

国土空间规划管制、地方政府竞争与区域经济发展

——来自湖北省县(市、区)域的经验研究

余亮亮^{1,2}, 蔡银莺²

(1. 华南理工大学公共管理学院, 广东 广州 510641; 2. 华中农业大学公共管理学院, 湖北 武汉 430070)

摘要: 研究目的: 实证检验国土空间规划管制对区域经济发展的影响及其作用机制。研究方法: 在对国土空间规划管制影响区域经济发展机理分析的基础上, 提出本文的研究假说, 并基于湖北省82个县(市、区)域单元2002—2015年的统计数据, 运用中介效应模型加以检验。研究结果: 国土空间被管制强度越高的区域, 其地方政府可以运作的土地要素就越少, 则该地区地方政府在发展区域经济竞赛中的竞争力就越弱, 进而其经济发展水平就相应较低, 与国土空间被管制强度较弱区域的经济差距逐渐拉大。研究结论: 在中国把国土空间规划上升为国家战略的时代背景下, 为协调区域经济的均衡发展, 应建立起管制弱化区域和管制强化区域之间的横向财政转移支付机制和土地发展权交易市场, 使不同区域均能享受到国土空间优化带来的福利提升。

关键词: 土地管理; 国土空间规划管制; 管制强度; 地方政府竞争; 区域经济发展

中图分类号: F301.2

文献标志码: A

文章编号: 1001-8158(2018)05-0054-08

1 引言

在人多地少的资源禀赋约束下, 对土地要素的合理配置一直是中国土地管理工作的重点。自《土地管理法》修订以来, 中国逐渐形成了以土地用途管制为核心, 土地利用规划和最严格的耕地保护制度作为配合的国土空间规划管制体系, 通过对不同区域和不同用途的土地类型施以不同的管制强度, 以达到保护耕地、优化建设用地产出效率的目的。通常情况下, 对农业空间和生态空间占有比例较大的地区施以更高的国土空间管制强度, 但在以城市建设用地出让成为地方政府发展经济的主要手段的时代背景下, 耕地保护绩效与区域经济发展水平大致呈负相关关系^[1]。有研究发现, 中国的土地用途管制绩效具有区域差异性, 且与区域经济发展的协调性较差, 例如粮食主产区大体上属于管制绩效较好, 但经济发展严重滞后的区域^[2], 这事实上证明不同区域承受着差异化的国土空间管制强度。进而, 国土空间规划管制强度的不同会带来异质区域经济发展和民众福利的巨大差距, 作

用渠道主要是被管制区域城市建设用地供给的减少或土地的最佳利用价值未得到显化, 管制强化区域的经济增长受限、产权主体的土地发展权利受损^[3], 国外的大量经验研究也证实了上述结果^[4-5]。主体功能区规划的实施则会进一步加大区域之间经济发展的差距, 保护型区域将会承受更大的规划管制压力, 从总体上来看, 国土空间被管制强度与区域经济发展水平呈现出反向递增关系, 耕地保护或生态保护较好地区的土地转换受到更严苛的管制, 地方政府利用土地要素促进经济发展的路径被截断, 这将会进一步拉大保护型区域与开发型区域之间的经济发展差距^[6]。

目前已有文献分析了土地利用管制与区域经济发展之间的关系, 但是综合来看, 现有研究主要有两点不足: (1) 现有研究土地利用管制与区域经济发展的文献, 研究单元主要是基于省级或地市级, 研究尺度的过大会掩盖内部区域的异质性问题, 导致研究结论的可信性降低, 同时, 张五常认为地方政府的竞争必须限定在县级政府之间, 且把“县域竞争”假说看成是中国经济增长的奥秘^[7]。(2) 已有研究普遍

收稿日期: 2017-10-09; 修稿日期: 2017-11-28

基金项目: 国家自然科学基金项目(41371519, 71573099); 中国博士后科学基金(2017M622705); 广州市哲学社科“十三五”规划2017年度马克思主义理论与实践专项课题(2017GZMZB11)。

第一作者: 余亮亮(1989-), 男, 河南驻马店人, 博士, 助理研究员, 讲师。主要研究方向为土地经济与管理。E-mail: yuliangliang90@163.com

通讯作者: 蔡银莺(1979-), 女, 广东潮州人, 博士, 教授, 博士生导师。主要研究方向为土地资源经济与管理。E-mail: caiyinying@mail.hzau.edu.cn

认为国土空间被管制强度更严厉的区域由于农地向城市用地转换的难度更大,这加大了其与管制弱化区域之间的经济发展差距,但是没有相应规范的经验研究明确检验国土空间规划管制影响区域经济发展的作用机制是什么。基于上述分析,本文利用湖北省82个县(市、区)域单元2002—2015年间的面板数据,系统分析不同区域国土空间被管制强度与区域经济发展之间的关系,并从地方政府竞争视角,合理解释了国土空间规划管制影响区域经济发展的作用渠道,以期为国土空间规划背景下的区域经济协调发展提供实证依据。

2 理论基础与研究假说

在财政获取和政治晋升的双重激励下,地方政府之间围绕财政收入和GDP增速展开了激烈的竞争,由于土地资源在中国目前经济发展中的重要性,土地要素自然就成为地方政府用来竞争的重要筹码^[8]。一方面,面对财政激励,地方政府通常以高额地价出让商业和住宅用地,凭借地价和房地产价格的上涨以获取大量的土地出让收入以及相关税费收入,属于预算外收入的土地财政成为了地方政府的“第二财政”^[9]。另一方面,面对政治晋升激励,地方政府及其官员通过低地价甚至零地价出让工业用地的方式来竞相招商引资,以达到发展辖区经济和实现长期税基收入的目的^[10]。从以上分析可以看出,无论是“土地财政”假说,还是“土地引资”假说,地方政府之间进行竞争的主要手段都是靠土地要素的运作,形成了中国独特的“以地谋发展”增长模式。建设用地投入与经济增长表现出长期稳定的协整关系,耕地非农化是经济增长的重要原因^[11],那么可资利用的建设用地数量就成为影响地方政府竞争成败的关键变量。

为保护农业和生态空间,中央政府对各地建设用地供应规模进行严厉的管制,每年都会根据各地经济发展状况和国家发展战略分级下放建设用地指标,以加强对地方政府土地利用行为的管控。但是,如果异质地区实质上承受了不同强度的土地利用管制时,那么不同地区由于建设用地供给弹性的不同,就会导致区域之间经济发展差距的加大,谭荣等^[12]认为经济的可持续发展不仅要求提高土地资源利用效率,还应该为各地区发展提供一个公平竞争的环境。主体功能区规划的实施更是严格地把所有地区划分为开发型和保护型区域,禁止或限制保护型区域进行相应规模

的工业化和城镇化开发,将区域社会经济的发展置于由单纯的区域自然本底所决定,恐将与区域协调发展背道而驰^[13]。在美国区域经济发展分异的影响因素中,不同地区的国土空间利用方式具有较强的解释力度^[14]。Burnett利用数据密集型的可计算的一般均衡模型,分析了美国一个中等城市,通过土地供给弹性变化表征的土地利用管制程度对区域经济发展的影响,研究结果表明,国土空间管制强化地区的税收收入减少,本地民众的社会福利大大降低,经济发展也受到影响^[5]。现有研究也普遍认为中国耕地保护或生态保护较好的区域承受了较强的国土空间管制强度,重点开发型区域拥有较多的人均建设用地指标,承担了较少的耕地和生态保护责任,国土空间差异化的管制强度在一定程度上限制了保护型区域的土地发展权利,地方政府利用建设用地用来开展竞争的难度也就加大,进而影响管制强化区域的经济水平^[15]。基于上述理论分析,本文待检验的研究假说可以归纳如下。

假说1:国土空间规划管制强度与区域经济发展水平负相关,即国土空间被管制强度更高的地区,其经济发展水平则较低。

假说2:国土空间规划管制影响区域经济发展的可能作用渠道在于地方政府发展经济的竞争力不同,即国土空间被管制强度更高的地区,地方政府在辖区经济发展中的竞争力则较弱,进而其区域经济发展水平就较低。

3 计量模型与变量选取

3.1 计量模型

本文认为在当前地方政府发展辖区经济的竞争锦标赛中,基于土地资源的出让策略是地方政府开展竞争的主要手段,耕地保护或生态保护要求更严厉的地区,地方政府通过土地要素运作的空间就很有有限,在区域经济发展竞争中就处于不利地位,与开发型区域的经济差距将逐渐加大。因此,从国土空间规划管制影响区域经济发展的作用机制上来看,国土空间规划管制应该显著影响一个区域地方政府发展经济的竞争力。对现有文献梳理,发现通常用来衡量区域地方政府发展经济竞争力大小的指标是地区人均外商直接投资水平(人均FDI),理论逻辑在于地方政府开展的标尺竞争主要体现在吸引外资上,一个区域的人均FDI越大,就说明该区域地方政府发展经济的竞争力也就越大^[16]。基于此,本文通过引入地方政府

发展经济竞争力这个中介变量来构造中介效应模型,以此来考察国土空间规划管制影响区域经济发展的可能传导渠道。

本文基于理论分析提出的两个假说分别表明国土空间被管制强度更高的区域经济发展水平更低,且作用机制在于地方政府在发展辖区经济竞赛中的竞争力较弱。这两个假说都可以通过湖北省县(市、区)级2002—2015年的面板数据来验证,为检验国土空间规划管制对区域经济发展的影响及其作用机制,根据中介效应模型的基本步骤,先将被解释变量对关键解释变量进行回归,再将中介变量(地方政府发展经济竞争力)对关键解释变量进行回归,最后,将被解释变量对关键解释变量和中介变量同时进行回归^[17],实证回归模型设定为如下方程组形式:

$$\ln pgdp_{it} = a_0 + a_1 \ln pcit_{it} + a_2 (\ln pcit_{it})^2 + aX_{it} + \tau_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\ln pfdi_{it} = b_0 + b_1 \ln pcit_{it} + \beta X_{it} + \tau_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln pgdp_{it} = c_0 + c_1 \ln pcit_{it} + \phi \ln pfdi_{it} + \gamma X_{it} + \tau_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(1)—式(3)中: i 为县(市、区), t 为时间; a_0 、 b_0 和 c_0 为常数项; τ_i 和 μ_t 分别为横截面和时间固定效应,以控制不易察觉的县(市、区)和时间变量层面的影响, ε_{it} 为随机扰动项;被解释变量 $\ln pgdp_{it}$ 为县(市、区)域经济增长的变量,具体指标为人均GDP的对数值; $\ln pcit_{it}$ 为核心解释变量,以人均城市化空间的对数值作为国土空间管制强度的代理变量,在回归模型(1)中,加入了国土空间规划管制强度的平方项,以考察其可能会对区域经济发展带来的非线性影响;中介变量 $\ln pfdi_{it}$ 为刻画县(市、区)域地方政府发展经济竞争力的变量,具体指标为人均FDI的对数值; X_{it} 为一列控制变量。

3.2 变量选取

本文研究样本来源于湖北省县(市、区)级层面的数据,受到各个单独市辖区数据很难收集甚至没有相应统计数据限制,通过把地市级的所有市辖区都合并成为一个主城区后,一共形成了82个县(县级市、市辖区)域单元2002—2015年的面板数据。历年的土地利用现状及变更数据来源于湖北省国土资源厅,其他所有的社会经济统计数据都来源于2003—2016年《中国城市统计年鉴》、《中国区域经济统计年鉴》、《中国县域统计年鉴》、《湖北统计年鉴》、湖北省各地级市历年统计年鉴和统计公报。关于被解释变量、核心解

释变量和控制变量的详细描述和描述性统计分析见表1。

(1)被解释变量与核心解释变量。关于区域经济发展水平的度量,用人均实际GDP的对数值($\ln pgdp$)作为本文的被解释变量。核心解释变量为国土空间规划管制强度,由于无论是土地利用规划、土地用途管制还是主体功能区规划,中央政府对各地区国土空间进行规划管制的手段最终都要落实到各用地类型分配上,同时结合十八大报告提出的建立合理的生产空间、生活空间和生态空间,以形成高效的城市化格局、农业发展格局和生态安全格局的要求。本文在参考已有文献对“三生空间”划分的基础上^[18-19],利用人均城市化空间($\ln pcit$)和人均城市化空间年增长率($pcitr$)作为国土空间规划管制强度的代理变量,人均城市化空间与国土空间规划管制强度呈反向变动关系,即人均城市化空间较大的区域,其国土空间被管制强度就越小。一个地区城市化空间包括的用地类型为:城市用地、建制镇用地、采矿用地、风景名胜及特殊用地、铁路用地、公路用地、机场用地、港口码头用地和管道运输用地。

(2)控制变量。为确保研究结论的可靠性,本文还选取了已经被大量文献所证实的影响区域经济增长的变量作为本文的稳健性控制变量。世界经济发展史已经证明,城市化是一国或地区经济发展的巨大引擎,农业劳动力通过由农业部门向非农劳动部门的转换,能极大提高劳动生产率,显著促进区域经济增长^[20],本文用城市化率(urb)来表征。在给定的技术条件下,一个地区的产业结构在一定程度上决定了该地区的经济增长方式,二、三产业的扩张通过扩大经济规模和提高要素效率,进而作用于区域经济发展,本文用地区二、三产业从业人员占比(ind)来捕捉一个地区的产业结构类型。在诸多经济增长理论中,资本一直被认为是影响经济发展的关键因素之一,本文参照张军等^[21]的做法,估计一个基准年后利用永续盘存法来计算各地区的历年资本存量(cap),估算方法为 $K_{it} = (1 - \delta)K_{it-1} + I_{it}$,其中,经济折旧率 δ 设定为0.96, I_{it} 为固定资产投资额。在财政分权背景下,中国的财政支出对经济发展具有重要影响,尤其是其生产性支出部分具有直接的生产率效应^[22],本文利用财政支出的对数值($\ln fin$)用来衡量财政支出水平。由于资本投资主要来源于储蓄,因此,储蓄能否顺利地转化为有效投资资本,会影响到经济发展质量^[23],本文利

表1 变量与说明

Tab.1 The definition and explanation of variables

变量名	变量说明	计算方法	平均值	最小值	最大值	标准差
<i>lnpgdp</i>	人均GDP	人均实际GDP的对数值	9.718	7.981	11.763	0.776
<i>lnpcit</i>	人均城市化空间	[(城镇居民点及工矿用地+城镇交通过地)/地区常住人口]的对数值	4.134	3.003	5.568	0.520
<i>pcitr</i>	人均城市化空间年增长率	(地区当年人均城市化空间/上年人均城市化空间)-1	0.046	-0.693	0.808	0.118
<i>urb</i>	城市化水平	地区城市户籍人口/地区常住人口	0.339	0.169	0.957	0.169
<i>ind</i>	二、三产业从业人员占比	地区二、三从业人员/地区全社会从业人员	0.634	0.053	0.995	0.134
<i>cap</i>	资本存量	资本要素的量化值	115.610	1.559	3 023.415	232.329
<i>lnfin</i>	财政支出	财政支出的对数值	2.419	-0.294	5.788	1.127
<i>lnpfdi</i>	人均外商直接投资水平	人均实际利用外商直接投资值的对数值	2.623	-2.977	12.077	1.775
<i>lnsav</i>	地区城乡居民储蓄	地区城乡居民储蓄总额的对数值	13.100	9.987	18.137	1.154

用地区城乡居民储蓄总额的对数值计量储蓄水平。

4 实证结果及分析

4.1 国土空间规划管制对区域经济发展的影响

在对面板数据进行回归之前,为避免伪回归,通常要对面板数据进行平稳性检验,目前针对面板单位根检验的方法主要有LLC检验、HT检验、Breitung检验和IPS检验等,由于本文数据类型属于时间维度T固定,而横截面单位n趋于无穷大的形式,故本文主要给出HT检验的结果(表2)。HT单位根检验结果表明,所有变量都在1%显著性水平下拒绝本文所使用的面板数据存在单位根的原假设,这表明本文所涉及的变量都具有平稳性,可以直接进行回归分析。

关于面板数据模型的估计方法,根据对随机扰动性设定的不同,主要分为混合OLS模型、固定效应模型和随机效应模型,具体使用哪种模型进行估计,需要分别进行F、BP-LM和Hausman检验。本文的F和BP-LM检验在1%显著性水平下拒绝了原假设,说明无论是随机效应还是固定效应模型的估计效率均要优于混合OLS。同时,Hausman检验又表明固定效应和随机效应模型的估计参数没有系统差别,但是固定效应更有效,因此,本文以固定效应模型的回归结果

分析为主,但是为了便于比较,在表3中列出了随机效应模型的回归结果。表3中一共有6列回归结果,均对应上文中的实证回归模型(1),第1和2列分别为只含有国土空间规划管制变量的固定效应和随机效应结果,第3和4列则分别为既包括核心解释变量又加入了控制变量的固定效应和随机效应结果,第5和6列是以人均城市化空间年增长率作为国土空间规划管制代理变量的固定效应和随机效应结果。

在第1和2列中,用人均城市化空间度量的国土空间规划管制显著影响一个地区的经济发展,在两列结果中均通过了1%水平的显著性检验,且回归系数为正,表示人均城市化空间越大的地区承受了较弱的国土空间规划管制强度,人均城市化空间较小的区域承受了更高的国土空间管制强度。进而国土空间被管制强度较弱区域的经济的发展更快,相反,国土空间被管制强度较高的区域则经济发展滞后,与管制弱化区域的经济的发展差距日益加大。虽然国土空间规划管制强度变量平方项的回归系数为负值,这表明国土空间规划管制与区域经济发展水平可能呈现出倒U型关系,但不具有统计显著性。第3和4列说明,在加入其他控制变量之后,国土空间被管制强度对区域经济发展的影响系数虽有所减小,但是仍然非常显著,

表2 面板数据的平稳性检验

Tab.2 The stability test of panel data

变量	<i>lnpgdp</i>	<i>lnpcit</i>	<i>pcitr</i>	<i>urb</i>	<i>ind</i>	<i>cap</i>	<i>lnfin</i>	<i>lnpfdi</i>	<i>lnsav</i>
统计量	0.424	0.732	-0.188	0.454	0.649	0.462	0.286	0.380	0.512
Z值	-16.606	-2.997	-43.658	-15.280	-6.667	-14.325	-22.704	-18.584	-12.745
P值	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

而国土空间规划管制强度变量的平方项仍没有通过显著性检验。通过对模型中核心解释变量的替换,可以检验国土空间规划管制影响区域经济发展的稳健性,基于此,在第5和6列中,把对一个地区国土空间被管制强度的测度由人均城市化空间变换成人均城市化空间年增长率,国土空间规划管制强度仍然在1%的显著性水平下影响区域经济发展,即国土空间被管制强度更高的区域,其经济发展较为缓慢,因此,本文的假说1得到证明。

在第3和4列的回归结果中,还可以分析其他控制变量对区域经济发展的影响,城市化水平的回归系数为负值但是不具有统计显著性,这不能表明从经济显著性上城市化进程不利于区域经济发展,因为在本文中城市化水平的计算不同于真正意义上的城市化。在计算一个县(市、区)级单位的城市化水平时,是把该地区的城镇户籍人口除以该地区的常住人口,这就会由于一个地区县或县级市的非农就业的劳动人口流入市辖区,导致县或县级市常住人口减少,市辖区常住人口增加,但是大部分非农就业人口的农村户籍并没有发生变化,这就会产生县域城市化水平上升,而市辖区城市化水平下降的假象,这在一定程度

上表明由于中国严厉的户籍管制制度导致的半城镇化,将不利于区域经济的发展。本文其他控制变量对区域经济发展的影响则和已有文献的研究结论相吻合,即一个地区的二、三产业越发达、资本存量更高、财政支出更多、城乡居民储蓄存款更多,其经济增长也更快。

4.2 基于地方政府竞争视角的作用机制分析

在对国土空间规划管制影响区域经济发展作用渠道的分析之前,同样要先对实证回归模型(2)和(3)进行Hausman检验,检验后发现 P 值均为0.000,强烈拒绝原假设,接受固定效应模型的估计效率优于随机效应模型的备择假设,因此,本部分的分析以固定效应模型的回归结果为主,为了便于对照,在表4中也相应列出了随机效应模型的估计结果。一共有6列回归结果,其中,第1—4列为中介变量地方政府发展经济的竞争力对国土空间规划管制的回归结果,对应上文中的实证回归模型(2);第5和6列则是在加入中介变量后因变量区域经济发展水平对国土空间规划管制的回归结果,对应上文中的实证回归模型(3)。第1和2列分别为只含有国土空间规划管制变量的固定效应结果和随机效应结果,第3和4列分别为既含有国

表3 基准回归模型估计结果

Tab.3 Estimated results of the benchmark regression model

变量	FE(1)	RE(2)	FE(3)	RE(4)	FE(5)	RE(6)
$\ln pcit$	1.674** (0.709)	2.122*** (0.580)	0.478*** (0.063)	0.432*** (0.059)		
$(\ln pcit)^2$	-0.005 (0.090)	-0.071 (0.073)	-0.020 (0.045)	-0.015 (0.045)		
$pcitr$					0.201*** (0.045)	0.195*** (0.045)
urb			-0.098 (0.114)	-0.102 (0.115)	0.158 (0.113)	0.193 (0.124)
ind			0.342** (0.129)	0.366*** (0.125)	0.278* (0.144)	0.297** (0.138)
cap			0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
$\ln fin$			0.143*** (0.040)	0.166*** (0.037)	0.172*** (0.050)	0.193*** (0.047)
$\ln sav$			0.372*** (0.072)	0.313*** (0.058)	0.423*** (0.079)	0.387*** (0.070)
截距	2.886** (1.379)	2.176* (1.153)	3.187*** (0.902)	3.531*** (0.876)	3.485*** (0.863)	3.884*** (0.781)
$Ad R^2$	0.618	0.623	0.662	0.692	0.546	0.555
观测值	1 147	1 147	1 143	1 143	1 143	1 143

注: *、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平;括号中的数值是回归系数估计量之稳健性标准差。

土空间规划管制变量,又包括其他控制变量的固定效应结果和随机效应结果,第5和6列则分别为实证回归模型式(3)的固定效应和随机效应模型估计结果。

从第1和2列回归结果中可以看出,无论是固定效应还是随机效应,国土空间规划管制均通过了1%水平的显著性检验,且回归系数为正,表明人均城市化空间越小的区域,承受了强度较高的国土空间管制水平,地方政府利用土地要素发展经济的空间就越小,进而在区域经济发展竞争中处于不利地位。相反,国土空间被管制强度越低的区域,其地方政府在经济发展锦标赛中的竞争力就越强,表现为人均FDI拥有量越多。第3和4列说明,在加入其他控制变量之后,国土空间规划管制强度对一个地区地方政府发展经济竞争力的影响系数有所减小,但是仍然高度显著。控制变量中,地区资本存量、财政支出水平和城乡居民储蓄总额均显著正向影响一个区域的人均FDI水平,即其值越大,则该区域地方政府发展经济的竞争力就越强。根据第5和6列的回归结果可知,人均FDI在1%的显著性水平正向影响区域经济发展水平,即地方政府发展经济的竞争力越强,则该地区的经济发展水平就越好,这与中国地方政府在发展辖区经济

中具有重要作用的基本事实相吻合。与表3中第3列回归结果的比较可知,在加入地方政府发展经济竞争力这个中介变量后,国土空间规划管制对区域经济发展水平影响的估计系数值有所减小,根据中介效应模型可知,这就表明地方政府发展经济的竞争力是国土空间规划管制影响区域经济发展水平的可能传导渠道。

因此,以上实证回归结果表明,国土空间规划管制影响区域经济发展的可能作用渠道在于:由于各地区国土空间被管制强度的不同,导致地方政府在发展辖区经济中的竞争力具有异质性,国土空间被管制程度更严厉的地区,地方政府可资利用的建设用地指标有限,进而在发展区域经济发展中的竞争力较弱,则该地区的经济发展水平就较落后,至此,研究假说2得到验证。

5 结论与政策启示

本文利用湖北省82个县(市、区)级单位2002—2015年的面板数据,实证检验了国土空间规划管制对区域经济发展的影响,并尝试从地方政府发展辖区经济竞赛中的竞争力差异视角给予了合理解释。结果

表4 中介效应模型估计结果

Tab.4 Estimated results of the mediating effect model

变量	lnpfdi				lnpgdp	
	FE(1)	RE(2)	FE(3)	RE(4)	FE(5)	RE(6)
lnpcit	2.127*** (0.175)	2.161*** (0.159)	0.499*** (0.003)	1.033*** (0.216)	0.345*** (0.088)	0.410*** (0.076)
urb			-0.025 (0.648)	-0.144 (0.593)	-0.098 (0.111)	-0.102 (0.111)
ind			1.111 (0.719)	1.748*** (0.657)	0.314** (0.126)	0.338*** (0.120)
cap			0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
lnfin			0.202 (0.128)	0.101 (0.105)	0.139*** (0.038)	0.163*** (0.035)
lnsav			0.346* (0.183)	0.221* (0.123)	0.357*** (0.069)	0.293*** (0.056)
lnpfdi					0.022*** (0.008)	0.027*** (0.008)
截距	-6.154*** (0.722)	-6.295*** (0.672)	-5.238*** (1.865)	-6.040*** (1.494)	3.017*** (0.667)	3.501*** (0.574)
Adj R ²	0.439	0.439	0.513	0.510	0.679	0.711
观测值	1 134	1 134	1 130	1 130	1 130	1 130

注: *、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平;括号中的数值是回归系数估计量之稳健性标准差。

表明,无论是以人均城市化空间,还是人均城市化空间年增长率作为国土空间规划管制的代理变量,国土空间被管制强度均显著影响一个区域的经济水平。具体为:人均城市化空间越小的地区,其国土空间利用被管制强度就越高,则该区域的经济水平就越低,进而与国土空间被管制强度较弱区域的经济差距也将逐渐拉大,这将不利于中央政府实施国土空间规划以促进区域经济协调发展的政策意图。在其他控制变量显著影响区域经济发展的回归结果中,与已有文献的研究结论保持一致,本文也发现一个地区的二、三产业越发达、资本存量更高、财政支出更多、城乡居民储蓄存款更多,其经济发展也会更快。对于国土空间规划管制影响区域经济发展作用机制的研究结果显示,国土空间被管制强度越高的区域,其地方政府可以运作的土地要素就越少,进而在发展区域经济竞赛中的竞争力就越弱,其经济发展水平就相应越低。

国土空间规划管制在耕地和生态环境保护中发挥了极其重要的作用,然而,由于国土空间被管制强度的不一致性,保护型与开发型区域的经济差距将逐步拉大,这将严重影响到区域经济的协调发展。因此,为使经济发展和国土空间优化带来的福利提升能惠及到所有区域和全体民众,本文建议:(1)根据不同国土空间被管制强度区域对耕地和生态环境保护的不公平程度,中央政府应设计相应的横向财政转移支付机制,每年由管制弱化区域向管制强化区域提供一定额度的生态补偿资金,以弥补管制强化区域的机会成本损失。(2)借鉴美国的土地发展权转移制度,赋予耕地等生态用地土地发展权能,创设土地发展权交易市场,通过经济激励机制实现不同国土空间被管制强度区域的共享发展。

参考文献(References):

[1] 张全景,欧名豪,王万茂. 中国土地用途管制制度的耕地保护绩效及其区域差异研究[J]. 中国土地科学, 2008, 22(9): 8-13.

[2] 曹瑞芬,蔡银莺,张安录,等. 中国土地用途管制绩效的时空差异性分析[J]. 资源科学, 2013, 35(6): 1125-1133.

[3] 余亮亮,蔡银莺. 国土空间规划管制与区域经济协调发展研究——一个分析框架[J]. 自然资源学报, 2017, 32(8): 1445-1456.

[4] TOWE C, KLAIBER H A, WRENN D H. Not my problem: growth spillovers from uncoordinated land use policy[J]. *Land Use Policy*, 2017, 67: 679-689.

[5] BURNETT P. Land use regulations and regional economic development[J]. *Land Economics*, 2016, 92(2): 237-255.

[6] 薄文广,安虎森,李杰. 主体功能区建设与区域协调发展:促进亦或冒进[J]. 中国人口·资源与环境, 2011, 21(10): 121-128.

[7] 张五常. 中国的经济制度[M]. 北京:中信出版社, 2009.

[8] 王媛,杨广亮. 为经济增长而干预:地方政府的土地出让策略分析[J]. 管理世界, 2016(5): 18-31.

[9] 邵朝对,苏丹妮,邓宏图. 房价、土地财政与城市集聚特征:中国式城市发展之路[J]. 管理世界, 2016(2): 19-31.

[10] 杨其静,卓品,杨继东. 工业用地出让与引资质量底线竞争——基于2007—2011年中国地级市面板数据的经验研究[J]. 管理世界, 2014(11): 24-34.

[11] 许恒周,金晶. 耕地非农化与区域经济增长的因果关系和耦合协调性分析——基于中国省际面板数据的实证研究[J]. 公共管理学报, 2011, 8(3): 64-72, 126.

[12] 谭荣,曲福田,郭忠兴. 中国耕地非农化对经济增长贡献的地区差异分析[J]. 长江流域资源与环境, 2005, 14(3): 277-281.

[13] 王振波,徐建刚. 主体功能区划问题及解决思路探讨[J]. 中国人口·资源与环境, 2010, 20(8): 126-131.

[14] WU J, GOPINATH M. What causes spatial variations in economic development in the United States?[J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2008, 90(2): 392-408.

[15] 曹瑞芬,张安录. 土地发展非均衡度测算及其敏感性分析——基于农地非农发展受限视角[J]. 自然资源学报, 2017, 32(5): 715-726.

[16] 张军,高远,傅勇,等. 中国为什么拥有了良好的基础设施?[J]. 经济研究, 2007(3): 4-19.

[17] 毛其淋,许家云. 中国对外直接投资如何影响了企业加成率:事实与机制[J]. 世界经济, 2016, 39(6): 77-99.

[18] 李广东,方创琳. 城市生态—生产—生活空间功能定量识别与分析[J]. 地理学报, 2016, 71(1): 49-65.

[19] 林坚,柳巧云,李婧怡. 探索建立面向新型城镇化的国土空间分类体系[J]. 城市发展研究, 2016, 23(4): 51-60.

[20] 孙祁祥,王向楠,韩文龙. 城镇化对经济增长作用的再审视——基于经济学文献的分析[J]. 经济学动态, 2013(11): 20-28.

- [21] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952—2000[J]. 经济研究, 2004(10): 35 - 44.
- [22] 齐福全. 地方政府财政支出与经济增长关系的实证分析——以北京市为例[J]. 经济科学, 2007(3): 5 - 15.
- [23] 范祚军, 常雅丽, 黄立群. 国际视野下最优储蓄率及其影响因素测度——基于索洛经济增长模型的研究[J]. 经济研究, 2014(9): 20 - 33.

Spatial Regulation of Land Use Planning, Local Government Competition and Regional Economic Development: Empirical Evidence from the Counties (Cities, Districts) of Hubei Province

YU Liangliang^{1,2}, CAI Yinying²

(1. School of Public Administration, South China University of Technology, Guangzhou 510641, China; 2. College of Public Administration, Huazhong Agricultural University, Wuhan 430070, China)

Abstract: The aim of this paper is to empirically analyze the spatial regulation on regional economic development. The methods employed are that based on the mechanism analysis, we put forward a hypothesis, and then we used the panel data of 82 counties (cities, districts) of Hubei Province from 2002 to 2015 and the mediating effect model to empirically analyze the differentiated intensity of spatial regulation on regional economic development. We found that in the region where the national space is higher regulated, the local government can manipulate the less land elements. The local government in the competitiveness of regional economic development is weak and then its economic development level is correspondingly low. Therefore, the economic development gap between the two regions would be further widened. So, in the context that the national spatial is regarded as the national strategy in China, we should build a lateral fiscal transfer payment mechanism between the two kinds of areas with different regulatory intensity to coordinate their economy development, and should create a land development rights trading market so that they can share the dividends of land use optimization.

Key words: land management; spatial regulation of land use planning; regulatory intensity; local government competition; regional economic development

(本文责编: 戴晴)