

CSSCI 集刊
中国金融学年会会刊

金融学季刊

Quarterly Journal of Finance

资源禀赋是地区金融市场发展的“福音”还是“毒药”
邓明

卖空约束放松与高管超额在职消费
褚剑 方军雄

利率期限结构的区制转移动态 Nelson-Siegel 模型
魏立佳 蔡远飞

我国 A 股市场尾部风险的宏观度量及其资产定价
胡志军

政策不确定性对企业资本结构的影响研究
张承鹭

新三板企业 R & D 投资、融资行为与运营绩效
张健 吴非 任珂

社会养老保险的经济调节机制与效应研究
申曙光 邱恒沛 彭浩然



立信会计出版社
LIXIN ACCOUNTING PUBLISHING HOUSE

金融学季刊

Quarterly Journal of Finance

第 12 卷第 3 期 2018

主 办 中国金融学年会
编 委 会 (按姓氏拼音排序)

执行主编

刘 力 / 北京大学
陆 军 / 中山大学
朱武祥 / 清华大学

主编

陈学彬 / 复旦大学
刘锡良 / 西南财经大学
郑振龙 / 厦门大学

吴冲锋 / 上海交通大学
徐信忠 / 北京大学深圳研究生院

副主编

巴曙松 / 国务院发展研究中心
柴 俊 / 香港城市大学
陈守东 / 吉林大学
杜化宇 / 台湾政治大学
贺 强 / 中央财经大学
胡金焱 / 山东大学
金雪军 / 浙江大学
李心丹 / 南京大学
刘少波 / 暨南大学
柳永明 / 上海财经大学
马君潞 / 南开大学
裴 平 / 南京大学
史永东 / 东北财经大学
唐齐鸣 / 华中科技大学
万解秋 / 苏州大学

汪昌云 / 中国人民大学
王春锋 / 天津大学
王晓芳 / 西安交通大学
魏国强 / 香港科技大学
巫和懋 / 北京大学
吴 军 / 对外经贸大学
杨胜刚 / 湖南大学
叶永刚 / 武汉大学
曾 勇 / 电子科技大学
张 华 / 香港中文大学
张 荔 / 辽宁大学
张 维 / 天津财经大学
张 新 / 中国人民银行
周春生 / 长江商学院
朱新蓉 / 中南财经政法大学

编辑部

罗党论 连玉君 柳建华 李晓霞 马 晶

图书在版编目(CIP)数据

金融学季刊. 第12卷. 第3期 / 刘力, 陆军, 朱武祥
主编. —上海: 立信会计出版社, 2018.9
ISBN 978-7-5429-5953-9

I. ①金… II. ①刘… ②陆… ③朱… III. ①金融学
—丛刊 IV. ①F830-55

中国版本图书馆 CIP 数据核字(2018)第 206378 号

策划编辑 孙 勇
责任编辑 方士华 孙 勇
封面设计 南房间

金融学季刊(第12卷 第3期)

Jinrongxue Jikan

出版发行	立信会计出版社		
地 址	上海市中山西路 2230 号	邮政编码	200235
电 话	(021)64411389	传 真	(021)64411325
网 址	www.lixinaph.com	电子邮箱	lxaph@sh163.net
网上书店	www.shlx.net	电 话	(021)64411071
经 销	各地新华书店		

印 刷	上海天地海设计印刷有限公司
开 本	787 毫米×1092 毫米 1/16
印 张	10.25
字 数	190 千字
版 次	2018 年 9 月第 1 版
印 次	2018 年 9 月第 1 次
书 号	ISBN 978-7-5429-5953-9/F
定 价	45.00 元

如有印订差错,请与本社联系调换

2018

金融学季刊

第12卷 第3期

目 录

资源禀赋是地区金融发展的“福音”还是“毒药”	邓 明 / 1
卖空约束放松与高管超额在职消费	褚 剑 方军雄 / 28
利率期限结构的区制转移动态 Nelson-Siegel 模型	魏立佳 蔡远飞 / 49
我国 A 股市场尾部风险的宏观度量及其资产定价	胡志军 / 74
政策不确定性对企业资本结构的影响研究	张承骢 吴华强 / 91
新三板企业 R&D 投资、融资行为与运营绩效	张 健 吴 非 任 玓 / 107
社会养老保险的经济调节机制与效应研究	申曙光 邱桓沛 彭浩然 / 132

Quarterly Journal of Finance

CONTENTS

Vol. 12, No. 3, 2018

Gospel or Poison? The Effect of Natural Resource on China's Regional Financial Development	Deng Ming / 1
Relaxation of Short Selling Constraint and Managerial Excess Perk	Chu Jian Fang Junxiong / 28
A Markov Switching Dynamic Nelson-Siegel Model of Term Structure	Wei Lijia Cai Yuanfei / 49
The Macro-level Measurement of Tail Risk in Chinese A-Share Market and Asset Pricing	Hu Zhijun / 74
Research on The Effect of Economy Policy Uncertainty on Enterprise Capital Structure	Zhang Chengjiu Wu Huaqiang / 91
NEEQ Enterprises' R&D Investment, Financing Behavior and Performance	Zhang Jian Wu Fei Ren Ding / 107
The Economic Adjustment Mechanism and Effects of Social Pension System	Shen Shuguang Qiu Huanpei Peng Haoran / 132

资源禀赋是地区金融发展的 “福音”还是“毒药”

邓 明*

【摘 要】 大量文献研究了资源禀赋对经济增长的作用及其传导机制,但资源禀赋对金融发展的影响机制却被现有文献所忽略。本文构建一个动态博弈模型研究了地区资源禀赋对地区金融发展的影响,发现制度质量好的地区,资源禀赋并不会影响金融发展;但在制度质量差的地区,外生资源禀赋会通过降低地方政府的契约执行强度来抑制金融的发展。本文基于1997—2009年间中国省级面板数据,构建以制度质量为内生门限变量的动态门限面板数据模型进行了实证研究,研究结果证实了本文的理论分析。在此基础上,我们进一步分析了资源禀赋通过抑制金融发展对经济增长所产生的影响,发现资源禀赋与金融发展对地区经济增长均有显著促进作用,但资源禀赋会由于抑制金融发展而弱化自身对经济增长的促进作用。

【关键词】 资源禀赋 地区金融发展 制度质量 内生门限变量 动态门限面板数据模型

一、引 言

自然资源对经济发展究竟起到促进作用还是抑制作用?经济学界对此争论不一。Rosenstein-Rodan(1943)的大推动理论认为,自然资源对一国经济增长存在积极作用。但是第二次世界大战后,绝大多数资源丰富的发展中国家或地区并没有因为这些“神赐天粮”飞速发展起来。例如,自然资源丰富的印度尼西亚、委内瑞拉、塞拉利昂、中非、赞比亚等国与资源贫瘠的“亚洲四小龙”、日本、卢森堡、瑞士之间的经济增长就存在巨大差距(邓明和魏后凯,2016)。在Auty(1993)首次提出“资源诅咒”(Resource Curse)的概念之后,Sachs和Warner(1995)对“资源诅咒”假说进行了开

* 邓明,厦门大学经济学院副教授,博士生导师。电子邮箱:dengming@xmu.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金青年项目“人口老龄化下的技术进步方向与要素收入份额”(71503220)、教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“集聚经济下的中国地方政府财税行为研究”(15JJD790029)和厦门大学校长基金“要素市场扭曲、偏向性技术进步与要素收入份额”(项目编号:20720171028)的资助,也感谢匿名审稿人的意见。当然,文责自负。

创性的实证检验,他们检验了1970—1989年95个发展中国家的经济增长同各国自然资源之间的关系,验证了“资源诅咒”假说在国家层面的存在。Sachs和Warner(1997)、Gylfason(2001)、Sala-i-Martin和Subramanian(2003)的研究同样验证了“资源诅咒”假说在国家层面的存在。在对中国地区经济增长的研究中,徐康宁和韩剑(2005)、徐康宁和王剑(2006)、胡援成和肖德勇(2007)、邵帅和齐中英(2008)等研究均认为地区资源禀赋显著抑制了中国地区经济的增长。但是,一些研究表明,自然资源并不一定会“诅咒”经济增长,甚至可能是经济增长的“福音”。Ross(2001)针对博茨瓦纳、智利、马来西亚和方颖等(2011)、Fan等(2012)基于中国城市层面的研究也均否定了“资源诅咒”的存在。对于上述争议,Ding和Field(2005)首次区分了资源依赖和资源丰裕度之间的区别,发现资源依赖对经济增长有负效应,而资源丰裕度对经济增长有正效应;邵帅和杨莉莉(2010)在总结相关文献的基础上也认为,以自然资源丰裕度为因变量的研究往往不支持“资源诅咒”的命题,而以自然资源依赖度为因变量的研究则通常会支持“资源诅咒”的命题。

既然以自然资源依赖度作为解释变量的研究能够证实“资源诅咒”命题的存在,那么我们进一步需要思考的问题是,“资源诅咒”传导的途径是什么?在发展经济学家看来,金融发展是影响经济增长的重要因素之一(Levine, 2005; Rajan和Zingales, 1998)^①,那么,资源禀赋是否会通过影响金融发展而间接影响经济增长?鲜有现有文献对此进行讨论,在为数不多的研究中,Gylfason和Zoega(2006)基于85个国家1965—1998年的面板数据发现,资源禀赋会挤出物质资本投资从而抑制经济增长,此外,资源禀赋还会通过抑制金融部门的发展而间接减少储蓄和投资。Sarmidi(2012)认为,资源丰裕度与金融发展之间并非是简单的线性关系,基于36个中等收入国家1999—2009年的数据,他们利用门限面板数据模型研究了资源丰裕度对金融发展的非线性关系。但是上述研究并没有直接给出资源禀赋与金融发展之间的作用机制。

纵观上述为数不多的研究,我们发现还存在一定不足。首先,现有研究均未严谨地分析资源丰裕地区的金融发展为何会相对滞后。其次,Sarmidi(2012)认为资源禀赋同金融发展之间的关系是非线性的,但是,认为非线性的理论依据是什么?他们并未给予说明。此外,由于没有给出资源禀赋与金融发展之间非线性关系的理论机制,所以Sarmidi(2012)在经验研究中所使用的门限变量是资源禀赋自身,因为无法找到更有理论依据的门限变量。为了解决这些问题,本文构建一个简单的动态博

^① 在2008年的次贷危机之后,一些研究认为金融部门的过度发展可能会伤害经济(Arcand等, 2015),但不可否认的是,横向地从不同国家来看,尤其是发展中国家和新兴经济体,经济的快速增长是与金融部门的发展分不开的(Hattendorff, 2014)。

弈模型研究了中国不同地区的资源禀赋对该地区金融发展的影响,该模型的分析结果表明,制度质量好的地区,资源禀赋对金融发展的抑制作用并不突出;但在制度质量差的地区,资源禀赋会抑制金融部门的发展,其作用机制在于,在制度质量较差的地区,地方政府会有较大的激励去进行寻租,相应地,地方政府提高契约执行强度并推动地区金融发展的激励就相对较弱,从而抑制了地区金融市场的发展。为了检验这一理论分析,我们以1997—2009年的中国省级面板数据为样本,以制度质量为门限变量,构建动态门限面板数据模型进行了实证研究。研究表明,在制度质量好的地区,资源禀赋对金融发展的作用确实并不显著;而在制度质量较差的地区,资源禀赋会显著抑制地区金融的发展。在此基础上,我们进一步分析了资源禀赋通过抑制金融发展对经济增长所产生的影响,与大多数研究结果类似,我们发现,资源禀赋与金融发展对地区经济增长均有显著的促进作用,但在制度质量较差的地区,资源禀赋会通过影响金融发展而抑制经济增长。换句话说,资源禀赋虽然能够直接推动经济增长,但也会通过其他途径间接地抑制经济增长,这种作用机制在制度质量较差的地区的作用较显著。

相较于已有研究,本文的贡献主要体现在如下几个方面:首先,我们研究了资源禀赋对地区金融市场发展可能产生的“诅咒效应”,丰富了“资源诅咒”的研究文献;其次,我们探讨了资源禀赋与地区金融市场发展之间非线性关系的内在机理,分析了制度质量在资源禀赋作用于金融市场发展过程中的内生门限作用。此外,我们进一步研究了资源禀赋对金融市场的作用最终是否会传导到对经济增长的作用上去。本文余下内容安排如下:第二部分通过构建一个简单的动态博弈模型分析资源禀赋与金融发展之间的关系;第三部分对实证分析的模型、变量和数据进行说明;第四部分展示了实证分析结果;第五部分进行了进一步分析;第六部分是本文的结束语。

二、理论模型

下面,我们构建一个简单的博弈模型来研究资源部门的产出对金融部门发展的影响。

(一) 博弈模型设定

在我们所考虑的经济中,有一个中央政府和一个代表性的地方政府。在该地方政府所管辖的区域范围里,有一组连续分布的居民 l ,构成测度为1的连续统,即 $l \in (0, 1)$ 。在该经济中,每个居民拥有1单位资本和1单位劳动力;同时,假定经济中存在两个生产部门,一个为最终产品部门,一个为资源部门,假定资源部门的产出为 Ω ,资源部门的产出为外生的,表征了一个地区的资源禀赋。生产最终产品的企业从居

民那雇佣劳动力和租赁资本来进行生产,得到产出 Y 。因此,整个经济的产出为 $Y+\Omega$ 。假定最终产品部门的生产函数为Cobb-Douglas形式的生产函数:

$$Y=L^{\alpha}K^{1-\alpha}, \alpha \in (0,1) \quad (1)$$

其中, K 为资本, L 为劳动力。假定每个居民都无弹性地供给1单位劳动力,因此生产过程所使用的劳动力 $L=1$;同时,假定劳动力市场和资本市场均是完全竞争的。我们利用最终产品部门从居民那租赁的资本 K 来度量地区金融发展水平^①,这与一些经验研究也是吻合的,如Lu和Yao(2009)、张成思等(2012)均使用金融机构贷款余额占GDP比重来衡量地区金融发展水平^②。企业^③在生产活动完成并支付完劳动力工资 w 后,需要决定是否偿还所租赁的资本 K 并支付资本利息 rK , r 为资本的利息率。如果企业不偿还资本、支付利息,那么企业利润的一部分将被政府没收,假设被没收的比例为 λ ,该比例越高,企业不偿还资本及其利息的可能性越小。因此,我们可以用该比例来表征该地区的契约执行水平。

假设经济中的中央政府是一个仁慈的中央政府,其效用就是居民效用的加总。但地方政府则是自利的行为主体^④,假设其决策目标最大化地方政府的收入,地方政府的收入来自于两个方面。一方面,地方政府可以对总产出征税,假设税率为 τ ,我们假定该税率是外生的,这样的外生税率显然符合中国的实际情况,因为中国是一个税收立法权高度集中的国家,中国自改革开放以来,在税收立法权和税收政策方面一直强调税权集中、税法统一,中央政府几乎集中了所有税种的立法权、解释权、修订权,地方政府并不具有税收立法权。另一方面,地方政府还可以通过寻租行为获得收入,我们用 θ 来度量地方政府的寻租强度,其获得的寻租收入为 $\theta(Y+\Omega)$,同时满足 $\theta \in (0, 1-\tau)$ 。因此,地方政府的总收入为 $(\tau+\theta)(Y+\Omega)$ 。由于对不履行契约的企业进行惩罚是地方政府实施的,因此 λ 也是地方政府行为选择的一部分,所以,地方政府的行为是选择最优的 λ 和 θ 来最大化其收入。但是,在契约强度 λ 和寻租强度 θ 的选取上,地方政府存在权衡和取舍,这是因为要提高契约执行强度,就需要完善的法律体系,但法律体系的健全同样也会限制地方政府的腐败和寻租行为。为了简化处理,我们假定 λ 和 θ 之间存在如下的约束: $\lambda+\theta=1$,这种约束可以看成是

① 一些经验研究,如Lu和Yao(2009)、张成思等(2012)使用的是金融机构贷款余额占GDP比重来衡量地区金融发展水平,这是为了剔除金融发展中的经济规模效应。在我们的理论分析中,只有一个经济体,不存在经济规模的横向比较,因此为了便于分析,我们仅仅使用 K 来度量金融规模。

② 当然,在上述经验研究中,度量金融发展水平的是金融机构贷款余额占GDP比重,而我们在理论分析中仅仅使用了 K ,这是因为在理论分析中我们不需要考虑GDP的规模问题。

③ 此处所说的企业即为生产最终产品的企业,下同。

④ 在后面的分析中,我们用一个具有代表性的地方政府官员的行为来代替地方政府的行为,这种用地方政府官员行为来代替地方政府行为的研究方式与周黎安(2008)的思路是一样的。

对地方政府精力和时间的约束^①。

在获得了地方政府的行为信息之后,中央政府决定对地方政府官员进行考核、任免,假定中央政府对地方政府官员的腐败行为是零容忍的,也就是说如果中央政府发现地方政府官员存在腐败行为,就会将其撤职。但是,由于信息不对称,中央政府无法完全掌握地方政府的寻租行为,假定地方政府官员发生贪腐行为后被中央政府获知的概率为 p ,这种概率体现了政府监管制度的健全性,政府监管制度越健全,地方政府官员贪腐行为被中央政府获知的可能性越大^②。如果某个地方政府官员被撤职,其寻租收入 $\theta(Y+\Omega)$ 被中央全部没收。由于我们假定中央政府是一个仁慈的中央政府,因此,被没收的寻租收入被全部返还给该地方的居民。

根据上面的设定,我们可以得到各参与者的收益:如果官员被撤职,其收入为0;如果官员没有被撤职,其收入为 $(\tau+\theta)(Y+\Omega)$ 。居民的收入由4个部分组成:第一部分是其工资收入 w 。第二部分是资本收入,如果企业偿还了资本和利息,那么每个居民的资本以及利息收入为 $(1+r)K$;如果企业没有履行契约,那么每个居民的资本为 $1-K$ ^③。第三部分是企业的利润,由于企业股份是被居民持有的,所以居民可以得到企业生产活动的利润。第四部分是资源收入,如果政府官员没有寻租行为,那么居民可以获得资源收入为 $(1-\tau)\Omega$;如果政府官员存在寻租行为,那么企业可以获得的资源收入为 $(1-\tau-\theta)\Omega$ 。

动态博弈的顺序为:首先,地方政府选择契约执行度强度 λ 和寻租强度 θ 。其次,企业决定劳动力雇佣的数量和资本租赁的数量,进行生产活动,并决定是否偿还资本和利息。最后,中央政府根据获取的信息决定是否罢免地方政府官员。

(二) 博弈模型的均衡分析

我们用逆向推导的方式来求解上面的动态博弈模型的均衡解。首先,中央政府的决策非常简单,只要发现地方政府官员存在腐败寻租行为就将其罢免。其次,企业决定生产活动并决定是否偿还资本及其利息。根据前文的设定,劳动力市场是完

① 此处,契约执行效率是政府选择的结果,而不是企业选择的结果,企业只是被动接受政府所选择的契约执行效率。方明月和聂辉华(2015)从企业的角度分析了企业对契约执行强度的选择同所在地区政府腐败程度之间的关系,这些研究同样认为,腐败会破坏法治环境,使企业执行契约的难度加大,他们利用世界银行和中国的国家统计局在2006年春季组织的一次企业社会责任调查数据,证实了在中国地区层面,企业执行效率确实与政府腐败程度显著负相关。

② 资源禀赋会对制度质量产生影响,因此,制度质量并不是严格外生的。我们没有在理论分析中讨论制度质量内生性的影响,但在经验研究中,我们考虑了制度质量的内生性。

③ 虽然资本 K 并非收入的一部分,但在居民将资本已经租赁给企业的既定条件下,企业是否偿还资本及其利息可以导致居民的收入差异,因此本文将资本及其利息也当作居民的收入。

全竞争的,每个居民无弹性地供给1单位劳动力,而且所有居民构成测度为1的连续统。因此,在均衡状态, $L=1$,工人的实际工资为:

$$w = (1 - \tau - \theta)\alpha K^{1-\alpha}, \alpha \in (0, 1) \quad (2)$$

在支付完工人的工资后,企业的利润为:

$$\pi = (1 - \tau - \theta)(1 - \alpha)K^{1-\alpha} \quad (3)$$

企业在决定资本的租赁数量和利息率时,会受到契约执行强度 λ 的影响,因为企业如果执行契约必须满足式(4)的条件:

$$(1 + r)K \leq \lambda\pi \quad (4)$$

这是因为如果企业不执行契约而被没收的收入大于其执行契约时需要偿还的资本和利息时,契约才会执行。将企业的利润函数代入到上面式(4)的条件可得:

$$K \leq \frac{\lambda\pi}{1+r} = \frac{\lambda(1-\tau-\theta)(1-\alpha)K^{1-\alpha}}{1+r} \quad (5)$$

进一步,我们可以得到:

$$K \leq \left(\frac{\lambda(1-\tau-\theta)(1-\alpha)}{1+r} \right)^{1/\alpha} \quad (6)$$

令 $\Phi(\lambda, \theta, r) = [\lambda(1-\tau-\theta)(1-\alpha)/(1+r)]^{1/\alpha}$,我们可以发现, $\partial\Phi/\partial\lambda > 0$, $\partial\Phi/\partial\theta < 0$, $\partial\Phi/\partial r < 0$ 。而且,对于任意 $0 \leq \lambda, \theta < 1$ 和 $r \geq 0$,有 $\Phi(\lambda, \theta, r) < 1$ 。因此,居民不会将所有的资本都租赁给企业,但居民之间的竞争将会使实际利率趋向于0。由于企业利润 π 是 K 的单调递增函数,因此,企业总会在上面约束条件的等号处租赁资本。此时,对于给定的 λ 和 θ ,最终的资本租赁额 $K = \Phi(\lambda, \theta, 0)$,该资本租赁额即体现了地区的金融发展水平。那么,产出 $Y = K^{1-\alpha} = [\Phi(\lambda, \theta, 0)]^{1-\alpha}$,因此, K 和 Y 都随着契约执行强度的提高而提高,都随着寻租强度的提高而降低。

在观测到了中央政府和企业的行为之后,地方政府官员开始决定其行为,其选择有两种,要么寻租,要么不寻租。如果不寻租,那么地方政府的最优选择必然是最大化契约执行强度,因为这样可以最大化产出部门的产出,从而最大化税收收入,此时其策略集为 $(\lambda, \theta) = (1, 0)$,地方政府的收入为: $\tau(Y + \Omega) = \tau[\Phi(1, 0, 0)^{1-\alpha} + \Omega]$ 。如果地方政府官员选择寻租,那么其最优选择是最大化地方政府收入 $(\tau + \theta)[\Phi(1 - \theta, \theta, 0)^{1-\alpha} + \Omega]$ 。因此,如果 $\tau[\Phi(1, 0, 0)^{1-\alpha} + \Omega] > (1 - p)(\tau + \theta)[\Phi(1 - \theta, \theta, 0)^{1-\alpha} + \Omega]$,那么地方政府官员选择不寻租,否则,将选择寻租。

令 $m^u = \tau[\Phi(1, 0, 0)^{1-\alpha} + \Omega]$, $m^c = (\tau + \theta)[\Phi(1 - \theta, \theta, 0)^{1-\alpha} + \Omega]$ 。因此,

如果 $p \geq (m^c - m^u)/m^c$, 那么地方政府官员就会选择不寻租, 令 $p^* = (m^c - m^u)/m^c$ 。由于 $m^c \geq m^u > 0$, 所以 $p^* \in [0, 1)$ 。所以, 如果 p 足够大, 即制度质量足够好的话, 那么地方政府就会选择不寻租, 并最大化契约执行强度, 此时, K 也会得到最大化。

(三) 资源禀赋对金融发展的影响

下面我们分析外生的资源禀赋如何通过影响地方政府的契约执行强度来影响金融发展水平。如果 $p \geq p^*$, 那么地方政府官员选择不寻租, 并选择最大化的契约执行强度, 此时该契约执行强度不受资源禀赋的影响。同样, 金融发展水平也不会受到资源禀赋的影响。但如果 $p < p^*$, 那么地方政府官员会选择寻租, 并通过选择最优的 λ 和 θ 来最大化其收入 m^c 。此时令 $\partial m^c / \partial \theta = 0$, 可得均衡时的 θ (令其 θ^*) 必须满足:

$$(1 - \alpha) [(1 - \theta^*)(1 - \theta^* - \tau) - (2 - 2\theta^* - \tau)(\tau + \theta^*)] + \Omega = 0 \quad (7)$$

令 $\bar{\omega} = (1 - \alpha) [(1 - \theta^*)(1 - \theta^* - \tau) - (2 - 2\theta^* - \tau)(\tau + \theta^*)] + \Omega$, 可知, $\partial \bar{\omega} / \partial \theta^* < 0$, $\partial \bar{\omega} / \partial \Omega > 0$ 。因此, 资源禀赋越高, 那么均衡时的 θ 也要越大才能保证等式(7)成立。进一步地, 资源禀赋越高, 均衡的 θ 越大, 均衡时的 λ 越小, 均衡时的 K 也就越小, 地区金融市场的发展水平越低。由此, 我们可以得到如下的命题。

命题: 在制度质量好的地区, 资源禀赋对地区金融并不存在影响; 但在制度质量弱的地区, 资源禀赋越高, 地方政府的寻租强度越高, 契约执行强度越低, 地区金融市场的发展越弱。

由此可见, 资源禀赋对地区金融市场的影响存在一个门槛效应, 而门槛变量为地区的制度质量。在制度建设较好的地区, 地方政府官员腐败可能被查处, 腐败成本较高。因此, 地方政府有更大的动力去通过提高契约强度来提高企业的资本租赁额 K , 以此来提高产出进而得到更多的税收收入; 但在制度建设较差的地区, 地方政府官员的选择则是通过寻租而不是提高契约执行强度来提高地方政府的收入。

三、实证研究方法、变量与数据

(一) 实证模型及其估计方法

根据前文的分析, 我们得出的结论是, 一个地区的资源禀赋对该地区的金融发展的影响取决于该地区的制度质量。换句话说, 资源禀赋对地区金融发展的影响存在门槛效应, 而门槛变量则是地区制度质量。因此, 我们建立下面的门槛回归模型

对前文的理论分析结论进行实证检验:

$$\begin{cases} fd_{it} = \alpha_0^1 + \alpha_1^1 fd_{i,t-1} + \alpha_2^1 natr_{it} + \alpha_3^1 inst_{it} + X'_{it} \Gamma^1 + \epsilon_{it}, & inst_{it} \leq \gamma \\ fd_{it} = \alpha_0^2 + \alpha_1^2 fd_{i,t-1} + \alpha_2^2 natr_{it} + \alpha_3^2 inst_{it} + X'_{it} \Gamma^2 + \epsilon_{it}, & inst_{it} > \gamma \end{cases} \quad (8)$$

其中, fd_{it} 为地区 i 在时期 t 的金融发展水平, $natr$ 为资源禀赋, X 为其他控制变量的集合, Γ 为控制变量的系数矩阵, $inst$ 为制度质量, 下标 $i = 1, 2, \dots, N$ 表征观测个体, 下标 $t = 1, 2, \dots, T$ 表征观测时期。由于一个地区的金融市场发展是一个循序渐进的过程, 因此我们在式(8)中两个方程的右边均引入了被解释变量的一阶滞后项, 形成了动态门限面板数据模型。在本文的模型中, 制度变量既是一个门限变量, 又是控制变量集合中的一个回归元。我们可以将式(8)写成如下的单一方程:

$$\begin{aligned} fd_{it} = & [\alpha_0^1 + \alpha_1^1 fd_{i,t-1} + \alpha_2^1 natr_{it} + \alpha_3^1 inst_{it} + X'_{it} \Gamma^1] I(inst_{it} \leq \gamma) \\ & + [\alpha_0^2 + \alpha_1^2 fd_{i,t-1} + \alpha_2^2 natr_{it} + \alpha_3^2 inst_{it} + X'_{it} \Gamma^2] I(inst_{it} > \gamma) + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (9)$$

其中, $I(\cdot)$ 为一个示性函数, 当括号中的条件满足时, 该示性函数取值为 1, 否则取值为 0。Hansen(1999, 2000) 提出的门限回归技术将门限变量 γ 作为一个未知变量纳入估计过程, 解决了门限变量事前设定的主观任意性。Hansen 指出, 对于任意门限值 γ , 可以通过最小化残差平方和 $S(\gamma) = e'(\gamma)e(\gamma)$ 得到其估计值, 将其代入式(9)中即可得到其他参数的估计值。由于门限变量将整个样本划分成了两组, 因此, 我们还希望知道两组样本的系数估计值是否存在显著差异, 其原假设为:

$$\alpha_i^1 = \alpha_i^2, \Gamma^1 = \Gamma^2, i = 1, 2, 3 \quad (10)$$

Hansen(1999)认为可以通过构造如下的 LR(Lagrange Ratio)统计量对原假设进行检验:

$$LR(\gamma) = N(T-1) \frac{S_0 - S(\hat{\gamma})}{S(\gamma)} \quad (11)$$

其中, S_0 表示不能拒绝原假设时的残差平方和, $S(\hat{\gamma})$ 表示拒绝原假设时的残差平方和。由于原假设条件下 $\hat{\gamma}$ 无法识别, 因此上述 LR 统计量的大样本分布不再服从卡方分布, Hansen(2000) 以统计量本身的大样本分布函数来转换, 运用 Bootstrap 得到大样本的 Bootstrap p 值, 该 p 值类似于一般计量方法得到的概率 p , 用 Bootstrap 方法得到 p 小于 0.01, 则说明在 1% 显著性水平上拒绝原假设。但是, Hansen(1999)提出的方法只适合静态面板数据, 而且要求解释变量和门限变量均是外生的, 而式(8)显然并不满足这些条件。首先, 式(8)是一个动态门限面板数据模型。其次, 我们必须注意到, 金融发展可能对地区制度质量产生影响。由此可见, 式

(8) 中,除了滞后因变量问题,还存在两种内生性:一种是解释变量的内生性,一种是门限变量的内生性。Caner 和 Hansen(2004) 研究了带有内生变量和一个外生门限变量的面板门限模型,解决了内生解释变量的问题,但是没有解决滞后因变量和内生门限变量的问题。为了解决动态门限面板回归模型中门限变量和解释变量的内生性,Seo 和 Shin(2014) 提出一个两阶段的差分 GMM。因此,我们也采用其方法来估计式(9)。为了表述上的方便,我们将式(9) 改写成如下形式:

$$fd_{it} = (1, z'_{it})\phi_1 I(inst_{it} \leq \gamma) + (1, z'_{it})\phi_2 I(inst_{it} > \gamma) + \epsilon_{it} \quad (12)$$

其中, $z_{it} = (fd_{it-1}, natr_{it}, inst_{it}, X'_{it})'$, $\phi_1 = (\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \Gamma_1)'$, $\phi_2 = (\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \Gamma_2)'$ 。

我们对式(12)进行一阶差分,得到:

$$\Delta fd_{it} = \eta' \Delta z_{it} + \delta' Z'_{it} (1, z'_{it}) I_{it}(\gamma) + \Delta \epsilon_{it} \quad (13)$$

其中, Δ 为一阶差分算子, $\eta = (\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \Gamma_1)'$ 而且:

$$\delta = \phi_2 - \phi_1, Z_{it} = \begin{bmatrix} (1, z'_{it}) \\ (1, z'_{it-1}) \end{bmatrix}, I_{it}(\gamma) = \begin{bmatrix} I(inst_{it} > \gamma) \\ -I(inst_{it-1} > \gamma) \end{bmatrix} \quad (14)$$

令 $\theta = (\eta', \delta', \gamma)'$ 。需要注意的是,在式(13)的差分形式中,体现的不是两种机制,而是四种机制,因为在式(14) 中出现了两个门限变量: $inst_{it}$ 和 $inst_{it-1}$ 。显然,式(13) 的 OLS 估计量不是一个无偏估计量,因为式(13) 中的回归元显然与扰动项 $\Delta \epsilon_{it}$ 存在相关性。因此,为了解决这一问题,我们需要找到 $l \times 1$ 阶的工具变量矩阵 v_{it} , 以确保 $E(v'_{it} \Delta \epsilon_{it}) = 0$ 或是 $E(\Delta \epsilon_{it} | v'_{it}) = 0$ 。根据这个工具变量,我们考虑如下的 $l \times 1$ 阶的样本矩条件:

$$\bar{g}_n(\theta) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g_i(\theta) \quad (15)$$

其中,

$$g_i(\theta) = \begin{bmatrix} v_{it_0} (\Delta fd_{it_0} - \eta' \Delta z_{it_0} - \delta' Z'_{it_0} I_{it_0}(\gamma)) \\ \vdots \\ v_{iT} (\Delta fd_{iT} - \eta' \Delta z_{iT} - \delta' Z'_{iT} I_{iT}(\gamma)) \end{bmatrix} \quad (16)$$

其中, $2 < t_0 \leq T$ 。令 $g_i = g_i(\theta_0) = (v'_{it_0} \Delta \epsilon_{it_0}, \dots, v'_{iT} \Delta \epsilon_{iT})'$, $\Omega = E(g_i g_i')$ 是一个有限的正定矩阵,同时,正定矩阵 W_n 使得 $W_n \xrightarrow{p} \Omega^{-1}$ 。令 $\bar{J}_n(\theta) = \bar{g}_i(\theta)' W_n \bar{g}_i(\theta)$, 那么参数向量 θ 的 GMM 估计为:

$$\hat{\theta} = \arg \min \bar{J}_n(\theta) \quad (17)$$

令 $\bar{g}_{1n} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g_{1i}$, $\bar{g}_{2n}(\gamma) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g_{2i}(\gamma)$, 其中,

$$g_{1i} = \begin{bmatrix} v_{it_0} \Delta y_{it_0} \\ \vdots \\ v_{iT} \Delta y_{iT} \end{bmatrix}; g_{2i}(\gamma) = \begin{bmatrix} v_{it_0} (\Delta z_{it_0}, I_{it_0}(\gamma)' Z_{it_0}) \\ \vdots \\ v_{iT} (\Delta z_{iT}, I_{iT}(\gamma)' Z_{iT}) \end{bmatrix} \quad (18)$$

因此,对于给定的门限值 γ, η 和 δ 的 GMM 估计为:

$$(\hat{\eta}(\gamma)', \hat{\delta}(\gamma)')' = (\bar{g}_{2n}(\gamma)' W_n \bar{g}_{2n}(\gamma))^{-1} (\bar{g}_{2n}(\gamma)' W_n \bar{g}_{2n}(\gamma)) \quad (19)$$

记目标函数在 $\hat{\eta}(\gamma)$ 和 $\hat{\delta}(\gamma)$ 处的估计值为 $\hat{J}_n(\gamma)$, 那么参数向量 θ 的 GMM 估计可以进一步可以由如下的过程得到:

$$\hat{\gamma} = \arg \min \hat{J}_n(\gamma), (\hat{\eta}'(\gamma), \hat{\delta}'(\gamma))' \quad (20)$$

根据上面的分析,可以通过如下两个步骤得到参数向量 θ 的 GMM 估计:首先,利用 W_n 最小化 $\bar{J}_n(\theta)$, 并计算残差 $\hat{\Delta \epsilon}_{it}$, 其中 $W_n = I_l$ 或者:

$$W_n = \begin{bmatrix} \frac{2}{n} \sum_{i=1}^n v_{it_s} v'_{it_s} & -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n v_{it_s} v'_{it_s+t_0+1} & \cdots & 0 \\ -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n v_{it_s+t_0+1} v'_{it_s} & \frac{2}{n} \sum_{i=1}^n v_{it_s+t_0+1} v'_{it_s+t_0+1} & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \frac{2}{n} \sum_{i=1}^n v_{it_{T-1}} v'_{it_{T-1}} & -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n v_{it_{T-1}} v'_{iT} \\ & & -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n v_{iT} v'_{it_{T-1}} & \frac{2}{n} \sum_{i=1}^n v_{iT} v'_{iT} \end{bmatrix}$$

其次,利用 $W_n = (n^{-1} \sum_{i=1}^n \hat{g}_i \hat{g}_i' - n^{-2} \sum_{i=1}^n \hat{g}_i \sum_{i=1}^n \hat{g}_i')$ 最小化 $\bar{J}_n(\theta)$, 从而得到参数向量 θ 的 GMM 估计量, 其中, $\hat{g}_i = (\hat{\Delta \epsilon}_{it_0} Z'_{it_0}, \cdots, \hat{\Delta \epsilon}_{iT} Z'_{iT})'$ 。Seo 和 Shin(2014) 证明上述 GMM 估计量渐进服从正态分布。

由于式(9)中包含了内生解释变量和内生门限变量以及滞后因变量,因此式(11)的 L 检验不再适用。Seo 和 Shin(2014) 认为可以使用统计量 $\sup W = \sup W_n(\gamma)$ 来检验原假设 $H_0: \delta_0 = 0$ 。对于给定的 γ , $W_n(\gamma) = n \hat{\delta}(\gamma)' \sum_{\delta}^{\wedge}(\gamma)^{-1} \hat{\delta}(\gamma)$, 其中, $\hat{\delta}(\gamma)$ 是在给定的 γ 时 δ 的 GMM 估计量, $\sum_{\delta}^{\wedge}(\gamma)$ 是 $\hat{\delta}(\gamma)$ 的一致渐进方差。Seo 和 Shin(2014) 建议可以使用类似于 Hansen(1996) 的 bootstrap 方法来得到该 $\sup W$ 统计量的临界值。

(二) 变量及其数据来源

本文实证研究的分析对象为中国大陆省级地区的面板数据,考虑到数据来源,

我们使用1997—2009年的省级面板数据作为实证研究样本,考虑到西藏的数据缺失较多,将其予以剔除,最终得到的是30个省级地区共13年的样本数据。

(1) 金融发展(*fd*)。由于金融发展涉及多个层次、多个方面的内涵,因此很难用某个单一指标全面地度量金融发展水平,一个通常的做法是用多个指标从不同角度来度量金融发展水平,如Demirgüç-Kunt和Levine(2001)从世界银行的Global Financial Development数据库中综合选择了5个指标来度量一个国家的金融发展水平,分别为:金融系统规模(金融系统存款与GDP比值)、金融系统业务(流动负债与GDP比值)、银行系统收益(净利息收益率)、银行系统市场结构(银行集中度)和股票市场(股票市场资本化与GDP比值)。但很多国家层面才有统计的数据在地区层面是不存在的,因此,一些研究也提出了其他指标系统来从不同角度度量中国地区层面的金融发展水平。例如,张成思等(2013)从金融发展规模、金融发展效率和金融市场竞争程度三个层次的金融发展指标;赵勇和雷达(2010)也从金融相关比率、私人部门信贷和中央政府信贷干预三个方面构建不同的指标来度量地区金融发展水平。包群和阳佳余(2008)则从金融市场规模、金融市场效率和贷款期限结构三个方面构建相应指标来度量中国地区金融发展水平。借鉴这些研究,我们也构建如下指标来从不同角度度量中国地区金融发展水平。

第一类指标是金融市场规模指标,包含两个指标,一是金融相关比率(*fir*)。金融相关比率是从规模上度量金融发展水平的最常用指标,该指标的主要度量方式有两种,分别是McKinnon(1973)所提出的货币存量与国民生产总值的比重和Goldsmith(1969)所提出的某一时点上现存金融资产总值与国民财富的比重,由于无法获得省级地区的货币存量数据,我们使用Goldsmith(1969)所构建的指标。但是由于无法得到各地区金融资产的数据,我们用各地区存贷款总额来表征金融资产,用各地区存贷款总额占GDP比重来度量金融相关比率。二是私人部门信贷比率(*pcr*)。由于国有银行大量指令性贷款的存在,存贷款总额与GDP之比可能高估了部分地区的金融发展水平(Zhang等,2007)。事实上,银行部门给私人部门发放贷款时的信贷决策的市场化程度往往较高,而且信贷投放的效率也更高,因此,用私人部门信贷占GDP比重来度量金融发展水平是对金融相关比率指标的一个有益补充,但是从现有的统计资料无法直接获得各地区金融机构提供给私人部门信贷的数据。Zhang等(2007)提供了一种计算私人部门信贷的间接方法,其基本思想是假定各地区分配给国有企业的贷款与各地区国有企业的产出呈正比,然后对全部贷款加以分解,从而计算出非国有部门的信贷规模。赵勇和雷达(2010)认为假定各地区分配给国有企业的贷款与各地区国有企业的固定资产投资呈正比比假定各地区分配给国有企业的贷款与各地区国有企业的产出呈正比更为直接。本文同样基于赵勇

和雷达(2010)的假定,同时使用 Zhang 等(2007)的研究思路推断金融机构提供给私人部门的信贷数量,将其同 GDP 相比从而得到私人部门信贷比率这一指标。

第二类指标是金融市场效率指标,我们用金融部门存贷比(*fde*)来度量金融市场效率。长期以来,中国银行贷款的发放常常是与特定的政策目的结合在一起的,地区信贷配额制度成为中央银行在不同地区间调配资金的重要手段。而相应的,由于当地存款不足,落后地区对中央银行信贷往往有较大幅度的依赖。因此,各地区贷款与存款的比率便成为衡量中央政府信贷干预程度的指标(Liang, 2006)。在那些能获得更多中央银行信贷配额的地区,由于有中央银行做最终贷款人,当地国有银行往往缺乏提高经营效率以及对贷款企业进行有效价值评估的内在动力。因此, Liang(2006)认为,地区存款与贷款比率的提高,反映了中央银行对信贷市场的较少干预和较高的金融效率。

第三类指标是金融市场竞争程度(*fc*)。我们采用樊纲等编制的《中国市场化指数》中各地区要素市场发育程度中的二级指标——金融业竞争——来度量地区金融市场竞争程度。

上述测度金融发展的指数越大,说明一个地区的金融市场越发达;此外,除特别说明外,构建上述指标的数据均来自各年度的《中国金融年鉴》。

(2) 资源禀赋(*natr*)。我们对各省级地区两位数工业行业中的煤炭采选行业、石油开采行业、黑色金属采选行业、有色金属采选行业、非金属矿采选行业等五大能源工业的工业产值进行加总,得到能源工业总产值,然后将其除以各省级地区的总人数,得到人均能源工业总产值,以此作为资源禀赋的度量指标,单位为元/人。该指标具有广泛的代表性,涉及能源、金属和其他从地下采掘的不可再生资源,能有效反映各地方的资源禀赋的全部内容,该指标的数据来自各年度的《中国工业经济统计年鉴》。

(3) 制度质量(*inst*)。正如 North(1989)所言,制度质量是一个涵盖政治、经济等多维层面的体系,它涉及市场有效运行所需要的规则、管制、契约、知识产权保护、金融规制,以及界定和实施“游戏规则”的程序等。因此,出于研究目的的不同,研究者往往使用不同的指标来测度制度质量。在前文的理论分析中已经指出,资源禀赋对金融发展的作用取决于该地区的制度质量,或者说,取决于该地区的地方官员在实施寻租或是腐败行为后被上级政府获悉的概率,这种概率取决于当地的政府监管机制的完善程度、法律执行效率等。因此,我们使用的樊纲和王小鲁等人编制的《中国市场化指数》中各地区法律环境指数这个一级指标,不仅反映了各地方的法律执行效率(与知识产权、生产和消费等经济活动相关的报案率、结案率指标),同时涵盖了市场中介组织的发展水平、产权保护和市场参与者权利的保护程度,从而能够在法律与金融上较为一致地刻画我国地区法律环境对投资者权利的保护程度差异,这