

长三角地区的能源消耗、碳排放 与经济增长的关系研究

郝园园 曹洪忠¹

(檀国大学 经济学院, 韩国 京畿道龙仁 16890)

【摘要】: 基于长三角地区 1995—2018 年数据, 从总体水平、产业层次、区域层次等角度分析, 探究能源消费、CO₂ 排放量对区域经济增长的影响。研究结果表明: CO₂ 排放量与经济增长、能源消费与经济增长之间均存在着长期互为正向影响的关系, 且具有积极性的影响, 经济增长与 CO₂ 排放量以及经济增长与能源消费二者之间存在单方向的线性关系, 经济增长能够促进能源消费量以及 CO₂ 排放量的增加。

【关键词】: 能源消费 经济增长 协整检验 因果关系

0 引言

持续稳定、健康的发展是一个国家和地区经济发展的基础保障和条件。中国共产党第十九次全国代表大会指出, 健全 and 推动中国绿色经济发展体制, 努力实现健康的、可持续性与稳定的发展经济与环境和谐共处的发展方略。因此必须要处理与协调好经济发展与环境 (CO₂ 排放量) 的影响相关因素^[1]。区域经济的快速发展必然带动区域能源需求的增加, 所以在一定程度上区域经济的增大会导致能源利用技术的变革与能源产业结构的调整, 但大量的能源消耗仍将使 CO₂ 等温室气体的排放量增加, 对环境的治理将产生负面的压力。进而影响经济的发展。因此, 在绿色、低碳的环境系统中为了使经济与环境协调持久地发展, 必须在能源消耗、经济增长和环境之间寻求平衡着力点, 对于长三角地区经济与环境的可持续发展, 必须努力寻求合作与互补、降低环境风险^[2]。

从宏观经济角度分析长三角地区能源与经济增长的关系。一方面, 国家或地区经济的发展主要依赖于能源。另一方面, 能源的发展是以经济的可持续与稳定性发展为前提的。随着社会经济的不断发展, 对能源的生产需求与依赖程度也越来越高, 社会经济发展亦是如此。因此, 本文以“十三五规划”为方针, 坚持社会经济的绿色发展与环境的协调发展, 推进能源资源产业的可持续发展与利用, 筑牢生态文明, 努力实现生产生活系统与能源生产消耗系统的循环相连接, 从而实现长三角地区的经济与环境的协调与可持续发展^[3]。

1 材料与研究方法

本文研究的目的是利用协整和因果关系模型分析能源与经济之间的关系, 进一步探讨长三角地区的 CO₂ 排放量、能源消耗与经济产出之间的关系。其中, Kraft J 和 Kraft A (1978) 对这一方法进行创新, 随后这一研究方法被用于许多研究^[4]。在模型中使用的变量主要包括区域能源消费 (E)、区域 GDP (GDP) 和 CO₂ 排放量 (CE) 等长三角地区的年度数据, 数据取自 1995—2018 年上海、浙江、江苏以及安徽等地区统计年鉴, 利用计量经济学软件程序 EVIEW10 进行建模, 如下所示:

作者简介: 郝园园, 韩国檀国大学经济学院博士研究生, 研究方向: 产业经济、应用经济、能源经济学;
曹洪忠, 韩国檀国大学经济学院副教授、博士生导师, 研究方向: 产业经济、金融经济、能源经济、应用经济学。

$$CE_t = f(E_t, GDP_t) \quad (1)$$

1.1 单位根检验

根据 DickeyD 和 FullerW(1979)提出的运用自回归序列估计量分布对序列数据进行单位根的研究^[5], 非平稳性的时间序列变量通过自由线性组合也可以是平稳的。如果存在这样一种时间序列变量通过线性的自由结合使序列达到这样的平稳, 那么可以认为该时间序列模型中的变量之间存在这样的协整关系^[6], 如下所示:

$$\Delta X_t = \alpha_1 + \alpha_2 T + \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^n \lambda_i \Delta X_{t-1} + \epsilon_t \quad (2)$$

其中, X_t 表示时间序列模型中随时间变化的任何变量。T 表示时间趋势。 Δ 是不同的运算符。单位根检验主要是研究系数 δ , 如果原假设 X_t 是非平稳性的或 $\delta = 0$, 那么就意味着这一序列中可能存在一个 $\delta < 0$ 的单位根问题。

1.2 协整检验

我们通过构建两个或两个以上变量的协整模型 (E-G 和 Johansen) 对组合模型中的序列变量进行协整关系的分析。

1.2.1 EG 检验

首先对序列模型进行回归处理, 然后利用 E-G 检验的方法对序列模型中的残差序列进行单一序列的单位根检验^[7]。如果该回归序列模型中的残差序列是平稳序列, 则该序列模型中的各变量之间一定存在协整关系, 反之不存在这一协整关系。

$$y_t = c + \beta x_t + u_t \quad (3)$$

其中, β 为 k 维系数向量。所以模型 (3) 的估计误差如下:

$$\hat{u} = y_t - \hat{\beta}_1 x_{1t} - \hat{\beta}_2 x_{2t} - \cdots - \hat{\beta}_k x_{kt} - c, \quad t = 1, \cdots, T \quad (4)$$

1.2.2 Johansen 检验

Johansen 检验是通过构建序列变量 VAR 模型, 然后运用时间序列两个或两个以上变量之间的回归系数进行协整验证^[7-8]。其目的是用于分析这一模型中各序列变量之间是否存在这样的长期均衡的关系方程以及估计协整向量。

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + A x_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\text{其中, } \Pi = \sum_{i=1}^p \beta_i - I, \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p \beta_j。$$

y_t 是 $(y \times 1)$ 的维向量, 其对应所有的变量均为 $I(1)$, Π , Γ_i 和 A 是估计参数的矩阵。 x_t 是一个具有确定性元素 (常数和趋势) 的向量, ε_t 是一个随机误差矩阵。如果矩阵 $\Pi=1$, 则有一个单独的协整向量或一个固定的线性组合, 使得协整秩矩阵 Π 可以分解为 $\Pi=\alpha \beta'$, 其中 α 是调整速度的向量, β 是长期均衡的向量。在这种情况下, y_t 是 $I(1)$, 则 $\beta' y_t$ 是 $I(0)$ 。所以 Johansen 检验的方法是根据 VAR 模型对序列变量进行无限制估计 Π 矩阵, 并检验该模型是否存在可以拒绝降秩 Π 所隐含的约束项。因此, 降秩 Π 的检验方法有迹检验和最大特征值检验, 如下:

$$\begin{aligned} \lambda_{trace} &= -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i^2) \\ \lambda_{max}(r, r+1) &= -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \end{aligned} \quad (6)$$

其中, λ_i 是从估计矩阵中获得的估计有序特征值, T 是滞后调整后的观测次数。

1.3 因果关系检验

我们可以把两个或者两个以上的时间序列模型中的一个变量与其他变量通过自由结合的方法进行因果关系检验。然后把这一变量的滞后系数引入其他变量的方程中, 并判断该变量的滞后系数对引入的变量方程是否会产生相应的影响^[8-9]。所以因果关系检验是基于变量存在协整关系后, 进一步验证序列变量之间是否存在线性相关的关系, 具有统计性的意义。

$$\begin{aligned} y_t &= \sum_{i=1}^m \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i x_{t-i} + u_{1t} \\ x_t &= \sum_{j=1}^m \alpha_j y_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_j y_{t-j} + u_{2t} \end{aligned} \quad (7)$$

对原假设方程 (7) 中 $\beta_i=0 (i=1, 2, \dots, k)$ 时, 如果 “ x 变化不是引起 y 变化的 Granger 原因” 或者在原假设方程中 $\beta_j=0 (j=1, 2, \dots, k)$ 时, “ y 变化不是引起 x 变化的 Granger 原因” 进行判断。

2 实证分析

2.1 单位根检验

在本节的实证分析中, 选取 1995—2018 年的时间序列探究长三角地区的 CO_2 排放量与能源消费对经济增长的影响。因此对序列变量数据取对数后进行单位根平稳性检验 (见表 1)。

表 1 序列单位根检验

序列	ADF	
	t-统计量	二阶
lnCE	-1.69	-3.98***
lnGDP	-0.81	-5.61***
lnE	-1.09	-5.14***

根据表 1 可知,原时间序列数据 lnCE、lnGDP 和 lnE 在二阶差分时间序列变量数据 lnCE、lnGDP 和 lnE 的 t-统计量在 0.01 的显著性水平下拒绝原假设。故序列 lnCE、lnGDP 和 lnE 是二阶平稳序列。

2.2 碳排放与经济增长关系

2.2.1 EG 检验

我们通过“E-G 检验”的方法对 lnCE 和 lnGDP 序列变量构建回归方模型如下^[6]:

$$\ln CE_t = -3.28 + 0.51 \ln GDP_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

根据回归模型(8)可知,该模型的 D-Watson 统计量相对较小。因此可以判断该回归模型的残差序列可能存在自相关。所以需要序列回归模型进行自相关 LM 检验,见表 2。

表 2 lnCE 与 lnGDP 自相关检验结果

	统计值	P 值
F 统计量	50.87	0.00
$T \times R^2$ 统计量	20.06	0.00

根据表 2 可知,在构建的序列回归模型中的残差序列一定存在自相关。因此通过构建序列变量的分布滞后模型并利用最小二乘法对残差序列 $\hat{u}$ 进行估计。其滞后模型为:

$$\ln CE_t = -0.37 + 1.09 \ln GDP_t + 0.90 \ln CE_{t-1} - 1.04 \ln GDP_{t-1} + \hat{u}_t \quad (9)$$

根据表 3 可知,该序列分布滞后模型的残差序列项 $\hat{u}$ 不存在自相关。

表 3 滞后模型自相关结果

	统计值	P 值
F 统计量	1.07	0.37
$T \times R^2$ 统计量	2.57	0.28

因此, 结果表明序列变量 $\ln CE_t$ 与 $\ln GDP_t$ 之间存在长期均衡关系, 其协整方程为:

$$\ln CE_t = 0.48 \ln GDP_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

根据协整定义可知, 序列变量 $\ln CE$ 与 $\ln GDP$ 两者之间存在长期影响关系以及模型的协整向量为 $(1, -0.48)$ 。当 GDP 每增加一个单位时, $\ln CE$ 将会增加 0.48 个单位。 $\ln CE$ 与 $\ln GDP$ 之间存在长期均衡关系, 所以随着近年来长三角地区经济的不断发展, $\ln CE$ 排放量也不断增加。

2.2.2 因果关系

根据表 4 可知, 原假设在 0.05 的显著性水平下拒绝 $\ln CE$ 不是 $\ln GDP$ 的 Granger 原因的假设。因此 $\ln CE$ 对经济的增长具有积极性的影响, 那么随着 $\ln CE$ 排放量的增加长三角地区经济得以快速的发展。

表 4 $\ln CE$ 和 $\ln GDP$ 因果检验结果

假设	F-统计量	P 值
$\ln GDP$ does not Granger Cause $\ln CE$	1.49	0.24
$\ln CE$ does not Granger Cause $\ln GDP$	4.89	0.04

2.3 能源消费与经济增长关系

2.3.1 EG 检验

我们通过“E-G 检验”的方法对 $\ln E$ 和 $\ln GDP$ 序列变量构建回归模型如下:

$$\ln E_t = 4.85 + 0.53 \ln GDP_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

根据回归模型(11)可知, 该模型的 D-Watson 统计量相对较小, 进一步判断该回归模型的残差序列可能存在自相关。因此需要对序列回归模型进行自相关 LM 检验。

根据表 5 可知,在序列回归模型中残差序列一定存在自相关。因此通过构建序列变量的分布滞后模型并利用最小二乘法对残差序列 $\hat{u}$ 进行估计。其滞后模型为:

$$\ln E_t = 1.12 + 1.19 \ln GDP_t + 0.74 \ln E_{t-1} - 1.04 \ln GDP_{t-1} + \hat{u}_t \tag{12}$$

根据表 6 可知,该序列分布滞后模型的残差序列项 $\hat{u}$ 不存在自相关。因此,结果表明序列变量 $\ln E$ 与 $\ln GDP$ 之间存在长期均衡关系,其协整方程为:

$$\ln E_t = 0.57 \ln GDP_t + \varepsilon_t \tag{13}$$

表 5 $\ln E$ 与 $\ln GDP$ 自相关性检验结果

	统计值	P 值
F 统计量	27.31	0.00
$T \times R^2$ 统计量	17.57	0.00

表 6 滞后模型自相关性结果

	统计值	P 值
F 统计量	0.23	0.80
$T \times R^2$ 统计量	0.59	0.74

根据协整定义可知,序列变量 $\ln E$ 与 $\ln GDP$ 两者之间存在长期的协整关系以及模型的协整向量为(1, -0.57)。当 GDP 每增加一个单位时,长三角地区的能源消费量将会增加 0.57 个单位。因此,随着近年来长三角地区的区域经济和市场经济的快速发展以及国民生活质量的提高,各行业产业生产对能源的需求量也不断增加,进一步带动区域经济的发展。

2.3.2 因果关系

根据表 7 可知,原假设 $\ln E$ 不是 $\ln GDP$ 的 Granger 原因,在 0.01 的显著性水平下拒绝原假设。因此,能源消费量的增加对长三角地区经济增长具有积极的带动作用,所以随着长三角地区经济的不断发展必然会伴随着各行业生产与消费对能源需求量的增加。

表 7 $\ln E$ 和 $\ln GDP$ 因果检验结果

假设	F-统计量	P 值
lnGDP does not Granger Cause lnCE	0.45	0.51
lnCE does not Granger Cause lnGDP	7.19	0.01

2.4 碳排放与能源消费、经济增长的关系

2.4.1 VAR 模型

通过构建 lnE、lnCE 和 lnGDP 等序列变量三者同框架的 VAR 模型, 并且运用协整模型、VEC 误差修正模型和因果关系对存在序变量之间的关系以及相互影响程度进行合理性的分析^[10]。VAR 模型估计结果如下:

$$\begin{bmatrix} \ln CE \\ \ln E \\ \ln GDP \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -9.23 \\ -0.32 \\ -5.70 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.02 & -0.01 & -0.53 \\ 1.29 & 1.09 & 0.87 \\ -0.21 & -0.06 & 0.79 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ln E_{t-1} \\ \ln CE_{t-1} \\ \ln GDP_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{bmatrix} \quad (14)$$

2.4.2 Johansen 检验

通过 VAR 模型验证了差分后的时间序列是平稳时间序列, 结合实际分析可知, 在时间序列 VAR 模型中 lnE、lnCE 和 lnGDP 之间均满足协整检验数据分析的必要条件。利用协整检验中的 Jonhansen 极大似然估计对时间序列 lnCE 和 lnE、lnGDP 之间的关系做进一步检验(见表 8)。

表 8 序列变量协整检验结果

假设数	特征值	Trace	Max-Eign
None*	0.65	38.37	23.07
Atmost1	0.42	15.23	11.84

根据表 8 可知, 该序列模型 lnE、lnCE 与 lnGDP 之间在其 5%的显著性水平下只存在 1 个协整关系方程。协整方程如下:

$$\ln CE_t = 1.36 \ln E_t + 0.30 \ln GDP_t + \varepsilon_t \quad (15)$$

从长三角地区长期发展来看,如果 $\ln E$ 增加一个单位量,那么 $\ln CE$ 将增加 1.36 个单位量。如果 $\ln GDP$ 增加一个单位量,那么 $\ln CE$ 将增加 0.30 个单位量。因此,在同一模型中能源消费所产生的 CO_2 排放量远大于经济增长所产生的 CO_2 排放量,所以在经济发展一定的情况下提高能源转化率可有效地控制 CO_2 的排放量。

2.4.3 VCE 模型

协整检验验证了长三角地区 CO_2 排放量、能源消费和经济增长之间存在长期互为影响的关系。但是构建序列模型中的各变量之间是否存在这样的短期效果需要进一步验证。因此,我们通过构建误差修正模型对 $\ln CE$ 、 $\ln E$ 和 $\ln GDP$ 之间存在的短期动态影响效果进行验证,如下所示。

$$\Delta \ln CE_t = -10.87 - 0.35 \ln GDP_t + 1.06 \ln E_t - 0.15 \ln CE_{t-1} + 0.13 \ln GDP_{t-1} + 0.43 \ln E_{t-1} - 1.33 ecm_{t-1} + \varepsilon_t \quad (16)$$

根据模型 16 可知,模型的误差修正系数 $ecm(-1.33)$ 为负。结果表明长三角地区的 CO_2 排放量的实际值大于均衡值,其反映了对能源消费偏离长期均衡做出负(-)的修正。根据各个变量之间长期均衡条件关系,如果本年度经济增长 $\ln GDP$ 增加一个单位量,那么本年度的 $\ln CE$ 将减少 0.35 个单位量。如果上一年度能源消费 $\ln E$ 增加一个单位量,那么本年度 $\ln CE$ 将增加 0.43 个单位量。

2.5 因果关系

根据表 9 因果关系检验结果可知,在一定程度上表明了 $\ln CE$ 、 $\ln E$ 和 $\ln GDP$ 三者之间存在互为影响的线性关系。但在短期效果方面 $\ln GDP$ 与 $\ln CE$ 、 $\ln E$ 之间存在单向的因果关系。这意味着 CO_2 排放量或能源消费的增加会促使经济的增长(短期效果),反之能源消费也会促进 CO_2 排放量的增加(长期效果)。此外,研究结果还表明 $\ln CE$ 、 $\ln E$ 以及 $\ln GDP$ 三者之间均存在互为双向的因果关系(长期效果)。

3 结论与建议

3.1 结论

本文通过 1995—2018 年长三角地区的时间序列数据并结合经济理论和统计方法对能源消费、 CO_2 排放量和经济增长三者之间的影响关系进行了实证性的研究。

首先,通过协整关系和因果关系研究了长三角地区的 CO_2 排放量与经济增长、能源消费与经济增长等单变量之间的关系。协整检验的结果表明 CO_2 排放量与经济增长、能源消费与经济增长二者之间均存在长期互为正向影响的关系且具有积极性的影响。因果关系结果表明经济增长与 CO_2 排放量以及经济增长与能源消费二者之间存在单方向的线性关系,这意味着经济增长能够促进能源消费量以及 CO_2 排放量的增加。

表 9 因果关系检验结果

因变量	短期 F-统计量	长期 t-统计量	短期&长期 F-统计量
-----	----------	----------	-------------

	$\Sigma \Delta \ln CE_{t-1}$	$\Sigma \Delta \ln E_{t-1}$	$\Sigma \Delta \ln GDP_{t-1}$	ecm_{t-1}	$\Sigma \Delta \ln CE_{t-1} \& ecm_{t-1}$	$\Sigma \Delta \ln E_{t-1} \& ecm_{t-1}$	$\Sigma \Delta \ln GDP_{t-1} \& ecm_{t-1}$
$\Delta \ln CE_t$	—	0.37	1.50	-3.08***	—	1.27	0.05
$\Delta \ln E_t$	0.07	—	0.45	-4.86***	1.21	—	0.21
$\Delta \ln GDP_t$	4.90**	7.19**	—	-3.54***	0.54	0.80	—

其次,通过建立 VAR 和 VEC 误差修正模型,探讨 CO₂排放量、能源消费和经济增长之间是否同样存在长期相互影响关系和短期动态效果。结果表明长三角地区的能源消费、CO₂排放量和经济增长三者之间均存在着长期的影响关系。相对于 GDP 增长而言,能源消费量的增加对 CO₂排放量的影响更大。因此,实施节能降耗的政策有助于在不影响经济增长的情况下减少 CO₂的排放量。

最后,因果关系进一步验证了 CO₂排放量、能源消费和经济发展三者之间互为因果关系(长期效果)。一方面,能源消费和 CO₂排放量在短期内能够有效地促进长三角地区的区域经济快速发展。另一方面,如果区域的经济过快增长,必将导致长三角地区的能源消费量和 CO₂排放量的迅速增加,将打破市场经济与环境的平衡。所以长三角地区经济发展趋势的变动对区域能源消费和 CO₂排放量的影响与社会经济发展路径基本保持一致。

3.2 建议

加强政府引导作用,制定与完善新能源或可再生能源有关的政策体系,如通过减税、风险补偿、专项资金等优惠政策对中小企业进行鼓励。

完善统一的碳排放交易市场的建设,健全碳排放标准体系,对相关企业实行严格的评价考核与责任追究制度,加大低碳技术的推广力度。

建立健全处罚体系,对工业企业进行定期的监督检查,规范执行节能减排标准,发展壮大节能环保产业,促进长三角区域经济的绿色、协调发展。

参考文献:

- [1]郑慕强. 东盟五国能源消费与碳排放因素分解分析[J]. 经济问题探索, 2012(2):145-150.
- [2]王锋, 吴丽华, 杨超. 中国经济发展中碳排放增长的驱动因素研究[J]. 经济研究, 2010(2):123-136.
- [3]陈向阳, 李奕君. 能源消费、碳排放与经济增长之间的关系研究——理论机制与实证检验[J]. 南京财经大学学报, 2018(5):98-108.
- [4]KRAFT J, KRAFT A. On the relationship between energy and GNP[J]. The Journal of Energy and Development, 1978, 3: 401-403.
- [5]DICKEY D, FULLER W. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root[J]. Journal of the American Statistical Association, 1979, 74:427-431.

-
- [6]汪旭晖, 刘勇. 中国能源消费与经济增长:基于协整分析和 Granger 因果检验[J]. 资源科学, 2007(5):57-62.
- [7]赵爱文, 李东. 中国碳排放与经济增长的协整与因果关系分析[J]. 长江流域资源与环境, 2011(11):1297-1303.
- [8]郝园园. 安徽省能源消费与经济发展的关系研究[J]. 中国市场, 2020(32):21-22.
- [9]CHONTANAWAT J. Relationship between energy consumption, CO₂emission and economic growth in ASEAN:Cointegration and causality model[J]. Energy Reports, 2020, 6:660-665.
- [10]范亚宣. 河北省能源消费与经济发展关系研究[J]. 商业经济, 2020(1):33-34.