

政府审计能够抑制地方政府债务增长吗?

——财政分权的视角

马东山^a, 韩亮亮^a, 张胜强^b

(辽宁大学 a. 商学院; b. 新华国际商学院 辽宁 沈阳 110136)

[摘要] 以2005—2016年我国31个省级政府为研究样本,通过构建动态面板数据模型,从财政分权的视角,研究了政府审计与地方政府债务增长之间的关系及其作用机理。研究发现:政府审计能够抑制地方政府债务增长,且政府审计增收节支效应在低债务规模省份能够发挥抑制作用,政府审计建立健全制度效应在高债务规模省份能够发挥抑制作用。进一步研究表明,政府审计对地方政府债务治理效应存在财政分权体制差异,财政分权越高,政府审计对于地方政府债务增长的抑制作用越强。研究对于充分发挥政府审计的地方政府债务治理效应,防范地方政府债务风险,具有理论和现实意义。

[关键词] 政府审计;地方政府债务;财政分权;增收节支效应;建立健全制度效应;转移支付制度;预算软约束

[中图分类号] F239.44 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1004-4833(2019)04-0009-13

一、引言

美国次贷危机和欧洲债务危机都表明,一旦地方政府债务无法得到有效偿还,就有可能引发全国性债务危机。近年来,在土地财政、地方政府融资平台公司以及地方金融机构的助推下,我国地方政府债务持续增长,特别是在中央明令禁止的情形下(国务院[2014]43号文,新《预算法》),地方政府依旧通过投资基金、政府和社会资本合作(PPP)、政府购买服务、政府提供承诺函等名义变相举债,地方政府债务仍在无序增长。防范化解重大风险是党的十九大确定的政府工作的重大攻坚任务之一。地方政府债务一旦失控,会带来巨大的财政风险和金融风险,从而影响地方经济和社会稳定发展。因此,抑制地方政府债务增长、防范地方政府债务风险就成了各级政府工作的重心。

政府审计作为国家治理的重要组成部分,理应在地方政府债务治理中发挥重要的作用。分税制改革以来,地方政府财权与事权严重不匹配^[1],加大了地方财政收支缺口,引发预算软约束问题,促使地方政府借助土地资源追求预算外收入,以促进基础设施建设、经济发展和官员政治晋升。一直以来,政府审计都在通过上缴财政资金、减少财政拨款或补贴等增收节支方式,缓解地方财政资金的紧张局面(增收节支效应),也在通过提交审计信息、审计报告,提出审计建议等方式,建立健全地方政府债务治理的相关政策制度,防范和化解地方政府债务风险(建立健全制度效应)。2011年2月,国务院办公厅下发《关于做好地方政府性债务审计工作的通知》,至此,地方政府性债务审计成了各级审计机关审计的重点,尤其是在审计署牵头下,提高了地方政府性债务审计的权威性和专业性,提升了政府审计服务地方政府债务治理的作用。

地方政府债务增长以及政府审计服务地方政府债务治理的事实矛盾让人不禁要问:政府审计能够抑制地方政府债务增长吗?如果能够抑制,政府审计的治理路径是什么?这些问题都是本文的关注焦点。本文以2005—2016年我国31个省级政府为研究样本,通过构建动态面板数据模型,从财政分权的视角,研究政府审计增收节支效应、建立健全制度效应与地方政府债务增长之间的关系,探讨政府审计抑制地方政府债务增长的作用机理。通过研究发现:(1)政府审计增收节支效应、建立健全制度效应都能够抑制地方政府债务增长;(2)政府

[收稿日期] 2019-02-13

[基金项目] 国家社会科学基金一般项目(15BGL077);国家自然科学基金青年项目(71602082);教育部人文社会科学研究青年基金项目(16YJC630148);辽宁省教育厅科学研究项目(WQN201601);辽宁大学青年科研基金项目(LDQN2018001)

[作者简介] 马东山(1983—),男,山西忻州人,辽宁大学商学院讲师,博士,从事审计理论研究,E-mail:madongshan@163.com;韩亮亮(1978—),男,辽宁大连人,辽宁大学商学院副院长,教授,博士生导师,从事会计理论与公司治理研究;张胜强(1966—),男,山东安丘人,辽宁大学新华国际商学院副院长,副教授,从事会计理论研究。

审计的地方政府债务治理效应存在空间异质性,政府审计增收节支效应在低债务规模省份能够抑制地方政府债务增长,政府审计建立健全制度效应在高债务规模省份能够抑制地方政府债务增长;(3)政府审计的地方政府债务治理效应存在财政分权体制差异,财政分权越高,政府审计对于地方政府债务增长的抑制作用越强。

本文的贡献在于:(1)现有关于政府审计与地方政府债务的相关研究,大多从地方政府债务举借、使用、监督和管理等治理过程视角,研究了地方政府债务问题的形成原因与解决对策、地方政府债务管理、适度债务规模测算、政府审计在地方政府债务治理中的功能定位等内容^[2-7],本文从地方政府债务治理结果的视角,研究了政府审计与地方政府债务增长之间的关系;(2)从审计视角分析地方政府债务形成的相关文献中,大多从财政、金融等视角进行定性分析^[3],本文则从财政分权视角,研究了政府审计抑制地方政府债务增长的作用机理,为政府审计实践中从财政分权视角关注地方政府债务增长提供了实证证据;(3)现有关于政府审计与地方政府债务的相关研究,大多是基于审计署2011年和2013年公告的地方政府性债务审计结果公告数据或特定区域数据开展的研究^[3,6],无法全面反映政府审计对地方政府债务的持续治理效应,本文参照张亿东和李彦霖的测算方法^[8],测算了2004—2016年地方政府债务增长的相关数据,以此来研究政府审计对于地方政府债务的持续治理效应,保证了研究结果的可靠性。

文章的后续安排如下:第二部分为理论分析与研究假设;第三部分为研究设计;第四部分为实证结果与分析;第五部分为结论与建议。

二、理论分析与研究假设

我国1994年实施的分税制改革,其主要内容是对中央和地方政府间财权与收入进行了清晰划分,而对政府间事权与支出责任划分是模糊的^[9-10],除了外交、国防等职能外,中央和地方存在着大量的共同事权,缺乏清晰的支出责任界定,造成中央政府支出责任不断下移^[11]。财权上移和事权下移成为中国式分权的典型特征,而且这种“财权上收,事权下放”的分配格局在省市县政府之间尤为突出^[12],导致地方政府财权与事权严重不匹配^[1,3],地方政府财政收支缺口加大^[13]。

地方政府债务内生于实行财政分权体制的经济体中^[14]。财政分权表现为预算内集权和预算外分权,预算内集权是由于“财权上收”所致,预算外分权是由“事权下移”所致^[13],都会促进地方政府债务增长。

(一) 预算内集权与地方政府债务增长

面对地方政府财政收支缺口,预算内集权会导致中央政府通过转移支付来缓解地方财政收支缺口^[15],从而引发预算软约束问题,促进地方政府债务增长。分税制改革后,我国地方政府收入在全国财政收入占比大幅下滑,基本维持在50%左右^[10],财权上移导致中央政府集聚了大量的财力,并通过转移支付来调节地方财政收支不平衡^[15],缓解地方政府财政收支缺口。然而,转移支付也会导致地方政府行为扭曲,形成预算软约束问题^[16]。转移支付会强化地方政府在面临财政困境时被救助的预期,同时面对债务违约和地方政府破产的巨大负外部性,中央政府往往会选择对地方政府进行救济,从而为地方政府举债提供了激励,促进地方政府债务增长^[17]。

(二) 预算外分权与地方政府债务增长

预算外分权会导致地方政府积极寻找替代财源,通过土地财政、地方政府融资平台举债等方式解决地方财政收支缺口^[18]。财政分权体制下,财政收支缺口加大,地方政府开始寻求预算外收入来解决这一问题,而土地出让收入和土地抵押融资就成为地方政府财政收入的主要来源^[19]。由于大部分土地出让收入被用于土地开发、征地拆迁补偿以及城市建设支出,在政府间竞争和官员任期内GDP考核助推下^[11,20],土地出让收入远远无法满足地方政府固定资产投资,尤其是基础设施建设所需的款项^[21]。为了促进地方经济增长和实现官员政治晋升,债务融资就成了政府财政收入的重要补充手段^[16]。地方政府债务融资主要来源于银行贷款,一般通过地方政府融资平台公司进行融资,而土地抵押是获得贷款的常用方式^[21]。因此,预算外分权会加剧财政收支缺口,地方政府倾向于通过政府融资平台使用土地抵押贷款,从而促进地方政府债务增长。

可见,地方政府债务增长,主要源于财政分权特征下,地方政府财权与事权严重不匹配^[1,3]。财政分权表现为预算内集权和预算外分权。预算内集权意味着地方政府的财权和事权不对等,即中央政府集中了较多的财力,而地方政府承担更多的支出责任,一定程度上地方政府会依靠转移支付平衡财政收支,从而会引发“预算软约束”问题导致债务增长^[14];预算外分权表现为地方政府通过“土地财政”获得更多的预算外收入,通过成立以

土地资源为核心的地方政府融资平台进行举债,形成“供地融资”模式,满足地方政府基础设施建设、经济发展和地方官员政治晋升的需要^[1,22-24]。预算内集权越高,地方政府财政收支缺口越大,地方政府对于转移支付的依存度越高,预算软约束问题越严重,从而导致地方政府债务增长;预算外分权越高,地方政府财政收支缺口越大,越有动力借助土地资源追求预算外收入以及抵押获得债务融资,地方政府债务规模越大^[13]。财政分权体制下地方政府债务增长逻辑见图1。

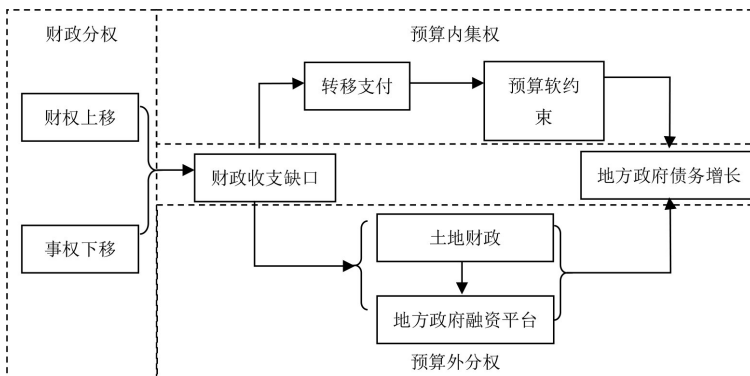


图1 财政分权体制下地方政府债务增长逻辑

财政分权体制下,政府审计主要通过以下三个方面抑制地方政府债务增长。

首先,政府审计能够规范转移支付资金使用,完善转移支付制度,缓解地方财政收支缺口和预算软约束问题,从而抑制地方政府债务增长。分税制改革后,地方政府财权和事权不匹配,地方政府支出范围不断扩大(事权),而财政收入却有限(财权),导致地方财政收支缺口加大,而地方财政收支缺口是导致地方政府债务增长的原因之一^[25]。中央政府通过转移支付来缓解地方财政收支缺口,而对地方政府获得的转移支付资金的使用进行监督是政府审计的职责所在。政府审计通过审计揭露地方政府相关部门在转移支付资金使用过程中存在的问题,并提出整改意见,要求地方政府相关部门通过上缴财政、减少财政拨款或补贴等形式,来达到整改要求,这会一定程度上规范转移支付资金使用,增加地方财政收入,从而缓解地方财政收入短缺,抑制地方政府债务增长。此外,政府审计也会把审计发现的地方政府财政体制存在的诸如财权和事权不匹配、预算软约束等问题,形成审计信息、审计报告,提交给政府相关部门或上级审计机关,为政府部门进行财税管理体制提供审计建议,并为上级部门通过转移支付平衡财政收支提供依据,这会一定程度上规范地方政府财政支出范围,提高政府转移支付资金的使用效率,缓解预算软约束问题,抑制地方政府债务增长。

其次,政府审计能够规范地方政府土地出让收入征收、使用和管理,缓解地方财政收支缺口,规范地方政府举债行为,抑制地方政府债务增长。财政分权特征下,土地出让收入是地方政府缓解地方财政收支缺口,扩大财政支出的有效途径^[26]。政府审计通过审计发现地方政府存在违规少征、减免、缓征、返还土地出让收入等问题,提出整改建议,要求被审计单位按规定征收土地出让金,从而在一定程度上增加地方政府土地出让收入,缓解地方财政收入不足的现状,抑制地方政府债务增长。此外,政府审计也会通过审计把发现的土地出让制度不完善、土地出让收入未纳入预算管理等问题,通过提出审计建议的方式,提交给相关部门和地方政府,促进完善土地出让制度、规范土地出让收入使用和管理等,从而在一定程度上提高土地出让收入使用、管理的规范性和效率性,缓解地方政府借助土地资源违规举债的动机和行为,抑制地方政府债务增长。

最后,政府审计能够规范地方政府融资平台举债,缓解地方财政收支缺口以及地方政府借助土地资源抵押贷款的冲动,抑制地方政府债务增长。从2011年、2013年审计署公布的地方政府性债务审计结果可知,融资平台债务约占46.38%和37.44%,融资平台债务是地方政府债务的主要来源。财政分权特征下,地方政府融资平台是缓解地方政府财政收支缺口,扩大财政支出最重要的现实途径,地方政府财政收支缺口越大,地方政府借助土地资源抵押贷款进行举债的冲动越强。政府审计通过查处违规融资、违规使用融资资金、高成本融资等问题,一方面会减少违规融资,降低利息费用的支出,从而抑制地方政府债务增长;另一方面,通过审计监督也会规范融资资金的专款专用,规范融资渠道和融资方式,降低融资成本,从而达到增收节支的作用,即政府审计会通过增收节支效应,规范地方政府融资平台举债,缓解地方财政收支缺口,抑制地方政府债务增长。此外,政府审计也会提出加强融资平台债务管理、实现融资平台从行政化管理向市场化管理转型等审计建议,促进规范地方政府融资平台举债相关制度的出台,抑制地方政府借助土地资源抵押贷款的举债冲动,从而缓解地方政府债务增长,即政府审计通过建立健全制度效应,完善地方政府融资平台举债相关制度,缓解地方政府借助土地资源抵押贷款的冲动,抑制地方政府债务增长。政府审计抑制地方政府债务增长的作用机理见图2。基于上文分析我们提出以下假设。

H1:政府审计能够抑制地方政府债务增长。

H1a:政府审计增收节支效应能够抑制地方政府债务增长。

H1b:政府审计建立健全制度效应能够抑制地方政府债务增长。

从上文分析我们可以发现,政府审计会通过增收节支效应和建立健全制度效应抑制地方政府债务增长。然而,增收节支效应的作用往往是有限的。

审计署2011年、2013年公告的地方政府性债务审计结果中,地方政府债务规模分别是107174.91亿元(截至2010年底)、108859.17亿元(截至2013年6月底),而《中国审计年鉴》中,2011年、2013年地方审计机关增收节支金额分别为1388.80亿元、2953.29亿元。同时,本文测算的2011年、2013年地方政府新增债务额为26973.49亿元和33882.35亿元。可见,增收节支金额相对于地方政府债务规模以及新增债务额要小得多。但是,由于各省的地方政府债务规模存在较大差异,对于高债务规模省份而言,增收节支金额对于缓解财政收支缺口,可谓“杯水车薪”,但对于低债务规模省份而言,其债务规模较小,每年的新增债务也较少,相对而言,增收节支金额能够缓解财政收支缺口,抑制地方政府债务增长。依据《中国审计年鉴》,2011年湖南省增收节支金额为14.668亿元,而本文测算的地方政府新增债务额为1479.048亿元,增收节支金额约占地方政府新增债务的0.99%。同期,上海市增收节支金额为6.018亿元,而本文测算的地方政府新增债务额为33.524亿元,增收节支金额约占地方政府新增债务额的18%。因此,我们预计政府审计增收节支效应在低债务规模省份能够抑制地方政府债务增长。基于此,我们提出以下假设。

H2:政府审计增收节支效应在低债务规模省份能够抑制地方政府债务增长。

对于建立健全制度效应来讲,由于低债务规模省份,财政收支缺口不大,举债的动机相对较小,更不会为了举债而违反国家或地方的法律或规章制度。因此,低债务规模省份在地方政府债务举借、使用、管理、偿还各环节存在的问题较少,政府审计也较少能够提出相关的审计建议。而对于高债务规模省份而言,财政分权特征下,其财政收支缺口较大,具有较强的举债动机,有些地方政府甚至不顾国家或地方法律或规章制度的制约,违规举债,从而导致高债务规模省份存在较多的地方政府债务问题,此时,政府审计就会通过提出审计建议,促进相关制度的建立健全,从而规范地方政府举债,抑制地方政府债务增长。因此,我们预计政府审计建立健全制度效应在高债务规模省份能够抑制地方政府债务增长。基于此,我们提出以下假设。

H3:政府审计建立健全制度效应在高债务规模省份能够抑制地方政府债务增长。

财政分权会影响地方政府债务增长,具体而言,预算内集权越高,中央政府越需要通过转移支付来缓解地方财政收支不平衡,预算软约束问题越突出,地方政府举债的动机越强;预算外分权越高,地方政府财政收支缺口越大,越有动力借助土地资源追求预算外收入,地方政府融资平台也越有动力借助土地资源抵押贷款,地方政府债务规模越大,即财政分权会促进地方政府债务增长^[13]。由假设H1a、假设H1b的分析可知,政府审计能够通过发挥增收节支效应,规范转移支付资金使用,规范地方政府土地出让收入征收、使用和管理以及规范地方政府融资平台融资,从而增加财政收入,节约财政支出,缓解地方财政收支缺口,抑制地方政府债务增长。政府审计能够通过发挥建立健全制度效应,通过完善转移支付制度,规范地方政府支出责任,缓解预算软约束问题,抑制地方政府债务增长;可以通过完善土地出让制度,完善地方政府融资平台举债相关制度,约束地方政府借助土地资源进行举债的动机和行为,抑制地方政府债务增长。也就是说,政府审计能够抑制预算内集权加大地方政府财政收支缺口的效应,同时又能够抑制预算外分权加大地方政府通过地方融资平台借助土地资源举债的动机和行为,从而抑制地方政府债务增长。可见,政府审计抑制地方政府债务增长的作用机理内生于财政分权体制。

然而,我国各省财政分权程度存在较大差异^[27],由于各省经济发展程度、资源禀赋、制度环境等不同,导致地方政府财政收入、支出责任迥异,地方政府面临的财政收支缺口也不尽相同,面临的预算软约束问题以及借助

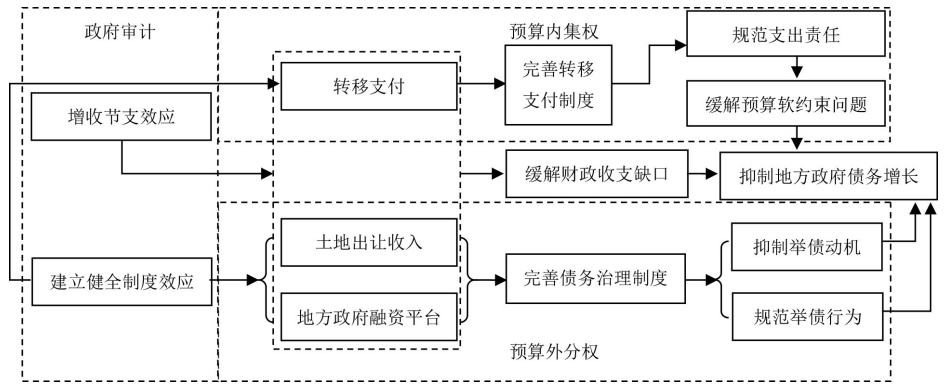


图2 政府审计抑制地方政府债务增长的作用机理

土地资源获取预算外收入或举债的动机也存在差异。对于内生于财政分权体制中的政府审计地方政府债务治理机制,财政分权体制的差异,可能导致在不同财政分权程度下,政府审计对于地方政府债务抑制作用也可能存在差异。当财政分权较高时,意味着地方政府财政收支缺口越大,预算软约束问题越严重,其借助土地资源获取预算外收入以及通过地方政府融资平台举债的冲动越强,存在违规使用转移支付资金、土地出让资金以及违规借助土地资源融资的问题就会增多,存在的体制机制问题也会较严重,此时,政府审计更应该能够通过发挥增收节支效应和建立健全制度效应,抑制地方政府债务增长。基于此,我们提出以下假设。

H4: 财政分权越高,政府审计对于地方政府债务增长的抑制作用越强。

三、研究设计

(一) 样本的选取与数据来源

本文的样本为2005—2016年31个省份的面板数据,主要考虑到:第一,《中国统计年鉴》中,计算地方政府债务的相关数据最早到2003年,而城镇人口数据最早到2004年,为了保持数据前后一致性,我们选择2004年为研究起点,由于本文用到滞后一年的地方政府债务数据,故实际样本起点为2005年;第二,《中国审计年鉴》政府审计相关数据最新到2016年,因此我们把2016年作为研究终点。此外,对于部分缺失数据,我们按其变化规律补齐。需要说明的是,2015年开始我国对地方政府债务进行了限额管理,因此,为了排除这一影响,我们在研究政府审计增收节支效应对于地方政府债务增长影响时,样本区间为2005—2014年;然而,政府审计尤其是地方政府性债务审计,通过提出审计建议,促进完善地方政府债务治理相关制度(如2014年9月底出台的《国务院关于加强地方政府性债务管理的意见》,2015年1月1日新《预算法》实施等),且这些制度基本都是在2015年开始实施,为此,我们在研究政府审计建立健全制度效应对于地方政府债务增长影响时,样本区间为2005—2016年。同时为了考察地方政府性债务审计实施后(2010年开始),政府审计建立健全制度效应与地方政府债务增长关系是否发生变化,我们也对2010—2016年的样本进行了估计。

本文的数据主要来源于《中国统计年鉴》《中国审计年鉴》以及Wind数据库。其中,计算政府债务、财政分权相关数据来源于2005—2017年《中国统计年鉴》;政府审计相关数据来源于2005—2017年《中国审计年鉴》。此外,2004年城镇人口数据来源于Wind数据库^①,其他数据均来源于《中国统计年鉴》。

(二) 变量的选择与界定

1. 地方政府债务增长的计量

参照陈宝东和邓晓兰的研究^[13],我们使用人均地方政府债务增加额作为地方政府债务增长的代理变量。地方政府债务增加额计算的基本思路是:由于地方政府债务主要源于地方政府在市政基础设施上的投资,通过计算地方政府在市政基础设施上的投资支出,减去地方政府可用的各项收入,其差额即是需要通过举债来进行弥补的建设资金^[8]。

参照张亿东和李彦霖的地方政府债务测算方法^[8]: 地方政府债务=市政领域的固定资产投资^②-预算内资金投入^③-土地出让收入中用于投资的资金^④-被投资项目的盈利现金流入^⑤。

根据审计署地方政府债务审计结果的数据,2010年以来地方政府债务年均增速为19.97%,2013年6月底债务余额中,11.58%、7.79%、18.76%分别于2016年、2017年和2018年及以后偿还,说明2016年、2017年偿还的债务产生于2012年,而2018年及以后偿还的债务产生于2013年,地方政府债务的偿还期限可能为5年左右^[23]。

①其中上海、广东、四川数据缺失,我们依据2005、2006年计算出三省的2006年城镇人口增长率,将其近似为三省2005年城镇人口增长率,以此推算出三省2004年城镇人口。

②市政领域的固定资产投资包括电力燃气水的生产供应业;交通运输、仓储和邮政业;科学研究、技术服务和地质勘查业;水利、环境和公共设施管理业;教育;卫生、社会保障和社会福利业;公共管理和社会组织七个行业的固定资产投资额(不含农户)之和。

③预算内资金投入=固定资产投资(不含农户)×国家预算内资金×地方政府资本性支出占预算支出的比重。地方政府资本性支出占预算支出的比重,由于各省分行业投资资金来源不可得,参考张亿东和李彦霖的研究^[8],使用全国“国家预算内资金投资于市政基础设施与国家预算内资金投资于全社会固定资产投资的比重”年度数据,作为地方性政府资本性支出占预算支出比重的近似值。

④土地出让收入中用于投资的资金=土地出让收入×40%,土地出让收入中,约有40%可作为地方政府市政领域的固定资产投资的资金来源^[8]。

⑤被投资项目的盈利现金流入=盈利资产收益+总固定资产投资折旧率,其中盈利资产收益约为0。总固定资产投资=当年新增固定资产投资+(1-折旧率)×上一年固定资产投资余额。折旧率依据吕健的研究,建筑类折旧率为6.9%,设备类折旧率为14.9%,其他类折旧率为12.1%,以固定资产投资(不含农户)中,建筑安装工程,设备、工器具购置,其他费用的构成比例作为权重,加权得到各省每年的折旧率^[23]。

因此,2010年的债务余额可能产生于2006—2010年。依据我们的测算方法,2006—2010年地方政府债务余额为104941.17亿元(具体见表1),而审计署公告的2010年末债务余额为107000亿元。此外,审计署公告表明,2014年底地方政府债务余额为24万亿元,比2010年底余额增长了13.3万亿元,通过加总2011—2014年新增债务额得到的增长额为13.767万亿元。可见,本文测算的地方政府债务数据与现实较为接近。表1列示了2004—2016年31个省地方政府新增债务额的汇总数。

2. 政府审计的计量

(1) 增收节支效应

政府审计在地方政府债务审计中,财政审计会关注地方政府财政收支状况以及地方性融资平台的债务情况和融资情况;金融审计会关注银行对地方政府和地方性融资平台的贷款业务以及贷款的偿还情况;

投资审计会关注源于地方政府债务的投资项目资金使用、管理情况;经济责任审计会关注在地方政府债务举借、使用、管理、偿债各环节存在的权力运用情况。可见,政府审计在地方政府债务治理中,通过综合运用各种审计模式,发挥协同治理功能。由于分年度各省不同审计模式的数据缺失,我们无法从财政审计、金融审计、投资审计、经济责任审计等单一审计模式去探讨政府审计发挥的地方政府债务治理作用,因此,我们将使用《中国审计年鉴》中各种审计模式的汇总数据计量政府审计的地方政府债务治理功能。

考虑到政府审计可以通过促进财政增收节支的方式,一方面通过上缴财政来增加地方政府财政收入,抑制地方政府债务增长(增收效应);另一方面通过减少财政拨款或补贴来减少财政支出,变相增加地方政府财政收入,从而抑制地方政府债务增长(节支效应)。因此,我们将使用已上缴财政金额的自然对数($LnTof$)和已减少财政拨款或补贴金额+1^①的自然对数($LnRfas$)^②作为政府审计增收节支效应的代理变量。为了消除建立健全制度效应(地方政府债务限额管理)对于研究的影响,我们使用2005—2014年样本进行估计。

(2) 建立健全制度效应

政府审计也会通过提交审计信息、审计报告,提出审计建议等方式,促进地方政府债务治理的相关政策制度健全完善(建立健全制度效应),这部分政府审计效应无法量化。然而,政府审计,特别是2011年和2013年的全国政府性债务审计,提出了许多完善地方政府债务治理的相关对策建议,促进了诸如《国务院关于加强地方政府性债务管理的意见》的出台以及新《预算法》的完善等^③,且这些制度政策都是在2015年开始实施。因此,我们使用2005—2016年的研究样本,将2015年及以后年度赋值为1,其他年度赋值为0,构建政府审计建立健全制度效应虚拟变量($Eise$),借助制度政策实施这一自然实验,研究政府审计建立健全制度效应在地方政府债务治理中的非量化效应。此外,在研究建立健全制度效应对于地方政府债务增长影响时,为了排除增收节支效应对于研究的影响,在控制变量中增加增收节支效应相关变量($LnTof$ 、 $LnRfas$)。

同时,为了考察地方政府性债务审计实施后(2010年开始),政府审计建立健全制度效应与地方政府债务增长关系的变化,我们也对2010—2016年的样本进行估计。之所以增加2010—2016年估计样本,是因为2010年审计署开始组织相关力量对地方政府债务进行了审计调查。2011年2月,国务院办公厅下发《关于做好地方政府性债务审计工作的通知》,提出了“摸清规模,分清类型,分析结构,揭示问题,查找原因,提出建议”的24字工

表1 2004—2016年地方政府新增债务额(单位:亿元)

年度	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
新增债务	13188.56	15814.69	16934.37	15916.23	19215.83	25901.25	26973.49
年度	2011	2012	2013	2014	2015	2016	-
新增债务	24828.25	30415.47	33882.35	48546.09	60057.78	83035.97	-

资料来源:作者整理。

①由后文描述性统计可知,已减少财政拨款或补贴金额最小值为0,为了避免直接取对数导致数据缺失,使用已减少财政拨款或补贴金额+1的自然对数来度量节支效应。

②增收节支金额包括上缴财政金额、减少财政拨款或补贴金额和归还原渠道资金,然而归还原渠道资金是指地方政府部门或机构将截留或挪用的资金归还原渠道,其会加大地方政府资金缺口,增加地方政府债务规模(实证结果与预期相同,文中未给出结果,感兴趣的读者可以向作者索取),因此,本文所指的增收节支效应主要包括上缴财政金额(增收效应)和减少财政拨款或补贴金额(节支效应)。

③如2011年《全国地方政府性债务审计结果》中提出的“赋予省级政府适度举债权”、“将债务‘借、管、用、还’等情况作为考核地方政府绩效和任期经济责任的重要内容”等建议;2013年《全国地方政府性债务审计结果》中提出的“建立规范的政府举债融资机制,健全政府性债务管理制度”“建立健全地方政府性债务管理责任制,严肃责任追究”“建立健全债务风险预警和应急处理机制,妥善处理存量债务,防范债务风险”等建议,都在2014年9月出台的《国务院关于加强地方政府性债务管理的意见》以及新《预算法》中有体现,可见政府审计在建立健全地方政府债务治理制度方面发挥了重要作用。

作思路。2011年3月至2011年5月,审计署组织全国各级审计机关,对1979年以来到2010年底,全国31个省三级地方政府(省、市、县)的债务情况进行了全面审计。这也是审计机关第一次由审计署牵头全面关注地方政府债务审计。此后,2012年11月至2013年2月,审计署对2011年和2012年,15个省、3个直辖市的地方政府债务进行了审计;2013年8月至9月,审计署组织全国各级审计机关,对中央、省、市、县、乡五级政府性债务进行全面摸底。此外,在2010—2016年,每一年的《中央预算执行和其他财政收支的审计工作报告》中,我们都能发现有关于地方政府性债务审计的相关内容,这意味着从2010年开始,地方政府性债务审计开始成为审计机关的日常性审计事务。由于建立健全地方政府债务管理的相关制度,大多都是在2010年以后通过地方政府性债务审计提出的,因此,我们构建了2005—2016年和2010—2016年两个样本,用以考察地方政府性债务审计实施后,政府审计建立健全制度效应与地方政府债务增长关系的变化。

3. 政府债务规模空间差异

对于地方政府债务规模的划分标准,我们参照吕健的研究^[23],将各省份历年新增地方政府债务占各省GDP的比重大于等于6%的省份作为高债务规模省份,小于6%的省份作为低债务规模省份。如此划分的理由是:(1)2010年,各省份GDP之和为43.7万亿。依据前文分析,地方政府债务平均偿还期限约为5年左右,在不提前还债情况下,如果每年新增债务占GDP的比重为6%,5年地方政府债务规模约为GDP的25%—30%,即为10.925亿元—13.110万亿元,而审计署公告的2010年末债务余额为10.7万亿元,估算结果基本一致;(2)依据6%划分发现,东部省份这一比重一般低于6%,而大多数中西部省份这一比重高于6%,说明经济欠发达地区举债的动机较高,这与吕健的研究一致^[23]。

4. 财政分权体制差异

财政分权(Fd)可以使用财政收入分权、财政支出分权和地方财政自主度三种方法来度量^[13,26]。本文选取地方财政自主度作为度量财政分权的指标,原因有二:其一,前两种指标描绘中央财政关系的跨时变化,适合于时间序列数据,而地方财政自主度刻画了跨地区的变化,适合于考虑地区差异的截面或面板数据^[26],由于本文使用的面板数据,且主要考察不同区域财政分权的差异,因此选取地方财政自主度度量财政分权具有合理性;其二,地方财政自主度综合反映了地方政府财政收入和财政支出情况,不仅可以体现地方政府收入能力大小,也可以体现地方政府财政困难程度,而仅从财政收入或财政支出角度,无法综合体现地方政府财政困难。需要说明的是,地方财政自主度越大,表明财政收支缺口越小,地方政府借助土地财政追求预算外收入的动机也越小,财政分权越小。财政分权与地方财政自主度之间是反向的关系。我们将财政自主度小于等于其中位数的组定义为高财政分权组,大于中位数的组为低财政分权组。此外,稳健性检验中我们还使用了财政收入与全国财政收入之比作为财政分权的代理变量,从财政收入分权角度来度量财政分权。

5. 控制变量选择

本文主要选择以下控制变量:(1)经济发展水平。经济发展水平差的区域,举债的动机越强^[13],越倾向于借助地方政府债务刺激地方经济发展^[6]。(2)城镇化率。城镇化率能够反映地方政府的基础设施投资需求,城镇化率越高,基础设施投资需求越高,从而导致较强的举债动机^[13]。(3)固定资产投资。固定资产投资能够反映地方政府的竞争程度,固定资产投资越高,地方政府竞争越激烈^[13],地方官员为了能够在激烈的竞争中胜出,实现地方经济增长和政治晋升,在财政预算有限和土地财政不足的情况下,债务融资就成为地方政府的首选^[28]。(4)财政收入。财政收入越高,地方政府的债务承受能力越强,举债动机越强^[6],因此,本文参照陈宝东和邓晓兰、李婷婷等的研究,选择经济发展水平、城镇化率、固定资产投资和财政收入作为控制变量^[6,13],以控制经济发展水平、基础设施投资需求、地方政府竞争以及地方政府债务承受能力对于研究的影响。具体变量界定见表2。

(三) 检验模型和估计方法

本文考察的是省级层面政府审计对于地方政府债务增长的影响,在实证分析中采用面板数据模型。地方政府债务滚动增长是其趋于扩张的主要原因之一,本期地方政府债务会受到上一期地方政府债务的影响^[13]。因此,本文将被解释变量的滞后一期($Perdebt_{i,t-1}$)作为解释变量引入模型,构建动态面板数据模型:

$$Perdebt_{i,t} = a_0 + a_1 Perdebt_{i,t-1} + a_2 Audit_{i,t} + Controls_{i,t} + p_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, i 代表省份, t 表示年份, $Audit$ 为政府审计变量, $Controls$ 为控制变量, p_i 为不可观测的省份特征, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

面板数据模型的估计一般采用固定效应模型和随机效应模型,但当解释变量具有内生性时,这两种模型都无法保证得出无偏的参数估计。由于模型(1)包含被解释变量的滞后项,且宏观变量之间很多都会存在互为因果的关系(如地方政府债务与经济发展水平之间的关系),因此模型存在内生性。对于内生性一般选择工具变量对模型进行估计,由于宏观变量很难找到合适的工具变量,一般会使用模型中解释变量的滞后项或差分项作为模型的工具变量,而动态面板数据模型正是基

表2 变量界定

变量类型	变量名称	符号	变量定义
被解释变量	地方政府债务增长	<i>Perdebt</i>	人均地方政府债务增加额=地方政府债务增加额/年末总人口
解释变量	增收节支效应	<i>LnTof</i>	增收效应,已上缴财政金额的自然对数
	政府审计 (<i>Audit</i>)	<i>LnRfas</i>	节支效应,已减少财政拨款或补贴金额+1的自然对数
	建立健全制度效应	<i>Eise</i>	2015年及以后年度赋值为1,其他年度赋值为0
分组变量	政府债务规模空间差异	<i>Scale</i>	将各省份历年新增地方政府债务占各省GDP的比重大于等于6%的省份作为高债务规模省份,小于6%的省份作为低债务规模省份
	财政分权体制差异	<i>Fd</i>	地方财政自主度=预算内财政收入/预算内财政支出,其小于等于中位数的组为高财政分权组,大于中位数的组为低财政分权组;稳健性检验中使用各省财政收入/全国财政收入来度量财政分权,并进行分组检验
控制变量	经济发展水平	<i>Pergdp</i>	人均实际GDP=GDP/年末总人口
	城镇化率	<i>Urb</i>	城镇化率=城镇人口/年末总人口
	固定资产投资	<i>Perinv</i>	人均固定资产投资=固定资产投资额/年末总人口
	财政收入	<i>Perrev</i>	人均财政收入=各省、自治区、直辖市地方财政一般预算收入/年末总人口

于这一思路构建的估计模型。因此,为了消除内生性,本文选择动态面板数据模型对模型(1)进行估计。对于动态面板数据模型的估计,选择合适的工具变量是必要的,一阶差分GMM估计方法容易受到弱工具变量的影响而得出有偏的估计结果^[29],而系统GMM能很好地解决这一问题^①,因此本文选择系统GMM作为模型(1)的估计方法。

本文将模型(1)作为实证分析的基准回归模型,来检验增收节支效应(*LnTof*、*LnRfas*)、建立健全制度效应(*Eise*)对于地方政府债务增长的影响,我们主要关注*Audit_{it}*的系数 α_2 的符号及显著性,以检验假设H1、假设H1a、假设H1b;通过高、低债务规模省份子样本数据,考察政府审计对地方政府债务影响的空间异质性,检验假设H2和假设H3。此外,为了分析不同财政分权程度下,政府审计对于地方政府债务增长抑制作用的财政分权体制差异,我们使用财政分权指标的中位数对样本进行分组回归^②,如果高财政分权组,政府审计对于地方政府债务增长的抑制作用显著,而低财政分权组不显著,则说明财政分权越高,政府审计对于地方政府债务增长的抑制作用越强,以此来验证假设H4。

四、实证结果与分析

(一)描述性统计

表3列示了全样本主要变量的描述性统计结果,地方政府债务(*Debt*)数据的均值为987.861,最小值为2.239,最大值为3166.123,标准差为846.234,说明地方政府新增债务在样本期间内存在较大变异性,各省份存在较大差异。此外,政府审计相关数据,已上缴财政金额(*Tof*)、已减少财政拨款或补贴金额(*Rfas*)、建立健全制度效应虚拟变量

表3 全样本描述性统计(2004—2016年)

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值	p25	中位数	p75
<i>Debt</i>	403	987.861	846.234	2.239	3166.123	375.742	768.297	1342.931
<i>Tof</i>	403	24.926	42.311	0.147	279.976	3.349	10.317	26.207
<i>Rfas</i>	403	5.995	9.750	0.000	36.761	0.177	1.148	7.423
<i>Eise</i>	403	0.154	0.361	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000
<i>Fd</i>	403	0.504	0.206	0.064	0.951	0.375	0.454	0.663
<i>Gdp</i>	403	14726.825	14138.048	220.340	80854.910	4820.530	11164.300	19229.340
<i>Urb</i>	403	0.508	0.148	0.207	0.896	0.408	0.489	0.572
<i>Inv</i>	403	9520.739	9284.999	162.360	53322.940	2759.030	6688.910	12933.120
<i>Rev</i>	403	1486.535	1574.085	10.020	10390.350	388.780	1041.250	2030.880

①系统GMM和差分GMM的差异在于,系统GMM将差分方程和水平方程作为联立方程组,并用变量滞后项作为差分方程的工具变量,用差分方程的滞后项作为水平方程的工具变量,以此解决弱工具变量问题。

②对于地方财政自主度,由于其是财政分权的反向指标,其小于等于中位数的组为高财政分权组,大于中位数的组为低财政分权组。

(Eise)在样本期间也存在较大变异性,说明政府审计功能发挥在各省份间也存在较大差异。由于本文主要研究变量在样本期间存在充分变异性,说明研究具有可行性。

(二)估计结果

1.增收节支效应估计结果

为了保证估计结果的有效性,我们给出了AR(1)、AR(2)和Sargan检验,系统GMM估计要求扰动项的一阶差分存在一阶自相关性,而不存在二阶或更高阶的自相关性,即AR(1)检验的P值小于10%,AR(2)检验的P值大于10%,同时要求工具变量符合外生性条件的原假设,即Sargan检验的P值大于10%。表3中,(1)列—(6)列都通过了相关检验,表明模型扰动项的一阶差分存在一阶自相关,不存在二阶自相关和工具变量过度识别问题,说明模型估计结果是有效的,后文其余表格含义相同,不再赘述。

表4列示了政府审计增收节支效应对于地方政府债务增长的影响,其中(1)列—(3)列为增收效应估计结果,(4)列—(6)列为节支效应估计结果。第(1)列、第(3)列中LnTof的系数在1%的水平上显著为负,第(4)列、第(6)列中LnRfas的系数在1%的水平上显著为负,说明政府审计的增收节支效应能够抑制地方政府债务增长,假设H1a得到验证。同时,第(3)列、第(6)列中,LnTof、LnRfas的系数在1%的水平上显著为负,而第(2)列中LnTof的系数、第(5)列中LnRfas的系数都不显著,说明政府审计的增收节支效应,在低债务规模省份能够抑制地方政府债务增长,在高债务规模省份不存在抑制效应,假设H2得到验证。

控制变量中,(1)列—(6)列中,Pergdp的系数在1%的水平上显著为负,Urb、Perinv的系数在1%的水平上显著为正,表明经济发展水平与地方政府债务增长之间存在显著负相关关系,城镇化率、固定资产投资与地方政府债务增长之间存在显著正相关关系,研究结论与陈宝东和邓晓兰、李婷婷等的一致^[6,13]。对于Perrev的系数,在第(1)列、第(4)列中在1%的水平上显著为正,与李婷婷等的结论一致^[6],但在不同债务规模省份样本中存在差异。之所以出现这种结果,是因为,对于高债务规模省份,大多是中西部经济欠发达省份,经济发展水平较低,对公共产品的需求较低,财政支出规模相对较小,财政收入高时,能够弥补财政收支缺口,举债的动机较小,因此在高债务规模省份,财政收入与地方政府债务增长显著负相关;而低债务规模省份,大多是东部经济发达省份,经济发展水平高,对公共产品的需求较高,财政支出规模大,财政收入高时,对于缓解财政收支缺口的作用不大,在债务承受能力助推下,举债动机较强,因此,在低债务规模省份,财政收入与地方政府债务增长显著正相关。

表5列示了不同财政分权情境下,政府审计增收节支效应对于地方政府债务增长影响的估计结果,其中第(1)列、第(3)列为高财政分权下,政府审计增收节支效应对于地方政府债务增长影响的估计结果,第(2)列、第(4)列为低财政分权下,政府审计增收节支效应对于地方政府债务增长影响的估计结果。第(1)列中LnTof的系数在1%的水平上显著为负,第(3)列中LnRfas的系数在5%的水平上显著为负,说明在财政分权高时,政府审计增收节支效应对于地方政府债务增长的抑制作用显著。同时,第(2)列、第(4)列中,LnTof、LnRfas的系数都不显著,说明在低财政分权情境下,政府审计增收节支效应对于地方政府债务增长的影响不显著,即政府审计对于地方

表4 政府审计增收节支效应对于地方政府债务增长(2005-2014年)

变量	增收效应			节支效应		
	(1) 全样本	(2) 高债务规 模省份	(3) 低债务规 模省份	(4) 全样本	(5) 高债务规 模省份	(6) 低债务规 模省份
L.perdebt	0.493*** (20.710)	0.370*** (12.973)	0.277*** (2.955)	0.456*** (20.249)	0.364*** (13.619)	0.252*** (4.077)
LnTof	-0.006*** (-2.869)	-0.002 (-0.665)	-0.010*** (-3.549)			
LnRfas				-0.004*** (-8.126)	-0.000 (-0.071)	-0.007*** (-4.194)
Pergdp	-0.115*** (-22.139)	-0.084*** (-7.727)	-0.075*** (-8.421)	-0.119*** (-17.119)	-0.080*** (-9.509)	-0.083*** (-6.537)
Urb	0.680*** (38.055)	0.841*** (12.503)	0.675*** (4.698)	0.695*** (23.099)	0.828*** (12.055)	0.759*** (6.108)
Perinv	0.131*** (52.328)	0.159*** (25.922)	0.076*** (12.304)	0.139*** (43.167)	0.156*** (34.780)	0.084*** (10.060)
Perrev	0.102*** (3.526)	-0.216*** (-9.376)	0.006 (0.070)	0.108*** (3.951)	-0.213*** (-9.863)	0.031 (0.453)
Constant	-0.136*** (-12.092)	-0.237*** (-10.490)	-0.122* (-1.651)	-0.159*** (-15.958)	-0.238*** (-10.377)	-0.181*** (-2.910)
N	310	202	108	310	202	108
AR(1) (p值)	0.008	0.009	0.035	0.005	0.011	0.039
AR(2) (p值)	0.141	0.224	0.330	0.152	0.220	0.178
Sargan test (p值)	0.773	0.835	0.999	0.625	0.815	0.996

注:为了排除异常值对实证结果的影响,我们对研究样本进行了缩尾处理;L代表1阶滞后项;系数下方括号内的数值为Z值;*,**、***分别代表10%、5%和1%的显著性水平;模型估计方法为系统GMM;以下各表相同。

政府债务增长的抑制作用,在高财政分权情境下显著,在低财政分权情境下不存在这样的作用机理。说明财政分权越高,政府审计对于地方政府债务增长的抑制作用越强,假设 H4 得到验证。

2. 建立健全制度效应估计结果

表 6 列示了政府审计建立健全制度效应对于地方政府债务增长的影响,其中(1)列—(3)列为 2005—2016 年样本估计结果,(4)列—(6)列为 2010—2016 年样本估计结果。第(2)列、第(5)列中, *Eise* 的系数分别在 1%、5% 的水平上显著为负,说明政府审计建立健全制度效应能够抑制地方政府债务增长,假设 H1b 得到验证。第(2)列、第(5)列中 *Eise* 的系数显著为负,而第(3)列、第(6)列 *Eise* 的系数不显著,说明政府审计建立健全制度效应,在高债务规模省份能够抑制地方政府债务增长,在低债务规模省份,不存在这样的作用机理,假设 H3 得到验证。此外,第(2)列、第(5)列中 *Eise* 的系数都显著为负,但第(5)列 *Eise* 系数的绝对值大于第(2)列(0.039>0.025),且(1)列—(3)列 2005—2016 年样本估计结果与(4)列—(6)列 2010—2016 年样本估计结果差异不大,说明政府审计建立健全制度效应抑制地方政府债务增长的作用主要源于地方政府性债务审计。

表 7 列示了不同财政分权情境下,政府审计建立健全制度效应对于地方政府债务增长影响的估计结果,其中第(1)列、第(3)列为高财政分权情境下,2005—2016 年和 2010—2016 年样本估计结果,第(2)列、第(4)列为低财政分权情境下,2005—2016 年和 2010—2016 年样本估计结果。第(1)列、第(3)列中, *Eise* 的系数在 1% 的水平上都显著为负,说明在高财政分权情境下,政府审计建立健全制度效应能够抑制地方政府债务增长。同时,第(2)列、第(4)列 *Eise* 的系数都不显著,说明在低财政分权情境下,政府审计建立健全制度效应对于地方政府债务增长的影响不显著,即政府审计对于地方政府债务增长的抑制作用,在高财政分权情境下显著,在低财政分权情境下不存在这样的作用机理。可见,财政分权越高,政府审计抑制地方政府债务增长的作用越强,假设 H4 得到验证。第(1)列、第(3)列中 *Eise* 的系数都在 1% 的水平上显著为负,但第(3)列 *Eise* 系数的绝对值大于第(1)列(0.075>0.045),且(1)列—(2)列 2005—2016 年样本估计结果与(3)列—(4)列 2010—2016 年样本估计结果差异不大,说明政府审计建立健全制度效应抑制地方政府债务增长的作用主要源于地方政府性债务审计。

表 5 政府审计增收节支效应与地方府债务增长:不同财政分权情境下的检验(2005-2014 年)

变量	增收效应		节支效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	高财政分权	低财政分权	高财政分权	低财政分权
<i>L.perdebt</i>	0.698*** (10.392)	0.581*** (17.680)	0.776*** (9.970)	0.544*** (13.158)
<i>LnTof</i>	-0.007*** (-3.028)	0.001 (0.609)		
<i>LnRfas</i>			-0.002** (-2.464)	-0.002 (-1.110)
<i>Pergdp</i>	-0.175*** (-15.673)	-0.074*** (-11.238)	-0.153*** (-10.267)	-0.066*** (-8.658)
<i>Urb</i>	0.763*** (6.929)	0.496*** (16.049)	0.757*** (4.721)	0.495*** (18.754)
<i>Perinv</i>	0.183*** (8.619)	0.092*** (26.657)	0.166*** (9.651)	0.095*** (24.684)
<i>Perrev</i>	0.078 (0.497)	0.038 (1.167)	0.203 (0.937)	-0.002 (-0.060)
<i>Constant</i>	-0.153*** (-4.446)	-0.113*** (-5.269)	-0.180*** (-3.380)	-0.122*** (-6.321)
N	156	154	156	154
AR(1) (p 值)	0.036	0.017	0.027	0.016
AR(1) (p 值)	0.399	0.234	0.479	0.221
Sargan test(p 值)	0.669	0.480	0.554	0.413

表 6 政府审计建立健全制度效应与地方政府债务增长

变量	2005—2016 年			2010—2016 年		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本	高债务规模省份	低债务规模省份	全样本	高债务规模省份	低债务规模省份
<i>L.perdebt</i>	0.567*** (24.613)	0.543*** (13.442)	0.598*** (5.336)	0.538*** (7.555)	0.539*** (9.025)	0.698*** (4.020)
<i>Eise</i>	0.003 (0.310)	-0.025*** (-2.930)	0.007 (0.356)	-0.012 (-0.811)	-0.039** (-2.254)	-0.001 (-0.060)
<i>LnTof</i>	0.005*** (3.051)	0.005* (1.744)	-0.003 (-0.951)	0.001 (0.256)	-0.001 (-0.135)	-0.007*** (-3.052)
<i>LnRfas</i>	-0.008*** (-3.735)	-0.019*** (-3.784)	-0.006 (-1.514)	-0.016** (-2.232)	-0.030*** (-5.297)	-0.000 (-0.132)
<i>Pergdp</i>	-0.198*** (-31.519)	-0.172*** (-12.425)	-0.114*** (-9.750)	-0.233*** (-11.950)	-0.230*** (-8.152)	-0.093*** (-6.089)
<i>Urb</i>	0.621*** (14.650)	0.997*** (9.783)	0.259 (1.385)	0.345*** (2.692)	0.817*** (5.346)	-0.309*** (-3.386)
<i>Perinv</i>	0.167*** (33.046)	0.210*** (24.475)	0.084*** (8.197)	0.183*** (19.853)	0.252*** (18.922)	0.070*** (5.998)
<i>Perrev</i>	0.488*** (15.956)	-0.017 (-0.356)	0.349*** (6.224)	0.691*** (8.348)	0.188 (1.175)	0.399*** (4.473)
<i>Constant</i>	-0.080*** (-4.358)	-0.259*** (-6.784)	0.024 (0.282)	0.100** (1.991)	-0.132** (-2.520)	0.229*** (4.447)
N	372	250	122	217	140	77
AR(1) (p 值)	0.001	0.013	0.055	0.003	0.033	0.024
AR(2) (p 值)	0.766	0.743	0.170	0.505	0.816	0.219
Sargan test (p 值)	0.227	0.498	0.927	0.333	0.258	0.568

表7 政府审计建立健全制度效应与地方政府债务增长：不同财政分权情境下的检验

变量	2005—2016年		2010—2016年	
	(1) 高财政分权	(2) 低财政分权	(3) 高财政分权	(4) 低财政分权
<i>L.perdebt</i>	0.411*** (4.232)	0.495*** (4.667)	0.545*** (7.231)	0.386*** (2.686)
<i>Eise</i>	-0.045*** (-3.272)	0.027 (1.346)	-0.075*** (-6.853)	0.033 (1.226)
<i>LnTof</i>	-0.003** (-2.013)	0.013*** (2.912)	-0.006 (-1.530)	0.008 (1.003)
<i>LnRfas</i>	-0.011** (-2.002)	-0.021*** (-4.010)	-0.008* (-1.653)	-0.027** (-2.488)
<i>Pergdp</i>	-0.194*** (-12.321)	-0.151*** (-12.498)	-0.257*** (-9.960)	-0.131*** (-3.750)
<i>Urb</i>	0.790*** (2.758)	0.796*** (4.307)	1.207*** (6.065)	0.522** (2.319)
<i>Perinv</i>	0.189*** (16.017)	0.168*** (14.805)	0.205*** (12.754)	0.175*** (11.355)
<i>Perrev</i>	0.375*** (2.826)	0.220*** (3.412)	0.499** (1.997)	0.168 (0.970)
Constant	-0.139 (-1.486)	-0.224** (-2.371)	-0.235*** (-3.952)	-0.093 (-0.807)
N	187	185	105	112
AR(1) (p值)	0.013	0.005	0.013	0.015
AR(2) (p值)	0.642	0.745	0.333	0.781
Sargan test(p值)	0.972	0.895	0.410	0.692

(三)稳健性检验

1. 安慰剂检验

前文中,我们把2015年及以后年度设置为1,其他年度设置为0,使用2005—2016年以及2010—2016年样本,考察政府审计的建立健全制度效应。我们把政策实施年度往前推到2014年^①,将2014年及以后年度设置为1,其他年度设置为0,对模型(1)进行重新估计,估计结果见表8、表9。表8中,(1)列—(6)列*Eise*的系数都显著为正,说明以2014年作为政策冲击年度衡量建立健全制度效应,其抑制地方政府债务增长的效应并不存在。表9中,(1)列—(4)列*Eise*的系数都显著为正,说明以2014年作为政策冲击年度衡量建立健全效应,在不同财政分权情境下,政府审计抑制地方政府债务增长的效应并不存在。可见,本文把2015年及以后年度设置为1,衡量政府审计建立健全制度效应具有合理性。

2. 更换财政分权变量

对于财政分权的衡量,学者们还使用各省地方财政收入与全国财政收入之比来度量^[30]。因此,我们也使用这一指标作为财政分权的代理变量,对模型(1)进行分组回归,估计结果见表10、表11,结果与前文一致。

表8 政府审计建立健全制度效应与地方政府债务增长

变量	2005—2014年			2010—2014年		
	(1) 全样本	(2) 高债务规模省份	(3) 低债务规模省份	(4) 全样本	(5) 高债务规模省份	(6) 低债务规模省份
<i>Eise</i>	0.046*** (5.736)	0.045*** (5.096)	0.080*** (2.863)	0.041*** (3.302)	0.044*** (2.961)	0.057*** (3.108)
<i>LnTof</i>	0.004*** (3.568)	0.002 (1.048)	-0.002 (-0.722)	0.004 (0.824)	-0.003 (-0.591)	-0.015*** (-2.918)
<i>LnRfas</i>	-0.015*** (-6.069)	-0.025*** (-4.197)	-0.003 (-0.432)	-0.019*** (-4.167)	-0.033*** (-6.021)	0.002 (0.391)
Controls	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Constant	-0.091*** (-4.683)	-0.246*** (-6.269)	0.116 (1.567)	0.072* (1.692)	-0.105** (-2.253)	0.330*** (5.604)
N	372	250	122	217	140	77
AR(1) (p值)	0.001	0.021	0.058	0.003	0.047	0.028
AR(2) (p值)	0.770	0.620	0.631	0.874	0.694	0.794
Sargan test(p值)	0.239	0.335	0.790	0.260	0.332	0.500

表9 政府审计建立健全制度效应与地方政府债务增长：不同财政分权情境下的检验

变量	2005—2016年		2010—2016年	
	(1) 高财政分权	(2) 低财政分权	(3) 高财政分权	(4) 低财政分权
<i>Eise</i>	0.037*** (3.644)	0.067*** (6.457)	0.052*** (5.986)	0.057*** (3.722)
<i>LnTof</i>	-0.001 (-0.247)	0.008* (1.947)	-0.006** (-2.321)	0.005 (0.891)
<i>LnRfas</i>	-0.004 (-0.556)	-0.013*** (-3.979)	-0.015** (-2.176)	-0.016 (-1.400)
Constant	0.004 (0.012)	-0.132*** (-2.764)	-0.328*** (-3.965)	-0.218 (-0.579)
N	187	185	105	112
AR(1) (p值)	0.031	0.007	0.022	0.014
AR(2) (p值)	0.673	0.315	0.232	0.241
Sargan test(p值)	0.851	0.846	0.361	0.455

表10 政府审计增收节支效应与地方政府债务增长：不同财政分权情境下的检验(2005—2014年)

变量	增收效应		节支效应	
	(1) 高财政分权	(2) 低财政分权	(3) 高财政分权	(4) 低财政分权
<i>LnTof</i>	-0.006*** (-2.959)	-0.003 (-1.233)		
<i>LnRfas</i>			-0.005*** (-3.021)	-0.002 (-1.606)
Controls	控制	控制	控制	控制
Constant	-0.043 (-1.434)	-0.217*** (-3.760)	-0.128*** (-2.950)	-0.286*** (-3.042)
N	159	151	159	151
AR(1) (p值)	0.017	0.042	0.020	0.053
AR(2) (p值)	0.142	0.669	0.111	0.613
Sargan test(p值)	0.475	0.732	0.531	0.673

①我们也把政策实施年度往前推到2013年、2012年、2011年,结论基本一致,此处没有列出,感兴趣的读者可以向作者索取。

表 11 政府审计建立健全制度效应与地方政府债务增长:不同财政分权情境下的检验

变量	2005—2016年		2010—2016年	
	(1) 高财政分权	(2) 低财政分权	(3) 高财政分权	(4) 低财政分权
<i>Eise</i>	-0.077*** (-2.971)	0.041 (1.245)	-0.100*** (-3.414)	0.041 (0.737)
<i>LnTof</i>	0.001 (0.260)	0.002 (0.251)	0.005 (0.677)	0.001 (0.062)
<i>LnRfas</i>	-0.013 (-1.143)	-0.008 (-0.545)	-0.001 (-0.059)	-0.014 (-0.695)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	-0.355* (-1.937)	0.116 (0.844)	-0.307*** (-3.038)	0.191 (1.183)
<i>N</i>	181	191	87	130
AR(1) (<i>p</i> 值)	0.012	0.006	0.010	0.007
AR(2) (<i>p</i> 值)	0.388	0.780	0.252	0.750
Sargan test(<i>p</i> 值)	0.901	0.863	0.687	0.365

表 12 政府审计增收节支效应与地方政府债务增长(2005—2016年)

变量	增收效应			节支效应		
	(1) 全样本	(2) 高债务规模省份	(3) 低债务规模省份	(4) 全样本	(5) 高债务规模省份	(6) 低债务规模省份
<i>LnTof</i>	0.005 (1.039)	0.000 (0.062)	-0.006** (-2.044)			
<i>LnRfas</i>				-0.002*** (-2.743)	-0.005** (-2.327)	-0.010*** (-3.772)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	-0.087 (-0.982)	-0.255*** (-10.881)	-0.032 (-0.425)	-0.014 (-0.988)	-0.215*** (-8.881)	0.072** (2.237)
<i>N</i>	372	250	122	353	243	110
AR(1) (<i>p</i> 值)	0.001	0.007	0.083	0.001	0.009	0.047
AR(2) (<i>p</i> 值)	0.763	0.838	0.273	0.375	0.345	0.244
Sargan test(<i>p</i> 值)	0.195	0.288	1.000	0.593	0.255	0.865

3. 增加地方政府债务实施限额管理后的样本

在研究政府审计增收节支效应时,我们剔除了2015年及以后年度,地方政府债务实施限额管理后的样本。我们将这部分样本纳入到回归方程中,对模型(1)进行估计,估计结果见表12、表13,结果与前文基本一致。

表 13 政府审计增收节支效应与地方政府债务增长:不同财政分权情境下的检验(2005—2016年)

变量	增收效应		节支效应	
	(1) 高财政分权	(2) 低财政分权	(3) 高财政分权	(4) 低财政分权
<i>LnTof</i>	-0.001 (-0.619)	0.011 (1.267)		
<i>LnRfas</i>			-0.003** (-2.480)	-0.003 (-0.391)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	-0.194*** (-2.800)	-0.115 (-1.032)	-0.144* (-1.800)	-0.042 (-0.385)
<i>N</i>	187	185	169	184
AR(1) (<i>p</i> 值)	0.088	0.008	0.080	0.008
AR(2) (<i>p</i> 值)	0.611	0.698	0.859	0.766
Sargan test(<i>p</i> 值)	0.811	0.817	0.917	0.779

五、结论与建议

本文以2005—2016年我国31个省级政府为研究样本,通过构建动态面板数据模型,从财政分权的视角,研究了政府审计与地方政府债务增长之间的关系及其作用机理。通过研究得出以下结论:

(1)政府审计能够通过发挥增收节支效应和建立健全制度效应,抑制地方政府债务增长。(2)政府审计增收节支效应在低债务规模省份能够抑制地方政府债务增长;政府审计建立健全制度效应在高债务规模省份能够抑制地方政府债务增长,且政府审计建立健全制度效应对于地方政府债务的抑制作用主要源于地方政府性债务审计。(3)不同财政分权程度下,政府审计对于地方政府债务增长的抑制作用存在差异,财政分权越高,政府审计抑制地方政府债务增长的作用越强。研究对于充分发挥政府审计的地方政府债务治理效应,防范地方政府债务风险,具有理论和现实意义。

基于研究结论,我们提出以下政策建议:(1)政府审计在地方政府债务治理中,应通过充分发挥增收节支效应,缓解地方政府财政收支缺口,从而降低地方政府举债的冲动;通过发挥建立健全制度效应,完善地方政府债务治理相关的政策制度,规范转移支付行为、地方政府土地出让行为和融资平台举债行为,从而抑制地方政府债务增长。(2)政府审计在加大地方政府性债务审计的同时,也应充分利用财政审计、金融审计、投资审计、经济责任审计等审计方式在地方政府债务治理中发挥的作用,通过加大各种审计方式的协同治理,重点关注转移支付资金、土地出让资金以及地方政府融资平台资金使用和管理的规范性,通过提出审计对策建议,规范地方政府支出责任,化解预算软约束问题,降低地方政府借助土地资源举债的冲动,抑制地方政府债务增长。(3)在地方政府性债务审计以及财政审计、金融审计、投资审计、经济责任审计等审计过程中,政府审计机关要关注不同财政分权情境下,政府审计对于地方政府债务增长抑制作用的差异。尤其是在财政收支缺口较大,预算软约束问题较为严重以及借助土地资源举债冲动较为严重的地区,地方政府更应该重视政府审计工作,为政府审计机关创造良好的审计环境,配置充足的审计资源,以充分发挥政府审计抑制地方政府债务增长的作用。此外,政府审计机关在审计的过程中,也应从财政分权的视角关注地方政府债务增长的机理,提出化解地方政府债务增长的对策建议,找到抑制地方政府债务增长的相关路径,以防范地方政府债务风险。

参考文献:

- [1] 徐长生,程琳,庄佳强.地方政府债务对地区经济增长的影响与机制——基于面板分位数模型的分析[J].经济学家,2016(5):77-86.
- [2] 李玲,卢红柱,牟遥.地方政府性债务问题的审计思考[J].审计研究,2011(5):8-12.
- [3] 王世成,李袁婕.基于审计结果的我国地方政府性债务问题原因分析和对策建议[J].审计研究,2013(5):40-45.
- [4] 袁洁,夏飞.基于审计视角的地方政府性债务管理探讨[J].财政研究,2012(2):32-34.
- [5] 曾康霖,吕劲松.加强地方政府性债务管理的审计思考[J].审计研究,2014(1):31-34.
- [6] 李婷婷,赵树宽,戴志敏.基于审计结果的地方政府性债务适度规模研究[J].审计研究,2015(3):35-40.
- [7] 宋夏云,马逸流,沈振宇.国家审计在地方政府性债务风险管理中的功能认知分析[J].审计研究,2016(1):45-52.
- [8] 张亿东,李彦霖.地方政府债务清查及“排雷”风险[R].兴业证券A股策略报告,2013.
- [9] 杨志勇.中央和地方事权划分思路的转变:历史与比较的视角[J].财政研究,2016(9):2-10.
- [10] 刘昊,陈工.地方政府债务规模的决定因素:探求省际差异的来源[J].财政研究,2019(2):30-43.
- [11] 冀云阳,付文林,束磊.地区竞争、支出责任下移与地方政府债务扩张[J].金融研究,2019(1):128-147.
- [12] 刘承礼.省以下政府间事权和支出责任划分[J].财政研究,2016(12):14-27.
- [13] 陈宝东,邓晓兰.财政分权、金融分权与地方政府债务增长[J].财政研究,2017(5):38-53.
- [14] 龚强,王俊,贾坤.财政分权视角下的地方政府债务研究:一个综述[J].经济研究,2011(7):144-156.
- [15] 刘丹,李永友,童幼稚,刘易鑫.中国财政体制垂直失衡:测度方法与特征分析[J].经济学家,2018(10):80-89.
- [16] 姜子叶,胡育蓉.财政分权、预算软约束与地方政府债务[J].金融研究,2016(2):198-206.
- [17] 闫先东,廖为鼎.基础设施投资、财政支出分权与最优地方政府债务规模[J].财政研究,2019(2):44-58.
- [18] 刘尚希.财政分权改革——“辖区财政”[J].中国改革,2009(6):74-75.
- [19] 蒋省三,刘守英,李青.土地制度改革与国民经济成长[J].管理世界,2007(9):1-9.
- [20] 周黎安.晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因[J].经济研究,2004(6):33-40.
- [21] 孙建飞,袁奕.财政分权、土地融资与中国的城市扩张[J].上海经济研究,2014(12):50-59.
- [22] 范剑勇,莫家伟.地方债务、土地市场与地区工业增长[J].经济研究,2014(1):41-55.
- [23] 吕健.地方政府债务对经济增长的影响分析——基于流动性的视角[J].中国工业经济,2015(11):16-31.
- [24] 贾俊雪,张晓颖,宁静.多维晋升激励对地方政府举债行为的影响[J].中国工业经济,2017(7):5-23.
- [25] 庞保庆,陈硕.央地财政格局下的地方政府债务成因、规模及风险[J].经济社会体制比较,2015(5):45-57.
- [26] 陈硕,高琳.央地关系:财政分权度量及作用机制再评估[J].管理世界,2012(6):43-59.
- [27] 孙群力.中国地方政府规模影响因素的实证研究[J].财政研究,2010(1):38-41.
- [28] 洪源,秦玉奇,王群群.地方政府债务规模绩效评估、影响机制及优化治理研究[J].中国软科学,2015(11):161-175.
- [29] Blundell R, Bond S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models[J]. Economics Papers, 1998,87(1):115-143.
- [30] 何德旭,苗文龙.财政分权是否影响金融分权——基于省际分权数据空间效应的比较分析[J].经济研究,2016(2):42-55.

[责任编辑:高婷]

Can Government Audit Inhibit the Growth of Local Debt? From the Perspective of Fiscal Decentralization

MA Dongshan^a, HAN Liangliang^a, ZHANG Shengqiang^b

(a.School of Business, Liaoning University, b.Sun Wah International School of Business Shenyang 110136, China)

Abstract: Based on 31 provincial governments in China from 2005 to 2016, this paper constructs a dynamic panel data model to study the relationship between government audit and local government debt growth and its mechanism from the perspective of fiscal decentralization. The study finds that government audit can restrain the growth of local government debt, and the effect of income increase and expenditure saving can play a more inhibitory role in the low-debt-scale provinces, and the effect of establishing a sound system can play a more inhibitory role in the high-debt-scale provinces. Further research finds that the effect of government audit on local government debt governance is different in fiscal decentralization system. The higher the fiscal decentralization is, the stronger the restraint effect of government audit on the growth of local government debt will be. The study has a theoretical and practical significance for the government audit giving full play the effect of local government debt governance and preventing the risk of local government debt.

Key Words: government audit; local government debt; fiscal decentralization; the effect of income increase and expenditure saving; the effect of establishing a sound system; transfer payment; budgetary soft constraint