



移动扫码阅读

阮红权.合同能源管理项目年节能效益的统计分析[J].能源环境保护,2019,33(6):42-46.

RUAN Hongquan. Statistical analysis on annual cost saving of energy performance contracting[J].Energy Environmental Protection,2019,33(6):42-46.

合同能源管理项目年节能效益的统计分析

阮红权

(上海市机电设计研究院有限公司,上海 200040)

摘要:对179个合同能源管理(EPC)样本的合同信息进行了统计,分析了注册资本、融资等因素对EPC合同参数的影响。建立了多元线性回归模型和自变量交互作用下的多元线性回归模型,进一步分析了年节能效益的影响因素。结果表明:年节能效益的主要影响因素依次为改造投资、年节能量、节能服务公司(ESCO)的注册资本、是否融资、行业、合同期;财政奖励或税收优惠、用能单位注册资本对年节能效益的影响不显著;行业对年节能效益的影响主要体现在该行业的项目是否融资上。向ESCO提供低成本的资金至关重要,建议转变EPC鼓励政策,从财政奖励或税收优惠向融资环境优化转变。

关键词:合同能源管理(EPC);年节能效益;多元线性回归;融资

中图分类号:X022

文献标识码:A

文章编号:1006-8759(2019)06-0042-05

Statistical analysis on annual cost saving of energy performance contracting

RUAN Hongquan

(Shanghai Institute of Mechanical & Electrical Engineering Co., Ltd., Shanghai 200040, China)

Abstract: The effects of registered capital, financing and other factors on the parameters of energy performance contracting (EPC) were studied based on statistical analysis of 179 EPC samples. Further, multiple linear regression models and its corresponding models under the interaction of independent variables were set up to analyze the influencing factors of annual cost saving. The results demonstrate that the major influencing factors of annual cost saving are revamping cost, annual energy saving quantity, registered capital of energy service company (ESCO), financing, industry the sample belongs to and contract period. The financial or tax incentive and the registered capital of energy-consuming companies have no significant impacts on annual cost saving. The effect of industries is mainly behaved in whether this industry is financed or not. It is suggested to change EPC encouragement policy from financial or tax incentive to financing environment improvement because it is important to offer low cost to ESCo.

Key words: Energy performance contracting (EPC); Annual cost saving; Multiple linear regression; Financing

0 引言

2017年,全国万元GDP能耗比上年下降3.7%^[1],约为0.568 tce/10⁴元。而根据Enerdata的统计,中国2017年的能源强度仍然高居世界第十^[2]。能源强度下降需要通过优化产业结构实现,但这是一个中长期的过程,所以提高能源利用

效率方面需要做出更大努力。为此,借鉴工业发达国家经验,我国也逐步推广了合同能源管理(EPC)机制。我国EPC市场潜力巨大。2010年,EPC发展的里程碑式文件《关于加快推行合同能源管理促进节能服务产业发展的意见》出台。同年,第一个EPC项目合同规范《合同能源管理技术通则》发布。EPC产业实现了快速发展,总产值

收稿日期:2019-07-15

作者简介:阮红权(1977-),男,上海人,博士,研究方向为分布式能源规划与管理。E-mail:1110256@tongji.edu.cn

从 2010 年的 836 亿元增长到 2018 年的 4 774 亿元,但项目投资增速却从 2011 年的 43.5% 和 2012 年的 35.2% 分别下降到了 2017 年的 3.7% 和 2018 年的 5.2%^[3]。考虑到节能减排的广阔市场空间以及政策支持力度的不断加大,对 EPC 的投资显然遇到了瓶颈。

除了现有研究比较关注的风险因素^[4,5]、融资因素^[3,6]之外,行业环境因素也是阻碍 EPC 快速发展的主要原因。例如,市场信用环境就是 EPC 发展的一个主要瓶颈。调查发现,相比其它制约因素,缺乏对节能服务公司(ESCO)的信任是影响 EPC 在中国发展的最关键因素,尤其是对很多轻资产的民营 ESCO 的信任^[7]。Qian 等认为,中国的节能服务产业处于起步阶段,节能量测量与验证还不规范,并且信用缺失问题严重^[8]。Xu 等对既有宾馆建筑采用 EPC 进行能效提升的研究表明,项目的成功主要取决于信任、节能量测量和验证的准确性以及 ESCO 的技术水平等因素^[9]。赢利预期是 EPC 的动力来源,EPC 的年节能效益在合同签订时是未发生的,估算困难,缺乏信任引起用能单位怀疑 ESCO 提供的数据是不真实的,直接导致部分用能单位从一开始就放弃了那些具有潜在节能效益的项目。一些学者研究了 EPC 项目的年节能效益^[10-12]。这些研究对年节能效益的研究往往停留在单个项目操作层面,缺少系统化的总结。

本文采用中国节能协会节能服务产业委员会(EMCA)出版的《合同能源管理项目案例集(2011—2015)》^[11]及 EMCA 对 2016 年典型 EPC 项目所作的调研共计 179 个有效样本的合同信

息,提取它们的 8 项指标—行业、改造投资、合同期、年节能量、年节能效益、合同双方注册资本、是否融资以及有无财政奖励或税收优惠,统计分析融资、注册资本、改造投资、财政奖励或税收优惠以及行业对年节能效益的影响,从而推动对 EPC 年节能效益的研究以及对 EPC 的投资。

1 合同参数影响因素分析

1.1 多元线性回归模型

EPC 项目的合同期 T 、改造投资 I 、年节能量 Q 、年节能效益 S 直接影响双方收益,因此,多元线性回归分析选取被解释变量: $\ln T$ 、 $\ln I$ 、 $\ln Q$ 以及 $\ln S$ 。多元线性回归模型的被解释变量见表 1。

表 1 多元线性回归模型被解释变量

被解释变量	在模型中的含义
$\ln R_E$	ESCO 的注册资本
$\ln R_Y$	用能单位的注册资本
C_h	化工、煤炭、建材行业
E_l	电力行业
M_a	机械制造、电子信息与通信、轻工行业
B_u	建筑、公共设施行业
F	是否融资
J	有无财政奖励或税收优惠

表 1 中,为了消除变量量纲影响以及减少异方差的可能影响,对数值型变量进行了取对数处理,对数之间的线性关系系数表示弹性。对于分类变量,因为各个类别之间是等距的,需要将它们转换成不同的哑变量(本文取 0/1 型二值哑变量,1 表示符合某类特征的属性,0 表示不符合某类特征的属性)。

对 179 个有效样本进行多元线性回归,结果表示为模型 1~模型 4。

$$\ln T = 3.087 + 0.101 \ln R_E - 0.016 \ln R_Y + 0.202 C_h - 0.144 E_l - 0.033 M_a - 0.530 B_u + 0.289 F + 0.146 J \quad (1)$$

$$\ln I = 4.558 + 0.479 \ln R_E - 0.017 \ln R_Y - 0.233 C_h - 0.455 E_l - 1.094 M_a - 0.471 B_u + 1.549 F + 0.133 J \quad (2)$$

$$\ln Q = 7.018 + 0.324 \ln R_E - 0.015 \ln R_Y - 0.430 C_h - 0.216 E_l - 1.114 M_a - 1.342 B_u + 1.223 F + 0.009 J \quad (3)$$

$$\ln S = 5.323 + 0.274 \ln R_E + 0.008 \ln R_Y - 0.295 C_h - 0.746 E_l - 0.883 M_a - 0.973 B_u + 1.304 F + 0.187 J \quad (4)$$

1.2 影响因素分析

(1) 注册资本的影响

R_E 增加 1% 时, T 增加了 0.101%, I 提高 0.497%, Q 增加 0.324%, S 增加 0.274%。ESCO 作为“节能服务专家”,收入来自节能效益分享。通常,对需要较大投资、具有较高技术含量、承担较大风险的项目,赢利预期也越高。因此,有研究认为 EPC 项目中用能单位是风险规避的而 ESCO 是

风险中性的^[12]。ESCO 选择项目的主要标准是预期收益的高低。可以推断,如果节能效益分享比例与改造投资分摊比例呈正相关,只要收益净现值超过改造投资,ESCO 就倾向于提供改造投资的较大份额。而 ESCO 的注册资本与项目的改造投资通常是正相关的,因而注册资本就影响了合同参数。

R_Y 的影响不显著。一方面是因为大部分样

本的改造投资来自 ESCo 或由 ESCo 融资。另一方面是因为用能单位注册资本差异比较大,即使改造投资来自用能单位,注册资本与合同参数的相关性也很小。

(2) 行业的影响

统计意义上的合同期次为 R_Y 依次为 $C_h >$ 冶金行业 $> M_a > E_1 > B_u$ 。平均改造投资依次为冶金行业 $> C_h > E_1 > B_u > M_a$ 。平均年节能量依次为冶金行业 $> E_1 > C_h > M_a > B_u$ 。平均年节能效益依次为冶金行业 $> C_h > E_1 > M_a > B_u$ 。

(3) 是否融资的影响

在固定其它因素不变的情况下,统计意义上有融资的项目比无融资的项目 T 增加 34%,即 $(e^{0.289} - 1) \times 100\% = 34\%$, I 提高 371%, Q 增加 240%, S 增加 268%。因此,ESCo 能够获得低成本的资金非常重要。

(4) 有无财政奖励或税收优惠的影响

在固定其它因素不变的情况下, J 的影响不显著。这是因为 J 往往发生在项目实施中后期,此时合同双方已经签订了 EPC 合同。

2 年节能效益影响因素的深入分析

2.1 年节能效益的多元线性回归模型

第 1 节的分析表明年节能效益受 ESCo 的注册资本、行业、是否融资的影响。可见,年节能效益的影响因素是复杂的,建立表 2 所示的多元线性回归模型深入分析其影响因素。

表 2 年节能效益的多元线性回归结果

被解释变量	lnS		
	模型 5	模型 6	模型 7
C_h	-0.322(0.261)	-0.032(0.2427)	-0.033(0.791)
E_1	-0.690(0.026)	-0.400(0.0291)	-0.404(0.003)
M_a	-0.841(0.007)	-0.231(0.2000)	0.001(0.994)
B_u	-1.148(0.000)	-0.628(0.0003)	-0.013(0.926)
F	1.278(0.000)	0.248(0.0855)	0.154(0.159)
J	-0.165(0.521)	-0.072(0.631)	-0.073(0.519)
T	0.041(0.047)	-0.006(0.615)	-0.013(0.153)
$\ln R_E$	0.244(0.000)	-0.044(0.265)	-0.037(0.224)
$\ln R_Y$	0.002(0.956)	-0.007(0.779)	0.006(0.742)
$\ln I$	—	0.692(0.0000)	0.315(0.000)
$\ln Q$	—	—	0.544(0.000)
常量	4.125(0.000)	2.150(0.000)	0.002(0.995)
观测次数	170	170	161
R^2	0.368	0.790	0.883

(1) 模型 5

统计意义上的年节能效益 S 依次为冶金行业

$> C_h > E_1 > M_a > B_u$ 。

融资 F 在统计意义上对 S 有显著影响。相比未融资的项目,有融资的项目年节能效益提高 259%。这是因为融资有利于扩大改造投资,从而获得更多的年节能效益^[13]。

财政奖励或税收优惠 J 对 S 的影响不显著。

合同期 T 对 S 有显著影响。 T 增加 1 年,相应地, S 增加 4.2%。

ESCo 的注册资本 R_E 对 S 有显著影响。 R_E 增加 1%, S 增加 0.244%。

用能单位的注册资本 R_Y 对 S 的影响不显著。

(2) 模型 6

除了 E_1 、 B_u ,其它行业对 S 的影响不显著。

F 在统计意义上对 S 有显著影响。相比无融资的项目,有融资的项目 J 高了 17%。

J 对 S 的影响不显著。 T 对 S 的影响不显著。 R_E 对 S 的影响不显著。 R_Y 对 S 的影响不显著。

改造投资 I 在统计意义上对 S 有显著影响。 I 增加 1%,相应地, S 增加 0.692%。

(3) 模型 7

除了 E_1 ,其它行业对 S 的影响不显著。 F 在统计意义上对 S 的影响不显著。 J 对 S 的影响不显著。 T 对 S 的影响不显著。 R_E 对 S 的影响不显著。 R_Y 对 S 的影响不显著。

I 在统计意义上对 S 有显著影响。 I 增加 1%, S 增加 0.315%。

年节能量 Q 在统计意义上对 S 有显著影响。 Q 增加 1%, S 增加 0.544%。

(4) 年节能效益影响因素的小结

分析模型 5~7, I 、 Q 对 S 有显著影响。 I 也影响 Q ,所以当加入 Q 作为自变量后 I 的影响有所下降。同理, R_E 和 F 对 S 也有显著影响,但这些影响在引入 I 、 Q 作为自变量后就变得不显著了。

可以得出结论:影响年节能效益的主要因素依次为改造投资、年节能量、ESCo 的注册资本、是否融资、行业、合同期。财政奖励或税收优惠、用能单位的注册资本对年节能效益的影响不显著。

2.2 自变量交互作用下年节能效益的多元线性回归模型

伍德里奇认为:就像具有定量意义的变量在回归模型中可以具有交互作用一样,虚拟变量也能产生交互作用^[14]。本文在 F 和 J 、以及 F 和行业之间增加交互项,建立表 3 所示的交互作用下

的多元线性回归模型,对 S 的影响因素进行深入分析。

表 3 交互作用下年节能效益的多元线性回归结果

因变量 自变量	lnS		
	模型 8	模型 9	模型 10
C_h	-0.316(0.274)	0.118(0.723)	0.009(0.952)
E_1	-0.680(0.031)	-0.414(0.261)	-0.434(0.010)
M_a	-0.847(0.007)	-0.266(0.446)	0.022(0.891)
B_u	-1.143(0.000)	-0.601(0.069)	-0.069(0.660)
F	1.305(0.000)	2.211(0.000)	0.094(0.625)
J	-0.115(0.749)	-0.239(0.497)	-0.122(0.437)
T	0.040(0.050)	0.033(0.109)	-0.010(0.287)
$\ln R_E$	0.244(0.000)	0.245(0.000)	-0.039(0.208)
$\ln R_Y$	0.003(0.940)	0.013(0.760)	0.009(0.621)
$\ln I$	—	—	0.319(0.000)
$\ln Q$	—	—	0.548(0.000)
$F * J$	-0.107(0.839)	0.162(0.758)	0.114(0.632)
$F * C_h$	—	-1.244(0.038)	-0.176(0.514)
$F * E_1$	—	-0.739(0.252)	0.100(0.738)
$F * M_a$	—	-2.064(0.003)	-0.011(0.972)
$F * B_u$	—	-1.844(0.006)	0.337(0.295)
常量	4.109(0.000)	3.676(0.000)	-0.066(0.866)
观测次数	170	170	161
R^2	0.368	0.420	0.886

(1) 模型 8

与模型 5 相比,模型 8 多了交互项 $F * J$ (表示 EPC 项目既融资又获得财政奖励或税收优惠)。回归结果表明融资并获得财政奖励或税收优惠的项目相对于既无融资又无财政奖励和税收优惠的项目 S 高了 $(e^{1.305-0.115-0.107} - 1) \times 100\% = 195\%$ 。

(2) 模型 9

与模型 8 相比,除 E_1 外,融资与行业的交互项 $F * C_h$ 、 $F * M_a$ 、 $F * B_u$ 对 S 有显著影响。统计意义上的 S 依次为:融资的冶金行业 > 融资的 E_1 > 融资的 C_h > 融资的 B_u > 融资的 M_a 。而此时行业对 S 的影响下降,说明行业对 S 的影响主要体现在该行业是否融资上。

(3) 模型 10

与模型 9 相比,当加入 I 和 S 作为自变量后,融资与行业的交互项的影响变得不显著了。这是因为 I 已经包含了融资的影响, I 通过 Q 这一自变量对 S 具有最大的影响。与模型 7 相比,在 I 和 Q 作为自变量的情况下,融资与行业的交互项的影响不显著。

3 研究结论和政策意义

本文通过对 EPC 项目年节能效益的统计分析,可得到影响年节能效益的主要因素依次为:改造投资、年节能量、ESCo 的注册资本、是否融资、行业、合同期。财政奖励或税收优惠、用能单位的注册资本对年节能效益的影响不显著。行业对年节能效益的影响,主要体现在该行业是否融资上。

融资有利于对 EPC 项目的投资,有利于提高项目年节能效益。因为 EPC 合同将因为改造投资的扩大而得到诸多完善,如通过扩大 EPC 项目规模从而获得更多的年节能效益和年节能效益。我国现阶段 EPC 项目的资金来源大部分是 ESCo 的自有资金,因而 ESCo 的发展面临较大压力。

财政奖励或税收优惠对 EPC 项目的影 响不显著。这是因为:财政奖励或税收优惠无法在签订合同时获得确认;财政奖励或税收优惠相比改造投资占比甚微;财政奖励或税收优惠执行的复杂性;财政奖励或税收优惠政策自身的缺陷,如《合同能源管理财政奖励资金管理暂行办法》(注:2015 年废止)规定,财政奖励资金支持的对象是实施节能效益分享项目的 ESCo;财政奖励或税收优惠是直接提供给 ESCo 的,用能单位缺乏积极性。

4 结语

年节能效益是 EPC 项目的重要合同参数。在我国现阶段 EPC 市场信用环境不完善的情况下,部分用能单位对年节能效益估算困难导致其从一开始就放弃了那些具有潜在节能效益的项目。已有研究主要以单个项目为出发点研究年节能效益,缺少系统化的总结。向 ESCo 提供低成本的资金至关重要,因而 EPC 鼓励政策应该从财政奖励或税收优惠向提供良好的融资环境转变。本文对年节能效益影响因素的统计分析,得出的结论具有较强的参考意义。

参考文献

- [1] 国家统计局.2018 年国民经济和社会发展统计公报 [EB/OL].国家统计局,2019-02-28 [2019-03-14].http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201902/t20190228_1651265.html
- [2] Enerdata. Global Energy Statistical Yearbook 2018 [EB/OL]. Enerdata, [2019-02-27].<https://yearbook.enerdata.net/total-energy/world-energy-intensity-gdp-data.html>
- [3] Hu Jinrong, Zhou Enyi. Engineering risk management planning in energy performance contracting in China [J]. Systems

Engineering Procedia.2011,1:195-205.

- [4] 吴志炯,董秀成,皮光林.我国石油化工合同能源管理项目风险评价[J].天然气工业,2017,37(2):112.
- [5] 高欣,阮红权,薛文娟,等.节能服务公司利益最大化视角的 EPC 合同参数决策模型[J].同济大学学报(自然科学版),2018,46(11):1601.
- [6] Li Y.,Qiu Y.M.,Wang Y.D.Explaining the contract terms of energy performance contracting in China: The importance of effective financing[J].Energy Economic,2014,45:401-411.
- [7] Kostka G.,Shin K.Energy conservation through energy service companies;Empirical analysis from China[J].Energy Policy,2013,52:748-759.
- [8] Qian D.,Guo J.E.Research on the energy-saving and revenue sharing strategy of ESCOs under the uncertainty of the value of energy performance contracting projects[J].Energy Policy,2014,73:710-721.
- [9] Xu P.P.,Chan E.H.,W.Visscher H.J.,et al.Sustainable building

energy efficiency retrofit for hotel buildings using EPC mechanism in China;Analytic Network Process (ANP) approach[J].Journal of Cleaner Production,2014,107:378-388.

- [10] Deng Q.L.,Zhang L.M.,Cui Q.B.,et al.A simulation-based decision model for designing contract period in building energy performance contracting[J].Build and Environment,2014,71:71-80.
- [11] 中国节能协会节能服务产业委员会(EMCA).合同能源管理项目案例集:2011-2015[M].北京:中国经济出版社,2017.
- [12] 彭鸿广,骆建文.信息不对称下节能服务外包合同的设计[J].预测,2014,33(6):60.
- [13] Ruan HQ,Gao X,Mao C X.Empirical study on annual energy-saving performance of energy performance contracting in China[J].Sustainability,2018,10(5):1666.
- [14] 杰弗里 M 伍德里奇.计量经济学导论(第四版)[M].北京:中国人民大学出版社,2010.

(上接第 8 页)

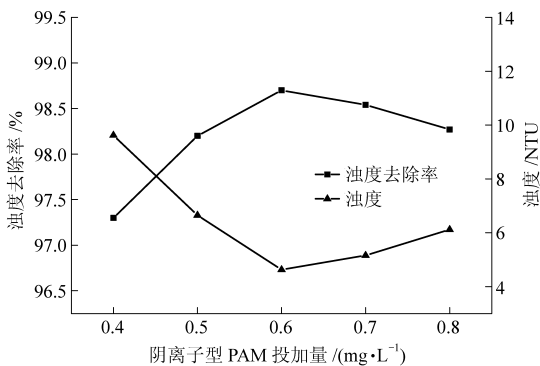


图 6 阴离子型 PAM 投加量对浊度去除率的影响

就会被其水解产生的高分子链覆盖,从而产生“胶体保护现象”,使胶体颗粒无法脱稳。因此,确定阴离子型 PAM 最佳投加量为 0.6 mg/L。

3 结论

采用烧杯搅拌静态单因素试验对河北某矿高岩粉矿井水(原水浊度为 340 NTU)进行试验研究。得出结论如下:

(1)从经济方面考虑,PAC 为最佳混凝剂,阴离子型 PAM 为最佳助凝剂。

(2)最佳投加方式和最佳投加量为:一次投加 PAC 100 mg/L、二次投加 PAC 20 mg/L+阴离子型 PAM 0.6 mg/L,出水浊度降为 4.6 NTU,浊度去除

率高达 98.7%。

(3)当浊度去除率为 98.7%时,二次混凝+沉淀工艺 PAC 投加量较一次混凝沉淀减少了 50 mg/L,表明采用二次混凝+沉淀工艺能起到减少药剂投加量和提高处理效率的作用。

参考文献

- [1] 李福勤,贾玉丽,孟立,等.高悬浮物矿井水混凝试验及应用[J].能源环境保护,2016,30(3):20-22.
- [2] 杨静,李福勤,邵立南,等.矿井水中悬浮物特征及其净化关键技术[J].辽宁工程技术大学学报(自然科学版),2008(3):458-460.
- [3] 谭金生,黄昌凤,郭中权.高悬浮物高矿化度矿井水处理工艺及工程实践[J].能源环境保护,2013,27(3):30-32+42.
- [4] 何绪文,贾建丽.矿井水处理及资源化的理论与实践[M].北京:煤炭工业出版社,2009:38-59.
- [5] 李福勤,李硕,何绪文,等.煤矿矿井水处理工程问题及对策[J].中国给水排水,2012,28(2):18-20.
- [6] 何绪文,李福勤.煤矿矿井水处理新技术及发展趋势[J].煤炭科学技术,2010,38(11):17-21.
- [7] 孙庆.多级加药用于煤泥水沉降澄清技术的研究[D].淮南:安徽理工大学,2014.
- [8] 李威.两级混凝沉淀工艺处理高浊水的试验研究[D].重庆:重庆大学,2010.
- [9] 齐玉玲,黄晓东,张金松,等.二次微絮凝改善过滤效果的试验研究[J].中国给水排水,2005(2):34-36.
- [10] 廖祁明.多重絮凝的机理研究[D].武汉:武汉理工大学,2010.