

E-mail: canwang@tsinghua.edu.cn

和 GDP 损失率两个内生变量作为 TEDCGE 模型众多输出变量的代表进行分析。

1 计算方法

1.1 分析框架

本文采用 Monte Carlo 方法研究 TEDCGE 模型中 50 个自由参数对碳税政策模拟结果的不确定性影响,分析框架见图 1 所示。

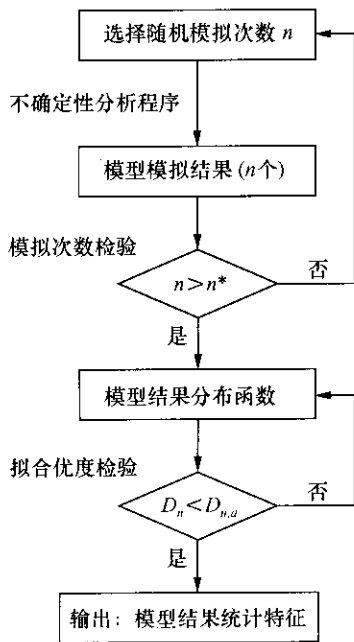


图 1 参数不确定性传播模拟框架

确定随机模拟次数 n^* 的过程如下^[6]: 令 y 为一个 $(r,1)$ 维的向量,代表模型 r 个输出变量的未知均值,令 \hat{y} 为相应的估计值, V 为 y 的协方差矩阵。在中心极限定理条件下, \hat{y} 服从均值为 y 、协方差矩阵为 $n^{-1}V$ 的渐进多变量正态分布,其中 n 是 Monte Carlo 实验的样本大小。令第 i 个变量 y_i 的允许误差范围为 ϵ_i ,并令 σ_i^2 为矩阵 V 的第 i 个对角元素,按照下式选择样本大小:

$$n = n_i^* \equiv (z_{\alpha_i/2}/\epsilon_i)^2 \sigma_i^2, \quad (1)$$

其中 $z_{\alpha_i/2}$ 是标准单变量正态分布的临界值。此时,上述允许误差范围可以以 $1-\alpha_i$ 的概率得到保证。令

$$n = n^* \equiv \max\{n_1^*, n_2^*, \dots, n_r^*\},$$

则式(1)将确保所有变量的误差范围都以相应的概率得到满足。

估计协方差矩阵 V 的方法如下^[10]: 首先基于一个初始样本大小 n_0 估计得到 V ,然后通过 V 计算 n^* 。如果计算显示 $n_0 \geq n^*$,那么最终的随机样本可

以直接由初始的 n_0 个样本构成。如果 n_0 不满足这一标准,则再增加 $n^* - n_0$ 个随机样本并重新计算 V ,直到满足 $n_0 \geq n^*$ 为止。

1.2 不确定性参数的概率分布

采用 β 概率分布函数描述自由参数在某一特定区间的分布特征。该函数的标准形式定义在 $(0,1)$ 区间上,可通过线性变化扩展到其他任何有界区间。 $(0,1)$ 区间的 β 密度函数定义为

$$\beta_{\mu,\nu}(x) = \frac{\Gamma(\mu+\nu)}{\Gamma(\mu)\Gamma(\nu)} x^{\mu-1} (1-x)^{\nu-1}, \quad 0 < x < 1, \quad (2)$$

式中 μ 和 ν 均为大于零的参数。如果 $\mu < 1$ 、 $\nu < 1$,则 $\beta_{\mu,\nu}$ 的图形是 U 形,其极限趋于 ∞ ; 如果 $\mu > 1$ 、 $\nu > 1$,图形是钟形; 如果 $\mu = \nu = 1$,则得到均匀密度分布^[10]。本文通过拒绝法^[11]由正态分布的随机数获得 β 分布随机数,并利用拉丁超立方体抽样方法^[11]对 50 个自由参数进行随机采样,

1.3 计算工具

TEDCGE 模型通过 GAMS 软件实现求解。用 Monte Carlo 方法进行 CGE 模型参数不确定性分析时,需要反复执行 GAMS 求解程序,并在执行前对所考察参数按预设的概率分布进行随机采样。为此,本文用 VB 语言编写了一个基于 WINDOWS 操作系统的不确定性计算工具,界面如图 2 所示,源程序参见文^[12]。该工具可以很便捷地重复调用执行 GAMS 程序,并可根据需要进行不同情景下的不确定性分析计算。



图 2 CGE 模型不确定性计算软件界面

2 数据与结果

2.1 模型参数

TEDCGE 模型包括 10 个生产部门。根据 CGE 模型参数的校准方法^[4],其参数可分为 50 个自由参数 δ 、130 个被校参数 γ_1 和 413 个被校参数 γ_2 ^[12]。其中, δ 由文^[5,7]和专家咨询获得; γ_1 在 δ

的基础上,根据基准年构建的社会核算矩阵(social accounting matrix, SAM)反推得到;而 γ_2 则由 SAM 直接计算。本文以 1997 年中国投入产出表为基础结合其他宏观经济、环境、能源数据编制了符合 TEDCGE 模型数据结构要求的 SAM,进而校准得到模型中的所有参数。

2.2 参数不确定性

TEDCGE 模型的 50 个自由参数来自嵌套式生产函数和进出口贸易函数中的 5 类替代弹性,每类替代弹性对应于 10 个生产部门。根据文[12]的调研结果,本文设定上述替代弹性的不确定性特征如表 1 所示。需要指出的是,受数据可得性的限制,表 1 并非基于中国真实数据的统计结果,而是以文献调研为依据的判断。表 1 中 $E_{ee,j}$ 为能源投入替代弹性; $E_{ke,j}$ 为资本与能源替代弹性; $E_{cl,j}$ 为劳动力与资本-能源替代弹性; $E_{id,j}$ 为进口品与国产品替代弹性; $E_{ed,j}$ 为出口供应与国内需求转移弹性。下标 $j=1, 2, \dots, 10$, 分别表示模型中所划分的 10 部门。本文的主要目的不在于精确地研究中国经济系统中相应参数的不确定性,而在于考察 CGE 模型自由参数不确定性的传播特征。

表 1 TEDCGE 模型自由参数的不确定性特征

参数	均值	下限	上限	标准差	相对误差	β 分布的参数	
					%	μ	ν
$E_{ee,j}$	1.0	0.5	1.5	0.25	25	1.5	1.5
$E_{ke,j}$	0.5	0.2	1.4	0.26	40	1.5	2.5
$E_{cl,j}$	0.5	0.2	0.9	0.18	32	1.5	1.5
$E_{id,j}$	1.5	0.1	4.0	0.73	42	2.5	3.5
$E_{ed,j}$	2.5	0.1	4.0	0.73	31	3.5	2.5

2.3 模拟结果的不确定性

以 CO_2 减排率为 30% 的情景为例,随机模拟 5 000 次,得到图 3 所示的碳税概率分布。重复多次试验得到的均值和方差变化范围在 1% 以内,表明 5 000 次的随机采样次数已经足够。根据图 3 的分布形状,假设碳税服从 β 分布,经过线性变换将碳税样本值转化成 (0, 1) 区间数值后,估计得到 β 分布的参数 $\mu=3.2, \nu=5.6$ 。应用 Kolmogorov-Smirnov 的 D_n 检验法^[10]对其进行分布拟合优度检验发现, $D_n=0.0158 < D_{n,0.90} (\approx 0.0174)$, 因此可以接受碳税服从 β 分布的假设(当样本数 $n > 100$ 、显著性水平 $\alpha=0.10$ 时,统计量 D_n 的分位数可近似地由公

式 $D_{n,0.90} \approx 1.23/\sqrt{n}$ 求得)。由 β 分布的累积概率密度函数可得到碳税的置信区间,例如,当显著性水平 $\alpha=0.05$ 时,碳税的置信区间为 (344, 601)。同理可以计算得到,减排 30% 对中国 GDP 的损失率服从均值为 1.10%、标准差为 0.13% 的正态分布;当显著性水平 $\alpha=0.05$ 时,其置信区间为 (0.85%, 1.35%),相应地, GDP 损失总量将在 1 415~2 270 亿元(2000 年价格)之间。

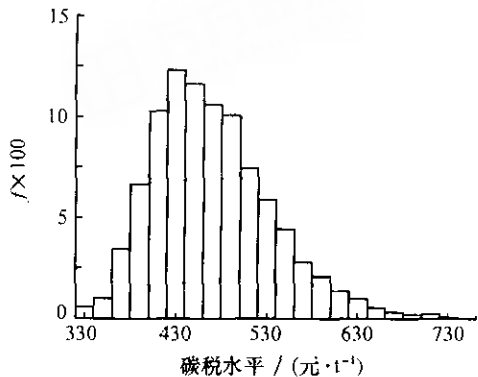


图 3 减少 30% CO_2 排放所需碳税水平的随机模拟结果

分别对不同削减率的情景进行类似的随机模拟与统计分析,即可得到一系列的概率分布曲线,进而可以考察参数不确定性对边际减排成本曲线的影响。图 4 绘出了对应于不同削减率的碳税水平的均值、95% 置信区间、100% 置信区间及相对误差。

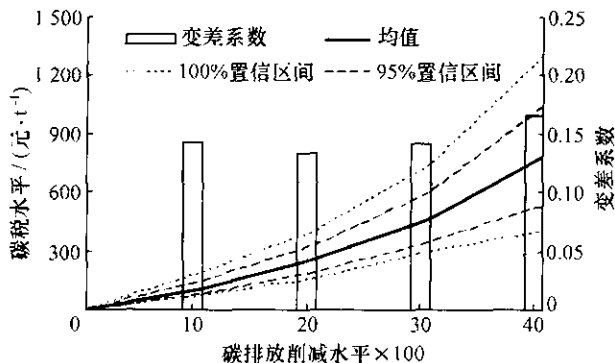


图 4 考虑参数不确定性时的边际减排成本曲线

可以看出,当考虑参数的不确定性时,模型模拟的碳税相应地也具有很大的不确定性;并随着减排目标变得更严格,碳税的不确定性将增大。图中由标准差除以均值得到的变差系数也显示了这一趋势。

3 模型结果不确定性特征的敏感性分析

3.1 对参数分布方差的敏感性

保持其他假设不变,只改变自由参数的概率分布,分别进行随机模拟,可以比较不同分布方案对模拟结果不确定性的影响。下面考察所有自由参数方

差相对基准情景减少 50% 时的 β 分布以及在相应区间内服从均匀分布的两种情景。图 5 显示了资本-能源/劳动力替代弹性的 3 种分布函数, 方差减半时其 β 分布的参数分别为 $\mu=3.5$ 、 $\nu=3.5$ 。其他自由参数方差减半时 β 分布的参数分别为: 资本/能源替代弹性 $\mu=3.4$ 、 $\nu=5.7$, 能源间替代弹性 $\mu=3.5$ 、 $\nu=3.5$, 阿明顿(Armington)进口替代弹性 $\mu=5.4$ 、 $\nu=7.6$, 出口转移弹性 $\mu=7.6$ 、 $\nu=5.4$ 。

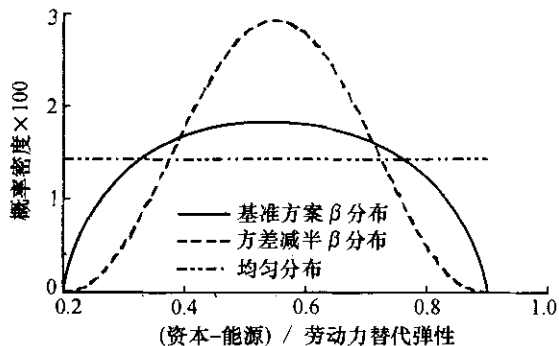


图 5 自由参数概率分布的不同设定

图 6 是在 3 种参数分布方案下利用 TEDCGE 模拟得到的 2010 年减排 30% CO₂ 所需碳税的概率分布。由于方差减半的 β 分布并未改变参数的均值, 而均匀分布时资本/能源替代弹性的均值将会加大, 所以前者模拟得到的碳税均值几乎没有变化, 而均匀分布方案的均值有所减少。从碳税的标准差来看, 方差减半 β 分布方案的标准差只降低 27%, 由基准方案(以碳为标准)的 33 元/t 降低为 24 元/t; 均匀分布的标准差为 36 元/t, 只有很小幅度的变化。因此, 可以认为 TEDCGE 模型输出结果的不确定性对于参数的分布特征并不十分敏感。

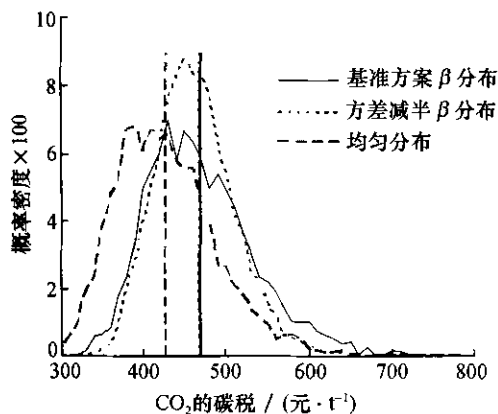


图 6 自由参数的先验分布对模型结果不确定性的影响

3.2 参数相关性假设的灵敏度分析

前面分析的另一个重要假设是“所有自由参数完全独立”。之所以采用如此严格的假设, 不是因为

已有相关研究明确地支持或证明这一点, 事实上恰恰相反。例如, 从理论上说, 某一部门某一替代弹性较高时, 其技术水平的适应性较强, 相应地该部门其他弹性值也可能较大。但是, 还没有研究能确切地获得不同替代弹性之间、同一类弹性的不同部门之间的定量相关关系, 同时, 从数值计算代价上权衡, 前文采用了简化的参数完全独立的假设。为弥补这一不足, 下面通过两种情景来考察 TEDCGE 模型自由参数不确定性传播特征对参数相关性假设的敏感程度。一种情景是假设不同部门的同一类参数相关, 并进一步假设其相关关系为所有部门具有相同的替代弹性; 另一情景是所有自由参数都相关, 并进一步假设其相关关系体现为在各自 β 分布区间内具有相同的变动趋势。其中, 完全相关情景的实现方法是在 Monte Carlo 采样时所有自由参数都由同一个随机数通过线性变换生成。

图 7 是分别在上述 3 种相关性假设下对 2010 年削减率为 30% 的碳税进行随机模拟所得出的概率密度。与参数分布的影响相反, 自由参数间的相关性对模型结果影响较大。参数部门间相关时, 模型结果的不确定性是参数完全独立时的 2.2 倍, 当假设所有参数相关时, 这种不确定性进一步扩大为 3.3 倍。这主要是因为所有被考察的自由参数对碳税具有相同方向的作用: 替代弹性较大时, 减排的边际成本较小, 对 GDP 的影响较小; 反之亦然。因此, 参数之间的相关性将强化替代弹性的作用, 从而扩大结果的离散性。

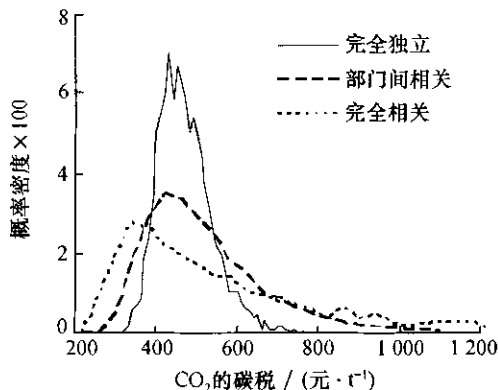


图 7 自由参数之间的相关性对模型结果不确定性的影响

4 结 论

考虑参数的不确定性时, 中国 2010 年相对于基准情景减排碳排放量 30% 的边际成本的 95% 置信区间为 (345, 600) 元/t, 相应的 GDP 损失率置信区间为 (0.85%, 1.35%), GDP 损失总量将在 1 415

亿元~2 270 亿元(2000 年价格)之间。对参数不确定性传播的灵敏度发现,自由参数的分布形式对上述输出结果的统计特征作用不大,而参数间的相关性将带来显著影响。当参数之间是正的相关关系时,模型结果的不确定性将进一步扩大。

参考文献 (References)

[1] Harrison G W, Jensen S E H, Pedersen L H, et al. Using Dynamic General Equilibrium Models for Policy Analysis [M]. Amsterdam; New York; Elsevier, 2000.

[2] 王灿,陈吉宁,邹骥. CGE 模型理论及其在气候变化研究中的应用 [J]. 上海环境科学, 2003, 22(3): 206-212.

WANG Can, CHEN Jining, ZOU Ji. Application of CGE models theory to climate change study [J]. *Shanghai Environmental Sciences*, 2003, 22(3): 206 - 212. (in Chinese)

[3] McKittrick R R. The econometric critique of computable general equilibrium modeling: The role of functional forms [J]. *Economic Modelling*, 1998, 15: 543-573.

[4] Mansur A, Whalley J. Applied General Equilibrium Analysis [M]. Cambridge; Cambridge University Press, 1984.

[5] Abdelkhalek T, Dufour J. Statistical inference for computable general equilibrium models, with application to a model of the Moroccan economy [J]. *Review of Economics & Statistics*, 1998, 80(4): 520-534.

[6] Abler D G, Rodriguez A G, Shortle J S. Parameter uncertainty in CGE modeling of the environmental impacts of economic policies [J]. *Environmental and Resource Economics*, 1999, 14(2): 75-94.

[7] Papathanasiou D, Anderson D. Uncertainties in responding to climate change: On the economic value of technology policies for reducing costs and creating options [J]. *The Energy Journal*, 2001, 22(3): 79-114.

[8] Harrison G W, Vinod H D. The sensitivity analysis of applied general equilibrium models: Completely randomized factorial sampling designs [J]. *Review of Economics and Statistics*, 1992, 74(2): 357-362.

[9] 王灿,陈吉宁,邹骥. 基于 CGE 模型的中国 CO₂ 减排经济影响研究 [J]. 清华大学学报(自然科学版), 2005, 45(12): 1621-1624.

WANG Can, CHEN Jining, ZOU Ji. Impacts assessment of CO₂ mitigation to China's economy bsd on a CGE mdl [J]. *J Tsinghua Univ (Sci & Tech)*, 2005, 45(12): 1621-1624. (in Chinese)

[10] Evans M, Hastings N, Peacock J B. Statistical Distributions [M]. New York; Wiley, 2000.

[11] Gentle J E. Random Number Generation and Monte Carlo Methdos, Statistics and Computing [M]. New York; Springer, 1998.

[12] 王灿. 基于 CGE 模型的中国气候政策模拟与分析 [D]. 北京: 清华大学, 2003.

WANG Can. Climate Change Policy Simulation and Uncertainty Analysis: A Dynamic CGE Model of China [D]. Beijing: Tsinghua University, 2003. (in Chinese)

(上接第 1554 页)

3 结 论

1) 以产物的营养价值和传热效果为评价指标,餐厨垃圾湿热工艺适宜的工艺参数为: 温度 120 C、加热时间 80 min、加水率 50%。

2) 各因素对餐厨垃圾湿热处理产物的 pH 值、SCOD、还原糖含量、有机质含量的影响显著性从高到低的顺序为: 温度、加热时间、加水率。对总能影响较显著的因素为加水率和温度。

3) 随着温度的升高和加热时间的延长,垃圾中蛋白质、脂类水解产生有机酸,造成产物的 pH 值呈下降趋势; 部分有机物溶解、液化,造成可溶性有机物含量增多; 因垃圾中的碳水化合物液化、水解,与原垃圾相比,产物还原糖含量有所升高; 有机质、总能等营养指标变化不显著; 持水率呈下降趋势,说明湿热处理一定程度上可增强产物脱水性能。

万方数据

参考文献 (References)

[1] Therese M. Research competencies in the dietetics curricula [J]. *Journal of the American Dietetic Association*, 1997, 97(Suppl 2): 102-106.

[2] Henle T. Maillard reactions of food proteins: Chemical, nutritional and functional aspects [J]. *Nahrung-Food*, 2001, 45(3): 149-149.

[3] 王治军,王伟,夏州,等. 热水解污泥的厌氧消化试验研究 [J]. 中国给水排水, 2003, 19(9): 1-4.

WANG Zhijun, WANG Wei, XIA Zhou, et al. Experimental study on thermal hydrolysis and anaerobic digestion of sewage sludge [J]. *China Water and Wastewater*, 2003, 19(9): 1-4. (in Chinese)

[4] Shanableh A, Joma S. Production and transformation of volatile fatty acids from sludge subjected to hydrothermal treatment [J]. *Water Science and Technology*, 2001, 44(10): 129-135.

[5] Slot M. Conditions of the maillard reaction; Modelling of the process [J]. *Inzynieria Chemiczna i Procesowa*, 1997, 18(1): 71-82.

[6] Martins S, Jongen W M F, van Boekel M. A review of maillard reaction in food implications to kinetic modeling [J]. *Trends in Food Sci Technol*, 2000, 11(9-10): 364-373.