

文章编号:1002-980X(2007)11-0034-05

土地资源约束对中国经济增长的影响

杨 杨¹, 吴次芳¹, 郑娟尔²

(浙江大学 1. 公共管理学院; 2. 东南土地管理学院, 杭州 310029)

摘要: 每个国家都不可避免会受到土地资源约束对经济增长的影响。已有研究是基于要素替代弹性为 1 的 C-D 生产函数, 该假设并不符合现实经济世界中要素替代弹性各不相同的事实, 本文选择二级三要素 CES 生产函数作为基础模型, 度量可能更符合中国土地资源特点的“增长阻尼”。计量结果表明, 中国每年的经济增长速度比没有土地资源约束的情形下降低了 0.46%, 是美国的 1.91 倍, 土地资源“开源”与“节流”同举并重成为保证中国经济继续稳态增长的现实选择。

关键词: 二级三要素 CES 生产函数; 增长阻尼; 土地资源; 经济增长; 中国

中图分类号: F061.6 **文献标志码:** A

1 问题提出

土地是经济增长和社会发展的重要资源和基本物质保障, 伴随着我国人口持续增长和城镇化、工业化的快速发展, 必然引起对土地利用空间和土地产品需求的不断扩大^[1], 土地供给的紧缺性与社会经济需求的增长性之间失衡发展的态势将更加凸显。土地供给紧缺的现状会不会成为中国继续处于稳态增长路径之上的制约因素? 这个问题激发了我们的研究兴趣。生产函数选择的恰当与否直接关系到整个模型对政策的模拟效果和分析力度, 从掌握的文献来看, 已有学者主要是基于柯布-道格拉斯生产函数(C-D 生产函数)度量资源约束对经济增长的影响程度^[2-6], 与要素可以无限替代的线性生产函数和要素完全不可以替代的投入产出生产函数相比, C-D 生产函数的要素替代弹性为 1, 是更加逼近于生产活动的实际。但是, 这种要素替代弹性为 1 的假设仍然具有缺陷^[7], 根据这一假设, 无论研究对象、样本区间和样本观测值是什么, 要素替代弹性都为 1。而这一假设与现实经济世界中要素替代弹性各不相同的事实并不相符。此时, 要素替代弹性各不相同的二级多要素生产函数(Constant Elastic-

ity of Substitution, CES) 便成为一种新的选择。

本文通过构建包含土地资源的二级三要素 CES 生产函数, 度量可能更符合中国土地资源特点的“增长阻尼”, 以此来衡量土地资源约束对中国经济增长的真实影响程度。通过研究试图回答以下问题: 土地资源约束对中国经济增长的影响程度如何? 土地资源会不会成为中国经济平稳发展的制约因素, 如果是, 应该做出何种政策选择? 对这些问题的正确解答需要强有力的论证, 尤其是要有符合中国土地资源实际特点的定量分析。

2 研究方法

2.1 二级三要素 CES 生产函数

本研究选用包含土地资源的二级三要素 CES 生产函数, 其研究假设为:

1) 资本(K)、土地资源(T)和劳动(L)之间的替代弹性互不相同;

2) 研究对象具有可变的规模报酬, 规模报酬参数 $m = 1$ 、 $m < 1$ 、 $m > 1$ 分别表示规模报酬不变、递减和递增。

根据以上思路, 构建包含土地资源的二级三要素 CES 生产函数:

收稿日期: 2007-06-03

基金项目: 国家重点社科基金资助项目(03AJY003)

作者简介: 杨杨(1977-), 女, 河南新乡人, 浙江大学公共管理学院, 博士研究生, 主要从事土地经济及土地管理研究; 吴次芳(1954-), 男, 浙江温州人, 浙江大学公共管理学院副院长, 教授(博导), 主要从事土地资源管理与政策研究; 郑娟尔(1980-), 女, 浙江余姚人, 浙江大学东南土地管理学院, 博士研究生, 主要从事城市经济与土地利用规划研究。

注: 感谢浙江大学管理学院邓启明博士(副研究员)提出的宝贵建议。

$$Y = A [(K^{-1} + (1 - \alpha) T^{-1})^{-1} + (1 - \beta) L^{-1}]^{-m} \quad (1)$$

$$\text{第一级为: } Y_{KT} = (K^{-1} + (1 - \alpha) T^{-1})^{-1} \quad (2)$$

$$\text{第二级为: } Y = A (Y_{KT} + (1 - \beta) L)^{-m} \quad (3)$$

上述二级三要素 CES 生产函数中,第一级的投入要素包含资本(K)和土地资源(T)两个变量,两者间的替代弹性为 $\sigma_1 = 1/(1 - \alpha)$;在第二级,资本(K)与土地资源(T)的组合要素 Y_{KT} 与劳动(L)再组合形成 CES 生产函数, Y_{KT} 与 L 的替代弹性为 $\sigma_2 = 1/(1 - \beta)$; A 为效率系数,是除了资本、土地资源和劳动投入以外所有对产出发生影响的因素的综合作用,显然, $A > 0$; α, β 是分配系数,满足 $0 < \alpha, \beta < 1$; σ_1, σ_2 为替代弹性,满足 $\sigma_1 > 1, \sigma_2 > -1$; m 为规模报酬参数。

2.2 参数估计方法

二级三要素 CES 生产函数估计的一个重要方法是 J. Kmenta 的直接估计法^[8]。按照直接估计法对上文构建的二级三要素 CES 生产函数进行参数估计,首先将第二级 CES 生产函数(3式)取对数使其线性化,然后在 $\ln Y = 0$ 处泰勒级数展开,得到如下近似式:

$$\ln Y = \ln A + m \ln Y_{KT} + (1 - m) \ln L - \frac{1}{2} (1 - m) m (\ln(Y_{KT}/L))^2 + \dots \quad (4)$$

然后,将第一级 CES 生产函数(2式)取对数,在 $\ln Y_{KT} = 0$ 处泰勒级数展开,得到 Y_{KT} 的近似式:

$$\ln Y_{KT} = \ln K + (1 - \alpha) \ln T - \frac{1}{2} (1 - \alpha) \sigma_1 (\ln(K/E))^2 + \dots \quad (5)$$

将 Y_{KT} 的近似式(5式)代入第二级 CES 生产函数的近似式(4式)中,考虑到可能引起共线性和计算复杂性等因素,用逐步回归的方法筛选出如下线性回归方程:

$$\ln Y = \ln A + m \ln K + (1 - m) \ln T + (1 - m) \ln L - \frac{1}{2} (1 - m) \sigma_1 (\ln(K/E))^2 - \frac{1}{2} (1 - m) m (\ln(Y_{KT}/L))^2 + \dots \quad (6)$$

其中, $\ln Y$ 是被解释变量; $\ln K, \ln T, \ln L, (\ln(K/E))^2, (\ln(Y_{KT}/L))^2$ 是解释变量; $\ln A$ 是常数项; $\alpha, \beta, \sigma_1, m$ 是待估参数。对(6)式进行回归分析得到相应变量的回归系数,通过构造参数计算方程组,并对该方程组求解,就可以得到二级三要素 CES 生产函数中各参数的估计结果。

2.3 “增长阻尼”内涵及度量

土地资源约束对经济增长的影响程度可以通过“growth drag”来衡量。罗默将自然资源和土地引入索洛模型,考察自然资源和土地约束如何影响长期经济增长,并用“growth drag”衡量由于资源和土地的限制使得经济增长下降了多少^[3]。有学者将“growth drag”译为“增长尾效”^[4-6],此译是否合理?牛津高阶双解词典对“drag”有以下几种定义:物理学概念的空气阻力;累赘,拖累,绊脚石等。而“尾效”一般是指一种滞后的效果或在当前没有发挥完毕的作用,其在后续阶段还会继续产生影响。因而,用“尾效”来描述资源约束对经济增长的影响程度不太贴切,有必要赋予“growth drag”一个贴切原意的称谓,更为重要的是廓清其概念内涵。

依据罗默“growth drag”的概念内涵及其英文含义,本文将其译为“增长阻尼”,这个译法与罗默《高级宏观经济学(中译本)》^[3]保持了一致。同样出于尊重原著的考虑,对其内涵做以下界定:由于资源约束引致劳动力平均资源利用量的下降,从而使得经济增长速度比没有资源限制情况下的增长速度降低的程度,可以定义为经济的“增长阻尼”。对于本文的研究对象土地资源(T)来说,其“增长阻尼”的度量是以上文构建的二级三要素 CES 生产函数为基础模型,通过计算“不存在土地资源约束”的经济增长速度与“存在土地资源约束”的经济增长速度之间的差额,来表征土地资源约束对经济增长的影响程度。其中,“不存在土地资源约束”是指土地资源随着劳动力的增长而同比增长,其假设为 $\dot{T}(t) = nT(t)$;“存在土地资源约束”是指我国土地资源发展现状,其假设为 $\dot{T}(t) = dT(t)$, n, d 分别为劳动增长率和土地资源增长率。“增长阻尼”的数学推导过程如下:

将(6)式中的 $(\ln(K/E))^2$ 和 $(\ln(Y_{KT}/L))^2$ 置换为 $\ln P, \ln Q$, 得到(7)式:

$$\ln Y = \ln A + m \ln K + (1 - m) \ln T + (1 - m) \ln L - \frac{1}{2} (1 - m) \sigma_1 \ln P - \frac{1}{2} (1 - m) m \ln Q + \dots \quad (7)$$

(7)式两边分别对时间 t 求导数,根据一个变量的对数对时间的导数等于该变量的增长率这一事实,可以推导出(8)式,其中, $g_Y(t), g_K(t), g_T(t), g_L(t), g_P(t), g_Q(t)$ 分别表示 Y、K、T、L、P、Q 的增长率。

$$g_Y(t) = m g_K(t) + (1 - m) g_T(t) + (1 -$$

$$) m g_L(t) - \frac{1}{2} (1 -) m \text{ } g_P(t) - \frac{1}{2} (1 -) m \text{ } g_Q(t) \quad (8)$$

由于“存在土地资源约束”的假设为 $\dot{T}(t) = dT(t)$, 注意到在平衡增长路径上 $g_Y(t)$ 与 $g_K(t)$ 相等^[3], 将 T、L、P、Q 的增长率 d、n、p、q 带入(8)式, 可以得到平衡增长路径上单位劳动力平均产出的增长率为:

$$g_{Y/L}^{bgp} = g_Y^{bgp} - g_L^{bgp} = [(1 -) m d + (1 -) m n - \frac{1}{2} (1 -) m \text{ } p - \frac{1}{2} (1 -) m \text{ } q - n(1 - m)] / (1 - m) \quad (9)$$

同理, 考察“不存在土地资源约束”情况下 ($\dot{T}(t) = nT(t)$), 单位劳动力平均土地资源不变时更大的经济增长是多少, 将 T、L、P、Q 的增长率 n、n、p、q 带入(8)式, 可以得到平衡增长路径上单位劳动力平均产出的增长率为:

$$g_{Y/L}^{bgp} = [m(1 -) n + m(1 -) n - \frac{1}{2} m \text{ } (1 -) \text{ } p - \frac{1}{2} m \text{ } (1 -) \text{ } q - n(1 - m)] / (1 - m) \quad (10)$$

根据“增长阻尼”的定义, 可以推导出土地资源约束对经济增长的影响程度为:

$$Drag = g_{Y/L}^{bgp} - g_{Y/L}^{bgp} = m(1 -) (n - d) / (1 - m) \quad (11)$$

3 实证分析

3.1 数据来源

考虑到数据的可得性及数据本身的概念内涵, 选取了 1978 - 2005 年的相关数据。对于 Y, 数据来源于《新中国 50 年统计资料汇编》和《中国统计年鉴》中的 GDP, 为了使不同年份的 GDP 具有可比性, 采用了消除价格变动因素后的可比价格。对于 L, 数据来源于《中国统计年鉴》中的社会从业人员, 同时假设 A 附着在 L 上; 对于 K, 利用叶裕民的算法计算资本存量^[9], 关于土地资源数据的选取, 有学者使用耕地、林业用地和可利用的草地面积三者之和来代表土地资源总量^[4-5]。本文认为土地资源不应该仅包括第一产业用地, 对经济总量有巨大贡献的第二、第三产业用地也应该考虑进来, 因此, 将以往文献中没有考虑的园地和建设用地数据加了进来。另一个需要对数据进行说明的是, 2001 年《土地分类》标准将原土地利用现状八大类调整为城乡土地统一分类, 合并为一级类 3 个, 二级类 15 个, 三

级类 71 个。土地分类标准的调整造成了时间序列数据统计一致性的困难, 利用比较权威的中国资讯网网络数据库的相关数据, 同时结合历年《中国土地年鉴》和《中国国土资源年鉴》的数据, 对所缺年份进行了中间插值处理。

3.2 计量结果分析

使用 EVIEWS5.0 做计量统计分析, 采用最小二乘法(OLS)对线性处理后的 CES 生产函数(6 式)进行参数估计。首先需要对数据进行平稳性检验, 利用单位根检验(ADF)来考察数据的平稳性, 结果发现, 经过二阶差分后的时间序列在 95% 的置信度下是平稳的。在对(6)式进行回归分析时发现存在自相关的问题, 利用广义差分法对变量数据进行处理, 经过三次变量变换处理后, 很好的消除了自相关关系, 最终得到了以下回归结果:

$$\ln Y = -0.203 + 0.722 \ln K + 0.055 \ln T + 0.166 \ln L + 0.006 (\ln(K/E))^2 - 0.039 (\ln(Y_{KT}/L))^2 \quad (12)$$

(3.139) (12.648) (2.586) (2.156)
(-3.007) (-2.521)

$$R^2 = 0.928, D \cdot W = 1.902$$

根据(12)式中的回归系数和(6)式中对应的待估参数可以构造出参数计算方程组, 对方程组求解得到二级三要素 CES 生产函数中各参数的估计结果: $\alpha = 0.929$, $\beta = 0.824$, $m = 0.943$, $\gamma = 0.565$, $\delta = -0.246$, $\eta = 0.639$, $\rho = 1.326$ 。至此, 计算“增长阻尼”所需参数中的 3 个(α, β, m)已经求出, 现在只需要计算土地资源与劳动的增长率。利用综合法^[10]求得, 1978 - 2005 年我国土地资源增长率(d)为 0.638%, 劳动增长率(n)为 2.966%。将 α, β, m, d, n 的数值代入(11)式, 得到土地资源的“增长阻尼”为 0.0046, 即 1978 - 2005 年土地资源的“增长阻尼”每年大约为 0.46%。

换言之, 中国每年的经济增长速度由于土地资源不能随着劳动力同比增长, 使得经济增长速度比没有土地资源约束的情形降低了 0.46%。诺德豪斯分析了资源和土地对美国经济的“增长阻尼”为 0.24%^[3], 也就是说, 我国土地资源的“增长阻尼”是美国资源和土地“增长阻尼”的 1.91 倍, 当然, 如果将其他资源也考虑进来, 倍数会更大一些。

3.3 路径选择分析

度量土地资源约束对中国经济增长的真实影响程度只是发现问题, 而本文的最终目的在于解构该问题, 并在解构中阐述我国土地管理政策的路径选

择。从计量结果来看,土地资源约束对中国经济增长的影响程度较大,每年约为 0.46%,如何缓解土地资源约束对中国经济增长的影响将是土地管理者面临的一大挑战。

3.3.1 开源

根据“增长阻尼”的计算式(11式), $(n-d)$ 是劳动增长率与土地资源增长率之间的差额,当土地资源增长率 d 增加时,该差额将变小,最终使得“增长阻尼”减小。这就为政策制定者提供了一个直观的解释,即土地资源增长率的增加可以降低其对经济增长的阻尼作用。

“问渠哪得清如许,为有源头活水来”。目前阶段提高土地资源增长率的途径主要是土地开发、整理和复垦,且其重点主要集中在农地上。土地变更调查统计数据显示,1997-2005年,全国累计补充耕地3414万亩,平均每年约380万亩,其中,通过土地整理复垦补充1192万亩,年均132万亩;通过土地开发补充2221万亩,年均246万亩。但是应该认识到,土地的有限性以及空间固定性决定了以数量型挖潜为特征的农地整理不可能是土地整理的持久方向,土地整理必须由数量型向集约型转变,由追求绝对数量的增加转为追求相对数量的增加,也就是重视针对存量建设用地的土地整理。存量建设用地整理将与土地开发、整理和复垦一起,为我国土地资源在数量和质量上的持续增长提供可靠的来源保证。

3.3.2 节流

通过比较基于不同生产函数的计量结果发现,基于二级三要素CES生产函数的“增长阻尼”(0.0046)比基于C-D生产函数的“增长阻尼”(0.0094)要小,产生此结果的原因在于,两个生产函数中要素间的替代弹性各不相同,C-D生产函数中要素的替代弹性为1,而二级三要素CES生产函数中资本对土地的替代弹性为1.326,劳动(技术)对土地的替代弹性为1.512,这就从模型的角度说明了由于资本和劳动(技术)对土地资源的替代作用,使得土地资源约束对经济的影响程度正在下降。资本和劳动(技术)对土地资源的替代作用也就意味着单位面积上资本和劳动(技术)的增密,正如

曼道森、诺德豪斯在研究全球变暖对美国农民继续种植其现有作物的影响时发现,农民可以转向不同的农作物,或在其土地上不再种植作物,从而对变化的天气状况做出反应^[11]。所以,通过单位土地面积上的资本和技术增密,我国可以转向那些相对较少利用或集约利用土地资源的生产方式,从而对土地资源日益增长的稀缺性做出反应。

4 结论与讨论

为了使要素替代弹性更符合生产活动的实际,选择了包含土地资源的二级三要素CES生产函数,度量可能更符合中国土地资源特点的“增长阻尼”,以此来衡量土地资源约束对中国经济增长的真实影响程度,研究结果表明:

1) 土地资源约束对中国经济增长有着较大的影响,每年约为0.46%,换言之,中国每年的经济增长速度由于土地资源不能随着劳动力同比增长,使之比没有土地资源约束的情形下降低了0.46%。

2) 借助土地开发、整理、复垦和存量建设用地整理“开源”,利用资本和技术对土地资源的替代作用,节约与集约利用土地资源“节流”,如此,未来中国经济才能继续处于稳态的增长路径之上。

需要指出的是,本文样本的尺度有待进一步探讨,由于采用不同的空间尺度可能会得到不同的计量结果,全国尺度假设中国是一个均质的样本空间,忽略了区域间的差异。所以,进一步研究可以采用区域尺度,从中观上来探讨土地资源约束对经济增长的影响。

参考文献

- [1] 刘彦随,陈百明. 中国可持续发展问题与土地利用/覆被变化研究[J]. 地理研究, 2002, 21(3): 324-330.
- [2] ROMER DAVID. Advanced Macroeconomics, Second edition [M]. Shanghai University of Finance & Economics Press, The McGraw-Hill Companies, 2001: 30-38.
- [3] 罗默. 高级宏观经济学[M]. 上海: 上海财经大学出版社, 2003: 31-36.
- [4] 薛俊波,王铮,朱建武,等. 中国经济增长的“尾效”分析[J]. 财经研究, 2004, 30(9): 5-14.
- [5] 谢书玲,王铮,薛俊波. 中国经济发展中水土资源的“增长尾效”分析[J]. 管理世界, 2005(7): 22-25.

注: C-D生产函数的回归结果为: $Y(t) = K(t)^{0.7084} T(t)^{0.1182} [A(t)L(t)]^{0.1734}$, 将 $\alpha = 0.7084$, $\beta = 0.1182$, 土地资源的增长率(d) 0.638%, 劳动的增长率(n) 2.966%, 带入“增长阻尼”计算式 $Drag = (n-d)/(1-\alpha)$, 求出其值为0.0094, 即在不考虑要素替代的情况下, 1978-2005年土地资源约束对中国经济增长的影响大约为每年0.94%。

通过变换二级三要素CES生产函数中的要素组合,可以推导出劳动(技术)对土地的替代弹性。

- [6] 庞丽. 经济增长中能源政策的计算分析[D]. 上海: 华东师范大学, 2006: 11 - 28.
- [7] 李子奈. 计量经济学[M]. 北京: 高等教育出版社, 2000: 192 - 196.
- [8] KMENTA J. On Estimation of CES Production Function [J]. International Economic Review, 1967(8): 180 - 189.
- [9] 叶裕民. 全国及各省区市全要素生产率的计算和分析[J]. 经济学家, 2002(3): 115 - 121.
- [10] 林峰. 经济统计分析方法[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2003: 57 - 69.
- [11] ROBERT MENDELSSOHN, WILLIAM NORTHEAST, DAIGEE SHAW. The Impact of Global Warming on Agriculture: A Ricardian Analysis[J]. American Economic Review, 1999, 84(9): 45 - 51.

The Influence of Land Resources Restriction on Economic Growth

YANG Yang¹, WU Ci-fang¹, ZHENG Juan-er²

(1. College of Public Administration; 2. College of Southeast Land Management, Zhejiang University, Hangzhou 310029, China)

Abstract: No country could avoid the influences of land resources restriction on economic growth. To keep the analysis manageable, the former researches started with the case of Cobb-Douglas production, in which the elasticity of substitution was 1, but the assumption was not true in the real economy world, so we choose the three factor-two level CES production function as the basic model to study the growth drag of land resources. The results indicated that the drag of land resource on economic growth in China was 0.0046 annually, 1.91 times as much as America's. By land readjustment and substitute of capital and technique to the land resources, China will be on a balanced growth path in the future.

Key words: 2Level - 3Factor CES production function; growth drag; land resources; economy growth; China

(上接第26页)

参考文献

- [1] 古扎拉蒂. 计量经济学[M]. 3版. 北京: 中国人民大学出版社, 2001.
- [2] 易丹辉. 数据分析与 Eviews 应用[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2002.
- [3] 赖明勇, 许和连, 包群. 出口贸易与经济增长[M]. 上海: 上海三联书店, 2003.
- [4] 赵进文. 复杂数据下经济建模与诊断研究[M]. 北京: 科学出版社, 2004.
- [5] 周建, 李子奈. Granger 因果关系检验的适用性[J]. 清华大学学报: 自然科学版, 2004(3).
- [6] 赵华, 潘长凤. 在协整分析中如何处理截距和趋势[J]. 数量经济技术经济研究, 2004(1).
- [7] 李晓华, 侯传波, 陈学彬. 中国货币内生性问题的实证研究[J]. 上海财经大学学报, 2003(5).
- [8] 石传玉, 王亚菲, 王可. 我国对外贸易与经济增长关系的实证分析[J]. 南开经济研究, 2003(1).
- [9] 沈程翔. 中国出口导向型经济增长的实证分析: 1977 - 1998 [J]. 世界经济, 1999(12).
- [10] 吴振宇, 沈利生. 中国对外贸易对 GDP 贡献的经验分析 [J]. 世界经济, 2004(2).
- [11] GRANGER C W J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods[J]. Econometrics, 1969(37): 47 - 55.
- [12] GRANGER C W J. Some properties of time series data and their use in econometric model Specification[J]. Journal of Econometrics, 1981(16): 121 - 130.
- [13] PESARAN M H, SHIN Y. Generalised Impulse Analysis in linear models[M]. Cambridge University, 1997.
- [14] ENGLER F. Forecasting and Testing in Cointegrated System[J]. Econometric, 1987(35): 143 - 159.
- [15] JOHANSEN S. statistical analysis of cointegration vectors [J]. Journal of Economic Dynamic and Control, 1988(12): 213 - 25

The Empirical Analysis of External Trade to Economic Growth

—Based on the analysis and test of shanghai data

YANG Zhen-ning

(Statistics & Applied - mathematics College, Anhui University of Finance & Economics, Bengbu Anhui 233030, China)

Abstract: The influence of external trade on economic growth has been one of debating problems in the economics field. On the basis of yearly economic data of import and export in shanghai from 1985 to 2004, this thesis studies the dynamic relations between external trade and economic growth and state the role of external trade played in economic growth by means of Co - integration Test, Vector Error Correction Model. The results of empirical analysis show that import and export can obviously propel the growth of GDP lagging one year, export has more contributions to promoting economic growth in the short run, but import has more contributions in the long term.

Key words: external trade; economic growth; co - integration test; vector error correction model