

中国经济发展与城市建设用地关系实证

张炳信 (广东农工商职业技术学院, 广东广州 510507)

摘要 利用全国31个省、市、自治区面板数据对经济发展与城市用地之间的关系进行了检验,得到以下主要结论:①经济发展水平与城市用地序列均符合一阶单整过程;②经济发展与城市用地之间存在协整关系,协整方程表明人均GDP每增长10%,将拉动城市用地规模扩张4.94%;③长期内经济发展是城市用地扩张的Granger原因,反向关系则不成立,短期内经济发展与城市用地扩张互为Granger因果关系,二者的长期均衡关系仅能够调整城市用地的短期失衡,调整力度为33.83%。因此,政府应制定政策激励开发商、企业提高土地利用效率,严格控制城市增长边界,并对短期失衡进行调控。

关键词 经济发展;城市建设用地;面板协整;计量模型

中图分类号 S181.4;F301.24 **文献标识码** A **文章编号** 0517-6611(2014)12-3720-04

An Empirical Study on the Relationship between Economic Development and Urban Land

ZHANG Bing-xin (Guangdong AIB Polytechnic College, Guangzhou, Guangdong 510507)

Abstract To test the relationship between economic development and urban land, panel data of 31 provinces was used. The results showed there existed a long-term stable equilibrium between $\ln AGDP$ and $\ln LAND$. The cointegration equation proved that real GDP per capita increasing 10% would caused urban land expansion 4.94%. From the error correction model, economic development was granger cause of urban land expansion for a long time, but the reverse relationship was not proved. In short-term, economic development and urban land expansion were granger causes of each other. The equilibrium between economic development and urban land could not regulate the short-term imbalance of economic development, it had some inhibitory effect on short-term imbalance of urban land expansion. When imbalance took place, it would be adjusted by 33.83%.

Key words Economic development; Urban land; Panel cointegration; Econometric model

1980~2010年,我国国内生产总值年均增长率高达9.7%,城镇化率(以城镇人口占总人口比重测度)从19.39%提高到49.95%,城市用地面积从6720 km²增加到39758.4 km²,年均增长率6.1%。建设用地是土地利用的重要形态,是城市生产和生活的载体,其扩张为实现高速工业化和快速城市化提供资源和资本保障,从而能够促进经济增长,而经济的发展也将带动资源和劳动力的集聚,促进城市用地的进一步扩张,然其扩张带来一系列问题,如危及国家粮食安全,减少生物多样性等,因此研究经济发展与城市建设用地关系具有十分重要的意义。

关于城市建设用地与经济发展关系,理论界主要从2个视角开展研究:一是从土地对经济增长的贡献视角,理论可以追溯到以亚当·斯密和大卫·李嘉图为代表的古典经济学的“土地是财富之母”观点。国内有部分学者利用扩展的索洛模型进行检验,区域层面^[1-3]、全国层面^[4-6]的实证研究表明建设用地扩张确实促进我国经济发展,土地是重要的生产要素。二是从经济发展是建设用地扩张的重要驱动力视角。经济发展是建设用地扩张的驱动力普遍被理论界接受,实证方面,无论是城市维度,区域维度还是全国维度大多予以证实。司成兰等对南京市的研究^[7]、葛春叶等对重庆市的研究^[8]、吴大放等对珠海市的研究^[9]从城市层面支持上述结论。区域和全国维度,黄季焜等对建设用地扩张的区域差异研究表明中西部地区建设用地扩张加速主要因为随着经济增长,建设用地向平面扩张更快^[10]。陈春等认为在全国、东部、中部和西部4个空间维度,GDP对建设用地变化的驱动力最大^[11]。赵可等运用面板计量分析方法对城市建设用

地扩张驱动力的考察结果为经济发展、人口增长和产业结构调整是主要驱动力^[12]。叶浩等利用空间计量模型研究发现一个区域社会经济发展不仅驱动自身区域建设用地扩张,而且会带动邻近区域建设用地的增长^[13]。

上述研究取得重要进展,但仅考察经济发展与城市用地关系的一个方面,未将二者纳入同一系统进行考察,可能导致在对实证模型进行估计时,因忽略变量的内生性问题,使得估计结果有偏,一定程度上影响到结论的稳健性。笔者利用中国31个省、市、自治区(香港、澳门和台湾未纳入研究范围)1997~2011年数据考察经济发展与城市用地之间的相互影响。

1 模型设定、数据处理与研究方法

1.1 模型设定 研究建立以下实证模型:

$$\ln LAND_{it} = \alpha_i + \beta_i \ln AGDP_{it} + \delta_{it} \quad (1)$$

式中, $LAND_{it}$ 表示第*i*省、市、自治区(以下简称省份)第*t*年城市用地规模(单位:km²), $i=1,2,\dots,31;t=1997,1998,\dots,2011$; $AGDP_{it}$ 表示第*i*省份第*t*年人均实际GDP(元),由人均GDP(当年价)根据各省定基消费者价格指数(1996=100)平减,用以测度各省经济发展水平; β_i 表示各面板单位中的协整系数; α_i 表示各面板单位协整关系中存在不同的固定效应; δ_{it} 表示误差项。为尽可能消除异方差,研究对 $LAND_{it}$ 和 $AGDP_{it}$ 进行了对数化处理。

1.2 数据来源与处理 研究中各省份城市建设用地面积、消费者价格指数、人均地区生产总值等数据来源于《中国统计年鉴》。统计年鉴中部分省份缺失个别年度城市建设用地面积数据,取该省份前后2年平均值作为替代值,而上海市城市建设用地面积数据缺失较为严重,该研究利用最小二乘法,以城市建设用地面积为被解释变量,以时间为解释变量,对二者进行回归并对序列的自相关进行处理,在回归结果基础上测算出缺失年份数据的拟合值。统计年鉴中,西藏自治区

作者简介 张炳信(1981-),男,湖北阳新人,讲师,硕士,从事土地资源管理研究。

收稿日期 2014-03-03

2011 年城市建设用地面积数据比 2010 年减少 50% 以上,明显不符合实际,该研究选取建成区面积替代城市建设用地面积。

1.3 研究方法 研究重点考察城市建设用地与经济发展水平之间的长期均衡关系及短期动态关系,对二者的因果关系检验,主要采用了以下分析方法:首先,运用面板单位根检验方法检验 31 省份 1997 ~ 2011 年经济发展 ($\ln AGDP$) 与城市建设用地面积 ($\ln LAND$) 两面板的单整阶数;其次,若 $\ln AGDP$ 与 $\ln LAND$ 两面板同阶单整,则利用 Pedroni 检验、Kao 检验和 Johansen - Fisher 检验方法检验两面板之间是否存在协整关系,并对协整方程进行估计;最后,若 $\ln AGDP$ 面板与 $\ln LAND$ 面板之间存在协整关系,则建立经济发展水平与城市建设用地规模的面板误差修正方程,根据回归系数的显著性判定二者之间是否存在因果关系及因果关系方向。

2 结果与分析

2.1 面板单位根检验 在使用时间序列做回归时,首先要检验序列是否平稳,否则将一个非平稳的时间序列对另一个非平稳的时间序列进行回归可能导致“伪回归”,但若 2 个时间序列变量同阶单整,则可能存在协整关系,上述回归可能是有意义的。面板数据兼具截面数据和时间序列数据的特征,因此同样存在非平稳性问题。若要检验经济发展与城市建设用地之间是否存在协整关系,则必须首先对二个面板数据进行面板单位根检验。假定 $\ln AGDP$ 与 $\ln LAND$ 面板数据符合下面的 $AR(1)$ 过程:

$$y_{it} = \rho_i y_{it-1} + x'_{it} \delta_i + u_{it} \quad (2)$$

式中, y_{it} 为待检验面板数据,即 $\ln AGDP$ 面板或 $\ln LAND$ 面板;参数 ρ_i 为自回归系数; x_{it} 为模型中的外生变量,包括截面的固定效应、时间趋势; $i = 1, 2, \dots, N, N$ 为个体截面个数; $t = 1, 2, \dots, T, T$ 为第 i 截面的观测期; u_{it} 为随机误差项,假设其独立且同方差。对于式 (2),如果 $|\rho_i| < 1$,则序列 y_{it} 为(弱)平稳序列;如果 $|\rho_i| = 1$,则对应的序列 y_{it} 为非平稳序列。

面板数据单位根检验方法主要有: LLC 检验、Breitung 检验、Hadri 检验、IPS 检验、Fisher-ADF 检验和 Fisher-PP 检验,前三者为相同根情形下的单位根检验,后二者为不同根情形下的单位根检验方法。上述检验方法中,除 Hadri 检验原假设为面板序列平稳,其他检验方法的原假设都是面板序列非平稳。该研究利用 LLC 检验、Breitung 检验、IPS 检验和 Fisher-ADF 检验对 $\ln AGDP$ 和 $\ln LAND$ 2 个面板进行单位根检验,以判定面板数据的平稳性,结果见表 1。

由表 1 可以得到以下结论: $\ln AGDP$ 面板数据原始序列的 LLC 检验、Breitung 检验、IPS 检验、Fisher-ADF 检验结果均为非平稳,而其一阶差分序列则平稳,因此 $\ln AGDP \sim I(1)$ 。 $\ln LAND$ 面板原始序列平稳性检验结果存在分异, LLC 检验在 5% 显著性水平下可以拒绝原假定,接受备择假设,即各截面序列平稳, Breitung 检验、IPS 检验和 Fisher-ADF 检验则不能拒绝 $\ln LAND$ 面板非平稳假定。由于 IPS 检验和 Fisher-ADF 检验均假定面板数据中的各截面序列具有不同的单位根过程,我国 31 省份之间经济发展差距明显,建设用地规模的区域差异也十分悬殊,因此研究认为 $\ln LAND$ 原始序列非平稳,

其一阶差分序列在 1% 显著性水平下平稳。因此 $\ln LAND$ 面板数据也是一阶单整序列,即 $\ln LAND \sim I(1)$ 。

表 1 $\ln AGDP$ 与 $\ln LAND$ 单位根检验结果

变量	LLC 检验	Breitung 检验	IPS 检验	Fisher-ADF 检验
$\ln AGDP$	9.130 2 (1.000 0)	7.417 3 (1.000 0)	16.784 2 (1.000 0)	16.701 2 (1.000 0)
$\ln AGDP$	-7.471 6*** (0.000 0)	-3.538 8*** (0.000 2)	-3.302 4*** (0.000 5)	102.526 0*** (0.000 9)
$\ln LAND$	-1.709 9** (0.043 6)	1.036 5 (0.849 8)	5.136 6 (1.000 0)	26.522 7 (1.000 0)
$\ln LAND$	-15.020 9*** (0.000 0)	-5.350 5*** (0.000 0)	-13.221 9*** (0.000 0)	266.107 0*** (0.000 0)

注: Breitung 检验形式为面板带有截距与趋势项,其他检验均假定只有截距项。带宽选择由 Newey-West 自动选取,滞后阶数由 Schwarz 准则系统自动给出。括号内数值为 P 值。***、**、* 表示在 5%、1% 显著性水平下显著。 $\ln AGDP$ 与 $\ln LAND$ 表示 $\ln AGDP$ 与 $\ln LAND$ 的一阶差分序列。

2.2 面板协整检验 协整理论认为,尽管单个变量序列可能非平稳,但非平稳序列之间的线形组合却可能是平稳的。因此, $\ln AGDP$ 与 $\ln LAND$ 2 个面板序列若存在协整关系,则对它们进行回归分析不会存在伪回归问题。上述检验结果表明 $\ln AGDP$ 、 $\ln LAND$ 同为一阶单整面板序列,可以进行协整检验。

面板数据协整检验方法: Pedroni 检验和 Kao 检验,这二种检验方法建立在 Engle & Granger 两步法基础上;还包括以 Johansen 协整检验理论为基础的 Johansen-Fisher 面板协整检验。该研究利用 Pedroni 法检验 $\ln AGDP$ 与 $\ln LAND$ 之间是否存在协整关系进行检验,检验结果见表 2。

表 2 Pedroni 协整检验结果

统计量	检验结果	P 值
Panel V	0.078 0	0.468 9
Panel Rho	-3.760 7***	0.000 1
Panel PP	-6.636 7***	0.000 0
Panel ADF	-4.771 9***	0.000 0
Group Rho	-0.211 4	0.416 3
Group PP	-5.569 4***	0.000 0
Group ADF	-3.897 7***	0.000 0

注: *** 表示在 1% 显著性水平下显著。

Pedroni 检验共有 7 个统计量,分别为 $Panel V$ 、 $Panel Rho$ 、 $Panel PP$ 、 $Panel ADF$ 、 $Group Rho$ 、 $Group PP$ 、 $Group ADF$,前 4 个用联合组内维度描述,后 3 个用组间维度描述。根据 Pedroni 研究结论,在小样本条件下, $Panel ADF$ 和 $Group ADF$ 统计量较其他统计量有着更优越的优越, $Panel V$ 、 $Group Rho$ 检验效果最差,在遇到检验结果不一致时,应按照上述顺序做出判断。该研究根据 $Panel ADF$ 和 $Group ADF$ 统计量来判断 $\ln AGDP$ 与 $\ln LAND$ 面板是否存在协整关系。由表 2 可知,除 $Panel V$ 、 $Group Rho$ 统计量外,其他统计量都能够在 1% 显著性水平拒绝 $\ln AGDP$ 与 $\ln LAND$ 不存在协整关系的假设,因此 Pedroni 检验结论为 $\ln AGDP$ 与 $\ln LAND$ 两面板之间存在协整关系。

2.3 面板协整方程估计 协整检验结果表明, $\ln AGDP$ 面板序列与 $\ln LAND$ 面板序列之间存在协整关系。建设用地是城市经济发展的重要生产要素,是城市各项生产和生活活动的

载体,另一方面,经济发展也带动建设用地扩张。因此城市建设用地扩张与经济发展水平之间相互影响。如果直接对式(1)进行 OLS 回归,则因存在内生性问题,解释变量与误差项之间相关,导致估计结果有偏且低效。该研究利用 $\ln AGDP$ 的滞后一阶作为工具变量,运用二阶段最小二乘法对式(1)进行回归,得到以下结果:

$$\ln LAND_{it} = \alpha'_i + 1.9637 + 0.4949 \ln AGDP_{it} + \delta_i t \quad (3)$$

(15.5952) (37.0160)

$$R^2 = 0.9767 \quad F = 581.6476$$

式中,1.9637 为平均截面效应, α'_i 为偏离平均截面效应的个体截面效应,因不是研究重点,未列出。从各统计量看,模型拟合较为理想。协整方程表明:经济发展的城市用地弹性系数为 0.4949,当人均 GDP 每增长 10%,将拉动城市用地规模扩张 4.94%,这是因为经济发展促进要素的进一步集聚,城市需要新的空间发展产业与承载更多的人口。由此可见,经济发展确实是城市建设用地扩张的重要驱动因子。为进一步验证 $\ln AGDP$ 与 $\ln LAND$ 之间的协整关系,研究对式(3)残差进行面板单位根检验,检验结果见表 3。

表 3 面板残差单位根检验结果

面板名称	LLC 检验	Fisher-ADF 检验	Fisher-PP 检验	检验结论
RESID	-8.3469***	174.8210***	156.6730***	平稳
P 值	0.0000	0.0000	0.0000	

注:***表示 5% 显著性水平下拒绝原假设。

由表 3 可知,LLC 检验、Fisher-ADF 检验和 Fisher-PP 检验结论为面板残差平稳,该结论再次验证 $\ln AGDP$ 与 $\ln LAND$ 之间存在协整关系,式(3)即为协整方程。

2.4 因果关系检验 $\ln AGDP$ 与 $\ln LAND$ 之间存在协整关系,表明长期内,二者之间至少存在一个方向的因果关系,但因果关系方向需要通过面板误差修正模型确定。面板误差修正方程如下:

$$\Delta \ln LAND_{it} = \alpha_{i0} + \sum_{k=1}^K \alpha_{i1} \Delta \ln LAND_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \alpha_{i2} \Delta \ln AGDP_{i,t-k} + \lambda_{i1} ECM_{i,t-1} + \delta_{it} \quad (4)$$

$$\Delta \ln AGDP_{it} = \beta_{i0} + \sum_{k=1}^K \beta_{i1} \Delta \ln AGDP_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_{i2} \Delta \ln LAND_{i,t-k} + \lambda_{i2} ECM_{i,t-1} + \varphi_{it} \quad (5)$$

式(4)、(5)中, i, t 含义与式(1)中 i, t 含义相同; ECM 为误差修正项; $\Delta \ln LAND$ 、 $\Delta \ln AGDP$ 表示 $\ln LAND$ 、 $\ln AGDP$ 的一阶差分序列; k 为滞后阶数; K 为最大滞后阶数,该研究取 $K = 2$;为 λ_{i1} 、 λ_{i2} 调整系数,值介于 $(-1, 0)$ 之间时符合反向修正机制,即变量之间短期动态关系偏离长期均衡会以一定速度被拉回到均衡状态; α_{i0} 、 α_{i1} 、 α_{i2} 、 β_{i0} 、 β_{i1} 、 β_{i2} 为回归系数; δ_{it} 、 φ_{it} 为误差项,且互不相关。表 4 为误差修正模型估计结果(略去常数项和截面效应项)。

由表 4 可知,从误差修正项系数看,经济发展方程中的误差修正系数为负,数值很小,统计上不显著,表明长期条件下,经济发展与城市建设用地均衡关系并不对经济发展的失衡产生调节作用;而在城市建设用地误差修正方程中,误差修正项系数为 -0.3383 ,且高度显著,因此均衡关系对城市

建设用地的短期失衡产生一定程度的抑制作用,当失衡发生时,上期失衡的 33.83% 被调整回均衡状态。该结论的经济意义在于单纯依靠系统力量不能够完全调整城市建设用地的失衡,需要依赖外部力量如政策手段对失衡进行调节。

表 4 面板误差修正模型估计结果

变量	$\Delta \ln AGDP_{it}$	$\Delta \ln LAND_{it}$
$\Delta \ln AGDP_{i,t-1}$	0.2708*** (5.2275)	0.2868*** (2.7410)
$\Delta \ln AGDP_{i,t-2}$	0.1534 (0.7726)	0.0848 (0.7657)
$\Delta \ln LAND_{i,t-1}$	-0.0095 (-0.4320)	0.1069*** (2.1415)
$\Delta \ln LAND_{i,t-2}$	0.0388* (1.8186)	0.0615 (0.1994)
$ECM_{i,t-1}$	-0.0026 (-0.1613)	-0.3383*** (-8.5833)
调整后的 R^2	0.2232	0.1808
DW 值	2.1672	2.2270
F 统计量	4.0457***	3.3387***

注:***、**、* 分别表示在 10%、5%、1% 显著性水平下显著,括号内数值为 t 值。

其次,根据误差修正项系数及其显著性还能判断出变量间的因果关系。长期内经济发展是城市建设用地规模扩张的 Granger 原因,但反向关系不能得到实证支持。该结论意义在于:其一,随着经济发展水平和城市化率的进一步提高,城市建设用地规模还会扩张,因此各级政府应切实遵守“十分珍惜和合理利用每一寸土地”的方针,尽可能少占耕地,占用劣质耕地来建设城市。其二,长期内,城市建设用地变化不是经济发展的 Granger 原因,此观点验证了新古典经济增长方程,这可能源于以下 2 种原因:一是城市建设用地规模扩张具有阶段性和规律性,建设用地在城市化初期、中期会快速扩张,但在城市化成熟阶段,建设用地增长将放缓,保持基本稳定。二是资本、劳动、技术等要素对土地要素的替代,使得建设用地扩张与经济发展在未来实现脱钩。因此,各地方政府应逐渐放弃依靠经营土地的城市发展模式,积极转变经济增长方式,提高现有建设用地的利用效率,实现经济发展由要素驱动向效率驱动的转变。

最后,短期内,经济发展受到自身惯性(如经济发展周期)和城市建设用地扩张的影响,但后者对经济发展的促进作用较小,且有一定时滞;城市建设用地扩张除受自身变化趋势影响外,还受到经济发展的影响,而这种影响力度比城市建设用地对经济发展的影响要大很多。从因果关系角度分析,短期内经济发展与城市建设用地间互为 Granger 因果关系。

3 结论与讨论

该研究利用全国 31 个省、市、自治区数据对经济发展($\ln AGDP$)与城市建设用地($\ln LAND$)之间关系进行了检验,得到以下主要结论:

(1) 经济发展($\ln AGDP$)与城市建设用地($\ln LAND$)两面板数据均为一阶单整过程,即 $\ln AGDP \sim I(1)$, $\ln LAND \sim I(1)$ 。

(2) 经济发展($\ln AGDP$)与城市建设用地($\ln LAND$)两面板之间存在协整关系,即长期均衡关系,协整方程表明人均

实际 GDP 每增长 10%, 促进城市建设用地规模扩张 4.94%。

(3) 面板误差修正模型回归结果表明: 长期内经济发展是城市建设用地规模扩张的 Granger 原因, 反向关系不成立; 短期内, 经济发展与城市建设用地扩张互为 Granger 因果关系。经济发展与城市建设用地长期均衡关系并不能够调整经济发展的短期失衡现象, 但对城市建设用地变化的短期失衡却有一定抑制作用, 偏离均衡时, 下期调整力度为 33.83%。

该研究将 $\ln AGDP$ 与 $\ln LAND$ 纳入同一系统考察它们间相互影响, 本质上二者都为内生变量, 实际上影响经济发展的除土地要素外, 还有资本、劳动、技术进步、人力资本、制度等因素; 影响城市建设用地规模的因素, 除经济发展外, 还有人口规模、城市化率、政策、自然地理环境、产业结构调整、交通等变量, 该研究未考虑其他变量的影响; 其次, 研究也没有考虑省份之间是否存在空间自相关。以后研究可以在该研究基础上, 纳入其他变量作为外生变量或控制变量, 运用空间计量分析方法考察 $\ln AGDP$ 与 $\ln LAND$ 之间的关系。

参考文献

[1] 李明月, 胡竹枝. 土地要素对经济增长贡献的实证分析——以上海市

(上接第 3719 页)

益、产能过剩、科技创新、新增债务等指标的权重”^[4]。不同功能区, 可以采取平时考核与年终考核、静态考核与动态考核、过程考核与结果考核、长期考核与阶段考核相结合的差异化考核方式。

例如, 对于渝东北生态涵养发展区和渝东南生态保护区来说, 按照规划到 2020 年, 两区域的 GDP 达到 4 500 亿元, 占全市的 15.8%。可以看出, 对于这两个区域来说, 单纯的 GDP 总量已不是未来发展的重点, 取而代之的是生态环境的保护, 因此就不应将 GDP 作为考察这两个区域的决定性指标。而对于都市功能拓展区和都市发展新区而言, 到 2020 年, 两区域的 GDP 将会分别占全市的 37.5% 和 35.1%^[5], 因此发展经济就成了这两个区域的重要任务。然而即便是这样, 对这两个区域的考核也不能使用同样的标准。在经济发展, GDP 增长的表象下, 两者的发展方向却是不相同的, 都市功能拓展区更强调经济体量的快速增长, 着重优化产业结构, 成为先进制造业的集聚区; 而都市发展新区则是未来工业化、城镇化的主战场, 是全市重要的制造业基地, 是解决好大城市病的关键区域。因此, 对每一特定的功能区都应该制定有针对性的适合该区域发展实际的评估标准, 而这些评估标准对于不同功能区域的区县发展具有重要引导作用。

3.4 建立区县间既有竞争又有合作的新型关系促差异发展 作为不同功能区的区县来说, 在新的区域发展战略框架下, 其关系必然是合作大于竞争关系, 追求的是双赢。

各区县不仅要自身出发, 既要结合自身优势资源走出一条适合自身的经济发展道路, 还要处理好与兄弟区县之间的关系, 更加注重合作、理性竞争, 避免因一味追求自身利益而破坏了整个区域协调发展的大局。

为例[J]. 软科学 2005, 19(6): 21-23.

- [2] 吴次芳, 杨志荣. 经济发达地区农地非农化的驱动因素比较研究: 理论与实证[J]. 浙江大学学报: 人文社会科学版, 2008, 38(2): 29-37.
- [3] 喻燕, 卢新海. 建设用地对二三产业增长贡献定量研究——武汉实证[J]. 地域研究与开发, 2010, 29(3): 124-128.
- [4] 丰雷, 魏丽, 蒋妍. 论土地要素对中国经济增长的贡献[J]. 中国土地科学, 2008, 22(12): 4-10.
- [5] 谭术魁, 饶映雪, 朱祥波. 土地投入对中国经济增长的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2012, 22(9): 61-67.
- [6] 李鑫, 张瑞平, 欧名豪, 等. 建设用地二三产业增长贡献及空间相关性研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2011, 21(9): 64-68.
- [7] 司成兰, 周寅康. 南京市建设用地变化及其驱动力分析[J]. 南京社会科学, 2008(11): 139-145.
- [8] 葛春叶, 涂建军, 李宽, 等. 重庆市建设用地变化及其驱动力分析[J]. 西南大学学报: 自然科学版, 2008, 30(10): 131-135.
- [9] 吴大放, 刘艳艳, 董玉祥, 等. 珠海市建设用地变化时空特征及其驱动力分析[J]. 经济地理, 2010, 30(2): 226-232.
- [10] 黄季焜, 朱莉芬, 邓祥征. 中国建设用地扩张的区域差异及其影响因素[J]. 中国科学 D 辑: 地球科学, 2007, 37(9): 1235-1241.
- [11] 陈春, 冯长春. 中国建设用地增长驱动力研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2010, 20(10): 72-78.
- [12] 赵可, 张安录, 李平. 城市建设用地扩张的驱动力——基于省际面板数据的分析[J]. 自然资源学报, 2011, 26(8): 1323-1332.
- [13] 叶浩, 张鹏, 濮动杰. 中国建设用地与区域社会经济发展关系的空间计量研究[J]. 地理科学, 2012, 32(2): 149-155.

对于处在同一功能区内的区县来说, 合作显得尤为重要。功能区的划分没有根据区县边界来划分, 而是根据区域现实状况来决定, 这就说明被划在同一功能区内的区县之间在资源、经济、社会等方面本身就有着很多的相似性, 而且共同承担着所在功能区被赋予的功能定位。在完成功能区任务时, 各区县不应该再延续以前的竞争模式, 不能再搞一县或一区独大, 更不能追求“你有我有”的表面上平衡, 而应该统筹规划、各有分工、相互合作、共赢发展。用合作的理念来处理区县之间的关系, 使功能区内的各区县呈现为一个整体, 为着同一个发展目标, 秉持同一种发展理念, 遵照同一个发展规划, 建设合理的利益分配机制, 使各区县都能最大限度的享受本功能区的发展成果。当然, 在利益多元并存的现状下, 竞争也是必不可少的, 否则就有可能失去发展的动力。但在差异化发展的战略规划下, 各功能区之间区县以及同一功能区内的区县间的竞争已不再是重点。在全面统筹、整体协调推进而形成的功能区域划分框架下, 在强调差异化发展的背景下, 在区县间发挥各自优势、回避劣势的观念下, 由竞争走向合作, 达到双赢甚至多赢已然是必然之选择。

参考文献

- [1] 中国政务舆情监测中心. 五大功能区划出炉——重庆区域战略步入 40 时代[J]. 领导决策信息, 2013(38): 14-15.
- [2] 孙政才. 加快建设五大功能区深化行政体制改革, 为科学发展、富民兴渝注入新的动力活力——在市委四届三次全会上的讲话[N]. 重庆日报, 2013-09-16(001).
- [3] 杨焱杉, 曾立. “一个推进重庆更好发展的战略规划”——市人大常委会副主任杨庆育谈五大功能区划分[N]. 重庆日报, 2013-09-16(005).
- [4] 新华网. 十八届三中全会中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定[EB/OL]. (2013-11-16) http://news.xinhuanet.com/mrdx/2013-11/16/c_132892941.htm.
- [5] 杨庆育. 我国主体功能区战略实施的地方样本: 一个直辖市例证[J]. 改革, 2013(12): 76-86.