

金融发展影响能源产业投资效率的路径分析

兰 强, 赵鹏大

摘 要: 以 2008—2013 年我国沪深两市 A 股能源类上市公司 547 个观测样本为研究对象, 在构建中介效应检验模型的基础上, 实证检验了金融发展影响能源产业投资效率的作用路径。研究结果表明, 金融发展一方面可以提高能源产业的投资效率, 另一方面可以缓解能源产业的融资约束。融资约束的减轻有利于能源产业投资效率的提高, 证实了融资约束作为金融发展影响投资效率的路径, 可以有效发挥提高投资效率的功效。

关键词: 金融发展; 融资约束; 投资效率; 路径分析

中图分类号: F426.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-0169(2014)06-0048-07

“十一五”期间, 我国能源产业得到长足发展, 成绩显著。根据国家统计局最新数据显示, 我国能源消费总额从 2008 年的 291 448.29 万吨标准煤上升到 2012 年的 361 732 万吨标准煤; 而能源生产总量则从 2008 年的 260 552 万吨标准煤上升到 2012 年的 331 848 万吨标准煤。目前, 我国已成为世界第三大能源消费国。另一方面, 随着国内外能源环境条件的变化, 我国能源产业的可持续发展也面临着严峻挑战, 尤其是能源产业的低效率投资越来越成为制约我国能源产业发展的突出问题。影响能源产业投资效率的因素有很多, 在现代经济条件下, 金融发展是影响能源产业投资效率的十分重要的因素。通过优化金融业结构, 提高金融业运营效率, 成为提升能源产业投资效率的重要途径。

一、文献综述

金融发展对投资效率的影响, 一直是经济学关注的重要领域。Jensen 首先将代理理论引入金融发展与投资效率之间关系的研究, 认为金融市场中管理者与股东之间的代理问题是导致其利益冲突的根本原因, 由此提出自由现金流量理论, 并以此来解释公司的过度投资行为^[1]。King 等摒弃传统的金融发展理论框架, 基于内生增长理论提出了新金融发展理论^[2]。该理论强调金融发展与经济增长之间的关系, 认为金融发展能够有效改善公司融资信息不对称问题, 有利于降低交易成本, 缓解融资约束, 促进技术创新, 从而提高投资效率。他们提出四项金融中介发展指标, 包括 LLY、BANK、PRIVATE 和 PRIVY, 并以 1956—1998 年 70 多个国家数据为研究对象, 通过实证研究发现: 所有金融发展指标的波动与宏观经济波动之间呈现显著负相关关系, 并且金融发展有利于降低经济波动^[2]。Rajan 等认为, 金融发展能够有效改善金融市场中债权人与债务人之间信息不对称问题, 从而减少公司融资的交易成本, 起到缓解融资约束、提高投资效率的作用^[3]。研究表明, 金融发展能够通过信息揭示功能、公司治理功能、便利交换功能等促进企业全要素生产率的提高, 从而促进公司投资效率的提高。李延喜等研究发现, 金融发展水平越高的地区上市公司的投资效率越高^[4]。在后续研究中, 他进一步发现在区分行业的管制性质之后, 金融发展对上市公司投资效率的影响有所差异^[5]。刘广瑞等以 2007—2010 年股权分置改革后在沪深两市上市的 A 股上市公司面板数据为研究对象, 实证研究了新兴资本市场中金融发展与公司投资效率之间的关系, 研究结果

作者简介: 兰强, 中国地质大学 (北京) 地球科学与资源学院博士研究生 (北京 100083); 赵鹏大, 中国科学院院士, 中国地质大学教授、博士生导师

表明金融发展能够有效改善公司的投资效率, 有利于抑制公司的过度投资行为^[6]。

关于融资约束对投资效率的影响, Fazzari 等依据信息不对称理论提出了融资约束假说, 实证检验了投资—现金流敏感性在信息成本不同的企业之间的差异, 并证实融资约束与投资—现金流敏感性之间存在正相关关系^[7]。连玉君等以异质性随机前沿模型为基础, 对我国上市公司在融资约束情况下的投资效率进行研究, 发现融资约束使上市公司投资支出水平下降^[8]。屈文洲等认为, 信息不对称导致融资约束与投资—现金流敏感性之间呈现出非线性关系^[9]。应千伟等发现银行授信可以有效缓解融资约束, 具有提高投资效率的功效^[10]。

总体上看, 已有研究文献较多地研究了金融发展对投资效率的影响, 但很少有文献专门研究金融发展对能源产业投资效率的影响及其路径。鉴于此, 本文使用 2008—2013 年我国沪深两市 A 股能源类上市公司作为研究样本, 构建了金融发展影响能源产业投资效率的中介效应检验模型, 通过普通最小二乘法实证检验金融发展影响能源产业投资效率的作用, 揭示这一作用的路径, 以期为政府部门制定能源产业发展战略及政策提供理论依据。

二、理论分析与研究假设

金融发展主要通过拓宽融资渠道、增加信贷资金的供给和降低融资成本等来缓解融资约束问题。相对于金融发展较落后的地区, 在金融发展较好地区能源产业投资的资金来源更为充裕, 也更容易获得资金支持, 此时的融资约束也容易缓解^[11]。在这些地区, 资本市场上的信息透明度较高, 可有效降低因逆向选择造成的信息不对称和流动性风险, 能源产业可以相对较低的融资成本获取更多的资金支持, 用于投资高收益项目。另外, 金融发展弱化了融资约束的同时也引入了众多外部监管者(如银行、私募、机构投资者等), 企业会受到资金供给方的监督。以银行为例, 银行会专门设立专项账户监管企业的资金使用情况, 当银行发现企业的资金被用来进行非效率投资活动时, 可及时对其进行质询并加以制止, 在一定程度上可约束企业的过度投资行为。另外, 在签署融资协议的时候, 企业需要提供关于拟融资金的使用情况, 如果该部分资金涉嫌重复建设、过度投资, 那么资金供给方也不会提供相应的资金支持, 从而在一定程度上有利于遏制企业的非效率或低效率投资行为。基于此, 本文提出如下研究假设:

研究假设 1: 金融发展可以提升能源产业的投资效率。具体而言, 金融相关比率、金融深度的提高可以提升能源产业的投资效率。

研究假设 2: 融资约束是金融发展影响能源产业投资效率的作用路径。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文按照 Wind 的行业分类标准, 选取 2008—2013 年我国沪深两市 A 股能源类上市公司为研究样本, 剔除了在此期间财务数据缺失和被 ST、*ST 的上市公司, 最终获得 547 个观察样本。上市公司的财务数据主要选自锐思数据库, 这主要是因为该数据库中的财务指标子库中有关于上市公司规模、资产收益率、成长性、现金持有量和资产负债率等相关数据。公司治理数据主要选自锐思数据库中的组织治理结构子库, 该子库包含了管理持股和薪酬、管理层介绍、董事会和监事会特征、激励计划等。

(二) 变量定义

1. 被解释变量。本文被解释变量为能源产业的投资效率。借鉴 Richardson 的思想^[12], 构建模型 (1) 来估算企业的最佳投资支出水平。模型残差 ϵ 的绝对值表示作为企业非效率投资的程度, 该值越大则投资效率越低, $\epsilon > 0$ 表示过度投资, $\epsilon < 0$ 表示投资不足。

$$INV_t = \alpha_0 + \alpha_1 Grow_t + \alpha_2 Lev_t + \alpha_3 Cash_t + \alpha_4 Age_t + \alpha_5 Size_t + \alpha_6 ROA_t + \alpha_7 INV_{t-1} + \alpha_8 Year + \epsilon \quad (1)$$

2. 解释变量。本文的解释变量为金融发展, 选取了金融相关比率、金融深度作为金融发展的代理变量。其中, 以各省区金融机构贷款总额与该地区 GDP 的比值作为金融发展的程度, 以货币存量与 GDP 比

值作为金融深度的代理变量。

3. 中介变量。本文的中介变量是融资约束 FC 。选取 SA 指数和 WW 指数作为衡量企业融资约束的代理变量，因为， SA 指数克服了以往融资约束指数中存在的内生性问题，而 WW 指数中相关系数是基于大样本得出的，具有较强的可靠性。

4. 控制变量。能源产业的融资约束和投资效率受到诸多因素的影响，本文主要控制了公司特征因素、公司治理因素和年度因素三方面对研发投入的影响。（1）公司特征因素方面，主要控制了企业规模、盈利能力、成长能力、现金持有量和偿债能力。（2）公司治理因素方面，主要控制了独立董事比例、董事会规模和监事会规模。（3）年度因素。企业的投融资活动会受到不同经济周期和国家政策的影响，为了避免不同年度外部宏观环境对企业投融资决策的影响，本文设计了年度哑变量来弱化其影响（如表 1 所示）。

表 1 变量定义与计量

变量类型	变量名称	变量符号	变量计量
被解释变量	投资效率	IE	反向指标，根据 Richardson 模型计量的残差的绝对值， IE 越大则说明投资效率越低
解释变量	金融发展	FS	由金融相关比率、金融深度构成
	金融相关比率	FIR	各省区银行业金融机构贷款余额/GDP
	金融深度	FID	$M2/GDP$
中介变量	融资约束	FC	由 SA 指数、 WW 指数构成
	SA 指数	SA	根据 Hadlock 等 ^[13] 构建的 SA 指数计算
	WW 指数	WW	根据 Whited 等 ^[14] 构建的 WW 指数计算
控制变量	企业规模	$Size$	总资产的自然对数
	盈利能力	ROA	资产收益率
	成长能力	$Grow$	营业收入增长率
	现金持有量	$Cash$	货币资金/总资产
	偿债能力	$Solv$	方向指标，总负债/总资产
	独立董事比例	PID	独立董事人数/董事会总人数
	董事会规模	SBD	董事会总人数的自然对数
	监事会规模	SSB	监事会总人数的自然对数
年度哑变量	$Year$	控制年度宏观经济的影响，设 5 个年度哑变量	

（三）研究方法选择与模型设计

1. 研究方法选择。自变量 X 对因变量 Y 有着显著的影响，而自变量 X 主要是通过变量 Z 来影响因变量 Y ，在这种情况下 Z 变量为中介变量，中介变量 Z 是自变量 X 影响因变量 Y 的有效路径。为了直观地表示出自变量、因变量和中介变量之间的逻辑关系，采用如下所示的方程来描述变量之间的关系。

$$Y = aX + \epsilon_1 \tag{2}$$

$$Z = bX + \epsilon_2 \tag{3}$$

$$Y = a'X + cZ + \epsilon_3 \tag{4}$$

本文拟采用依次检验回归系数的方法来验证中介效应^{[15][16]}，基本思想是依次检验上述三个模型的回归结果，根据回归系数的显著性水平来判断 Z 变量是否为中介变量。具体地，同时满足模型（2）中的回归系数 a 显著，模型（3）中的回归系数 b 显著，模型（4）中的回归系数 c 显著，则 Z 变量为中介变量。同时，当模型（4）中的回归系数 a' 显著时， Z 变量的中介效应显著；当模型（4）中的回归系数 a' 不显著时， Z 变量的完全中介效应显著。这种方法的原假设最多，但操作较为简易，现阶段常用的统计软件均能提供回归系数的估计值、标准误和 t 值。该方法的第一类错误率较低，大部分时候会远小于显著性水平。

2. 模型设计。为发现金融发展影响能源产业投资效率的作用路径，采用中介效应检验模型，分别构建了三个检验模型来实现研究目标。

模型（5）主要检验金融发展对投资效率的影响机理，具体模型设计如下所示：

$$IE_t = \alpha_0 + \alpha_1 FS_t + \alpha_2 Size_t + \alpha_3 ROA_t + \alpha_4 Grow_t + \alpha_5 Cash_t + \alpha_6 Solv_t + \alpha_7 PID_t + \alpha_8 SBD_t + \alpha_9 SSB_t + \alpha_{10} Year + \delta \tag{5}$$

其中，如果该金融发展 FS 的回归系数 α_1 显著为负，说明金融发展可以有效提高企业的投资效率， α_1

越大说明这种影响力度越强, 本文所设计的研究假设也将得到证实。

模型 (6) 主要检验金融发展对融资约束的影响机理, 具体模型设计如下所示:

$$FC_t = \beta_0 + \beta_1 FS_t + \beta_2 Size_t + \beta_3 ROA_t + \beta_4 Grow_t + \beta_5 Cash_t + \beta_6 Solv_t + \beta_7 PID_t + \beta_8 SBD_t + \beta_9 SSB_t + \beta_{10} Year + \epsilon \quad (6)$$

模型 (7) 主要检验金融发展、融资约束对投资效率的影响机理, 具体模型设计如下:

$$IE_t = \gamma_0 + \gamma_1 FS_t + \gamma_2 FC_t + \gamma_3 Size_t + \gamma_4 ROA_t + \gamma_5 Grow_t + \gamma_6 Cash_t + \gamma_7 Solv_t + \gamma_8 PID_t + \gamma_9 SBD_t + \gamma_{10} SSB_t + \gamma_{11} Year + \epsilon \quad (7)$$

其中, 模型 (7) 中的被解释变量 IE 为投资效率, 解释变量分别为金融发展水平和融资约束。如果回归系数 γ_1 显著为负, 同时回归系数 γ_2 显著为正, 说明融资约束是金融发展影响企业投资效率的作用路径, 此时中介效应显著; 如果回归系数 γ_1 不显著, 同时回归系数 γ_2 显著为正, 则说明融资约束是金融发展影响企业投资效率的作用路径, 此时完全中介效应显著。

四、实证结果与分析

(一) 描述性统计结果

涉及变量的描述性统计结果如表 2 所示。可以发现, 投资效率 IE 的最小值仅为 0.000, 均值为 0.114, 而最大值高达 0.620, 说明我国能源类上市公司之间的投资效率存在较大差距。融资约束的代理变量 SA 指数的最小值仅为 1.363, 均值为 5.063, 而最大值高达 10.974; 融资约束的代理变量 WW 指数的最小值仅为 -1.245, 均值为 -1.016, 而最大值高达 -0.818, 说明我国能源类上市公司面临的融资约束各有不同。金融发展指标方面, 金融相关比率 FIR 的平均值为 1.084, 最小值为 0.537, 最大值为 2.585; 金融深度 FID 的平均值为 1.771, 最小值为 1.513, 最大值为 1.876, 说明我国各地区的金融发展水平差异较大。

表 2 描述性统计结果

变量	均值	中值	标准差	极小值	极大值
IE	0.114	0.074	0.135	0.000	0.620
FIR	1.084	0.958	0.465	0.537	2.585
FID	1.771	1.806	0.126	1.513	1.876
SA	5.063	4.895	1.892	1.363	10.974
WW	-1.016	-1.016	0.084	-1.245	-0.818
$Size$	22.825	22.733	1.493	19.483	26.953
ROA	0.038	0.031	0.072	-0.266	0.256
$Grow$	0.167	0.120	0.335	-0.817	3.241
$Cash$	0.106	0.083	0.089	0.003	0.484
$Solv$	0.594	0.596	0.203	0.012	1.644
PID	0.331	0.333	0.099	0.067	0.714
SBD	2.614	2.639	0.326	1.386	3.367
SSB	1.723	1.792	0.449	0.693	2.708

(二) 实证结果分析

表 3 是以金融相关比率 FIR 作为金融发展代理变量的回归结果, 详细列示了金融发展影响投资效率的路径分析结果。第一列为金融相关比率 FIR 对投资效率 IE 影响的回归结果, 金融相关比率 FIR 与投资效率 IE 的系数在 1% 的水平上显著负相关, 影响系数为 -0.085, 说明金融发展水平越高, 能源产业的投资效率越高, 由此支持了研究假设 1。第二列为金融相关比率 FIR 对融资约束 SA 影响的回归结果, 金融相关比率 FIR 与融资约束 SA 的系数在 1% 的水平上显著负相关, 影响系数为 -0.093, 说明金融发展水平的提高可以有效减轻能源产业发展所面临的融资约束。第三列为金融相关比率 FIR 和融资约束 SA 对投资效率 IE 影响的回归结果, 金融相关比率 FIR 与投资效率 IE 的系数在 1% 的水平上显著负相关, 影响系数为 -0.091。融资约束 SA 与投资效率 IE 的系数在 5% 水平上显著负相关, 影响系数为 -0.069, 说明融资约束越低的企业投资效率越高。根据中介效应检验方法, 表 3 中的回归结果符合中介效应显著的条件, 由此可以说明融资约束是金融发展影响投资效率的有效路径, 金融发展通过缓解融资约束来提高投资效率。同时, 以 WW 指数作为融资约束代理变量的回归结果同样支持上述结论。第四列结果显示, 金融相关比率 FIR 与融资约束 WW 的系数在 5% 的水平上显著负相关, 影响系数为 -0.007。第五列结果显示, 金融相关比率 FIR 与投资效率 IE 的系数在 1% 的水平上显著负相关, 影响系数为 -0.080。融资约束 SA 与投资效率 IE 的系数在 1% 水平上显著负相关, 影响系数为 -0.713, 同样满足中介效应检验程序, 说明以 WW 指数作为融资约束的回归结果同样支持上述论断, 验证了研究假设 2。

表 3 金融发展影响投资效率的路径分析 (FIR)

	融资约束 SA			融资约束 WW	
	模型 (5) 因变量 IE	模型 (6) 因变量 FC	模型 (7) 因变量 IE	模型 (6) 因变量 FC	模型 (7) 因变量 IE
Constant	0.228** (2.314)	-23.726*** (-159.123)	1.861*** (2.721)	-0.080*** (2.958)	0.171* (1.752)
FIR	-0.085*** (-7.287)	-0.093*** (-5.262)	-0.091*** (-7.673)	-0.007** (-2.069)	-0.080*** (-6.983)
FC			-0.069** (2.157)		-0.713*** (-4.606)
Size	0.004 (0.889)	1.256*** (201.903)	-0.083** (-2.295)	-0.047*** (-41.643)	0.037*** (4.468)
ROA	-0.335*** (-3.553)	0.446*** (3.128)	-0.366*** (-3.861)	0.207*** (8.007)	-0.187* (-1.910)
Grow	0.059*** (2.670)	-0.030 (-0.877)	0.061*** (2.772)	-0.012* (-1.897)	0.068*** (3.088)
Cash	0.008 (0.109)	0.518*** (4.975)	-0.028 (-0.402)	0.010 (0.510)	0.001 (0.009)
Solv	-0.130*** (-3.337)	0.053 (0.901)	-0.134*** (-3.444)	0.008 (0.712)	-0.136*** (-3.540)
PID	-0.047 (-0.814)	0.309*** (3.537)	-0.068 (-1.174)	0.022 (1.372)	-0.063 (-1.102)
SBD	-0.006 (-0.317)	-0.071** (-2.475)	-0.001 (-0.060)	-0.005 (-0.876)	-0.003 (-0.148)
SSB	-0.016 (-1.214)	-0.055*** (-2.678)	-0.013 (-0.933)	-0.002 (-0.536)	-0.015 (-1.130)
F	6.854***	3799.780***	6.843***	190.134***	8.054***
Adj-R ²	0.131	0.990	0.138	0.829	0.162
N	547	547	547	547	547

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著, 括号内为 t 值。

从模型 (7) 的回归结果还可以发现, 企业规模 *Size* 与投资效率 *IE* 的系数在 5% 的水平上显著负相关, 影响系数为 -0.083, 表明企业规模越大的公司投资效率越高; 盈利能力 *ROA* 与投资效率 *IE* 的系数在 1% 的水平上显著负相关, 影响系数为 -0.366, 说明盈利能力越强的企业投资效率越高; 成长能力 *Grow* 与投资效率 *IE* 的系数在 1% 的水平上显著正相关, 影响系数 0.061, 说明成长能力越强的企业越有可能出现非效率投资; 现金持有量 *Cash* 与投资效率 *IE* 的关系并不显著, t 值仅为 -0.402, 说明企业的现金持有量对投资效率的影响并不显著; 偿债能力 *Solv* 与投资效率 *IE* 的系数在 1% 的水平上显著负相关, 影响系数为 -0.134, 说明企业的资产负债率越高, 则其投资效率越高; 独立董事比例 *PID*、董事会规模 *SBD* 和监事会规模 *SSB* 对投资效率 *IE* 的影响均不显著, 达不到统计意义的显著性水平, 说明我国董事会治理机制和监事会治理机制在投资决策中尚不能发挥应有的作用。

另外, 为了避免回归模型中可能存在的多重共线性问题, 本文进行了多重共线性检验, 方差膨胀因子 (VIF) 均远小于 10, 根据经验判断标准, 这说明模型中并不存在严重的多重共线性问题。限于篇幅, 本文未将具体结果列示在表中。模型调整后的 R^2 分别为 0.131、0.990、0.138、0.829 和 0.162, F 统计量分别为 6.854、3799.780、6.843、190.134 和 8.054, 且均在 1% 的水平下显著, 本文的回归模型总体通过了显著性检验, 说明本文的模型设定有效。

表 4 是以金融深度 *FID* 作为金融发展代理变量的回归结果。从表中第一列结果可知, 金融深度 *FID* 与投资效率 *IE* 的系数在 1% 的水平上显著负相关, 影响系数为 -0.695, 说明金融发展水平越高, 能源产业的效率越高, 支持了研究假设 1。第二列结果显示, 金融深度 *FID* 与融资约束 *SA* 的系数在 1% 的水平上显著负相关, 影响系数为 -0.039, 说明金融发展水平的提高可以有效减轻能源产业发展面临的融资约束。第三列结果显示, 金融深度 *FID* 与投资效率 *IE* 的系数在 1% 的水平上显著负相关, 影响系数为 -0.694。融资约束 *SA* 与投资效率 *IE* 的系数在 10% 水平上显著负相关, 影响系数为 -0.015, 说明融资

约束越低的企业投资效率越高。根据中介效应检验方法, 表 4 中的回归结果符合中介效应显著的条件, 由此可以说明融资约束是金融发展影响投资效率的有效路径, 金融发展通过缓解融资约束来提高投资效率。同时, 以 *WW* 指数作为融资约束代理变量的回归结果同样支持上述结论。第四列结果显示, 金融深度 *FID* 与融资约束 *WW* 的系数在 5% 的水平上显著负相关, 影响系数为 -0.040。第五列结果显示, 金融深度 *FID* 与投资效率 *IE* 的系数在 1% 的水平上显著负相关, 影响系数为 -0.669。融资约束 *SA* 与投资效率 *IE* 的系数在 1% 水平上显著负相关, 影响系数为 -0.641, 同样满足中介效应检验程序, 说明以 *WW* 指数作为融资约束的回归结果同样支持上述论断, 验证了研究假设 2。

表 4 金融发展影响投资效率的路径分析 (*FID*)

	融资约束 SA			融资约束 WW	
	模型 (5)	模型 (6)	模型 (7)	模型 (6)	模型 (7)
	因变量 <i>IE</i>	因变量 <i>FC</i>	因变量 <i>IE</i>	因变量 <i>FC</i>	因变量 <i>IE</i>
Constant	1.542*** (11.326)	-23.776*** (-104.886)	1.893*** (2.983)	0.158*** (3.950)	1.441*** (10.610)
<i>FID</i>	-0.695*** (-11.890)	-0.039*** (-3.185)	-0.694*** (-11.871)	-0.040** (-2.338)	-0.669*** (-11.588)
<i>FC</i>			-0.015* (-1.828)		-0.641*** (-4.427)
<i>Size</i>	-0.002 (-0.533)	1.265*** (206.850)	-0.021 (-0.621)	-0.048*** (-43.928)	0.029*** (3.668)
<i>ROA</i>	-0.196** (-2.222)	0.413*** (2.813)	-0.202** (2.272)	0.199*** (7.650)	-0.069 (-0.752)
<i>Grow</i>	0.050** (2.419)	-0.034 (-0.992)	0.051** (2.440)	-0.012** (-1.972)	0.058*** (2.830)
<i>Cash</i>	0.023 (0.3606)	0.535*** (5.010)	0.015 (0.231)	0.010 (0.543)	0.017 (0.262)
<i>Solv</i>	-0.064* (-1.777)	0.016 (0.264)	-0.065* (-1.782)	0.012 (1.142)	-0.072** (-2.025)
<i>PID</i>	-0.024 (-0.440)	0.325*** (3.620)	-0.029 (-0.522)	0.023 (1.441)	-0.038 (-0.723)
<i>SBD</i>	-0.031* (-1.765)	-0.059** (-2.010)	-0.030* (-1.708)	-0.006 (-1.203)	-0.027 (-1.563)
<i>SSB</i>	-0.000 (-0.020)	-0.060*** (-2.870)	0.001 (0.050)	-0.000 (-0.254)	0.000 (0.028)
F	13.622***	3638.059***	12.719***	190.638***	14.465***
Adj-R ²	0.245	0.989	0.244	0.829	0.270
N	547	547	547	547	547

注: ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著, 括号内为 t 值。

五、主要结论及对策建议

本文以 2008—2013 年我国沪深两市 A 股能源类上市公司 547 个观测样本为研究对象, 以金融相关比率、金融深度作为金融发展的代理变量, 构建了 *SA* 指数和 *WW* 指数作为融资约束代理变量, 通过 Richardson 模型计量能源产业的投资效率, 在此基础上建立中介效应检验模型, 实证检验了融资约束在金融发展影响能源产业投资效率中的作用。研究表明, 金融发展可以缓解融资约束, 而融资约束的减轻有利于能源产业投资效率的提高, 从而证实了融资约束作为金融发展影响投资效率的路径, 可有效发挥提高投资效率的功效。

基于以上分析结论, 本文提出以下主要政策建议: 首先, 进一步拓宽融资渠道, 增加信贷资金的供给, 降低融资成本等来缓解融资约束问题。其次, 建立完善统一开放、竞争有序的资本市场体系。在继续发挥发达地区金融发展优势, 促进能源产业投资效率提升的基础上, 强化对落后地区金融发展的支持力度, 促进这些地区能源产业发展和投资效率的提升。再次, 进一步完善金融外部监管, 制止金融企业进行

非效率投资活动,减少重复建设、过度投资等低效率投资行为。

参考文献

- [1] Jensen, M. C. Agency costs of free cash flow, corporate finance and takeovers[J]. *American Economic Review*, 1986, (2).
- [2] King, R. G. , R. Levine. Finance and growth; Schumpeter might be right[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1993, (3).
- [3] Rajan, R. G. , L. Zingales. Financial dependence and growth[J]. *American Economic Review*, 1998, (6).
- [4] 李延喜, 陈克兢, 龙静. 制度环境与过度投资——来自中国上市公司的经验证据[J]. *当代经济管理*, 2010, (8).
- [5] 李延喜, 陈克兢, 刘伶, 等. 外部治理环境、行业管制与过度投资[J]. *管理科学*, 2013, (1).
- [6] 刘广瑞, 杨汉明, 张志宏. 金融发展、终极控制人与公司投资效率[J]. *山西财经大学学报*, 2013, (9).
- [7] Fazzari, S. , G. Hubbard, B. Petersen. Financing constraints and corporate investment[J]. *Brooking Papers of Economic Activities*, 1988, (1).
- [8] 连玉君, 苏治. 融资约束、不确定性与上市公司投资效率[J]. *金融管理*, 2009, (1).
- [9] 屈文洲, 谢雅璐, 叶玉妹. 信息不对称、融资约束与投资—现金流敏感性——基于市场微观结构理论的实证研究[J]. *经济研究*, 2011, (6).
- [10] 应千伟, 罗党论. 授信额度与投资效率[J]. *金融研究*, 2012, (5).
- [11] Sufi, A. Bank lines of credit in corporate finance: An empirical analysis[J]. *Review of Financial Studies*, 2009, (3).
- [12] Richardson, S. Over-investment of free cash flow[J]. *Review of Accounting Studies*, 2006, (2-3).
- [13] Hadlock, C. J. , J. R. Pierce. New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ index[J]. *Review of Financial Studies*, 2010, (5).
- [14] Whited, T. M. , G. Wu. Financial constraints risk[J]. *Review of Financial Studies*, 2006, (2).
- [15] Judd, C. M. , D. A. Kenny. Process analysis estimating mediation in treatment evaluations[J]. *Evaluation Review*, 1981, (5).
- [16] Baron, R. M. , D. A. Kenny. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research[J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1986, (6).

(责任编辑 朱 蓓)