

云南省能源消费与经济增长动态关系

——基于向量误差修正模型的实证研究

田文甫慧

(云南民族大学 经济学院, 昆明 650500)

摘要:基于云南 1980—2019 年时间序列数据,在能源、资本和劳动三要素 C-D 生产函数框架下,利用 Johansen 协整检验、向量误差修正模型、Granger 因果检验等定量分析工具,对能源消费与经济增长的短期和长期关系进行实证检验。结果表明:二者存在相互促进的长期均衡关系,而短期不存在因果关系,说明云南经济结构优化向好,能源依赖度低;此外存在纠偏机制,误差修正项对能源消费的调整速度显著快于对实际 GDP 的调整速度,说明云南能源产业具有良好的自我调节功能。最后指出云南能源产业今后的发展重点是加快建立系统整合的能源-经济决策架构,同时政府应着力营造稳定的宏观经济环境。

关键词:能源消费;经济增长;向量误差修正模型

中图分类号:F206 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-1807(2022)01-0295-08

如何平衡能源节约与经济发展的关系一直以来都是学界研究热点、政府工作重点和社会关注焦点。“十三五”期间,云南贯彻践行新发展理念,全力打造世界一流“绿色能源牌”,能源产业跃升为全省第一支柱产业,能源工业成为全省经济增长主要拉动力,云南由能源资源大省向能源消费大省转变。面向“十四五”,要实现能源资源配置更加合理,确保生态文明排头兵建设取得新进展,推动全省高质量跨越式发展,当务之急是要厘清能源消费与经济增长之间的内在联系。作为经济欠发达地区,云南能否实现经济与环境的双赢?根据《中国统计年鉴》和《云南统计年鉴》最新数据,2019 年云南能源消费量占全国能源消费总量的 2.5%,为全国生产总值贡献了 2.35%,单位产值能耗低于全国平均水平的 6.52%。可见,从经验角度看,云南能源消费与经济增长之间存在某种联系。故从实证出发,对云南 40 年的统计数据定量分析,以期揭示二者之间更贴合云南实际的影响机制和发展规律。

1 文献综述

近年来,国内许多学者使用协整研究这个“鱼和熊掌”的问题。常用的协整检验法有两种:一是 Engle 和 Granger 提出的 E-G 两步法^[1],即先用 OLS 方法估计方程系数并计算非均衡误差,再检验

非均衡误差的平稳性。二是 Johansen^[2]提出的基于回归系数的似然比检验法,主要用来分析由多变量组成的向量自回归系统,在向量自回归模型基础上使用极大似然估计法进行协整检验和确定协整关系。前者由于操作简便,受到国内多数实证应用者的青睐,于东平等^[3]、晏正春等^[4]、王秀丽^[5]均采用 E-G 两步法对国内能源消费与经济增长进行双变量、单方程的静态协整分析。Johansen 检验较其复杂很多,但检验功效更大,能够进行多变量、多方程的动态协整检验,能确定出多个变量之间可能存在的所有协整向量,它将所有变量内生化的,从而避免了因变量选择的主观性,并且由于极大似然法是在向量误差修正模型(VECM)中进行的,从而为协整检验提供了统一的分析框架,即单位根检验到协整检验到建立 VECM。VECM 很好地补充了长期静态模型的不足,它是一种有约束的 VAR 模型,即自变量中含有协整约束,因此适用于存在协整关系的非平稳序列。目前,多数研究止步于对能源消费与经济增长进行长期均衡关系的协整检验,忽略了变量短期波动对均衡状态的动态影响^[6-8]。

新古典 C-D 生产函数作为研究生产要素和经济增长关系的一种较好途径,已被广泛应用于经济研究中,但其基本构成只解释了技术、资本和劳动

收稿日期:2021-09-22

基金项目:云南省社科规划社会智库项目(SHZK2021301);云南省教育厅科学研究基金项目(2021Y598)。

作者简介:田文甫慧(1997—),女,山西太原人,云南民族大学经济学院,硕士研究生,研究方向为能源经济、国民经济。

对经济的影响。随着工业化进程的推进,能源在生产过程中的作用愈加不可替代,若忽略能源因素研究经济增长,会导致分析出现较大误差。宋锋华和罗夫永^[9]通过对比新疆 1978—2010 年能源消费量和实际 GDP 的双变量模型和拓展后的 C-D 生产函数多变量模型,发现后者的拟合优度大幅提高。目前,使用生产函数研究二者关系的论文较为少见,多数研究只对二者建模,由于遗漏重要解释变量,模型或存在内生性问题^[10-12]。在少数使用生产函数的研究中,也存在一些考虑不周的问题。杨慧贤等^[13]、宋梅和高志远^[14]用最小二乘法对拓展后的三要素生产函数模型进行简单线性回归,没有考虑序列平稳性,也没有分析变量间的长短期关系,且样本区间较短。李涛和曹文^[15]虽考虑了平稳性和长期关系,但依旧采用 E-G 双变量两步法,协整检验与生产函数相分离,且缺少对短期关系的考察。王状等^[16]弥补了上述研究的不足,基于改进后的生产函数,对 1998—2016 年的数据进行了单位根检验和协整检验,遗憾的是,仍没有继续建立 VECM 模型,样本区间也只有 19 年。

Granger 因果关系检验由 2003 年诺贝尔经济学奖得主 Clive W. J. Granger^[17] 开创,用于分析某个解释变量滞后值对被解释变量是否具有预测能力。协整不代表 Granger 因果关系,协整反映的是变量间随时间同步变化的趋势。因果检验不成为伪回归的条件是变量平稳或存在协整关系,所以只要证明变量间具有同趋势性,就可以进行因果检验。在国内相关文献中,部分研究^[18-19];缺少对二者的因果检验,且由于研究对象、样本区间和计量统计方法存在差异,不同学者得出的实证结果大相径庭。放眼到国外研究,Akinlo^[20]研究证实苏丹和津巴布韦存在经济增长到能源消费的单向因果关系。Dantama 和 Inuwa^[21]分析认为 1980—2010 年尼日利亚存在与之相反的单向因果关系。Çetintas 和 Sarıkaya^[22]对 1960—2004 年英国和美国的考察中未发现二者之间存在因果关系,建议政府将工作重点转向不可再生能源。Munir 等^[23]在对 1980—2016 年东盟五国的面板检验中发现了相当大的异质性。由此可见,无论是国内学界还是国外学界,研究者们对能源消费与经济增长之间的真实关系存在较大分歧,但大家一致认为若经济系统存在能源消费到经济增长的单向因果关系或二者具有双

向因果关系,则该系统属于能源依赖型经济体,减少能源消费量将对经济增长产生消极影响;若存在经济增长到能源消费的单向因果关系或二者不具有因果关系,则节约型能源政策不会阻碍经济发展,可实现可持续发展战略。

综上所述,现有文献对该领域的研究具有很大借鉴意义和参考价值,但仍存在以下需要完善的地方:①多数文献缺少完整的检验步骤;②多数文献使用 E-G 两步法进行协整检验,或导致内生性问题;③在生产函数框架下研究二者关系的研究较为少见;④多数文献基于国家宏观层面,少部分涉及省域视角的文献也大多将广东、山东、江苏等经济相对发达的省份作为研究对象,鲜见对云南这个能源大省的研究,且样本时间跨度较短。对此,本研究的主要特色体现在:首先,借助国际通用的 C-D 生产函数,在原有生产要素中引入能源消费,并将拓展后的三要素生产函数与检验功效更大的 Johansen 协整检验法相结合,有效解决了部分内生性问题,使检验结论更加真实可信。其次,在完整的协整检验流程下,更为全面考察了二者长期和短期的互动关系。最后,为了避免估计量偏误,选择改革开放以来尽可能长的样本区间。由于年鉴未提供 1978—1979 两年的年末就业人员人数且尚未公布 2020 年的相关数据,故将样本区间设定为 1980—2019 年。

2 数据选择、处理与理论模型

2.1 原始数据的处理与测算

基于研究所需和数据可得性,选用云南省 1980—2019 年,共 4×40 个年度数据的能源消费(E)、资本存量(K)、劳动投入(L)和实际 GDP(GDP)作为实证分析的数据源,所有数据根据国家统计局公布数据和历年《云南统计年鉴》整理所得。

对于实际 GDP,以 1978 年为基期对按当年价格计算的生产总值数据进行如下处理,从而得到相应年份生产总值的实际值。

$$\text{当年实际 GDP} = \frac{\text{上一年实际 GDP} \times \text{生产总值指数}}{100} \quad (1)$$

对于资本存量,首先以 1978 年为基期对按当年价格计算的固定资产投资数据进行如下处理,从而得到相应年份固定资产投资的实际值。

$$\text{当年实际固定资产投资} = \frac{\text{上一年实际固定资产投资} \times \text{CPI}^{\text{①}}}{100} \quad (2)$$

注:①由于固定资产投资价格指数只能回溯到 1991 年,故采用数据完整的居民消费价格指数 CPI 以消除价格波动。

然后借鉴单豪杰^[24]的方法,将折旧率设定为10.96%,采用永续盘存法估算资本存量,计算公式为

$$K_t = (1 - \delta_i) K_{t-1} + I_t \tag{3}$$

式中: K_t 表示云南第 t 年的资本存量; K_{t-1} 表示第 $t-1$ 年的资本存量; I_t 表示第 t 年的不变价实际固定资产投资; δ_i 表示固定资产折旧率。

资本存量估算的基年选择在国内现有文献中

主要分为1952年和1978年。在永续盘存法的计算中,选择的基年越早,基年资本存量的估计误差对后续年份的影响就越小,但考虑到云南省固定资产投资这一数据只能回溯至1978年,故将1978年作为基年。关于1978年云南省的资本存量,采用1979年的不变价实际固定资产投资比平均折旧率10.96%与1979—1983年实际固定资产投资平均增长率之和(表1)。资本存量的估算结果见表2。

表 1 云南省 1979—1983 年实际固定资产投资增长率状况及基年资本存量的计算

年份	1979	1980	1981	1982	1983	年均增长率	1978 年资本存量/亿元
增长率	0.011	0.047	0.012	0.018	0.01	0.019 6	$K=15.205\ 4/(0.109\ 6+0.019\ 6)=117.689\ 2$

表 2 1980—2019 年云南省资本存量

单位:亿元

年份	资本存量	年份	资本存量	年份	资本存量	年份	资本存量
1980	122.764 4	1990	179.610 4	2000	459.614 6	2010	698.872 3
1981	125.420 6	1991	193.874 8	2001	483.097 7	2011	724.554 3
1982	128.075 6	1992	212.551 0	2002	504.007 1	2012	748.853 4
1983	130.603 7	1993	243.313 7	2003	524.249 7	2013	771.526 4
1984	133.169 4	1994	278.056 7	2004	548.312 2	2014	792.762 0
1985	136.838 1	1995	311.448 3	2005	573.487 4	2015	810.717 9
1986	141.218 8	1996	343.926 4	2006	597.438 3	2016	826.705 9
1987	146.475 8	1997	376.442 0	2007	622.410 0	2017	846.078 9
1988	155.262 1	1998	406.657 7	2008	651.247 6	2018	868.717 7
1989	167.705 7	1999	434.062 1	2009	675.080 7	2019	891.528 7

对于劳动投入,本应该用有效劳动时间来表示,但由于条件限制,无从获取这一数据,所以将全省年末从业人员总数作为劳动投入的代理变量。

对于能源消费,采用《云南统计年鉴》公布的历年能源消费总量(万吨标准煤)来表示。所有原始变量的描述性统计见表3。

表 3 描述性统计

变量	样本量	最小值	最大值	均值	标准偏差
能源消费 E / 万吨标准煤	40	946.10	12 157.65	5 005.01	3 733.11
资本存量 K /亿元	40	122.76	891.53	449.67	263.11
劳动投入 L /万人	40	1 404.20	2 998.89	2 289.37	488.31
实际 GDP/ 亿元	40	77.25	3 301.81	897.07	920.82

为了减弱模型异方差,且便于变量关系的解释,将上述4个变量取对数,并通过绘制 $\ln E$ 、 $\ln K$ 、 $\ln L$ 、 $\ln GDP$ 的时间趋势曲线,初步判断4个变量随时间的变化趋势。

从图1可以看出, $\ln GDP$ 和 $\ln E$ 随时间的变化趋势非常相似,说明二者可能存在内在联系,并且 $\ln E$ 的增长趋势较 $\ln L$ 、 $\ln K$ 更为陡峭,表明能

源投入较劳动投入、资本投入对经济增长的驱动效应更加明显,这个现象与改革开放以来云南省对能源产业的大力开发与利用息息相关,也恰恰反映了近年来能源产业成为云南第一支柱产业这一客观事实。根据4个序列之间的同趋势性可以预知,云南生产总值与资本投入、劳动投入和能源消费之间可能存在协整关系。

2.2 向量误差修正模型(VECM)

Engle 和 Granger 将协整与误差修正模型相结合,建立了向量误差修正模型(VECM)。VECM 是一种含有协整约束的向量自回归模型,常应用于具有协整关系的非平稳时间序列建模。考虑滞后 p 阶、不包含外生变量的 k 维向量自回归模型 $VAR(p)$:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \cdots + A_p Y_{t-p} + \mu_t \tag{4}$$

$$\text{式中: } Y_t = \begin{bmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \\ \vdots \\ Y_{kt} \end{bmatrix}; A_j = \begin{bmatrix} a_{11,j} & a_{12,j} & \cdots & a_{1k,j} \\ a_{21,j} & a_{22,j} & \cdots & a_{2k,j} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ a_{k1,j} & a_{k2,j} & \cdots & a_{kk,j} \end{bmatrix},$$
$$j=1,2,\cdots,p; \mu_t = \begin{bmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \\ \vdots \\ \mu_{kt} \end{bmatrix}。$$

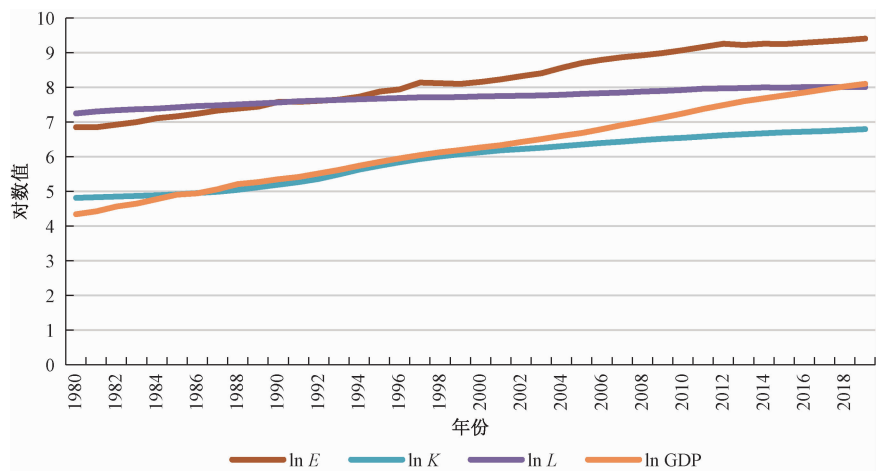


图 1 ln E、ln K、ln L、ln GDP 的时间趋势曲线

将式(4)变换为差分形式：

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Pi_i \Delta Y_{t-i} + \mu_t \tag{5}$$

式中， $\Pi = \alpha \beta'$ ，矩阵 α 为调整系数矩阵，其每个列向量对应一个协整组合的一组权重，矩阵 β' 为协整向量矩阵，其每个行向量是一个协整向量。因此，式(5)中的 ΠY_{t-1} 可表示为 $\alpha \beta' Y_{t-1}$ 。由于 $\beta' Y_{t-1}$ 正是误差修正项 ecm_{t-1} ，故式(5)可写成

$$\Delta Y_t = \alpha ecm_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Pi_i \Delta Y_{t-i} + \mu_t \tag{6}$$

误差修正项 ecm_{t-1} 反映了变量间的长期均衡关系，系数矩阵 α 反映了当变量间的均衡关系偏离长期均衡状态时，误差修正项将其调整至均衡状态的调整速度。自变量差分项的系数反映的是各变量短期波动对因变量短期变化的影响。

3 实证分析

3.1 ADF 单位根检验

进行协整分析前需对序列进行平稳性检验，采用 ADF 单位根检验，结果见表 4。

从表 4 中可以看出，序列 $\Delta^2 \ln GDP$ 、 $\Delta^2 \ln K$ 、 $\Delta \ln L$ 、 $\Delta \ln E$ 在 5% 的显著性水平下均通过了单位根检验，即原变量序列 $\ln GDP$ 、 $\ln K$ 为二阶单整序列， $\ln L$ 、 $\ln E$ 为一阶单整序列，最高阶单整变量个数大于等于 2，满足 Johansen 协整检验的前提条件，可以进一步检验它们之间是否存在长期均衡关系。

表 4 ADF 单位根检验

变量	检验类型 (c,t,k)	ADF 检验值	5%临界值	P 值	检验结果
ln GDP	(c,0,3)	-0.460 0	-2.945 8	0.887 6	非平稳
$\Delta \ln GDP$	(c,0,2)	-2.428 9	-2.945 8	0.141 3	非平稳
ln K	(c,0,2)	-1.897 3	-2.943 4	0.329 9	非平稳
$\Delta \ln K$	(c,0,1)	-1.821 5	-2.943 4	0.364 7	非平稳
ln L	(c,0,8)	-2.824 0	-2.960 4	0.066 5	非平稳
ln E	(c,0,0)	-0.963 6	-2.939 0	0.756 6	非平稳
$\Delta^2 \ln GDP$	(0,0,2)	-4.825 6	-1.950 7	0.000 0	平稳
$\Delta^2 \ln K$	(0,0,0)	-3.753 1	-1.950 1	0.000 4	平稳
$\Delta \ln L$	(c,0,0)	-3.640 9	-2.941 1	0.009 4	平稳
$\Delta \ln E$	(c,0,0)	-5.198 0	-2.941 1	0.000 1	平稳

注：c、t、k 分别表示单位根检验方程中的截距项、时间趋势项和滞后阶数。

3.2 Johansen 协整检验

Johansen 检验是一种进行多重变量序列协整检验的较好方法，该方法的优点是能够给出多个变量间的可能存在的全部协整关系。为了确定其最优滞后阶数，需先建立由 $\ln E$ 、 $\ln K$ 、 $\ln L$ 、 $\ln GDP$ 构成的 VAR 模型，表 5 给出了各种准则下的 VAR 模型滞后阶数。

由表 5 可以看出，当滞后阶数为 4 时，符合准则的个数最多（以 * 表示），因此重新估计 VAR(4) 模型。在单位根检验中，根据 AIC、SC、HQ 信息准则判断出所有原变量序列都是含有随机性趋势的单位根过程，故在确定性趋势假设时选择第 3 种情形

表 5 VAR 模型滞后阶数及准则信息

滞后阶数	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	362.384 5	NA	5.18×10^{-14}	-19.243 59	-18.539 80	-18.997 95
2	406.804 3	69.097 39	1.10×10^{-14}	-20.822 46	-19.414 89	-20.331 18
3	434.145 8	36.455 39	6.30×10^{-15}	-21.452 55	-19.341 19	-20.715 63
4	466.156 6	35.567 49*	3.04×10^{-15} *	-22.342 03*	-19.526 89*	-21.359 47*

注：* 表示该准则选择的滞后阶数。

进行含趋势项的协整检验^[25]。协整检验的滞后阶数比 VAR 模型少 1,故滞后步长为 1~3,特征根迹检验和最大特征根检验结果见表 6、表 7。

两种秩检验结果均显示在 5%的显著性水平下拒绝没有协整向量、最多一个协整向量和最多两个协整向量的零假设,接受最多 3 个协整向量的备择

表 6 无限制的协整秩检验(迹)

假设 CE 数	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob
None*	0.758 075	107.035 1	47.856 13	0.000 0
At most 1*	0.602 054	55.946 46	29.797 07	0.000 0
At most 2*	0.464 571	22.774 67	15.494 71	0.003 4
At most 3	0.007 911	0.285 944	3.841 466	0.592 8

注:* 表示在 5%水平显著。

表 7 无限制的协整秩检验(最大特征根)

假设 CE 数	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob
None*	0.758 075	51.088 60	27.584 34	0.000 0
At most 1*	0.602 054	33.171 80	21.131 62	0.000 7
At most 2*	0.464 571	22.488 72	14.264 60	0.002 0
At most 3	0.007 911	0.285 944	3.841 466	0.592 8

注:* 表示在 5%水平显著。

假设,因此认为该系统存在 3 个协整关系。

3.3 向量误差修正模型(VECM)的估计

根据 Granger 表述定理,如果变量间存在协整关系,则它们之间的短期非均衡关系总能由误差修正模型表述。因此继续建立 VECM 来考察短期波动对长期均衡的影响,采用极大似然估计法,估计结果见表 8。

表 8 VECM 估计结果

协整方程	CointEq1	CointEq2	CointEq3
ln E(-1)	1.000 000	0.000 000	0.000 000
ln K(-1)	0.000 000	1.000 000	0.000 000
ln L(-1)	0.000 000	0.000 000	1.000 000
ln GDP(-1)	-0.936 698 (0.032 51)	-0.903 759 (0.074 83)	-0.273 464 (0.015 71)
C	-2.341 575	-0.229 729	-6.005 098
误差修正	D(ln E)	D(ln K)	D(ln L)
CointEq1	-0.804 738 (0.352 48)	-0.017 751 (0.044 87)	0.173 151 (0.059 50)
CointEq2	0.445 948 (0.133 04)	-0.040 870 (0.016 93)	-0.033 260 (0.022 46)
CointEq3	0.044 995 (0.533 27)	0.215 106 (0.067 88)	-0.112 552 (0.090 02)
D[ln E(-1)]	0.230 047 (0.251 25)	0.006 163 (0.031 98)	-0.091 578 (0.042 41)
D[ln E(-2)]	0.384 036 (0.246 00)	0.001 487 (0.031 31)	-0.064 903 (0.041 53)
D[ln E(-3)]	0.140 480 (0.226 29)	0.072 370 (0.028 80)	-0.055 799 (0.038 20)
D[ln K(-1)]	0.697 940 (1.185 68)	0.944 961 (0.150 93)	-0.008 332 (0.200 15)
D[ln K(-2)]	0.052 124 (1.672 40)	-0.239 920 (0.212 88)	0.170 936 (0.282 32)
D[ln K(-3)]	-1.642 287 (0.987 43)	0.079 665 (0.125 69)	-0.087 316 (0.166 69)
D[ln L(-1)]	3.588 982 (1.592 67)	0.002 781 (0.202 73)	-0.350 256 (0.268 86)
D[ln L(-2)]	1.205 125 (1.452 29)	0.273 977 (0.184 86)	-0.445 929 (0.245 16)
D[ln L(-3)]	0.035 555 (1.203 45)	0.009 179 (0.153 19)	-0.255 271 (0.203 15)
D[ln GDP(-1)]	0.216 909 (0.431 14)	0.072 514 (0.054 88)	0.141 197 (0.072 78)
D[ln GDP(-2)]	0.278 206 (0.407 35)	-0.235 657 (0.051 85)	0.007 114 (0.068 76)
D[ln GDP(-3)]	0.541 129 (0.478 61)	-0.163 829 (0.060 92)	-0.021 871 (0.080 79)
C	-0.128 279 (0.090 96)	0.032 590 (0.011 58)	0.036 472 (0.015 35)
R ²	0.523 557	0.979 518	0.697 187

注:括号内为标准误差。

表 8 的第一部分是对协整方程的拟合,由误差修正项 ecm_{t-1} 表达式可推导得出以下 3 个协整方程:

$$\ln E_{t-1} = ecm_{1,t-1} + 0.936\ 7 \ln GDP_{t-1} + 2.341\ 6 \tag{7}$$

$$\ln K_{t-1} = ecm_{2,t-1} + 0.903\ 8 \ln GDP_{t-1} + 0.229\ 7 \tag{8}$$

$$\ln L_{t-1} = ecm_{3,t-1} + 0.273\ 5 \ln GDP_{t-1} + 6.005\ 1 \tag{9}$$

可见,因变量变化是误差修正项 ecm_t 和其他自变量变化的函数。由于主要研究能源消费与经济增长的关系,所以重点关注第一个协整方程(7)。

$$\begin{aligned} \Delta \ln E_t = & -0.804\ 7 ecm_{1,t-1} + 0.445\ 9 ecm_{2,t-1} - 0.045\ 0 ecm_{3,t-1} + 0.230\ 0 \Delta \ln E_{t-1} + \\ & 0.384\ 0 \Delta \ln E_{t-2} + 0.140\ 5 \Delta \ln E_{t-3} + 0.697\ 9 \Delta \ln K_{t-1} + 0.052\ 1 \Delta \ln K_{t-2} - 1.642\ 3 \Delta \ln K_{t-3} + \\ & 3.589\ 0 \Delta \ln L_{t-1} + 1.205\ 1 \Delta \ln L_{t-2} + 0.035\ 6 \Delta \ln L_{t-3} + 0.216\ 9 \Delta \ln GDP_{t-1} + \\ & 0.278\ 2 \Delta \ln GDP_{t-2} + 0.541\ 1 \Delta \ln GDP_{t-3} - 0.128\ 3 + \varepsilon_{1,t} \tag{10} \\ \Delta \ln GDP_t = & -0.167\ 6 ecm_{1,t-1} + 0.134\ 7 ecm_{2,t-1} - 0.500\ 3 ecm_{3,t-1} + 0.087\ 4 \Delta \ln E_{t-1} + \\ & 0.045\ 2 \Delta \ln E_{t-2} + 0.017\ 4 \Delta \ln E_{t-3} + 0.643\ 5 \Delta \ln K_{t-1} - 0.313\ 4 \Delta \ln K_{t-2} - 0.049\ 3 \Delta \ln K_{t-3} + \\ & 1.887\ 4 \Delta \ln L_{t-1} + 2.144\ 3 \Delta \ln L_{t-2} + 1.462\ 6 \Delta \ln L_{t-3} - 0.245\ 9 \Delta \ln GDP_{t-1} - \\ & 0.436\ 6 \Delta \ln GDP_{t-2} + 0.218\ 7 \Delta \ln GDP_{t-3} + 0.008\ 3 + \varepsilon_{2,t} \tag{11} \end{aligned}$$

同样地,重点关注 $ecm_{1,t-1}$ 。从误差修正项的系数来看,式(10)和式(11)表明误差修正项对本期能源消费和本期实际 GDP 具有修正作用,其效应分别为 $-0.804\ 7$ (标准误差为 $0.352\ 48$)和 $-0.167\ 6$ (标准误差为 $0.146\ 86$),说明上一期的非均衡误差将以 80.47% 的调整力度对本期能源消费做出较大力度的反向修正,使得能源消费重新由短期非均衡状态回到长期均衡状态,符合反向修正机制,且显著为负。这表明,云南能源产业发展至今已然具备良好的自我调节功能,下一步应继续全力打造世界一流“绿色能源牌”的战略部署。而当本期实际 GDP 偏离均衡状态时,上一期的非均衡误差将以 16.76% 的速度将其拉回均衡状态,自我修正的速度较缓慢,且作用不显著。这就提示,要想保持经济可持续、高质量发展,前提是要营造稳定的宏观经济环境,保证经济稳定增长。从滞后变量的影响来看,本期能源消费主要受到资本存量滞后 3 阶(10% 水平下)和劳动投入滞后 1 阶(1% 水平下)的影响,并未受到实际 GDP 滞后项的显著影响;而本期实际 GDP 主要受到劳动投入滞后 1~3 阶(1% 水平下)和实际 GDP 滞后 2 阶(1% 水平下)的影响,并未受到能源消费滞后项的显著影响。这表明,短期内云南能源消费和经济增长不存在因果关系,这一点将在之后的 Granger 因果检验中加以验证。最

当 $\ln E$ 的系数标准化为 1 时, $\ln GDP$ 的系数为 $0.936\ 7$, t 值为 $10.160\ 8$,表明二者具有显著正相关关系,即其他条件不变时,全省生产总值增加 1% 会带动能源消费量增长 $0.936\ 7\%$ 。这一结果说明,云南省能源消费与经济增长之间存在长期均衡关系,产出增加能够带来能源消费的增加,反之,能源需求旺盛也会导致经济总量扩大。因此从长期来看,云南的能源消费不是经济增长的外生变量,可以作为一种生产要素加入生产函数中。

表 8 的第二部分是对 VECM 的估计,其中关于能源消费与经济增长的 VEC 模型具体如下:

后,在能源消费和实际 GDP 的 VECM 中,可决系数 R^2 分别为 $0.523\ 6$ 和 $0.600\ 6$,表明构建的 VECM 能较好地拟合能源消费与经济增长的动态机制。

3.4 基于 VECM 的 Granger 因果检验

协整满足 Granger 因果检验的前提,继续利用 VECM 的 Granger 因果检验程序。表 9 报告了 VECM 下两变量间 Granger 因果关系的 Wald 检验结果:在 10% 的显著性水平下,能源消费的短期动态方程中仅存在资本存量到能源消费的 Granger 因果关系;在 1% 显著性水平下,实际 GDP 的短期动态方程中仅存在劳动投入到实际 GDP 的 Granger 因果关系,没有证据表明实际 GDP 与能源消费之间存在 Granger 因果关系,说明云南经济属于非能源依赖型经济,节能政策的实施对经济不会造成明显的负面影响,能源消费—经济增长“中性假说”成立。

表 9 基于 VECM 的两变量间的 Granger 因果检验

变量	$\Delta \ln E$	$\Delta \ln K$	$\Delta \ln L$	$\Delta \ln GDP$
$\Delta \ln E$	8.053 005**	5.349 055	0.764 985	
$\Delta \ln K$	6.624 412*		1.250 060	3.051 383
$\Delta \ln L$	5.831 056	2.913 746		16.898 27***
$\Delta \ln GDP$	1.903 008	35.743 28***	4.034 501	
全部解释变量	13.586 44	45.075 54***	9.003 667	22.277 53***

注:单个解释变量和全部解释变量的 χ^2 检验统计量的自由度分别是 3 和 9;*、**、*** 分别表示在 10% 、 5% 、 1% 水平显著。

4 结论与讨论

通过对云南能源消费与经济增长之间的动态影响关系研究,得到以下结论:①Johansen 协整检验结果表明能源消费与经济增长之间存在长期稳定的均衡关系和显著的正相关关系,意味着二者关系从经验上的模糊判断变成了一种客观规律,能源消费对经济增长发挥了基础性的作用,这提示了政府在决策时可以利用这一参照标准,克服主观随意性,保障二者协调、可持续发展。②VECM 结果表明短期偏离均衡状态时,误差修正项对能源消费和经济增长发挥反向修正机制,但对前者的调整力度显著强于对后者的调整力度,说明云南能源产业在政府的大力支持下发展良好,具有一定的自我调节能力。③模型拟合优度良好,云南经济短期波动超过 60% 的原因归结于资本存量、劳动投入、能源消费及经济系统对自身上一期偏离长期均衡水平的调整。④基于 VECM 的 Granger 因果检验表明短期内经济增长与能源消费之间相互独立,实施保护环境的节能政策不会扼杀云南的经济增长。

总之,经验证据表明云南能源消费是经济增长的内生变量,二者长期存在均衡关系,短期内不存在因果关系。这一结论具有重要政策含义:能源资源具有相对稀缺性,若不完善配套科学合理的能源政策,加快调整能源结构,提高能源利用效率,将导致能源问题成为经济长期增长的瓶颈,不利于经济社会可持续发展。因此,云南能源产业要紧密围绕“四个革命、一个合作”的能源安全新战略以及对云南的“三个定位”,加快建立系统整合的能源—经济决策架构,兼顾经济效率、能源效率和能源消费绿色化的新发展要求,为全省实现高质量跨越式发展做出新贡献。同时政府要统筹把握政策的连续性和稳定性,保证经济以合理的速度平稳增长。

参考文献

[1] ENGLE R F, GRANGER C. Cointegration and error-correction: Representation, estimation and testing[J]. *Econometrica*, 1987, 55(2): 251-276.

[2] JOHANSEN S. Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis[J]. *Journal of Econometrics*, 1992, 52(3): 389-402.

[3] 于东平,段万春,罗崇敏. 基于误差修正模型的云南省能源消费与经济增长关系研究[J]. *经济问题探索*, 2010(4): 58-61.

[4] 晏正春,彭莉莎,岳大波. 我国能源消费和经济增长关系的数量分析[J]. *商场现代化*, 2006(27): 40-41.

[5] 王秀丽. 中国能源消费与经济增长的实证研究[J]. *统计与决策*, 2014(20): 136-138.

[6] 王长建,杜宏茹,汪菲. 能源消费对新疆经济发展的影响机理[J]. *干旱区研究*, 2014, 31(6): 1163-1169.

[7] 戴新颖. 中国化石能源消费与经济增长关系研究[J]. *统计与决策*, 2014(21): 124-126.

[8] 钱萍,马彩虹,袁倩颖. 中国能源消费碳排放动态变化及 EKC 实证检验分析[J]. *湖南师范大学自然科学学报*, 2020, 43(4): 17-25.

[9] 宋锋华,罗夫永. 西部能源消费与经济增长关系的实证研究[J]. *干旱区资源与环境*, 2013, 27(5): 7-13.

[10] 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.

[11] 杨宜勇,池振合. 中国能源消费与经济增长关系研究: 基于误差修正模型[J]. *经济与管理研究*, 2009(9): 39-45.

[12] 李玮,张艳青,张荣霞. 山西省能源消费和经济增长关系研究: 基于 Johansen 协整检验和 Granger 因果关系检验[J]. *中国矿业*, 2012, 21(3): 32-34.

[13] 杨惠贤,董杰,王岚. 陕西省能源消费对国民经济增长贡献率研究[J]. *商业时代*, 2011(18): 137-138.

[14] 宋梅,高志远. 新疆能源消费与经济增长关系的实证研究[J]. *矿业研究与开发*, 2012, 32(2): 121-123.

[15] 李涛,曹文. 山东省能源消费与经济增长的实证研究[J]. *东岳论丛*, 2014, 35(5): 119-123.

[16] 王状,李效顺,张琦. 西部资源型城市经济增长与能源消耗关系计量研究[J]. *中国矿业*, 2019, 28(12): 6-10.

[17] GRANGER C. Some recent development in a concept of causality[J]. *Journal Of Econometrics*, 1988, 39 (1-2): 199-211.

[18] 樊元,刘亚丽,陈晶. 甘肃能源消费与经济增长动态影响关系实证分析: 基于 JJ 协整检验和误差修正模型[J]. *数学的实践与认识*, 2013, 43(18): 39-45.

[19] 王建民,杨文培,杨力. 经济增长-能源消费-碳排放关系的实证检验[J]. *统计与决策*, 2014(5): 137-139.

[20] AKINLO A E. Energy consumption and economic growth: Evidence from 11 sub-Saharan African countries [J]. *Energy Economics*, 2008, 30(5): 2391-2400.

[21] DANTAMA Y, INUWA N. The relationship between energy consumption and economic growth in Nigeria[J]. *Journal of Research In National Development*, 2012, 10 (3): 293-300.

[22] ÇETINTAŞ H, SARIKAYA M. CO₂ emissions, energy consumption and economic growth in the USA and the United Kingdom: ARDL approach [J]. *Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi Ve İdari Bilimler Dergisi*, 2015(2): 173-194.

[23] MUNIR Q, LEAN H H, SMYTH R. CO₂ emissions, energy consumption and economic growth in the ASEAN-5 countries: A cross-sectional dependence approach[J]. *Energy Economics*, 2020, 85: 1-32.

[24] 单豪杰. 中国资本存量 K 的再估算: 1952—2006 年[J]. *数量经济技术经济研究*, 2008, 25(10): 17-31.

[25] 钟志威,雷钦礼. Johansen 和 Juselius 协整检验应注意的几个问题[J]. *统计与信息论坛*, 2008(10): 80-85, 90.

The Dynamic Relationship between Energy Consumption and Economic Growth in Yunnan:
An empirical study based on the vector error correction model

TIAN Wenfuhui

(School of Economics, Yunnan Minzu University, Kunming 650500, China)

Abstract: Based on the time series data of Yunnan from 1980 to 2019, and under the framework of the C-D production function of the three elements of capital, labor and energy, using quantitative analysis tools such as Johansen cointegration test, vector error correction model, Granger causality test to conduct an empirical study on the short-term and long-term influence and inherent causality between energy consumption and economic growth. The results show that there is a mutually-promoting long-term equilibrium relationship between the two, but there is no causal relationship in the short term, indicating that Yunnan's economic structure is optimized and its energy dependence is low. In addition, there is a correction mechanism, and the adjustment speed of the error correction item to energy consumption is significantly faster than it to the actual GDP, indicating that Yunnan's energy industry has a good self-regulation function. Finally, it is pointed out that the future development focus of Yunnan's energy industry is to accelerate the establishment of a systematic and integrated energy-economic decision-making structure, and the government should focus on creating a stable macroeconomic environment.

Keywords: energy consumption; economic growth; vector error correction model