

文章编号: 1000-5862(2018)05-0535-09

金融效率、环境规制与 R&D 创新

——基于价值链理论的 2 阶段分析

陈 伟, 琚泽霞, 陶长琪*

(江西财经大学统计学院, 江西 南昌 330013)

摘要: 基于价值链理论将 R&D 创新过程分解为 R&D 创新开发和 R&D 创新转化 2 个阶段, 利用中国 29 个省市 1995—2013 年的数据, 建立动态面板数据模型, 分析金融效率、环境规制与 R&D 创新之间的关系, 并分析金融机构效率、股票市场效率对环境规制作用于 R&D 创新的溢出效应。结果显示: 股票市场效率能促进 R&D 创新开发与转化, 并存在正向溢出效应; 金融机构效率、环境规制能够促进 R&D 创新开发, 且金融机构效率存在正向溢出效应, 但金融机构效率不利于 R&D 创新转化, 环境规制对 R&D 创新转化的作用具有不确定性; 人力资本能够有效促进 R&D 创新开发, 市场化程度能够促进 R&D 创新转化。

关键词: 金融效率; 环境规制; R&D 创新; 价值链

中图分类号: F 224.0 **文献标志码:** A **DOI:** 10.16357/j.cnki.issn1000-5862.2018.05.18

0 引言

改革开放以来, 我国经济得到高速增长, 但环境恶化问题也日益凸显, 使我国面临经济发展与环境保护的双重压力。环境规制是一把双刃剑, 它对技术创新既有激励作用又有阻碍作用, 它可以提高企业生产效率和降低企业生产成本产生创新补偿效应。资金投入是技术创新的基础, 环境规制也要求企业投资于环境污染治理, 在资金有限的情况下, 污染治理的投资可能会挤占一部分用于技术创新的资金, 进而对技术创新产生一定的阻碍作用, 但高效率的金融体系, 可以为技术创新提供高效的金融服务支持, 减小环境规制对技术创新的阻碍作用。同时, 高效率的金融体系可以通过甄别对绿色环保项目提供资金支持, 而对污染类的项目设定融资约束, 从而影响环境规制对技术创新的作用。就实际情况而言, 中国科学技术不断创新、科技成果持续增长, 但科技成果转化率为现实生产力的效率仍然很低, 如何促进科技成果向现实生产力转化也成为当前的一个重要问题。因此在金融改革与经济转型的时代背景下, 在前人研究的基础上, 基于价值链的 2 阶段理论深入剖析金融效率、环境规制与 R&D 创新效率之间的关系

具有重要的现实意义。

关于环境规制与技术创新的研究最早是由 20 世纪 90 年代初 M. E. Porter^[1] 提出的“波特假设”, 他认为合理的环境规制政策在长期刺激企业技术创新中产生创新补偿效应, 那么真的能够通过环境规制的补偿效应实现环境保护与经济增长的“双赢”吗? 综合国内外关于环境规制与技术创新之间关系的研究结论, 可以归纳为 3 类: 第 1 类不支持“波特假设”, 即环境规制对技术创新没有显著的促进作用, 甚至会抑制技术创新^[2-3]; 第 2 类认为“波特假设”成立, 即环境规制对技术创新有显著的正向促进作用^[4-7]; 第 3 类认为环境规制与技术创新之间的关系具有不确定性^[8-10]。

关于金融体系与技术创新关系的研究最早是由 J. A. Schumpeter^[11] 提出的, 他认为金融体系是技术创新与经济增长的原动力, 良好的银行应该通过甄别并提供资金给那些最具有新产品开发和生产能力企业, 以促进科技创新。孙伍琴等^[12] 利用 DEA 方法测度了中国 23 个省市金融体系对技术创新的 Malmquist 生产率, 发现 23 个省市金融体系对技术创新的支持效率的平均水平在逐渐提高并存在显著地区差异。柏玲等^[13] 建立了中国省际动态面板数据模型, 他们认为金融体系是影响技术创新产出的重

收稿日期: 2018-05-20

基金项目: 国家自然科学基金 (71273122, 71473109, 41461025) 和江西省自然科学基金 (20181BAA208208, 20181ACB29001) 资助项目。

通信作者: 陶长琪 (1967-) 男, 江西临川人, 教授, 博士, 博士生导师, 主要从事数量经济学研究。E-mail: tcq_822@163.com

要因素,且技术创新产出的转化受到金融体系发展的影响. Hsu Po-Hsuan 等^[14]利用 32 个发达国家和新兴国家的数据分析了金融市场的效率如何影响技术创新,他们认为资本市场的发展和信贷市场的效率影响了技术创新的经济机制,并认为工业行业的技术创新更多地依赖于外部融资. J. B. Ang^[15]利用印度 1963—2005 年的数据,分析了金融政策对技术创新的作用,他认为金融政策会影响技术创新,金融改革能够通过促进技术创新而拉动经济增长.

综上所述,关于环境规制与技术创新关系的研究和关于金融体系与技术创新关系的研究都较多,但基于价值链理论将技术创新活动分解为技术开发和技术转化 2 个阶段,考察金融效率对环境规制作用于技术创新的溢出效应的研究鲜有报道,而在建设生态文明中国和经济转型的背景下研究 3 者之间的关系非常重要. 研究方法考虑到技术创新是一个长期的过程,需要考虑滞后效应,故建立动态面板模型. 本文的主要贡献在于: (i) 基于价值链理论,将技术创新活动分解为 2 个阶段,分析金融效率对环境规制作用于 R&D 创新效率的溢出效应; (ii) 运用动态面板模型分析金融效率、环境规制、R&D 创新效率之间的动态关系.

1 模型建立

1.1 数理分析

环境污染的来源较多,但本文主要研究对象是厂商,并且现实中厂商的资金量是有限的,因此,为了更好地分析问题,做出如下几点假设:

假设 1 污染来源于厂商生产过程,由于政府部门规定了一定的环境规制强度,因此厂商所能排出的污染强度不能超过环境规制所要求的水平.

假设 2 厂商生产的目的是为了利润最大化,设厂商的利润函数为 $A(K_A)f(K_P)P$, 其中 $A(K_A)$ 代表厂商的生产技术水平,其大小与厂商在生产技术上的资本投入 K_A 有关, $f(K_P)$ 表示既定生产技术水平下的产出水平,其大小与厂商在生产过程中的资本投入 K_P 有关, P 为产品价格.

假设 3 假设 $K_A = (M, L, F)$, 即 K_A 是资金投入 M 、人力投入 L 和金融效率 F 的函数,而 M 是治污支出 E 的函数, E 越大支出越大则 M 越小.

假设 4 假设生产技术和希克斯中性的,则产出函数为 $A(K_A)f(K_P)$. 设 $Q = Af$, 并假设厂商面对的产品市场和要素市场是完全竞争的,即厂商的产出不影响产品和要素的价格. $W = (Q, E, A)$ 为厂商

在生产中所排放的污染量,污染排放量是生产水平 Q 、厂商治污支出 E 和生产技术水平 A 的函数.

根据 B. A. Forster^[16]和张成等^[17]对污染函数性质的描述,污染排放量满足 $W'_Q(Q, A, E) > 0$, 这说明随着产出的提高,污染排放量是不断增加的; $W'_E(Q, A, E) < 0$ 说明随着厂商治污支出的提高,污染排放量是减少的; $W'_A(Q, A, E)$ 的正负不能确定,因为技术创新可以减少单位产量的污染排放量,但技术创新又会带来产量的增加. 污染排放量具有外部性,政府对厂商规定一个污染排放水平即环境规制强度 R , 厂商的生产必须在这个环境规制水平下进行.

厂商在面临一定的环境规制时,为了使自身的污染排放水平控制在环境规制以内,会通过 2 种方式来进行污染的排放控制: (i) 厂商可以通过一定的治污支出 E 来控制污染排放水平,这种效应称为厂商的“治污创新效应”; (ii) 厂商可以通过技术创新,使单位产量的污染排放量减少,但又会带来产量水平的提升,可能会使生产中的污染排放增多,但是厂商可以更多地增加治污支出来降低污染排放水平,称这种效应为厂商的“创新补偿效应”. 可见,在追求利润最大化的过程中,厂商的技术创新水平 $T(A, E)$ 与生产技术水平 A 、治污支出水平 E 有关,假设该技术创新水平函数是分离可加的,即 $T = T_A + T_E$, 且满足 $T'_A(A, E) > 0$, $T'_E(A, E) > 0$, 其中 T_A 代表生产的技术创新, T_E 代表治污的技术创新. 假设 $E = \alpha A(K_A)f(K_P)$, $0 < \alpha < 1$, 即厂商从总产出中取出 α 部分用于污染治理,因此 α 表示厂商对环境规制强度的反应程度. 根据上面的定义可知,

$$\frac{\partial W}{\partial \alpha} = \frac{\partial W}{\partial E} \frac{\partial E}{\partial \alpha} < 0, \quad (1)$$

$$\frac{\partial T}{\partial F} = \frac{\partial T_A}{\partial A} \frac{\partial A}{\partial K_A} \frac{\partial K_A}{\partial F} + \frac{\partial T_E}{\partial E} \frac{\partial E}{\partial A} \frac{\partial A}{\partial K_A} \frac{\partial K_A}{\partial F} > 0, \quad (2)$$

$$\frac{\partial T}{\partial \alpha} = \frac{\partial T_E}{\partial E} \frac{\partial E}{\partial \alpha} + \frac{\partial T_A}{\partial A} \frac{\partial A}{\partial K_A} \frac{\partial K_A}{\partial M} \frac{\partial M}{\partial E} \frac{\partial E}{\partial \alpha}. \quad (3)$$

根据假设可知,在(1)式中生产过程中的污染排放量 W 对环境规制 α 的偏导数小于 0, 这表示环境规制强度越大,污染物的排放量越小; 在(2)式中技术创新 T 对金融效率 F 的偏导数大于 0, 这是因为金融效率的提高不仅有利于治污创新,还有利于企业生产技术创新; 在(3)式中技术创新对环境规制的偏导数的正负不能确定,这是因为治污创新 T_E 对环境规制 α 的偏导数为正,环境规制强度越大,治污投入越大,越有利于治污创新,但生产技术创新 T_A 对环境规制 α 的偏导数却为负,在资金有限的情况下,治污投入资金将挤占一部分原本用于生产技术

创新的资金投入。当金融发展水平较高时,金融体系能为企业提供高效率的服务,这将会减小环境规制对企业生产技术创新的挤占效应,进而能够促进技术创新。

因此,根据上述分析可知,金融效率的提高能够促进技术创新,而从理论上来看环境规制对技术创新作用具有不确定性,还受到其他因素的影响,那么下面将运用实证模型分析中国各地区金融效率、环境规制与R&D创新之间的关系。

1.2 实证模型

为了分析金融效率、环境规制与技术创新之间的关系,基于文献[17-18]的研究,设立估计模型为

$$I_{nit} = \eta E_{rit-1} + \beta_4 F_{deit} + \gamma Z_{it} + u_i + \varepsilon_{it}, \quad (4)$$

其中 i 和 t 分别表示各地区和时间; I_{nit} 表示地区 i 在 t 年的R&D创新效率; E_{rit-1} 表示各地区的环境规制水平,考虑到环境规制对技术创新可能存在一定的时滞,在估计时将环境规制水平滞后1期的数值代入方程; F_{deit} 是各地区金融效率的评价指标; Z_{it} 是 $K \times 1$ 向量,表示各地区其他有关控制变量; η 、 β_4 、 γ 均为相应的系数向量; u_i 为不可观测的固定效应,其表示地区异质性效应; ε_{it} 表示随机误差项。

为了检验环境规制对技术创新的边际作用 η 是否受金融发展水平 F_{Dit} 的影响,假设各地区环境规制对技术创新的边际作用与金融效率之间具有如下动态关系:

$$\eta = \beta_1 + \beta_2 F_{deit-1} + \beta_3 F_{deit-2}, \quad (5)$$

其中 β_1 反映了环境规制强度与金融效率之间的同期相互影响; $\beta_2 > 0$ 表示环境规制强度与金融效率对技术创新的影响存在互补效应, $\beta_2 < 0$ 表示环境规制强度与金融效率对技术创新的影响存在替代效应; β_3 反映了金融效率对环境规制促进技术创新的边际效应的影响, $\beta_3 > 0$ 表示金融效率的提高增加了环境规制对技术创新的促进作用, $\beta_3 < 0$ 表示金融效率的提高降低了环境规制对技术创新的边际效应。而金融效率影响环境规制对技术创新的边际效应的总体结果可以通过 $(\beta_1 + \beta_2)m(F_{de})$ 来判断,其中 $m(F_{de})$ 表示 F_{de} 的均值。将(5)式代入(4)式得

$$I_{nit} = \beta_1 E_{rit-1} + \beta_2 F_{deit-1} + \beta_3 F_{deit-2} + \beta_4 F_{deit} + \gamma Z_{it} + u_i + \varepsilon_{it}, \quad (6)$$

其中 $F_{deit-1} = F_{deit-1} E_{rit-1}$, $F_{deit-2} = F_{deit-2} E_{rit-1}$ 。考虑到技术创新具有滞后性,所以在(6)式中加入技术创新的滞后项,分别建立4个模型。

模型1 $P_{it} = \lambda_1 P_{it-1} + \eta E_{rit-1} + \beta_4 F_{deit} + \psi \ln H_{umit} + u_i + \varepsilon_{it}$,该模型分析R&D创新开发阶段

R&D创新开发效率的滞后1期、金融效率、环境规制及控制变量人力资本对R&D创新开发效率的影响,由于人力资本是R&D创新开发的重要影响因素,因此将人力资本作为控制变量纳入模型;

模型2 $P_{it} = \lambda_2 P_{it-1} + \beta_1 E_{rit-1} + \beta_2 F_{deit-1} + \beta_3 F_{deit-2} + \beta_4 F_{deit} + \gamma \ln H_{umit} + u_i + \varepsilon_{it}$,该模型分析R&D创新开发阶段R&D创新开发效率的滞后1期、金融效率、环境规制、金融效率与环境规制的交互项以及控制变量人力资本对R&D创新开发效率的影响;

模型3 $T_{rit} = \xi_1 T_{rit-1} + \theta_1 E_{rit-1} + \beta_4 F_{deit} + \varphi m_{arit} + u_i + \varepsilon_{it}$,该模型分析R&D创新转化阶段R&D创新转化效率的滞后1期、金融效率、环境规制及控制变量市场化程度对R&D创新转化效率的影响,由于市场化程度是影响R&D创新转化的重要因素,因此将其纳入模型;

模型4 $T_{rit} = \xi_2 T_{rit-1} + \theta_2 E_{rit-1} + \beta_2 F_{deit-1} + \beta_3 F_{deit-2} + \beta_4 F_{deit} + \delta m_{arit} + u_i + \varepsilon_{it}$,该模型分析R&D创新转化阶段R&D创新转化效率的滞后1期、金融效率、环境规制、金融效率与环境规制的交互项及控制变量市场化程度对R&D创新转化效率的影响。

1.3 变量与数据说明

(i) R&D创新效率(P_t 和 T_r)。基于价值链理论将R&D效率分为2个环节,即R&D创新开发效率和R&D创新转化效率。R&D创新开发效率是指工业企业组织技术创新从R&D资源投入到实现科技产出阶段的效率;R&D创新转化效率是指工业企业从科技产出成果到实现社会经济价值产出阶段的效率,该阶段效率反映了工业企业技术成果的转化水平。 P_{it} 、 T_{rit} 分别表示 i 地区在 t 时期的R&D创新开发效率和创新转化效率。借鉴G. E. Battese等^[19]提出的随机前沿(SFA)技术对 P_{it} 、 T_{rit} 进行测算。

P_{it} 测算模型:

$$\ln Y_{1it} = \beta_0 + \beta_1 \ln k_{it} + \beta_2 \ln l_{it} + \beta_3 (\ln k_{it})^2 + \beta_4 (\ln l_{it})^2 + \beta_5 \ln k_{it} \ln l_{it} + v_{1it} - u_{1it}.$$

T_{rit} 测算模型:

$$\ln Y_{2it} = \delta_0 + \delta_2 \ln Y_{1it} + v_{2it} - u_{2it},$$

$$\varepsilon_{1it} = v_{1it} - u_{1it}, \quad \varepsilon_{2it} = v_{2it} - u_{2it}.$$

因此 P_{it} 、 T_{rit} 的测算公式为

$$P_{it} = \exp(-u_{1it}), \quad T_{rit} = \exp(-u_{2it}), \quad (7)$$

其中 Y_{1it} 、 Y_{2it} 分别表示各地区R&D 2个阶段的产出; l_{it} 表示各个地区的R&D劳动力投入; k_{it} 表示各个地区的R&D资本投入; i 为地区序号,且 $i = 1, 2, \dots$

... 29; t 表示时间, 且 $t = 1, 2, \dots, 17$; β_0, δ_0 为截距项, $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_5, \delta_1$ 为待估参数; ε_{it} 为误差项, 它由 v_{it}, μ_{it} 2 部分组成, v_{it} 为 iid 并服从 $N(0, \sigma_v^2)$, μ_{it} 为 iid 并服从截尾正态分布 $N(m_{it}, \sigma_u^2)$, ε_{it} 反映第 t 年作用于地区 i 的随机因素; v_{it} 和 u_{it} 之间是相互独立的. 在 (7) 式中, P_{it}, T_{rit} 表示样本中第 i 个地区在 t 年 R&D 创新开发阶段和 R&D 创新转化阶段的技术水平, $u_{it} = 0, P_{it} = 1, T_{rit} = 1$ 说明该地区处于技术有效状态, 作用于该地区的随机因素为 0, 此时该地区的生产点在生产的随机前沿面上; $u_{it} > 0, 0 \leq P_{it} < 1, 0 \leq T_{rit} < 1$ 说明该地区处于技术非有效状态, 受到随机因素的影响, 该地区的生产点位于生产前沿之下.

(ii) 金融效率 (F_{de}). 为了深入地分析金融效率、环境规制与 R&D 创新效率之间的关系, 将金融效率分为 2 个部分: 金融机构效率 (c_{bd}) 和股票市场效率 (I_{sz}), 它们分别用各地区金融机构存款余额与贷款余额之比、A 股成交额与股票市场总流通市值之比来衡量, 并分析金融机构效率和股票市场效率与环境规制、R&D 创新效率之间的关系^[14-15].

(iii) 技术创新投入 (M 和 L). 关于技术创新投入, 资金投入是技术创新的基础, 人力资本投入是技术创新的关键, 仅考虑技术创新的资金投入和人力资本的投入. 考虑到数据的可得性, 选用 R&D 活动经费内部支出额来衡量技术创新的资金投入, 选用科技活动人员投入来衡量技术创新的人力资本投入.

(iv) 人力资本水平 (H_{um}). 利用 R. J. Barro 等^[20]提出的方法来衡量各地区的人力资本水平. 设

定小学、初中、高中和大专以上教育程度的平均受教育年数分别为 6 年、9 年、12 年和 16 年, 则人均受教育年限 $= 6a_1 + 9a_2 + 12a_3 + 16a_4$, 其中 a_i ($i = 1, 2, 3, 4$) 表示 6 岁及以上人口中受小学、初中、高中和大专以上教育程度的比例.

(v) 环境规制强度 (E_r). 关于环境规制的度量, 许多学者使用工业污染治理投资完成额、工业废水排放达标率、污染排放情况以及能源强度 (GDP/Energy) 等, 但以上环境规制强度的衡量指标均存在一定的不足. 因此采用 A. Levinson^[21]的方法设计环境规制评价指数, 测度各地区历年的环境规制强度. 该指标的优点在于既包含了各地区的实际工业污染治理投资完成额, 又能避免因为地区产业结构差异对环境规制强度评价造成的误差. 各省市的单位工业产值污染治理成本 (E_{rit}^*) 为 $E_{rit}^* = p_{it}/Y_{it}$, p_{it} 表示 i 省 t 年的工业污染治理投资完成额, Y_{it} 表示 i 省 t 年工业产值. 由于各个地区之间存在产业结构差异, 故用各个省市历年的工业产业结构即工业产值占 GDP 的比例 s_{it} 对其进行修正. E_{rit} 表示为 $E_{rit} = (E_{rit}^*/s_{it}) \times 100$, E_{rit} 越大表明环境规制强度越大.

(vi) 市场化程度 (m_{ar}). 市场化程度是指市场在资源配置中所起作用的程度, 用来概括转型国家由传统计划经济体制向市场经济体制转变的进程, 选用被广泛使用的非国有工业企业总产值占工业总产值的比例来衡量市场化程度. 各指标的说明见表 1 所示.

表 1 指标说明

变量	定义
R&D 创新效率 (P_r 和 T_r)	运用 SFA 法测算的 R&D 创新开发效率 (P_r) 和 R&D 创新转化效率 (T_r)
R&D 创新资金投入 (M)	R&D 活动经费内部支出额 / 万元
R&D 创新人力资本 (L)	科技活动人员投入量 / 人
人力资本水平 (H_{um})	人均受教育年限 $= 6a_1 + 9a_2 + 12a_3 + 16a_4$, a_i 表示 6 岁及以上人口中受教育程度的比例
金融效率 (F_{de})	金融机构效率 (c_{bd}) = 金融机构存贷款余额之比, 股票市场效率 (I_{sz}) = A 股成交额 / 总流通市值
环境规制强度 (E_r)	修正后的工业污染治理投资完成额
市场化程度 (m_{ar})	非国有工业企业总产值占工业总产值的比例

考虑到数据的有效性、可得性, 选取 1995—2013 年中国 29 个省市 (西藏除外, 将重庆并入四川省) 大中型工业企业的数据进行分析, 以上各指标的数据来源于历年的《中国统计年鉴》、《中

国科技统计年鉴》、《中国环境统计年鉴》、《中国工业经济统计年鉴》、《中国人口统计年鉴》和《中国金融统计年鉴》以及 Wind 资讯数据库, 主要变量的描述性统计见表 2.

表 2 主要变量的描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
P_t	493	0.275 491 0	0.157 556 3	0.022 323 1	0.754 593 9
T_r	493	0.725 999 4	0.078 641 1	0.591 310 5	0.974 639 6
$\ln H_{um}$	493	2.062 564 0	0.160 098 1	1.532 179 0	2.456 373 0
c_{bd}	493	1.286 746 0	0.276 053 0	0.563 704 8	2.198 208 0
l_{sz}	493	0.000 035 2	0.000 062 5	8.42e-08	0.001 053 6
E_r	493	0.002 485 6	0.002 152 0	0.002 485 6	0.015 003 8
m_{ar}	493	0.489 418 4	0.217 926 0	0.007 313 6	0.893 862 0

2 实证分析

本文选择系统 GMM 法对动态面板模型进行估计,并将模型 1 与模型 2、模型 3 与模型 4 进行对比分析,这里先分析金融机构效率、环境规制、R&D 创新效率之间的关系。模型 1~4 的估计结果如表 3 所示,其中统计量 z_1 是用来检验差分方程中的残差是否存在 1 阶自相关的,原假设为不存在 1 阶自相关,

除了模型 2 和模型 4 的残差是存在 1 阶自相关的外,其他模型的残差均在 1% 的显著水平上不存在 1 阶自相关。统计量 z_2 是用来检验差分方程中的残差是否存在 2 阶自相关,原假设为不存在 2 阶自相关,各个模型均在 1% 显著水平下不存在 2 阶自相关。Sargan 统计量的原假设是工具变量是有效的,表 3 中 Sargan 统计量的值均无法拒绝原假设,因此各个模型的设定合理。

表 3 系统 GMM 估计结果(金融机构效率)

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
$P_t(-1)$	1.019 5(4 589) ***	1.012 8(576.1) ***		
$T_r(-1)$			0.979 2(14 000) ***	0.979 4(6 863) ***
金融机构效率(c_{bd})	0.000 59(16.4) ***	0.000 661(4.5) ***	-0.000 72(-37.3) ***	-0.000 48(-13.1) ***
F_{dEr1}		-0.640 01(4.3) ***		-0.023 316(-4.38) ***
F_{dEr2}		1.361 8(-8.7) ***		-0.017 461(-3.74) ***
$E_r(-1)$	0.069 38(16.7) ***	0.806 6(12.3) ***	-0.004 632(-9.78) ***	0.031 337 6(11.1) ***
$\ln H_{um}$	0.001 29(-29.8) ***	0.000 65(-5.9) ***		
m_{ar}			-0.000 026(-4.05) ***	-8.09e-06(-0.42)
常数项(C)	0.003 136(38.96) ***	0.003 414(7.26) ***	0.022 063(520.9) ***	0.021 75(185.45) ***
z_1 统计量	1.193 6	-2.659 4	1.616 5	3.131 0
P 值(z_1)	0.232 6	0.007 8	0.106 0	0.001 7
z_2 统计量	1.472 7	0.455 86	1.579 3	1.486 5
P 值(z_2)	0.140 8	0.648 5	0.114 3	0.137 2
Sargan 统计量	28.640 97	25.099 92	28.961 23	24.464 15
P 值(Sargan)	0.999 6	1.000 0	0.996 0	1.000 0

注:括号中的数值是 z 统计量。***, **, * 分别表示 1% ,5% ,10% 显著水平。 F_{de} 与环境规制强度评价指标的交叉项 F_{dEr1} 、 F_{dEr2} 设定为内生变量,下同。

1) 模型 1 与模型 2 的比较分析。模型 1 分析了金融机构效率、环境规制以及控制变量人力资本水平对 R&D 创新开发效率的作用,估计结果表明 R&D 创新开发效率的滞后 1 期、金融机构效率、环境规制的滞后 1 期、人力资本水平对 R&D 创新开发效率均有显著的促进作用。模型 2 分析了金融机构效率、环境规制、环境规制与金融机构效率的交互项以及控制变量人力资本水平对 R&D 创新开发效率的作用,估计结果表明 R&D 创新开发效率的滞后 1 期、金融机构效率、环境规制的滞后 1 期、人力资本

水平对 R&D 创新开发效率均有显著的促进作用。综合模型 1 与模型 2,人力资本水平对 R&D 创新开发效率的作用系数较小,主要是因为测度 R&D 创新开发效率时已经考虑了人力资本投入,这里仅是考虑各地区不同的人力资本水平对其的影响。金融机构效率的滞后 1 期与环境规制的滞后 1 期的交互项 F_{dEr1} 对 R&D 创新开发效率的作用系数为负,金融机构效率的滞后 2 期与环境规制的滞后 1 期的交互项 F_{dEr2} 对 R&D 创新开发效率的作用系数为正,即短期内金融机构效率的提高不能明显地促进 R&D 创新

开发,但在长期金融机构效率的提高能够促进 R&D 创新开发.综合分析金融机构效率与环境规制的交互项对 R&D 创新开发效率的作用可知,滞后 2 期的金融机构效率对环境规制作用于 R&D 创新开发效率具有正向的溢出效应,滞后 1 期的金融机构效率的正向溢出效应不显著.综合模型 1、模型 2 可知,在考虑金融机构效率影响环境规制对 R&D 创新开发效率的作用时,环境规制对 R&D 创新开发效率的作用系数为 0.806 6,它大于不考虑金融机构效率对环境规制的溢出效应时环境规制对 R&D 创新开发效率的作用系数 0.069 38,即在考虑金融机构效率的溢出效应时,环境规制能够更好地促进 R&D 创新.金融机构效率影响环境规制对 R&D 创新开发效率的溢出效应边际作用为 $(\beta_2 + \beta_3) m(c_{bd})$,由估计结果知其值为 0.928 760.

2) 模型 3 与模型 4 的比较分析.模型 3 分析了金融机构效率、环境规制以及控制变量市场化程度对 R&D 创新开发效率的作用,估计结果表明 R&D 创新转化效率的滞后 1 期对 R&D 创新转化效率具有显著的促进作用,但金融机构效率、环境规制、市场化程度对 R&D 创新转化效率的作用系数为负.模型 4 分析了环境规制、金融机构效率、环境规制与金融发展的交互项以及控制变量市场化程度对 R&D 创新转化效率的作用,估计结果表明 R&D 创新转化效率的滞后 1 期、环境规制的滞后 1 期对 R&D 创新转化效率具有正向促进作用,但金融机构效率、金融机构效率与环境规制的交互项对 R&D 创新转化效率的作用系数为负,市场化程度对 R&D 创新转化效率的作用不显著.综合模型 3、模型 4 的分析可知,

在考虑金融机构效率影响环境规制对 R&D 创新开发效率的作用时,环境规制对 R&D 创新开发效率的作用系数为正,而不考虑金融机构效率的溢出效应时环境规制对 R&D 创新开发的作用系数为负,金融机构效率影响环境规制对 R&D 创新转化效率的边际效应的边际作用为 $(\beta_2 + \beta_3) m(c_{bd})$,由估计结果知其值为 -0.001 540.

综上所述,在考虑金融机构效率对环境规制作用于技术创新的溢出效应时,R&D 创新效率的滞后 1 期、环境规制对当期 R&D 创新开发效率与转化效率均存在显著的促进作用.人力资本可以显著地促进 R&D 创新开发,市场化程度对 R&D 创新转化的促进作用不显著.金融机构效率可以促进 R&D 创新开发,从长期看金融机构效率对环境规制作用于技术创新均存在正向的溢出效应,金融机构效率还能够提高环境规制对 R&D 创新开发与转化的作用.在 R&D 创新转化阶段,金融机构效率对其没有显著的直接促进作用和正向溢出效应.

下面分析股票市场效率、环境规制、R&D 创新效率之间的关系,仍然使用系统 GMM 法估计,模型 1~4 的估计结果如表 4 所示,其中统计量 z_1 是用来检验差分方程中的残差是否存在 1 阶自相关的,除了模型 2 和模型 4 的残差是存在 1 阶自相关的外,其他模型的残差均在 1% 的显著水平上不存在 1 阶自相关.统计量 z_2 是用来检验差分方程中的残差是否存在 2 阶自相关,各个模型均在 1% 显著水平下不存在 2 阶自相关.Sargan 统计量的原假设是工具变量是有效的,表 4 中 Sargan 统计量的值均无法拒绝原假设,因此各个模型的设定合理.

表 4 系统 GMM 估计结果(股票市场效率)

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
$P_t(-1)$	1.018 8(3 863.5) ***	1.014 1(2 338.8) ***		
$T_t(-1)$			0.978 92(8 148) ***	0.978 72(5 428.9) ***
股票市场效率(I_{sz})	0.269 41(3.6) ***	0.517 17(3.97) ***	0.378 61(23.3) ***	0.012 95(1.65) *
F_{dEr1}		-349.39(4.03) ***		192.72(11.1) ***
F_{dEr2}		1 041.97(-9.9) ***		264.4(11.9) ***
$E_t(-1)$	0.074 3(28.5) ***	0.130 09(19.0) ***	-0.003 872(-14.9) ***	-0.001 881(-9.35) ***
$\ln H_{um}$	0.001 57(-18.5) ***	0.000 86(11.4) ***		
m_{ar}			0.000 51(16.7) ***	0.000 453(13.8) ***
常数项(C)	0.004 39(30.4) ***	0.000 48(2.09) **	0.021 42(283.5) ***	0.021 62(171.3) ***
z_1 统计量	0.872 31	-2.489 8	1.465 0	2.222 4
P 值(z_1)	0.383 0	0.012 8	0.142 9	0.026 3
z_2 统计量	1.406 3	-0.206 18	1.453 8	0.399 95
P 值(z_2)	0.159 6	0.836 7	0.146 0	0.689 2
Sargan 统计量	28.188 14	28.059 14	27.819 19	26.557 24
P 值(Sargan)	0.999 7	1.000 0	0.997 6	1.000 0

1) 模型1与模型2的比较分析. 模型1分析了股票市场效率、环境规制以及控制变量人力资本水平对R&D创新开发效率的作用,估计结果表明R&D创新开发效率的滞后1期、股票市场效率、环境规制的滞后1期、人力资本水平对R&D创新开发效率均有显著的促进作用. 模型2分析了股票市场效率、环境规制、环境规制与股票市场效率的交互项以及控制变量人力资本水平对R&D创新开发效率的作用,估计结果表明R&D创新开发效率的滞后1期、股票市场效率、环境规制的滞后1期、人力资本水平对R&D创新开发效率均有显著的促进作用. 股票市场效率的滞后1期与环境规制的滞后1期的交互项 F_{dEr1} 对R&D创新开发效率的作用系数为负,股票市场效率的滞后2期与环境规制的滞后1期的交互项 F_{dEr2} 对R&D创新开发效率的作用系数为正,即短期内股票市场效率的提高不能明显的促进R&D创新开发,但在长期股票市场效率的提高能够促进R&D创新开发. 综合模型1、模型2的分析可知,人力资本水平越高越能够促进R&D创新开发. 模型2在考虑股票市场效率影响环境规制对R&D创新开发效率的作用时,环境规制对R&D创新开发效率的作用系数为0.130 09,它大于模型1在不考虑股票市场效率对环境规制的溢出效应时环境规制对R&D创新开发效率的作用系数0.074 3,即在考虑股票市场效率对环境规制的溢出效应时,环境规制能够更好地促进技术创新. 股票市场效率影响环境规制对R&D创新开发效率的溢出效应边际作用为 $(\beta_2 + \beta_3) m(I_{sz})$ 结合估计结果可知其值为0.024 379.

2) 模型3与模型4的比较分析. 模型3分析了股票市场效率、环境规制以及控制变量市场化程度对R&D创新开发效率的作用,估计结果表明R&D创新转化效率的滞后1期、股票市场效率、市场化程度对R&D创新转化效率均有显著的促进作用,但环境规制的滞后1期对R&D创新转化效率的作用系数为负. 模型4分析了环境规制、股票市场效率、环境规制与股票市场效率的交互项以及控制变量市场化程度对R&D创新转化效率的作用,估计结果表明R&D创新转化效率的滞后1期、股票市场效率、市场化程度均对R&D创新转化效率具有正向促进作用,但环境规制的滞后1期对R&D创新转化效率的作用系数为负. 股票市场效率的滞后1期与环境规制的滞后1期的交互项 F_{dEr1} 和股票市场效率的滞后2期与环境规制的滞后1期的交互项 F_{dEr2} 对

R&D创新转化效率的作用系数均为正,即从短期和长期来看股票市场效率的提高均能显著地促进R&D创新转化. 综合模型3、模型4的分析可知,在考虑股票市场效率影响环境规制对R&D创新开发效率的作用时,股票市场效率有正向溢出效应,股票市场效率影响环境规制对R&D创新转化效率的溢出效应的边际作用为 $(\beta_2 + \beta_3) m(I_{sz})$ 结合估计结果可知其值为0.016 091.

综上所述,在考虑股票市场效率对环境规制作用于技术创新的溢出效应时,R&D创新效率的滞后1期、股票市场效率对当期R&D创新开发与转化效率均存在显著的促进作用. 环境规制对R&D创新开发效率有显著的促进作用,对R&D创新转化效率的提高有阻碍作用,即环境规制强度的提高能够促进企业R&D创新开发,但会阻碍企业R&D创新转化. 人力资本可以显著地促进R&D创新开发,市场化程度对R&D创新成果的转化具有正向促进作用. 在R&D创新开发阶段,从长期看股票市场效率对环境规制作用于R&D创新开发存在正向的溢出效应,在R&D创新转化阶段,不管是长期还是短期股票市场效率对环境规制作用于R&D创新转化均存在正向的溢出效应.

综合分析金融机构效率与股票市场效率对R&D创新的直接作用以及对环境规制作用于R&D创新的溢出效应可知,金融机构效率的提高不仅能够直接促进R&D创新开发,从长期看它还可以通过对环境规制作用于R&D创新的溢出效应来促进R&D创新开发,但是金融机构效应对R&D创新转化的正向促进作用不显著甚至会阻碍R&D创新转化. 股票市场效率能够直接促进R&D创新开发与转化,从长期来看股票市场效率也可以通过对环境规制作用于R&D创新开发的溢出效率来促进R&D创新开发,不管在长期还是短期股票市场效率均能通过溢出效率促进R&D创新转化;环境规制能够显著地促进R&D创新开发,对R&D创新转化的促进作用不显著,但股票市场效率能够通过对环境规制溢出效应促进R&D创新转化. 因此金融效率不仅能够直接促进R&D创新还能够通过溢出效应来促进R&D创新.

3 结论与建议

本文利用中国29个省市1995—2013年的面板数据,在前人研究的基础上运用动态面板模型将

R&D 创新分为 R&D 创新开发和创新转化 2 个阶段,不仅分别分析了金融机构效率、股票市场效率和环境规制对 R&D 创新效率的影响,还探讨了金融机构效率、股票市场效率对环境规制作用于 R&D 创新效率溢出效应,得出如下结论:

1) 金融机构效率的提高不仅能够直接促进 R&D 创新开发,从长期来看它还可以通过对环境规制作用于 R&D 创新的溢出效应来促进 R&D 创新开发,但是金融机构效率对技术 R&D 创新转化的促进作用不显著,这与我国金融资源的配置不合理有关。

2) 股票市场效率不仅能直接促进 R&D 创新开发与转化,从长期来看股票市场效率还可以通过对环境规制作用于 R&D 创新的溢出效应来促进 R&D 创新开发与转化,股票市场效率提高能够显著促进科技成果转化成为生产力进而转化为经济效益。

3) 人力资本能够有效地促进 R&D 创新开发,在分析金融机构效率的影响时市场化程度对 R&D 创新转化的促进作用不显著,甚至会阻碍科技成果的转化,这与中国一直是国有经济主导、R&D 创新开发与转化主要靠政府的扶持有关,但在分析股票市场效率的影响时市场化程度对 R&D 创新转化的促进作用显著。

综上所述,股票市场效率对 R&D 创新开发与转化均存在正向促进作用,并具有正向溢出效应。金融机构效率、环境规制对 R&D 创新开发具有正向促进作用,且金融机构效率具有正向溢出效应,但金融机构效率不利于 R&D 创新转化,环境规制对 R&D 创新转化的作用具有不确定性。人力资本能够有效地促进 R&D 创新开发,市场化程度能够促进 R&D 创新转化。

针对以上结论,提出以下几点建议:

1) 深化金融体制改革,提高金融效率。金融机构效率和股票市场效率不仅可以直接促进 R&D 创新,还可以间接地通过溢出效应促进 R&D 创新,为我国实现环境保护与经济增长的“双赢”提供可能。

2) 选择合理的环境规制强度。适当强度的环境规制可以促进 R&D 创新开发与 R&D 创新转化。

3) 加大教育投入力度,提高人力资本水平。人力资本是 R&D 创新的基础,提高人力资本水平能够促进 R&D 创新开发。

4) 提高市场化程度,使资源配置更加合理,促进 R&D 创新成果的转化。

4 参考文献

- [1] Porter M E. Towards a dynamic theory of strategy [J]. *Strategic Management Journal*, 1991, 12(S2): 95-117.
- [2] 王鹏, 郭永芹. 环境规制对我国中部地区技术创新能力影响的实证研究 [J]. *经济问题探索*, 2013(1): 72-76.
- [3] Kneller R, Manderson E. Environmental regulations and innovation activity in UK manufacturing industries [J]. *Resource and Energy Economics*, 2012, 34(2): 211-235.
- [4] Horbach J. Determinants of environmental innovation: new evidence from German panel data sources [J]. *Research Policy*, 2008, 37(1): 163-173.
- [5] Lanoie P, Laurent-Lucchetti J, Johnstone N, et al. Environmental policy, innovation and performance: new insights on the Porter hypothesis [J]. *Journal of Economics and Management Strategy*, 2011, 20(3): 803-842.
- [6] 李阳, 党兴华, 韩先锋, 等. 环境规制对技术创新长短期影响的异质性效应: 基于价值链视角的两阶段分析 [J]. *科学学研究*, 2014, 32(6): 937-949.
- [7] Zhu Shengjun, He Canfei, Liu Ying. Going green or going away: environmental regulation, economic geography and firms' strategies in China's pollution-intensive industries [J]. *Geoforum*, 2014, 55(55): 53-65.
- [8] Blind K. The influence of regulations on innovation: a quantitative assessment for OECD countries [J]. *Research Policy*, 2012, 41(2): 391-400.
- [9] 李勃昕, 韩先锋, 宋文飞. 环境规制是否影响了中国工业 R&D 创新效率 [J]. *科学学研究*, 2013, 31(7): 1032-1040.
- [10] Yabar H, Uwasu M, Hara K. Tracking environmental innovations and policy regulations in Japan: case studies on dioxin emissions and electric home appliances recycling [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2013, 44(44): 152-158.
- [11] Schumpeter J A. The theory of economic development [M]. Cambridge: Harvard University Press, 1912.
- [12] 孙伍琴, 朱顺林. 金融发展促进技术创新的效率研究: 基于 Malmquist 指数的分析 [J]. *统计研究*, 2008, 25(3): 46-50.
- [13] 柏玲, 姜磊, 赵本福. 金融发展体系、技术创新产出能力

- 及转化:来自省域动态面板数据的实证[J].产经评论,2013,4(1):15-25.
- [14] Hsu Po-Hsuan, Tian Xuan, Xu Yan. Financial development and innovation: cross-country evidence [J]. Journal of Financial Economics, 2014, 112(1): 116-135.
- [15] Ang J B. Innovation and financial liberalization [J]. Journal of Banking and Finance, 2014, 47(47): 214-229.
- [16] Forster B A. Optimal energy use in a polluted environment [J]. Journal of Environmental Economics and Management, 1980, 7(4): 321-333.
- [17] 张成, 陆旸, 郭路, 等. 环境规制强度和生产技术进步 [J]. 经济研究, 2011(2): 113-124.
- [18] 张中元, 赵国庆. FDI、环境规制与技术进步: 基于中国省级数据的实证分析 [J]. 数量经济技术经济研究, 2012(4): 19-32.
- [19] Battese G E, Coelli T J. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data [J]. Empirical Economics, 1995, 20(2): 325-332.
- [20] Barro R J, Lee J W. International data on educational attainment: updates and implications [J]. Oxford Economic Papers, 2001, 53(3): 541-563.
- [21] Levinson A. Environmental regulation and manufactures' location choices: evidence from the census of manufactures [J]. Journal of Public Economics, 1996, 62(1/2): 5-29.

The Financial Efficiency, Environmental Regulation and R&D Innovation

——Based on the Analysis of Two Phase Theory of Value Chain

CHEN Wei, JU Zexia, TAO Changqi*

(School of Statistics, Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang Jiangxi 330013, China)

Abstract: Based on value chain theory, the R&D innovation procedures are divided into two stages, including R&D innovation development and transformation. A dynamic panel data model is constructed to analyze the relationship among financial efficiency, environmental regulation and R&D innovation by using the panel data of 29 regions of China during the period of 1995 to 2013. The results show that efficiency of stock market can promote the R&D innovation development and transformation, and has positive spillover effect. Efficiency of financial institutions and environmental regulation both can promote R&D innovation development, and efficiency of financial institutions has positive spillover effects. But the efficiency of financial institutions are not good at promoting the transfer of R&D innovation, and the role of environmental regulation on development of R&D innovation is uncertain. Human capital can effectively promote the development of R&D innovation, and marketization can promote the transformation of R&D innovation.

Key words: financial efficiency; environment regulation; R&D innovation; value chain

(责任编辑: 曾剑锋)