

□ 本刊特稿

中国转型期非组织化利益集团 与经济增长研究

——基于中国特色的“隐性制度”与“利益三角”剖析

靳 涛 梅伶俐

[摘要] 中国的利益集团呈现非组织化的特点。以隐性制度为切入点，对利益集团的衍生过程进行理论分析，发现转型期中国的利益集团衍生是以地方政府、国有企业和国有银行三者构成的“利益三角”为特征的，利益三角对经济增长具有两面性。利用 1988—2015 年的省际面板数据提炼出利益集团衍生综合指数，结果表明：中国转型期利益集团衍生程度总体呈上升趋势，对经济增长负面影响愈发严重，并呈现出不同的地区效应和显著的门槛效应。

[关键词] 经济增长；非组织化利益集团；隐性制度；利益三角

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目（15ZDC011）

[收稿日期] 2018-10-23

[DOI] 10.15939/j.jujss.2019.04.jj1

[作者简介] 靳 涛，厦门大学经济学院教授，经济学博士；通讯作者：梅伶俐，厦门大学经济学院博士研究生。（厦门 361005）

一、引言及文献综述

中国改革开放以来的经济增长可以大致归为转型式增长，它是在从计划到市场的转型过程中由政府主导的一种经济增长模式。这种模式很好结合了中国资源禀赋、体制现状和生产力发展水平，很好契合了中国现实，所以在过去的 40 年中，中国经济取得了辉煌的成就，也引起了世界的瞩目。但是近年来，中国经济增长出现了减速态势，且改革的阻力越来越大，说明在改革开放过程中，不少获得改革好处的利益主体在逐渐形成。习近平总书记 2012 年在广东第一次调研的时候就讲到，要突破利益固化的藩篱，进一步解放和发展社会生产力。我们认为，看待中国经济增长要客观科学，应坚持马克思辩证唯物主义的视角，在肯定成绩的同时也要看到存在的问题：一方面，中国的转型式增长契合中国现实，是一种有效率的增长模式；但是另一方面，这种增长的最突出特点是地方政府主导的投资拉动模式，在增长过程中或多或少会存在结构扭曲和资源错配等问题，当然这些问题的背后一定是体制问题。主流经济学认为经济增长的关键因素在于投资、技术进步和人力资本的积累等，却把制度因素刨除在外，这与中国的转型特征明显不符。中国作为一个转型国家，正是因为实行了改革开放，经济才获得了高速增长，习近平总书记多

• 5 •

次强调改革红利对拉动经济增长的作用。本文就是在这种逻辑下,运用马克思政治经济学和现代经济学相结合的分析方法,以“非组织化利益集团”的视角,针对中国转型式增长的内在逻辑和体制背景做出剖析,并据此给出中国下一步改革方向的政策建议。

现阶段,国内对利益集团研究的主要内容和特色如下:一是对中国利益集团界定、内涵和现状的讨论,如程浩^[1];二是对西方有关理论的述评,如杨帆和张弛^[2]、杨瑞龙和钟正生^[3];三是国内大多数成果集中在政治学、社会学、法学领域,如黄晗^[4];四是在经济领域中以利益集团为视角对中国现实问题的分析并不多见,史晋川和李建琴^[5]、邹文英^[6]、王永^[7]分别从利益集团的视角对行业价格管制、中国电信业的改革、垄断国企收入畸高进行了分析,蔡昉和杨涛^[8]、李成贵^[9]则从利益集团视角来解释中国收入差距的原因。这些文献的讨论范畴或局限于某一行业,或仅限于理论研究,没有进行量化分析。同时,以往文献均将利益集团视为某一实体组织,例如行政垄断行业、国有企业,忽视了它们与地方政府之间形成的利益嵌套关系。此外,更鲜有将利益集团与体制转型背景结合考虑,分析其对中国经济增长影响的文献。本文认为,基于中国转型期的增长特征(地方政府主导下的投资拉动),对转型期利益集团问题的分析不能将政府因素排除在外。于是,我们尝试构建一种区别于实体利益集团的“非组织化利益集团”,以此为切入点展开对经济增长的分析。

二、非组织化利益集团的定义与理论分析

(一) 利益集团与非组织化利益集团

我们对国内外有关利益集团的文献做了大量研究和梳理后发现,利益集团并不天然就是“不当得益者”的代名词,也无关乎意识形态问题。它是民主社会中的自然现象,不可避免地与社会公共利益有相悖的时候,但不能因此就简单地把它说是一支负面力量。中国的体制转型实践表明,利益集团并不总是阻挠改革的。^[10]在社会发展中,利益集团的存在无法消除,它的形成发展亦无法通过强制手段来抑制,但它是可以控制的,并且应该被控制,而政府正是控制的关键。党的十八大以来,党和政府对利益问题给予了足够的重视,习近平总书记指出“要突破利益固化的藩篱”,李克强总理也指出“触动利益往往比触及灵魂还难”。

就转型期的中国来说,要讨论利益集团问题,就绕不开政府这个维度。因为我国的利益集团发展处于初期,不同利益集团的发育情况极不均等,对经济社会构成影响的往往是由少数成员组成却拥有大量社会、经济、政治资源的利益集团。在转型期正式制度的不完善和官员的权力失范的影响下,它们获取利益的方式往往很特殊。而这种特殊,不是某个利益集团的实体组织可以单独做到的,而是需要掌握经济资源的传统利益集团实体与掌握政治权力的地方政府来共同实现。于是,我们尝试构建一种“非组织化利益集团”^①,它是基于实体利益集团而衍生出的一种没有明确组织边界,却因激励相容而达成共谋的一种“利益联盟”形态。具体来说,就是在国有企业、国有银行两个利益实体的基础上,将地方政府纳入考量,将三者的行为关系和利益关系作为一个综合体来考察。如果我们将非组织化利益集团的内部成员视为独立的利益主体,它们将采取

^① 本文所谓的“非组织化利益集团”并非西方意义上的压力集团,也不同于利益群体、社会阶层(阶级)、社会团体等社会学范畴概念,亦不是饱受诟病的特殊利益集团、既得利益集团,它不是一般学术意义上的利益集团(强调其必须有一个具有明确组织边界的实体作为利益诉求的载体),而是另一个维度上的定义。非组织化利益集团的特点在于组织边界的模糊性和获取收益的特殊性,虽然称之为集团,但其成员身份是动态的、模糊的,并非常规意义上的组织形态。

策略行动来最大化各自利益，相互之间也存在着行为制约和利益博弈^①。故地方政府、国有企业、国有银行行为上紧密联系的本质在于其利益嵌套关系。在体制转型进程中，三者间的利益关系不断深化和衍生，逐渐形成一个无组织边界的利益共同体，我们将这个过程称为“利益集团衍生”。

(二) 基于“隐性制度”的利益集团衍生分析

下面通过构建一个包括正式制度（即有效率的制度）和隐性制度^②的制度变迁理论模型来分析，在转型过程中非组织化利益集团是如何不断衍生并对改革和经济产生影响的。本文参考Neyapti^[12]以及史学贵和施洁^[13]的包含经济和制度相互作用的动态系统，构建如下制度变迁模型：

模型中的生产函数为：

$$y = I(F, H) \cdot f(k) \quad (1)$$

其中，人均产出是制度函数 $I(F, H)$ 和人均资本 k 的函数。制度函数的主要变量有正式制度 F 和隐性制度 H ，且 $0 \leq F, H \leq 1$ 。 F 的值越大，说明制度环境越好，而 H 的值越大，则说明制度环境越差。为便于计算，假定 $f(k)$ 和 $I(F, H)$ 的具体形式为：

$$f(k) = k^\alpha \quad (2)$$

$$I(F, H) = F^\beta / H^\gamma \quad (3)$$

其中， $0 < \alpha, \beta, \gamma < 1$ 。隐性制度 H 的变迁是一个连续积累的过程：一方面，正式制度 F 越大，则制度环境越好，留给隐性制度 H 的空间就越小，即 \dot{H} 应是 F 的减函数；另一方面， \dot{H} 也应是 k 和 A 的增函数^③。根据隐性制度 H 的动态特征，本文假设隐性制度 H 的渐进演化函数为：

$$\dot{H} = (1 - F)(H^{1/\ln k} + H^{1/\ln A} - 1) \quad (4)$$

其中， $k, A > 1$ ，以保证 $|H^{1/\ln k} + H^{1/\ln A} - 1| < 1$ ，则 $|\dot{H}| < 1$ 。

接着，我们来考虑制度变迁产生的成本问题。首先，正式制度的变革符合熊彼得“创造性毁灭”的观点，会对整个社会不分差别的产生影响，本文称之为制度变迁的“结果成本” C_1 。其次，现有的正式制度 F 维护了既得利益集团的利益，所以，既得利益集团会在一定程度上反对 F 的变化，由此产生制度变迁的“阻挠成本” C_2 。不失一般性，本文假定结果成本 C_1 和阻挠成本 C_2 具有以下形式：

$$C_1 = -\theta \ln F \quad (5)$$

① 其中，作为“关系产权”下的国有企业和国有银行，其利益目标除了一般企业的经济绩效外，必然还将包括政府收益和个人政治收益。地方政府的利益目标集中在经济社会的发展完善，而官员作为政府运作的实际行为人，又使得政府行为必然具有“理性”，即赵静等所谓的地方政府具有代理人和自利者的双重身份。^[11]在这种设定下，政府的利益目标还会包括个人政治收益和租金收益，如此，地方政府目标的实现必然会与国有产权部门有千丝万缕的联系。

② 即一种非正式制度，但不是意识形态、文化、习俗等意义上的非正式制度，而是一种不符合效率的，甚至是不合法的，却被默许的类似“潜规则”的灰色制度。制度的范围很广，有如政策、法规之类的正式制度，也有意识形态、文化、习俗等影响人们行为的非正式制度，还有在各个领域存在的所谓“潜规则”、“暗箱操作”之类的隐性制度。这三者有着复杂的相互作用，它们的演化共同影响着经济增长路径。不论是非正式制度还是隐性制度，都对正式制度的形成和实施有着重要影响，反之，正式制度的外部效应也会对非正式制度和隐性制度产生影响。如果考察的时间段不长，那么，文化、习俗类的非正式制度基本是比较稳定的，而“潜规则”类的隐性制度，不论是涉及范围还是操作形式和程度，常常处在变动之中。可见，在短时间内，隐性制度对正式制度的影响是更大的。

③ 一般可以认为，人均资本水平 k 越高，说明随着资本密集程度的提高，利益集团的势力会相应增大，从而隐性制度的操作空间也会越大。同理，利益集团的衍生程度 A 越高，说明利益集团内部政治权力和经济资源的关联越紧密，隐性制度 H 的泛滥程度也会加大。

$$C_2 = -\eta \ln\left(\frac{F}{H}\right) \quad (6)$$

其中, $\theta, \eta > 0$ 。 θ 为“结果成本系数”,代表正式制度变迁给整个社会带来的成本系数; η 为“阻挠成本系数”,代表既得利益集团对制度变迁的影响力的强弱。对 C_1 来说,正式制度 F 越完善,制度变迁带来的社会成本越小;对 C_2 来说,隐性制度 H 越恶劣,既得利益集团对制度变迁的阻挠就越大。正式制度变革的最优路径要求结果成本和阻挠成本的最小化。为方便计算,我们将最小化问题转化为如下最大化问题:

$$\max_F \int (-C_1 - C_2) dt \quad (7)$$

我们以式(4)为约束条件,通过构建汉密尔顿函数来求解式(7)^①,可得正式制度 F 变迁的最优路径如下:

$$\frac{\dot{F}}{F} = \frac{\eta}{\theta + \eta} \cdot \frac{\dot{H} - B}{H} \quad (8)$$

其中, $B = H^{1/\ln k} + H^{1/\ln A} - 1$ 。

可见,正式制度变迁的路径和速度与隐性制度 H 有关,也与既得利益集团的势力强弱 η 有关。根据模型的假设可知存在一组 (k, A) 的临界值 (k^*, A^*) ,使得 $B=0$ 。当 $k < k^*, A < A^*$ 时,有 $B < 0, \dot{H} < 0$,且 $\dot{H} > B$ 。此时,根据式(8),我们有 $\frac{\dot{F}}{F} > 0$ 。反之,当 $k > k^*, A > A^*$ 时,有 $\frac{\dot{F}}{F} < 0$ 。据此,我们得出:

推论 1: 存在一组 (k, A) 的临界值 (k^*, A^*) ,当 k 和 A 小于临界值时,隐性制度 H 有改善的可能,同时导致正式制度 F 朝好的方向变迁;当 k 和 A 大于临界值时,隐性制度 H 则有恶化的趋势,并导致正式制度 F 的恶化。

将式(8)的两边对 η 求导,可得:

$$\frac{\partial\left(\frac{\dot{F}}{F}\right)}{\partial\eta} = \frac{\theta}{(\theta + \eta)^2} \cdot \frac{\dot{H} - B}{H} \quad (9)$$

根据上文分析,在 $k < k^*, A < A^*$ 时,有 $\dot{H} - B > 0$,此时 $\frac{\partial\left(\frac{\dot{F}}{F}\right)}{\partial\eta} > 0$; 在 $k > k^*, A > A^*$ 时,有 $\dot{H} - B < 0$,此时 $\frac{\partial\left(\frac{\dot{F}}{F}\right)}{\partial\eta} < 0$ 。据此,我们得出:

推论 2: 既得利益集团并非总是阻挠改革的。当 k 和 A 小于临界值时,随着既得利益集团势力 η 的增加,将推动正式制度 F 的变革;当 k 和 A 大于临界值时,随着既得利益集团势力 η 的增加,将阻碍正式制度 F 的变革。

这两个推论意味着,制度的演化方向和演化速度与利益集团的衍生程度相关。在利益集团衍生程度未超过阈值时,它对变革是有推动作用的;而在利益集团衍生程度超过阈值时,制度变迁将朝着正式制度退化、隐性制度泛滥的方向演进,整体制度环境趋于恶化。此时,既得利益集团

^① 本文限于篇幅,未列出具体求解过程,如有需要可向作者索要。

表现为对改革的阻挠，且随着其势力的增大，对改革的阻挠也越大。

三、利益集团衍生程度的度量与分析

(一) 基础指标的选取

前文分析表明，中国体制转型中的“利益集团衍生”，其实质为地方政府、国有企业和国有银行之间的利益嵌套关系的深化。所以，我们通过找到刻画三者之间紧密程度的指标，便可间接度量利益衍生的程度。三者间“关系”的紧密程度大体可以从两个方面反映出来：一是为了达成“关系”，它们采取了什么行动，所谓理性行动，我们定义为“一般行为”因素；二是达成“关系”之后，它们又获得了什么好处，所谓特殊收益，我们定义为“异化行为”因素。故我们分别从地方政府、国有企业和国有银行三个利益主体的“一般行为”和“异化行为”来度量利益衍生的程度。

1. 地方政府的“一般行为”和“异化行为”因素

本文选取了三个地方政府的“一般行为”指标，分别是：政府影响力 ($gov1$) = 财政总支出/GDP，度量政府行为对经济的总体影响力；政府投资力度 ($gov2$) = 生产性财政支出^①/财政总支出，度量地方政府对国有企业的支持；政府资源掌控力 ($gov3$) = 土地收入^②/财政总收入，度量行政力量干预经济的强弱。这三个指标越大，说明地方政府对市场的干预能力越强，利益集团衍生的可能性也就越大。此外，我们还选取了两个体现地方政府特殊收益的“异化行为”指标，分别是晋升压力指标 (pro) 和腐败指标 (cor)，晋升压力指标和腐败指标越大，预示着利益集团衍生程度越深^③。关于晋升压力指标 (pro) 的数据^④，我们参考钱先航等的方法^[14]进行计算比较后赋值得来，而腐败指标 (cor) 则利用每百万人中职务犯罪案件数量来度量，相关数据可以从《中国检察统计年鉴》和地方检察院的工作报告中获得。

2. 国有企业的“一般行为”和“异化行为”因素

本文选取了三个国有企业的“一般行为”指标，分别是：国企产值贡献 ($soe1$) = 国企工业产值/工业总产值，国企税收贡献 ($soe2$) = 国企税收额/总税收，国企就业贡献 ($soe3$) = 国企就业人数/第二产业就业人数。这三个指标数值越大，说明国有企业能更多地为政府实现其效用目标，地方政府就越愿意与其保持强联系并为其提供庇护，利益集团就越有衍生的可能。此外，本文选取了两个国有企业的“异化行为”指标，分别是：国企融资优势 ($soe-si1$) = 新增贷款/偿债能力，度量其资源获取的特殊性，其中，新增贷款用企业负债率相对前一年的变化率来

① 生产性财政支出是地方财政总支出剔除科教文卫和社会保障支出的部分，它作为地方政府干预经济活动的方式之一，很大一部分进入到国有企业。

② 不论是土地的协议出让，还是探矿权、采矿权的转让及使用，这些政策性壁垒都是政府为垄断性行业提供的特殊产品，也为政府提供了获得灰色收益的渠道，体现了地方政府与国有垄断企业的利益嵌套程度。出于数据的可获得性，本文选取土地收入作为基础数据，来源于《中国国土资源年鉴》中的土地出让收入。

③ 政府作为行政管理机关，本身是没有特定的利益偏好的，所谓的政府利益总是与政府官员的利益联系在一起。当地方官员的晋升压力越大时，就越有与地方国企加强“关系”的冲动，而这种“关系”，除了带来经济增长、税收增加、官职晋升等常规收益外，也使得某些官员获得了利用政治资源牟取灰色收入的机会，由此产生的隐性规则和租金就会越多，最终表现为腐败现象越严重。

④ 具体做法是：将各省的GDP增长率、财政约束=(财政总收入-财政总支出)/财政总收入、失业率三个分指标分别与全国均值进行比较，对GDP增长率分指标来说，小于当年均值的赋值1，否则为0；对财政约束分指标来说，小于当年均值的赋值1，否则为0；对失业率分指标来说，小于当年均值的赋值0，否则为1。晋升压力指标为上述三个分指标的加总，其取值范围为[0, 3]。

衡量, 偿债能力由 Altman^[15] 分辨函数^① 计算而来; 国企市场优势 ($soe-si2$) = 国企员工收入水平/国企盈利能力, 度量其利润获取的特殊性, 其中, 国企员工收入水平用国企员工工资高出行业内平均工资的百分比表示, 盈利能力用总资产贡献率来表示。这两个指标越大, 说明国有企业在偿债能力较小的情况下获取了相对更多的金融资源, 在低效率经营下反而获得了超额的收入水平, 预示着利益集团衍生程度越大。

3. 国有银行的“一般行为”和“异化行为”因素

国有银行在地方政府特有的激励约束下, 与地方政府、国有企业利益关系深化的表现为采取更多的政策型努力^[16], 一方面国有银行凭借行政垄断获得更有优势的市场地位, 一方面经营者自身的政治前途也更多地由政策型努力决定; 同时地方政府和国有银行委托代理关系下的内部人控制问题也使得政策型努力成为了经营者牟取私利的渠道。于是, 在这样的特殊激励下, 国有银行对国有企业的信贷偏向成为其理性行为。我们选取“中长期贷款额^②/贷款总额”作为国有银行的“一般行为”指标 ($sob1$) 度量信贷偏向程度, 该指标越大, 说明利益集团衍生程度越大。与这样的理性行为相伴随的, 还有地方政府对国有银行的庇护, 其中, 国有银行的市场垄断地位便是最为突出的表现。所以, 我们选取“银行存款业务份额/银行经营绩效”作为国有银行的“异化行为”指标 ($sob2$), 以度量国有银行获得的特殊收益, 该指标越大, 说明利益集团的衍生程度越深。其中, 银行存款业务份额由“国有银行存款量/地方存款总量”计算可得, 银行经营绩效由银行的资本利润率来表示。

(二) 利益集团衍生综合指数的合成与分析

为了避免主观因素对指标合成的干扰, 我们使用主成分分析法 (PCA) 对上述指标进行了降维合成, 提炼出了利益集团衍生综合指数 $igoverall$, 并将合成的指数按照杨永恒等^[17] 的方法^③, 进行了标准化处理。基础指标的数据无特殊说明均来自《中国统计年鉴》、各省地方统计年鉴、《中国工业统计年鉴》、《中国金融统计年鉴》、《新中国 60 年统计资料汇编》、国家统计局网站。基础指标的测度均可使用原始数据或进行简单计算获得, 对于个别省份个别年份的缺失, 使用均值或回归的方法补齐。最终我们得到了包括中国 29 个省、自治区、直辖市 1988 年至 2015 年的面板数据。因为数据可获得性和准确性的问题, 数据中未包括西藏和港澳台地区, 同时将重庆市数据合并纳入四川省, 以解决 1997 年重庆设立直辖市后统计口径不一致的问题。

从全国及东、中、西部地区利益集团衍生的时间趋势图 (图 1) 和描述性统计 (表 1) 可以看出, 1988 年到 2015 年, 利益集团衍生程度逐渐加深, 说明我们的体制正逐步被各种矛盾和利益冲突所禁锢, 体制活力逐渐减弱。其中有三个特征值得我们关注: 一是 1995 年后, 各省利益集团衍生综合指数快速上升, 这应该与 1994 年全国推进分税制有密切关系。分税制推行后, 地方财政压力骤增, 地方政府出于自身经济利益的考量, 势必加强与国有企业、国有银行的联盟。

① Altman 分辨函数的具体形式为: $dpa = 1.2x_1 + 1.4x_2 + 3.3x_3 + 0.6x_4 + 0.999x_5$, x_1 代表运营能力, 为运营资金/总资产, x_2 代表盈利能力, 为未分配利润/总资产, x_3 代表盈利能力, 为税前利润/总资产, x_4 代表偿债能力, 为所有者权益/总负债, x_5 代表盈利能力, 为销售收入/总资产。 dpa 的值越大, 偿债能力越强。其中, 因未分配利润数据不易获取, 我们用净资产收益率 (净利润/总资产) 来代替 x_2 。

② “国有企业贷款占比”应该是度量信贷偏向更为准确的指标, 但因国有企业贷款总额的数据不易获取, 我们根据贷款期限结构的特点, 发现贷给国有企业的几乎都为中长期贷款, 而其他企业一般只能得到短期贷款, 所以, 这里用中长期贷款占比来代替。

③ 计算公式为: $std(V_i) = \frac{V_i - V_{min}}{V_{max} - V_{min}}$, 其中 $std(V_i)$ 、 V_i 、 V_{min} 、 V_{max} 分别为标准化后的数值、原始观测值、原始最小值、原始最大值。这种处理方法可以消除由于拟合值低于平均值时产生负数的情况, 并很好地保持了指数原始值的各类特征。

二是 2013 年后利益集团衍生综合指数略有下降，说明新一届中央人民政府的反腐倡廉工作取得了积极成效。党的十八大以来，随着党风廉政建设工作推进，我国反腐败斗争的压倒性态势已经形成并在继续巩固发展。三是分地区来看，虽然东、中、西部地区到 2015 年的利益集团衍生程度近乎相同，但从时间拟合线来看，中西部地区的利益集团衍生速度明显快于东部地区，中西部地区标准差也明显大于东部地区，故相对来说，中西部地区受体制影响更大。产生这个结果的主要原因可能在于国家政策导向和地区间经济结构（包括金融结构、产业结构）的差异。

表 1 描述性统计

利益集团衍生综合指数	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
全国维度	812	0.530	0.170	0.000	1.000
东部地区	308	0.545	0.148	0.245	0.889
中部地区	224	0.507	0.176	0.199	0.883
西部地区	280	0.531	0.187	0.000	1.000

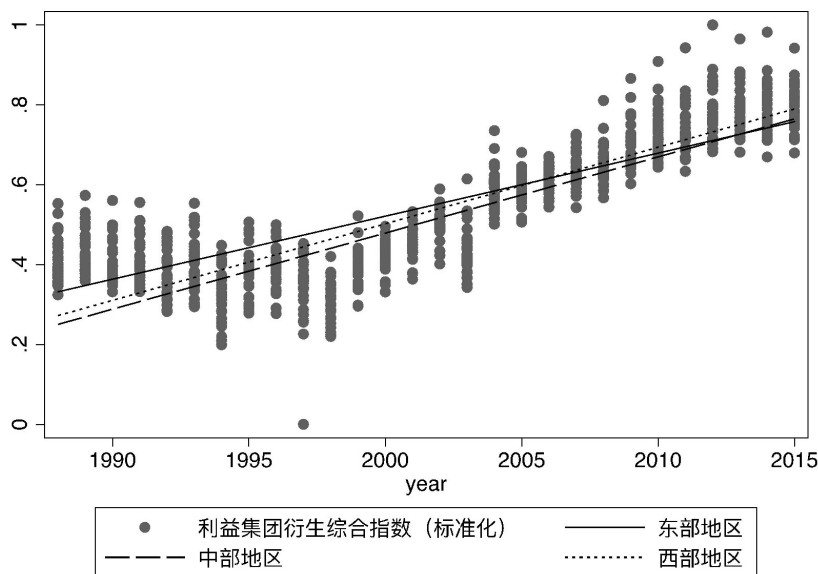


图 1 利益集团衍生综合指数时间趋势图

四、实证分析

（一）利益集团衍生对经济增长的综合影响

根据新制度经济学理论和中国的增长事实，我们将制度视为决定经济增长的一个重要因素，并将利益集团衍生综合指数作为制度因素的度量，引入 Cobb-Douglas 生产函数，得到以下回归模型：

$$\ln Y_{it} = C + a I_{it} + \sum_j b_j \text{control}_{it} + u_{it} \quad (10)$$

其中，被解释变量是产出的对数 $\ln Y$ ； I 是核心解释变量制度变量，用利益集团衍生综合指数 $i\text{goverall}$ 来度量， control 是控制变量，包括资本的对数 $\ln k$ 、劳动的对数 $\ln l$ 、利益集团衍生指数与东、中地区虚拟变量的交叉项。关于数据来源，资本存量的数据参考王小鲁等^[18]的数据并进行

补充^①，产出用实际 GDP（以 1978 年为基期）来衡量，劳动用总就业人数来衡量，产出和劳动的数据均来自《中国统计年鉴》，利益集团衍生综合指数来自前文的主成分分析。

表 2 利益集团衍生与经济增长的回归分析结果

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	混合 OLS	FE	RE	2SLS	2SLS
<i>igoverall</i>	-0.837*** (-12.22)	-0.121* (-1.80)	-0.144** (-2.16)	-0.452*** (-7.30)	-0.547*** (-7.38)
<i>lnk</i>	0.938*** (89.78)	0.775*** (57.78)	0.788*** (56.61)	0.823*** (83.71)	0.830*** (86.32)
<i>lnl</i>	0.239*** (19.72)	0.467*** (5.26)	0.390*** (8.41)	0.443*** (12.16)	0.353*** (9.32)
<i>igoverall* east</i>					0.325*** (6.07)
<i>igoverall* middle</i>					0.045 (0.88)
常数项	-1.692*** (-23.79)	-2.525*** (-4.3)	-2.041*** (-6.97)		
观察值	812	812	812	812	812
R^2 或 Center R^2	0.979	0.992	0.972	0.991	0.991
面板设定 F 检验		115.20 [0.0000]			
Breusch-Pagan LM 检验			4534.32 [0.0000]		
Hausman 检验			57.02 [0.0000]		
D-W-H 内生性检验				55.52 [0.0000]	63.06 [0.0000]
Kleibergen-Paap rk LM 检验				209.911 [0.0000]	163.552 [0.0000]
Kleibergen-Paap Wald rk F 检验				222.027 { 19.93}	156.467 { 19.93}
Sargan-Hansen 检验				0.050 [0.823]	0.106 [0.745]

注：1) ***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平，下表同。2) () 内数值为异方差修正后的 z 值；
[] 内数值为相应检验统计量的 P 值；{ } 内数值为 Stock-Yogo 检验 10% 水平上的临界值。3) FE、RE、2SLS 分别表示固定效应、随机效应、两阶段工具变量法。

本文使用面板普通最小二乘法（经 white 异方差修正）做初步估计，为了消除异方差，我们对产出、资本、劳动变量进行了自然对数处理，结果报告在表 2 的(1) —(3) 列。通过面板设定

^① 具体做法：将固定资本形成总额作为当年投资，利用贾润崧和张四灿^[19] 测算的资本折旧率，用永续存盘法计算，在计算过程中使用了固定资产投资价格指数作为平减指数。用于计算的基础数据来自《中国统计年鉴》。

F 检验、Breusch-Pagan LM 检验和 Hausman 检验,表明应选择列(2)的固定效应模型。结果显示利益集团衍生指数的估计系数显著为负,说明总体来说,利益集团的不断衍生对经济增长存在明显的抑制,这与我们的理论预期一致。考虑到模型的核心解释变量 *igoverall* 可能存在内生性,体现为利益集团衍生与经济增长之间存在联立性偏误的问题^①,下文将利用工具变量法来解决。

本文选取了两个工具变量,并采用多重工具变量两阶段最小二乘法(2SLS)来控制内生性问题。第一个工具变量是“中央接近度”,用各省省会城市到首都北京的直线距离度量^②,用 *distance* 表示;第二个工具变量是1957年各省(自治区、直辖市)的地方政府影响力 *gov1_1957*^③。从逻辑上来看,我们选取的变量满足成为合格工具变量的条件,即与模型残差项无关、与内生变量相关^④。从计量检验上来看,表2列(4)的 Kleibergen-Paap rk LM 统计量、Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量、Sargan-Hansen 检验均表明我们选取的两个工具变量是合理有效的。我们发现通过采用工具变量有效控制模型的内生性后,利益集团衍生的估计系数在1%水平上显著为负,相较 FE 模型变得更加显著了,且系数的绝对值也大幅增加,对经济增长的边际影响增加了近3倍。这说明内生性问题使得 OLS 估计产生了明显的向下偏倚,从而严重低估了利益集团衍生对经济增长的抑制作用,可见,本文采用 2SLS 进行估计是很有必要的。

前文分析指出,利益集团衍生综合指数变动趋势呈现出明显的地区差异,那么在对经济增长的影响方面,这种地区效应是否也存在呢?本文在表2列(4)的基础上进一步引入地区虚拟变量 *igoverall* east*、*igoverall* middle*,讨论利益集团衍生对东、中、西部地区经济增长不同的影响,估计结果报告在表2的列(5)^⑤。该模型以西部地区为参照组,发现东、中、西部地区均表现出利益集团衍生对经济增长的负向效应。其中,西部地区利益集团衍生对经济增长的抑制作用最为明显;中部与西部地区的差异不足10%,说明中西部地区的增长模式是比较相似的;而东部与西部地区差异明显,差距达60%,可见在东部地区,利益集团衍生对经济增长的负向作用明显弱于中、西部地区。

为了确保以上分析结论的可靠性,我们从三个角度进行了稳健性分析:一是采用有限信息最大似然估计(LIML)方法;二是考虑利益集团衍生作为制度变量的时滞效应,用利益集团衍生综合指数的滞后二阶项和滞后三阶项作为其当期项的工具变量,采用2SLS工具变量法进行估计;三是剔除异常样本点的影响,将样本中 *igoverall* 均值低于0.1分位点和高于0.9分位点的省份予以剔除后利用工具变量2SLS方法进行回归。以上三种稳健性检验结果^⑥均与原结果极为相似,仅在显著性上有所差异,说明我们的估计结果没有受到弱工具变量、滞后性、异常值的影响,结果是稳健的。

① 其实在前文的理论模型中便体现了这种可能性的存在,具体表现为:利益集团衍生通过影响隐性制度来影响正式制度的变迁路径和速度,进而影响经济增长;反过来,正式制度的变革和经济增长阶段又将影响隐性制度的生长空间,进而影响利益集团的衍生程度。表2列(4)中,Durbin-Wu-Hausman 检验的结果亦表明内生性问题是确实存在的。

② 考虑到数量级较大,将该数据统一折算成百公里单位。

③ 使用利益集团衍生综合指数的历史数据是最适宜的工具变量,但由于某些数据的缺失,无法计算出1957年的综合指数,所以最终使用了在主成分分析中对衍生综合指数贡献最大的地方政府影响力指标(地方财政总支出/地区生产总值)替代。

④ 从内生性角度来看,中央接近度是由地理因素决定的,1957年的地方政府影响力是历史上的数据,均满足外生性。从与内生变量的相关性来看,离首都北京的地理距离越近,中央的政策贯彻执行一般更彻底;距离越远,中央权力对地方的约束相对会越弱,故地方利益集团衍生的可能性就越大。此外,利益集团衍生作为制度变量,具有一定程度的延续性,所以如果衍生指数在新中国成立之初较高,那么其后衍生指数也将会较大。

⑤ 考虑到前文所述的内生性问题,我们所采用的方法仍然为工具变量2SLS,工具变量亦同上文。

⑥ 本文限于篇幅,没有列出稳健性分析具体的回归结果,如有需要,可向作者索要。

(二) 利益集团衍生影响经济增长的途径分析

前文将利益集团衍生作为一个综合现象进行讨论，发现利益集团衍生对经济增长产生了明显的负面影响，也呈现出不同的地区效应，那么，这些影响和效应究竟是通过何种途径实现的呢？我们把利益集团综合指数按照博弈三方的维度打开来看：将地方政府一般行为因素和异化行为因素综合成政府干预指数 (*gov*)，将国有企业一般行为因素和异化行为因素综合成国企垄断指数 (*soe*)，将国有银行一般行为因素和异化行为因素综合成金融约束指数 (*sob*)^①，并构建 *gov***soe*、*sob***soe* 两个交叉项，分别度量地方政府和国有企业的交互作用、国有银行和国有企业的交互作用，以此来分析利益集团衍生的作用机理。一方面，地方政府与国有企业的双重作用可能引致稀缺生产要素的配置扭曲，另一方面，国有银行与国有企业的双重作用可能引致金融资源配置扭曲，故这两个交叉变量可以看做是利益集团衍生影响经济增长的两种途径。

为考察利益集团衍生对经济增长影响的途径，我们构建如下计量模型：

$$\ln Y_{it} = C + a_1 gov_{it} + a_2 soe_{it} + a_3 sob_{it} + a_4 gov_{it} * soe_{it} + a_5 sob_{it} * soe_{it} + \sum_j b_j control_{it} + u_{it} \quad (11)$$

表3 利益集团衍生影响经济增长的途径分析

模型	全国		东部		中部	西部	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>gov</i>	0.706 (1.06)	1.141** (2.13)		0.0670 (0.29)	-0.0590 (-0.16)	0.545* (2.27)	-0.0867 (-0.23)
<i>soe</i>	1.150 (0.86)	3.431** (2.26)	0.241 (0.22)	0.920 (1.40)	2.063* (1.98)	0.727*** (4.51)	0.937* (1.91)
<i>sob</i>	0.330 (0.46)	1.078** (2.26)			1.173* (2.14)		0.647** (2.76)
<i>gov</i> * <i>soe</i>		-3.199* (-1.83)	0.971 (1.17)		-1.142 (-0.83)		0.116 (0.14)
<i>sob</i> * <i>soe</i>		-3.343* (-2.01)	0.417 (0.59)		-3.296* (-2.19)		-1.691** (-2.38)
<i>gov</i> 2* <i>soe</i>				-3.833** (-2.35)			
<i>gov</i> 3* <i>soe</i>						-0.632** (-3.02)	
<i>lnk</i>	0.487** (2.34)	0.649*** (11.15)	0.863*** (25.04)	0.776*** (25.00)	0.793*** (16.35)	0.640*** (6.78)	0.778*** (13.78)
<i>lnl</i>	2.571* (1.89)	1.497*** (4.29)	0.130 (1.20)	0.400*** (3.51)	0.812 (1.52)	0.917 (0.85)	0.516 (1.54)
常数项			-0.750 (-0.85)	-1.889** (-2.52)			-3.423 (-1.60)
观察值	783	783	308	308	216	216	280
AR(2) <i>p</i> _value	0.409	0.138	0.577	0.304	0.340	0.100	0.296
Hansen <i>p</i> _value	0.815	0.393	0.291	0.497	0.671	0.828	0.671

注：括号内为相应 *t* 值。

① 指数 *gov*、*soe*、*sob* 的合成方法与前文一致，亦按照杨永恒等^[17]的方法进行了标准化处理。

我们采用 GMM 估计方法^①对全国样本和区域样本分别进行了回归分析, 结果报告在表 3。列 (1) — (2) 为全国样本分析, 结果显示 gov 、 soe 、 sob 系数均不显著, 说明地方政府、国有企业和国有银行的行为本身并未对经济增长产生负面影响, 而交叉项 $gov*soe$ 和 $sob*soe$ 系数符号显著为负, 说明利益集团衍生对经济产生的负面影响是基于三者多重效应下的结果, 这与我们的预期是一致的。

为了考察地区差异, 我们在交叉项 $gov*soe$ 和 $sob*soe$ 的基础上, 进一步将地方政府影响力 $gov1$ 、投资力度 $gov2$ 、资源掌控力 $gov3$ 、国有银行信贷偏向 $sob1$ 四种具体行为与国企垄断指数 soe 进行交互, 得到 $gov1*soe$ 、 $gov2*soe$ 、 $gov3*soe$ 、 $sob1*soe$ 四个交叉项, 相关结果报告在表 3 的列 (3) — (7)。东部地区回归结果显示 $gov*soe$ 、 $sob*soe$ 的系数均不为负, 说明东部总体的制度环境优于中西部地区。但值得注意的是, 列 (4) 中 $gov2*soe$ 系数符号显著为负, 说明东部地区政府在经济活动中投资主体的角色过于突出, 呈现出以“投资主体扭曲”为特点的利益集团衍生模式。该模式下生产型政府主导投资, 加之垄断国有企业对投资的低效率吸收, 如此的双重作用抑制了经济增长。中部地区回归结果显示 $gov*soe$ 、 $sob*soe$ 的系数均为负, 说明在中部地区, 利益集团衍生对经济增长的抑制非常明显。同时, 列 (6) 显示 $gov3*soe$ 系数为负, 且显著性最强, 说明地方政府对稀缺资源的行政控制是非组织化利益集团影响中部地区经济增长的最主要因素。故对于中部地区来说, 利益集团衍生的特点在于地方政府干预下的“稀缺生产要素配置扭曲”。西部地区回归结果显示, $gov*soe$ 系数为正^②, $sob*soe$ 系数显著为负, 说明国有银行与国有企业的双重作用是西部地区利益禁锢的主要推动力量, 这种以“金融资源配置扭曲”为特征的利益集团衍生, 对区域经济增长产生了显著的负面影响, 我们推测与西部地区金融市场发育程度较低有关。

为了确保以上分析结论的可靠性, 我们用了三种方法进行稳健性检验。一是使用静态面板估计方法; 二是鉴于制度变量 gov 、 soe 、 sob 以及交互项 $gov*soe$ 、 $sob*soe$ 可能因滞后效应而产生内生性, 将模型中 gov 、 soe 、 sob 的滞后一期和滞后两期作为其当期项的工具变量, 采用 2SLS 工具变量法进行估计; 三是剔除异常样本点的影响, 我们把样本中 $gov*soe$ 、 $sob*soe$ 的均值低于 0.1 分位点和高于 0.9 分位点的省份予以剔除后利用 GMM 方法进行回归。结果显示, 以上三种稳健性检验结果^③均与原结果极为相似, 仅在显著性上有所差异, 说明我们的估计结果是稳健的。

(三) 利益集团衍生对经济增长的阶段性影响

前文的理论模型指出, 资本存量和利益集团衍生程度是影响制度变迁的重要因素, 它们存在一组临界值, 当取值小于临界值时, 隐性制度有收敛的可能, 整体制度环境不会持续恶化; 一旦取值跨越了临界点, 隐性制度则存在恶化的趋势, 并阻碍体制转型和经济增长。

1. 利益集团衍生和经济增长的倒 U 型关系

根据理论模型推论 1, 我们认为利益集团衍生对经济增长的影响可能是非线性的, 故引入利益集团衍生综合指数的平方项, 回归模型如下:

$$\ln Y_{it} = C + a_1 igoverall_{it}^2 + a_2 igoverall_{it} + \alpha \ln K_{it} + \beta \ln L_{it} + u_{it} \quad (12)$$

① 因前文指出的利益集团衍生指数内生性的存在, 采用 GMM 方法能较好克服这些问题。

② 根据理论模型的推论 1, 这可能与西部地区总体资本存量不高有关, 地方政府和国有企业的利益衍生程度并未达到推论中提及的临界点, 所以二者的双重作用并未妨碍经济增长。

③ 本文限于篇幅, 没有列出稳健性分析具体的回归结果, 如有需要, 可向作者索要。

考虑到制度变量普遍存在滞后性，我们采用稳健型 GMM 方法来控制模型的内生性，结果报告在表 4 的列 (1)。结果显示系数 a_1 在 1% 的水平上显著为负，说明利益集团衍生和经济增长存在明显的倒 U 型关系，即当利益集团衍生程度较低时，对经济增长没有不利表现；当利益集团衍生程度较高时，则将明显抑制经济增长，并随利益集团衍生程度的加深，对经济增长的负面影响将越来越大。为了保证回归结果的稳健性，我们也用静态面板估计方法对模型进行了回归，结果见表 4 列 (2)。结果显示和 GMM 回归基本一致，系数符号完全相同，仅在系数大小和显著性上略有差异，说明利益集团衍生和经济增长的倒 U 型关系是一个比较可靠和稳健的结果。

2. 利益集团衍生的门槛效应

下面利用 Hansen^[20] 发展的门槛面板模型来考察在不同资本存量区间内，利益集团衍生对经济增长的差异化影响。假设存在两个门限值，我们设定的门槛模型如下：

$$\ln gdp_{it} = C + a' X_{it} + b_1 igoverall_{it} \times I(\ln k_{it} \leq \theta_1) + b_2 igoverall_{it} \times I(\theta_1 < \ln k_{it} \leq \theta_2) + b_3 igoverall_{it} \times I(\ln k_{it} > \theta_2) + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

$$\ln gdp_{it} = C + a' X_{it} + b_1 (gov^* soe)_{it} \times I(\ln k_{it} \leq \theta_1) + b_2 (gov^* soe)_{it} \times I(\theta_1 < \ln k_{it} \leq \theta_2) + b_3 (gov^* soe)_{it} \times I(\ln k_{it} > \theta_2) + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

$$\ln gdp_{it} = C + a' X_{it} + b_1 (sob^* soe)_{it} \times I(\ln k_{it} \leq \theta_1) + b_2 (sob^* soe)_{it} \times I(\theta_1 < \ln k_{it} \leq \theta_2) + b_3 (sob^* soe)_{it} \times I(\ln k_{it} > \theta_2) + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

其中， $\ln k$ 为门槛变量，受门槛变量影响的核心解释变量分别为利益集团衍生综合指标 $igoverall$ 以及利益集团衍生的具象化指标 $gov^* soe$ 和 $sob^* soe$ 。式 (13) 中的 X_{it} 包括 $\ln k$ 、 $\ln l$ ，式 (14)、(15) 中的 X_{it} 包括 $\ln k$ 、 $\ln l$ 、 soe 。门槛模型的估计参考李平和许家云^[21] 的方法。首先，确定门槛个数以确定模型形式，从表 5 可以看出，三个模型均存在明显的门槛效应，其中，模型 (13)、(15) 各有三个门限值，模型 (14) 包括一个门限值。其次，进行门槛估计值的检验，各门限值和相应的 95% 置信区间列示于表 6。最后，根据门槛检验结果，我们确认了模型 (13)、(14)、(15) 的形式，并将估计结果列示于表 7。

表 4 利益集团衍生与经济增长的倒 U 型关系

模型	(1)	(2)
	GMM	FE
$igoverall^2$	-3.787*** (-3.22)	-0.270** (-2.48)
$igoverall$	3.506** (2.72)	0.165 (1.37)
$\ln k$	0.870*** (25.32)	0.777*** (107.54)
$\ln l$	0.395*** (2.94)	0.469*** (14.44)
常数项	-3.469*** (-3.77)	-2.625*** (-12.13)
观察值	812	812
AR(2) p_value	0.445	
Hansen p_value	0.105	
R^2		0.992
Hansen p_value		0.0000

注：括号内为相应 t 值，FE 表示固定效应。

表 5 门槛效果检验

	模型(13)	模型(14)	模型(15)
单一门槛检验	54.350 (0.102)	46.692* (0.067)	19.526 (0.198)
双重门槛检验	10.816** (0.040)	12.076 (0.500)	8.163 (0.667)
三重门槛检验	10.626*** (0.000)	2.853 (0.454)	6.352*** (0.000)

注：括号上方数字为 F 统计量，括号内为采用 Bootstrap 法反复抽样 500 次得到的 P 值。

表 6 门槛估计值检验

	门槛值 1		门槛值 2		门槛值 3	
	估计值	95%置信区间	估计值	95%置信区间	估计值	95%置信区间
模型(13)	5.639	[5.603 5.863]	8.560	[8.032 8.807]	9.073	[5.603 9.929]
模型(14)	8.799	[8.546 9.085]				
模型(15)	6.382	[5.603 9.929]	7.200	[6.301 7.682]	8.938	[5.824 9.413]

表 7 门槛模型参数估计结果

解释变量	模型(13)	解释变量	模型(14)	解释变量	模型(15)
<i>igoverall</i> ₁	0.071 (1.21)	<i>gov</i> * <i>soe</i> ₁	0.123 (1.32)	<i>sob</i> * <i>soe</i> ₁	-0.068 (-0.78)
<i>igoverall</i> ₂	-0.076** (-2.12)	<i>gov</i> * <i>soe</i> ₂	-0.356*** (-3.19)	<i>sob</i> * <i>soe</i> ₂	0.086 (1.20)
<i>igoverall</i> ₃	-0.160*** (-4.27)	<i>soe</i>	0.164*** (3.11)	<i>sob</i> * <i>soe</i> ₃	0.244*** (3.28)
<i>igoverall</i> ₄	-0.227*** (-6.07)			<i>sob</i> * <i>soe</i> ₄	-0.316 (-1.21)
				<i>soe</i>	0.111* (1.81)
<i>lnk</i>	0.796*** (108.56)	<i>lnk</i>	0.773*** (122.67)	<i>lnk</i>	0.762*** (130.70)
<i>lnl</i>	0.494*** (15.70)	<i>lnl</i>	0.464*** (14.27)	<i>lnl</i>	0.473*** (14.83)
常数项	-2.900*** (-13.76)	常数项	-2.594*** (-12.41)	常数项	-2.578*** (-12.43)
<i>R</i> ²	0.9638	<i>R</i> ²	0.9637	<i>R</i> ²	0.9634

注：括号内为相应 *t* 值。

估计结果表明，不论是利益集团衍生的综合指标 *igoverall*，还是利益集团衍生的具象化指标 *gov** *soe*、*sob** *soe*，均体现出显著的门槛特征，利益集团衍生对经济增长的影响与资本存量的取值有关。模型（13）和模型（14）均显示，在低资本存量区间，利益集团衍生对经济增长无明显不利影响；在高资本存量区间，利益集团衍生将严重抑制经济增长，且随着资本存量的充足，利益集团衍生给经济增长带来的负面效应将越来越强。模型（15）的结果与模型（13）、（14）存在少许差异，差异在于，在资本存量最低的区间，国有银行和国有企业的双重作用也将给经济带来消极影响，这是因为在资本存量很低时，往往金融市场的发育也不完善，银行信用几乎代表了全部融资渠道，此时国有银行对国有企业的信贷偏向将严重影响金融配置效率，限制经济增长。

五、结 论

本文实证研究表明，1988—2015 年间，中国非组织化利益集团的衍生程度总体上呈上升趋势，对经济增长的负面影响也愈发严重，并呈现出不同的地区效应。但是我们注意到，独立的地方政府、国有企业和国有银行的行为本身并不会对经济产生不合意的影响，三者共谋下的多重效

应才是抑制经济增长的重要原因。各区域的利益集团衍生影响经济增长的途径也不尽相同,总体来看,东部地区总体的制度环境优于中西部地区。此外,利益集团衍生与经济增长之间存在倒U型关系,且利益集团衍生存在显著的门槛效应。在资本存量较低时,地方政府、国有企业、国有银行的行为合力并没有对经济增长产生明显的不利影响,但随着资本存量的不断增加,利益集团衍生现象逐渐体现为对经济增长的拖累。可见,中国的体制变革进入攻坚阶段,需要从增量式制度创新转变为存量式制度创新。当下面临的各种经济、社会问题,包括增长趋缓、结构扭曲、资源错配、公平缺失等,均是体制变革不彻底的结果。既然是体制的原因,就应从体制变革入手来解决,而解决的关键点就在于如何化解利益集团的衍生。要进一步理顺政府与市场的关系,突出市场的决定性作用,通过改革来化解各种寻租空间,提升资源配置效率和增长质量。

[参考文献]

- [1] 程浩 《中国社会利益集团的兴起及其合法性问题研究》,《湖北社会科学》,2006年6期。
- [2] 杨帆、张弛 《利益集团理论研究:一个跨学科的综述》,《管理世界》,2008年3期。
- [3] 杨瑞龙、钟正生 《西方利益集团理论研究新进展》,《经济学动态》,2008年10期。
- [4] 黄晗 《非均衡利益集团对政治过程的影响——以〈G市再生资源回收利用管理规定〉的立法博弈为例》,《哈尔滨工业大学学报》(社会科学版),2013年4期。
- [5] 史晋川、李建琴 《价格管制、行政垄断及利益集团的博弈——中国转型时期蚕茧价格管制的原因分析》,《浙江社会科学》,2008年10期。
- [6] 邹文英 《利益集团博弈与中国电信业的改革和发展》,《中国经济问题》,2008年1期。
- [7] 王永 《垄断国企收入分配改革中的利益集团分析》,《山东师范大学学报》(人文社会科学版),2014年6期。
- [8] 蔡昉、杨涛 《城乡收入差距的政治经济学》,《中国社会科学》,2000年4期。
- [9] 李成贵 《国家、利益集团与“三农”困境》,《经济社会体制比较》,2004年5期。
- [10] 吴敬琏 《呼唤法制的市场经济》,北京:生活·读书·新知三联书店,2007年。
- [11] 赵静、陈玲、薛澜 《地方政府的角色原型、利益选择和行为差异——一项基于政策过程研究的地方政府理论》,《管理世界》,2013年2期。
- [12] Neyapti B. *Macroeconomic Institutions and Development*. North Hampton: Edward Elgar Publishing, 2010.
- [13] 史学贵、施洁 《特殊利益集团与转型国家制度变迁》,《经济与管理研究》,2015年3期。
- [14] 钱先航、曹廷球、李维安 《晋升压力、官员任期与城市商业银行的贷款行为》,《经济研究》,2011年12期。
- [15] Altman E I. Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *Journal of Finance*, 1968, 23 (4): 589-690.
- [16] 黄新飞、张娜 《国有商业银行激励机制的影响因素分析——一个多重任务的博弈分析框架》,《数量经济技术经济研究》,2005年11期。
- [17] 杨永恒、胡鞍钢、张宁 《基于主成分分析法的人类发展指数替代技术》,《经济研究》,2005年7期。
- [18] 王小鲁、樊纲、刘鹏 《中国经济增长方式转换和增长可持续性》,《经济研究》,2009年1期。
- [19] 贾润崧、张四灿 《中国省级资本存量与资本回报率》,《统计研究》,2014年11期。
- [20] Hansen B E. Threshold effects in non-dynamic panel estimation testing and inference. *Journal of Economics*, 1999, 93 (2): 345-368.
- [21] 李平、许家云 《国际智力回流的技术扩散效应研究——基于中国地区差异及门槛回归的实证分析》,《经济学(季刊)》,2011年3期。

[责任编辑: 赵东奎]

**Non-Organizational Interest Group and Economic Growth in China's Transitional Period:
An Analysis Based on Recessive Institution and Interests Trigonometry**

JIN Tao , MEI Ling-li (5)

Abstract: Interest groups in China present non-organizational characters as shown in this paper which builds a theoretical model to illustrate the evolution process of deriving interest groups based on recessive institution. And in China's transitional period, the deriving interest groups present interest trigonometry characters among local government, state-owned enterprise and nationalized bank. We construct an index system to measure the degree of deriving interest groups and find that the overall degree of deriving interest groups is deepening, and its negative impact on economy is getting more serious, and this impact presents distinguished regional effect and threshold effect.

Keywords: economic growth; non-organizational interest group; recessive institution; interests trigonometry

Effects of Environmental Regulation on Urban Development Quality in China

WANG Xiao-hong , FENG Yan-chao , JIAO Guo-wei (19)

Abstract: Based on the panel data of 285 prefecture-level or higher cities in China from 2003 to 2016, the paper analyzes the global and heterogeneous effects of environmental regulation on urban development quality by using the dynamic spatial Durbin model with the geographic distance space weight matrix. The results show that the effect of environmental regulation on urban development quality in China mainly occurs in the stage of energy-saving. The effect of sulfur dioxide on urban development quality in the eastern region mainly occurs in the stage of energy-saving, while the effect of smoke (powder) dust on urban development quality in the eastern region mainly occurs in the stage of emission-reduction. However, the effect of environmental regulation on urban development quality is weak and poor in the central and western region when compared with that of the eastern region. There exists significantly spatial heterogeneity in the intensity and effect of environmental regulation in different regions. Synergistic effects on promoting urban development quality exist in the entire sample of the eastern region and the central region. In contrast, substitution effects exist in the western region. The combination of environmental regulation tools should be set according to the different situations of different regions. Spatial effects, temporal effects and spatiotemporal effects are more significant on urban development quality in the eastern region than in the central and western region. It has become a top priority to strengthen urban development quality in the central and western regions by strengthening spatial correlation and time accumulation.

Keywords: environmental regulation; urban development quality; spatial spillover effect; dynamic spatial Durbin model

Synergy Effects of Business Model Design and Technology Innovation Strategy on the Market Performance

ZUO Gou-qing , YIN Xue-ting (30)

Abstract: The effect of business model design on the performance depends not only on the innovation of all elements within the system structure, but also on the adaptability of business model form. This paper takes 228 private enterprises as the research sample and applies the multiple hierarchical regression analysis to test the research hypotheses. The results show that business model design and technological innovation strategy do have synergistic effects on market performance. The higher the degree of organizational legitimacy, the more obvious is the effect of business model designs on enterprise market performance.

Keywords: business model design; market performance; technology innovation strategy; organizational legitimacy

Analysis of Customers' Words of Mouth Intention of IP Commercialization Project in Retail Industry

LUO Xiao-guang , CHEN Yang (39)

Abstract: This paper tries to find out the influencing factors and mechanism of the retail IP commercialization project on customers' words of mouth intention by taking the retail industry as the research background, the IP commercialization project as the research object, and the customers' words of mouth intention as the dependent variable of this research. Firstly, this paper finds that customers' perception of IP commercialization projects in retail enterprises, communication implementation and project stickiness are key factors on customers' words of mouth intention in retail enterprises. Secondly, it clearly points out that customers' perception of retail IP commercialization project is produced by four