

文章编号:1671-8860(2012)05-0516-04

文献标志码:A

中国人口生育率的时空演变与空间差异研究

张 旭¹ 朱欣焰¹ 鲍曙明²

(1 武汉大学测绘遥感信息工程国家重点实验室,武汉市珞喻路129号,430079)

(2 华东理工大学商学院城市与区域分析实验室,上海市梅陇路130号,200237)

摘要:将探索性空间数据分析应用于低生育水平下的全国生育率区域差异研究,分析了1990~2000年省级总和生育率的时空演变趋势。研究表明,省级生育水平表现为显著正的空间自相关,且呈上升趋势,其中西藏、贵州两个潜在的极高值区域对空间自相关模式有很大的影响;全国仍呈现明显的东西差异,高值聚集模式由西部、中部向西部边缘收缩,西北、西南地区呈现显著性的高值聚集模式,空间差异较小,但四川比邻地区的生育水平低;低值聚集模式从北部、沿海向中部扩张集中,空间差异较大,仅吉林、北京-天津、江苏表现显著。

关键词:总和生育率;空间自相关;空间模式;区域差异

中图法分类号:P208

从近三四十年的生育率转变模式来看,中国的生育水平总体上呈现走低的态势,在1990年代中后期保持长期的低水平,并普遍降到了更替水平以下^[1]。然而,城乡二元化的生育格局和区域多元化的生育格局始终是一个客观存在^[2],研究中国生育率的区域差异,把握生育格局的差异性和不平衡性是制定有效适宜的生育调控政策的重要基础。区域差异是人口地理学关注的重要议题,伴随着GIS技术的普及和空间分析功能的发展,涌现出了一系列新的区域差异研究方法,其中人工智能技术与GIS的结合最具有代表性^[3,4]。

传统的人口生育差异研究注重生育转变模式^[5,6]或生育水平的差异^[7],但无法反映在空间关系和数值关系共同作用下的空间模式特征。探索性空间数据分析方法能有效反映地理特征间的相互关系及空间模式,已广泛用于区域经济^[8]、疾病控制^[9]等领域。目前,国外有学者将其应用于人口生育研究^[10],但在中国人口生育中的应用研究^[11]还较少。本文采用GeoDa^[12],运用探索性空间数据分析研究了全国省级区域的生育差异特征,试图为生育率地区的差异研究提供一种新的研究思路,通过揭示生育率数据的空间效应,为生

育政策的制定提供科学参考。

1 研究方法

研究区域以2000年除港澳台外的全国31个省、直辖市、自治区等行政区划为准。本文使用的总和生育率数据来自中华人民共和国国家统计局与美国东西方中心于2007年共同发布的1975~2000年全国省级区域的生育率估计数据^[13]。

1.1 空间权重矩阵

通常可基于空间对象之间的一阶邻接关系定义空间权重矩阵,设有N个空间区域,区域*i,j*是其中的两个区域, W_{ij} 表达了区域*i*与区域*j*的邻近程度,依据邻接关系,则 W_{ij} 可定义为:当区域*i*和*j*相邻时, W_{ij} 值为1;当*i*和*j*不相邻或*i=j*时, W_{ij} 值为0。当两区域之间存在公共点时,该邻接关系称为Queen邻接。本文选用一阶Queen关系作为空间权重的定义。由于海南省比较特殊,与其他省份在空间位置上为孤岛,为了表达其与周围地区的邻接性,人为地对空间权重进行调整,将与其最接近的广东、广西两个省份作为两个邻居,得到调整后的空间权重矩阵。

收稿日期:2012-03-15。

项目来源:国家支撑计划资助项目(2012BAH35B03,2008BAK49B01);国家863计划资助项目(2011AA010500);测绘遥感信息工程国家重点实验室开放基金资助项目;中央高校基本科研业务费专项资金资助项目。

1.2 全局 Moran's I

Moran's I^[14]是最常用的全局空间自相关指数。设有 N 个空间区域, 观测变量为 Y , 空间权重矩阵为 \mathbf{W} , 则 Moran's I 指数可表达为:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{(S^2 \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N W_{ij})} \quad (1)$$

其中, S^2 为观测变量 Y 的方差。

假设观测变量 Y 在空间具有随机分布的模式, 则可以通过比较 I 值和期望 $E(I)$, 判断是否存在空间自相关。当 $I = E(I)$ 时, 表示空间数据分布总体上不存在空间自相关(随机的地理分布模式); 当 $I \gg E(I)$ 或 $I \ll E(I)$ 时, 表示空间数据分布总体上存在正的空间自相关(空间聚集模式)或负的空间自相关(空间分散模式), 即在地理分布中邻近的区域倾向于具有相似或相异的属性值^[15]。除了计算空间自相关指数值外, 还需要采用模拟实验中的排列检验方法计算伪显著性水平^[16]。

1.3 Moran 散点图

Moran 散点图^[17]的 4 个象限分别代表了 4 种不同的空间关联类型, 第一、三、二、四象限分别表明该散点对应的地理区域具有高-高聚集模式、低-低聚集模式、低-高异常模式和高-低异常模式。Moran 散点图的回归拟合线的斜率刻画了空间数据的空间自相关程度, 可通过图形交互进一步考察空间数据中存在哪些对全局空间自相关影响较大的局部重要区域^[18]。

1.4 局部 Moran's I

局部 Moran's I 指数是局部空间关联指数的一种, 它可与全局 Moran's I 对应, 其表达式为:

$$I_i = Z_i \sum_{j \neq i}^N W_{ij} Z_j \quad (2)$$

其中, Z_i, Z_j 分别为观测值 Y_i, Y_j 与均值的偏差; I_i 值显著大于 0 时, 表明第 i 个单元与周围单元的属性值相似(高值聚集或低值聚集); I_i 值显著小于 0 时, 表明第 i 个单元与周围单元的属性值不相似(高值为低值的邻居包围或低值为高值的邻居包围)。可用条件随机化方法检验局部 Moran's I 的显著性, 保持区域 i 的值固定不变, 对区域 i 邻近的区域单元的观测值进行随机排列。每次排列后重新计算新的 I_i , 比较零假设条件下 I_i 值与原始 I_i 值的大小, 进一步得到反映显著性水平的伪 P 值^[19]。

2 分析结果

2.1 全局 Moran's I 趋势分析

如表 1 所示, 从 1990~2000 年, 总和生育率对应的全局 Moran's I 值为正值, 且除 1990 年外, 其他年份的全局 Moran's I 都维持在显著的水平。这说明省级生育水平在地理空间的总体分布并不是随机的, 而是表现为显著的空间聚集模式。另外, Moran's I 系数虽在 1992 年略有少许回落, 但从总体上仍随时间呈上升态势, 这说明邻近区域之间生育水平的相似性在增强, 这意味着 1990 年的某些空间聚集区域在逐步扩张, 或是在原有区域的基础上发展了新的聚集区域。

表 1 总和生育率的全局 Moran's I 检验(1990~2000)

Tab. 1 Global Moran's I Test of Total Fertility Rate

年份 /年	全局 Moran's I	伪 P 值	年份 /年	全局 Moran's I	伪 P 值
1990	0.341 200	0.002 7	1996	0.423 700	0.000 2*
1991	0.371 900	0.000 7*	1997	0.441 500	0.000 2*
1992	0.401 600	0.000 6*	1998	0.434 900	0.000 2*
1993	0.383 800	0.000 8*	1999	0.455 100	0.000 2*
1994	0.394 900	0.000 6*	2000	0.417 100	0.000 6*
1995	0.403 800	0.000 6*			

注: *号表示伪 P 值低于 0.001 的显著性水平。

2.2 Moran 散点图的局部空间关联分析

图 1 为 Moran 散点图, 原始散点用星形点表示, 空心圆点代表 Moran 散点图与地图联动结果的突出显示; 细线表示原始回归拟合线, 粗线表示剔除联动散点后重新计算的回归拟合线。保持与地图(图 2)联动分析, 可发现:

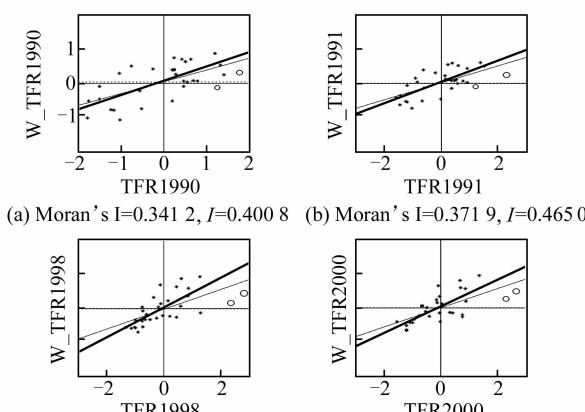


图 1 省级总和生育率的 Moran 散点图(1990~2000)

Fig. 1 Moran Scatter Plots of Provincial Total Fertility Rate (1990~2000)

1) 局部空间关联模式进一步印证了总体逐步上升的正全局空间自相关趋势。1992 年之前,

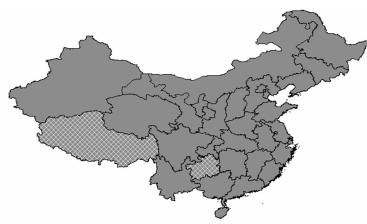


图2 地图与 Moran 散点图联动(西藏、贵州突出显示)

Fig. 2 Interactive Map Linked with Moran Scatter Plot with Xizang, Guizhou Highlighted

空间聚集模式以高值聚集为主;自1992年后,高值聚集模式逐步减弱,低值聚集模式显著增强,空间聚集模式以低值聚集为主。在1990年,虽然生育水平有所降低,但大多数地区仍维持较高的生育水平,这些地区集中分布在西部和中部,而少数地区表现为低生育水平,分布在东北角、北京-天津以及沿海的江苏、浙江。到2000年,高生育水平地区在逐年减少的趋势下,数目趋于稳定,在西部聚集,而低生育水平的地区日益增多,在北部、沿海形成聚集带,同时以重庆为中心在中部成块聚集,并与沿海广东、福建相连。比较可知,高值聚集区从西部和中部向西部萎缩,低值聚集区由北部向沿海、中部扩张,这表明正的全局空间自相关的增强趋势归因于新的低值聚集区的形成。

2) 按超出两倍标准差的准则判断,西藏自治区一直为潜在的高值异常区域,而贵州省自1998年开始这一转变。当去除这两个区域的散点后,Moran散点图显示重新计算的回归系数比原始Moran系数明显偏高,这说明西藏自治区和贵州省对全国总体的空间自相关模式有很大的影响。

2.3 基于 LISA 聚集模式图的局部空间关联分析

使用GeoDa中的LISA聚集模式图功能分析,由图3可知:

1) 虽然1990年初大多数区域表现为高值聚集模式,但具有显著的高-高聚集模式的地区仍为少数,如新疆、广西、广东等个别地区,零星分布在西北、西南、沿海;在1990年中期,显著的高值聚集区域逐步沿西部边缘集中,成块状发展覆盖西北的新疆、西藏、青海以及西南的云南、广西;在1990年后期,这些区域保持稳定。

2) 在1990年中后期,四川的生育水平相对较低,而其邻近的西北、西南地区的生育水平较高,因而四川表现为显著的低-高异常模式,在西北、西南聚集块之间形成障碍。

3) 在1990年初,东北部的吉林表现为显著的低值聚集模式;在1990年中期,随着低值聚集

模式的地区越来越多,显著的低值聚集区域在东北角、北部、沿海等零星分布,覆盖东北的吉林、北部的北京-天津、沿海的江苏;在1990年后期,这些区域发生演变,以原来的东北、北部中心为核心,在北部趋于集中,连带分布。

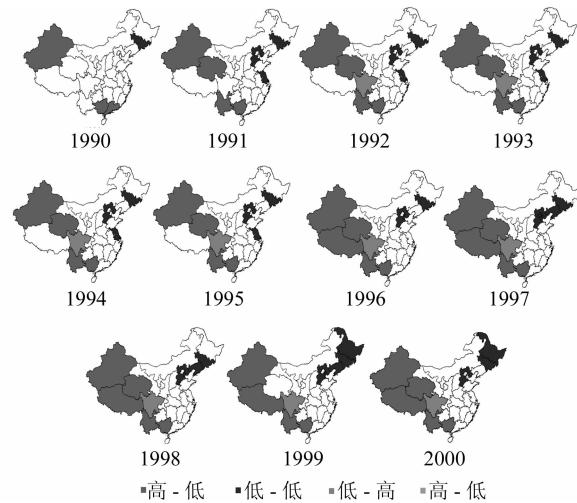


图3 省级总和生育率的 LISA 聚集模式

图(1990~2000)
Fig. 3 LISA Cluster Map of Provincial Total Fertility Rate (1990-2000)

3 结语

自20世纪90年代初到90年代末,生育水平的空间差异保持了东西差异的主旋律,但还有些局部细节特征值得分析。低值聚集地区之间的空间差异较大,研究空间差异原因时,需进一步划分区域。西部地区之间的空间差异较小,但四川具有与西北、西南显著不同的低值生育水平,值得进一步研究。后续研究还需结合各地区的地域特点、人口经济等辅助数据,开展时空建模分析。

参 考 文 献

- [1] Gu B. Population, Reproductive Health and Poverty in China [C]. Leete R, Royan R, Schoch M. Population and Poverty: Achieving Equity, Equality and Sustainability. New York: UNFPA, 2003
- [2] 陈友华, 陆建新. 中国生育率的地区差异及其政策选择[J]. 人口与经济, 2003(4): 14-20
- [3] 廖一兰, 王劲峰, 孟斌, 等. 人口统计数据空间化的一种方法[J]. 地理学报, 2007, 62(10): 1110-1119
- [4] 吴静, 王铮. 2000年来中国人口地理演化的Agent模拟分析[J]. 地理学报, 2008, 63(2): 185-194
- [5] 陈卫.“发展-计划生育-生育率”的动态关系:中国

- 省级数据再考察[J]. 人口研究, 2005, 29(1): 2-10
- [6] 喻晓, 姜全保. 低生育水平下我国生育率转变影响机制的地区差异——来自 90 年代省级面板数据的经验研究[J]. 南方人口, 2010, 25(2): 58-64
- [7] 王金营, 王志成, 何云艳, 等. 中国各地区妇女生育水平差异的社会经济影响因素分析——兼对 1990~2000 年期间各地区生育水平下降因素考察[J]. 南方人口, 2005, 20(2): 31-39
- [8] 陈斐, 杜道生. 空间统计分析与 GIS 在区域经济分析中的应用[J]. 武汉大学学报·信息科学版, 2002, 27(4): 391-396
- [9] 陈江平, 张兰兰, 余远剑, 等. 利用空间自相关的中国内陆甲型 H1N1 流感疫情分析[J]. 武汉大学学报·信息科学版, 2011, 36(11): 1 363-1 366
- [10] Oliveau S, Guilmoto C Z. Spatial Correlation and Demography: Exploring India's Demographic Patterns [C]. International Population Conference, Tours, France, 2005
- [11] King K E. A Space-time Model of Fertility and Development in China[C]. Population Association of America (PAA) 2007 Annual Meeting, Marriott Marquis, New York, 2007
- [12] Anselin L, Syabri I, Kho Y. GeoDa: An Introduction to Spatial Data Analysis [J]. Geographical Analysis, 2006, 38(1): 5-22
- [13] 中华人民共和国国家统计局, 美国东西方中心. 各省生育率估计: 1975~2000[M]. 北京: 中国统计出版社, 2007
- [14] Moran P A P. Notes on Continuous Stochastic Phenomena[J]. Biometrika, 1950, 37(1/2): 17-23
- [15] Goodchild M F. Spatial Autocorrelation[M]. Norwich: GeoBooks, 1986
- [16] Bivand R. Applying Measures of Spatial Autocorrelation: Computation and Simulation[J]. Geographical Analysis, 2009, 41(4): 375-384
- [17] Anselin L. The Moran Scatterplot as an Esda Tool to Access Local Instability in Spatial Association [M]. London: Taylor & Francis, 1996
- [18] Anselin L, Kim Y W, Syabri I. Web-based Analytical Tools for the Exploration of Spatial Data[J]. Journal of Geographic System, 2004(6): 197-218
- [19] Anselin L. Local Indicators of Spatial Association—LISA[J]. Geographical Analysis, 1995, 27(2): 93-115

第一作者简介: 张旭, 博士生, 主要从事智能空间分析、空间信息共享与服务研究。

E-mail: to_xuzhang@126.com

Spatial-temporal Pattern Analysis and Spatial Disparity Research on Provincial Total Fertility Rate in China

ZHANG Xu¹ ZHU Xinyan¹ BAO Shuming²

(1 State Key Laboratory of Information Engineering in Surveying, Mapping and Remote Sensing,
Wuhan University, 129 Luoyu Road, Wuhan 430079, China)

(2 School of Business, East China University of Science and Technology, 130 Meilong Road, Shanghai 200237, China)

Abstract: Global spatial autocorrelation and local spatial association were applied in provincial fertility disparity research during low fertility period in 1990s, to reveal spatial-temporal pattern of fertility distribution. The results indicate that provincial fertility level in China has statistically significant positive spatial autocorrelation with up-rising temporal trend. Meanwhile, Xizang and Guizhou, these two regions of potential extreme high fertility rate have great contribution to the global Moran's I. Moreover, the divide of the east and the west still exists, specifically regions with significant high-high cluster pattern stably shrink to the north-west and the south-west, which shows these regions have little disparity with Sichuan region of low-high spatial outlier pattern; while regions with low-low cluster pattern spread from the north to the central, which suggests that they have much disparity with only Jilin, Beijing-Tianjin and Jiangsu as significant regions.

Key words: total fertility rate; spatial autocorrelation; spatial pattern; regional disparity