

保险发展、产业间资源配置与经济增长^{*}

王向楠 吴婷

〔摘要〕 保险是配置和管理风险的重要制度,也具有资金融通功能。本文先说明了不同产业对保险部门的需求程度不同,然后,考虑到一个地区中各产业的增长潜力会受到“全国因子”和“地区发展阶段”的影响,构造了中国省级地区的两两配对的样本。在控制了经济、社会和地理方面的因素后,对 2005-2017 年数据的回归分析发现:(1)整体保险发展程度更高的两个地区的产业增长方式更相近;(2)保险发展对经济增长的影响主要来自于人身保险的发展。本文检验并支持了保险发展可以通过影响产业间资源配置而促进经济增长的观点。本文采用的经验研究设计可以用于研究中国保险业发展对经济社会影响的其他一些问题。

关键词: 保险 风险管理 资金融通 经济增长

JEL 分类号: G22 O40 R11

一、引言

改革开放以来,中国经济总量和保险业均经历了快速增长,并分别于 2010 年和 2016 年成为全球第 2 大经济体和第 2 大保险市场。无论是世界上的各国之间,还是中国的各省区市之间,经济发展和保险发展均呈现出明显的地区差异,且二者呈现明显的正相关关系。经济社会发展无疑从需求和供给两方面影响了保险发展。但是,由于保险业以风险管理为基本功能,兼具资金融通功能,其对经济增长的影响并不像财政支出、货币扩张、直接融资支持、技术创新那么直接和明显,因此,从经验上证明保险发展对经济增长的影响需要较严谨的研究设计。

新古典经济增长理论大家 Solow (1965) 在其获得诺贝尔经济学奖的研究工作中写到,“现实中的投资并不是在精确预见未来和充分套利的基础上做出的,有很多理由能说明净投资对于真实资本回报率过度敏感或不够敏感”。保险是跨时空和跨主体配置风险的一种方式,是市场经济条件下经济单元管理风险的重要工具,兼具储蓄转化投资功能。因此,从理论上讲,保险发展应当能改善经济单元的风险管理和投融资能力,促进其基于预期资本回报率进行投资,进而实现经济增长的潜力。但是,现实真的是这样吗? 应当进行经验研究。

相对于保险对经济活动的影响,一个类似的被研究更多的话题是,金融对经济活动的影响。无论是采用跨国样本,还是一个国家不同地区的样本,金融和经济在水平值、增长率甚至波动上,均是显著正相关的。但是,经验文献中想要说明金融能够促进(或阻碍)经济活动,需要解决的核心问

^{*} 王向楠,中国社会科学院金融研究所副研究员,经济学博士;吴婷,上海财经大学金融学院,博士研究生。本文受国家自然科学基金青年项目(批准号:18CJY063)的资助。作者感谢审稿人的建设性修改意见,但文责由作者承担。

题就是“内生性”。过去几十年,金融经济学家们利用银行业放松地域管制(Jayratne and Strahan, 1996)、资金跨境传导(Peek and Rosengren, 1997)、不同产业对外部融资的依赖程度不同(Rajan and Zingales, 1998)、某些地区突然发现自然资源(Gilje et al., 2016)、产业间的投入产出关系(Turco et al., 2018)等机制来解决内生性问题。其中, Fisman and Love(2004)在Rajan and Zingales(1998)的基础上检验了不同地区在产业增长模式上的相关性,以证明金融发展通过改善产业间资源配置来推动经济实现增长潜力。

本文研究保险发展对经济增长的影响,大多数关于“金融影响经济”的文献中解决内生性的机制难以应用到保险领域。一个重要原因是,保险业务线种类繁多,各条业务线提供的风险保障服务差异较大,保险还具有资金融通功能,所以难以获得充足且优良的数据去聚焦于考察和识别某一个具体机制(如融资)^①。不过, Fisman and Love(2004)的识别方法却可以借用,因为该方法仅依赖于金融对各产业的影响程度不同,而不需要设定每个产业受影响的程度到底是多少。

本文经验研究的思路如下。各产业均有自身的增长潜力(即潜在增长水平),并且这种潜力在不同地区存在差异,所以,如果保险发展确实能改善资源配置,那么,在保险越发达的地区,一个产业就越能够实现其在该地区的增长潜力。然而,各产业的增长潜力难以被研究者观测到,所以我们无法直接检验该假设。根据 Fisman and Love(2004)的分析,由于各地区的同一个产业的增长潜力受相同的全国性冲击的影响,所以如果保险发展能改善产业间资源配置的话,应当存在下面的现象:两个地区的保险发展程度越高,它们的产业增长方式越相近。

中国各地区的保险发展程度和产业结构存在明显的差异,是本文课题理想的研究样本。本文收集了2005-2017年中国内地31个省级地区的相关数据,在控制了经济、社会和地理方面的因素后,通过回归分析发现:整体保险发展程度更高的两个地区的产业增长方式更相近,并且整体保险发展对经济增长的影响主要来自于人身保险的发展(而非财产保险的发展)。在研读已有文献的基础上,本文的主要贡献在于:引入了产业间差异,克服了保险影响经济活动的宏观层面的经验研究中普遍面临的反向因果、遗漏变量等内生性问题^②。

下文按如下顺序展开:第2节回顾已有文献,第3节分析不同产业对保险业的需求程度的差异,第4节介绍回归模型,第5节说明变量和数据,第6节解读回归结果,进行稳健性检验,第7节总结全文。

二、文献综述

本文建立在学习借鉴已有文献的基础上。这些文献可以分为以下三类:第一类文献为本文论证保险发展促进经济增长提供了理论层面的支持;第二类文献主要是帮助本文选择保险发展的度量变量和控制变量;第三类文献在经验研究方法上启发了本文。

(一) 保险发展影响经济增长的理论研究

联合国贸易和发展会议(United Nations Conference on Trade and Development, UNCTAD)在1964年就提出,健全的保险和再保险市场是一个国家或地区经济增长的基本特征。Skipper(1997)分析了保险发展促进经济增长的6个作用机制:改善金融稳定、便利贸易和商业活动、动员储蓄、更有效

^① 本文谈的是采用国家或地区层面资料的偏宏观视角的研究。如果采用的是个人家庭或企业层面的微观数据,通过真实试验、自然试验、拟自然试验等方法,能较好地控制内生性问题。

^② 这里的反向因果是指保险发展仅仅受到经济增长的影响,包括保险市场主体根据对经济增长的“预期”进行保险决策,遗漏变量则包括保险发展和经济增长可能都受到的某些控制因素(如政治、文化等不易观测的因素)的影响。

地管理风险、改进防灾防损和提升资本配置水平。

保险业承保业务主要具有风险管理功能。个体面临异质性的随机生产力冲击,当没有完美信息时,收入补贴的制度设计能刺激投资,使投资水平趋向于有效值,从而促进经济增长(Taub, 1989),而保险的经济补偿功能就可以认为是一种典型的事后收入补贴。Gollier and Pratt(1996)认为,保险通过降低经济主体的风险厌恶程度来减少市场上的风险溢价和权益溢价,进而促进投资和经济增长。蒲成毅和潘小军(2012)证明了,较之嵌入物化劳动,嵌入活劳动的保险消费对经济增长的贡献更大,且具有人力资本积累效应。廖朴(2015)将财产损失风险和财产保险引入到离散的Ramsey-Cass-Koopmans模型中,发现财产损失风险降低了经济产出水平,而财产保险能够部分扭转该不利影响。

资金融通是保险业在承保业务基础上发展起来的另一主要功能,也是保险活动具有金融属性的主要原因。国民经济中不同产业在投资规模、资金回收期等方面存在差异,这使得不同产业对外部融资有不同的依赖程度,Rajan and Zingales(1998)认为金融促进金融增长的一个机制是满足不同产业的外部融资。金融发展促进经济增长的机制还包括,通过有效处理逆向选择和道德风险问题而提高投资效率(Townsend, 1979; Boyd and Prescott, 1986)。除这两个机制外,其他解释金融中介发展促进经济增长的机制也基本上能够被用于解释,保险发展通过发挥资金融通功能而促进经济增长。进一步讲,较之大多数机构投资者,保险投资的期限更长,更多采用购买并持有(buy-and-hold)的策略,所以可能更利于经济增长(Kessler et al., 2016)。

(二) 保险发展影响经济增长的经验研究

从国际上看,Ward and Zurbrugg(2000)对于1961-1996年9个经济合作与发展组织(Organisation for Economic Co-operation and Development, OECD)国家的研究发现,保险发展(采用保费收入总量度量)在有些国家是经济增长的Granger原因,而在有些国家则不是。Han et al.(2010)基于77个经济体1994-2005年的数据,通过系统广义矩估计(generalized method of moments, GMM)方法发现,保险密度、非寿险密度、寿险密度的增加均有助于经济增长,保险密度、非寿险密度、寿险密度的增加对发展中经济体经济增长的影响均强于对发达经济体的影响。Lee et al.(2013)基于41个国家1979-2007年的数据,采用基于面板数据单位根检验与似无相关回归相结合的SURADF(seemingly unrelated regressions augmented Dickey-Fuller)方法发现,寿险发展与经济增长之间在长期和短期均存在双向因果关系,寿险密度提高1%,长期上将引起人均GDP提高0.06%。Outreville(2013)综述了85篇关于保险发展与经济增长相互关系的经验研究文献。

从国内看,任燕燕和徐晓艳(2008)基于中国时间序列(1980-2004年)和省际面板数据(1997-2004年)的分析发现,经济增长与保险密度增长之间存在近似的Granger因果关系,前者对后者的影响远大于后者对前者影响。沈坤荣和魏锋(2010)基于1998-2018年中国省级地区的数据,通过回归分析发现:整体保险深度的增加和人身保险深度的增加对经济增长有显著的促进作用;但可能是由于投资效率问题,财产保险深度的增加不利于经济增长。李心愉和郁智慧(2011)采用1980-2008年中国的时间序列数据,通过回归分析发现,非寿险保费收入的增加或非寿险密度的增加均有助于经济增长,而非寿险密度与经济增长之间没有发现显著的关系。国内对此话题的研究还有很多,本文不再赘述。

金融监管与普惠中心(Cenfri, 2017)比较全面地总结了保险影响经济社会的机理(见图1)。对于每个途径,该文分析了相应的经验证据,分析中更多是基于个体决策者(居民个人或家庭、企业等组织)的微观视角。

(三) 金融发展通过影响产业间资源配置而影响经济活动的研究

国内外大量文献研究了金融发展对经济增长的影响,本文在此仅分析侧重于产业间资源配置

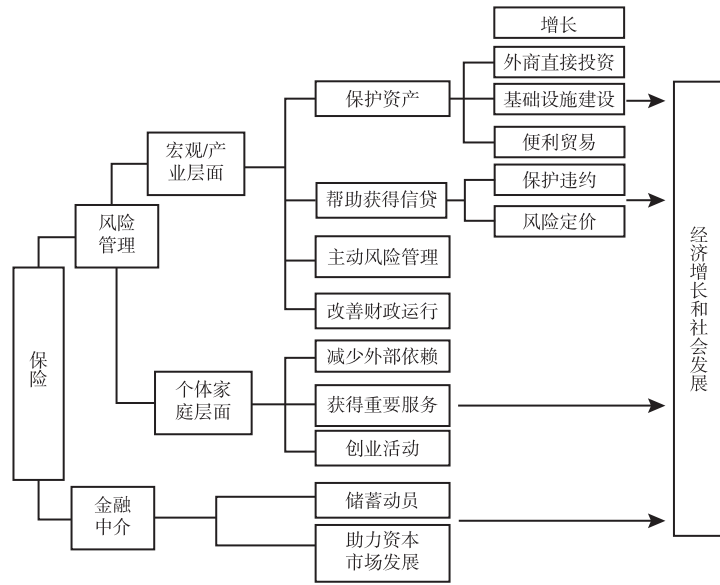


图 1 保险推动经济增长和社会发展的机理

资料来源: The Centre for Financial Regulation & Inclusion(Cenfri), 2017。

渠道的文献,因为这也是本文关注的渠道。

从国际上看,Rajan and Zingales(1998)引入各产业固有的外部融资依赖程度来识别金融发展对经济增长的影响,有效地克服了内生性问题;该文对 20 世纪 80 年代 50 多个国家的企业层面的数据进行研究后发现:在金融发展程度越高的国家,外部融资依赖度更强的产业增长更快。Bertrand et al.(2007)对法国的研究发现,放松银行业管制后,对信贷融资依赖更高的产业中的企业更倾向于进行重组。由于各产业的增长机会(难以直接观测)在部分上是由全球层面的因素(全球因子)决定的,Fisman and Love(2004)基于 20 世纪 80 年代 40 多个国家的数据,采用两个国家在 30 多个产业的增长速度的相关系数来度量这两个国家的产业增长相近性,进一步回归发现,两个金融更发达的国家有更相近的产业增长方式。

从国内看,借鉴 Rajan and Zingales(1998)的思路,李连发和辛晓岱(2009)采用 33 个国家非上市企业的数据研究了金融发展对经济增长的影响。杜萌等(2015)先将工业行业分为资本密集型产业、劳动密集型和资源密集型 3 类,然后,对中国省级地区的研究发现,金融发展对这 3 类产业的影响在东部地区、中部地区和西部地区存在明显的差异。贾俊生等(2017)对中国的研究发现,区域金融发展会改善企业的外部融资,这种改善作用对于外部融资依赖程度更高的产业更为明显;融资条件的改善推动了企业创新,进而促进了经济增长。

三、对保险业需求的产业间差异

本节说明不同产业对保险业的需求程度不同,从而为本文检验保险发展与经济增长的关系提供基础。不同产业对保险业的需求程度不同,主要是因为不同产业对保险业两种主要服务(风险管理和资金融通)的需求程度不同。

(一) 风险管理功能

保险按照承保标的的差别可分为财产保险和人身保险两大类。财产保险承保财产及其相关利

益,而不同产业面临的灾害事故等风险也有所不同。以企业最基本的财产——经营场所的楼宇为例,虽然不同楼宇的风险受建筑学、地质学等因素的很大影响,但是仅仅由于所有或承租其主体所处的产业不同,也会影响这些楼宇的风险程度。

基于保险业的经验数据,能够测算不同产业使用楼宇时的纯风险损失率,即预期赔款/每万元保险金额。对于火灾、爆炸这两种财产损失类保险最基本的承保责任,楼宇被不同产业的主体使用时的纯风险损失率存在明显差异(见表1)。表1报告的是“防火建筑”,对于未报告(因篇幅所限)的“不可燃建筑”“可燃建筑”和“易燃建筑”,楼宇被不同产业的主体使用时的纯风险损失率也存在不小的差异。

表1 商业楼宇(防火建筑)的纯风险损失率

产业名称 (楼宇使用性质)	所包含子 产业数	各子产业纯 风险损失率 的均值	产业名称 (楼宇使用性质)	所包含子 产业数	各子产业纯 风险损失率 的均值
批发和零售业	1	2.48	教育	4	1.65
交通运输和邮政业	4	2.16	科研技术服务业	3	2.02
住宿和餐饮业	9	2.01	文化体育和娱乐业	14	2.18
金融业	4	1.15	卫生社会保障和福利	7	2.01
房地产业	1	1.34	居民服务和其他服务业	13	2.34
信息传输、计算机服务和软件业	6	1.79	公共管理和社会组织	7	1.51
水利环境和公司管理业	6	1.63	国际组织	1	1.34
租赁商务服务业	12	2.01			

注:纯风险损失率是指每万元保险金额的预期赔款(单位:元)。

资料来源:中国保险行业协会的《纯风险损失率表》(2006年7月试行),中保协[2006]13号文。

人身保险承保人的身体,而不同产业从业人员面临的人身损害风险也是不同的。不同职业人群的意外伤害风险等级见表2。从中可知:职业险是根据产业(包括大类产业和小类产业)定义的,不同产业从业人员的意外伤害风险等级差别较大。

(二)资金融通功能

不同产业的外部融资依赖程度存在差异,进而受到金融发展程度的影响也不同(Rajan and Zingales,1998)。不同产业受保险业资金融通活动的影响存在差异,主要是因为,不同产业对外部资金的依赖程度存在不同。借鉴盛丹和王永进(2010)等的研究,采用各产业城镇固定资产投资中来源于外部的程度来度量各产业的融资约束,生成两个指标:“外部融资依赖程度1”=1-(自筹资金/城镇固定资产投资资金来源);“外部融资依赖程度2”=1-[(自筹资金+预算内资金)/城镇固定资产投资资金来源]。从表3可知,各产业的外部融资约束程度存在较大差别。

除直接进行投资活动外,保险业还有保证保险业务,即保险公司做为保证人,向债权人承保债务人(被保证人)的还债风险。不动产、固定资产和上市公司股权是债权人较为青睐的抵质押物。当举债企业的这些优质担保资产不足时,就需要外部的担保。本文计算了各产业总资产中的优质担保资产比重这一指标,该指标中,一个产业的总资产和优质担保资产是通过加总各产业中境内A股上市公司的财务指标得到的。由于没有上市公司持有的上市公司股权的数据,所以,这里的“优

质担保资产”=“投资性房地产”+“固定资产”。从表4可知,各产业的优质担保资产的比重差别较大,所以,保证保险对各产业能够发挥的作用应当不同。

表2 各职业人群意外伤害风险程度

大类产业名称	所含小类产业类别数目	所含职业类别数目	各职业类别风险等级的均值	大类产业名称	所含小类产业类别数目	所含职业类别数目	各职业类别风险等级的均值
一般职业	1	3	1.33	新闻出版广告业	3	17	2.00
农牧业	2	20	1.75	娱乐业	7	54	2.37
渔业	2	9	2.25	文教	2	13	1.62
木材森林业	5	28	2.89	宗教	1	3	1.00
矿业、采石业	5	36	3.45	卫生	2	16	1.94
建筑工程业	5	74	3.45	生活服务业	4	35	2.00
制造业	16	90	2.87	家庭管理	1	3	1.67
批发零售业	2	24	2.04	公共事业	4	28	2.70
交通运输业	4	85	3.30	治安	1	14	3.45
餐旅业	3	14	1.79	体育	17	65	2.88
金融业	1	5	2.40	其他产业	5	19	2.15

资料来源:中国人民保险公司意外伤害保险职业分类表(2009年版)。

表3 各产业外部融资依赖程度(2005-2017年均值)

产业名称	外部融资依赖程度1	外部融资依赖程度2	产业名称	外部融资依赖程度1	外部融资依赖程度2
农、林、牧、渔业	0.31	0.17	房地产业	0.58	0.56
采矿业	0.18	0.17	电力燃气水的生产供应业	0.46	0.39
制造业	0.19	0.18	水利、环境和公共设施管理	0.41	0.25
建筑业	0.29	0.17	信息传输、计算机服务和软件业	0.10	0.08
批发和零售业	0.15	0.14	科研技术服务和地质勘查业	0.26	0.15
交通运输、仓储和邮政业	0.54	0.40	文化、体育和娱乐业	0.28	0.27
住宿和餐饮业	0.18	0.17	居民服务和其他服务业	0.21	0.16
金融业	0.12	0.08			

资料来源:《中国固定资产投资统计年鉴》、Wind。

以上分析的是风险管理和资金融通这两个保险业的主要功能。保险业具有的一些其他功能对于不同产业而言也有不同的重要性。这里再举两个例子。

一是贸易促进功能。贸易在经济增长中具有重要地位,对于过去几十年的中国而言尤其如此。信用保险是一类财产保险,它主要的业务是服务出口活动的信用保险。Van der Veer(2014)利用一家世界领先的私营贸易信用保险公司1992-2006年的数据,基于贸易模型的数据分析发现,出口信用保险显著促进了出口;几篇国内文献也得出了类似结论。不同产业由于受贸易的影响程度存在较大差异,进而对出口信用保险的影响程度不同。

表4 各产业总资产中优质担保资产比重(2012-2018 年均值)

产业名称	优质担保资产比重	产业名称	优质担保资产比重
农、林、牧、渔业	0.29	电力燃气水的生产供应业	0.58
采矿业	0.35	水利、环境和公共设施管理业	0.16
制造业	0.26	信息传输、软件和信息技术服务业	0.07
建筑业	0.08	租赁和商务服务业	0.29
批发和零售业	0.15	教育	0.18
交通运输、仓储和邮政业	0.50	科学研究和技术服务业	0.16
住宿和餐饮业	0.28	卫生和社会工作	0.17
房地产业	0.40	文化、体育和娱乐业	0.13

资料来源:Wind。

二是员工管理功能。企业内部存在着各种信息不对称,而保险能发挥人力资源管理的作用。于新亮等(2017)认为,企业年金能通过员工素质、员工流动、高管绩效、培训投入等途径影响企业的劳动生产率,并通过2010-2013年中国上市公司的数据支持了部分机制的显著效果。由于不同产业的企业规模和复杂性不同,不同产业的股东与员工之间的信息不对称程度存在差异,所以发展企业年金(以及其他企业给雇员购买的保险)对不同产业的影响应当不同。

四、回归模型

我们不当直接将产业增长水平对所在地区的保险发展水平进行回归,因为一个产业增长缓慢,既可能缘于产业本身增长的“潜力低”,也可能缘于虽然有较高的增长潜力但没有保险部门的支持从而没有实现增长潜力。只有后一种情况才说明保险发展能通过产业间资源配置而促进经济增长。

要检验保险发展能否帮助各产业实现增长潜力,理论上可以采用如下关于实际增长水平($Growth$)、增长潜力($Growth^*$)和保险发展程度(Ins)的回归方程:

$$Growth_{i,j} = \alpha Growth_{i,j}^* \times Ins_j + \varepsilon_{i,j} \quad (1)$$

其中,脚标*i*表示产业,脚标*j*表示地区; α 表示系数; $\varepsilon_{i,j}$ 表示随产业和地区变化的随机扰动项。如果 α 的值大于0,说明保险发展帮助各产业实现了增长潜力。然而,研究者无法观测到产业的增长潜力($Growth^*$)。产业增长潜力包括全国因子和地区发展阶段因子,因此,可以利用不同地区产业增长的共同成分(全国因子)进行建模回归(Fisman and Love,2004)。

一个产业在各地区的增长潜力部分决定于全国层面的冲击,如技术创新、生产要素价格迁移、国际环境变动,这些冲击令某些产业在所有的地区均受益,也会令某些产业在所有的地区均受损。将产业(*i*)在地区(*j*)的增长潜力($Growth_{i,j}^*$)表示如下:

$$Growth_{i,j}^* = \eta_i + e_{i,j} \quad (2)$$

其中, η_i 表示产业特定增长潜力的全国因子,它缘于全国层面的冲击; $e_{i,j}$ 是随机扰动项。

如果两个地区均有较高的保险发展水平,它们各产业的生长就更接近潜在增长水平,这两个地区的产业增长中全国因子(η_i)的占比会更大,产业增长的相近度也就更高。相反,如果某个地区的保险发展水平较低,其各个产业的生长状况将被随机因素(2)式中的 $e_{i,j}$ 所主导,进而与其他地区的产业增长的相关性较低。如果保险发展能帮助产业实现增长潜力,那么,就应当存在以下现象:

在保险发展程度更高的两个地区,产业增长的相近度更高。

国民经济包括了多个产业,所以考察两个地区产业增长情况不能仅关注一个产业,而是需要考察多个或所有的产业。对此,本文借鉴 Fisman and Love(2004)的做法。令 $Growth_{i,j}$ 表示地区 j 中产业 i 的增长率, $\overline{Growth}_{.j}$ 表示地区 j 中所有产业增长率的均值,那么,地区 j 和地区 j' 的产业增长的相近度可以用 Pearson 相关系数表示,计算如下:

$$\rho_{Growth_{j,j'}} = \frac{\sum_i (Growth_{ij} - \overline{Growth}_{.j})(Growth_{ij'} - \overline{Growth}_{.j'})}{\sqrt{\sum_i (Growth_{ij} - \overline{Growth}_{.j})^2 \cdot \sum_i (Growth_{ij'} - \overline{Growth}_{.j'})^2}} \quad (3)$$

$\rho_{Growth_{j,j'}}$ 的值介于 0-1 之间,取值越大,表示两个地区的产业增长越相近。此外,将增长率的相近性而非其本身做为回归中的因变量,也能一定程度上控制了离群值的影响。

本文以两两配对地区为基本的观测样本,采用如下回归式进行检验:

$$Corr_Growth_{j,j'} = \beta \times f(Ins_j, Ins_{j'}) + \varepsilon_{j,j'} = \beta Min_Ins_{j,j'} + \varepsilon_{j,j'} \quad (4)$$

其中, $f(\cdot, \cdot)$ 是两两配对地区的保险发展程度的不减的函数。如果保险发展有助于产业抓住增长机会,那么,当两个地区(j 和 j')的保险发展程度均更高时,二者均会更充分地实现产业增长潜力(η_i),从而提高这两个地区的产业增长相近度($Corr_Growth_{j,j'}$)。然而,如果配对中有一个地区的保险发展落后,则该地区增长潜力的实现程度就较低,所以这对配对地区的产业增长相近度就低。因此,借鉴 Fisman and Love(2004)的做法,本文将 $f(\cdot, \cdot)$ 设定为两个地区中保险发展程度较低的地区(即“短板”地区)的保险发展程度, $f(Ins_j, Ins_{j'}) \equiv Min(Ins_j, Ins_{j'})$, 该变量记为 $Min_Ins_{j,j'}$ 。

本文关心的是系数 β 。如果 β 为正向显著,说明保险发展程度均更高的两个地区,各产业增长的相近度会更高。

五、变量和数据

本文的样本为 2005-2017 年中国内地 31 个省级地区(省、自治区和直辖市)的数据。

(一) 增长率变量

根据《中国统计年鉴》的划分,国民经济可分为 9 个产业:农林牧渔业、工业、建筑业、批发和零售业、交通运输、仓储和邮政、住宿和餐饮业、金融业、房地产业和其他产业。本文先计算每个地区每年中每个产业的名义增长率,再减去该地区该年的通货膨胀率(基于消费价格指数(CPI)计算),得到每个地区于每年中每个产业的实际增长率。图 2(a) 报告了实际增长率的直方图,表 5 显示其均值为 11.5%,中位数为 10.6%,所以样本期间的产业增长较快。

每个地区每个产业于样本期间(2005-2017 年)的增长率采用各年增长率的算术平均值进行计算。进而,根据(3)式计算两两配对地区的产业增长相近度($Corr_Growth_{j,j'}$),一共得到 465(= (31 × 30)/2) 个配对的样本。图 2 报告了产业增长相近度的直方图,结合表 7 可知,其取值范围是 -0.068 到 0.989,仅有的一个负值出现山西省和贵州省之间,均值为 0.760,中位数为 0.815,所以产业增长相近度的平均水平较高。

(二) 保险发展变量

对于各地区的保险发展程度,本文采用公认的基本指标——保险密度来度量,如任燕燕和徐晓艳(2008)、Han et al.(2010)、李心愉和郁智慧(2011)、Lee et al.(2013)。一个地区某年的保险密度的计算公式为:该地区该年的“保费收入”除以“常住人口数”。先将各年的保险密度折算到 2017 年的价格水平,再取对数,记为 $Ins_{j,t}$ 。由表 5 可知, $Ins_{j,t}$ 的均值和中位数分别为 920.4(= 10^{2.964}) 元和 939.7(= 10^{2.973}) 元。每个地区于样本期间(2006-2017 年)的保险发展程度(Ins_j)采用各

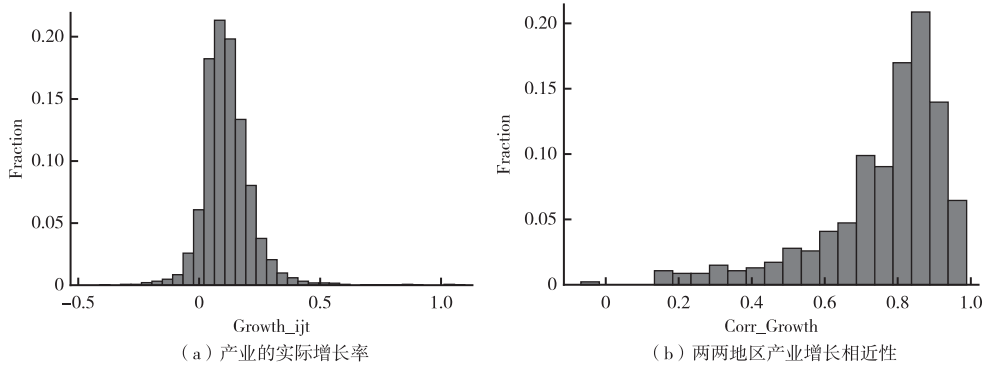


图2 产业增长(2005-2017年)

年的算术平均值进行计算。最后,计算两个地区保险发展程度的较低值,记为 Min_Ins_{jt} 。

如前文所述,保险分为财产保险和人身保险两大类,本文分别考察这两大类保险对产业增长的影响。财产保险发展程度(记为 $PropIns_{j,t}$)采用财产保险密度来度量,它等于“财产保险保费收入”除以“常住人口数”,再取对数。一个地区的人身保险发展程度(记为 $LifeIns_{j,t}$)采用人身保险密度来度量,它等于“人身保险保费收入”除以“常住人口数”,再取对数。由表5可知, $PropIns_{j,t}$ 的均值为 2.459,所对应的财产保险密度是 287.7(= $10^{2.459}$)元, $LifeIns_{j,t}$ 的均值为 2.783,所对应的人身保险密度是 606.7(= $10^{2.783}$)元。每个地区于样本期间(2006-2017年)的财产保险发展程度(人身保险发展程度)采用各年的算术平均值进行计算,最后,计算两个配对地区财产保险发展程度(人身保险发展程度)的较低值,记为 $PropIns_{j,t}(LifeIns_{j,t})$ 。

图3是两两配对地区的保险发展程度与产业增长相近性的散点图。从图3(a)、图3(b)和图3(c)可知,无论对于整体保险、财产保险还是人身保险,配对地区保险发展程度与产业增长相近性均呈现显著正相关。这初步支持了保险发展对经济增长具有正向影响的论点。

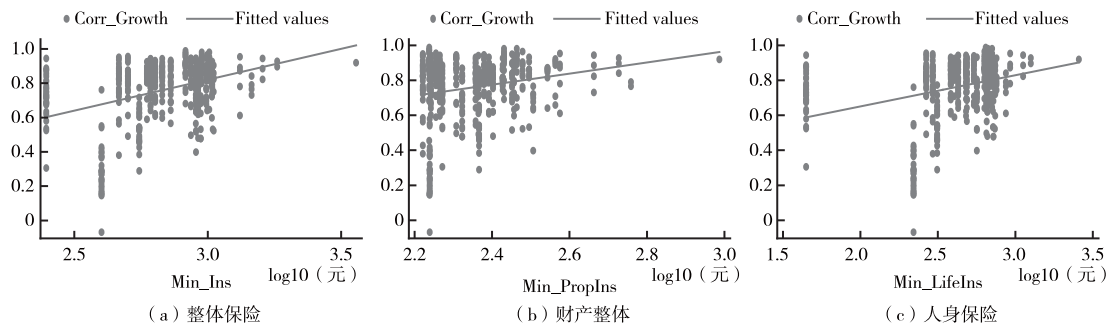


图3 配对地区保险发展与产业增长相近性

(三)控制变量

1. 收入因素

不同发展阶段的地区有不同的产业结构,其原因在于:(1)在“需求侧”,不同收入水平人群的需求结构不同,所以不同产业的产品和服务的潜在市场规模不同;(2)在“供给侧”,不同收入水平地区的劳动、资本等禀赋的比较优势不同,所以适合发展的产业不同。一个典型的例子是:劳动密集型产业在发达地区的增长潜力较低,而在发展中地区的增长潜力较高。因此,各产业

在不同发展阶段地区的增长潜力是不同的,即每个产业的增长“潜力”受所在地区发展阶段的影响。

基于新古典经济增长理论,某个产业在不同地区组群有不同的增长潜力,而组群(可称为“俱乐部”)主要是以“收入水平”划分,即,收入差距更小的地区的增长潜力差距也更小。度量一个地区的发展阶段最常用的指标是人均国内生产总值。本文采用两个地区人均国内生产总值的对数之差的绝对值度量二者的收入差距。地区 j 和地区 j' 的收入差距记为 $|\Delta lggdp|_{jj'}$, $|\Delta lggdp|_{jj'} = |\lg(gdp)_j - \lg(gdp)_{j'}|$ 。

本文先将每个地区各年的人均 GDP 均折算到 2017 年的价格水平,再取对数,记为 $lggdp_{j,t}$ 。由表 5 可知, $lggdp_{j,t}$ 的均值为 4.576,对应的人均 GDP 为 37670.4(= $10^4 \cdot 576$)元。每个地区于样本期间(2006–2017 年)的收入水平($lggdp_j$)采用各年的算术平均值计算。最后,计算两个地区收入水平的差距($|\Delta lggdp|_{jj'}$)。

考虑到收入水平(增长的起点)对增长状况的重要作用,本文还控制了用于配对的两个地区“平均”的收入水平,记为 $\overline{lggdp}_{j,j'}$ 。该变量是 2005 年地区 j 和地区 j' 的人均国内生产总值折算到 2017 年的价格水平,取对数,再取均值。

2. 其他因素

在(3)式和(6)式的回归中,除收入水平外,还需要控制可能影响地区增长相近度的其他因素。借鉴 Fisman and Love(2004)、Han et al.(2010)、沈坤荣和魏锋(2010)、邵全权(2012)、Lee et al.(2013)、Popov(2018)等文献,控制如下变量。

(1)城镇化(记为 *Urban*):使用按常住人口计算的城镇人口占总人口的比重度量。样本期间(2006–2017 年)各省区各年的城镇化率($Urban_{j,t}$)的平均值为 52.5%(见表 5)。

(2)教育程度(记为 *Edu*):使用人口抽样调查中“6 岁及 6 岁以上人口数”中“具有大专及以上学历人口数”的占比度量^①。样本期间各地区各年平均有 10.9%的“6 岁及 6 岁以上人口”具有大专及以上学历(见表 5)。

(3)市场化(记为 *Market*):使用非国有经济固定资产投资占全社会固定资产投资的比重度量。样本期间各地区各年的该指标($Market_{j,t}$)的平均值为 30.3%(见表 5)。

(4)财政干预程度(记为 *Fiscal*):使用政府消费占 GDP 的比重度量。样本期间各地区各年的财政干预程度($Fiscal_{j,t}$)的平均值为 15.4%(见表 5)。

(5)金融发展程度(记为 *Fin*):使用城镇单位从业人员中金融业从业人员的占比度量。样本期间各地区各年平均仅有 3.4%城镇单位从业人员从事金融业(见表 5)。

(6)对外开放程度(记为 *Open*):使用进出口总额与 GDP 之比度量,其中,进出口总额采用年平均汇率从美元折算为人民币。样本期间各地区各年的对外开放程度($Open_{j,t}$)的平均值为 30.6%(见表 5)。

对于从城镇化到对外开放程度的 6 个控制变量,计算每个变量在各地区于样本期间(2005–2017 年)各年的算术平均值。由于本文回归分析中采用配对样本,这 6 个因素在回归中均采用两个地区差异的绝对值来度量,即,采用类似于生成 $|\Delta lggdp|_{jj'}$ 的方式,生成 $|\Delta Urban|_{jj'}$ 、 $|\Delta Edu|_{jj'}$ 、 $|\Delta Market|_{jj'}$ 、 $|\Delta Fiscal|_{jj'}$ 、 $|\Delta Fin|_{jj'}$ 和 $|\Delta Open|_{jj'}$ 。

本文第 7 个控制变量是地理因素——两个地区是否相邻(记为 $dNeighbor_{jj'}$)。如果两个地区有共同的地理边界, $dNeighbor_{jj'}$ 取 1;否则, $dNeighbor_{jj'}$ 取 0。

^① 由于 2010 年进行了第六次全国人口普查,公开数据的口径有变,使得该教育程度(*Edu*)的值无法计算,故教育程度(Edu_{jt})于 2010 年的值采用 2009 年和 2011 年的算术平均值得到。

(四) 数据描述和平稳性分析

本文中各地区保费收入的数据收集自原中国保险监督管理委员会网站,其他数据来自国家统计局和《中国统计年鉴》。

表 5 报告了单个地区层面的变量的描述统计量。 $Growth_{i,j,t}$ 是“产业”×“地区”×“时间”维度的。其余 10 个变量均是“地区”×“时间”维度的,没有产业维度。

表 5 变量的描述统计——单个地区层面

	观测数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
产业增长:						
$Growth_{i,j,t}$	3348	0.115	0.103	-0.411	0.106	1.098
保险发展水平:						
$Ins_{j,t}$	384	2.964	0.337	1.834	2.973	3.958
$PropIns_{j,t}$	384	2.459	0.328	1.667	2.495	3.271
$LifeIns_{j,t}$	384	2.783	0.384	0.000	2.811	3.858
控制变量的水平值:						
收入水平:						
$lggdp_{j,t}$	384	4.576	0.370	3.759	4.553	6.27
其他因素:						
$Urban_{j,t}$	384	0.525	0.142	0.210	0.511	0.896
$Edu_{j,t}$	384	0.109	0.068	0.011	0.092	0.476
$Market_{j,t}$	384	0.303	0.125	0.101	0.281	0.776
$Fiscal_{j,t}$	384	0.154	0.063	0.084	0.134	0.522
$Fin_{j,t}$	384	0.034	0.008	0.020	0.034	0.071
$Open_{j,t}$	384	0.306	0.364	0.017	0.142	1.721

注: Ins 、 $PropIns$ 、 $LifeIns$ 和 $lggdp$ 的度量单位为 $\lg(\text{元})$ 。

本文回归中使用基于两两地区配对的样本,如上文所述,对各变量先计算每个地区层面的在样本期间的整体情况,再将地区两两配对。为了排除变量平稳性问题对本文回归结果的可能的影响,笔者在每个年度层面构造了 12 个变量,见表 6 的第 1 列。这 12 个变量均是“配对地区”×“年度”维度的,可以进行平稳性检验^①。

对这 12 个变量进行面板数据平稳性检验,参考马勇和吴雪妍(2017)的做法,采用 HT 检验(Harris and Tzavalis, 1999)和 IPS 检验(Im et al., 2003)。表 6 报告了检验结果。综合两种检验的结果,产业相近度变量(1 个)、保险发展水平变量(3 个)、收入水平变量(2 个)和 6 个其他控制变量中的 5 个变量均是 1 阶平稳的($I(1)$),仅有 $\Delta Fiscal|_{j',t}$ 是 0 阶平稳的($I(0)$)。一方面,为了使下文的回归对变量平稳性问题更加稳健,另一方面, $\Delta Fiscal|_{j',t}$ 为 $I(0)$ 而非 $I(1)$ 的结果与通常预期并不相符,不排除该变量的度量不佳,因此,本文回归中将不把 $\Delta Fiscal|_{j'}$ 做为控制变量。

^① 如果不进行两两地区配对,对表 5 的 11 个变量进行面板数据平稳性的 HT 检验和 IPS 检验,将得到: $Market_{\mu}$ 和 $Fiscal_{\mu}$ 是 $I(0)$, $Urban_{\mu}$ 是 $I(2)$, 其他变量是 $I(1)$ 。

表 6 变量的平稳性检验——地区配对层面

	原始值		一阶差分		检验结论
	HT 检验 Z 值 (P-value)	IPS 检验 P-value	HT 检验 Z 值 (P-value)	IPS 检验 P-value	
产业相近度:					
$Corr_gdp_{j,t}$	3.16(0.99)	(0.00)	-6.67(0.00)	3.16(0.00)	I(1)
保险发展水平:					
$ \Delta Ins _{j,t}$	3.67(0.99)	(0.20)	-21.22(0.00)	(0.00)	I(1)
$ \Delta PropIns _{j,t}$	-0.27(0.39)	(0.15)	-86.62(0.00)	(0.00)	I(1)
$ \Delta LifeIns _{j,t}$	2.24(0.98)	(0.00)	-95.54(0.00)	(0.00)	I(1)
收入水平:					
$ \Delta lggdp _{j,t}$	10.51(1.00)	(1.00)	-40.95(0.00)	(0.00)	I(1)
$\overline{lggdp}_{j,t}$	12.28(1.00)	(1.00)	-23.44(0.00)	(0.00)	I(1)
其他控制因素:					
$ \Delta Urban _{j,t}$	18.06(1.00)	(1.00)	-60.96(0.00)	(0.00)	I(1)
$ \Delta Edu _{j,t}$	3.41(0.99)	(1.00)	-23.91(0.00)	(0.00)	I(1)
$ \Delta Market _{j,t}$	1.98(0.97)	(0.84)	-21.60(0.00)	(0.00)	I(1)
$ \Delta Fiscal _{j,t}$	-6.11(0.00)	(0.00)			I(0)
$ \Delta Fin _{j,t}$	17.06(1.00)	(1.00)	-59.31(0.00)	(0.00)	I(1)
$ \Delta Open _{j,t}$	8.00(1.00)	(0.99)	-83.31(0.00)	(0.00)	I(1)

注: Ins 、 $PropIns$ 、 $LifeIns$ 和 $lggdp$ 的度量单位为 $\lg(\text{元})$ 。

表 7 报告了两两地区配对层面上计算的变量的描述统计量,这 11 个变量均是“地区”×“地区”维度的,没有产业维度和时间维度。

表 7 变量的描述统计——地区配对层面

	观测数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
产业增长相近度:						
$Corr_Growth_{j,t}$	465	0.760	0.175	-0.068	0.815	0.989
保险发展的较低值:						
$Min_Ins_{j,t}$	465	2.831	0.180	2.395	2.830	3.556
$Min_PropIns_{j,t}$	465	2.348	0.111	2.221	2.323	2.987
$Min_LifeIns_{j,t}$	465	2.610	0.304	1.650	2.682	3.411
收入水平的差距、均值:						
$ \Delta lggdp _{j,t}$	465	0.214	0.163	0.000	0.188	0.700
$\overline{lggdp}_{j,t}$	465	4.29	0.19	3.71	4.23	4.71
其他控制变量:						
$ \Delta Urban _{j,t}$	465	0.151	0.127	0.000	0.109	0.644
$ \Delta Edu _{j,t}$	465	0.056	0.069	0.000	0.029	0.327
$ \Delta Market _{j,t}$	465	0.128	0.108	0.000	0.101	0.568
$ \Delta Fiscal _{j,t}$	465	0.057	0.068	0.000	0.032	0.317

续表

	观测数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
$ \Delta \overrightarrow{Fin} _{jt}$	465	0.008	0.006	0.000	0.006	0.029
$ \Delta Open _{jt}$	465	6.604	5.250	0.007	5.481	24.906
$dNeighbor_{jt}$	465	0.146	0.354	0	0	1

注： Min_Ins 、 $Min_PropIns$ 、 $Min_LifeIns$ 和 $|\Delta lggdp|$ 的度量单位为 $\lg(\text{元})$ 。如前所述， $|\Delta Fiscal|_{jt}$ 的平稳性质与表 6 中其他变量不同，故回归中没有将 $|\Delta Fiscal|_{jt}$ 纳入控制变量。

六、回归结果分析

(一) 基本结果分析

表 8 报告了对 (4) 式的回归结果。这 8 个回归的因变量均为产业增长相近性 ($Corr_Growth$)，其计算见 (3) 式。第 (1)–(4) 列的回归中没有加入除收入水平因素之外的控制变量，第 (5)–(8) 列的回归加入了所有控制变量。第 (1) 和 (5) 列的自变量仅是收入因素，第 (2) 和 (6) 列、第 (3) 和 (7) 列、第 (4) 和 (8) 列回归中的自变量分别是在地区收入差距的基础上加入了保险发展程度 (Min_Ins)、财产保险发展程度 ($Min_PropIns$)、人身保险发展程度 ($Min_LifeIns$)。由于加入控制变量与否不影响本文关心的变量是否统计显著，而加入控制变量后调整后 R^2 提高了，所以本文以第 (5)–(8) 列回归的系数估计结果为准，分析经济意义。

变量 $|\Delta lggdp|$ 的系数估计值均为负向显著，所以地区收入差距越小，则产业增长的相近度越高，这支持了本文的前提性假设：地区的产业结构随发展阶段的变化而变化。第 (5)–(8) 列回归中 $|\Delta lggdp|$ 的系数估计值在 -0.5 左右，所以两个地区收入差距提高 1 个样本标准差 (0.163，见表 7)，它们的产业增长相近性 ($Corr_Growth$) 将降低 0.082 ($=0.163 \times -0.5$)，占 $Corr_Growth$ 样本标准差 (0.175，见表 7) 的 46.9%。因此，地区收入差距对产业增长方式有较强的解释力。变量 $lggdp$ 的系数估计值均为正向显著，所以地区收入水平越高，则产业增长的相近度越高。

保险发展 (Min_Ins) 的两个系数估计值均为正向显著。根据第 (6) 列的回归结果，两个地区的保险密度的对数提高 1 个样本标准差 (0.180，见表 7)，它们的产业增长相近性 ($Corr_Growth$) 将提高 0.050 ($=0.180 \times 0.275$)，占 $Corr_Growth$ 样本标准差 (0.175，见表 7) 的 28.6%。可见，保险发展对产业增长影响的经济显著性是比较大的。

将保险分为财产保险和人身保险两部分。财产保险发展 ($Min_PropIns$) 的系数估计值并不显著，所以没有提供财产保险发展促进经济增长的证据。人身保险发展 ($Min_LifeIns$) 的系数估计值均为正向显著，根据第 (8) 列的回归结果，两个地区的人身保险密度的对数提高 1 个样本标准差 (0.304，见表 7)，它们的产业增长相近性 ($Corr_Growth$) 将提高 0.051 ($=0.304 \times 0.165$)，占 $Corr_Growth$ 样本标准差 (0.175，见表 7) 的 29.1%。因此，保险发展对经济增长的作用主要来自于人身保险部门，而非财产保险部门。

在控制变量方面。城镇化变量 ($|\Delta Urban|$) 和教育变量 ($|\Delta Edu|$) 的系数估计值均为负向显著，说明二者是地区产业增长方式的重要影响因素；对此，相关文献的探讨较多。金融发展变量 ($|\Delta Fin|$) 的系数估计值均为负向显著，说明金融发展会显著影响产业活动方式，这与 Rajan and Zingales (1998)、Fisman and Love (2004)、Bertrand et al. (2007)、李连发和辛晓岱 (2009)、贾俊生等

(2017)等文献的研究结论一致。即使控制了其他因素,地理邻近性($dNeighbor$)的系数估计值均为正向,并在第(8)列回归中显著(在0.1的水平上),说明地理因素可能影响了产业增长方式。

表 8 保险发展与地区产业增长相近度:最小二乘回归

	<i>Corr_Growth</i>							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Min_Ins</i>		0.157*** (0.050)				0.275*** (0.068)		
<i>Min_PropIns</i>			-0.139				-0.148	
<i>Min_LifeIns</i>				0.070*** (0.025)				0.165*** (0.038)
$ \Delta lggdp $	-0.439*** (0.057)	-0.363*** (0.062)	-0.518*** (0.064)	-0.395*** (0.060)	-0.521*** (0.087)	-0.516*** (0.086)	-0.561*** (0.088)	-0.576*** (0.088)
\overline{lggdp}	0.429*** (0.062)	0.293*** (0.077)	0.596*** (0.086)	0.349*** (.0710)	0.474*** (0.082)	0.229** (0.101)	0.662*** (0.110)	0.302*** (0.090)
$ \Delta Urban $					0.381*** (0.139)	0.551*** (0.143)	0.341** (0.141)	0.618*** (0.146)
$ \Delta Edu $					-0.350** (0.177)	-0.299* (0.173)	-0.378** (0.176)	-0.317* (0.172)
$ \Delta Market $					-0.144* (0.078)	-0.007 (0.087)	-0.133* (0.078)	0.058 (0.094)
$ \Delta Fin $					-2.382* (1.354)	-2.923** (1.342)	-2.055 (1.338)	-2.979** (1.337)
$ \Delta Open $					-0.026 (0.032)	-0.023 (0.032)	-0.037 (0.032)	-0.035 (0.032)
<i>dNeighbor</i>					0.029 (0.020)	0.031 (0.019)	0.030 (0.019)	0.036* (0.019)
常数项	-0.925*** (0.255)	-0.822*** (0.257)	-0.895*** (0.242)	-0.786*** (0.263)	-1.090*** (0.338)	-0.902*** (0.335)	-1.152*** (0.331)	-0.852** (0.335)
调整后 R^2	0.194	0.207	0.210	0.2049	0.218	0.239	0.2335	0.243
观察值数	465	465	465	465	465	465	465	465

注:系数估计值下方()内为异方差稳健标准误。***、**和*分别表示在0.01、0.05和0.1的水平上显著。

最小绝对离差回归 Least absolute deviations(LAD)是一种较常用的稳健估计方法,对所有观察值以相同的权重而不是(如 OLS 估计)给有更大残差的观察值以更大的权重。相关回归结果报告于表 9。

表 9 各列的设计与表 8 相同。变量 $|\Delta lggdp|$ 的系数估计值仍然均为负向显著, \overline{lggdp} 的系数估计值仍然均为正并在 4 个回归中显著,因此,“两个地区的收入差距越小、收入水平越高,产业增长的相近度越高”的结论仍然成立。

表9 保险发展与地区产业增长相近度：最小绝对离差回归

	<i>Corr_Growth</i>							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Min_Ins</i>		0.173 ** (0.067)				0.193 ** (0.079)		
<i>Min_PropIns</i>			-0.127 (0.114)				-0.125 (0.110)	
<i>Min_LifeIns</i>				0.091 *** (0.033)				0.127 *** (0.044)
$ \Delta lggdp $	-0.256 *** (0.058)	-0.164 ** (0.066)	-0.389 *** (0.064)	-0.187 *** (0.060)	-0.343 *** (0.093)	-0.331 *** (0.087)	-0.406 *** (0.094)	-0.397 *** (0.088)
$\frac{\Delta lggdp}{lggdp}$	0.182 *** (0.059)	0.0304 (0.084)	0.353 *** (0.086)	0.063 (0.069)	0.242 *** (0.074)	0.094 (0.099)	0.445 *** (0.101)	0.125 (0.083)
其他控制变量	有	有	有	有	有	有	有	有
常数项	0.097 (0.241)	0.223 (0.241)	-0.007 (0.235)	0.345 (0.243)	-0.106 (0.304)	-0.075 (0.288)	-0.341 (0.304)	0.001 (0.292)
观察值数	465	465	465	465	465	465	465	465

注：其他控制变量包括 $|\Delta Urban|$ 、 $|\Delta Edu|$ 、 $|\Delta Market|$ 、 $|\Delta Fin|$ 、 $|\Delta Open|$ 和 $dNeighbor$ 。系数估计值下方()内为自抽样(bootstrap)标准误。***、**和*分别表示在0.01、0.05和0.1的水平上显著。

保险发展(*Min_Ins*)的系数估计值仍然均为正向显著,财产保险发展(*Min_PropIns*)的系数估计值仍然不显著,人身保险发展(*Min_LifeIns*)的系数估计值仍然均为正向显著。在具体的影响程度上,基于第(6)列、第(8)列的结果分别可知,两个地区的保险密度提高1个标准差、人身保险密度提高1个标准差,它们的产业增长相近度将分别提高样本标准差的20.1%、22.4%。这进一步说明,保险发展对经济增长的作用主要来自于人身保险部门。

(二)稳健性分析

1. 采用保险深度度量保险发展

前文度量一个地区的保险发展水平时采用保险密度指标,而保险深度是另一个常用指标,如沈坤荣和魏锋(2010)、李心愉和郁智慧(2011)使用了该指标。保险深度是在保险密度的基础上考虑了收入水平因素,保险密度=保险深度/人均国内生产总值。财产保险密度=财产保险深度/人均国内生产总值,人身保险密度=人身保险深度/人均国内生产总值。就2006-2017年的平均水平而言,样本的31个省级地区中,6个度量保险发展程度的指标的Spearman等级相关系数见表10。由此可知,采用保险密度与保险深度度量地区的保险发展水平有较大的差异,在整体保险、财产保险和人身保险中,两种度量指标的Spearman等级相关系数分别仅为0.384、0.287和0.485。

用保险深度替换保险密度来度量各地区的保险发展程度,并计算两两配对地区的保险密度的较小值、财产保险密度的较小值和人身保险密度的较小值,分别记为 $Min_保险深度$ 、 $Min_财产保险深度$ 和 $Min_人身保险深度$ 。替换后,对(4)式进行最小二乘回归的结果报告于表11的第(1)-(3)列,进行最小绝对离差回归的结果报告于表11的第(4)-(6)列。

表 10 保险发展程度指标的相关系数

	保险密度	财产保险密度	人身保险密度	保险深度	财产保险深度	人身保险深度
保险密度	1					
财产保险密度	0.871	1				
人身保险密度	0.969	0.761	1			
保险深度	0.384	0.237	0.432	1		
财产保险深度	0.053	0.287	-0.024	0.532	1	
人身保险深度	0.434	0.185	0.485	0.913	0.307	1

从表 11 有如下发现。第一,对于整体保险,第(1)列回归中 $Min_保险深度$ 的系数估计值为正,不过,不是统计显著的;第(4)列回归中, $Min_保险深度$ 的系数估计值为正向显著。因此,整体保险而言对产业增长的影响基本得到支持。第二,对于财产保险,第(2)列和第(5)列回归中, $Min_财产保险深度$ 的系数估计值均为负,并且在第(2)列是统计显著的(在 0.1 的水平上)。已有文献中,沈坤荣和魏锋(2010)对 1998-2018 年中国省级地区的研究发现,财产保险发展(采用保险深度指标)对经济增长起到了阻碍作用,并认为这是由于中国财产保险业的投资效率不佳。本文认为,其原因可能还包括:样本期间中国的财产保险业务的七成以上是机动车辆保险,财产保险服务企业生产活动的功能远没有得到充分发挥;财产保险的费率较高,增加了投保成本。第三,对于人身保险,第

表 11 稳健性检验:采用保险深度度量保险发展

	ρ_Growth					
	最小二乘回归			最小绝对离差回归		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Min_保险深度$	1.380 (1.427)			2.659* (1.498)		
$Min_财产保险深度$		-11.255* (6.304)			-10.591 (6.498)	
$Min_人身保险深度$			5.816*** (1.568)			4.864*** (1.820)
$ \Delta lggdp $	-0.522*** (0.088)	-0.526*** (0.087)	-0.528*** (0.087)	-0.367*** (0.088)	-0.357*** (0.093)	-0.337*** (0.087)
\overline{lggdp}	0.476*** (0.082)	0.389*** (0.079)	0.465*** (0.081)	0.252*** (0.070)	0.161** (0.078)	0.284*** (0.069)
其他控制变量	有	有	有	有	有	有
常数项	-1.116*** (0.347)	-0.576* (0.330)	-1.157*** (0.336)	-0.181*** (0.294)	0.377 (0.337)	-0.373 (0.284)
调整后 R^2	0.21	0.24	0.24			
观察值数	465	465	465	465	465	465

注:其他控制变量包括 $|\Delta Urban|$ 、 $|\Delta Edu|$ 、 $|\Delta Market|$ 、 $|\Delta Fin|$ 、 $|\Delta Open|$ 和 $dNeighbor$ 。最小二乘回归系数估计值下方()内为异方差稳健标准误,最小绝对离差回归系数估计值下方()内为自抽样(bootstrap)标准误。***、**和*分别表示在 0.01、0.05 和 0.1 的水平上显著。

(3)列和第(5)列回归中 *Min_*人身保险深度的系数估计值均为正向显著。因此,人身保险发展影响产业增长的证据是很明确的。

2. 替换产业相近度的度量

两个地区的产业相近度是本文的因变量,前文采用了 Pearson 相关系数对其度量,但还存在其他相近度度量指标,如余弦相似度。地区 *j* 和地区 *j'* 产业增长的余弦相似度的计算公式如下:

$$Sim_Growth_{jj'} = 1 - \frac{\sum_i (Growth_{i,j} - Growth_{i,j'})^2}{\sqrt{\sum_i Growth_{i,j}^2 \cdot \sum_i Growth_{i,j'}^2}} \quad (7)$$

其中, *Growth_{i,j}* 和 *Growth_{i,j'}* 仍然分别表示地区 *j* 和地区 *j'* 中产业 *i* 的增长率。较之 Pearson 相关系数 (3)式), *Sim_Growth_{jj'}* 的计算中没有对 *Growth_{i,j}* (*Growth_{i,j'}*) 先剔除地区 *j* (地区 *j'*) 中所有产业增长率的均值,即, *Sim_Growth_{jj'}* 的构造中不考虑每个地区国民经济整体增长的快慢。*Sim_Growth* 的取值介于 0-1,取值越大,表示两个地区在相同产业上越呈现“同涨同跌”现象,产业增长相近度越高。

Sim_Growth 在样本中的均值为 0.963,中位数为 0.972,标准差为 0.028。本文样本中 *Sim_Growth* 和 ρ_Growth 的 Spearman 等级相关系数为 0.782,因此,这两个相近度的度量结果的差异不太大。

采用 *Sim_Growth* 替换 ρ_Growth 做为回归中的因变量,回归结果报告于表 12。表 12 第(1)-(3)列采用最小二乘回归,表 12 第(4)-(6)列采用最小离差回归。保险发展 (*Min_Ins*) 的两个系数估计值仍然均为正向显著,财产保险发展 (*Min_PropIns*) 的两个系数估计值中的一个统计显著的 (在 0.1 的水平上),人身发展 (*Min_LifeIns*) 的两个系数估计值仍然均为正向显著。表 12 中保险发展程度的系数估计值明显小于表 8 和表 9,这是因为:*Sim_Growth* 的样本变异比 *Corr_Growth* 小很多,*Sim_Growth* 的样本标准差仅为 0.028,而 *Corr_Growth* 的样本标准差为 0.175。如果论自变量对因变量变异的解释能力(经济显著性),表 12 的回归结果与表 8 和表 9 的回归结果差别不大^①。

表 12 稳健性检验:替换相近度的度量指标

	<i>Sim_Growth</i>					
	最小二乘回归			最小绝对离差回归		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Min_Ins</i>	0.028 ** (0.011)			0.035 *** (.012)		
<i>Min_PropIns</i>		0.030 * (0.018)			-0.012 (0.013)	
<i>Min_LifeIns</i>			0.014 ** (0.006)			0.022 *** (0.006)
$ \Delta lggdp $	0.002 (0.016)	0.005 (0.016)	-0.002 (0.017)	-0.017 (0.013)	-0.020 * (0.011)	-0.027 ** (0.012)
\overline{lggdp}	-0.003 (0.014)	0.002 (0.018)	0.007 (0.011)	-0.003 (0.015)	0.037 *** (0.012)	0.006 (0.013)
其他控制变量	有	有	有	有	有	有

① 基于表 12 第(1)列和第(3)列的回归结果分别可知,两个地区的整体保险密度提高 1 个标准差、人身保险密度提高 1 个标准差,它们的产业增长相近度 (*Sim_Growth*) 将分别提高样本标准差 (0.028) 的 33.7%、19.2%。如果基于表 12 第(4)列和第(6)列的回归结果,这两个数字分别为 42.1%、30.2%。

续表

	Sim_Growth					
	最小二乘回归			最小绝对离差回归		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
常数项	0.906*** (0.041)	0.893*** (0.044)	0.906*** (0.042)	0.892*** (0.042)	0.887*** (0.036)	0.899*** (0.040)
调整后 R ²	0.12	0.12	0.126			
观察值数	465	465	465	465	465	465

注:其他控制变量包括 $|\Delta Urban|$ 、 $|\Delta Edu|$ 、 $|\Delta Market|$ 、 $|\Delta Fin|$ 、 $|\Delta Open|$ 和 $dNeighbor$ 。最小二乘回归的系数估计值下方()内为异方差稳健标准误,最小绝对离差回归的系数估计值下方()内为自抽样(bootstrap)标准误。***、**和*分别表示在0.01、0.05和0.1的水平上显著。

相关系数($Corr_Growth$)的取值范围是受限的,当将其做为回归中的因变量时,有的文献先对其进行对数变换,或进行 Logistic 变换生成对数似然率,从而改进回归的统计推断。表 11 第(1)–(3)列回归中的因变量是 $Corr_Growth$ 的对数值,其余设定与表 8 第(6)–(8)列相同。表 11 第(4)–(6)列回归中的因变量是对 $Corr_Growth$ 进行 Logistic 变换后生成的对数似然率,其余设定与表 8 第(6)–(8)列相同。表 11 的回归结果基本支持了表 8 关于保险发展因素和收入水平因素对产业增长相近度的影响的结论。

表 13 稳健性检验:对相近度变换形式(最小二乘估计)

	$\lg(Corr_Growth)$			$\lg[Corr_Growth/(1 - Corr_Growth)]$		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Min_Ins	0.178*** (0.049)			0.773*** (0.177)		
Min_PropIns		-0.113* (0.065)			-0.316 (0.242)	
Min_LifeIns			0.103*** (0.028)			0.456*** (0.098)
$ \Delta lggdp $	-0.420*** (0.069)	-0.455*** (0.071)	-0.458*** (0.071)	-1.127*** (0.210)	-1.226*** (0.217)	-1.294*** (0.215)
$\frac{1}{lggdp}$	0.229*** (0.081)	0.538*** (0.093)	0.281*** (0.076)	0.375 (0.241)	1.462*** (0.259)	0.585*** (0.208)
其他控制变量	有	有	有	有	有	有
常数项	-1.553*** (0.294)	-1.700** (0.291)	-1.503*** (0.294)	-3.001*** (0.751)	-3.665*** (0.748)	-2.879*** (0.748)
调整后 R ²	0.24	0.24	0.24	0.22	0.20	0.22
观察值数	464	464	464	464	464	464

注:其他控制变量包括 $|\Delta Urban|$ 、 $|\Delta Edu|$ 、 $|\Delta Market|$ 、 $|\Delta Fin|$ 、 $|\Delta Open|$ 和 $dNeighbor$ 。系数估计值下方()内为异方差稳健标准误。***、**和*分别表示在0.01、0.05和0.1的水平上显著。

七、结 语

现有研究保险发展影响经济增长的文献,常常受到内生性问题的困扰,检验具体机制的研究也不多。考虑到保险是市场经济条件下经济单元管理风险的重要工具,兼具储蓄转化投资的功能,本文研究了保险发展能否通过产业间资源配置促进经济增长的问题。本文主要借鉴 Fisman and Love (2004) 研究金融发展与经济增长关系时的做法,认为某个产业在不同地区的产业增长潜力既有地区差异性,也有全国层面的共通性,做为识别的基础。

本文收集了 2005-2017 年中国省级地区的相关数据,通过多个回归分析发现,当两个地区的保险发展程度增加时,它们的产业增长相近度将提高;保险发展对经济增长的作用主要来自于人身保险部门,财产保险对经济增长的关系还不明确。此外,两个地区的收入差距越小、收入水平越高,产业增长的相近度越高。

本文从产业间资源配置这一新的角度为发展保险业以促进经济增长提供了学术支持。本文采用的思路方法还可以用于研究中国的很多问题,以保险领域为例,包括保险发展通过对就业结构的影响而促进就业,农业保险发展通过对种植(养殖)结构的影响而促进农业生产,出口保险发展通过对产业差异化的支持而促进出口。

本文提出如下政策建议。一是鼓励发展长期寿险、意外险、健康险、养老险等人身险业务,健全以市场供求为导向的保险产品定价机制。二是保险投资注重支持实体经济,包括鼓励保险资金投资国家重大工程建设,参与去杠杆和服务中小微企业发展;允许保险公司成立专门机构,发起设立各种金融工具,如并购基金、杠杆基金、夹层基金等,改善金融市场效率;对于稳健规范、依法合规经营的保险公司,支持其开展更大范围的资金运用业务。

参考文献

- 杜萌、曲直、杨措、张晓涛(2015):《金融发展对我国区域产业发展的影响——基于不同要素密集度工业行业的研究》,《金融评论》,第4期。
- 贾俊生、伦晓波、林树(2017):《金融发展、微观企业创新产出与经济增长——基于上市公司专利视角的实证分析》,《金融研究》,第1期。
- 李连发、辛晓岱(2009):《外部融资依赖、金融发展与经济增长》,《金融研究》,第2期。
- 李心愉、郁智慧(2011):《非寿险业对经济增长的促进——基于修正的人力资本和增长模型》,《经济学动态》,第1期。
- 廖朴(2015):《财产保险对长期经济增长的促进作用研究——基于保险的风险转移与补偿功能视角》,《保险研究》,第6期。
- 马勇、吴雪妍(2017):《金融发展如何影响经济波动?——基于中国232个城市的面板门槛模型研究》,《金融评论》,第1期。
- 蒲成毅、潘小军(2012):《保险消费促进经济增长的行为金融机理研究》,《经济研究》,第S1期。
- 任燕燕、徐晓艳(2008):《中国保险业发展与经济增长关系的研究》,《山东大学学报(哲学社会科学版)》,第1期。
- 沈坤荣、魏锋(2010):《中国保险市场发展的非线性增长效应研究》,《金融研究》,第7期。
- 盛丹、王永进(2010):《地方政府周期性财政收支、融资依赖与地区出口结构》,《金融研究》,第11期。
- 于新亮、程远、胡秋阳(2017):《企业年金的“生产率效应”》,《中国工业经济》,第1期。
- Bertrand, M., A. Schoar and D. Thesmar (2007): “Banking Deregulation and Industry Structure: Evidence from the French Banking Reforms of 1985”, *Journal of Finance*, 62, 597-628.
- Boyd, J. and E. Prescott (1986): “Financial Intermediary-coalitions”, *Journal of Economy Theory*, 38, 211-232.
- Fisman, R. and I. Love (2004): “Financial Development and Intersectoral Allocation: A New Approach”, *Journal of Finance*, 59, 2785-2807.
- Gilje, E., E. Loutsikina and P. Strahan (2016): “Exporting Liquidity: Branch Banking and Financial Integration”, *Journal of Finance*, 71, 1159-1184.
- Gollier, C., and J. Pratt (1996): “Risk Vulnerability and the Tempering Effect of Background Risk”, *Econometrica*, 64, 1109-1123.

- Haiss, P. and K. Sümeği.(2008): “The Relationship between Insurance and Economic Growth in Europe: A Theoretical and Empirical Analysis” , *Empirica* ,35, 405–431.
- Han, L., D. Li, , F. Moshirian and Y. Tian (2010): “Insurance Development and Economic Growth” , Geneva Papers on Risk and Insurance-Issues and Practice, 35, 183–199.
- Harris, R. and E. Tzavalis (1999): “Inference for Unit Roots in Dynamic Panels Where the Time Dimension Is Fixed” , *Journal of Econometrics* ,91, 201–226.
- Im, K., M. Pesaran and Y. Shin(2003): “Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels” , *Journal of Econometrics* ,115, 53–74.
- Jayarathne, J. and P. Strahan (1996): “The Finance-Growth Nexus: Evidence from Bank Branch Deregulation” , *Quarterly Journal of Economics* ,111, 639–670.
- Kessler, D., A. de Montchalin, and C. Thimann.(2016): “Insurance and Economic Development: Growth, Stabilization and Distribution” , International Labour Office, Geneva; ILO, Paper No. 46.
- Lee, C.-C., C.-C. Lee and Y.-B. Chiu(2013): “The Link between Life Insurance Activities and Economic Growth: Some New Evidence” , *Journal of International Money and Finance* ,32, 405–427.
- Outreville, J.(2013): “The Relationship between Insurance and Economic Development: 85 Empirical Papers for a Review of the Literature” , *Risk Management and Insurance Review* ,16, 71–122.
- Peek, J. and E. Rosengren (1997): “The International Transmission of Financial Shocks: The Case of Japan” , *American Economic Review* ,87, 495–505.
- Popov, A.(2018): “Evidence on Finance and Economic Growth” , *Handbook of Finance and Development* , Beck, T. and R. Levine, eds., Cheltenham; Edward Edgar.
- Rajan, R. and L. Zingales(1998): “Financial Dependence and Growth” , *American Economic Review* ,88, 559–586.
- Skipper Jr., H.(1997): *Foreign Insurers in Emerging Markets: Issues and Concerns* , Washington; International Insurance Foundation.
- Solow, R.(1956): “A Contribution to the Theory of Economic Growth” , *Quarterly Journal of Economics* ,70, 65–44.
- Taub, B.(1989): “Insurance and Economic Growth” , *Journal of Public Economics* ,38, 249–264.
- The Centre for Financial Regulation & Inclusion(Cenfri) (2017): “Funding the Frontier: The Link Between Inclusive Insurance Market, Growth and Poverty Reduction in Africa” , Cape Town, South Africa.
- Townsend, R.(1979): “Optimal Contracts and Competitive Markets with Costly State Verification” , *Journal of Economy Theory* ,21, 265–293.
- Turco, A. L., D. Maggioni and A. Zazzaro(2018): “Financial Dependence and Growth: The Role of Input–Output Linkages” , *Journal of Economic Behavior & Organization* , online.
- United Nations Conference on Trade and Development(UNCTAD) (1964): *Proceedings of the United Nations Conference on Trade and Development* , First Session, Vol. 1, Final Act and Report, United Nation.
- Van de Veer, K.(2015): “The Private Export Credit Insurance Effect on Trade” , *Journal of Risk and Insurance* ,82, 601–624.
- Ward, D. and R. Zurbrugg(2000): “Does Insurance Promote Economic Growth? Evidence from OECD Countries” , *Journal of Risk and Insurance* ,67, 489–506.

(责任编辑:周莉萍)