

土地供给方式、土地出让金与经济增长

钟国辉

(南京农业大学公共管理学院,江苏 南京 210095)

[摘要] 通过研究土地出让金与经济增长的关系,间接反映土地供给方式对我国经济增长的影响。理论分析认为土地供给方式越市场化,政府获得的土地出让金越高。利用我国 1993-2011 年数据并运用 Pearson 相关性检验和格兰杰因果检验发现,土地出让金和国内生产总值呈高度正相关,并且土地出让金是国内生产总值的格兰杰原因。因此,土地供给方式在由非市场化到市场化转变时,对经济增长具有促进作用。

[关键词] 土地供给方式;经济增长;Pearson 相关性检验;格兰杰因果检验

[DOI 编码] 10.13962/j.cnki.37-1486/f.2014.05.002

[中图分类号]F293.2 **[文献标识码]**A **[文章编号]**2095-3410(2014)05-0013-05

一、引言

在 20 世纪 80 年代之前,我国宪法规定“任何组织或个人不得侵占、买卖、出租或者以其他任何方式非法转让土地”,意味着当时的土地供给是无偿的、无期限的,同时土地使用权也不得在土地使用者之间进行相互转让。但自从 1982 年深圳首次实现土地有偿使用的试点之后,随着后期改革的不断深入,最终实现了土地所有权与使用权的分离,土地供给方式也由以前的单一无偿使用,到如今的土地划拨、协议、招标、拍卖和挂牌等不同供给方式共存的现状。《土地管理法》规定,土地划拨主要针对国家机关用地、军事用地、城市基础设施用地、公益事业用地以及国家重点扶持的能源、交通、水利等基础设施用地,一般是无偿和无期限的;商业、旅游、娱乐和商品住宅等各类经营性用地应采取招标、拍卖和挂牌等方式供给土地,其成交价格是土地需求者通过市场竞争而产生的市场价格。同时,《协议出让国有土地使用权规定》指出,协议出让最低价不得低于新增建设用地的土地有偿使用费、征地(拆迁)补偿费用以及按照国家规定应当缴纳的有关税费之和,如有基准地价的地区,协议出让最低价不得低于出让地块所在级别基准地价的 70%,但协议出让地价

一般会低于“招拍挂”产生的市场价格。

从土地划拨到土地“招拍挂”,土地的供给方式也意味着由非市场供给方式到市场供给方式的转变,不同的土地供给方式对我国经济增长的影响如何,是本文研究的重点。现有研究主要集中在土地供给总量对我国经济增长分析。如,谢思全等(2011)^[1]认为通过适时调整土地供应量,能够有效破除土地供应量不足对长期经济发展和社会福利提高产生的制约,并且能够促进经济发展沿着整体社会福利最大化的路径发展。张孝宇等(2011)^[2]以我国 35 个大中城市 1998-2007 年的 1396 个样本数据为例研究土地对经济发展的贡献时发现,城市建设用地面积每增加 1%,在其他因素不变的条件下,可拉动二三产业产值增长 0.416%。目前,对于土地供给方式对我国经济增长的研究仅局限于认可其作用,而对于其理论分析以及实证研究明显不足^{[3][4]}。因此,通过理论及实证研究土地供给方式对经济增长的影响具有一定的现实意义。

二、理论分析

本文将通过土地供需理论探讨土地供给方式转变对经济增长的影响。土地供给指在一定技术和经济条件下,对人类有用的各种土地资源的数量,分为

土地自然供给与土地经济供给。本文主要从土地经济供给来分析土地供需关系,认为当土地的供给价格与需求价格相一致时,就会使得土地的供给曲线与需求曲线相交,形成市场均衡价格。从前文分析可知,土地“招拍挂”产生的价格是通过市场竞争形成的,即为市场均衡价格,并且会高于土地协议出让地价,而土地无偿划拨必然低于协议出让地价(见图1)。

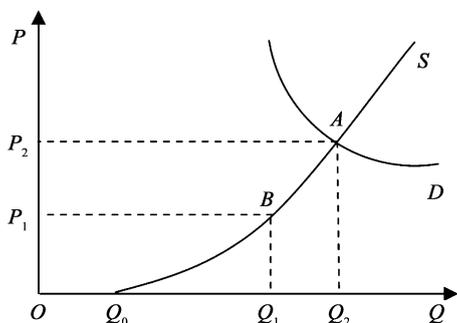


图1 不同供给方式下的土地供给与需求

图1中,O为原点,纵轴表示土地成交价格,横轴表示土地供给量,S为土地供给曲线,D为土地需求曲线。土地“招拍挂”所形成的市场均衡即为土地供给曲线与需求曲线的交点A,因此“招拍挂”形成的市场均衡价格即为 P_2 ,此时土地的供给量为 Q_2 ,土地出让金为面积 OP_2AQ_2 。土地在协议出让过程中,由于协议出让地价一般会低于市场均衡价 P_2 ,因此假设协议出让地价为 P_1 ,在协议出让地价为 P_1 时,由于 P_1 小于 P_2 ,政府的土地供给意愿必然降低到 Q_1 ,即为交点B,而此时的土地出让金即为面积 OP_1BQ_1 。当土地供给方式为划拨时,虽然此时土地为无偿使用,但土地的供给量也不会降低到零,这是由于我国经济发展与城市化离不开土地这一生产要素,政府必然会供给一定量的土地,假设此时土地供给为 Q_0 ,但由于土地供给价格为零,意味着此时土地出让金也为零。

从图1可知,随着土地供给方式由划拨到协议出让,再到土地“招拍挂”,土地出让金也由零增加到 OP_1BQ_1 ,再到 OP_2AQ_2 。而随着市场经济的不断完善,我国土地供给方式也在发生着变化。1993年,我国国有土地使用权在划拨、协议和“招拍”(那时还没有挂牌出让土地)所供宗地的比例分别为79.85%、18.38%和1.77%,总出让价格款为110

亿元,到2010年划拨、协议和“招拍挂”所供土地面积比例分别变为32.15%、7.98%和59.87%,总出让价格款为13990亿元^①。从供地比例来看,划拨与协议出让土地在17年之后均有显著下降,而“招拍挂”土地出让比例则有明显上升,并且后者的总土地出让价款是前者的127倍。但无论是土地划拨供给还是协议供给,均属于非市场化供给。从图1可以看出,市场化土地供给的价格与供给意愿均高于非市场化,在非市场化土地供给条件下,土地出让金要低于市场化土地供给。这意味着土地制度会对土地出让金产生影响^[5],土地供给方式越市场化,政府获得的土地出让金也会越高。如果土地出让金与经济增长呈正相关,并且土地出让金的增加是经济增长的原因,那么就可认为土地供给方式越市场化,越能促进经济的增长。因此,本文将利用土地出让金作为中间桥梁并运用Pearson相关性检验与格兰杰检验来实证研究土地供给方式转变对我国经济增长的影响。

三、实证研究

(一)数据来源及说明

本文采用我国1993-2011年土地出让金和国内生产总值等相关数据进行实证研究。其中,1993-1996年土地出让金数据来源于《中国国土年鉴》,1998-2011年土地出让金数据来源于《中国国土资源年鉴》,由于1997年数据缺失,本文将采用1996年和1998年土地出让金的平均值估算1997年的数据。1995-2011年国内生产总值的数据来源于《中国统计年鉴》。本文以1993年为基期年,将历年土地出让金和国内生产总值利用居民消费者价格指数进行折算,土地出让金和国内生产总值的统计描述见表1。

从表1可知,1993-2011年土地出让金和国内生产总值都获得了快速发展,但土地出让金的平均增长率高于国内生产总值平均增长率20.42个百分点。而从我国历年土地出让金的变化来看,土地出让金的最大值年份与最小值年份相差高达15122.79亿元,并且从土地出让金的标准差与离散系数也可以看出,我国历年土地出让金的变化非常大。国内生产总值的最大值年份与最小值年份相差也高达193219.68亿元,虽然国内生产总值的标准差与平

表 1 1993 - 2011 年我国土地出让金和国内生产总值的统计描述

单位:亿元

指标	最大值	最小值	平均值	标准差	离散系数	平均增长率
土地出让金	15224.60	101.81	3659.27	4546.02	124.23%	31.45%
国内生产总值	228553.60	35333.92	98111.49	58490.49	59.62%	10.93%

均值均高于土地出让金,但这可能是由于其本身基数引起的,因为从离散系数可看出,国内生产总值的离散系数低于土地出让金的离散系数,意味着在时间序列的单调变化过程中,土地出让金的变化大于国内生产总值的变化,同时也间接地反映了土地出让金的增长速度快于国内生产总值的增长速度。

(二) Pearson 相关性检验

常用的相关性分析有 Pearson 相关系数,它是指依据样本数据所计算的两个变量之间线性关系强弱的度量,用 r 来表示。其计算公式为:

$$r = \frac{\sum (X - \bar{X})(Y - \bar{Y})}{\sqrt{\sum (X - \bar{X})^2 \sum (Y - \bar{Y})^2}} = \frac{l_{xy}}{\sqrt{l_{xx}l_{yy}}} \quad (1)$$

式(1)中,X、Y 分别指两变量的样本数据; \bar{X} 、 \bar{Y} 分别指两变量的样本数据的平均值; l_{xx} 为 X 的离均差平方和; l_{yy} 为 Y 的离均差平方和; l_{xy} 为 X 和 Y 之间的离均差积和。而计算 Pearson 相关系数之后的检验统计量为 t 统计量, $t = \frac{r \sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r^2}}$,t 统计量服从 (n-2) 个自由度的 t 分布。

本文依据 1993 - 2011 年我国土地出让金与国内生产总值的样本数据并且利用 SPSS 软件所计算的两变量之间 Pearson 相关系数为 0.965,t 统计量为 15.17,其伴随概率 P 为 0.002,意味着拒绝零假设,两变量之间呈正相关。一般 $r > 0.8$,表示两变量之间具有较强的线性相关关系^[6],而本文的 Pearson 相关系数高达 0.963,明显大于 0.8,意味着我国土地出让金与国内生产总值呈高度正相关,当土地出让金增加时,国内生产总值也随之增加,也反映了随着土地供给方式越市场化,国内生产总值也不断提高。虽然 Pearson 相关系数为 0.965 意味着两变量之间呈正相关,但是相关关系并不一定是因果关系,不能认为一个变量的改变会导致另一个变量的改变,有可能仅是一种伴随关系^[7]。为讨论两变量之间是存在因果关系,还是仅仅是伴随关系,本文将采用格兰杰因果检验进行分析。

(三) 格兰杰因果检验

在进行格兰杰因果检验时,首先要验证两变量

是平稳的^[8],如果两变量是非平稳序列,那么在做格兰杰因果时就会出现伪回归的现象,导致最后的研究结果可能不正确。检验时间序列是否平稳的方法称为单位根检验^[9]。单位根检验常用的方法主要有 ADF 检验,ADF 检验方程为:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m a_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

式(2)中,t 为时间趋势, β_1 为常数项, ε_t 为纯粹白噪音误差项。虚拟假设 $H_0: \delta = 0$,即序列是非平稳的;对立假设 $H_0: \delta < 0$,即时间序列是平稳的。根据检验方程中 δ 的 t 统计量来判断,如果 t 统计量小于 ADF 分布临界值,则拒绝虚拟假设,说明时间序列为平稳的,反之则不能拒绝虚拟假设,说明时间序列为非平稳的。本文将依据 1993 - 2011 年我国土地出让金与国内生产总值的样本数据并且利用 Eviews 软件通过 ADF 方法进行单位根检验(见表 2)。

表 2 单位根检验结果

变量	未差分 t 统计量	一阶差分 t 统计量	二阶差分 t 统计量	三阶差分 t 统计量
土地出让金	1.573 (0.999)	-4.751 (0.009)	-8.259 (0.000)	-5.106 (0.007)
国内生产总值	-2.003 (0.553)	(-2.089) (0.507)	-1.374 (0.823)	-10.372 (0.000)

表 2 中,括号中的数据为 t 统计量的伴随概率 P 值,ADF 检验过程中包含常数项与时间趋势向,并且滞后期为 3。

依据表 2 的单位根检验结果可知,土地出让金与国内生产总值在未进行差分之前,t 统计量均大于 ADF 分布临界值(从 t 统计量的伴随概率 P 值可知),说明均存在单位根过程,也意味着我国土地出让金与国内生产总值均是不稳定的时间序列。土地出让金在进行一阶差分、二阶差分和三阶差分之后,t 统计量均小于 ADF 分布临界值,拒绝虚拟假设,意味着一阶差分、二阶差分和三阶差分之后均成为平稳过程。国内生产总值在进行一阶差分和二阶差分之后,t 统计量仍然大于 ADF 分布临界值,不能拒绝虚拟假设,说明还是存在单位根过程,但是经过三阶差分之后,t 统计量小于 ADF 分布临界值,拒绝虚拟

假设,意味着三阶差分之后成为平稳过程。因此,通过上述分析可知,我国土地出让金与国内生产总值在进行三阶差分之后,均成为平稳过程。在两变量经三阶差分变为平稳过程的前提下,接下来本文将对我国土地出让金与国内生产总值进行格兰杰因果检验。

正如前文所述,相关关系并不意味着因果关系。但如果涉及时间序列数据,古扎拉蒂等(2011)^[8]认为时间不会倒退,即如果事件A在事件B之前发生,那么可能是A导致了B,却不可能是B导致了A。也就是说,过去的事件可以导致现在的事件发生,但是将来的事件却不可能。就如本文目的而言,是土地出让金导致了国内生产总值(即土地出让金→国内生产总值),还是国内生产总值导致了土地出让金(国内生产总值→土地出让金),或者他们本身之间就没有因果关系,这里的箭头表示因果关系的方向。格兰杰因果检验假定,设有两个平稳的时间序列变量和,有关和变量的预测信息全部包含在这两个平稳的时间序列当中,格兰杰因果检验的回归方程分别为:

$$Y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j Y_{t-j} + u_{1t} \quad (3)$$

$$X_t = \sum_{i=1}^n \delta_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \chi_j Y_{t-j} + u_{2t} \quad (4)$$

式(3)和式(4)中,干扰项 u_{1t} 和 u_{2t} 假定为不相关, $i, j = 1, 2, \dots, n$ 。式(3)假设 Y 与 Y 的自身以及 X 的过去值有关,同样,式(4)假设 X 与 X 的自身以及 Y 的过去值有关。如果式(3)中 X 的滞后系数的估计值在整体上异于零,但式(4)中 Y 的滞后系数的估计值在整体上不是异于零,那么意味着存在从 X 到 Y 的单向因果关系;反之,则存在从 Y 到 X 的单向因果关系;而如果 X 和 Y 的系数集在两个方程中都是统计上异于零,那么存在双向因果关系;假设 X 和 Y 的系数集在两个方程中统计上都不显著异于零,那么表示两变量之间是相互独立的。对式(3)和式(4)滞后系数整体估计值的检验采用原假设 H_0 分别为 $\alpha_i = 0$ 和 $\chi_j = 0$ 的 F 检验,即 $F = \frac{(RSS_0 - RSS_1)/m}{RSS_1/(n-k)}$,它服从自由度为 m 和 $(n-k)$ 的 F 分布, RSS_0 表示方程的回归残差平方和, RSS_1 表示在原假设成立时的回归残差平方和,如果 F 检验

值大于标准的 F 分布的临界值,则拒绝原假设,否则不能拒绝原假设。

从单位根检验结果可知,我国土地出让金与国内生产总值在进行三阶差分之后,均成为平稳过程。因此,本文将利用土地出让金与国内生产总值三阶差分之后的数据进行格兰杰因果检验,格兰杰因果检验结果见表3。

表3 格兰杰因果检验结果

因果关系的方向	滞后期	F值	P值	AIC	SC
土地出让金→国内生产总值	1	27.283	0.000	18.803	18.945
国内生产总值→土地出让金	1	37.184	0.000	17.745	17.886
土地出让金→国内生产总值	2	1.459	0.283	18.626	18.854
国内生产总值→土地出让金	2	1.308	0.317	17.750	17.978
土地出让金→国内生产总值	3	7.594	0.018	17.754	18.058
国内生产总值→土地出让金	3	4.587	0.053	16.787	17.092
土地出让金→国内生产总值	4	44.669	0.005	15.719	16.083
国内生产总值→土地出让金	4	2.254	0.265	16.935	17.298

从表3可知,滞后期的不同,格兰杰因果检验的结果略有不同。当滞后期的数量为1和3时,土地出让金与国内生产总值在格兰杰因果检验方程中的滞后系数在统计上均异于零,意味着两者存在双向因果关系;当滞后期的数量为2时,土地出让金与国内生产总值的滞后系数在统计上均不显著异于零,意味着两者不存在因果关系;当滞后期的数量为4时,土地出让金的滞后系数在整体上异于零,但国内生产总值的滞后系数在整体上不显著异于零,意味着土地出让金是国内生产总值的格兰杰原因,但国内生产总值不是土地出让金的格兰杰原因。古扎拉蒂等(2011)^[8]认为格兰杰因果检验会依赖于所包含的滞后期数,对滞后期数的选择可使用赤池(AIC)或施瓦茨信息准则(SC)来做出选择。从表3可知,当模型的滞后期数量为3和4时的AIC和SC,在整体上要低于滞后期为1和2时的AIC和SC,意味着滞后期为3和4的模型要优于滞后期为1和2的模型。但是在滞后期数量为3和4之间,AIC和SC各有高低,虽然仅从AIC和SC的角度,很难判断哪个模型更优,但也足以说明土地出让金是国内生产总值的格兰杰原因。本文认为,经济快速增长会带来更多的投资,由此带来对土地这一生产要素的更多需求,以及由于土地的稀缺性将可能促使土地出让金的增加,因此本文更倾向于国内生产总值也是土地出让金的格兰杰原因。

从 Pearson 相关系数以及格兰杰因果检验结果

可知,土地出让金是国内生产总值的格兰杰原因并且二者呈高度正相关。而依据前文的理论分析可发现,伴随着土地供给方式由划拨和协议的非市场供给方式到“招拍挂”市场供给方式的转变,土地出让金会不断增加。而由于土地出让金的增加会带来国内生产总值的增长,因此本文认为土地供给方式由非市场供给方式转变到市场供给方式时,将会促进经济的增长。

四、主要结论与政策建议

本文将不同供给方式下的土地供给与需求区分为市场化土地供给与非市场化土地供给,市场化土地供给的价格与供给意愿均要高于非市场化,在非市场化土地供给条件下,土地出让金要低于市场化土地供给,意味着土地供给方式越市场化,政府获得的土地出让金也会越高。通过利用我国 1993 - 2011 年土地出让金和国内生产总值等相关数据实证研究发现:(1) 土地出让金和国内生产总值的 Pearson 相关系数高达 0.963,意味着我国土地出让金与国内生产总值呈高度正相关,当土地出让金增加时,国内生产总值也随之增加;(2) 土地出让金和国内生产总值进行三阶差分之后,均成为平稳过程,通过格兰杰因果检验之后发现土地出让金是国内生产总值的格兰杰原因;(3) 依据 Pearson 相关系数以及格兰杰因果检验结果,表明土地供给方式在由非市场供给方式转变到市场供给方式时,将会促进经济的增长。

从本文的理论与实证研究结果可得到以下政策建议:

(一)完善土地供给市场

加大土地“招拍挂”方式供地的比例,减少行政划拨供地和协议出让土地的比例,发挥地价管理对土地供给市场的调控和引导功能,及时公布土地供给市场中“招拍挂”成交信息,避免形成信息不对称的现象。

(二)界定公共利益用地

为防止借用公共利益用地的名义而获得划拨用地,应严格界定公共利益用地。一是应详细列举城市用地的类型,明确各类土地的用途;二是完善公共利益用地的审查程序,确有必要的,可以对划拨土地依照有关规定组织听证。

(三)加强对土地出让金的管理

土地出让金对经济增长的促进作用已得到了本文的验证,因此,进一步加强对土地出让金的管理和运作就显得尤为重要。一是应加强对土地出让金的检查力度,防止土地出让金的流失,促进有关部门管好、用好土地出让金,保证土地补偿费用等各项政策能够真正落实;二是合理分配土地出让金,在“代际”与“代内”之间合理分配土地收益,有效调节市场竞争关系,保证国民经济健康稳定的运行。

【注】

①数据整理于《中国土地年鉴》与《中国国土资源公报》,2010 年总出让价格款是利用居民消费者价格指数折算至 1993 年,虽然前者单位为宗地,后者单位为面积,但是通过其比例还是可以直观反映变化趋势的。

参考文献:

- [1] 谢思全,王蒙. 土地政策调整对经济发展和社会福利的影响[J]. 经济问题,2011,(11):4-9.
- [2] 张孝宇,张安录,蔡银莺. 土地要素投入对二三产业经济增长的计量分析——我国 35 个大中城市的实证[J]. 生产力研究,2011,(11):154-156.
- [3] 张勇. 改革开放后土地使用制度的重要成果——土地政策调控房地产市场的机理分析与评价[J]. 北京社会科学,2008,(05):18-22.
- [4] 户学爱. 土地参与宏观调控的机制与手段选择[J]. 中国国土资源经济,2008,(06):16-17.
- [5] 窦欣,杨金亮. 土地出让金收入规模影响因素——基于省级面板数据的实证研究[J]. 经济与管理评论,2013,(06):104-109.
- [6] 薛薇. 基于 SPSS 的数据分析[M]. 北京:中国人民大学出版社,2011,211-212.
- [7] [美] William Navidi. 统计学——科学与工程应用[M]. 北京:清华大学出版社,2007,470-471.
- [8] [美] 达摩达尔·N·古扎拉蒂,唐·C·波特. 计量经济学基础[M]. 北京:中国人民大学出版社,2011:657-662.
- [9] 易丹辉. 数据分析与 Eviews 应用[M]. 北京:中国人民大学出版社,2011:161-168.

(责任编辑:宋 敏)