

信贷需求、信贷约束和新创小微企业¹

尹志超², 马双³

摘要 小微企业对我国经济增长、就业有显著贡献,研究小微企业尤其是新创小微企业的融资现状具有重要理论和现实意义。本文基于中国家庭金融调查(CHFS)的微观数据研究发现,新创小微企业具有更加强烈的信贷需求,但在正规信贷市场上受信贷约束的概率显著高于其他小微企业。新创小微企业向正规信贷机构申请贷款时,更容易遭到拒绝。同时考察新创小微企业各融资决策过程的极大似然估计(MLE)还显示,控制企业各特征变量后,新创小微企业在信贷市场上需要资金的概率越大,获得银行贷款的概率也越大。而且,新创小微企业受正规信贷约束的概率与其选择民间借贷的概率正相关,对新创小微企业而言民间借贷市场更多以新创小微企业受正规信贷约束后的替代市场出现。对政策制定者而言,改善小微企业融资环境,特别是缓解新创小微企业的正规信贷约束,是解决小微企业融资难需要重点考虑的问题。同时,正规借贷市场上企业融资环境的改善有利于民间借贷市场的规范,从而降低金融风险。

关键词 信贷需求;信贷约束;新创小微企业;非正规信贷;创业

DOI:10.16513/j.cnki.cje.2016.03.007

0 引言

小微企业在国民经济中扮演着重要角色。数据显示^①,经工商登记注册的小微企业有1023万户,占中国企业总数的99%,提供了85%的城乡就业岗位,

1 感谢国家自然科学基金项目(71373213、71171167)、中组部青年拔尖人才支持计划、教育部新世纪优秀人才支持计划、中央高校基本科研业务经费专项资金、“科技金融支持种子期企业发展研究”(JR201506)资助。

2 尹志超,首都经济贸易大学金融学院教授,E-mail: yzc@cueb.edu.cn。

3 马双,西南财经大学经济学院、中国家庭金融调查与研究中心副教授,E-mail: shuangma@swufe.edu.cn。

① 彭真怀:从国家战略高度支持小微企业,搜狐财经(<http://business.sohu.com/20120116/n332285818.shtml>)2012年1月16日。

最终产品和服务占国内生产总值的60%,上缴税收占全国企业的54.3%。因此,支持小微企业创立及发展具有重要的战略意义。

但是,融资难始终是困扰小微企业创立与发展的一个重大问题。研究显示,创业前信贷约束将显著降低家庭创业的概率。Knight(1921)提出,承担风险是企业家的一个重要特质之一,由于逆向选择和道德风险的存在,资本市场并不能提供足够的资金给创业者。创业者只能自己筹集创业资金并承担失败的风险。Evans and Jovanovic(1989)构建了信贷约束下的创业选择模型,证明了Knight(1921)的观点。更为重要的是,其研究显示,财富水平与创业选择有着显著正相关关系,资本对创业至关重要,信贷约束将阻碍企业家形成。Paulson and Townsend(2004)利用泰国农村和城乡结合部的数据进行非参数估计,结果显示信贷约束是影响家庭开展创业活动的重要因素,资本积累越多的家庭更可能创业,或者是更可能对已有的产业再进行投资。Cagetti and Nardi(2006)也得出信贷约束制约着创业行为发生的结论,同时信贷约束还会影响创业的规模和层次。Lelarge et al. (2010)用DID估计方法,研究1988—1999年间法国的“贷款保证计划”对创业的影响,发现这一计划对新增企业的数目没有影响,但显著提高了创业申请的规模,并促进新创企业的发展。^①

创业后信贷约束将影响企业的发展,而且根据企业的生命周期理论,信贷约束对不同阶段企业的影响也不同。在创业和生存阶段,企业需要投入初始固定资产和开拓市场的资金,融资对企业极为重要。但由于企业没有过去的经营记录,经营环境的嵌入程度较低,合规性认知不高,企业从银行获得贷款的可能性非常小,即“新创负债”(姜翰等,2009)。在成功阶段,企业获得了利润和盈余,资金相对充足,信贷约束将有所缓解。在扩张阶段,企业进行大规模扩张又使其对资金的依赖性迅速上升。在成熟阶段,企业市场稳定、利润率高,企业对资金的依赖性再次下降。实证研究发现,创业后的信贷约束对企业的发展也至关重要。Briggerman et al. (2009)发现信贷约束将使农业产值降低3%,使非农产值降低13%。Bannerjee and Duflo(2004)发现直接的信贷能够促进企业销售和利润的增长,而大量的企业却经历严重的信贷约束。Muûls(2008)用比利时的数据发现,低信贷约束和高生产率的企业更可能从事出口,信贷约束对出口目的地的广度也具有重要影响。Aghion et al. (2009)发现企业信贷约束可能导致宏观经济波动加剧,增长下降。^②

^① Hurst and Lusardi(2004)发现,流动性约束并不是阻碍美国家庭创业的主要因素。

^② 就信贷约束产生的原因,大量的文献也进行了严谨的分析。Blanchflower et al. (2003)发现在美国的小企业信贷市场上,黑人拥有的小企业被信贷拒绝的可能性是其他企业的两倍,这表明信贷约束可能是由歧视引起。Grant(2007)用美国消费支出调查数据研究发现,美国26到31岁的家庭中有31%的家庭存在信贷约束,而教育、种族、收入、性别等因素都会对信贷约束产生影响。Okurut et al. (2004)用乌干达的家庭调查数据,采用Heckman的样本选择模型,研究了非正规金融部门的信贷需求和信贷供给,发现年龄、教育等社会经济变量会对家庭的信贷需求和信贷供给构成重要影响。

国内文献也讨论了信贷约束与创业的关系,但这些研究均关注家庭创业前的信贷约束,就新创小微企业信贷约束的现状以及影响因素的研究还几乎没有。朱喜和李子奈(2006)的研究表明,中国农户受到了严重的正规金融信贷约束,不利于农村经济的发展和改革。王冀宁、赵顺龙(2007)进一步分析了农户贷款困境的原因。程郁和罗丹(2009)考虑到农户“是否受到信贷约束”和创业概率可能存在的内生性问题,在 Probit 模型估计中将“与金融机构的距离”和“是否是信用社社员”做为信贷约束的工具变量,结果并没有找到信贷约束对农户创业选择有直接影响的证据,但他们得到了一些有用的结论,如在家庭受到信贷约束的条件下,农户主的学历、经营土地面积和当地企业数量显著增加了创业的概率。肖华芳和包晓岚(2011)用湖北省 930 家农村微小企业的数据进行实证分析,发现农村金融市场存在明显的流动性约束,只有不到 60% 的农户创业者能从正规金融机构获得创业资金。马光荣和杨恩艳(2011)使用中国农村的调查数据,发现无法获得正规金融机构借款的农民,可以依靠亲友借款来满足其创办和发展个体企业的资金需求,更有可能创办自营工商业,从侧面反映了正规金融的信贷约束抑制了农村家庭的创业行为。Héricourt and Poncet (2007)用中国企业数据研究发现,大量外资进入缓解了国内私营企业的信贷约束。刘西川等(2009)采用 Tobit 模型研究了影响农户贷款需求及其规模的因素。Wang (2012)用 DID 的方法,研究发现中国 1994 年住房开始实施改革政策后,国有部门员工创业的概率增加,其中一个可能的因素是国有房屋私有化使家庭财富增加,放松了信贷约束。

基于中国家庭金融调查的大型微观数据库,本文将研究新创小微企业的信贷需求、信贷约束、非正规信贷需求等融资行为。首先,创业将带来创新,新创企业能否突破生存阶段的限制而得以顺利发展对经济的长期增长具有重要意义。其次,相比于其他新创企业对经济的重要性,新创小微企业死亡率最高。根据中国家庭金融调查数据,2013 年经营的工商业企业中,2015 年有 30% 死亡。究竟新创小微企业的信贷需求受哪些因素影响,是什么因素约束了新创小微企业的信贷?这些都是亟须用严谨的研究予以回答的问题。再次,对新创小微企业融资问题的研究有利于政府为促进“大众创业,万众创新”的融资政策的制定提供建议。

本文基于 Probit 模型和 Tobit 模型的研究显示,新创小微企业受到的信贷约束最严重。新创小微企业具有更加强烈的信贷需求,但在正规信贷市场上受到显著的信贷约束。当他们向正规信贷机构申请贷款时,更容易遭到拒绝。在正规信贷市场受到信贷约束的新创小微企业,会有更高的概率到非正规信贷市场去融资。本文还进一步采用极大似然法(MLE)同时估计新创小微企业是否有信贷资金需求,以及需要信贷资金的新创小微企业是否受到正规信贷的约

束;在受到正规信贷约束后,新创小微企业是否转向民间借贷市场等一系列选择过程,结论也与预期一致。

就政策含义来讲,改善小微企业融资环境,特别是缓解新创小微企业的信贷约束,是政策制定者解决小微企业融资难需要重点考虑的问题。同时,从正规金融与民间金融的替代关系来看,新创小微企业在正规金融市场上融资环境的改进也有利于民间借贷市场的规范,有利于民间金融市场风险的降低。

1 数据和变量

1.1 数据

本文所用数据来自西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心开展的中国家庭金融调查(China household finance survey, CHFS)项目。中国家庭金融调查是一项全国性调查,也是中国首个以家庭金融为主题的调查。该项目在中国28个省市自治区(新疆、西藏、内蒙除外)采用与人口规模成比例(PPS)的抽样方法,抽中80个县、市、区;在每个县、市、区抽出四个社区(村/居委会);最后,在每个社区,采用地图地址法绘出住宅分布图,然后随机抽取20~50户家庭,采用计算机辅助调查系统(computer assisted personal interview, CAPI)进行入户访问。该项目采用了多项措施控制抽样误差和非抽样误差,数据代表性好、质量高。

中国家庭金融调查2011年进行了第一轮调查,共获得了8400多个有效样本。在样本中,共有1124个家庭从事工商业生产经营项目,根据中国《中小企业划型标准规定》,本文选定了雇佣员工数量小于100人的家庭工商生产经营项目作为小型和微型企业的界定。这样,本文的样本还剩下1104个小微企业,表1是样本中小微企业的雇佣员工数量分布。

表1 小微企业雇佣员工数量分布

雇佣员工数量/人	企业数量	百分比/%
0	741	67.12
1	57	5.16
2	72	6.52
3	38	3.44
4	23	2.08
5	30	2.72
6	18	1.63
7	9	0.82

续表

雇佣员工数量/人	企业数量	百分比/%
8	13	1.18
9	2	0.18
10	20	1.81
12	7	0.63
13	4	0.36
14	1	0.09
15	12	1.09
16	1	0.09
17	1	0.09
18	3	0.27
20~80	52	4.71
合计	1104	100.00

从表1可知,在本文的样本中,有741个小微企业没有雇佣员工,占67.12%;雇佣8个以下员工的小微企业数量达到1001个,占90.67%。因此,本文的样本是家庭拥有的小微企业。

1.2 变量

本文关注的核心变量含义如下:

信贷需求:信贷需求存在度量的困难。不过,在中国家庭金融调查问卷中,设计了详细的关于信贷需求的问题。本文对信贷需求的度量包含三个方面的内容:一是已经为生产经营项目获得了银行贷款的小微企业,本文界定为有信贷需求。二是在没有银行贷款的小微企业中,没有贷款的原因有:需要,但没有申请;申请过被拒绝;曾经有贷款,现已还清;即使选择了以上三个选项的家庭,本文仍然界定为有信贷需求。三是除了银行贷款以外,如果小微企业还从其他渠道借过钱来从事生产经营,则也界定为有信贷需求。第三类需求,本文也称之为非正规信贷需求,由于中国小微企业对非正规信贷的高度依赖,本文会对此进行专门研究。从本文对信贷需求的界定来看,该变量既包含了现实的信贷需求,也包含了潜在的信贷需求;既包含了正规信贷需求,也包含了非正规需求。因此,本文对信贷需求的界定比较全面。

上述界定是把信贷需求视为一个离散选择变量,作为哑变量处理。为了进一步考察小微企业对信贷的需求强度,本文用小微企业从银行获得贷款的数量和从其他途径借款的数量作为信贷需求量的度量,从其他途径借款的数量也作为非正规信贷需求量的衡量指标。这样,信贷需求量就包含了正规信贷需求量和非正规信贷需求量两部分。

信贷约束: 中国家庭金融调查询问了“该生产经营项目为什么没有银行贷款?”选项为:“1. 不需要; 2. 需要, 但没有申请; 3. 申请过被拒绝; 4. 曾经有贷款, 现已经还清。”借鉴相关文献的做法(Jappelli, 1990; Guiso et al., 1996), 本文将选项为 2 和 3 的家庭界定为正规信贷约束的家庭。

新创小微企业: 根据 2011 年的中国家庭金融调查数据, 本文将成立时间在 1 年以内的小微企业界定为新创小微企业。

从表 2 可知, 在小微企业中, 有信贷需求的数量为 341, 占 32.95%; 受到信贷约束的小微企业数量为 162, 占 15.65%; 有非正规信贷需求的小微企业数量为 356, 占 32.28%。新创小微企业有信贷需求的数量为 22, 占 43.14%; 受到信贷约束的数量为 14, 占 27.45%; 有非正规信贷需求的数量为 24, 占 45.28%。因此, 新创小微企业正规信贷需求和非正规信贷需求均显著高于其他小微企业, 受到信贷约束的比例也显著高于其他小微企业。本文接下来将对此进行严谨的实证研究。

表 2 新创小微企业与信贷需求、信贷约束

	新创小微企业		总体	
	数量	百分比/%	数量	百分比/%
信贷需求				
没有	29	56.86	694	67.05
有	22	43.14	341	32.95
信贷约束				
没有	37	72.55	873	84.35
有	14	27.45	162	15.65
非正规信贷需求				
没有	29	54.72	747	67.72
有	24	45.28	356	32.28

控制变量包括家庭人口统计特征信息、小微企业特征信息和地区变量等。

家庭和人口特征信息: 户主的年龄、性别、受教育程度、婚姻状况、家庭规模等。受教育程度本文以未上过学作为参照组, 引入哑变量: 中小学, 包括小学和中学; 高中, 包括高中、中专和职高; 大学, 包括大专以上学历。

小微企业特征信息: 家庭小微企业的规模、所处行业等。根据国家行业分类标准, 本文将小微企业所属行业分为: 制造建筑类, 包括采矿业、制造业、电力、煤气及水的生产和供应业、建筑业等; 批发零售业; 住宿餐饮业; 服务业, 包括租赁和商务服务业、居民服务和其他服务业等; 文体业, 包括文化、体育和娱乐业等。以制造建筑类小微企业为参照组, 本文引入了 4 个行业哑变量。

关于小微企业的规模, 文献中常用总资产作为度量指标。但是用总资产度

量的小微企业经营规模可能具有内生性。因为信贷需求、信贷约束对负债具有直接影响,而负债是总资产的重要组成部分。为了消除可能的内生性影响,本文将总资产减去总负债,形成小微企业的自有资本规模变量。小微企业自有资本可能有两个来源,一是家庭投入小微企业的自有资本;二是小微企业自身的积累,留存收益沉淀逐渐积累形成资本。显然,这两个来源受到当期信贷需求、信贷约束影响的可能性较小。因此,使用小微企业自有资本规模可以在很大程度上避免内生性。对小微企业的总资产和自有资本变量文中均取了对数。

另外,为了控制地域的差异,以东部地区为参照组,本文引入了中部地区和西部地区 2 个哑变量。

2 新创小微企业信贷需求与信贷约束

2.1 回归模型设定

本文估计小微企业信贷需求的模型为:

$$Cdemand_i = \alpha E_i + \beta X_i + u_i \quad (1)$$

模型(1)中 E_i 为新创小微企业哑变量,如果小微企业 i 成立时间在 1 年以内,则取值为 1,否则为 0。 $Cdemand_i$ 表示信贷需求,有两重含义:一是是否需求信贷资金;二是信贷资金的需求量。因此,模型(1)又可以进一步细化为两个模型:

$$Prob(Cdemand_i = 1) = \alpha E_i + \beta X_i + u_i \quad (2)$$

模型(2)是一个离散选择模型,由于本文的数据中可以获得该家庭是否需要银行贷款的信息,因此 $Cdemand_i$ 可以比较准确地表示是否需要银行贷款。

另一方面,当信贷资金需求为正时,信贷需求是一个可以观测的变量;但信贷资金需求不为正时,信贷需求无法观测。因此,本文采用 Tobit 模型进一步估计信贷需求量的影响因素。

$$\begin{aligned} Cdemand_A_i^* &= \alpha E_i + \beta X_i + u_i \\ Cdemand_A_i &= \max(0, Cdemand_A_i^*) \end{aligned} \quad (3)$$

类似地,本文还根据小微企业是否获得非正规信贷,以及获得非正规信贷的规模对小微企业的非正规信贷需求进行研究。

考察企业的信贷约束时,本文运用的基本模型为:

$$Prob(Cdconstraint_i = 1) = \alpha E_i + \beta X_i + u_i \quad (4)$$

$Cdconstraint$ 为信贷约束哑变量,若受正规信贷约束,取值为 1,否者为 0。

2.2 信贷需求

本文首先用模型(2)估计新创小微企业的信贷需求。表 3 中第(1)列是用

OLS 模型估计的结果,第(2)列是用 Probit 模型估计的结果。从初步的结果可知,在 OLS 估计中,新创小微企业的系数为 0.10,不过统计上并不显著;在 Probit 估计中,新创小微企业的边际效应为 0.10,在统计上仍然不显著。两个模型的估计结果表明^①,新创小微企业有更高信贷需求概率,但回归结果不显著。

表3 新创小微企业和信贷需求

	OLS(1)	Probit(2)
新创小微企业	0.09631 (0.07086)	0.09922 (0.07299)
自有资本	-0.3463 (0.2213)	-0.3395 (0.3070)
家庭非经营性收入	0.04467 (0.1055)	0.04066 (0.1022)
家庭规模	0.01962** (0.009995)	0.02017** (0.01021)
户主年龄	0.01079 (0.007051)	0.01180 (0.007686)
户主年龄平方	-1.280e-04* (7.469e-05)	-1.416e-04* (8.348e-05)
中小学	0.08304 (0.06940)	0.08636 (0.07780)
高中	0.1191 (0.07579)	0.1291 (0.08984)
大学	0.1159 (0.08139)	0.1268 (0.09740)
男性	0.05268* (0.03024)	0.05223* (0.03046)
已婚	-0.03410 (0.05098)	-0.03580 (0.05341)
批发零售业	-0.09200** (0.03658)	-0.09006*** (0.03482)
住宿餐饮业	-0.2121*** (0.04661)	-0.1946*** (0.03837)
服务业	-0.04953 (0.05108)	-0.04772 (0.04739)

^① 为了对比用总资产和自有资本衡量小微企业经营规模的差异,本文分别进行估计,结果表明两者之间没有显著差异。在本文余下部分,将用自有资本作为控制变量。

续表

	OLS(1)	Probit(2)
文体业	-0.1084 (0.07753)	-0.09687 (0.06627)
中部地区	0.09599*** (0.03355)	0.09806*** (0.03479)
西部地区	0.06741 (0.04175)	0.07111 (0.04434)
常数项	6.0528 (4.3977)	
样本量	1020	1020
R^2	0.039	

注：***表示结果在1%的置信水平下显著，**表示结果在5%的置信水平下显著，*表示结果在10%的置信水平下显著。Probit模型估计结果报告的是边际效应(marginal effects)。括号中报告的是稳健标准差(robust standard errors)。本文以下部分相同。

从控制变量来看,自有资本规模对信贷需求的影响为负,但统计上不显著;家庭非经营性收入对信贷需求没有显著影响;户主年龄对信贷需求具有显著正向影响,但呈现非线性特征。家庭规模对信贷规模也具有显著的正向影响;户主受教育程度、性别、婚姻状况对小微企业信贷需求没有显著影响。从小微企业的行业来看,信贷需求最大的是制造建筑类企业,批发零售、住宿餐饮企业的信贷需求较小。从地区分布来看,中部地区的小微企业信贷需求显著高于东部地区小微企业信贷需求,原因有待进一步研究。

为了考察新创小微企业信贷需求的特点,本文进一步估计新创小微企业对信贷需求量的影响,结果见表4。

表4 新创小微企业和信贷需求量

	OLS(1)	Tobit(2)
新创小微企业	1.4833* (0.7871)	3.4773** (1.6909)
自有资本	-11.502*** (2.0344)	-17.895*** (4.6482)
家庭非经营性收入	0.7903 (1.2526)	1.4157 (2.9376)
家庭规模	0.1632 (0.1130)	0.4328 (0.2962)
户主年龄	0.01752 (0.08249)	0.08381 (0.2230)
户主年龄平方	-6.067e-04 (8.795e-04)	-0.002069 (0.002461)

续表

	OLS(1)	Tobit(2)
中小学	-0.1164 (0.7948)	-0.6758 (2.1679)
高中	0.8062 (0.8705)	1.2093 (2.3141)
大学	-0.4148 (0.9487)	-2.2341 (2.5622)
男性	0.4966 (0.3432)	0.9794 (0.8801)
已婚	0.1142 (0.5802)	0.2960 (1.4917)
批发零售业	-0.7530* (0.4202)	-1.5896 (1.0325)
住宿餐饮业	-1.3087** (0.5444)	-2.6345* (1.4238)
服务业	-1.0822* (0.5654)	-2.4652* (1.4930)
文体业	-1.2257 (0.8142)	-2.3526 (2.1525)
中部地区	0.7712** (0.3793)	2.1649** (0.9641)
西部地区	0.8419* (0.4610)	2.5576** (1.1653)
常数项	213.80*** (42.884)	320.80*** (97.887)
样本量	1023	1023
R ²	0.044	

从表4可知,在OLS和Tobit模型中,新创小微企业的信贷需求量均显著高于其他小微企业。在OLS估计中,新创小微企业的系数为1.48,在10%的置信水平下显著;在Tobit估计中,新创小微企业的系数为3.48,在5%的置信水平下显著。这表明,创业阶段的小微企业信贷需求的数量显著高于其他生命周期的小微企业。因此,政府的相关政策需要重视对新创小微企业提供更多的金融服务。从其余控制变量来看,小微企业的自有资本规模对信贷需求量具有显著的负向影响,且在1%的置信水平下显著;家庭的非经营收入、家庭规模、户主年龄、户主性别、户主婚姻状况、户主受教育程度等对小微企业信贷需求量没有显著影响;相对于建筑制造类小微企业,批发零售业、住宿餐饮业、服务业的小微企业信贷需求量显著减少,文体业没有显著差异。分地区来看,中部地区和

西部地区小微企业的信贷需求量仍然高于东部地区。

从表3和表4的结果可知,尽管新创小微企业信贷需求的意愿与其他小微企业没有显著差异,但新创小微企业信贷需求的数量显著高于其他小微企业。因此,新创小微企业是一个信贷需求非常强烈的群体。

2.3 信贷约束

既然新创小微企业的信贷需求如此强烈,那么新创小微企业受到的信贷约束如何呢?估计结果见表5。

表5 新创小微企业和信贷约束: Probit 模型

	受信贷约束	贷款被拒
新创小微企业	0.1451** (0.06598)	0.5780** (0.2574)
自有资本	0.006113 (0.1167)	0.3410 (0.3776)
家庭非经营性收入	-0.08459 (0.08234)	-0.8034* (0.4730)
家庭规模	0.008252 (0.007466)	0.06418 (0.05452)
户主年龄	0.003945 (0.006100)	-0.01100 (0.03835)
户主年龄平方	-5.109e-05 (6.592e-05)	1.497e-04 (4.062e-04)
中小学	-0.007280 (0.05778)	3.9166*** (0.2295)
高中	-0.01358 (0.05939)	4.2088*** (0.2892)
大学	0.005871 (0.06704)	4.0922*** (0.3420)
男性	0.006730 (0.02306)	-0.2255 (0.1506)
已婚	0.02425 (0.03858)	0.1599 (0.3009)
行业	Yes	Yes
地区	Yes	Yes
常数项		-2.5448 (8.8910)
样本量	1020	1020

表5第(1)列是企业是否受到信贷约束的回归结果。从结果可知,新创小微企业对信贷约束影响的边际效应为0.15,在5%的置信水平下显著,表明新创小微企业更容易受到信贷约束。从控制变量来看,自有资本、家庭非经营收入、家庭规模等变量对信贷约束没有显著影响,户主的年龄、受教育程度、性别、婚姻状况等变量对信贷约束没有显著影响,小微企业的行业对信贷约束也没有显著影响。分地区来看,中部地区小微企业受到的信贷约束显著高于东部和西部地区。

以企业正规贷款是否被拒为因变量的回归结果在表5第(2)列显示。从回归系数可以看出新创小微企业贷款被拒的概率更高,且在5%的置信水平下显著,新创小微企业申请正规银行贷款时更容易被拒绝。

2.4 非正规借贷

既然新创小微企业在正规信贷市场受显著约束,那么新创小微企业是否转而向民间借贷市场进行融资?接下来本部分将就此问题进行分析。

表6 新创小微企业与非正规信贷需求

	是否民间借贷 (Probit 模型)	借贷金额 (Tobit 模型)
新创小微企业	0.1653** (0.07364)	4.7748** (1.8505)
自有资本	-1.9106 (1.3466)	-19.073*** (3.0939)
家庭非经营性收入	-0.1202 (0.09606)	-3.2358 (3.1113)
家庭规模	0.01163 (0.01028)	0.4922 (0.3201)
户主年龄	-0.002293 (0.007712)	0.04349 (0.2418)
户主年龄平方	-1.145e-05 (8.436e-05)	-0.001399 (0.002649)
中小学	-0.06538 (0.07440)	-2.0405 (2.2371)
高中	-0.05482 (0.07604)	-1.2411 (2.4186)
大学	-0.1643** (0.06792)	-5.2359* (2.6940)
男性	0.01922 (0.03080)	1.1863 (0.9648)

续表

	是否民间借贷 (Probit 模型)	借贷金额 (Tobit 模型)
已婚	0.02836 (0.05141)	0.1032 (1.6489)
行业	Yes	Yes
地区	Yes	Yes
常数项		399.27*** (69.772)
样本量	1004	1023

从表6结果可知,在第(1)列 Probit 估计中,新创小微企业对非正规信贷需求的边际效应为 0.17,在 5%的置信水平下显著,表明创业阶段的小微企业更可能到非正规信贷市场去获取资金。从第(2)列 Tobit 模型估计可看出,新创小微企业对非正规信贷需求量的影响边际效应为正,在 5%的置信水平下显著,小微企业创业阶段信贷需求量显著高于其他生命周期的小微企业。

从控制变量来看,小微企业自有资本对非正规信贷需求量具有显著的负向影响;非经营性收入的影响不显著;家庭规模对非正规信贷需求量具有较弱的正向影响;家庭户主年龄没有显著影响;户主受教育程度为大学以上的家庭对非正规信贷的需求量显著低于其他家庭,表明高学历家庭对进入民间信贷市场的谨慎;从行业分布来看,服务业显著低于其他行业;从地区来看,中部和西部地区的小微企业非正规信贷需求量高于东部地区,与前面结果一致。

3 新创小微企业信贷需求:基于决策流程的极大似然估计

3.1 极大似然估计(maximum likelihood estimation)

前文将企业多个借贷决策方程进行逐一回归,并得出一些有价值的结论:新创小微企业的信贷需求旺盛,但获得银行资金的概率更低,因而对民间借贷市场的依赖性更强。但企业在借贷活动中,这些决策并不是独立完成的,决策与决策之间存在一定的内在联系。首先,各决策构成一个完整的决策树,各个决策将按照一定的顺序进行。例如,如图1所示,企业首先决定是否需要银行信贷资金,若需要则企业向银行提出信贷申请。申请被批准,企业将获得一个信贷金额;若申请未被批准,企业将决定是否采用民间借贷来满足其资金需求,进而获得民间借贷金额。^①

^① 本模型假设企业先进行银行贷款,若正规借贷被拒绝后才转向民间借贷,忽略了企业同时拥有民间借贷与银行贷款,以及部分家庭可能先选择民间借贷后选择银行贷款的情形。

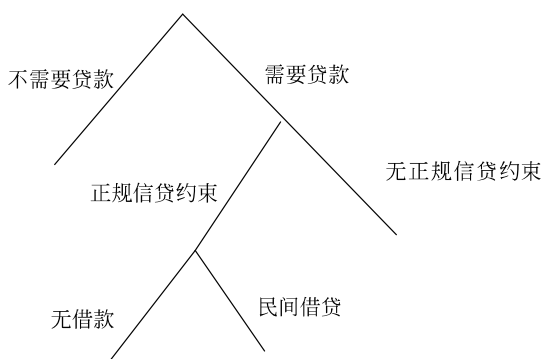


图1 小微企业信贷需求决策树

其次,决策树中的各个决策可能是相关的,在未考虑这种相关性的情况下单独考察某个决策方程所得出的结论是有偏的。例如,由于风险偏好型的投资者有更大的投资冲动,其信贷需求旺盛,但银行基于风险的考量,这类投资者面临的信贷约束概率更高,因此投资者类型将使企业是否需要银行贷款的决策与企业是否受到正规信贷约束密切联系。再有,由于银行贷款与民间借款之间可能存在的替代关系,受正规信贷约束的企业也可能更多地选择民间借贷,企业是否受正规信贷约束与企业是否参与民间借贷市场存在固有关联。

如图1所示,本文将小微企业的借贷行为细分如下:

首先,小微企业决定是否需要银行贷款,其决定方程为:

$$\text{Prob}(Cdemand_i = 1) = \alpha E_i + \beta X_i + e_{1i} \quad (5)$$

其中, e_{1i} 为随机干扰项。根据极大似然估计,为了模型参数的可识别性,其分布被标准化为 $e_{1i} \sim N(0, 1)$ 。 E_i 为本文关注的新创小微企业哑变量。

其次,在需要银行贷款的小微企业中,有部分小微企业受正规信贷约束,其决定方程为:

$$\text{Prob}(Cdconstraint_i = 1) = \alpha E_i + \beta Z_i + e_{2i} \quad (6)$$

同样, e_{2i} 为随机干扰项,其分布标准化为 $e_{2i} \sim N(0, 1)$ 。式(6)中不受信贷约束的小微企业,将获得银行一笔贷款,其贷款金额可表示为:

$$Cdemand_A_i = \alpha E_i + \beta H_i + u_{1i} \quad (7)$$

其中, u_{1i} 为随机干扰项,分布服从 $N(0, \sigma_{u1}^2)$, σ_{u1}^2 为银行贷款金额的方差。

第三,受正规信贷约束的企业可能会转向民间借贷,通过民间资金来满足其资金需求。小微企业是否获得民间资金的决策过程可描述为:

$$\text{Prob}(InfCdemand_i = 1) = \alpha E_i + \beta T_i + e_{3i} \quad (8)$$

e_{3i} 为随机干扰项,其分布假设仍为 $N(0, 1)$ 。当 $InfCdemand_i = 1$ 时,企业有民间借贷。而拥有民间借贷资金的企业,其借贷的金额为:

$$\text{InfCdemand_A}_i = \alpha E_i + \beta N_i + u_{2i} \quad (9)$$

同样, u_{2i} 的分布服从 $N(0, \sigma_{u2}^2)$, 其中 σ_{u2}^2 为民间借贷资金的方差, 与 σ_{u1}^2 一起均为待估参数。对式(5)~(9), X_i, Z_i, T_i, H_i, N_i 均为小微企业或家庭的特征变量。

与第2部分的回归模型进行对比, 本部分有几个显著差异。第一, 因变量的口径有一定的调整。模型(2)中的信贷需求较全面地概括了企业的信贷需求状况, 包含了现实的信贷需求和潜在的信贷需求、正规信贷需求和非正规需求。而本部分将其拆分为银行贷款需求与民间借款需求, 分别对应式(5)和(8)。同样地, 需求金额也进行类似分解。第二, 式(5)~(9)对应的控制变量存在一定的差异。除因变量口径不一致带来的差异外, 为避免仅从函数形式上简单识别模型参数(identification by function form), 本文对每个回归方程均增加额外信息以提高参数的识别。具体地, 本文加入家庭是否经历拆迁、户主对未来经济形势的判断以及户主的风险偏好等变量来决定小微企业是否需要银行资金, 即式(5)的控制变量。加入项目的盈利状况、家庭拥有工商业的个数、小微企业获得的方式、家庭是否有轿车、家庭是否已获得房贷、是否已获得车贷等变量来决定企业是否受到正规信贷约束, 即式(6)的控制变量。加入家庭是否为买房进行民间借贷、是否为买车进行民间借贷等变量来决定需要银行资金的小微企业是否进行民间借贷。对借贷金额大小的决定过程, 本文加入小微企业的规模变量以及小微企业所属的行业变量等。第三, 本文同时考虑了随机干扰项 e_1, e_2, e_3 的相关性。其方差协方差矩阵为:

$$\Omega = \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} & \rho_{13} \\ \rho_{12} & 1 & \rho_{23} \\ \rho_{13} & \rho_{23} & 1 \end{pmatrix} \quad (10)$$

其中, ρ_{12} 为 e_1, e_2 之间的相关系数, ρ_{13} 为 e_1, e_3 之间的相关系数, ρ_{23} 为 e_2, e_3 之间的相关系数。^①

根据上面的模型设定, 本文可以写出似然函数:

$$\begin{aligned} f(Cdemand_i, Cdconstraint_i, InfCdemand_i, Cdemand_A_i, InfCdemand_A_i) = & \\ \text{Prob}(Cdemand_i = 0)^{I(Cdemand_i=0)} * \text{Prob}(Cdemand_i = 1, & \\ Cdconstraint_i = 1, InfCdemand_i = 0)^{I(Cdemand_i=1, Cdconstraint_i=1, InfCdemand_i=0)} * & \\ f(Cdemand_i = 1, Cdconstraint_i = 1, InfCdemand_i = 1, & \\ InfCdemand_Amount_i)^{I(Cdemand_i=1, Cdconstraint_i=1, InfCdemand_i=1)} * f(Cdemand_i = 1, & \\ Cdconstraint_i = 0, Cdemand_A_i)^{I(Cdemand_i=1, Cdconstraint_i=0)} & \end{aligned} \quad (11)$$

^① 本文尝试了同时考虑5个方程式中随机干扰项之间的相关性, 但由于积分模拟的误差偏大导致似然函数未能取得收敛的结果, 因此本文仅考虑 e_1, e_2, e_3 联合正态分布, u_{1i}, u_{2i} 服从独立正态分布的情形。

其中, $f(\cdot)$ 表示概率密度。 $I(\cdot)$ 表示识别函数, 当括号内的条件成立时取值为 1, 否则取值为 0。对式(11)两边同时取对数, 可以得到似然函数的对数表达式, 用以进行估计。^①

3.2 回归结果

回归结果在表 7 中给出。从回归结果可以看出, 新创小微企业有更大的概率需要银行借贷资金, 同时有更大概率受正规信贷的约束, 这与前面的结论一致。与前面的结论不同的是, 受正规信贷约束后新创小微企业倾向于向非正规金融市场借贷, 但在 10% 的统计水平下不显著, 同时对企业的借贷金额, 新创小微企业并未显著区别于其他小微企业。

表 7 金融借贷与金融市场的有效性

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	需要资金	受信贷约束	非正规借款	非正规借款额	银行贷款额
新创小微企业	0.269** (0.106)	0.159** (0.069)	0.0881 (0.127)	0.0367 (0.173)	-0.579 (0.370)
年龄	-0.00994*** (0.00314)	0.00368 (0.00548)	0.00675 (0.00433)	0.00225 (0.00581)	-0.0141 (0.0119)
男性	0.0478 (0.0780)	-0.0419 (0.131)	0.132 (0.101)	0.155 (0.147)	-0.0348 (0.255)
农村地区	0.173** (0.0873)	-0.299** (0.137)	-0.257** (0.112)	0.0365 (0.159)	-0.284 (0.282)
受教育年限	-0.0327 (0.0537)	-0.0193 (0.0950)	-0.0830 (0.0733)	0.544*** (0.106)	0.471*** (0.176)
有拆迁	0.222* (0.133)				
未来经济向好	0.0780 (0.0894)				
未来利率上涨	-0.0377 (0.0823)				
风险偏好	-0.0759 (0.0750)				
2009 年盈利		0.0262 (0.139)			
企业个数		-0.318* (0.192)			

① 概率密度的具体函数形式参见附录。

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	需要资金	受信贷约束	非正规借款	非正规借款额	银行贷款额
创立企业		0.0272 (0.155)			
有限责任公司		1.149** (0.473)			
合伙企业		0.765 (0.472)			
独资企业		0.897* (0.509)			
个体户		1.111*** (0.409)			
公务员家庭		-0.423 (0.296)			
拥有汽车		-0.265* (0.142)			
有房贷家庭		-0.306* (0.171)			
有车贷家庭		-0.282 (0.259)			
有买房借款			0.182 (0.116)		
有买车借款			0.124 (0.173)		
家庭规模			0.00286 (0.0379)		
自有资产对数				0.501*** (0.0489)	0.432*** (0.0966)
地区虚拟变量	是	是	是	是	是
行业虚拟变量	是	是	是	是	是
截距项	0.187 (0.204)	0.101 (0.552)	0.981*** (0.311)	3.928*** (0.702)	6.317*** (1.284)
σ_{u1}			1.144*** (0.0484)		
σ_{u2}			1.309*** (0.0828)		
ρ_{21}			-0.4224*** (0.0806)		
ρ_{31}			-0.676*** (0.0915)		
ρ_{32}			0.625*** (0.112)		
样本量			1075		

对其他控制变量,回归结果显示,家庭若经历拆迁,将有更大的可能性需要资金。户主对未来经济向好的判断以及对利率上涨的预期、风险态度等没有显著增加企业资金需求的概率。在企业是否受正规信贷约束的方程式中,不同组织形式的企业受正规信贷约束的概率不同。相比股份有限公司,有限责任公司、合伙企业、个体户更有可能受到正规信贷约束。家庭的车贷、房贷等借贷与企业的银行贷款具有一定的关联性,那些已经拥有车贷、房贷的家庭,也将有更大的可能获得银行贷款,其贷款申请被拒的概率显著较其他家庭低。有车家庭受到的正规信贷约束显著低于无车家庭。在是否拥有民间借贷的回归方程中,为买车、买房而进行民间借款的家庭有更大的可能性为企业进行民间融资,但在10%的统计水平下不显著。自有资产越多的企业,其获得的借贷金额显著增加。

借贷市场面临信息不对称的问题。银行很难识别企业借款的目的,即企业正常经营发展需要资金还是风险偏好型企业主的冒险投资性需求,因此企业信贷需求方程中的随机干扰项与企业正规信贷约束方程中的随机干扰项之间的关系可正可负。回归参数 $\rho_{12} = -0.42$, 在1%的统计水平下显著,表明在剔除企业各特征变量的影响后,资金需求概率更高的小微企业,申请银行贷款被拒的概率反而可能更低,资金流向具有一定的效率。

企业参与民间金融市场的行为也不独立于其在正规金融市场上的信贷约束状况。参数 $\rho_{32} = 0.625$, 且在1%的统计水平下显著区别于0,表明在剔除企业各特征变量的影响后,小微企业申请正规贷款被拒的概率越大,其选择民间金融市场借款的概率也越大。从政策制定者的角度上讲,政府可以通过进一步完善正规金融市场上的借贷行为以控制民间金融市场的风险。

4 结论

本文采用中国家庭金融调查的微观数据,运用 OLS、Probit、Tobit 模型以及极大似然估计,研究了新创小微企业的信贷需求、正规信贷约束和非正规信贷行为。

本文发现新创小微企业的信贷需求显著高于其他小微企业。同时,新创小微企业更容易遭遇贷款被拒。根据 Probit 模型的估计,新创小微企业对信贷约束影响的边际效应为 0.15, 在5%的置信水平下显著。新创小微企业对非正规信贷需求的边际效应为 0.17, 在5%的置信水平下显著。极大似然估计也印证了这些结论。政府需要对新创小微企业提供更多的金融服务和支持。

除此之外,在极大似然估计中,本文通过改变模型设定考察了信贷市场上资金的配置方向以及正规金融市场与民间金融市场的替代关系。结果显示,在剔除企业各特征变量的影响后,小微企业需要借贷资金的概率越高,其获得银行贷款的概率也越高,银行资金的流向具有一定的效率。正规金融市场与民间借贷市场存在显著的替代关系。小微企业申请银行贷款被拒的概率越高,其选择民间金融市场进行融资的概率也越高。从政策层面来讲,要规范民间借贷市场,首先需要缓解小微企业在正规借贷市场上的融资难问题。改善新创小微企业的融资环境,缓解新创小微企业的信贷约束,增加对新创小微企业的信贷供给是政策制定者需要重点考虑的问题。

附录 联合概率密度的具体表达式

根据式(5)~(9)的函数设定,式(11)中各部分的具体表达式为:

$$\text{Prob}(\text{Cdemand}_i = 0) = \text{Prob}(\alpha E_i + \beta X_i + e_{1i} < 0) = 1 - \Phi(\alpha E_i + \beta X_i) \quad (\text{A1})$$

其中, Φ 为正态分布的累计密度函数。

对 $\text{Prob}(\text{Cdemand}_i = 1, \text{Cdconstraint}_i = 1, \text{InfCdemand}_i = 0)$, 其具体的表达式为:

$$\begin{aligned} & \text{Prob}(\text{Cdemand}_i = 1, \text{Cdconstraint}_i = 1, \text{InfCdemand}_i = 0) = \\ & \text{Prob}(e_{1i} > -(\alpha E_i + \beta X_i), e_{2i} > -(\alpha E_i + \beta Z_i), e_{3i} < -(\alpha E_i + \beta T_i)) \quad (\text{A2}) \end{aligned}$$

由于 e_1, e_2, e_3 服从联合正态分布,本文用 STATA12.0 中函数 `mvnp()` 得出其累计密度的近似模拟值。

对 $f(\text{Cdemand}_i = 1, \text{Cdconstraint}_i = 1, \text{InfCdemand}_i = 1, \text{InfCdemand_A}_i)$, 由于 u_{2i} 服从独立正态分布,因此其概率密度可表示为:

$$\begin{aligned} & f(\text{Cdemand}_i = 1, \text{Cdconstraint}_i = 1, \text{InfCdemand}_i = 1, \text{InfCdemand_A}_i) = \\ & = \frac{1}{\sigma_{u2}} \phi \left[\frac{\text{InfCdemand_A}_i - (\alpha E_i + \beta N_i)}{\sigma_{u2}} \right] * \\ & \text{Prob}(e_{1i} > -(\alpha E_i + \beta X_i), e_{2i} > -(\alpha E_i + \beta Z_i), e_{3i} > (\alpha E_i + \beta T_i)) \quad (\text{A3}) \end{aligned}$$

类似地,对 $f(\text{Cdemand}_i = 1, \text{Cdconstraint}_i = 0, \text{Cdemand_A}_i)$ 的概率密度可表示为:

$$\begin{aligned} & f(\text{Cdemand}_i = 1, \text{Cdconstraint}_i = 0, \text{Cdemand_A}_i) = \\ & = \frac{1}{\sigma_{u1}} \phi \left[\frac{\text{Cdemand_A}_i - (\alpha E_i + \beta H_i)}{\sigma_{u1}} \right] * \\ & \text{Prob}(\alpha E_i + \beta X_i + e_{1i} > 0, \alpha E_i + \beta Z_i + e_{2i} < 0) \quad (\text{A4}) \end{aligned}$$

将(A1)~(A4)带入式(11),得:

$$\begin{aligned}
 f(Cdemand_i, Cdconstraint_i, InfCdemand_i, Cdemand_A_i, InfCdemand_A_i) = & \\
 & (1 - \Phi(\alpha E_i + \beta X_i))^{I(Cdemand_i=0)} * \text{Prob}(e_{1i} > -(\alpha E_i + \beta X_i), \\
 & e_{2i} > -(\alpha E_i + \beta Z_i), e_{3i} < -(\alpha E_i + \beta T_i))^{I(Cdemand_i=1, Cdconstraint_i=1, InfCdemand_i=0)} * \\
 & \left(\frac{1}{\sigma_{u2}} \phi \left[\frac{\text{InfCdemand_A}_i - (\alpha E_i + \beta N_i)}{\sigma_{u2}} \right] \right) * \text{Prob}(e_{1i} > -(\alpha E_i + \beta X_i), \\
 & e_{2i} > -(\alpha E_i + \beta Z_i), e_{3i} > (\alpha E_i + \beta T_i))^{I(Cdemand_i=1, Cdconstraint_i=1, InfCdemand_i=1)} * \\
 & \left(\frac{1}{\sigma_{u1}} \phi \left[\frac{\text{Cdemand_A}_i - (\alpha E_i + \beta H_i)}{\sigma_{u1}} \right] \right) * \text{Prob}(\alpha E_i + \beta X_i + e_{1i} > 0, \\
 & \alpha E_i + \beta Z_i + e_{2i} < 0) \quad I(Cdemand_i=1, Cdconstraint_i=0) \quad (A5)
 \end{aligned}$$

式(A5)两边同时取对数并对样本*i*求和得:

$$\begin{aligned}
 \sum_i \ln f(Cdemand_i, Cdconstraint_i, InfCdemand_i, Cdemand_A_i, InfCdemand_A_i) = & \\
 & \sum_i I(Cdemand_i = 0) * \ln(1 - \Phi(\alpha E_i + \beta X_i)) + \\
 & I(Cdemand_i = 1, Cdconstraint_i = 1, InfCdemand_i = 0) * \\
 & \ln \text{Prob}(e_{1i} > -(\alpha E_i + \beta X_i), e_{2i} > -(\alpha E_i + \beta Z_i), e_{3i} < -(\alpha E_i + \beta T_i)) + \\
 & I(Cdemand_i = 1, Cdconstraint_i = 1, InfCdemand_i = 1) * \\
 & \ln \left(\frac{1}{\sigma_{u2}} \phi \left[\frac{\text{InfCdemand_A}_i - (\alpha E_i + \beta N_i)}{\sigma_{u2}} \right] \right) * \text{Prob}(e_{1i} > -(\alpha E_i + \beta X_i), \\
 & e_{2i} > -(\alpha E_i + \beta Z_i), e_{3i} > (\alpha E_i + \beta T_i)) + \\
 & I(Cdemand_i = 1, Cdconstraint_i = 0) * \ln \left(\frac{1}{\sigma_{u1}} \phi \left[\frac{\text{Cdemand_A}_i - (\alpha E_i + \beta H_i)}{\sigma_{u1}} \right] \right) * \\
 & \text{Prob}(\alpha E_i + \beta X_i + e_{1i} > 0, \alpha E_i + \beta Z_i + e_{2i} < 0) \quad (A6)
 \end{aligned}$$

参考文献

- 程郁, 罗丹. 2009. 信贷约束下农户的创业选择——基于中国农户调查的实证分析 [J]. 中国农村经济(11): 25-38.
- 姜翰, 金占明, 焦捷, 等. 2009. 不稳定环境下的创业企业社会资本与企业“原罪”——基于管理者社会资本视角的创业企业机会主义行为实证分析 [J]. 管理世界(6): 102-114.

- 刘西川,黄祖辉,陈恩江. 2009. 贫困地区农户的正规信贷需求: 直接识别与经验分析[J]. *金融研究*(4): 36-51.
- 马光荣,杨恩艳. 2011. 社会网络、非正规金融与创业[J]. *经济研究*(3): 83-94.
- 王冀宁,赵顺龙. 2007. 外部性约束、认知偏差、行为偏差与农户贷款困境——来自716 户农户贷款调查问卷数据的实证检验[J]. *管理世界*(9): 69-75.
- 肖华芳,包晓岚. 2011. 农民创业的信贷约束——基于湖北省 930 家农村微小企业的实证研究[J]. *农业技术经济*(2): 102-110.
- 朱喜,李子奈. 2006. 我国农村正式金融机构对农户的信贷配给——一个联立离散选择模型的实证分析[J]. *数量经济技术经济研究*(3): 37-49.
- Aghion P, Angeletos G M, Banerjee A V, et al. 2009. Volatility and growth: Credit constraints and the composition of investment[R]. MIT. Working Paper.
- Banerjee A V, Duflo E. 2004. Do firms want to borrow more? Testing credit constraints using a directed lending program[J]. *Review of Economic Studies*, 81(2): 572-607.
- Blanchflower D G, Levine P B, Zimmerman D J. 2003. Discrimination in the small-business credit market[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 85(4): 930-943, 09.
- Briggeman B C, Towe C, Morehart M J. 2009. Credit constraints: Their existence, determinants, and implications for U. S. farm and nonfarm sole proprietorships [J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 91(1): 275-289.
- Cagetti M, De Nardi M. 2006. Entrepreneurship, frictions and wealth[J]. *Journal of Political Economy*, 114(5): 835-870.
- Evans D S, Jovanovic B. 1989. An estimated model of entrepreneurial choice under liquidity constraints[J]. *Journal of Political Economy*, 97(4): 808-827.
- Grant C. 2003. Estimating credit constraints among US households[D]. Oxford Economic Papers, 59(4): 583-605(23).
- Héricourt J, Poncet S. 2007. FDI and credit constraints: Firm level evidence in China[R]. Working Paper, Centre d'Economie de la Sorbonne.
- Hurst E, Lusardi A. 2004. Liquidity constraints, household wealth, and entrepreneurship[J]. *Journal of Political Economy*, 112(2): 319-347.
- Jappelli T. 1990. Who is credit constrained in the US economy? [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 105(1): 219-34.

- Knight F H. 1921. Risk, uncertainty and profit[M]. New York: Houghton, Mifflin.
- Lelarge C, Sraer D, Thesmar D. 2010. Entrepreneurship and credit constraints evidence from a French loan guarantee program[R]. NBER, International Differences in Entrepreneurship, University of Chicago Press: 243-273.
- Muûls M. 2008. Exporters and credit constraints: A firm level approach[R]. Working Paper, Microeconomic Information Department and London School of Economics.
- Okurut N, Schoombee A, van der Berg S. 2004. Credit demand and credit rationing in the informal financial sector in Uganda[R]. Paper to the DPRU/Tips/Cornell conference on African Development and Poverty Reduction: The Macro-Micro Linkage.
- Paulson A, Townsend R M. 2004. Entrepreneurship and financial constraints in Thailand[J]. *Journal of Corporate Finance*, 10(2): 229-262.
- Wang S Y. 2012. Credit constraints, job mobility and entrepreneurship: Evidence from a property reform in China[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 94(2): 532-551.

Analysis of Credit Demand and Credit Constraint for Newly Established Micro and Small Enterprises

Zhichao Yin¹, Shuang Ma²

- (1. *The School of Finance, Capital University of Economics and Business;*
2. *School of Economics, Survey and Research Center for China Household Finance, Southwestern University of Finance and Economics*)

Abstract Micro and small enterprises have significant contribution to Chinese economic growth. Utilizing data from China household financial survey (CHFS) in 2011, this paper analyzed the credit demand in both formal and informal financial market, and credit constraint in formal financial market of newly established micro and small enterprises. Results show that newly established micro and small enterprises have stronger credit demand both in formal and informal financial market, but have higher probability of credit constraint in formal credit market. Then the newly established micro and small enterprises switch to apply for loans in informal credit market. The paper also used maximum likelihood estimator (MLE) to take the 5 selection processes in credit demand in consideration simultaneous and the main results unchanged. For policy implication, the improvement of corporate financing environment in formal financial market can reduce the whole financial risks, including formal and informal financial market.

JEL Classification G30