

体育用地对体育产业发展的影响研究

牟 柳^{1,2},董 小 玉¹,田 广³

(1. 西南大学 新闻传媒学院,重庆市 400715;2. 重庆理工大学 体育教学部,重庆市 400050;
3. 贵州理工学院 体育教学部,贵州 贵阳 550003)

摘 要:运用协整分析、向量自回归、误差修正模型估计、格兰杰因果关系检验、脉冲响应函数、方差分解等方法探讨了体育用地与体育产业发展之间的关系。研究表明:(1)城市建设用地、全国耕地面积对体育产业增加值在一定时期内存在“集约效应”和“滞后效应”,且体育产业与全国耕地面积呈“U”型发展。(2)体育产业增加值与城市建设用地面积之间存在单向因果关系,即体育产业增长是引起城市建设用地面积增长变化的原因,与其他变量之间不存在因果关系。(3)脉冲响应函数显示体育产业除受自身约束外,还受全国耕地面积、城市建设用地面积影响;城市建设用地面积、全国耕地面积对体育产业增加值冲击均产生正向脉冲响应。(4)方差分解得出体育产业增加值贡献率最大的是自身的影响,贡献率始终保持在 82%以上;体育产业对城市建设用地面积贡献率尤为突出;体育产业对城市建设用地面积、全国耕地面积的影响具有长期性和阶段性。

关键词:体育用地;体育产业;关系;向量自回归
中图分类号:G80-05 **文献标识码:**A **文章编号:**1673-9841(2019)03-0054-08

一、前 言

土地是最基本的自然资源,担负着保证国家粮食安全、生态环境安全和社会稳定的作用^[1]。土地利用是指人类有目的地开发利用土地资源的一切活动,如农业用地、工业用地、交通用地、居住用地等都是土地利用的概念^[2]。2008 年国务院印发第三版《全国土地利用总体规划纲要(2006—2020 年)》其核心是确保 18 亿亩耕地红线。中央高度重视农地保护和土地节约利用,把“十分珍惜、合理利用土地和切实保护耕地”确定为基本国策,建立了以《土地管理法》《农村土地承包法》为核心的耕地保护制度体系^[3]。2014 年国务院印发《关于加快发展体育产业促进体育消费的若干意见》发展目标中提出到 2025 年“人均体育场地面积达到 2 平方米”^[4]。2016 年国务院印发《全民健身计划(2016—2020 年)》提出“人均体育场地面积达到 1.8 平方米”^[5]等多份相关政策中的发展目标或相关措施中或多或少均有涉及体育用地。

土地是有限的自然资源,在土地利用上,全社会必须认清我国人多地少、耕地后备资源不足,城市建设面积利用不合理的国情。实际上,土地作为一种稀缺资源,任何社会活动的开展都离不开土地作为支撑。当土地从要素变成资本进入市场时,土地资本对新兴的体育产业尤为重要。在瓜分

收稿日期:2018-10-20
作者简介:牟柳,西南大学新闻传媒学院,博士研究生;重庆理工大学体育教学部,讲师。
通讯作者:董小玉,文学博士,西南大学新闻传媒学院,教授,博士生导师。
基金项目:国家社会科学基金项目“事业单位分类改革背景下大型体育场馆运营管理改革研究”(14BTY012),项目负责人:郭敏;贵州省体育局-贵州理工学院联合基金项目“基于波特钻石模型的贵州省体育产业竞争力研究”(GZTY2018307),项目负责人:田广。

土地这块“蛋糕”时,能否优先考虑体育用地,保证体育用地与城市发展、耕地保护、基础服务设施建设等方面协调、融合、共生,则是体育产业能否真正发展起来的核心因素。

二、文献回顾

土地利用一直以来受到世界各国、政府以及学术界的广泛关注。在国外,很早就有学者关注土地利用的相关研究,如 Hart^[6]、Arnott^[7]等;国内的研究在改革开放后呈井喷状态,成果主要集中在两个方面:一是关注土地利用自身特点、分类、评价、时空特征、利用结构、互动关系、内涵及机制、隐性形态等研究方面,如石玉林^[8]、傅伯杰^[9]、刘纪远^[10]、帅文波^[11]、曲艺等^[12];另一方面研究土地利用与外部的结合,如交通规划与土地利用、土地利用与产业结构、城市化与建设用地、城市化与经济增长、土地资源与城市化发展、城市土地利用变化与旅游发展等方面,如吴次芳^[13]、中国经济增长前沿课题组^[14]、蒋南平^[15]、马晓龙等^[16]。研究结果得出诸多颇具价值的研究结论。在体育领域的研究显然不足,仅以王克强,刘红梅,周庆礼等^[17-18]为代表的几位学者对其进行研究,研究内容涉及体育用地的概念、分类、特点、资产化运营、评估体系等内容。体育产业的发展离不开土地利用,目前还没有学者分析体育用地与体育产业发展之间的内在关系。如何把有限的土地资源合理地分配于体育领域和部门,从而达到有效率的生产组合,在实现体育产业 5 万亿的目标时,避免土地资源不必要的闲置和浪费,达到土地利用最大化,利用效率最优化,资源配置合理化。本研究目的在于探讨体育用地对体育产业发展的影响研究,以期对我国体育产业的发展规划及制定体育用地政策提出科学依据,具有理论和现实意义。

三、研究变量选取、数据来源

根据获得性、代表性、时列性,本文选取了 1997—2015 年间的体育产业增加值(TYCY)反映我国体育产业发展状况,用城市建设用地面积来衡量体育用地情况(JZMJ)、全国耕地面积(GDMJ)衡量土地利用和耕地保护情况。数据来源于《中国城市统计年鉴》《中国国土资源年鉴》,中国体育及相关产业统计研究课题研究成果或国家体育总局、国家统计局发布的数据。为了消除异方差,对三个数据进行对数处理,故对 TYCY、JZMJ、GDMJ 进行自然对数变换,分别采用 LnTYCY、LnJZMJ、LnGDMJ 表示。采用 SPSS 16.0 运算三者的皮尔逊相关系数,见表 1。

表 1 LnTYCY、LnJZMJ、LnGDMJ 皮尔逊相关系数

变量	LnTYCY	LnJZMJ	LnGDMJ
LnTYCY	1	0.991 **	-0.829 **
LnJZMJ	0.991 **	1	-0.875 **
LnGDMJ	-0.829 **	-0.875 **	1

注: ** 表示显著性水平 0.01(双侧)

由表 1 可知, LnTYCY 与 LnJZMJ、LnGDMJ 相关系数分别为 0.991、-0.829; LnJZMJ、LnGDMJ 相关系数为-0.875,均高度关联,且具有非常显著性意义(P<0.01)。说明体育产业增加值与城市建设面积存在显著正相关,与全国耕地面积存在显著负相关。可以判断,体育产业发展与城市建设用地、全国耕地之间存在某种线性或非线性关系,三者之间的内部作用机制及互动关系还有待于进一步验证。

四、数据处理

本文采用 ADF,PP 方法对 LnTYCY、LnJZMJ、LnGDMJ 进行平稳性检验,利用 AIC 与 SC 准则确定变量的滞后阶数,结果如表 2。从表 2 检验结果可以看出,序列 LnTYCY、LnJZMJ、LnGDMJ 的 ADF 检验 t 统计量的相伴概率值大于 10%的显著性水平,不能拒绝存在单位根的原假设,说

明 LnTYCY、LnJZMJ、LnGDMJ 的原始序列是非平稳的;进一步检验一阶差分,对应的一阶差分序列 Δ LnTYCY、 Δ LnJZMJ、 Δ LnGDMJ 在 10% 的显著性水平上没有拒绝存在单位根的假设,即 Δ LnTYCY、 Δ LnJZMJ、 Δ LnGDMJ 的一阶差分序列是非平稳的;经 Δ^2 LnTYCY、 Δ^2 LnJZMJ、 Δ^2 LnGDMJ 二阶差分后,在 1%、5%、10% 的显著性水平上拒绝存在单位根的假设,表明三者的时间序列是平稳的,属二阶单整 I(2)序列,即 LnTYCY $t \sim I(2)$ 、LnJZMJ $t \sim I(2)$ 、LnGDMJ $t \sim I(2)$ 。

表 2 ADF 单位根检验一览表

变量序列	ADF 统计量				PP 检验			
	检验类型 (C,T,K)	T 统计量	临界值(1%)	结论	检验类型 (C,T,K)	T 统计量	临界值(1%)	结论
LnTYCY	(C,T,0)	-2.0737	-4.5715	非平稳	(C,T,0)	-2.0737	-4.5716	非平稳
LnJZMJ	(C,T,0)	-2.1569	-4.5715	非平稳	(C,T,0)	-2.1569	-4.5715	非平稳
LnGDMJ	(C,T,0)	-0.8041	-4.5715	非平稳	(C,T,0)	-1.1188	-4.5715	非平稳
Δ LnTYCY	(C,T,0)	-2.6123	-4.6162	非平稳	(C,T,0)	-2.7860	-4.6162	非平稳
Δ LnJZMJ	(C,T,0)	-2.0792	-2.7081	非平稳	(C,T,0)	-2.0793	-2.7081	非平稳
Δ LnGDMJ	(C,T,0)	-2.4662	-4.6162	非平稳	(C,T,0)	-2.4662	-4.6162	非平稳
Δ^2 LnTYCY	(0,0,0)	-3.6207	-2.7175	平稳	(0,0,0)	-3.6904	-2.7175	平稳
Δ^2 LnJZMJ	(C,T,0)	-6.8329	-4.6678	平稳	(C,T,0)	-14.959	-4.6678	平稳
Δ^2 LnGDMJ	(C,T,0)	-5.0999	-4.6678	平稳	(C,T,0)	-5.0999	-4.6678	平稳

注:检验类型(C,T,K)中,C、T 分别表示 ADF 检验带有常数项和趋势项,K 表示滞后阶数;由 AIC、SC 最小准则确定;表示变量的一阶差分,表示变量的二阶差分

五、体育用地对体育产业发展的影响分析

(一)协整分析

利用 Johnhansen 最大特征根和迹检验方法对 LnTYCY、LnJZMJ、LnGDMJ 时间序列的协整关系进行检验。滞后期为 1,包含线性趋势项和协整方程仅有截距项。结果见表 3,迹统计和最大特征根统计临界值的 P 值在 5% 的显著性水平下,三者之间存在一个协整关系。

表 3 LnTYCY、LnJZMJ、LnGDMJ 的 Johnhansen 协整检验结果一览表

H ₀ 假设	迹统计量	迹统计临界值		大特征根值	最大特征根统计临界值	
		0.05	P 值		0.05	P 值
R=0 *	29.9615	29.7970	0.0479	22.0387	21.1316	0.0372
R≤1	7.9228	15.4947	0.4737	6.6784	14.2646	0.5278
R≤2	1.2443	3.8414	0.2646	1.2443	3.8414	0.2646

即 LnTYCY 与 LnJZMJ、LnGDMJ 的协整方程为:

LnTYCY=3.951 9LnJZMJ+7.095 8LnGDMJ (4)

可以看出,我国体育产业发展与全国耕地面积、城市建设用地面积存在长期均衡关系,即是在不考虑其他因素情况下,城市建设用地面积、全国耕地面积每增加 1 个单位,从长期来看将带动体育产业增加3.951 9、7.095 8个单位,耕地面积影响力大于城市建设面积,说明体育产业增长是耕地保护和城市发展的必然现象。

(二)建立 VAR 模型

在构建向量自回归 VAR 模型时,需要确定模型的滞后阶数,其难点是滞后期的选择,选取不同的滞后期所导致的结果也截然不同。一般根据 AIC、SC、HQ、LR、FPE 准则来进行取舍。^[19]经过多次检验,最终确定最优滞后阶数为 2。因此,建立 2 阶滞后期的 VAR 模型,得到取对数的 LnTYCY、LnJZMJ、LnGDMJ 之间的 VAR(2)回归方程。

由表 4 可知,LnTYCY 与 LnJZMJ、LnGDMJ 的 VAR 模型滞后期数为 0~2 期的 Log L、LR、FPE、AIC、SC、HQ 的值,当滞后期为 2 时,FPE、AIC、HQ 为最小值,故最优滞后期为 2,得

LnTYCY与 LnJZMJ、LnGDMJ 的 VAR(2)回归方程,如下所示:

$$\text{LnTYCY}=0.826\ 7 * \text{LnTYCY}(-1)+0.026\ 3 * \text{LnTYCY}(-2)+0.044\ 4 * \text{LnJZMJ}(-1)+0.342\ 2 * \text{LnJZMJ}(-2)+4.763\ 2 * \text{LnGDMJ}(-1)-4.986\ 3 * \text{LnGDMJ}(-2)-2.112\ 1 \quad (7)$$

$$\text{LnJZMJ}=0.445\ 9 * \text{LnTYCY}(-1)-0.126\ 7 * \text{LnTYCY}(-2)-0.063\ 3 * \text{LnJZMJ}(-1)-0.159\ 9 * \text{LnJZMJ}(-2)-4.745\ 2 * \text{LnGDMJ}(-1)+2.747\ 9 * \text{LnGDMJ}(-2)+16.370\ 4 \quad (8)$$

$$\text{LnGDMJ}=0.002\ 7 * \text{LnTYCY}(-1)-0.024\ 6 * \text{LnTYCY}(-2)+0.003\ 9 * \text{LnJZMJ}(-1)+0.079\ 6 * \text{LnJZMJ}(-2)+1.349\ 6 * \text{LnGDMJ}(-1)-0.350\ 0 * \text{LnGDMJ}(-2)-0.718\ 2 \quad (9)$$

建立的滞后 2 期 VAR 模型的拟合优度较高,分别达到了 0.99、0.99、0.95,需对模型进行稳定性检验。经检验,VAR(2)模型的特征根小于 1,因此 VAR(2)模型是稳定的。

表 4 VAR 模型滞后期一览表

滞后期	极大似然估计值(LogL)	检验统计量(LR)	最终预测误差(FPE)	AIC	SC	HQ
0	62.766 7	NA	1.77E-07	-7.031 3	-6.884 3	-7.016 7
1	128.789 7	100.976 3*	2.22E-10	-13.739 9	-13.151 8*	-13.681 5
2	139.030 7	12.048 24	2.19e-10*	-13.885 9*	-12.856 7	-13.783 6*

(三)误差修正模型估计

协整分析表明,LnTYCY 与 LnJZMJ、LnGDMJ 之间的长期均衡关系,在 VAR 模型的基础上分析三个内生变量间的短期变动关系,建立含有协整约束的误差修正模型。在建立误差修正模型过程中,滞后期数的选取对模型参数估计具有重要影响,VEC 与 VAR 的滞后期数应相同^[20]。VEC(2)的表达式如下:

$$\text{LnTYCY}=7.095\ 8\text{LnGDMJ}+3.951\ 9\text{LnJZMJ}-54.951\ 9 \quad (10)$$

T 值:(3.1018) (21.1144)

P 值:(0.000) (0.000)

VEC(2)模型为:

$$\text{D}(\text{LnTYCY})=0.228\ 4 * \text{ECM}(-1)+0.881\ 4 * \text{D}(\text{LnTYCY}(-1))+0.374\ 4 * \text{D}(\text{LnTYCY}(-2))-0.703\ 8 * \text{D}(\text{LnJZMJ}(-1))-0.586\ 7 * \text{D}(\text{LnJZMJ}(-2))-0.330\ 6 * \text{D}(\text{LnGDMJ}(-1))-11.465\ 2 * \text{D}(\text{LnGDMJ}(-2))-0.026\ 9 \quad (11)$$

$$\text{D}(\text{LnJZMJ})=0.167\ 6 * \text{ECM}(-1)+0.747\ 9 * \text{D}(\text{LnTYCY}(-1))+0.182\ 7 * \text{D}(\text{LnTYCY}(-2))-0.456\ 2 * \text{D}(\text{LnJZMJ}(-1))-0.160\ 5 * \text{D}(\text{LnJZMJ}(-2))-6.270\ 7 * \text{D}(\text{LnGDMJ}(-1))-2.090\ 0 * \text{D}(\text{LnGDMJ}(-2))-0.122\ 6 \quad (12)$$

$$\text{D}(\text{LnGDMJ})=0.029\ 2 * \text{ECM}(-1)+0.059\ 6 * \text{D}(\text{LnTYCY}(-1))+0.011\ 0 * \text{D}(\text{LnTYCY}(-2))-0.037\ 6 * \text{D}(\text{LnJZMJ}(-1))+0.004\ 7 * \text{D}(\text{LnJZMJ}(-2))+0.035\ 1 * \text{D}(\text{LnGDMJ}(-1))-0.504\ 5 * \text{D}(\text{LnGDMJ}(-2))-0.017\ 9 \quad (13)$$

从误差修正模型(11)、(12)、(13)估计结果可看出,三个方程的调整拟合优度分别为: $R^2_{\text{TYCT}}=0.89$, $R^2_{\text{JZMJ}}=0.61$, $R^2_{\text{GDMJ}}=0.51$ 。表明 VEC(2)模型总体拟合效果较好。长期均衡水平对体育产业增长和全国耕地面积、城市建设用地面积的短期波动在统计上具有显著影响,即误差修正项系数显著。误差修正项系数分别为 0.228 4、0.167 6、0.029 2,表明三者对均衡关系是一种正向修正机制,短期的非均衡状态逐渐向长期的均衡状态趋近,在短期偏离长期均衡时,全国耕地面积、城市建设用地面积对体育产业增加值将出现 22.84%的力度调整至长期均衡状态;体育产业增加值、全国耕地面积对城市建设用地面积;体育产业增加值、城市建设用地面积对全国耕地面积将分别以 16.76%、2.92%的力度调整至长期均衡状态。

就短期动态关系而言,LnTYCY 作为内生变量时,上年度 LnTYCY 对本年度 LnTYCY 的短期弹性为 0.507 0,说明前期体育产业增长对当期体育产业增长具有正向促进作用;城市建设用地、全国耕地对体育产业的短期弹性为-0.117 1、-11.134 6,表明城市建设用地、全国耕地对体育产

业增长短期作用均是负面效应,短期弹性远远小于长期弹性,即短期作用并不明显。原因在于当前的城市化发展并未促进体育产业增长,这可能与城市化质量低,基础设施不配套,体育设施建设被忽视,片面追求城市数量忽略质量的提升有关。体育产业的发展显然需要一个过程,无法在短时间内提高,城市建设用地、全国耕地长期影响大于短期影响的含义在于两点:一是体育产业的发展要重视长远战略,而不是短期战略,目前的体育产业主要依靠体育制造业,体育服务业贡献率明显不足;二是在保护耕地的基础上,城市化建设过程中要按照建筑标准配齐体育设施,如“群众健身相关设施与住宅区主体工程同步设计、同步施工、同步投入使用”。众多学者指出,当前的城市化只是土地的城市化,还未变成人口城市化。城市化建设盲目占用耕地面积,导致耕地面积的减少,这种土地资源的透支型增长方式,给体育产业的发展带来极大的潜在风险。

(四)格兰杰因果关系检验

Granger 因果关系检验对于滞后期数比较敏感,不同的滞后期数可能会得到完全不同的检验结果,故对 3 个时间序列之间的 Granger 因果关系检验选取 1~5 的滞后期数。由表 5 可知,在“城市建设用地面积增长不是体育产业增长的格兰杰原因”假设下,当滞后期为 1~5 时,F 检验统计量对应的显著性水平(Sig)大于 0.05。接受“城市建设用地面积增长不是体育产业增长的格兰杰原因”的原假设;而在“体育产业增长不是城市建设用地面积增长的格兰杰原因”假设中,滞后期为 1、4、5 时,F 检验统计量显著小于 0.10 或 0.05 的情况下被拒绝原假设,滞后期 2、3 时,F 检验统计量显著大于 0.05,不能拒绝“体育产业增长不是城市建设用地面积增长的格兰杰原因”的原假设。在“全国耕地面积增长不是体育产业增长的格兰杰原因”“体育产业增长不是全国耕地面积增长的格兰杰原因”“全国耕地面积增长不是城市建设用地面积增长的格兰杰原因”“城市建设用地面积增长不是全国耕地面积增长的格兰杰原因”假设下,在滞后期为 1~5 时,F 检验统计量对应的显著性水平(Sig)均大于 0.05,接受原假设。综上所述,从格兰杰因果关系检验结果可看出,仅滞后 1、4、5 期时体育产业增长是城市建设用地面积增长的格兰杰原因,体育产业增长与城市建设用地面积之间存在单向因果关系,即体育产业增长的变化是引起城市建设用地面积增长变化的原因,其他变量之间不存在因果关系。

表 5 Granger 因果关系检验结果

原假设	滞后期				
	1	2	3	4	5
城市建设用地面积增长不是体育产业增长的格兰杰原因	[0.0021]	[1.1538]	[1.0987]	[0.3805]	[0.5992]
	(0.9645)	(0.3481)	(0.3988)	(0.8156)	(0.7127)
	【接受】	【接受】	【接受】	【接受】	【接受】
体育产业增长不是城市建设用地面积增长的格兰杰原因	[6.6053]	[2.5293]	[1.2673]	[17.002]	[29.861]
	(0.0213)	(0.1212)	(0.3428)	(0.0020)	(0.0092)
	【拒绝】	【接受】	【接受】	【拒绝】	【拒绝】
全国耕地面积增长不是体育产业增长的格兰杰原因	[0.2202]	[2.8667]	[2.1236]	[1.3900]	[3.9316]
	(0.6457)	(0.096)	(0.1674)	(0.3415)	(0.1446)
	【接受】	【接受】	【接受】	【接受】	【接受】
体育产业增长不是全国耕地面积增长的格兰杰原因	[0.0021]	[0.4083]	[0.5572]	[0.6915]	[1.7452]
	(0.9638)	(0.6737)	(0.6563)	(0.6242)	(0.3430)
	【接受】	【接受】	【接受】	【接受】	【接受】
全国耕地增长不是城市建设用地面积增长的格兰杰原因	[0.0558]	[0.3429]	[0.9272]	[0.8042]	[0.5099]
	(0.8165)	(0.7164)	(0.4664)	(0.5647)	(0.7618)
	【接受】	【接受】	【接受】	【接受】	【接受】
城市建设用地增长不是全国耕地面积增长的格兰杰原因	[0.0007]	[0.8262]	[0.8374]	[2.8183]	[2.5505]
	(0.9796)	(0.4611)	(0.5066)	(0.1240)	(0.2355)
	【接受】	【接受】	【接受】	【接受】	【接受】

注:[]中的数值表示 F 统计值,()中的数值代表显著性概率,【 】表示所得结论

(五)脉冲响应函数分析

在 VAR(2)模型基础上,本文采用广义脉冲响应分析法。结果见图 1,数据显示时期设为 10,其中实线表示脉冲响应函数,纵轴表示因变量对自变量的响应程度(%),横轴表示冲击作用的滞后期数。

图 1(a)可知,考察 LnTYCY 对各内生变量受一个标准差的脉冲响应:(1)LnTYCY 在本期对其自身的一个标准差正向冲击后,即刻产生脉冲响应,其后一直呈下滑趋势,到第 10 期时,冲击效应达到最低。(2)LnTYCY 对 LnGDMJ 的脉冲响应呈“波浪”型,即 LnTYCY 对 LnGDMJ 的脉冲响应一个标准差的信息冲击时不存在脉冲响应,到第 3 期时达到峰值,之后衰退,滞后 5 期后呈负值状态,8 期后基本负向稳定。(3)LnTYCY 对 LnJZMJ 的脉冲响应呈“S”型,先降后升,给予一个标准差的信息冲击时不存在脉冲响应,第 2 期时达到负值,之后直线上升,第 5 期达到峰值,之后逐渐平稳。

从图 1(b)可知,考察 LnJZMJ 对各内生变量受一个标准差的脉冲响应:(1)LnJZMJ 在本期对其自身的一个标准差冲击后,呈“L”型递减,即刻产生脉冲响应,到第 3、4 期时降为负值,其后上升到第 6 期至稳定状态。(2)LnJZMJ 对 LnTYCY 一个标准差正向冲击后即刻产生脉冲响应,第 2 期达到最高值,第 3 期后基本稳定。(3)LnJZMJ 对 LnGDMJ 一个标准差正向冲击后没有即刻产生脉冲响应,除第 5 期为正值外,其他期数全为负值,其中第 2 期降低最大。

从图 1(c)可知,考察 LnGDMJ 对各内生变量受一个标准差的脉冲响应:(1)LnGDMJ 在本期对其自身的一个标准差冲击后,即刻产生脉冲响应,并逐渐上升到第 3 期,其后直线下滑到第 6 期,第 7 期后稳定。(2)LnGDMJ 对 LnTYCY 一个标准差正向冲击后即刻产生脉冲响应,一直保持到第 4 期,其后逐渐下滑到第 8 期时平稳。(3)LnGDMJ 对 LnJZMJ 一个标准差正向冲击后即刻产生负向脉冲响应,第 2 期时,负向冲击明显,一直到第 4 期后才回到正向水平,第 8 期后趋于 0。

可以看出,体育产业发展除受自身约束外,还受全国耕地面积、城市建设面积影响,在不同阶段全国耕地面积、城市建设面积影响程度各异;在体育产业对全国耕地面积、城市建设面积内生变量中,前 4 期,全国耕地面积大于城市建设面积,第 4 期后,城市建设面积大于全国耕地面积;在城市建设面积、全国耕地面积脉冲响应变量中,两者对体育产业增加值均产生正向脉冲响应。

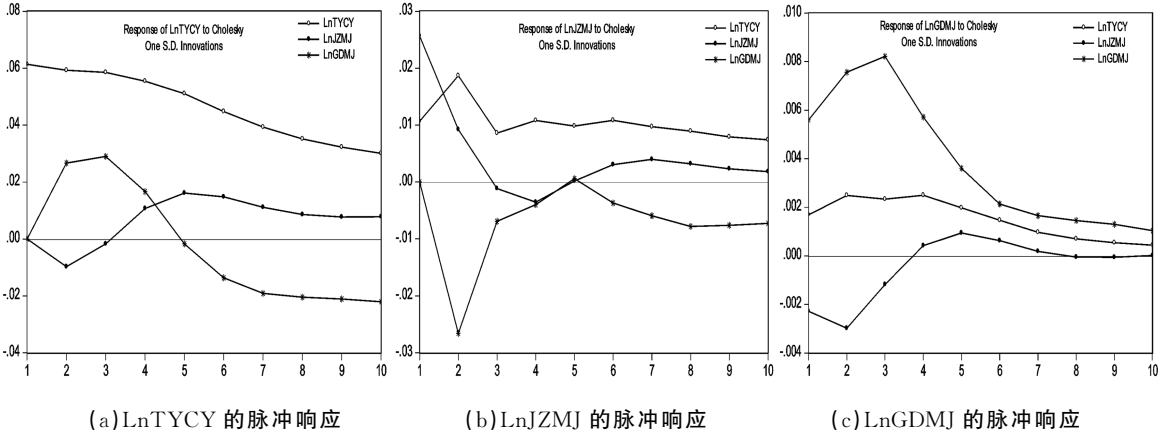


图 1 LnTYCY、LnJZMJ、LnGDMJ 各自一个标准差的脉冲响应结果

(六)方差分解

根据 VAR(2)模型对三者进行方差分解,分解结果如图 2 所示,横轴表示滞后期数,纵轴表示冲击贡献程度(%)。

从图 2(a)可知,体育产业增加值自身贡献率最大,第 1 期自身冲击贡献率 100%,从第 2 期开始一直持续下滑,到第 10 期冲击贡献程度降至 82.96%;城市建设面积从第 2 期的 1.17%提升到第 10 期 3.62%,全国耕地面积从第 2 期的 8.80%提升到第 10 期 13.40%。说明体育产业增长除自身贡献影响外,在很大程度上还受城市建设用地面积、全国耕地面积的影响,但全国耕地面积要远远

大于城市建设用地面积的贡献率。

从图 2(b)可知,城市建设用地面积受另外两个因素的影响较大,第 1 期自身冲击贡献率为 85.22%到 10 期时只有 27.11%;第 1 期受自身冲击影响外,仅受体育产业影响;体育产业增加值第 1 期贡献率 14.77%;第 2 期后体育产业增加值、全国耕地面积共同影响城市建设面积;第 2~5 期,体育产业增加值、全国耕地面积两者贡献率都大于 20%以上,且体育产业冲击贡献小于全国耕地面积;第 6~10 期,体育产业增加值大于全国耕地面积的冲击贡献率。表明前期城市建设面积的发展是占用耕地面积为主,随着城市化建设的完善,配套设施的齐全,后期是体育产业拉动城市发展为主。

从图 2(c)可知,全国耕地面积主要受自身冲击影响,发展相对稳定,体育产业增加值、城市建设用地面积贡献率最大时只有 11.07%;全国耕地面积贡献率从第 1 期的 79.53%增加到第 10 期的 82.37%;体育产业贡献率从第 1 期的 7.25%增加到第 10 期的 11.07%;城市建设面积呈递减趋势,第 1 期为 13.21%到第 10 期时为 6.55%;体育产业增加值、城市建设用地面积贡献率呈交错状态,第 1~3 期时,城市建设面积贡献率比体育产业增加值大;第 4~10 期,体育产业贡献率反超城市建设用地面积。

方差分解得出在 10 期内,体育产业增加值贡献率最大的是自身的影响,贡献率始终保持在 82%以上,城市建设用地面积、全国耕地面积最大贡献率分别为 3.62%、13.40%;城市建设用地面积受体育产业增加值、全国耕地面积较大,体育产业增加值对城市建设用地面积的贡献率尤为明显,贡献率在第 10 期时可达 39.27%;全国耕地面积自身贡献率在 79.53%以上,且逐年提升,在短期内受城市建设用地面积贡献率较大,长期来看,体育产业增加值贡献率超过 10%。体育产业对城市建设用地面积贡献率比体育产业对全国耕地面积贡献率高;体育产业对两者的长期贡献率大于短期贡献率;体育产业对城市建设用地面积、全国耕地面积的影响具有长期性和阶段性。

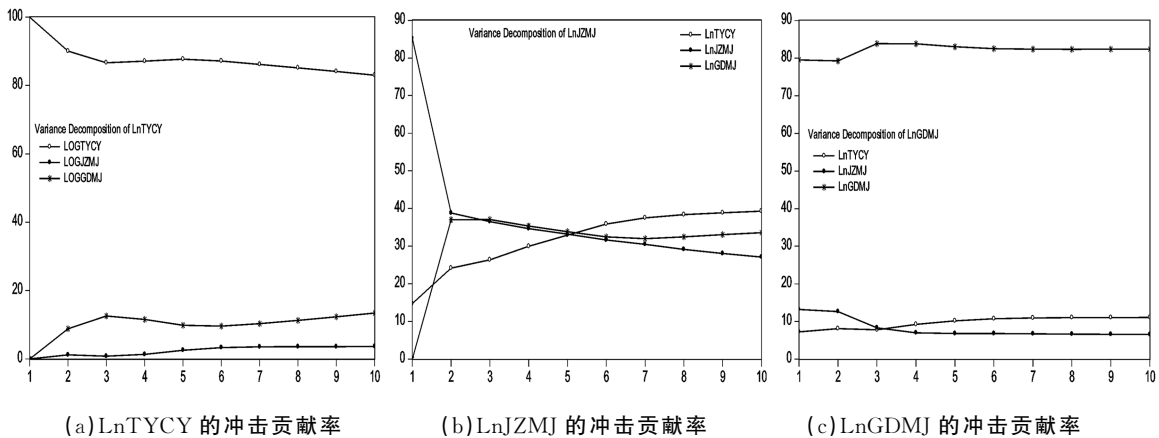


图 2 LnTYCY、LnJZMJ、LnGDMJ 之间的冲击贡献率结果

六、结 论

(一)协整分析结果表明:体育产业增加值与城市建设用地面积、全国耕地面积之间存在长期正向关系;即是在不考虑其他因素情况下,城市建设用地面积、全国耕地面积每增加 1 个单位,从长期来看将带动体育产业增加 3.951 9、7.095 8 个单位,耕地面积影响力大于城市建设用地面积。就短期动态关系而言,前期体育产业增长对当期体育产业增长具有正向促进作用;城市建设用地、全国耕地对体育产业的短期弹性为-0.117 1、-11.134 6,呈负面效应,短期弹性远远小于长期弹性,即短期作用并不明显。

(二)根据格兰杰因果关系检验结果表明,“城市建设用地面积增长不是体育产业增长的格兰杰原因”“全国耕地面积增长不是体育产业增长的格兰杰原因”“体育产业增长不是全国耕地面积增长的格兰杰原因”“全国耕地面积增长不是城市建设用地面积增长的格兰杰原因”“城市建设用地面积

增长不是全国耕地面积增长的格兰杰原因”的假设均被接受;仅有滞后 1、4、5 期时“体育产业增长不是城市建设用地面积增长的格兰杰原因”的假设被拒绝,说明体育产业增长与城市建设用地面积之间存在比较明显的单向因果关系,即体育产业增长的变化是引起城市建设用地面积增长变化的原因,其他变量之间不存在因果关系。

(三)脉冲响应函数结果显示,体育产业除受自身约束外,还受全国耕地面积、城市建设用地面积影响,在不同阶段全国耕地面积、城市建设用地面积影响程度各异;在体育产业对全国耕地面积、城市建设用地面积内生变量中,前 5 期时,全国耕地面积大于城市建设用地面积,在第 6 期后,城市建设用地面积大于全国耕地面积;在城市建设用地面积、全国耕地面积脉冲响应变量中,两者对体育产业增加值均产生正向脉冲响应。方差分解得出在 10 期内,体育产业增加值贡献率最大的是自身的影响,贡献率始终保持在 82%以上;体育产业增加值对城市建设用地面积、全国耕地面积的贡献率最高可达 39.27%、11.07%。体育产业对城市建设用地面积贡献率尤为突出;体育产业对城市建设用地面积、全国耕地面积的影响具有长期性和阶段性。

参考文献:

- [1] 郭琳,严金明. 中国建设占用耕地与经济增长的退耦研究[J]. 中国人口·资源与环境,2007(5):48-54.
- [2] 陈佑启,杨鹏. 国际上土地利用/土地覆盖变化研究的新进展[J]. 经济地理,2001(1):95-101.
- [3] 郑伟元. 中国城镇化过程中的土地利用问题及政策走向[J]. 城市发展研究,2009(3):16-19.
- [4] 关于加快发展体育产业促进体育消费的若干意见[EB/OL]. (2014-10-20)[2018-11-25]. <https://baike.baidu.com/item>.
- [5] 国务院关于印发全民健身计划(2016—2020 年)的通知[EB/OL]. (2016-06-26)[2018-10-23]. <http://www.chinairn.com/news>.
- [6] HART, ALBERT B. The disposition of our public lands[J]. Quarterly journal of economics. 1887(1): 169-183.
- [7] ARNOTT, RICHARD J, FRANK D. The transition of land to urban use[J]. Journal of political economy, 1979(1):161-169.
- [8] 石玉林. 关于我国土地资源主要特点及其合理利用问题[J]. 自然资源,1980(4):1-10.
- [9] 傅伯杰. 土地评价研究的回顾与展望[J]. 自然资源,1990(3):1-7.
- [10] 刘纪远,布和敖斯尔. 中国土地利用变化现代过程时空特征的研究——基于卫星遥感数据[J]. 第四纪研究,2000(3):229-241.
- [11] 帅文波,杜新波. 土地节约集约利用内涵及机制研究[J]. 绿色经济,2014(4):52-58.
- [12] 曲艺,龙花楼. 基于开发利用与产出视角的区域土地利用隐性形态综合研究——以黄淮海地区为例[J]. 2017(1):61-73.
- [13] 吴次芳,陆张维,杨志荣,等. 中国城市化与建设用地增长动态关系的计量研究[J]. 中国土地科学,2009(2):20-26.
- [14] 中国经济增长前沿课题组. 城市化、财政扩张与经济增长[J]. 经济研究,2011(11):4-21.
- [15] 蒋南平,曾伟. 土地资源与城市化发展:理论分析与中国实证研究[J]. 经济学家,2012(4):52-63.
- [16] 马晓龙,金远亮. 城市土地利用变化与旅游发展的作用机制研究[J]. 旅游学刊,2014(4):87-97.
- [17] 王克强,刘红梅,周庆礼,等. 论体育用地资产化运营与管理[J]. 中国土地科学,2010(2):68-71.
- [18] 刘红梅,周庆礼,王克强. 建立健全体育用地价格评估体系研究[J]. 中国体育科技,2011(2):125-130.
- [19] 易丹辉. 数据分析与 eviews 应用[M]. 北京:中国人民大学出版社,2008:209.
- [20] 杨宜勇,池振合. 中国能源消费与经济增长关系研究——基于误差修正模型[J]. 经济与管理研究,2009(9):39-45.

责任编辑 张颖超

网 址:<http://xbbjb.swu.edu.cn>