

山东省经济增长的资源约束计量分析

唐晓城

(中国科学院广州地球化学研究所,广东广州 510640)

摘要:基于资源环境承载力限制引起的对经济潜在增长拖累的“增长阻尼”假说,在新经济增长理论框架下构建一个测度资源要素对经济增长约束的测度模型。依据此模型,利用1979—2012年的数据样本,分别测算能源、土地和水资源对山东经济增长的阻尼系数。结果表明,能源和土地资源约束是山东经济可持续发展的两大主要制约因素。山东省应把突破能源和土地资源约束对经济可持续发展的制约摆在更加重要的位置,推进经济发展方式转变,增强产业自主创新能力,提高技术进步在经济增长中的地位和作用,依靠创新驱动降低对经济发展的资源约束压力,确保经济可持续发展。

关键词:经济增长;资源约束;增长阻尼;计量分析

中图分类号:X 37 **文献标志码:**A

引用格式:唐晓城. 山东省经济增长的资源约束计量分析[J]. 中国石油大学学报(自然科学版),2016,40(2):181-186.

TANG Xiaocheng. Econometric analysis of resource constraint of economic growth for Shandong Province[J]. Journal of China University of Petroleum (Edition of Natural Science), 2016,40(2):181-186.

Econometric analysis of resource constraint of economic growth for Shandong Province

TANG Xiaocheng

(Guangzhou Institute of Geochemistry, Chinese Academy of Sciences, Guangzhou 510640, China)

Abstract: Based on the hypothesis of "growth drag" due to the limits of carrying capacity of environmental resources, under the framework of new economic growth theory, this paper developed a measurement model on the constraints in resources on the sustainable growth of economy, and computed the growth drag coefficients of energy, land and water resources using the data from 1979 to 2012. The results show that energy consumption and land utilization are two main constraining factors on the sustainable growth of economy in Shandong Province. Shandong should speed up the transformation of the economic growth mode, and promote the progress of science and technology to reduce the constraints of environmental resources on economic growth, especially strengthening the technological progress to offset the growth drag of energy and land constraints on the sustainable economic development.

Keywords: economic growth; resource constraint; growth drag; econometric analysis

早期的经济增长理论把经济看成是一个独立的系统,没有考虑经济系统对资源环境系统的依赖关系^[1]。Ayres 和 Kneese^[2]指出,只考虑局部均衡方法分析经济增长将导致严重错误,应该关注经济增长与周围环境的相互作用。可持续发展的科学发展观认为,经济发展必须要考虑到资源环境承载力的限制。

尽管技术进步降低了现代经济发展对资源环境要素的依赖程度,但由于能源、土地、水等基础资源承载力和区域环境容量的限制,在边际生产力递减规律的作用下,经济增长仍在相当程度上受到资源环境要素的制约。经济发展离不开环境资源消耗,实际经济增长速度因受资源环境承载力限制的拖累,比

不受资源环境承载力限制的潜在增长速度要低。Nordhaus^[3]率先把由于资源约束而导致经济增长速度降低的程度称之为增长阻尼(growth drag),在索洛模型基础上纳入资源环境要素,分别建立了一个有资源约束和无资源约束的新古典增长模型,定量测度了资源环境要素对美国潜在经济增长的制约程度。Bruvoll等^[4]将环境阻尼(environmental drag)定义为由于环境约束而使社会付出的成本,并用动态的CGE模型度量了由于环境“阻尼”引起的挪威福利损失情况。Noel^[5]直接分析了能源不足对美国经济增长的影响,通过使用协整方法来检验能源不足和美国经济增长是否存在长期的均衡关系。Romer^[6]在其所著的《高级宏观经济学》中再次提及了与资源约束密切联系的经济增长阻尼概念。国内学者近几年关于资源环境约束对中国经济增长制约的研究也取得了一些较有应用价值的成果。薛俊波等^[7-8]率先测度了水土资源耗损对中国经济增长的制约程度,李影等^[9]分析了能源约束对中国经济增长的制约,刘耀彬等^[10-11]重点分析了能源、土地、水等自然资源对中国城市化进程的阻滞作用。上述研究表明,经济增长的资源阻尼在中国是存在的,资源环境约束已成为中国经济持续增长的最大瓶颈。进入21世纪以来,山东经济迅速增长,但与此同时资源消耗巨量增长,环境污染日趋严重,资源环境要素对山东经济社会发展的瓶颈制约日益强化。资源环境对山东经济可持续增长制约的程度到底有多大,如何寻找现实的解决途径缓解资源环境约束对经济发展的瓶颈制约,实现又好又快的可持续发展是一个值得关注的问题。笔者基于科学发展观和可持续发展的认识和要求,分析当前能源、土地、水资源对山东经济增长的约束问题,科学测度能源、土地和水资源对山东经济增长的影响效应,针对性地提出突破资源环境约束对经济增长阻尼的策略。

1 资源要素对经济增长的约束模型

生态环境可持续是经济社会可持续发展的物质基础。能源、土地、水不仅是经济发展所必需投入的要素,更重要的是一种环境资源,是决定经济长期持续增长的重要约束变量。考虑到资源环境因素对经济可持续发展的制约,新经济增长理论将自然资源、环境污染等有关变量纳入到其内生增长模型中,从而为科学分析经济长期持续增长与资源环境的关系建立了一个较为理论系统的分析框架。为定量研究能源、土地、水3类资源对山东经济增长的约束,本

文中在Solow模型的基础上通过将有关资源环境变量内生,构建出一个测度资源约束下的山东内生经济增长模型,且使用Cobb-Douglas生产函数对模型进行高度简化,简化后的山东生产函数为

$$Y(t) = K(t)^\alpha R(t)^\beta T(t)^\gamma W(t)^\theta [A(t)L(t)]^{1-\alpha-\beta-\gamma-\theta} e^\varepsilon. \quad (1)$$

其中

$$\alpha > 0, \beta > 0, \gamma > 0, \theta > 0, \alpha + \beta + \gamma + \theta < 1.$$

式中, $Y(t)$ 、 $K(t)$ 、 $R(t)$ 、 $T(t)$ 、 $W(t)$ 、 $L(t)$ 及 $A(t)$ 分别为总产出、资本存量、能源数量、土地数量、水资源数量、劳动力数量、技术进步程度; t 为时间; α 、 β 、 γ 、 θ 分别为资本、能源、土地及水资源的产出弹性; ε 为随机扰动项。也就是说总产出是资本、能源、土地、水资源、劳动力、技术进步和随机扰动项的函数。

资本、劳动和技术进步分别按以下模式进化,与Solow的新古典增长模型一致,有

$$\frac{dK(t)}{dt} = sY(t) - \delta K(t), \quad (2)$$

$$\frac{dL(t)}{dt} = nL(t), \quad (3)$$

$$\frac{dA(t)}{dt} = gA(t). \quad (4)$$

式中, s 为储蓄率; δ 为折旧率; n 为劳动力增长率; g 为技术进步增长率。

将式(1)取对数得

$$\ln Y(t) = \alpha \ln K(t) + \beta \ln R(t) + \gamma \ln T(t) + \theta \ln W(t) + (1 - \alpha - \beta - \gamma - \theta) [\ln A(t) + \ln L(t)] + \varepsilon. \quad (5)$$

经济增长程度用增长率来表示,总产量意义下的

增长率被定义为 $g_Y = \frac{Y_t - Y_{t-1}}{Y_{t-1}}$ 或 $g_Y = \frac{dY}{dt} \frac{1}{Y}$, 其他变量的增长率类似定义。对式(5)求其时间导数,可以得到经济增长方程:

$$g_{Y(t)} = \alpha g_{K(t)} + \beta g_{R(t)} + \gamma g_{T(t)} + \theta g_{W(t)} + (1 - \alpha - \beta - \gamma - \theta) [g_{A(t)} + g_{L(t)}] + \varepsilon. \quad (6)$$

式中, $g_{Y(t)}$ 、 $g_{K(t)}$ 、 $g_{R(t)}$ 、 $g_{T(t)}$ 、 $g_{W(t)}$ 、 $g_{A(t)}$ 和 $g_{L(t)}$ 分别为 $Y(t)$ 、 $K(t)$ 、 $R(t)$ 、 $T(t)$ 、 $W(t)$ 、 $A(t)$ 和 $L(t)$ 的增长率。

当经济处于平衡增长路径上时, $g_{Y(t)}$ 与 $g_{K(t)}$ 相等^[12],设 $g_{Y(t)}^*$ 为平衡增长路径上 $Y(t)$ 的增长率,令 $g_{A(t)} = g$ 、 $g_{L(t)} = n$,则由式(6)有

$$g_{Y(t)}^* = \frac{\beta g_{R(t)} + \gamma g_{T(t)} + \theta g_{W(t)} + (1 - \alpha - \beta - \gamma - \theta)(g + n)}{1 - \alpha}. \quad (7)$$

式中, $g_{Y(t)}^*$ 为平衡增长路径上 $Y(t)$ 的增长率。

Lucas^[13]指出,考察经济增长更有意义的变量

是人均产出($y=Y/L$)增长率。在平衡增长路径上,人均产出增长率为

$$g_{y(t)}^* = g_{Y(t)}^* - g_{L(t)} = \frac{\beta g_{R(t)} + \gamma g_{T(t)} + \theta g_{W(t)} + (1-\alpha-\beta-\gamma-\theta)(g+n)}{1-\alpha} - n = \frac{\beta g_{R(t)} + \gamma g_{T(t)} + \theta g_{W(t)} + (1-\alpha-\beta-\gamma-\theta)g - (\beta+\gamma+\theta)n}{1-\alpha} \quad (8)$$

基于 Nordhaus、Romer 等有关资源约束对经济增长阻尼的定义,某类资源对经济增长的阻尼实际上就是经济发展不受该类资源限制时的增长率与经济发展受该类资源限制时的增长率之差,这为直接定量测度能源、土地、水等环境资源对经济增长的约束程度奠定了理论基础。

假设经济增长不受能源、土地、水等环境资源限制的约束。隐含的前提就是经济发展所需的能源、土地、水等资源数量都能按照经济保持平衡道路增长时提供出来,单位劳动力拥有的各类资源数量始终保持不变。此时,能源、土地、水资源总量增长率与人口增长率一致,即 $g_{R(t)} = g_{T(t)} = g_{W(t)} = n$,代入式(8),得到无资源约束情况下,平衡增长路径上人均产出增长率为

$$g_{y_0}^* = \frac{(1-\alpha-\beta-\gamma-\theta)g}{1-\alpha} \quad (9)$$

事实上,经济发展由于资源承载力和环境容量的限制而受到能源、土地、水资源等环境资源变量的约束。比如能源消耗受碳减排国际义务的制约要求停止增长,土地资源投入因耕地红线制度和森林生态保护的也需要也必须停止增长,可利用的水资源数量也基本是固定不变的。作为一种简化,假设在有资源约束情况下,能源、土地、水资源总量增长率为零,不随人口增长而增长,即 $g_{R(t)} = g_{T(t)} = g_{W(t)} = 0$,将其带入式(8)得到能源、土地、水资源约束情况下平衡增长路径上人均产出增长率为

$$g_{y_1}^* = \frac{(1-\alpha-\beta-\gamma-\theta)g(\beta+\gamma+\theta)n}{1-\alpha} \quad (10)$$

将无能源、土地、水资源约束情况下的经济增长率减去有能源、土地、水资源约束情况下的经济增长率,即式(9)-(10)得到3种资源总的阻尼系数 $drag$:

$$drag = g_{y_0}^* - g_{y_1}^* = \frac{(\beta+\gamma+\theta)n}{1-\alpha} \quad (11)$$

以能源为例探讨某一类资源对经济增长的阻尼系数。现只有能源构成对经济增长的制约,土地、水资源与人口增长率一致,并不构成对经济增长的制约,

即 $g_R=0, g_T=g_W=n$ 代入式(8)得能源制约下平衡增长路径上经济增长率为

$$g_{y_R}^* = \frac{(1-\alpha-\beta-\gamma-\theta)g-\beta n}{1-\alpha} \quad (12)$$

将能源制约下经济增长率减去无资源约束下经济增长率,即式(9)-(12)就得到能源对经济增长的阻尼系数为

$$drag_R = g_{y_0}^* - g_{y_R}^* = \frac{\beta n}{1-\alpha} \quad (13)$$

同理可得土地、水资源对经济增长的阻尼系数分别为

$$drag_T = \frac{\gamma n}{1-\alpha} \quad (14)$$

$$drag_W = \frac{\theta n}{1-\alpha} \quad (15)$$

由式(11)、(13)~(15)知,总的资源阻尼系数等于能源、土地、水资源3类资源的阻尼系数之和,阻尼系数与资源的产出弹性(β, γ, θ),劳动力增长率 n 以及资本的产出弹性 α 呈正相关。这说明:如区域经济增长过度依赖于能源、土地、水资源投入而不是技术进步,当资源投入因供给原因停止增长甚至负增长时,资源约束对经济增长的阻尼自然增大,这说明依靠资源投入的粗放型经济增长方式是难以为继的。

2 山东能源、土地、水资源对经济增长的约束测度

2.1 数据选取和变量说明

为有效定量测度能源、土地、水资源对山东经济增长的制约,本文中以《山东统计年鉴》(1979—2012)、《山东省土地利用总体规划》(1997—2010)、《山东省土地利用总体规划》(2006—2020)、《山东省水资源公报》(2000—2012)的统计资料为数据来源,从中采集1979—2012年山东GDP、社会从业人员总数、能源消费总量、用水总量、已开发利用的土地资源(农用地和建设用地)等数据分别表示总产出(Y)、劳动力(L)、能源(R)、水资源(W)和土地资源(T),并假设技术进步变量 A 反映在劳动力 L 中。其中,GDP是以1979年为基准经过折算的不变价。

固定资本 K 是一个存量指标,由于年鉴中没有固定资本存量的数据,只有固定资产投资 I 的流量数据,因此需要对 K 值进行测算。采用永续盘存法^[14],假如固定资本年折旧率为5%,利用如下递推公式计算山东省每年的固定资本存量:

$$K_t = I_t + 0.95K_{t-1}$$

式中, K_t, K_{t-1} 分别表示当年和上一年的资本存量。不同年份的资本存量均按 1979 年不变价格进行了调整。

2.2 数据的平稳性和协整性检验

时间序列数据的统计规律常常因某种原因随时间的推移而变化, 出现非平稳。如果时间序列数据不是平稳的, 直接进行回归分析, 就可能出现“伪回归”现象, 高斯—马尔可夫定理(Gauss—Markov theorem)不再成立, 用普通最小二乘法(OLS)估计的参数也不再是具有最小方差的线性无偏估计量。在对时间序列数据进行回归前, 需要检验各序列数据的平稳性。通常用 ADF (augmented Dickey—Fuller test) 法检验时间序列的平稳性, 即对时间序列进行如下回归分析^[15]:

$$\Delta X_t = \alpha + \beta t + \rho X_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta X_{t-i} + \xi_t$$

通过比较 ADF 值与临界值的大小来判断序列的平稳性。若 ADF 值小于临界值, 则序列不存在单位根, 说明序列是平稳的。若 ADF 值大于临界值, 序列服从单位根过程, 则认为该序列非平稳。非平稳序列通常需要进行差分变换后再进行平稳性检验。若一个非平稳序列 X_t 至少需要进行 k 阶差分后才能实现平稳, 说明原序列存在 k 个单位根, 则称序列 X_t 是 k 阶单整序列^[16]。

经对原始数据进行分析发现: 山东省生产总值、固定资产存量、能源消费量、劳动力、土地资源这 5 个时间序列总体呈上升趋势, 可能存在异方差。将原始时间序列取自然对数, 数据仍然存在增长趋势, 对取对数后的数据进行 ADF 单位根检验, 得到的结果如表 1 所示。

表 1 平稳性检验结果

Table 1 Stationarity test result

序列	ADF	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值	Prob.	结论
lnY	-2.725828	-4.339330	-3.587527	-3.229230	0.2348	不平稳
ΔlnY	-4.545721	-3.661661	-2.960411	-2.61916	0.0010	平稳
lnK	-2.211674	-2.63921	-2.551687	-2.410579	0.9921	不平稳
ΔlnK	-2.27661	-1.973277	-1.557759	-1.212361	0.0019	平稳
lnR	-1.958965	-4.273277	-3.557759	-3.212361	0.6007	不平稳
ΔlnR	-4.12993	-2.63921	-1.95169	-1.61058	0.0002	平稳
lnL	-2.77463	-4.26274	-3.55297	-3.20964	0.2160	不平稳
ΔlnL	-5.27266	-2.63921	-1.95169	-1.61058	0.0000	平稳
lnW	-2.57788	-4.26274	-3.55297	-3.20964	0.2920	不平稳
ΔlnW	-6.22151	-2.63921	-1.95169	-1.61058	0.0000	平稳
lnT	-2.446996	-4.273277	-3.557759	-3.212361	0.3503	不平稳
ΔlnT	-1.92581	-1.63921	-1.45169	-1.21058	0.0028	平稳

平稳性检验表明, 尽管 lnY、lnK、lnR、lnL、lnW、lnT 不是平稳序列, 但经过一阶差分后, 6 个序列均为平稳序列, 即其均服从一阶单整, 有可能存在协整

关系。利用迹检验和最大特征根检验方法对 6 个序列进行 Johansen 协整检验, 得到检验结果如表 2 所示。

表 2 Johansen 协整检验

Table 2 Johansen cointegration test

原假设	特征根	迹统计检验			最大特征根检验		
		迹统计量	5% 临界值	Prob.	最大特征根	5% 临界值	Prob.
None	0.693134	112.0104	95.75366	0.0024*	42.80305	40.07757	0.0183*
At most 1	0.59834	74.20734	69.81889	0.0214*	30.18881	33.87687	0.1239
At most 2	0.497279	45.01853	47.85613	0.0902	22.00706	27.58434	0.22
At most 3	0.340819	23.01148	29.79707	0.2455	13.33621	21.13162	0.4218
At most 4	0.186327	9.675267	15.49471	0.3066	6.598312	14.2646	0.5377
At most 5	0.091677	3.076955	3.841466	0.0794	3.076955	3.841466	0.0794

注: * 表示在 5% 的显著性水平下拒绝原假设。

迹统计检验和最大特征根检验均表明 lnY、lnK、lnR、lnL、lnW、lnT 这 6 个变量在 5% 的显著性水平下之间存在着长期协整关系。

2.3 回归分析

由平稳性和协整检验的结果可知, 尽管 lnY、lnK、lnR、lnL、lnW、lnT 并非平稳序列, 但其差分序

列为一阶单整且存在协整关系,可对其进行回归分析。在回归分析中发现序列之间存在异方差和自相关问题,为此采用取差分和加权最小二乘法(weighted least square, WLS)的方法来消除^[17]。通过对序列进行一阶差分并进行 WLS 回归分析,得到山东经济增长的最终方程:

$$\ln Y = 0.18375 + 0.328614 \ln K + 0.294643 \ln R + 0.216835 \ln T + 0.043051 \ln W + 0.116857 \ln L$$

$$\begin{array}{cccccc} [0.00187] & [0.023467] & [0.023403] & [0.004382] & [0.048624] & [0.004686] \\ (25.08267) & (12.89438) & (10.08556) & (1.988465) & (9.53743) & (1.63897) \end{array}$$

$$R^2 = 0.98836, DW = 1.740413, F = 52.72915.$$

由回归结果可知,资本对产出的影响力最大,能源消费次之,随后依次为土地、水资源和有效劳动力,且在统计意义上皆是显著的。得到资本的产出弹性 α 约为 0.328614,能源产出弹性 β 约为 0.294643,土地产出弹性 γ 约为 0.216835,水资源产出弹性 θ 约为 0.043051。

定义劳动力的年均增长率计算公式如下:

$$n = \sqrt[t]{L_t/L_0} - 1.$$

式中, L_t 和 L_0 分别为终期和基期的社会从业人员数; t 为期数。据此得到 1979—2012 年劳动力的年均增长率 n 为 0.024279。

将有关 α 、 β 、 γ 、 θ 、 n 的值代入式(13)~(15)分别计算得到能源、土地、水资源对经济增长的阻尼系数各自约为 1.07%、0.78%、0.16%。能源的阻尼系数最大,在 3 类资源中对经济增长的约束作用最为显著,主要原因有二:一是山东经济增长能源投入驱动因素显著,能源投入的数量增长显著地高于同期土地资源和水资源;二是土地资源、水资源属于可再生资源,而能源消费以非再生的化石能源为主,资源经济学原理说明不可再生资源对经济的影响通常大于可再生资源对经济的影响。

3 结论与建议

(1) 能源对山东经济可持续增长的影响十分显著,能源的阻尼系数占总的资源阻尼系数高达 53.13%,在 3 种资源中对经济增长的约束作用最大。山东是全国能耗大省,2013 年一次能源消费量高达 40837 万 t 标煤,远高于第一经济大省广东 25645 万 t 的消费量,且原煤占一次能源消费量的 73.82%,也远高于广东的 47.9%。中国政府承诺到 2020 年单位 GDP 二氧化碳排放要比 2005 年下降 40%~45%。随着碳减排成为刚性的国际义务,传统能源消费要求停止增长甚至负增长,重视能源约束对山东经济增长的影响就更有现实意义。能源的阻尼系数与能源的弹性系数成正比,表示降低能源的弹性系数可以降低对经济增长的制约,其经济含义是通过降低能源在经济中的作用来减少能源约束对经济增长的影响,主要通过两大途径实现:一是

大力推动经济结构转型,发展低碳产业,降低高耗能产业比重,提高能源使用效率;二是调整利用能源结构,大幅度降低煤炭等传统化石能源比重,依靠技术进步大力开发利用太阳能、风能、海洋能等可再生能源。

(2) 土地对山东经济可持续增长制约的强度仅次于能源,土地的阻尼系数占总的资源阻尼系数的 39.1%。降低土地资源阻尼系数,缓解经济发展的土地资源压力,为当前政府提倡土地集约使用与保护耕地资源提供了很好的理论解释与依据。根据山东省第二次土地资源调查结果,山东人均耕地面积目前仅 1.21 亩,大大突破国家规定的确保粮食安全的人均耕地拥有量不低于 1.5 亩的底线。随着耕地红线即将立法保护的实施,城市建设用地增长空间将极为有限,土地对山东经济增长的制约作用将日益强化。山东应进一步加大非农用地土地资源集约利用,坚持“紧凑型”的城市规划建设方针,走新型工业化、城镇化道路,大幅度提高单位非农用地面积的投资强度和 GDP 产值,提高土地资源效益。

(3) 水资源的阻尼系数占总的资源阻尼系数的 7.76%,对经济增长的约束作用最小。这主要得益于自 20 世纪 90 年代以来山东注重发展节水灌溉农业以及在工业、城市等领域推动节水措施降低水资源产出弹性有关。山东属于全国水资源稀缺省份,全省多年平均淡水资源总量为 303 亿 m^3 ,全省人均占有水资源量仅 334 m^3 ,不到全国人均占有量的 1/6,仅为世界人均占有量的 1/25,位居全国各省倒数第 3 位。山东一方面要继续巩固现有的节水措施,另一方面要更加注重水资源的保护,避免水源污染,同时利用沿海优势发展海水淡化产业,增加新的可用水源。

(4) 能源、土地、水资源的阻尼系数之和约为 2.01%。也就是说,山东省经济增长的速度如果由于能源、土地、水资源投入在将来停止增长,理论上每年要降低约 2.01%,10 a 后山东经济增速将只有现在增长水平的 79.9%,到 2030 年山东经济增长率将因资源耗竭下降超过 30%。山东省要维持现有的经济增速,理论上技术进步对经济增长的贡献

率每年增加 2.01% 才能抵消将来因资源约束导致经济增速的逐年降低。其政策含义是山东省必须加快经济增长方式转变,将经济增长由主要依靠资源投入转到主要依靠科技进步。鉴于能源和土地资源阻尼系数占总的资源阻尼系数高达 92.24%,山东应把突破能源和土地资源约束对经济可持续发展的制约摆在更加重要的位置,推进经济发展方式转变,加快增强自主创新能力,提高技术进步在经济增长中的地位 and 作用,依靠创新驱动降低对经济发展的资源约束压力,确保经济持续增长。

参考文献:

- [1] SOLOW R M. A Contribution to the theory of economic growth[J]. Quarterly Journal of Economics, 1956, 70(1):65-94.
- [2] AYRES R, KNEESE A. Economics and the environment: a materials balance approach[M]. New York: Resources for the Future, Inc, 1996:1-13.
- [3] NORDHAUS W D. Lethal model 2: the limits to growth revisited[J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1992(2):1-43.
- [4] BRUVOLL A, GLOMSTRØD S, VENNEMO H. Environmental drag: evidence from Norway[J]. Ecological Economics, 1993,30:235-249.
- [5] NOEL D A. Reconsideration of effect of energy scarcity on economic growth[J]. Energy, 1995,20(1):1-12.
- [6] ROMER D. Advanced macroeconomics[M]. 2nd ed. Shanghai:Shanghai University of Finance & Economics Press, The McGraw-Hill Companies,2001:37-41.
- [7] 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.
XUE Junbo, WANG Zheng, ZHU Jianwu, et al. An analysis of drag of China's economic growth[J]. Journal of Finance and Economics, 2004,30(9):5-14.
- [8] 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.
XIE Shuling, WANG Zheng, XUE Junbo. Analysis on water and land resources' growth drag of China's economic development[J]. Management World, 2005(7):22-25.
- [9] 李影,沈坤荣. 能源约束与中国经济增长:基于能源“尾效”的计量检验[J]. 经济问题,2010(7):16-20.
LI Ying, SHENG Kunrong. Energy constraints and China's economic growth: metrology analysis based on energy "tail effect"[J]. On Economic Problems, 2010(7):16-20.
- [10] 刘耀彬,陈斐. 中国城市化进程中的资源消耗“尾效”分析[J]. 中国工业经济,2007(11):48-55.
LIU Yaobin, CHEN Fei. Analysis on resources consumption drag of China's urbanization[J]. China Industrial Economy, 2007(11):48-55.
- [11] 刘耀彬,王桂新. 城市化进程中的水土资源“增长阻力”分析:以江西省为例[J]. 生态经济,2010(10):161-163.
LIU Yaobin, WANG Guixin. Analysis on growth drag of water and land during urbanization process: taking Jiangxi Province as case[J]. Ecological Economy, 2010(10):161-163.
- [12] 舒元,谢识予,孔爱国,等. 现代经济增长理论[M]. 上海:复旦大学出版社,1998:18-19.
- [13] 余江,叶林. 经济增长中的资源约束和技术进步:一个基于新古典经济增长模型的分析[J]. 中国人口资源与环境,2006,16(5):7-11.
YU Jiang, YE Lin. Resource constraint and technology progress in economic growth: analysis of neoclassical model of economic growth[J]. China Population, Resources and Environment, 2006,16(5):7-11.
- [14] 张军,吴桂英,张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算:1952—2000[J]. 经济研究,2004(10):35-44.
ZHANG Jun, WU Guiying, ZHANG Jipeng. The estimation of China's provincial capital stock:1952—2000[J]. Economic Research Journal, 2004(10):35-44.
- [15] 崔到陵. 单位根检验和误差修正模型:原理及运用[J]. 南京审计学院学报,2005,2(3):15-18.
CUI Daoling. Unit root test and error correction model: principle and application[J]. Journal of Nanjing Audit University, 2005,2(3):15-18.
- [16] 王黎明,王连,杨楠. 应用时间序列分析[M]. 上海:复旦大学出版社,2012:237-243.
- [17] 何晓群,刘文卿. 应用回归分析[M]. 北京:中国人民大学出版社,2001:93-103.

(编辑 修荣荣)