

长三角地区的金融集聚与区域经济增长^{*1}

孙宁华 王磊

(南京大学 经济学院, 南京 210093)

【摘要】:长三角地区既是我国经济最发达的地区,也是金融业高度集聚发展的地区。本文研究了长三角地区金融集聚的空间布局和相关关系,并探讨了金融集聚影响区域经济发展的主要路径,同时运用空间计量方法,基于2011—2015年江浙沪皖41个市的面板数据研究了长三角地区金融集聚对区域经济增长的影响。空间杜宾模型的计量结果显示,长三角地区证券市场和信贷市场集聚水平对人均意义上的地区经济增长有着积极影响,而保险业的这一影响则不显著;证券市场周边地区人均增长的溢出效应显著,而信贷市场的溢出效应不显著。

【关键词】:长三角地区;金融集聚;经济增长;辐射作用

【中图分类号】:F207 **【文献标志码】**:A **【文章编号】**:1672-0539(2018)03-0052-08

一、引言

党的十九大报告指出,我国社会的主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾。在继续推动发展的基础上,着力解决好发展不平衡不充分问题,是党和国家工作面临的新要求。区域不平衡是我国经济发展不平衡问题的主要方面。如何充分发挥率先发展地区对后进地区的带动作用,促进区域经济协调发展是备受关注的重要问题。长三角地区作为我国综合竞争力最强的地区,工业化水平高,经济增长速度、效益领先全国,新常态下依然保持稳健增长,是我国区域经济发展的重要增长极。产业转移、区域经济转型升级和创新发展离不开金融支持。长三角地区的金融业发达,聚集了众多金融机构与金融人才,上海则是最具竞争力的全国性金融中心。因此,长三角地区金融发展的优势能否辐射带动全国经济协调发展,是一个十分有意义的话题。

二、文献回顾

金融与经济发展之间关系的研究开始于Goldsmith(1969)^{[1]31-45},此后学者对这一问题进行了大量的研究。在金融集聚方面,Kindleberger(1973)较早开始了对金融中心的研究,并用规模经济解释了金融集聚的形成^{[2]3395-3397}。Fujita, Krugman, Venables(1999)合著的《空间经济学》开创性地将新经济地理学引入了主流经济学中,大大丰富了产业集聚等空间经济问题的研究方法^[3]。Anselin(1988), Lesage(2009), Elhorst(2015)等人在空间计量经济学方面的贡献为空间经济学问题提供了实证工具^[4-6]。国内有关金融集聚与区域经济发展问题的研究大多建立在上述文献的基础之上。

关于金融集聚形成的原因,滕春强(2006)认为,产业集聚发展的需求、社会根植性与制度根植性、金融企业的特征是金融

¹ 收稿日期:2017-12-30

基金项目:教育部重点研究基地重大项目“扭转区域发展不平衡中长三角的角色、任务与机制研究”(15JJD790015);江苏省社会科学基金委托课题“南京主城区产业发展现状与对策研究”(17WTA005)

作者简介:孙宁华(1968-),男,河南固始人,教授,博士,研究方向:宏观经济学、金融衍生产品、计量经济学;王磊(1993-),男,江苏苏州人,硕士研究生,研究方向:宏观经济学、金融市场理论。

集聚的内在动力,此外,政府调控、外部竞争、信息等外部动力也起到了促进集聚的作用^{[7]14-17}。黄解宇(2011)认为,空间外在性、不对称信息与默示信息、内部与外部规模经济促使了金融集聚的发生^{[8]129-136}。车欣薇等(2012)认为,地理因素导致的机会成本、规模效应、金融业份额和默示信息是金融集聚发生的原因^{[9]16-29}。孙国茂、范跃进(2013)认为,金融中心的形成可以划分为自然形成和政府引导两种模式,金融中心的形成主要依赖金融发展水平、资源禀赋和经济基础、区位优势和专业人才等条件^{[10]1-13}。

刘军、黄解宇、曹利军(2007)分析了金融集聚影响实体经济的机制,认为金融集聚是一个通过金融资源与地域条件协调、配置、组合的时空动态变化,金融产业成长、发展,进而在一定地域空间生成金融地域密集系统的变化过程,金融集聚通过集聚、扩散和金融功能影响实体经济^{[11]152-153}。孙国茂、范跃进(2013)梳理了金融中心理论,从金融中心的形成、本质和功能的角度,对我国金融中心的实现路径进行了分析^{[10]1-13}。王丹、叶蜀君(2015)基于演化博弈模型分析认为,企业的编码信息能力、风险系数和收益系数影响了金融集聚对区域内知识溢出的效应,区域间知识水平差距过大而形成的知识锁定局面阻碍了知识溢出^{[12]38-44}。

随着新经济地理学的发展受到我国学者的关注,一些学者尝试将金融因素引入新经济地理学的框架中来分析金融集聚与区域经济的关系。倪鹏飞、刘伟、黄斯赫(2014)在新经济地理学自由资本模型(FC模型)基础上建立了证券市场资本流动模型,说明证券市场在短期会加剧区域差距,而长期则会促进区域差距收敛,并用SYS-GMM方法验证了结论^{[13]121-132}。张辉等(2016)将金融部门看作金融合约的生产部门引入FC模型,说明金融异质性和信息扩散能够提高区际金融协作效率,推动后发地区经济发展^{[14]40-57}。

实证方面文献的做法可以分为两类,一类运用传统的计量模型,构造反映金融集聚的指标来对金融集聚与经济增长的关系进行研究;另一类采用了空间计量的方法,检验不同地理单位上观测值的空间交互效应。比如,李林、丁艺、刘志华(2011)将空间计量经济学用于金融集聚溢出效应的实证研究,他们分别应用SLM、SEM、SDM对省际截面数据进行了空间计量分析,发现我国金融集聚对周边地区的经济增长存在溢出效应,并且相对于证券业和保险业,银行业的溢出效应最明显^{[15]113-123}。

一些学者从不同的机制角度对金融集聚的作用进行了实证检验。孙晶、李涵硕(2012)将区位熵作为金融集聚的度量指标,运用2003—2007年东、中、西部省际面板数据检验了金融集聚与产业结构升级的关系,发现各区域银行业对产业结构升级存在明显的促进作用^{[16]80-86}。王弓、叶蜀君(2016)分析了金融集聚对城镇化水平的影响及其路径,并通过实证检验发现金融集聚本身无法对周边区域发挥辐射效应,而结合知识溢出、资本深化、产业升级三种路径后对周边地区城镇化的辐射效应显著提高^{[17]174-175}。张虎、韩爱华(2017)从金融创新的空间效应角度进行了实证分析,发现金融集聚对金融创新有正向熊彼特效应,而金融创新对周边地区存在涓滴效应^{[18]10-17}。

根据已有的文献,一般认为集聚产生的规模经济、扩散效应和金融产业的功能等是金融集聚影响区域经济增长的主要因素,实证方面,近年来应用空间计量经济学方法研究金融集聚的溢出效应的方法开始出现,这些文献以全国范围省际层面的数据居多。本文将借鉴文献中的成果,总结和分析金融集聚影响区域经济的机制,并以长三角地区城市为样本,运用空间计量方法进行实证研究,检验金融集聚的空间溢出效应。

三、理论分析与研究假设

金融发展与区域经济发展有着密切的关系,我国金融业还不发达,金融资源还是一种稀缺资源,区域之间金融水平差距还比较大。金融产业的空间布局本身具有非均质性,金融集聚是我国金融产业发展的一个必经过程(黄解宇,2012)^{[8]129-136}。金融集聚发展的初期,金融集聚通过极化效应将金融资源、金融机构、金融人才吸引到金融中心,形成规模效应。集聚区内金融机构和从业者之间通过密切来往,相互协作,共享信息和基础设施,降低成本,提高资金利用效率,金融业的相互竞争,使得集聚区内整体金融业的服务水平也得到提高。金融业的进步又便利了实体经济的发展,从而促进了区域经济增长。因此,本文提出如下假设:

假设 1:金融集聚能够促进区域内的经济增长,证券市场、银行信贷市场的发展对区域经济增长起着推动作用。

金融产业与大部分实体经济行业不同,其专以资本和提供资本服务为经营对象,相对于巨大的资金量而言,金融业因地理位置的差别而产生的运输成本对金融业的制约较小,因而他们能够不局限于本地,而是在更大的范围内提供金融服务,通过专业的金融从业人员的活动,能够为周边以外的地区企业提供投融资便利,提升其他地区的金融环境,降低交易成本。同时由于金融市场的发展,使得金融能够实现跨地区的资源配置,优化资本的空间流动。

长三角地区向中西部地区的梯度产业转移是优化产业空间布局,实现长三角产业转型升级和区域经济协调发展,缩小区域经济发展差距的一条有效路径。产业转移的承接和产业升级需要大量资本的投入,在市场机制下金融服务的支撑对产业转移起着不可忽视的作用。作为承接地的后进地区通常也是金融产业不发达的地区,缺乏良好的金融生态环境,融资渠道单一,因而金融集聚地区的金融支持和合作可以弥补承接地金融服务的不足,挖掘区际产业转移的深度。率先发展地区的金融发展水平越高,金融产品越丰富,对外辐射的能力越强,则越有助于推动周边地区实体经济的发展。

金融业是知识密集型的行业,金融人才在金融业发展中占据了非常重要的作用。金融集聚使得金融从业者汇聚在一起,增加了他们交流、协作的机会,因而往往集聚区的从业人员有更好的机会提高业务水平。区域间金融合作和金融从业人员的迁移使得金融知识有机会向周边地区外溢,为周边地区金融业的发展提供可供复制的经验,促进区域金融环境的协调发展。因此,本文提出如下假设:

假设 2:金融集聚对经济增长的影响具有溢出效应。金融集聚不仅能够促进区域内部实体经济的增长,还能够对周边地区的经济增长产生积极的推动作用。

长三角地区金融业集聚程度高,证券市场也处于较高的发展水平,金融机构和上市公司众多。十九大报告提出,增强金融服务实体经济能力,提高直接融资比重。证券市场在筹集资金、分散风险和优化资源配置方面对实体经济的支持起着非常关键的作用。相比于银行信贷通常更关注本地市场,证券市场跨区域筹集资金和配置资源的特征更明显。地区经济的增长需要依靠产业结构的优化调整,在产业结构优化升级和产业转移的过程中,发达的证券市场能够为地区的技术创新和后进地区的产业调整升级提供大量需要的资金,从而发挥其溢出效应。当前我国经济发展进入新常态,创新驱动成为经济增长的新动力技术创新及其成果转化作为一项高风险的活动,迫切需要金融的支持。大部分地区金融业以传统银行业为主,能承受的风险较低,偏好技术和产品较为成熟的产业,而高风险高收益的创新活动需要金融市场的支撑。金融集聚为集聚区内的金融发展提供了有利条件,形成能够承受不同等级风险的金融安排,形成有效分散风险的金融市场。金融创新使得金融服务面向的范围得到扩大,金融集聚区的信息优势和大量高水平的从业人员能够实现甄别优质创新项目、提供资金支持的功能,从而形成金融创新与技术创新的双轮驱动。因此,本文提出如下假设:

假设 3:金融业各部门的溢出效应存在差异,证券市场的溢出效应对周边区域经济增长的作用更大。

四、长三角金融业集聚的空间布局和局部相关分析

(一)金融集聚的空间布局

区位熵常被用于度量产业集聚度,本文亦采用区位熵来度量长三角四省(市)的金融业集聚状况。某一地区*i*金融业的位熵(E_i)的计算方法如下:

$$E_i = \frac{F_i/Y_i}{F/Y}$$

其中 F_i 为地区 i 的金融业增加值, F 为全国金融业增加值, Y_i 为地区 i 的地区生产总值, Y 为全国的国内生产总值。数据来自各市统计年鉴和国家统计年鉴。区位熵以金融业在地区 i 的生产总值中所占的比重与全国金融业在国内生产总值中所占的比重之比来衡量该地区金融业的集聚程度。区位熵 (E_i) 越大, 表明该地区集聚水平越高。如果 $E_i > 1$, 说明该地区金融业产值的份额高于全国份额, 则该地区金融业集聚程度高, 金融业存在外向功能; 如果 $E_i < 1$, 则说明该地区金融集聚的程度低于全国水平。长三角四省(市)2011—2015 年的金融业区位熵见表 1。

表 1 上海、江苏、浙江、安徽各市金融业区位熵

城市	2011	2012	2013	2014	2015	城市	2011	2012	2013	2014	2015
上海	1.89	1.86	1.89	1.99	1.97	宣城	0.34	0.35	0.34	0.42	0.63
南京	1.43	1.54	1.53	1.53	1.37	黄山	0.44	0.45	0.46	0.58	0.63
杭州	1.69	1.56	1.52	1.32	1.12	扬州	0.68	0.72	0.70	0.69	0.62
苏州	0.94	1.05	1.07	1.02	0.97	舟山	1.18	1.12	1.02	0.85	0.61
台州	1.25	1.06	1.04	1.02	0.92	池州	0.43	0.46	0.47	0.66	0.60
金华	1.35	1.29	1.29	1.21	0.86	铜陵	0.53	0.56	0.55	0.49	0.60
无锡	0.80	0.86	0.81	0.81	0.83	泰州	0.61	0.66	0.64	0.63	0.59
合肥	0.79	0.79	0.78	0.83	0.83	宿州	0.15	0.17	0.15	0.27	0.57
衢州	0.91	0.84	0.89	0.90	0.83	淮南	0.24	0.25	0.24	0.55	0.53
嘉兴	0.97	0.94	0.91	0.90	0.81	徐州	0.54	0.55	0.58	0.58	0.53
湖州	1.04	0.93	0.92	0.89	0.81	宿迁	0.52	0.63	0.62	0.58	0.52
丽水	1.11	1.11	1.04	0.94	0.79	安庆	0.32	0.34	0.37	0.48	0.51
南通	0.67	0.74	0.76	0.78	0.72	连云港	0.58	0.58	0.55	0.57	0.51
宁波	1.17	1.05	1.00	0.80	0.71	盐城	0.45	0.51	0.53	0.55	0.51
温州	1.27	0.96	0.74	0.60	0.68	蚌埠	0.41	0.42	0.44	0.47	0.48
常州	0.89	0.88	0.83	0.77	0.68	淮北	0.39	0.40	0.40	0.47	0.48
绍兴	1.01	1.08	1.00	0.80	0.66	滁州	0.35	0.35	0.36	0.45	0.48
芜湖	0.39	0.38	0.36	0.52	0.66	马鞍山	0.35	0.37	0.36	0.42	0.44
镇江	0.64	0.69	0.66	0.76	0.66	淮安	0.43	0.45	0.44	0.45	0.42
阜阳	0.42	0.43	0.45	0.59	0.65	亳州	0.23	0.24	0.24	0.38	0.41
六安	0.31	0.33	0.32	0.43	0.64						

从表 1 可见，上海作为全国范围的金融中心之一，金融集聚程度远高于其他地区，并且集聚度总体在升高。江苏、浙江的省会南京和杭州的金融集聚程度也高于全国水平，长三角城市群中的主要城市在这四省范围内也处于较高水平，而其他城市的金融集聚水平则较低，大部分位于 0.5 以下，说明区域间金融发展水平存在着较大的差距。

(二) 金融集聚的局部相关分析

为了了解各地区金融集聚水平的局部空间相关关系，本文用 Moran' s I 散点图法对各地区的金融区位熵进行分析。Moran' s I 散点图以各地理单位的标准化观测值与其邻近单位的标准化观测值之间的关系来呈现各单位之间的相关关系。设定空间权重矩阵 W ，其中当地区 i 与地区 j 相邻时，当地区 i 与地区 j 不相邻时 $W_{ij}=0$ ，并将 W 标准化。将各地区金融业区位熵的标准化值 z 作为横轴，将其空间滞后项 Wz 作为纵轴，得到 2015 年和 2011 年各地金融业区位熵的 Moran' s I 散点图(见图 1 和图 2)。由于空间权重矩阵 W 经过了标准化， Wz 实际上度量了各地区周围邻近地区区位熵标准化值的加权平均值，因而反映了各个地区金融集聚程度与其周围地区金融集聚程度之间的相关性。标准化的区位熵反映了各地区集聚程度在整体分布中的相对位置。将大于 0 的城市视为集聚程度相对较高，而将小于 0 的城市视为集聚程度相对较低，可以将坐标轴上的四个象限对应四种不同的情况，见图 1 和图 2。

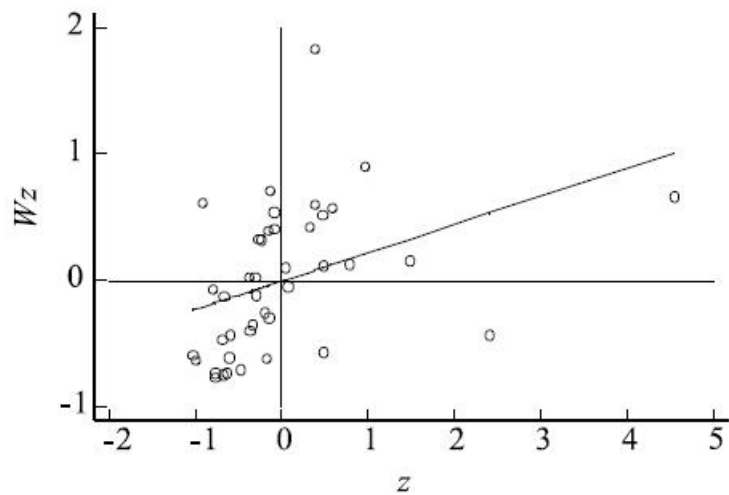


图 1 2015 年金融业区位熵 Moran' s I 散点图

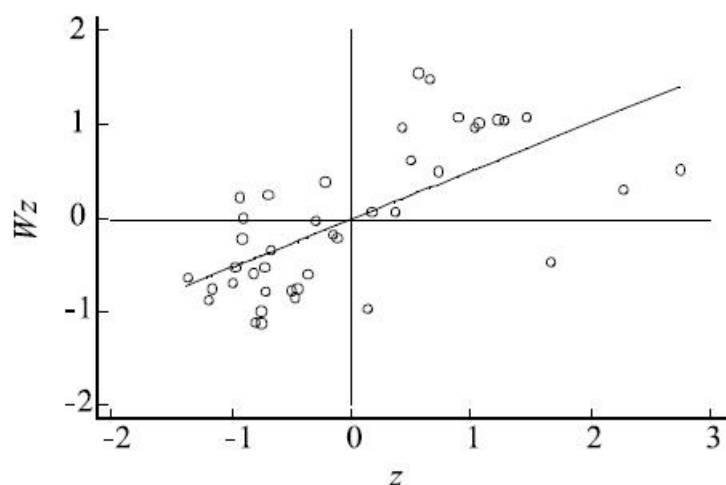


图 2 2011 年金融业区位熵 Moran's I 散点图

由图 1 和图 2 可以看出，大部分城市分布在第一象限和第三象限。第一象限中的数据表明金融集聚程度高的城市周围的各城市平均集聚程度也高；第三象限中的数据表明金融集聚程度低的城市周围的各城市平均集聚水平也低，反映出地区金融集聚程度与周边地区金融集聚的相关性。各城市在图中的分布类型如表 2 所示：

表 2 金融集聚空间相关情况

类型	城市	类型	城市
高一高	上海，苏州，杭州，嘉兴，湖州，金华，衢州，丽水，无锡，台州，宁波	高一低	南京，合肥，南通
低一高	马鞍山，绍兴，温州，常州，镇江，黄山，宣城，泰州，舟山	低一低	滁州，安庆，扬州，六安，芜湖，池州，铜陵，淮南，盐城，亳州，淮安，徐州，阜阳，宿州，蚌埠，淮北，宿迁，连云港

由表 2 可见，上海作为金融中心的集聚效应比较明显，周边发展了许多高金融集聚水平的城市，而其中以对浙江的辐射作用较大，南京、合肥、南通虽然金融集聚水平较高，但没有能够带动周边地区金融业的发展，而众多金融集聚水平较低的后进地区则聚在一起。

五、模型设定与计量检验

(一) 模型设定

空间计量经济学模型是处理一系列具有空间关联的地理单位之间的互动效应的重要方法之一，它通过描述地理单位之间空间关系的空间权重矩阵 W ，将空间滞后项引入模型，从而考察地理单位之间的空间交互效应。Elhorst (2015) 给出的一般的嵌套的空间计量模型形式如下：

$$Y = \delta WY + X\beta + WX\theta + u$$

$$u = \lambda Wu + \varepsilon$$

W 与不同项相乘分别体现了三种交互效应： WY 是内生交互效应， WX 是外生交互效应，而 Wu 是误差项的交互效应。施加限制 $\lambda=0$ 得到的空间杜宾模型 (Spatial Durbin Model, SDM) 包括了某一地理单位的被解释变量受其他单位的被解释变量和解释变量的影响，常被用来检验变量之间的空间溢出效应。为了考察金融资源集聚对周边地区经济增长的影响，本文采用 SDM 来估计其溢出效应：

$$PGDP = \beta_0 + \delta W \cdot PGDP + \beta_1 DFIR + \beta_2 INDFIR + \beta_3 INSURE + \beta_4 FDI + \beta_5 FIS + \beta_6 Tech + \beta'_1 W \cdot DFIR + \beta'_2 W \cdot INDFIR + \beta'_3 W \cdot INSURE + \beta'_4 W \cdot FDI + \beta'_5 W \cdot FIS + \beta'_6 W \cdot Tech + \mu$$

其中 $PGDP$ 为人均地区生产总值(万元)， $DFIR$ 是反映地区证券市场(直接融资)发展情况的指标，用股债筹资总额(其中股票融资包括首发、增发、配股、可转债等)在地区生产总值中所占的比重表示； $INDFIR$ 是反映地区银行信贷市场(间接融资)发展情况的指标，用人民币存贷款余额之和在地区生产总值中所占的比重表示； $INSURE$ 是反映地区保险业发展情况的指标，用保费收入占地区生产总值的比重表示。 FDI 、 FIS 、 $Tech$ 为控制变量，分别代表外资、财政和技术， FDI 用实际使用外资额占地区生产总值的比重表示； FIS 用一般财政预算内支出占地区生产总值的比重表示； $Tech$ 用人均专利申请授权量表示(人数取各地区全社会从业人数)。本文采用一阶邻近矩阵作为空间权重矩阵 W ，即若地区 i 与地区 j 相邻，则 $W_{ij}=1$ ，否则 $W_{ij}=0$ 。系数 β 是当地的解释变量对地区生产总值的影响(直接效应)，系数 β' 是相邻地区的解释变量对本地区地区生产总值的影响(间接效应)，反映了本文关注的空间溢出效应。

(二) 数据来源和处理

根据长江三角洲城市群发展规划，长三角城市群在上海市、江苏省、浙江省、安徽省范围内，本文选取上海及江苏、浙江、安徽三省各地级市共计 41 个城市作为样本，采用 2011—2015 年面板数据进行实证检验。各地区人均地区生产总值、地区生产总值、实际使用外资额和一般财政支出数据来自国研网区域经济数据库；专利申请授权量、全社会从业人数来自各省(市)统计年鉴；人民币存贷款余额数据和保费收入来源于 Wind 经济数据库；分地区股债融资额数据依据 Wind 统计数据整理得到；空间权重矩阵 W 根据地图数据借助 Geoda 和 Stata 按照“车相邻”的原则得到，即两个城市在地图上有共同的边则认为相邻(1)。变量的描述性统计如表 3 所示：

表 3 变量描述性统计

变量	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
PGDP	205	5.733313	2.939559	1.1202	13.6702
DFIR	205	0.2845211	0.3000624	0.0134232	1.89907
INDFIR	205	2.501437	0.870157	1.327788	5.851943
INSURE	205	0.027949	0.00817	0.013575	0.060263
FDI	205	0.004705	0.002756	0.000299	0.014209
FIS	205	0.162669	0.062314	0.076023	0.3555
Tech	205	32.30225	28.18843	0.884908	141.7687

表3中均值结果显示证券市场、银行信贷市场、保险市场的发展水平存在较大差异,银行信贷市场发展水平最高,而保险市场发展水平较低。证券市场发展水平的变异系数(标准差/均值)最高,为1.05。银行信贷市场和保险市场的变异系数分别为0.348和0.292,表明证券市场发展水平数据的离散程度相对较高。

(三)实证结果与分析

由于空间效应的存在,空间计量模型违背了经典假设,因而通常不采用OLS估计,而是使用最大似然法估计。利用Stata对面板数据的SDM模型估计的结果如表4所示。

表4 SDM的极大似然估计结果

		系数	标准误	Z	Pr > z
Main	C	4.871222***	1.108038	4.40	0.000
	DFIR	0.6729979***	0.2384384	2.82	0.005
	INDFIR	0.9751625***	0.2380501	4.10	0.000
	INSURE	-8.488769	22.7274	-0.37	0.709
	FDI	-56.42069*	32.79653	-1.72	0.085
	FIS	-8.284991**	3.355546	-2.47	0.014

	Tech	0. 0093979***	0. 0035657	2. 64	0. 008
Wz	DFIR	1. 800787***	0. 4713317	3. 82	0. 000
	INDFIR	? . 6386523	0. 4006078	-1. 59	0. 111
	INSURE	-45. 33359	31. 78285	-1. 43	0. 154
	FDI	-79. 8145	56. 97939	-1. 40	0. 161
	FIS	— 1. 322649	5. 028598	— 0. 26	0. 793
	Tech	0. 0124525**	0. 0053752	2. 32	0. 021
δ		0. 401339***	0. 0747614	5. 37	0. 000
LogL		-211. 0192			
R2		0. 7082			

注：“*”表示 $p \leq 0.1$ ，“**”表示 $p \leq 0.05$ ，“***”表示 $p \leq 0.01$ 。

从估计结果可以看出，DFIR 和 INDFIR 的系数在 1%显著性水平下均显著，而 INSURE 的系数在 1%、5%、10%显著性水平下都不显著，说明证券市场和信贷市场发展水平对人均经济增长有显著影响，而保险业的发展水平对人均经济增长的影响不显著。DFIR 和 INDFIR 的系数均为正，从整体上看，金融业的集聚促进了本地区人均经济的增长。因此，假设 1 得到了验证。

滞后项中， $W \cdot DFIR$ 的系数在 1%显著性水平下显著，且系数为正，而 $W \cdot INDFIR$ 的系数不显著，表明地区证券市场的发展水平不仅能促进本地区的人均经济增长，还能对其他地区的经济增长产生溢出效应；而信贷市场的发展仅对本地的经济产生了作用，对周围地区的经济作用不显著。这可能是因为直接融资比间接融资能够更灵活地发挥异地金融服务的作用。因此，假设 2 和假设 3 得到了验证。

表 5 平均直接效应、平均间接效应、平均总效应

	平均直接效应	平均间接效应	平均总效应
DFIR	0. 907793***	3. 222311***	4. 130104***
INDFIR	0. 940025***	-0. 3310737	0. 6089515
INSURE	-11. 6506	-78. 99547*	?90. 64604***
FDI	-66. 9637* *	-160. 778*	-227. 7417...
FIS	— 8. 66813***	-7. 993975	-16. 6621***
Tech	0. 011102***	0. 0251826***	0. 0362844***

注：“*”表示 $p \leq 0.1$ ，“**”表示 $p \leq 0.05$ ，“***”表示 $p \leq 0.01$ 。

表 5 报告了各变量的平均直接效应、平均间接效应(溢出效应)和平均总效应。平均直接效应反映了各地区解释变量对本地区人均生产总值的影响的平均状况,证券市场和银行信贷市场的平均直接效应均为正,而保险市场的平均直接效应为负,表明本地证券市场和银行信贷市场的发展有利于本地经济的增长。平均间接效应反映了各地区解释变量的溢出效应,证券市场的平均间接效应为正,而银行信贷和保险的平均间接效应为负但不显著,表明证券市场的发展水平对于区域人均生产总值的影响具有较强的溢出作用。

六、结论

本文首先通过区位熵和 Moran' s I 散点图对长三角地区各城市金融业增加值集聚的空间布局进行了分析,较高的金融集聚水平发生在以上海为核心的小部分长三角城市中,并且这种集聚具有地理上的相关性,往往金融业高集聚的城市周围也分布着高集聚的其他城市,而后进地区扎堆出现。通过分析,本文认为,金融集聚能够通过集聚带来的规模经济、跨地区的金融服务功能以及支持产业转移升级和技术创新促进区域经济的发展,并且通过金融业的知识溢出使得周边地区的金融服务水平得到发展。随后,本文运用空间计量方法就长三角地区金融集聚对区域经济增长的影响进行了研究,选取了江苏、浙江、上海、安徽四省(市)的 41 个城市作为样本,用空间杜宾模型对 2011—2015 年的面板数据进行了实证检验,得出结论:长三角地区金融集聚对人均意义上的区域经济增长有着积极的影响,具体来看,证券市场和信贷市场发展均能促进地区经济的增长,而保险业的影响不显著;而在对周边地区的影响方面,证券市场发展的溢出效应显著,信贷市场的溢出效应不显著。

金融是现代经济的核心,与实体经济有着密不可分的联系,我国的金融发展水平还不高,地区之间金融资源存在着差距。金融集聚是金融发展的一个必经过程,研究金融集聚与区域经济的发展,对于从金融的视角探索区域经济协调发展有着重要的意义。利用长三角地区金融集聚的优势,充分发挥金融中心的辐射作用,对于扭转区域发展不平衡的局面,承担“先富带动后富”的责任,能够起到重要的支持作用。

注释:

(1) 由于浙江舟山市是一个孤岛,会导致估计的困难,考虑到舟山与沿岸的宁波市十分接近,本文认为舟山与宁波相邻。

参考文献:

- [1]Goldsmith R.W.Financial structure and development[J].Studies in Comparative Economics, 1969, 70(4):31-45.
- [2]Kindleberger C.P.The formation of financial centers:Astudy in a comparative economic theory[J].Working Papers, 1973, 5(4):3395-3397.
- [3]Fujita M. , Krugman P.R. , Venables A.J.The spatial economy:Cities , regions , and international trade[M].Cambridge:The MIT Press, 1999.
- [4]Anselin L.Spatial econometrics:Methods and models[J].Economic Geography, 1988, 65(2):160.
- [5]Lesage J.P.An introduction to spatial econometrics[J].Revue Déconomie Industrielle, 2009, 123(123):513-514.
- [6]J.Paul Elhorst. 空间计量经济学:从横截面数据到空间面板[M]. 北京:中国人民大学出版社, 2015.
- [7]滕春强. 金融企业集群:一种新的集聚现象的兴起[J]. 上海金融, 2006, (5):14-17.

-
- [8]黄解宇.金融集聚的内在动因分析[J].工业技术经济,2011,30(3):129-136.
- [9]车欣薇,部慧,梁小珍,王拴红,汪寿阳.一个金融集聚动因的理论模型[J].管理科学学报,2012,15(3):16-29.
- [10]孙国茂,范跃进.金融中心的本质、功能与路径选择[J].管理世界,2013,(11):1-13.
- [11]刘军,黄解宇,曹利军.金融集聚影响实体经济机制研究[J].管理世界,2007,(4):152-153.
- [12]王丹,叶蜀君.金融集聚对经济增长的知识溢出机制研究[J].北京交通大学学报(社会科学版),2015,14(3):38-44.
- [13]倪鹏飞,刘伟,黄斯赫.证券市场、资本空间配置与区域经济协调发展——基于空间经济学的研究视角[J].经济研究,2014,49(5):121-132.
- [14]张辉,刘鹏,于涛,安虎森,戚安邦.金融空间分布、异质性与产业布局[J].中国工业经济,2016,(12):40-57.
- [15]李林,丁艺,刘志华.金融集聚对区域经济增长溢出作用的空间计量分析[J].金融研究,2011,(5):113-123.
- [16]孙晶,李涵硕.金融集聚与产业结构升级——来自2003—2007年省际经济数据的实证分析[J].经济学家,2012,(3):80-86.
- [17]王弓,叶蜀君.金融集聚对新型城镇化影响的理论与实证研究[J].管理世界,2016,(1):174-175.
- [18]张虎,韩爱华.金融集聚、创新空间效应与区域协调机制研究——基于省级面板数据的空间计量分析[J].中南财经政法大学学报,2017,(1):10-17.