

引用格式: 赵伟伟, 白永秀. 资源开发过程中腐败的发生及制度影响[J]. 资源科学, 2020, 42(2): 251-261. [Zhao W W, Bai Y X. Corruption in the exploitation of natural resources and effect of institution[J]. Resources Science, 2020, 42(2): 251-261.] DOI: 10.18402/resci.2020.02.05

资源开发过程中腐败的发生及制度影响

赵伟伟, 白永秀

(西北大学经济管理学院, 西安 710127)

摘要: 本文理论推导资源与腐败的关系并以中国省级数据进行经验检验。理论推演显示资源特殊性及其资源收益是资源丰裕地区腐败的起点, 但必须在资源收益分配制度不完善和资源管理存在自由裁量权的制度条件下才导致腐败, 传导路径是“资源特殊性—资源收益—收益分配机制缺失—超额利润—经济寻租—政治寻租—自由裁量权—腐败”。经验检验使用1998—2017年省级年均截面数据和根据政治周期划分的短面板数据, 量化资源开发、制度质量和腐败的关系, 结果表明: 资源开发单独不导致腐败, 不考虑制度的调节效应, 资源开发对腐败的影响小且不显著。加入制度和资源开发的交叉项后, 资源开发对腐败的影响变得显著, 但方向不确定; 取中国各省份1998—2017年制度质量的均值, 发现资源开发显著增加了腐败; 但近20年中国各省份制度质量稳步提高, “资源腐败”大有改善。制度质量的阈值效应意味着只要区域制度质量提高到该阈值以上, 资源丰裕地区即可避免“资源腐败”。另外制度质量并非资源诅咒的传导机制, 即资源开发并没有降低制度质量进而“诅咒”区域发展。因此, 资源丰裕地区治理腐败的关键是资源收益分配制度和资源管理制度的完善和创新。

关键词: 资源; 腐败; 发生机制; 制度质量; 中国

DOI: 10.18402/resci.2020.02.05

1 引言

党的“十八大”以来, 中国发生自然资源(尤其是矿产资源)相关的腐败案件数量多且程度重, 比如, 2014年山西系统性塌方式腐败和2019年陕西千亿矿权案。这些案件有诸多共同点, 比如利用职务之便协议出让转让矿业开发权、违法办理颁发相关许可证等。要理解资源丰裕地区的腐败, 就必须讨论资源与腐败的关系, 明确资源本身、资源开发行为、资源管理制度等因素的不同角色。另外, 当前腐败的实证研究集中在微观企业和宏观经济层面寻找腐败的影响因素及其影响程度^[1], 但观察到的关系对于资源丰裕地区可能有偏: 回归未控制资源丰裕度变量; 跨国检验中文化、制度、语言、地理特征等国家异质性导致内生性; 资源诅咒讨论了资源对腐败的影响, 但大多依附于预设的传导机制, 结果不稳健; 未明确资源导致腐败的作用机制, 政策

含义模糊。

因此理论推导资源与腐败关系并以中国数据检验, 有助于理清两者关系, 准确理解“资源腐败”机制和资源开发综合绩效; 有助于践行全面依法治国和全面从严治党战略, 推动资源丰裕地区全面深化改革。本文首先述评资源与腐败相关文献, 其次推导资源与腐败的关系并提出假设, 再次说明模型设置和变量选择, 然后量化分析资源对腐败的直接影响以及制度质量、资源开发和腐败的关系。

2 资源与腐败关系的相关文献述评

对资源与腐败关系的论述多源自资源诅咒传导机制, 包括制度、产权、寻租的检验。

资源开发与制度是互为因果关系。一方面先存的制度决定了资源开发对经济增长的作用^[2], 另一方面资源开发通过影响制度质量间接影响增长(路径是引发控制资源收益的斗争和寻租腐败)^[3]。

收稿日期: 2019-07-15, 修订日期: 2020-01-11

基金项目: 陕西省软科学研究计划项目(2015KRM106)。

作者简介: 赵伟伟, 女, 山东滨州人, 讲师, 研究方向为资源经济学。E-mail: zhaoweinwu@163.com

资源特殊产权属性导致腐败。资源是公共产品,产权归国家所有,并且大部分国家政府垄断了资源收益管理权。公共产权导致私人仅享有一定时期内的资源开发权和部分受益权,而不是完整产权。这种不完善和不确定提高了资源开发企业的经营成本,但通常情况下资源收益抵消私人成本后仍可获利^[4],因此企业纷纷寻租进入资源部门。但是产权界定不清晰及不完整产权导致能否持续开发资源的决定权取决于官员意愿,这激励私人更多投资“关系资本”。另外,因为政府仍然占有部分产权和资源收益管理权,所以常常过多干预资源部门的生产经营活动,于是企业自愿或被迫参与腐败以持续地更多获利^[5]。多数情况下,较差的制度质量会提高交易成本,降低产权效率^[6]。

资源开发导致寻租。资源产业更容易获利且收益集中在少数人手中,资源丰裕地区寻租的期望回报高且机会成本低,各利益集团为控制资源及其收益竞争,这降低了生产性激励^[7],导致寻租和腐败。一方面,高收益激励企业家投资进入资源部门;同时资源行业勘探开发投入高、风险大、利润高,为防御风险并获取超额利润,企业家花费时间和精力进行非生产性活动^[8],更容易寻租竞争。企业家是否进行非生产性活动,往往取决于企业制度体系^[2]。另一方面,资源繁荣提高了在职者权利的价值,官员为连任倾向于使用配置资源的权利政治寻租^[9]。影响官员激励的是资源收益分配制度。另外,寻租、寻租收益和制度密切相关,政府对寻租行为的非积极应对可能增加寻租激励,创造政治多米诺骨牌效应,且激励企业家进一步寻租^[6]。

总结当前成果可以发现以下3个特点:一是依附于资源诅咒传导机制的检验,且主要成果在国外;国内侧重经济机制检验。但资源诅咒传导机制是理论预设,经验结果不稳健。二是资源开发通过制度、产权、寻租导致腐败,且产权和寻租根本原因是制度。但资源、制度、腐败的关系不清晰,是资源通过弱化制度导致更多腐败,还是制度质量借助资源开发导致更多腐败,亦或两条路线并存,三者政策含义完全不同。三是度量指标敏感,不同指标和数据可能导致不同结果。因此,以下理论上剖析资源与腐败的关系及路径,以中国省级数据进行经验检验,尝试解决以上问题。

3 资源与腐败关系的理论分析

从自然资源的特殊属性^[10]出发,基于市场配置资源机制和寻租理论,这里讨论制度对市场配置结果的影响,分析资源收益、制度、腐败的关系。

3.1 资源特殊性

一是要素特殊性。资源是特殊生产要素,通常产生资源租金。稀缺性形成稀缺性租金,是由于需求快速增长引起价格上升带来的级差租金和绝对租金;可耗竭性形成耗竭性租金,是由于供给减少引起价格上升带来的租金;不可流动性带来垄断租金,是由于整体大规模开发方式导致垄断带来的租金。二是生产特殊性。生态破坏和环境污染的负外部性,带来生态成本;实物资本和人力资本的专用性,带来沉淀成本;多在地面水面以下采掘的高风险性,带来安全成本。三是产品特殊性。一方面价格高波动,易引发荷兰病,并降低政府财政管理能力和效率,需要建立稳定基金;另一方面政府控制产出,导致行业出现超额利润^[10]。

3.2 资源特殊性带来的资源收益及分配

广义资源收益是资源开发中各要素报酬总和,按照市场收入分配机制包括两部分:一是常规要素报酬,包括劳动力获得工资及安全风险补偿收入、资本获得利息及加速折旧补贴、土地获得矿地租金、企业家获得正常利润、政府获得税收收入。二是基于资源特殊性的狭义资源收益(下文分析均指狭义资源收益),包括所有权人(政府)获得对应稀缺性和耗竭性的资源租金、对应价格波动的稳定基金和资源税等;采矿权人(企业/企业家)获得对应非流动性的垄断租金、对应资产专用型的转型补贴、对应高风险性的安全投入;社区居民获得对应负外部性的生态补偿、对应高风险性的补偿性工资。

3.3 资源收益分配制度缺失导致经济寻租

首先,产权不完善错配资源租金引起寻租。政府转让采矿权收取租金收入(采矿权价款、资源税、矿产资源补偿费),获得采矿权的矿业权人拥有使用权、处置权和部分收益权。但资源产权交易市场不完善,导致资源租金错配,采矿权交易的“招-拍-挂”不透明,导致资源租金低于市场均衡租金;采矿权成为所有潜在矿业权人争夺目标,企业为中标而寻租。另外,产权交易后本应属于所有权人的租金收益被矿业权人侵占,转化为正常要素报酬(尤其

2020年2月

是企业家报酬)和企业超额利润,企业家/企业为更多获取资源租金而寻租^[8]。

其次,垄断生产导致垄断租金再分配引起寻租。为保护本地利益,政府对矿产品进行价格管制或产量控制,企业获得垄断超额利润。因此,企业为获得垄断租金,谋求政府价格或产量控制而寻租;实施产量控制后为了拿到更多配额,企业再次谋求寻租。

最后,收益分配制度缺位增加资源租金引起寻租。相关制度不完善使得生态成本、沉淀成本和安全成本尚未完全体现在资源产品私人成本中,异化形成资源租金。完全成本核算和约束激励机制缺位,生态成本异化为超额利润,造成环境补偿缺位;引导机制缺位,沉淀成本异化为超额利润,造成未来转型补贴缺位;监管机制缺位,安全成本异化为超额利润,造成风险补贴缺位;产业调控机制缺位,资源价格稳定基金异化为超额利润,造成资源行业调控缺位。资源生产社会成本转化形成的额外租金收益引发相关利益集团竞争寻租。

3.4 经济寻租引发政治寻租

资源开发存在超额利润导致企业寻求经济租,即经济寻租,它对应政府官员经济领域的腐败,比如以权谋私、受贿等。另外,按照布坎南^[11]三层寻租模型,至少还存在两层政治寻租:一是资源收益提高政府在职者权利价值,在职者为连任/其他政府官员为谋求相关职位,有政治激励进行政治寻租^[9]。二是若资源收益转化成财政收入,不同利益集团为争夺其使用权展开政治寻租。政治寻租对应政治领域腐败,比如贿选、官场交易等。

3.5 自由裁量权将寻租转化为腐败

寻租是腐败的必要条件,私人旨在获取经济租的寻租行为要形成腐败,需政府官员做出法律法规禁止的违反职责行为,且造成社会经济财富重新分配。发展中国家资源收益的实际监护人是政府官员,具有看护、保管和支配资源租的自由裁量权^[12]。因为政府垄断了资源收益管理权和资源生产管理监督权,资源收益分配、采矿权分配、税费征收、矿产品价格和产量限制及分配、安全生产管理和监督、环境外部性治理和监督等大量自由裁量权附着在相关部门官员身上。这吸引社会潜在寻租者竞争,寻租转化成了腐败。

根据贿赂与腐败经典模型^[13],影响微观主体是否接受贿赂而腐败的决策变量包括:贿赂额 B 、预期被抓概率 P 、被抓后惩罚金额 F 。基于中国基本社会制度的一致性,合理假设不同地区的 P 、 F 相同,那么腐败行为的决策变量是 B (资源丰裕地区)是否显著大于 B' (资源贫乏地区)。资源丰裕地区因资源特殊性产生超额利润,又因资源收益分配机制缺失导致超额利润转化成资源租,资源租保障的 B 显著大于资源贫乏地区。因此资源收益和资源管理制度缺失造成了腐败在资源丰裕地区和资源贫乏地区存在显著差异。

按照以上推理,属性特殊的资源的生产产生了资源收益;在收益分配制度不完善前提下,资源收益转换形成了超额利润;为占有超额利润,企业家进行经济寻租,官员进行经济寻租和政治寻租;同时资源管理制度存在自由裁量权,使寻租转化形成腐败。即“资源特殊属性—资源收益—收益分配制度缺失—超额利润—经济寻租—政治寻租—自由裁量权—腐败”,见图1所示。进一步分析机制的关键点:一是资源收益,只要进行资源开发生产,市场机制决定其必然存在。二是政府资源收益分配制度,如果不完善,资源收益可转化形成超额利润;如果完善,则保障市场初次分配结果顺利实现。三是资源管理制度的自由裁量权,如果大量存在,寻租可导致腐败;如果不存在,则不产生腐败。政府资源收益分配制度和资源管理机制都是先于资源开发存在的相关制度质量的具体内容。因此可提出两个研究假设:

假设1:资源开发单独不导致腐败。

假设2:不完善的制度质量通过资源开发导致腐败。

4 研究方法 with 变量选择

4.1 样本选择

研究时期限定为1998—2017年,基于以下考虑:第一,1994年石油价格向国际价格靠拢,代表着资源价格市场化初步完成^[14],市场成为资源配置主要手段是以上理论机制的隐含假设。第二,1994年分税制施行,中国基本经济体制进入相对稳定阶段^[15],这是制度变量外生的基础。第三,随着国际能源价格上扬,国内资源开发进入繁荣期^[14],资源收益显著增加。第四,1998年开始检察机关直接受理侦查案

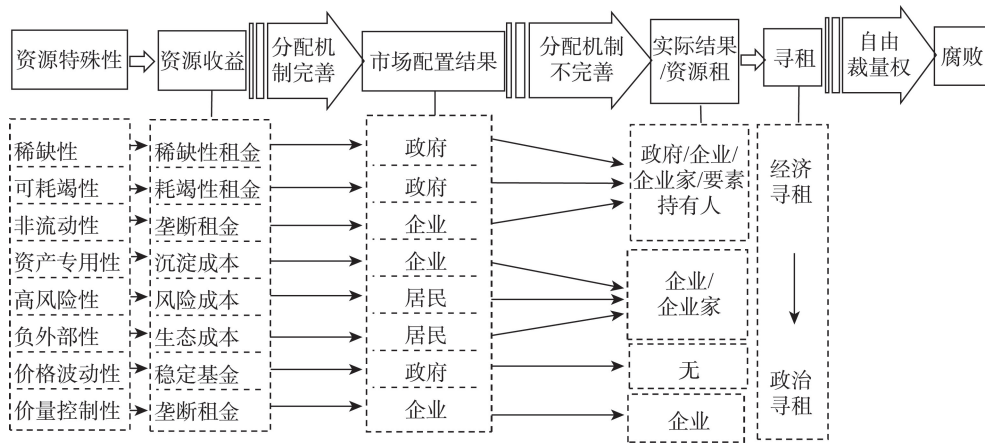


图1 资源导致腐败理论机制示意图

Figure 1 A theoretical framework of rich resources inducing corruption

件范围缩小、职务犯罪主体调整、贪污贿赂案例立案标准提高。选择1998年作为时间起点,可以保证因变量统计口径的前后一致。第五,始于1998年的政府机构改革可能影响腐败,选择1998年作为时间起点,可以排除隐含在随机扰动项中的政府机构改革影响,避免内生性问题。具体回归过程中选择省级数据和Stata14.0的统计软件工具。

4.2 模型设定

使用面板数据固定效应会放大系统测量误差^[15],产生内生性,因为面板数据消除了因变量在各区域之间不随时间变化的差异,而这种差异正是引起腐败差异的潜在因素。所以采用回归分析研究时段内的均值差异,取20年腐败程度均值进行OLS回归。

$$C_i = \alpha_0 + \alpha_1 R_i + \alpha_2 IQ_i + \alpha_3 AGDP_i + \alpha_4 O_i + \alpha_5 FD_i + \alpha_6 G_i + \alpha_7 P_i + \alpha_8 E_i + \mu_i \quad (1)$$

式中: i 表示第 i 个地区; C 表示1998—2017年的年均腐败程度; R 表示1997年资源开发程度;控制变量组 Z 包括制度质量(IQ)、经济发展水平($AGDP$)、经济开放程度(O)、财政分权水平(FD)、政府规模(G)、人口教育水平(E)、市场化程度(P),取值为1998—2017年均值; μ_i 为随机扰动项; α_0 是常数项; α_1 — α_8 是对应变量的系数。 α_1 是关注的资源开发对腐败的影响程度。如果 R 仅通过资源诅咒传导机制间接作用于 C ,即 R 弱化 Z 而增加 C ,那么控制 Z 后期望 α_1 接近0;如果 R 既不直接作用于 C ,也不间接作用于 C , α_1 的期望方向为负。如果制度质量是 R 导致 C 的调节变量,那么 R 在不同制度质量条件下

的总效应方向不同,具体做法是加入 R 和核心控制变量制度质量的交叉项。

为了检验制度质量的调节效应,在方程(1)加入 R 、 IQ 的交叉项,具体方程如下:

$$C_i = \chi_0 + \chi_1 R_i + \chi_2 IQ_i + \chi_3 R_i \times IQ_i + \chi_4 AGDP_i + \chi_5 O_i + \chi_6 FD_i + \chi_7 G_i + \chi_8 P_i + \chi_9 E_i + \mu_i \quad (2)$$

式中: χ_0 是常数项; χ_1 — χ_9 是各变量的系数。此时 R 对 C 的全部影响为 $(\chi_1 + \chi_3 IQ)$,即 C 不仅受 R 的直接影响 χ_1 ,而且还受 χ_3 、 IQ 的影响。

为了确认资源开发的间接作用/资源诅咒的制度质量传导机制是否成立,进一步给出检验资源影响腐败可能传导机制的基本模型,方程如下:

$$IQ_i = \gamma_0 + \gamma_1 R_i + \gamma_2 AGDP_i + \gamma_3 O_i + \gamma_4 FD_i + \gamma_5 G_i + \gamma_6 P_i + \gamma_7 E_i + \mu_i \quad (3)$$

式中: γ_0 是常数项; γ_1 — γ_7 是各变量的系数。式(3)可检验 IQ 的传导效应:如果 γ_1 显著,那么需要计算资源开发通过制度质量产生的间接腐败效应和总效应;如果 γ_1 不显著,那么说明资源开发并未影响本区域制度质量,即资源诅咒的制度传导机制不成立。式(3)同时可以检验 IQ 的内生性,如果 γ_1 不显著,则表明 IQ 内生性不显著;否则 IQ 具有显著内生性,式(1)、(2)的回归结果有偏,需修正。

在后续资源与腐败关系的稳健检验中使用面板数据双向固定效应回归^[16],如下所示:

$$C_{it} = \beta_0 + \beta_1 R_{it} + \beta_2 IQ_{it} + \beta_3 AGDP_{it} + \beta_4 O_{it} + \beta_5 FD_{it} + \beta_6 F_{it} + \beta_7 P_{it} + \beta_8 E_{it} + \beta_t + \beta_i + \mu_{it} \quad (4)$$

式中: t 表示第 t 年; β_t 是时间固定效应; β_i 是个体固定

2020年2月

效应; μ_{it} 为随机扰动项; β_0 是常数项, $\beta_1-\beta_8$ 是对应变量的系数。

另外,需重点说明方程两边变量值的时间对应关系,目的是消除滞后性和内生性等。式(1)-(3)中,为消除混合横截面中同时影响腐败和初始条件的公因子,错开两边变量所在时间段,使其无时间重合。操作如下:左边使用1998—2017年C的均值,右边R使用1997年初始值,控制变量使用1998—2017年均值。样本量是31(因数据缺失,不包括港澳台),所以很难增加更多控制变量检验结果稳健性。式(4)中进一步将研究期分为以5年为间隔的子时间段1998—2002年、2003—2007年、2008—2012年、2013—2017年构建面板数据,这恰好契合中国政治周期,可控制反腐力度的系统性差异。式(4)左边取C在 $[t, t+4]$ 的均值,右边取t点初始值。此时的样本量是124。

4.3 变量选择

4.3.1 被解释变量

鉴于腐败隐蔽性、非法性和非公开性,造成其度量困难。当前腐败度量指标分为5类:一是主观指标,比如透明国际的腐败感知指数(CPI)和世界银行腐败控制指数(CCI),但个人感知与实际可能有差距,数据源于调查问卷。二是差值度量,比如关税差值^[17],虽巧妙但无法推广使用,数据源于官方和社会调查。三是微观客观指标,比如招待和差旅费用^[18],但只适用于企业腐败分析,数据源于中国私营企业调查。四是宏观客观指标,常用政府工作人员年均腐败立案数,数据源于《中国检察年鉴》^[19]。五是由多个指标组成的综合评价体系。

使用检察机关职务犯罪立案数/人数可能存在问题:一是影响立案数变化的可能是腐败程度,也可能是反腐力度^[20]。所以要检验其有效性,具体计算全国公检司法支出与立案人数的相关性,如果正相关,立案数更多反映反腐力度;如果负相关/不相关,则立案数反映腐败程度。计算得相关系数为0.06且不显著^①,因此职务犯罪立案人数是有效的腐败度量指标。二是反腐力度的地区差异和时间差异造成检察院立案人数差异,但中国检察院是地方和中央双重领导,并以中央垂直领导为主,所以各省反腐力度不存在明显持续差别。三是滞后性,被

查处立案的腐败往往是多年前行为,而不是当年腐败,故存在测量系统误差。解决方案是使用较长时段均值的截面回归^[15]。四是立案人数比立案数更能反映基于制度的个人腐败决策,并体现资源影响腐败的机制。五是矿产资源职务犯罪的局限性。虽然部分年份部分省份直接给出了矿产资源职务犯罪数据(比如2005年四川矿产资源开发中的职务犯罪立案人数为129人),它描述矿产资源对腐败的直接影响,但存在3个问题:无法度量资源对腐败的间接影响;资源贫乏地区无矿产资源职务犯罪数据,无控制组则无法判断这一腐败结果是由资源开发造成还是其他(比如制度、文化)造成;并非所有资源丰富省份的所有年份都统计该数据,所以不具可比性。因此选择各省检察院立案侦查的国家职务犯罪立案人数。稳健检验时使用各省检察院立案侦查的国家职务犯罪立案数、2012年私营企业调查“省级人均公关招待费”^[18]和“1994—2012年各省年均纪检监察机关举报执纪情况”^[15]作为代理指标。

数据收集清理过程:首先从《中国检察年鉴》(2000—2014)和31省(市、区)人民检察院工作报告(2014—2018)中找到职务犯罪数据;其次将部分省贪污贿赂罪和渎职侵权罪合并,得到职务犯罪立案数和立案人数;再次每个5年规划收官之年:2002、2007、2012、2017均为5年变量取值之和,所以可直接得到每个5年周期的立案数和立案人数总和(分组回归);然后将各省1998—2002年、2003—2007年、2008—2012年、2013—2017年的5年和数据抵减同期其他4年数据即得到2002、2007、2012、2017当年数据,与其他年份数据合并,获得1998—2017面板数据。

4.3.2 解释变量

资源度量指标有4类^[14]:一是资源储量,尤其是期初储量;二是资源产出,比如采掘业产出;三是资源收益,比如资源税;四是资源依赖,比如资源出口占GDP比重。其中:资源依赖和资源收益两类指标不完全外生,是政策、决策及地理条件的综合产物;资源储量指标不能反映生产过程。资源特殊性及其收益只有完成开采才可实现,所以一定要反映生产过程,且度量资源部门绝对规模和价值。因此本文选择资源产出的度量指标,具体使用采矿业工业总

① 公检法司支出数据(2007年后不再公布)来自《中国财政年鉴》(1999—2007年)。

产值(当年价格),因为价格变化(尤其是价格上升带来的资源繁荣)也是“资源腐败”重要原因,具体包括煤炭采选业、石油天然气采选业、黑色金属矿采选业、有色金属矿采选业和非金属矿采选业。数据源于《中国工业统计年鉴》(1997、2003)和《中国矿业年鉴》(2009、2014)。

4.3.3 控制变量

制度质量(IQ):制度质量没有直接的度量变量,因为中国法律制度和治理结构高度一致,对政府管理竞争力和制度差异没有直接的系统指标^[21]。但可以找到管理资源和资源收益的制度安排间接信息——国有固定资产投资占全社会固定资产投资总额的比重,数据源于《中国固定资产投资年鉴》(1999—2018)。经济发展水平($AGDP$):1998年为基期平减的人均GDP。经济开放程度(O):进出口总额占地区GDP比重,其中进出口总额以美元计价,需乘年均汇率换算。财政分权水平(FD):地方财政收入占地方财政总支出比例。政府规模(G):城镇的政府机关就业人数,包括国家机关从业人员+政党机关从业人员+社会团体从业人员,数据源于《中国劳动统计年鉴》(1999—2018年)。人口教育水平(E):每万人(6岁及以上人口)大专以上学历人口数,数据源于《中国人口统计年鉴》(1999—2018)。市场化程度(P):非国有单位从业人员占全部从业人员比例,数据源于《中国劳动统计年鉴》(1999—2018)。其他数据源于《中国统计年鉴》(1999—2018)。

5 结果与分析

5.1 资源与腐败关系的描述性统计

根据各省1997年初始资源开发和1998—2017

年均腐败人数作散点图,并拟合出相关趋势线(图2)。可以看出两个变量的直接变化趋势一致,即随着资源开发增加,腐败随之增加,似乎资源开发的确增加了腐败。短面板数据的散点图验证了这一趋势的稳定性,而且更显著。横截面数据的变量描述统计结果见表1。

5.2 资源与腐败关系的回归结果分析

5.2.1 资源与腐败关系的基本回归结果

检验腐败与资源关系的基本回归使用横截面数据OLS,具体使用式(1),结果如表2所示。由简单回归开始(回归1),然后控制最重要的变量制度质量(回归2),接着为了避免可能的多重共线性,加入制度质量以外的控制变量(回归3),发现无多重共线性后加入所有控制变量(回归4)。

(1)做 R 、 C 简单回归,怀特检验显示异方差,故使用robust稳健回归,结果见表2第2列。其他条件相同,资源开发在1%显著性水平上显著增加腐败。

(2)控制 IQ ,结果见表2第3列。其他条件相同,资源开发仍然显著增加腐败,但系数变小;并且国有固定资产投资占全社会固定资产投资比重越大,腐败显著越多。

(3)增加制度质量以外其他控制变量,结果见表2第4列。其他条件相同,资源开发仍然增加腐败,但是系数再次变小且不再显著。经济开放度在1%显著性水平上降低腐败,政府规模在1%显著性水平上增加腐败,市场化程度在5%显著性水平上降低腐败,这与其他文献一致^[1]。

(4)控制所有变量,结果见表2第5列。VIF检验显示无多重共线性。其他条件相同,资源开发仍然增加腐败,但系数更小且不显著。其他控制变量

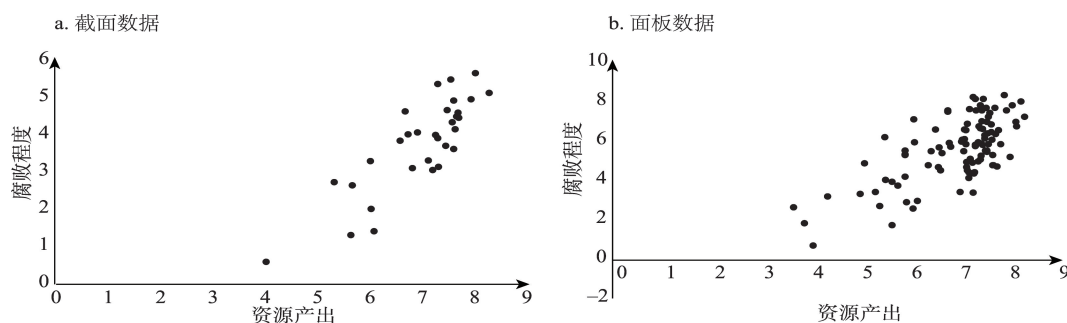


图2 资源开发与腐败人数的散点图

Figure 2 Scatter plot of corruption and resource output with cross-sectional data; Scatter plot of corruption and resource output with panel data

表1 截面数据变量统计性描述

Table 1 Statistical description of cross-sectional data variables

变量	变量含义	均值	标准差	最小值	最大值
<i>C</i>	年均职务犯罪立案人数/人,取对数	6.98	0.93	4.03	8.29
<i>R</i>	采矿业工业总产值/亿元,取对数	3.68	1.50	-1.43	5.67
<i>IQ</i>	国有固定资产投资占全社会固定资产投资总额比重	0.38	0.11	0.23	0.78
<i>P</i>	非国有单位从业人员占全部从业人员比例	0.40	0.14	0.09	0.65
<i>AGDP</i>	人均地区生产总值/亿元,取对数	9.90	0.46	9.20	10.89
<i>O</i>	进出口总额占地区生产总值比例	0.30	0.36	0.05	1.27
<i>FD</i>	地方财政收入占地方财政总支出比例	0.51	0.19	0.08	0.87
<i>G</i>	城镇单位政府机关就业人数/人,取对数	12.64	0.69	11.13	0.65
<i>E</i>	6岁以上人口中大专及以上学历人数/万人,取对数	6.6	0.46	5.43	7.97
<i>Ccase</i>	年均职务犯罪立案数/件	1221.46	833.59	52.87	3610.00
<i>pr</i>	2012年人均公关招待费/万元	0.27	0.12	0.09	0.51
<i>petition</i>	1994—2012年信访接待记录数/人	9.65	3.07	3.8	18.8

表2 截面数据回归结果

Table 2 Cross-sectional data regression results

	回归1(<i>C</i>)	回归2(<i>C</i>)	回归3(<i>C</i>)	回归4(<i>C</i>)	回归5(<i>Ccase</i>)	回归6(<i>Pr</i>)	回归7(<i>petition</i>)
<i>R</i>	0.467	0.392	0.055	0.019	0.030	-0.061	-0.089
	0.002***	0.000***	0.447	0.786	0.641	0.551	0.163
<i>IQ</i>		3.380		1.968	2.199	-0.961	-8385
		0.000***		0.043**	0.017**	0.532	0.183
<i>AGDP</i>			-0.398	-0.324	-0.355	-1.553	-0.066
			0.241	0.305	0.231	0.022**	0.751
<i>P</i>			-2.433	-1.960	-0.782	-0.999	0.390
			0.044**	0.084*	0.448	0.544	0.594
<i>O</i>			-1.071	-0.784	-0.786	-0.515	-0.355
			0.009***	0.048**	0.034**	0.359	0.168
<i>FD</i>			0.642	0.557	0.592	4.931	0.164
			0.581	0.648	0.604	0.01***	0.84
<i>G</i>			0.958	1.001	0.933	-0.138	-0.076
			0.000***	0.000***	0.000***	0.535	0.459
<i>E</i>			-0.358	-0.342	-0.230	0.334	0.521
			0.106	0.098*	0.225	0.493	0.001**
<i>Prob > F</i>	0.002***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.066*	0.000***
<i>R</i> ²	0.569	0.729	0.916	0.931	0.912	0.456	0.735
回归方法	OLS+robust	OLS+robust	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
<i>White test</i>	0.000***	0.010***	0.415	0.415	0.415	0.414	0.415
<i>VIF</i>			6.710	7.120	7.120	7.720	7.120

注: *、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平上显著。

的系数方向和显著性都保持了稳定。

从以上分析可以清楚地看出,第一,资源开发对腐败的影响始终为正,但随着更多控制变量的加入,资源开发的系数逐渐变小,而且变得不显著,这表明资源开发单独不导致腐败,验证了理论假设1。第二,制度质量对腐败的影响始终为正且显著,即国有固定资产投资占全部固定资产投资总额的比

重越大,腐败越严重。这说明制度质量是影响腐败的重要因素(可能是资源影响腐败的传导机制,待检验);而且,国有固定资产投资规模占全部固定资产投资总额的比重度量了公共部门配置全社会资源的比重,公共部门配置的资源越多、手段越多样、受到的约束越少(自由裁量权多)越会引发寻租设租行为^[16]。第三,市场化程度越低,腐败越严重,具

体表现为公有经济越发达越容易出现腐败,这与制度质量的影响完全一致;经济开放度能够显著降低腐败,经济越开放,腐败可能性越小;政府规模越大,腐败越严重。

5.2.2 资源与腐败关系的稳健性检验结果

一方面,改变腐败度量指标。统计量系数不可与之前结果比较大小,只能通过系数的正负检验结果的稳健性。使用年均职务犯罪立案数作为因变量(*Ccase*)(回归5),原因是研究时段早期部分省份只报告职务犯罪立案数,未报告职务犯罪立案人数,造成了部分数据缺失,可能造成结果偏误。结果见表2第6列,资源开发对腐败的直接系数非常小且不显著。使用“2012年省级人均公关招待费”(*Pr*)、“1994—2012年均纪检监察机关信访接待记录数”(*petition*)(回归6、7)作因变量,结果见表2第7、8列,资源开发对腐败的影响均为负,且不显著。

另一方面,扩大数据量使用面板数据通过双向固定效应模型进行稳健性检验^②,具体使用式(4)。回归过程中,首先比较混合一般回归和聚类稳健回归的标准误,结果显示两者差距不大(0.058&0.072),可以通过赫斯曼检验确定回归方法。豪斯曼检验结果显示适用固定效应模型,具体使用广义最小二乘法(FGLS)回归。首先做*C*、*R*简单回归1,再做加入控制变量的回归2,最后改变因变量(职务犯罪立案数)(回归3),结果如表3所示。第2、3列中资源产出对职务犯罪立案人数影响不显著,且加入其他控制变量后,系数进一步变小。改变因变量后,资源产出的系数甚至变为负且不显著。这再次证明了资源开发单独不导致腐败这一结论的稳健性。回归都显示影响腐败的最主要因素是个体效应,因此使用第3列方程的LSDV回归显示各省份截距项和时间效应。其中26个省(市、区)的个体效应显著,而资源开发和其他控制变量统计量都不显著。这验证了混合横截面的均值OLS是更适合本问题的有效回归方法。

5.3 制度质量对资源开发作用的影响

以上已检验横截面OLS的优势,使用式(2)的回归结果见表4第2行。 χ_1 在10%显著性水平上

表3 短面板数据回归结果

Table 3 Short panel data regression results

因变量	回归1(<i>C</i>)	回归2(<i>C</i>)	回归3(<i>Ccase</i>)
<i>R</i>	0.062 0.325	0.016 0.783	-0.153 0.312
<i>IQ</i>		0.570 0.149	0.194 0.873
<i>AGDP</i>		-0.393 0.106	-0.194 0.473
<i>P</i>		-0.718 0.120	-0.636 0.328
<i>O</i>		-0.214 0.389	0.368 0.439
<i>FD</i>		0.015 0.966	0.337 0.354
<i>G</i>		0.008 0.895	0.052 0.481
<i>E</i>		-0.209 0.130	-0.007 0.951
Number of obs	101	101	94
Prob>F	0.000***	0.001***	0.090*
<i>R</i> ² (组内)	0.453	0.374	0.425
<i>Sigma_u</i>	0.878	1.004	1.137
<i>Sigma_e</i>	0.176	1.172	0.325
<i>rho</i>	0.962	0.972	0.924
Test <i>t1 t2 t3</i>	0.000***	0.001*	0.318
Hausman test	0.001**	0.000***	0.000***

显著, χ_3 在5%显著性水平上显著,即加入交叉项后,在制度的调节作用下资源开发对腐败的影响变得显著。取样本制度质量的均值代入,计算得到资源开发对腐败的平均处理效应为 $(-0.339+0.9703 \times 0.38=0.029)$ 。即其他条件相同且制度质量取均值时,资源开发每提高1%,腐败程度显著增长0.029%。这一结果证明理论假设2成立,即在现有制度质量条件下资源开发导致了腐败。

为进一步量化制度质量影响力,将给定制度质量条件下资源开发对腐败的总体效应界定为 τ ,那么 $\tau=\chi_1+\chi_3IQ$,代入式(2)估计出的 χ_1 、 χ_3 统计量, τ 是*IQ*的函数,即 $\tau=-0.339+0.970 \times IQ$,代入样本数据可拟合出 τ ,见图3所示。国有投资占全社会固定资产投资比重越小,制度质量越好,资源开发的腐败效应越弱,甚至起到降低腐败的作用。计算*IQ*临界值为0.349,其含义为:当制度质量强于0.349,那么资源开发不会产生腐败;但制度质量弱于0.349,那么资源开发的后果即增加腐败。观察各省(市、区)在图3

② 面板数据的统计描述、相关分析、个体效应回归结果鉴于篇幅不直接给出,如需要请向作者索取。

2020年2月

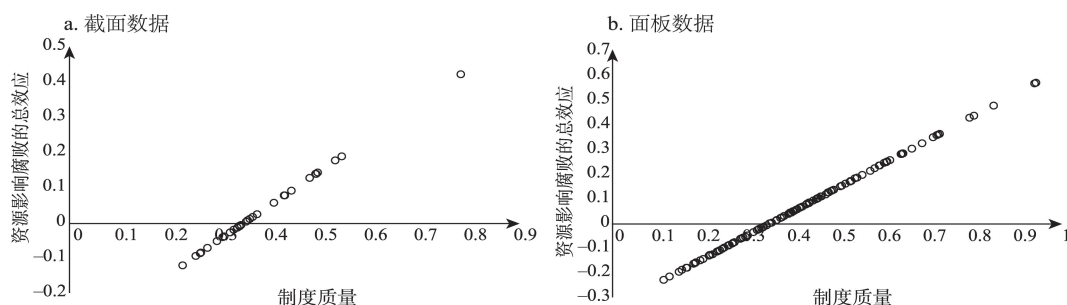


图3 制度质量与资源影响腐败总体效应的关系

Figure 3 Institution quality and overall effect of resource mining on corruption

的位置,实际发生数据中有45个点制度质量好于临界值(弱于1/2),这表明并非所有省(市、区)都发生了“资源腐败”,但全国制度质量有待提高。考虑时间趋势,上述45个点中1998—2002有0个点,2003—2007有9个点,2008—2012有13个点,2013—2017有23个点;这表明中国制度质量在稳步提高;最近的2013—2017年已经有23个省(市、区)通过提高制度质量终结了“资源腐败”。

5.4 资源开发对制度质量的影响

为进一步确认资源诅咒的制度质量传导机制是否成立,使用式(3)回归,结果见表4第3行。其他条件相同时,资源开发并未显著降低制度质量;即制度质量并不是资源开发引发腐败的传导机制。制度质量作为资源影响腐败的中介变量,无显著内生性,上文估计结果无偏有效。另外,财政分权程度 FD 在1%的显著性水平上显著降低了制度质量 IQ ,资源丰裕地区大量资源开发收益(税费和直接收益)增加了政府财政收入,其财政分权程度往往较高,这显著降低制度质量,而制度质量降低显著增加腐败,这可能是资源开发导致腐败的具体路径之一;这也检验了资源收益在资源与腐败关系中的重要性。

由表4的结果和讨论得出两个重点:在制度质量不完善条件下资源开发产生了腐败的结果,资源

开发是制度质量引发腐败的传导机制,这验证了理论假设2;资源开发并不显著降低制度质量,即制度质量不是资源诅咒的传导机制。资源丰裕地区腐败治理关键不在资源开发活动本身,而是其现有制度体制的质量改善。

6 结论与启示

6.1 结论

本文基于资源的特殊属性和寻租理论推导了资源开发与腐败的关系,揭示了制度质量的关键作用。并使用中国1998—2017年的省级数据经验检验资源开发和腐败的关系及制度质量的影响。理论和经验结果表明:

(1)资源开发单独不导致腐败。理论分析显示资源的要素特殊性(资源本身)、生产特殊性和产品特殊性(资源开发行为)是资源丰裕地区腐败的起点,市场机制下这些特殊性必然带来大量资源收益;但是只有在资源相关制度质量不完善时,才能最终产生腐败的结果(这恰恰是“资源腐败”的发生机制)。资源开发是资源腐败的必要条件,而非充分条件。经验检验也表明不考虑制度的调节效应时,资源开发对腐败的直接影响非常小且不显著。

(2)制度质量是资源导致腐败的关键变量。理论分析表明制度质量是形成“资源腐败”的关键环节,一方面资源收益分配制度不完善导致资源收益

表4 资源开发、腐败、制度质量的关系检验结果

Table 4 Ordinary least squares (OLS) results of cross-sectional data for resource mining, corruption, and institution quality

方程	因变量	R	$AGDP$	IQ	$R \times IQ$	P	O	FD	G	E	$Prob > F$	R^2	White test	VIF
式(2)	C	-0.339	0.317	-5.018	0.970	-1.552	-0.533	1.326	1.026	-0.249	0.000***	0.68	0.415	13.590
		0.048*	0.478	0.004***	0.019**	0.054*	0.03**	0.231	0.000***	0.447				
式(3)	IQ	0.019	0.037			-0.240	0.146	0.609	0.022	-0.008	0.000***	0.68	0.45	6.710
		0.320	0.598			0.33	0.079*	0.02***	0.531	0.856				

异化转换形成超额利润,为占有超额利润,企业家、官员进行寻租;另一方面资源管理制度中存在大量自由裁量权,使寻租转化形成腐败。具体路径是“资源特殊属性—资源收益—收益分配制度缺失—超额利润—经济寻租—政治寻租—自由裁量权—腐败”。这一制度质量的不足不是资源开发所致,而是先于资源开发存在。经验检验结果表明,加入资源产出和制度质量交叉项后,资源开发和交叉项的系数都变得显著,其他条件相同且制度质量取均值时资源产出每提高1%,腐败程度显著增长0.029%,即在先存制度质量条件下资源开发导致了腐败;进一步计算制度质量临界值为0.349,只有制度质量弱于该值,资源开发的后果才出现“资源腐败”;总体看近20年中国各省(市、区)制度质量稳步提高,“资源腐败”因此大有改善,但仍有进步空间。另外资源开发并未显著降低制度质量,在我国制度质量并非“资源诅咒”的腐败传导机制。

6.2 启示

资源丰裕地区腐败治理的关键是资源相关制度的创新和完善。一方面是资源收益分配制度,基本原则是根据资源租的属性和来源,合理分配给政府、企业和社区居民。以政府为对象,建立明确清晰的资源产权制度^[22]、资源收益波动调控制度(资源稳定基金)和资源产业干预制度(资源税等);以当地社区居民为对象,建立激励机制(生态成本补偿基金)和监督机制(风险成本补偿基金);以资源企业和企业家为对象,建立风险防控机制(转型基金)等。另一方面尽可能减少资源管理中的自由裁量权,实现资源管理全过程制度化,提高资源配置和效率最优化。

参考文献(References):

- [1] 徐国冲,朱江华峰. 腐败的测量方式与影响因素: 一个文献综述[J]. 公共管理与政策评论, 2019, 8(3): 85-96. [Xu G C, Zhu J H F. The measurement and influencing factors of corruption: A literature review[J]. Public Administration and Policy Review, 2019, 8(3): 85-96.]
- [2] Mehlum H, Moene K, Torvik R. Institutions and the resource curse[J]. The Economic Journal, 2006, 116(508): 1-20.
- [3] Isham J M, Woolcock L P, Busby G. The varieties of resource experience: Natural resource export structures and the political economy of economic growth[J]. World Bank Economic Review, 2005, 19(2): 141-174.
- [4] Chichilnisky G. North-south trade and the global environment[J]. The American Economic Review, 1994, 84(4): 851-874.
- [5] Kolstad I, Soreide T. Corruption in natural resource management: Implications for policy makers[J]. Resources Policy, 2009, 34(4): 214-226.
- [6] Deacon R, Mueller B. Political Economy and Natural Resource Use [A]. Lopez R, Stiglitz J. Initiative for Policy Dialogue: Environmental Economics[C]. Oxford: Oxford University Press, 2005.
- [7] Auty R M. Resource Abundance and Economic Development[M]. Oxford: Oxford University Press, 2001.
- [8] Torvik R. Learning by doing and the Dutch disease[J]. European Economic Review, 2001, 45(2): 285-306.
- [9] Krueger A O. The political economy of the rent-seeking society[J]. American Economic Review, 1974, 64(3): 291-303.
- [10] 景普秋. 基于矿产开发特殊性的收益分配机制研究[J]. 中国工业经济, 2010, (9): 15-25. [Jing P Q. A study on revenue distribution mechanism of mine exploitation based on particularities[J]. China Industrial Economics, 2010, (9): 15-25.]
- [11] 朱柏铭. 公共经济学理论及应用[M]. 北京: 高等教育出版社, 2018. [Zhu B M. The Theory and Application of Public Economics [M]. Beijing: Higher Education Press, 2018.]
- [12] 张跃进. 腐败是政府垄断租金的函数: 兼论“发展-腐败悖论”[J]. 中国软科学, 2005, (6): 74-82. [Zhang Y J. Corruption is the function of the rent created by government monopoly of economy [J]. China Soft Science, 2005, (6): 74-82.]
- [13] Becker G S. Crime and punishment: An economic approach[J]. Journal of Political Economy, 1968, 76(2): 169-217.
- [14] 赵伟伟. 相对资源诅咒理论及其在中国的实证研究[M]. 北京: 中国经济出版社, 2012. [Zhao W W. The Theory of Relative Resource Curse and Its Empirical Research in China[M]. Beijing: China Economic Publishing House, 2012.]
- [15] 杨其静, 蔡正喆. 腐败、反腐败与经济增长: 基于中国省级纪检监察机关信访执纪数据的再评估[J]. 经济体制与比较, 2016, (5): 84-100. [Yang Q J, Cai Z Z. Corruption, combating corruption and economic growth: A reevaluation based on the data of China's provincial commissions for discipline inspection[J]. Comparative Economic & Social Systems, 2016, (5): 84-100.]
- [16] 邓明, 魏后凯. 自然资源禀赋与中国地方政府行为[J]. 经济动态, 2016, (1): 15-31. [Deng M, Wei H K. Natural resource endowment and local government behavior in China[J]. Economic Perspectives, 2016, (1): 15-31.]
- [17] Olken B A, Pande R. Corruption in developing countries[J]. Annual Review of Economics, 2012, 4(1): 479-509.
- [18] 魏下海, 董志强, 金钊. 腐败与企业生命力: 寻租和抽租影响开工率的经验研究[J]. 世界经济, 2015, (1): 105-125. [Wei X H, Dong Z Q, Jin Z. Corruption and corporate vitality: Empirical study of rent seeking and rent extraction in affecting capacity utilization rate[J]. The Journal of World Economy, 2015, (1): 105-125.]

2020年2月

- [19] 最高人民检察院编辑部. 中国检察年鉴[M]. 北京: 中国检察出版社, 2014. [Editorial Department of the Supreme People's Procuratorate. Procuratorial Yearbook of China[M]. Beijing: China Procuratorial Press, 2014.]
- [20] 刘启君. 改革开放以来中国腐败状况实证分析[J]. 政治学研究, 2013, (6): 39-51. [Liu Q J. Empirical analysis of China's corruption since reform and opening-up[J]. CASS Journal of Political Science, 2013, (6): 39-51.]
- [21] Zhang X B, Li X, Fan S G, et al. Resource abundance and regional development in China[J]. Economics of Transition, 2007, 16(1): 7-29.
- [22] 黄贤金. 自然资源统一管理: 新时代、新特征、新趋向[J]. 资源科学, 2019, 41(1): 1-8. [Huang X J. Unified management of natural resources: A new era, new characteristics, and new trend[J]. Resources Science, 2019, 41(1): 1-8.]

Corruption in the exploitation of natural resources and effect of institution

ZHAO Weiwei, BAI Yongxiu

(School of Economics and Management, Northwest University, Xi'an 710127, China)

Abstract: In this study, the relationship between natural resources and corruption is theoretically deduced and tested empirically with provincial data in China. Theoretical analysis shows that the particularities of natural resources and the inevitable resource benefits are the starting point of corruption in resource-rich regions, but corruption can only be caused by imperfect resource benefits management institutions and existence of discretion in natural resource management system. The specific mechanism is particularities-resource income-lack of benefits distribution mechanism-excess profits-economic rent-seeking-political rent-seeking-discretion-corruption. The empirical test quantifies the relationship between resource mining, institution quality, and corruption with 1998-2017 provincial average annual cross-sectional data and short panel data divided according to the political cycle. The results show three implications. Firstly natural resources development does not lead to corruption directly because the impact of resource development on corruption is small and insignificant. With the interaction terms of resources development and institution quality, the impact of resource development has become significant, but the direction is uncertain. That is there is a threshold for institution quality. If taking the average value of institution quality of Chinese provinces from 1998 to 2017, the coefficients were significantly. As long as institution quality of regions are above the threshold, "resource corruption" in resource-rich regions can be avoided. In addition, institution quality is not a transmission channel of the resource curse. that is, the development of resources has not reduced institution quality and "cursed" regional development. Therefore, the key of corruption elimination in resource-rich regions is innovation and improvement of resource-related institutions.

Key words: natural resources; corruption; mechanism; institution quality; China