

土地利用效率、省际差异与异地占补平衡

邵 挺 崔 凡 范 英 许 庆*

摘 要 本文运用 1998—2008 年全国 211 个地级市的面板数据, 发现东部地区建设用地的边际生产率要远远高于中、西部地区, 各地级市间的土地利用效率差异主要来自于省间差距, 而不是省内差距, 2006 年以后省间和省内差异都进一步扩大。因此, 我们认为目前禁止耕地跨省“占补平衡”的政策已经造成了全国范围内土地利用效率的巨大损失, 将来需要建立一个基于不对称补偿的耕地占补平衡指标交易市场, 实现土地空间效率提高和耕地保护的双重目标。

关键词 边际生产率, 省际差异, 跨省占补平衡

一、引 言

近年来我国经济社会快速发展的重要特征之一就是建设用地面积的不断扩张。从表 1 可以看到, 1998—2008 年间全国建设用地面积以年均 7.46% 的速度增加, 其中东部地区的增速最快 (8.53%), 西部其次 (7.96%), 中部最慢 (6.42%), 同时东部地区年均 11.34% 的非农 GDP 增速也是最快的, 远超过中部 (7.37%) 和西部 (6.93%) 的增长速度。那么, 建设用地产出效率的变动情况又会呈现什么样的区域特征呢? 这里我们把非农 GDP 的年均增长率减去建设用地面积的年均增加率, 用该差值来表示产出效率的年均增长率¹, 发现全国范围内建设用地的产出效率年均增速是 1.66%, 其中东部地区是 2.81%, 中部地区是 0.95%, 西部地区则是 0.57%。另外, 我们把中国内地 31 个省、自治区和直辖市的建设用地面积和非农 GDP 水平联系起来, 用每平方公里建设用地能创造出多少亿非农 GDP 来具体测算建设用地的产出效

* 邵挺, 国务院发展研究中心市场经济研究所; 崔凡, 对外经济贸易大学国际经贸学院; 范英、许庆, 上海财经大学财经研究所。通信作者及地址: 许庆, 上海财经大学财经研究所, 200433; 电话: (021)65903904; E-mail: xu.qing@mail.shufe.edu.cn。作者感谢中国发展研究基金会资助的博士学位奖学金, 国家社科重大项目 (09andzd015), 上海市重点学科项目 (B802) 以及上海财经大学“211”工程三期重点学科建设项目 (2010330048) 的资助。本文观点跟所在单位无关。

¹ 建设用地的产出效率 = 非农 GDP 水平 / 建设用地面积, 取对数后就得到如下关系: 产出效率的增长率 = 非农 GDP 的增长率 - 建设用地面积的增长率。

率。从图1可以看出,1998—2008年间全国建设用地的产出效率从0.2648亿元/平方公里增加到0.9698亿元/平方公里,年均增长率是11.9%,其中东部地区的产出效率从0.4685亿元/平方公里增加到1.4964亿元/平方公里,中部地区从0.2094亿元/平方公里增加到0.6148亿元/平方公里,西部地区从0.1728亿元/平方公里增加到0.5809亿元/平方公里,三大地区的年均增幅分别达到了14.5%、11.3%和12.1%。

表1 1998—2008年间GDP和建设用地的扩张速度(单位:%)

	全国平均	东部均值	中部均值	西部均值
建设用地面积扩张速度	7.46	8.53	6.42	6.36
非农GDP增长速度	9.12	11.34	7.37	6.93
两者相差	1.66	2.81	0.95	0.57

注:东部地区包括北京、天津、上海、河北、辽宁、江苏、浙江、福建、山东、广东、广西和海南。中部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南。西部地区包括重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。

资料来源:国泰君安CSMAR区域经济数据库。

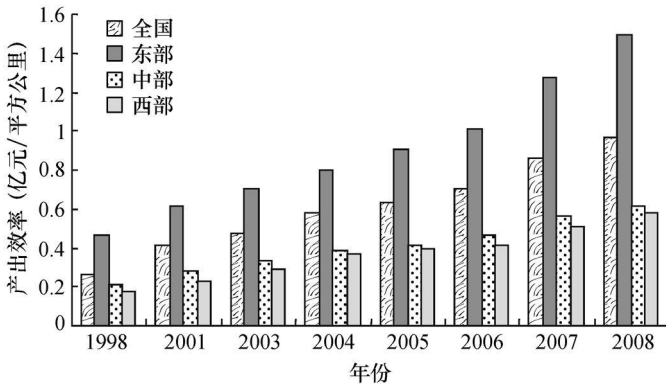


图1 东中西部的建设用地产出效率比较

资料来源:国泰君安CSMAR区域经济数据库。

值得注意的是,2006年十届全国人大四次会议上通过的《国民经济和社会发展第十一个五年规划纲要》正式提出:保持最低限度的18亿亩耕地是一个具有法律效力的约束性指标,是不可逾越的一道红线。从图1来看,“18亿亩耕地红线”确立后各地建设用地的产出效率得到了明显提升,2006—2008年间全国范围内每平方公里建设用地创造的GDP分别是0.7039亿元、0.8598亿元和0.9698亿元,年增幅分别是11.4%、22.1%和12.8%。其中东部地区的产出效率在2006—2008年间分别是1.0098亿元/平方公里、1.2746亿元/平方公里和1.4964亿元/平方公里,增幅是11.8%、26.2%和17.4%。中部地区分别是0.4646亿元/平方公里、0.5648亿元/平方公里和0.6148亿元/平方公里,增幅是11.6%、21.5%和8.9%。西部地区分别是

0.4164 亿元/平方公里、0.5074 亿元/平方公里和 0.5809 亿元/平方公里，增幅是 6.3%、21.8% 和 14.5%。从刚才的简单描述我们可以得到一个初步的结论：1998—2008 年间东部地区的建设用地对非农 GDP 增长作出的贡献最大，中部其次，西部最小。就全国的范围来看，如果想获得最大限度的非农 GDP 的增长，应该允许耕地的跨省占补平衡，这样东部地区可以利用更多的建设用地，发挥其在土地利用效率方面的优势，从而使得非农 GDP 快速的增长。此外，按照现行政策的规定，省内耕地的“占补平衡”是允许的，而省际的这种做法却是被严令禁止的。因此，在本文的研究中，建设用地产出效率的差异在地级市的层面将被继续分解为省内差异和省间差异，如果省内差异大于省间差异的话，那么现行的政策将被证明是正确的；反之，则说明是行之有效的。

最后，本文结构安排如下：首先是引言，第二部分介绍耕地异地“占补平衡”的现实背景和相关文献；第三部分是 1998—2008 年间全国 211 个地级市建设用地的边际生产率的实证估计；第四部分是建设用地产出效率和边际生产率的泰尔分解结果；最后一部分是结论和政策建议。

二、耕地异地“占补平衡”的现实背景和相关文献

耕地异地“占补平衡”的含义是：在满足本地新增建设用地的需求、实行耕地总量动态平衡的基础上，通过土地开发整理，将动态平衡有余的新增耕地，用于抵消其他地区因耕地后备资源匮乏、新增耕地数量不足而无法满足所占用耕地的补偿数量。我国目前的政策规定耕地占补平衡必须严格限定在本省（直辖市、自治区）行政区域内，不得跨省域进行耕地占补平衡。就是在 18 亿亩耕地的目标下，各个省市都有自己的保护耕地指标，东部沿海地区由于工业起步早，能整理的土地以及可供开垦的耕地后备资源少，在省内做到占补平衡的空间很小，但从产出效率和投资收益来看，东部投资环境好，兼具资金、技术和人才优势，发展工业的条件得天独厚，而中西部地区工业滞后，耕地整理的潜力很大。那么，既然东部的土地利用效率要远远高于中西部地区，中央政府能否把“占补平衡”的政策放宽，由省内平衡变为全国平衡呢？

首先，我国耕地资源存在空间分布上的不平衡，东部沿海发达地区经济发展迅速，城市化的程度较高，建设用地不断占用耕地，并且耕地后备资源短缺，在本县、市域内乃至省域内实现耕地总量动态平衡的难度很大。比如 2008 年浙江省人均耕地仅 0.54 亩，还不到全国平均水平的四成；广东省只有不到 800 万亩的后备耕地资源，大多位于偏远的山区，而经济发达的珠江三角洲已基本无地可供开发。耕地异地占补平衡的政策就是在这个大背景下产生的，一开始只在省内进行，主要发生在浙江、广东、江苏等沿海发达省份。

但由于东部地区的补充耕地资源跟不上经济发展速度,北京、上海、浙江等地基本上已经没有可开发的后备土地资源,新开垦耕地的数量根本不足以补偿所占用耕地的数量,按照目前的建设占用耕地速度,到2015年浙江、北京、上海、山东、广东等省市将无法实现省内的耕地占补平衡(张琳等,2007)。这些发达地区省内可供调剂的耕地指标越来越少,省内“异地占补平衡”方法碰到了瓶颈,加上跨省“占补平衡”的指标调剂被国家严令禁止,因此只能通过“围海造田”、“土地整理”(land consolidation)等方式来增加建设用地面积。²但这些“围海造田”、“土地整理”等办法有很大的局限性,首先只有那些沿海地区才可以有滩涂等资源可供开发整理,且不说造地周期长、成本高,更会造成区域生态环境的恶化,新开垦的耕地往往被抛荒,水土流失现象严重。另外,近几年各地通过对农民的宅基地拆迁和农民集中居住,对城市建设范围外纯农区宅基地复垦来获得建设用地指标,并将这些土地指标转移到城市近郊,包括天津“宅基地换房”、成都的“三个集中”与嘉兴的“两分两换”模式(陶然和汪晖,2010),但这些试点目前还处于初步的探索阶段。对东部地区而言,突破“异地占补平衡”的省内限制、实行“跨省异地占补平衡”的要求变得越来越迫切。

其次,跟东部发达地区相比,我国广大中西部地区的耕地后备资源丰富,工业化、城市化速度较慢,建设占用耕地的矛盾相对不那么突出。以新疆维吾尔自治区为例,土地面积占到全国的1/6,拥有耕地后备资源2亿多亩。据测算,到2030年新疆有水源保证的后备土地资源通过土地开发整理可新增耕地3450万亩,过去6年间(2000—2005年)新疆经土地开发整理可补充耕地663.3万亩。从占补平衡角度看,新疆的耕地指标还尚有633.15万亩没有用掉(刘新平等,2006)。如果允许东部地区可以有偿使用这些剩余的耕地指标,就可以为全国耕地总量的动态平衡做出贡献。另外,中西部地区虽然拥有较为丰富的耕地资源,但是也需要来自东部地区的资金支持。比如,一般而言,新开垦一亩耕地的成本差不多需要7000元左右。众所周知,农业生产的收益很低,两相比较,需要多少年才能收回如此高额的拓殖成本。因此,如果没有外部资金的注入,中西部丰富的耕地后备资源的进一步开拓也是难以继的。但是,如果允许耕地的跨省“占补平衡”,在东部地区拥有了更多建设用地指标的同时,中西部地区也获得了耕地后备资源开拓所欠缺的资金,

² 以上海市为例,20世纪90年代中期后,上海市的土地围垦速度加快,浦东机场建设所需的20平方公里土地是通过围垦获得的,浦东机场二期工程和外高桥港区的二、三、四、五期工程的土地也主要来自于围垦。从2003年到2007年,上海市每年新增城镇建设用地60平方公里至65平方公里,而这些用地大部分直接或间接来源于“填海”。2006年,上海市就斥巨资400亿元建设了133平方公里的“临港新城”,其中45%的陆地是“填海而来”的。再比如,2009年天津市滨海新区的临港工业区、南港工业区等重点项目围海造地便超过80平方公里,总投资达310亿元(见《新闻周刊》2007年9月8号的报道“滩涂开发一本万利”<http://www.rdx.com/news>)。

进而为该地区农业经济发展中规模效益的提高创造了条件。

简言之，耕地的跨省“占补平衡”政策既可以发挥东部地区土地利用效率方面的优势，也可以使中西部地区的耕地后备资源得到来自东部的资金支持而进行大规模的整合和开发。比如，可以由上海市出资，在陕北黄土高原开沟造地，所造耕地归当地政府，而用地指标则供上海市有偿使用。这样，陕西省既多出了指标转让费，又多出了耕地资源，从而有利于当地农业的发展，而上海市则多出了建设用地指标，自然有利于其非农产业的发展。这一做法显然是一个“帕累托效率”改进的过程，无论是耕地后备资源匮乏的东部地区还是耕地开发潜力较大的中西部地区均有进行跨省占补平衡交易的强烈动机，以实现各自在现有制度安排下“潜在利益”的最大化。

另外，许多人担心跨省“占补平衡”政策的实施会造成耕地质量的下降，危及农业生产和粮食安全。我们不同意这种说法，理由如下：第一，由于东部地区的非农产业发达，使得农业生产的机会成本变高，现有耕地抛荒或低效利用的现象十分普遍，新开垦耕地的抛荒现象严重（蒋珍珠，2004；刘润秋和宋艳艳，2006），这已经造成了东部地区耕地质量的严重下降。第二，只要我们在进行跨省“占补平衡”时，跳出“占一补一”的旧框架，而是按照交易各方耕地的粮食亩产量来确定占补比例的话，比如上海市一亩耕地的粮食产量比陕西省要高出两倍，陕西省在有偿转让耕地指标给上海市时，就要以1:3的比例进行转让，就是上海市多使用一亩的耕地指标，就需要陕西省拿出三亩的耕地指标来。这样，至少可以保证全国范围内的农业生产和粮食产量的不变，如果陕西省的耕地资源经过规模化的开发整理而大幅提高了它的农业生产效率的话，就可以为全国的农业生产和粮食安全提供更加坚实的保障。

以往的研究显示，陈江龙等（2004）用1989—2001年的省级面板数据，通过C-D生产函数测算出我国不同区域农地非农化对经济增长的贡献率，结果发现：东部地区农地非农化对经济增长的贡献率分别是中部地区的1.24倍，西部地区的1.39倍。谭荣和曲福田（2006）基于一个衡量农地非农化空间配置效率的模型，对我国1989—2003年间的农地非农化进行实证检验，发现我国农地非农化在空间配置上存在较大的效率损失，如果将中部地区14.24%（90860公顷）和西部地区3.66%（13138公顷）的农地非农化指标转移到东部地区，将能够达到全国农地非农化空间配置的效率最优。陆铭（2009）用1990—2006年的286个地级城市的面板数据，发现距离香港、上海和天津这三大港口的距离对城市土地利用效率的负面影响越来越大。距离大港口500公里左右的城市土地利用效率要比大港口附近地区低大约50%。因此，土地的跨区域再配置能够大大提升全国范围内土地的利用效率。汪晖和陶然（2009）介绍了浙江省的土地发展权跨区交易的市场机制，分析了以“折抵指标有偿调剂”、“基本农田易地代保”、“易地补充耕地”为主要内容的

政策体系,但文章也同时指出,限于浙江省内的跨地市土地发展权交易,会因为耕地资源的有限性而使得交易操作空间较小。如果允许浙江模式在全国范围内推广,就可以达到全国耕地资源保护和土地利用效率提高的双重目标。

其中最接近本文思想的是陈江龙等(2004)的文章,但本文在以下几个方面有所区别:(1)陈江龙等(2004)用的是1989—2001年的省级面板数据,我们用的是1998—2008年211个地级市面板数据,地级市的面板数据可以允许我们把任何两个地级市间的建设用地利用效率区分成省内差距和省间差距,这一区分有助于我们更好地评价现有的不允许“跨省异地占补平衡”的政策,如果发现省间差异比省内差异更大的话,也就是土地利用效率差异主要是由处在不同省份而引起的话,那么现有的政策就应该加以改革,因为跨省的耕地指标“占补平衡”政策才更有利于总体土地利用效率的提高。(2)陈江龙等(2004)里的各地非农用地的产出效率是用单位居民点工矿用地的二、三产业增加值来衡量的,而本文测算的是城镇建设用地的边际生产率。(3)两篇文章虽然都是用C-D生产函数来测算建设用地对非农GDP的贡献度,但跟陈江龙等(2004)的文章相比,我们还增加了人力资本、FDI、固定投资等其他影响区域增长的控制变量,增强了实证结果的解释力度和稳健性。

三、实证估计

(一) 实证模型

首先,我们把地级市的经济增长中包含土地要素在内的C-D生产函数设定为

$$Y_{i,t} = A_{i,t} f(L_{i,t}, N_{i,t}, K_{i,t}, H_{i,t}, G_{i,t}, F_{i,t}) = A_{i,t} L_{i,t}^{\alpha} N_{i,t}^{\beta} K_{i,t}^{\gamma} H_{i,t}^{\delta} G_{i,t}^{\lambda} F_{i,t}^{\chi}, \quad (1)$$

这里, $A_{i,t}$ 表示第 i 个地级市 t 期的全要素生产率,包含着许多影响增长的非观测效应,比如技术进步、地理位置、资源丰富程度等因素。 $Y_{i,t}$ 是第 i 个地级市在 t 期的非农GDP水平(单位:亿元)。同样的, $L_{i,t}$ 是第 i 个地级市在 t 期的建设用地面积(单位:平方公里)³, $N_{i,t}$ 是第 i 个地级市在 t 期的非农业人口数(单位:万人),代表当地的非农劳动力数量。 $K_{i,t}$ 是第 i 个地级市在 t 期的固定资产存量(单位:亿元)。 $H_{i,t}$ 是第 i 个地级市在 t 期的人力资本存量(单位:万人)。 $G_{i,t}$ 是第 i 个地级市在 t 期的基础设施存量(单位:亿元),许多经验研究都表明基础设施投资对我国的区域经济增长起到了重要的作用(Fan and Zhang, 2004; 范九利等, 2004)。 $F_{i,t}$ 是第 i 个地级市在 t 期已实现

³ 由于我国实行严格的土地用途管制,规定只有建设用地才能用于创造非农GDP,因此这里不包括耕地、宅基地等土地面积。

的国外直接投资量(单位：亿元)，同样有许多经验研究表明 FDI 是我国各地区经济增长最重要的来源之一 (Chen *et al.* , 1995; 陈浪南和陈景煌, 2002; 张天顶, 2004)。接下来，我们对 (1) 式求一阶导数就可以得到⁴

$$dY_{it} = \frac{\partial f}{\partial L} dL_{it} + \frac{\partial f}{\partial N} dN_{it} + \frac{\partial f}{\partial K} dK_{it} + \frac{\partial f}{\partial H} dH_{it} + \frac{\partial f}{\partial G} dG_{it} + \frac{\partial f}{\partial F} dF_{it} + \frac{\partial f}{\partial A} dA_{it} + \mu_{it}, \tag{2}$$

这里，为控制 $Y_{i,t}$ 的序列相关性，我们把 (2) 式都除以 $Y_{i,t-1}$ 得到 (3) 式。

$$\frac{\Delta Y_{i,t}}{Y_{i,t-1}} = \alpha_0 + \alpha_L \frac{\Delta L_{i,t}}{Y_{i,t-1}} + \alpha_N \frac{\Delta N_{i,t}}{Y_{i,t-1}} + \alpha_K \frac{\Delta K_{i,t}}{Y_{i,t-1}} + \alpha_H \frac{\Delta H_{i,t}}{Y_{i,t-1}} + \alpha_G \frac{\Delta G_{i,t}}{Y_{i,t-1}} + \alpha_F \frac{\Delta F_{i,t}}{Y_{i,t-1}} + \alpha_A \frac{\Delta A_{i,t}}{Y_{i,t-1}} + \nu_{i,t}, \tag{3}$$

由 (2) 式和 (3) 式可知， $\alpha_L, \alpha_N, \alpha_K, \alpha_H, \alpha_G, \alpha_F, \alpha_A$ 这七个待估参数分别是建设用地、非农劳动力、固定资产、人力资本、基础设施、FDI 和技术的边际生产率。这里，我们再引入一个时间趋势变量作为技术进步的指标，再把 (3) 式简化一下就得到

$$y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_L l_{i,t} + \alpha_N n_{i,t} + \alpha_K k_{i,t} + \alpha_H h_{i,t} + \alpha_G g_{i,t} + \alpha_F f_{i,t} + \alpha_A T_{i,t} + \nu_{i,t}. \tag{4}$$

另外，我们考虑到投资等要素的投入与 GDP 的创造会存在滞后效应。因此，在 (4) 式中增加了若干自变量的滞后项。还有当前的经济增长水平可能会依赖其过去水平，我们通过引入因变量的滞后项而将其扩展为一个动态模型，可以通过动态面板数据的计量方法来消除模拟的内生性问题，进而获得回归系数的一致性估计。

$$y_{i,t} = \alpha_0 + y_{i,t-1} + \alpha_L l_{i,t} + \alpha_{L1} l_{i,t} D06_{i,t} + \alpha_{L2} l_{i,t} DE_{i,t} + \alpha_{NN} n_{i,t} + \sum_{a=0}^1 \alpha_{K-a} k_{i,t-a} + \alpha_H h_{i,t} + \sum_{b=0}^1 \alpha_{G-b} g_{i,t-b} + \sum_{c=0}^1 \alpha_{F-c} f_{i,t-c} + \alpha_A T_{i,t} + \phi_i + \nu_{i,t}, \tag{5}$$

其中， $y_{i,t-1}$ 是去年的 GDP 增长率。 $k_{i,t-1}, g_{i,t-1}$ 和 $f_{i,t-1}$ 分别代表去年的固定资产投资、基础设施投资和 FDI 数量对今年 GDP 水平的影响程度。D06_{*i,t*} 为政府提出 18 亿亩耕地红线的时间哑变量，即 2006 年前为 0，2006 年及其后为 1，用来分析 2006 年提出耕地红线后的影响。DE_{*i,t*} 为地区哑变量，该地级市属于

⁴ 感谢匿名审稿老师的建议。我们这里用时间趋势来表示包括技术进步率在内的全要素生产率，这也是生产函数中常见的处理方法(陈江龙等, 2004; 郭庆旺和贾俊雪, 2005; 张基凯等, 2010)。

东部省市的为 1, 属于其他省市的为 0, 用来分析土地利用效率在东部地区和不同地区的区别。 ϕ_i 和 $v_{i,t}$ 分别是非观测的地级市固定效应和随机误差项。这里, 我们把 $l_{i,t}$ 、 $n_{i,t}$ 、 $k_{i,t}$ 、 $h_{i,t}$ 、 $g_{i,t}$ 和 $f_{i,t}$ 作为内生变量, $k_{i,t-1}$ 、 $g_{i,t-1}$ 和 $f_{i,t-1}$ 作为预定内生变量, $D06_{it}$ 、 DE_{it} 和 $T_{i,t}$ 为严格的外生变量。

这里需要说明的是, 在 (5) 式中, 因变量是非农 GDP, 自变量中的劳动力和建设用地都是非农投入, 但其他四个自变量(固定资产投资、人力资本、基础设施投资和 FDI) 都没有区分非农投入和农业投入, 这显然会低估这四个变量对非农 GDP 的边际贡献。但由于我们缺少相关的数据来区分这两类投入, 并且在 1998—2008 年间平均来看这些投资绝大多数是发生在城镇中, 也就体现为非农投入, 因此我们这里就不再区分这两类投入。另外, 为了抹平物价因素的影响, 我们这里所有的变量都是以 2000 年的物价水平为标准进行重新调整, 这样各个年份之间的结果可以进行相互比较。

(二) 数据来源及描述性统计

本文的建设用地数据是来自各地级市国土局 1998—2008 年的建设用地变更报告(在此期间数据不完整的地级市被删选出去, 最后我们选定 211 个地级市), 就是各地级市每年新增的建设用地数量 $\Delta L_{i,t}$ 。需要说明的是, 在《中国城市统计年鉴》里有各地级市的年末实有耕地指标, 由于我国目前是实行严格的“占补平衡”用地政策, 各地级市在增加建设用地的同时必须在其他地方复垦相应的耕地面积, 因此统计年鉴里的实有耕地可能每年只会有很小的变化, 减少不多甚至不变, 但不能由此推断说建设用地也增加不多甚至没有增加。因此, 这里我们是通过 Wind 和 CSMAR 等资讯软件逐一找到所有 211 个地级市历年的建设用地变更报告, 来准确地掌握各个地级市的建设用地面积的变化情况。其他地级市层面的数据均来自历年的《中国城市统计年鉴》, $\Delta H_{i,t}$ 是第 i 个地级市在 t 期的人力资本增加额, 这里我们用《中国城市统计年鉴》中的高等教育劳动力的增加来表示。⁵ $\Delta K_{i,t}$ 是第 i 个地级市在 t 期的固定资产投资总额, 由于地级市层面的资本存量数据的缺失, 因此这里只能简单地假定各地级市固定资本的折旧率为零, 当期的投资额直接就形成资本存量, 这会低估固定资产投资的边际生产率。 $G_{i,t}$ 是指基础设施存量, 考虑到地方政府的支出一般可分为两大项: (1) 各项行政管理和公共事业费用(科教文卫)开支。(2) 用于当地的基础设施建设。因此, 我们用政府支出减去行政管理和公共事业费用开支的差额来代表当年的基础设施投资量 ($\Delta G_{i,t}$)。需

⁵ 人力资本的测度比较困难, 学术界对采用什么指标来对其进行度量一直存在争议 (Barro and Sala-i-Martin, 1995)。本文是用高等教育劳动力(即 16—60 岁人口中接受过大专及以上学历的劳动力人数)作为一个地区人力资本的指标。没有采用高等教育在校学生数量这一指标, 是由于高校在校生的就业去向具有不确定性, 在校期间直接参与地方经济程度不高, 对地方经济增长贡献有限。感谢匿名审稿老师的意见。

要说明的是，地方政府用于基础设施建设的资金来源中还有一部分土地出让金，但由于目前土地出让金还没有纳入到地方政府的预算内收入中，这就导致每年实际的基础设施投资量会超过我们直接用部分政府支出来衡量的水平，在实证检验中会高估基础设施投资的边际生产率。

从表 2 可以看到，各地级市的非农 GDP 增长率 ($y_{i,t}$) 提高很快，从 1998 年的 8.32% 增加到 2008 年的 10.74%，但是 $l_{i,t}$ 、 $n_{i,t}$ 和 $h_{i,t}$ 这三个变量值却呈逐年下降的趋势，说明虽然每年新增的建设用地面积 ($\Delta L_{i,t}$)、非农劳动力数量 ($\Delta N_{i,t}$) 以及高校学生数量 ($\Delta H_{i,t}$) 都在上升，但上升速度都没有超过前一年非农 GDP ($Y_{i,t-1}$) 的增长速度。固定资产投资和政府的基础设施投资在区域经济增长中扮演了很重要的角色，每年的固定资产投资额占前一年非农 GDP 的比重 ($k_{i,t}$) 都维持在 10% 左右， $g_{i,t}$ 则在 0.1% 左右。最后，FDI 占非农 GDP 的比重一般保持在 5%—7%。

表 2 解释变量在个别年份的统计特征

变量	1998	2000	2002	2004	2006	2008
$y_{i,t}$	0.08323 (0.0132)	0.09212 (0.0182)	0.10724 (0.0114)	0.10933 (0.0192)	0.11425 (0.0126)	0.10743 (0.0114)
$l_{i,t}$	0.00213 (0.0006)	0.00204 (0.0006)	0.00185 (0.0006)	0.00152 (0.0006)	0.00125 (0.0006)	0.00109 (0.0006)
$n_{i,t}$	0.00415 (0.0002)	0.00432 (0.0002)	0.00374 (0.0002)	0.00231 (0.0002)	0.00173 (0.0002)	0.00152 (0.0002)
$k_{i,t}$	0.08363 (0.0821)	0.09481 (0.0726)	0.12425 (0.0683)	0.10632 (0.0524)	0.13532 (0.0572)	0.11637 (0.0615)
$h_{i,t}$	0.00024 (0.00003)	0.00023 (0.00003)	0.00020 (0.00003)	0.00018 (0.00003)	0.00015 (0.00003)	0.00012 (0.00003)
$g_{i,t}$	0.00092 (0.0004)	0.00125 (0.0004)	0.00141 (0.0004)	0.00153 (0.0004)	0.00137 (0.0004)	0.00145 (0.0004)
$f_{i,t}$	0.00582 (0.0008)	0.00621 (0.0008)	0.00512 (0.0008)	0.00643 (0.0008)	0.00563 (0.0008)	0.00428 (0.0008)

(三) 计量方法

在回归模型 (5) 中，由于一阶滞后项 $y_{i,t-1}$ 与地级市固定效应 ϕ 存在相关性，这样即便我们假定 $v_{i,t}$ 不存在序列相关，OLS 估计和固定效应 (组内) 估计的结果都是有偏的。一般而言，固定效应 ϕ 的存在使得因变量滞后项系数的 OLS 估计量会存在向上偏误 (Hisao, 1986)；而在时间较短的面板中，固定效应估计则会产生一个严重向下偏误的估计量 (Bond, 2002)。因此，一致估计量会处在 OLS 估计量和固定效应估计量之间。⁶ 另外，由于模型中一些

⁶ 这一部分的详细说明请见刘修岩和殷醒民 (2008)。

控制变量如人力资本、外商直接投资、固定资产投资等变量可能与被解释变量存在联立内生性问题。Arellano and Bond (1991) 通过一阶差分变换消除个体效应, 并利用预定和内生解释变量的一阶差分滞后项作为工具变量, 这种方法被称为差分 GMM。但差分 GMM 也有一个明显缺陷, 就是如果预定和内生解释变量具有显著的单位根特性, 就会存在严重的弱工具变量和有限样本偏差问题 (Arellano and Bover, 1995)。因此, 为获取各解释变量系数的一致性估计, 我们运用由 Arellano and Bover (1995) 和 Blundell and Bond (1998) 建立的系统 GMM 方法对动态一阶自回归模型 (5) 进行估计, 就是在一阶差分方程的基础上引入原始水平方程, 构成一个方程系统, 并将水平变量作为其一阶差分滞后项的工具变量, 这一方法可以克服模型中各解释变量的内生性问题。

(四) 实证结果

这里我们采用动态 GMM 方法来进行实证检验⁷, 系统 GMM 方法可使用一步估计 (one-step estimation) 和两步估计 (two-step estimation) 两种方法。从理论上讲, 两步估计中的标准协方差矩阵总是稳健的。考虑到解释变量可能存在着的异方差性, 我们最终选择两步的系统 GMM 估计。另外, 我们也对回归结果进行了异方差的稳健性检验, 发现各回归系数的显著性水平并没有发生明显变化。为节省篇幅, 这里我们仅列出了两步的系统 GMM 估计的结果。从表 3 可知, 系统 GMM 估计中因变量的一阶滞后项的系数处在混合 OLS 估计值和固定效应估计值之间, 这符合我们前面的理论预测。

另外, 系统 GMM 估计的一致性要取决于误差项没有自相关这个假设的有效性和工具变量的可靠性。Arellano and Bond (1991) 采用 GMM 来解决内生性问题, 其中引入的工具变量包括因变量滞后两期及以上项和严格外生的自变量的差分项。为此, 我们对模型设定的合理性和工具变量的有效性进行了检验, 由表 3 可知, AR(1) 和 AR(2) 检验表明, 模型的残差序列存在显著的一阶自相关, 但不存在二阶自相关, 也就是不能拒绝动态一阶自回归模型随机误差项不存在序列相关的零假设, 这表明我们设立的模型是合理的。Sargan 过度识别检验的结果也表明回归中使用的工具变量是合适的 (p 值大于 0.1), 另外 GMM 类和 IV 类工具变量有效性的 Difference in-Hansen 检验结果可知, 模型中工具变量的构造是有效的。⁸

⁷ Roodman(2006)对动态面板估计所适用的情形进行了概括, 主要包括: (1) 时间较短而截面较大的面板; (2) 自变量与因变量之间存在线性函数关系; (3) 因变量依赖于其过去的水平, 即是一个包含因变量滞后项的动态模型; (4) 解释变量不是严格外生的, 也就是说解释变量可能与当期的或滞后的误差性存在相关性; (5) 存在非观测的固定效应等。另外, OLS 和固定效应回归结果见表 3。

⁸ 感谢匿名审稿老师提出的区分 GMM 类和 IV 类工具变量的建议。GMM 类工具变量包括一阶差分方程的工具变量, 即内生和预定内生解释变量的滞后项; 以及水平方程的工具变量, 即内生和预定解释变量的一阶差分滞后项。IV 类工具变量包括基于外生解释变量构造的工具变量。

现在我们来分析一下表3的回归结果，以两步系统GMM估计结果为例，1998—2008年间全国建设用地边际生产率是0.935亿元/平方公里，具体到不同地区，东部地区建设用地边际生产率较全国而言要高出许多，体现在建设用地面积地区哑变量的回归系数为正，绝对值较大且具有统计显著性。2006年18亿亩耕地红线提出以来，全国建设用地的边际生产率有了大幅度的提高，体现在建设用地面积时间哑变量的回归系数为正，绝对值较大且具有统计显著性。这就提示我们，需要对地区和时段作更具体的划分，来捕捉东中西部在2006年前后建设用地边际生产率的变化情况。另外，固定资产投资、基础设施投入量和国外直接投资对当地经济增长有显著的滞后效应，其中去年的基础设施投入量对今年经济增长的作用要大于今年投入量，去年固定资产投资和国外直接投资水平对今年经济增长率的作用则要小于当年的投入量。其他变量对经济增长率的作用都符合理论的推断，这里就不一一叙述。

表3 不同计量方法下的回归结果

解释变量	混合 OLS	固定效应	系统 GMM
$y_{i,t-1}$	0.478 *** (0.031)	0.184 *** (0.017)	0.327 *** (0.023)
$l_{i,t}$	0.738 ** (0.281)	0.583 *** (0.124)	0.935 *** (0.073)
$l_{i,t} \times D06_{i,t}$	0.863 ** (0.313)	0.516 * (0.287)	0.713 *** (0.093)
$l_{i,t} \times DE_{i,t}$	0.124 * (0.067)	0.093 ** (0.042)	0.529 *** (0.024)
$n_{i,t}$	0.739 ** (0.318)	1.214 *** (0.291)	1.038 ** (0.432)
$k_{i,t}$	0.892 * (0.521)	1.027 ** (0.483)	1.573 *** (0.393)
$k_{i,t-1}$	0.647 *** (0.128)	0.521 ** (0.232)	0.718 *** (0.084)
$h_{i,t}$	1.283 *** (0.281)	0.736 ** (0.314)	0.839 ** (0.343)
$g_{i,t}$	0.794 ** (0.382)	0.871 ** (0.295)	0.637 ** (0.304)
$g_{i,t-1}$	0.713 *** (0.171)	0.683 *** (0.212)	0.821 *** (0.132)
$f_{i,t}$	0.117 * (0.073)	0.098 * (0.067)	0.183 ** (0.081)
$f_{i,t-1}$	0.081 (0.121)	0.073 * (0.048)	0.104 * (0.059)
$T_{i,t}$	0.004 * (0.003)	0.006 (0.007)	0.008 ** (0.003)
常数	2.193 *** (0.003)	3.482 *** (0.003)	1.947 *** (0.003)
观察值	2321	2321	2321

(续表)

各检验量 p -value	
AR(1)	-3.842***
AR(2)	0.103
Sargan Test	0.132
Diffin-Hansen GMM-IV	0.000
Diffin-Hansen IV-IV	3.513

注:系数下方括号内的值是标准差,***表示在1%水平上显著,**表示在5%水平上显著,*表示在10%水平上显著。AR(1)检验的零假设为差分后的残差项不存在一阶序列相关(如果差分后的残差项存在一阶序列相关,系统GMM仍然有效,参见Roodman(2006))。AR(2)检验的零假设为差分后的残差项不存在二阶序列相关(如果差分后的残差项存在二阶序列相关,则系统GMM是无效的)。Sargan检验的零假设为过度识别约束是有效的。Diffin-Hansen GMM Style工具变量子集包括内生变量和预定内生变量的有效性检验,Diffin-Hansen IV Style检验为IV Style工具变量子集即外生变量的有效性检验。

为节省篇幅,我们不讨论人力资本、FDI、固定资产投资等变量的实证结果。我们关注的是各地区建设用地边际生产率这一关键变量,由表4可知,1998—2005年间的全国建设用地的边际生产率是0.483亿元/平方公里,这一数值在2006—2008年间就快速上升到1.613亿元/平方公里。这一方面是在工业化、城市化的快速推进过程中,土地的利用方式由过去的粗放型经营逐渐转变成集约型经营的原因。另一方面也是由于2006年提出“18亿亩耕地红线”后,中央加强了对各地建设用地审批额度的监管,建设用地供给水平大量下降就“倒逼”各地区尤其是经济发达的东部地区必须把有限的建设用地指标让给那些单位土地面积上创造GDP最多的产业,这就大幅度提升了各地区尤其是东部地区建设用地的边际生产率。从表4可知,跟1998—2005年的情况相比,在2006—2008年全国各地区建设用地的边际生产率都有了很大的提高,其中东部地区建设用地的边际生产率提高了2.038亿元/平方公里,中部地区提高了0.979亿元/平方公里,西部地区提高了0.77亿元/平方公里。另外,AR(1)和AR(2)的检验结果表明模型是合理的,Sargan过度识别检验的结果也表明回归中使用的工具变量是合适的(p 值大于0.1),另外GMM类和IV类工具变量有效性的Difference in-Hansen检验结果可知,模型中工具变量的构造是有效的。

表4 分地区、分时段 GMM 估计结果(1998—2008)

解释变量	东部地区	东部地区	中部地区	中部地区	西部地区	西部地区	全国	全国
	1998—2005	2006—2008	1998—2005	2006—2008	1998—2005	2006—2008	1998—2005	2006—2008
$y_{i,t-1}$	0.284*** (0.037)	0.419*** (0.026)	0.392*** (0.021)	0.218*** (0.019)	0.319*** (0.043)	0.287*** (0.038)	0.291*** (0.028)	0.331*** (0.017)
$l_{i,t}$	0.783*** (0.061)	2.821** (0.108)	0.396*** (0.112)	1.375*** (0.412)	0.203*** (0.048)	0.973*** (0.213)	0.483** (0.051)	1.613*** (0.114)

(续表)

解释变量	东部地区	东部地区	中部地区	中部地区	西部地区	西部地区	全国	全国
	1998—2005	2006—2008	1998—2005	2006—2008	1998—2005	2006—2008	1998—2005	2006—2008
$n_{i,t}$	2 073 *** (0 539)	4 319 *** (1 183)	0 482 *** (0 092)	0 891 ** (0 343)	0 378 ** (0 167)	0 712 *** (0 228)	0 502 ** (0 214)	1 783 *** (0 357)
$k_{i,t}$	0 178 ** (0 083)	0 341 ** (0 133)	0 072 ** (0 032)	0 219 ** (0 091)	0 043 * (0 027)	0 142 ** (0 053)	0 087 ** (0 034)	0 193 * (0 102)
$k_{i,t-1}$	0 131 * (0 072)	0 284 ** (0 131)	0 054 (0 061)	0 179 * (0 124)	0 038 ** (0 014)	0 155 *** (0 034)	0 063 * (0 043)	0 171 ** (0 085)
$h_{i,t}$	1 092 * (0 619)	1 406 * (0 742)	0 481 * (0 337)	1 181 (1 232)	0 397 (0 721)	1 002 * (0 971)	0 637 * (0 529)	1 289 ** (0 513)
$g_{k,t}$	0 148 ** (0 057)	0 298 ** (0 132)	0 082 ** (0 035)	0 202 * (0 129)	0 059 * (0 041)	0 177 ** (0 067)	0 087 ** (0 032)	0 273 ** (0 135)
$g_{k,t-1}$	0 092 * (0 068)	0 148 ** (0 053)	0 058 ** (0 023)	0 104 (0 128)	0 031 ** (0 012)	0 872 * (0 582)	0 069 * (0 041)	0 121 * (0 073)
$f_{k,t}$	0 279 ** (0 093)	0 481 ** (0 213)	0 184 *** (0 052)	0 345 * (0 284)	0 107 * (0 071)	0 283 * (0 247)	0 214 * (0 133)	0 408 *** (0 087)
$f_{k,t-1}$	0 137 * (0 104)	0 184 (0 201)	0 101 (0 143)	0 142 * (0 115)	0 114 (0 129)	0 139 ** (0 061)	0 132 * (0 078)	0 171 (0 182)
$T_{k,t}$	0 003 * (0 002)	0 006 *** (0 001)	0 002 (0 003)	0 005 ** (0 002)	0 002 * (0 002)	0 004 *** (0 001)	0 003 * (0 002)	0 005 * (0 003)
常数	2 038 *** (0 003)	1 837 *** (0 003)	3 171 *** (0 003)	2 391 *** (0 003)	2 131 *** (0 003)	2 393 *** (0 003)	1 738 *** (0 003)	2 973 *** (0 003)
观察值	728	273	496	186	464	174	1 688	633
各检验量 p -value								
AR(1)	-3 182 ***	-3 981 ***	-3 767 ***	-3 847 ***	-3 793 ***	-3 573 ***	-3 682 ***	-3 818 ***
AR(2)	0 042	0 046	0 032	0 048	0 036	0 039	0 041	0 045
Sargan	0 131	0 143	0 116	0 164	0 155	0 192	0 136	0 149
GMM-IV	0 000	0 000	0 000	0 000	0 000	0 000	0 000	0 000
IV-IV	2 327	3 014	3 295	2 841	2 748	3 181	2 901	3 082

四、建设用地产出效率和边际生产率的泰尔分解

引言中的描述性统计和第三部分的实证结果都告诉我们，东部地区的建设用地产出效率和边际生产率都要远远高于中西部地区，但我们尚不清楚全国 211 个地级市之间的产出效率和边际生产率差异究竟多少是由省内的差异引起的，多少是由省间的差异引起的。我们这里为什么要如此强调区分这两类差异呢？这主要是因为我国法律规定“占补平衡”的耕地指标只能在省内调剂，禁止跨省调剂（具体现实背景见本文的第二部分）。如果我们在地级市层面上发现了引起产出效率和边际生产率差异的主要是省内差异，而不是省间差异的话，由于那些产出效率高的缺地城市可以向有富余土地的城市购买相应的耕地指标，这样省内的建设用地产出效率可以得到很大的提高，也就意味着目前不允许跨省调剂的法律规定对全国建设用地的总体产出效率影响

不大。但如果我们发现省间差异是占主要部分的话,那么目前这种不允许跨省指标调剂的政策对全国总体建设用地产出效率的负面影响就会变得很大。

泰尔指数(Theil Index)是一种不平等指数,最重要的特点和优点在于它的可分解性。在这里泰尔指数是被用来分解各地级市的建设用地产出效率和边际生产率的不平等分布情况,依据它的可分解性,我们可以把地级市间的不平等分成省内的不平等与省间的不平等之和。这里我们参考了 Combes *et al.* (2008) 对泰尔指数的处理办法。⁹

$$T = \sum_{d=1}^D \frac{A_d}{A} \ln \frac{A_d}{A/D}, \quad (6)$$

D 是指所有的地级市, A_d 是第 d 个地级市的土地利用效率, A 是所有地级市的加总利用效率, $A = \sum_{d=1}^D A_d$ 。如果每个地级市的土地利用效率都一样,即 $A_d = A/D$, 此时 $T=0$ 。另一极端就是 $A_d = A$, 此时 $T = \ln D$, 就是除了这个地级市,所有地级市的土地利用效率都是零。因此, T 越大表明地级市间土地利用效率的差别越大。

又由于总的泰尔指数可以分为省内泰尔指数 (T_w) 与省间泰尔指数 (T_b)。

$$T = T_w + T_b, \quad (7)$$

其中, $T_w = \sum_{r=1}^R \frac{A_r}{A} T_r$ 。 R 是指省市的个数, $A_r = \sum_{d=1}^{D_r} A_d$ 是指 r 省的土地利用效率, D_r 是指 r 省内地级市的个数。跟总泰尔指数 T 的构造方式一样, $T_r = \sum_{d=1}^{D_r} \frac{A_d}{A_r} \ln \frac{A_d}{A_r/D_r}$ 。结合这两个式子就可以得到省内泰尔指数 (T_w)。 $T_b = \sum_{r=1}^R \frac{A_r}{A} \ln \frac{A_r/D_r}{A/D}$ 是省间泰尔指数 (T_b)。

接下来,我们就利用泰尔指数来具体分解建设用地产出效率和边际生产率在省内和省间的差异程度。由表 5 可知,在 1998—2005 年泰尔指数 (T) 总体上变化较为平缓,产出效率的泰尔指数从 1998 年的 0.392 上升到 2005 年的 0.463,只提高了 0.071,边际生产率的泰尔指数从 1998 年的 0.366 上升到 2005 年的 0.432,也仅仅提高了 0.066。2006 年是个转折点,2006 年后产出效率和边际生产率的泰尔指数均快速上升,产出效率的泰尔指数从 2006 年

⁹ 感谢匿名审稿老师提出的问题。泰尔指数的最基本分解方法请见 Shorrocks(1980)。本文没有直接采用 Shorrocks(1980)的分解公式,而是采用 Combes *et al.* (2008)里对泰尔指数的新的分解方式,这两种不同分解方式的联系和区别可参见 Combes *et al.* (2008)。

的 0.52 上升到 2007 年的 0.588 和 2008 年的 0.663, 分别提高了 0.068 和 0.075。边际生产率的泰尔指数则从 2006 年的 0.496 上升到 2007 年的 0.553 和 2008 年的 0.651, 也分别提高了 0.057 和 0.098。这说明全国 211 个地级市间的建设用地产出效率和边际生产率差异从 2006 年开始就迅速扩大了。

表 5 1998—2008 年建设用地产出效率和边际生产率的泰尔指数分解

年份	产出效率			边际生产率		
	T	T_b	T_w	T	T_b	T_w
1998	0.392	0.224	0.168	0.366	0.208	0.158
1999	0.416	0.245	0.171	0.395	0.234	0.161
2000	0.431	0.258	0.173	0.395	0.231	0.164
2001	0.447	0.272	0.175	0.405	0.243	0.162
2002	0.443	0.269	0.174	0.406	0.241	0.165
2003	0.452	0.281	0.171	0.407	0.238	0.169
2004	0.46	0.292	0.168	0.425	0.251	0.174
2005	0.463	0.287	0.176	0.432	0.254	0.178
2006	0.52	0.339	0.181	0.496	0.314	0.182
2007	0.588	0.399	0.189	0.553	0.362	0.191
2008	0.663	0.465	0.198	0.651	0.443	0.208
均值	0.479	0.302	0.177	0.448	0.274	0.174

进一步的,我们将总体泰尔指数分解成省间泰尔指数(T_b)与省内泰尔指数(T_w)。这里主要有两个发现:(1)在所有年份中产出效率和边际生产率的省间泰尔指数都要大于省内泰尔指数,1998年产出效率的省间差距占总差距的比重是 57.1%,到 2006 年就快速增加到 65.1%,2007 年是 67.8%,2008 年是 70.1%。同样,边际生产率的省间差距占总差距的比重从 1998 年的 56.8%增加到 2008 年的 68.1%,提高了 11.3 个百分点。这表明造成我国 211 个地级市的建设用地产出效率和边际生产率的差异主要是来自不同省份之间的差异,而不是同一省内的差异,并且省间差异占总差异的比重呈逐年上升的趋势。(2)产出效率和边际生产率的省间和省内泰尔指数总体上呈现逐年上升的趋势,当然也不排除个别年份有下降的情况。¹⁰另外,跟 1998—2005 年相比,2006—2008 年间的省间和省内泰尔指数的上升速度均明显加快,其中产出效率的省间泰尔指数从 2006 年的 0.339 上升到 2008 年的 0.465,提高了 0.126,省内泰尔指数从 2006 年的 0.181 上升到 2008 年的 0.198,提高了 0.017。边际生产率的省间泰尔指数从 2006 年的 0.314 上升到 2008 年的 0.443,提高了 0.129,省内泰尔指数从 2006 年的 0.182 上升到 2008 年的 0.208,提高了 0.026。

¹⁰ 产出效率的省内差异在 2002 年、2003 年和 2004 年,省间差异在 2002 年和 2005 年都有所下降。边际生产率的省内差异在 2001 年,省间差距在 2000 年、2002 年和 2003 年都有所下降。

那么,为什么省内泰尔指数在1998—2005年一直是平稳上升,但在2006—2008年却突然快速上升呢?一个可能的解释就是省内各地级市之间的耕地指标调剂的做法已经得到普遍的推广,经济发达地区由于获得了省内其他地区的用地调剂指标而发挥了土地利用效率高的优势,这样就扩大了省内各地级市之间的建设用地产出效率和边际生产率的差距。另外,2006年“18亿亩耕地红线”的实施,加剧了各地尤其是经济发达地区的用地紧张程度,加上不允许跨省“占补平衡”以及土地整理方面周期长、投入大等诸多原因,那些发达地区的用地指标就越来越依赖省内其他地区的调剂。这就会进一步扩大省内各地级市之间的建设用地产出效率和边际生产率的差异,也就是省内泰尔指数在2006年以后会有一个突然上升的原因。

至此,我们应用泰尔分解得到的结论就是:1998—2008年间全国各地级市之间建设用地的产出效率和边际生产率差异主要是由省间差异引起的。2006年以后,省间和省内的差异水平都进一步扩大。

五、结论与政策建议

本文利用1998—2008年全国211个地级市的面板数据,运用扩展后的Cobb-Douglas生产函数估算出各个地级市的建设用地的边际生产率,结果发现:(1)东部地区建设用地的产出效率和边际生产率最高,中部其次,西部最低。2006—2008年的各地区产出效率和边际生产率均大幅提高,远远超过1998—2005年的平均水平。(2)全国211个地级市之间的建设用地产出效率和边际生产率差异主要是由省际差距引起的,跟1998—2005年相比,2006—2008年的产出效率和边际生产率的省间和省内差距均进一步扩大。

由此带来的启示就是:当前禁止耕地跨省“占补平衡”的政策会导致严重的效率损失,耕地保护政策中的“耕地总量动态平衡”以及土地利用规划控制指标的层层分解方法没有考虑到各个区域的经济水平和发展水平和自然资源禀赋,没有发挥土地资源效率配置的原则。因此,我们强调在目前东部地区建设用地指标严重稀缺,土地成本剧烈上升,而中西部地区还有大量的耕地资源没有整理开发的现状下,要充分发挥东部地区建设用地的利用效率高和中西部地区耕地适合规模经营的双重优势。对此我们提出两点有关土地利用政策调整的建议:

1. 允许耕地资源的跨省再配置,建立一个全国耕地占补平衡的指标交易中心,要通过市场机制来发现这个指标的真实价值,中西部地区可以向东部地区提供更多的建设用地指标来获取资金,这些资金既可以用来大规模的耕地整理和开发,也可以用来参股或投资东部地区的各类产业,这其实是中西部地区通过土地的级差收益来分享东部地区经济发展的成果。这样,既促进了全国范围内土地利用效率的提高,也让中西部地区分享到了东部地区的土

地级差收益, 实现了土地空间效率提高和区域间协调发展的双重目标。

2. 建立耕地开发潜力大的中西部省份开发和保护耕地的激励机制, 由中西部地区的耕地数量增加和质量改善来实现全国的耕地总量动态平衡, 为我国的粮食安全战略提供坚实的保障。这里, 我们从农业生产和粮食安全的角度出发, 提出建立一个不对称的跨省耕地指标交易体系, 不必局限于目前“占一补一”的静态平衡, 可以考虑从各地区耕地的粮食亩产量来确定跨省的耕地占补比例, 形成今后“占一补多”的动态平衡。这样, 既保证了总体土地利用效率的提高, 也给国家的农业生产和粮食安全提供了坚实的保障。

参考文献

- [1] Arellano, M., and S. Bond, “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equation”, *Review of Economic Studies*, 1991, 58(2), 277—297.
- [2] Arellano, M., and O. Bover, “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models”, *Journal of Econometrics*, 1995, 68(1), 29—51.
- [3] Barro, R., and Sala-i-Martin, X., *Economic Growth*. New York: McGraw-Hill, 1995.
- [4] Blundell, R., and S. Bond, “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models”, *Journal of Econometrics*, 1998, 87(1), 115—143.
- [5] Bond, S., “Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice”, CEM-MAP Working Paper No. CWP09/02, 2002.
- [6] Chen, C., L. Chang, and Y. Zhang, “The Role of Foreign Direct Investment in China’s Post-1978 Economic Development”, *World Development*, 1995, 6(3), 32—45.
- [7] Combes, P., M. Lafourcade, J-F. Thisse, and J-C. Toutain, “The Rise and Fall of Spatial Inequalities in France: a Long-run Perspective”, CEPR Discussion Paper, No. DP7017, 2008.
- [8] 陈浪南、陈景煌, “外商直接投资对中国经济增长影响的经验研究”, 《世界经济》, 2002年第6期, 第20—26页。
- [9] 陈江龙、曲福田、陈雯, “农地非农化效率的空间差异及其对土地利用政策调整的启示”, 《管理世界》, 2004年第8期, 第37—42页。
- [10] 范九利、白暴力、潘泉, “基础设施资本与经济增长关系的研究文献综述”, 《上海经济研究》, 2004年第1期, 第36—43页。
- [11] Fan, S., and X. Zhang, “Infrastructure and Regional Economic Development in Rural China”, *China Economic Review*, 2004, 15(2), 203—214.
- [12] 郭庆旺、贾俊雪, “中国全要素生产率的估算: 1979—2004”, 《经济研究》, 2005年第6期, 第51—60页。
- [13] Hsiao, C., *Analysis of Panel Data*. Cambridge: Cambridge University Press, 1986.
- [14] 刘润秋、宋艳艳, “农业抛荒的深层次原因探析”, 《农村经济》, 2006年第1期, 第31—34页。
- [15] 刘新平、朱贺甜、罗桥顺, “省际间易地开发耕地占补平衡指标置换的思考”, 《资源论坛》, 2006年第6期, 第13—18页。
- [16] 蒋玲珠, “农村耕地抛荒的原因分析”, 《中国统计》, 2004年第12期, 第38—41页。
- [17] 陆铭, “土地跨区域配置: 中国经济新的增长动力”, 复旦大学工作论文, 2009年。

- [18] 陆铭,“建设用地指标可交易:城乡和区域统筹发展的突破口”,《国际经济评论》,2010年第2期,第138—148页。
- [19] 刘修岩、殷醒民,“空间外部性与地区工资差距:基于动态面板数据的实证研究”,《经济学(季刊)》,2008年第1期,第79—97页。
- [20] Roodman, D., “How to Do xtabond2: An Introduction to ‘Difference’ and ‘System’ GMM in Stata”, Center for Global Development Working Paper, No. 103, 2006.
- [21] Shorrocks, R., “The Class of Additively Decomposable Inequality Measures”, *Econometrica*, 1980, 48(3), 613—625.
- [22] 谭荣、曲福田,“农地非农化的空间配置效率与农地损失”,《中国软科学》,2006年第5期,第49—57页。
- [23] 陶然、汪晖,“中国尚未完之转型中的土地制度改革:挑战与出路”,《国际经济评论》,2010年第2期,第93—123页。
- [24] 汪晖、陶然,“论土地发展权转移与交易的‘浙江模式’——制度起源、操作模式及其重要含义”,《管理世界》,2009年第8期,第39—52页。
- [25] 张天顶,“FDI对中国经济增长影响的实证研究”,《世界经济研究》,2004年第10期,第73—78页。
- [26] 张琳、张凤荣、薛永森、严良政,“中国各省耕地数量占补平衡趋势预测”,《资源科学》,2007年第6期,第114—119页。
- [27] 张基凯、吴群、黄秀欣,“耕地非农化对经济增长贡献的区域差异研究——基于山东省17个地级市面板数据的分析”,《资源科学》,2010年第5期,第959—968页。

Land Use Efficiency, Regional Disparities and the Requisition-Compensation Balance among Regions

TING SHAO

(*Market Economy Institution of DRC*)

CUI FAN

(*University of International Business and Economics*)

YING FAN QI XU

(*Shanghai University of Finance and Economics*)

Abstract Using panel data for the period 1998—2008, this paper finds that marginal productivity of commercial land in the eastern region is much higher than in the western and central regions. The variations among the 211 cities studied mainly come from between-region differences after 2006. Based on the results, this paper concludes that the denial of the requisition-compensation balance among different regions has led to a great loss of land use efficiency.

JEL Classification R52, Q24, E13