

我国保险密度空间收敛的实证研究

吴祥佑

(闽江学院 经济系,福建 福州 350108)

摘要:文章运用空间计量方法分析了我国省际保险密度的空间相关性,发现我国省际保险密度在呈现出区域集聚特征的同时,全国趋同的趋势也在迅速增强。在运用三种空间经济计量模型研究了我国省际保险密度增长的收敛性后,发现空间误差模型是研究我国省际保险密度空间收敛性的合适模型,全国保险密度的收敛速度大约为 1.5%。虽然加入 WTO 等对我国保险密度的区域集聚性与整体收敛性都带来了冲击,但整体收敛的趋势依然稳定,表明区域保险业发展水平会随着经济发展水平的趋同而趋同。

关键词:空间计量;保险密度;空间相关;收敛

中图分类号:F842.7 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2009)09-0111-10

一、引言

伴随着经济的快速发展,我国保险业近年来也取得了巨大成绩,总量迅速增长,结构不断改善,但保险业在高速增长的同时,也暴露出了区域发展不平衡的结构性问题(江生忠,2003)。保险业区域发展失衡既不利于形成有序的市场竞争格局,也不利于保险经营风险的有效分散,这将制约我国保险业对外开放的能力,加剧区域经济失衡(朱俊生等,2005)。由于保险业对经济发展具有“促进金融稳定”、“促进交换和贸易”及“动员储蓄”等多重作用(Skipper,1997),因而“一个健全的直接保险和再保险市场是经济增长的必要条件”(Albouy 和 Blagoutine,2001)。可以预言,随着时间的推移,区域发展的不平衡必将妨碍我国保险业的长期健康发展,带来区域保险结构同质、摩擦加剧及利益冲突等诸多问题(徐哲、冯喆,2005;黄薇,2006)。

那么随着时间的推移和经济的继续发展,我国保险业发展的区域失衡是否会逐步缩小并最终趋于收敛呢?这个问题既是保险产业理论研究的基本问题,也是监管当局制订区域发展政策的基础,更是近期学术界争论的焦点。张伟、郭金龙等(2006)发现,我国各地保险业的发展具有趋同性。黄薇(2006)则明确指出东中西

收稿日期:2009-03-04

作者简介:吴祥佑(1971—),男,湖北广水人,闽江学院经济系讲师,博士。

部保险业发展存在收敛的趋势。从保费增长速度来看,各地区的增长速度差异并不表现为东西梯度。陆秋君、施锡铨(2008)发现保险业发展的省际差异在缩小。但也有学者对我国保险业区域发展的收敛性表示悲观,肖志光(2007)就认为,区域保险市场发展水平不会由于各地区经济发展水平的趋同而趋同。

研究我国保险业区域发展的收敛性,有助于管理层和实务界结合各地保险市场的特点采取差异化的发展策略,促进我国保险业的科学发展。本文试图在新古典经济增长理论的基础上,以保险密度增长为视角,引入影响区域保险业发展的空间因素,利用空间经济计量模型来探讨我国保险业区域发展的收敛问题。

二、区域保险密度空间收敛的探索性分析

(一)我国保险密度空间收敛的探索性分析

首先,保险密度的变异系数。变异系数又称离散系数,是变量标准差与其均值的比值,能有效测度各地保险密度的离散性(或非收敛性)。表 1 显示,我国保险密度的变异系数一直处于下降的趋势之中。2001 年加入 WTO 是一个明显的外部冲击,它加快了变异系数下降的速度,表明各保险公司加强了在中西部地区的业务拓展,全国保险密度的集中趋势也有所增强。

表 1 我国省际保险密度收敛性的传统计量指标

年份	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
均值	122.1	132.5	143.4	160.8	214.4	299.1	373.5	415.1	463.7	506.7	603.1
标准差	171.7	184.8	187.2	208.6	306.1	411.3	502.7	548.9	664.3	639.8	710.2
变异系数	1.407	1.395	1.306	1.297	1.427	1.375	1.346	1.323	1.433	1.263	1.178

注:原始数据来自《中国保险年鉴》(1998—2007 年),其中 2007 年的数据仅包含原保险的保险密度,来自保监会网站: <http://www.circ.gov.cn/tabid/61/ctl/Search/mid/4950/Condition/>。部分省份少数年份的数据来自其各自的统计年鉴。

其次,保险密度环比增速的变异系数。空间经济计量学关注的是各地区保险密度增长的相对速度而非绝对速度,它旨在检验新古典增长理论关于“落后地区较发达地区增长得更快”的结论。因而,有必要考察各地保险密度增速的变异系数,以检验全国保险密度的增长率是否趋于收敛。图 1 显示,加入 WTO 对保险密度的环比增速也带来了冲击,2001 年前我国保险密度环比增速的变异系数趋于下降,2001 年后却振荡上升,保险密度的环比增速呈现出了发散的特征,反映保险公司加强了在优质区域市场上的竞争。

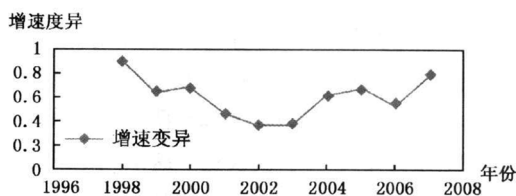


图 1 我国保险密度环比增速变异系数的变化

(二)我国保险密度空间集聚的经验性证据

图 2 表明我国东部沿海省份(不含京、津、沪、粤 4 省市)的保险密度存在区

域集聚的现象。2007 年江苏(JS)、浙江(ZJ)的保险密度(AP)为 700 元/人,明显高于其他 8 省并呈聚集趋势;黑龙江(HLJ)、吉林(JL)、辽宁(LN)、河北(HBJ)、山东(SD)和福建(FJ)6 省的保险密度大约为 470 元/人,各省明显趋同,只有辽宁表现出了有脱离这一群体的趋势;广西和海南的保险密度大约为 240 元/人,两省也明显趋同,但它们显然应归于另一较低水平的群体。

由于江浙的保险密度明显高于其相邻省份的水平,而新疆(XJ)和山西(SXJ)的保险密度也明显高于它们的邻省,我们试着将江浙并入京、津、沪、粤一组(见图 6),将桂琼并入西部地区,而将新疆与山西并入泛沿海区域,结果表明新疆和山西的保险密度同黑、吉、辽、冀、鲁、闽 6 省的水平并无明显的差异(见图 3)。图 3 还显示,这些省份保险密度的区域集聚性非常明显。

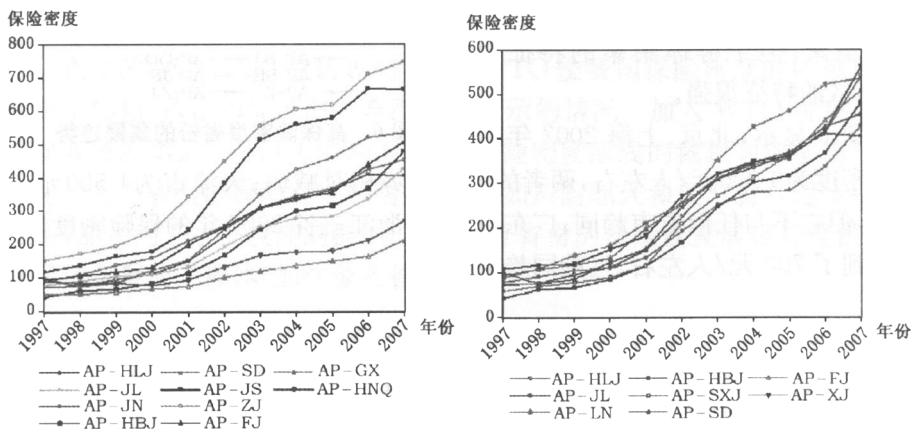


图 2 东部沿海省份保险密度的集聚趋势^① 图 3 泛沿海省份保险密度的集聚趋势

如图 4 所示,泛中部地区包括河南(HNY)、湖北(HBE)、湖南(HNX)、安徽(AH)、江西(JX)、重庆(CQ)、四川(SC)、陕西(SXS)、宁夏(NX)和内蒙

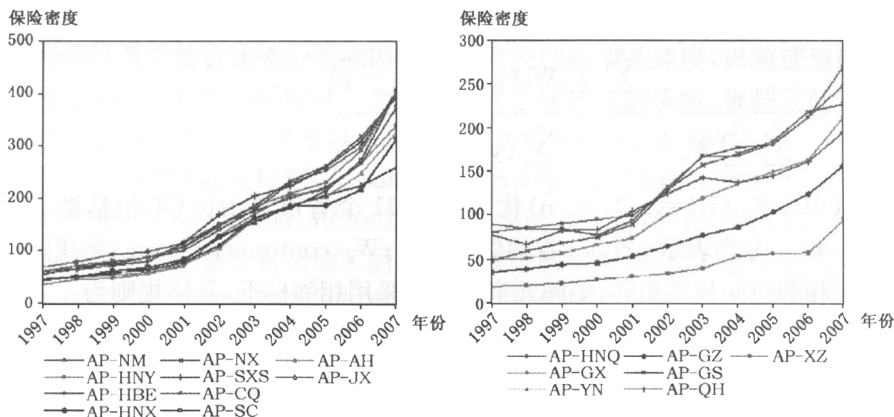


图 4 泛中部地区保险密度的集聚趋势 图 5 西部 7 省区保险密度的相对集聚

(NM)10 省市自治区。2007 年内蒙、湖北、重庆、四川、宁夏和陕西的保险密度基本为 400 元/人;河南、湖南、安徽、江西则基本为 370 元/人。中部省份的区域集聚程度远高于其他地区,且各省变化的轨迹也基本一致。

2007 年海南、云南、甘肃的保险密度基本为 250 元/人左右,且集中趋势明显;青海的保险密度自 2004 年下降以来,逐渐与广西的水平保持一致,为 200 元/人左右;贵州和西藏 2007 年的保险密度分别为 150 元/人和 100 元/人。由图 5 可见,与东部、中部相比,西部地区的保险密度虽然也在集聚,但子群体集聚的特征明显,离散的特征很强。

图 6 显示,北京、上海 2007 年的保险密度为 3 000 元/人左右,两者的集聚趋势相对减弱;天津市为 1 500 元/人左右,但它不与任何省市趋同;广东、江苏和浙江三省 2007 年的保险密度基本都达到了 700 元/人左右,且趋同趋势明显。

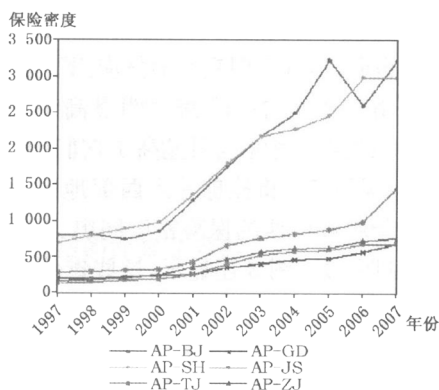


图 6 高保险密度省份的集聚趋势

三、我国省际保险密度空间相关性分析

保险密度空间相关分析旨在考察省际保险密度变化在空间统计上是否存在相关性。在空间经济计量学中,计算观察对象观测值的 Moran's I 值或 Getis 值是传统的空间自相关计量方法。本文使用全域性的 Moran's I 值来测度全国保险密度的整体分布状况,以检验保险密度在空间上是否存在集聚的特征。全域性 Moran's I 的计算公式如下:

$$I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \times \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}$$

其中, i 和 j ($i, j = 1, 2, \dots, n$) 代表全国 31 个省市自治区(不包括港、澳、台); y_i 和 y_j 分别表示 i 省与 j 省的保险密度; W_{ij} (contiguity matrix) 是我国省际二元相邻空间权重矩阵,矩阵元素的确定采用相邻标准,具体规则为:

$$W_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{当 } i \text{ 省和 } j \text{ 省相邻;} \\ 0 & \text{当 } i \text{ 省和 } j \text{ 省不相邻,或 } i=j \end{cases}$$

Moran's I 的值一般在 $[-1 \ 1]$ 之间,小于 0 表示存在空间负相关,等于 0 表示不存在空间相关性,大于 0 表示存在空间正相关,且其值越大表示空间分布的相关性越强,即空间上越存在集聚分布的现象。

本文使用我国 31 个省市自治区 1997—2007 年的保险密度来计算我国保险密度的全域 Moran's I 值。1997—2006 年的数据来自历年《中国保险年鉴》；2007 年的数据仅为各地原保险业务的数据，来自保监会官方网站。空间权重矩阵的确定依据直接来自 2008 版中国地图，主对角线上的元素全取 0，相邻取 1，不相邻取 0，由此计算出我国保险密度的全域性 Moran's I 值（见表 2）。

表 2 我国省际保险密度空间相关性的 moran's I 值

年份	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Moran I	1.6899	1.6131	1.2930	1.2318	1.1790	1.9334	1.8589	1.9904	1.6770	1.9763	1.382

表 2 的结果印证了图 2 至图 6 所显示的现象，即我国的保险密度存在较强的空间正相关性。除北京、天津、上海、广东和新疆 5 个省市自治区的保险密度与其邻省的空间集聚性较差外，其余各省与其邻省保险密度的差别都很小，如辽吉、冀鲁、江浙、鄂湘、桂琼、陇青等省的保险密度变化曲线几乎两两重合。表 2 的 Moran's I 值还表明，加入 WTO 使我国保险密度的区域集聚性得到了加强，这也印证了图 2 至图 6 所显示的情况。加入 WTO 对我国各地保险业发展均是一个巨大的冲击，各地保险密度曲线的截距和斜率均发生了变化。部分省份的保险业发展明显加快（如川渝地区和辽宁省），逐步超越其邻省，加入到了水平较高的群体；另有部分省份的保险业发展相对缓慢，并形成区域集聚的子群体（如桂琼两省）。

四、保险密度空间经济计量的理论模型

基于要素边际报酬递减的假说，新古典增长理论认为随着经济的发展，地区间的经济发展差异将趋于收敛（convergence），落后的国家或地区将具有比发达国家或地区更快的经济增长速度，这种增长速度上的差异将不断缩小落后国家与地区同发达国家与地区间的经济差距，并最终导致各区域间的经济发展趋于一种稳定状态。基于新古典增长理论的这一结论，我们试图运用空间经济计量学的方法来分析我国区域保险密度的增长速度，以验证地区间保险密度是否存在收敛的特征。为充分考察空间效应的影响，根据空间计量经济学的基本范式，需要考虑以下三种不同的空间经济计量模型。

（一）绝对 β 收敛模型（Absolute β Convergence Model, ACM）

Barro 和 Sala-I-Martin(2002)的模型表明，在同质的经济体内部，落后地区的保险密度将会比富裕地区的保险密度增长得更快，即期初保险密度较低的地区趋于比期初保险密度较高的地区以更快的速度增长，不同地区保险密度的增速与其初始水平成反比。

$$(1/T)(\ln y_{iT+1997} - \ln y_{i1997}) = \alpha + \beta \ln y_{i1997} + \epsilon, \epsilon \sim N(0, \sigma^2) \quad (1)$$

令 $z_i = \left(\frac{y_{iT+1997}}{y_{i1997}} \right)$, (1) 式可改写为：

$$(1/T) \ln(z_i) = \alpha + \beta \ln y_{i1997} + \epsilon \quad (2)$$

其中, $i(i=1, 2, \dots, 31)$ 代表不同的省份; $T(T=1, 2, \dots, 10)$ 表示时间跨度; α 和 β 是待估参数; $1/T \ln(z_i)$ 表示 i 省保险密度对数化之后的年均增长速度, 即 β 收敛模型中的因变量, 而 $\ln y_{i1997}$ 表示 i 省 1997 年保险密度的对数值, 即 β 收敛模型中的自变量。通过对 (2) 式进行回归可以估计出绝对 β 收敛模型的参数, 对于 i 省而言, 如果 (2) 式中的估计系数 β 为负且在统计上显著, 说明该省保险密度在 $0-T$ 时段内的平均增长速度与其初始的保险密度负相关, 就意味着存在 β 收敛的特征, 即落后地区的保险业比发达地区的保险业发展得更快。如果该系数为正, 且在统计上显著, 则表示不存在 β 收敛, 新古典增长理论不适用于保险业。

(二) 空间自回归模型 (Spatial Autoregressive Model, SAM)

在空间计量经济模型确认了 β 收敛特征存在的前提下, Anselin (1988) 提出了研究空间依赖性的空间自回归模型。在空间自回归模型中, 观测值的空间相关性被处理成了内生的空间滞后变量 $W[(1/T) \ln(z_i)]$ 。

$$(1/T) \ln(z_i) = \alpha I + \beta \ln y_{i1997} + \rho W[(1/T) \ln(z_i)] + \mu, \mu \sim N(0, \sigma^2 I) \quad (3)$$

其中, I 为空间单位向量; ρ 为空间自回归参数, 用于衡量省际保险密度空间相互作用的强度。内生空间滞后变量 $W[(1/T) \ln(z)]$ 是经空间权重矩阵调整后的增长率向量, 这里 $z = (z_1, z_2, \dots, z_{31})$ 。对于 i 省的对数化平均增长速度 $(1/T) \ln(z_i)$, 相应的空间滞后向量包括邻近省份经过空间权重矩阵调整后的平均增长率。若将 (3) 式视为考虑了空间滞后效应的 β 收敛模型, 可改写为:

$$(I - \rho W)[(1/T) \ln(z_i)] = \alpha I + \beta \ln(y_{i1997}) + \mu \quad (4)$$

令 $y_{1997} = (y_{i,1997}, \dots, y_{31,1997})$, (4) 式可进一步改写为:

$$(1/T) \ln(z) = \alpha (I - \rho W)^{-1} + \beta (I - \rho W)^{-1} \ln(y_{1997}) + (I - \rho W)^{-1} \mu \quad (5)$$

(5) 式意味着某省保险业发展所受到的冲击不仅会影响本省保险密度的增长, 还会通过空间转换矩阵的逆矩阵 $(I - \rho W)^{-1}$ 影响其他省份保险密度的增长。因此, 一个地区保险密度的增长不仅受其初始水平的制约, 还会受到其邻近地区的影响。由于 (5) 式中的误差项 μ 服从正态分布, 因而不同地区保险密度增长的空间相关性是指各地区的增长率受其他地区增长率影响的程度, 空间自回归模型可以检验出地区增长的空间溢出效应是否存在。

(5) 式的含义还可从两方面来理解: 一是从收敛的角度看, 一旦空间效应被控制, 它将通过估计的 β 参数提供收敛性质的信息; 二是从空间经济的角度看, 它有助于凸显空间效应, 一旦确定了初始保险密度, 该模型将揭示一个地区的保险密度是如何通过参数 β 受其邻近地区保险密度增长率的影响的。

(三) 空间误差模型 (Spatial Errors Model, SEM)

当假定空间相关性是通过被忽略了的变量的传递而产生作用时, 就可以假设空间相关性是通过误差过程产生的, 此时空间误差模型就是一种更为准确的模型 Anselin (1988)。它通过不同地区的空间协方差来反映误差过程, 当

误差服从一阶空间自回归时,空间误差自回归模型为:

$$(1/T)\ln(z) = \alpha I + \beta \ln(y_{1997}) + \mu, \mu = \lambda W\mu + \epsilon, \epsilon \sim N(0, \sigma^2 I) \quad (6)$$

这里, α 、 β 和 λ 是待估参数,其中 β 可以揭示地区收敛是否存在; λ 是反映回归残差之间空间相关强度的标量参数; μ 是随机误差项, ϵ 是空间不相关的随机变量。因为 $\mu = \lambda W\mu + \epsilon$,所以(6)式还可以改写为:

$$(1/T)\ln(z) = \alpha I + \beta \ln(y_{1997}) + (I - \lambda W)^{-1} \epsilon \quad (7)$$

(7)式表明一个地区的随机冲击不仅会影响本地区保险密度的增长率,还会通过空间转换矩阵 $(I - \lambda W)^{-1}$ 的逆矩阵影响其他所有地区保险密度的增长率。

五、实证检验与结果分析

本文选取了 1997—2007 年我国 31 个省市自治区(不含港澳台地区)的保险密度来考察我国各地区保险密度增长的收敛性,并用上述三种不同的空间经济计量模型对其进行实证检验,表 3 给出了三种不同模型的估计结果,从中可以看出:绝对 β 收敛模型的系数 β 虽然在 5% 的水平上显著,保险密度的收敛速度为 1.74%,也符合预期,但其整体回归的最大似然值和拟合度都太低,反映我国各地保险业发展的异质性较强,并不符合该模型“内部同质”的假设,说明该模型不适合用于研究我国保险密度的收敛性。空间自回归模型的系数 β 和 ρ 都很显著,保险密度的收敛速度为 0.89%,也符合预期,但与空间误差模型相比,其整体回归的最大似然值和判定系数均较低。不过,该模型中的 ρ 显著不为 0,表明省际保险密度增长率间的空间依赖性较强,省际保险密度空间相互作用的强度较大。综合比较上述三个模型,空间误差模型所有的估计系数都很显著,整体回归的最大似然值和判定系数都较大,保险密度的收敛速度为 1.4%,符合预期; λ 显著不为 0,表明误差项 μ 是空间相关的,符合模型假设。因而,该模型最适合作为研究我国保险密度收敛性的模型。

空间误差模型是研究我国保险密度空间收敛性的理想模型,表明某省保险密度的年均增长率除与该省的初始保险密度有关外,还与其相邻省份保险密度增长率的随机冲击有关,但与相邻地区保险密度增长率本身无关。换言之,若某省相邻省份的保险密度增长较快,则并不意味着该省的保险密度也具有较快的增长速度(如江浙与皖赣之间的情形)。因此,我国各省保险密度年均增长率在整个经济空间上并没有显著的区域集聚特征。这与前面的分析一致,新疆的水平与东部沿海省份相近,而海南等沿海省份却应归为西部群体。

此外, $\lambda > 0$ 表明模型的误差项是空间相关的,某省保险密度增长率残差项对其相邻省份保险密度的增长率具有扩散效应。(6)式所代表的空间误差模型中的解释变量只有本省的初始保险密度,没有保险密度增长率的空间滞后项 $W[1/T \ln(z)]$,而这个空间滞后项是用来反映本省受其他省份初始保

表 3 不同模型下保险密度空间收敛的估计结果

模型	绝对 β 收敛模型	空间自回归模型	空间误差模型
α	0.2430*** (7.3498)	0.0912*** (6.1313)	0.1449*** (9.8873)
β	-0.0174** (-2.3388)	-0.0089*** (-3.0022)	-0.0140*** (-6.3282)
ρ		0.40198*** (6.1417)	
λ			0.8450*** (32.3327)
ML 值	63.71907	548.2200	647.7560
R^2 -adj	0.129678	0.5402	0.8017

注：***、**、* 分别表示系数在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

险密度水平影响程度的。因此,空间误差模型的误差项 μ 反映了某省保险密度增长率中不能由初始保险密度解释,且不受期初保险密度水平空间滞后项影响的部分。

基于新古典经济增长模型,某省保险密度的增长率仅与该省的保险业所处的发展阶段有关,但在现实经济中,保险密度的增长会受到众多因素的影响。根据新古典增长模型,即使每个省份之间是封闭的,边际收益递减规律仍将导致保险密度的收敛。在开放经济中,资本、劳动力和技术的跨省流动或溢出加快了保险密度的收敛趋势。作为金融业子产业的保险业永远都是为社会经济发展服务的,各地经济增长的趋同性也必然会导致保险密度的收敛。

六、结论与政策启示

本文使用探索性空间数据分析法研究了我国 1997—2007 年省际保险密度的空间分布,结果显示正的空间相关性与空间异质性同时并存,空间的相互作用和地理位置对区域内保险密度增长的作用是变动不定的。从地区来看,泛中部地区的区域集聚趋势最明显,东部地区次之,西部地区最弱,而且中部地区的保险密度基本都朝向唯一的中心收敛,东部、西部地区则逐步形成了多中心的发散型收敛格局,出现了“子群体”集聚的现象,如江浙粤、琼滇陕及青桂就是明显的三个子群体。moran's I 值的整体下降表明,地区间保险密度的差异性在缓慢地降低而趋同性则在增强,但加入 WTO 等外部冲击明显减缓了收敛的速度,形成了一股短期的发散力量,说明各地对加入 WTO 的适应能力存在差异。

在不考虑空间自相关的情况下,绝对 β 收敛模型虽然也表明我国各地区的保险密度存在收敛的趋势,但该模型的拟合效果较差,反映了各地保险业发展的异质性。在考虑了空间自相关的情况下,空间自回归模型表明我国各地的保险密度存在收敛的趋势。虽然地区内的相互作用明显,反映具有相同资源禀赋且空间位置邻近的省份,其保险密度的区域集聚性较强,但这种区域集聚性并没有改变全国保险密度的趋同性。重在考察除资源禀赋、地理位置外的扰动因素作

用的空间误差模型最能反映我国保险密度的收敛性,该模型表明我国保险密度的年均收敛速度为 1.4%。虽然新古典增长模型所反映的增长机制仍能适用于我国省际保险密度的增长,富裕地区的增长相对较慢,贫穷地区的增长相对加快;但由于一些地区更有利于资本、技术和劳动力的流动,新经济增长机制表明这些地区经济发展的空间相关性较强,其保险密度仍呈区域集聚趋势,降低了全国保险密度的收敛速度。可见,影响我国保险密度空间收敛的驱动因素有两种:一是新古典增长机制,促进全国保险密度的收敛;二是新经济增长机制(考虑人力资本、技术),促进保险密度的区域集聚而降低全国收敛。综合比较这两股力量,新古典增长机制具有全局性、长期性和稳定性;新经济增长机制具有区域性、短期性和波动性。因而,我国保险密度虽然存在区域集聚的特征,但这并没有改变其整体上趋于收敛的大方向。因为新经济增长机制本身,如生产要素的空间流动也在削弱地理位置对区域保险密度增长的影响。

全文虽然表明我国保险密度的长期增长存在收敛的特征,但收敛的速度并不快,且容易受到外部冲击的影响。由于各地区对加入 WTO 等外部冲击的适应能力不同,经济发展速度在短期内没有出现富裕地区的增速相对放缓,贫穷地区的增速相对加快等新古典增长的情形,全国保险密度的收敛趋势也因此有所减缓。这说明政策制订者在出台政策时应考虑各地区的适应能力,区域保险发展政策应重在帮助各地提高应对冲击的能力,而不是去试图超越空间地理因素的作用。

注释:

①图例说明中的 AP-HLJ 表示黑龙江(HLJ)的人均保费,即保险密度,依此类推。

参考文献:

- [1]江生忠.中国保险业组织优化研究[M].北京:中国社会科学出版社,2003.
- [2]朱俊生,王白宇,李芸等.我国保险业空间布局研究[J].保险研究,2005,(7):54—57.
- [3]徐哲,冯喆.中国保险市场区域发展不均衡性分析[J].北京航空航天大学学报(社会科学版),2005,(9):17—20.
- [4]黄薇.保险业发展的地区差异值得重视[J].财经科学,2006,(3):111—116.
- [5]张伟,郭金龙,张许颖等.中国保险业发展的影响因素及地区差异分析[J].数量经济技术经济研究,2005,(7):108—117.
- [6]陆秋君,施锡铨.中国保险需求区域差异研究[J].江西财经大学学报,2008,(4):45—49.
- [7]肖志光.论我国保险市场区域均衡发展[J].金融研究,2007,(6):181—191.
- [8]林毅夫,刘明兴.中国的经济增长收敛与收入分配[J].世界经济,2003,(8):3—14.
- [9]刘强.中国经济增长的收敛性分析[J].经济研究,2001,(1):70—77.
- [10]张晓旭,冯宗宪.中国人均 GDP 的空间相关与地区收敛[J].经济学季刊,2008,(1):399—414.

- [11]张胜,郭军,陈金贤. 中国省际长期经济增长绝对收敛的经验分析[J]. 世界经济, 2001,(6):67—70.
- [12]吴玉鸣. 中国省际经济增长趋同的空间计量经济分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2006,(12):101—108.
- [13]Pagano M. Financial markets and growth: An overview[J]. European Economic Review, 1993,2:613—622.
- [14]Carter R L, Dickinson G M. Obstacles to the liberalization of trade in insurance [M]. London: Harvester Wheat sheaf, 1992:175—188.
- [15]Anselin L. Spatial econometrics: Methods and models, dordrecht, kluwer [R]. Academic Publishers, 1988:543—548.
- [16]Anselin L. Spatial econometrics in Baltagi Beds[R]. Companion to Econometrics, Basil Blackwell, Oxford, 2000:721—734.
- [17]Barro R, Sala-I-Martin X. Economic growth[M]. McGraw-Hill, Inc. 2002:147—162.

Empirical Study on Spatial Convergence of China's Insurance Density

WU Xiang-you

(Department of Economics, Minjiang University, Fuzhou 350108, China)

Abstract: The paper explores the spatial correlation of China's provincial insurance density through spatial econometrics, and finds that the insurance density is characterized by regional clustering and its convergence in the national level has been strengthened at the same time. Furthermore, it studies the convergence of the increase of provincial insurance density by three spatial econometrical models, and demonstrates that the spatial error model is the fittest model to analyze the spatial convergence of China's provincial insurance density and the rate of convergence of national insurance density is approximately 1.5% annually. Although China's entry into WTO is an exogenous impulse to both the regional clustering and national convergence, it does not change the national convergence, which indicates that the development of regional insurance industries will converge along with the convergence of economic development.

Key words: spatial econometrics; insurance density; spatial correlation; convergence

(责任编辑 喜 雯)