

中国城市扩张的合理性分析及驱动力分类

彭山桂 黄朝明

(摘要) 从地方政府土地供给行为的视角对城市扩张进行了考察,并采用 1994-2012 年省际面板数据和门限回归模型,对我国各省份城市扩张的合理性进行了分析。此外,还对城市扩张的驱动力进行了分类实证研究。结果表明:根据对城市经济产出作用方式的差异,城市扩张可以划分为合理和不合理两种类型;合理的城市扩张主要源于经济、人口因素的驱动,不合理的城市扩张主要源于财税、政绩考核体系等制度因素的驱动。调控城市扩张应以保证土地—资本配置关系处于合理区间为原则,以财税及官员晋升考核制度改革为手段。

(关键词) 土地经济;城市扩张;合理性;门限回归;面板数据

(中图分类号) F299.232 **(文献标识码)** A

一 引言

城市土地作为城市生产、生活活动的物质承载基础,与城市经济发展存在着紧密的联系。若城市用地规模过小,就会对经济增长产生“阻尼”作用^[1],降低经济增速;若城市用地规模过大,就会导致土地资源粗放利用和城市无序扩张。因此,界定城市扩张的合理规模,分析合理和不合理城市扩张的驱动因素,对于采用规划(计划)手段供给适量的城市建设用地,保障经济发展,防止城市无序扩张具有积极的意义。目前,在城市扩张驱动力分析方面,相关学者从早期关注固定资产投资、人口聚集、经济发展等经济驱动因素^[2-4],逐渐转变为研究土地制度、财税制度、官员政绩考核制度等制度因素对城市

扩张的影响^[5-7]。可以发现,现有研究对城市扩张的解释存在较为明显的差异。有鉴于此,本文将从地方政府土地供给行为的视角对城市扩张进行考察,利用门限回归分析方法对我国各地区城市扩张的合理性进行研究;同时,根据城市扩张合理性分析的结果,基于分类分析的思路,对城市扩张的驱动力进行分析,以期整合现有城市扩张驱动力的研究,为调控城市扩张提供必要的依据。

二 地方政府的土地供给行为与城市扩张门槛条件

首先,有必要分析一下我国地方政府的土地供给行为与城市扩张之间的关系。在政治激励方面,我国实行的是单一、高度集权的行政管理体系。地

(作者简介) 彭山桂(1986—),男,四川蓬安人,中国矿业大学环境与测绘学院博士研究生,研究方向为土地经济;黄朝明(1973—),男,广西天等人,海南大学政治与公共管理学院土地资源管理系主任,副教授,硕士研究生导师,研究方向为资源评价与管理。

(基金项目) 海南省哲学社会科学规划项目(hnsg(gj)14-04)。

(收稿日期) 2015-03-23

(修回日期) 2015-04-30

方政府遵循对上负责的原则,以政绩考核指标为依据,并运用相关资源实现相应的目标。在我国,地方官员的政绩考核方式是一种相对绩效评价^[8],主要考察的是经济增长排名。因此,为取得良好的政绩考核结果,获得职位晋升,地方官员一方面需要促进本地区经济发展、增加财政收入,另一方面还需要利用各种手段进行竞争,限制其他地区的发展^[9]。在财政激励方面,与政治上的集权不同,我国改革开放的过程本质上是经济逐步分权的过程。在经济分权的制度安排下,地方政府的财政收入绝大部分来源于地方的经济增长。一方面,随着 20 世纪 90 年代中期分税制改革的开展,中央政府在集中财权打破中央—地方财权结构的同时,并未对中央—地方事权结构进行调整,地方的财政支出责任并未减少,因此地方政府为保障财政收支的可持续性,必须尽量追求财政增收,同时最大限度地限制其他地区获取经济资源,以实现自身经济增长和财政增收的最大化。另一方面,随着 20 世纪 90 年代中期以后分税制和金融改革的开展,地方政府逐渐失去了对资本要素的控制。同时,在货币政策外生给定,劳动力配置日益由市场决定的情况下,土地供给政策已成为地方政府为数不多的能够影响地区经济发展的重要手段,因而地方政府有通过土地供给行为影响经济发展的主观意愿。此外,由于我国土地制度的特殊性,地方政府控制着土地一级市场的供应权,并且形成了独特的政府垄断供给下的土地市场,因而地方政府有通过土地供给行为影响经济发展的客观条件。

如前所述,土地供给政策成为地方政府用于影响地区经济的自然选择。而政治和财政激励反映在土地供给行为上表现为:地方政府一方面凭借自身在土地一级市场的垄断地位,选择商住用地非饱和供给模式,使商住用地保持供不应求状态,从而得以高价出让商住用地并获得预算外收入(从 2011 年起纳入预算内管理),来弥补财权、事权的不对等;另一方面,地方政府通过协议出让,设置前置性条件的招、拍、挂出让等手段促进工业用地低价竞争,以争取投资,在实现本地区经济增长的同时限制其他地区获得投资^[10]。由于地方政府在商住用地供给上选择的是非饱和供给模式,因此商住用地供给量必然小于不存在政府管制情况下的正常均衡供给量;同时,地方政府在工业用地供给上选择的是低价竞争模式,因此工业用地的价格可能低于政府管制不存在时的正常价格,从而可能导致实际的工业用地

供给量大于不存在政府管制情况下的正常均衡供给量。据此可知,如果城市用地规模出现了不合理的扩张,必然是由于以引资为目的工业用地低价竞争增加了对土地的非正常引致需求所致。根据厂商生产的最优要素投入组合理论,在一定的技术条件下,为获取最佳的经济增长,土地与资本要素的组合应当遵循一定的规律。因此,在城市资本存量既定的前提下,为保证城市经济较好地增长,合理的城市扩张也应存在一定的门槛,这一门槛条件构成了城市扩张合理性的判断标准。

三 城市扩张门槛条件的验证

1. 模型的设定

本文采用生产理论中广泛使用的柯布—道格拉斯(C-D)生产函数来模拟城市经济活动的过程,所构建的生产函数包含土地、资本和劳动力三要素,如下式所示:

$$Y_{it} = ALU_{it}^{\alpha} K_{it}^{\beta} L_{it}^{\lambda} \quad (1)$$

式(1)中所含约束条件为: $\alpha + \beta + \lambda = 1$ 。为了避免模型估计中出现异方差和多重共线性问题,采用柯布—道格拉斯生产函数的对数线性形式对式(1)模型进行估计,对式(1)两边取自然对数并加入表征技术进步的时间变量 t 和残差项 ε_{it} 。同时,为减少待估参数,提高参数估计精度,将模型变形为式(2):

$$\ln(Y_{it}/LU_{it}) = \ln A + gt + \beta \ln(K_{it}/LU_{it}) + \lambda \ln(L_{it}/LU_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中, Y 为城市二三产业增加值, LU 、 K 、 L 分别为城市的建成区面积、第二、三产业的资本存量和劳动力数量,下标 i 表示区域, t 表示时间, A 、 g 、 β 、 λ 为待估参数。式(2)中 Y/LU 为地均二三产业增加值, K/LU 为地均资本存量, L/LU 为人口密度。为清晰反映城市扩张与城市经济增长的关系,同时构造门限变量(即认为存在门槛条件的解释变量),对 K/LU 和 L/LU 进行取倒处理。借助式(2)的形式,并将其变形为:

$$\ln(Y_{it}/LU_{it}) = \ln A + gt + \beta \ln(LU_{it}/K_{it}) + \lambda \ln(LU_{it}/L_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(3)中, LU/K 为资均城市用地量,为门限变量; LU/L 为人均城市用地量,为控制变量,用于保证门限变量回归系数的准确性。式(3)考察的是相对于城市既有的资本存量,城市用地投入量的变化对城市经济产出的影响。

目前估计门限变量门限值的常用方法是分组检验。分组检验的思想就是根据一定的分组标准将检验的数据分成两个或更多个子样本,分别对多个子样本进行回归分析,并根据变量系数是否存在明显差异来判断分组标准是否达到了门槛水平^[1]。然而,分组检验存在一个难以解决的重要问题,即分组标准的确定。实证分析中一般选取门限变量的中位数作为分组标准,但门限变量的样本中位数却未必是引发被解释变量显著变动的正确门槛水平,因此分组检验通常无法准确地估计门限变量的门限值。近年来,非线性计量经济学门限回归模型的发展为估计门限变量的门限值提供了便利。根据汉森(Hansen)的研究,如果存在一个门限值 τ ,使得当门限变量 $LU_{it}/K_{it} > \tau$ 与 $LU_{it}/K_{it} \leq \tau$ 时,其对城市经济增长的作用呈现出显著的差异^[1],那么设置一个虚拟变量 D_{it} ,如式(4)所示:

$$D_{it} = \begin{cases} 0 & LU_{it}/K_{it} \leq \tau \\ 1 & LU_{it}/K_{it} > \tau \end{cases} \quad (4)$$

将虚拟变量 D_{it} 加入式(3)中,将其变形为:

$$\ln(Y_{it}/LU_{it}) = \ln A + gt + \beta_1 D_{it} \ln(LU_{it}/K_{it}) + \beta_2 (1 - D_{it}) \ln(LU_{it}/K_{it}) + \lambda \ln(LU_{it}/L_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式(5)实质上是一个门限变量 LU_{it}/K_{it} 的分段函数模型,如果门限值 τ 选择适当,那么 β_1 和 β_2 将通过显著性t检验并存在显著差异,同时式(5)模型也将通过显著性F检验。按此思路,确定门限值 τ 需解决两个问题:一是寻找门限值 τ 的备选值。根据相关研究,选取的门限值 τ 越接近真实值,那么式(5)模型的回归残差平方和就越小^[2]。对此,可以将数据样本按照门限变量大小进行排序,并根据数据量的多少,剔除头尾一定比例的数据(因为门限值不太可能出现在最大值和最小值附近)。然后按照大小顺序分别设门限变量 LU_{it}/K_{it} 的数值等于门限值 τ ,并按照式(5)模型进行回归,同时选择残差平方和最小的门限变量 LU_{it}/K_{it} 的数值作为门限值 τ 的备选值。二是判断 β_1 和 β_2 是否存在显著的差异。对此,可以对备选的门限值对应的回归方程进行Wald检验,原假设为 $\beta_1 = \beta_2$,若检验结果显著地拒绝原假设,则认为这一备选的门限值是恰当的。

2. 数据的收集与整理

考虑到数据的可得性,本文将数据收集的行政层级设置为省级。同时,考虑到我国土地供给作为地方政府引资的重要工具始于20世纪90年代中期的分税制改革,因此将数据收集的时间范

围设定为1994-2012年。需要说明的是,数据收集对象未包括港澳台地区。此外,考虑到重庆直辖时间较晚,数据较少,按照惯例将其并入四川省进行分析。本文数据样本包括30个省、自治区、直辖市(以下简称“省”),各项指标数据的收集及整理过程如下。

首先,二三产业的增加值由各省历年统计年鉴中二、三产业增加值加总而得,且为保证数据间的可比性,将相关数据按照地区生产总值指数中第二、三产业相关指数调整为以1994年为基期的不变价,单位为亿元。

第二,二三产业的资本存量按照永续盘存法计算。由于中国没有进行过大规模的资产普查,所以本文所采用的方法是在估计一个基准年(1994年)后,运用永续盘存法按不变价格来计算资本存量。这一方法可以写作 $K_t = K_{t-1}(1 - \delta) + I_t$,涉及当年投资 I 的选取、投资品价格指数的构造、经济折旧率 δ 和基年资本存量 K 的确定等四个技术问题。本文以1994年二三产业投资总额除以10%作为基年资本量^[3],各省经济折旧率根据单豪杰的研究成果确定^[4],同时根据历年《中国统计年鉴》中的分省固定资产投资价格指数,将相关数据统一折算为1994年的不变价,单位为亿元。

第三,二三产业从业人员的数量由各省历年统计年鉴中二三产业从业人员加总而得,单位为万人。

第四,各省城市建成区面积的数据来源于对应年份的《中国城市统计年鉴》,单位为平方公里。

3. 门槛条件的检验

在获取相关指标数值形成省际面板数据后,可以进行门限回归分析。考虑到数据量巨大,人工计算不具可行性,基于汉森(Hansen)提出的静态平衡面板数据门限回归Matlab程序^[5],并根据式(5)模型的特点,对其进行改写,最终形成用于门限回归分析的程序。为了选择恰当的门限个数和门限值,依次估计线性模型、单门限模型、双门限模型和三门限模型,设定上述4个模型的残差平方和分别为 S_0 、 S_1 、 S_2 、 S_3 ,回归方差分别为 Sig_0 、 Sig_1 、 Sig_2 、 Sig_3 ,再利用格点搜索法寻找使上述模型的残差平方和最小的门限值^[6]。门限数量的设定检验按照从低到高的顺序,首先检验线性模型,其原假设为线性模型,备选假设为单门限模型,检验统计量为 $F = (S_0 - S_1) / Sig_1$ 。F统计量不服从标准分布,对此,可利用自举法(bootstrap)计算F统计量的临界值,选择自举次

数为 300 次。若拒绝原假设,则选择单门限模型,并依此类推。按照上述方法,本文对模型进行了门限回归分析,结果如表 1 所示。

表 1 门限回归模型检验

模型假设		门限变量(LU_{it}/K_{it})		
原假设	备选假设	F 值	5% 临界值	P 值
线性模型	单门限模型	49.0961	26.6863	0.0066
单门限模型	双门限模型	29.7855	20.6737	0.0143
双门限模型	三门限模型	14.0856	17.0321	0.1543

从表 1 可知,对于门限回归模型形式的设定,依次拒绝了线性和单门限模型的假设和三门限的备选假设,同时接受了双门限的原假设。因此,可以确定门限回归模型为双门限模型,即门限变量 LU_{it}/K_{it} 在 5% 的显著性水平下存在两个门限值,门限值的估计结果及其置信区间如表 2 所示。根据门限回归结果,得出两个门限值的估计值分别为 0.0609 和 0.0894,从而将门限变量 LU_{it}/K_{it} 划分为 3 个区间,

分别为(0,0.0609)、(0.0609,0.0894)和(0.0894, ∞)。

表 2 门限值估计结果

估计值		95% 置信区间
τ_1	0.0609	[0.0584, 0.0648]
τ_2	0.0894	[0.0867, 0.0985]

在明确了门限变量的门限值后,基于式(5)的模型,设置了两个虚拟变量,按照双门限模型进行回归分析,并分析门限变量处于不同区间时,对城市经济产出(被解释变量 Y_{it}/LU_{it})作用的差异。根据豪斯曼(Hausman)的检验结果,选择固定个体效应模型进行回归分析。考虑到面板数据中横截面数据大于时序个数,为避免横截面数据中可能存在的异方差,本文选择基于截面数据加权(cross-section weight)的广义最小二乘法(FGLS)进行参数估计,结果如表 3 所示。

表 3 双门限模型回归分析结果

解释变量	系数	标准误差	t 统计量	P 值	VIF
C	2.6936	0.1357	19.8424	0.0000	—
$LU_{it}/K_{it} (LU_{it}/K_{it} \leq 0.0609)$	24.0827	1.3736	17.5324	0.0000	1.7692
$LU_{it}/K_{it} (0.0609 < LU_{it}/K_{it} \leq 0.0894)$	6.2993	0.7246	8.6933	0.0000	1.7505
$LU_{it}/K_{it} (LU_{it}/K_{it} > 0.0894)$	-0.6658	0.3107	-2.1426	0.0326	3.3377
LU_{it}/L_{it}	-1.2181	0.1222	-9.9656	0.0000	1.2993
T	0.2074	0.0077	26.6216	0.0000	3.1951
R^2	0.9595	F 值	371.800		
杜宾-瓦森检验量(D.W.)	1.7774	P(F)	0.0000		

从回归分析效果可知,回归方程在 1% 的显著性水平下通过了 F 检验,调整后的决定系数达 0.9595,表明回归方程显著成立,拟合效果较好;杜宾-瓦森检验量(D.W.)处于 $[d_U, 4 - d_U]$ 区间,不拒绝原假设,误差项无自相关;解释变量方差膨胀因子(VIF)值均小于 10,不存在明显的多重共线性。总体而言,回归结果较为理想,可用于后续分析。通过以上分析,可得出下面三点结论。

一是门限变量处于不同区间时,其对城市经济产出的作用方向存在明显差异。门限变量 LU_{it}/K_{it} 的分段回归系数在区间一和区间二内均为正,并在 1% 的显著性水平下通过了 t 检验,表明其对表征城市经济产出水平的被解释变量 Y_{it}/LU_{it} 具有显著的正向作用。值得注意的是,当门限变量 LU_{it}/K_{it} 进入区间三后,其回归系数变为负值,并在 5% 的显著性

水平下通过了 t 检验,这表明其对被解释变量 Y_{it}/LU_{it} 的作用方向发生了明显的变化,从先前的正向作用转变为负向作用。

二是门限变量处于不同区间时,其对城市经济产出的作用强度也存在显著差异。从区间一至区间三,门限变量 LU_{it}/K_{it} 的回归系数分别为 24.0827、6.2993 和 -0.6658,表明门限变量 LU_{it}/K_{it} 对被解释变量 Y_{it}/LU_{it} 的作用强度经历了由强至弱、从正到负的转变。这说明:对于既定的资本存量,随着城市土地投入的不断增加,土地投入对城市经济产出的作用经历了从大到小、从小到负的转变。

三是根据对城市经济产出作用方式的差异,可以将城市扩张划分为合理和不合理两种类型。双门限模型回归分析结果显示,门限变量 LU_{it}/K_{it} 处于(0,0.0894)区间时,其对城市经济产出具有正向作

用,土地—资本配置关系处于这一区间的城市扩张为合理的城市扩张; 门限变量 LU_{it}/K_{it} 处于 $(0.0894, \infty)$ 时,其对城市经济产出具有负向作用,土地—资本配置关系处于这一区间的城市扩张为不合理的城市扩张。

四 两类城市扩张的驱动力分析

1. 不合理城市扩张规模分析

根据第三部分双门限模型回归分析结果,可知我国现阶段部分省份的城市扩张不合理,这说明部分地区以引资为目的的工业用地低价竞争导致了对土地的非正常需求的上升。若以工业用地低价竞争获取的引资量为标尺,相对于资本流入量,土地投入量已经处于非合理的区间,进而导致了城市用地规模出现了不合理的扩张。为反映各地区不合理城市扩张的动态变化,根据门限变量 LU_{it}/K_{it} 合理和不合理区间的划分结果,提出城市不合理扩张规模的测算公式:

$$LU_{it}^{ue} = (LU_{it}/K_{it} - \tau_2) \times K_{it} \quad (6)$$

式(6)中, LU_{it}^{ue} 为不合理的城市扩张规模; τ_2 为门限变量 LU_{it}/K_{it} 合理和不合理区间的分界值,根据前文测算结果取 0.0894; LU 、 K 、 i 、 t 含义同式(2), $LU_{it}/K_{it} \in (0.0894, \infty)$ 。按照式(6),本文对 1994—2012 年我国各省份不合理的城市扩张规模进行了测算,结果如图 1 所示。

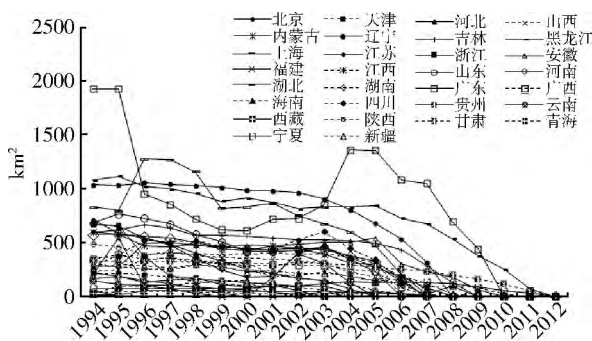


图 1 我国各省份不合理城市扩张规模的动态变化趋势

由图 1 可知,各省份在 1994—2012 年间的多数年份均存在不合理的城市扩张,表现为在多数年份中各省份的不合理城市扩张规模均大于 0。此外,各省份在 1994—2012 年间不合理城市扩张的规模均呈总体下降的趋势。2007 年之后,部分省份中不合理的城市扩张已不复存在。这表明相对于各省份的二三产业资产存量,土地要素的投入总体有所减

少,土地—资本要素的配置关系趋于合理,对城市经济增长的作用方向也由负向正过渡。

2. 研究假说的提出

城市土地作为城市生产生活的物质承载,随着城市经济的发展、人口的聚集,必然出现城市扩张的现象,这也是早期城市扩张驱动力研究主要强调的方面。但是,近年来学界更加注重中国特色制度对城市扩张的影响,认为我国的财政分权制度和以经济增长及财政增收为导向的地方官员晋升考核体系,促使地方政府一方面必须应对事权—财权的不对等,另一方面还需要在有限的经济资源和政治机会中参与区域竞争。在这一过程中,我国特殊的土地制度,为地方政府参与上述竞争提供了条件。地方政府对低成本征用过来的土地进行配套基础设施开发,然后将其中一部分土地以十分低廉的价格甚至是“零地价”出让给工业投资者,通过这种工业用地出让低价竞争的方式进行招商引资,进而换取未来的经济发展和预算内外财政收入持续稳定的增长。与此同时,工业用地出让低价竞争行为增加了城市对土地的需求,导致了城市扩张。

以往的研究成果对同一个被解释变量,即城市建成区扩张的解释存在明显的差异,有的强调经济、人口因素的作用,有的则强调我国制度因素的影响。对此,本文认为上述两方面的研究成果可能分别解释了不同类型的城市扩张,其中经济、人口因素解释的是合理的城市扩张,制度因素解释的是不合理的城市扩张。有鉴于此,本文假定城市扩张分为合理和不合理两种类型,其中合理的城市扩张主要源于经济、人口因素的驱动,不合理的城市扩张主要源于制度因素的驱动。

3. 假说的验证

(1) 实证模型的设定

本文分别以合理的城市扩张和不合理的城市扩张作为被解释变量,建立两个实证分析模型如下:

$$\ln LU_{it}^e = c + a \ln GDP_{it} + b \ln POP_{it} + d \ln INV_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$LU_{it}^{ue} = c_1 + a_1 FD_{it} + b_1 COM_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中,式(7)所构建的模型用于考察合理的城市扩张的驱动力,被解释变量为合理的城市用地扩张规模,并选取经济、人口因素中常用的地区二三产业增加值(GDP)、城镇常住人口(POP)和城镇固定资产投资(INV)作为模型的解释变量^[2-4]。式(8)所构建的模型用于考察不合理的城市扩张的驱动

力,被解释变量为不合理的城市用地扩张规模,并选取财政分权指标(FD) 和地方政府竞争指标(COM) 作为模型的解释变量^[6,17]。

(2) 变量说明及数据来源

一是合理的城市用地扩张规模(LU^e)。由城市的建成区面积(LU) 扣除不合理的城市用地扩张规模(LU^{ue}) 所得,单位为平方公里。

二是地区二三产业增加值(GDP)。考虑到城市土地主要为二三产业生产活动提供物质承载,因此选取地区二三产业增加值表征经济发展对城市扩张的影响。数据来源与式(5)中被解释变量相同,单位为亿元。

三是城镇常住人口(POP)。考虑到城市土地同样为城市人口生活提供空间承载,因此选取地区城镇常住人口(POP) 表征人口因素对城市扩张的影响。相关数据来源于相关省份的统计年鉴,取年末人口数,单位为万人。

四是城镇固定资产投资(INV)。考虑到固定资产投资需要大量的土地,同时投资也是促进经济发展的重要因素,因此选取地区固定资产投资数额(INV) 来表示投资对城市扩张的影响。相关数据来源于《城市统计年鉴》,为保证数据间的可比性,采用固定资产投资价格指数,将相关数据统一折算为1994年的不变价,单位为亿元。

五是不合理的城市用地扩张规模(LU^{ue})。采用式(6)的测算结果,单位为平方公里。

六是财政分权指标(FD),用来反映财政分权对城市用地扩张的影响。根据刘小勇和王家庭的研究,采用预算内本级政府财政支出分权指标来刻画财政分权程度^[8-19],即 $FD = \text{各省预算内人均本级财政支出} / \text{中央预算内人均本级财政支出}$,数据来源于相关省份的统计年鉴。

七是地方政府竞争指标(COM)。地方政府间的竞争本身很难用指标量化,考虑到我国地方政府工业用地出让低价竞争的目的在于获取投资,参考张军、张晏的研究成果,用地方政府竞争的结果即资本净流入量来表示地方政府间的竞争^[20-21]。数据来源于相应年份的《中国统计年鉴》,单位为亿元。

(3) 实证分析结果

完成数据收集和整理后,按照式(7)和式(8)构建的模型进行面板数据回归分析。为避免谬误回归,面板数据回归分析要求变量间存在协整关系。对此本文采用EG两步检验法来检验相关变量是否存在协整关系。首先,需要确认相关变量是否平稳。对此,本文利用Eviews6.0的面板数据,检验相关变量是否为单位根过程,检验中滞后阶数基于SIC准则确定。检验结果表明各变量均为一阶单整序列,同阶单整,满足进行协整检验的前提。在此基础上,分别采用佩德罗尼(Pedroni)和高(Kao)协整检验方法对式(7)和式(8)模型中的相关变量进行检验,检验结果如表4所示。

表4 面板数据协整检验结果

检验方法	检验假设	统计量名	统计量值(P值)
高(Kao)检验(式(7)模型)	$H_0: \rho = 1$ $H_1: (\rho_i = \rho) < 1$	ADF - Statistic	-4.5064(0.0000)
佩德罗尼(Pedroni)检验(式(7)模型)		Panel PP - Statistic	-4.9364(0.0000)
		Panel ADF - Statistic	-6.4817(0.0000)
高(Kao)检验(式(8)模型)		ADF - Statistic	-3.6788(0.0000)
佩德罗尼(Pedroni)检验(式(8)模型)		Panel PP - Statistic	-3.3035(0.0005)
		Panel ADF - Statistic	-5.3525(0.0000)

从检验结果可知,多种检验方法的协整检验P值均小于0.01,说明在1%的显著性水平下拒绝变量间不存在协整关系的原假设,确认式(7)和式(8)模型的变量间存在显著的协整关系,相关数据可用于后续分析。对此,本文采用面板数据回归分析的方法,分别按照式(7)和式(8)构建的模型进行计量分析。根据豪斯曼(Hausman)检验结果,选择固定个体效应模型进行回归分析,并运用基于截面数据加权(cross-section weight)的广义最小二乘法

(FGLS)进行参数估计,结果如表5所示。

由表5可知,式(7)和式(8)模型均在1%的显著性水平下通过了F检验,调整后的决定系数分别达0.9976和0.9140;杜宾-瓦森检验量(D.W.)处于 $[d_L, 4 - d_U]$ 区间,误差项无自相关。总体来看,回归结果较为理想,可用于后续分析。表征经济发展的解释变量 GDP_{it} 、表征投资的解释变量 INV_{it} 和表征人口因素的解释变量 POP_{it} 分别在1%、5%和10%的显著性水平下通过了t检验,表明其对合理

表 5

面板数据回归分析结果

式(7) 模型: 被解释变量 $\ln LU_{it}^r$				式(8) 模型: 被解释变量 LU_{it}^{irr}			
变量	系数	标准误差	t(P)	变量	系数	标准误差	t(P)
c	-4.0427	0.6177	-6.5451(0.0000)	c_1	238.732	6.8165	35.0227(0.0000)
$\ln GDP_{it}$	1.0202	0.0439	23.199(0.000)	FD_{it}	8.8174	3.5247	2.5015(0.0127)
$\ln POP_{it}$	0.0255	0.0143	1.7763(0.0767)	COM_{it}	0.0375	0.0048	7.7327(0.0000)
$\ln INV_{it}$	0.7663	0.3752	2.0424(0.0420)	-	-	-	-
$\bar{R}^2$		0.9976	F 值 382.959	$\bar{R}^2$		0.9140	F 值 27.5730
杜宾—瓦森检验量(D.W.)	1.7952		P(F) 0.0000	杜宾—瓦森检验量(D.W.)	1.9522		P(F) 0.0000

的城市扩张均具有较为明显的作用。同时,上述 GDP_{it} 、 INV_{it} 、 POP_{it} 三个解释变量的偏回归系数均为正; 财政分权变量 (FD_{it}) 和地方政府竞争变量 (COM_{it}) 分别在 1% 和 5% 的显著性水平下通过了 t 检验,同时偏回归系数均为正。

综上,经济和人口因素对合理的城市扩张具有较为显著的正向促进作用,是合理的城市扩张的主要驱动力,而财政分权和地方政府竞争对不合理的城市扩张产生了显著的促进作用。在我国制度环境下,这种促进作用产生的逻辑是: 财政分权导致地方政府通过寻求城市土地开发等方式来获取收入,以弥补事权—财权的不对等; 晋升激励引发了地方政府间的高度竞争,为了赢得竞争,地方政府采用土地出让低价竞争的方式进行招商引资。在上述两方面制度因素的作用下,地方政府不合理的土地供给行为导致城市扩张规模超出了合理界限,进而产生了不合理的城市扩张。

五 结论

本文从地方政府土地供给行为的视角对城市扩张进行了考察,基于土地—资本配置关系对城市经济的不同增长影响方式,并利用门限回归模型对城市扩张合理性进行了判断。同时,还对城市扩张驱动力进行了分类实证分析。基于上述分析,本文得出了下面两点结论。

一是根据对城市经济产出作用方式的差异,城市扩张可以划分为合理和不合理两种类型。双门限模型回归分析结果显示,当门限变量 LU_{it}/K_{it} 处于 (0, 0.0894) 区间时,其对城市经济产出具有正向作用,土地—资本配置关系处于这一区间的城市扩张为合理的城市扩张; 当门限变量 LU_{it}/K_{it} 处于 (0.0894, ∞) 时,其对城市经济产出具有负向作用,土地—资本配置关系处于这一区间的城市扩张为不合理的城市扩张。

二是合理的城市扩张主要源于经济、人口因素

的驱动,不合理的城市扩张主要源于财税制度、地方官员政绩考核制度等制度因素的驱动。对城市扩张驱动力的分类实证分析表明: GDP_{it} 、 INV_{it} 、 POP_{it} 这三个解释变量对合理的城市扩张具有较为显著的正向促进作用,经济、人口因素能够较好地解释合理的城市扩张。同时,财政分权变量 (FD_{it}) 和地方政府竞争变量 (COM_{it}) 对不合理的城市扩张具有显著的正向促进作用,财税制度和地方政府官员考核制度等能较好地解释不合理的城市扩张。因此,调控城市扩张应以保证土地—资本配置关系处于合理区间为原则,综合考虑其他因素进行处理。此外,应推动财政分权制度和官员晋升考核制度改革,以实现地方政府财权—事权对等,避免地方政府的恶性竞争,从而减少不合理的城市扩张。

【Abstract】 Based on the difference of influence means to urban economic output by land – capital allocation relationship, this essay investigates the urban expansion. It adopts the provincial panel data during 1994 – 2012, and uses the threshold regression model to analyze the rationality of expansion in each province of China. In the meanwhile, it studies on the classification and research on the driving forces of rational and irrational urban expansion. The results reveal that: Firstly, according to the difference of effects on economic output of cities, urban expansion can be divided into two types, which are rational expansion and irrational expansion; Secondly, there are different levels of irrational urban expansion in each province in most of the years since 1994 to 2012; Thirdly, the rational urban expansion is mainly driven by economic and demographic factors, while the irrational urban expansion is mainly driven by the institutional factors. Regulation and control of urban expansion should ensure land – capital allocation relation in a reasonable range, by means of reform in financial and official promotion appraisal system to reduce irrational urban expansion.

【Key words】 land economics; urban expansion; rationality; panel data; threshold estimation

参考文献

- [1] 杨杨等. 土地资源对中国经济的“增长阻尼”研究——基于改

- 进的二级 CES 生产函数 [1]. 中国土地科学, 2010(5): 19 - 25
- [2] Brueckner J. K., Fansler D. A.. The Economics of Urban Sprawl: Theory and Evidence on the Spatial Sizes of Cities [J]. The Review of Economics and Statistics, 1983(7): 479 - 482
- [3] Li L., Sato Y., Zhu H.. Simulating Spatial Urban Expansion Based on a Physical Process [J]. Landscape and urban Planning, 2003(1): 67 - 76
- [4] 谈明洪等. 我国城市用地扩张的驱动力分析 [J]. 经济地理, 2003(5): 635 - 639
- [5] 陶然等. 区域竞争、土地出让与地方财政效应: 基于 1999 - 2003 年中国地级城市面板数据的分析 [J]. 世界经济, 2007(10): 15 - 27
- [6] 唐鹏等. 地方政府对土地财政依赖的影响因素研究——基于中国 1998 - 2010 年的省际面板数据分析 [J]. 资源科学, 2014(7): 1374 - 1381
- [7] 周黎安. 晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因 [J]. 经济研究, 2004(6): 33 - 40
- [8] 陶然等. 地区竞争格局演变下的中国转轨: 财政激励和发展模式反思 [J]. 经济研究, 2009(7): 21 - 32
- [9] 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究 [J]. 经济研究, 2007(7): 36 - 50
- [10] 张宇. FDI 技术外溢的地区差异与吸收能力的门限特征——基于中国省际面板数据的门限回归分析 [J]. 数量经济技术经济研究, 2008(1): 28 - 38
- [11] Hansen B. E.. Sample Splitting and Threshold Estimation [J]. Econometrics, 1999(68): 575 - 603
- [12] Chan K. S.. Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model [J]. The Annals of Statistics, 1993(21): 520 - 533
- [13] 张军等. 中国省际物质资本存量估算: 1952 - 2000 [J]. 经济研究, 2004(10): 35 - 44
- [14] 单豪杰. 中国资本存量 K 的再估算: 1952 - 2006 年 [J]. 数量经济技术经济研究, 2008(10): 17 - 31
- [15] Hansen B. E.. Threshold effects in non - dynamic panels: Estimation, testing, and inference [J]. Econometrics, 1999(93): 345 - 368
- [16] 余泳泽. FDI 技术外溢是否存在“门槛条件”——来自我国高技术产业的面板门限回归分析 [J]. 数量经济技术经济研究, 2012(8): 49 - 63
- [17] 曹春艳, 吴群. 财政分权, 地方财政支出偏好与城市用地规模扩张——以长三角地区为例 [J]. 华东经济管理, 2013(12): 81 - 85
- [18] 刘小勇. 省及省以下财政分权与省际经济增长 [J]. 经济科学, 2008(1): 41 - 54
- [19] 王家庭, 曹清峰. 我国 35 个大中城市空间扩张效率测度 [J]. 城市问题, 2013(10): 8 - 14
- [20] 张军等. 中国为什么拥有了良好的基础设施? [J]. 经济研究, 2007(3): 4 - 19
- [21] 张晏, 龚六堂. 分税制改革, 财政分权与中国经济增长 [J]. 经济学, 2005(1): 75 - 108

(责任编辑: 翁姗姗)

《城市问题》编辑部作者来稿摘要撰写规范

一 摘要撰写的基本要求

——信息量大。摘要包括的信息量应与论文基本相符, 使读者即使不阅读全文, 通过摘要也能基本了解论文的观点和研究的基本结论。

——结构完整。摘要应具有独立性, 应该是可以被引用的完整短文; 先写什么, 后写什么, 应有逻辑顺序; 句子之间要上下连贯, 互相呼应; 句型应力求简单, 少用或不用长句。

——言简意赅。摘要的长度应在 300 字以内, 直接明了地阐述论文的创新之处或主要观点, 每句话要表意明白, 无空泛、笼统、含混之词。

——避免套话。不应出现作者所从事的研究领域里的常识性内容, 不应把应在引言中出现的内容写入摘要, 也不要对论文的内容做解释和评论(尤其是自我评价)。比如, 不要出现“城市规划是一项重要的政府职能”、

“……具有很高的学术价值”、“抛砖引玉”……之类的句子。

——摘要不分段

二 摘要须避免以下情况出现

——重复论文题名中已有的信息。比如一篇论文的题名是《关于中国城市交通问题的研究》, 其摘要的开头就不要再写“为了……, 对中国城市交通问题进行了研究”。

——摘要应具有自明性, 不必使用“本文”、“作者”、“文章”等作为主语。本刊建议采用“对……进行了研究”、“报告了……现状”、“进行了……调查”、“提出了……”等句型。

——出现引文或图表。

——用语不规范。摘要中不要出现生冷偏僻、自己杜撰的名词、术语或符号等。