

地方债务发行与产业结构效应

司海平 刘小鸽 范玉波^{*}

摘要: 地方政府在产业结构变迁中的作用不容忽视。地方债务一定程度上体现着地方的财政自主权,从地方发债的角度可以更为准确地衡量政府有形之手的产业结构效应。本文利用2009–2014年城投债地级市面板数据对地方政府在产业结构变迁中的作用进行了考察,实证结果显示地方债务发行产生了明显的经济结构效应:增加了第三产业占比、降低了第二产业占比。分样本回归发现该效应在东部地区较为显著,在中西部地区并不明显。本文认为地方发债可以成为地方政府自主调节产业结构变动的财政手段,但其是否对产业结构产生正面影响取决于其是否投向相宜地区与规范发行。

关键词: 地方政府;城投债;产业结构效应

一、引言

如何优化经济结构是我国实现高质量经济增长需要回答的关键问题之一。尤其是近年来,中国经济开始进入新常态,经济结构调整被提到更加重要的位置上。在产业结构变迁中,市场的力量得到大多数学者的认同(林毅夫,2011;江飞涛等,2014;徐朝阳、周念利,2015),而政府在其中所发挥的作用却一直未有定论,有待进一步的研究。

一些学者认为政府的“有形之手”对产业结构调整与优化存在负面效应(安苑、王珺,2012;褚敏、靳涛,2013)。然而如果仅考虑政府对产业调节不利的一面,我们将无法充分解释在基础设施薄弱的改革开放初期,我国第三产业实现快速发展的历史事实(陆凯旋,2005)。一些其他国家的经验也表明,在产业结构优化过程中,政府的作用不可忽视。Nadiri和Mamuneas(1994)发现美国政府对公共基础设施和R&D的投资降低了制造业成本,提高了制造业劳动生产效率,进而影响了产业结构的变迁;Pereira和Andraz(2007)通过考察葡萄牙政府的交通运输设施投资对十八种产业的影响,发现政府投资通过挤进私人投资与促进就业推动了产业升级。

进一步而言,由于财政政策是中国政府实施宏观经济调控的主要手段之一,不少学者从财政支出的角度研究政府在产业结构变迁中的作用。储德银和建克成(2014)认为教育支出和科技支出对产业结构调整存在正向作用。严成樑等(2016)研究发现生产性财

^{*}司海平,山东大学经济研究院,邮政编码:250100,电子信箱:haipingsi@foxmail.com;刘小鸽,北京大学国家发展研究院,邮政编码:100871;范玉波,山东社会科学院政策研究室,邮政编码:250002。

本文是第二届“中国经济增长与发展博士论坛”入选论文。感谢博士论坛点评嘉宾和匿名审稿人提出的宝贵修改意见,当然文责自负。

政支出和福利性财政支出促进了产业结构变迁。上述文献一定程度上反映了政府的财政手段对产业结构的调节能力,但地方政府的财政收入中有一部分为中央的转移支付且多有硬性要求。如果仅笼统地考虑总的财政支出,我们将难以准确检验地方政府在产业结构变迁中的自主性作用,进而无法考察不同禀赋的地方政府在面临不同资金约束时在经济发展过程中的作用力度。在中国现行财政分权体系下,预算外收入一定程度上反映了地方在中央约束下的财政自主程度,也是中国地方政府进行经济建设的主要资金来源之一。地方政府通过发债可以减轻资金约束、增加财政自主权(范剑勇、莫家伟,2014)。地方债务一定程度体现着地方的财政自主权,从发债的角度审视地方政府在产业结构变迁中的作用,可以更为精确地考察地方政府有形之手的产业效应,对该领域的既有研究形成有益补充。

中国经济持续高速增长的过程中,一个重要特征是产业结构也在不断变迁,同时地方发债又带有浓重的主观能动性色彩。这为我们研究政府在产业结构调整过程中所发挥的作用提供了经验事实。一方面地方发债通过放松政府资金约束以及和晋升激励相结合,促使地方政府在推动经济增长中发挥了积极的作用(陈菁、李建发,2015;吕健,2015)。我国进入新常态后,经济下行压力较大,财政收入增速维持较低水平。随着“保增长”政策的不断加码,财政支出大幅增加^①,地方债务融资在此背景下尤其重要。另一方面随着经济的进一步发展,债务迅速积累导致了地方经济逐渐出现了过度投资、产能过剩等种种现象(安国俊,2013)。这似乎表明,地方政府对经济增长的积极推动一定程度上是以经济结构的失衡作为代价的。作为地方政府实施财政政策的手段之一,债务发行对产业调整的作用效果如何?地方在为“稳增长”而发债的同时是否与中央“调结构”的任务目标相冲突?本文研究地方债务发行的产业结构效应,无论是对于深化地方发债行为的认识,还是对于解决我国所面临的经济结构失衡问题,都具有重要的现实意义。

本文利用2009–2014年地级市城投债面板数据考察了地方发债对产业结构的影响。本文主要贡献如下:(1)鲜有研究从债务发行的角度考察地方政府在产业结构变迁中所发挥的作用,本文一定程度上填补这方面的工作。文章分别在静态面板和动态面板框架内使用不同计量方法检验了地方发债对于产业结构变动的作用效果,为政府能够在产业结构变迁中起到支持作用提供进一步的经验性证据。(2)本文详细探究了城投债的支出投向及其对不同产业的影响,加深了对城投债这一地方政府融资方式的经济后果的认识。(3)本文还考察了地方发债产业结构效应的区域异质性,所得结论对于今后地方政府自主发债投向有一定现实指导意义。

文章按如下几个部分展开:第二部分对地方政府债务、产业结构变迁等相关文献进行了综述,并在此基础之上讨论了地方债务发行导致产业结构调整机制;第三部分对本文所用数据及方法进行了说明;第四部分是实证结果分析;最后一部分是结论和政策含义。

二、文献综述与理论机制

(一) 产业结构变迁的逻辑

既有文献多从需求、供给的角度解释产业结构变化的内生特征。需求驱动理论建立

^①广发证券发展研究中心, http://finance.ifeng.com/a/20160128/14194470_0.shtml。

在恩格尔定律基础之上。由于消费者的偏好程度不同,随着消费者收入的提高,需求弹性大的部门增长更快,导致生产要素向这些部门流动进而引起产业结构的变迁(Kongsamut et al., 2001; Gollin et al., 2002, 2004)。而供给驱动理论则着眼于各行业生产技术方面的差异。行业间存在不同的技术进步率,这将改变产出的相对价格进而对要素的需求也发生变化,因此产业结构将随着技术进步而发生变动(Ngai and Pissarides, 2007)。在此基础上,有学者发现行业间要素产出弹性的差异、生产要素之间的替代弹性差异也将影响要素的行业分配进而导致产业结构变迁(Acemoglu and Guerrieri, 2008; Alvarez-Cuadrado et al., 2016)。

不论是需求方面还是供给方面,产业结构变迁的本质原因都是生产要素在不同经济部门之间的重新配置。一个经济体的产业结构由其特定的要素禀赋所决定,要素禀赋结构的变动将推动产业结构的变迁。其中基础设置^①作为要素禀赋一个重要的组成部分,其变动也会带动产业结构调整。林毅夫(2011)认为,经济结构变动需要政府因势利导的支持,并为政府推动产业结构变动提供了一般性的理论分析框架。郭小东等(2009)利用跨国数据进行实证研究,发现政府支出改变了全要素生产率以及劳动、资本在不同产业间的积累,对三次产业变动产生影响。严成樑等(2016)发现,政府的生产性支出和福利性支出分别通过提高全要素生产率与提升居民福利促进了产业结构变迁。石奇和孔群喜(2012)认为,政府财政支出通过改变生产要素在不同产业部门的积累,优化了三次产业结构的资源配置,改善了经济结构。可见政府,尤其是掌握实际事权的地方政府,在产业结构变动中发挥了很大作用。

(二) 地方政府发债的产业结构效应

1994年的《预算法》^②规定地方政府不得发行债券。为解决资金需求和财政紧缺之间的矛盾,地方政府绕过法律的诸多限制在债券市场上进行融资,即发行城投债^③。从承销商到投资者,所有债券发行环节的参与者都将城投债发行主体视为地方政府。因此,城投债具有“准市政债”的特征与地位,其发债资金投向直接体现着地方政府的投资意愿。从城投债视角研究地方政府在产业结构变迁中的作用,不仅能够加深对地方政府自主发债经济后果的认识,而且有助于理解产业结构变迁的逻辑。

地方政府通过发债将对第二、三产业产生直接效应:

如图1所示,城投债主要投向建筑业,电力、热力、燃气及水生产和供应业等第二产业,以及房地产业,交通运输、仓储和邮政业等第三产业。可见城投债主要带动了地方政府对建筑业、房地产业和交通运输业等方面的生产性支出,而对于福利性支出——卫生和社会工作等投入极少。将城投债投向的细致分类总结到三个产业里面,城投债直接投向第二产业48%,直接投向第三产业25%^④。所以地方发债对第二产业与第三产业均产生

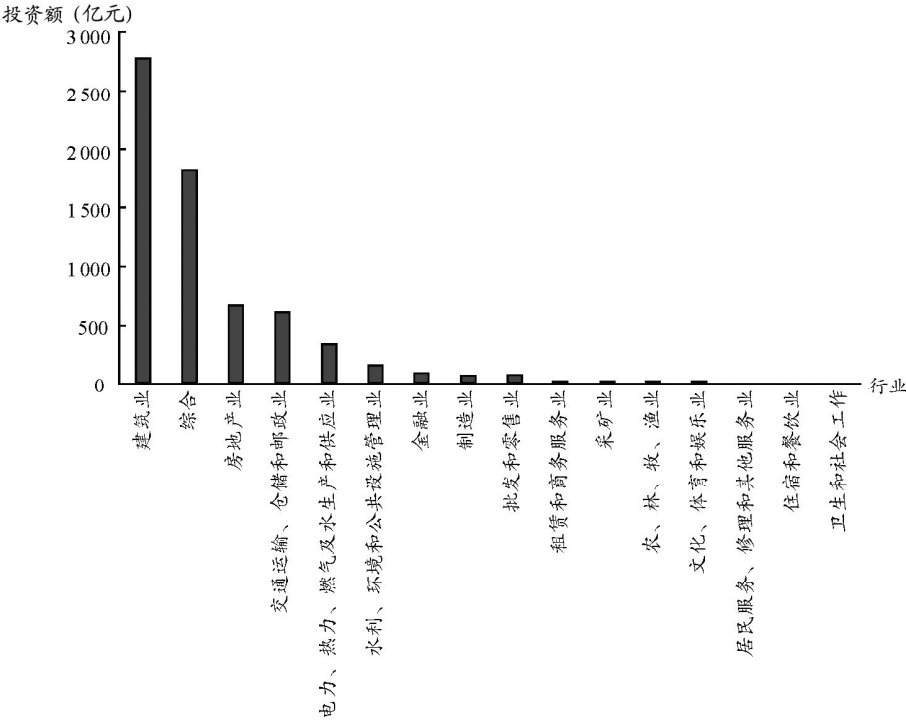
^①包括硬性和软性基础设置,硬性基础设置如交通、电力系统等公共设施,软性基础设置如制度、价值观体系和经济安排等。

^②《预算法》第二十八条规定:地方各级预算按照量入为出、收支平衡的原则编制,不列赤字。除法律和国务院另有规定外,地方政府不得发行地方政府债券。

^③http://www.bj.xinhuanet.com/hbpd/2014-05/23/c_1110823089.htm.

^④按照银监会行业分类标准,图1中农、林、牧、渔业属于第一产业;建筑业,采矿业制造业,电力、热力、燃气及水生产和供应业属于第二产业;房地产业等其他行业归为第三产业。

直接的正向效应,但对第二产业还是第三产业的促进作用更大还需要更细致的分析与更精确的实证考察。



说明:数据来源于 Wind 数据库。

图 1 2009-2014 年城投债细分行业投向

地方发债将对第二、三产业产生间接效应:

我们首先从供给的角度出发,分不同债务投向考察城投债如何通过生产要素间接影响产业结构变迁。(1)城投债促进了劳动力转移和技术水平提高。从图 1 可以看出,城投债在建筑业方向的投入占较大比例,并且投向建筑业的资金具体用于推进动拆迁、旧城改造以及建设保障性住房,加上对于交通运输、水利、电力等城市基础设施的投入,因此可以认为城投债是财力有限的地方政府推动城市化建设的一个重要力量^①。从转移劳动力的流向上看,目前中国正处于第二产业转型升级时期,需要高技能劳动力,而第三产业处于发展初期,能更好地消化吸收低水平技能劳动力。城镇化率的提高还将增加地区对服务业的需求,吸引更多的劳动力流向服务业。此外,城市化进程的加快促进了产业集聚,使产业间技术水平和创新能力提高,形成带动产业升级的强大引擎(Michaels et al., 2012; 张浩然、衣保中, 2012),促进全要素生产率的提高。(2)城投债影响了资本积累与资本成本。地方政府在经济发展过程中,可以利用发行债务来获取预算外收入以改进硬性和软性基础设置,进而在产业调整中产生积极作用。城投债投向基础设施建设领域,不仅直接增加社会固定资本,通过改变不

^①参见: <http://www.newone.com.cn/research/read/1569575>, <http://finance.sina.com.cn/money/bond/20130225/140014637799.shtml>。

同产业的资本积累进而促进产业结构变动(郭小东等,2009),还将间接产生集聚效应,带动基础设施相关产业发展,如铁路、其他交通运输设备制造业等,影响人力资本与物质资本的积累。从资本成本的角度看,一方面,地方发债通过完善基础建设被资本化到土地价格中;另一方面,由于地方债务的主要还款来源是土地收入,政府有动力推动房价上涨,生产成本的上升将会影响工业企业利润,阻碍第二产业的发展(黄少安等,2012)。

其次,我们从需求的角度分析其他债务投向如何间接影响产业结构变动。根据图1所示,有部分城投债被投入到金融业、文化、体育和娱乐业、卫生和社会工作等有利于民生消费性支出的产业中。一方面,政府民生消费性支出的增加将引导居民消费模式发生改变,促进居民在文化、娱乐、体育等领域的非物质产品消费,带动相关第三产业就业和产业结构调整。另一方面,政府对于卫生教育的投入会间接改善居民福利、提高居民收入与稳定居民预期,根据广义恩格尔定律,将会增加该地区对第三产业的需求。

从国际产业结构演进的经验看,由现代服务业逐步取代传统工业,是发展中国家成功迈向高收入国家必须经历的产业结构变迁阶段。尽管综合上述分析,我们认为地方债务势必会影响第二、三产业发展,但是由于作用渠道更为复杂,城投债发行会对二三产业产生怎样的作用,是否会促进结构变迁,则需要通过具体实证检验才能得到有效的结论。

三、变量说明与数据描述

在实证部分,我们运用中国地级市城投债2009–2014年的发行数据考察地方政府发债行为在产业结构变动中的作用。时间范围的选择主要出于以下两方面的考虑:一是由于2009年城投债才开始在全国范围大规模发行;二是为了控制2008年中央政府四万亿投资计划对产业结构的外生影响。因此,我们选择2009年为数据分析的时间起点^①。

(一)被解释变量:产业结构

既有文献通常用三次产业的比例关系来衡量产业结构演进程度,是反映产业结构发展较为直接、客观的指标。在此,我们借鉴这一做法,选取了第二产业产值占GDP比重、第三产业产值占GDP比重作为后文分析产业结构变迁的衡量指标。第二、三产业的数据来自国泰安数据库,少数缺失数据从《中国城市统计年鉴》中补充。

(二)核心解释变量:地方债务发行量

当前情况下,具体的地方债务发行数据难以获得,本文选取了城投债发行量作为地方发债程度的代理指标,主要基于以下考虑:在稳增长背景下,城投债作为拉动地方经济的重要融资来源和地方发债的主要形式^②,具有“准市政债”性质^③,能够比较准确地反映地方政府的发债行为;城投债数据涵盖债券各种基本信息,可靠且易获得。城投债的发行信息等数据均来源于Wind资讯。我们统计了2009–2014年的所有城投债,在此期间全国所有城市共发

^①2008年四万亿投资计划对产业结构影响的滞后效应在动态面板模型中可以控制一部分;2008年后城投债也许为了迎合中央的四万亿投资计划而发行,这体现了不同地方政府对于中央决策下达之后的反应程度,也属于地方政府的财政行为。

^②银监会下发的《关于加强地方融资平台风险监管的指导意见》基本关闭了融资平台获得贷款“输血”的通道,使城投债融资的重要性愈发凸显。

^③http://paper.people.com.cn/gjrb/html/2015-07/06/content_1583995.htm.

行了 5 839 只城投债。为了使数据具有可比性,我们将研究的范围聚焦到地级市层面。具体而言,我们将直辖市的数据剔除,然后把县级市发行主体并入到所在地级市。此外,鉴于西藏受到中央政府过多扶持政策,并且经济数据的缺失较多,我们的数据不包括西藏地区的样本。最后将地级市单年发行的城投债进行加总,得到不同城市不同年份的样本量 724 个。其中,2009-2014 年发债地级市个数分别是 58、65、96、174、146、185 个,即本文所用数据为非平衡面板数据。

(三) 控制变量

影响产业结构变迁的因素众多,我们先从生产要素,包括劳动、资本等渠道来分析,然后从产业结构变迁领域的已有文献中补充其他相对重要的控制变量。固定资产投资与人口增长率是最基本的要素积累因素,我们将其作为控制变量。人均 GDP 反映了当地的经济发展水平,不仅一定程度上代表了地区的产业结构发展阶段,而且还会吸引劳动与资本,直接对一个地域的产业结构产生影响。人口素质的提升可以通过提高劳动生产率、推动科学技术研发等方式对产业结构调整起到非常重要的作用。本文参考严成樑等(2016)、宋凌云等(2013)的文章,将采用每万人在校大学生人数作为人口素质的度量。外商投资通过技术溢出等途径作用于产业结构的形成与发展。另外,一些文献认为工资水平上升使人们收入提高,引起对消费品更多的需求,从而导致产业结构变迁(范玉波、刘小鸽,2016)。因此我们将上述提到的变量一一纳入回归方程。以上数据均来源于国泰安数据库,少数缺失数据从《中国城市统计年鉴》中补充。

如表 1 所示,人均城投债达到 1 219 元,可见城投债已成为地方债务的很大一部分。人均城投债最小值只有 42.74 元,最大值为 9 026 元,标准差也很大,这表明我国城投债的发行存在较大的区域差异。第三产业占比平均值是 38.01%,最大值达到了 74.85%,最小值仅为 15.27%。说明我国第三产业的发展比较滞后,且在不同地区发展不平衡。实证检验部分分地区样本进行分析十分必要。

表 1 描述性统计

变量	含义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>sec</i>	第二产业占比(%)	724	51.13	8.791	17.1	80.88
<i>third</i>	第三产业占比(%)	724	38.01	9.052	15.27	74.85
<i>bond</i>	人均城投债(元)	724	1 219	1 276	42.74	9 026
<i>gdp</i>	人均 GDP(元)	724	49 457	28 045	8 477	200 152
<i>fdi</i>	人均外商直接投资(美元)	715	245.2	337.4	0.488	2 367
<i>invest</i>	人均固定资产投资(元)	724	36 030	23 257	2 271	219 393
<i>popuquality</i>	每万人在校大学生数	724	254.1	262.8	2.09	1 271
<i>wage</i>	职工年平均工资(元)	713	43 067	14 636	17 208	320 626
<i>populath</i>	人口增长率(%)	724	5.996	5.953	-8.9	40.78

四、实证结果分析

(一) 地方发债对产业结构的影响

为保证结果的稳健性,我们分别在静态面板以及动态面板框架下进行实证检验。

1. 静态面板模型

静态面板模型可以通过控制城市效应以及年份效应来减少计量结果的偏差。豪斯曼检验显示,所有估计方程使用固定效应模型比随机效应模型更有效。因此,我们在下面的实证

结果中直接报告固定效应的估计值。基本模型设定如下:

$$industruc_{it} = \alpha + \beta bond_{it} + \lambda X_{it} + \mu_i + \sigma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中:下标 i 、 t 分别代表所属城市及对应年份, α 为截距项, ε_{it} 为随机误差项, μ_i 代表不随时间变化的城市固定效应, σ_t 代表时间固定效应。被解释变量 $industruc$ 为产业结构变量(第二、三产业占比)。核心解释变量 $bond_{it}$ 为 i 城市 t 年发行的人均城投债。 X 代表控制变量, 包括人均 GDP、外商直接投资、固定资产投资、人力资本水平、人口增长率、职工年平均工资。为避免异方差和人口规模造成的偏误, 我们对各变量均进行人均对数化处理。

根据模型(1), 我们对地方债务的产业结构效应进行了检验, 回归结果见表 2。

表 2 人均城投债对产业结构的影响

变量 (均取 ln)	第二产业占比			第三产业占比		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	FE	FE	2SLS	FE	FE	2SLS
<i>bond</i>	-0.00945 *** (0.003150)	-0.01055 *** (0.00314)	-0.02195 ** (0.00903)	0.00864 ** (0.0041)	0.01039 ** 0.00402	0.01888 * (0.00992)
<i>invest</i>	0.04780 ** (0.02097)	0.03526 * (0.01796)	0.01186 (0.02502)	-0.05777 *** (0.01893)	-0.05116 *** (0.01821)	-0.01374 (0.02749)
<i>popuquality</i>	0.00625 * (0.00351)	0.00573 (0.00347)	-0.00372 (0.00439)	-0.00443 (0.0044)	-0.00426 (0.00427)	0.00056 (0.00482)
<i>gdp</i>	0.27946 *** (0.04079)	0.25161 *** (0.04108)	0.13266 *** (0.05077)	-0.26805 *** (0.0458)	-0.24609 *** (0.05032)	-0.13364 ** (0.05577)
<i>populath</i>	-0.00043 (0.00043)	-0.00019 (0.00041)	0.00019 (0.00079)	0.00087 (0.00071)	0.00052 (0.00068)	-0.00038 (0.00087)
<i>fdi</i>		0.00678 (0.00631)	0.00502 (0.00595)		-0.01145 (0.00791)	-0.01440 ** (0.00654)
<i>wage</i>		-0.06379 (0.04728)	0.17161 *** (0.05610)		0.09194 (0.07602)	-0.07097 (0.06162)
<i>Constant</i>	3.62711 *** (0.20321)	3.71822 *** (0.20888)	0.69655 (0.74847)	3.27249 *** (0.24135)	3.12220 *** (0.26989)	5.97007 *** (0.82215)
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	724	708	334	724	708	334
R^2	0.0621	0.10389	0.3432	0.12005	0.18695	0.4918

注:括号中的数值为稳健标准误。*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。下同。

由表 2 中第(1)、(2)列可知,在控制住一系列可能的影响因素之后,人均城投债对第二产业占比存在负向影响,且均通过了 1% 的显著性检验。具体而言,人均城投债每增加 1%, 第二产业占比降低 1% 左右。此外,人均固定资产投资正向影响第二产业占比,即资本的投入对第二产业有着明显的促进作用,回归结果基本符合直观逻辑。人口增长率等控制变量不显著,可能是我们控制了时间趋势效应与地区效应的原因。

由表 2 中第(4)–(5)列可知,人均城投债每提高 1%,将使第三产业占比上升约 1%。说明地方债发行驱动了本市第三产业占比的提升。在表 2 第(4)列中在校大学生人数与第三产业的关系不明显,有可能是第三产业主要以劳动密集型行业为主,人口素质的影响并不显著(张国强等,2011)。人均 GDP 和第三产业变化成反向关系,可能因为中国正处于“驼峰型”的工业化时期,表现为工业化与去工业化并存的综合特征,在一段时间内,并不必然表现为人均 GDP 升高与第三产业比例增加的正向关系(范玉波、刘小鸽,2016)。

虽然双向固定效应解决了个体异质性与时间异质性,但产业结构影响地方城投债发行,

两者之间的双向因果关系很可能会导致联立内生性偏误。因为当城市产业结构演进到一定节点时,需要政府提供公共物品服务来辅助产业结构转型,面临的产业结构进程不同就会表现出不同的发债动机。换言之,产业结构可能会影响城市的债务发行量。本文选择面板工具变量的方法对模型再次进行估计,采用城投债发债总额的滞后一期作为工具变量进行面板两阶段最小二乘回归,回归结果见表2中第(3)、(6)列。结果显示,在考虑了内生性问题之后,城投债发行依然显著降低了第二产业占比,促进了第三产业占比,并且影响程度有所增加。

2. 动态面板模型

静态面板回归模型虽然能够处理随时间和随个体而变的遗漏变量问题和内生性问题,但产业结构演进是一个带有持续性的长期过程,现在的各产业占比与过去的产业结构状态高度相关,需使用动态面板来控制产业的已有特征对当前状况的影响。与前面的固定效应回归相比,这种方法更能体现变量之间的动态变化趋势性。

我们将被解释变量滞后一期引入回归方程。具体计量模型如下:

$$industruc_{it} = \alpha + \varphi industruc_{it-1} + \beta bond_{it} + \lambda X_{it} + \varepsilon_{it} + \partial_i \quad (2)$$

我们首先采用系统 GMM 方法进行估计,原因有二:一是 GMM 方法能很好地解决变量之间相互作用的内生性。二是相比差分 GMM,系统 GMM 的矩条件更为宽松,可以弥补样本量小而可能产生的偏差。回归结果见表3。为了保证结果更加稳健,也为了避免 GMM 方法中选择的工具变量条件过于苛刻而造成的信息丢失,在动态面板模型中我们还使用了 OLS 混合面板回归。详细的回归结果见表4。

表3 人均城投债对产业结构的影响:GMM

变量 (均取 ln)	第二产业占比			第三产业占比		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>l.sec</i>	0.93755 *** (0.12788)	0.66883 *** (0.14418)	0.72200 *** (0.18779)			
<i>l.third</i>				1.08935 *** (0.07493)	0.92956 *** (0.15262)	0.95927 *** (0.13852)
<i>bond</i>	-0.02615 *** (0.00766)	-0.02694 *** (0.00774)	-0.03091 *** (0.00877)	0.03094 *** (0.00846)	0.02047 * (0.01047)	0.02212 * (0.01195)
<i>invest</i>	-0.02397 (0.0279)	-0.02397 (0.0279)	-0.00328 (0.02135)	0.07309 ** (0.0291)	0.05464 ** (0.02729)	0.01847 (0.0255)
<i>popuquality</i>	-0.00792 (0.00826)	0.00554 (0.00951)	0.00303 (0.00955)	0.00202 (0.01592)	-0.01988 (0.01656)	-0.01759 (0.01796)
<i>gdp</i>	0.05623 ** (0.02637)	0.12024 *** (0.04405)	0.09603 (0.06585)	-0.13804 ** (0.05881)	-0.19296 *** (0.06188)	-0.20281 *** (0.07729)
<i>populath</i>	-0.0008 (0.00159)	-0.00400 * (0.00231)	-0.00431 (0.00264)	0.00055 (0.00142)	0.00204 (0.00233)	0.002 (0.00251)
<i>fdi</i>		-0.03598 * (0.01889)	-0.02608 (0.02715)		0.05689 * (0.03132)	0.05243 * (0.02986)
<i>wage</i>			0.06115 (0.08341)			0.00033 (0.08474)
常数项	0.34143 (0.44733)	0.90780 * (0.52767)	0.40751 (0.86049)	-0.10156 (0.28366)	0.61853 (0.53857)	0.58696 (0.69207)
AR(1)	0.002	0.005	0.003	0.007	0.008	0.001
AR(2)	0.390	0.251	0.261	0.651	0.465	0.639
Hansen	0.753	0.616	0.975	0.893	0.904	0.891
样本量	722	713	706	722	713	706

注:*l.sec* 表示第二产业占比滞后一期,*l.third* 表示第三产业占比滞后一期。下同。

表 4 人均城投债对产业结构的影响:OLS

变量 (均取 ln)	第二产业占比			第三产业占比		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>l.sec</i>	0.99601 *** (0.01198)	0.99611 *** (0.01222)	0.98972 *** (0.01266)			
<i>l.third</i>				0.95867 *** (0.01246)	0.95691 *** (0.01338)	0.94895 *** (0.01341)
<i>bond</i>	-0.00508 *** (0.00193)	-0.00506 *** (0.00194)	-0.00413 ** (0.00204)	0.00610 *** (0.00206)	0.00632 *** (0.00211)	0.00462 ** (0.00233)
<i>invest</i>	-0.00760 (0.00628)	-0.00655 (0.00647)	-0.00590 (0.00599)	0.00764 (0.00821)	0.00547 (0.00829)	0.00525 (0.00765)
<i>popuquality</i>	0.00203 (0.00172)	0.00259 (0.00172)	0.00215 (0.00171)	-0.00346 (0.00211)	-0.00417 ** (0.00211)	-0.00349 * (0.00209)
<i>gdp</i>	-0.01199 * (0.00613)	-0.01520 ** (0.00625)	-0.00567 (0.00710)	0.01373 * (0.00811)	0.01519 * (0.00860)	0.00135 (0.00964)
<i>populath</i>	-0.00005 (0.00031)	-0.00005 (0.00031)	0.00017 (0.00031)	0.00074 ** (0.00033)	0.00077 ** (0.00033)	0.00045 (0.00034)
<i>fdi</i>		0.00023 (0.00129)	-0.00046 (0.00138)		0.00151 (0.00215)	0.00285 (0.00221)
<i>wage</i>			-0.02820 ** (0.01255)			0.04288 ** (0.01798)
常数项	0.24943 *** (0.05460)	0.27185 *** (0.05705)	0.48405 *** (0.10906)	-0.10442 ** (0.04900)	-0.10072 (0.06575)	-0.37089 *** (0.13919)
样本量	705	697	691	705	697	691
R^2	0.96231	0.96238	0.96291	0.95938	0.95949	0.95927

表 3 第(1)–(6)列中 AR(1)、AR(2) 结果满足进行系统 GMM 回归的前提假设^①,且通过了 Hansen 检验,即选择的工具变量是有效的。在不断加入控制变量的过程中,无论是使用 GMM 还是 OLS 回归,人均城投债都显著降低了第二产业的占比,提高了第三产业的占比。也就是说,当我们考虑到产业结构变迁的持续效应之后,地方债务发行依然具有强烈的产业结构效应,并且计量结果保持稳健。在表 3 中人均 GDP 的回归系数符号与固定效应保持一致,而投资率却不尽相同,这可能是因为投资率对于二三产业的影响并不确定,不同的投资方向对二三产业造成的变动不同。另外表 3、表 4 中的二三产业占比滞后项的回归系数大多接近 1,并且在控制了滞后项后,其他各变量的解释力有所减弱,在回归结果中大多不显著,这表明产业结构变迁带有较强的惯性特征。

(二) 地方债务的产业结构效应:地区异质性

虽然从全国层面上看地方发债促进了产业结构变动,但因为各城市自然禀赋、社会禀赋不同,地区间政府行为受到的影响因素复杂,不同区域之间的产业结构效应可能会存在明显差异。为了更为细致地考察地方发债对产业结构的影响,我们通过将全国发债城市样本分为东、中、西部地区之后,再次使用动态面板的 OLS 与 GMM 方法进行分地区回归^②。

表 5 中第(1)、(2)列与表 6 中第(1)、(2)列联合表明在东部地区,城投债通过降低第二产业占比、提高第三产业占比推动了产业结构的变迁。不管是 GMM 回归还是 OLS 回归,城投债对中部地区第二、三产业的影响并不显著,见表 5 中第(3)、(4)列与表 6 中第(3)、(4)列。在西部地区样本中,城投债显著降低了二次产业占比,然而表 5 中第(5)、(6)列的

①AR(1)应显著拒绝原假设, p 值小于 0.1;AR(2)应显著不能拒绝原假设, p 值大于 0.1。

②由于西部地区样本过少,无法使用固定效应或是随机效应模型回归。

AR(1)、AR(2)结果不满足 GMM 回归前提假设。因此,由实证结果我们可以得出以下结论:城投债的产业结构效应只存在于东部地区,而在中西部地区不再显著。

表 5 分地区回归结果:GMM

	东部地区		中部地区		西部地区	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>l.sec</i>	0.80951 *** (0.06176)		0.96973 *** (0.04710)		0.98312 *** (0.03935)	
<i>l.third</i>		0.89056 *** (0.05531)		0.94993 *** (0.03017)		0.9652 *** (0.03666)
<i>bond</i>	-0.01349 *** (0.00342)	0.01054 ** (0.00434)	-0.00649 (0.00499)	0.00872 * (0.00497)	-0.01479 ** (0.00665)	0.01699 * (0.01026)
<i>invest</i>	0.00206 (0.01538)	-0.00808 (0.03496)	-0.00625 (0.01243)	0.05586 * (0.03327)	-0.00749 (0.00921)	0.02134 (0.03584)
<i>popuquality</i>	-0.00547 (0.00385)	0.00178 (0.00419)	-0.00038 (0.00258)	0.00001 (0.00421)	0.00277 (0.00369)	0.00188 (0.00614)
<i>gdp</i>	0.04191 * (0.02386)	-0.07113 (0.05509)	-0.00066 (0.01862)	-0.07447 ** (0.03382)	0.01015 (0.02088)	-0.06234 (0.05751)
<i>populath</i>	-0.00033 (0.00058)	0.00158 (0.00124)	0.00004 (0.00054)	0.00019 (0.00109)	-0.00080 (0.00098)	-0.00108 (0.00141)
<i>fdi</i>	-0.00109 (0.00338)	0.01963 *** (0.00752)	0.00704 *** (0.00252)	-0.00630 (0.00438)	0.00003 (0.00307)	0.00078 (0.00537)
<i>wage</i>	-0.07134 ** (0.03013)	0.08852 * (0.04633)	-0.04727 ** (0.01921)	0.08314 *** (0.03037)	-0.07629 *** (0.02277)	0.15266 ** (0.06054)
<i>Constant</i>	1.10824 *** (0.34136)	0.16186 (0.21212)	0.69615 *** (0.19288)	-0.50255 ** (0.24298)	0.95824 ** (0.20819)	-1.17310 ** (0.40988)
AR(1)	0.008	0.089	0.035	0.04	0.229	0.292
AR(2)	0.626	0.813	0.55	0.76	0.418	0.214
Hansen	0.371	0.398	0.238	0.414	0.889	0.931
样本量	288	288	272	272	111	111

注:第(1)、(3)、(5)列中被解释变量为第二产业占比,其他列中被解释变量为第三产业占比。

表 6 分地区回归结果:OLS

	东部地区		中部地区		西部地区	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>l.sec</i>	0.97344 *** (0.02884)		0.99107 *** (0.01950)		1.00283 *** (0.02428)	
<i>l.third</i>		0.89131 *** (0.04284)		0.95850 *** (0.01519)		0.95960 *** (0.02110)
<i>bond</i>	-0.00734 *** (0.00241)	0.00792 ** (0.00356)	-0.00155 (0.00451)	0.00197 (0.00432)	-0.00912 ** (0.00431)	0.00934 (0.00610)
<i>invest</i>	-0.01465 (0.00966)	0.00784 (0.01076)	-0.00736 (0.01064)	-0.00011 (0.01199)	-0.00626 (0.01022)	0.01707 (0.01375)
<i>popuquality</i>	0.00158 (0.00255)	-0.00166 (0.00363)	-0.00078 (0.00275)	0.00041 (0.00322)	0.00194 (0.00314)	0.00198 (0.00473)
<i>gdp</i>	0.02071 * (0.01165)	-0.00894 (0.01667)	-0.00611 (0.01311)	0.00595 (0.01742)	-0.00050 (0.01640)	-0.02614 (0.01875)
<i>populath</i>	0.00008 (0.00033)	0.00034 (0.00052)	0.00041 (0.00058)	0.00063 (0.00058)	-0.00045 (0.00100)	-0.00058 (0.00137)
<i>fdi</i>	-0.00071 (0.00239)	0.00274 (0.00298)	0.00505 ** (0.00236)	-0.00656 * (0.00365)	0.00081 (0.00336)	0.00093 (0.00463)
<i>wage</i>	-0.02368 (0.02282)	0.03250 (0.02913)	-0.03976 * (0.02075)	0.06381 ** (0.02934)	-0.07983 *** (0.02364)	0.12640 *** (0.03762)
<i>Constant</i>	0.32193 (0.21648)	0.02464 (0.28055)	0.57620 *** (0.18069)	-0.56073 ** (0.21858)	0.97371 *** (0.21201)	-1.15969 *** (0.34349)
样本量	288	288	272	272	111	111
R^2	0.95407	0.93845	0.96482	0.95175	0.97459	0.98294

注:第(1)、(3)、(5)列中被解释变量为第二产业占比,其他列的被解释变量为第三产业占比。

(三) 进一步讨论

为了更直观地探究地区间产业结构效应的异质性原因,我们整理了东中西部地区城投债投向情况。如表 7 所示,东中西部地区城市的债务资金都较大比例地投向了第二产业和综合类。但东部地区对第二产业的投入占比比中西部地区少,其中东部地区将 42.61% 的城投债投向了第二产业,而中西部地区所发行的城投债有 55% 左右的比例投向了第二产业。而且东部地区对第三产业的投入 (25.24%) 比中西部地区 (18.28%、15.39%) 高 10 个百分点左右。就直接投向来看,中西部地区对第三产业的促进作用相对于东部地区要小。

表 7 分地区城投债的三次产业投向 (单位: %)

城投债投向分类	东部地区	中部地区	西部地区
第一产业	0.13	0.37	0.36
第二产业	42.61	54.57	55.49
第三产业	25.24	18.28	15.39
综合	32.03	26.77	28.76

表 8 列出了东中西部地区城投债的具体产业投向。我们发现区域之间最大的投向区别在建筑业上。中部和西部地区的债务资金一半都投向了建筑业,比东部地区投向建筑业的债务超过 10 个百分点。这表明中西部地区的城投债收入主要用来进行旧城改造、开发区建设等推进城镇化的政府投资。另外,从表 8 中还可以看出,中西部地区投到服务业中的债务资金极少。

表 8 分地区城投债的产业投向 (单位: %)

城投债投向具体分类	东部地区	中部地区	西部地区
采矿业	0.26	0.00	0.39
电力、热力、燃气及水生产和供应业	2.66	2.67	4.69
房地产业	9.24	6.93	3.81
建筑业	38.94	51.83	49.67
交通运输、仓储和邮政业	9.56	8.37	8.49
金融业	2.21	1.00	0.69
居民服务、修理和其他服务业	0.03	0.53	0.08
农、林、牧、渔业	0.13	0.37	0.36
批发和零售业	0.95	0.60	0.80
水利、环境和公共设施管理业	2.81	0.82	1.13
卫生和社会工作	0.03	0.00	0.00
文化、体育和娱乐业	0.19	0.00	0.00
制造业	0.75	0.07	0.74
综合	32.03	26.77	28.76
租赁和商务服务业	0.23	0.04	0.39

东部地区正处于后工业化时期,服务业有明显的集聚倾向^①。城投债发行所带来的基础设施改善可能正与其产业发展阶段相适应,为东部地区的产业结构变迁起到了“锦上添花”的作用。而中西部地区原本基础设施与基础服务就较为落后,加之发债资金投向基础服务业不足,导致城镇化后的地区无法拥有相配套的公共服务设施,进而无法带动农村劳动人口转移,形成生产要素的自由流动,也就无法吸引人才和形成产业集聚,产生促进技术进步以及全要素生产率的提升等一系列对于产业结构升级的正面效应。这可能是导致中西部地区城投债对产

^①<http://www.cet.com.cn/ycpd/sdyd/1386004.shtml>.

业结构变迁的作用不显著的原因。反而可能由于发行债务投入建筑业过多而没有提供足够的公共设施,形成大量空城、鬼城,造成投资浪费,对产业结构产生“拔苗助长”的不利影响。

另外,东部地区投向交通运输业、金融业、服务业的资本明显比中西部地区多,中西部地区对卫生和社会工作与文化、体育和娱乐业的投入甚至为零。据此可以认为,在中西部地区,城投债并没有在居民福利、消费模式等需求端对第三产业产生正面效应。

五、结论

地方债务收入是地方政府财政自主权的一种体现。我国地方政府在经济发展过程中,可以利用发债获取预算外收入的方式建设基础设置,进而在产业结构变迁中产生积极作用。本文使用 2009—2014 年发行城投债的 724 个城市样本实证检验了地方债务对于产业结构的影响。结果发现,地方债务发行提高了第三产业占比,降低了第二产业占比。实证结果不仅在静态面板的固定效应和工具变量估计下保持一致,而且在动态面板下的系统广义矩估计和 OLS 方法下也相当稳健。本文为“政府能够对产业结构变动起到支持作用”的理论提供了有力佐证。进一步地我们分区域考察这种产业效应的异质性,发现地方债务的产业结构效应在东部地区非常明显,而在中西部地区并不显著。全国层面上来看,地方政府利用融资平台发行债务,起到了调整产业结构的作用,推动了产业结构由工业主导型向服务业主导型转变。

但是在中西部地区,地方债务未能起到相应的产业结构调整作用。我们通过对比东中西部地区的债务投向,对地方债务产业结构效应的地区异质性作了一定的讨论。在中西部地区,低效与无效的债务投资很可能形成大量闲置浪费,阻碍了产业结构的升级。地方债务应避免过多投入到建筑业,加大对特定的、能够有效改善民生的公共产品和公共服务领域的投资力度。一方面避免发债带来的城镇化浪费、推升房价等负面影响,另一方面还可以增进城镇化发展与基础设施服务配套程度,以带来要素的自由流动。

总之,地方发债可以成为地方政府自主调节产业结构变动的财政手段,但其是否对产业结构形成正面影响取决于其是否投向相宜地区与规范发行。目前经济形势以及地方政府的总体财政状况依然严峻,鉴于本文的研究,我们认为可以为了“保增长”与“调结构”适当使用以城投债为代表的地方融资平台这一载体。但首先要根据当地经济和产业发展阶段的实际情况规范地方政府债务性融资行为。

参考文献:

1. 安国俊, 2013:《建立地方政府市场化投融资机制》,《中国金融》第 7 期。
2. 安苑、王珺, 2012:《财政行为波动影响产业结构升级了吗?——基于产业技术复杂度的考察》,《管理世界》第 9 期。
3. 陈菁、李建发, 2015:《财政分权、晋升激励与地方政府债务融资行为——基于城投债视角的省级面板经验证据》,《会计研究》第 1 期。
4. 储德银、建克成, 2014:《财政政策与产业结构调整——基于总量与结构效应双重视角的实证分析》,《经济学家》第 2 期。
5. 褚敏、靳涛, 2013:《为什么中国产业结构升级步履迟缓——基于地方政府行为与国有企业垄断双重影响的探究》,《财贸经济》第 3 期。
6. 范剑勇、莫家伟, 2014:《地方债务、土地市场与地区工业增长》,《经济研究》第 1 期。
7. 范玉波、刘小鸽, 2016:《最低工资的经济结构效应——基于省际面板数据的实证检验》,《产业经济研究》第 1 期。
8. 郭小东、刘长生、简玉峰, 2009:《政府支出规模、要素积累与产业结构效应》,《南方经济》第 3 期。
9. 黄少安、陈斌开、刘姿彤, 2012:《“租税替代”、财政收入与政府的房地产政策》,《经济研究》第 8 期。

- 10.江飞涛、武鹏、李晓萍,2014:《中国工业经济增长动力机制转换》,《中国工业经济》第5期。
- 11.林毅夫,2011:《新结构经济学——重构发展经济学的框架》,《经济学(季刊)》第1期。
- 12.陆凯旋,2005:《改革开放初期我国三次产业结构的变动研究》,《中国经济史研究》第2期。
- 13.吕健,2015:《地方债务对经济增长的影响分析——基于流动性的视角》,《中国工业经济》第11期。
- 14.石奇、孔群喜,2012:《动态效率、生产性公共支出与结构效应》,《经济研究》第1期。
- 15.宋凌云、王贤彬、徐现祥,2013:《地方官员引领产业结构变动》,《经济学(季刊)》第1期。
- 16.徐朝阳、周念利,2015:《市场结构内生变迁与产能过剩治理》,《经济研究》第2期。
- 17.严成樑、吴应军、杨龙见,2016:《财政支出与产业结构变迁》,《经济科学》第1期。
- 18.张国强、温军、汤向俊,2011:《中国人力资本、人力资本结构与产业结构升级》,《中国人口·资源与环境》第10期。
- 19.张浩然、衣保中,2012:《城市群空间结构特征与经济绩效——来自中国的经验证据》,《经济评论》第1期。
- 20.Acemoglu, D., and V. Guerrieri. 2008. "Capital Deepening and Nonbalanced Economic Growth." *Journal of Political Economy* 116(3):467-498.
- 21.Alvarez-Cuadrado, F., N. V. Long, and M. Poschke. 2016. "Capital-labor Substitution, Structural Change and Growth." Institute for the Study of Labor Discussion Paper 8940. <http://repec.iza.org/RePEc/Discussionpaper/dp8940.pdf>.
- 22.Gollin, D., S. L. Parente, and R. Rogerson. 2002. "The Role of Agriculture in Development." *The American Economic Review* 92(2):160-164.
- 23.Gollin, D., S. L. Parente, and R. Rogerson. 2004. "Farm Work, Home Work and International Productivity Differences." *Review of Economic Dynamics* 7(4):827-850.
- 24.Kongsamut, P., S. Rebelo, and D. Xie. 2001. "Beyond Balanced Growth." *The Review of Economic Studies* 68(4):869-882.
- 25.Michaels, G., F. Rauch, and S. J. Redding. 2012. "Urbanization and Structural Transformation." *The Quarterly Journal of Economics* 127(2):535-586.
- 26.Nadiri, M. I., and T. P. Mamuneas. 1994. "Infrastructure and Public R&D Investments, and the Growth of Factor Productivity in US Manufacturing Industries." NBER Working Paper 4845.
- 27.Ngai, L. R., and C. A. Pissarides. 2007. "Structural Change in a Multisector Model of Growth." *The American Economic Review* 97(1):429-443.
- 28.Pereira, A. M., and J. M. Andr  z. 2007. "Public Investment in Transportation Infrastructures and Industry Performance in Portugal." *Journal of Economic Development* 32(1):1-20.

Local Debt and the Effect on Industrial Structure

Si Haiping¹, Liu Xiaoge² and Fan Yubo³

(1:The Center for Economic Research, Shandong University; 2:National School of Development, Peking University; 3:Shandong Academy of Social Sciences)

Abstract: The role of local government in the evolution of industrial structure should not be ignored. To some degree, local debt reflected the financial autonomy of the local government. We can measure the effect of the visible hand of government on industrial structure more accurately from the perspective of local debt. Using 2009-2014 local panel data of Urban Construction Investment Bonds, this paper examines the role of local government in the evolution of industrial structure. The empirical results show that the local debt issuance produced an obvious effect on economic structure: increased the proportion of the third industry, reduced the proportion of the second industry. According to the different sample regression analysis, we find that the effect is more significant in the eastern region, but not obvious in the middle and the west. This paper argues that the local debt can become a good fiscal policy of local government in order to adjust the industrial structure independently, but whether it will be a positive influence on the industrial structure depends on whether the bond issued to suitable areas and whether the bond issues regularly.

Keywords: Local Government, Urban Construction Investment Bonds, Effect on Industrial Structure

JEL Classification: H6, L16

(责任编辑:彭爽)