

土地财政“饮鸩止渴”了吗

——基于中国地级市的时空动态空间面板分析

□ 邹 薇 □ 刘红艺

(武汉大学 经济与管理学院, 湖北 武汉 430072)

土地财政与地方经济增长存在密不可分的关系,现阶段,土地财政是否已经难以为继?是否“饮鸩止渴”?这些问题值得关注。本文采用2003—2011年间全国283个地级市的面板数据,分别建立空间动态与时空动态空间面板模型,考察了土地财政对经济增长、城市化进程以及产业结构变化的作用机制。实证结果表明:(1)在空间动态模型设定下,土地财政对城市化进程、第二产业与第三产业发展存在显著的“门限效应”,即具体影响将受限于地方财政自由度,而对经济增长却存在直接的抑制作用;(2)在时空动态模型的估计下,土地财政对经济增长、城市化进程和产业结构指标均存在明显的时空动态效应和“门限效应”;(3)通过对空间误差修正模型结果的分解,发现本级城市的“以地生财”效应尽管短期内能够对经济增长和城市化产生推动作用,但却抑制了第三产业发展,不利于形成资源有效配置的产业结构。

关键词: 土地财政; 经济增长; 城市化; 产业结构; 时空动态空间面板模型

中图分类号: F812 文献标识码: A 文章编号: 1003—5656(2015)09—0021—12

DOI:10.16158/j.cnki.51-1312/f.2015.09.003

一、引言与相关文献综述

土地财政问题一直是学术界热议的一个焦点。据国土资源部有关统计数据报告,2013年全国国有建设用地供应73万公顷,同比增长5.8%。其中房地产用地20万公顷,同比增长26.8%;基础设施等其他用地32万公顷,同比下降2.9%。国有土地供应的持续过热,与之对应的结果是房地产市场的居高不下和持续上扬的局面。特别地,2013年全国土地出让收入总额达到了4.125万亿,超过2011年的3.15万亿创历史新高,全国105个主要监测城市地价总体水平持续上涨。根据最新财政数据,2014年第一季度国有土地使用权出让收入达到1.08万亿元,同比增长40.3%,而同期地方本级财政收入1.95万亿元,“卖地”收入与地方公共财政收入的比例达1:1.7^①。面对如此巨额的“土地盛宴”,城市发展对土地的依赖有增无减,而土地出让收入流向是否有助于经济增长与发展尚待更准确地分析,“土地财政模式”已是我国现阶段经济转型过程中亟待解决的问题。

结合分税制背景下,财政收支与政治激励双重压力导致地方政府展开为增长而竞争的引资竞争^{[1]-12+22},而作为土地所有者的地方政府,对土地财政所形成的路径依赖与其具有莫大关联。一方面,土地要素的释放对于我国经济发展与城市化推进起着至关重要的作用;另一方面,由于我国地方政府对土地一级市场的垄断,容易造成政府运用本级权力把集体所有或其它用途的土地整合后,通过招拍挂等方式出让土地,进而高估土地价格,导致部分地区过度依赖土地出让收入,出现了“第二财政”现象。然而一味

基金项目:国家社会科学基金重大招标项目“应对中等收入陷阱挑战的综合研究”(11&ZD006);国家社会科学基金重点项目“未来十年我国扶贫开发战略研究”(10AZD103)

①由《中国经济周刊》与中国经济研究院联合发布的23个省(市)“土地财政依赖度”排名显示:23个省(市)最少的有1/5债务靠卖地偿还,浙江、天津2/3债务要靠土地出让收入偿还,分别达66.27%和64.56%。在被审计调查的市级政府中,承诺以土地收入来偿债的占比高达81%,县级政府也超过50%(参加《证券日报》2014年4月21日;《第一财经日报》2014年4月18日)。

地依赖稀缺的土地资源,必然会导致宏观经济风险增加,“以地生财”终将难以为继^{[2]4-20}。结合实际情况来看,各地“地王”频现,土地融资平台的债务风险逐渐加大,且土地出让收入由本级政府“自收自支”,资金主要流向城市建设与房地产业,造成相关建材、五金与一些民用低端制造业产能过剩问题严重,关于土地财政“饮鸩止渴”之说已然愈演愈烈。为此,本文将从分税制视角下分别探讨土地财政对经济增长、城市化进程与产业结构作用的影响机制,以此来回答土地财政是否为“鸩”,这对政府财税体制改革与优化社会资源配置具有重要的理论价值与现实意义。

对我国土地财政成因与宏观经济之间的关系的研究中,大多数学者将地方政府“以地生财”的问题归结于现行的分权式财税制度。张莉等^{[3]35-43}强调了地方政府在政绩与财政双重激励的诱惑下将“攫取之手”伸向了土地财政。除此之外,蒋省三等^{[4]1-9}和李郁等^{[5]1141-1160}还分别从现存土地制度以及房地产价格对土地财政的策略性拉动进行了相关考察。由此可以说明,土地财政的依赖程度在一定程度上取决于本级地方政府的分权度水平。

关于土地财政对宏观经济的影响研究主要着重于对与经济增长与城市化之间关系的探讨。陈志勇和陈莉莉^{[6]24-29+134}的研究得出我国土地出让收入对经济增长存在显著地促进关系。中国经济增长前沿课题组^{[2]4-20}则认为随着我国近年来进入大力发展城镇化阶段,土地要素被重估,导致了政府的“土地财政”,扩张了公共基础设施的投资,推动了土地城市化和区域经济增长。宫汝凯^{[7]70-83}研究发现中国当前的城市化进程,典型特征是高房价和与之相联系的较大规模的土地财政。邹薇和刘红艺^{[8]104-129}探讨了土地财政分别对私人投资与经济增长的影响机制,发现中国地方政府对土地财政的依赖存在“土地财政错觉”现象,且土地财政对私人投资与经济增长的短期促进作用主要存在于东部地区。

总体而言,目前关于土地财政的实证研究,主要是致力于探讨土地财政对经济增长或者房价水平等变量的影响,均未考虑“土地城市化”与“人的城市化”的差异及其对产业结构转型和城市化路径的影响,且忽略了宏观经济变量在空间中的外溢与辐射作用和地方政府之间的“策略性模仿”或“策略性竞争”过程。本文认为,尽管国有土地出让能够在一定程度上促进城市化进程和解决地方公共融资等问题,但仅片面地考察土地财政对某个宏观经济变量的影响,并不能真正地回答土地财政是否“饮鸩止渴”的问题。而且,考虑到地方政府为了更多地出让土地以牟取更多的出让收入,具有潜在的动机去开发更多的土地资源,遗漏空间外溢的影响势必会造成实证模型设定上出现偏误,导致估计产生偏差。因此,本文沿用新地理经济学诠释区域间的空间聚集以及空间相关性现象(诸如经济带、城市圈与产业集聚)的思路,将空间影响因素纳入到实证分析的模型中。

本文将考察分税制下地方政府的财政自由度对土地出让行为的联动效应,采用2003—2011年间中国283个地级市城市的面板数据,建立空间面板模型,实证检验土地财政在我国空间上的策略性竞争或策略性外溢对经济增长、城市化与产业结构的影响机制,以期全面地问“症”土地财政。

二、实证模型

(一)空间动态面板计量模型设定及估计方法

无论是经济增长、城市化进程还是产业结构调整,我国地方政府在追求政绩目标或者晋升目标时,均会考虑其他地区的发展情况,尤其是相邻或相近地区,寻求区域发展的聚集与规模效应。故此,只要不同区间存在横向的标尺行为,地区*i*的宏观经济指标效果 f_i 将受其他地区的宏观经济指标效果 f_{-i} 影响,由此我们在此构造空间互动的经济指标决策效果函数如下: $f_i = g(f_{-i}, X)$, X 是控制变量,表示经济要素、财政分权指标以及土地财政指标。本文遵循Anselin^[9]引入空间计量方法的思路,将一般的空间面板模型设定如下:

$$f_{it} = \alpha + \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} f_{jt} + X_{it} \varphi + \sum_{j=1}^N (w_{ij} X_{ijt}) \theta + c_i + \mu_t + v_{it}, v_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N w_{ij} v_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

i 是截面维度, $i=1, \dots, N$, t 是时间维度指标, $t=1, \dots, T$ 。 α 为常数项, c_i 是空间个体效应, 捕捉空间各地区不可观测的个体异质性, μ_t 反映的是空间时间效应, 表示空间个体在特定时期所接收的不可观测的相同信息量, $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$ 。 X_{it} 是 $1 \times K$ 的解释变量的行向量, 其中, K 为解释变量个数, w_{ij} 表示的是空间权重矩阵 W 的第 i 行、第 j 列元素, W 为 $NT \times NT$ 矩阵。 $\sum_{j=1}^N w_{ij} f_{jt}$ 表示的是本地区经济指标效果与其他地区经济指标效果的交互作用, ρ 则是该经济指标效果的空间相关系数。另外, φ 与 θ 分别表示控制变量与控制变量空间反应变量的估计系数向量。 v_{it} 表示可能受到来自其他地区不可观测冲击的影响, 包含特质部分 ε_{it} , λ 称为空间自回归系数。

通过对方程反应参数与空间自回归系数的适当约束, 我们将得到四类不同的空间面板模型, 分别为空间自回归模型(SAR)(或称空间滞后模型(SLM))、空间杜宾模型(SDM)、空间误差模型(SEM)和空间自变量滞后模型(SLX), 具体的模型表达式分别由方程(2)-(5)表出:

$$f_{it} = \alpha + \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} f_{jt} + X_{it} \varphi + c_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$f_{it} = \alpha + \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} f_{jt} + X_{it} \varphi + \sum_{j=1}^N (w_{ij} X_{ijt}) \theta + c_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$f_{it} = \alpha + X_{it} \varphi + c_i + \mu_t + v_{it}, v_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N w_{ij} v_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$f_{it} = \alpha + X_{it} \varphi + \sum_{j=1}^N (w_{ij} X_{ijt}) \theta + c_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

针对空间面板模型, 为更好地解决带有空间滞后变量与非线性模型所带来内生性以及有偏问题, 现有文献有三种方法进行估计, 分别是最大似然估计(MLE)、贝叶斯估计以及IV或者GMM。本文将基于Elhorst^{[10]377-407}的MLE方法, 对模型进行相关估计。原因是, 目前GMM方法对空间面板模型的估计, 仍没有完善地考虑到空间固定效应或随机效应。针对以上四类空间面板模型的选取, 本文将采取三个步骤来选择适合样本类型的空间模型^①。

(二)空间动态面板模型中的外溢效应

空间外溢效应的数学表达式为 $\partial f_{it} / \partial x_{jt} \neq 0$, 即其他地区对本地区的经济指标的效果情况存在明显的影响, 且 $i \neq j$ 。对于传统的非空间面板模型, 解释变量对因变量的边际效应则通过变量对应的估计系数反映。然而针对空间计量模型, 变量对应的估计系数再也不能单纯地涵盖变量间的边际效应。针对本文而言, 土地财政在空间中对经济指标所产生的边际效应, 需要考虑到本地以及其他地区的影响。为此, 我们着重考察土地财政变量与控制变量 X 所产生的边际效应列示如表1:

通过观察表1可以发现, 空间外溢效应可以分为两种: 全局外溢^[11]和局部外溢^{[12]103-127}。全局外溢效应主要是通过 $(I_N - \rho W)^{-1}$ 进行俘获, 可以通过空间里昂惕夫逆矩阵展开得到 $I + \rho W + \rho^2 W^2 + \dots$, 其经济含义为地区经济指标效果的决定因素, 不仅来自于本地区经济要素以及决策变量 X 的影响, 还受

表1 空间面板模型的边际外溢效应

模 型	边 际 效 应
SAR	$\partial f / \partial X' = (I_N - \rho W)^{-1} I_{N \times K} \varphi$
SDM	$\partial f / \partial X' = (I_N - \rho W)^{-1} (I_{N \times K} \varphi + W I_{N \times K} \theta)$
SEM	$\partial f / \partial X' = I_{N \times K} \varphi$
SLX	$\partial f / \partial X' = I_{N \times K} \varphi + W I_{N \times K} \theta$

①具体地, 第一个步骤分为两种办法, 一是基于非空间模型的残差, 利用古典拉格朗日乘子和稳健拉格朗日乘子分别对空间滞后模型与空间误差模型进行交互检验; 二是利用空间滞后或空间误差模型的最大似然残差进行检验; 第二个步骤是针对空间杜宾模型建立两个约束的假设检验: $H_0: \theta = 0$ 和 $H_0: \theta + \rho \varphi = 0$, 前者检验空间杜宾模型能否被简化为空间滞后模型, 后者检验空间杜宾模型能否简化为空间误差模型。两个原假设的检验统计量均服从自由度为 K 的卡方分布。最后如若SDM、SAR与SEM模型均被检验所拒绝, 我们将基于稳健性原则, 选择SLX模型, 仅考虑解释变量对经济指标效果的空间效应, 并给出相应检验结果。

到来自相邻地区的影响 (ρW), 还有相邻的地区的影响 ($\rho^2 W^2$), 以此类推。又因为 $\rho < 1$, 所以这种空间逐次的传递效应将随着地区距离的增长而退灭。基于以上分析, Lesage 和 Pace^[11] 对边际外溢效应进行了相应分解, 即分为直接效应、间接效应和总体效应。

(三) 时空动态面板模型设定及估计方法

经济增长过程中所具有的序列相关性, 也正得到越来越多的关注。本文基于 Lee 和 Yu^{[13]255-271} 提出的时空动态面板模型, 考察时空动态下土地财政对各经济指标的作用情况, 并通过分析模型所对应的误差修正模型以计算得到经济发展的收敛效应。为此, 对方程进行重建, 得到时空动态面板模型:

$$f_{it} = \alpha + \tau f_{i,t-1} + \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} f_{jt} + \eta \sum_{j=1}^N w_{ij} f_{j,t-1} + X_{it} \varphi + c_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

τ 为经济变量一阶滞后项的反应参数, 被假定在 $(-1, 1)$ 。而 η 为滞后的空间自相关系数, 其余参数与方程说明基本相似, 在此不再赘述。关于模型参数的估计, Yu 等^{[14]118-134} 考虑了方程(6)的对数似然函数, 推导得到准极大似然估计量(QMLE); 然而 QMLE 可能存在偏差, 随即提出了“偏差修正的 QMLE”, 采用此种 QMLE 估计量的前提是, 模型(6)必须是稳定的, 即 $\tau + \rho + \eta < 1$ 。针对非平稳性的情况, Lee 和 Yu^{[15]564-597} 和 Yu 等^{[16]16-37} 提出通过变换空间一阶差分的方法, 来解决时空动态面板模型的不稳定问题, 等价于方程(7)(便于说明, 下文起用矩阵符号来表示模型)。在 $\tau + \rho + \eta = 1$ 成立时, Yu 等^{[16]16-37} 定义此为空间协整模型, 本文将用双边 Wald 检验来判断模型的稳定性以及空间协整模型的存在性。

$$(I - W)f_t = \tau(I - W)f_{t-1} + \rho W(I - W)f_t + \eta W(I - W)f_{t-1} + (I - W)X_t \varphi + (I - W)c + (I - W)\varepsilon_t \quad (7)$$

关于方程(7)的估计, 由于矩阵 $(I - W)$ 至少存在一个特征值为 0, 意味着该矩阵不再是满秩的, 通过引入变换矩阵对 $(I - W)$ 实现降维, 在方程(7)两端乘以变换矩阵, 以保证能够对时空动态模型进行估计, 其中变换矩阵为 $Tr = \Lambda_{N-p}^{-1/2} E'_{N,N-p}$ ^①。从而有 $f_t^* = Tr(I - W)f_t$, 同样对其他变量变换分别得到 X_t^* , c_t^* 和 ε_t^* 。又因为 $W^* = TrW(I - W) = \Lambda^{-1/2} E'_{N,N-p} W E_{N,N-p} \Lambda^{-1/2}$ ^{[15]564-597}, 由此可得方程(7)的变换方程:

$$f_t^* = \tau f_{t-1}^* + \rho W^* f_t^* + \eta W^* f_{t-1}^* + X_t^* \varphi + c_t^* + \varepsilon_t^* \quad (8)$$

本文将根据不同经济发展指标在时空动态下所反映的平稳性与非平稳性来决定采用模型(6)和模型(8)进行估计, 稳定性的相关检验会置于回归结果中。

(四) 时空动态空间模型的外溢效应与收敛效应

除了考虑经济发展指标在空间中的交互效应, 纳入时空效应将使模型中解释变量对因变量的解释显得更加复杂。Yu 等^{[16]16-37} 研究得到方程(6)所呈现的时空动态面板模型能够通过误差修正模型(ECM)形式表出:

$$\Delta f_t = (I - \rho W)^{-1} [(\tau - 1)I + (\rho + \eta)W] f_{t-1} + (I - \rho W)^{-1} X_t \varphi + (I - \rho W)^{-1} (c + \mu_t + \varepsilon_t) \quad (9)$$

我们可以将解释变量对因变量的边际效应解释转换为对其一阶差分 Δf_t 的探讨, 即对各经济指标的变动情况进行分析。借鉴 Lesage 和 Pace^[11] 提出的直接效应、间接效应与总体效应, 我们把解释变量集 X_t 基于误差修正模型对经济指标的变动分解为 $(I - \rho W)^{-1} \varphi_k$, 而具体的直接、间接以及总体效应的计算方法与前述的空间动态的外溢效应表述相同。

相似地, 我们可以通过误差修正模型来计算得到收敛效应:

$$\partial \Delta f_t / \partial f_{t-1} = (I - \rho W)^{-1} [(\tau - 1)I + (\rho + \eta)W] \quad (10)$$

一种特殊情况是当模型为空间协整模型时, 即 $\tau + \rho + \eta = 1$, 则收敛效应将变为:

$$\partial \Delta f_t / \partial f_{t-1} = (\tau - 1)(I - \rho W)^{-1} (I - W) \quad (11)$$

① Λ_{N-p} 记为 Σ 的非零特征值对角线矩阵, $E_{N,N-p}$ 为相应标准正交化的特征向量, p 则是特征值为 0 的个数。

三、变量选取、数据说明及空间权重矩阵设定

(一) 变量选取与说明

本文选取2003—2011年全国283个地级市的城市面板数据作为研究样本,除土地数据外,其他数据均为城市市辖区数据,部分城市由于数据缺失严重,故不列入到样本范围中。对于经济指标效果的选取,分别选用人均实际GDP增长 g 、人口城市化率 ur (非农人口/总人口数)、第二产业比重 s_2g 以及第三产业比重 t_2g 作为计量分析的被解释变量。而基本控制变量的选取,本文将基于扩展的索洛模型^{[17]407-437},考虑了前一期的人均实际生产总值水平 $Lpgdp$ 、人力资本 sh 、物质资本 sk 以及人口增长、技术进步和折旧 $(n+\gamma+\delta)$ 等因素。其中,人力资本与物质资本分别通过在校高等教育人数比重与全社会固定资产投资占GDP比重来进行衡量;技术进步率与资本折旧率设定为5%^{[17]407-437}。

对于土地财政问题的代理变量,现有文献对此指标选取并未取得一致的意见,本文将较广泛使用的“土地出让收入”(1p)来作为土地财政的代理指标,以此反映“以地生财”效应。另外,为了体现分税制改革对于土地财政问题的影响,加入地方财政自由度 (fd) ^{[18]1427-1446},并在模型中纳入财政分权指标与土地财政变量的交互项。地方财政自由度的计算为:地方财政预算内收入/地方财政预算内支出。文中对于以现价表示的名义变量,均使用相应的价格指数平减为实际值,而部分控制变量在实际模型中均进行了对数变化。以上经济社会数据大部分均取自历年《中国城市统计年鉴》,部分数据来自中经网统计数据库,土地相关数据均来自历年的《中国国土资源年鉴》。

(二) 空间权重矩阵选取

考虑到我国各地级市城市化和不同地域间城市的发展差异,本文设置了两种权重矩阵,分别为地理距离权重矩阵和经济距离权重矩阵。关于地理距离权重矩阵,定义为各个地级市及以上城市间的大圆弧距离平方的倒数 W_{ij}^d ,通过各城市的经度和纬度计算得到,其中 d_{ij}^{geo} 为两个城市间的空间地理距离。为了简化模型与易于解释,通常对空间权重矩阵进行标准化处理,即每行元素之和为1,记为 W_{ij}^d 。而经济距离权重矩阵 W^e 的引入,主要考虑到非地理因素对经济发展的影响。两种空间权重矩阵分别定义如下:

$$\left\{ \begin{array}{l} W_{ij}^d = (1/d_{ij}^{geo})^2; W_{ij}^d = \frac{W_{ij}^d}{\sum_j W_{ij}^d}, \text{ if } i \neq j \\ W_{ij}^d = 0, \text{ if } i = j \end{array} \right. \quad \& \quad \left\{ \begin{array}{l} W^e = W^d \text{diag}(\bar{Y}_1/\bar{Y}, \bar{Y}_2/\bar{Y}, \dots, \bar{Y}_n/\bar{Y}); W_{ij}^e = \frac{W_{ij}^d}{\sum_j W_{ij}^e}, \text{ if } i \neq j \\ W_{ij}^e = 0, \text{ if } i = j \end{array} \right. \quad (12)$$

其中, W_{ij}^e 是进行标准化后的结果。而 $\bar{Y}_i = 1/(t_1 - t_0 + 1) * \sum_{t=t_0}^{t_1} Y_{it}$ 表示的是观测期内第 i 个地区的GDP均值, $\bar{Y} = 1/(t_1 - t_0 + 1) * \sum_{i=1}^n \sum_{t=t_0}^{t_1} Y_{it}$ 为总观测期内全国GDP的均值。

四、实证分析结果

首先对模型进行静态的面板分析^①。实证结果发现,土地出让收入及其与地方财政自由度的交叉项系数在1%水平下显著(符号相反),说明地方政府所牟取的土地出让收入并没有对经济发展形成一蹴而就的影响,对四类经济指标的影响均存在显著的“门限效应”。只有当地方政府的财政自由度低于某个水平时,出让土地所获得的收入对经济发展具有正向影响机制,反之则会产生负面影响。以经济增长情况为例,当地方财政自由度水平低于64.77%时,土地财政才能对经济增长具有促进作用,也就是说,地方政府的预算内收入实在无法维持本级的财政支出之时,土地财政才能发挥“解渴”作用,更多地表现

①碍于篇幅省去数据,需要者可向作者索取。

为“无奈之举”。针对本文研究样本而言,9年的283个城市的数据中,有971个地方财政自由度的数据大于64.77%,说明38.12%的城市样本在本级预算内财政收入相对缓和的情况下,依然过度依赖土地财政,造成与促进经济增长背道而驰的局面,政府土地财政表现为“攫取之手”。类似地,在城市化进程与第二产业结构的经验结果中,表现出与经济增长类似的“上限门限值”情况,二者的地方财政自由度临界值水平分别为49.22%和56.41%。不同的是,根据第三产业的结果来看,土地出让收入的系数为负,与财政自由度的交互项的系数为正,门限效应则表现为“下限门限值”,即当财政自主权超过某个临界水平时,才能促进第三产业结构的发展,其临界值水平为57.44%,高于城市化与第二产业的临界值水平。对比来看,以房地产业、交通运输行业和商业服务业为首的第三产业,更多时候依靠土地资源的大规模释放,将土地转化为在建建筑与运输路段,进而促进服务业行业的发展。值得注意的是,土地出让收入激增所导致的政府收入占GDP比重过高,无形中抑制经济中的民间资本,不利于提高经济效率^{[8]104-129};而“变地为楼”的“造城”,如果没有第二产业的支撑,土地出让收入会沦为地方经济发展短时期内的“止痛药”,并不能长期促进经济持续发展。

(一) 土地出让收入的空间动态效应估计结果

我们通过空间动态面板模型来研究土地财政对经济发展的空间效应,即土地出让收入对这四个经济指标的作用情况。空间动态面板模型的估计结果是在两种不同空间权重矩阵设定下得到,全部模型的空间个体固定与时间固定的LR联合检验均拒绝了原假设,即模型均具有时空固定效应^①。对于实证结果,我们已根据前文所述的空间面板模型的选取策略,得到了各研究对象的最优模型^②。

对实证结果分析可以看出,四类经济指标在两种不同权重矩阵下,除在经济距离权重矩阵下,经济增长变量根据假设检验所选取得到的SLX模型外,其余模型的因变量的空间自相关系数显著为正,说明现阶段我国各城市经济发展之间存在明显的横向正关联性,进而说明我国地级市的发展具有相互模仿的特征。此外,在空间计量模型中,各系数的显著性水平相比静态面板而言,均发生了明显的变动;不仅如此,在两种非同质的权重矩阵的估计下,经济增长、第二产业以及第三产业的最优模型选择各自也不相同。为了分析各解释变量对各项经济指标的边际效应,我们借鉴Lesage和Pace^[11]的做法,在具有全局外溢效应的模型中,分解了各变量的直接效应、间接效应以及总体效应(如表2—4所示)。

表2 空间动态模型下土地出让收入对经济增长与城市化的直接效应、间接效应和总体效应

变量	(1) 地理距离权重矩阵 SAR(g)			(2) 经济距离权重矩阵 SDM(ur)		
	直接效应	间接效应	总体效应	直接效应	间接效应	总体效应
lnLpgdp	-1.2796*** (-2.56)	-0.0689 (-1.47)	-1.3485*** (-2.54)	0.8759 (1.19)	3.8459 (1.25)	4.7218 (1.39)
lnsk	-0.4927 (-0.44)	-0.0265 (-0.40)	-0.5192 (-0.44)	4.9865*** (3.33)	5.5372* (1.71)	10.5236*** (2.84)
lnsh	1.2912*** (3.45)	0.0689* (1.74)	1.36*** (3.45)	1.8748*** (3.44)	1.0642 (1.02)	2.939** (2.20)
ln(n+ γ + δ)	-0.9178 (-1.08)	-0.0492 (-0.88)	-0.967 (-1.08)	-0.3963 (-0.36)	2.6504 (0.97)	2.2541 (0.73)
fd	0.1742* (1.85)	0.0094 (1.23)	0.1835* (1.84)	0.7061*** (5.78)	-0.3572 (-1.20)	0.3489 (1.02)
lnlp	0.735 (1.58)	0.0399 (1.17)	0.7749 (1.58)	3.0189*** (4.65)	-0.4855 (-0.30)	2.5334 (1.46)
fdlnlp	-0.0150* (-1.94)	-0.0008 (-1.33)	-0.0159* (-1.93)	-0.0636*** (-6.28)	0.0092 (0.40)	-0.0544** (-2.05)

注: (1) ***, **, * 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著; (2) 括号中为 t 统计量。

① 表格篇幅过长,需要者可向作者索取。

② 根据 Lee 和 Yu^[15] 研究结果,本文数据所体现“大 N(样本数)小 T(年份数)”的情况下,对空间个体效应进行空间滞后或空间误差的直接估计将得到一个非一致的方差参数估计,故我们采用了偏差校正的办法,对文章中含有个体固定效应的空间滞后、空间误差以及空间杜宾模型均进行了校正处理。

表3 空间动态模型下土地出让收入对第二产业的直接效应、间接效应和总体效应

变量	地理距离权重矩阵 SDM(s2g)			经济距离权重矩阵 SAR(s2g)		
	直接效应	间接效应	总体效应	直接效应	间接效应	总体效应
lnLpgdp	-0.776*** (-3.47)	-0.4664 (-1.09)	-1.2424** (-2.35)	-0.7279*** (-3.36)	-0.1725*** (-2.98)	-0.9004*** (-3.34)
lnsk	0.1978 (0.40)	1.7563** (2.06)	1.9542** (2.06)	0.3949 (0.83)	0.0927 (0.81)	0.4877 (0.83)
lnsh	0.3523** (2.20)	0.1174 (0.46)	0.4696 (1.40)	0.3552** (2.21)	0.0842** (2.09)	0.4395** (2.21)
ln(n+ γ + δ)	-0.7699** (-2.07)	-0.3621 (-0.56)	-1.1319 (-1.51)	-0.7125** (-2.03)	-0.169* (-1.92)	-0.8815* (-2.02)
fd	0.2619*** (6.50)	0.0544 (0.73)	0.3163*** (3.63)	0.2642*** (6.46)	0.0626*** (4.75)	0.3268*** (6.35)
lnlp	1.1963*** (5.37)	0.1558 (0.42)	1.3521*** (3.49)	1.1271*** (5.69)	0.2671*** (4.36)	1.3942*** (5.59)
fdlnlp	-0.0208*** (-6.20)	-0.0067 (-1.11)	-0.0275*** (-3.90)	-0.0211*** (-6.28)	-0.005*** (-4.66)	-0.0261*** (-6.17)

表4 空间动态模型下土地出让收入对第三产业的直接效应、间接效应和总体效应

变量	地理距离权重矩阵 SDM(t2g)			经济距离权重矩阵 SAR(t2g)		
	直接效应	间接效应	总体效应	直接效应	间接效应	总体效应
lnLpgdp	-0.9008*** (-4.62)	0.067 (0.18)	-0.8338* (-1.83)	-0.9207*** (-4.61)	-0.1642*** (-3.52)	-1.0848*** (-4.57)
lnsk	-1.7615*** (-3.84)	-1.9184*** (-2.65)	-3.6799*** (-4.55)	-2.033*** (-4.70)	-0.3628*** (-3.55)	-2.3958*** (-4.65)
lnsh	-0.0267 (-0.18)	0.1513 (0.68)	0.1245 (0.42)	-0.0476 (-0.33)	-0.0086 (-0.33)	-0.0562 (-0.33)
ln(n+ γ + δ)	0.8585*** (2.58)	0.9849* (1.78)	1.8434*** (2.96)	0.9337*** (2.90)	0.1668** (2.54)	1.1005*** (2.89)
fd	-0.1588*** (-4.23)	-0.0509 (-0.79)	-0.2097*** (-2.83)	-0.1613*** (-4.43)	-0.0288*** (-3.41)	-0.1901*** (-4.39)
lnlp	-0.817*** (-4.01)	0.0118 (0.037)	-0.8052** (-2.45)	-0.7138*** (-4.13)	-0.1273*** (-3.27)	-0.8411*** (-4.090)
fdlnlp	0.0133*** (4.28)	0.0043 (0.83)	0.0176*** (2.92)	0.0134*** (4.49)	0.0024*** (3.46)	0.0158*** (4.46)

注:表3和表4,(1)***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著;(2)括号中为t统计量。

财政压力,最终只会造成收入层面上“饮鸩止渴”的事实。

进一步分析土地出让收入对城市化进程的结果,如表2(2)列所示(根据似然比,模型选择了经济距离权重估计结果)。我们注意到,两种权重矩阵下,土地财政对城市化的影响主要来自于本地的直接效应,由此反映了当前我国城市化过程中的各地区“遍地开花”的现象,虽然形成了人口在城市间的空间

表2列(1)分解了在地理距离权重矩阵下,土地财政影响经济增长的直接效应、间接效应和总效应。由于在经济距离权重矩阵的设定下,对经济增长的最优模型选择策略均接受了原假设,即不存在空间杜宾、空间滞后以及空间误差模型,基于稳健性原则,忽略空间自变量的影响,可能对模型造成偏差,所以我们最后选择了SLX模型进行估计。由于经济权重矩阵的结果不能分解出来自本地和来自其他地区的反馈效应,我们不能直接判断土地变量对经济增长的边际影响。然而单从回归结果来看,空间中土地出让收入仍然显著地依赖于地方财政自由度,且存在“门限效应”,但相比于静态结构而言,显著性明显降低。反观地理距离权重矩阵(表2采用),城市经济增长主要依赖于来自本地与外地的人力资本积累,土地出让收入不再存在依赖于地方财政自由度的“门限效应”,二者交互项fd*lnlp的系数为负,说明过高的土地出让收入将会抑制经济的增长。综合上述分析,我们可以得出,虽然土地财政能够替本级财政缓解压力,但过度依赖卖地来缓解

分布,但经济要素间却没有横向的反馈作用,体现了分权制下,各地政府一味地追求经济指标的锦标赛,却忽视了基本经济要素在空间中所形成集群效应,从而导致社会资源配置的低效现象,仅仅只能依靠本地的物质资本与人力资本的积累,通过变量 $\ln sk$ 与 $\ln sh$ 的直接效应显著为正得出。另外,地理距离权重矩阵得到的“门限值”水平为48.05%,高于经济距离权重矩阵的47.47%,由于不同城市间彼此的经济实力不同,要素作用的结果也不尽相同,因此通过经济距离权重矩阵计算得到的结果是较为合理的,侧面反映了地理距离权重矩阵的结果将会高估土地财政对城市化进程有效作用的范围。

表3和表4分别报告的是第二、三产业的结果。对比来看,虽然第二、三产业在地理权重矩阵设定下的模型均为SDM模型,但从实际得到的估计结果来看,除物质资本水平以外,各地区的产业结构发展并未受到来自其他地区经济要素的外溢效应影响,仅仅强调了本地经济要素的直接投入和产业比重在空间中的相关性。反观经济距离权重矩阵估计的结果,二者的模型均为SAR模型,而各经济要素和相关指标对产业结构的影响均十分显著。具体来看,第二产业与第三产业对土地出让收入的依赖受到来自地方财政自由度的约束。从总体效应来看,地方财政自由度水平低于53.42%,土地出让收入才能有助于第二产业比重的增加;然而土地财政对第三产业发展的最低门槛则为53.23%。本文2547个城市样本中,有1439个(占56.50%)城市达到了53.23%门槛值水平之上,即超过一半的样本土地财政主要流向了第三产业;仅有3个样本落入区间(53.23%,53.42%)内,也就是说只有3个样本存在土地财政同时有利于推动产业结构发展的情形;而剩下的1105个样本城市中,当前土地财政实质是抑制了以工业为主的第二产业的发展。由此可见,地方政府的“以地生财”,实质上是以损害第二产业比重前提下才使得第三产业得以发展,也预示这种“拆东墙补西墙”的产业结构发展模式,在长期终将难以为继。另外,从物质资本和人力资本水平来看,第二产业并没有得到物质资本水平的有效推动,而以服务业为主的第三产业同样没有有效利用人力资本,这反映了地方财政过度依赖土地出让,导致第二、三产业总体发展畸形,且物质资本和人力资本要素资源均没有得到有效利用的局面。

(二)土地出让收入的时空动态空间面板的估计结果

近年来,随着时空动态空间计量方法的逐渐完善,在实证研究中考虑时间的空间面板模型已得到越来越多学者的重视^{[19]293-313}。本文在此考察了时空动态空间面板模型,以把握我国近年来地区经济发展的时间序列和空间差异因素,进一步“问诊”土地财政。

表5报告了时空动态模型的估计以及参数检验结果。从对数似然比来看,在相同模型设定下,用经济距离权重矩阵来描述各经济发展变量比地理距离权重矩阵更好,由此从下文起,部分结果汇报将以经济距离权重矩阵结果为主(除第二产业结果以外,但比值十分接近)。此外,对原假设 $\tau + \rho + \eta = 1$ 的双边Wald检验来看,除列(3)外,其余模型均在1%显著性水平下拒绝原假设,说明时空动态模型为平稳的,即采用方程(6)模型能够有效进行估计。而列(3)对应的第二产业在地理距离权重估计下的结果则意味着模型为空间协整模型。

首先,从空间相关性来看,除经济增长的结果以外(列5),其他结果所表现的空间同期相关性都十分显著,且小于空间动态模型列示的结果。原因主要是来自两方面的影响,其一,与本文期初的预期相符,四个经济指标在不同权重矩阵下的一阶滞后项均显著存在,说明我国城市经济的发展存在明显的经济惯性,一阶滞后项对当期的经济指标的边际贡献均显著高于空间滞后项的影响。其二,因变量滞后一阶的空间滞后项在经济增长与城市化水平的模型中分别显著为正和显著为负,表明我国城市经济增长不仅存在空间上的关联性,还存在时空上的空间效应。其中城市化的时空滞后效应为负,反映了我国目前大部分地区城市化进程发展迅猛,尤其是从人口城市化角度来看,人口蜂拥涌向城市,出现了城市人口密度过大的问题,城市内部的人口城市化在时空上趋近收敛。综合来看,如果仅仅考虑空间动态模

表5 土地出让收入对经济增长、城市化与产业结构进程中的时空动态空间效应

变量名	地理距离权重矩阵				经济距离权重矩阵			
	g(1)	ur(1)	s2g(3)	t2g(4)	g(5)	ur(6)	s2g(7)	t2g(8)
W*dep. var.	0.06662*** (2.6008)	0.3177*** (12.5577)	0.09124*** (3.6015)	0.07973*** (2.9816)	0.04313 (1.3803)	0.27342*** (10.3825)	0.1319*** (4.6991)	0.1086*** (3.8329)
dep. var(t-1)	-0.07969*** (-8.9036)	0.6137*** (17.1775)	0.9545*** (22.8629)	0.5831*** (17.6879)	-0.08295*** (-9.0258)	0.6233*** (17.7568)	0.9479*** (22.8065)	0.5802*** (17.6675)
W*dep. var(t-1)	0.08928** (2.4211)	-0.1359* (-1.8837)	0.005213 (1.1513)	0.03637 (1.6021)	0.08794** (2.2222)	-0.1345** (-1.9889)	0.03570 (1.2503)	0.02679 (1.1647)
lnLpgdp	-1.3128** (-2.3158)	-0.03504 (0.2055)	-6.2640*** (-8.1742)	-3.1377*** (-3.7903)	-0.9778 (-1.2414)	0.005865 (0.3133)	-6.2397*** (-8.2244)	-3.1291*** (-3.8046)
lnsk	-1.4441 (-1.5094)	2.8926** (2.4027)	-0.9824* (-1.7397)	-1.4641*** (-3.6151)	-0.9115 (-0.6027)	3.2026*** (2.6209)	-1.0234* (-1.7873)	-1.4519*** (-3.58526)
lnsh	1.6327*** (4.3226)	0.9634** (2.4711)	-0.2869 (-0.6974)	0.05865 (0.1961)	1.7552*** (4.6944)	0.9877** (2.4938)	-0.2654 (-0.5283)	0.05138 (0.1359)
ln(n+γ+δ)	-1.5661** (-2.0027)	0.5459 (0.1653)	-0.1979 (-1.1859)	0.3178 (1.5871)	-1.2371 (-1.6367)	0.7576 (0.3052)	-0.1761 (-1.1099)	0.3145 (1.5748)
fd	0.2354*** (3.0806)	0.3592*** (4.5031)	0.06886*** (4.5319)	-0.07959*** (-3.4962)	0.2005** (2.5642)	0.3631*** (4.4620)	0.06381*** (4.4601)	-0.07838*** (-3.4680)
lnlp	1.0182*** (2.6277)	1.6235*** (4.1537)	0.2580*** (3.7373)	-0.3385*** (-3.0557)	0.9276** (2.4280)	1.6775*** (4.2130)	0.2381*** (3.6847)	-0.3294*** (-3.0059)
fdlnlp	-0.01912*** (-3.0100)	-0.03187*** (-4.8292)	-0.00399*** (-3.9212)	0.006254*** (3.3505)	-0.01697*** (-2.6342)	-0.03268*** (-4.8487)	-0.00359*** (-3.8546)	0.006155*** (3.3207)
logL	-7537.2107	-7125.7644	-4960.4314	-4741.0824	-6580.1834	-7100.4214	-4960.4546	-4744.0325
R ²	0.1946	0.8021	0.9105	0.8979	0.2008	0.7943	0.9110	0.8982
时间效应	No	Yes						
空间固定效应	Yes							
τ+ρ+η	0.0631	0.7955	1.0509	0.6992	0.0481	0.7622	1.1154	0.7156
Wald test τ+ρ+η=1	284.270***	40.537***	1.8114	58.564***	281.962***	52.929***	7.739***	46.477***

注: (1) ***, **, * 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著; (2) 括号中为 t 统计量; (3) 模型的空间个体的 LR 联合检验均拒绝了原假设, 即模型均具有个体固定效应; (4) 估计量均为偏差修正的准最大似然估计量。

型, 将会低估我国各城市经济增长在空间中的关联性, 而相应地高估了城市化与产业结构在空间上集聚的影响。由此表明, 考虑了时空动态效应的模型, 将更好地反映我国城市经济的实际发展。

其次, 除经济增长模型以外, 其他模型的地方财政自由度、土地出让收入以及二者的交互项系数的显著性与符号, 大致与空间动态模型基本一致, 而四类经济指标均存在显著的“门限效应”。从经济距离权重矩阵下所估计的结果来看, 各类经济指标对应的地方财政自由度的门限值分别为 54.66%、51.33%、66.32% 和 53.52%, 说明即使在时空动态的因素下, 土地财政依然不是经济发展过程中的“万金油”, 其始终受到本级地方财政自由度的约束, 并非是经济长期发展的长远之策。此外, 虽然经济增长、城市化与第二产业的“上限门限值”均比空间动态模型有所提高, 但由于表 5 的结果涵盖了本地和其他地区的影响, 因此非线性模型不能反映各变量的实际边际效应, 故不存在可比性。

至于其他变量, 物质资本程度主要停留于对人口城市化的推动作用, 而对其他经济发展指标均存

在不同程度的抑制作用,体现了我国地级市目前没有对物质资本实现有效利用;而人力资本对经济发展的促进作用,仍只停留在经济增长与城市化当中,并没有对产业发展和产业结构转型起到积极作用。

表6 时空动态空间模型下土地出让收入对经济增长与城市化的直接效应、间接效应和总体效应

变量名	(1) 经济距离权重矩阵 (Δg)			(2) 经济距离权重矩阵 (Δur)		
	直接效应	间接效应	总体效应	直接效应	间接效应	总体效应
收敛效应	-0.9126*** (-17.26)	-0.0801* (-1.85)	-0.9927*** (-11.86)	-1.0735*** (-17.63)	0.7655*** (8.61)	-0.308** (-2.47)
lnLpgdp	-0.9835* (-1.86)	-0.0347 (-0.37)	-1.0182* (-1.84)	-0.0862 (-0.13)	-0.0297 (-0.12)	-0.1159 (-0.13)
lnsk	-0.9064 (-0.72)	-0.0369 (-0.26)	-0.9433 (-0.72)	3.2229** (1.98)	1.1357 (1.52)	4.3585* (1.93)
lnsh	1.8191*** (4.11)	0.068 (0.42)	1.8871*** (3.82)	1.0641* (1.95)	0.3745 (1.48)	1.4386* (1.89)
ln(n+ γ + δ)	-1.1062 (-1.26)	-0.0368 (-0.31)	-1.143 (-1.25)	1.0457 (0.90)	0.3677 (0.80)	1.4133 (0.89)
fd	0.1998** (1.96)	0.0077 (0.39)	0.2075* (1.92)	0.3761*** (2.78)	0.1329* (1.82)	0.509*** (2.62)
lnlp	0.9338* (1.91)	0.0329 (0.37)	0.9666* (1.89)	1.689*** (2.69)	0.5936* (1.82)	2.2826** (2.56)
fdlnlp	-0.0177 (-0.53)	0.0004 (0.12)	-0.0173 (-0.51)	-0.0334 (-1.01)	-0.01 (-0.86)	-0.0434 (-0.99)

对于城市经济的作用正在凸显。在短期,本地地方财政自由度与土地财政收入同样有助于提高同期的经济增长率,这也反映了地方政府开启“以地生财”模式的动因。

其二,从表6列(2)报告的城市化的结果来看,各城市城市化进程的总收敛效应被分为本地的收敛与其他地区的发散影响。由此表明,我国现有城市化进程主要是城市周边地区的人口向已有大城市的不断涌入,尤其以“北上广”这些大城市为甚,但却没有实现对正在发展的县市地区进行有效的城市化。再从土地出让的行为来看,地方政府出让土地所得收入用以促进城市化发展,受到了来自本地以及其他地区显著的推动作用,相比而言,物质资本与人力资本仍局限于本地的资本积累,且显著性低于土地财政变量。

其三,第二产业在时空中的发展总体上而言,收敛效应在两种权重矩阵下均不显著(见表7)。第二产业在经济发展中的波动程度则表现出时空上的协整关系。具体而言,经济距离权重矩阵下,土地财政在第二产业比重的动态变化中,所产生的影响并不明显,通过其对应估计系数的不显著可以看出。而物质和人力资本的积累对第二产业规模发展的对应系数为负,体现了作为经济发展的基本要素,物质资本与人力资本对以工业为主的第二产业的推动作用也逐渐面临瓶颈。

其四,我们可以发现第三产业的收敛效应与城市化相似(见表8),都体现为来自本地的收敛效应与来自其他地区的发散效应。第三产业依托于城市而发展,但是我国多数城市依然高度依赖工业,第三产业的发展有低端、同质倾向,结果只会造成人口流向城市却没有获得合适的工作,形成“北漂”等现象。进一步地,注意到本地土地财政对第三产业比重变动的影响为显著抑制作用,这一方面表明地方政府出让土地的收入仍趋向于投资基础设施建设和工业,而主要不是用于发展服务业;另一方面,高的土地出让收入必然对应高的土地出让价格,土地价格的增加导致了服务业发展受挫,因而,土地出让收入对

表6的估计结果不能体现各解释变量的实际边际效应,在此本文利用Yu等^{[16]-37}针对时空动态模型所推导得到的误差修正模型,并借鉴Lesage和Pace^[11]对空间计量模型所提出的直接、间接效应与总体效应,来分析各变量对经济发展变动情况的影响。表6—8分别汇报土地财政对经济增长、城市化进程、第二、三产业比重变动产生影响的结果。

其一,对于城市经济增长而言(如表6列(1)所示),总体上经济增长存在显著的收敛效应,而收敛效应主要来自于本地地区,其他地区所产生的影响比重较小;本地人力资本对经济增长变动的系数显著为正,表明人才

表7 时空动态空间模型下土地出让收入对第二产业的直接效应、间接效应和总体效应

变量名	地理距离权重矩阵 ($\Delta s2g$)			经济距离权重矩阵 ($\Delta s2g$)		
	直接效应	间接效应	总体效应	直接效应	间接效应	总体效应
收敛效应	-0.9876*** (-19.81)	0.9876*** (19.81)	0 (-0.12)	-0.9189*** (-12.93)	1.0619*** (11.65)	0.1429 (1.12)
lnLpgdp	-6.2033*** (-27.00)	-0.4676 (-1.30)	-6.6709*** (-16.39)	-6.2277*** (-25.82)	-0.8767* (-1.73)	-7.1044*** (-12.10)
lnsk	-0.8714* (-1.94)	-0.065 (-0.99)	-0.9364* (-1.93)	-1.0217** (-2.25)	-0.1428 (-1.29)	-1.1646** (-2.21)
lnsh	-0.2779* (-1.66)	-0.0194 (-0.91)	-0.2972* (-1.67)	-0.2583 (-1.57)	-0.0346 (-1.05)	-0.2929 (-1.56)
ln(n+ γ + δ)	-0.2143 (-0.68)	-0.0144 (-0.45)	-0.2287 (-0.68)	-0.1274 (-0.39)	-0.0166 (-0.31)	-0.1441 (-0.39)
fd	0.077* (1.67)	0.0068 (0.93)	0.0838 (1.62)	0.0613 (1.21)	0.0096 (0.92)	0.0709 (1.20)
lnlp	0.2915* (1.66)	0.0231 (0.92)	0.3146 (1.64)	0.2307 (1.21)	0.0335 (0.91)	0.2641 (1.20)
fdlnlp	-0.0049 (-0.16)	0.0006 (0.20)	-0.0043 (-0.13)	-0.0036 (-0.11)	0.0006 (0.12)	-0.003 (-0.08)

表8 时空动态空间模型下土地出让收入对第三产业的直接效应、间接效应和总体效应

变量名	地理距离权重矩阵 ($\Delta t2g$)			经济距离权重矩阵 ($\Delta t2g$)		
	直接效应	间接效应	总体效应	直接效应	间接效应	总体效应
收敛效应	-0.9545*** (-17.20)	0.6172*** (9.73)	-0.3372*** (-3.26)	-0.9656*** (-16.07)	0.6385*** (9.31)	-0.3271*** (-3.03)
lnLpgdp	-3.1374*** (-16.43)	-0.2408 (-1.05)	-3.3782*** (-11.22)	-3.1681*** (-16.79)	-0.3865 (-1.63)	-3.5545*** (-11.43)
lnsk	-1.6122*** (-3.72)	-0.1202 (-0.99)	-1.7325*** (-3.72)	-1.4869*** (-3.44)	-0.1805 (-1.44)	-1.6674*** (-3.38)
lnsh	0.0205 (0.14)	0.0028 (0.17)	0.0233 (0.14)	0.0371 (0.25)	0.0057 (0.26)	0.0428 (0.26)
ln(n+ γ + δ)	0.3002 (1.05)	0.0243 (0.64)	0.3245 (1.05)	0.2542 (0.83)	0.0315 (0.61)	0.2857 (0.82)
fd	-0.0775* (-1.69)	-0.0048 (-0.75)	-0.0823* (-1.72)	-0.0769* (-1.64)	-0.0083 (-1.08)	-0.0852* (-1.66)
lnlp	-0.3163** (-2.01)	-0.0233 (-0.84)	-0.3396** (-2.00)	-0.3155* (-1.88)	-0.0371 (-1.14)	-0.3526* (-1.87)
fdlnlp	0.0057 (0.18)	0.0017 (0.42)	0.0074 (0.21)	0.0058 (0.18)	0.0018 (0.35)	0.0076 (0.21)

注:表6—8中,(1)***,**,*分别表示在1%,5%和10%水平上显著;(2)括号中为t统计量(3)表7地理距离权重矩阵的结果是采用约束条件 $\tau+\rho+\eta=1$ 成立下的空间协整模型计算得到。

以服务业为主的第三产业比重变动的影响为负。

五、结论

本文的实证研究发现:(1)在空间动态模型设定下,土地财政对城市化、第二产业与第三产业存在显著的“门限效应”,即土地财政对城市化进程、第二、第三产业占比变化的影响都受限于地方财政自由度,而对经济增长却存在直接的抑制作用;(2)在时空动态模型的估计下,土地财政对经济增长、城市化进程、第二、第三产业占比变化均存在明显的时空动态效应和“门限效应”;(3)通过对空间误差修正模型结果的分解得出,各经济指标主要存在来自本地的收敛效应,本级地区的“以地生财”效应即使短期内能够对经济增长和城市化产生推动作用,但却抑制了第三产业发展,不利于形成资源有效配置的产业结构。

基于此本文认为,我国各地现阶段利用稀缺土地出让而为地方财政减压的敛财模式并非是不可持续发展的长远之策。具体表现为,在经济发展时空动态的变化过程中,土地财政分别对经济增长、城市化与产业结构的作用中,不同程度地受制于来自地

方财政自由度的约束,且表现出了不同的“上、下限门限值”的影响。也就是说,只有当地方政府的预算内收入实在无法维持本级的财政支出之时,土地财政才有可能发挥“解渴”作用,而这还是建立在损害其他经济发展指标的情况下才能实现,因而更多地表现为“无奈之举”。如果地方政府过度推进土地财政,则形成了“攫取之手”。另外,从经济发展的长期收敛过程来看,土地财政模式即使能提高短期的经济增长速度与城市化进程,却忽视了实现第二、三产业的均衡发展 and 资源有效配置,不利于长期经济增长。为此,必须尽快消除“土地财政依赖症”,一方面,要深化财税体制改革,形成稳定的地方税收体系的收入流量,确保地方政府的财权和事权统一;另一方面,要求地方政府集约使用土地,提高基础设施建设的水平,提高公共服务的水平,在城市化进程中为产业集聚、产业结构调整创造条件,发挥市场机制在资源配置中的决定性作用,通过产业协调发展、就业机会充足、居民收入增进和民间投资活跃来开辟可持续的地方财政收入渠道,实现城市的长期发展。

参考文献:

- [1]傅 勇,张 晏.中国式分权与财政支出结构偏向:为增长而竞争的代价[J].管理世界,2007,(3):4-12+22.
- [2]中国经济增长前沿课题组,张 平,刘霞辉.城市化、财政扩张与经济增长[J].经济研究,2011,(11):4-20.
- [3]张 莉,王贤彬,徐现祥.财政激励、晋升激励与地方官员的土地出让行为[J].中国工业经济,2011,(4):35-43.
- [4]蒋省三,刘守英,李 青.土地制度改革与国民经济成长[J].管理世界,2007,(9):1-9.
- [5]李 邨,洪国志,黄亮雄.中国土地财政增长之谜——分税制改革、土地财政增长的策略性[J].经济学(季刊),2013,(4):1141-1160.
- [6]陈志勇,陈莉莉.财税体制变迁、“土地财政”与经济增长[J].财贸经济,2011,(12):24-29+134.
- [7]宫汝凯.分税制改革与中国城镇房价水平——基于省级面板的经验证据[J].金融研究,2012,(8):70-83.
- [8]邹 薇,刘红艺.土地财政错觉、私人投资与经济增长——基于省级面板数据的分析[J].劳动经济研究,2014,(5):104-129.
- [9]L. ANSELIN.Spatial Econometrics: Methods and Models[M].Springer,1988.
- [10]J. P. ELHORST.Spatial Panel Data Models[M].Springer,2010.
- [11]J. P. LESAGE, R. K. PACE.Introduction to Spatial Econometrics[M].Boca Raton, FL: CRC Press Taylor & Francis Group. 2009.
- [12]J. P. LESAGE, M. M. FISCHER.Estimates of the Impact of Static and Dynamic Knowledge Spillovers on Regional Factor Productivity[J].International Regional Science Review,2012,(1):103-127.
- [13]L.-F. LEE, J. YU.Some Recent Developments in Spatial Panel Data Models[J]. Regional Science and Urban Economics,2010,(5):255-271.
- [14]J.YU, R. DE JONG, L.-F. LEE.Quasi-Maximum Likelihood Estimators for Spatial Dynamic Panel Data with Fixed Effects When Both N and T Are Large[J]. Journal of Econometrics,2008,(1):118-134.
- [15]L.-F. LEE, J. YU.A Spatial Dynamic Panel Data Model with Both Time and Individual Fixed Effects[J].Econometric Theory,2010,(02):564-597.
- [16]J. YU, R. DE JONG, L.-F. LEE.Estimation for Spatial Dynamic Panel Data with Fixed Effects:The Case of Spatial Cointegration[J]. Journal of Econometrics,2012,(1):16-37.
- [17]N. G. MANKIW, D. ROMER, D. N. Weil.A Contribution to the Empirics of Economic Growth[J].The quarterly journal of economics,1992,(2):407-437.
- [18]陈 硕.分税制改革、地方财政自主权与公共品供给[J].经济学(季刊),2010,(4):1427-1446.
- [19]P. ELHORST, E. ZANDBERG, J. DE HAAN.The Impact of Interaction Effects among Neighbouring Countries on Financial Liberalization and Reform: A Dynamic Spatial Panel Data Approach[J]. Spatial Economic Analysis,2013,(3):293-313.

(收稿日期:2015-05-10 责任编辑:赵爱清)