

城市化与碳排放的动态关系研究

——基于面板平滑转换模型的新思考

武力超, 巫丽敏, 林俊民

摘要: 本文运用 99 个国家 2005—2012 年的面板数据, 以新近发展的面板平滑转换模型 (PSTR) 为分析工具, 考察了城市化和碳排放之间的机制转移效应。面板平滑转换模型假设, 城市化—二氧化碳排放量之间的关系存在一个连续平滑转换的机制, 城市化将以阈值为界, 从一个机制转换到另一个机制, 且新旧机制之间不同。实证结果支持了城市化—二氧化碳排放量之间存在着机制转换效应, 在不同的转换变量水平下, 二氧化碳排放量与城市化水平之间有不同的曲线关系。本文的创新之处在于, 将存在连续平滑转换机制的 PSTR 模型纳入回归分析方程, 有效地避免了经济变量在瞬间实现不同状态的转换, 使变量在转换过程中存在一个过渡状态, 更加符合现实情况, 使用该模型我们验证了 Hansen 假说, 为城市化水平与碳排放之间的非线性关系研究提供新的经验证据。

关键词: 城市化; 碳排放; 面板平滑转换模型; 动态分析

中图分类号: F205 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-0169(2014)01-0030-11

近几十年来, 全球变暖、荒漠化、海平面上升以及全球平均气温增加等一系列气候变化问题引发了全球关于环境与发展关系的深度思考。根据 IPCC (2007)^① 的研究显示, 在 2004 年全球温室气体的排放中, 二氧化碳排放占到了 76.7%。尽管发达国家是二氧化碳排放的主要对象^②, 但是伴随着经济的发展, 发展中国家二氧化碳排放量不断增加, 并于 2003 年首次占到全球二氧化碳排放总量的 50%, 截止到 2010 年该比例已经增加至 65.54%。如果发展中国家不改变现行的能源消费结构, 这一趋势将继续上升。由于二氧化碳是全球温室气体的主要构成部分, 因此如何减少二氧化碳排放以应对气候变化受到国际组织和各国政府的密切关注。

影响二氧化碳排放的因素很多, 但是能源消费被认为是最直接的, 也是重要的影响因素之一。尤其是在经济发展较快的地区, 农业生产集约化、工业化和城市化相伴而生, 过高的人口密度, 引致能源消费的增加, 会给当地环境的吸收能力施加负担, 加重了其对环境的负面效应; 并且城市化和工业化进程中往往伴随着企业在地理上趋向于集聚, 以实现生产产品多样化和生产流程分工专业化, 在实现规模经济效益的同时, 一些生产行为的能源消费强度增加使得集聚区域资源使用量增加, 从而导致温室气体排放量上升。

基金项目: 福建省教育厅社会科学研究项目“福建省加快推进人力资本型城镇化问题的研究”(JA13016S); 福建省社科规划项目“我省积极稳妥推进城镇化战略研究”(2013C076); 中央高校基本科研业务费专项资金资助项目“发展中国家的城镇化发展与有效经济增长问题”(T2013221016)

作者简介: 武力超, 经济学博士, 厦门大学经济学院助理教授 (福建 厦门 361005); 巫丽敏, 厦门大学经济学院

致谢: 感谢厦门大学经济学院国际经济与贸易系引进人才科研启动经费的支持。感谢黄建忠教授、郑甘澍教授、彭水军教授、张伯伟教授、包群教授的宝贵意见。

① IPCC 第四次评估报告气候变化 2007(综合报告), 见 http://www.ipcc.ch/pdf/assessment2report/ar4/syr/ar4_syr_cn.pdf。

② 1997 年,《联合国气候变化框架公约》第 3 次缔约方会议(简称 COP3)在日本京都举行, 会议通过了《京都议定书》。它规定从 2008 到 2012 年期间, 主要工业发达国家的温室气体排放量要在 1990 年的基础上平均减少 5.2%, 其中 6 种温室气体的排放欧盟削减 8%, 美国削减 7%, 日本削减 6%。

国内外学者针对城市人口因素与碳排放的问题进行了多方面的研究, 并采用了截面回归、时间序列、面板数据模型等许多研究方法进行实证检验, 但现有文献在内容上缺乏结合经济各因素结构变动来分析其对碳排放的影响, 在方法上过于单一, 对变量间的线性或非线性问题没有进行深入考量, 丢失了部分数据所隐含的信息, 因此在研究工具上需要进行更多的尝试和创新。考虑不同国家的区位条件差异, 本文将重点研究城市化与碳排放之间的关系, 并在该研究领域首次采用依据数据本身隐含信息进行内生分组的非线性面板平滑转换模型, 更全面地对城市化与地区碳排放的关系及其在能源禀赋、资本流动、国际贸易以及社会需求等区位条件下的差异进行精确的度量, 以期能够为发展中大国的城镇化进程和环境协调发展提供政策建议。此外 Hansen^[1]指出, 人口在大城市中的集聚 (Primacy) 可以体现出经济发展的阶段性特征, 集聚本身在经济发展的初级阶段尤为显著, 因此本文还将进一步对基于 Hansen 假说的阶段性特征进行验证和分析。

一、文献综述

早期关于人口与碳排放关系的检验大多使用单期的截面数据模型 (Daily 等^[2], Zaba 等^[3], Dietz 等^[4], Cramer 等^{[5][6]}), 研究结果显示, 二氧化碳排放和能源使用与人口增长的弹性趋近于 1。之后的研究使用面板数据并且放松了人口在不同国家影响相同的假定。Shi^[7]使用 93 个国家 1975—1996 年数据发现了人口变化和二氧化碳排放之间的直接关系, 并且这一关系在低收入国家更为显著。Martínez-Zarzoso 等^[8]在只考虑总人口的情形下, 发现人口对于二氧化碳排放的影响在欧盟内部成员之间存在差异。

在关于二氧化碳排放和能源消费的文献中, 除了总人口因素外, 一些研究也考量了城市化、人口密度和年龄结构在其中的效应。Jones^[9]使用 59 个发展中国家 1980 年的数据关注了城市化对能源消费的影响机制, 在假设人均收入和工业化进程一定的情况下, 得出城市人口比重每增加 10%, 人均能源使用量增长 4.5%~4.8% 的结论。Parikh 等^[10]使用两个模型分别研究了城市化对于能源使用和二氧化碳排放的影响, 解释变量均为人均收入、农业 GDP 比重、人口密度和城市化率, 模型一为 1965—1987 年人均能源消费量的面板固定效应模型, 模型二为 1986 年四种温室气体排放量的截面数据模型, 两种模型均证实城市人口增加和人均能源使用量与人均二氧化碳排放量的正相关关系。York 等^[11]使用 137 个国家 1991 年的截面数据检验了城市化和二氧化碳排放的非线性关系。以上的研究均忽略了国家异质性对于二氧化碳排放和能源消费的影响。

基于以上研究的不足, 下述文献使用面板数据分析来加以克服。Cole 等^[12]使用 86 个国家 1975—1998 年的面板数据, 显示了二氧化碳排放和总人口、城市化率、能源消费强度的正相关关系, 其中城市化率每增加 10%, 二氧化碳排放增加 7%。Fan 等^[13]和 York 等^[14]的研究样本仅限于发达国家, 前者在其 OLS 回归中发现城市化率和二氧化碳排放的负相关关系, 后者使用欧盟 14 个国家数据发现城市化率和能源使用的正相关关系。Liddle 等^[15]使用 17 个发达国家面板数据研究了年龄结构和城市化率对于二氧化碳排放的影响, 结果显示, 城市化率对于二氧化碳排放存在正向但不显著的关系。在国内, 孙慧宗等^[16]认为二期滞后时城市化是二氧化碳排放量的 Granger 原因, 但后者不是前者的原因, 对其不具有反馈效应。杨子晖^[17]通过新发展的 T_n 非参数检验方法, 认为随着工业化、城市化进程的不断加快, 经济增长与二氧化碳排放的因果关系日益凸显。彭希哲等^[18]通过对 STIRPAT 模型的扩展, 得出居民消费水平、人口城市化率和人口规模三个因素对我国碳排放总量的变化影响明显的结论。孙辉煌^[19]的研究结果表明, 城市化对二氧化碳排放具有显著的正向影响。刘华军^[20]通过时间序列数据和面板数据的经验表明, 城市化并非影响二氧化碳排放的关键因素, 而人均 GDP、能源强度、人口等对二氧化碳排放存在显著的正向影响。综上所述, 关于二氧化碳、能源消费与城市化率问题的实证研究莫衷一是。究其原因, 首先是对两者之间潜在的非线性关系没有进行深入考量, 其次是由于国家样本的差异对于实证结果有影响。本文将针对上述不足进行改进。

二、模型的设定、检验与评估

(一) 面板平滑转换 (PSTR) 模型的设定

在很多情况下, 传统的面板数据固定效应模型和随机效应模型难以彻底地捕捉到截面异质性, 存在明显的不稳定性, 因此, 应该采用变系数模型进行分析。Hsiao^{[21](P38-65)}总结了各种允许回归系数随个体或时间变化的模型, 其中包括随机系数模型, 即系数为某些外生变量的函数。其中, Hansen^[22]首先提出了面板门限模型 (Panel Transition Regression, PTR): 如果转移变量的值低于阈值, 函数由一个模型决定; 如果高于阈值, 模型机制发生转变, 函数取决于另一个模型, 即阈值将观测值分为若干组, 组内的观测值是同质的, 而组间的观测值是异质的。PTR 模型不但克服了时间序列模型中要求样本时间序列足够长的限制, 而且与传统的固定效应或随机效应面板模型相比, 在捕捉截面单元的异质性方面更进一步。一个两机制 PTR 模型可以表示为:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0' x_{it} + \beta_1' x_{it} g(q_{it}; c) + u_{it} \quad (1)$$

其中, x_{it} 为解释变量向量, q_{it} 是转移变量, 参数 c 说明了机制发生转换的位置, 即阈值。 $g(q_{it}; c) = \begin{cases} 1 & q_{it} \geq c \\ 0 & q_{it} < c \end{cases}$ 。因此面板模型中的解释变量的回归系数在两个机制中分别为 β_0 和 $\beta_0 + \beta_1$, 反映了不同机制影响因素下, 解释变量对被解释变量影响的差异性。

Aslanidis 等^[23]根据 PTR 模型得到了经济增长—环境质量的倒 V 型曲线。但 PTR 模型存在一个明显的缺陷, 即变量在瞬间实现不同状态的转换, 在阈值两侧呈现为不同的线性模型, 其转移函数是离散的, 机制转换是突变的。机制在阈值处的突然转换暗含着, 所有经济主体必须迅速、同时采取一致行动, 这种情形与很多实践不相吻合。但是面板平滑转换模型 (Panel Smooth Transition Regression, PSTR) 放松了在阈值两侧呈线性关系的假设, 变量在不同状态间的转换是逐渐完成的, 即存在一个过渡状态。最基本的两机制 PSTR 模型形式如下:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0' x_{it} + \beta_1' x_{it} g(q_{it}; \gamma, c) + u_{it}, i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T, \\ g(q_{it}; \gamma, c) = \{1 + \exp[-\gamma \prod_{j=1}^m (q_{it} - c_j)]\}^{-1}, \gamma > 0, c_1 \leq c_2 \leq \dots \leq c_m \quad (2)$$

其中, N 和 T 分别表示面板中截面个体和时间的维度。 y_{it} 是一个标量 (数值), x_{it} 是随时间变化的外生变量的 k 维向量, μ_i 是个体的固定效应, u_{it} 是残差, $c = (c_1, c_2, \dots, c_m)'$ 是位置参数的 m 维向量, 决定机制转移发生的阈值, 斜率参数 γ 决定机制转移速度。为了模型的识别需要, 限定了 $\gamma > 0, c_1 \leq c_2 \leq \dots \leq c_m$ 的条件。转换函数 $g(q_{it}; \gamma, c)$ 是一个关于转移变量 q_{it} 的、取值介于 0 和 1 之间的、连续平滑的有界函数, 一般采用 logistic 函数的形式。给定参数 c_j , 随着变量 q_{it} 变化, x_{it} 的系数将在 β_0 和 $\beta_0 + \beta_1$ 之间平滑转换, 在不同横截面单元和时间, 变动可能都不同, 机制转移继而成为一个连续平滑的过程。

将 PSTR 模型进一步推广为一个具有 $r+1$ 个机制的 PSTR, 其一般形式为:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0' x_{it} + \sum_{j=1}^r \beta_j' x_{it} g_j(q_{it}^{(j)}; \gamma_j, c_j) + u_{it} \quad (3)$$

其中, 转换函数 $g_j(q_{it}^{(j)}; \gamma_j, c_j), j=1, \dots, r$ 就是 (2) 式所示的 logistic 函数形式。模型 (3) 式是 PTR 模型 (Hansen^[22]) 的广义化。如果 $m=1, q_{it}^{(j)}=q_{it}, \gamma_j \rightarrow \infty$, 模型 (3) 式就是 $r+1$ 机制的面板门限模型 (PTR 模型)。

(二) 模型参数的可识别性检验

当面板数据具有同质性时, 会导致 PSTR 模型无法识别, 该模型的适用条件是存在个体异质性的面板数据。因此, PSTR 模型在使用之前首先需要对面板数据进行同质性与异质性的假设检验。同质性与异质性检验的原假设为: $H_0: \gamma=0$, 则 PSTR 模型在同质性的假设之下变为: $y_{it} = \mu_i + \beta_0' x_{it} + u_{it}$ 。

在原假设下, 对转换函数 $g(q_{it}; \gamma, c)$ 进行一阶泰勒展开, 得到辅助回归方程:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0^* x_{it} + \beta_1^* x_{it} q_{it} + \dots + \beta_m^* x_{it} q_{it}^m + u_{it}^* \quad (4)$$

其中, $u_{it}^* = u_{it} + R_m \beta_1 x_{it}$, R_m 是泰勒展开式的余项。相应地, 检验原假设 $H_0: \gamma=0$ 就等价于检验 (4)

式中的 $H_0^* : \beta_1^* = \dots = \beta_m^* = 0$ 。将 (4) 式写成矩阵的形式:

$$y = D_\mu \mu + X\beta + W\beta^* + u^* \quad (5)$$

因而 LM_χ 检验统计量为 $LM_\chi = \hat{u}' \tilde{W} \hat{\Sigma}^{-1} \tilde{W}' \hat{u}^0$, 其中, $\hat{u}^0 = (\hat{\mu}_1', \dots, \hat{\mu}_N')$ 是原假设下的残差向量; $\tilde{W} = M_\mu W$, $M_\mu = I_{NT} - D_\mu (D_\mu' D_\mu)^{-1} D_\mu'$ 是标准化的组内转换矩阵; $\hat{\Sigma}$ 是相应的协方差矩阵的一致估计。

当残差项在时间和截面维度上都是同质性和同分布时, $\hat{\Sigma}$ 的估计值为:

$$\hat{\Sigma}^{ST} = \hat{\sigma}^2 (\tilde{W}' \tilde{W} - \tilde{W}' \tilde{X} (\tilde{X}' \tilde{X})^{-1} \tilde{X}' \tilde{W}) \quad (6)$$

其中, $\tilde{X} = M_\mu X$, $\hat{\sigma}^2$ 是原假设下残差的估计方差。

当残差项是异质性的或者自相关时, $\hat{\Sigma}$ 的估计值为:

$$\hat{\Sigma}^{HAC} = [-\tilde{W}' \tilde{X} (\tilde{X}' \tilde{X})^{-1} : I_l] \hat{\Delta} [-\tilde{W}' \tilde{X} (\tilde{X}' \tilde{X})^{-1} : I_l]' \quad (7)$$

其中, I_l 是维度 $l = \dim(W) - \dim(X) = k(m-1)$ 的单位矩阵, $\hat{\Delta} = \sum_{i=1}^N \tilde{Z}_i \hat{u}_i^0 \hat{u}_i^{0'} \tilde{Z}_i'$, $\tilde{Z}_i = M_\mu Z_i$, $Z_i = [X_i', W_i']$, $i=1, \dots, N$ 。对于给定的 T , 当 $N \rightarrow \infty$ 时, (7) 式是一直估计量。在原假设下, LM_χ 统计量渐进服从 $\chi^2(mk)$ 分布, 而 $LM_F = LM_\chi/mk$ 近似服从 $F(mk, TN - N - m(k+1))$ 分布。

该检验还可以进一步用于确定位置参数的个数, 即 m 。通常情况下, $m=1$ 或者 $m=2$ 。对于 $m=3$, 利用辅助回归方程 (4) 式, 检验原假设 $H_0^* : \beta_3^* = \beta_2^* = \beta_1^* = 0$ 。如果拒绝了原假设, 就检验 $H_{03}^* : \beta_3^* = 0$, $H_{02}^* : \beta_2^* = 0 \mid \beta_3^* = 0$ 和 $H_{01}^* : \beta_1^* = 0 \mid \beta_3^* = \beta_2^* = 0$ 。如果拒绝 H_{02}^* , 就选择 $m=2$, 否则选择 $m=1$ 。此外也可以通过在 $m=1$ 和 $m=2$ 情况下模型的 AIC 值和 BIC 值的大小来确定 m 的最优取值。

(三) 模型参数的估计

估计 PSTR 模型参数 $\theta = (\beta_0', \beta_1', \gamma, c)'$, 通常采用固定效应估计方法和非线性最小二乘 (NLS) 方法。首先通过个体均值排除个体效应 μ_i 的影响, 然后对变换后的数据采用 NLS 方法。可以将模型 (1) 重新写为:

$$y_{it} = \mu_i + \beta' x_{it}(\gamma, c) + u_{it} \quad (8)$$

其中, $x_{it}(\gamma, c) = (x_{it}', x_{it}' g(q_{it}; \gamma, c))'$, $\beta = (\beta_0', \beta_1')$ 。将 (8) 式减去个体均值得到:

$$\tilde{y}_{it} = \beta' \tilde{x}_{it}(\gamma, c) + \tilde{u}_{it} \quad (9)$$

从 (9) 式可以看出, β 是 PSTR 模型中基于 γ 和 c 的条件线性的参数, 可以通过中心化的残差平方和最小化来确定 γ 和 c , 即

$$(\hat{\gamma}, \hat{c}) = \text{Argmin} Q(\gamma, c) = \text{Argmin} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\tilde{y}_{it} - \hat{\beta}(\gamma, c)' \tilde{x}_{it}(\gamma, c))^2 \quad (10)$$

其中, $\hat{\beta}(\gamma, c)$ 是由 (9) 式中非线性组合的每次迭代的最小二乘估计得到的。(11) 式可以通过网格搜索的方法实现, 并将 $\gamma > 0$, $c_{j, \min} > \min_{i,t} \{q_{it}\}$ 和 $c_{j, \max} < \max_{i,t} \{q_{it}\}$, $j=1, \dots, m$ 作为非线性组合算法的初始条件。在得到 $\hat{\gamma}$ 和 \hat{c} 之后, 就可以通过普通最小二乘法得到 β 的估计值 $\hat{\beta}$ 。

(四) 模型的评估——非保留异质性 (NRH) 检验

两机制的 PSTR 模型 (式 (2) 所示) 能够捕捉到面板数据的异质性成分。对于多机制的 PSTR 模型 (式 (3) 所示), 可以建立在两机制的 PSTR 模型的原假设基础上进行识别。对于多机制的 PSTR 模型, 备择假设为 $\gamma=2$, 因而有

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0' x_{it} + \beta_1' x_{it} g_1(q_{it}^{(1)}; \gamma_1, c^{(1)}) + \beta_2' x_{it} g_2(q_{it}^{(2)}; \gamma_2, c^{(2)}) + u_{it} \quad (11)$$

其中, $q_{it}^{(1)}$ 与 $q_{it}^{(2)}$ 能够但不必须相同。两机制的 PSTR 模型框架下的非保留异质性 (No Remaining Heterogeneity, 简称作 NRH) 检验的原假设为 $H_0 : \gamma_0 = 0$ 。在 $\gamma_2 = 0$ 下的一阶泰勒展开得到辅助回归方程:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0' x_{it} + \beta_1' x_{it} g_1(q_{it}^{(1)}; \hat{\gamma}_1, \hat{c}^{(1)}) + \beta_{21}' x_{it} q_{it}^{(2)} + \dots + \beta_{2m}' x_{it} q_{it}^{(2)m} + u_{it}^* \quad (12)$$

其中, $\hat{\gamma}_1$ 和 $\hat{c}^{(1)}$ 为在原假设之下的估计值。从而非保留异质性 (NRH) 假设等价于:

$$H_0^* : \beta_{21}^* = \dots = \beta_{2m}^* = 0$$

如果 (12) 式中的 $\beta_1 = 0$, 该检验就退化成 PSTR 模型的同质性与异质性的检验。

为了计算 LM_{χ} 统计量以及 LM_F , 取 $w_{it} = (x'_{it}q_{it}^{(2)}, \dots, x'_{it}q_{it}^{(2)m})'$, 并将(6)、(7)式中的 \tilde{X} 替换为 \tilde{V} , 其中 $v_{it} = (x'_{it}, x'_{it}g_1(q_{it}^{(1)}; \hat{\gamma}_1, \hat{c}^{(1)}), (\partial \hat{g}/\partial \gamma)x'_{it}\hat{\beta}_1, (\partial \hat{g}/\partial (c^{(1)}))'x'_{it}\hat{\beta}_1)'$ 。当 H_0^* 成立时, LM_{χ} 统计量渐进服从 $\chi^2(mk)$ 分布, LM_F 统计量渐进服从 $F(mk, TN - N - 2 - k(m + 2))$ 分布。

序贯检验步骤总结如下: (1) 首先估计一个线性的平行数据固定效应模型, 并在显著性水平 α 下检验线性假设是否成立。(2) 如果线性假设被拒绝, 则表示存在机制转移效应, 先估计含 1 个转移函数 ($r=1$) 的模型, 通过辅助回归和序贯检验来确定位置参数个数 m 和位置参数 c 。(3) 对估计的 PSTR 模型, 继续检验是否有“剩余”机制转换效应。原理与第一步相同, 但此时模型中已有一个估计出的转换函数, 显著性水平 α 也需要用缩减因子 τ ($0 < \tau < 1$) 来调整。如果在 $\tau \cdot \alpha$ 的显著性水平下, 拒绝 H_0 , 无剩余机制转换效应, 则继续估计含 2 个转移函数 ($r=2$) 的三机制 PSTR 模型。(4) 重复上述检验步骤, 直到接受无“剩余”机制转移效应的零假设。

三、实证结果分析

(一) 数据与变量

本文使用的数据主要来源是佩恩表 (Penn World Tables) 和世界银行的世界发展指数 (WDI)。样本选用 2005—2012 年 99 个国家的平衡面板数据。使用的二氧化碳排放量和城市化指标都是基于各个国家范围的数据计算的。本文主要使用的经济变量如下:

1. 二氧化碳排放量 (单位是公吨/人) 是被解释变量。二氧化碳是全球温室气体的主要组成部分, 能引起全球变暖、荒漠化、海平面上升以及全球平均气温增加等一系列气候变化问题, 因而二氧化碳排放量可作为衡量国家和地区碳排放的主要指标。计算方法为, 将一国全年二氧化碳排放量除以该国人口数。林伯强等^[24]、孙慧宗等^[16]在研究城市化水平与二氧化碳排放量关系时也都将这一指标作为主要被解释变量。

2. 城市化指标是主要解释变量。在传统研究中, 代表城市化水平最重要的变量之一是城市人口占人口总数的比重 (Urban Population Ratio), 即城市化率, 本文用 *Urban* 表示。除了较为传统的城市人口比重之外, 本文还使用另外一个城市化指标: 一个国家的城市人口居住在超过百万人口的大城市群的人口比例, 本文用 *Primacy* 来表示。将 *Urban* 和 *Primacy* 作为反映城市化水平的变量, 是世界银行基于全球收入、人口以及其他和城市密切相关的数据提出的判断城市发展水平的指标。该指标绝对值越大, 表示该国家的城市化水平越高。Henderson^[25]的研究表明, 在考量集聚的经济效益时, *Urban* 对经济增长的影响要弱于 *Primacy*, 因此与 *Urban* 相比, *Primacy* 是更好的表征集聚效应的指标, 能体现某城市是否存在大城市的特征和国家内部不同城市是否得到了均衡发展。

3. 转换变量。

(1) 燃料出口 (*fuelx*): 以燃料出口占商品出口的百分比来表示, 反映一国出口商品的结构。燃料出口占商品出口百分比比较大的国家通常具有丰富的矿产资源。城市化的发展主要由工业来拉动, 需要消耗大量的能源, 产生大量二氧化碳, 因而在这部分国家, 城市化水平对二氧化碳排放量的影响要明显大于燃料出口占商品出口百分比比较小的国家。为此, 我们在模型中加入燃料出口占商品出口的百分比这一变量, 以考察不同的燃料出口份额下, 城市化指标是如何影响二氧化碳排放量的。

(2) FDI 净流入 (*fdiin*): 以 FDI 净流入占 GDP 的百分比来表示, 反映一国吸引外资的规模。在 FDI 净流入占 GDP 比例较高的国家, 吸引外资的能力也较强。“污染避难所”假说从跨国公司向发展中国家进行高污染和高能耗产业转移的行为出发, 阐述了 FDI 对东道国环境的负面影响。Walter 等^[26]曾较早提出类似的观点, 指出发展中国家相对宽松的环境监管以及相对丰裕的环境资源会使得其在污染密集型贸易品的生产方面具有比较优势, 并造成污染性产业向发展中国家的转移。而针对美国跨国公司的观察也表明, 在环境监管不严格、环境标准较低的发展中国家, 企业的污染控制支出也要显著降低。因而发达国家的一些污染性产业转移将会在发展中国家产生大量的二氧化碳, 对发展中国家的生态环境施加负面影响。发展中国家城市化的发展通常伴随着大量外资净流入, 而宽松的环境监管将导致二氧化碳排放量增加。为此, 我们在模型中加入 FDI 净流入占 GDP 的百分比这一变量, 以考察不同的 FDI 净流入水平下, 城市化

指标是如何影响二氧化碳排放量。

(3) 政府消费 (cg): 以在当期价格下购买力平价折算的人均 GDP 的政府消费份额来表示。政府消费, 即政府购买, 指政府以购买者的身份在市场上采购所需的商品和劳务, 用于满足社会公共需要。一般而言, 人均 GDP 的政府消费份额较大的国家多为社会生产力水平低、基础设施落后的发展中国家, 国民经济面临繁重的工业化任务, 而城市化的发展需要工业化的带动, 工业化发展会增加二氧化碳的排放。因此, 我们在模型中加入人均 GDP 的政府消费份额这一变量, 以考察城市化指标是如何通过政府消费影响二氧化碳排放量。

(4) 人均 GDP ($rgdpch$): 以按 2005 年不变价格, 购买力平价折算的人均 GDP 来表示, 单位是国际美元/人。在人均 GDP 较高的发达国家, 城市化发展伴随着较高的工业化程度、较高的生活水准和相应较高的人均能源消耗, 二氧化碳排放量随之增长, 因而城市化水平对二氧化碳排放量的影响要大于人均 GDP 较少的国家。为此, 我们在模型中加入人均 GDP 这一变量, 以考察城市化指标是如何通过人均 GDP 影响二氧化碳排放量。

(5) 总人口 ($lnpop$): 以总人口的对数形式表示。在总人口数较多的国家, 由于生产生活所进行的人类活动与二氧化碳排放量密切相关, 城市化发展带来的人口上的空间集聚和产业集聚会导致二氧化碳排放量增多, 因而城市化水平对二氧化碳排放量的影响要大于总人口较少的国家。为此, 我们加入总人口这一变量, 以考察不同的人口规模下城市化指标是如何影响二氧化碳排放量。

被解释变量、解释变量以及转换变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量的描述性统计

变量	含义	观测值个数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Primacy</i>	城市人口居住在大城市的人口比例	792	33.000	16.102	4.365	85.717
<i>Urban</i>	城市人口占人口总数的比重	792	59.959	19.847	6.840	98.340
<i>fuelcx</i>	燃料出口占商品出口的百分比	792	13.875	23.553	0	98.028
<i>fdiin</i>	FDI 净流入占 GDP 的百分比	792	8.000	37.713	-16.589	524.880
<i>cg</i>	人均 GDP 的政府消费份额/%	792	8.525	3.700	2.919	21.369
<i>lnrgdpch</i>	人均 GDP 的对数值	792	8.986	1.224	6.067	11.514
<i>lnpop</i>	一国总人口的对数值	792	9.177	1.690	5.032	13.933

注: 本文对转换变量中非比值变量取对数。

(二) 模型实证分析与检验

1. 面板数据的随机效应与固定效应的检验。对于以二氧化碳排放量为被解释变量和城市人口居住在大城市的人口比例 (*Primacy*)、城市化率 (*Urban*) 为解释变量的面板数据, 在建立面板平滑转换模型前, 首先判断面板数据是简单的面板混合回归 (Pooled Regression) 模型, 还是面板固定效应模型 (FE), 还是面板随机效应模型 (RE)。检验结果如表 2 所示, 可以看出, 根据 F 检验、LM 检验和 Hausman 检验, 面板固定效应模型适合于本文的模型。

表 2 面板数据的模型选择的检验

原假设: 面板混合回归模型 备择假设: 固定效应模型	F 检验		拒绝原假设
	F	P 值	
	33.69	0.0000	
原假设: 面板混合回归模型 备择假设: 随机效应模型	LM 检验		拒绝原假设
	LM	P 值	
	76.54	0.0000	
原假设: 随机效应模型 备择假设: 固定效应模型	Hausman 检验		拒绝原假设
	$\chi^2(2)$	P 值	
	15.64	0.0003	

2. 基于固定效应的面板平滑转换模型。基于上述数据可以建立二氧化碳排放量与城市化水平相互关系的的面板平滑转换回归模型。两机制的 PSTR 模型形式为:

$$ly(i, t) = u(i) + \beta_{11}x_1(i, t) + \beta_{21}x_2(i, t) + \beta_{12}x_1(i, t) \cdot g(q_k; \gamma, c) + \beta_{22}x_2(i, t) \cdot g(q_k; \gamma, c) \quad (13)$$

此时, $\frac{\partial ly(i, t)}{\partial x_1(i, t)} = \beta_{11} + \beta_{12} \cdot g(q_k; \gamma, c)$ 为 $ly(i, t)$ 对 $x_1(i, t)$ 的偏效应, 即 $x_1(i, t)$ 对 $ly(i, t)$ 的影响系数。

相应地, 多机制的 PSTR 模型形式为:

$$ly(i, t) = u(i) + \beta_{11}x_1(i, t) + \beta_{21}x_2(i, t) + \sum_{j=1}^r \beta_{12}^{(j)} x_1(i, t) \cdot g(q_k; \gamma_j, c^{(j)}) + \sum_{j=1}^r \beta_{22}^{(j)} x_2(i, t) \cdot g(q_k; \gamma_j, c^{(j)}) \quad (14)$$

此时, $\frac{\partial ly(i, t)}{\partial x_1(i, t)} = \beta_{11} + \beta_{12}^{(1)} \cdot g(q_k; \gamma_1, c^{(1)}) + \beta_{12}^{(2)} \cdot g(q_k; \gamma_2, c^{(2)})$ 为 $ly(i, t)$ 对 $x_1(i, t)$ 的偏效应, 即 $x_1(i, t)$ 对 $ly(i, t)$ 的影响系数。其中, $i=1, \dots, N; t=1, \dots, T, N$ 和 T 分别表示面板中截面个体和时间的维度; y 表示被解释变量二氧化碳排放量, x_1 和 x_2 分别表示解释变量城市人口居住在大城市的人口比例 (Primacy) 和城市化率 (Urban), q_k 分别表示相应的转换变量, $k=1, \dots, 5$, 即燃料出口占商品出口的百分比 (q_1)、FDI 净流入占 GDP 的百分比 (q_2)、在当期价格下购买力平价折算的人均 GDP 的政府消费份额 (q_3)、按 2005 年不变价格购买力平价折算的人均 GDP (q_4)、总人口的对数 (q_5); $ly(i, t) = \log[ly(i, t)]$ 。对数变换既可以消除异方差的影响, 又便于解释斜率系数的经济含义。

首先对面板数据进行同质性和异质性检验。只有当面板数据是异质性的时候, 面板平滑转换模型才是可识别的, 同时表示变量之间存在一种非线性的关系。假设检验的原假设 $H_0: \gamma=0$, 表明面板数据是同质性的, 意味着应建立线性面板回归模型, 而不需要建立面板平滑转换模型; 备择模型 $H_1: \gamma \neq 0$, 表示面板数据是异质性的, 可以通过面板平滑转换回归模型分析变量间的非线性关系。表 3 显示模型 1—5 都显著地拒绝了原假设, 两机制的 PSTR 模型能捕捉变量间的非线性关系, 这 5 个转换变量用来估计两机制的 PSTR 模型是合适的。

表 3 模型 1—5 的同质性与异质性检验

模型	转换变量	LM_χ	P 值	LM_F	P 值	结论
模型 1	q_1	43.120	0.000	19.894	0.000	选用 PSTR 模型
模型 2	q_2	24.970	0.000	5.607	0.000	选用 PSTR 模型
模型 3	q_3	27.850	0.000	12.592	0.000	选用 PSTR 模型
模型 4	q_4	37.506	0.000	8.562	0.000	选用 PSTR 模型
模型 5	q_5	20.807	0.008	2.310	0.019	选用 PSTR 模型

一般情况下, 位置参数的个数为 $m=1$ 或者 $m=2$ 。为了确定这 5 个模型中的位置参数的个数, 分别对 5 个模型在 $m=1$ 和 $m=2$ 时进行 PSTR 模型估计, 得到 AIC 和 BIC 值。通过比较在 $m=1$ 和 $m=2$ 时, AIC 和 BIC 的值的大小, 最终确定了 5 个模型各自的最优位置参数个数 (如表 4 所示), 可以得出, 除了模型 2 的位置参数为 2 个之外, 另外四个模型的位置参数均为 1 个。

虽然两机制 PSTR 模型基本上反映了城市化水平对二氧化碳排放量的非线性影响效应, 但是模型参数的估计结果可能会存在一些问题, 例如位置参数 $c < 0$, 超出了相应的转换变量的取值区间; 模型中某些回归系数的 t 值较小而不显著。因此, 可以考虑在两机制的 PSTR 模型基础上进一步建立多机制的 PSTR 模型, 以提高对模型的评估效果, 避免出现位置参数超出转换变量的取值范围以及回归结果不显著的情况。在建立多机制的 PSTR 模型之前, 需要先运用非保留异质性检验确定 r 的取值。当 $r=1$ 时, 多机制的 PSTR 模型退变为两机制的 PSTR 模型。关于 r 的取值的检验结果如表 5 所示。

表 4 最优位置参数的确定

变量	M	R	AIC	BIC	是否选择
1	$m=1$	$r=1$	-0.21	-0.17	Yes
	$m=2$	$r=3$	-0.18	-0.08	
2	$m=1$	$r=3$	-0.15	-0.07	
	$m=2$	$r=2$	-0.19	-0.12	Yes
3	$m=1$	$r=1$	-0.19	-0.16	Yes
	$m=2$	$r=1$	-0.19	-0.15	
4	$m=1$	$r=2$	-0.17	-0.09	Yes
	$m=2$	$r=2$	-0.15	-0.05	
5	$m=1$	$r=1$	-0.39	-0.35	Yes
	$m=2$	$r=1$	-0.21	-0.17	

从表 5 可以总结出模型 1、3、5 选用两机制的 PSTR 模型是合适的, 但是模型 2、4 需要选用具有两个转换函数的三机制 PSTR 模型。一旦转移函数 $g(q_k; \gamma, c)$ 的参数 γ 和 c 确定, 就可以用组内回归继续估

计其他参数。然而，由于非线性转移函数的存在，使得参数 γ 和 c 不能同时被识别 (Hansen^[27])。为了获得参数初始值，首先采用格点搜索法 (Grid Search) 或者模拟退火法 (Simulated Annealing) 获得 γ 和 c 。本文采用二维格点搜索法，将搜索生成的每组参数 (γ, c) 代入方程 (13) 进行组内去均值回归，取各次回归残差平方和最小时所对应的 (γ, c) 作为 $g(q_k; \gamma, c)$ 的初始参数，再重新优化估计其他参数。进行格点搜索时，格点刻度越细，参数估计越精确。对模型 1、3、5 建立两机制的 PSTR 模型，采用非线性最小二乘法分别进行相应参数的估计，估计结果如表 6 所示。

表 5 非保留异质性检验

模型	原假设与备择假设	LM_x	P 值	LM_F	P 值	检验结果
模型 1	$H_0: r=1$ vs $H_1: r=2$	2.052	0.358	0.892	0.410	$r=1$
模型 2	$H_0: r=1$ vs $H_1: r=2$	25.477	0.000	5.692	0.000	$r=2$
	$H_0: r=2$ vs $H_1: r=3$	7.813	0.099	1.701	0.418	
模型 3	$H_0: r=1$ vs $H_1: r=2$	0.701	0.704	0.304	0.738	$r=1$
模型 4	$H_0: r=1$ vs $H_1: r=2$	28.581	0.000	6.374	0.000	$r=2$
	$H_0: r=2$ vs $H_1: r=3$	6.833	0.145	1.473	0.209	
模型 5	$H_0: r=1$ vs $H_1: r=2$	15.236	0.055	1.660	0.005	$r=1$

表 6 两机制 PSTR 模型估计结果

模型	转换变量	斜率参数 γ	位置参数 c	β_{11}	β_{12}	β_{21}	β_{22}
模型 1	q_1	0.4807	39.6329	0.0004713** (2.1748)	-0.098818*** (-3.5325)	0.003004 (1.6364)	0.025204** (2.1115)
模型 3	q_3	0.4363	10.3951	0.015231 (1.0228)	-0.052214* (-1.6553)	0.002296 (0.5191)	0.001983 (0.3485)
模型 5	q_5	553.0739	6.6285	0.062681 (1.6047)	0.069652* (1.7582)	0.196785** (2.0711)	0.194527** (2.0439)

注： β_{11} 是 Primacy 的系数， β_{12} 是 Primacy 和转换函数交互项的系数， β_{21} 是 Urban 的系数， β_{22} 是 Urban 和转换函数交互项的系数。括号中的数值即为相应的 t 值，***、** 和 * 分别代表在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

而模型 2、4 在两机制的 PSTR 模型基础上，建立三机制的 PSTR 模型，估计结果如表 7 所示。

表 7 多机制 PSTR 模型估计结果

模型	γ	c	β_{11}	β_{21}	$\beta_{12}^{(1)}$	$\beta_{22}^{(1)}$	$\beta_{12}^{(2)}$	$\beta_{22}^{(2)}$	$\beta_{12}^{(3)}$	$\beta_{22}^{(3)}$	AIC	BIC
模型 2	2.9689e-005	9.3086	0.07782	0.2434	-0.01428	0.005132	-0.1564	0.4888	-	-	-0.19	-0.12
	20.8971	43.6048	(2.8214)	(6.2492)	(-2.6943)	(2.5040)	(-2.8140)	(6.1576)	-	-	-	-
模型 4	14.5105	9.0560	0.03185	0.02670	0.02859	0.03615	-0.03530	0.04304	-	-	-0.17	-0.09
	3.2664	11.2148	(2.7873)	(3.1687)	(2.3721)	(3.9995)	(-3.4130)	(3.5336)	-	-	-	-

注： β_{11} 是 Primacy 的系数， $\beta_{12}^{(1)}$ 、 $\beta_{12}^{(2)}$ 分别是 Primacy 和两个转换函数交互项的系数， β_{21} 是 Urban 的系数， $\beta_{22}^{(1)}$ 、 $\beta_{22}^{(2)}$ 分别是 Urban 和两个转换函数交互项的系数。括号中的数值即为相应的 t 值。

从表 6 和表 7 的估计结果可以看出，除了模型 3 以外，模型 1、2、4、5 都是显著的。城市化水平对二氧化碳排放量的非线性影响可以通过燃料出口占商品出口的百分比 (q_1)、FDI 净流入占 GDP 的百分比 (q_2)、在当期价格下购买力平价折算的人均 GDP 的政府消费份额 (q_3)、按 2005 年不变价格，购买力平价折算的人均 GDP (q_4)、总人口的对数 (q_5) 等 5 个转换变量 (对应着模型 1—5) 表现。具体解读如下：

(1) 模型 1 和 3 的 β_{11} 均为正， β_{12} 均为负，模型 2 的 β_{11} 为正， $\beta_{12}^{(1)}$ 、 $\beta_{12}^{(2)}$ 均为负，模型 4 的 β_{11} 为正， $\beta_{12}^{(1)}$ 为负，这可以体现出在燃料出口比重、FDI 净流入占 GDP 的比重、人均 GDP 的政府消费份额、人均 GDP 的不同水平下，城市人口居住在大城市的比例 (Primacy) 在经济发展的不同阶段对二氧化碳排放量的影响不同。这也印证了 Hansen^[1] 假说。

(2) 模型 1、3、5 的斜率参数和位置参数个数都为 1 个，位置参数都处于转换变量的变化区间之中。其

中模型 1 和模型 3 的斜率参数较小, 分别为 0.480 7 和 0.436 3, 表明转移函数值在 0 与 1 之间平滑转换较慢, 从而使模型在高机制和低机制之间的转移速度较慢; 而模型 5 的斜率参数很大, 为 553.073 9, 表明转移函数值在 0 与 1 之间平滑转换很快, 从而使模型在高机制和低机制之间的转移速度相应也很快, 接近于两机制的面板阈值回归模型 (PTR 模型)。这是因为对比燃料出口和政府消费这两个转换变量, 总人口在城市化水平对二氧化碳排放量的影响机制中起的作用更大、更重要。当总人口较少时, 城市化水平高的国家可以凭借先进的科技水平对碳排放情况进行处理与控制; 当总人口超过一定的阈值时, 城市化就会由于人口集聚、产业集聚带来的拥塞效应 (Congestion Effects) 显著增加一国二氧化碳排放量, 转移机制就会十分明显。模型 3 未通过显著性检验, 模型 1、5 的参数基本均在 10% 的显著性水平下显著, 认为模型 1、5 是有效的。

①燃料出口比重与城市化—碳排放效应。从模型 1 的估计结果可以看出, 斜率参数较小, 为 0.480 7, 表明转移函数值在 0 与 1 之间平滑转换较慢, 从而使模型在高机制和低机制之间的转移速度较慢。在燃料出口占商品出口的百分比 (q_1) 越高的地区, 城市化率对二氧化碳排放量的正效应就越强。极限状态下, $\lim_{q_k \rightarrow -\infty} g(q_k; \gamma, c) = 0$, $\lim_{q_k \rightarrow +\infty} g(q_k; \gamma, c) = 1$, 前者对应的模型成为低机制, 后者对应的模型为高机制。 $g(q_k; \gamma, c)$ 的值在 (0, 1) 间平滑转换, 使模型以高低机制为界在其间平滑转换。当 $0 < q_1 < 39.632 9$ 时, 模型趋向于低机制, 此时转换函数值在 0 到 0.5 之间转换, 城市人口居住在大城市群的人口比例 (*Primacy*) 的系数在 0.000 5 到 -0.048 9 之间变动, 城市化率 (*Urban*) 的系数在 0.003 0 到 0.015 6 之间变动; 当 $q_1 > 39.632 9$ 时, 模型趋向于高机制, 此时转换函数值在 0.5 到 1 之间转换, 城市人口居住在大城市群的人口比例 (*Primacy*) 的系数在 -0.048 9 到 -0.098 3 之间变动, 城市化率 (*Urban*) 的系数在 0.015 6 到 0.028 2 之间变动。在该位置参数之上和之下的观测值各有 92 个和 700 个, 分别占 11.62% 和 88.38%。因此大部分观测值处于位置参数之下, 城市化水平对二氧化碳排放量的非线性影响主要处于燃料出口占商品出口的百分比的低机制状态之中, 这时城市人口居住在大城市群的比例 (*Primacy*) 对二氧化碳排放量的影响效应为倒 U 型曲线, 体现了 *Primacy* 在经济发展的不同阶段对二氧化碳排放量的影响不同。这也印证了 Hansen^[1] 假说。城市化率的系数一直在增加, 表明城市化率对二氧化碳排放量的影响效应在逐渐增强, 这是由于较高的城市化率意味着一国的城市化普及程度高, 相应的工业化发展随之加快, 工业化与经济增长对能源产生大量的需求, 从而对二氧化碳排放量的正效应逐渐增强。

②总人口与城市化—碳排放效应。模型 5 的斜率参数很大, 为 553.073 9, 表明转移函数值在 0 与 1 之间平滑转换很快, 从而使模型在高机制和低机制之间的转移速度相应也很快。当 $q_5 < 6.628 5$ 时, 转换函数值接近于 0, 模型趋近于低机制, 此时城市人口居住在大城市群的人口比例 (*Primacy*) 的系数约为 0.062 7, 城市化率 (*Urban*) 的系数约为 0.196 8; 当 $q_5 > 6.628 5$ 时, 转换函数值接近于 1, 模型趋近于高机制, 此时城市人口居住在大城市群的人口比例 (*Primacy*) 的系数约为 0.132 3, 城市化率 (*Urban*) 的系数约为 0.391 3, 因而在位置参数两侧, 城市化水平对碳排放的影响效应趋近于线性固定效应模型; 当 q_5 在 6.628 5 左右变换时, 模型迅速从低机制转移到高机制, *Primacy* 和 *Urban* 的系数也迅速变化。在该位置参数之上和之下的观测值各有 737 个和 55 个, 分别占 93.06% 和 6.94%。因此大部分观测值处于位置参数之上, 模型趋向于总人口数的高机制状态, 此时 *Primacy* 和 *Urban* 的系数都较大, 因而城市化水平对二氧化碳排放量的正效应较强, 这与现实情况相符, 当总人口数达到某个阈值后, 城市化水平对碳排放的影响将变得越发明显。

(3) 模型 2、4 都是三机制的 PSTR 模型, 区别在于: 模型 2 的位置参数 $m=2$, 即每个斜率参数都对应着相同的 2 个位置参数, 模型 4 的位置参数 $m=1$, 即每个斜率参数都只对应着 1 个位置参数, 具体分析结果如下:

①FDI 净流入比重与城市化—碳排放效应。在模型 2 中, $m=2$, FDI 净流入比重对城市化—碳排放效应的影响具有双门限特征。 $g(q_u; \gamma, c_1, c_2) = \{1 + \exp[-\gamma(q_u - c_1)(q_u - c_2)]\}^{-1}$ 的函数值关于 $(c_1 + c_2)/2$ 对称, $\lim_{q_u \rightarrow \pm\infty} g(q_u; \gamma, c_1, c_2) = 1$, 与此极限状态对应的机制称为外机制。在 $q_u = (c_1 + c_2)/2$ 处, $g(q_u; \gamma, c_1, c_2)$ 达到最小值, 对应中间机制, $g(q_u; \gamma_1, c_1, c_2)$ 约为 0.5, $g(q_u; \gamma_2, c_1, c_2)$ 约为 0。斜率参数 γ_1 很小, 为 $2.968 9e-005$, 斜率参数 γ_2 较大, 为 20.897 1, 表明转换变量在变换时, 转移函数值在最小值与 1 之间平

滑转换速度主要是由 γ_2 决定, 从而使模型在中间机制和外机制之间的转移速度均较快。对于两个位置参数所决定的新旧机制的观测数目分别为: 第一个位置参数之下和之上的观测值各有 706 个和 86 个, 分别占 89.14% 和 10.86%; 第二个位置参数之下和之上的观测值各有 782 个和 10 个, 分别占 98.74% 和 1.26%。因而处于中间机制的观测值共有 76 个, 占全部观测值的 9.60%, 处于外体制的观测值共有 716 个, 占全部观测值的 90.40%。模型 2 的两个转换函数对应了以外机制为主的多机制状态。当 $q_2 < 9.3086$ 和 $q_2 > 43.6048$ 时, 随着 q_2 的变化, 城市人口居住在大城市的人口比例 (*Primacy*) 的系数在 -0.0929 至 -0.0075 变动, 城市化率 (*Urban*) 的系数在 0.4904 至 0.7373 变动, 可以发现城市化率对二氧化碳排放量的正效应最明显。当 $9.3086 < q_2 < 43.6048$ 时, *Primacy* 的系数从 -0.0075 变为 0.0707 再变为 -0.0075 , 城市化率的系数从 0.4904 变为 0.2460 再变为 0.4904 。结果显示, 随着转换变量 *FDI* 净流入比重 (q_2) 的变化, 城市人口居住在大城市群的人口比例和城市化率对二氧化碳排放量的影响在外机制与中间机制之间平滑转换, 同时体现了 *Primacy* 在经济发展的不同阶段对二氧化碳排放量的影响不同。这也印证了 Hansen^[1] 假说。

②人均 GDP 与城市化—碳排放效应。在模型 4 中, 位置参数 $m=1$, 即每个斜率参数都只对应着一个位置参数; 较小的位置参数 c_1 为 9.0560 , 对应的斜率参数 γ_1 较大, 为 14.5105 , 较大的位置参数 c_2 为 11.2148 , 对应的斜率参数 γ_2 较小, 为 3.2664 。当 $q_4 < 9.0560$ 时, 模型趋向于第一个转换函数的低机制, 当 $q_4 > 9.0560$ 时, 模型趋向于第一个转换函数的高机制, 当 $q_4 < 11.2148$ 时, 模型趋向于第二个转换函数的低机制, 当 $q_4 > 11.2148$ 时, 模型趋向于第二个转换函数的高机制, 两个转换函数所对应的位置参数所决定的高低机制的观测数目分别为: 第一个转换函数的位置参数之下和之上的观测值各有 388 个和 404 个, 分别占 48.99% 和 51.01%; 第二个转换函数的位置参数之下和之上的观测值各有 788 个和 4 个, 分别占 99.49% 和 0.51%, 模型 4 的两个转换函数分别对应了以高机制为主和以低机制为主的多机制状态。随着 q_4 的变化, *Primacy* 和 *Urban* 的系数变化都较为复杂, 反映了在按 2005 年不变价格, 购买力平价折算的人均 GDP (q_4) 的影响下, 城市化水平对二氧化碳排放量具有复杂、多重非线性效应。

四、结 论

本文通过燃料出口占商品出口的百分比 (q_1)、*FDI* 净流入占 GDP 的百分比 (q_2)、在当期价格下购买力平价折算的人均 GDP 的政府消费份额 (q_3)、按 2005 年不变价格, 购买力平价折算的人均 GDP (q_4) 以及总人口的对数 (q_5) 5 个转换变量, 建立了城市化水平与二氧化碳排放量的非线性 PSTR 模型, 并最终得到基于转换变量 q_1 、 q_3 、 q_5 的两机制的 PSTR 模型和基于转换变量 q_2 、 q_4 的三机制的 PSTR 模型, 其中模型 1、3、4、5 的位置参数都只有 1 个, 模型 2 的位置参数有 2 个。主要得出以下结论: 各国的城市化水平对二氧化碳排放量的影响呈现显著的非线性特征, 随着燃料出口比重、*FDI* 净流入比重、政府消费份额、人均 GDP 以及总人口的对数等转换变量的不同而明显不同。同时, 我们验证了 Hansen^[1] 假说。总的来说, 城市化水平对二氧化碳排放量具有明显的正效应, 城市化的发展加剧了一国的碳排放。

在考察的 5 个转换变量中, *FDI* 净流入占 GDP 的百分比对城市化—碳排放效应的影响最为显著, 具有双门限特征。这是由于在 *FDI* 净流入比重较大的国家, 城市化的发展需要吸引大量外资流入, 一些污染产业有可能被转移进来, 对外资的管理不善将导致二氧化碳排放量增加。总人口数对城市化—碳排放效应的影响最为迅速, 阈值两侧的城市化水平对碳排放的影响效应趋近于线性固定效应模型, 阈值附近城市化水平对二氧化碳排放量的影响转换速度很快。在燃料出口占商品出口比重的影响下, 城市化率的系数一直在增加, 对二氧化碳排放量的影响效应逐渐增强。而在按 2005 年不变价格购买力平价折算的人均 GDP 的影响下, 城市化水平对二氧化碳排放量具有复杂、多重非线性效应。

综上所述, 城市化水平对二氧化碳排放量具有明显的正效应和非线性关系。依照 Hansen 假说, 人口在大城市中的集聚可以体现出经济发展的阶段性特征, 集聚本身在经济发展的初级阶段尤为显著, 在经济发展的中后期, 集聚对二氧化碳排放量的正向影响逐渐减小。因此各国在大力进行城市化建设的同时, 必须紧密结合该国的实际情况, 根据各国近年来各个转换变量相对于阈值所处的位置确定城市化水平对二氧

化碳排放量的影响大小, 从而对人口集聚进行宏观调控, 有效控制二氧化碳排放量。

参考文献

- [1] Hansen, B. E. Estimation and inference in models of cointegration: A simulation study[J]. *Advances in Econometrics*, 1990, (5).
- [2] Daily, G. C., P. R. Ehrlich. Population, sustainability and earth's carrying capacity[J]. *Biosciences*, 1992, (10).
- [3] Zaba, B., J. Clarke. *Environment and Population Change*[Z]. Conference Proceedings(Derouaux Ordina Editions), 1993.
- [4] Dietz, T., E. A. Rosa. *Effects of Population and Affluence on CO₂ Emissions*[Z]. Proceedings of the National Academy of Sciences USA, 1997, (1).
- [5] Cramer, C. J. Population growth and air quality in California[J]. *Demography*, 1998, (1).
- [6] Cramer, C. J., P. R. Cheney. Lost in the ozone: Population growth and ozone in California[J]. *Population and Environment*, 2000, (3).
- [7] Shi, A. The impact of population pressure on global carbon dioxide emissions, 1975—1996: Evidence from pooled cross-country data[J]. *Ecological Economics*, 2003, (1).
- [8] Martínez-Zarzoso, I., A. Bengochea-Morancho, R. Morales-Lage. The Impact of population on CO₂ emissions: Evidence from European countries[J]. *Environmental and Resource Economics*, 2007, (4).
- [9] Jones, D. W. How urbanization affects energy-use in developing countries[J]. *Energy Policy*, 1991, (7).
- [10] Parikh, J., V. Shukla. Urbanization, energy use and greenhouse effects in economic development: Results from a cross-national study of developing countries[J]. *Global Environmental Change*, 1995, (2).
- [11] York, R., E. A. Rosa, T. Dietz. STIRPAT, IPAT and IMPACT: Analytic tools for unpacking the driving forces of environmental impacts[J]. *Ecological Economics*, 2003, (3).
- [12] Cole, M. A., E. Neumayer. Examining the impact of demographic factors on air pollution[J]. *Population and Environment*, 2004, (1).
- [13] Fan, Y., L. C. Liu, Y. M. Wei. Analyzing impact factors of CO₂ emissions using the STIRPAT model[J]. *Environmental Impact Assessment Review*, 2006, (4).
- [14] York, R. Demographic trends and energy consumption in European Union Nations, 1960—2025[J]. *Social Science Research*, 2007, (3).
- [15] Liddle, B., S. Lung. Age-structure, urbanization, and climate change in developed countries: Revisiting STIRPAT for disaggregated population and consumption-related environmental impacts[J]. *Population and Environment*, 2010, (5).
- [16] 孙慧宗, 李久明. 中国城市化与二氧化碳排放量的协整分析[J]. *人口学刊*, 2010, (5).
- [17] 杨子晖. “经济增长”与“二氧化碳排放”关系的非线性研究: 基于发展中国家的非线性 Granger 因果检验[J]. *世界经济*, 2010, (10).
- [18] 彭希哲, 朱勤. 我国人口态势与消费模式对碳排放的影响分析[J]. *人口研究*, 2010, (1).
- [19] 孙辉煌. 我国城市化、经济发展水平与二氧化碳排放——基于中国省级面板数据的实证检验[J]. *华东经济管理*, 2012, (10).
- [20] 刘华军. 城市化对二氧化碳排放的影响——来自中国时间序列和省际面板数据的经验证据[J]. *上海经济研究*, 2012, (5).
- [21] Hsiao, C. *Analysis of Panel Data (2nd edition)*[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2003.
- [22] Hansen, B. E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing and inference[J]. *Journal of Econometrics*, 1999, (2).
- [23] Aslanidis, N., A. Xepapadeas. Regime switching and the shape of the emission-income relationship[J]. *Economic Modelling*, 2008, (4).
- [24] 林伯强, 刘希颖. 中国城市化阶段的碳排放: 影响因素和减排策略[J]. *经济研究*, 2010, (8).
- [25] Henderson, V. The urbanization process and economic growth: The so-what question[J]. *Journal of Economic Growth*, 2003, (1).
- [26] Walter, I., J. L. Ugelow. Environmental policies in developing countries[J]. *Ambio*, 1979, (8).
- [27] Hansen, B. E. Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis[J]. *Econometrica*, 1996, (2).

(责任编辑 朱 蓓)

MAIN ABSTRACTS

Legislative Interpretation of the Concept of Eco-compensation: In the Background of the Draft of Regulation on Eco-compensation WANG Jin

The primary issue of drafting *Regulation on Eco-compensation* is to make legislative interpretation of the concept of eco-compensation. By means of comparing relevant government documents, considering eco-compensation practices launched in various fields in China, and analyzing different interpretations of the concept of eco-compensation in academic field, this paper proposes that the definition of eco-compensation should contain the main contents of current mechanisms, such as eco-construction projects, eco-damage restoration investments, and subsidies and rewards given to protectors by financial transfer payments. Besides, the paper provides an explicit interpretation of the concept of eco-compensation, which should be defined by the draft of *Regulation on Eco-compensation*.

Is Market Incentive Mechanism More Effective than Command and Control Mechanism in Reducing the Greenhouse Gas Emissions? WANG Yan

Emission trading rule as a market incentive mechanism is deemed by most western scholars as superior to the traditional command and control mechanism in dealing with the reduction of greenhouse gas. However, when comparing these two mechanisms, western scholars attach excessive importance to the compliance costs of the market incentive mechanism but neglect the cost of framing, enforcing and monitoring it. The impacts on individual environment ethics by different mechanisms are also overlooked. The empirical studies of various greenhouse gas emission trading markets in EU and US show that the over-allocation of emission allowance lowers the carbon price, and restrains the emitter's incentives of reduction, which is remedied by the command and control mechanism. It is necessary for China to establish a system which will incorporate the market incentive mechanism with the traditional command and control mechanism to reduce the greenhouse gas.

Dynamic Relationship between Urbanization and Carbon Emissions — Rethinking Based on the Panel Smooth Transition Regression Model WU Li-chao, WU Li-min, LIN Jun-min

This paper uses panel data of 99 countries in the period of 2005—2012, with the newly developed Panel Smooth Transition Regression Model (PSTR) as the analysis tool, to study the mechanism transition effects of urbanization and carbon emissions. PSTR assumes that there exists a continuous smooth transition mechanism between urbanization and carbon dioxide emissions. Urbanization transfers from one mechanism to another bounded by the threshold value and the old and new mechanisms differ from each other. Empirical results prove that transition effects exist between urbanization and carbon dioxide emissions. The relationship between carbon dioxide emissions and the level of urbanization shows different

curves at different levels of transition variables. The innovation of this paper is that a continuous smooth transition mechanism — PSTR model is incorporated into regression analysis, thus effectively avoiding the variables achieving different states of transition in an instant and ensuring that there is a transition state in the transition process of variables. The paper provides new empirical evidence for the research of nonlinear relationship between urbanization level and carbon emissions.

Research on Effects of Water Price Reform Using CGE Model — A Case Study in Chongqing

ZHOU Fang, MA Zhong

In view of water shortage, serious water pollution and many problems caused by water price policy in China, along with the fact that China has entered a new cycle of water price increase, this study establishes a CGE model and makes a case study in Chongqing to analyze effects of water price reform on major economic variables such as overall and sectoral economic growth, income, labor demand and water use with the purpose of providing basis and reference for the reform and improvement of water price policy. The results are as follows: increase in water price brings greater environmental benefits by playing an important role in water conservation and protection despite some negative impact it has on economy; high water use industries such as the textile industry are more sensitive to water price increase, while other industries are less affected; residents are quite insensitive to water price increase due to their rigid demand of water; water price policy should be formulated in accordance with the separation of public and commercial services. Enterprises, residents and governments can all withstand the water price with the principle of non-degradation of environment.

Structural Change and Evolutionary Growth

HUANG Kai-nan

One of the main research interests concerning the growth theory is to integrate structural change into economic growth. There are two approaches to study this issue. This paper discusses this from the perspective of evolutionary economics. Through analyzing how structural change influences evolutionary growth, the paper attempts to construct a multi-level evolutionary growth model which integrates structural change into economic growth.

Effects of Syndication Network on Preference of Equity Investment

SU Qi-lin, WAN Jia-di

Equity investment has great significance in promoting economic development and technological innovation. However, most investments are limited to specific regions and sectors because of the cost of equity investments caused by distance and other factors. Syndication network can overcome the cost of distance and other factors. This paper analyzes the influence of syndication network on investment preference from the perspective of social network analysis and further explores the mechanism of strength of relationship. The results show that syndication network can overcome the limitation of preference of equity investment, and the strong network of relationship formed by high similarity partners is the major factor influencing regional investment preference while the weak network of relationship formed by low similarity partners is the major factor influencing industry investment preference.