

DOI: 10.15896/j.xjtuskxb.201701013

中国城镇化进程中土地财政与腐败生成机制的实证研究

齐红倩^{1,2}, 席旭文², 蔡志刚²

(1. 吉林大学 数量经济研究中心, 吉林 长春 130012; 2. 吉林大学 商学院, 吉林 长春 130012)

[摘要] 近年来,中国城镇化进程中出现了土地财政规模持续膨胀和地方腐败现象快速增长并存的现象。运用中国省际动态面板数据和广义矩估计(GMM)方法,实证分析城镇化进程中土地财政对腐败的影响机制。结果发现:土地财政是地方政府在追求“政绩”和赢得“晋升锦标赛”过程当中诱发腐败的主要经济途径之一;地方追求城镇化的快速发展目标一定程度加剧了土地财政的腐败效应;同时,腐败现象也表现出显著的“传染效应”。因此,土地财政引发的腐败可以看作是分税制改革带来的阶段性“副作用”,从经济政策选择上完善现有的中央-地方分级财政体制,政治上强化监督和地方财政透明度,可以从根源上预防和减少腐败现象的发生。

[关键词] 土地财政; 腐败; 分税制; 城镇化

[中图分类号] F8 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1008-245X(2017)01-0093-08

腐败是指“为了私人利益而滥用公共权利的行为”^[1],是包括中国在内的世界各国政府与地区在推动经济增长和社会公平正义中面临的主要障碍之一。改革开放以来,从我国反腐败的阶段来看,十八大之前,腐败现象未得到有效遏制,严重破坏了我国社会的公平、民主与法治,不利于和谐社会的建设,不利于社会的可持续发展。十八大后,新一届党中央领导集体,以壮士断腕的决心和勇气“剜脓疮”“割烂肉”、“打老虎、拍苍蝇、正风气”,使腐败蔓延的趋势得到了有效的缓解,不仅让社会风气为之清新,而且让老百姓看到了希望、赢得了信心^[2]。腐败不仅制约着经济增长的速度和效率提升,而且加剧了收入不平等,由此带来的深层次社会问题将影响我国未来政治、经济的健康发展。因此,结合中国城镇化进程中的土地财政现象,深入分析中国腐败产生的根本原因和途径,为现阶段的反腐工作和廉政建设提供针对性的建议,防止经济资源与行政权力结盟等问题的恶化,成为亟待解决的重要课题。本文拟因此对中国城镇化进程中的土地财政与腐败生成机制进行实证研究。

一、文献综述

腐败的成因十分复杂,因不同国家的政治体制、历史文化和经济发展水平而异,对此学者进行了大量的研究。阿克曼(Ackerman)^[3]指出,腐败现象的产生不仅有经济方面的原因,同时与国家政治体制和官僚激励制度高度相关。也有学者从收入和受教育水平、政府规模、地方政府官员职权制度和国家历史文化等层面考察了腐败的诱因,得出经济发展水平、受教育水平和民主自由度的提高可以显著降低腐败,而政府规模扩张和地方政府职权的扩大会加剧腐败^[4-7]。上述文献为我们研究腐败问题提供了有效的参考。然而,作为转轨中的大国,中国的腐败问题更加错综复杂。

针对中国腐败产生的原因和反腐败问题,国内学者也进行了一定的研究,相关文献主要集中于中央-地方分级财政体制以及由此带来的政府规模扩张、绩效考核和官员治理体制等制度性因素对腐败的影响。周黎安等^[8]认为,中国地方官员的“晋升锦标赛”治理模式在促进经济高速增长的同时,也导致了层级管理失控,并引发严重的“一把手专权”和“诸侯经济”割据

[收稿日期] 2016-09-18

[基金项目] 国家社会科学基金一般项目(14BJL063);吉林大学廉政建设专项研究课题项目(2015LZY014);吉林大学研究生创新基金资助项目(2016053)

[作者简介] 齐红倩(1962-),女,吉林大学数量经济研究中心教授,博士生导师。

等问题,由此滋生出腐败问题。同时,也有学者探讨了中国“官员交流”制度对腐败的影响,主要观点认为这一制度可以通过破除地方官员“关系网”、强化中央-地方信息交流以及复制推广廉政建设经验等途径减少腐败现象^[9-10]。在财政分权和政府规模扩张方面,现有文献认为,财政分权导致了与垂直型分权相匹配的地方官员纵向绩效考核体系,在这一体系下,地方政府为扩大公共投资、跑赢“财政、税收竞争”以及强化对本地资源的汲取能力,势必会通过“寻租”和“游说”等手段扩大政府规模,进而导致腐败现象丛生^[11-13]。

综合上述研究来看,现有文献基本阐明了中国腐败产生的制度原因及其政治途径。那么,中国自1994年财税体制改革以来,地方政府“晋升锦标赛”主要通过何种经济行为和途径引发腐败?关于这一问题,国内学者将焦点集聚于中国的土地财政,即地方政府为了在区域竞争中占据优势,利用土地通过各种方式获取预算内和预算外收入的行为^[14]。我国新城镇化过程中涉及的土地资源分配具有双重属性,即一方面由市场决定,同时又在很大程度上受政府控制,这种资源分配模式加剧了在市场经济过渡阶段的腐败。具体来看,1994年分税制改革以后,地方政府税收收入大幅减少,而支出范围不断扩大,出现财权和事权的不匹配,收支的严重不对等使得地方政府将重点放在了可自由支配土地资源,进而出现了土地财政现象,并且土地财政引致的“旧城改造”、“征地强拆”、“形象工程”和“重复建设”等浪费性投资成为腐败的重要诱因^[15-16]。

尽管现有研究从现状描述和理论分析层面厘清了土地财政对腐败的影响机理,但相关的实证研究仍显不足,导致对这一问题的认识缺乏经验证据的支持和说服力。因此,本文基于中国动态面板数据,实证分析城镇化进程中土地财政对腐败的影响机制,以期更为全面地理解转轨过程中中国腐败现象的经济成因,同时也为现阶段反腐政策的制定提供有效的经验参考。

二、模型、数据和估计方法

(一) 计量模型和数据来源

在参考现有文献模型设定的基础上,本文构建如下实证模型:

$$Corruption_{it} = \beta_0 + \beta_1 landfinance + \Pi X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中 i 和 t 分别代表第 i 个省份和第 t 个年份, $Corruption$ 是衡量腐败程度的被解释变量, $landfinance$ 是(下文简称 LF)代表解释变量(土地财政), X 是控制变量矩阵, β_0 为截距项, β_1 衡量了土地财政对腐败

的影响程度, Π 是控制变量系数矩阵, ε 是随机扰动项。具体变量的选取和设定描述如下:被解释变量腐败(CO)用每万名公职人员腐败立案案件数表示,具体而言,本文将官员贪污贿赂、渎职与挪用公款、腐败侵权等立案进行加总得到腐败立案总数,而后剔除地区人口规模对腐败发生率的影响得到每万名公职人员中的腐败立案案件数。解释变量土地财政(LF)以房地产开发企业投资完成额表示。同时,本文在充分参考现有研究的基础上,选取了对腐败有影响且较为全面的控制变量,包括:城镇化率(UI)、地区生产总值(GDP)、政府规模(GS)、财政自由度(FF)、对外开放程度(OP)和市场化程度(MI)。其中, UI 由各地区城镇常住人口占总人口的比率表示, GDP 采用统计局网站公布的地区生产总值统计数据, GS 由政府财政支出占 GDP 的比重表示, FF 由地方财政预算支出与预算收入的比值表示, OP 以进出口贸易总额占 GDP 的比重表示, MI 数据来源于樊纲等^[17]编制的《中国市场化指数——各地区市场化相对进程报告》。进出口贸易原始数据单位是美元,本文用历年人民币对美元平均汇率将其转换为人民币。原始数据来自于历年《中国检察年鉴》、历年《地方统计年鉴》、中经网统计数据库以及历年《中国人口和就业统计年鉴》。

(二) 估计方法

在线性回归模型的估计过程中,需要重点考虑内生性问题,如果存在内生性,则传统的最小二乘法(OLS)失效。在本文建立的回归模型中,解释变量土地财政(LF)和被解释变量腐败(CO)之间存在一定的“双向因果”关系,即土地财政的增长可以进一步滋生腐败,而腐败的蔓延又将反过来推动土地财政的增长,因此,模型很可能存在“双向因果”导致的内生性问题。另一方面,腐败现象往往具有“传染效应”,即一个地区的腐败活动可能会对其他地区今后的腐败活动产生传染性的影响,因此需要综合考虑腐败变量的跨期传递影响。鉴于此,本文舍弃传统的 OLS 估计方法,使用阿雷拉诺(Arellano)等^[18]提出的动态面板模型并进行广义矩估计(GMM),不仅有效处理了内生性问题,而且可以捕捉腐败的“传染效应”。关于动态面板模型的 GMM 估计更为详细的介绍见布伦德尔(Blundell)等^[19]的研究,本文不再赘述。

三、实证结果分析

在实证分析部分,本文使用 GMM 方法对模型进行了估计。具体来看, GMM 方法又分为差分广义矩估

计 (Difference GMM) 和系统广义矩估计 (System GMM) 其中, 差分广义矩估计的核心是将水平变量作为差分变量的工具变量进而得到一致估计, 而系统广义矩估计的核心是使水平变量和差分变量互为工具变量进行系统估计, 从而使参数估计更具有效性。总而言之, 上述两种估计方法均是了解决线性回归模型的内生性问题, 进而实现参数的有效估计, 但二者并无理论上的优劣之分, 需要在具体实践中比较。因此本文将同时使用两种方法进行估计和对比分析。与此同时, 为考察土地财政和城镇化共同对腐败的影响, 本文

进一步加入了二者的交叉项进行回归。因此, 本文共建立了以下四个基准回归模型: 模型 1 为差分 GMM 回归模型, 模型 2 为包含土地财政和城镇化交叉项的差分 GMM 回归模型, 模型 3 为系统 GMM 回归模型, 模型 4 为包含土地财政和城镇化交叉项的系统 GMM 回归模型。为保证数据的平滑性以及实证结果解释的便利性, 本文对腐败、土地财政、GDP 以及政府规模等变量进行了对数处理, 这也是现有文献通用的处理方法; 为消除可能存在的异方差对回归结果产生的影响, 本文所有回归模型均采用稳健标准差。实证结果见表 1。

表 1 土地财政腐败效应的动态面板 GMM 估计结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
$CO(-1)$	0.4935*** (0.0906)	0.4704*** (0.0897)		
LF	0.0389 (0.0277)	0.0037 (0.0350)	0.1989*** (0.0769)	0.1906** (0.0754)
UI	0.4884 (0.5631)	-1.0514 (0.8705)	-0.3069 (0.5846)	-1.9535 (1.6580)
$LF*UI$		0.2832*** (0.0996)		0.2526 (0.2924)
GDP	-0.0610 (0.0679)	-0.1725** (0.0868)	-0.1846* (0.0958)	-0.2419* (0.1399)
GS	-0.7102 (0.4379)	-0.3400 (0.5332)	-3.2163*** (0.6750)	-3.4944*** (0.7591)
FF	0.0665 (0.0439)	0.0523 (0.0439)	0.0380 (0.0326)	0.0400 (0.0361)
OP	-0.0291** (0.0130)	-0.0286** (0.0129)	-0.0482** (0.0216)	-0.0522** (0.0208)
MI	-0.0606*** (0.0165)	-0.0626*** (0.0171)	-0.0645** (0.0325)	-0.0827** (0.0390)
截面数	31	31	31	31
样本数	366	366	400	400
估计方法	差分 GMM	差分 GMM	系统 GMM	系统 GMM

注: (1) ***、** 和 * 分别表示回归系数在 1%、5% 和 10% 的水平下显著, 下同; (2) 括号内数字代表稳健标准差, 下同; (3) GMM 回归需要确定被解释变量的滞后阶数, 本文同样估计了滞后 2 阶的方程, 但是并不显著, 因此取 1 阶滞后; (4) 由于市场化指数数据范围是 1997-2009 年, 并且 1994-1997 年四川和重庆的腐败数据存在缺失 (重庆 1997 年正式被列为直辖市), 因此本文在实际回归中样本范围取 1997-2009 年, 并且删除了部分缺失数据的样本; (5) 为简化起见, 回归结果中没有报告常数项。

首先, 在模型 1 和模型 2 中我们发现, 滞后一期腐败变量的回归系数十分显著, 上一期腐败程度每上升 1%, 本期腐败程度将上升 0.47% - 0.49%, 即中国腐败现象确实存在较强的“传染效应”。腐败是一个连续的过程, 腐败现象较为严重的地区可能会面临长期的腐败问题, 而廉洁程度较高的地区腐败程度往往会在长期维持的较低水平。产生这一现象的主要原因在于, 腐败是一种受关注度和影响相对较高的社会行为, 对当地社会群体的政治偏好和主观感知具有持续的影响。在腐败程度较高的地区, 民众会在潜意识里接受其所处地区的腐败现象和政治风气, 对腐败活动的厌恶程度可能会有所降低, 同时也认为当地对腐败的惩

处概率较低, 久而久之民众的心理预期会影响到其行为 (检举腐败) 进而会助长腐败; 反之, 在廉洁程度较高的地区, 民众会认为当地政府惩处腐败的概率较高, 进而也会积极地参与腐败行动, 自然在较长时期也容易形成较低的腐败容忍度和良好的社会反腐风气。我们进一步结合近年来典型地区的腐败案例印证本文实证得出的“传染效应”, 具体使用样本期内腐败程度和十八大以来山西省、辽宁省和四川省的腐败案例进行对比分析。十八大以来, 山西省成为腐败立案最为频发的省份, 落马的省部级官员数量为全国最多, 2014 年山西省发生了官场大地震, 共有省部级官员 7 人、厅级官员 30 人以及其他级官员 330 人被立案调查。同

样 2016 年辽宁省对 2011 年省委常委换届选举和 2013 年人大代表选举贿选案进行处理,其中有 45 名当选的全国人大代表拉票贿选,有 523 名辽宁省人大代表涉及贿选;2015 年四川省也对南充拉票贿选案进行处理,涉案人数 477 人,涉案金额达 1 671.9 万元。从样本期内上述省份的腐败程度来看,山西省、辽宁省和四川省每万名公职人员立案案件数平均水平分别高达 28.34 和 30,高于大部分省份。上述对比分析表明,我国地区腐败是长期形成的,具有连续的“传染效应”,前期腐败程度较高的地区,在今后一段时期其腐败程度也往往较高。从另一个方面来看,前期腐败程度较低的地区,后期腐败程度也往往较低,比如样本期内北京市和西藏自治区的平均腐败水平最低,分别为 14 和 7,十八大以后这两个地区落马的省部级官员数量均为 1 人,也均未发生大规模的腐败案件。

其次,我们考察土地财政对腐败的影响。总体来看,土地财政规模的扩大可以加剧腐败程度,一定程度表明土地财政是中国财政分权体制下地方官员发生腐败的主要经济途径之一。但是,在模型 1 中土地财政的回归系数并不显著,可能原因在于土地财政的腐败效应受到其他变量的影响,其中城镇化变量值得关注。一方面,土地财政和城镇化进程息息相关,其本身就是城镇化发展过程的重要环节,另一方面,从地方官员“晋升锦标赛”的思路出发,可以发现土地财政和城镇化均是地方政府实现地方经济高速发展以及跑赢“末位淘汰赛”的关键所在。因此,在模型 2 中,我们加入了土地财政和城镇化的交叉项,验证这一假设。可以发现,交叉项的回归系数十分显著,即土地财政和城镇化共同影响着地方官员腐败行为,而以城镇化发展为目标的地方政府其土地财政对腐败的影响程度会得到进一步强化,其内在逻辑在于,追求城镇化和经济高速发展的地方政府势必会通过土地财政攫取更高的财政收入和实现更快的城市土地面积增长。从模型 3 和模型 4 来看,土地财政的回归系数至少在 5% 的水平下显著,土地财政规模每提升 1%,将影响腐败程度提高 0.19%,这一结果一方面表明土地财政对腐败的影响效应明显,另一方面也表明就本文使用的实证数据而言,系统 GMM 估计方法较为理想。

最后,从控制变量来看,模型 1 至 4 的估计结果十分接近。其中,城镇化本身对于腐败的影响并不明显,但是城镇化可以通过对土地财政的作用进而影响腐败,即二者对腐败的影响存在“合力效应”。城镇化和土地财政对腐败影响的“合力效应”成因在于,一方

面,城镇化发展是地方政府绩效考核的指标之一,通过建设用地出让和房地产开发促进城镇化发展不仅可以增加地方财政收入,而且可以有效完成城镇化率指标,对地方政府而言可以实现“双赢”,其中土地出让环节极易滋生腐败;另一方面,在城镇化发展过程中,城市土地存量紧张,新增用地和旧城改造的需求变得越来越迫切,地价升值带来了巨大的利益诱惑,在上述过程中,政府官员不断介入,使用利益捆绑的模式和房地产开发商形成利益结盟,以此制造了寻租和腐败空间。从典型案例来看,根据中央巡视组的反馈,十八大以后前三轮被巡视的 21 个省份中,有 20 个省份发现了房地产业腐败,占比高达 95%,其中,领导干部在土地出让、房地产开发、工程项目等领域贪污受贿问题突出,一半以上的省部级落马官员和土地财政以及房地产业密不可分。上述现象发生的逻辑是:在城镇化进程中,在一些人口集聚度较高的大中型城市,土地正成为价值快速上升的稀缺资源,多数地方政府名义上进行土地招标,但实际上却为特定的企业输送利益,通过私下协议出让土地,以此为条件谋取大量私人利益进而发生腐败。总体来看,具体案例和分析均证明了城镇化是土地财政和腐败发生的推手之一,即城镇化和土地财政对腐败的影响存在“合力效应”。

其他控制变量的回归结果表明:经济发展水平的提升可以有效抑制腐败,这一结果与现有文献的研究结论吻合,即经济增长所带来的政府和公共治理的改善、财政制度的完善以及监督约束的强化可以从多个方面有效改善腐败发生的环境,进而抑制腐败的滋生;政府规模的扩大一定程度可以缓解地方腐败现象,表明我国地方政府规模的扩张不是导致地方官僚腐败的诱因,而诸如土地财政等战略型政策取向才是导致腐败的主要因素,反之,地方政府规模的有序扩张可以通过提升地方经济发展水平、强化监督机制等途径减少腐败的发生;财政自由度对腐败的影响并不显著,其可能原因是我国的财政分权体制保证了地方政府财政的足够自由,即地方财政的独立性和财政自主决策几乎不受中央政府的影响,因而在统计和计量方面财政自由度对腐败的影响较弱;对外开放程度和市场化程度的提升对腐败具有明显的抑制作用,这一结果与多数现有文献的观点一致,即市场化带来的对地方政府行政边界的控制和权力的约束以及对外开放带来的经济发展水平的提升、国民人力资本的提振和反腐意识的增强,将对腐败产生积极的约束作用。

四、稳健性检验

为了确保实证结果的可靠性,下面通过替换核心解释变量、扩展样本区间和子样本回归三种方法进行稳健性检验 稳健性结果及分析如下:

(1) 替换核心解释变量。上文中,我们使用了房地产开发企业投资完成额进行估计,下面我们分别以房地产企业土地购置费用和房地产企业土地购置面积为解释变量进行回归。从回归结果来看(表2和表3),腐败现象的“传染效应”有所减弱,即上一期腐败程度每

上升1% 本期腐败程度的上升幅度由0.47% -0.49% 分别降为0.28%和0.39%,但这一结果依旧证明了腐败“传染效应”的明显存在;而土地财政对腐败的加剧效应也显著成立,土地财政规模每上升1%,腐败程度将提高0.10% -0.23%。

(2) 扩展样本区间。由于市场化程度变量样本区间较短(1997-2009年),导致模型样本区间的局限性,因此,去除市场化程度变量后将样本区间扩展至1997-2011年进行回归。表4的实证结果表明:腐败现象的“传染效应”依然存在,且“传染效应”的强度基本维持

表2 以房地产企业土地购置费用为解释变量的稳健性检验结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
CO(-1)	0.2815 ^{***} (0.1269)	0.2882 ^{***} (0.1274)		
LF	0.0553 [*] (0.0346)	0.0016 (0.0382)	0.1008 [*] (0.0549)	0.1246 [*] (0.0425)
UI	0.4732 (0.6256)	1.0837 (0.7202)	-0.7097 (0.6878)	-0.3636 (1.3214)
LF* UI		0.1728 [*] (0.1024)		-0.0722 (0.2350)
GDP	0.0226 (0.1553)	0.0479 (0.1612)	-0.2633 ^{***} (0.1062)	-0.2589 ^{***} (0.1077)
GS	-0.7263 (0.6071)	-0.9068 (0.5901)	-2.5617 ^{***} (0.6920)	-2.5462 ^{***} (0.6758)
FF	0.0136 (0.0196)	0.0285 (0.0194)	-0.0226 (0.0394)	-0.0183 (0.0435)
OP	-0.0574 (0.1878)	-0.0537 (0.1911)	0.0320 (0.2024)	0.0448 (0.2020)
MI	-0.0918 ^{***} (0.0278)	-0.0959 ^{***} (0.0287)	-0.0137 (0.0585)	-0.0158 (0.0581)
截面数	31	31	31	31
样本数	217	217	248	248
估计方法	差分 GMM	差分 GMM	系统 GMM	系统 GMM

表3 以房地产企业土地购置面积为解释变量的稳健性检验结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
CO(-1)	0.3951 ^{***} (0.1123)	0.3976 ^{***} (0.1137)		
LF	0.0216 (0.0264)	0.0088 (0.0480)	0.1347 ^{***} (0.0452)	0.2290 ^{***} (0.0791)
UI	-0.0958 (0.4930)	-0.6476 (0.8157)	-0.7611 (0.6011)	1.0249 (1.5387)
LF* UI		0.0874 [*] (0.0447)		0.2915 (0.2194)
GDP	-0.0564 (0.0904)	-0.0523 (0.0905)	-0.1245 [*] (0.0649)	-0.1275 [*] (0.0683)
GS	-0.7005 [*] (0.4037)	-0.7372 [*] (0.3918)	-32.0804 ^{***} (0.5201)	-2.1451 ^{***} (0.0507)
FF	0.0362 (0.0242)	0.0382 (0.0237)	-0.0212 (0.0272)	-0.0069 (0.0275)
OP	-0.0949 (0.1297)	0.0977 (0.1321)	0.0839 (0.2160)	0.1371 (0.2336)
MI	-0.0656 ^{***} (0.0191)	-0.0655 ^{***} (0.0191)	-0.0404 ^{**} (0.0388)	-0.0408 ^{**} (0.0379)
截面数	31	31	31	31
样本数	310	310	341	341
估计方法	差分 GMM	差分 GMM	系统 GMM	系统 GMM

表4 扩展样本区间的稳健性检验结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
<i>CO</i> (-1)	0.4856 ^{***} (0.0803)	0.4831 ^{***} (0.0814)		
<i>LF</i>	0.0209(0.0314)	0.0158(0.0340)	0.1070 [*] (0.0569)	0.1213 ^{**} (0.0513)
<i>UI</i>	0.4112(0.4857)	0.2448(0.8801)	-0.4184(0.5344)	0.5477(1.1515)
<i>LF* UI</i>		0.0315 ^{***} (0.0124)		0.1367(0.1422)
<i>GDP</i>	-0.1688 ^{***} (0.0627)	-0.1799 ^{***} (0.0637)	-0.2128 ^{**} (0.0840)	-0.1742 [*] (0.1028)
<i>GS</i>	-0.4808 ^{**} (0.2395)	-0.4450 [*] (0.2389)	-2.3520 ^{***} (0.5473)	-2.3129 ^{***} (0.5038)
<i>FF</i>	0.0731(0.0479)	0.0718(0.0479)	-0.0091(0.0339)	-0.0036(0.0332)
<i>OP</i>	-0.0220 ^{***} (0.0083)	-0.0218 ^{***} (0.0082)	-0.0508(0.0322)	-0.0496(0.0303)
截面数	31	31	31	31
样本数	484	484	546	546
估计方法	差分 GMM	差分 GMM	系统 GMM	系统 GMM

表5 基于子样本(去除四川和重庆)回归的稳健性检验结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
<i>CO</i> (-1)	0.5134 ^{***} (0.0895)	0.4934 ^{***} (0.0890)		
<i>LF</i>	0.0421 [*] (0.0249)	0.0128(0.0328)	0.1821 ^{**} (0.0749)	0.1779 ^{**} (0.0744)
<i>UI</i>	0.5537(0.5635)	-0.9511(0.8994)	-0.3175(0.6041)	-1.8684(1.7244)
<i>LF* UI</i>		0.2663 ^{***} (0.1030)		0.2369(0.3077)
<i>GDP</i>	-0.0658(0.0705)	-0.1669 ^{**} (0.0809)	-0.1689 [*] (0.0917)	-0.2286(0.1413)
<i>GS</i>	-0.5235(0.5195)	-0.2786(0.5166)	-3.1001 ^{***} (0.6873)	-3.4084 ^{***} (0.8001)
<i>FF</i>	0.0238(0.0197)	0.0179(0.0212)	0.0323(0.0331)	0.0358(0.0366)
<i>OP</i>	-0.0287 ^{**} (0.0126)	-0.0282 ^{**} (0.0124)	-0.0488 ^{**} (0.0211)	-0.0529 ^{***} (0.0200)
<i>MI</i>	-0.0586 ^{***} (0.0157)	-0.0625 ^{***} (0.0161)	-0.0560 [*] (0.0334)	-0.0768 [*] (0.0420)
截面数	29	29	29	29
样本数	346	346	376	376
估计方法	差分 GMM	差分 GMM	系统 GMM	系统 GMM

稳定,即上一期腐败程度每上升1%,本期腐败程度的上升幅度为0.48%,处于0.47% - 0.49%之间;同时土地财政对腐败的影响方向也与基准结果一致,但影响程度有所减弱,即土地财政规模每上升1%,腐败程度的提高幅度由0.19%降为0.10% - 0.12%。

(3) 子样本回归。由于重庆1997年正式从四川省划出,被列为直辖市,因此四川和重庆1994 - 1997年数据存在缺失,并且直辖市划分可能对其他年份的数据质量也存在一定影响,因此我们去除四川和重庆两个截面进行稳健性检验,结果见表5。可以看出,腐败现象的“传染效应”的强度和基准回归结果基本保持一致,上一期腐败程度每上升1%,本期腐败程度的

上升幅度为0.49% - 0.51%;土地财政的腐败效应也与基准结果一致,土地财政规模每上升1%,腐败程度将提高0.18%(基准回归结果为0.19%)。

综上,三个稳健性检验结果和上文回归模型结论基本一致,这表明本文的实证结果是稳健的。

五、结论

自1994年分税制改革以来,伴随着城镇化的快速发展,中国地方政府土地财政规模日益膨胀,腐败现象也与之同时出现并且愈发严重。那么,地方政府土地财政与腐败之间存在着怎么样的关联性?土地财政是否成为诱发腐败的主要经济途径?本文利用1994 -

2011年中国的省际动态面板数据,实证分析土地财政的腐败效应,为科学地认识上述问题提供经验证据,同时为更为全面地理解中国腐败现象的经济学成因提供一个新的视角。

本文研究得出的主要结论如下:首先,腐败现象具有显著的“传染效应”,在腐败严重的地区极易形成腐败“棘轮效应”,即腐败不是官员的个体现象,而是一种群体化的社会现象,现阶段的腐败会进一步加剧未来时期的腐败程度,因而腐败严重的地区其治理难度无疑会明显加大。其次,土地财政规模的扩张显著加剧了地方政府的腐败程度,即证明了土地财政是地方政府在追求“政绩”和赢得“晋升锦标赛”过程当中诱发腐败的主要经济途径之一,盲目地追求城市建设用地扩张以及“乱拆乱建”和“暴力拆迁”的现象屡见不鲜,这种发展模式业已成为滋生腐败的“温床”。第三,土地财政与城镇化发展密切相关,地方追求城镇化的快速发展目标一定程度加剧了土地财政对腐败的影响,同时也造成了土地城镇化快于人口城镇化的“畸形”城镇化发展模式。最后,本文研究进一步证实,地方经济发展水平的提升、政府规模的有序扩大、对外开放程度和市场化程度的提升有助于抑制腐败问题的发生。

基于上述认识,为提升我国腐败治理的有效性,本文得出以下的政策启示:第一,腐败是一种群体化的社会现象,应通过法制建设、政治宣传以及加大惩处力度等途径改变腐败严重地区的公众预期,降低公众对腐败行为的容忍度,净化政治风气,进而弱化地区腐败的“传染效应”。第二,无论如何,分税制改革和土地财政一定程度促进了地区经济的快速增长,但其引发的腐败问题需要通过完善地方政府绩效考核制度和强化监督来有效解决。一方面,要完善地方政府绩效考核体系,不再过分强调经济增长和城镇化发展速度,而应当重视地方土地有效供给和使用效率,弱化地方政府汲取土地收入的能力;另一方面,应强化对地方土地使用的监督,确保在城市建设用地征用过程中做到公开、公正、公平,坚决查处“黑箱交易”和“权钱交易”等腐败行为。第三,应继续通过扩大对外开放和完善市场化程度等途径提升地方的经济发展水平,使经济资源得到合理配置,利用充分的信息对称手段,建立更为有效的责权透明机制,避免金钱权力体系的形成和寻租空间的扩大,进而在一定程度上抑制腐败发生。

诚然,土地财政仅仅是诱发地方腐败的经济途径之一,在本质上,土地财政带来的腐败是由中央-地方

财政体制的不完善所致。客观来看,无论土地财政带来的负面效应如何,分税制都是一个合理化、突破性的制度变革,其建立了中央-地方稳定的财政制度框架,促进了中国经济的快速增长,而腐败可以看作是制度变革带来的“副作用”。因此,未来如何完善现有的财政体制,从根源上杜绝腐败现象的发生,是一个值得研究的重要课题。同时,伴随经济结构和环境的变化,相关资源性领域的腐败机理更加错综复杂。尤其在以人为核心的新型城镇化进程中,随着对土地等资源自由流转和劳动力迁移定居资格管制的放宽,党、政府、企业和个人等经济主体间的联动关系和权责机制日趋复杂,如何打破双轨制经济中关键角色之间的腐败关系并建立行之有效的反腐手段也是需要深入研究的另一课题。

[参 考 文 献]

- [1] KAPSTEIN E B. World Development Report: The State in a Changing World[J]. World Policy Journal, 1998, 15(1): 99-107.
- [2] 周丽娟. 不想腐不能腐不敢腐的有效机制构建研究[J]. 山西财经大学学报, 2015(S1): 113-114.
- [3] ACKERMAN B. Private Property and the Constitution[M]. Yale University Press, 1978: 89-96.
- [4] LIPSET S M, LENZ G S. Corruption, Culture and Markets[J]. Culture Matters: How Values Shape Human Progress, 2000: 112-124.
- [5] FISMAN R, GATTI R. Decentralization and Corruption: Evidence from US Federal Transfer Programs[J]. Public Choice, 2002, 113(1): 25-35.
- [6] GLAESER E L, SAKS R E. Corruption in America[J]. Journal of Public Economics, 2006, 90(6): 1053-1072.
- [7] TREISMAN D. What Have We Learned about the Causes of Corruption From Ten Years of Cross-national Empirical Research? [J]. Annual Review of Political Science, 2007, 10: 211-244.
- [8] 周黎安, 陶靖. 政府规模, 市场化与地区腐败问题研究[J]. 经济研究, 2009(1): 57-69.
- [9] 王琳森. 正确对待干部交流[N]. 人民日报, 2009-07-06(04).
- [10] 陈刚, 李树. 官员交流, 任期与反腐败[J]. 世界经济, 2012(2): 120-142.
- [11] 方晋. 腐败决定因素的实证分析[J]. 经济科学, 2004(1): 55-64.
- [12] 刘勇政, 冯海波. 腐败, 公共支出效率与长期经济增长[J]. 经济研究, 2011(9): 17-28.

- [13] 罗也晓,段龙龙,胡春. 财政分权,政府规模扩张与官员腐败——基于中国省际动态面板数据的研究[J]. 上海经济研究,2015(1):59-68.
- [14] 杨圆圆. “土地财政”规模估算及影响因素研究[J]. 财贸经济,2010(10):69-76.
- [15] 朱富强. 如何健全我国的财政分权体系——兼论土地财政的成因及其双刃效应[J]. 学术评论,2012(3):33-45.
- [16] 马萍. 征地拆迁腐败:城乡一体化进程中需着力解决的重点[J]. 红旗文稿,2013(9):22-23.
- [17] 樊纲,王小鲁,朱恒鹏. 中国市场化指数——各地区市场化相对进程报告 2011 [M]. 北京:经济科学出版社,2011:12-34.
- [18] ARELLANO M, BOND S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations [J]. The review of economic studies, 1991, 58(2):277-297.
- [19] BLUNDELL R, BOND S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models [J]. Journal of econometrics, 1998, 87(1):115-143.
- (责任编辑:张江洋)

Empirical Study of Land Finance and the Corruption effect in China's Urbanization

QI Hongqian^{1,2}, XI Xuwen², CAI Zhigang²

(1. Center for Quantitative Economics, Jilin University, Changchun 130012, China;

2. School of Business, Jilin University, Changchun 130012, China)

Abstract In the process of China's urbanization, both the scale of land finance and the phenomenon of corruption are expanding rapidly in recent years. On the base of China's Provincial DPD and GMM method, this paper makes an empirical analysis of corruption effect of land finance. The result shows that land finance is the main economic way to induce corruption in the process of pursuing "performance" and winning "championship competition" for local governments. Aiming at pursuing the rapid development of urbanization, the corruption effect of land financial is accelerating locally. Meanwhile, the corruption has shown a remarkable "contagion effect". Therefore, Corruption from land finance can be regarded as a "byproduct" caused by the Tax-sharing system reformation. To avoid the occurrence of corruption from the source, people should improve the existing central-local classification financial system as well as strengthen political supervision and local fiscal transparency.

Key words Land Finance; Corruption; Tax-sharing System; Urbanization

(上接第 54 页)

- [20] KOTHARI S P, LI X, SHORT J E. The effect of disclosures by management, analysts, and business press on cost of capital, return volatility, and analyst forecasts: a study using content analysis [J]. The Accounting Review, 2009, 84(5):1639-1670.
- (责任编辑:张江洋)

Research on the Effect of XBRL Financial Report from the Audit Perspective

TIAN Gaoliang^{1,2}, FENG Hua^{1,2}, SI Yi^{1,2}

(1. School of Management, Xi'an Jiaotong University, Xi'an 710049, China;

2. Experiment Center for Management Teaching & Learning, Xi'an Jiaotong University, Xi'an 710049, China)

Abstract Based on the data provided by listed companies, from the audit perspective, applying fixed effect model, this paper makes an empirical test on the effect of XBRL in Chinese capital market. The result shows that the implementation of XBRL financial report can effectively improve the audit quality and audit fees, reduce the abnormal audit fees, simultaneously, corporate governance as a mediator makes some positive impact on the effect of XBRL financial report.

Key words XBRL; audit quality; audit fees; corporate governance