

地方政府举债对工业经济水平的影响

——来自省级数据的实证研究

陈 瑞, 齐天翔

(对外经济贸易大学金融学院, 北京 100029)

摘 要: 本文利用 2010~2015 年 30 个省份的面板数据, 对地方政府举债对工业经济的影响进行了实证分析。结果表明: 地方政府举债对工业经济水平产生显著的正向影响, 地方政府通过对国有建设用地的差异化配给, 压低工业建设用地价格, 并将大部分债务收入用于加强基础设施建设, 实现招商引资, 对工业经济发展产生了杠杆效果, 这一结论是稳健的。以债务推动工业经济发展的模式面临潜在风险、不可持续, 应遵从经济发展的基本规律; 同时, 应防范地方政府债务风险所引发的实体经济风险, 以及财政风险。

关键词: 地方政府举债; 工业经济; 债务风险

中图分类号: F812.4

文献标识码: A

文章编号: 1004-4892(2017)04-0019-07

一、引言和文献回顾

为应对全球金融危机, 中国政府实施了 4 万亿经济刺激计划, 其中, 由中央代发地方政府债券约为 2000 亿元, 国债发行规模预计在 1.4 万亿至 1.6 万亿。这些投资计划虽然拉动中国经济率先复苏, 但也存在不容忽视的重要问题——地方政府债务^①的急剧膨胀。截至 2014 年底, 国务院关于提请审议批准 2015 年地方政府债务限额的议案显示, 全国各级政府负有偿还责任的债务 15.4 万亿元, 或有债务 8.6 万亿元, 地方政府的债务总量达到 24 万亿元, 约为 2014 年名义国内生产总值 68.3 万亿元的 35.1%。因此, 地方债规模的扩张与经济增长的关系值得关注, 而地方政府举债对工业经济水平是否起到有效的促进作用更值得深入分析。

现有研究中, 国内外学者已经注意到了地方政府债务对经济增长的影响, Reinhart 和 Rogoff 发现政府债务存在门槛效应, 若债务的继续增加超过这一门槛值, 则会对经济增长产生负向影响^{[1][2]}。Baum 和 Greiner 也得出类似的结论^{[3][4]}, 来自中国的实证研究也得出了政府债务与经济增长存在负效应的结论^[5]。但也有不少学者提出了质疑, Egert 和 Herndon 发现政府债务与经济增长具有非线性的关系, 主要表现为倒 U 型关系^{[6][7]}。贾俊雪和郭庆旺构建的两部门内生增长迭代模型^[8], 以及程丹宇和龚六堂在一个内生增长的框架下均得出了类似的结论^{[9][10]}。郭步超和王博、刘洪钟、吕健则证实了政府债务与经济增长的倒 U 型关系^{[11][12][13]}。

收稿日期: 2016-07-13

基金项目: 国家自然科学基金项目(71603051); 对外经济贸易大学国内外联合培养研究生资助项目

作者简介: 陈瑞(1990-), 男, 江西抚州人, 对外经济贸易大学金融学院博士生; 齐天翔(1965-), 男, 黑龙江哈尔滨人, 对外经济贸易大学金融学院教授。

① 严格来说, 地方政府债务不等于地方政府性债务, 后者还包含地方政府的或有责任债务, 是相对广义的统计口径。

本文并不拘泥于地方政府债务规模扩张与经济水平之间的经验关系,而是从地方政府举债角度分析对工业经济水平的影响机制,中间渠道是地方政府对国有建设用地的差异化配给。地方政府作为财政分权过程中逐渐分化出来的一个相对独立的利益主体^[14],在预算软约束条件下,一方面,地方政府压低商品房建设用地面积,间接提高了商品房建设用地价格,导致房价快速上涨,从而获得更多的土地财政收入,地方政府以土地为抵押或以土地财政收入为担保,相应地容易获得更大规模的债务收入,并且通过加强基础设施建设^①将大部分债务直接转化为政府投资,从而对地区工业经济水平产生重要的推动作用。另一方面,为避开相关规定^②的限制,地方政府多通过“协议出让”等措施,低价出让工业建设用地^[15],营造优良的投资环境,吸引外来投资流向工业,促进工业发展。此外,在“政治竞争锦标赛”的考核与激励下,地方政府追求 GDP 增长,就必须大力发展工业,带动上下游相关产业的发展,从而为获得个人政治利益做铺垫。

为了弥补已有研究的不足,从以下三个方面来完善地方政府举债影响工业经济水平的计量模型,使之更加精确。第一,由于地方政府债务数据的长期缺乏,现有文献大多以地方政府发行的城投债作为测度地方政府债务的指标,但城投债并不能反映地方政府债务的全貌,且与地方政府债务的关系尚不明确^③,在此基础上所得估计结果的可信性值得商榷。本文使用审计署发布的和债务限额议案决议中的地方政府债务数据,以及 2016 年 8 月公布的专项债券的信息披露文件和信用评估报告的数据,确保地方政府债务数据的真实有效。第二,分析了地方政府举债对工业经济水平的影响机制,并采用解释变量的工具变量和被解释变量的代理变量分别进行回归,以作稳健性分析。第三,在计量方法上,将通过选择不同的识别方法以及控制其他潜在影响工业经济水平的因素,以证实这一制度性因素对工业经济水平的影响是不可忽视的。

二、研究设计

(一)模型设定

关于地方政府的效用函数的设定形式存在较大分歧,第一类主要是以地方政府产出最大化为目标函数,第二类主要是以地方政府财政收入最大化为目标函数,第三类主要是以当地居民的福利最大化为目标函数。假设地方政府的效用由两部分构成,一是最大化地区工业产出^④,记地方政府官员的效用为 $U_n^1 = U_n^1(Y)$,刻画可能的政治晋升所带来的效用。二是地方政府的举债规模^⑤,为了简单起见,记 $U_n^2 = U_n^2(S)$ 来刻画地方政府举债带来的效用。当两种效用函数具有可加性时,地方政府的效用函数可表示为:

$$U_n(Y, S) = \alpha \cdot U_n^1 + \beta \cdot U_n^2 \quad (1)$$

其中, $\alpha > 0$, $\beta > 0$, 分别度量两种效用函数的权重。 Y 为工业经济产出水平, S 为债务规模。不失一般性,假设地方政府的效用函数满足柯布道格拉斯形式,得:

$$U_n(Y, S) = Y^\alpha \cdot S^\beta \quad (2)$$

假设地方政府拥有的初始财富收入为 S_0 , 有三种收入来源,一是按照中央计划者统一规定的税率 t 征税,获得财政收入 tY ,二是通过出让土地获得土地出让收入 $p_a \cdot T_a$ 及 $p_b \cdot T_b$, 而 $T_a + T_b$

① 以 2011 年第 35 号全国地方政府性债务审计结果为例,2010 年地方政府债务支出中约有 70% 投向市政建设、交通运输等基建领域。

② 指 2009 年颁发的《招标拍卖挂牌出让国有土地使用权规定》,该规定明确各地严格实施工业用地“招拍挂”出让制度。

③ 以 2011 年第 35 号全国地方政府性债务审计结果为例,2010 年 12 月底政府负有偿还责任的债务主要由银行贷款构成,约为 74.84%,说明城投债占比极小,不足以反映地方债的情况。

④ 原因是:中央政府考察地方政府官员的主要依据是地方政府辖区内的产出水平,为了获得可能的政治晋升,地方政府官员自然追求工业产出最大化。

⑤ 原因是:现实情况下,地方政府相继借债来维持基本公共服务的需求,并直接参与投资建设。

$=T$ 为出让土地总面积, 三是地方政府预算外收入, 即发行的地方政府债务 S 。同时, 地方政府有三种资金支出去向, 第一种是维持地方政府自身基本运作, 以及其他必要开支的费用 T_0 , 第二种是用于征收农民土地过程^①支付的补偿费用 $\theta_0 \cdot T$, 第三种是对征收的土地进行改造以及土地出让后为满足居民和企业的配套基础设施建设费用 $\theta \cdot T$; 则地方政府的资金约束设定为:

$$T_0 + \theta_0 \cdot T + \theta \cdot T = S_0 + S + t \cdot Y + p_a \cdot T_a + p_b \cdot T_b \quad (3)$$

构建拉格朗日函数:

$$L_n(Y, S) = Y^\alpha \cdot S^\beta + \lambda \cdot ((S_0 + S + t \cdot Y + p_a \cdot T_a + p_b \cdot T_b) - (T_0 + \theta_0 \cdot T + \theta \cdot T)) \quad (4)$$

解得:

$$\frac{\partial L_n(Y, S)}{\partial Y} = \alpha \cdot Y^{\alpha-1} \cdot S^\beta + \lambda \cdot t = 0 \quad (5)$$

$$\frac{\partial L_n(Y, S)}{\partial S} = \beta \cdot Y^\alpha \cdot S^{\beta-1} + \lambda = 0 \quad (6)$$

联立式(5)、(6)得:

$$\frac{\alpha \cdot S}{\beta \cdot Y} = t \quad (7)$$

上式(7)表明地方政府的举债规模与工业经济水平呈现正向相关的关系, 其背后的逻辑是: 在当前的经济体制下, 地方政府通过对国有土地的绝对垄断来经营城市, 并利用土地抵押融资来发展工业经济。通过大规模举债, 解决当前城市基础建设的融资问题, 改善城市基础设施吸引投资, 促进工业经济水平的发展^②。

(二) 变量定义

要研究地方政府债务对工业经济水平的关系, 又不能仅仅分析和考虑这两个变量, 因为影响工业经济水平的因素是众多的, 忽略了这些因素, 将会对实证结果的有效性产生严重影响。影响工业经济水平的主要因素有产业结构、对外贸易与技术进步。不同的产业结构对工业企业形成不同的激励机制, 进而影响到工业全要素生产率及经济增长增幅, 从而可能会对工业经济水平产生影响^{[16][17]}; 商业服务业等第三产业的发展通常与工业化水平齐头并进, 能够反映产业结构对工业经济水平的影响, 用第三产业水平衡量产业结构因素。外资一直以来都是我国工业经济发展过程中不可或缺的角色, 是我国工业化及工业经济转型升级的重要推力; 赵文军和于津平实证分析了贸易开放和 FDI 对我国工业经济有重要影响^[18], 特别是进口对工业经济水平起到显著的促进作用^[19], 用进口额衡量对外贸易因素的影响。技术水平是全要素生产率提升的重要动因, 因而可能会对工业经济水平产生影响; 参照张建华、孙百才和徐敬建, 以地区研究生人数作为该地区技术水平的代理变量^{[20][21]}。再加上地方债所代表的政府因素, 这些变量基本涵盖了影响工业经济水平的主要因素。

模型中的解释变量和被解释变量是明确的, 解释变量是地方政府负有偿还责任的债务规模, 被解释变量是工业经济水平。国家发展改革委指出工业企业利润是衡量工业经济运行水平的重要指标, 因此采用工业企业利润来衡量工业经济水平^③。根据上述分析和研究思路, 将影响工业经济水平的其他因素作为控制变量纳入到模型中, 剔除其对工业经济水平的影响。由于考察各省份地方政府债务对工业经济水平的影响, 故采用面板数据模型。因此, 设定基本回归模型如下:

$$I_{it} = \beta_0 + \beta_2 D_{it} + \sum_{K=1}^K \theta_K X_{K,it} + \mu_i + \vartheta_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

① 由于土地产权是模糊的, 农民在土地征收过程中几乎没有谈判能力或存在较小的谈判能力, 通常情况下, 农民一般只能接受地方政府制定的土地补偿标准。

② 发展工业经济可以理解为企业基础设施建设的落脚点, 而部分工业企业迁出城区可能是考虑到环境的因素。

③ 被解释变量采用工业企业利润衡量工业经济水平时所对应的模型称为基准回归模型。

式(8)中, i 表示省份, t 表示时间, K 表示控制变量个数, D_{it} 表示各省份的地方政府债务, I_{it} 表示各省份的工业经济水平, μ_i 表示不随时间变化的省份个体效应, θ_t 表示时间个体效应, 控制每一年的整体外部冲击, ε_{it} 表示服从独立同分布的误差项, $X_{k,it}$ 表示各省份的其他控制变量, θ_k ($k=1, 2, \dots, K$) 代表对应控制变量的系数。式(8)检验了省份 i 在时间 t 的地方政府债务对该地区工业经济的影响, 符号的值预期为正, 表明地方政府债务对工业经济水平起到促进作用。

此外, 我们使用城镇化率作为工业经济水平的测度变量^①, 其理由是, 中国以工业化推动城镇化的发展, 城镇化与工业化存在紧密的良性互动关系, 通常两者呈现显著正相关关系。同时, 我们还使用人均 GDP 作为工业经济水平的测度变量, 一般而言, 工业经济状况越好的地区, 人均 GDP 越高, 两者呈现正向相关关系。

进一步地, 考虑到模型中可能存在的内生性问题^②, 我们使用土地财政作为地方债规模的工具变量^③。首先, 有效的工具变量应满足与内生解释变量的强相关性; 地方政府通过土地为抵押获得银行贷款, 并且以土地出让收益为抵押发行城投债, 土地财政收入越高, 地方政府越容易获得债务收入, 债务规模相应越高; 即工具变量与内生变量地方债规模存在强相关关系, 满足有效性条件。其次, 应满足外生性条件, 与扰动项不相关; 土地财政^④主要包括土地出让金及房地产有关的税收收入^⑤, 与影响工业经济水平的其他扰动项因素无关, 即满足外生性条件。

(三) 数据来源及描述性统计

地方债数据来源于各省、自治区(西藏除外)、直辖市和部分计划单列市截至 2016 年 1 月发布的当地政府债务审计结果及 2015 年 8 月国务院审议批准地方政府债务限额的议案决议, 还有 2016 年 8 月公布的专项债券的信息披露文件和信用评估报告, 缺失数据按规律推算补齐, 小数点后两位结果四舍五入。将 3 个单独发布审计结果的计划单列市(青岛市、宁波市、厦门市)的债务与所在省份合并计算。

工业企业利润、进口额、第三产业水平、城镇化率、人均 GDP、消费者价格指数来源于各省市、自治区、直辖市统计年鉴, 研究生人数来自 WIND 数据库, 土地财政来源于中国国土资源统计年鉴, 个别缺失数据按规律推算补齐。考虑到统计数据都是以当期价格计算的名义变量, 为消除物价变动对名义变量的影响, 利用消费者价格指数将变量中的名义变量转换为 2009 年的不变价格变量。各变量的描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 变量描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
地方债务规模(亿元)	180	33.0584	20.1684	3.1100	91.8100
工业企业利润(亿元)	180	16.7292	17.3151	-0.6000	80.6000
进口额(万美元)	180	52054.42	88104.33	231.59	392818.00
第三产业水平(亿元)	180	66.7618	55.1805	3.7800	279.6300
研究生人数(万人)	180	2.1068	1.8209	0.7800	9.5000
城镇化率	180	0.5492	0.1309	0.3400	0.9200
人均 GDP(元)	180	399.2598	183.6481	127.4600	906.5700
土地财政(亿元)	180	21.5167	18.5692	0.7700	90.3000
消费者价格指数	180	112.8852	5.6224	102.4000	126.3000

① 为了防止可能出现的伪回归, 采用被解释变量的测度变量重新回归, 是为了确保结果更稳健, 结论更可靠。

② 忽略了内生性问题, 将会导致基本计量模型的估计结果整体可信度大为降低, 原因是最小二乘估计根本的假设之一就是解释变量与随机误差项不存在相关性。倘若研究的基本计量模型都是建立在错误假设的基础之上, 那所估计出来的结果无疑存在重大问题。

③ 若工具变量的个数多于内生解释变量的个数还应进行过渡识别检验, 此处无须考虑。

④ 值得注意的是, 中国的土地财政主要来源于土地出让金, 而土地出让面积是主要影响因素。省内不同区域的人口密度、地理区位等因素可能会影响各区域的土地财政和工业经济水平, 但并不影响该省土地财政总收入; 且下文将进行 Sargan 检验进一步分析是否满足外生性条件。

⑤ 房地产税、城镇土地使用税、契税、耕地占用税与土地增值税。

(四) 实证分析策略

首先,上文式(8)更多的是一个理论性的模型,要真正用于实证分析,还需进一步处理。一方面,为了消除样本数据中可能存在的异方差;另一方面,从相关变量的统计描述量知,其数值单位和大小有很大的不同,为了提出这个因素对回归系数的影响,并得到更有经济意义的弹性系数,因此,将上式中的被解释变量、解释变量、控制变量进行对数化处理,由于我国各个地区工业经济水平可能存在结构性差别,个体效应仍应在回归方程中体现出来,因此,将式(8)改写为:

$$\ln I_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln D_{it} + \sum_{k=1}^K \theta_k \ln X_{k,it} + \mu_i + \vartheta_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其次,在对面板模型估计前,先进行 F 统计量检验,以确定使用个体固定效应模型还是混合回归模型。由于面板数据时间维度较小,故可不考虑随机效应模型。

最后,考虑到模型中可能存在的内生性问题,用人均 GDP、城镇化率作为工业经济水平的代理变量,以及用土地财政作为地方债的工具变量重新进行回归分析,以作为稳健性检验。

三、实证分析

在正式回归之前,分别对模型进行个体固定效应和混合 OLS 回归,通过 F 统计量分析是应选择个体固定效应模型还是混合 OLS 模型。模型 1 为混合 OLS 下的基准回归模型,模型 2 为控制个体效应的基准回归模型,检验得 F 统计量 = 23.2647 > $F_{0.01}(29, 145)$,拒绝原假设^①,故选择个体固定效应模型。模型 3 为城镇化率作为工业经济代理变量时的回归模型^②,模型 4 为人均 GDP 作为工业经济代理变量时的回归模型^③,进一步地,模型 5 为土地财政作为地方债规模工具变量的回归模型^④,各模型回归结果如表 2 所示。

表 2 各模型的回归结果

变量	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
	工业经济	工业经济	城镇化率	人均 GDP	工业经济
常数项	-3.1753 *** (0.4181)	-3.1386 *** (0.8425)	-1.3805 *** (0.0649)	3.2862 *** (0.1433)	-4.5315 *** (0.6149)
$\ln D_{it}$	0.0699 (0.1107)	0.2871 ** (0.1196)	0.0393 *** (0.0094)	0.0362 * (0.0209)	0.9024 *** (0.2666)
$\ln JK_{it}$	0.1599 *** (0.0611)	0.4719 *** (0.0856)	0.0102 * (0.0046)	0.0679 *** (0.0141)	0.3116 *** (0.0861)
$\ln DSCY_{it}$	0.9714 *** (0.1296)	0.4712 *** (0.1744)	0.1368 *** (0.0137)	0.4615 *** (0.0302)	0.2555 (0.2507)
$\ln JSJB_{it}$	0.1685 ** (0.0726)	0.0093 (0.3654)	0.0900 *** (0.0287)	0.1085 * (0.0635)	0.3433 *** (0.0971)
方法	POLS	FE	FE	FE	TSLS
样本量	180	180	180	180	180
AR ²	0.7769	0.9523	0.9925	0.9902	0.7031
F 统计量	153.3516	109.2193	715.1192	543.2261	171.9818

注:***、**和*分别表示 t 值在1%、5%和10%的显著性水平。

① 原假设 H_0 : 模型中不同个体的截距相同,即真实模型为混合回归模型。

② F 统计量为 393.1107,拒绝原假设。

③ F 统计量为 289.0237,拒绝原假设。

④ 模型 5 中 Sargan 统计量对应的 P(表中未给出)值为 0.42,即工具变量与扰动项不相关。说明土地财政是地方债规模的有效工具变量。

由表 2 知, 模型 1 为混合 OLS 回归结果, 地方债系数约为 0.07, 但不显著, 这可能是由于未考虑个体异质性所导致。模型 2 中地方债的系数在 5% 的显著性水平下约为 0.28, 说明地方政府举债对工业经济水平产生显著的正向影响, 地方债规模平均增长 10%, 相应地, 该地区工业经济水平增长约 2.8%; 这可解释为地方政府通过控制土地供给而深度介入工业经济的发展, 一方面, 在商品房建设用地价格上涨时, 地方政府通过土地抵押获得银行贷款更多, 也更容易获取外部融资进行招商引资, 另一方面, 地方政府通过压低工业建设用地价格, 并将大部分的债务资金用于加强基础设施建设, 吸引外部投资, 对工业经济发展产生了杠杆效果。

如果看其他因素的回归系数, 对工业经济水平具有显著正向影响的因素还有进口额、第三产业水平以及研究生人数。进口额的弹性系数约为 0.47, 说明进口对工业经济水平起到显著的促进作用; 第三产业水平的弹性系数约为 0.47, 说明商业服务业等第三产业的发展与制造业发展共同推动工业化进程; 研究生人数的弹性系数约为 0.01, 这说明技术水平会促进工业经济水平发展。

此外, 与基准回归模型相比, 模型 3 显示地方债与城镇化率显著正相关, 地方债用于工业化投资、城镇化建设, 地方债规模越高的地区, 城镇化水平相对越高; 模型 4 显示地方债与人均 GDP 显著正相关, 地方债规模越高的地区, 工业经济越发达, 人均收入也越高。进一步地, 模型 5 显示, 地方债与工业经济水平在 5% 的显著性下正相关, 这也验证了地方债对工业经济发展的促进作用。其他主要观测变量的系数未发生明显变化, 即进口额、第三产业水平以及研究生人数与工业经济水平显著正相关。即使考虑了影响工业经济水平的其他因素, 本文的研究结论仍然是稳健的。

四、结论与思考

本文分析了地方政府举债对工业经济水平的影响, 并采用 2010 ~ 2015 年全国 30 个省份的面板数据进行实证分析, 得出以下结论: (1) 地方政府举债对工业经济水平产生显著的正向影响。地方政府通过压低工业建设用地价格, 并将大部分的债务收入用于加强基础设施建设, 对工业经济发展产生了杠杆效果。(2) 以城镇化率、人均 GDP 作为工业经济水平的代理变量及以土地财政作为地方债工具变量的回归结果, 进一步证实地方政府通过对国有建设用地的差异化配给实现促进工业经济发展的引资效应。

本文的研究至少有三方面的思考: (1) 由于城市化进程的加快, 工业化进程不断推进, 使得公共基础设施投资需求旺盛, 中央政府的刺激政策助推了地方政府债务规模不断攀升。以债务推动工业经济发展的模式面临潜在风险, 违背了经济发展的自身规律。经济发展的基本规律是社会劳动生产率提高, 若偏离这一客观规律, 最终会导致工业经济发展的不可持续。(2) 地方政府获得的债务收入大多投向中长期基础设施建设项目, 周期长、数额大。一旦出现债务风险, 将会直接把风险传递给各建设项目, 引发实体经济风险。同时, 银行为了避免发放的贷款成为不良贷款, 很难再继续提供资金支持, 地方政府的债务风险将有可能直接传导至中央政府, 从而危害国家财政体系的稳定和社会的健康发展。(3) 各地方政府应切实加强债务限额管理, 建立健全债务风险防控机制, 同时妥善处理存量债务。

参考文献:

- [1] Reinhart, C. M., K. S. Rogoff. Growth in a Time of Debt [J]. American Economic Review, 2010, 100(2): 573 - 578.
- [2] Reinhart, C. M., K. S. Rogoff. From Financial Crash to Debt Crisis [J]. American Economic Review, 2011, 101(5): 1676 - 1706.
- [3] Baum, A., C. Checherita-Weatphal, P. Rother. Debt and Growth: New Evidence for the Euro Area [J]. Journal of International Money and Finance, 2013, 32: 809 - 821.
- [4] Greiner, A. Sustainable Public Debt and Economic Growth Under Wage Rigidity [J]. Metroeconomica, 2013, 64(2): 272 - 292.

- [5] 齐天翔,陈瑞. 经济增长、房价水平与地方债规模 [J]. 深圳大学学报(人文社会科学版), 2016, (4): 77-83.
- [6] Egert, B. Public Debt, Economic Growth and Nolinear Effects: Myth or Reality [J]. Journal of Macroeconomics, 2013, (43): 226-238.
- [7] Herndon, T., M. Ash, R. Pollin. Does High Public Debt Consistently Stifle Economic Growth? A Critique of Reinhart and Rogoff [J]. Cambridge Journal of Economics, 2014, (9): 95-118.
- [8] 贾俊雪,郭庆旺. 财政规则、经济增长与政府债务规模 [J]. 世界经济, 2011, (1): 73-92.
- [9] 程宇丹,龚六堂. 政府债务对经济增长的影响及作用渠道 [J]. 数量经济技术经济研究, 2014, (12): 22-37.
- [10] 程宇丹,龚六堂. 财政分权下的政府债务与经济增长 [J]. 世界经济, 2015, (11): 3-28.
- [11] 郭步超,王博. 政府债务与经济增长: 基于资本回报率的门槛效应分析 [J]. 世界经济, 2014, (9): 95-118.
- [12] 刘洪钟,杨攻研,尹雷. 政府债务、经济增长与非线性效应 [J]. 统计研究, 2014, (4): 29-38.
- [13] 吕健. 地方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.
- [14] 洪源,郭平,梁宏亮. 地方政府收支行为对房地产价格的影响 [J]. 经济与管理研究, 2013, (1): 42-52.
- [15] 张良悦,赵翠萍,程传兴. 地方政府土地违规为何屡禁不止? ——地方政府债务的视角 [J]. 世界经济文汇, 2012, (6): 78-91.
- [16] 张兵兵,沈满洪. 工业用水与工业经济增长、产业结构变化的关系 [J]. 中国人口·资源与环境, 2015, (2): 9-14.
- [17] 王兵,刘光天. 节能减排与中国绿色经济增长——基于全要素生产率的视角 [J]. 中国工业经济, 2015, (5): 57-69.
- [18] 赵文军,于津平. 贸易开放、FDI与中国工业经济增长方式——基于30个工业行业数据的实证研究 [J]. 经济研究, 2012, (8): 18-31.
- [19] 余甫功,吴俊杰. 对外贸易、FDI对广东工业经济增长方式的影响——基于1995—2011年数据的实证研究 [J]. 岭南学刊, 2014, (2): 98-105.
- [20] 张建华. 研究生教育规模、R&D投入与经济增长——基于面板数据(panel data)模型分析 [J]. 现代教育管理, 2009, (5): 73-77, 95.
- [21] 孙百才,徐敬建. 改革开放30年甘肃研究生教育规模与社会经济发展关系分析 [J]. 中国高教研究, 2009, (1): 11-15.

The Impact of Local Government Debts On Industrial Economic Level: An Empirical Study with Provincial Panel Data

CHEN Rui, QI Tianxiang

(University of International Business and Economics, Beijing 100029, China)

Abstract: China's provincial panel data from 2010 to 2015 are applied to analysis the impact of local government debts on industrial economic level. Results indicate that local government debts have positive influence on industrial economic level significantly. Local government made construction land prices lower by making differential distribution of state-owned construction land, and put most of the debt income into strengthening infrastructure construction which realize the investment promotion and industrial economic development. This conclusion is sound. It's unsustainable that debts were used to promote the development of industrial economy which existed potential risk, and the basic law of economic development must be ordered. At the same time, we should guard against the real economy risks from local government debt risks, as well as the possible effects on country fiscal system.

Key words: Local Government Debts; Industrial Economic Level; Debt Risk

(责任编辑: 风 云)