

文化非正式约束、地方政府竞争 与中国经济低碳转型

——基于省级面板数据的格兰杰因果检验

彭 星 李 斌 赵新华

(湖南大学 经济与贸易学院,湖南 长沙 410079)

摘要:政治晋升锦标赛与财政分权所引致的激烈地方政府竞争会导致环境政策的制度软化现象,文化非正式约束则可以弥补正式制度的不足,潜移默化地实现经济低碳转型。本文通过构建理论模型并运用基于PVAR的面板格兰杰因果检验法深入探究文化非正式约束、地方政府竞争与经济低碳转型之间的因果关系,研究结果表明:文化非正式约束是引致省级碳排放量减少的格兰杰原因,但文化非正式约束的作用具有时间上的“延滞性”;作为引致地方政府激烈竞争的政治晋升锦标赛是省级碳排放量增加的格兰杰原因;财政分权本身则不是省级碳排放量增加的主要原因,但其与政治晋升锦标赛的结合会成为省级碳排放急剧增加的格兰杰原因。

关键词:文化非正式约束;地方政府竞争;经济低碳转型;低碳经济;碳排放

中图分类号:F062.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2013)06-0043-08

一、引言

碳排放引致的全球气候变暖已成为全世界共同关注的焦点问题,它不仅仅是科学问题,而且上升为全球性的政治、经济和社会问题。发展低碳经济、降低碳排放无疑是应对全球气候变化的重大战略举措。我国低水平、粗放型的增长模式造成资源能源大量消费,使得未来的经济增长面临巨大的资源环境约束。“十二五”规划明确指明今后五年绿色、低碳的政策导向,并提出到2015年中国单位GDP二氧化碳排放比2010年下降17%的约束性目标。可见,转变经济发展方式、实现经济低碳转型是中国未来经济发展的唯一选择。

涵括环境规制创新的正式制度创新对中国经济低碳转型至关重要。国内外相关研究表明:环境规制创新,即设计恰当的环境规制有利于刺激被规制企业进行技术创新,进而产生“创新补偿”效应,

收稿日期:2013-06-24

基金项目:国家软科学重大项目“科技进步对经济发展贡献率研究”(2008GXS1B022);国家软科学重大项目“科技促进经济发展方式转变的评价方法与体系研究”(2011GXS1B001)

作者简介:彭 星(1986—),男,湖南永州人,湖南大学经济与贸易学院博士生;

李 斌(1968—),女,湖南湘乡人,湖南大学经济与贸易学院教授;

赵新华(1984—),男,湖南娄底人,湖南大学经济与贸易学院博士生。

其能部分乃至全部抵消企业的“遵循成本”，有利于提高企业生产率和国际竞争力^{[1][2]}，实现企业的低碳绿色转型。然而在中国特色政府治理模式下，政治上的晋升锦标赛和经济上的财政分权引发激烈的地方政府竞争，地方政府具有“非完全执行”中央环境政策的动机，从而逐渐引致“向底线赛跑”效应，导致正式环境制度软约束现象的出现^[3]，难以实现中国经济低碳转型。

在地方政府竞争条件下，正式制度约束的软化可以通过文化非正式约束来弥补以实现经济低碳转型。文化非正式约束泛指一个社会在漫长的历史演进中逐渐形成的、不依赖于人们主观意志的社会文化传统和行为规范，具体包括意识形态、价值观念、道德伦理、风俗习惯等，其对碳减排具有不可替代的重要作用。Ann 和 Julio 的实证研究发现，以宗教信仰形式表现的文化非正式约束对环境公共物品的提供具有正向影响，特定类型的信念能够影响事前环境行为和态度从而决定环境质量^[4]。Kaman 的研究结果显示，青少年的道德价值取向可以决定其环境行为，两者之间有着显著的因果关系^[5]。彭星等则基于地方政府竞争的视角，运用面板门限估计法探讨文化非正式制度对经济低碳转型的非线性门限效应^[6]。尽管该文已对文化非正式约束与经济低碳转型之间的关系进行了初步探究，但却将引致地方政府竞争的两个关键因素当作外生变量处理，没有深入探究晋升锦标赛和财政分权影响经济低碳转型的机理，即没有考虑地方政府竞争变量本身的内生性，也没有将文化非正式约束、地方政府竞争与经济低碳转型纳入统一的内生系统进行研究，因而存在一定不足。基于此，本文在借鉴 Ann 和 Julio、郭广珍等分别关于文化非正式约束及地方政府行为的研究成果基础之上^{[4][7]}，进一步深入研究文化非正式约束、地方政府竞争与经济低碳转型之间的内生因果关系，进而提出相应的政策建议以实现中国经济低碳转型及经济发展方式转变。

二、数理模型

假设经济中有四类行为者：中央政府、地方政府、企业和 N 个同质居民；设有两个地区，每个地区有一个地方政府和一个企业。中央政府是外生行为主体，其本身不参与决策，仅外生地决定财政分权比例 θ 和税率 t 。设地区 i 的产量水平为 Q_i ，则国家总税收水平为 $T = T_1 + T_2 = t(Q_1 + Q_2)$ ，中央政府和地方政府的税收水平分别为 $(1 - \theta)t(Q_1 + Q_2)$ 及 $\theta t(Q_1 + Q_2)$ 。企业与地方政府博弈以决定自身的产量水平，同时不考虑地方保护行为、地区外部性与腐败问题。假设居民既是经济人，同时也是道德上负责的人，具有自愿减少碳排放的道德动机和行为习惯，其效用不仅取决于经济上的收益，也取决于由自愿减少碳排放而带来的道德上的满足感。同时假设文化非正式约束主要由居民的道德动机和行为风俗组成，居民参与低碳环保的道德动机越强，其真实行为与道德动机越符合，则文化非正式约束越强。本文考虑碳排放的反面即碳减排的供给问题，碳减排供给越多则碳排放水平越低，反之则越高。设碳减排供给量 $G = G_p + \sum_{i=1}^N g_i$ ，其中 G_p 和 g_i 分别表示由地方政府和个体居民提供的碳减排供给。

(一) 居民碳减排供给 g_i 的决定

假设个体居民的效用函数为 $\mu_i = U(Z_i, S_i, G, M_i)$ ，其中 Z_i 为居民 i 的私人物品消费， S_i 为闲暇消费， G 为碳减排供给， M_i 为道德上负责的居民所获得的满足感，并且假设 $U' > 0$ ， $U'' < 0$ 。考虑到居民的劳动供给和收入不是关注的核心问题，本文假定它们均是外生固定的，那么居民 i 的时间约束条件为 $S_i + t_i = T$ ， t_i 是用时间衡量的个体居民 i 对碳减排供给的努力程度，而 T 为居民总时间减去外生固定劳动供给时间后的余额。居民 i 的碳减排供给量取决于 t_i ，即有 $g_i = g(t_i, \rho)$ ， ρ 为外生效率参数，并且有 $g' > 0$ ， $g'' < 0$ 。居民 i 道德上所获得的满足感 M_i 是一个非常关键的变量，有 $M_i = f(t_i^* - t_i)$ ， t_i^* 为理想的碳减排供给时间。若居民 i 的实际碳减排供给努力程度 t_i 等于 t_i^* ，此时居民所获得的满足感 M_i 最强，即有 $f_{\max}(0) = K$ ， K 为常数。如果 $t_i < t_i^*$ 则有 $f' > 0$ ； $t_i = t_i^*$ ， $f' = 0$ ； $t_i > t_i^*$ ， $f' < 0$ 。在决定居民 i 的实际碳减排供给努力程度 t_i 之前，首先必须决定理想的碳减排供给时间 t_i^* 。假设社会福利函数 $W = \mu_1 + \mu_2 + \dots + \mu_N$ ，则 t_i^* 的决定即是求解社会福利的最大化问题。考虑到 N 个居民

同质,所以 $\partial W/\partial t_i = -U'_s + U'_G(N * g'_i) + U'_M * f'_i = 0$ 。考虑到 $t_i = t_j$,并且在 t_i^* 处有 $f'_i = 0$,因此可得 $U'_s = N * U'_G * g'_i$,即理想的最优碳减排供给时间必须满足居民闲暇的边际效用等于碳减排供给的社会边际收益。

但居民*i*实际碳减排的努力程度取决于 $\partial \mu_i/\partial t_i = -U'_s + U'_G * g'_i + U'_M * f'_i = 0$,即 $U'_s = U'_G * g'_i + U'_M * f'_i$,不难看出个体居民效用的最大化并不能实现社会的最优碳减排供给分配。考虑到 $U'_M > 0$ 总成立,只要 $f'_i > 0$,则有 $U'_s > U'_G * g'_i$,即个体居民的碳减排供给水平平均低于社会所要求的最优水平,导致碳减排供给不足。但若 $t_i \rightarrow t_i^*$,即文化非正式约束越强,则 $f'_i \rightarrow 0$, $U'_s \rightarrow U'_G * g'_i$,个体居民的碳减排供给逐渐增加,碳排放水平逐渐降低,逐渐靠近社会所要求的最优碳减排水平。当 $t_i = t_i^*$ 时,文化非正式约束最强,此时社会实现最优的碳减排供给,碳排放水平达到现有制度及技术条件下的最低值。由此得到以下命题:

命题 1:文化非正式约束的增强有利于增加碳减排供给,从而减少碳排放水平。

(二)地方政府碳减排供给 G_p 的决定

根据前面的设定,地方政府*i*可以控制的财政资源为 $\theta t Q_i$,地方官员将财政资源进行两方面分配,一部分可以投入到地区经济增长中,假设经济建设支出的比例为 $(1 - \beta_i)$,即地区经济增长投资为 $(1 - \beta_i)\theta t Q_i$;另一部分投入到碳减排供给中,资金额度为 $\beta_i \theta t Q_i$ 。地方政府碳减排供给 $G_p = \varphi(\beta)$,并有 $\varphi' > 0$, $\varphi'' < 0$,即随着地方政府投入到碳减排供给中的资金比例不断增大,其提供的碳减排是不断增加的。考虑到地方政府作为中央政府的代理人,其努力程度 λ_i 往往不能被中央政府直接观察,尽管中央政府会同时考虑将经济增长业绩和碳减排业绩作为地方官员政治晋升的考核指标,但是后者在短期内难以观察。本文假设中央政府将GDP作为唯一的短期可观察指标,由此造成地方政府间激烈的晋升锦标赛。如果地区*i*的产出大于地区*j*的产出,那么地区*i*的政府官员得到提拔,其获得的效用为*I*,反之不晋升其效用为0。

假设地方政府的努力成本函数为 $\psi(\lambda_i) = \frac{1}{2} \lambda_i^2$,随机扰动项 e_i 和 e_j 独立同分布,代表着其他因素造成的经济产出波动干扰,并且 $e_i - e_j$ 服从 $\left[-\frac{1}{2h}, \frac{1}{2h}\right]$ ($h > 0$)上的均匀分布,那么地方政府的效用函数为 $V_i = \Pr(Q_i \geq Q_j) * I - \frac{1}{2} \lambda_i^2 + \beta_i \theta t Q_i / \delta$,其中 $\beta_i \theta t Q_i / \delta$ 代表碳减排供给的收益, δ 为常数并且 $\delta > 1$,表示碳减排投资收益短期内不易被观测。在企业方面,假设每个企业均处于完全竞争市场中,因此价格水平保持不变,将其标准化为1。设企业*i*的生产成本函数为 $C_i(Q_i, \lambda_i, \beta_i) = \frac{1}{2} Q_i^2 - \lambda_i Q_i - (1 - \beta_i)\theta t Q_i$,其中 $(1 - \beta_i)\theta t Q_i$ 为地方的经济建设支出,其有利于减轻企业的成本,因而将之纳入企业成本函数,则企业的利润函数为 $\pi_i = (1 - t)Q_i - \frac{1}{2} Q_i^2 + \lambda_i Q_i + (1 - \beta_i)\theta t Q_i$ 。

博弈的顺序为地方政府首先观察中央政府制定的财政分权比例 θ 和税率 t ,并考虑企业的行为来选择自身的努力程度 λ_i 和碳减排供给资金比例 β_i ;其次企业在观察到地方政府的行为后做出最优的产量选择。本文根据博弈的顺序进行逆向归纳法求解,即先求企业最优产量决策,再决定地方政府的选择。企业的利润最大化一阶条件为: $\partial \pi_i / \partial Q_i = (1 - t) - Q_i + \lambda_i + (1 - \beta_i)\theta t = 0$,所以企业最优产出 $Q_i^* = (1 - t) + \lambda_i + (1 - \beta_i)\theta t$ 。其次地方政府效用函数 $V_i = \Pr(Q_i \geq Q_j) * I - \frac{1}{2} \lambda_i^2 + \beta_i \theta t Q_i / \delta = \Pr[(1 - t) + \lambda_i + (1 - \beta_i)\theta t + e_i \geq (1 - t) + \lambda_j + (1 - \beta_j)\theta t + e_j] * I - \frac{1}{2} \lambda_i^2 + \beta_i \theta t Q_i / \delta = \Pr[e_j - e_i \leq (\lambda_i - \lambda_j) + (\beta_j - \beta_i)\theta t] * I - \frac{1}{2} \lambda_i^2 + \beta_i \theta t Q_i / \delta = h \left[(\lambda_i - \lambda_j) + (\beta_j - \beta_i)\theta t + \frac{1}{2h} \right] * I - \frac{1}{2} \lambda_i^2 + \beta_i \theta t / \delta * [(1 - t) + \lambda_i + (1 - \beta_i)\theta t]$,因此,地方政府效用最大化的一阶条件为: $\partial V_i / \partial \lambda_i = hI - \lambda_i + \beta_i \theta t / \delta = 0$ 及 $\partial V_i / \partial \beta_i =$

$-h\theta tI + \theta t[\delta(1-t) + \lambda_i + \theta t - 2\beta_i\theta t] = 0$, 即 $\beta_i = \frac{\delta}{2\delta-1} + \frac{\delta(1-\delta)hI + \delta(1-t)}{(2\delta-1)\theta t}$ 。那么, $\partial\beta_i/\partial I =$

$\frac{\delta(1-\delta)h}{(2\delta-1)\theta t}$, 考虑到 $\delta > 1$, 则有 $\partial\beta_i/\partial I < 0$ 。这说明政治晋升对地方官员效用的影响 I 越大, 晋升锦标赛越激烈, 那么在碳减排投资收益短期内不易被观测的条件下 ($\delta > 1$), 地方政府越倾向于将资金投入地区经济增长中, 从而忽视碳减排资金的供给, 导致环境政策制度的软化。根据 $\partial G_p/\partial I = \partial G_p/\partial\beta_i * \partial\beta_i/\partial I = \varphi' * \partial\beta_i/\partial I < 0$ 可知, 碳减排供给随着 I 的增大而递减, 碳排放量则不断提高。而 $\partial\beta_i/\partial\theta = -\frac{\delta(1-\delta)hI + \delta(1-t)}{(2\delta-1)\theta^2 t}$, 其符号不确定, 关键在于分子的符号。因此财政分权水平的高低对地方政府碳减排供给的影响不确定, 它依赖于税率水平 t 、产出的确定性 h 、政治晋升对地方官员的效用 I 及碳减排投资收益的不确定性 δ 的共同影响。综合可知, 根据 $G = G_p + \sum_{i=1}^N g_i$, 当激烈的地方政府竞争导致碳减排供给下降时, 文化非正式约束的增强可以在一定程度上替代地方政府以实现碳减排供给, 从而可以弥补其不足以实现碳排放量的不断下降。由此得到以下命题:

命题 2: 晋升锦标赛越激烈, 政治晋升对地方官员效用的影响越大, 则碳减排供给就越低, 碳排放量不断提高; 而财政分权水平对碳排放供给及碳排放量的影响不确定。

命题 3: 文化非正式约束的增强在一定程度上可以弥补地方政府碳减排供给的不足从而实现碳排放水平的下降。

三、实证检验

(一) 模型设计与研究方法

根据数理模型部分提出的命题, 本文采用面板格兰杰因果检验法来客观验证文化非正式约束、地方政府竞争与碳排放之间的关系。面板格兰杰因果检验法可分为基于误差修正模型的 Granger 因果检验法和基于面板 VAR 即 PVAR 的 Granger 因果检验法, 本文主要采用基于 PVAR 的 Granger 因果检验法进行实证分析。

若面板数据 X_{it} 和 Y_{it} 是平稳的, 则 X_{it} 和 Y_{it} 之间的格兰杰因果关系可以通过估计如下的 PVAR 模型而得到: $Y_{it} = \alpha_0 + \sum_{k=1}^m \alpha_k Y_{it-k} + \sum_{k=1}^m \beta_k X_{it-k} + \mu_i + \eta_t + \epsilon_{it}$ 。其中 Y_{it} 为被解释变量, 即本文中设定的省级碳排放量; X_{it} 为解释变量, 分别为文化非正式约束代理变量、财政分权变量及政治晋升变量^①, 同时本文还加入财政分权变量与政治晋升变量的交叉项用以考察两者的交互影响; k 为滞后期, μ_i 为未观测到的地区特质效应, η_t 代表时间效应, ϵ_{it} 则为独立同分布的随机扰动项。若估计结果显示 X_{it} 的系数和显著异于 0, 则表明从 X_{it} 到 Y_{it} 有单向格兰杰因果关系, 即 X_{it} 引致 Y_{it} , 反之则不存在从 X_{it} 到 Y_{it} 的单向格兰杰因果关系, 同理可以检验从 Y_{it} 到 X_{it} 的单向格兰杰因果关系。

一旦引入被解释变量的滞后项 $\sum_{k=1}^m \alpha_k Y_{it-k}$, 模型就存在内生性问题, 若仍然采用 OLS 则会导致估计结果有偏且不一致。本文先采用 Arellano 和 Bover 提出并由 Blundell 和 Bond 改进的系统 GMM 估计方法解决面板 VAR 模型的内生性问题, 然后构建 Wald 统计量进行一致性假设检验。也即通过对设置的 $H_0: \sum_{k=1}^m \beta_k = 0, H_1: \sum_{k=1}^m \beta_k \neq 0$, 构造 Wald 检验的 F 统计量 $F = \frac{(RSS_r - RSS_u)/m}{RSS_u/(N(T-m) - m - 1)}$, 其中, RSS_r 表示受约束的残差平方和, RSS_u 为不受约束的残差平方和, N 为个体数, T 为时期数, m 为最优的滞后期。假设最优滞后期是正确设定的, 那么若 Wald 检验是显著的, 则表明存在从 X_{it} 到 Y_{it} 的单向格兰杰因果关系, 反之则不存在从 X_{it} 到 Y_{it} 的单向格兰杰因果关系。从 Y_{it} 到 X_{it} 的单向格兰杰因果检验原理相同。

(二) 变量选取与数据来源

根据设定的实证分析模型, 本文选取中国大陆 30 个省(自治区、直辖市)1999~2010 年的样本数

据进行面板数据经验估计,西藏自治区由于环境数据缺失严重,故未加入模型进行考虑。本文需要关注下面四个变量:

1.省级碳排放量。碳排放量的测算是个复杂的问题,考虑到温室气体排放的主要来源是化石燃料的燃烧,因此本文基于按能源消费量进行分类的面板数据来测算最终碳排放量。具体测算公式为 $C_{it} = \sum (E_{ijt} \cdot \alpha_j)$, 其中 C_{it} 为 i 省第 t 年碳排放量, E_{ijt} 为 i 省第 t 年第 j 种能源消费量, α_j 为第 j 种能源碳排放系数。能源消费种类最终选取煤炭、焦炭、原油、煤油、燃料油、汽油、柴油及天然气八大化石能源,并根据 2010 年《中国能源统计年鉴》中各种能源折算标准煤的参考系数,将相应分类能源消费量折算成标准煤。碳排放系数则选取国际上通用的 IPCC《国家温室气体排放清单指南》上的相关数据,具体为煤炭 0.755 9、焦炭 0.855 0、原油 0.585 7、煤油 0.571 4、燃料油 0.681 5、汽油 0.553 8、柴油 0.592 1 及天然气 0.448 3。分类能源消费量的相关数据均来自《中国能源统计年鉴》各期。

2.文化非正式约束代理变量。文化非正式约束的衡量是个关键问题,现实中并无相关直接衡量指标,只能寻找合适的代理变量。考虑到文化非正式约束是个内涵很广的概念,涉及意识形态、价值观念、道德伦理、风俗习惯等,但本文数理模型只关注其道德动机及行为风俗部分。居民参与环保的道德动机越强,环境行为参与度越高,则其文化非正式约束越强。鉴于数据的可获得性,本文选用省级环境污染来信封数及环境污染来访人次两个变量作为文化非正式约束的代理变量,相关数据均来自《中国环境年鉴》各期。环境污染来访人次与环境污染来信封数分别从直接参与和间接参与两个方面显示居民参与环保活动的动机与行为。考虑全面衡量的需要,本文使用熵值法为两大指标客观赋权,进而构建文化非正式约束综合代理变量^②。

3.财政分权变量。中国财政分权的复杂性使得财政分权的衡量指标颇具争议,既有财政收入指标,又有财政支出指标,既涉及总量又考虑人均。考虑到财政收入在中央政府和地方政府间分配的复杂性,不同级别政府真正拥有的财政资源较为模糊,同时鉴于人均指标可以控制政府支出规模与人口数量之间的正向关系,本文使用人均财政支出指标衡量省级间的财政分权度。具体测算指标为 $Fis = \text{各省预算内人均本级财政支出} / (\text{各省预算内人均本级财政支出} + \text{中央预算内人均本级财政支出})$, 相应数据来自《中国财政年鉴》及《中国统计年鉴》各期。

4.政治晋升变量。以 GDP 政绩考核为核心的晋升锦标赛引致地方政府官员为政治晋升而激烈竞争,因此本文借鉴周黎安的研究^[8],采用省级 GDP 增长率作为政治晋升的代理变量,省级 GDP 增长率越高表明地方政府间的晋升锦标赛越激烈,相应数据来自《中国统计年鉴》各期。

(三)实证分析

1.基于 PVAR 的面板格兰杰因果检验。在估计 PVAR 模型前要去掉地区特质效应 μ_i 和时间效应 η_t , 本文运用 Arellano 和 Bover 采用的前向均值差分法消除地区特质效应 μ_i , 而采用均值差分法 (Mean-differencing) 对时间效应 η_t 予以消除。同时鉴于 PVAR 模型中最优滞后阶数的选择会对面板格兰杰因果检验的结果产生较大影响,本文基于 AIC、BIC 及 HQIC 原则综合判定最优滞后阶数。结果显示当滞后阶数为 4 时, AIC、BIC 及 HQIC 均达到最小值,因此建立滞后四期的 PVAR 模型 ($P=4$), 以省级碳排放量为因变量的 PVAR 模型估计结果与面板格兰杰检验结果分别如表 1 和表 2 所示。

观察表 1 所示的 PVAR 模型估计结果可知,省级碳排放量 C 的滞后一阶系数显著为正,说明碳排放在时间上具有惯性。当期碳排放量受前期碳排放水平的影响较大,而其作用系数随着滞后期的延长而缩小,这恰好体现出我国碳排放量逐年递增的趋势。关键变量文化非正式约束 Cul 的滞后一阶系数为负,滞后二阶并不显著,而滞后三阶和四阶均显著为负,说明文化非正式约束的增强有利于降低碳排放水平,这客观上验证了命题 1 的结论。文化非正式约束如同制度一样具有时间上的“延滞性”,其作用于碳减排往往需要较长的时间。原因在于,文化非正式约束涵括价值观念、道德伦理、宗教信仰及风俗习惯等,具有润物细无声和潜移默化的特性,内在的文化及道德动机作用于人的行为一般需要一定的时间跨度,通过构建低碳经济文化软实力进而引领人们消费观念和生活方式的转变更

需要长时间的沉淀。低碳文化理念所引致的低碳消费、低碳规制及低碳技术在短时间内效果并不明显,但随着时间的延长其效果逐步显现,这可以解释为何滞后二阶系数不显著而滞后三四阶系数显著。表 2 所示的面板格兰杰因果检验结果则显示,文化非正式约束代理变量 Wald 检验的 P 值为 0.000,拒绝滞后期系数和为 0 的原假设,表明存在从文化非正式约束到碳排放量的单向格兰杰因果关系。低碳环保理念、低碳参与意识及低碳价值观不但可以直接影响国家发展的“绿色走势”,同时还可以通过影响低碳能源、低碳技术及低碳管理而间接影响经济低碳转型。

表 1 PVAR 模型估计结果

变量	C			变量	C		
	b_GMM	z_GMM	p_GMM		b_GMM	z_GMM	p_GMM
L.C	0.791***	16.05	0.000	L3.C	-0.005	-0.32	0.751
L.Cul	-389 971.6*	-1.88	0.060	L3.Cul	-186 313.3**	-2.21	0.027
L.Pro	124.959	1.06	0.288	L3.Pro	182.459***	3.47	0.001
L.Fis	-22.439	-0.54	0.590	L3.Fis	-3.874	-0.20	0.845
L.Pro×Fis	0.561	0.53	0.593	L3.Pro×Fis	1.524***	3.89	0.000
L2.C	-0.029	-1.44	0.150	L4.C	0.039***	3.34	0.001
L2.Cul	-25 155.22	-0.38	0.707	L4.Cul	-255 358.8***	-2.70	0.007
L2.Pro	-30.519	-0.41	0.682	L4.Pro	134.33**	2.40	0.016
L2.Fis	36.164	1.21	0.226	L4.Fis	-15.319	-1.29	0.197
L2.Pro×Fis	-0.122	-0.19	0.852	L4.Pro×Fis	1.321***	3.63	0.000

注:本文使用 STATA10.0 并结合 Pvar2 软件包计算整理而得,b_GMM 表示 GMM 估计系数,z_GMM 和 p_GMM 分别为 GMM 估计系数的 z 值和 p 值,而 L、L2、L3 及 L4 分别表示变量的滞后一阶、滞后两阶、滞后三阶及滞后四阶。

作为引致地方政府激烈竞争的财政分权指标 Fis,其滞后一至四阶的系数均不显著,因此本文的研究没有为财政分权度提高会增加碳排放量的假说提供客观依据,并且 Wald 检验的 P 值为 0.639,无法拒绝滞后期系数和为 0 的原假设,表明并不存在从财政分权到碳排放量的单向格兰杰因果关系,这似乎与张克中的研究结论有悖^[9]。然而正如本文数理模型部分所分析的,财政分权水平的提高是否会增加碳排放量还取决于政治晋升给地方政府带来的效用及碳减排投资的不确定性等许多因素,特别是晋升锦标赛的激烈程度。中国不是典型意义上的财政分权国家,财政分权既难以通过“用脚投票”机制来提高环境公共产品的供给,也不是地方政府环境治理支出偏低的主要原因,关键在于其如何实现与晋升锦标赛的结合。通过观察政治晋升变量 Pro 发现,尽管其滞后一阶及二阶系数并不显著,但滞后三阶和四阶的系数均显著为正,并且面板格兰杰因果检验的 P 值为 0.003,表明存在从政治晋升到碳排放量的单向格兰杰因果关系。晋升锦标赛越激烈,一定程度上导致省级碳排放量不断增加,这可以验证命题 2 的结论。尽管政治晋升锦标赛如同文化非正式约束一样,其作用于省级碳排放具有时间上的“延滞性”,但我国以 GDP 绩效为主要标准的干部考核机制,引致地方政府专注于发展本地经济。地方政府官员通过不断扩大投资规模及吸引外资以促进地区经济发展从而在晋升竞争中获胜,由此形成一种“愚昧的疯狂”和“虚荣的膨胀”^[10]。“为增长而竞争”可以直接引发地方政府间激烈的晋升竞争,从而推动地方政府不断扩大工业规模及放松环境标准以吸引投资进而增加地区 GDP,最终导致碳减排供给的减少及碳排放量的增加。Pro×Fis 项的滞后三阶和四阶系数均显著为正,并且面板格兰杰因果检验的 P 值为 0.000,说明尽管财政分权本身不是省级碳排放量增加的主要原因,但其与政治晋升锦标赛的结合会成为导致省级碳排放量急剧增加的格兰杰原因。在我国的垂直政治管理体制下,财政收入和政治晋升的双重激励比单纯的财政收入激励更易于激发“为增长而竞争”,因而财政分权与政治集权的结合会使得地方政府官员有非常强的政治晋升动力。地方政府官员为“政绩”展开激烈的横向竞争,争相扩大工业规模及上马大型项目,既可以争取中央政府的财政倾斜,有助于地方政府扩大税收收入,又可以通过改善基础设施,实现更快的经济增长和政绩改善。而诸如碳减排、教育及医疗等民生项目由于所需投资庞大且见效慢,短期的增长效益不明显,不能较快地实现财政收入增加和 GDP 增长,往往被地方政府官员所忽视。所以地区财政支出结构会出现“重

基本建设、轻人力资本投资和公共服务”的明显扭曲,并且还有持续加剧的趋势,从而碳减排供给水平较低,碳排放量不断增加。

2.面板方差分解。面板方差分解有助于深入理解各因素冲击对省级碳排放的解释程度,其能给出影响模型中各个变量的随机扰动项的重要程度信息,用以分析各个溢出变量的相对重要性。从表3的面板方差分解结果看,文化非正式约束的冲击对省级碳排放量的影响比较明显,在第10期和第20期分别为44.6%和51.3%,而政治晋升的冲击对省级碳排放的影响有所下降,财政分权的冲击对省级碳排放的影响逐步上升,这表明文化非正式约束的增强可以在一定程度上弥补地方政府碳减排供给的不足以实现碳排放水平的下降,这为命题3提供了客观依据。

表2 面板格兰杰因果检验结果

原假设	Wald 统计值	P 值
Cul 不是 C 的格兰杰原因	26.337	0.000
Pro 不是 C 的格兰杰原因	15.918	0.003
Fis 不是 C 的格兰杰原因	2.530	0.639
Pro×Fis 不是 C 的格兰杰原因	60.432	0.000

表3 面板模型方差分解

变量	时期	C	Cul	Pro	Fis
C	10	0.394	0.446	0.068	0.092
Cul	10	0.041	0.808	0.008	0.143
Pro	10	0.038	0.052	0.749	0.162
Fis	10	0.026	0.104	0.397	0.473
C	20	0.323	0.513	0.054	0.109
Cul	20	0.041	0.808	0.008	0.143
Pro	20	0.039	0.086	0.713	0.163
Fis	20	0.026	0.104	0.397	0.473

四、结论与政策建议

本文通过构建数理模型并基于我国大陆1999~2010年的省级面板数据,采用基于PVAR的面板格兰杰因果检验法对文化非正式约束、地方政府竞争与经济低碳转型之间的因果关系进行实证检验,研究结果表明:文化非正式约束是引致省级碳排放量减少的格兰杰原因,文化非正式约束的增强有利于减少省级碳排放量,但文化非正式约束的作用具有时间上的“延滞性”;作为引致地方政府激烈竞争的政治晋升锦标赛是省级碳排放量增加的格兰杰原因,但并未有客观实证依据表明财政分权的提高也会增加省级碳排放量;财政分权本身不是省级碳排放量增加的主要原因,但其与政治晋升锦标赛的结合会成为省级碳排放量急剧增加的格兰杰原因。

本文的研究对如何实现经济低碳转型及经济发展方式转变具有一定的政策启示:其一,加快构建低碳经济文化软实力以形成对国家文化软实力的进一步补充和丰富,顺应国家社会主义文化大发展大繁荣的潮流,一定程度上弥补正式约束的缺失,潜移默化地实现经济低碳转型。低碳经济文化软实力的构建既可以引领经济发展理念和价值观的改变以树立科学可持续的发展观,又可以引领人们消费观念和生活方式的改变以形成低碳化、低能耗化的良好消费方式和生活方式。通过“润物细无声”的浸润产生潜在的和巨大的“绿色效应”,减少碳排放以实现经济的低碳转型。其二,改革与完善地方官员政治晋升的评价考核体系,逐步改变完全以GDP增长率作为政绩考核唯一指标的现实。可以考虑将公众对政府施政的满意度纳入官员的考核过程,并引入差额选举的方式以使得公众意愿能够影响官员仕途。同时增加新闻媒体的监督及公民网络参政的作用,迫使地方官员致力于发展居民需要的区域公共产品,真正把实现经济低碳转型和经济发展方式转变作为当前紧要的任务来完成。其三,进一步深化分税制改革,加大对基层地方政府的转移支付力度并形成规范化、透明化管理。可以逐渐

尝试执行辖区财政责任制,通过省级政府来实现省市县乡之间的纵向财政平衡和各个地市之间的横向财政平衡,真正做到基层地方政府财权与事权的统一,使财政分权逐渐脱离与政治晋升锦标赛的结合,确保地方政府有余力去提供事关民生的碳减排等公共服务。

注释:

①文化非正式约束变量、财政分权变量及政治晋升变量数值均较小,故未采用对数形式,而为使计量结果更易解读,本文的碳排放量也未采用对数形式。

②基于熵值法构建的文化非正式约束综合代理变量值比较小,均值为 0.0055,因此造成实证分析部分其系数较大。

参考文献:

- [1] Brunnermeier, S. B., Cohen, M. A. Determinants of Environmental Innovation in US Manufacturing Industries [J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2003, (2): 278—293.
- [2] 张成, 陆旸, 郭路. 环境规制强度与生产技术进步[J]. 经济研究, 2011, (2): 113—124.
- [3] 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. 经济研究, 2007, (7): 36—50.
- [4] Ann, L., Julio, R. Culture and Public Goods: The Case of Religion and Voluntary Provision of Environmental Quality [J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2007, 54(4): 162—180.
- [5] Kaman Lee. The Role of Media Exposure, Social Exposure and Biospheric Value Orientation in the Environmental Attitude-intention-behavior Model in Adolescents [J]. Journal of Environmental Psychology, 2011, 31(8): 301—308.
- [6] 彭星, 李斌, 金培振. 文化非正式制度有利于经济低碳转型吗? ——地方政府竞争视角下的门限回归分析[J]. 财经研究, 2013, (7): 110—121.
- [7] 郭广珍, 李绍平, 黄险峰. 经济发展中的地方官员行为研究——基于政治晋升、财政分权与腐败的视角[J]. 经济评论, 2011, (5): 12—19.
- [8] 周黎安, 李宏彬, 陈烨. 相对绩效考核: 中国地方官员晋升机制的一项经验研究[J]. 经济学报, 2005, (1): 83—96.
- [9] 张克中, 王娟, 崔小勇. 财政分权与环境污染: 碳排放的视角[J]. 中国工业经济, 2011, (10): 65—75.
- [10] 卢现祥, 李程宇. 论人类行为与低碳经济的制度安排[J]. 江汉论坛, 2013, (4): 23—28.

(责任编辑: 胡浩志)

(上接第 27 页)

时期的统一进一步昭示, 渐进式改革道路乃是历史深处逻辑的展现, 历史已经启示我们, “摸着石头过河”的渐进式改革是必须长期坚持的改革道路。应参照历史坐标, 强化历史认知, 在坚持渐进式改革的同时, 加强顶层设计, 引导中国的改革开放和现代化建设走向成功。

参考文献:

- [1] 习近平. 毫不动摇坚持和发展中国特色社会主义 [N]. 人民日报, 2013-01-06(1).
- [2] 李韬, 林经纬. 正确认识改革开放前后两个历史时期的关系 [J]. 学习活页文选, 2013, (21): 12—23.
- [3] 赵凌云. 中国共产党经济工作史: 1921—2011 [M]. 北京: 中国财政经济出版社, 2011.
- [4] 莫里斯·迈斯纳. 毛泽东的中国和后毛泽东的中国 [M]. 成都: 四川人民出版社, 1989.
- [5] 罗纳德·科斯, 王宁. 变革中国: 市场经济的中国之路 [M]. 北京: 中信出版社, 2013.
- [6] 禹贞恩. 发展型国家 [M]. 长春: 吉林出版集团有限责任公司, 2008.
- [7] 邓小平. 邓小平文选(第二卷) [M]. 北京: 人民出版社, 1994.
- [8] 毛泽东. 毛泽东著作选读(下册) [M]. 北京: 人民出版社, 1986.
- [9] 林毅夫, 蔡昉, 李周. 中国的奇迹: 发展战略与经济改革 [M]. 上海: 上海三联书店, 1994.
- [10] 马克思. 路易·波拿巴的雾月十八日 [C] // 马克思恩格斯选集(第一卷). 北京: 人民出版社, 1995: 585.

(责任编辑: 陈敦贤)