金融摩擦、信贷选择与民营企业绩效

杨 曼，王仁祥（博士生导师）

【摘要】在金融市场存在严重摩擦的背景下，民营企业生存环境依然严峻，这制约了民营经济创新活力的释放。本文基于民营企业市场分割以及信贷选择视角对区域金融摩擦进行了测度，并将制度环境异质性以及企业生产率异质性纳入分析框架，采用2001～2014年我国各省份民营企业相关数据，对金融摩擦对民营企业绩效的影响进行了实证分析。结果显示：金融摩擦显著抑制了民营企业绩效的提升，但制度环境能够对这种抑制关系产生显著的正向调节作用，民营企业自身生产率在其中所形成的正向调节作用并不显著。

【关键词】金融摩擦；信贷选择；民营企业；制度环境；全要素生产率

【中图分类号】F832.4　　【文献标识码】A　　【文章编号】1004-0994(2017)12-0023-5

一、引言

当下我国经济在经历了过去的“增长奇迹”之后，其经济发展模式、产业业态以及增长动力受到了前所未有的挑战，经济发展进入了“新常态”阶段，由此党的十八届五中全会明确提出了创新驱动发展战略，希望通过做大做强创新性较高的民营经济，实现中国经济新的增长。然而在过去较长一段时期内，我国市场金融摩擦问题依然较为严峻，民营企业，尤其是民营中小企业一直饱受信贷歧视的影响，金融资源垄断现象较为突出。尽管民间金融市场能够在一定程度上缓解民营企业的融资约束问题，但从近年来的民间金融实践来看，缓解效果较一般，同时从监管层面的合法性界定来看，仍然存在较大的争议。

金融摩擦对民营企业绩效产生了怎样的影响？一方面，多数学者认为，金融摩擦的存在使得民营企业不得不寻求信贷成本远高于正规金融的民营金融信贷，不利于民营企业的生存（Stiglitz、Weiss，1981；林毅夫、李永军，2001；卢峰、姚洋，2004）。另一方面，与正规金融相比较，民间金融具有处理方式灵活、信息获取机制更优等比较优势（虞群娥、李爱喜，2007），因此对民营企业而言，具有一定的增长效应（Besley、Levenson，1996；Buckley，1997；刘民权等，2003；潘士远、罗德明，2006；胡金焱、张博，2013；李健、卫平，2015）。那么在金融市场存在严重的摩擦背景下，民营企业的信贷选择如何，是否对民营企业绩效产生了影响？由于民营企业信贷细分市场相关统计数据的匮乏，对于上述问题的讨论尚不系统，且多集中于定性研究，少数采用计量方法的经验研究文献通常也是基于特定区域的调查数据，这样的数据可能带有区域特殊性，并不利于一般性分析。同时，极少有文献基于区域制度环境异质性和企业异质性视角分析区域金融摩擦对企业绩效的影响，但我国的市场化改革以及金融改革具有明显的渐进式特征，其中的制度性因素影响不可忽视（La Porta et al.，1998；李扬等，2005）。同时我们认为，除了制度环境以外，企业自身的资源禀赋、生产效率异质性也可能产生异质调节作用。

基于此，本文将借鉴罗伟、吕越（2015）的思路，用民营企业信贷市场分割程度来反映金融市场的摩擦，并在拓展李建军（2010）民间金融测算模型的基础上，结合Aziz、Duenwald（2002），张军、金煜（2005）的信贷配给模型，构建一个反映金融摩擦、民营企业

【基金项目】国家社会科学基金项目“科技创新与金融创新耦合机理、效率及模式研究”（项目编号：13BJY023）；中央高校基本科研业务费专项基金“科技创新与金融创新耦合系统脆弱性的形成、演进与控制研究”（项目编号：2015-yb-011）

信贷选择以及企业绩效影响关系的分析框架，并在探讨的过程中，引入制度异质性以及企业异质性要素的调节作用。这对明晰中国政府如何在供给侧结构性改革背景下，从金融市场视角引导民营企业成长等具有重要的现实意义。

二、模型、变量与数据

（一）基本模型构建

结合本文研究目的，构建基本模型（1）如下：

$$Y^{p}_{i,t}=a_{i,t}+b_{i,t}Friction_{i,t}+c_{i,t}X_{i,t}+\varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中：下标 i 与 t 分别表示省份与年份，Y^{p} 表示民营企业产出绩效，Friction 表示金融摩擦程度，X 为模型的控制变量，$\varepsilon_{i,t}$ 表示模型的随机扰动项。

（二）变量说明与数据来源

1. 民营企业绩效变量。由于目前我国关于民营企业的官方统计数据较为零散和缺乏，故该领域多数学者在实证研究中通常选取民营上市企业作为研究对象。但上市公司所面临的融资能力和监管环境与通常意义上的民营企业存在较大偏差，因而这种处理方法并不适用于本文。本文选取的是《中国工业统计年鉴》中所披露的“私营工业企业经济指标”来近似表征，样本区间为 2001～2014 年。企业绩效利用私营工业企业总产值表示，并用当年工业出厂价格指数进行平减。

2. 金融摩擦变量。需要说明的是，由于金融摩擦是一个区域性概念，在定量测度上存在困难，因此我们从供需视角测算出民营企业实际获取的民间金融所占比重进行间接表示，事实上该指标也反映出了民营企业的信贷选择，该值越大，表明区域金融摩擦程度越大。

由于民间金融行为具有一定的隐蔽性，因而使得该领域相关数据获取十分困难，现有文献采取的处理方法主要包括两种：第一，通过实地调研获取数据，如冯兴元（2004）、虞群娥等（2007）、邓路等（2014）、孙永苑等（2016），但该方法一方面对调研人员、调研工作的持续性等方面要求非常高，开展难度较大，另一方面其得到的数据往往具有一定的样本区域特殊性，不利于一般性研究。第二，通过搜集人民银行民间利率检测数据来表示，如叶茜茜（2011）等。但从目前披露的数据来看，数据样本仍然仅集中在温州等城市且年份并不完整，不利于从我国省际层面出发进行研究。由此，本文基于“金融—经济”的基本理论关系和原理，借鉴李建军（2010）提出的“未观测信贷规模”测算方法对民间金融进行定量测度。值得一提的是，李建军（2010）仅对全国层面进行了度量，因此本文对该方法进行了拓展，使其能够适用于省际层面的测度。

本文提出以下研究假设：

假设 1：实体经济实现产出增长必须依赖一定的贷款支持，将单位产出的贷款需求记为“融资需求系数”，且不同经济形式的融资需求系数具有一致性，即满足：

$$R_p=L_p/Y_p=R=L/Y \quad (2)$$

式中：R、R_p 分别表示整体经济和民营企业的融资需求系数，L、L_p 分别表示整体经济和民营企业的总贷款规模，Y、Y_p 分别表示整体经济和民营企业的产出水平。

假设 2：相对于整体经济而言，民间金融规模所占比重较小，且可不失一般性地认为国有经济中不存在民间金融贷款，因而对整体经济层面的融资需求而言，可以近似认为其主要依赖于正规金融的贷款支持，则满足下式：

$$R=L/Y=FL/Y \quad (3)$$

式中：FL 表示整体经济的正规金融贷款规模。

假设 3：存在“正规金融贷款满足程度 S”，且满足 S=FL/L，则民营企业正规金融贷款满足程度 $S_p=FL_p/L_p$。同时民营企业存在“民间金融贷款满足程度 IS_p”，且有：

$$IS_p=1-S_p \quad (4)$$

基于上述假设，本文尝试对民营企业的民间金融借贷进行测算。在上述“融资需求系数”的基础上，本文定义“正规金融融资需求系数”为：FR=FL/Y，则相应的民营企业正规金融融资需求系数为：$FR_p=FL_p/Y_p$。

则有：

$$\frac{FR_p}{FR}=\frac{FL_p}{Y_p}\bigg/\frac{FL}{Y}=\frac{FL_p}{L_p}\times\left(\frac{L_p}{Y_p}\bigg/\frac{FL}{Y}\right) \quad (5)$$

根据假设 1 中的公式（2）和假设 2 中的公式（3）可得：

$$\frac{FR_p}{FR}=\frac{FL_p}{L_p}\times\left(\frac{L_p}{Y_p}\bigg/\frac{L}{Y}\right)=\frac{FL_p}{L_p}=S_p \quad (6)$$

公式（6）表明，民营企业的正规金融贷款满足程度可以用 FR_p 和 FR 的比值表示。类似的可以得到民营企业的民间金融融资需求 IFR_p，其满足：

$$IFR_p=\frac{IFL_p}{Y_p}=FR\times IS_p=FR\times\left(1-S_p\right) \quad (7)$$

则民营企业的民间金融借贷规模 IFL_p 可以表

示为：

$$IFL_p = FR \times Y_p \times \left(1 - S_p\right)$$
$$= FR \times Y_p \times \left(1 - \frac{FR_p}{FR}\right)$$
$$= \left(FR - FR_p\right) \times Y_p$$
$$= \left(\frac{FL}{Y} - \frac{FL_p}{Y_p}\right) \times Y_p \quad (8)$$

通过公式(8)可以看到，要想对民营企业的民间金融借贷规模进行测度，需要搜集Y、Y_p、FL、FL_p四个变量的相关统计数据。前三个变量的数据在《中国统计年鉴》、《中国金融统计年鉴》以及《中国工业统计年鉴》中均有收录，但针对正规金融机构贷款流向，尤其是对民营企业的支持规模FL_p数据十分缺乏且零散，也缺少我国省际层面的数据，由此必须先测算出各地区民营企业的正规金融借贷规模。

借鉴Aziz、Duenwald(2002)，张军、金煜(2005)的研究思路，构建信贷配给模型如(9)、(10)式，则可采用基于AR(1)的固定效应面板模型近似分解出民营企业部门的正规金融机构融资需求系数。

$$Loan_{total,i,t}=\alpha+\beta state_{i,t}+\zeta province_i+\nu_{i,t} \quad (9)$$
$$\nu_{i,t}=\eta\nu_{i,t-1}+\varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

式中：$Loan_{total,i,t}$表示i区域在t年份的社会信贷总额占实际GDP比重，$state_{i,t}$表示相应的非民营企业部门产值占比，$province_i$表示模型对省份进行控制，估计结果采用AR(1)对误差项$\nu_{i,t}$进行修正，结果如表1。李青原等(2013)选取的样本时间区间过短从而造成了β值的高估，本文估算得到的β值为0.489，与张军、金煜(2005)测算得到的0.507较为接近，因而在一定程度上表明本文的估算结果具有一定的可行性。2001～2014年各省份的社会信贷数据来源于《新中国60年统计资料汇编》、《各省份统计年鉴》，各区域国有工业产值以及工业总产值数据来源于《中国统计局数据库》。由此可以通过$Loan_{total,i,t}-\beta state_{i,t}$近似测算出民营企业获得的正规金融贷款，将计算结果代入公式(8)则可对民营企业的民间金融借贷进行测算，由此可以得到公式(1)中的Friction的近似估算值。

3. 民营企业效率异质性变量。本文选取民营企业全要素生产率变化△TFP来表示民营企业在效率上的异质性。借鉴林毅夫、刘培林(2003)的研究，假设“过去掌握的技术不会遗忘”，采用Sequential DEA Malmquist方法对民营企业的全要素生产率△TFP进行测算。在民营企业的劳动投入层面理应综合考虑劳动投入的时间、规模、效率等因素，但由于无法获取我国省际层面民营企业在劳动时间、效率等维度的数据，故将“年末平均从业人数”作为民营企业劳动投入的代理变量。在民营企业的资本投入层面，借鉴张军等(2004)的方法，采用永续盘存法进行估算。其中对于当年投资指标，由于缺乏民营企业当年资本形成数据，与杨勇(2008)，王恕立、胡宗彪(2012)等学者一样，采用当年固定资产投资作为代理变量，并用当年固定资产价格指数进行平减。折旧率的选取同多数文献一样，本文也设定为10%。上述各变量均来源于《中国工业统计年鉴》、《中国统计年鉴》以及各省份统计年鉴。

表1　β值估计结果比较

研究文献	本文测算	张军等(2005)	李青原等(2013)
被解释变量	社会信贷总额占实际GDP比重	社会信贷总额占实际GDP比重	社会信贷总额占实际GDP比重
核心解释变量	国有工业产值占工业总产值比重	国有工业产值占工业总产值比重	国有工业产值占工业总产值比重
研究区间	2001～2014年	1987～2001年	1999～2006年
观测数	390	406	210
估计方法	基于AR(1)的固定效应面板模型	基于AR(1)的固定效应面板模型	基于AR(1)的固定效应面板模型
β	0.489***	0.507***	0.883***
η(AR)	0.772	0.806	0.722

注：**、***分别表示系数在5%、1%的水平上通过了显著性检验。

4. 制度环境异质性变量。在衡量各区域制度环境异质性层面，本文同多数文献一样，选取的是樊纲等(2011)编制的《中国市场化指数》中对各个省份的综合评价数据，其中的维度包括市场化相对进程、政府与市场的关系、法律制度环境、金融业市场化等。需要指出的是，该数据仅更新到2009年，但王小鲁、余静文、樊纲等人近期在《中国市场化八年进程报告》中披露了我国市场化指数课题组的部分成果，包括各省份在2008年、2010年、2012年以及2014年市场化指数的综合评价数据。综合上述两份数据，并采用插值法对2009年、2013年的缺失值进行补充，形成了2001～2014年我国各省份制度环境异质性分析的完整数据。

5. 其他控制变量。本文控制了各地区经济发展水平、金融发展水平以及地区开放程度对模型的影

响，其中：地区经济水平采用的是各省份每年的实际GDP；金融发展水平测度同多数文献一样，采用全社会金融机构存贷款余额占GDP比重来表示；区域开放程度采用各省份进出口总额占GDP比重来表示。上述变量的数据均来源于各省份统计年鉴。

在模型中对上述变量均采取对数化处理，表2是本文所使用变量对数化处理后的描述性统计。

表2　　各变量的描述性统计

变量名	含义	均值	标准差	最小值	最大值
$\ln(Y^p)$	民营企业绩效	7.189	1.898	2.125	11.032
Friction	金融摩擦程度	0.217	0.112	0.038	0.771
RQ	地区制度环境	6.279	1.925	2.37	11.8
△TFP	民营企业全要素生产率变化	1.11	0.173	0.74	2.244
ln(GDP)	地区经济水平	8.9	1.065	5.704	11.124
FINANCE	地区金融发展水平	1.083	0.378	0.533	4.486
OPEN	地区开放程度	0.328	0.405	0.036	1.718

三、实证分析

（一）估计结果

表3列示了金融摩擦对民营企业绩效的影响估计结果。由于金融摩擦与民营企业之间可能存在逆向因果关系，因而模型可能由于内生性而使结果出现偏差，因此本文采取两阶段工具变量法进行估计。从表3第（1）列整体样本估计结果可以看到，金融摩擦对民营企业绩效提升具有负向影响，但系数并未通过显著性检验。分区域考察发现，东部和中部地区的金融摩擦程度与民营企业绩效之间的关系并不显著，但在西部地区，金融摩擦显著抑制了民营企业的绩效提升。其中：东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南；中部地区包括安徽、山西、河南、湖北、湖南、江西、吉林、黑龙江；西部地区包括四川、重庆、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西、内蒙古。

本文在模型（1）中继续引入制度环境和企业生产率变量，考察其在金融摩擦与民营企业绩效关系之间的调节作用。构建的模型如（11）、（12）所示：

$$Y^p_{i,t}=a_{i,t}+b_{i,t}Friction_{i,t}+c_{i,t}RQ_{i,t}+d_{i,t}Friction_{i,t}\times RQ_{i,t}+e_{i,t}X_{i,t}+\varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

$$Y^p_{i,t}=a_{i,t}+b_{i,t}Friction_{i,t}+c_{i,t}\triangle TFP_{i,t}+d_{i,t}Friction_{i,t}\times\triangle TFP_{i,t}+e_{i,t}X_{i,t}+\varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

其中：RQ表示制度环境，△TFP表示全要素生产率变化，Friction×RQ、Friction×△TFP分别表示区域金融摩擦与制度环境和民营企业生产率之间的交叉项。

表3　　金融摩擦影响民营企业绩效的估计结果

	（1）	（2）	（3）	（4）
	整体样本	东部样本	中部样本	西部样本
$\ln(Y^p)$	0.724*** (23.36)	0.646*** (3.45)	0.477* (1.56)	0.406***
Friction	−0.1 (−1.03)	0.289 (0.32)	1.752 (0.3)	−5.472** (−2.21)
ln(GDP)	0.322*** (6.2)	0.437** (2.14)	1.079*** (3.23)	0.477*** (2.66)
FINANCE	−0.127*** (−6.84)	−0.445*** (−4.06)	0.492 (0.23)	−1.067* (−1.76)
OPEN	0.223*** (5.14)	−0.24 (−0.83)	0.173 (0.17)	0.768** (2.46)
常数项	−0.558** (−2.16)	−0.515 (−1.49)	−6.524 (−1.12)	2.49 (1.38)
观测数	270	99	72	99
Sargan test	0.9997	1.0000	1.0000	1.0000
Wald test	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著；括号内为系数显著性检验相应的z值；Sargan test和Wald test结果均显示，模型工具变量具有较强的可信性。下同。

表4列示了制度环境与企业双重异质性的调节作用估计结果。从表中第（1）列可以看到，引入制度环境变量以后，金融摩擦的系数显著为负，但交叉项Friction×RQ显著为正，这表明尽管金融摩擦程度能够显著抑制民营企业绩效提升，但制度环境水平对此具有正向调节作用，即制度环境的提升能够减缓金融摩擦对民营企业绩效的抑制作用。值得一提的是，制度环境变量RQ的系数显著为负，与理论预期不符，原因是制度环境的影响可能是非线性的（邵军、徐康宁，2008；王昱、成力为，2014），由此我们在模型中引入制度环境的二次项RQ^2进行再估计，结果如表中第（2）列所示，此时金融摩擦变量以及相应的交叉项变量系数均与之前保持一致，且制度环境变量对民营企业绩效的影响呈显著U型。表中第（3）列是企业全要素生产率调节作用的考察结果，发现引入企业全要素生产率变动变量后，金融摩擦变量依然为负，但并未通过显著性检验；全要素生产率的提升能够显著促进民营企业绩效提升，但其在金融摩擦与企业绩效之间的关系中虽然存在正向调节作用，但这种作用没有通过显著性检验。

（二）稳健性检验

为了检验上述结果的稳健性，本文根据企业规模对样本按照第5和第95百分位执行缩尾处理，然后进行再估计，结果如表5所示。可以看到，稳健性

表 4　双重异质性对金融摩擦与民营企业绩效关系调节作用的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
ln(Y^p)	0.719*** (19.35)	0.683*** (16.59)	0.789*** (40.30)
Friction	−2.02*** (−5.52)	−2.94*** (−7.32)	−0.35 (−1.35)
RQ	−0.053*** (−6.26)	−0.208*** (−6.66)	
RQ^2		0.009*** (6.03)	
Friction×RQ	0.319*** (6.32)	0.479*** (7.42)	
△TFP			0.435*** (7.64)
Friction×△TFP			0.174 (0.78)
ln(GDP)	0.342*** (4.95)	0.405*** (5.76)	0.222*** (7.00)
FINANCE	−0.171*** (−10.05)	−0.199*** (−9.79)	−0.044* (−1.83)
OPEN	0.104 (1.46)	0.023 (0.35)	0.153*** (3.28)
常数项	−0.269 (−0.77)	0.055 (0.16)	−0.647*** (−3.65)
观测数	270	270	270
Sargan test	0.9997	0.9998	0.9997
Wald test	0.0000	0.0000	0.0000

表 5　稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
Friction	−0.1 (−1.03)	−2.94*** (−7.32)	−0.35 (−1.35)
RQ		−2.08*** (−6.66)	
RQ^2		0.009*** (6.03)	
Friction×RQ		0.479*** (7.42)	
△TFP			0.435*** (7.64)
Friction×△TFP			0.174 (0.78)

检验结果与上述检验结果的符号、系数显著性基本保持一致，说明前文分析结果具有一定的稳健性。

四、结论与政策建议

本文从民营企业信贷市场分割以及信贷选择视角对区域金融摩擦程度进行了度量，并在构建反映金融摩擦、民营企业信贷选择以及绩效影响关系的分析框架基础上，采用我国2001～2014年各省份民营企业相关数据，实证考察了区域金融摩擦对民营企业绩效的影响。主要结论如下：第一，总体上区域金融摩擦程度显著抑制了民营企业的绩效提升；第二，制度环境对民营企业绩效的影响呈U型，且其对金融摩擦与民营企业绩效之间的抑制关系具有显著正向调节作用，但企业自身全要素生产率的调节作用并不显著，这表明金融摩擦给民营企业生存带来的负向影响无法通过企业自身生产率的提升得到缓解，而更多的是需要从制度环境等方面着手改善。

在我国经济新常态以及供给侧结构性改革的背景下，民营经济的发展在其中起到的作用至关重要，上述研究结论对当前政府如何引导民营企业创新发展具有十分重要的现实意义和启示。具体而言，在尝试解决民营企业“融资难”的问题时，不应仅仅落脚于民营企业融资约束产生过程中的信息不对称视角，还应致力于提供更优的制度环境以及民营企业生存环境。与此同时，也应进一步完善民营企业的信贷市场，降低相应的金融市场壁垒，充分释放民营企业的创新活力。

主要参考文献：

Stiglitz J. E., Weiss A.. Credit rationing in markets with imperfect information[J]. The American Economic Review, 1981(3).

邓路，谢志华，李思飞. 民间金融、制度环境与地区经济增长[J]. 管理世界，2014(3).

胡金焱，张博. 民间金融、产业发展与经济增长——基于中国省际面板数据的实证分析[J]. 中国工业经济，2013(8).

李青原，李江冰等. 金融发展与地区实体经济资本配置效率——来自省级工业行业数据的证据[J]. 经济学(季刊)，2013(2).

林毅夫，刘培林. 经济发展战略对劳均资本积累和技术进步的影响——基于中国经验的实证研究[J]. 中国社会科学，2003(4).

杨勇. 中国服务业全要素生产率再测算[J]. 世界经济，2008(10).

张军，金煜. 中国的金融深化和生产率关系的再检测：1987～2001[J]. 经济研究，2005(11).

樊纲，王小鲁，朱恒鹏. 中国市场化指数——各地区市场化相对进程2011年报告[M]. 北京：经济科学出版社，2011.

作者单位：武汉理工大学经济学院，武汉430070