

The Change of the Relationship between CO₂ Emissions and the Driving Forces

—Quantile Regression Based on STIRPAT Model

Weifeng Yang¹, Weiyi Yi², Bo Yu²

¹Department of Mathematics and Physics, Hunan Institute of Engineering, Xiangtan Hunan

²School of Management, Hunan Institute of Engineering, Xiangtan Hunan

Email: yangweifeng09@163.com, ywy605@hnie.edu.cn, yubo197606@126.com

Received: Aug. 4th, 2016; accepted: Aug. 22nd, 2016; published: Aug. 25th, 2016

Copyright © 2016 by authors and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

Abstract

In most previous studies of the relationship between CO₂ emissions, population, affluence and technology, the ecological elasticities of population and affluence were assumed to be both time invariant and space invariant. Based on the STIRPAT model, by using robust quantile regression, we studied the change of the relationship between CO₂ emissions, population, affluence and technology at different CO₂ emissions levels during the period 1992-2009. Our main results are as follows: 1) the relationship between CO₂ emissions, population, affluence and technology changes slightly in countries where the ecological elasticity of affluence is greater than that of the population. 2) In those countries with relatively high levels of CO₂ emissions, higher emissions mean that increases in population and affluence have smaller effects on the impacts of emissions, but technology has a greater effect on those impacts. 3) In those countries with high CO₂ emissions, the ecological elasticity of affluence increases from less than 0.65 to 1.1, but in countries with moderate or low CO₂ emissions, the ecological elasticity of affluence is stable at approximately 1.2. 4) The shifting scope of the technology intercepts of nine different quantile regression analyses decreases from 8.5 in 1992 to 2.8 in 2009.

Keywords

Carbon Emission, Quantile Regression, STIRPAT Model, Ecological Elastic Coefficient

碳排放与其影响因素之间关系的变化 —基于STIRPAT模型的分位数回归分析

阳卫锋¹, 易伟义², 余 博²

¹湖南工程学院理学院, 湖南 湘潭

²湖南工程学院管理学院, 湖南 湘潭

Email: yangweifeng09@163.com, ywy605@hnie.edu.cn, yubo197606@126.com

收稿日期: 2016年8月4日; 录用日期: 2016年8月22日; 发布日期: 2016年8月25日

摘要

前人很多有关人口、财富、科技和碳排放的关系的研究, 都假定人口和财富的生态弹性系数是时间不变和空间不变的。本文基于STIRPAT模型, 利用稳健的分位数回归分析了, 我们讨论了碳排放与人口、财富和科技的关系在1992~2009年期间的变化情况。主要结果如下: 1) 对于财富的生态弹性系数比人口的生态弹性系数大的国家, 人口、财富、科技和碳排放的STIRPAT关系变化很小。2) 对于碳排放量相对高的国家, 人口是碳排放的主要因素, 科技对碳排放总量的影响也大, 而碳排放量越高, 财富对碳排放的影响越小。3) 对于碳排放量很高的国家, 财富的生态弹性系数介于0.65~1.1之间。对于碳排放量较低或很低的国家, 财富的生态弹性系数稳定在1.2附近。4) 9个不同分位数回归的科技截距的变化幅度由1992年的8.5缩小到2009的2.8。

关键词

碳排放, 分位数回归, STIRPAT模型, 生态弹性系数

1. STIRPAT 模型

温室气体(GHGs)在大气层加速聚集是公认的现象, 而温室气体的持续增加将导致地球气候变暖[1]。人类活动是温室气体增加的直接原因已得到科学界的广泛认同。在这些人为因素中, 温室气体排放的主要驱动因素包括人口数量、经济活动、科技、政治和经济机构、人的生活习惯和宗教信仰[2]。这些驱动因素以何方式影响温室气体排放并导致人类环境变化是一个非常重要的课题。IPAT 方程[3]正是这个课题研究的重要成果。

IPAT 方程最早出现在上世纪 70 年代, Ehrlich-Holdren 和 Commoner 讨论人类环境影响的主要驱动因素, 该方程假设对环境的影响(I)是人口(P), 人均 GDP(A)和科技(T)的乘积。IPAT 方程这种乘积结构广泛地用于环境变化的驱动因素分析(参见文[4]-[6])。1994 年, Dietz 和 Rosa [7]将 IPAT 方程改成随机形式, 即 STIRPAT 模型:

$$I = aP^b A^c T^d e \quad (1)$$

其中, 科技项(T)不仅包括科技还包括社会组织形式, 文化等除人口和财富之外的所有其它人为因素。STIRPAT 模型(1)虽然保留了 IPAT 方程的乘积结构, 但相比 IPAT 方程更便于检验假设和精细分析。为了做假设检验, 一般将方程(1)转化成下列自然对数形式:

$$\ln I = a + b \ln P + c \ln A + e \quad (2)$$

其中 a 和 e 分别为方程(1)中 a 和 e 的自然对数。方程(2)中的参数均可针对截面数据，时间序列数据或面板数据，利用传统的统计技术比如回归方法来估计。其中驱动因素系数 b, c 称为生态弹性(参见文[8])，它们体现了个驱动因素的弹性，即当其它驱动因素不变时，某驱动因素变化一个百分点，环境影响 I 变化的百分比。模型(2)由文[2]首次提出，现已广泛用于生态足迹，能源足迹，CO₂ 排放以及其它环境污染物排放的驱动因素分析，利用的数据类型有截面数据，时间序列数据或面板数据(参见[2] [8]-[12])。

在这个乘积结构中，当驱动因素变化细微时，生态弹性系数能起重要的作用。然而当环境的某驱动因素变化较大时，我们不必利用弹性系数而直接分析驱动因素本身就足够了。比如本文的结果显示碳排放相对高的国家，其科技项的变化非常显著，因此没有必要考察科技的生态弹性系数。

比较方程(2)和方程(1)，会发现方程(2)缺了科技项(T)。York 等在文[8]指出科技项包含了除开人口和财富之外的其它所有驱动因素，因此科技项包含在残差项中。York 等在他们的一系列文章(参见文[6] [8] [10] [13])中都直接将残差项当作科技项的对数，而参数 a 一直没有合理的解释。由于残差以零为均值，这样蕴含着科技的弹性系数期望恒为零，相应的科技乘子 $\exp(e)$ 的均值恒为 1。本文将 STIRPAT 模型(2)中参数 a 的指数值当作科技乘子，而将参数 a 称为科技截距。科技截距小，意味着科技对环境影响的贡献小。

在有关 STIRPAT 模型(2)的大量文献中，学者们一般将其用于全球环境变化的人为驱动因素的效用分析。很多应用都假定人口和财富的生态弹性系数是时间和空间不变的(参见文[14] [15])。在近十年来，有很多学者利用面板回归技术(参见文[9] [16] [17])。然而，面板回归模型一般包含个体固定效应、时间固定效应等，最终得到的是因变量和自变量在数学期望意义下的平均关系。例如，STIRPAT 模型(2)的一种面板数据形式如下

$$\ln I_{i,t} = a + b \ln P_{i,t} + c \ln A_{i,t} + M_i + N_t + e_{i,t}$$

下标 i 代表国家，下标 t 代表年份，而 M_i 和 N_t 分别表示国家和时间虚拟变量。若用面板回归技术估计参数 b 和 c ，蕴含人口和财富的生态弹性系数在空间和时间上是不变的。而虚拟变量和的差异只是体现包括科技在内的其它驱动因子在空间或时间上的差异。这种 STIRPAT 面板模型并不能反映人口和财富对碳排放的影响在空间和时间上变化情况。

为了确定在不同国家中碳排放与人口、财富和其它驱动因素之间的关系，有些学者根据各种标准比如收入水平、地区差异，将观察国家分成若干类，再分别应用面板回归，得到各种 STIRPAT 面板模型。正如所期望的，不同类的模型参数结果不同，参见文[8] [9] [14] [16] [17]。本文将各观察国家和地区按碳排放总量进行排序，利用分位数回归，分析不同碳排放量的国家和地区的碳排放 STIRPAT 模型，由此分析人口、财富和科技对碳排放影响的变化情况。

2. 分位数回归

回归分析从 1886 年被高尔顿首次使用以来，已广泛应用于生物，医学，金融，经济等各个领域中的数据分析，其中以基于最小二乘法的经典线性回归(LSR)在数据分析中应用最广。但这种条件期望模型有其自身的缺陷：a) 随机误差需要几个比较苛刻的假设(包括零均值、等方差、正态分布等)；b) 对异常值敏感，尤其当样本量较小和误差分布厚尾时；c) 只是确定在条件期望意义下的总体函数关系，不能体现分布的各部分的函数关系。

为了弥补经典线性回归的缺陷，1978 年，Koenker 和 Bassett 在文[18]中提出了分位数回归(Quantile Regression, QR)。

设随机变量 Y 的分布函数为 $F(y) = P(Y \leq y)$, 则 Y 的第 τ 分位数为 $Q(\tau) = \inf \{y : F(y) \geq \tau\}$ 。对于 Y 的一组随机样本 $\{y_1, y_2, \dots, y_n\}$, 样本均值是 $\min \sum_{i=1}^n (y_i - \zeta)^2$ 的最优解, 而样本 τ 分位数是 $\min \sum_{i=1}^n \rho_\tau(y_i - \zeta)$ 的解。其中损失函数 ρ_τ 为分段线性函数 $\rho_\tau(u) = u(\tau - I(u < 0))$, $I(\cdot)$ 为示性函数。

对于回归模型 $Y = X^T \beta + \varepsilon$, 其中 $\beta \in R^p, \varepsilon$ 为随机变量。为了分析自变量 X 对因变量 Y 在其各分位数 τ 的影响, 即获得因变量 Y 在其各分位数 τ 关于自变量 X 的线性函数关系, 需求解 $\hat{\beta}(\tau) = \min_{\beta \in R^p} \sum_{i=1}^n \rho_\tau(y_i - x_i^T \beta)$, 其等价于求解

$$\hat{\beta}(\tau) = \min_{\beta \in R^p} \left(\sum_{y_i \geq x_i^T \beta} \tau |y_i - x_i^T \beta| + \sum_{y_i < x_i^T \beta} (1-\tau) |y_i - x_i^T \beta| \right)$$

由于分位数回归计算的复杂性, 早期它没能象经典的回归分析那样迅速普及。现在随着分位数回归理论研究的不断完善以及计算机技术的快速发展, 分位数回归的应用越来越广, 很多主流统计软件如 SAS、Eviews、R 等都有相应的功能模块。

3. 数据与方法

本文, 我们针对 STIRPAT 模型(2)应用稳健的分位数回归分析碳排放与人口、财富和其它驱动因素之间的关系。面板数据来自世界银行集团网站 www.worldbank.org, 由各国家在 1992~2009 年期间各年的 CO₂ 排放量、国家人口总数、人均国内生产总值构成。实际人口数据以百万为单位。人均国内生产总值是按当年的购买力折算成 2005 年的数值, 以国际货币美元为单位。CO₂ 排放量数据, 以千吨为单位, 是根据化石燃料和水泥的使用量按各自的比例折算出来的数值, 包含消耗固态、液态、气态燃料和天然气燃烧产生的 CO₂。排除人口总数小于 100 万的和 1992~2009 年期间数据不齐全的国家(地区), 最后得到由 127 个国家和地区 18 年的 CO₂ 排放量、国家人口总数、人均国内生产总值构成面板数据集。这 127 国家和地区及其编号如表 1 所示。

为了表现 CO₂ 排放与其驱动因素之间的线性函数关系在时间和空间上的变化情况, 我们针对每一年的数据, 分别在 9 个分位点 ($\tau = 0.1, 0.2, \dots, 0.9$) 上用分位数回归方法估计 STIRPAT 模型(2)的参数 a_τ, b_τ, c_τ , 即求解

$$\min_{a,b,c} \left(\sum_{e_i \geq 0} \tau |\ln I_i - (a + b \ln P_i + c \ln A_i)| + \sum_{e_i < 0} (1-\tau) |\ln I_i - (a + b \ln P_i + c \ln A_i)| \right)$$

其中下标 $i (i = 1, 2, \dots, 127)$ 表示 127 个国家(地区)。

为了比较, 我们同时还使用最小二乘法估计 STIRPAT 模型(2)的参数 a, b, c 。所有这些估计均由软件 The Eviews 6.0 实现, 结果如表 2 和图 1~图 3 所示, 其中(LCI, UCI)为 LSR 的 95% 置信区间。

4. 结果分析

由最小二乘法以及 9 个分位点的分位数回归得到的人口和财富的生态弹性系数以及科技截距由表 2 和图 1~图 3 展示。基于最小二乘法的经典线性回归结果表明, 总体人口弹性系数稳定在 $b = 1.056 (b_{\max} = 1.092, b_{\min} = 1.035)$ 处, 财富生态弹性系数稳定在 $c = 1.158 (c_{\max} = 1.208, c_{\min} = 1.131)$ 处, 而科技截距稳定在 $a = 4.317 (a_{\max} = 4.664, a_{\min} = 3.898)$ 处。另一方面, 人口生态弹性系数比财富生态弹性系数小, 这与文[19]的结果相同, 而与文[2]的结果相反。造成这种截然相反的结果很有可能是文[2]假定了生态弹性系数是时间不变的且使用的数据并非全都来自 1989 年。

Table 1. 127 Countries and their sample numbers
表 1. 127 个国家(地区)及其序号

Country	Id	Country	Id	Country	Id	Country	Id
Albania	1	Egypt	33	Madagascar	65	Senegal	97
Algeria	2	El Salvador	34	Malawi	66	Sierra Leone	98
Angola	3	Ethiopia	35	Malaysia	67	Singapore	99
Armenia	4	Finland	36	Mali	68	Slovak Republic	100
Australia	5	France	37	Mauritania	69	Slovenia	101
Austria	6	Georgia	38	Mauritius	70	South Africa	102
Azerbaijan	7	Germany	39	Mexico	71	Spain	103
Bangladesh	8	Ghana	40	Moldova	72	Sri Lanka	104
Belarus	9	Greece	41	Mongolia	73	Sudan	105
Belgium	10	Guatemala	42	Morocco	74	Sweden	106
Benin	11	Guinea	43	Mozambique	75	Switzerland	107
Bolivia	12	Guinea-Bissau	44	Namibia	76	Syrian	108
Botswana	13	Haiti	45	Nepal	77	Tajikistan	109
Brazil	14	Honduras	46	Netherlands	78	Tanzania	110
Bulgaria	15	Hong Kong(China)	47	New Zealand	79	Thailand	111
Burkina Faso	16	Hungary	48	Nicaragua	80	Togo	112
Burundi	17	India	49	Niger	81	Trinidad and Tobago	113
Cameroon	18	Indonesia	50	Nigeria	82	Tunisia	114
Canada	19	Iran	51	Norway	83	Turkey	115
Central African							
Republic	20	Israel	52	Oman	84	Turkmenistan	116
Chad	21	Italy	53	Pakistan	85	Uganda	117
Chile	22	Japan	54	Panama	86	Ukraine	118
China	23	Jordan	55	Papua New Guinea	87	United Arab Emirates	119
Colombia	24	Kazakhstan	56	Paraguay	88	United Kingdom	120
Congo, Dem.	25	Kenya	57	Peru	89	United States	121
Congo	26	Korea, Rep.	58	Philippines	90	Uruguay	122
Costa Rica	27	Kyrgyz	59	Poland	91	Uzbekistan	123
Cote d'Ivoire	28	Lao PDR	60	Portugal	92	Venezuela, RB	124
Czech Republic	29	Latvia	61	Romania	93	Vietnam	125
Denmark	30	Lebanon	62	Russian	94	Yemen, Rep.	126
Dominican	31	Liberia	63	Rwanda	95	Zambia	127
Ecuador	32	Lithuania	64	Saudi Arabia	96		

Table 2. Results of LSR and QR
表 2. LSR 和 QR 结果

年份	LSR			0.1 QR			0.2 QR			0.3 QR			0.4 QR		
	b	c	a	b	c	a	b	c	a	b	c	a	b	c	a
1992	1.092	1.208	3.898	1.132	1.299	2.104	1.103	1.348	1.998	1.118	1.302	2.596	1.093	1.260	3.175
1993	1.088	1.191	4.055	1.180	1.307	1.905	1.132	1.313	2.216	1.090	1.296	2.710	1.089	1.250	3.310
1994	1.071	1.163	4.318	1.191	1.251	2.346	1.101	1.284	2.557	1.096	1.238	3.207	1.042	1.238	3.492
1995	1.049	1.146	4.540	1.126	1.244	2.711	1.112	1.239	2.970	1.095	1.219	3.371	1.059	1.195	3.831
1996	1.051	1.131	4.664	1.131	1.221	2.909	1.103	1.222	3.089	1.106	1.196	3.548	1.086	1.212	3.596
1997	1.053	1.141	4.544	1.109	1.206	3.020	1.135	1.178	3.379	1.108	1.182	3.594	1.067	1.201	3.724
1998	1.055	1.164	4.309	1.116	1.232	2.796	1.091	1.249	2.867	1.051	1.233	3.306	1.074	1.233	3.412
1999	1.054	1.159	4.339	1.113	1.237	2.790	1.067	1.216	3.270	1.036	1.215	3.467	1.079	1.220	3.477
2000	1.060	1.156	4.331	1.127	1.182	3.184	1.085	1.208	3.262	1.040	1.206	3.513	1.072	1.231	3.382
2001	1.056	1.157	4.323	1.165	1.258	2.315	1.090	1.230	2.997	1.037	1.202	3.551	1.059	1.234	3.397
2002	1.056	1.160	4.276	1.151	1.278	2.166	1.063	1.252	2.857	1.030	1.199	3.607	1.078	1.212	3.516
2003	1.035	1.140	4.525	1.151	1.267	2.285	1.072	1.233	3.025	1.038	1.207	3.504	1.044	1.225	3.517
2004	1.048	1.138	4.488	1.140	1.245	2.520	1.058	1.225	3.120	1.070	1.204	3.421	1.060	1.132	4.304
2005	1.056	1.160	4.226	1.106	1.250	2.576	1.080	1.237	2.925	1.055	1.213	3.328	1.059	1.184	3.811
2006	1.046	1.154	4.270	1.112	1.266	2.357	1.065	1.263	2.690	1.050	1.207	3.366	1.061	1.206	3.553
2007	1.041	1.132	4.463	1.110	1.205	2.893	1.067	1.244	2.824	1.093	1.204	3.276	1.076	1.191	3.625
2008	1.054	1.167	4.081	1.096	1.237	2.677	1.074	1.235	2.855	1.066	1.206	3.269	1.078	1.193	3.561
2009	1.051	1.170	4.052	1.099	1.225	2.723	1.046	1.244	2.859	1.106	1.213	3.162	1.060	1.193	3.642
年份	0.5 QR			0.6 QR			0.7 QR			0.8 QR			0.9 QR		
年份	b	c	a	b	c	a	b	c	a	b	c	a	b	c	a
1992	1.072	1.215	3.760	1.113	1.220	3.792	1.090	1.232	3.881	0.976	1.018	6.580	0.940	0.634	10.513
1993	1.088	1.219	3.703	1.117	1.216	3.855	1.066	1.168	4.515	0.951	0.943	7.279	0.971	0.717	9.668
1994	1.082	1.205	3.842	1.066	1.175	4.337	1.071	1.160	4.566	0.993	0.898	7.485	0.970	0.697	9.795
1995	1.107	1.186	3.943	1.068	1.188	4.179	1.062	1.083	5.285	1.028	0.883	7.440	0.985	0.643	10.170
1996	1.117	1.231	3.495	1.076	1.152	4.469	1.078	1.046	5.615	1.014	0.914	7.169	1.001	0.639	10.187
1997	1.119	1.233	3.486	1.119	1.237	3.600	1.045	1.062	5.542	1.010	0.941	6.895	0.972	0.692	9.738
1998	1.100	1.222	3.616	1.108	1.176	4.128	1.092	1.118	4.825	1.083	0.944	6.651	0.977	0.709	9.467
1999	1.078	1.204	3.814	1.130	1.172	4.072	1.074	1.104	4.969	1.058	0.999	6.207	0.992	0.730	9.144
2000	1.138	1.232	3.399	1.139	1.173	4.042	1.122	1.164	4.320	1.053	1.044	5.788	0.983	0.775	8.814
2001	1.086	1.200	3.804	1.113	1.112	4.654	1.130	1.131	4.557	1.087	1.033	5.773	0.985	0.774	8.767
2002	1.085	1.187	3.866	1.144	1.113	4.535	1.122	1.108	4.768	1.090	1.139	4.797	1.001	0.836	8.146
2003	1.078	1.171	4.030	1.134	1.122	4.516	1.099	1.097	4.965	1.015	1.051	5.902	0.978	0.697	9.568
2004	1.105	1.131	4.331	1.115	1.121	4.556	1.106	1.095	4.903	1.020	0.965	6.600	1.034	0.756	8.758
2005	1.073	1.152	4.172	1.139	1.136	4.305	1.110	1.159	4.329	1.125	1.097	5.049	1.075	1.008	6.375
2006	1.061	1.121	4.456	1.122	1.131	4.370	1.091	1.103	4.866	1.079	1.101	5.070	1.055	1.046	6.106
2007	1.063	1.115	4.506	1.113	1.088	4.786	1.120	1.117	4.613	1.022	1.014	6.073	0.986	0.995	6.727
2008	1.056	1.156	4.079	1.115	1.142	4.225	1.116	1.146	4.378	1.133	1.079	5.073	1.054	1.091	5.579
2009	1.055	1.155	4.101	1.104	1.151	4.106	1.122	1.139	4.397	1.094	1.125	4.808	1.041	1.095	5.614

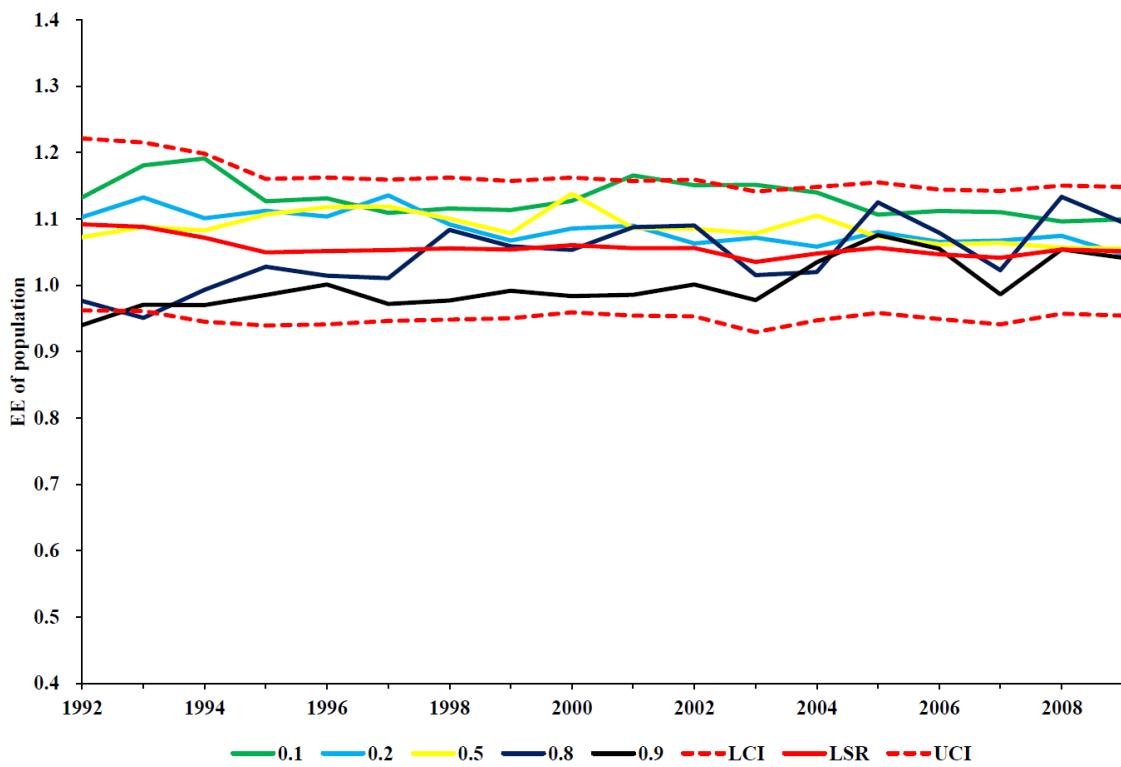


Figure 1. Ecological elasticity curves for population

图 1. 人口的生态弹性系数曲线

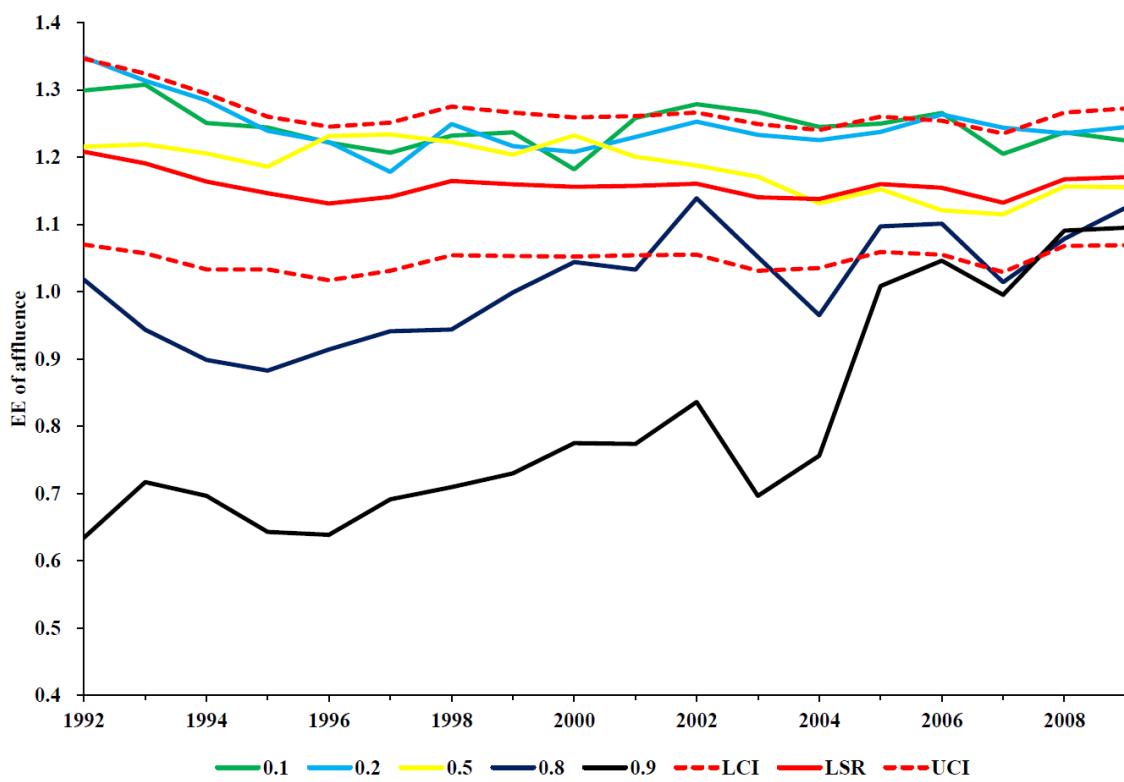


Figure 2. Ecological elasticity curves for affluence

图 2. 财富的生态弹性系数曲线

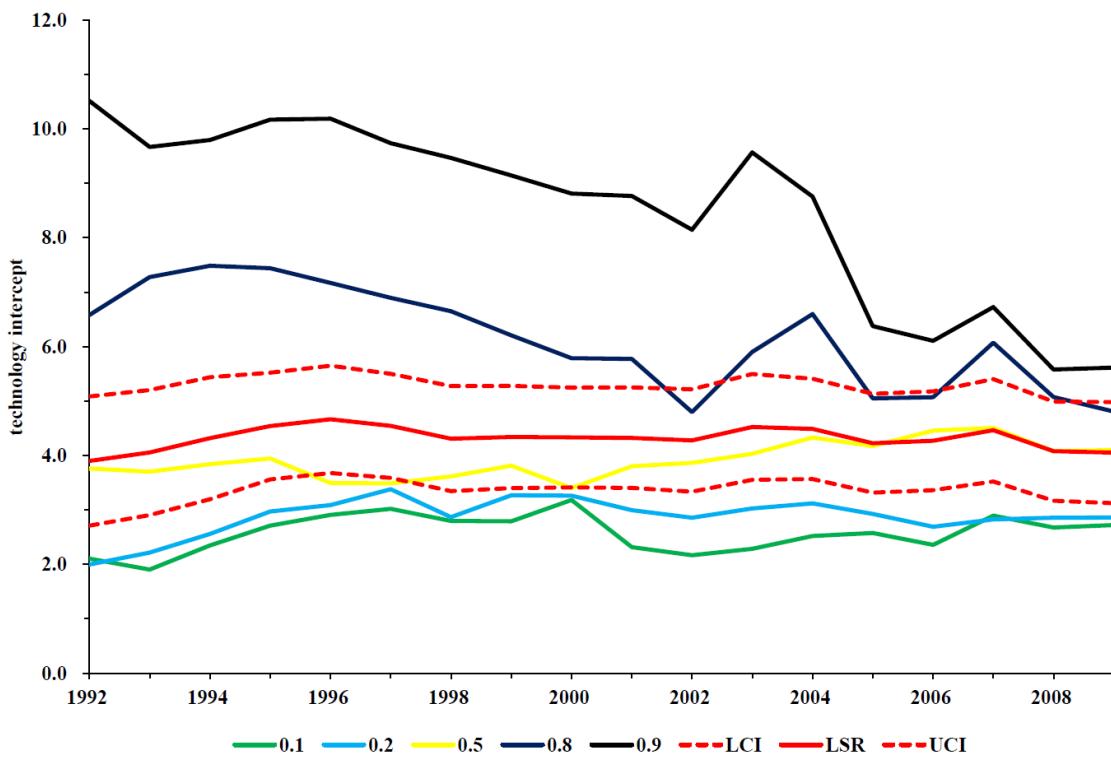


Figure 3. Technology intercept curves

图 3. 科技截距曲线

分位数回归结果显示，财富的生态弹性系数比人口的生态弹性系数大的国家(对应于 $\tau = 0.1, 0.2, \dots, 0.7$)在1992~2009年期间，人口弹性系数、财富生态弹性系数和科技截距的变化很小。人口的生态弹性系数 b_τ 在分位点 $\tau = 0.1, 0.2, \dots, 0.9$ 的值几乎都落在由最小二乘法估计得到的 b 值的95%的置信区间内。由表2还可以看出 b_τ 基本上满足关系 $b_{0.6} > b_{0.7} > b_{0.8} > b_{0.9}$ 。这表明CO₂排放量相对高的国家，CO₂排放量越高人口的生态弹性系数越小。财富的生态弹性系数在分位点 $\tau = 0.1, 0.2, \dots, 0.7$ 处的值几乎都落在由最小二乘法估计得到的 c 值的95%的置信区间内。而在分位点 $\tau = 0.8$ 处和 $\tau = 0.9$ 处在大部分时间(2001年前)位于由最小二乘法估计得到的 c 值的95%的置信区间之外。由表2可以看出 c_τ 基本上满足关系 $c_{0.6} > c_{0.7} > c_{0.8} > c_{0.9}$ 。这表明CO₂排放量相对高的国家，CO₂排放量越高财富的生态弹性系数越小。科技截距 a_τ 在分位点 $\tau = 0.1, 0.2, 0.8, 0.9$ 处的值几乎都落在由最小二乘法估计得到的 a 值的95%的置信区间之外，而且在1992~2009年期间， a_τ 是 τ 的严格增函数，这表明CO₂排放量高的国家，科技对CO₂排放的影响越大。更为重要的是，随着时间的推移，科技截距在9个不同分位点上的变化幅度越来越小，变化幅度由1992年的8.5缩小到2009的2.8。

以上分析表明，经典的小二乘法估计得到STIRPAT模型并不能代表所有观察国家和地区的情况，利用分位数回归方法获得的不同STIRPAT模型更能细致地反应不同国家的碳排放与其影响因素之间的关系。另外，不同国家和地区的财富生态弹性系数和科技截距的趋同现象从一定程度体现了21世纪世界各国在经济、科技和文化活动等各领域的交流合作越来越多，联系越来越紧密。

基金项目

本文获得教育部人文社科基金(批准号：11YJA790190)和湖南省自科基金(批准号：2016JJ6029)资助。

参考文献 (References)

- [1] IPCC (Intergovernmental Panel on Climate Change), Climate Change (2007) The Physical Science Basis. Cambridge University Press, Cambridge.
- [2] Dietz, T. and Rosa, E.A. (1997) Effects of Population and Affluence on CO₂ Emissions. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, **94**, 175-179. <http://dx.doi.org/10.1073/pnas.94.1.175>
- [3] Commoner, B. (1971) The Closing Circle. Knopf, New York.
- [4] Harrison, P. (1993) The Third Revolution: Population, Environment and a Sustainable World. Penguin Books, London.
- [5] Raskin, P.D. (1995) Methods for Estimating the Population Contribution to Environmental Change. *Ecological Economics*, **15**, 225-233. [http://dx.doi.org/10.1016/0921-8009\(95\)00047-X](http://dx.doi.org/10.1016/0921-8009(95)00047-X)
- [6] York, R., Rosa, E.A. and Dietz, T. (2002) Bridging Environmental Science with Environmental Policy: Plasticity of Population, Affluence and Technology. *Social Science Quarterly*, **83**, 18-34. <http://dx.doi.org/10.1111/1540-6237.00068>
- [7] Dietz, T. and Rosa, E.A. (1994) Rethinking the Environmental Impacts of Population, Affluence and Technology. *Human Ecology Review*, **1**, 277-300.
- [8] York, R., Rosa, E.A. and Dietz, T. (2003) STIRPAT, IPAT and Impact: Analytic Tools for Unpacking the Driving Forces of Environmental Impacts. *Ecological Economics*, **46**, 351-365. [http://dx.doi.org/10.1016/S0921-8009\(03\)00188-5](http://dx.doi.org/10.1016/S0921-8009(03)00188-5)
- [9] Shi, A. (2003) The Impact of Population Pressure on Global Carbon Dioxide Emissions, 1975-1996: Evidence from Pooled Cross-Country Data. *Ecological Economics*, **44**, 24-42. [http://dx.doi.org/10.1016/S0921-8009\(02\)00223-9](http://dx.doi.org/10.1016/S0921-8009(02)00223-9)
- [10] York, R., Rosa, E.A. and Dietz, T. (2003) Footprints on the Earth: The Environmental Consequences of Modernity. *American Sociological Review*, **68**, 279-300. <http://dx.doi.org/10.2307/1519769>
- [11] 渠慎宁, 郭朝先. 基于 STIRPAT 模型的中国碳排放峰值预测研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2010, 20(12): 10-15.
- [12] 何小钢, 张耀辉. 中国工业碳排放影响因素与 CKC 重组效应——基于 STIRPAT 模型的分行业动态面板数据实证研究[J]. 中国工业经济, 2012(1): 26-35.
- [13] York, R., Rosa, E. and Dietz, T. (2003) A Rift in Modernity? Assessing the Anthropogenic Sources of Global Climate Change with the STIRPAT Model. *International Journal of Sociology and Social Policy*, **23**, 31-51. <http://dx.doi.org/10.1108/01443330310790291>
- [14] Jorgenson, A.K. and Clark, B. (2013) The Relationship between National-Level Carbon Dioxide Emissions and Population Size: An Assessment of Regional and Temporal Variation, 1960-2005. *PLoS ONE*, **8**, e57107. <http://dx.doi.org/10.1371/journal.pone.0057107>
- [15] 宋杰鲲. 基于 STIRPAT 和偏最小二乘回归的碳排放预测模型[J]. 统计与决策, 2011(24): 19-22.
- [16] Ying, F., Liu, L.-C., Wu, G. and Wei, Y.-M. (2006) Analyzing Impact Factors of CO₂ Emissions Using the STIRPAT Model. *Environmental Impact Assessment Review*, **26**, 377-395. <http://dx.doi.org/10.1016/j.eiar.2005.11.007>
- [17] Liddle, B. and Lung, S. (2010) Age-Structure, Urbanization, and Climate Change in Developed Countries: Revisiting STIRPAT for Disaggregated Population and Consumption-Related Environmental Impacts. *Population and Environment*, **31**, 317-343. <http://dx.doi.org/10.1007/s11111-010-0101-5>
- [18] Koenker, R. and Bassett, G. (1978) Regression Quantiles. *Econometrica*, **46**, 33-50. <http://dx.doi.org/10.2307/1913643>
- [19] Commoner, B. (1992) Making Peace with the Planet. The New Press, New York.

期刊投稿者将享受如下服务：

1. 投稿前咨询服务 (QQ、微信、邮箱皆可)
2. 为您匹配最合适的期刊
3. 24 小时以内解答您的所有疑问
4. 友好的在线投稿界面
5. 专业的同行评审
6. 知网检索
7. 全网络覆盖式推广您的研究

投稿请点击：<http://www.hanspub.org/Submission.aspx>