

Determiners of Chinese Energy Consumption*

An empirical evidence for internal and external demands

Zhenquan Wang¹, Shuliang Zhou², Ouyang Rong¹

1. Center of Energy Economics Research, Beijing Institute of Petrol-chemical Technology, Beijing, China, 102671

2. Center of Nuclear Energy Economics and Management Research, Nanhua University, Hengyang, China, 421001
wangzhenquan@bipt.edu.cn, zoushulaing@yahoo.com.cn

Abstract: Relations between Chinese energy consumption and internal absorption, and external demand are investigated in this paper. In terms of Cobb-Douglas, the external and internal energy consumption is respectively deduced to be the functions of external demand and internal absorption, which consists the energy consumption related national gross output. Based on the national aggregate energy consumptions, values of external trade and internal absorptions annual data sampled in 1978-2008, single-equation cointegrated models are secondly diagnosed in terms of E-G cointegration technique. It is indicated by these models that the time series of aggregate energy consumption is respectively cointegrated with that of external trade and internal absorption, which coincides the common results proposed by the other authors. An EC-VAR model is well defined in *Johansen cointegration technique*, indicating that the external trade is cointegrated to energy consumption and internal absorption, respectively, and the cointegration of energy consumption and internal absorption is not significant, which modified the common results. Finally, the results from impulse response on the EC-VAR model indicate that the external trade and internal absorption are confined by resources.

Key words: internal absorption; external demand; energy consumption; cointegration analysis

中国能源消费内外需决定的实证研究

王振全¹, 邹树梁², 欧阳荣¹

1. 北京石油化工学院能源经济研究中心, 北京, 中国, 102617

2. 南华大学核能经济与管理研究中心, 衡阳, 中国, 421001

wangzhenquan@bipt.edu.cn, zoushulaing@yahoo.com.cn

摘要: 讨论了我国能源消费的国内和国外需求决定问题。以 Cobb-Douglas 生产函数为依据构造了我国能源消费的国内和国外决定函数。然后基于我国 1978~2008 年能源消费、国内生产总值和出口总额的年度数据, 应用 E-G 两步法构建了单方程误差校正-回归模型, 结果表明能源消费分别与出口和国内吸收具有协整关系, 这与众多学者所得的结论一致。采用 Johansen 协整技术建立的 EC-VAR 模型和 Granger 因果检验表明, 我国能源消费与国内吸收没有显著的协整关系; 该结论回答了我国能源消费的决定问题。脉冲响应结果表明, 我国的出口和国内吸收的增长表现出受资源约束的特征。该研究方法对解决能源消费与经济总量依存关系研究中普遍存在的问题有一定的参考价值。

关键词: 国内吸收; 出口贸易; 能源消费; 协整分析

经济增长与能源消费的相互影响和依存关系历来是实证经济领域的研究课题之一, 其研究方法可归纳为基于因果关系检验和协整技术的影响关系研究^[1-5], 基于投入-产出模型的能源消费因素研究^[6]; 研究成果表明经济增长与能源消费有显著的正向依存关系。随着中国出口贸易和能源消费国际地位的提高, 中国商

品贸易出口和能源消费的依存关系也成为近年来我国学者们研究的热门话题^[7-8]。然而从经济逻辑上讲, 一定的社会经济量需要相应的能源消费量支撑, 出口贸易商品的生产要消耗相应的能源。因此单纯讨论能源消费与经济总量或商品贸易出口的相互关系, 其统计结论十分明确: 显著的正向依存关系。上述研究的经

* Project supported by Plan of National Soft Sciences, SN. 2008GXQ6D146

济学意义在于能源消费的国内和国外需求决定，所以需要商品贸易出口总额从经济总量中分离，并构造模型证实能源消费的需求决定。

1 方法与数据

能源消费总量(Z)由生产出口商品(X)投入能源和满足国内吸收($Y=GDP-X$)的能源消费组成。在国民经济核算体系中有国内吸收和出口贸易数据，但不能直接得到相应的能源投入统计数据。因此，需要借助统计分析和模型分辨国内、外需求对能源消费的“贡献”，即证实能源消费的国内、外需求决定。

1.1 方法和模型

能源是产出的要素之一，国内需求与其能源投入的关系可以用Cobb-Douglas生产函数表示为 $Y = BZ^\beta$ ；出口总额(X)同理可以表示为类似的形式 $X = AZ^\alpha$ 。这里 β 和 α 分别是国内吸收和出口对能源消费的弹性系数。等价的出口和国内吸收对能源消费的贡献函数分别为 $Z = A_1 X^\alpha$ 和 $Z = B_1 Y^\beta$ ，对数形式分别为 $z = c_1 + a_1 x$ 和 $z = c_2 + b_2 y$ (z, x 和 y 分别是 Z, X 和 Y 的对数)。如果两式的关系成立，则对任意 $\lambda \in (0, 1)$ 有 $z = c + ax + by$ ，其中 $c = \lambda c_1 + (1 - \lambda)c_2$ ， $a = \lambda a_1$ ， $b = (1 - \lambda)b_2$ 。

由于能源消费的决定因素十分复杂，上述变量中的一个或两个不能完全决定能源消费总量。例如能源消费总量与生产技术和生活习惯相关，所以国内吸收和出口额两个变量不能完全解释能源消费。更为复杂的是，客观上存在上述三个变量的统计误差，所以只能从统计意义上讨论上述关系式。于是关于能源消费的内需或外需决定的讨论归结为以下相应计量经济模型的诊断与参数估计，其中 ε 是随机误差项。

$$\begin{cases} z = \beta_1 + a_1 x + \varepsilon_1, & (1a) \\ z = \beta_2 + b_2 y + \varepsilon_2, & (1b) \\ z = \beta + ax + by + \varepsilon, & (1c) \end{cases}$$

1.2 数据来源和处理

考虑到改革开放后我国经济体制的变化和数据的权威性与可获得性，选取1978至2008年我国国内生产总值、出口贸易与能源消费的年度数据。其中能源消费量和国内生产总值来源于相关年度《中国统计年鉴》^[9]，单位分别是万吨标准煤(10^4tec)和亿元人民币。中国出口贸易总额来源于国家商务部商务统计、国家海关统计及历年《中国统计年鉴》。相应地国内吸收定义为 $Y = GDP - X$ 。

为了使从价的国内吸收和出口贸易总额与从量的能源消费相匹配，需要消除价格变化的影响。按照国际惯例，应该采用“中国出口产品价格指数”将序列 X 换算为不变价，但由于缺乏数据来源，本文采用中国生产者价格指数(PPI)将中国出口额序列 X 换算为以2000年为基期的不变价；采用“国内生产总值指数”将国内吸收序列 Y 换算为以2000年为基期的不变价。

2 实证结果

计量经济模型(1)参数估计的一致性要求解释和被解释变量是平稳序列，并且随机误差项是零均值独立同分布的。但宏观经济时间序列通常是单位根。所以需要序列作单位根检验。

2.1 单位根检验与 E-G 两步协整分析

模型(1)的简单二乘估计要求序列是平稳的。为此首先要检验序列的平稳性，然后才能做模型诊断和参数估计。平稳性序列的特征根在单位圆内，藉此构造的检验方法称为“单位根检验”，典型的有 ADF 检验方法^[10]。式(1)相应变量时间序列的 ADF 检验结果表明三个序列都是单位根序列(见表 1)。如果它们的线性组合是平稳的，则认为它们具有协整关系。可以采用 E-G 两步法检验是否存在协整关系^[12]。

Table 1. Results for ACF test (sample:1978~2008)
表 1. 序列的单位根检验结果 (样本区间 1978~2008)

变量	ADF-st.	(c, t, p)	C.V.5/%	C.V.10/%	判断
z	0.6275	(c, 0, 2)	-2.9719	-2.6251	否
x	-1.0820	(c, 0, 0)	-2.9640	-2.6210	否
y	-0.5297	(c, 0, 0)	-2.9640	-2.6210	否
Δz	-2.9583	(c, 0, 4)	-2.9863	-2.6326	平稳
Δx	-6.1639	(c, 0, 0)	-2.9678	-2.6230	平稳
Δy	-3.5094	(c, 0, 0)	-2.9678	-2.6230	平稳

注: (c, t, p)指 ADF 检验中的常数项、时间趋势项和滞后期选择。

Table 2. Results of regression on OLS for (1), sample: 1978~2008
表 2. 方程(1)的 OLS 回归结果, 样本区间 1978~2008.

序号	方程	$\hat{\beta}$	\hat{a}	\hat{b}	R^2	D-W
1	(1a)	8.7858 (0.0876)	0.3182 (0.0096)	—	0.9741	0.5260
2	(1b)	5.0700 (0.2892)	—	0.6172 (0.0271)	0.9470	0.1738
3	(1c)	9.1382 (0.7759)	0.3470 (0.0638)	-0.0574* (0.1256)	0.9742	0.6083
4	(1d)	6.1390 (0.1314)	0.5023 (0.0145)	—	0.9165	0.7009

注: 括号()的中数值为标准误差; *缺乏拒绝原假设的显著性。

式(1)的 OLS 估计结果如表 2 所示。可以看出 z

可能分别与 x 和 y 存在协整关系，但序号 3 的回归结果不能拒绝 $b=0$ ，即 z 与 y 和 x 的协整关系没有显著性，因而式(1c)退化为(1a)。D-W 统计量表明残差具序列相关性，需在模型中添加滞后项，但在此之前应该检验回归残差的平稳性，以完成 E-G 两步法的第一步。

表 2 中前两个回归残差 $\hat{\varepsilon}_1$ 和 $\hat{\varepsilon}_2$ 的表达式如式(2a)和(2b)，单位根检验结果表明它们是平稳的(见表 3)，即 z 分别与 y 和 x 具有协整关系。由此可以推断 y 与 x 之间可能存在协整关系。实际上由式(2a)和(2b)可得到平稳过程 $\eta_t = y_t - 6.0204 - 0.5156x_t$ ¹。将 y 对 x 做简单线性回归，结果列于表 2 的最后一行(方程 1d)；其残差 $\hat{\varepsilon}_3$ 的单位根检验结果列于表 3。

$$\begin{cases} \hat{\varepsilon}_{1t} = z_t - 8.7858 - 0.3182x_t, & (2a) \\ \hat{\varepsilon}_{2t} = z_t - 5.0700 - 0.6172y_t, & (2b) \\ \hat{\varepsilon}_{3t} = y_t - 6.1390 - 0.5023x_t. & (2c) \end{cases}$$

Table 3. Results of ADF test for residues of regressions
表 3. 简单线性回归残差的单位根检验结果

残差	ADF	(c, t, p)	C.V.5%	C.V.10%
$\hat{\varepsilon}_1$	-2.0851	(0, 0, 0)	-1.9525	-1.6102
$\hat{\varepsilon}_2$	-3.2220	(0, 0, 3)	-1.9539	-1.6096
$\hat{\varepsilon}_3$	-2.6264	(0, 0, 0)	-1.9525	-1.6102

序列的 Granger 因果关系检验结果显示， x 对 z 以及 y 有显著的单向影响关系，而 y 与 z 的因果关系没有统计显著性^[10, 13]。于是可以使用误差校正-自回归(EC-AR)模型改进式(1a)和(1b)的回归结果。其次，由于 z 、 y 和 x 之间最多只有两个独立的协整关系，需要利用 $\hat{\varepsilon}_3$ 改进 y 与 x 的协整关系。于是可以考虑 EC-AR 模型(3)，其中 $\hat{\varepsilon}$ 为式(2)定义的残差，称为误差校正项； p 和 q 待定，以随机误差 μ 是 i.i.d 为目的。

$$\begin{cases} \Delta z_t = c_1 + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_{1t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_{1i} \Delta z_{t-i} + \sum_{i=1}^q \phi_{1i} \Delta x_{t-i} + \mu_{1t}, & (3a) \\ \Delta z_t = c_2 + \alpha_2 \hat{\varepsilon}_{2t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_{2i} \Delta z_{t-i} + \sum_{i=1}^q \phi_{2i} \Delta y_{t-i} + \mu_{2t}, & (3b) \\ \Delta y_t = c_3 + \alpha_3 \hat{\varepsilon}_{3t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_{3i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^q \phi_{3i} \Delta x_{t-i} + \mu_{3t}, & (3c) \end{cases}$$

模型(3)的诊断和参数估计结果表明， x 对 z 和 y 有显著的影响关系(见表 4)。虽然(3b)的误差校正系数 α 具有显著性，但方程的拟合优度小于 0.5，说明 y 对 z 影响缺乏显著性。所以协整关系式(2b)和模型(3b)缺乏作为经济解释依据的可靠性，这与 Granger 检验的

结果一致。然而(3c)的残差仍然有序列相关性，表明没有得到关于 x 、 z 和 y 影响关系较满意的结果，所以需要考虑向量自回归模型。

Table 4. Specifications of model (3)
表 4. 模型(3)的诊断结果

方程	$\hat{\alpha}$	p, q	$\hat{\theta}_1$	$\hat{\phi}_1$	R^2	D-W
3a	-0.3087 (0.0733)	1, 0	0.9073 (0.0693)	—	0.6354	1.9161
3b	-0.1214 (0.0541)	1, 0	0.9410 (0.0835)	—	0.4911	1.9047
3c	-0.1570 (0.0528)	1, 1	0.7239 (0.0789)	0.1328 (0.0336)	0.5185	1.4682

2.2 Johansen 协整分析

与单方程自回归一样，向量自回归(VAR)过程要求变量的时间序列是平稳的^[13]，但讨论的3个变量都是单位根序列，所以需要应用误差校正-向量自回归(EC-VAR)模型描述 x 和 y 对 z 的共同影响。

设 n 个 I(1) 型序列组成的列向量 $Y = (y_1, \dots, y_n)'$ ，如果其各分量之间存在 $r (< n)$ 个协整关系，则向量 Y 的 EC-VAR 过程等价于以下 VAR 过程

$$\Delta Y_t = C + \alpha'(\beta_0 + \beta Y_{t-1}) + \sum_{i=1}^p \Phi_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \Psi_i X_{t-i} + \mu_t, \quad (4)$$

其中误差校正项 $EC_t = \beta_0 + \beta Y_t = (e_{1t}, \dots, e_{nt})'$ 是平稳过程， r 维列向量 β_0 是协整截距， (β_0, β) 是 $r \times (n+1)$ 协整矩阵(向量)； $r \times n$ 矩阵 α 表示长期均衡偏差对短期误差的“校正”； X 是 m 维外生变量， Φ 和 Ψ 分别是 $n \times n$ 和 $n \times m$ 定常参数矩阵； $\mu_t = (\mu_{1t}, \dots, \mu_{nt})'$ 是零均值独立同分布随机误差向量。式中 r 及 (β_0, β) 是最重要的参数，其诊断和其它参数的估计方法最典型的是 Johansen 的结构性算法^[15]，通称 Johansen 协整技术。

对于 $Y = (z, y, x)'$ 根据前述 EG 两步法分析结果可以推断， x 分别与 z 和 y 可能具有协整关系。所以作在 Johansen 协整关系检验中应该取如表 2 和表 4 类似的选项，即误差校正项包含 β_0 、自回归没有截距和时间趋势；根据似然值和 AIC 诊断信息，应该取 $p=4$ 。对 z 、 y 和 x 的 Johansen 检验结果如表 5 所示，其中迹检验统计量和最大特征检验统计量均表明，在 5% 显著性水平下序列 z 、 y 和 x 有两个协整关系(即 $r=2$)。

Table 5. Result of Johansen test for series x, y and z
表 5. 序列 z 、 y 和 x 的 Johansen 协整检验结果

¹ 由(2a)-(2b)经过整理得 $\eta_t = (\hat{\varepsilon}_{1t} - \hat{\varepsilon}_{2t})/0.6172$ 。

原假设	特征值	迹-st.	C.V.5%	P.**	max.eig.	C.V.5%	P.**
没有*	0.7095	54.4113	35.1928	0.0002	32.1424	22.2996	0.0015
最多1*	0.4738	22.2690	20.2618	0.0261	16.6940	15.892	0.0374
最多2	0.1930	5.5750	9.1645	0.2262	5.5750	9.1645	0.2262

注：*为在5%的显著性水平下拒绝原假设；**为统计量的MHM概率值。

利用Johansen技术得到标准化协整向量的误差项如下,它们描述了样本与长期均衡关系的偏差。

$$\begin{cases} \hat{e}_{1t} = z_t - 0.3241x_t - 8.6265 \\ \quad \quad \quad (0.0078) \quad (0.1036) \\ \hat{e}_{2t} = y_t - 0.6321x_t - 4.2016 \\ \quad \quad \quad (0.0356) \quad (0.4743) \end{cases} \quad (5)$$

总体诊断统计量为:似然值=185.8102, AIC=-10.4462, 协方差矩阵行列式=1.25×10⁻⁹。误差校正系数和方程诊断统计量如表6, 自回归系数矩阵见表7。

从总体诊断统计量可以看出,模型较好地描述了国内吸收、出口贸易和能源消费的相互关系。从表6诊断统计量估计值可以看出, Δz 和 Δy 方程有较好拟合优度; 但 Δx 方程的拟合优度稍差。这与 Granger 检验和 E-G 两步检验的结果吻合, 即 Δx 的回归方程缺乏作为经济解释依据的意义。

â' 的检验统计量表明, 长期均衡偏差 e₁ 和 e₂ 对能源消费短期变化 Δz 具有显著的校正作用, 其中 e₁ 负向校正、e₂ 正向校正; 而长期均衡的偏差 e₁ 和 e₂ 只分别对 Δy 和 Δx 有显著的校正作用。也就是说, 当出口与能源消费脱离长期均衡关系时, 例如 e₁ > 0, 其偏差将导致下一年度能源消费增长减慢, 国内吸收增长

加快, 而出口增长减慢缺乏显著性; 当出口与国内消费脱离长期均衡关系, 例如 e₂ > 0, 则下一年度能源消费和出口增长加快, 而国内吸收增长减慢缺乏显著性。

比较表 4 和表 6 看出, E-G 两步法和 Johansen 方法关于长期均衡关系的结论基本一致; 但从拟合优度统计量可知, EC-VAR 模型比多个单方程 EC-AR 模型能更好地描述变量之间的影响关系。

Table 6. Estimations of EC coefficients and specifications
表 6. 误差校正系数矩阵和方程诊断统计量的估计结果

方程	â'		adj.R ²	F-st	Log LH	AIC
Δz	-0.7372 (0.2335)	0.1505 (0.0436)	0.7218	5.9893	73.6831	-4.5910
Δy	0.4007 (0.1963)	-0.0410 (0.0366)	0.8199	9.7533	78.1978	-4.9382
Δx	-0.3632 (1.1486)	0.7769 (0.2144)	0.4311	2.4571	32.2576	-1.4044

Table 7. Estimations of coefficients for lagged terms
表 7. 回归方程滞后项的参数估计结果

Φ ₁			Φ ₂		
1.1501 (0.222)	0.3204 (0.2459)	-0.0456 (0.0626)	0.1937 (0.3081)	-0.8311 (0.3662)	-0.1771 (0.1037)
-0.8387 (0.1866)	0.9792 (0.2067)	0.3944 (0.0526)	0.2413 (0.2590)	-0.7276 (0.3078)	0.0901 (0.0872)
3.089 (1.0922)	-1.1997 (1.2099)	-0.6138 (0.3078)	-0.3665 (1.5159)	-0.6772 (1.8016)	-0.6685 (0.5102)
Φ ₃			Φ ₄		
0.3453 (0.2280)	0.5993 (0.3292)	0.0578 (0.0622)	0.6588 (0.2807)	-0.8741 (0.2627)	-0.1573 (0.0648)
-0.8063 (0.1916)	0.3441 (0.2767)	0.1563 (0.0523)	0.2414 (0.2359)	-0.1453 (0.2208)	-0.0007 (0.0545)
2.4854 (1.1216)	0.4571 (1.6195)	-0.3496 (0.3059)	0.0717 (1.3809)	-2.3755 (1.2923)	-0.6250 (0.3190)

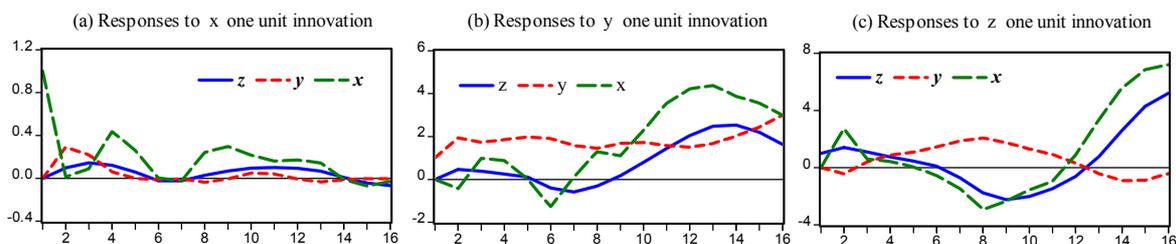


Figure 1. Responses of energy consumption to impulses in EC-VAR model
图 1. 中国能源消费的 EC-VAR 模型脉冲响应

2.3 短期影响——脉冲响应分析

由于 EC-VAR 模型的参数众多(见表 7), 且变量通过序列滞后项交错影响, 所以不能通过模型的参数讨论变量之间的短期影响。为此需要应用“脉冲响应函数”讨论变量之间的短期影响关系。

脉冲响应实际上是基于 VAR 模型的仿真结果。鉴于上述建立 EC-VAR 模型(4), 经过整理可以得到其等价的 VAR 表达式

$$Y_t = A_0 + \sum_{i=1}^{p+1} A_i Y_{t-i} + \mu_t, \quad (6)$$

其中右边各系数为

$$\begin{aligned}
 A_0 &= C + \alpha' \beta_0, \\
 A_1 &= I + \alpha' \beta + \Phi_1, \\
 A_i &= \Phi_i - \Phi_{i-1}, \quad (i = 2, \dots, p), \\
 A_{p+1} &= -\Phi_p,
 \end{aligned}
 \tag{7}$$

其中 I 是 n 阶单位矩阵。

图 1 给出了初始 16 个时期的脉冲响应，其中从左至右分别是三个变量对 x 、 y 和 z 单位冲击的响应。比较其中 A 和 C 可知，在初始的 16 期中三个变量对 x 单位冲击的响应最小，且近似大于零，其中变量 x 响应的波动最激烈（频率、波幅大），但波幅有减小的趋势；对 z 单位冲击的响应最大，其中 y 和 z 响应的波动较大，且波幅有增大的趋势。从图 1 中曲线变化的形式看，脉冲响应有周期性波动的可能。

图 1(b) 是对 y 冲击的响应。 z 的响应说明国内吸收增加 1% 将引起下一期能源消费增长 0.47%，且影响逐步减小； y 的响应表明国内吸收对自己有正反馈特性； x 的响应说明国内吸收增加 1% 将引起下一期的出口减小 0.4%，反映了资源约束。图 1(c) 对能源消费冲击的响应说明，能源消费增长不仅导致后两期能源消费更大的增长，且下一期出口也增长约 2.7%，但之后的影响逐步减小，至第 8 期达到谷底的 -2.9%；而国内吸收在第 2 期减小约 0.44% 之后，在第 3 期开始增长，在第 8 期达到峰值 2.1%。图 1(c) 中出口与国内吸收的反方向变动也反映了经济的资源约束。

通过考察不同时间长度和不同时段脉冲响应曲线图可以发现，脉冲响应具有波幅呈指数递增的周期性波动，其中在连续的 4 至 5 个周期内波幅增速达到 10 的 n 次方数量级。其次，变量对 z 冲击响应的增速是 x 的 10^2 倍，其原因是， x 的冲击是通过缺乏显著性的 Δx 回归方程实现的，这与前述协整分析的结果吻合。再次，不同时断 15 个样本点的脉冲响应曲线显示，三个变量对同一个冲击的响应除了波幅随着样本时点指数增长之外，它们的相对位置和形状没有区别，而且 x 和 y 的响应方向正好相反。因此可以断定，建立的 EC-VAR 模型的脉冲响应是波长为 15、波幅呈指数增长的周期性变化。也就是说，建立的 EC-VAR 模型不具有稳定性，只能用于经济分析，不能作为长期经济预测的依据。限于篇幅，曲线图从略。

3 结论

以 Cobb-Douglas 生产函数为依据，通过对 1978~2008 年的样本数据做模型诊断建立了的 EC-VAR 模型，得到我国能源消费、国内吸收和出口贸易如下长

期均衡关系

$$\begin{cases}
 Z = e^{8.7858} X^{0.3182}, & (8a) \\
 Y = e^{6.139} X^{0.5023}. & (8b)
 \end{cases}$$

也就是说，在 1978 至 2008 的 31 年间我国能源消费和国内吸收分别与出口贸易具有定常弹性系数的函数关系，其中能源消费的弹性约为 0.32，国内吸的约为 0.5。这一结果表明，改革开放以后出口贸易不仅促进了我国经济发展，也是我国能源消费总量增长的主要原因。

其次，对样本的 E-G 两步协整检验、Johansen 协整检验和 Granger 因果关系检验结果一致，即国内吸收对能源消费的直接关系没有统计显著性，而出口贸易对这两个变量有显著地单向影响。说明这 31 年间我国能源消费高速增长直接原因是出口贸易，国内吸收的高速增长只能是间接影响。这一实证结果改进了文献 [1, 3] 的结论，也理清了文献 [7, 8] 将 Y 和 X 捆在一起讨论能源消费存在的问题。

最后应用 VAR 模型的“脉冲响应”技术讨论了模型的短期影响关系。分析结果表明，出口与国内吸收反方向变动反映了经济变量的资源约束，但三个变量呈波幅指数增长，波长约 15 的周期性变化，表明建立的模型适合于作为经济分析的实证依据，不适合作为长期经济预测的依据。

研究结果表明，中国承接国际产业转移在促进本国国内吸收，提高国内消费水平的同时也相应地导致能源消耗总量急剧增加，其中包含了大量的间接能源出口。在能源日趋紧张的形势下，为实现我国出口贸易的可持续发展，必须改变原有的能源消费方式。

References (参考文献)

- [1] Wu Xianjin, Huang Fei, Fu Xiaoyan. Empirical test for relationship of external trade and energy consumption in China [J]. *Statistics and Decision*, 2008(6): 101-103(Ch).
吴献金, 黄飞, 付晓燕. 我国出口贸易与能源消费关系的实证检验[J], *统计与决策*, 2008(16): 101-103.
- [2] Han Zhiyong et al. On the cointegration and causality between Chinese GDP and energy consumption [J]. *Systems Engineering*, 2004, 22-(2): 17-21 (Ch).
韩智勇等. 中国能源消费与经济增长的协整性与因果关系分析[J]. *系统工程*, 2004, 22(12): 17-21.
- [3] Wang Fengyun. Empirical research on the relationship of supply and demand of energy and economic growth of China [J]. *Industrial Technology & Economy*, 2008, 27(10): 77-80 (Ch).
王风云. 我国能源供给与需求和经济增长之间关系实证研究. *工业技术经济*, 2008, 27(10): 77-80.
- [4] Abosendra, S. & H. Baghestani. New evidence on the causal relationship between US energy consumption and gross national product [J]. *J. Energy and Development*, 1989, 14: 285-292.
- [5] Stern, D. I. A multivariate cointegration analysis of the role of energy in the US Macroeconomy [J]. *Energy Economics*, 2000,

- 22:267-283.
- [6] Dong Xiaoyi. Analysis of Chinese energy consumption based on input-output method [J]. *Business Culture*, 2008(2): 349-350 (Ch).
董肖依. 基于投入产出的我国能源消费分析[J], 商业文化, 2008(2): 349-350.
- [7] He Guixin. Empirical study on effects of Chinese export to energy consumption [J]. *Coal Economic Research*, 2007(6): 40-42 (Ch).
贺桂欣. 我国出口贸易对能源消费影响的实证分析 [J]. 煤炭经济研究, 2007(6): 40-42.
- [8] Li Kunwang, Sun Wei. Energy Content of Import and Export Trade in China [J]. *World Economy Study*, 2008(2): 3-7 (Ch).
李坤望, 孙玮. 我国进出口贸易中的能源含量分析[J]. 世界经济研究, 2008(2): 3-7.
- [9] Zhang Yunrui. Empirical analysis on energy consumption and export of Guangdong [J]. *South China Review*, 2008(4): 24-31(Ch).
张云锐. 广东能源消费与出口贸易的实证分析[J]. 珠江经济, 2008(4): 24-31.
- [9] National Bureau of Statistic of China. China Statistical Yearbook [M]. Beijing: China Statistic Press, 2009: 20-85 (Ch).
国家统计局. 中国统计年鉴—2009[M]. 北京: 中国统计出版社, 2009, 20-85.
- [10] Li Zinai. Advanced Econometrics [M]. Beijing: Qinghua University Press, 2000, 75-80 (Ch).
李子奈. 高级计量经济学[M]. 北京: 清华大学出版社, 2000, 75-80.
- [11] Engle, Robert F. and C. W. J. Granger. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing [J], *Econometrica*, 1987, 55: 251-276.
- [12] Granger, C.J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods[J], *Econometrica*, 1969, 37: 424-438.
- [13] Johansen, Soren. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models [J], *Econometrica*, 1991, 59: 1551-1580.