衡”，《南京财经大学学报》，2017年第2期，第96—108页。

[13] Godlewski, C. J., B. Sanditov, and T. Burger-Helmchen, "Bank Lending Networks, Experience, Reputation, and Borrowing Costs: Empirical Evidence from the French Syndicated Lending Market", *Journal of Business Finance & Accounting*, 2012, 39 (1-2), 113-140.

[14] 龚强、王璐颖，"普惠金融、风险准备金与投资者保护——以平台承诺担保为例"，《经济学》(季刊)，2018 年第 17 卷第 4 期，第 1581—1598 页。

[15] Hayes, A. F., "Beyond Baron and Kenny: Statistical Mediation Analysis in the New Millennium", *Communication Monographs*, 2009, 76 (4), 408-420.

[16] Heckman, J. J, and E. J. Vytlacil, "Econometric Evaluation of Social Programs, Part I: Causal Models, Structural Models and Econometric Policy Evaluation", In: Heckman, J. J. and E. E. Leamer (eds.), *Handbook of Econometrics*, 2007, (6), 4779-4874. Elsevier.

[17] 何光辉、杨咸月、蒲嘉杰，"中国 P2P 网络借贷平台风险及其决定因素研究"，《数量经济技术经济研究》，2017 年第 11 期，第 45—63 页。

[18] Hu, X., and F. Schiantarelli, "Investment and Capital Market Imperfections: A Switching Regression Approach Using U. S. Firm Panel Data", *Review of Economics and Statistics*, 1998, 80 (3), 466-479.

[19] 黄晓红、樊艳甜、吕睿，"声誉信号传递与 P2P 网络借贷平台逆向选择约束研究"，《郑州轻工业学院学报（社会科学版）》，2017 年第 3 期，第 68—73 页。

[20] 黄彦彦、李雪松，"涉房决策与中国制造业企业研发投入"，《财贸经济》，2017 年第 8 期，第 144—160 页。

[21] Iyengar, R. J., and E. M. Zampelli, "Self-selection, Endogeneity, and the Relationship between CEO Duality and Firm Performance", *Strategic Management Journal*, 2009, 30 (10), 1092-1112.

[22] Kirkeboen, L. J., E. Leuven, and M. Mogstad, "Field of Study, Earnings, and Self-selection", *The Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131 (3), 1057-111.

[23] Koji, A., "Reputation Acquisition in Imperfect Financial Markets", *Economics Letters*, 2016, 139 (2), 76-78.

[24] Kuwabara, K., D. Anthony, and C. Horne, "In the Shade of a Forest Status, Reputation, and Ambiguity in an Online Microcredit Market", *Social Science Research*, 2017, 64 (5), 96-118.

[25] Li, E., L. Liao, Z. Wang, and H. Xiang, "Venture Capital Certification and Customer Response: Evidence from P2P Lending Platforms", *Journal of Corporate Finance*, 2020, 60, 101533.

[26] 李维安、吴德胜、徐皓，"网上交易中的声誉机制——来自淘宝网的证据"，《南开管理评论》，2007 年第 5 期，第 36—46 页。

[27] 李雪松、詹姆斯·赫克曼，"选择偏差、比较优势与教育的异质性回报：基于中国微观数据的实证研究"，《经济研究》，2004 年第 4 期，第 91—99 页。

[28] 李焰、张迎新、王琳，"声誉的信息含量——来自 P2P 网络借贷的证据"，《管理评论》，2019 年第 4 期，第 3—18 页。

[29] 刘伟、夏立秋、王一雷，"动态惩罚机制下互联网金融平台行为及监管策略的演化博弈分析"，《系统工程理论与实践》，2017 年第 5 期，第 1113—1122 页。

[30] Liu, Q., L. Zou, X. Yang, and J. Tang, "Survival or Die: A Survival Analysis on Peer-to-Peer Lending Platforms in China", *Accounting & Finance*, 2019, 59, 2105-2131.

[31] 陆松新、兰虹，"风险投资、第三方资金托管与中国 P2P 网络借贷平台成交量——基于 P2P 网络

借贷投资者的视角”，《西南金融》，2015年第11期，第50—57页。

[32] McIntosh，C.，and B. Wydick，“Competition and Microfinance”，*Journal of Development Economics*，2005，78（2），271-298.

[33] Newberry，P.，and X. Zhou，“Heterogeneous Effects of Online Reputation for Local and National Retailers”，*International Economic Review*，2019，60（4），1565-1587.

[34] Ohnemus，J.，“Does IT Outsourcing Increase Firm Success? An Empirical Assessment Using Firm-Level Data”，2007，ZEW-Centre for European Economic Research Discussion Paper No. 07-087，Available at SSRN：https：//ssrn.com/abstract=1084809.

[35] Padilla，J.，and M. Pagano，“Sharing Default Information as a Borrower Discipline Device”，*European Economic Review*，2000，44（10），1951-1980.

[36] 钱炳，“借款人声誉对融资成本的影响研究——来自P2P网络借贷平台‘拍拍贷’的经验证据”，《东北大学学报（社会科学版）》，2015年第2期，第141—147页。

[37] Schank，T.，C. Schnabel，and J. Wagner，“Higher Wages in Exporting Firms：Self-selection，Export Effect，or Both? First Evidence from Linked Employer-Employee Data”，*Review of World Economics*，2010，146（2），303-322.

[38] 宋献中、胡珺、李四海，“社会责任信息披露与股价崩盘风险——基于信息效应与声誉保险效应的路径分析”，《金融研究》，2017年第4期，第165—179页。

[39] 孙宝文、牛超群、赵宣凯、荆文君，“财务困境识别：中国P2P平台的风险特征研究”，《中央财经大学学报》，2016年第7期，第32—43＋55页。

[40] 万良勇、邓路、郑小玲，“网络位置、独立董事治理与公司违规——基于部分可观测Bivariate Probit模型”，《系统工程理论与实践》，2014年第12期，第3091—3102页。

[41] 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”，《中国工业经济》，2014年第4期，第165—179页。

[42] 王剑锋、张超，“准入门槛与P2P平台质量——一个基于制度金融的实证分析”，《国际金融研究》，2019年第11期，第35—44页。

[43] 王静、徐光，“证券承销商声誉机制初探”，《技术经济与管理研究》，2005年第4期，第63—64页。

[44] 王霞、徐晓东、王宸，“公共压力、社会声誉、内部治理与企业环境信息披露——来自中国制造业上市公司的证据”，《南开管理评论》，2013年第2期，第82—91页。

[45] 王雄元、张春强，“声誉机制、信用评级与中期票据融资成本”，《金融研究》，2013年第8期，第150—164页。

[46] 王宇、李海洋，“管理学研究中的内生性问题及修正方法”，《管理学季刊》，2017年第2期，第20—47页。

[47] 韦起、魏云捷，“基于Markov-vine copula的我国网贷平台对传统金融机构风险传染效应研究”，《系统工程理论与实践》，2018年第2期，第317—328页。

[48] 吴德胜、李维安，“集体声誉、可置信承诺与契约执行——以网上拍卖中的卖家商盟为例”，《经济研究》，2009年第6期，第142—154页。

[49] 吴佳哲，“基于羊群效应的P2P网络借贷模式研究”，《国际金融研究》，2015年第11期，第88—96页。

[50] 谢世清、李四光，“中小企业联保贷款的信誉博弈分析”，《经济研究》，2011年第1期，第97—111页。

[51] 俞林、康灿华、王龙，“互联网金融监管博弈研究：以 P2P 网贷模式为例”，《南开经济研究》，2015 年第 5 期，第 126—139 页。

[52] 张海洋，“信息披露监管与 P2P 借贷运营模式”，《经济学》(季刊)，2017 年第 16 卷第 1 期，第 371—392 页。

[53] 张晓玫、梁洪、卢露，“网络借贷中信息不对称缓解机制研究——基于信号传递和双边声誉视角”，《经济理论与经济管理》，2018 年第 2 期，第 64—80 页。

[54] 张晓玫、王博、周玉琴，“非完全利率市场化下网络借贷的利率定价有效吗——来自‘人人贷’的微观借贷证据”，《南开管理评论》，2016 年第 4 期，第 98—110 页。

[55] 赵岩青、何广文，“农户联保贷款有效性问题研究”，《金融研究》，2007 年第 7 期，第 64—80 页。

Bank Depository, Reputation Signal, and P2P Platform Survival Status
—Evidence from Microdata

ZHANG Shuai BA Shusong
(Peking University)
HOU Xinyu*
(Sun Yat-sen University)

Abstract: We collect microdata on peer-to-peer lending platforms and adopt the endogenous switching regression model to quantify the positive effect of bank depository. After correcting for endogenous bias, the average reputation effect is calculated to be 563 days. The Bivariate Probit model and the time-varying Difference-in-Differences (DID) approach validate that this positive effect arises from "screening" and "mentoring", confirming that banks play a role of third-party certification. The intermediary effects model results suggest that bank exerts an effective external reputation signal and affects the viability of online lending platforms through two intermediary pathways: funding rate and funding maturity.

Keywords: peer-to-peer lending; bank depository; reputation

JEL Classification: D82, L14, G21

* Corresponding Author: Hou Xinyu, Business School, Sun Yat-sen University, No. 135 Xingang West Road, Guangzhou, Guangdong 510275, China; Tel: 86-13820436012; E-mail: 996034119@qq.com.