

基于技术进步的浙江省能源消费回弹效应研究

阳攀登¹, 屈亚平¹, 李敏²

(1. 传化集团有限公司, 杭州 311215; 2. 浙江省环科院, 杭州 310009)

摘要: 基于技术进步对经济增长的贡献和环境负荷分解模型, 对浙江省 1990 年以来技术进步对 GDP 增长的贡献、能源消费回弹效应及能源回弹量进行实证分析。其中, 对技术进步的测定采用城镇单位在岗职工工资总额和农村居民纯收入作为劳动因素, 以期更合理地体现劳动对经济增长的贡献, 同时对多元回归模型的多重共线性进行滞后差分变换, 以期得到更为精确的实证数据。

关键词: 技术进步; 能源回弹效应; 多重共线性; 滞后差分变换

中图分类号: F064.1 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-980X(2010)08-0062-06

1 研究背景

浙江省是经济大省, GDP 总量及增长率位居前列。多年以来, 全省 GDP 排在广东、江苏和山东之后, 排名第 4。按可比价格计算, 从 1978 年以来, 年均增长率达到 13.14%, 高于全国年均增长率 3.66 个百分点。浙江省也是一个资源、能源小省, 原材料、能源严重依赖省外市场供应。以能源生产消费为例, 浙江省能源自给能力很低。1990 年, 能源消费依赖度为 88.4%, 到 2008 年, 依赖度达到 91.87%。基于资源环境的现状, 浙江省发展经济必须克服环境资源的约束。浙江省从发展循环经济、产业结构升级等多方面努力, 取得了良好成效。按可比价格计算的全省单位 GDP 能耗由 1990 年的每亿元 3.021 万吨标准煤下降到 2008 年的 1.559 万吨标准煤, 年均降幅为 3.61%。

技术进步是浙江省节约能源的重要手段, 也是推动经济增长的主要因素。很多专家从不同的角度展开技术进步在浙江省经济增长中能源消费的变化趋势及影响。朱伟杰等的《浙江省单位 GDP 能耗的实证分析》从产业结构因素和产业能源利用效率因素分析了浙江省单位 GDP 能源消费的变化^[1]。李荣荣等在《浙江之急: 经济与能源协调发展》中通过分析能源与浙江经济增长的关系, 来探索浙江经济与能源协调发展的途径^[2]。王霞在《浙江能源与经济发展关系及安全保障》中指出, 浙江省能源供应和平衡极易受到外部储量、运输、价格等市场变化的冲击, 能源安全得不到充分保障^[3]。在前人研究的基础上, 笔者试图基于 IPAT 方程, 把能源消费变化量分解为单位能源

消费降低引起的能源节约量和经济增长引起的能源消费增加量; 并对能源节约量进行能源回弹效应分析, 测算能源回弹系数, 计算能源回弹量。分析能源回弹量与技术进步、经济增长的关系。

2 分析模型简介

2.1 能源消费增量的分解

西方学者常用 IPAT 环境负荷模型来估计人口、经济发展对环境的影响^[4]。IPAT 方程表达式为: $I = P \times A \times T$, 其中 I 为环境负荷量, P 为人口, A 为人均 GDP, T 为单位 GDP 环境负荷。环境负荷可以指各种资源消耗量或污染物产生量。以能源为环境负荷, 可以得到能源 IPAT 方程: 能源消费量 = 人口 $\times$ (GDP $\div$ 人口) $\times$ (能源消费量 $\div$ GDP)。将能源 IPAT 方程变形为: $I = G \times T$, 其中 $G = P \times A$, 即为 GDP。即能源 IPAT 方程称作 IGT 方程, I 表示能源消耗量, G 为 GDP, T 为单位 GDP 能源消耗量。将 IGT 方程动态化, 可得到能源消费量变化的分解, 即:

$$\begin{aligned} \Delta I &= I_t - I_o = G_t T_t - G_o T_o = (G_t T_t - G_t T_o) \\ &+ (G_t T_o - G_o T_o) = G_t (T_t - T_o) + T_o (G_t - G_o) = \\ &G_t \Delta T_t + T_o \Delta G_t \end{aligned} \quad (1)$$

式(1)中, ΔI 为能源消费增加量, I_t 和 I_o 分别为报告期和基期能源消费量; G_t 和 G_o 分别为报告期和基期的 GDP; T_t 和 T_o 分别为报告期和基期单位 GDP 的能源消费量。式(1)将能源消费增加量分解为两部分: 第一部分 $G_t \Delta T_t = G_t (T_t - T_o)$ 是由技术进步和产业结构优化引起的单位能耗下降所节约的能源; 第二部分 $T_o \Delta G_t = T_o (G_t - G_o)$ 是表示在能

收稿日期: 2010-05-12

作者简介: 阳攀登(1978—), 男, 湖北利川人, 苗族, 传化集团有限公司高级运营管理经理, 经济师, 技术经济及管理硕士, 研究方向: 战略管理及决策支持; 屈亚平(1975—), 男, 湖南永州人, 传化集团有限公司化工事业部工程师, 工学硕士, 研究方向: 战略与运营管理; 李敏(1983—), 女, 湖北仙桃人, 浙江省环境保护科学设计研究院, 环境工程硕士, 研究方向: 环保规划及技术咨询。

源消耗强度(能源消耗强度,也叫单位能耗,是指生产单位生产总值所消耗的能源量,即能源消费量/生产总值)不变的情况下由产出变动而引起的能源消费量的增加,即经济增长引起能源消费的增长。

2.2 “能源回弹效应系数”的测算

研究表明能源效率提高会导致经济增长,经济增长反过来使能源消费增加。这是能源经济学中的重要议题之一——反弹效应(rebound effect),即技术进步引起能源效率提升,但技术进步带来的收益会引起经济体中个体的行为反应,使得技术进步产生的潜在能源节约并不能全部兑现^[5]。

一般情况下,能源效率提高主要是由高低能耗产业间的结构调整和能源使用效率的提高而引起,即“结构效应”和“效率效应”。所谓结构效应是指因能源消耗强度不同的产业之间结构的变动而对能源消耗强度的影响;而效率效应则指在产业内部因技术进步、组织改进或学习效应等原因(技术进步)所引起的产业内单位能耗变动进而对总体能源消耗强度所产生的影响^[6]。

能源回弹效应是指通过技术进步和结构优化提高能源效率而节约能源消费的同时也促进经济的快速增长,从而对能源产生新的需求,部分地抵消了所节约的能源^[7]。通过测算技术进步引起的经济增长的份额,可以估算能源回弹效应系数,其步骤为:

令 ρ_t 为报告期 t 技术进步引起的经济增长份额,则式(1)中

$$T_o \Delta G_t = T_o \Delta G_t \rho_t + T_o \Delta G_t (1 - \rho_t)。$$
 (2)

式(2)中 $T_o \Delta G_t \rho_t$ 为报告期内技术进步和结构优化节约能源的同时促进经济的增长新增加的能源需求。技术进步引起的能源回弹效应系数 RE_t 为:

$$RE_t = \frac{T_o \Delta G_t \rho_t}{G_t \Delta T_t} = \frac{T_o (G_t - G_o) \rho_t}{G_t (T_t - T_o)}。$$
 (3)

那么,技术进步引起能源回弹消费,即

$$\text{能源回弹消费量} = RE_t G_t \Delta T_t。$$
 (4)

表 1 浙江省生产总值和能源消费量(1990—2008 年)

指标 年份	全省生产 总值(亿元)	生产总值指数 (上年=100)	能源消费量 (万吨标煤)	指标 年份	全省生产 总值(亿元)	生产总值指数 (上年=100)	能源消费量 (万吨标煤)
1990	904.69	103.9	2732.86	2000	6141.03	111.0	6560.37
1991	1089.33	117.8	3123.17	2001	6898.34	110.6	7253.11
1992	1375.7	119.0	3484.22	2002	8003.67	112.6	8279.64
1993	1925.91	122.0	4044.22	2003	9705.02	114.7	9522.56
1994	2689.28	120.0	4496.67	2004	11648.7	114.5	10824.69
1995	3557.55	116.8	4851.26	2005	13437.85	112.8	12031.67
1996	4188.53	112.7	5165.43	2006	15742.51	113.9	13222.53
1997	4686.11	111.1	5446.74	2007	18780.44	114.7	14532.91
1998	5052.62	110.2	5656.96	2008	21486.92	110.1	15116.59
1999	5443.92	110.0	5960.14				

数据来源:《浙江省统计年鉴 2009》一部分是技术进步引起的能源使用效率提高而节约的数量($G_t \Delta T_t$),另一部分为经济增长因素需要新增加的能源消费量($T_o \Delta G_t$)。

2.3 “技术进步贡献率”的测定

式(2)中技术进步对经济增长份额 ρ_t 可以用生产函数“索洛余值法”来测算。生产函数的基本模型为: $G = AL^\alpha K^\beta$ 。 G 为产出, L 为劳动要素, K 资本要素, A 为技术进步因子。 α 表示劳动产出弹性, β 表示资本产出弹性。对该式取对数, $\ln G = \ln A + \beta \ln L + \alpha \ln K$, 实现了线性模型的变换。其参数可以采用线性回归方法估计。对该线性模型求微分,然后以差分代替微分,可变换整理为: $\frac{\Delta A}{A} = \frac{\Delta G}{G} - \alpha \frac{\Delta L}{L} - \beta \frac{\Delta K}{K}$ 。设 S_A 为全要素技术进步率,则 $S_A = g - \alpha k - \beta l$, 其中 $g = \frac{\Delta G}{G}$, 为产出增长速度; $l = \frac{\Delta L}{L}$, 为资本年增长速度; $k = \frac{\Delta K}{K}$, 为劳动年增长速度。则有技术进步引起的经济增长份额,即:

$$\rho_t = \frac{S_A}{g}。$$
 (5)

3 实证分析过程

按照分析模型的 3 个步骤,选用浙江省 1990—2008 年的历史数据,先后分解能源消费增加量、测算技术进步贡献率和能源回弹效应系数和能源消费回弹量。

3.1 浙江省能源消费增加量的初步分解

表 1 是浙江省生产总值和能源消费量及其指数的原始数据。其中,生产总值是当年价格计算的,需要进行修正,剔除价格因素的影响。修正公式为: $GDP_t = GDP_{1990} \prod_{i=1991+t}^{t} GDP_i^{1991+t} / 100$, $t=0 \sim 18$ 。用能源消费量/修正 GDP,得到可比价格单位 GDP 能源消费量。按式(1)分解浙江省能源消耗增加量。数据详见表 2。浙江省 1991—2008 年能源消费增加量逐年分解成两部分。

表 2 浙江省能源消费量分解(1990—2008 年)

年份	单位 GDP 能耗(T)	GDP 增量 (ΔG)	能源消费 增量(ΔI)	单位能耗 增量(ΔT)	经济增长能源消费 增加量($T_0 \Delta G_t$)	效率效应能源消费 节约量($G_t \Delta T_t$)
1991	2 931	161. 03	390. 31	-0. 090	486. 45	-96. 14
1992	2 747	202. 49	361. 05	-0. 183	593. 40	-232. 35
1993	2 614	279. 01	560	-0. 133	766. 53	-206. 53
1994	2 422	309. 44	452. 45	-0. 192	808. 84	-356. 39
1995	2 237	311. 92	354. 59	-0. 185	755. 44	-400. 85
1996	2 114	275. 41	314. 17	-0. 124	616. 11	-301. 94
1997	2 006	271. 28	281. 31	-0. 108	573. 36	-292. 05
1998	1. 891	276. 96	210. 22	-0. 115	555. 57	-345. 35
1999	1. 811	299. 22	303. 18	-0. 080	565. 70	-262. 52
2000	1. 796	362. 06	600. 23	-0. 015	655. 62	-55. 39
2001	1. 795	387. 27	692. 74	-0. 001	695. 40	-2. 66
2002	1. 820	509. 14	1026. 53	0. 025	913. 89	112. 64
2003	1. 825	668. 84	1242. 92	0. 005	1217. 11	25. 81
2004	1. 812	756. 72	1302. 13	-0. 013	1380. 77	-78. 64
2005	1. 785	764. 86	1206. 98	-0. 026	1385. 56	-178. 58
2006	1. 722	936. 91	1190. 86	-0. 063	1672. 40	-481. 54
2007	1. 650	1128. 56	1310. 38	-0. 072	1943. 71	-633. 33
2008	1. 559	889. 39	583. 68	-0. 091	1467. 82	-884. 14

注:因为 ΔT_t 一般为负值,因此 $G_t \Delta T_t$ 的“-”也可以理解为是“节约”的性质符号。

3. 2 浙江省技术进步贡献率的测算

3. 2. 1 “索洛余值法”生产函数模型扩展及数据收集整理

把能源消费量(I)作为一个自变量,扩展生产函数模型为: $G = AL^\alpha K^\beta I^\gamma$, α 表示劳动产出弹性, β 表示资本产出弹性, γ 表示能源消费产出弹性, A 表示技术进步因子。

产出指标(G)选用可比价格计算的全省生产总值;资本要素(K)选用全社会固定资产投资,并由固定资产投资价格指数修正;能源消费量(I)是可比的,不需处理。难度在于劳动因素(L)数据的收集及处理。

劳动因素一般采用标准劳动时间、劳动力人数或者劳动力价值来衡量。但是劳动时间和劳动力价值统计资料缺少。因此,很多专家学者纷纷采用劳动力人数作为劳动因素指标。在选用劳动力人数和固定资产投资(存量资本)的实证分析中,人口增长

率远远低于投资增长率,因此劳动因素在经济增长中份额较小。劳动因素在经济增长中重要的贡献没有适当的体现出来,而实际上我国是劳动力大国,有劳动力比较优势,多年来一直享受“人口红利”。因此,笔者探索用劳动力价值指标来代替劳动力人数,期望更合理的评估劳动、资本因素在经济增长中的贡献。

据现行统计资料,有代表性的体现劳动力价值的指标是城镇单位在岗职工工资和农村居民人均收入。城镇单位在岗职工是城镇人口收入的创造者,其工资总额体现了城镇在岗职工的劳动力价值;而通过农村居民人均纯收入和农业户籍人口可以计算出农村居民的收入总额。用两者合计的工资和收入总额代替从业人数或就业人数劳动因素指标,工资总额和人均纯收入用各自的指数进行修正。相关统计数据见表 3。

表 3 浙江省城镇单位在岗职工工资和农村居民收入(1990—2008 年)

年份	城镇单位在岗职工 工资总额(亿元)	城镇单位在岗职工 工资总额指数 (1985 年=100)	农业人口 (万人)	农村居民人均 纯收入(元)	农村人均纯收入指数 (上年=100)
1990	102. 76	123. 8	3538. 13	1099	102. 7
1991	115. 98	132. 4	3555. 37	1211	108. 9
1992	138. 04	144. 2	3560. 13	1359	108. 8
1993	192. 98	166. 1	3563. 24	1746	110. 2
1994	274. 27	189. 3	3565. 19	2225	104. 1
1995	324. 25	191. 4	3567. 14	2966	105. 3
1996	361. 84	194. 3	3570. 17	3463	106. 1
1997	402. 01	207. 4	3557. 19	3684	103. 8
1998	422. 51	217	3539. 78	3815	104. 7

续表 3

年份	城镇单位在岗职工工资总额(亿元)	城镇单位在岗职工工资总额指数 (1985 年=100)	农业人口 (万人)	农村居民人均 纯收入(元)	农村人均纯收入指数 (上年=100)
1999	456.04	235.4	3519.79	3948	105.6
2000	501.07	256.3	3506.2	4254	107.8
2001	589.48	302.7	3473.63	4582	106.9
2002	664.01	345.1	3438.76	4940	108.4
2003	797.54	412.5	3394.08	5431	107.8
2004	1016.42	511.4	3353.16	6096	107.4
2005	1311.93	650.3	3335.3	6660	106.4
2006	1591.84	780.6	3317.26	7335	109.3
2007	1937.41	914.4	3308.21	8265	108.2
2008	2359.05	1158.9	3292.37	9258	106.2

数据来源:《浙江省统计年鉴 2009》;城镇单位在岗职工工资总额指数修正为(上年=100);当年工资总额指数/上一年工资总额指数×100。

3.2.2 技术进步贡献率计算过程

按照 3.2.1 节收集处理的数据,作为技术进步贡献率的初始数据,见表 4。对生产函数扩展模型取对数为:

$$\ln G = \ln A + \alpha \ln L + \beta \ln K + \gamma \ln I + \mu \quad (6)$$

其中,u 为随机误差因子。

1)模型初步模拟。

对表 4 数据做对数转化,进行多元线性回归(OLS)拟和,相关统计量结果见表 5。

结果显示:调整的判定系数 R² 为 0.999,自变量解释因变量的精度很高。但是自变量间的相关系数都超过 0.95、DW 统计量>1、共线性膨胀因子 VIF>10,因此自变量存在多重共线性。

表 4 浙江省生产总值、工资收入、固定资产投资和能源消费量(1990—2008 年)

年份	全省生产总值 G (亿元)	劳动要素 L (亿元)	全社会投资 K (亿元)	全省能源消费量 I (万吨标准煤)
1990	904.69	491.60	186.96	2732.86
1991	1065.72	540.45	239.75	3123.17
1992	1268.21	603.51	361.18	3484.22
1993	1547.22	760.01	683.83	4044.22
1994	1856.66	950.38	1006.39	4496.67
1995	2168.58	1216.89	1357.90	4851.26
1996	2443.99	1397.63	1617.53	5165.43
1997	2715.28	1482.62	1694.57	5446.74
1998	2992.23	1530.55	1847.93	5656.96
1999	3291.46	1585.01	1886.04	5960.14
2000	3653.52	1704.28	2267.22	6560.37
2001	4040.79	1842.87	2776.69	7253.11
2002	4549.93	1985.20	3596.31	8279.64
2003	5218.77	2185.72	4993.57	9522.56
2004	5975.49	2468.57	6059.78	10824.69
2005	6740.35	2761.09	6696.25	12031.67
2006	7677.26	3081.15	7593.66	13222.53
2007	8805.82	3493.23	8420.43	14532.91
2008	9695.21	4010.02	9323.00	15116.59

表 5 初步回归统计量

相关系数					模型统计量		模型系数			
	lnG	lnL	lnK	lnI	指标	统计值		系数	t	共线性统计量 VIF
lnG	1	0.999	0.989	0.999	调整的判定系数 R ²	0.999	常量	0.102	1.48	
lnL	0.999	1	0.987	0.998	DW 统计量	1.992	lnL	0.32	2.046	361.52
lnK	0.989	0.987	1	0.985	调整 F 统计量	5713.6	lnK	0.124	2.719	38.124
lnI	0.999	0.998	0.985	1			lnI	0.723	4.257	314.311

2)多重共线性消除。

笔者采用对所有变量做滞后差分变换来消除多重共线性^[8]。对式(6)做一阶滞后差分处理：

$$\ln G_t - \ln G_{t-1} = \alpha(\ln L_t - \ln L_{t-1}) + \beta(\ln K_t - \ln K_{t-1}) + \gamma(\ln I_t - \ln I_{t-1})。$$

简记为：

$$\ln G_t^* = \alpha \ln L_t^* + \beta \ln K_t^* + \gamma \ln I_t^* + \mu^*。$$

继续采用表 4 数据,执行 OLS 估计。相关统计量结果见表 6。

表 6 滞后差分处理后回归统计量

相关系数					模型统计量		模型系数			
	lnG	lnL	lnK	lnI	指标	统计值		系数	t	共线性统计量 VIF
lnG	1.000	0.730	0.670	0.645	判定系数 R ²	0.748	常量	0.056	4.083	
lnL	0.730	1.000	0.707	0.275	DW 统计量	0.698	lnL	0.285	2.936	2.013
lnK	0.670	0.707	1.000	0.459	调整 F 统计量	13.858	lnK	0.015	0.305	2.358
lnI	0.645	0.275	0.459	1.000			lnI	0.420	3.051	1.275

通过滞后差分变换,DW 统计量=0.698<1,共线性膨胀因子 VIF<10,成功消除了多重共线性。滞后差分变换会损失了部分信息,判定系数 R² 只有 0.748,相关系数也出现下降,仍然可以接受。但是,不能估计出式(6)技术进步因子(lnA)。生产函数模型为：

$$G = AL^{0.285}K^{0.15}I^{0.42} \tag{7}$$

3)模拟结果。

因滞后差分变换不能估计出技术进步因子。把 A 按时间序列化成： $A_t = A_0 e^{(1+r)t}$ ，A_t 表示在报告期 t 的技术水平，A₀ 表示基年的技术水平，r 表示技术进步系数，t=0~18,采用式(7)的差值做回归分析,计算出 $A_t = Ae^{(1+0.534t)}$ 。最终模型就是：

$$G = 1.6708e^{(1+0.534t)}L^{0.285}K^{0.15}I^{0.42}。$$

结果显示：浙江省劳动力对 GDP 的弹性为 0.285,固定资产投资对 GDP 的弹性为 0.15,而能源消费对 GDP 的弹性是 0.42。表明能源对 GDP 的影响最大,劳动力次之,而固定资产投资最小。与其他专家实证分析不同的是：固定资产投资对经济

增长的弹性较小。究其原因一是因为增加了能源消费因素,二是采用城镇单位在岗职工工资和农村居民收入作为劳动因素,改变了数据的变化趋势而使其对 GDP 的弹性趋强而影响了投资因素的重要程度。

按 2.3 节的原理,计算出浙江省 1991—2008 年技术进步贡献率 ρ_t,见图 1。

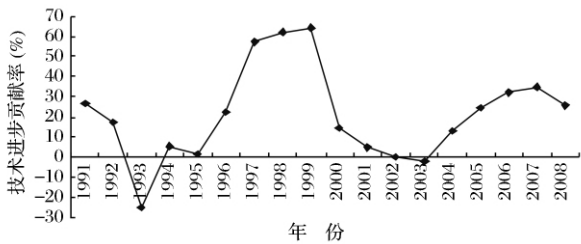


图 1 浙江省技术进步贡献率(1990—2008)

3.3 “回弹效应系数”及的测定

结合 3.1 和 3.2 节的相关基础数据和计算结果,由式(3)和式(4)计算出能源回弹效应系数 RE_t和技术进步引起能源回弹消费量。

表 7 浙江省能源回弹效应系数及能源消费回弹量

年份	能源回弹效应系数 RE _t	技术进步引起能源回弹消费量	年份	能源回弹效应系数 RE _t	技术进步引起能源回弹消费量
1991	-1.35	129.37	2000	-1.72	95.01
1992	-0.43	100.63	2001	-11.76	31.27
1993	0.93	-193.05	2002	0.02	1.96
1994	-0.12	43.96	2003	-1	-25.8
1995	-0.03	11.56	2004	-2.26	177.68
1996	-0.46	139.67	2005	-1.92	342.52
1997	-1.13	328.79	2006	-1.11	532.89
1998	-0.99	343.16	2007	-1.06	673.4
1999	-1.38	363.49	2008	-0.43	376.27

4 结果分析及结论

有学者对回弹效应系数的范围进行分析^[9],结

合实证分析的结果,定义：

①若 RE_t<-1,为逆反回弹效应,表示技术进步推动的经济增长不仅完全消耗其所节省的能源,

另外还消耗了新的能源。

②若 $RE_t = -1$, 为完全回弹效应, 表示技术进步推动的经济增长刚好消耗其所节省的能源。

③若 $-1 < RE_t < 0$, 为部分回弹效应, 表示技术进步推动的经济增长部分消耗其所节省的能源。

④若 $RE_t = 0$, 为零回弹效应, 表示技术进步所节省的能源真正的节省下来。

⑤若 $RE_t > 0$, 为过渡存储回弹效应, 表示能源节约数量超过技术进步所能节约的。

表 8 显示, 浙江省自 1991—2008 年, 有 9 个年度属于逆反回弹效应, 5 个属于部分回弹效应, 2 个零回弹效应(1995 年、2002 年), 2 个完全回弹效应(1998 年、2003 年)。

结果简析: 能源回弹效应系数反映了能源因为技术进步促进经济增长而产生新的能源需求的大小。1995 年、2002 年能源回弹效应系数分别为 -0.12 、 -0.02 , 因为该两个年度的技术进步因素对经济增长的贡献为 1.53% 、 0.21% , 是除了两个负数之外的最低的两个。技术进步因素对经济增长的贡献, 意味着其他因素贡献率高。实际上, 在劳动、资本、能源和技术 4 个因素中, 1995 年劳动贡献达到 47.57% , 劳动工资和收入增长 28% ; 而 2002 年能源贡献达到 47.18% , 能源消费增长率 14.15% , 在 18 年的计算期内这两个因素基本上是各自的最高值。劳动和能源因素的突出表现, 通常会反映了特定的历史时期重要事件的发展(如 1993 年开始工资改革, 1993 年、1994 年、1995 年工资和收入连续三年同时也是仅有的三年超过 20% 以上的增幅)。同样的, 可以对不同回弹效应的结果进行仔细分析, 鉴

于篇幅和成文的目的, 不再赘述。

以石油天然气和煤炭等不可再生为主的能源供给给一个国家或地区经济发展带来重要的影响, 研究能源供给消费与经济发展的相关关系及机理具有重要意义。适当的分析和分析模型对分析结果至关重要, 数据资料的不完备性给定量研究工作带来了挑战。生产函数模型在国内外广泛使用, 笔者改进了国内较多使用劳动力数量作为劳动投入要素的选择; 同时尝试对多元线性回归模型多重共线性的问题解决, 为来者提供了较好的思路和方法。

参考文献

- [1] 朱伟杰, 严新根, 胡亚鹏. 浙江省单位 GDP 能耗的实证分析[J]. 现代经济, 2008(7): 12-16.
- [2] 李荣荣, 朱飞飞, 金良家. 浙江之急: 经济与能源协调发展[J]. 浙江经济, 2006(1): 32-33.
- [3] 王霞. 浙江能源与经济发展关系及安全保障[J]. 经济论坛, 2006(21): 34-36.
- [4] 刘源远, 刘凤朝. 基于技术进步的中国能源消费反弹效应[J]. 资源科学, 2008(9): 1300-1306.
- [5] 许秀川, 阳芙蓉, 王钊. 技术进步对重庆市经济增长及能源消费效率作用的分解[J]. 西南师范大学学报(自然科学版), 2008(12): 119-122.
- [6] 高振宇, 王益. 我国生产用能源消费变动的分解分析[J]. 统计研究, 2007(3): 52-57.
- [7] 王群伟, 周德群. 能源回弹效应测算的改进模型及其实证研究[J]. 管理学报, 2008(5): 688-691.
- [8] 于俊年. 计量经济学[M]. 北京: 对外经济贸易大学出版社, 199: 206.
- [9] 黄燕文. 中国能源回弹效应研究[D]. 厦门: 厦门大学, 2009.

Research on Rebound Effect of Energy Consumption Based on Technological Progress in Zhejiang Province

Yang Pandeng¹, Qu Yaping¹, Li min²

(1. Transfar Group Co., Ltd., Hangzhou 311215, China; 2. Environmental Science Research & Design Institute of Zhejiang Province, Hangzhou 310009, China)

Abstract: Based on the contribution of economic growth due to technological progress and environmental loading model, this article makes an empirical analysis about the technological progress, GDP growth and the rebound effect of energy consumption of Zhejiang Province since 1990. Among them, it is reasonable that we measure the contribution of technological progress using the total wages of the on-the-job workers and the net income of rural residents as labor factor. In order to get the empirical data more accurately, we make delay difference transformation about the multicollinearity of multiple regression model

Key words: technological progress; rebound effect; multicollinearity; delay difference transformation