

# 基于空间滞后模型的区域经济发展影响因素分析

王晓玲<sup>1 2</sup>

(1. 山西大同大学数学与计算机科学学院, 山西大同 037009 ; 2. 天津财经大学统计系, 天津 300222)

**摘 要 :**以山西省 107 个县域为基本的研究单元。首先,利用泰尔指数分解了 2000 ~ 2010 年山西县域人均 GDP 的总体差异。结果显示:县域经济发展水平的总体差异处于不断增加的趋势,地市间发展水平的差异显著大于多数地市内部县域间的差异。其次,对山西县域经济发展的空间相关性进行了分析,并采用空间滞后模型进一步分析了导致山西县域经济发展在空间上存在巨大差异的深层原因,模型结果显示 城镇化进程、工业化程度、农民生活水平和政府财政支出水平是影响县域经济发展的重要因素。最后,给出相应的政策建议。

**关键词 :**泰尔指数;空间滞后模型;县域差异;空间相关

**中图分类号:** F207

**文献标识码:** A

近年来,省区内部县域之间的经济发展差异受到了社会和学界的广泛关注。县域在地理位置上相比大范围的省区来看更趋集中,县域经济差异虽然相对省区间的经济差异有所缩小<sup>[1]</sup>,但仍不容忽视。

山西省地处黄土高原煤炭储量 2010 年为 844 亿吨,占全国煤炭总储量的近三分之一。铜、硫、钴等稀有金属储量也居全国前列。但丰富的资源并没有成为带动经济发展的引擎,全省县域经济呈现出单一“畸重”的能源工业产业结构现状,2000 年山西省三次产业的产值比重为 11 : 50 : 39 ; 2010 年为 6 : 57 : 37 ,与 2000 年相比,“畸重”的能源工业产业结构情形依然十分突出,单一的产业结构致使经济发展方式粗放,社会经济发展水平相对较低。在县(市)层面,从经济总量看,产值最大的孝义市达 2 589 374 万元,而最小的永和县仅为 44 455 万元,相差 58 倍;从人均产值上看,最高的襄垣县为 74 631 元,而最低的石楼县仅为 4 832 元,相差 15 倍。可见,县域经济之间的差异是极其显著的。本文将通过定性与定量分析相结合的方法对山西县域经济的发展水平及其影响因素予以分析。

## 1 数据说明及研究方法

### 1.1 数据处理及来源

本文的时间序列研究区间为 2000 ~ 2010 年,研究对象为山西省 11 个地级市所辖的 119 个县(市)。考虑到数据的完整性,我们将地级市的各市辖

区合并为市区,最终得到 107 个县(市)。数据主要来源于相应年份的《山西统计年鉴》及《中国城市统计年鉴》。

### 1.2 研究方法

#### (1) 泰尔指数

泰尔指数用来反映区域间的不均衡程度。已成为衡量区域差异的一个重要指标,其优点是可以进行层层分解,能够分别测度区域内差异及区域间差异,以反映差异的构成和原因。计算公式为:

$$T_p = \sum_i \sum_j \left( \frac{Y_{ij}}{Y} \right) \ln \left( \frac{Y_{ij} / Y}{P_{ij} / P} \right) = \sum_i \left( \frac{Y_i}{Y} \right) T_{ij} + T_{BR} = T_{WR} + T_{BR}, \quad (1)$$

其中,  $T_{pj} = \sum_j \left( \frac{Y_{ij}}{Y_i} \right) \ln \left( \frac{Y_{ij} / Y_i}{P_{ij} / P_i} \right)$ ,

$$T_{BR} = \sum_i \left( \frac{Y_i}{Y} \right) \ln \left( \frac{Y_i / Y}{P_i / P} \right),$$

$T_{WR}$  和  $T_{BR}$  分别表示区域内差异和区域间差异; $Y_{ij}$  为  $i$  地区  $j$  县域的人均 GDP,  $P_{ij}$  为  $i$  地区  $j$  县域的人口数。

#### (2) 全局空间自相关指数

经济现象在空间上错综复杂,某些经济变量存在空间相关性。因此,一般经济问题的分析也应重视经济变量之间的空间联系<sup>[2]</sup>。全局空间自相关指数用来从整体上反映研究区域的空间关联和空间差异程度,即指出区域观测值的分布是集聚、分散还

是随机分布。其计算公式为:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}(x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (2)$$

其中,  $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$ ,  $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$ , 式中的  $x_i$  为区域  $i$  的观测值;  $w_{ij}$  为二进制邻接矩阵中的元素。

Moran's  $I$  的检验统计量为:  $Z(I) = \frac{I - E(I)}{\sqrt{Var(I)}}$ , 其中,

$E(I)$  为理论数学期望,  $Var(I)$  理论方差。给定显著水平时, 如果 Moran's  $I$  的正态统计量的  $Z$  值大于正态分布函数在 0.05(0.01)水平下的临界值 1.65(1.96), 表明观测值在空间分布上具有明显的正相关关系, 代表区域的类似特征值出现集群趋势。若 Moran's  $I$  显著为负, 表明观测值在空间分布上具有负相关关系, 则区域的观测值存在显著的空间差异; 若 Moran's  $I$  接近理论均值, 说明区域的观测值相互独立, 在空间上呈随机分布。

### (3) 空间滞后模型和空间误差模型

空间滞后模型和空间误差模型用于研究存在空间交互效应的变量之间的关系。一般而言, 地区之间的经济行为都或多或少地存在一定程度的交互效应, 这种空间交互效应就是所谓的空间依赖或空间相关。空间相关一般来源于两个方面, 一是地区之间日益密切的经济往来使得相邻地区的经济存在显著的外溢效应; 二是邻近地区的误差冲击对本地区的观测值产生影响。因此, 实际中某一个地区的观测值会表现出与其它地区的观测值相关, 如果忽略变量之间的这种空间相关性仍采用普通回归模型来分析变量之间的关系, 会导致模型估计错误, 歪曲经济变量之间的影响关系<sup>[3-4]</sup>。因此, 在建立模型时, 要将地区间的交互关系引入模型, 即通过空间权重矩阵来对基本的线性模型进行修正。空间相关性主要体现在模型中因变量的滞后项和误差项上, 故存在两种形式的空间模型: 空间滞后模型和空间误差模型。

空间滞后模型的基本形式是:

$$y = \rho W y + x\beta + \varepsilon \quad (3)$$

其中:  $y$  为因变量,  $x$  为自变量,  $\rho$  为空间回归系数,  $W$  是元素为 0 和 1 的空间权重矩阵,  $W y$  是空间滞后因变量,  $\beta$  为待估参数,  $\varepsilon$  为随机误差, 且  $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$ 。该模型主要探讨各变量在一个地区是否有外溢效应。

空间误差模型的基本形式是:

$$y = x\beta + \varepsilon, \varepsilon = \lambda W \varepsilon + \mu \quad (4)$$

其中:  $y$  为因变量,  $x$  为自变量,  $\beta$  为待估系数,  $\varepsilon$  为随机误差,  $\lambda$  为空间误差系数, 测度存在于误差项之中的空间依赖作用, 即衡量邻近地区关于因变量的误差冲击对本地区观察值的影响,  $\mu$  为白噪声, 且  $\mu \sim N(0, \sigma^2 I_n)$ 。

对于模型的选择, 通常采用的做法是, 首先在不考虑空间相关性影响的情形下, 采用最小二乘法来估计受约束模型, 然后在此基础上进行空间相关性检验。检验统计量为两个拉格朗日乘数 LMerr、LMlag 及其稳健的 R-LMerr、R-LMlag 统计量。Anselin(1995)给出了相应的判断标准: 如果 LMlag 较 LMerr 在统计上更显著, 而且稳健的 R-LMlag 显著而稳健的 R-LMerr 不显著, 则合适的模型形式是空间滞后模型; 反之, 如果 LMerr 较 LMlag 在统计上显著, 而 R-LMerr 显著而 R-LMlag 不显著, 则空间误差模型是比较合适的模型。

## 2 泰尔指数分解

利用公式(1)对 2000 ~ 2010 年山西县域经济发展总差异进行分解, 既可以得到各地市之间的差异, 也可以得到各地市内部即县域之间的差异。分解结果见图 1 和表 1。

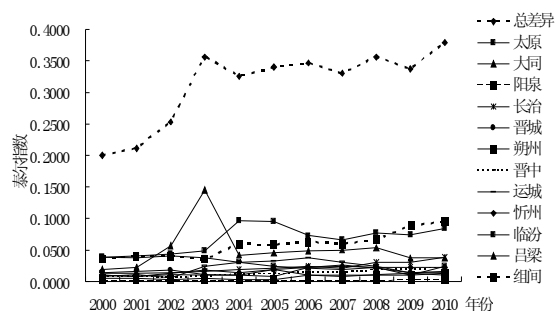


图1 泰尔指数分解趋势图

可以看出, 2000 ~ 2003 年间山西县域经济发展的总差异在波动中表现出持续增加态势。从县域间差异看, 2000 ~ 2010 年各县域间差异同样在波动中稳步上升, 但波动的幅度明显小于县域总差异的波动。从县域内的差异来看, 11 个地市中吕梁市和临汾市的变化较大, 吕梁市在 2003 年所辖县域内部差异达到 0.145 1, 最终导致县域总差异在 2003 年表现极高; 临汾市在 2004 年和 2005 年的县域内部差异较大, 其余年

份变化比较平稳；除这两个地市之外，其余地市的县域经济水平差异变化幅度较相近。整体来看，山西省县域经济发展水平差异较大，并处于不断增加的趋势。

表 1 泰尔指数及其分解

年份	总差异	组内差异											组间
		太原	大同	阳泉	长治	晋城	朔州	晋中	运城	忻州	临汾	吕梁	
2000	0.200 3	0.038 2	0.009 5	0.000 4	0.012 6	0.015 2	0.005 0	0.007 7	0.007 8	0.009 9	0.038 4	0.019 4	0.036 1
2001	0.210 9	0.037 6	0.007 9	0.000 5	0.012 6	0.016 5	0.004 5	0.008 0	0.011 1	0.008 4	0.040 5	0.023 0	0.040 3
2002	0.253 9	0.040 1	0.011 1	0.000 4	0.014 1	0.017 3	0.003 7	0.006 7	0.006 5	0.012 7	0.044 1	0.057 2	0.040 1
2003	.0356 1	0.037 2	0.009 7	0.000 4	0.015 9	0.011 5	0.004 5	0.007 6	0.024 5	0.017 3	0.047 6	0.145 1	0.034 9
2004	0.325 7	0.030 3	0.009 6	0.000 0	0.019 0	0.009 1	0.002 6	0.011 4	0.030 8	0.014 8	0.096 7	0.041 7	0.059 5
2005	0.339 8	0.024 6	0.008 7	0.000 1	0.020 3	0.018 8	0.004 0	0.013 4	0.031 7	0.019 7	0.095 3	0.045 3	0.057 9
2006	0.346 3	0.021 6	0.022 0	0.000 2	0.024 3	0.010 1	0.010 2	0.013 7	0.036 8	0.022 5	0.072 7	0.049 2	0.063 0
2007	0.330 5	0.018 7	0.025 8	0.000 4	0.021 7	0.008 6	0.009 2	0.014 3	0.031 2	0.024 4	0.065 8	0.050 5	0.060 0
2008	0.357 2	0.022 9	0.021 4	0.000 7	0.030 0	0.010 8	0.009 6	0.017 0	0.023 9	0.023 3	0.078 1	0.053 4	0.066 2
2009	0.336 7	0.009 5	0.014 9	0.000 9	0.030 9	0.012 7	0.009 8	0.019 2	0.015 1	0.023 2	0.074 5	0.037 3	0.088 8
2010	0.378 3	0.024 7	0.016 8	0.001 9	0.039 0	0.009 7	0.012 3	0.020 7	0.014 3	0.023 2	0.083 6	0.037 0	0.095 1

3 县域经济发展的空间分析

3.1 全局空间自相关分析

运用空间自相关指数对 2010 年山西县域经济的发展水平进行空间自相关分析。利用 Geoda 软件计算得到2010 年山西县域人均 GDP 的全局 Moran's I 估计值为 0.211 6，检验的 Z 值为 3.634 9，在5%的显著性水平上通过了检验，说明山西县域整体经济发展水平的空间正相关(高-高或低-低)特征比较显著。

3.2 空间滞后模型的建立和检验

县域经济发展的全局空间自相关指数表明，山西县域经济发展存在着一定程度的空间正相关。这种空间格局受哪些因素的影响，以下我们通过空间计量模型来进行分析和解释。

(1) 变量选取。影响县域经济发展的因素是纷繁复杂的，我们依据经济理论选取了以下指标。县域人均 GDP (亿元)，用 pergdp 表示；人力资本(stulabor)采用每千人中学生人数来衡量；固定资产投资(estat)采用各县域人均固定资产投资(元)衡量；人均财政支出(expen)用来表示地方政府对经济发展的推动能力；工业化程度(indust)采用各县域的第二、三产业产值占 GDP 的比重来衡量；城镇化水平(city)是推动县域经济集聚的重要因素，用非农人口占总人口的比重来表示；农民生活(income)是体现县域人民生活水平的重要因素，用农民人均纯收入

来衡量。

(2) 模型设定检验。首先，在不考虑空间相关性的情形下，以人均 GDP 为因变量，其余变量为自变量，采用最小二乘法估计受约束模型(所有变量经对数变换)(见表 3 的模型 1)，然后在此基础上进行空间相关性检验，检验结果见表 2。

由普通 OLS 估计结果可知，模型中某些变量的系数不显著，而且 stulabor 变量的符号与实际意义不符。Moran's I 检验值为 4.520 9，伴随概率为 0.000 006，说明模型存在高度的空间自相关，因而会导致 OLS 估计结果偏差。由两个拉格朗日乘数检验可以看到，LMlag 较 LMerr 在统计上显著，而且稳健的 R-LMlag 较 R-LMerr 显著。因此，选择空间滞后模型形式。

表 2 空间相关性检验

检验统计量	统计值	P 值
Moran's I	4.520 9	0.000 006
LMlag	20.382 9	0.000 006
R-LMlag	2.972 6	0.084 690
LMerr	17.717 9	0.000 026
R-LMerr	0.307 5	0.579 208

(3) 模型估计与解释。将模型 1 中不显著的自变量剔除掉，再估计空间滞后模型，估计结果见表 3 的模型 2。由估计结果知，考虑了空间相关性的空间滞后模型的滞后项在 1%的水平上高度显著，

其余各变量系数在 10%的水平上都比较显著，并且拟合优度有所提升，对数似然函数值 LogL 有所增大，同时，赤池信息准则 AIC 和施瓦茨准则 SC 都有所降低，综合来看，空间滞后模型的拟合效果较好。

模型结果显示，空间滞后因变量的系数为 0.507 02，高度显著，表明空间溢出效应对县域经济发展产生了显著的影响。进入模型的人均政府财政支出、工业化程度、城镇化进程和农民生活水平这四个变量是影响县域经济差异的重要因素。城镇化水平出现了负向的影响，这与传统的经济增长理论相悖，但这也从一个侧面表明，城镇化在推进过程中不能盲目无序进行，某些地区的自然禀赋条件好，适合快速推进城镇化，而禀赋条件较差的县域并不适宜推进城镇化。因此，城镇化必须是在空间上有序推进的基础上才能最大限度地推动县域经济发展，否则适得其反。政府财政支出可以极大地促进县域公共基础设施的建设和缩小县域之间基本公共服务水平的差距，必然是影响县域经济差异的一个关键因素。工业化进程代表了现代工业和服务业是否发达，这在一定程度上也加剧了县域之间的经济发展差异。农民生活水平的提高是影响县域经济发展差异的一个重要因素。以上我们利用 2010 年的样本数

据，得出了影响县域经济发展差异的一些主要因素，这并不是说其余的因素不重要，一般影响经济发展的因素是纷繁复杂的，仅仅是在我们研究的样本内，这些因素表现更突出。因此，县域经济发展规划的制定和地方政府扶持的着力点应更多地考虑这些影响程度较大的因素，以更加有序地推动县域经济发展，形成合理的空间发展格局，促进全省县域经济均衡、可持续发展。

### 4 结论

通过泰尔指数分解和空间滞后模型，分析了山西省县域经济的发展及其影响因素。结果显示：山西县域经济发展在时间和空间上都差异显著。城镇化进程、工业化程度、农民生活水平和政府财政支出水平是影响县域经济发展的重要因素。因此，地方政府在推进城镇化过程中要多方面考虑，避免盲目推进城镇化带来的负面影响。着力提高农业生产水平，以最大限度地增加农民的收入，提升农业的生活水平。政府财政支出是一项有力的宏观调控工具，应主要用于能提高县域经济发展的方面。在工业化过程中，充分利用县域的资源优势，努力将资源优势转化成经济优势，使资源在县域经济发展中起到引领经济发展的作用，进而支撑起山西经济的跨越式转型发展。

表 3 模型估计结果

变量	模型 1 OLS 回归模型			模型 2 空间滞后模型		
	估计系数	t 值	p 值	估计系数	t 值	p 值
W_lnpergdp				0.507 02***	4.895 97	0.000 00
Constant	7.351 11	3.608 13	0.000 48	2.206 31**	1.171 32	0.041 47
lncity	-0.254 38*	-2.087 22	0.079 55	-0.260 50*	-1.988 74	0.094 90
lnexpen	0.231 23	1.479 04	0.142 27	0.257 09**	2.011 53	0.044 27
lnincome	0.363 88***	0.140 47	0.011 08	0.301 41*	2.703 21	0.057 36
lnstulabor	-0.055 59	-0.234 27	0.815 25			
lnestat	-0.026 64	-0.189 45	0.850 13			
lnindust	0.257 53*	1.702 98	0.077 61	0.258 61*	1.782 69	0.075 43
R <sup>2</sup>	0.832 62			0.899 62		
LogL	-103.624			-94.733		
AIC	221.140			201.467		
SC	239.851			217.504		

注：\*，\*\*，\*\*\* 分别表示在 10%，5%，1%水平上显著。

### 参考文献

[1]武春光，于成学. 基于泰尔指数的我国区域差异多指标测度 [J]. 统计与决策，2008(18)：114 - 116.



[8]Wei E B ,Tian J W ,Song J B. Dielectric response of composites with graded cylindrical particles [J]. J Phys Condens Matter ,2003 , 15 :8907 – 8915.

[9]Chen X G ,Wei E B ,Song J B. Effective AC response of nonlinear spherical coated composites [J]. Theor Phys ,2004 ,41(5) :771 – 774.

[10]Wei E B ,Yang Z D ,Gu G Q. Effective ac response in weakly nonlinear composites [J]. Appl Phys ,2004 ,37(4) :107 – 111.

[11]Hao Yan–Hua ,Chen Xiao – Gang ,Hou Rui ,et al. Effective AC Response of Nonlinear Spherical Coated Composites[J]. Chin Phys B. 2010 ,19(6) :067202–1 – 067202–6.

[12]梁昆森. 数学物理方法 [M]. 北京：高等教育出版社，1988：273 – 362.

Potential in the Coated Nonlinear Cylindrical Composite

HAO Yan–hua ,ZHANG Ying ,QIAO Shi–dong

(School of Mathematics and Computer Science ,Shanxi Datong University ,Datong Shanxi ,037009)

**Abstract** : In this paper , the potential distributions in the coated nonlinear cylindrical composite is investigated under the action of an external AC electric field  $E = E_1\sin\omega t + E_2\sin3\omega t + E_3\sin5\omega t$  by using the perturbation method. The constitutive relation between current density  $J$  and electric field  $E$  in the inclusion and host regions is  $J^a = \sigma_a E + \chi_a |E|^2 E$ .

**Key words** : nonlinear composites ; the perturbation method ; AC electric field ; the potential distributions ; a dilute limit  
〔责任编辑 李海〕

=====

(上接第 9 页)

[2]Luc Anselin. The local indicators of spatial association–LISA [J]. Geographical Analysis ,1995 ,27(2) :93 – 115.

[3]陈彦光. 基于 Moran 统计量的空间自相关理论发展和方法改进 [J]. 地理研究 ,2009 ,28(6) :1450 – 1463.

[4]杨春,陆文聪. 基于空间计量经济模型的县域粮食生产区域格局研究 [J]. 农业技术经济 ,2010(5) :24 – 29.

Analysis on Influencing Factors of Shanxi County–level Economic Development  
based on the Spatial Lag Model

WANG Xiao–ling<sup>1 2</sup>

(1. School of mathematics and computer science ,Shanxi Datong University ,Datong Shanxi ,037009 ;  
2. Department of Statistics ,Tianjin University of Finance and Economics ,Tianjin ,300222)

**Abstract** : This study is based on the 107 counties of Shanxi province. Firstly , we use the Theil index to decompose the per capita GDP of eleven cities covering the year of 2000–2010. The results show that Shanxi county economy development level is low and the county economy development disparities appear increasing tendency. Secondly , we further analyze the spatial correlation and construct the spatial lag model to explore the influence factors that result in the tremendous disparities within Shanxi counties. From the model we find that the process of urbanization , industrialization , the living standards of farmers and the government expenditure level is mainly the important factors which affect the development of county economy. At last , some relative suggestions are put forward.

**Key words** : Theil index ; spatial lag model ; county disparity ; spatial correlation  
〔责任编辑 高海〕