

山东省县域经济空间格局演进及其动态影响机制

白全民 徐立平 裘著燕

(山东省科技发展战略研究所, 山东 济南 250014)

[摘要] 以县域为研究尺度,利用空间计量经济分析方法,对山东省县域经济空间格局演变及动态影响机制进行实证研究。结果表明:山东省县域经济空间自相关指数呈“U”型走势,与县域间差异存在显著负相关关系;以黄河南岸经济带和“青烟威”半岛经济区为核心的两大增长极已形成,受其集聚效应影响,其他地区变化并不明显;初始水平、经济外向程度、行政地位等对县域发展的作用在弱化,而投资、工业企业发展水平等因素仍发挥着重要作用。

[关键词] 县域经济;空间格局;空间计量;动态演进;影响机制

[中图分类号]F207 **[文献标识码]**A **[文章编号]**2095-3410(2013)03-0143-06

一、引言

县域在山东省社会经济发展中具有极其重要的战略地位。据统计,2011年山东省80%以上的人口、89.7%的地区生产总值以及61%的财政收入在县域,且有26个县(市、区)进入全国县域经济百强县行列,位居全国第二位。但是,山东省县域发展不均衡、“强县不强、弱县较弱”等现象仍较明显,成为山东省由经济大省向强省转变的重要制约因素。按照经济发展一般规律,经济活动的空间格局不均衡是区域经济发展过程中的一种必然现象,而科学分析区域差异及其动态特征,研究区域发展格局演进机制及其影响因素,是推进区域经济协调发展科学决策的重要前提。

区域经济空间格局研究是地理学关注的焦点之一,也是现代区域经济学研究的主要方向之一,且围绕该问题展开研究的成果也比较丰富。根据靳诚等(2012)^[1]、王鑫磊等(2012)^[2]的研究,将这些研究成果按研究尺度的不同划分为四类,即:三大地带、省域、地市以及县域。目前,将研究尺度转向县域的中微观层面的趋势比较明显,其中:吴玉鸣(2007)利用我国2000年县域截面数据,采用空间计

量模型,对我国县域增长集聚、差异以及影响因素进行了研究^[3];彭宝玉等(2007)采用因子分析及GIS技术,对河南县域经济的整体实力进行了综合评价和空间差异分析^[4];徐敏等(2010)以2000-2007年江苏省县域人均GDP为指标,定量研究了其发展差异的空间格局动态演化趋势^[5];王赵海(2011)在对中部6省县域经济增长差异及趋同情况进行研究过程中,利用1995、1999、2008年三年的截面数据进行了中部地区空间格局演进分析^[6];靳诚等(2012)利用ESDA相关分析方法,对1978年以来4个时间断面的长江三角洲地区县域经济格局在空间上的变化状况进行了分析,并归结为4方面原因。

已有研究成果的特征及问题主要包括以下两方面:一是有的只是利用截面数据进行了静态分析;二是虽然有的利用时间序列数据进行了动态演化分析,但并未研究影响因素,或者只是定性地对影响因素进行了归纳。并且,每个省县域经济发展都有自身的规律性,根据丹尼·罗德里克(Dani Rodrik, 2009)研究结论,有效的制度结果不一定来自唯一的制度设计,哪种制度能够行之有效,取决于当地、当时的约束条件和各种机遇^[7]。本文将利用空间计量技

[基金项目] 本文是山东省软科学重大招标项目“山东省市县科技进步综合考核指标研究”(项目编号:2012RZC0100)的阶段性成果。

[作者简介] 白全民(1983-),男,山东聊城人,山东省科技发展战略研究所副研究员,博士。主要研究方向:县域经济。

术,以人均 GDP 为研究指标,对山东省县域 1987、2000 - 2010 年的县域经济空间格局演进趋势及其影响因素的动态影响机制进行实证分析,以期得出代表山东特点的结论,从而能更好地指导山东省县域经济协调发展。

二、计量模型及数据来源

空间统计学一般使用空间自相关指数 (Moran'I) 来分析区域空间关联特征,并且用局部空间自相关来表征具体空间格局,空间相关性表现出来的空间效应则可用空间滞后模型和空间误差模型来计量(周文兴等,2012)^[8]。

1. 空间自相关指数 (Moran'I) 及局部空间自相关

Moran'I 定义如下:

$$\text{Moran's } I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}}$$

其中: $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$, $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$, Y_i 表示第 i 个地区的观测值 (本文即为人均 GDP), n 为地区总数, w_{ij} 为二进制的邻接空间权重矩阵。

Moran'I 取值范围是 (-1, 1), 为全局自相关检验,能有效检测由于空间相关性引起的空间差异。局部空间自相关分析方法主要包括 Moran'I 散点图和 Getis - Ord G_i^* 统计量等。前者是通过散点图形式,定量每个地区与其周边地区经济间的相互关系;而后者则采用定量的方法分析这些关联的具体程度,用于识别不同空间位置上的高值簇与低值簇,并显示出经济热点区 (hot spots) 和冷点区 (cold spots) 的空间分布^[9],本文采用此种方法。

2. 影响机制模型设定及指标选择

首先根据新经济增长理论构建一般的时间序列模型,并且根据已有研究成果及县域特征^{[10][11]} 选择适当的指标作为自变量,来实证考察不同因素对县域经济发展的非空间影响效应。具体模型及指标如下:

$$\ln Y = \beta_0 + \beta_1 \ln L + \beta_2 \ln I + \beta_3 G + \beta_4 F + \beta_5 \ln E + \beta_6 \ln S + \beta_7 D + \mu$$

其中,被解释变量 Y 为人均 GDP。解释变量: L

为劳动力指标,本文利用劳动力总量除以人口总数来代替,这样一是可以反映地区劳动力 / 人口结构,二是可以反映地区劳动力集聚情况; I 为人均规模以上固定资产投资完成额^①; G 为人均规模以上工业企业总产值; F 为人均财政支出; E 为人均出口额,按 2010 年人民币对美元 6.6、2003 年为 8.28 的平均汇率进行折算; S 为 1987 年人均工农业总产值,由于当时工业乡镇企业是统计在农业产值中的,因此用工农业总产值代替当时的工业发展水平;由于市辖区、县级市与一般的以农村人口占多数的县不完全相同,故本文设定一个虚拟变量 D ,如果该地区为市辖区或县级市,则取值为 1,否则为 0。

考虑到空间相关性的作用,我们需要将空间因素放入到线性回归模型中。根据模型设定时对空间的体现方式不同,空间计量模型主要有两种:空间滞后模型 (SLM) 和空间误差模型 (SEM)。模型具体如下:

空间滞后模型 (SLM) 主要探讨各变量在一地区是否存在扩散作用,其表达式为:

$$y = \rho W y + X \beta + \varepsilon$$

空间误差模型 (SEM) 反映的是模型的误差项在空间上的相关关系,其表达式为:

$$y = X \beta + \varepsilon$$

$$\varepsilon = \lambda W \varepsilon + \mu$$

其中, y 为因变量, X 为 $N * K$ 的外生解释变量矩阵, W 为空间权重矩阵, $W y$ 为空间滞后变量, ρ 为空间回归系数, ε 为随机误差向量, λ 为 $n * 1$ 的截面因变量向量的空间误差系数, μ 为正态分布的随机误差向量。

对上述两种模型如果仍采用最小二乘法 (OLS) 进行估计,系数估计值会有偏或者无效,需要通过极大似然估计或广义最小二乘估计等方法进行估计。根据 Anselin (1988) 的建议,本文采用极大似然法来估计 SLM 和 SEM 的参数。

3. 数据来源

截至目前,山东省共有 140 个县级单位,其中市辖区有 49 个,县级市 32 个,本文将各市的辖区统一合并成 17 个市辖区^②,另外长清区仍划为县^③,这样最终得到的县域单元为 109 个,这样分析样本就全部涵盖了山东整个县域范围。

本文数据来自1988年《山东年鉴》、2000-2010年《山东统计年鉴》、2001-2011年《中国县(市)社会经济统计年鉴》等。计量方法是先将数据利用ArcGis10.0以可识别的shape文件格式存储,建立空间和统计数据库,然后运用ArcGis、GeoDa等软件计算指数及对建立的空间计量模型进行实证分析。

三、空间计量结果分析

1. 县域空间关联有效保证区域经济收敛

利用GeoDA计算出山东省县域12个年份的人均GDP空间自相关系数(如图1所示),从中可以看出,山东省县域全局空间自相关系数呈现先降后升的“U”发展态势,且全部为正值。这表明,山东省县域“高高”、“低低”格局比较明显,县域间的经济关联性越来越强,且近年来极化现象有加强的趋势。

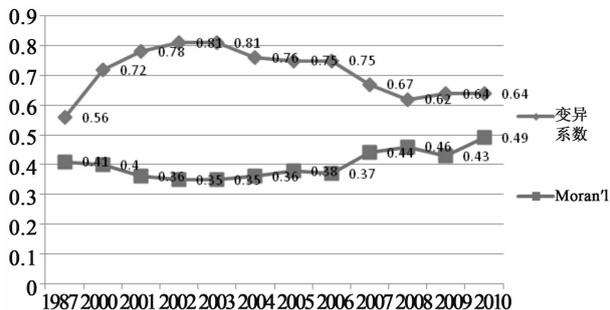


图1 山东省县域经济差异变化趋势图

空间自相关指数为正代表相邻地区的类似特征值出现集群(Cluster)趋势,指数值越大,代表临近地区的空间依赖性越强。根据波特(Michael E. Porter)的理论,集群具有扩散、协同等效应,这将会使区域内地区间的经济联系加大,区域经济增长差距将出现收敛趋势;反之,则差距拉大^[12]。但这只适用于有一个“中心-外围”结构的情况,不能据此就确定全省域内的情况,因为有三种情况可以使指数变大^[13]:一是所有经济中心与周边地区发展差距缩小;二是某些地区发展速度加快,形成了新的增长中心,改变了原有的中心-外围格局;三是原有的贫困落后地区与经济发展较好的地区的经济差距没有缩小反而扩大,分别形成了贫困地带和富裕地带的“贫”、“富”两个空间俱乐部。为此,我们需要进一步确定县域间经济差异与空间自相关之间的关系。利用变异系数代表经济差异水平,从图1中可以发现,1987、2000-2010年,山东省县域经济的差异程度呈威廉姆森“倒

U型”态势发展,2002和2003年达到最大值的0.81,之后则出现不断降低的趋势^④。通过测算,两者相关系数达到-0.81,如果扣除1987年数据,则相关系数更是高达-0.95,因此两者存在明显的负相关关系。由此可知,县域间经济的正向空间关联性确实起到了缩小区域间差距的作用,但要确定具体空间格局的演变还需要局部空间自相关的分析结论。

2. 县域经济空间格局演进特征明显

采用Quantile分位法对各地级单元的局部 G_i^* 统计值由高到低分为4种,并定义为热点区、次热点区、次冷点区、冷点区,生成山东省县域经济空间格局的热点图,受篇幅限制,本文只选取1987、2000、2003(该年空间自相关系数最低)以及2010年四年的经济热点分布图(图2)。由分布图可知,1987-2010年山东省县域经济热点区和冷点区确实发生了较为明显的变化,具体来说:1987年的热点区主要集中在以青岛、烟台、威海、潍坊部分县市为主的半岛区域,还有就是传统工业城市淄博周边以及德州周边地区,并且三个热点区及周边的次热点区连接成“一”字型横贯山东省的整个区域,以资源型为主要特征的枣庄、滕州、济宁、邹城、兖州、曲阜次热点区也已形成;2000年和2003年格局相似,德州市周边热点区消失,淄博市周边热点区稍微扩大,潍坊市部分县市热点区消失,邹城市在原次热点区中演化为热点区;2010年特征更加明显,黄河南岸经济带的热点区域特征形成,“青烟威”半岛经济圈更向沿海县市区集中,非沿海区域则演化为次热点区。

另外需要注意的是,在冷点区及次冷点区中,除了传统的菏泽、聊城、临沂等长期为落后地区外,受黄河南岸经济带和“青烟威”半岛经济区两个增长极集聚效应的影响,使处于这两个地区中间的潍坊市大量资源外流,导致该地区逐渐从热点区演变为次热点区,甚至还有进一步演化为次冷点区和冷点区的趋势,值得引起注意。

3. 影响因素动态分析

为了研究不同因素在不同时期对县域经济发展的影响效应,我们选取2003、2010年两年的截面数据进行计量检验,来动态分析影响因素的影响机制变化。通过第一部分的检验,由于县域间存在空间自相关关系,因此需要利用空间计量模型进行实证

分析,但为了进行效果比较,本文也给出了用普通最

小二乘法(OLS)估计的结果(表1)。

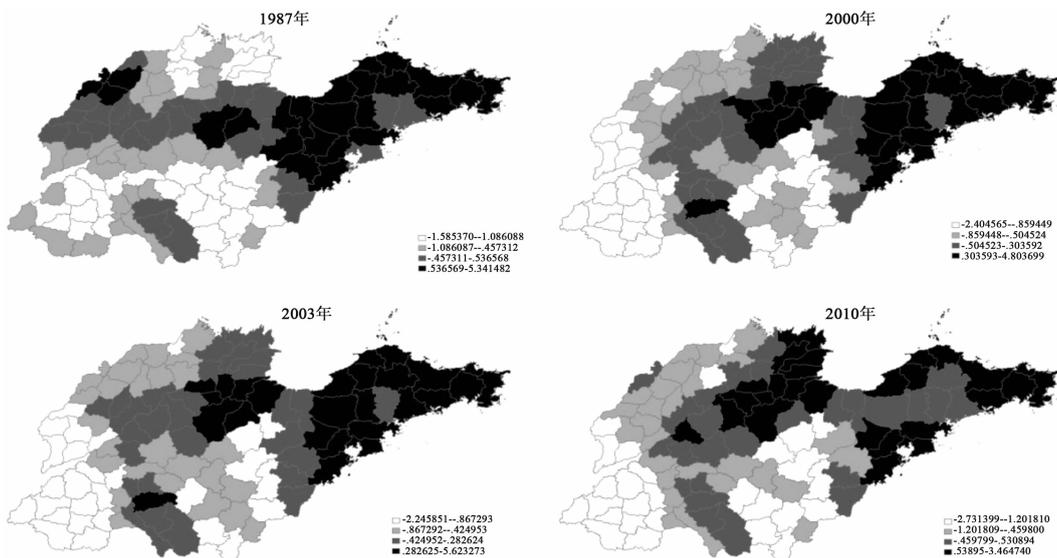


图2 山东省县域经济热点区演变图(1987,2000,2003,2010)

表1 2003、2010年县域经济发展影响因素的OLS估计

自变量	2003年			2010年		
	系数	T统计量	P	系数	T统计量	P
C	2.5675	6.0828	0.0000	0.7349	1.7728	0.0792
L	0.7838	5.0136	0.0000	0.1285	1.2235	0.2239
I	-	-	-	0.4065	8.3471	0.0000
G	0.1332	3.3093	0.0013	0.1351	3.5843	0.0005
F	0.7568	8.611	0.0000	0.4395	7.0922	0.0000
E	-0.0043	-0.2068	0.8365	-0.0059	-0.3174	0.7515
S	0.1621	2.4777	0.0148	0.1167	2.3051	0.0232
D	0.1183	2.0889	0.0392	0.0397	0.8767	0.3827
R ²	0.8582	-	-	0.9263	-	-
F	102.897	-	0.0000	181.379	-	0.0000
统计检验	自由度 DF	统计值	P	自由度 DF	统计值	P
Jarque - Bera	2	8.9708	0.0113	2	43.5234	0.0000
Breusch - Pagan	6	22.4	0.001	7	156.1367	0.0000
Koenker - Bassett	6	14.8696	0.0213	7	61.4375	0.0000
Moran' I	0.0357	0.9021	0.3669	0.1059	2.3426	0.0191
LMLAG	1	0.1816	0.6699	1	22.0109	0.0000
R - LMLAG	1	0.1091	0.7411	1	24.5425	0.0000
LMERR	1	0.2739	0.6007	1	2.8718	0.0901
R - LMERR	1	0.2014	0.6535	1	5.4034	0.02

从表1可以看出,2003年和2010年的OLS估计拟合优度分别达到85.82%和92.63%,模型整体上显著且误差项为正态分布,异方差检验显示,异方差已经不再存在。从参数的估计结果来看,2003年人均出口额(E)未通过5%水平以下的显著性检

验,其他则通过了显著性检验;2010年则人居规模以上固定投资额(I)、人均规模以上工业企业总产值(G)、人均财政支出(F)及初始变量(S)通过了显著性检验,其他四个指标未通过检验。这一结果可能与OLS估计没有考虑空间效应有关,需要将空间

效应考虑进来,作进一步检验确定。

结果还显示,2010年的 Moran' I 指数的 P 值为 0.0191,通过 5% 水平的显著性检验,表明经典 OLS 回归误差的空间依赖性确实存在,因此非常有必要进行空间计量分析;2003 年没通过显著性检验,但为了进行比较,本部分也对其进行了空间计量分析。根据两个拉格朗日乘数的检验结果,可以判定,适合

的模型是空间滞后模型(SLM),结果如表 2 所示。

由表 2 可知,2010 年空间滞后模型的拟合优度达到 94.15%,虽然 2003 年没有通过 Moran' I 检验,但是其拟合优度也比 OLS 估计效果稍好,证明考虑了空间效应后,用极大似然估计的模型有效地将空间相关和空间误差消除。

表 2 2003、2010 年县域经济发展影响因素的 SLM 估计

自变量	2003 年			2010 年		
	系数	T 统计量	P	系数	T 统计量	P
Wy	0.0114	0.4362	0.6627	-0.0905	-5.296	0.0000
C	2.3979	4.27	0.00002	2.0221	4.6696	0.0000
L	0.7649	4.919	0.0000	0.2273	2.4793	0.0132
I	-	-	-	0.4112	9.8438	0.0000
G	0.1218	2.6074	0.0091	0.2305	6.2248	0.0000
F	0.7747	8.1885	0.0000	0.3143	5.4082	0.0000
E	-0.004	-0.2013	0.8404	0.0009	0.0551	0.9561
S	0.1681	2.6053	0.0092	0.0467	1.0268	0.3045
D	0.1151	2.0875	0.0368	0.0915	2.2904	0.022
R ²	0.8584	-	-	0.9415	-	-
统计检验	自由度 DF	统计值	P	自由度 DF	统计值	P
Breusch - Pagan	6	21.275	0.0016	7	17.5922	0.014
LIK	1	0.1858	0.6664	1	24.9266	0.0000

从参数的估计结果来看,2010 年在 1% 水平下显著,表明县域间经济增长差异的空间依赖性差异显著,空间依赖性在一定程度上决定县域经济增长的作用。但为 -0.0905 则和我们的预期不太相符,表明本县人均 GDP 上升 1%,临近县域则下降 0.09905%,这说明县域之间不存在扩散效应,而是极化效应,这可能与近三年内县域差异稍微拉大有关。L 的系数下降较大,说明劳动力在县域经济增长中的作用在减弱;I 和 G 也都通过了检验,且 G 的系数与 2003 年比较变大了,说明目前阶段县域倡导的“大企业、大项目”招商引资模式仍发挥着重要作用;F 系数较大,但与 2003 年比也有所下降,说明经过多年的建设,目前山东省县域间的投资环境差异已经差异不大,影响经济增长的效应在减弱;E 在任何一个估计中都没有通过检验,说明经济的外向型水平并不是决定县域经济差距的主要因素,可能与县域经济外贸依存度不高有关;S 在 OLS 估计中通过了检验,且系数在下降,SLM 检验中 2003 年通过

检验,而 2010 年则不显著,说明经济发展的初始水平对经济增长的影响确实在减弱,根据新经济地理学理论,由于市场拥挤效应(Market Crowding Effect)以及政府产业政策的引导,会弱化初始优势地区的极化效应;D 通过了检验,说明行政地位及城市化水平的差距也是造成经济增长差异的一个因素,但这一因素影响效果并不大,且效应也在减弱,说明县级单元能动性比较强,其对经济发展资源的争取能力并不因行政地位的差异而过大。

四、结论及讨论

通过利用空间计量方法对山东省县域经济空间格局演进趋势及影响因素的动态影响机制进行了实证分析后,我们得出以下结论及建议:

1. 1987、2000 - 2010 年,山东省县域经济空间自相关指数呈“U”型走势,而全省县域变异系数则呈倒“U”走势,两者负相关指数高达 -0.81,这说明山东省县域间的空间关联性对缓解县域间发展差异效果明显。因此,一方面应该遵循经济规律,鼓励经

济中心区域对外围区域的辐射带动;另一方面则可以通过科学规划,进一步加强县域间的合作交流。

2. 经过多年的发展,目前山东省以黄河南岸经济带和“青烟威”半岛经济区为核心的两大增长极已经形成,且前者有不断扩大的趋势,而后者则极化现象越来越明显,热点区不断缩小到沿海区域。另外需要引起注意的是,由于潍坊市地处两个增长极之间,受其集聚效应的影响,致使大量资源流出该地区,导致该地区逐渐从热点区演变为次热点区,甚至还有进一步演化为次冷点区和冷点区的可能,这与山东省地区经济协调发展的需求不一致。

3. 从动态影响机制看,发展初始水平、经济外向型程度、行政地位及城市化水平对县域间差异的作用在弱化,且已不是主要因素。而投资、工业企业发展水平、财政支出等传统因素对县域经济发展仍起着更大的作用,这与目前县域采取的“引进大项目、依靠大投资”的现实发展策略的基本逻辑相符。但是根据林毅夫的新结构主义经济理论^[14],县域在未来发展工业化的招商引资过程中需要综合考虑本地资源特征,制定产业政策,培育和发展具有比较优势和较强竞争力的产业,以及提升本地企业的自生能力。

从计量结果还可以看出,常数项 C 的数值最大,说明在决定县域经济发展因素方面还需要进一步考虑由制度改进、科技进步等促成的整体效率的提升,因此,基于更小尺度、深入考察和量化各种驱动因素的作用,将是未来我们需要深入研究的方向。

【注】

①由于2003年统计年鉴中无该项数据,故2003年计量检验中无该指标。

②市辖区与其他县级行政区比较,显著的特点就是为城市主体的一部分,受地级市行政影响较大,因此本文将其合并为一体;受人口数量差异的影响,在计算合并后市辖区的人均GDP时,我们用所辖区的GDP总和除以人口总和的值进行代替。

③2001年撤县建区,为保持分析样本前后一致,故本部

分仍将其视作县。

④这与山东省从2003年开始实施区域协调发展战略有关,在县域相继出台了一系列加快经济协调发展的政策措施,比如“双30”工程。

参考文献:

- [1] 靳诚,陆麒麟. 1978年以来长江三角洲经济格局空间格局演变研究[J]. 人文地理,2012,(02):113-118.
- [2] 王鑫磊,陈斐,王海洋. 中部地区经济格局动态演变的空间分析[J]. 华东经济管理,2012,(07):39-43.
- [3] 吴玉鸣. 县域经济增长集聚与差异:空间计量经济实证分析[J]. 世界经济文汇,2007,(02):37-56.
- [4] 彭宝玉,覃成林. 河南县域经济实力评价及空间差异分析[J]. 地域研究与开发,2007,(02):45-49.
- [5] 徐敏,张树夫. 基于空间自相关模型的江苏省县域经济空间格局演变分析[J]. 工业技术经济,2010,(12):55-60.
- [6] 王赵海. 中部六省县域经济增长差异与趋同研究[D]. 河南大学,2011.
- [7] 丹尼·罗德里克著,张军扩、侯永志译. 相同的经济学,不同的政策处方——全球化、制度建设和经济增长[M]. 北京:中信出版社,2009:179-180.
- [8] 周文兴,林新朗. 基于空间计量的我国住房价格研究[J]. 统计决策,2012,(03):140-143.
- [9] 王洋,修春亮. 1990-2008年中国区域经济格局时空演变[J]. 地理科学进展,2011,(08):1037-1046.
- [10] 张军扩,侯永志. 中国区域政策与区域发展[M]. 北京:中国发展出版社,2010:316-322.
- [11] 温铁军. 解读苏南[M]. 苏州:苏州大学出版社,2011.
- [12] Michael E. Porter. Clusters and New Economics of Competition [J]. Harvard Business Review,1998,11.
- [13] 殷胜磊. 河南省县域经济增长差异的计量分析[D]. 河南大学,2011:42-43.
- [14] 林毅夫. 林毅夫自选集[M]. 太原:山西经济出版社,2010:118-162.

(责任编辑:刘 军)