DOI:10.19641/j.cnki.42-1290/f.2019.10.021

“互联网+”助推金融供给侧结构性改革

——基于优化金融结构视角

匡卫华[1](高级工程师)，王文涛[2](博士)，祁怀锦[2](博士生导师)

【摘要】优化金融结构是深化金融供给侧结构性改革的首要任务。以正在推进的“互联网+”行动计划为现实背景，采用2002~2017年我国31个省域的面板数据，运用动态空间面板模型，实证检验“互联网+”对金融供给侧结构性改革的影响效应。研究结果表明，我国的金融结构演化存在显著的路径依赖性和空间相关性特征，互联网普及率的提升有助于提高非金融企业的直接融资比例，从而促进整体金融结构的优化、助推金融供给侧结构性改革。

【关键词】金融供给侧改革；互联网+；金融结构；直接融资

【中图分类号】F832.1　　【文献标识码】A　　【文章编号】1004-0994(2019)10-0146-6

一、引言

从中央经济工作会议强调“资本市场牵一发而动全身”，到中共中央政治局第十三次集体学习时提出“深化金融供给侧结构性改革”，决策层对于金融市场的重视程度上升到新的高度。深化金融供给侧结构性改革的核心在于提高金融市场的供给质量，最大限度地满足实体经济的金融需求。但是，应该警醒地看到，金融脱媒、金融市场异化的现象仍未得到根除，实体经济“融资难、融资贵”的难题依然牵动着社会的心弦，大量中小型民营企业更是普遍面对着难以逾越的“融资高山”。我国当前的融资环境不太乐观，融资渠道萎缩、融资成本高企等问题日益凸显。清华大学发布的《中国社会融资环境报告》披露的数据显示，企业的平均融资成本为7.6%，其中，互联网金融和小贷公司的平均融资成本更是分别高达21%和21.9%。尤其需要引起高度重视的是，服务于中小企业的小贷公司的数量、从业人员数量、企业放贷规模连续三年持续下降，个别省份甚至有超过三成的小贷公司退出市场；截止到2019年2月，正常运营的P2P网贷平台仅剩1056家，占累计上线平台数量的16.1%，不足六分之一。如果企业融资问题无法得到有效解决，金融供给侧结构性改革就难以取得预期的效果。

解决企业融资问题，优化金融结构是关键。我国是典型的银行主导型金融体系，整体的金融结构仍处于“跛脚”状态：以间接融资为主，直接融资不足；以银行信贷为主，市场融资不足；以债权融资为主，股权融资不足。特别是金融市场发展较为滞后，金融衍生品市场、股票市场、货币市场、期货市场严重不足，导致企业融资渠道全面匮乏。与金融机构贷款相比，以股票市场为代表的金融市场发展却相对滞后，成为我国金融结构的典型特征。因此，面对新时代实体经济发生的新变化和产生的新需求，金融结构的优化和完善势在必行，企业融资渠道亟需拓展。

【基金项目】财政部会计名家培养工程项目“‘互联网+’与金融供给侧结构性改革研究”(项目编号：财会[2017]26号)；教育部人文社会科学研究规划基金项目“大股东股权质押的行为、动机与风险研究”(项目编号：19YJA790068)；中国博士后科学基金第63批面上项目一等资助“中国式‘实业投资率下降之谜’：理论、实证与政策”(项目编号：2018M630263)

与此同时，我国悄然进入“互联网+”时代，互联网不仅为这片古老的大地注入新的科技元素，更在无形中重塑着金融运行的环境和规律。截至2018年年底，我国网民规模已经达到了8.29亿人，是1997年的1200余倍；1997年的互联网普及率仅为0.05%，随后一路攀升，特别是2006年之后一路飙升至2018年的59.6%，将近六成的中国居民已经成功实现了“在网上”。互联网普及率的提升助推数字经济发展步入快车道，互联网及相关领域成为推动我国经济高质量发展的主战场。中国信息通信研究院公布的数据显示，我国数字经济规模从2002年的不到1500亿元迅速增长到2018年的31万亿元，年均名义复合增长率高达38%，实现了远高于同期GDP增速的“超常规增长”。

综上所述，“互联网+”与金融供给侧结构性改革正处于历史交汇期，能否通过“互联网+”实现金融结构的优化和金融供给侧改革的深化，既是互联网经济学界需要着重思考的理论性问题，又是决策层面临的一个重大现实性问题；既事关寻求解决企业融资历史遗留问题的新路径，又关乎下一步金融改革方向的确定。基于此，本文采用2002～2017年我国31个省域的面板数据，通过新经济地理学理论构建动态空间面板模型，实证检验了“互联网+”影响金融供给侧结构性改革的特征和效应。与已有文献相比，本文的增量贡献主要体现在以下三个层面：①基于“互联网+”视角探索推动金融供给侧结构性改革的机制和路径，不仅实现了互联网经济学和金融经济学的理论融合，而且也为深化金融供给侧结构性改革找到了新的着力点；②从优化金融结构出发探究“互联网+”和金融供给侧结构性改革深度融合的机理，不仅抓住了当前金融供给侧结构性改革的重心，也加深了对金融供给侧结构性改革的理解；③采用动态空间面板数据模型识别变量之间的路径依赖性和空间相关性特征，不仅增强了研究结论的科学性，而且也为深化金融供给侧结构性改革释放新的政策主张。

二、文献综述

1. *金融供给侧结构性改革的模式和路径*。自从中共中央政治局第十三次集体学习时首次将“深化金融供给侧结构性改革”上升到政治局高度，关于如何推动金融供给侧结构性改革已经成为学术界和决策层共同热议的话题。

李伟、杜伟[1]基于创新不确定性视角出发，对金融资源过度流向财富驱动领域的机制进行了深入研究，认为单纯的市场机制并不能保证创新的自我实现，还需要政府政策的干预，特别是完善金融市场的风险分散和风险分担功能，以此推动金融供给侧结构性改革。张晓波[2]基于我国31个省份2012~2016年的面板数据进行实证研究，结果表明金融供给侧结构性改革不仅对消费需求具有提振作用，而且能够提升金融体系的运行效率，进而发挥推动经济发展的积极功能。赵语、杜伟岸[3]基于广西14个城市2008～2015年的面板数据，对金融供给规模影响民族地区城镇化的机制进行了实证检验，结果证实了理论预期，即金融供给规模会通过影响产业发展和人口流动促进民族地区城镇化水平的提升。因此，深化金融供给侧结构性改革在扩大金融供给规模的同时，也应该着力优化金融供给主体结构，并实施精准金融供给。乔海曙、杨蕾[4]从我国金融供给存在总量与结构两个层面出发，基于金融环境、金融市场、金融结构等多维度设计深化金融供给侧结构性改革的思路和对策建议。刘玛等[5]从融资规模和融资结构两个维度探讨了不同地区深化金融供给侧结构性改革的优先顺序，认为金融发达地区应该优先对融资结构进行优化，而对于金融欠发达地区而言，首要任务应该是提升融资规模。徐鹏程[6]从文化产业和金融资本融合的视角探讨了金融供给侧结构性改革问题，认为积极推进文化产业与金融资本的深度融合是深化金融供给侧结构性改革的题中之意。

2. *“互联网+”推动金融改革的机理和效应*。随着互联网等新兴科技技术向金融领域的渗透，金融的业态和生态都发生了显著的改变，金融运行和改革的逻辑都与传统思路存在较大差异，不仅增加了金融改革的难度，同时也为深化金融改革提供了新的思路。

邱晗等[7]重点研究了金融科技对传统银行行为的影响，发现金融科技的发展通过改变银行的负债结构而影响银行的风险偏好，且规模越大的银行受金融科技的冲击越小。周广肃、梁琪[8]则分析了互联网的应用对家庭风险金融资产投资的影响，发现互联网的应用降低了市场摩擦，从而提高了家庭进行风险金融资产投资的概率。姚耀军、施丹燕[9]揭示了互联网金融区域差异化发展格局的形成逻辑，认为互联网金融实质上是对传统金融的一种延续性创新，正是传统金融供给不足为互联网金融的发展提供了肥沃土壤，而且互联网金融的健康发展难以离

开“有效市场”和“有为政府”的良好协同。王馨[10]基于长尾理论研究了互联网金融对小微企业融资的影响，认为互联网金融能够适度弥补金融资源供给缺口，从而促进金融资源的有效合理配置，为缓解小微企业融资约束问题提供新的视角。沈悦、郭品[11]则重点研究了互联网金融对商业银行全要素生产率的影响，认为互联网金融发展能够显著提升商业银行的全要素生产率，特别是对股份制商业银行的积极效应最为明显，从而肯定了互联网金融发展对于完善传统金融模式、深化金融体制改革的积极作用。

三、我国金融结构的时空特征

本文主要从融资结构视角考察我国的金融结构特征。从融资视角进行分析，企业融资主要包括以银行贷款为主要工具的间接融资和以债券与股票为主要工具的直接融资。当前我国金融结构的突出问题表现在间接融资比例过高而直接融资不足。因此，本文主要通过直接融资比例来考察我国的金融结构特征。

1. 我国金融结构的时序特征。图1描绘的是我国非金融部门直接融资（非贷款融资）占融资总规模比重的时间趋势。从图中的趋势可以看出，整体而言，我国非金融部门的直接融资比例呈现出不断上升的趋势。但是，也应该清醒地看到，与间接融资相比，直接融资的比例仍然偏低，尚且不足三成，直接融资还存在较大的发展空间。另外，从直接融资的发展态势来看，直接融资比例的时间趋势现象较为明显，体现出一定的路径依赖性特征。

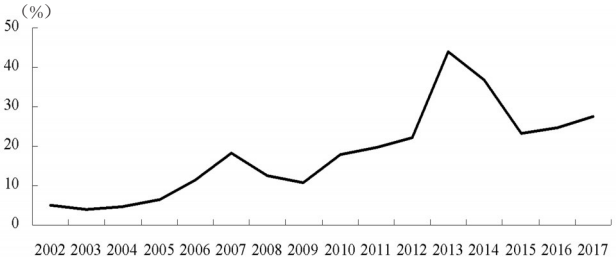

图 1 我国非金融部门直接融资比例的时间趋势

数据来源：《中国区域金融运行报告》各期、中国人民银行统计数据库。

此外，直接融资的工具主要包括债券和股票，本文也考察了这两种直接融资工具的发展状况。图2汇总的是非金融企业发行债券和股票方式的融资规模占社会融资总规模比重的时间趋势。从图中可以看出，非金融企业的债券融资近年来发展较快，占社会融资规模的比例由2002年的1.8%上升到了如今的10%以上，而相比之下，非金融企业的股票融资发展较为缓慢，占社会融资规模的比例大致维持在3%～5%之间。另外，需要特别注意的是，不管是债券融资还是股票融资，其发展仍面临较大的脆弱性，特别是2017年非金融企业债券和股票融资规模大幅缩减。

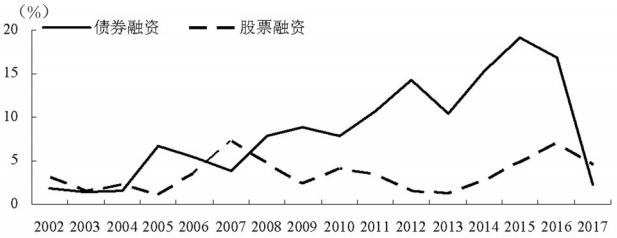

图 2 我国非金融企业债券融资和股票融资比例的时间趋势

数据来源：国家统计局统计数据库。

2. 我国金融结构的空间特征。新经济地理学指出，各地区的经济变量之间并非完全独立，而是存在某种空间交互作用，表现出一定的空间依赖性和空间异质性特征。本文采用空间统计方法检验我国金融结构的空间相关性，主要包括“全域空间相关性检验”和“局域空间相关性检验”。其中，用来进行全域空间相关性检验的最为常用的指标是Moran´s I指数，其计算公式如下：

$$\text{Moran´s I}=\frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}W_{ij}(x_i-\bar{x})(x_j-\bar{x})}{S^2\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}W_{ij}} \qquad (1)$$

其中，$S^2=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(x_i-\bar{x})^2$，$\bar{x}=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}x_i$，$x_i$表示第i个地区的观测值（本文中为各省域的直接融资比例），n为地区总数（本文中为31），W_{ij}为空间权重矩阵元素。

从上述计算公式可以看出，Moran´s I指数实际上是各地区观测值的乘积和，取值范围为[−1，1]。其中，Moran´s I指数为0表示各地区之间不存在空间相关性，取值大于0表示各地区金融结构存在空间正相关效应，取值小于0表示各地区的金融结构存在空间负相关效应。另外，Moran´s I指数的绝对值越大，说明金融结构的空间相关性越强，反之则越弱。

本文采用2002～2017年我国31个省域的直接融资比例数据计算我国金融结构的全域Moran´s I指数，结果如图3所示。从中可以看出，中国金融结构的全域Moran´s I指数呈现出逐渐增大的趋势，特

别是近年来Moran´s I指数不仅均为正，而且逐年递增的趋势非常明显，表明我国金融结构在空间分布上存在显著的空间正相关特征。

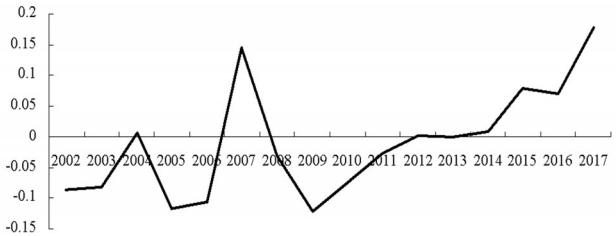

图 3 中国金融结构的全域Moran´s I指数

另外，用来进行局域空间相关性检验最为常用的工具是Moran´s I散点图。其中，Moran´s I散点图四个象限分别对应四种空间集聚形式：第一象限代表的是直接融资比例高的地区被同是直接融资比例高的区域所包围（HH）；第二象限代表的是直接融资比例低的地区被直接融资比例高的区域所包围（LH）；第三象限代表的是直接融资比例低的地区被同是直接融资比例低的区域所包围（LL）；第四象限代表的是直接融资比例高的地区被直接融资比例低的区域所包围（HL）。如果落入第一、三象限，那么表示地区间金融结构存在正的空间自相关性；如果落入的是第二、四象限，则表示地区间金融结构存在负的空间自相关性；如果观测值均匀分布在四个象限当中，则说明地区间的金融结构不存在空间自相关性。

基于此，为了进一步探究中国金融结构的空间集聚特征，本文以2017年为例绘制了金融结构的局域Moran´s I散点图，如图4所示。从图中可以看出，大部分省域落入了第一和第三象限，而落入第二和第四象限的省域并不多，表明现阶段中国金融结构在空间上主要表现为高-高（HH）和低-低（LL）模式，即金融结构在空间地理上具有异质性特征。

四、实证研究设计

1. *动态空间面板模型构建*。考虑到金融结构存在路径依赖性和空间相关性特征，本文构建动态空间面板模型研究“互联网+”对金融结构演进的影响。动态空间计量模型分为动态空间滞后模型（SLM）和动态空间误差模型（SEM）两种，其形式分别如下：

（1）动态空间滞后模型。动态空间滞后模型是在动态模型中通过引入空间滞后因子识别变量的空间效应的一种模型，模型形式如下：

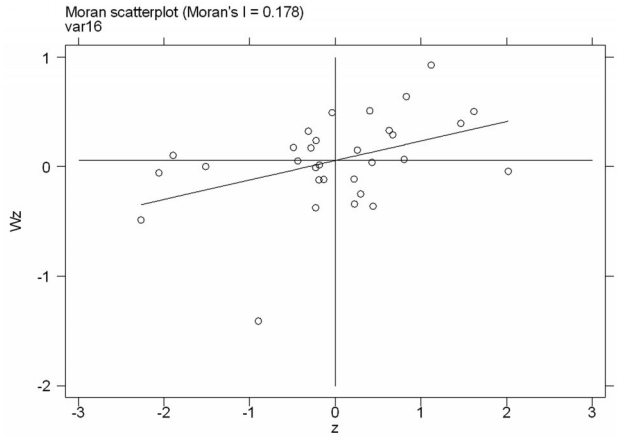

图 4 中国金融结构的局域Moran´s I散点图

$$Fin_{it}=\rho Fin_{i,t-1}+\theta W\times Fin_{it}+\sum_{j=1}^{k}\beta_j X_{itj}+\upsilon_{it} \quad (2)$$

其中，i和t分别代表地区和时间，Fin代表金融结构，Fin_{t-1}代表金融结构的滞后项，W代表空间权重矩阵，W×Fin代表空间滞后因子，X代表控制变量向量。

（2）动态空间误差模型。动态空间误差模型则是假定变量的空间效应存在于误差扰动项当中，模型形式如下：

$$Fin_{it}=\rho Fin_{i,t-1}+\sum_{j=1}^{k}\beta_j X_{itj}+\upsilon_{it}$$

$$\upsilon_{it}=\lambda W\times\upsilon_{it}+\varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中，W×υ代表空间误差因子，λ代表空间误差系数。

需要注意的是，由于无法事先推断动态空间滞后模型和动态空间误差模型哪个更为合适，因此需要对模型形式的选择进行检验。Anselin[12]建议采用拉格朗日乘子法（LM）进行检验：如果残差的拉格朗日乘子检验结果中，LMLAG较之LMERR在统计上更加显著，且R-LMLAG较之R-LMERR在统计上更加显著，则认为动态空间滞后模型更为合适，反之则认为动态空间误差模型更为恰当。

2. *变量设定与数据来源*。构建动态空间模型的关键一步是对空间权重矩阵的设定。本文构建空间邻接矩阵和空间距离矩阵两个空间权重矩阵，其设定方式分别如下：

（1）空间邻接矩阵（W_L）。空间邻接矩阵以两地区是否接壤作为空间权重矩阵中的元素值，即：

$$W_L=\begin{cases}1 & \text{如果i和j邻接}\\ 0 & \text{如果i和j不邻接}\end{cases} \quad (4)$$

（2）空间距离矩阵（W_D）。空间距离矩阵以两地

区之间距离倒数的平方作为空间权重矩阵中的元素值，即：

$$W_D=\begin{cases} d_{ij}^{-2} & i\neq j \\ 0 & i=j \end{cases} \quad (5)$$

其中，d_{ij}代表的是第i个地区的省会城市与第j个地区的省会城市之间的球面距离，计算公式如下：

$$d_{ij}=R\times\arccos[\sin lat_i\times\sin lat_j+\cos lat_i\times\cos lat_j\times\cos(|lon_i-lon_j|)] \quad (6)$$

其中，lon_i和lat_i分别表示第i个地区省会城市的经度和纬度，R表示地球半径。

另外，本文涉及的主要变量的设定方法和赋值方法见表1。

表1　本文主要变量的设定和赋值方法

类型	变量	符号	赋值
因变量	金融结构	Fin	直接融资比例
核心自变量	“互联网+”进程	Net	互联网普及率
控制变量	城镇化	City	城镇人口占比
	工业化	Industry	工业增加值占GDP比重
	经济开放	Open	进出口商品总值占GDP比重
	市场化	Market	王小鲁等[13]编制的市场化指数
	自主创新	Innovation	发明专利授权数占专利授权总量的比重
	消费能力	Consumption	最终消费占GDP比重

本文实证数据采用的是中国31个省域的2002~2017年数据，基础数据来源于《中国区域金融运行报告》、《中国互联网络发展状况统计报告》、国研网统计数据库、中宏数据库、国家统计局统计数据库、中国人民银行统计数据库等。

五、实证结果与分析

1. 模型形式设定检验。遵循Anselin[12]的建议，本文采用拉格朗日乘子法（LM）对动态空间模型的形式进行检验，结果如表2所示。结果显示，LMLAG未通过显著性水平检验，而LMERR通过了5%的显著性水平检验。此外，R-LMERR也比R-LMLAG更加显著。根据拉格朗日乘子法判别标准，本文采用动态空间误差模型[式(3)]更为合适。

表2　拉格朗日乘子检验结果

指标	统计量	P值	指标	统计量	P值
LMLAG	0.0013	0.9712	LMERR	6.3394	0.0118
R-LMLAG	9.8718	0.0021	R-LMERR	16.2099	0.0000

2. 模型估计结果。按照Elhorst[14]的建议，本文采用无条件极大似然函数法对动态空间误差模型进行估计，结果如表3所示。结果显示，金融结构的滞后项（Fin_{t-1}）的估计系数均为正，且在所有模型中均通过了1%的显著性水平检验，表明我国的金融结构具有显著的累积性和路径依赖性特征。“互联网+”进程（Net）的估计系数在所有模型中均显著为正，表明推进“互联网+”行动计划是助推金融结构优化的有效措施。

控制变量中，城镇化（City）、经济开放（Open）、市场化（Market）和消费能力（Consumption）的估计系数在所有模型中均为显著的正值，表明继续推进城镇化建设、提升经济开放水平、完善市场化机制、提振消费需求等对于深化金融供给侧结构性改革大有助益。此外，空间误差项（W×υ）的系数均显著为负，说明邻近省份对于金融结构的误差冲击对本省份的金融结构会产生明显的阻碍作用，表明我国总体的直接融资比例还不高，金融结构的稳定性还有待进一步强化。

表3　动态空间误差模型的估计结果

变量	空间权重矩阵：W_L			空间权重矩阵：W_D		
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
Fin_{t-1}	0.5306*** (10.72)	0.4932*** (8.99)	0.4406*** (6.99)	0.4116*** (9.58)	0.3372*** (9.92)	0.3806*** (7.49)
Net	0.2158*** (4.10)	0.1967*** (3.99)	0.2052*** (5.69)	0.3380*** (3.68)	0.2190*** (4.01)	0.2541*** (3.71)
City		0.1163** (2.27)	0.1038** (2.17)		0.1019*** (3.52)	0.2001** (2.05)
Industry		0.2256 (1.30)	0.0974 (0.89)		0.1170 (0.56)	0.0092 (0.09)
Open		0.1033*** (5.22)	0.2158*** (6.03)		0.2250*** (6.78)	0.3008*** (5.69)
Market			0.1963*** (3.73)			0.2147*** (4.56)
Innovation			0.1134 (0.25)			0.1078 (1.02)
Consumption			0.5218** (2.20)			0.4801*** (3.92)
W×υ	-0.2044*** (-5.26)	-0.1880*** (-4.19)	-0.1783*** (-6.26)	-0.1182*** (-7.17)	-0.2021*** (-5.25)	-0.2260*** (-7.91)
LR	-60.9187	-58.9952	-67.0932	-107.8829	-118.3302	-120.5898
样本量	31×16	31×16	31×16	31×16	31×16	31×16

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平；括号内为t统计量。

六、研究结论与政策启示

“互联网+”与金融供给侧结构性改革正处于历史交汇期，能否通过“互联网+”推动金融结构的优

化和金融供给侧改革的深化，成为学术界和决策层共同关注的话题。在此背景下，本文基于2002~2017年我国31个省域的面板数据，采用空间统计方法识别金融结构的时空特征，并借鉴新经济地理学理论构建动态空间面板模型，实证检验“互联网+”影响金融供给侧改革的机制效应。研究发现，我国的金融结构存在显著的路径依赖性和空间相关性特征，直接融资比例不仅偏低，且稳定性仍有待加强；互联网普及率的提升有助于提高非金融企业的直接融资比例，从而促进整体金融结构的优化，助推金融供给侧结构性改革；推进城镇化建设、提升经济开放水平、完善市场化机制、提振消费需求能够推动金融供给侧结构性改革的深化。

本文的研究结论对于深化金融供给侧结构性改革具有重要的政策参考价值。一方面，持续推进“互联网+”行动计划，进一步提升互联网普及率。继续推进网络中国的建设，加大提速降费力度，在增强网络覆盖范围的同时不断优化网络服务能力，同时推进宽带网络建设和改造。另一方面，大力支持金融科技发展，培育互联网金融新机制。互联网的创新发展不仅为实体企业的数字化转型提供技术支持，而且能促进金融业态和形态的不断完善，特别是在互联网科技向金融领域的深度融合过程中产生并发展起来的金融科技，能够有效解决传统正规金融在中小民营企业中的“缺位”问题，成为传统金融体系的重要补充力量。但是，也要警惕过度的实业资本投入到金融领域而产生“产业空心化”等问题[15]。因此，要加强金融监管和引导，积极发展贸易金融和产业金融等，抑制金融投机行为。

主要参考文献：

[1] 李伟，杜伟. 金融供给侧改革的实现路径[J]. 财会月刊，2017(35)：109～113.

[2] 张晓波. 金融供给侧结构性改革、消费需求与经济增长的动态关系分析[J]. 统计与决策，2018(15)：158～161.

[3] 赵语，杜伟岸. 金融供给规模对民族地区人口城镇化的影响——以广西为例[J]. 财会月刊，2017(23)：118～123.

[4] 乔海曙，杨蕾. 论金融供给侧改革的思路与对策[J]. 金融论坛，2016(9)：14～20.

[5] 刘玚，植率，王学龙. 融资规模、融资结构与实体经济发展——基于我国金融供给侧改革研究[J]. 西南民族大学学报(人文社会科学版)，2017(5)：138～143.

[6] 徐鹏程. 文化产业与金融供给侧改革[J]. 管理世界，2016(8)：16～22.

[7] 邱晗，黄益平，纪洋. 金融科技对传统银行行为的影响——基于互联网理财的视角[J]. 金融研究，2018(11)：17～29.

[8] 周广肃，梁琪. 互联网使用、市场摩擦与家庭风险金融资产投资[J]. 金融研究，2018(1)：84～101.

[9] 姚耀军，施丹燕. 互联网金融区域差异化发展的逻辑与检验——路径依赖与政府干预视角[J]. 金融研究，2017(5)：127～142.

[10] 王馨. 互联网金融助解“长尾”小微企业融资难问题研究[J]. 金融研究，2015(9)：128～139.

[11] 沈悦，郭品. 互联网金融、技术溢出与商业银行全要素生产率[J]. 金融研究，2015(3)：160～175.

[12] Anselin L.. Spatial Externalities, Spatial Multipliers, and Spatial Econometrics[J]. International Regional Science Review，2003(2)：153～166.

[13] 王小鲁，樊纲，余静文. 中国分省份市场化指数报告(2016)[M]. 北京：社会科学文献出版社，2017：1～225.

[14] Elhorst J. P.. Unconditional Maximum Likelihood Estimation of Linear and Log-linear Dynamic Models for Spatial Panels[J]. Geographical Analysis, 2005(1)：85～106.

[15] 谢家智，王文涛，江源. 制造业金融化、政府控制与技术创新[J]. 经济学动态，2014(11)：78～88.

作者单位：1.中兵投资管理有限责任公司，北京100045；2.中央财经大学会计学院，北京100081。王文涛为通讯作者