

中国式分权、标尺竞争与 财政农业支出 ——基于动态面板数据模型的系统 GMM 实证

李雪松^{a,b}

(重庆大学 a. 经济与工商管理学院; b. 公共管理学院, 重庆 400044)

摘要:文章将财政分权、政府竞争与财政农业支出架构在统一的分析框架下,利用 1988-2010 年省级面板数据模型计量分析得出:财政分权在样本区间内促进了地方政府财政农业支出,具有正效应,但跨时与区域差异明显。财政分权与政府竞争的交互项阻碍了地方财政农业支出,在东部更加显著,模型加入政府膨胀程度、城市化、经济发展水平等变量后,回归结论保持稳健。另外,地方政府财政农业支出具有明显的累积效应,受宏观经济政策驱动明显,但是这种驱动力正在减弱。

关键词:财政分权;政府竞争;财政农业支出;面板模型

中图分类号:F812.8

文献标志码:A

文章编号:1008-5831(2013)04-0038-06

一、问题与文献综述

中国的分权改革被普遍认为是引致经济增长奇迹的一个关键性制度安排。国内关于财政分权的研究,主要集中在财政分权与经济增长方面,已有大量学者对此进行了研究^[1-4],但是将财政分权、政府竞争与地方政府财政农业支出三者纳入统一的分析框架进行研究,成果较少,在少数几项研究中,结论也不一致。傅勇、张晏^[5]认为中国的财政分权以及基于政绩考核下的政府竞争,导致地方政府公共支出结构“重基本建设、轻人力资本投资和公共服务”的明显扭曲,1994 年分税制后的一系列重要改革并没缓解这种情况。陈安平^[6]指出如果在地方财政支出水平上升的同时,使科学教育和农业支出,特别是科学教育支出在总支出中的比重得以增加,将有可能在保持经济高速增长的同时,使城乡收入差距缩小。续竞秦^[7]认为财政分权对地方财政农业支出具有显著正效应,但主要发生在东部和西部,政府竞争对中部地区农业支出具有负效应。李晓嘉^[8]研究表明,财政分权并未有效促进地方政府预算内财政农业支出的增长,受官员政绩考核的影响,财政分权对经济性支出的正向影响最为显著,对社会性支出也有正向影响,但对转移性支出影响不明显。

财政农业支出是地方政府促进农业经济增长,建设现代农业的主要资金渠道。基于公共选择学派的假设,政府完全有可能基于个体理性与追求自身利益的最大化目标,通过预算软约束^[9],将有限的财政资源配置到高产出、高收益的

收稿日期:2012-12-25

基金项目:中央高校基本科研业务费(CQDXWL-2012-053)

作者简介:李雪峰(1979-),男,重庆大学公共管理学院教师,经济与工商管理学院博士研究生,主要从事公共经济、农业管理研究。

产业部门,进而挤占农业部门的支出,形成财政支出结构的扭曲效应。在财政分权、政府竞争的影响下,地方政府是否有足够的动力和激励增加财政农业支出?这是一个富有研究价值、值得深入探讨的论题。本文尝试将以上问题作为研究主题。论文的内容结构设计安排如下:第二部分从制度层面,对财政分权、政府竞争与财政农业支出进行理论分析,构建理论分析框架并提出研究假设;第三部分介绍模型设定、数据说明与回归使用的方法;第四部分讨论经验分析的结果并进行解释;最后是研究结论与政策启示。

二、理论框架与研究假设

经典的财政分权理论是以蒂布特(Tiebout)、奥茨(Oates)和马斯格雷(Musgrave)等为代表^[10],其主要观点是中央与地方政府对居民的偏好存在信息上的不对称,地方政府具有信息优势,由其来提供公共产品可以更好地满足辖区居民的需求偏好。其次,在财政分权的制度安排下,地方政府因政治经济利益上的考量,在资源的争夺上会展开激烈竞争,即财政竞争或政府竞争。通过财政分权、财政竞争、居民的流动与“用脚投票”等机制,相对于中央政府,地方政府官员能够更好地提供和满足符合纳税人(投票者)偏好的公共产品。

传统的财政分权理论假设政府是“仁慈的公共利益守护者”,这种假设和推论或许过于理想化:其一,地方政府若基于个体理性,是否有足够的动力提供满足地方居民偏好的公共产品;其二,辖区间公共产品的外溢性普遍存在,居民的流动又不可能无成本,财政分权可能会导致地方政府间的恶性竞争。针对这些问题,第二代财政分权理论认为既然政府官员是理性的经济人,就有可能从政治决策中追求政府规模的最大化,进而产生寻租与腐败行为,即政府行为也有私利,而不是无条件地最大化社会福利^[11-12]。

中国自改革开放,特别是1994年分税制改革以来,已经表现出明显的财政分权趋势(图1)。但是中国的财政分权制度与国外的财政分权存在较大差异。中国的财政分权是政治上高度集权与经济上适度分权的耦合,即一方面中央政府对地方政府在政治任命、官员考核上具有绝对的权威^[13],另一方面地方政府作为理性的经济人,在有限任期和以GDP为绩效考核的压力下,会展开“标尺竞争”和“打到底线的竞争”^[4,14],特别注重招商引资、基础设施、房地产等领域的投资。在地方政府官员与辖区居民之间缺乏有效的偏好显示机制和公共选择约束之下,财政分权很可能造成地方政府自身规模的膨胀与政府间的“恶性竞争”,引致其行为出现异化与商业化。就本文的研究基点来看,地方政府间的标尺竞争很可能通过预算的软约束,将财政资源投入到周期短、见效快的高税收部门,相对减少对农业部门的投入,

从而形成财政支出结构的弱农化偏向。

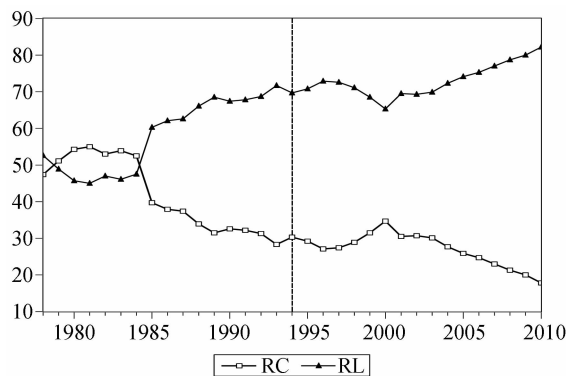


图1 中央(RC)与地方(RL)财政支出比重

同时,中国的分权又具有独特的城乡二元经济特征,户籍制度、教育、医疗等公共产品供给差异与拥挤性在某种程度上又严格限制着居民流动,特别是农村居民基于福利偏好的自由流动,即中国式分权制度供给失衡,缺乏真正意义上的“用脚投票”“用手投票”机制^[15]。在中国,农业总体上是弱质产业,但同时又是国民经济的基础产业与战略产业,农业在农民增收、劳动力迁移和就业、物价与宏观经济稳定等方面发挥着决定性的基础作用。基于此,中央政府历来重视农业,将“三农工作”、城乡统筹、新农村建设等作为考核地方政府及其官员政绩的重要指标。考虑到中央政府政绩考核的压力和创造标尺竞争的有利条件,地方政府及其官员也有可能对农业给予特别的关注与保护,如在任期内扩大农业财政投资,积极推动农业经济增长,以期做出更多“政绩”,获得上级政府的“垂青”。

通过以上理论框架与内在机理的分析,本文拟提出以下研究假设。

假设1:面对政治晋升与中央政府绩效考核的压力,地方政府具有发展农业的激励与压力,财政分权能够促进地方政府的财政农业支出,但具有跨时与区域差异特征。

假设2:在财政分权与高税收的刺激下,地方政府间具有激烈竞争FDI的冲动。财政分权与标尺竞争的交叉影响造成财政支农支出不具有稳定性。

假设3:地方政府的财政农业支出与经济发展水平之间存在倒U型曲线关系。

下文尝试通过建立动态面板数据模型对上述假设进行经验验证,进而揭示财政分权、地方政府竞争对财政农业支出的动态影响效应。

三、模型设定、数据说明与回归方法

(一)模型设定

在理论分析基础之上,构造如下动态面板数据模型:

$$RARG_{it} = \alpha + \rho RARG_{it-1} + \beta_1 FD_{it} + \beta_2 COM_{it} + \beta_3 FDCOM_{it} + \gamma X + \eta M + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it}$$

计量模型中*i*和*t*分别表示第*i*个省份第*t*年的样本观测值。参数 α_{it} 表示模型的截距项, β_{it} 表示对

应于解释变量的系数向量, $\varepsilon_{i,t}$ 为误差扰动项, 满足相互独立、零均值、等方差为 σ_ε^2 的假设^[16]。被解释变量 RARG 是第 i 省第 t 年省级预算内财政支出中农业支出所占的比重, 因上一期的支出会对下一期产生影响, 为使模型设定更加符合经济运行的实际, 解释变量中引入被解释变量的滞后项。选取测度中国财政分权程度的指标存在一定争议, 鉴于目前研究并未取得一致意见, 为提高模型的稳健性, 本文使用两项指标^①, 一是国际通行的标准 FD_1 ^②, 将人均各省级财政支出占总财政支出(人均各省份本级财政支出与人均中央本级财政支出总和)的比值作为财政分权水平。二是采用傅勇、张晏^[5]的财政分权指标 FD_2 , 即各省预算内人均本级财政支出与中央预算内人均本级财政支出的比值。根据瓦格纳法则(Wagner's Law), 政府支出规模与人口数量两者之间可能存在正向关系, 为剔除人口规模的影响, 对上述指标进行了人均化处理。关于刻画政府标尺竞争指标 COM 的选取, 本文考虑如下: 地方政府使用财政政策工具(税收减免、税收优惠等)吸引外商直接投资 FDI 是地方政府间的主要竞争行为, 所以使用各省级政府吸引的 FDI 占全国当年 FDI 的比重来表示政府竞争程度^[17-18], 并利用人民币汇率(年平均价)进行了换算。另外, 地方政府财政农业支出可能受到财政分权与政府竞争的双重影响, 产应叠加效应, 为捕捉这种效应, 在模型中引入两者的交互项 $FD \cdot COM$ 。引入交叉乘积项不仅能够反映经济变量之间的内在互动机制, 而且有助于消除变量间的内生性问题^[19]。FD, COM 和 $FD \cdot COM$ 为本文主要关注的核心解释变量。

考虑到各地区经济发展水平是影响财政农业支出规模的重要因素, 两者可能呈现倒 U 型特征, 于是在 X 中引入各省实际人均 PGDP 和 $PGDP^2$ 作为经济发展水平的代理变量, 以检验财政农业支出与经济发展水平之间是否具有非线性特征。

M 为影响财政农业支出的其他控制变量组, 根据公共选择理论政府理性经济人的假设, 地方政府除了参与追求更高税收的标尺竞争外, 还有可能追求自身更高预算支出的偏好, 例如“三公经费”。由于政府财政支出项目之间具有此消彼长的竞争性, 政府自身消费支出增加, 势必相对减少支农支出。为了考察这种机制, 研究引入政府膨胀程度变量(INF), 使用各地区的行政管理费支出占财政支出的

比重来反映^③, 预计有负向影响。

改革开放以来, 中国经济呈现出明显的转型特征, 各地区的产业结构差别可以集中体现这种经济体制的变革。同时, 这种差别可能使地方政府的财政支出结构发生程度不同的偏向^[5]。本文使用国有经济单位职工占总职工人数的比重(SOU)反映各地区的经济体制变革状况。另外, 随着城市化水平(URB)的提高, 地方政府可能实行城市倾向的经济政策, 进而影响财政支农支出, 使用非农业人口占总人口的比重作为城市化水平的代理变量, 预计有负向影响^[20]。研究增加时间虚拟变量 DUM94(1994 年以后设置为 1, 其他设置为 0)和 DUM05(2005 年以后设置为 1, 其他设置为 0), 分别表示分税制改革、新农村建设宏观经济政策变量对地方政府财政农业支出的影响, 也可反映地方政府落实中央政策导向的执行绩效。

(二)数据来源与回归方法

摘取 1988 - 2010 年省级面板数据进行实证检验, 数据来自《中国统计年鉴》《中国财政年鉴》《新中国六十年统计资料汇编》, 数据缺失部分由相关省份统计年鉴补足^④。1997 年重庆直辖, 通常的做法是将四川和重庆数据进行合并, 这会造成四川数据估计非真实有效, 故直接将两省数据剔除。同时因西藏数据缺失严重, 所以研究样本是中国大陆 28 个省区市的平衡面板数据, 不包括港澳台地区, 使用 Stata 软件进行实证检验。面板回归方法使用系统广义矩估计(System - GMM)^⑤, 该方法可以很好地解决模型中存在的变量内生性问题, 克服动态面板偏差(dynamic panel bias), 提高估计效率。由于本文动态面板数据样本容量相对较少, 为克服小样本偏差, 采取 Onestep - System - GMM 回归。

四、实证结果与解释

(一)财政分权、标尺竞争及其交互项

表 1 各方程 AB(2) 检验和 Sargan 检验统计量都不显著, 说明模型不存在序列相关与工具变量的过度识别问题, 回归结果具有稳健性。模型(1)和模型(3)聚焦核心解释变量, 从全样本来看, 地方政府的财政农业支出呈现显著的累积效应, 即上一期的投入对下一期具有重要影响。财政分权指标 FD_1 与 FD_2 具有统计上的显著性, 说明财政分权对地方财政农业支出具有明显的正效应, 模型(2)在加入控制变

①财政分权指标也可以使用预算外与预算内的财政支出规模来衡量, 但是鉴于财政农业支出在《中国统计年鉴》《中国财政年鉴》各省预算外资金分类项目中并未反映, 所以未使用该指标。

②乔宝云(2002), 殷德生(2004), 周业安, 张泉(2008)也使用了类似的做法。

③2007 年以后为“一般公共服务”支出。因各省财政支农数据的可得性与保证平衡面板数据, 所以样本区间为 1988 - 2010 年。系统 GMM 的 Stata 命令为: `xtldpdsys depvar[indepvars], lag(P) maxldep(q) twostep vce(robust) pre(varlist) endogenous(varlist) inst(varlist)`

④王守坤, 任保平(2009)也做了类似的 Onestep - System - GMM 回归。

⑤由模型(1)到(7)为提高稳健性, 分别进行了 FD_1 和 FD_2 回归, 因加入控制变量后, 回归结果差别不大, 实证分析报告主要依据 FD_1 进行说明; 模型(5)到模型(7) FD_2 回归结果备索。

量后,财政分权度这个变量在 10% 的显著性水平下仍然拒绝了原假设,部分证实了研究假设 1。说明在多重控制变量的影响下,地方政府并没有忽视财政农业投入。虚拟变量 DUM94 的显著性也再次证明了分税制后的财政分权制度促进地方财政农业支出的有效性。

对此可能的解释是,农业是基础产业,地方政府加强对农业的财政投入,有助于农业和农村经济的稳定与发展,有利于促进就业,稳定物价和缓解城乡收入差距。同时,中央政府一直重视农业,特别是减

免农业税、统筹城乡发展、建设新农村和现代农业等重要战略措施实施以来,加大了对农业的持续投入,可能对地方政府的财政农业投入产生了引导、挤入效应。同时,中央政府历来将农业作为地方政府绩效考核的重要指标,实行“米袋子”省长负责制、“菜篮子”市长负责制,三农工作的成效在很大程度上影响地方官员的升迁。总之,中央政府重视农业的激励机制与政绩考核使地方政府和官员既有“动力”又有“压力”。

表 1 动态面板模型系统 GMM 回归结果

解释变量	全国样本				东部	中部	西部
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	(模型(4))	模型(5)	模型(6)	模型(7)
RARG _{i,t-1}	0.4282 *** (0.1785)	0.3007 *** (0.1223)	0.4827 *** (0.1633)	0.3727 ** (0.1458)	0.2803 (0.1783)	0.9511 *** (0.1091)	0.0151 * (0.0322)
FD ₁	0.6310 *** (0.7758)	0.5591 * (0.2861)			4.8236 * (21.5393)	0.1835 (0.9277)	6.2956 *** (1.9570)
FD ₂			0.4355 ** (0.0499)	0.4040 ** (0.0586)	-0.5336 (0.3957)	-0.1904 *** (0.0651)	-0.1098 (0.0792)
COM	0.2654 (0.3504)	0.2266 (0.2545)	-0.1371 (1.4302)	0.1264 (0.5706)	4.2216 (3.8875)	2.5752 (0.9319)	-0.6735 (0.6569)
FDCOM	-0.0076 ** (0.2145)	-0.0067 *** (0.2041)	-0.0063 ** (0.7356)	-0.0052 * (0.5863)	-0.0099 ** (0.3588)	0.0017 * (0.1697)	1.0021 (0.2425)
PGDP		-0.0004 ** (-3.0007)		-0.0011 * (-2.1122)	0.0001 (-0.2001)	-0.0004 (-0.1214)	-0.0001 * (-0.0001)
PGDP ²		0.1577e-07 *** (3.5375)		0.1078e-07 *** (2.1175)	-4.4990e-07 *** (1.5527)	0.2265e-07 (0.4557)	-0.5723e-08 (0.3986)
INF		-0.0099 (0.0416)		-0.0875 (0.0289)	0.2445 (0.1461)	-0.0999 (0.0551)	-0.1011 * (0.0593)
URB		-0.0848 *** (0.0181)		-0.0629 ** (0.0058)	-0.3518 ** (0.1878)	0.1283 * (0.0917)	0.0047 (0.1311)
SOU		-0.1637 * (0.1355)		-0.1573 ** (0.1265)	-0.1466 *** (0.1232)	-0.5762 (0.2586)	0.4970 (0.1653)
DUM94		0.0850 ** (2.0232)		0.0745 ** (2.1172)	0.8522 (3.5665)	1.2337 ** (1.2584)	1.6874 ** (2.9773)
DUM05		0.0621 * (2.0277)		0.0456 ** (2.0223)	0.7114 * (3.5668)	2.8551 ** (3.7885)	3.3311 *** (4.4112)
Sargan	0.5400	0.3564	0.4552	0.3523	0.4881	0.3663	0.6970
AB(2)	0.1885	0.2434	0.2225	0.2557	0.1336	0.1256	0.1479

注:(1)为解决扰动项自相关问题,被解释变量为三阶滞后,表 1 只报告了一阶滞后的数据,二阶和三阶滞后数值都通过了 1% 的显著性检验。(2)括号内为标准误 Std. Error;*** ** * 分别表示在 1%,5%,10% 显著性水平下拒绝原假设,常数项略去。(3)Sargan 检验使用 P 值;AB(2)为随机扰动项是否存在二阶序列相关的 Arellano - Bond 检验统计量的 P 值,GMM 估计只要求变量不存在二阶序列相关,一阶序列相关不影响估计的有效性。

模型(1)与(2)加入了政府竞争变量 COM,虽然政府的标尺竞争对地方财政农业支出具有负向影响,遗憾的是该变量并未通过显著性检验。但是财政分权与政府竞争的交互项 FDCOM 通过了统计检验(5%和1%),与地方财政农业支出 RARG 呈现负效应,即在财政分权与政府竞争的双重叠加影响下,地方政府相对减少了财政农业投入。这说明从长期趋势来看,地方政府在标尺竞争的压力之下,本质上还是具有减少农业支出,转而投向那些高产出、高税收行业部门的行为偏向。这也说明在中央政府唯 GDP 绩效考核的激励下,地方政府出于有限任期内迅速做出“政绩”的冲动,政府间的良性竞争极易异化,形成“竞争竞标赛”式的恶性标尺竞争。这些因素在很大程度上诱使地方政府轻视对农业的保护与支持,进而引致财政支出结构的弱农非农化扭曲。

(二)倒 U 型检验和控制变量的影响

经济发展水平变量 PGDP 对 RARG 具有显著的负效应,这符合产业结构变迁的演进规律。同时,本文的研究假设是 PGDP 对地方财政农业支出的影响呈现倒 U 型特征,即在经济发展水平比较落后的情况下,随着人均实际 GDP 的提高,地方政府将增加农业支出的比重,而当经济发展水平达到和超过某一门限值之后,地方政府将会减少财政农业支出。但是从全样本(模型 2 和模型 4)的分析来看,PGDP 对 RARG 的影响并未出现假设中的倒 U 型特征。可能的原因是由于中国作为农业大国,虽然第一产业比重在不断减小,但其宏观经济稳定的重要作用不可忽视,特别是 2004 年以来,中央多个一号文件要求重视和发展农业,持续增加农业投入。虚拟变量 DUM05 显著,说明中央新农村建设的政策指引对地方政府支农支出具有重要影响。

政府膨胀程度 INF 与农业支出虽然具有负效应,但不具有统计上的显著性。城市化水平(URB)的系数为负(在 1% 的统计水平下显著),表明随着城市化水平的不断提高,农业人口的逐步减少,地方政府的财政农业支出也会减少,并表现出城镇倾向,这与理论预期基本一致。经济体制改革 SOU 对地方财政农业支出也具有明显的负效应,说明各地产业结构的变动,特别是农业比重下降是影响地方财政支农支出减少的重要因素之一。

(三)跨时与区域差异分析

虚拟时间变量 DUM94 和 DUM05 具有统计显著性,说明中央政府 1994 年以来的分税制改革和 2005 年的新农村建设等宏观政策变量对地方财政农业支出具有激励效应,但是通过弹性系数(0.085 0; 0.062 1),说明宏观政策的激励效力正在减弱。财政分权变量 FD 在东、中、西都具有正效应(中部不显著),西部地区的正效应最明显。仅在东部,PGDP 与 RARG 呈现倒 U 的非线性特征,但是不显著。交

互项 FDCOM 在东部和中部显著,这可能源于东部地区具有竞争 FDI 的资源禀赋与政策优势,中部可以更好地承接东部的 FDI 资源转移,西部在 FDI 的标尺竞争中处于劣势,可能“破罐子破摔”了。政府膨胀系数 INF 的负效应仅在西部显著。另外,城市化 URB 在东部显著为负,在中部显著为正。经济体制改革 SOU 仅在东部显著,比较乐观的解释就是随着东部地区经济发展水平的提高与产业结构的优化调整,第一产业比重减小,第二、三产业比重增加,传统农业逐步向现代农业转型,地方政府相对减少了对传统农业的投入。

五、结论与政策建议

本文构建了中国式分权、地方政府间竞争与财政农业支出的理论分析框架,利用 28 省(区、市)的动态面板数据模型进行了实证分析,研究结果如下。

其一,地方政府财政农业支出具有明显的累积性,受宏观经济政策驱动明显,但是这种驱动效力正在减弱。1994 年分税制改革以来,财政分权制度显著促进了地方政府财政农业支出,具有正效应,但跨时与区域差异明显,财政分权的正向激励在西部最显著。

其二,财政分权与政府竞争的交互项阻碍了地方财政农业支出,即在财政分权与政府竞争的双重叠加影响下,地方政府减少了财政农业投入,这在东部更加显著。加入政府膨胀程度、城市化、经济发展水平等变量后,回归结论保持稳健。

其三,基于有限任期内做出“政绩”与“竞争竞标赛”式的政府间标尺竞争,这些因素在很大程度上诱使地方政府出现行为异化,导致财政支出结构的弱农非农化扭曲,进而减少对农业的保护与支持。

在此基础上,本文提出如下政策建议。

第一,中国式财政分权制度的演进体现出明显的路径依赖,为了促进农业又好又快发展,中央政府应对财政分权制度进行优化与创新,形成地方政府农业财政投入的“预算硬约束”,探索促进现代农业发展的财政资金支持机制与实施模式。

第二,增强地方政府的活力与“自生能力”,提高经济发展水平,在稳步推进城镇化的同时,注重城乡统筹,促进传统农业向现代农业的转型升级。另外,中央政府应改变单纯的唯“GDP”论,落实科学发展观,革新绩效考核机制,控制政府规模,提高行政效能,矫正地方官员“高污染、高耗能、政绩工程”的投资冲动与行为异化。

第三,地方政府重视农业投入不但要有上级政府绩效考核的约束,更要受到来自最基层,拥有信息优势的纳税人——农民“用手投票”“以足投票”机制的约束。中央政府与地方政府应逐步建立起真正意义上的公共财政框架体制和运行机制,以实现对农民的承诺。

参考文献:

- [1] ZHANG Tao, ZOU Hengfu. Fiscal decentralization, public spending and economic growth in China[J]. *Journal of Public Economics*, 1998, 67: 221 - 240.
- [2] 林毅夫, 刘志强. 中国的财政分权与经济增长[J]. *北京大学学报: 哲学社会科学版*, 2000(4): 5 - 17.
- [3] 胡书东. 经济发展中的中央与地方关系——中国财政制度变迁研究[M]. 上海: 上海人民出版社, 2001: 126 - 148.
- [4] 张晏, 龚六堂. 分税制改革、财政分权与中国经济增长[J]. *经济学(季刊)*, 2005(5): 74 - 109.
- [5] 傅勇, 张晏. 中国式分权与财政支出结构偏向: 为增长而竞争的代价[J]. *管理世界*, 2007(3): 4 - 11.
- [6] 陈安平. 财政分权、城乡收入差距与经济增长[J]. *山西财经大学学报*, 2009(8): 41 - 46.
- [7] 续竞泰. 中国的财政分权与地方政府公共支出——以财政农业支出为例[J]. *农村经济*, 2009(12): 79 - 82.
- [8] 李晓嘉. 财政分权与地方财政农业支出的动态效应分析[J]. *经济经纬*, 2011(1): 85 - 88.
- [9] 刘剑文, 王文婷. 公共财政理念下的预算范围调控之法律进路[J]. *重庆大学学报: 社会科学版*, 2011(3): 102 - 108.
- [10] 周业安, 章泉. 财政分权、经济增长和波动[J]. *管理世界*, 2008(3): 6 - 14.
- [11] QIAN Yingyi, WEINGAST B R. Federalism as a commitment to preserving market incentives[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1997, 11(4): 83 - 92.
- [12] QIAN Y, ROLAND G. Federalism and the soft budget constraint[J]. *American Economic Review*, 1998, 77: 265 - 284.
- [13] Bin Lihong, ZHOU Li'an. Political turnover and economic performance: The incentive role of personnel control in China[J]. *Journal of Public Economics*, 2005, 89: 1743 - 1762.
- [14] 马光荣, 杨恩艳. 打到底线的竞争——财政分权、政府目标与公共品的提供[J]. *经济评论*, 2010(6): 59 - 69.
- [15] 王永钦, 张晏, 章元, 等. 中国的大国发展道路——论分权式改革的得失[J]. *经济研究*, 2007(1): 4 - 14.
- [16] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模: EViews 应用及实例[M]. 第2版. 北京: 清华大学出版社, 2009: 319 - 336.
- [17] 张军, 高远, 傅勇, 等. 中国为什么拥有了良好的基础设施[J]. *经济研究*, 2007(3): 4 - 17.
- [18] 郑磊. 财政分权、政府竞争与公共支出结构——政府教育支出比重的影响因素分析[J]. *经济科学*, 2008(1): 28 - 39.
- [19] CLAESSENS S, LAEVEN L. Financial dependence, banking sector competition, and economic growth[R]. *World Bank Policy Research Working Paper*, 2005(1): 3481.
- [20] 马光荣, 杨恩艳. 中国式分权、城市倾向的经济政策与城乡收入差距[J]. *制度经济学研究*, 2010(1): 10 - 21.

Fiscal Decentralization, Yardstick Competition and Fiscal Expenditure for Agriculture Based on the Dynamic Panel Data Model and System - GMM

LI Xuesong^{a,b}

(a. School of Economics and Business Administration,

b. School of Public Affairs, Chongqing University, Chongqing 400044, P. R. China)

Abstract: By using provincial panel data model of 1988 - 2010 years, this article provides an analysis framework based on fiscal decentralization, government competition and expenditure for agriculture. The results show that fiscal decentralization has promoted local government fiscal expenditure for agriculture, but crossing time and regional differences are significant. The cross terms of government competition and fiscal decentralization have hampered fiscal expenditure for agriculture, and in the East is more remarkable. The regression results remain robust when joining variables. In addition, the local government fiscal expenditure for agriculture has apparent cumulative effect. The expenditure is drove by macroscopical economic policy significantly, but the effect is reducing.

Key words: fiscal decentralization; government competition; fiscal expenditure for agriculture; panel data model