

数理统计与管理  
*Journal of Applied Statistics and Management*  
ISSN 1002-1566, CN 11-2242/01

## 《数理统计与管理》网络首发论文

题目: 地理加权的随机前沿效率——以中国寿险业为例  
作者: 王向楠  
DOI: 10.13860/j.cnki.sljt.20180121-003  
网络首发日期: 2018-01-19  
引用格式: 王向楠. 地理加权的随机前沿效率——以中国寿险业为例. 数理统计与管理. <https://doi.org/10.13860/j.cnki.sljt.20180121-003>



**网络首发:** 在编辑部工作流程中, 稿件从录用到出版要经历录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿等阶段。录用定稿指内容已经确定, 且通过同行评议、主编终审同意刊用的稿件。排版定稿指录用定稿按照期刊特定版式(包括网络呈现版式)排版后的稿件, 可暂不确定出版年、卷、期和页码。整期汇编定稿指出版年、卷、期、页码均已确定的印刷或数字出版的整期汇编稿件。录用定稿网络首发稿件内容必须符合《出版管理条例》和《期刊出版管理规定》的有关规定; 学术研究成果具有创新性、科学性和先进性, 符合编辑部对刊文的录用要求, 不存在学术不端行为及其他侵权行为; 稿件内容应基本符合国家有关书刊编辑、出版的技术标准, 正确使用和统一规范语言文字、符号、数字、外文字母、法定计量单位及地图标注等。为确保录用定稿网络首发的严肃性, 录用定稿一经发布, 不得修改论文题目、作者、机构名称和学术内容, 只可基于编辑规范进行少量文字的修改。

**出版确认:** 纸质期刊编辑部通过与《中国学术期刊(光盘版)》电子杂志社有限公司签约, 在《中国学术期刊(网络版)》出版传播平台上创办与纸质期刊内容一致的网络版, 以单篇或整期出版形式, 在印刷出版之前刊发纸质期刊已正式录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿的论文。因为《中国学术期刊(网络版)》是国家新闻出版广电总局批准的网络连续型出版物(ISSN 2096-4188, CN 11-6037/Z), 所以签约期刊的网络版上网络首发论文视为正式出版。

DOI: 10.13860/j.cnki.sltj.20180121-003

# 地理加权的随机前沿效率——以中国寿险业为例

王向楠

(中国社会科学院金融研究所, 北京, 100028)

**摘要:** 各类决策机构的经营成果普遍受到自然、经济和社会等方面环境因素的影响, 所处环境更接近的机构也更会直接相互影响, 所以在评价一家决策机构的经营业绩时, 应当更多地将该机构与所处环境相似的机构进行比较。本文基于2001~2015年中国67家寿险企业的面板数据, 根据两家企业在内地283个地级地区的收入分布情况计算二者所处地理环境的差异度, 结合假设较为灵活的随机前沿分析(SFA)模型, 为每家企业估计了以自身所处环境为“权重”计算基准的SFA模型。研究发现, 采用地理加权估计与采用普通方法得到生产函数参数和效率值的估计结果有较大差异。具体而言: 采用地理加权估计后, ①内勤劳动和物料对营销劳动的替代弹性的估计值降低了28.8%; ②单位投入对“损失补偿”产出的生产能力的估计值降低了44.4%; ③寿险业的规模报酬系数从2.464降低到1.763(个体均值)和1.953(个体中位数); ④技术效率值的均值和中位数分别从0.598和0.632分别提高到0.716和0.698。

**关键词:** 地理加权; 随机前沿; 效率; 寿险业; 地级地区

**中图分类号:** F223

**文献标识码:** A

## Geographically Weighted Stochastic Frontier Efficiency: A Study of the Life Insurance Industry in China

WANG Xiang-nan

(Institute of Finance and Banking, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100028, China)

**Abstract:** In various fields, the operating results of the decision-making unit (DMU) are widely affected by local natural, economic and social environmental factors, and the DMUs are more likely to influence each other directly when they have more similar environment. Therefore, when evaluating the performance of a DMU, it is appropriate to put more emphasis on those DMUs whose environmental factors are more similar to the DMU. Based on 2001-2015 panel data of China's 67 life insurance companies, this paper calculates the pairwise geographically environmental discrepancy of life insurance companies according to their income distribution among 283 prefecture-level regions in the mainland of China. Combined with the stochastic frontier approach (SFA) model which has relative high flexible assumptions, we estimates the SFA model for each life insurer using its environment as the benchmark for calculating the “weights”. Significant differences lie between the results of geographically weighted estimation and the general estimation. When geographically weighted estimation is applied: ① The estimates of the elasticity of substitution for back-office labor and material to marketing labor reduces by 28.8%; ② The production capacity estimate of unit input for “loss compensation” output decreases by 44.4%; ③ The estimate of life insurance industry's return of scale decreases from 2.464 to 1.763 (mean of individual estimate) and 1.763 (median of individual estimate); and ④ The mean and median of technical efficiency increases from 0.598 and 0.632 to 0.716 and 0.698, respectively.

**Key words:** geographically weighted; stochastic frontier; efficiency; life insurance industry; prefecture-level regions

**基金项目:** 国家自然科学基金青年项目 (71203133)。

## 0 引言

效率是决策机构的综合竞争力的体现, 效率研究能够为决策机构的管理者和股东、行业监管者和宏观政策制定者提供有价值的信息。一家决策机构的效率值是指: 单位时期中(如

一年), 在一定的生产技术条件下, 该机构创造或增值的各类产品的有效价值量与总投入的比值, 是该机构资源利用和经营管理水平的综合体现。为了更公允地评价一家机构的经营业绩, 应当“剔除”掉环境因素的影响。这是因为: (1) 决策机构的经营成果普遍受到自然、经济和社会等方面环境因素的影响, 而这些环境因素一般都是单家机构难以管控的; (2) 所处环境更接近的机构更会由于技术溢出、市场竞争机制而直接相互影响。对此, 一个自然的做法是, 将一家机构更多地与所处环境相似的机构进行比较; 进一步, 考虑到环境因素的数目众多且很多难以观察或准确度量, 因此, 可以采用地理加权的方法去估计效率。

举一个简化的例子说明效率研究中进行地理加权的意义。假设有甲、乙、丙 3 家规模相等的机构, 甲的业务全来自北京, 乙的业务一半来自北京一半来自甘肃, 丙的业务全来自甘肃; 再假设甲、乙、丙的资源利用和管理水平依次增加。在某个时期, 如果甘肃发生了损害经营成果的较大灾害而北京没有发生, 或者单纯由于甘肃的日常经营环境劣于北京, 那么, 采用普通的效率估计方法可能会得出: 甲优于乙、乙优于丙。然而, 进行地理加权后, 无论北京和甘肃的日常经营环境如何以及某个时期中北京和甘肃的经营环境发生了何种短期变化, 对这 3 家机构的效率的排名为: 丙优于乙、乙优于甲。这是由于, 根据假设, 丙 50% 的业务的经营成果始终优于乙来自甘肃的业务, 而乙来自北京的业务的经营成果始终优于甲 50% 的业务。本例中, 为方便阐述, 具体设定了 3 家机构规模和在各地的业务来源比例, 而由于效率值是相对数, 这些假设可以不要。

在目前的学术研究中, 估计决策机构的效率值主要有随机前沿分析 (stochastic frontier analysis, SFA) 为代表的参数方法和数据包络分析 (data envelope analysis, DEA) 为代表的非参数方法。这些方法得出的结果为“相对值”或“相对效率”, 即, 一家决策机构的经营成果与其“有效前沿”的比值, 效率值的取值范围为 0~1。这些方法在国内外众多领域的研究中已有很多应用。本文认为, 地理加权的思想与这些方法均可以结合, 其基本过程为: (1) 计算出任意两家机构之间的某个地理环境差异度指标; (2) 结合某种效率估计模型, 为每家机构构造出以其自身所处环境为基准点的有效前沿, 构造过程中需要将更高的权重赋予与基准企业所处环境更相似的机构的样本; (3) 计算每家机构距离其自身的有效前沿的比值。考虑到中国正处于经济转型时期, 测量误差和经济环境不确定性问题更严重, 采用 SFA 估计效率可以获得更稳健的结果<sup>[3-5]</sup>, 因此, 本文将地理加权的思想与 SFA 结合。

本文选择中国寿险企业为样本, 这两点考虑。(1) 根本原因是, 影响保险经营成果的因素存在明显的地区差异<sup>[1-2]</sup>, 如, 不同地区之间的资源禀赋、经济发展阶段和联系程度、社会结构、历史文化特点不同。(2) 本文能收集到 2001 年起的、中国所有寿险企业在各地级地区的收入数据, 为计算两家企业的地理环境差异度和构造随机前沿提供了较充分的样本。本文研究发现: 采用地理加权估计将较大程度上改变寿险企业的生产函数系数和效率值的估计结果。

虽然已有不少文献使用了地理加权回归分析<sup>[6-7]</sup>, 但是将这些加权方法与 SFA 模型相结合的文献还非常少。其中, 基于 Samaha et al.<sup>[8]</sup>建立的用于估计美国房地产交易价格的地理加权 SFA 的思路, Tabak et al.<sup>[9]</sup>将美国储蓄银行总部之间的地理距离作为权重, 为每家储蓄银行构造出一个有效前沿, 发现: 未采用和采用地理加权估计时, 生产函数的系数估计值有较大差异, 但是效率估计值没有明显差异。本文的主要贡献是: 研究了中国某类机构的地理加权效率, 并且在研究中: (1) 收集了各企业在地级地区的收入数据, 基于向量相似度的方法计算两家企业的地理环境差异度, 做为计算“权重”的基础; (2) 采用 Cornwell et al.<sup>[10]</sup>的假设灵活的面板数据 SFA 模型。

# 1 研究方法

## 1.1 地理加权的 SFA 模型

假设企业的产出是投入、效率参数和随机扰动项的函数，生产函数为 Cobb–Douglas 型，如下：

$$Y_i = e^{\alpha_0} \left( \prod_{j=1}^J X_{ij}^{\alpha_j} \right) e^{u_i + v_i} \quad (1)$$

其中， $Y_i$  表示企业  $i$  的实际产出； $X_{ij}$  表示企业  $i$  的第  $j$  项投入， $\alpha_j$  是投入项系数； $u_i$  是效率参数，取非正值， $|u_i|$  表示一家决策机构距离其有效前沿的距离； $v_i$  是随机扰动项。

本文研究的效率仅是技术效率，这是因为，技术效率是最基本的效率形式，而对于成本效率、收入效率、利润效率、风险效率等其他效率形式，同样可以采用本文中的地理加权估计。本文估计技术效率值采用“产出导向”型，即，考察企业在给定投入约束下最大化产出的能力；此外，也可以采用“投入导向”型，即，考察企业在给定产出约束下最小化投入的能力。本文采用经典和比较基础的 Cobb–Douglas 型生产函数，而没有采用超越对数型、复合型等生产函数，这是为了通过投入项和产出项的系数直观地反映投入和产出之间的弹性关系以及计算规模报酬系数。

采用  $\tilde{Y}_i$  表示企业  $i$  在有效生产时（处于有效前沿上，即  $u_i=0$  时）的产出，如下：

$$\tilde{Y}_i = e^{\beta_0} \prod_{k=1}^K X_{ik}^{\beta_k} \quad (2)$$

联合(1)和(2)式可以得到企业  $i$  的效率值  $Eff_i$ ，如下：

$$Eff_i = \frac{Y_i}{\tilde{Y}_i} = e^{u_i} = e^{\alpha_0 - \beta_0} \left( \prod_{j=1}^J X_{ij}^{\alpha_j} \right) \left( \prod_{k=1}^K X_{ik}^{-\beta_k} \right) e^{v_i} \quad (3)$$

将一种产出拓展为多种产出，并将所有投入对某一项投入（记为  $X_{ij}$ ）进行“标准化”，则(3)式变为：

$$\frac{Eff_i}{X_{ij}} = e^{\gamma_0} X_{ij}^{-1} \left( \prod_{j \neq J}^J X_{ij}^{\alpha_j} \right) \left( \prod_{k=1}^K Y_{ik}^{-\beta_k} \right) e^{v_i} = e^{\gamma_0} X_{ij}^{-1 + \sum_{m=1}^J \alpha_m} \left( \prod_{j \neq J}^J \left( \frac{X_{ij}}{X_{ij}} \right)^{\alpha_j} \right) \left( \prod_{k=1}^K Y_{ik}^{-\beta_k} \right) e^{v_i} \quad (4)$$

其中， $\gamma_0 = \alpha_0 - \beta_0$ 。进一步将(4)式取对数，并结合生产函数的“齐次性”，得到：

$$\ln Eff_i - \left( \sum_m \alpha_m \right) x_{ij} = \gamma_0 + \sum_{j \neq J} \alpha_j x_{ij}^* - \sum_{k=1}^K \beta_k y_{ik} + v_i \quad (5)$$

其中， $x$  和  $y$  分别是  $X$  和  $Y$  对数值， $x_{ij}^* = \ln(X_{ij}/X_{ij})$ 。继续调整方程，并将做为参照投入的  $x_{ij}$  分离到方程的左边，得到：

$$-x_{ij} = \gamma_0 + \sum_{j \neq J} \left( \frac{\alpha_j}{\sum_m \alpha_m} \right) x_{ij}^* - \sum_{k=1}^K \left( \frac{\beta_k}{\sum_m \alpha_m} \right) y_{ik} - \ln Eff_i + v_i \quad (6)$$

以上推导是基于截面数据，将(6)式扩展为采用面板数据（加入  $t$  表示时间维度）的计量模型，得到：

$$-x_{ijt} = \gamma_0 + \sum_{j \neq J} \left( \frac{\alpha_j}{\sum_m \alpha_m} \right) x_{ijt}^* - \sum_{k=1}^K \left( \frac{\beta_k}{\sum_m \alpha_m} \right) y_{ikt} + u_{it} + v_{it} \quad (7)$$

进一步整理为

$$-x_{it} = \gamma_{0it} + \sum_{j=J} A_j x_{ijt}^* + \sum_{k=1}^K B_k y_{ikt} + v_{it}, \quad (8)$$

其中,  $\gamma_{0it} = \gamma_0 + u_{it}$ ,  $A_j = \alpha_j / \sum_m \alpha_m$ ,  $B_k = \beta_k / \sum_m \alpha_m$ 。估计(8)式后, 生成  $\hat{\gamma}_{0it} = \max(\hat{\gamma}_{0it})$ ,  $\hat{u}_{it} = \hat{\gamma}_{0it} - \hat{\gamma}_{0it}$ , 那么, 效率值计算为  $e^{\hat{u}_{it}}$ 。

在以往两项使用地理加权 SFA 的文献中, Samaha et al.<sup>[8]</sup>采用了截面数据, Tabak et al.<sup>[9]</sup>采用了面板数据, 但是假设各家机构的效率值不随时间变化, 即设定约束  $u_{it} = u_i$ , 这不适合处于快速发展变化阶段的中国保险业。为了更精确地估计生产函数系数和效率值, 本文采用允许效率参数随时间变化且允许效率参数和投入项之间存在相关性的面板数据 SFA 模型<sup>[10]</sup>。即, 本文设定效率参数随时间变化的趋势是一个二次函数<sup>[5]</sup>, 采用广义最小二乘法, 对“每个”企业一年度样本的基准进行 1 次估计。

## 1.2 权重的设定

当估计企业一年度个体  $n$  的生产函数和效率值时, 企业一年度个体  $n'$  的“权重”按照如下规则设定:

$$W_{nn'} = e^{-\left(\frac{d_{nn'}}{\lambda}\right)^2} / \sqrt{2\pi} \lambda, \quad (9)$$

其中,  $d_{nn'}$  是企业一年度个体  $n$  与  $n'$  之间的地理环境差异度,  $d_{nn'}$  的度量方法见“1.3 地理环境差异度的设定”。 $\lambda$  是要先确定的带宽 (bandwidth) 参数,  $\lambda$  取值越大, 表示地理差别度大的企业将被给予相对越高的权重。权重与地理环境差异度、带宽参数的关系见图 1。(9) 式所得到的权重是“正态分布化”的, 再对权重“标准化”处理, 使调整后的权重之和等于样本数目 ( $N$ ), 即  $w_{nn'} = NW_{nn'} / \sum_{n'} W_{nn'}$ 。

本文进行  $N$  次地理加权的估计 ( $N$  表示企业一年度个体数目)。第  $n$  次估计时, 根据企业一年度个体  $n$  为基准点, 按照(9)式设定每个企业一年度个体的样本的权重。第  $n$  次估计得到的生产函数系数和效率值仅适用于做为基准点的企业一年度个体  $n$ 。

如何确定带宽参数  $\lambda$ ? 参考 Tabak et al.<sup>[9]</sup>的做法, 本文将样本中所有企业一年度个体两两地理环境差异度的标准差记为  $\sigma(d_{nn'})$ ,  $\lambda$  就从  $0.5\sigma(d_{nn'})$ 、 $\sigma(d_{nn'})$ 、 $1.5\sigma(d_{nn'})$ 、……、 $Q \times \sigma(d_{nn'})$  中选择, 其中,  $Q$  表示  $(Q+1)\sigma(d_{nn'})$  大于所有  $d_{nn'}$ 。确定  $\lambda$  的标准是: 所有回归方程 (共  $N$  个) 的残差平方和 (sum of squared residuals) 之和最小。

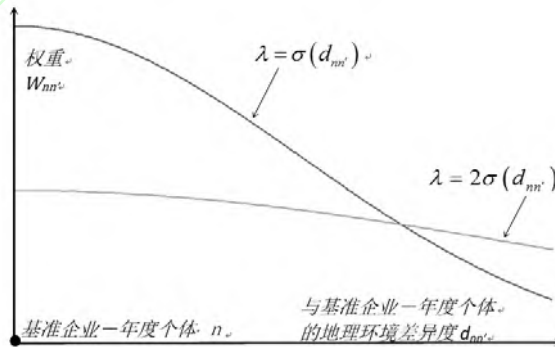


图 1 地理加权估计中权重与地理环境差异度、带宽参数的关系

## 1.3 地理环境差异度的设定

2015 年样本中的寿险企业平均在 13.05 个省级地区和 64.21 个地级地区开展业务。图 2(a)

报告了样本企业总部在内地 31 个省级地区的空间分布，呈现出很强的聚集效应；其中，北京和上海分别有 27 家和 18 家寿险企业的总部，18 个省级地区尚没有寿险企业总部。图 2(b) 报告了 2015 年寿险企业省级分公司的分布，其较之总部的分布更加均衡；其中，北京、上海、广东和江苏分别有 60、54、50 和 54 家寿险企业经营，各省级地区平均也有 29 家寿险企业经营。

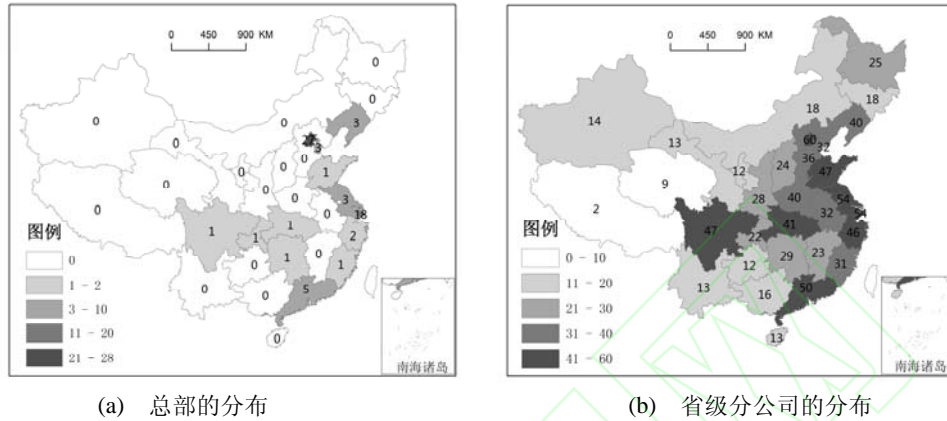


图 2 寿险企业的地理分布（2015 年）

由于寿险企业的地理分布普遍比较分散，本文计算两个企业一年度个体的地理环境差异度 ( $d_{mn}$ ) 是基于这两个企业一年度个体在地级地区的收入分布情况，而不是仅考虑这两个企业一年度个体的企业总部的的位置。将一个企业一年度个体在 283 个地级地区的收入视为 1 个 283 维的向量，两个企业一年度个体的地理环境差异度计算为“1”—这两个企业一年度个体的该向量的相似度。本文采用余弦夹角法计算向量相似度，那么， $d_{mn}$  的计算如下：

$$d_{mn} = 1 - \cos \theta_{mn} = 1 - \frac{\sum_{p=1}^{283} (Z_{np} Z_{n'p})}{\sqrt{\sum_{p=1}^{283} Z_{np}^2 \cdot \sum_{p=1}^{283} Z_{n'p}^2}} \quad (10)$$

其中， $Z_{np}$  和  $Z_{n'p}$  分别是企业一年度个体  $n$  和  $n'$  在地级地区  $p$  的保费收入。 $\theta_{mn}$  表示两个向量构成的夹角。如果两个企业一年度个体的地理分布没有交集，即没有任何 1 个省级地区有这两个企业一年度个体同时经营，那么两个向量正交， $\theta_{mn}$  为  $\pi/2$ ， $\cos \theta_{mn}$  取最小值 0；此时， $d_{mn}$  达到最大值 1。如果两个企业一年度个体的地理分布“重合”时，即任何一个省级地区中这两个企业一年度个体获得的保费收入占各自总保费收入的份额均相同，那么  $\theta_{mn}$  为 0， $\cos \theta_{mn}$  取最大值 1；此时， $d_{mn}$  达到最小值 0。

图 3(a) 报告了 2015 年  $d_{mn}$  的情况，显示： $d_{mn}$  的均值为 0.69，标准差为 0.28；经营地区完全相同 ( $d_{mn} = 0$ ) 和没有共同经营地区 ( $d_{mn} = 1$ ) 的企业一年度个体两两组合的占比分别约为 1.7% 和 17%；除 0 点外， $d_{mn}$  的密度随着  $\theta_{mn}$  取值的增加呈增加趋势。图 3(b) 显示：2001~2015 年， $d_{mn}$  在低分位点有上升后趋稳的趋势，这主要归因于新成立了众多寿险企业；近几年  $d_{mn}$  在高分位点有小幅减少趋势，这部分归因于很多寿险企业进行了地理扩张，增加了经营的地区数目。

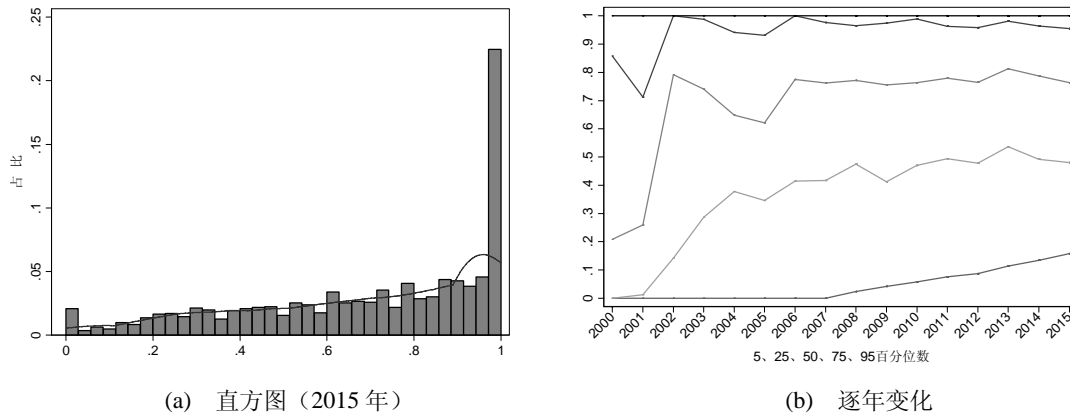


图3 寿险企业一年度个体的两两地理环境差异度

## 2 数据

本文收集了2001~2015年中国67家寿险企业的样本，观察值为757个。由于一些数据披露不完整或不规则波动大，本文剔除了企业首个完整经营年度的样本。表1显示，各年中，样本中寿险企业的保费收入(总资产)之和占中国寿险行业保费收入(总资产)的97%(96%)以上，故样本的代表性很好。

表1 本文样本的代表性

年份	企业数量	保费收入之和占全行业比重	总资产之和占全行业比重	年份	企业数量	保费收入之和占全行业比重	总资产之和占全行业比重
2000	8	97.40%	98.24%	2008	49	98.06%	97.62%
2001	10	98.35%	97.26%	2009	50	98.75%	98.70%
2000	8	97.40%	98.24%	2008	49	98.06%	97.62%
2001	10	98.35%	97.26%	2009	50	98.75%	98.72%
2002	12	97.11%	96.54%	2010	54	98.73%	99.30%
2003	17	99.70%	97.89%	2011	56	97.92%	96.49%
2004	24	98.42%	96.28%	2012	56	97.25%	98.90%
2005	29	97.88%	96.62%	2013	63	98.35%	99.87%
2006	37	99.20%	98.71%	2014	65	98.98%	97.94%
2007	43	98.54%	97.52%	2015	67	97.90%	97.82%

数据来源：历年《中国保险年鉴》。

基于以往文献，本文为寿险企业选择了2项产出和3项投入。保险的职能是损失补偿和资金融通，本文选择了两项保险企业的产出。(1)反映“损失补偿”功能的“赔付支出+准备金增量”，其中，赔付支出对应企业当年的实际赔付，而准备金增量对应未来年度支出的赔付。(2)反映“资金融通”功能的“投资资产”。与一般行业类似，保险企业的投入项包括营销劳动、内勤劳动、物料和金融资本。(1)寿险产品具有承诺性、无形性和长期性的特点，故“寿险产品是卖的而不是买的”(insurance is sold not bought)成为了中外保险业界的共识，并且受到传统文化以及中国保险业起步较晚等因素的影响，销售渠道对中国寿险业务开展显得尤为重要。采用“手续费和佣金支出”度量企业的营销劳动投入。(2)由于没有内勤劳动投入和物料投入分开的数据，所以采用“管理费用”度量这两项投入之和。(3)金融资本使用“资本金+公积金”度量。

产出变量和投入变量的描述统计情况见表2，可知：反映资金融通功能的产出是反映损失补偿功能的产出的数倍；寿险企业最重要的投入是金融资本，而营销劳动投入和内勤劳动和物料投入的占比比较接近，因此，寿险业具有金融行业资金密集的特点。在回归中，为了剔除样本期间物价变动的影响，将产出变量和投入变量按照历年的消费价格指数平减至2001年的价格水平。

表 2 投入和产出变量的描述统计

性质	含义	度量	均值	标准差	中位数
产出 (单位:百万元)	损失补偿	赔付支出+准备金增量	8 517.97	25 569.56	613.67
	资金融通	投资资产	57 609.90	198 386.22	3 359.96
投入 (单位:百万元)	营销劳动	手续费和佣金支出	1 141.15	3 568.49	132.10
	内勤劳动和物料	管理费用	1 404.71	3 400.24	296.93
	金融资本	资本金+公积金	8 517.97	25 569.56	1 298.48

注:度量单位为人民币百万元。观察值数为 757。《企业财务会计准则》在 2007 年开始实施,使得保险企业的会计科目在 2007 年前后发生了变化,所以“投资资产”在 2006 年及之前包括银行存款、短期投资、拆出资金、保户质押贷款、1 年内到期的长期债权投资、长期投资和独立账户资产,在 2007 年之后公允价值计量且其变动计入当期损益的金融资产、买入返售金融资产、贷款、定期存款、可供出售金融资产、持有至到期投资、存出资本保证金、投资性房地产和独立账户资产;“管理费用”在 2006 年及之前是“管理费用”,在 2007 年之后是“业务及管理费用”。数据收集自《中国保险年鉴》或企业网站披露的企业年度财务报告。

### 3 估计结果分析

本节将比较普通的和地理加权的面板数据 SFA 的估计结果。普通估计仅进行一次估计。地理加权估计中,对每个企业一年度个体为基准点进行一次估计,共进行 757 次估计。本文以营销劳动投入 ( $x_1$ ) 为参照投入,估计下式:

$$-\ln x_{1i} = \alpha_1 + \alpha_2 \ln x_{2i}^* + \alpha_3 \ln x_{3i}^* + \beta_1 \ln y_{1i} + \beta_2 \ln y_{2i} + u_{ii} + v_{ii} \quad (11)$$

其中,  $x_1$  是营销劳动投入,  $x_2^*$  是内勤劳动和物料投入与营销劳动投入之比,  $x_3^*$  是金融资本投入与营销劳动投入之比。  $y_1$  和  $y_2$  分别是引致损失和投资资产。  $u_{ii}$  和  $v_{ii}$  分别为效率参数和随机扰动项。

第一,分析生产函数中投入项和产出项的系数估计值以及规模报酬情况。普通估计的结果只有一个,报告于表 3 的第 (2) (3) 行;地理加权估计有 757 个(企业一年度个体数目)结果,其描述统计量报告于表 3 的第 (4) - (8) 行。

(1) 投入项的系数估计值均为正且显著异于 0,符合生产者理论,说明其他条件不变时,想要减少一项投入需要增加另一项投入。地理加权估计中诸个  $\hat{\alpha}_2$  的最大值为 0.668,其也小于普通方法的估计结果 (0.752)。因此,考虑环境因素将调低关于内勤劳动和物料对营销劳动的替代弹性的估计,即,调低对替代一单位营销劳动所需要的内勤劳动和物料水平的估计,调低的幅度平均为 28.8% (= (0.752-0.535)/0.752)。地理加权估计得到的  $\hat{\alpha}_3$  的均值和中位数分别为 1.182 和 1.194,与普通方法的估计结果 (1.284) 很接近,所以考虑环境因素对金融资本与营销劳动的替代关系的估计结果影响很小。

(2) 产出项的系数估计值均为负且显著异于 0,符合生产者理论,说明其他条件不变时,想要增加产出需要增加投入。地理加权估计中诸个  $\hat{\beta}_1$  的绝对值的最小值为 |-0.549|,其也大于普通方法的估计结果 (|-0.440|),因此,考虑环境因素将较大程度地调低关于单位投入生产“损失补偿”产出能力的估计,调低的幅度平均为 44.4% (= (1/0.440-1/0.792) ÷ (1/0.440))。地理加权估计得到的  $\hat{\beta}_2$  的均值和中位数分别为 -0.804 和 -0.807,与普通方法的估计结果 (-0.792) 很接近,所以考虑环境因素没有明显影响对单位投入生产“资金融通”产出能力的估计。

(3) 结合投入项和产出项的系数估计结果,可以计算寿险企业的规模报酬系数(见表 3 最后 1 列),其等于  $(1 + \hat{\alpha}_2 + \hat{\alpha}_3) / |\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2|$ 。普通估计和地理加权估计得到的规模报酬系数均明显大于 1,说明样本期间中国寿险企业处于规模报酬递增阶段,即,寿险企业规模普遍小于最佳效率规模。普通方法估计的规模报酬系数为 2.464 (=



$(1+0.752+1.1284) / |-0.440-0.792|$ ), 表示投入扩大 1 倍能引起产出扩大 2.464 倍。由于中国保险业已经过了最初级的发展阶段, 所以 2.464 的估计值是“偏高”的。采用地理加权估计时, 规模报酬系数估计值的均值和中位数分别为 1.763 和 1.953, 较 2.464 有所降低, 更符合现实观察。以每家企业为计算地理环境差异度的基准点所得到的规模报酬系数的各年均值报告于图 4<sup>①</sup>。

表 3 生产函数系数的估计结果

		$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\alpha}_3$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	规模报酬系数
普通估计	值 (标准误)	0.752*** (0.146)	1.284*** (0.053)	-0.440** (0.231)	-0.792*** (0.110)	2.464
地理加权估计 (样本量=757)	均值	0.535	1.182	-0.792	-0.804	1.763
	标准差	0.063	0.024	0.059	0.054	0.104
	最小值	0.200	0.924	-0.898	-0.910	1.399
	中位数	0.541	1.194	-0.794	-0.807	1.953
	最大值	0.668	1.816	-0.549	-0.490	2.709

注: 规模报酬系数 =  $(1 + \hat{\alpha}_2 + \hat{\alpha}_3) / |\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2|$ 。\*\*\*表示在 1% 的水平上显著。



图 4 各企业规模报酬系数的均值的分布 (地理加权估计)

第二, 分析效率值估计结果。对(11)式采用普通的和地理加权估计的效率值 ( $e^{a_n}$ ) 报告于表 4。“以企业各年的均值为单位”是指, 先求每家企业 (共 67 家) 在样本各年的技术效率的均值, 再进行描述统计; “以企业一年度个体为单位”则直接对 757 个效率值估计结果进行描述统计。对于这两种统计口径, 均可发现: (1) 在均值和几乎所有分位点上, 地理加权估计得到效率值均高于普通估计; (2) 这两种方法估计的效率值之差在更低分位数上更大。前者是由于, 所处地理环境更相似的企业受到相同环境因素的影响, 企业之间也更容易直接相互影响, 使得企业的经营成果更接近。后者是由于, 无论采用哪种估计方法, 有效前沿上企业的效率值都被定义为 1。此外, 采用普通估计和地理加权估计的效率值的 Spearman 秩相关系数仅为 0.670, 这说明是否采用地理加权的估计方法将较大地影响寿险企业的效率值排名。图 5(a)和图 5(b)分别报告了两种估计方法下每家企业的效率值的均值 (即以企业各年的均值为单位) 的分布情况。

表 4 效率值的估计结果

	样本量	均值	标准差	P5	P10	P25	中位数	P75	P90	P95
--	-----	----	-----	----	-----	-----	-----	-----	-----	-----

以企业各年的均值为单位:

①图 4、图 5(a)和图 5(b)中每个省级地区中企业图案的排序是按照该企业在《中国保险年鉴》(公司版)中的排序, 该排序主要依据企业的产权性质、成立时间。序号可见附表 A1。本文的具体估计结果可向作者发邮件获取。

普通估计	67	0.597	0.108	0.215	0.429	0.530	0.631	0.692	0.785	0.952
地理加权估计	67	0.698	0.097	0.466	0.546	0.597	0.691	0.730	0.823	0.953
以企业一年度个体为单位:										
普通估计	757	0.598	0.123	0.204	0.432	0.532	0.632	0.695	0.788	0.957
地理加权估计	757	0.716	0.099	0.344	0.551	0.615	0.698	0.748	0.852	0.983

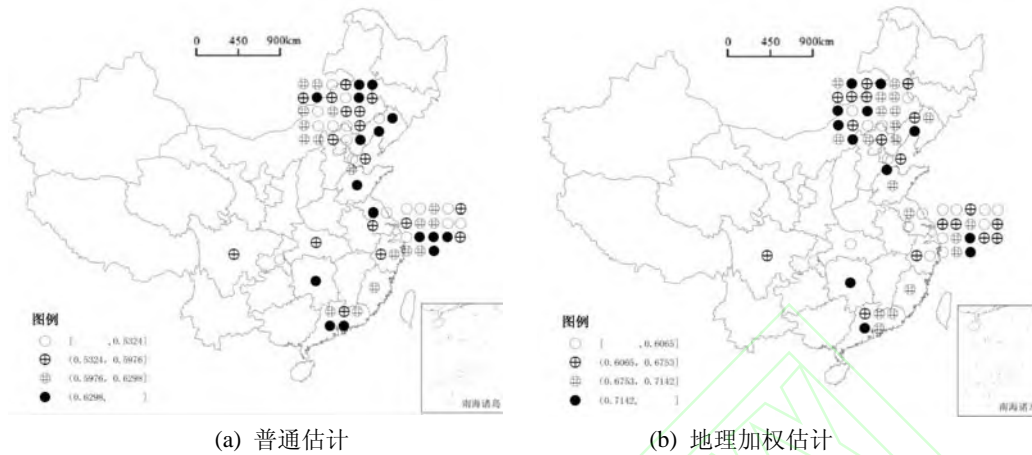


图5 各企业效率值的均值的分布

#### 4 结语

各类决策机构的经营成果普遍受到自然、经济和社会等方面环境因素的影响，且所处环境更相似的机构之间往往更会直接相互影响，因此，在评价一家决策机构的经营业绩时，应当将该机构更多地与所处环境相似的机构进行比较，而地理加权的SFA就可以实现这一目的。本文收集了2001~2015年中国67家寿险企业的相关数据，根据两家企业在内地283个地级地区的收入分布情况计算二者的地理环境差异度，结合Cornwell et al.<sup>[10]</sup>提出的允许效率参数随时间变化的SFA模型，估计了每家企业在每年的地理加权的生产函数和技术效率值。

研究发现，采用地理加权估计将较大程度上改变寿险企业生产函数系数和效率值的估计结果。具体而言：采用地理加权估计后，内勤劳动和物料对营销劳动的替代弹性的估计值降低了28.8%，金融资本与营销劳动之间的投入替代关系没有明显改变；单位投入对“损失补偿”产出的生产能力的估计值降低了44.4%，对“资金通融”产出的生产能力的估计值没有明显改变；寿险业规模报酬系数的估计值从2.464降低到1.763（个体均值）和1.953（个体中位数）；采用地理加权估计后，平均效率值从0.598提高到0.716，采用普通估计和地理加权估计的企业一年度个体的效率值的秩相关系数仅为0.670，

本文的研究启示在于，考虑环境因素对生产函数（成本函数、利润函数等）系数的估计、效率值的估计可能会产生较大程度的影响。因此，评价那些经营成果受到既有环境因素影响较大、经营环境主要由外部因素决定或者机构之间因环境相似而更会直接相互影响的各类决策机构的经营业绩时，可以更多地采用地理加权的SFA或其他的效率估计方法，或者将该方法做为一种稳健性分析。

此外，从理论上讲，在评价机构的经营业绩时还有另一种思路应对地理环境因素的影响。

(1) 找出影响某类机构经营成果的所有环境因素，计算每个因素的影响程度；(2) 测量每个因素（含有形因素和无形因素）在每个地区（如本文中的地级地区）的分布情况；(3) 基于前两步的结果，结合每家机构的业务的地理分布情况，计算每家机构的经营成果受所有环境因素的影响的总和；(4) 将“该总和”从各机构真实的经营成果中扣除掉，用剩余的部分去评价各机构的优劣。这种思路的分析过程中能得到大量有价值的知识，但依赖于非常充足的数据和严格的假设。

附表 样本构成

总部地	企业名称	总部地	企业名称	总部地	企业名称	总部地	企业名称
北京	中国人民	北京	中邮	上海	工银安盛	广东	珠江
北京	中国人民健康	北京	中融	上海	交银康联	广东	招商信诺
北京	中国	北京	弘康	上海	北大方正	辽宁	百年
北京	民生	北京	信诚	上海	同方全球	辽宁	华汇
北京	阳光	北京	中意	上海	长生	辽宁	中荷
北京	泰康	北京	中英	上海	中美联泰大都会	江苏	利安
北京	新华	北京	瑞泰	上海	陆家嘴国泰	江苏	东吴
北京	华泰	北京	中银三星	上海	汇丰	江苏	国联
北京	天安	北京	中法	上海	复星保德信	浙江	信泰
北京	安邦	北京	新光海航	上海	美国友邦	浙江	中韩
北京	长城	上海	太平	上海	太保安联健康	山东	德华安顾
北京	农银	上海	中国太平洋	天津	光大永明	福建	君龙
北京	昆仑健康	上海	平安健康	天津	恒安标准	湖北	合众
北京	君康	上海	国华	天津	渤海	湖南	吉祥
北京	华夏	上海	中宏	广东	中国平安	重庆	恒大
北京	英大泰和	上海	建信	广东	富德生命	四川	和谐健康
北京	幸福	上海	中德安联	广东	前海		

注：企业名称中省略“人寿”“保险”“股份有限公司”“有限责任公司”“有限公司”字样。在每个省级地区内部，采用《中国保险年鉴》（公司版）中的企业排序，排序主要依据企业的产权性质、成立时间。

[参考文献]

- [1] Millo G, Carmeci G. Non-life insurance consumption in Italy: A sub-regional panel data analysis[J]. Journal of geographical systems, 2011, 13(3): 273-298.
- [2] 蒋才芳, 陈收. 我国人寿保险业市场空间分布研究[J]. 经济地理, 2014, 34(12): 119-124.
- [3] Kumbhakar S C, Lovell C A K. Stochastic frontier analysis[M]. Cambridge, UK: Cambridge University Press, 2003.
- [4] 戴志敏, 朱莉妍. 中国商业银行贷款地理分布对银行利润效率的影响[J]. 地理学报, 2015, 70(6): 955-964.
- [5] 边文龙, 王向楠. 面板数据随机前沿分析的研究综述[J]. 统计研究, 2016, 33(6): 13-20.
- [6] 陈炳为, 许碧云, 倪宗瓚, 李德云. 地理权重回归模型在甲状腺肿大中的应用[J]. 数理统计与管理, 2005, 24(3): 113-117.
- [7] 张琰, 梅长林. 基于地理加权回归的我国中东部城市商品房价格的空间特征分析[J]. 数理统计与管理, 2012, 31(5): 898-905.
- [8] Samaha S A, Kamakura W A. Assessing the market value of real estate property with a geographically weighted stochastic frontier model[J]. Real Estate Economics, 2008, 36(4): 717-751.
- [9] Tabak B M, Miranda R B, Fazio D M. A Geographically weighted approach to measuring efficiency in panel data: The case of US saving banks[J]. Journal of Banking & Finance, 2012, 37(10): 3747-3756.
- [10] Cornwell C, Schmidt P, Sickles R C. Production frontiers with cross-sectional and time-series variation in efficiency levels[J]. Journal of Econometrics, 1990, 46(1): 185-200.