

混合所有制改革与城投企业债务风险

陈玉洁^{1,2}, 徐万肖³, 王剑锋³

(1.清华大学 五道口金融学院应用经济学博士后流动站, 北京 100084;

2.联合资信评估股份有限公司 博士后科研工作站, 北京 100022; 3.对外经济贸易大学 金融学院, 北京 100029)

摘要: 本文探讨了城投企业混合所有制改革对其债务风险的影响机制, 并利用2010—2020年的6890只债券样本对城投混改成效进行检验, 得到如下结论: 第一, 在短期内, 由于政府减少了财务支持力度, 城投企业在进行混合所有制改革后过度负债问题更加严重。第二, 在长期视角下, 混合所有制改革提高了城投企业财务危机成本, 同时企业盈利能力得到提升, 因而缓解了其过度负债问题。第三, 在短期视角下, 行政干预有利于混合所有制改革发挥降低城投企业债务风险的作用, 但在长期视角下, 行政干预抑制了混合所有制改革缓解城投企业债务风险的作用。由此看来, 混合所有制改革在长期中能够降低城投企业债务风险, 但前提是需要充分发挥市场作用, 降低政府对城投企业转型的干预程度。本文所作的研究能够为财政与金融政策在微观层面的有效协同提供启示。

关键词: 混合所有制改革; 行政干预; 城投企业; 过度负债

中图分类号: F812 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2022)9—0133—12

一、引言

由于国有产权的政治关系和先天特征, 国有企业存在所有者缺位、预算软约束等缺陷, 使其相对于民营企业具有更高的杠杆率, 形成国企过度负债的局面^①。在此情况下, 国企财务弹性降低、资本成本增加, 会阻碍国有资本保值增值及企业高质量发展等目标的实现。除此之外, 城投企业作为特殊的国有企业, 是地方政府隐性债务的主要举债主体^②, 其过度负债问题还加剧了地方政府性债务风险。因而, 如何降低城投公司债务风险受到政府部门和社会各界的关注。与此同时, 自2020年起, 我国国企改革进入关键的三年行动阶段。《国企改革三年行动方案》明确了混合所有制改革是国企改革的主要方式。已有学者对混合所有制改革影响国企效率与业绩表现等方面进行了研究(刘小玄, 2000; 钟昀珈等, 2016; 郝阳和龚六堂, 2017), 但对混合所有制改革防范化解国有企业债务风险的研究相对不足, 并且, 相较于其他非城投国企, 政府对城投企业的政策扶持和干预力度更大, 混合所有制改革能否对城投企业发挥作用需要进一步研究。在此关键时期, 本文深入研究混合所有制改革对城投企业债务风险的影响机制, 不仅对评估城投企业混合所有制改革成效、解决企业债务风险问题有借鉴意义, 同时有助于监管部门探索构建地方政府性债务防火墙的改革路径, 为防范财政金融风险提供支撑, 因而具有重要的研究价值。

为解决国有产权性质带来的预算软约束在内的诸多问题, 中央将国有企业混合所有制改革作为推进国企改革的重要环节, 即引入非国有资本优化国有企业股权结构, 利用市场机制提升资源配置效率, 以达到增强国有经济活力的效果。从现有文献来看, 关于混合所有制改革对国有企业债务风险的影响, 主要有4种观点: 治理效应观、政府干预观、政治目标观和资源效应观。“治理效应观”认为, 混合所有制改革可以通过控制权的重新安排缓解委托-代理问题。非国有股东基于逐利天性积极参与国企治理, 国企优化资本结构的动机加强, 能够降低企业债务风险(吴秋生和独正元, 2019; 沈红波等, 2019; 马惠娴和陈姗姗, 2021; 葛永盛等, 2022)。“政府干预观”认为, 混合所有制改革有利于减少政府对企业经营的干预程度, 能够通过剥离政策性负担硬化国企预算软约束(张辉等, 2016; 陈思宇等, 2021; 蔡明荣和王毅航, 2022)。“政治目标观”认为, 地方官员往往通过推动国企改制上市在短期内实现扩大就业等政治目标。因此, 国企部分民营化后将承载更大的

收稿日期: 2022-03-14

作者简介: 陈玉洁, 博士, 清华大学五道口金融学院博士后研究员, 联合资信评估股份有限公司博士后研究员, 研究方向: 债券市场与金融合约理论; (通讯作者) 徐万肖, 对外经济贸易大学金融学院博士研究生, 研究方向: 资产证券化与金融合约理论; 王剑锋, 博士, 对外经济贸易大学金融学院教授, 博士研究生导师, 研究方向: 现代金融中介与金融合约。

① 中国社会科学院《中国国家资产负债表2020》指出, 在存量债务结构中, 国有企业债务是债务处置的重点。

② 2019年5月中央下发的《关于防范化解融资平台到期存量政府隐性债务风险的意见》中将隐性债务风险管控对象直指城投公司。

政策性负担,且政策性负担大小与当地扩大就业的需求程度有关(刘春和孙亮,2013)。“资源效应观”认为,混合所有制改革减少了国有股权的资源效应。因此提高了国有企业对商业信用融资需求,增加了应付账款等方式产生的负债(曹讯和杨棉之,2021)。李向荣和张洪宝(2021)的研究也提到,国企混合所有制改革有可能削弱企业获取资源的能力进而影响企业绩效的改善。

综上,已有文献考察了混合所有制改革对国企债务风险的影响,但并未达成一致观点,其中治理效应观和行政干预观支持国企混合所有制改革对缓解企业债务风险具有积极影响的观点,资源效应观和政治目标观则认为国企混改无法缓解企业债务风险。存在分歧的主要原因除了研究样本及时间段的选取差异,还有研究指标和角度的不同。例如,已有文献虽然没有明确区分长短期问题,但在实质含义上,资源效应观和政治目标观属于短期影响,指地方官员通过推动国企改制上市以实现扩大就业等政治目标,并在引入民营资本的同时减少了国有资源注入,因而混合所有制改革后的国有企业出现短期的、暂时性资金短缺。治理效应观和政府干预观是基于长期影响的视角下提出的,认为混合所有制改革后,通过完善企业治理机制或降低政府干预,能够提高企业经营绩效及缓解预算软约束问题,因而有利于缓解债务风险。综上,本文认为,混合所有制改革在长期动态和短期静态角度下,对国企过度负债问题的作用有所不同^③,从单一视角考察混合所有制改革对国企负债的影响并不严谨。现有研究对混合所有制影响国有企业过度负债问题缺乏系统性分析框架,没有对短期(静态)与长期(动态)的国有企业过度负债问题进行区分,难以正确认识混合所有制改革对企业债务风险的影响,不利于进一步的政策修订。此外,虽然部分研究意识到国企混合所有制改革可能无法取得预期效果,但没有进一步探究并验证造成混合所有制改革失灵的背后原因,这对新一轮国企改革的支撑不足。

本文研究主要有以下两点贡献:第一,考虑了城投企业当前及未来发展状况,认识到混合所有制改革的不确定性,兼具短期与长期视角检验了混合所有制改革对城投企业过度负债行为的影响,并利用2010—2020年的6890只城投债样本进行实证检验后得出,虽然混合所有制改革短期内提高了企业过度负债率,但在长期中能够有效降低企业过度负债率,因而有利于缓解城投企业债务风险。通过倾向得分匹配法(PSM)、工具变量法(IV)、替换变量等系列稳健性检验后,结论依旧成立。上述研究有助于体现混合所有制改革下非国有股东对债务风险治理的积极作用,为股权维度下的混合所有制改革缓解政府隐性债务风险提供了实证依据。第二,本文分析了混合所有制改革对城投企业债务风险在长短期中的作用机制,并着重检验了行政干预对城投企业混合所有制改革成效的影响,这有助于认清城投企业过度负债问题的原因及混合所有制改革发挥作用的内在机理,能够为后续国企改革提供必要的支撑。

二、理论分析与研究假说

由于国有企业控制权和所有权分离,在代理人和委托人信息不对称和目标不一致的情况下,产生了委托-代理问题(Jensen 和 Meckling, 1979)。城投企业作为特殊的国有企业,缺乏有效的监督和激励机制,同样存在委托-代理的问题并引发债务风险。本文以城投公司是否引入非国有股东及非国有股东占比作为混合所有制改革的代理指标,分析混合所有制改革能否缓解企业过度负债问题。另外,不同的交易环境需要匹配不同的治理机制(Williamson, 1985)。因此,混合所有制改革对企业过度负债的作用具有状态依存性,会受到当地政府干预程度的影响。

(一)混合所有制改革与城投企业过度负债率

城投公司进行混合所有制改革会影响其债务融资行为,并且该影响在短期和长期内存在差异。从短期角度来看,一方面,城投公司进行混合所有制改革后,政府对其财务支持力度下降。具体而言,由于政府为企业注资、财政补贴等行为可以释放出债券违约风险较低的信号,能够帮助企业发行的债券获得投资者信任。作为国有企业“大股东”的政府有较强的动机改善企业财务状况,以较低的成本获得债务融资。当城投公司引入民营资本后,国有股东的控制权在一定程度上被削弱,因而政府部门对其进行财务支持的事前投资积极性降低;另一方面,民营资本边际收益更高的专用性投资大多为技术、管理等要素,这些要素难以在短期内实现稳定的资金回报,且往往需要在初始阶段进行较高水平的创新研发资本投入。因此,城投公司混改后应对上述成本变化时可能出现暂时性资金缺口,并在短期内产生较高的过度负债动机。

^③ 本文借鉴了陆正飞和何捷(2015)的观点,认为国企过度负债问题存在短期(静态)与长期(动态)的划分,且两者具有显著差异。当国有企业短期内过度负债率较高时,考虑到未来发展因素,在长期中,其偏离合理负债率的概率也可能较低。

从长期角度来看,混合所有制改革能够降低企业过度负债率。一是由于混改后的城投企业在面临财务危机时得到政府救助的可能性下降,提高了其财务危机成本,因而城投企业有动力控制负债水平以避免未来出现偿债危机。Titaman 和 Tsyplakov(2004)指出,当财务危机成本较高时,企业会向目标负债率调整,降低其过度负债水平。二是城投企业混合所有制改革减少了政府信用支持,促使企业建立有效的激励机制。城投企业逐渐构建以业绩指标为核心的市场化考核体系,从“行政型”治理向“经济型”治理转变,有利于改善企业经营绩效。同时,城投企业在混合所有制改革后,政府对城投企业经营和投融资活动的干预力度下降,不同性质的资本构建了多元化的产业结构,股东在追求各自利益最大化的过程形成制衡机制,减少了对不具有比较优势产业的投资比例。长此以往,企业拥有了较为充足的营运资金,降低了其债务融资需求。因此,混合所有制改革能够降低城投企业过度负债率。

综上所述,城投企业在不同阶段中响应混合所有制改革的融资举债策略有所不同。在短期内,城投企业的债务危机意识和经营绩效激励机制均未形成,同时面临国有资产减少及研发等费用增多的压力,其债务负担有所加重。但在长期中,城投企业财务危机意识增强,有更强的动力降低企业负债率,并且,民营资本在前期所进行的管理、技术等要素投入逐渐产生净现金回报,随着企业经营绩效的改善,其债务融资需求相应降低。图1为论文逻辑框架图,由此提出假说1和假说2。

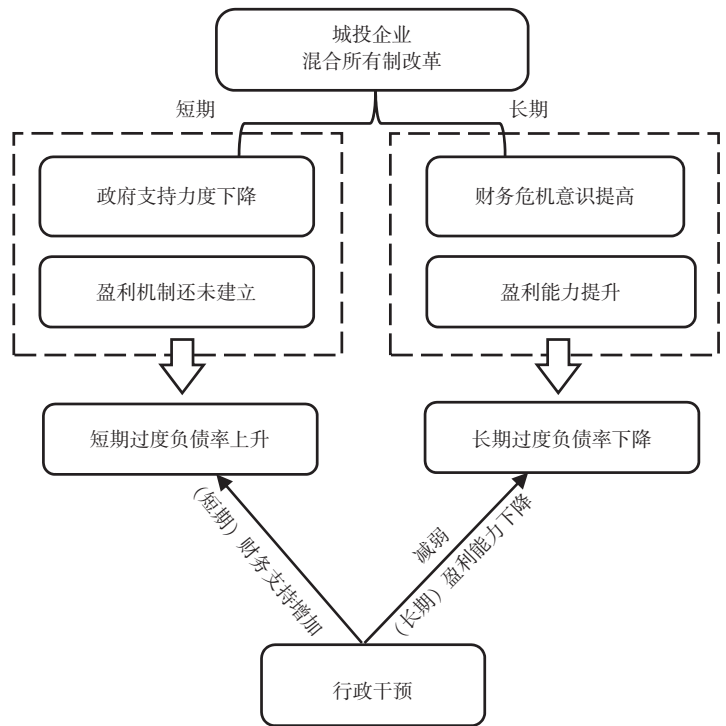


图1 论文逻辑图

假说1:在混合所有制改革后,短期内城投企业债务风险增加;

假说2:在混合所有制改革后,长期中城投企业债务风险降低。

(二)行政干预与城投企业混合所有制改革成效

行政干预指地方政府凭借政权力量,直接影响甚至决定城投企业经营发展和投融资等活动。城投企业混合所有制改革成效受到行政干预的影响,并且在短期和长期中具有不同表现。在短期,当行政干预较强时,意味着政府占据绝对控制地位。地方政府为了降低城投企业债务融资成本等目的,有较强的动力进行注资、财政补贴等事前投资行为,以帮助企业释放出债务违约风险较低的信号。这在短期内降低了城投企业的债务融资需求,尤其是应付账款等短期流动性负债。如此一来,缓解了假说1所提出的“在混合所有制改革后,短期内城投企业债务风险增加”的现象。

在长期中,行政干预加强了非市场化机制,抑制了混合所有制改革降低城投企业过度负债的作用。具体而言,在较强的行政干预下,城投企业仍需要承担较多本应剥离的^④、公共服务性质强的基础设施建设项目,这些项目对盈利性需求较低,民营资本在管理、技术等方面的优势要素的重要性减弱。根据 Grossman (1986)的不完全合约理论,当国有企业与民营企业合作组成“新国有企业”时,其中事前投资相对重要的一方应当获得企业的剩余控制权。行政干预减少了民营股东参与城投企业经营决策的话语权,由此降低了其优势资本投入的积极性,长期中阻碍企业盈利能力的提升。综上,在长期视角下,行政干预削弱了混合所有制改革降低企业债务风险的作用。由此得出假说3。

假说3:在短期内,行政干预有利于混合所有制改革发挥降低城投企业债务风险的作用,但在长期中,行政干预抑制了混合所有制改革降低城投企业债务风险的作用。

④ 2014年“43号文”颁布后,中央要求地方融资平台转型,理清地方融资平台与政府的关系,融资平台中公共服务性质强的城建和基建项目应该剥离出来。

三、数据来源与实证方法

(一)数据来源

由于只有发行过债券的城投企业才会披露股权信息和财务信息。因此本文选取2010—2020年所发行的城投债以城投企业为研究样本,剔除了信息残缺的数据,共获得6890只样本数据。财政数据变量来自历年《中国统计年鉴》。城投企业基础信息和财务数据来自Wind数据库。国债收益率数据来自于财政部网站。本文样本为混合截面数据。

(二)模型设置

在检验城投企业过度负债问题的过程中需要注意以下两点:首先,评价企业是否过度负债应该选择一个合理的标准,当公司负债率超过该标准(目标负债率)时,可将超过的部分定义为过度负债。其次,静态(短期)和动态(长期)公司目标负债率的选取依据不同,因而同一企业的过度负债程度在长期和短期中有差异。

1. 短期和长期城投企业过度负债率

(1)本文采用两类方法计算短期视角下的城投企业过度负债率:一是借鉴张会丽和陆正飞(2013)、周茜等(2020)及蒋先玲等(2021)的思路,企业各年度实际资产负债率减去行业资产负债率中位数衡量短期内企业过度负债水平,以 $exlev_1$ 表示。由于该指标没有考虑城投企业未来发展状况,不能表示动态变化下的企业负债情况,仅可作为企业当前负债状况的代理变量。二是从短期角度看,当利息覆盖利润率过低,企业盈利不足以支付利息时,企业具有债务违约风险,这也属于过度负债。Aghion和Bolton(1992)曾利用该指标甄别在短期视角下企业是否存在过度负债问题。因此设置低利息覆盖率指标 $exlev_2$,当企业利息覆盖率小于1时($EBITDA/\text{利息支出} < 1$)取值为1,表示短期角度下企业存在过度负债问题,否则($EBITDA/\text{利息支出} \geq 1$)取值0,表示短期角度下城投企业过度负债概率较小。

(2)长期视角下的城投企业过度负债率。参考Denis and McKeon(2012)、许晓芳等(2020)及汪昌云等(2022)对样本分年度^⑤进行Tobit回归,在考虑企业未来发展状况和宏观因素的基础上对目标负债率进行预测。预测目标负债率的回归模型如下:

$$LEV_t = \alpha_0 + \beta_1 private_{t-1} + \beta_2 roe_{t-1} + \beta_3 fata_{t-1} + \beta_4 asset_{t-1} + \beta_5 grow_{t-1} + \beta_6 shrcr_{t-1} + \beta_7 list_{t-1} + \beta_8 ind_lev_{t-1} \quad (1)$$

以企业实际负债率减去模型(1)所预测的目标负债率即为过度负债率 $Exlev$,该指标越大,表明长期中企业过度负债问题更严重。此外,本文以虚拟变量 $Exlev_dum$ 作为企业长期角度下是否过度负债的衡量指标,构建Logit模型进行稳健性检验,当 $exlev$ 大于0时, $Exlev_dum$ 取1,否则为0。模型(1)控制变量的选择借鉴Chang et al(2014)的贝叶斯信息准则(BIC)研究方法,指标选取包括:是否存在民营持股($private$)、企业盈利能力(roe)、行业负债率中位数(ind_lev)、总资产增长率($grow$)、固定资产占比($fata$)、企业规模($asset$)、是否上市($list$)和第一大股东持股比例($shrcr_1$); α_0 为常数项; β 为各变量的系数。

2. 混合所有制改革、短期与长期城投企业过度负债

在依据上述方法测算出企业过度负债率的基础上,通过(2)式检验混合所有制改革与城投企业长、短期过度负债率的关系。模型(2)设置如下:

$$exlev_{it} / Exlev_{it} = \alpha_0 + \beta_1 private_{it} + controls_{it-1} + pro_m + ind_n + year_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中: $exlev$ 为企业短期过度负债率,包含 $exlev_1$ 与 $exlev_2$ 两个指标; $Exlev$ 为城投企业长期过度负债率,同时利用 $Exlev_dum$ 指标进行稳健性检验; $private$ 为混合所有制改革,以城投企业是否进行混合所有制改革($private_1$)及混合所有制改革程度($private_2$)两项指标进行衡量。控制变量($controls$)包括:企业盈利能力(roe)、行业负债率中位数(ind_lev)、总资产增长率($grow$)、固定资产占比($fata$)、企业规模($asset$)、是否上市($list$)和第一大股东持股比例($shrcr_1$)、流动比率($liquidity$)、资产周转率($turnover$)。 ind_n 为行业固定效应; pro_m 为省份固定效应; $year_t$ 为年份固定效应; ε_{it} 为随机误差项; α_0 为截距项; β_1 为混合所有制改革对企业过度负债率的回归系数; m 为 m 个省; n 为 n 个行业。

⑤ 分年度Tobit回归可以控制宏观因素的影响,如通货膨胀率。

3. 行政干预、混合所有制改革与城投企业过度负债

为考察行政干预对混合所有制改革成效在长期、短期中的影响,建立模型(3):

$$exlev_{it}/Exlev_{it} = \alpha_0 + \beta_1 private_{it} \times gov_{it} + \beta_2 private_{it} + \beta_3 gov_{it} + controls_{it-1} + pro_m + ind_n + year_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中:被解释变量为城投企业短期过度负债率(*exlev*)和长期过度负债率(*Exlev*);解释变量为企业混合所有制改革程度(*private*)、行政干预(*gov*)和两者交乘项(*private*×*gov*)。对于行政干预强度的衡量,已有文献主要以《中国分省份市场化指数报告》发布的政府与市场的关系(黎凯和叶建芳,2007;王珏等,2015;王剑锋和吴京,2020)和财政支出占GDP的比重(陆铭和欧海军,2011;颜廷峰等,2019)作为行政干预的代理指标。本文采用政府与市场的关系(*gov₁*)进行基础回归,用财政支出占GDP的比重(*gov₂*)做稳健性检验。详细变量定义见表1。

表2报告了本文主要变量的描述性统计。城投企业是否存在民营持股的(*private₁*)均值为0.147,说明进行混合所有制改革的城投企业仍处于较低水平。政府补贴收(*sub*)最小值为-1.470,最大值为23.393,土地注入规模(*land*)最小值为0.693,最大值为26.133,说明不同地方政府对城投企业的财政支持力度存在较大差异。企业短期过度负债率(*exlev₁*)最大值与最小值分别为-81.379和58.320,表明各城投企业的负债情况差异性也比较大。

表1 变量定义表

分类	变量符号	变量定义
被解释变量	<i>Exlev</i>	企业长期过度负债率:由实际负债率减去目标负债率计算所得, $Exlev=lev-LEV$
	<i>Exlev_dum</i>	企业长期过度负债率: <i>Exlev</i> 大于0,则虚拟变量 <i>Exlev_dum</i> =1,否则 <i>Exlev_dum</i> =0
	<i>exlev₁</i>	企业短期过度负债率: $exlev$ =实际负债率-行业平均负债率
	<i>exlev₂</i>	企业短期过度负债率:EBITDA/利息支出<1取值为1,否则为0
解释变量	<i>private₁</i>	前十大股东的性质和持股数据进行统计,构造是否存在民营持股
	<i>private₂</i>	前十大股东中民营持股比例总和
	<i>gov₁</i>	政府与市场的关系
	<i>gov₂</i>	财政支出占GDP比重
	<i>loan</i>	长期借款在总负债中的占比
	<i>sub</i>	政府补贴收入,利用企业“营业外收入”衡量,营业外收入取对数
	<i>liquidity</i>	城投企业上期流动比率
	<i>ind_lev</i>	行业负债率中位数
控制变量	<i>list</i>	发行人是否为上市公司
	<i>roe</i>	上期净资产收益率
	<i>asset</i>	上期总资产(取对数)
	<i>fata</i>	固定资产占比
	<i>shrcr₁</i>	第一大股东持股比例
	<i>turnover</i>	上期总资产周转率
	<i>grow</i>	上期总资产增长率

表2 主要变量的描述性统计

变量	个数	均值	方差	最小值	最大值	变量	个数	均值	方差	最小值	最大值
<i>private₁</i>	6890	0.147	0.354	0	1	<i>turnover</i>	6885	0.188	0.305	0	3.612
<i>private₂</i>	6890	0.024	0.102	0	1	<i>asset</i>	6877	3.202	0.061	2.940	3.401
<i>exlev₁</i>	6890	1.601	19.564	-81.397	58.320	<i>list</i>	6890	0.163	0.369	0	1
<i>exlev₂</i>	6890	0.000	0.060	0	1	<i>fata</i>	6877	0.190	0.120	0.010	0.970
<i>gov₁</i>	6890	6.780	1.380	1.480	9.220	<i>ind_lev</i>	6890	57.205	11.286	26.349	81.397
<i>gov₂</i>	6890	0.190	0.070	0	0.600	<i>sub</i>	6723	17.771	2.810	-1.470	23.393
<i>roe</i>	6871	4.864	6.036	-124.346	44.063	<i>loan</i>	6710	22.532	1.872	12.809	26.831
<i>grow</i>	6695	11.797	15.647	-86.793	179.12	<i>land</i>	6379	20.071	3.267	0.693	26.133
<i>shrcr₁</i>	6890	0.720	0.370	0	1						

四、实证结果

(一)检验假说1

表3报告了混合所有制改革与城投企业短期过度负债的关系。其中,列(1)和列(2)以*exlev₁*(实际负债率与行业平均负债率的差值)为因变量,结果显示城投企业是否混改(*private₁*)和城投企业混改程度(*private₂*)与短期城投企业过度负债(*exlev₁*)均为正相关,两者在1%显著性水平上显著,说明混合所有制改革在短期内显著提高了企业过度负债程度。列(3)和列(4)以*exlev₂*(低利息覆盖率)为因变量进行Logit回归,*private₁*系数符号显著为正,表明进行混合所有制改革的企业的“EBITDA/利息支出”指标小于1(利息覆盖率低)的概率较高。由此,本文利用两类指标检验了城投企业混合所有制改革对短期过度负债率的影响,结果表明城投企业实施混合所有制改革后过度负债问题反而更加严重。这可能是由于政府减少了财务支持力度,以及民营资本在短期内难以实现稳定的资金回报,因而企业短期内仍具有较高的债务融资动机。

表 3 城投混改与短期过度负债率

变量	OLS 短期角度		Logit 短期角度(稳健性)		变量	OLS 短期角度		Logit 短期角度(稳健性)	
	(1) <i>exlev₁</i>	(2) <i>exlev₁</i>	(3) <i>exlev₂</i>	(4) <i>exlev₂</i>		(1) <i>exlev₁</i>	(2) <i>exlev₁</i>	(3) <i>exlev₂</i>	(4) <i>exlev₂</i>
<i>private₁</i>	3.6549*** (5.32)		0.3631** (2.26)		Ind FE	yes	yes	yes	yes
<i>private₂</i>		10.4945*** (2.72)		1.7259 (0.43)	Year FE	yes	yes	yes	yes
<i>_cons</i>	12.3985** (2.61)	12.5222*** (2.63)	—	—	<i>N</i>	6695	6695	6695	6695
<i>Control-var</i>	yes	yes	yes	yes	<i>R</i> ²	0.6260	0.6247	0.1898	0.1316
Pro FE	yes	yes	yes	yes					

注:***、**、*分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平;括号中的数值为 *t* 值;—表示值不存在。

(二) 检验假说 2

表 4 报告了混合所有制改革与长期视角下城投企业过度负债率之间的关系。考虑到城投企业未来发展状况因素,列(1)和列(2)以长期企业过度负债率(*Exlev*)为因变量,城投企业是否混改(*private₁*)和城投企业混改程度(*private₂*)均与长期企业过度负债(*Exlev*)负相关,且在 1% 显著性水平上显著。同时,列(3)和列(4)以虚拟变量 *Exlev_dum* 作为过度负债率的代理指标,利用 Logit 模型进行稳健性检验,得到相同的结论。说明在长期中,混合所有制改革有利于降低城投企业过度负债率。

表 4 城投混改与长期过度负债率

变量	OLS 长期角度		Logit 长期角度(稳健性)		变量	OLS 长期角度		Logit 长期角度(稳健性)	
	(1) <i>Exlev</i>	(2) <i>Exlev</i>	(3) <i>Exlev_dum</i>	(4) <i>Exlev_dum</i>		(1) <i>Exlev</i>	(2) <i>Exlev</i>	(3) <i>Exlev_dum</i>	(4) <i>Exlev_dum</i>
<i>private₁</i>	-2.8952*** (-3.01)		-0.4620*** (-2.75)		Ind FE	yes	yes	yes	yes
<i>private₂</i>		-17.2139*** (-3.71)		-0.0070*** (-2.47)	Year FE	yes	yes	yes	yes
<i>_cons</i>	-24.9120 (-1.12)	-25.5831 (-1.15)	-1.8109*** (-2.79)	-2.0571*** (-3.19)	<i>N</i>	6695	6695	6695	6695
<i>Control-var</i>	yes	yes	yes	yes	<i>R</i> ²	0.2214	0.2219	0.0891	0.1316
Pro FE	yes	yes	yes	yes					

注:***、**、*分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平;括号中的数值为 *t* 值。

上述结果表明,混合所有制改革在短期和长期中对城投企业过度负债行为具有不同的影响。城投企业实施混合所有制改革后在短期内可能出现过度负债行为,但在长期中,混合所有制改革有利于降低城投企业过度负债水平。出现该结果的原因可能是,在城投企业进行混合所有制改革后,政府降低了城投企业资产注入和财政补贴支持力度,同时引入民营资本增大了创新研发投入,使得企业出现暂时性资金短缺并由此产生较高的债务融资需求。在长期中,企业财务危机意识逐渐上升,因而有动力控制负债水平以避免未来出现融资困难。同时,企业盈利能力提高,使其现金流充裕也是长期过度负债率下降的原因。本文将对这些因素在进一步分析中予以检验。

(三) 检验假说 3

行政干预强度对混合所有制改革成效的影响见表 5。其中,列(1)和列(2)以公司短期过度负债率为因变量,显示行政干预担保与城投企业是否混改的交互项“*private₁×gov₁*”系数为负,与城投混改“*private₁*”系数相反,在 10% 显著性水平上显著。列(3)和列(4)以公司长期过度负债率为因变量,行政干预与城投企业是否混合所有制改革的交互项 *private₁×gov₁* 系数显著为负,与城投混改 *private₁* 系数方向相反;行政干预与城投企业是否混改的交互项 *private₁×gov₂* 系数显著为正,与城投混改 *private₁* 系数方向相反。

上述实证结果表明,一方面,在短期视角下,虽然城投企业进行混改加剧了过度负债问题(假说 1),但在较强的行政干预下,由于城投企业受到较多的政策扶持和资金补贴,降低了其债务融资需求,因而缓解了混合所有制改革在短期内对企业债务风险的不利影响;另一方面,在长期视角下,虽然城投企业进行混

表 5 行政干预与混合所有制改革成效

变量	短期角度		长期角度	
	(1) <i>exlev₁</i>	(2) <i>exlev₁</i>	(3) <i>Exlev</i>	(4) <i>Exlev</i>
<i>private₁ × gov₁</i>	-1.1099* (-1.92)		-1.3477** (-2.28)	
<i>private₁ × gov₂</i>		10.4611 (0.76)		37.4087** (2.53)
<i>gov₁</i>	0.5236* (1.36)		0.7545*** (1.91)	
<i>gov₂</i>		-0.1798 (-0.02)		-18.2457*** (-1.44)
<i>private₁</i>	12.1071*** (2.94)	2.3565 (0.83)	11.1461*** (2.64)	-5.6671* (-1.84)
<i>_cons</i>	-10.7798*** (-1.97)	-7.4516*** (-1.40)	-47.4207*** (-8.46)	-27.9345*** (-5.46)
<i>Control-var</i>	yes	yes	yes	yes
Ind FE	yes	yes	yes	yes
Pro FE	yes	yes	yes	yes
Year FE	yes	yes	yes	yes
<i>N</i>	6695	6695	6695	6695
<i>R</i> ²	0.4073	0.4122	0.2019	0.1144

注:***、**、*分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平;括号中的数值为 *t* 值。

合所有制改革有利于降低过度负债问题(假说2),但当城投公司受到较强的行政干预时,非国有股东的技术管理等优势资本难以发挥作用,混合所有制改革失灵,城投企业混合所有制改革降低城投企业债务风险的作用减弱,并且,相较于短期影响,在长期中行政干预对混改成效的抑制作用更加显著。综上,要想建立城投公司混合所有制改革降低债务风险的长效机制,应该着力降低政府对城投业务活动的干预程度。

五、影响机制检验

关于混合所有制对城投企业过度负债问题的影响机制,目前主要存在4种观点:资源效应观、政府干预观、治理效应观和政治目标观。资源效应观和政治目标观是造成短期负债增加的主要原因,治理效应观和政府干预观是长期负债减少的主要原因。但上述4种观点对混合所有制改革影响企业债务风险的问题缺乏统一的衡量指标,也没有对短期(静态)与长期(动态)的企业债务风险进行区分。因此,本文以企业过度负债率作为企业债务风险的代理变量,并按照长期、短期差异对几项影响企业过度负债率的因素进行验证。

(一)短期内导致城投企业过度负债增加的因素

本文认为,当城投企业引入民营资本后,政府对企业控制权减少,因而相应降低了对企业的财政支持力度,这使得企业短期内债务融资需求增加。为验证上述推测,分别构建中介效应模型(4)和模型(5)。第一步,被解释变量(*exlev*)对核心解释变量(*private*)进行回归,考察混合所有制改革是否提升了国有企业短期过度负债率(上文已验证)。第二步,中介变量(政府财务支持)对核心解释变量(*private*)进行回归,此为式(4),考察混合所有制改革是否减少了政府对企业的财务支持行为。第三步,被解释变量(*exlev*)同时对中介变量(政府财务支持)与核心解释变量(*private*)进行回归,此为式(5),考察混合所有制改革是否通过减少财务支持力度提升了国有企业短期过度负债率,即“混合所有制改革→财务支持力度降低→短期内企业过度负债率提高”。

$$sub_{it}/land_{it} = \alpha_0 + \beta_1 private_{it} + controls_{it-1} + pro_m + ind_n + year_t + \varepsilon_{it} \tag{4}$$

$$exlev_{it} = \alpha_0 + \beta_1 sub_{it}/land_{it} + \beta_2 private_{it} + controls_{it-1} + pro_m + ind_n + year_t + \varepsilon_{it} \tag{5}$$

在式(4)中,本文选择的主要被解释变量是两类典型的政府财务支持措施:政府补贴收入(*sub*)和土地资产注入(*land*)。*sub*为财政补贴,借鉴张路(2020)的指标选取依据,采用营业外收入作为政府补贴收入的代理变量。*land*为土地资产注入,一般现行会计准则将土地使用权纳入“无形资产”科目进行统计,本文将国有企业无形资产的年度增加值作为土地资产注入规模的代理变量。解释变量*private*为国有企业是否进行了混合所有制改革(*private*₁)及混改程度(*private*₂)两项指标。*controls*与模型(3)相同。*pro_m*为省份固定效应;*year_t*为年份固定效应;*ind_n*为行业固定效应;*ε_{it}*为随机误差项。

表6列示了混合所有制改革与政府财务支持的关系。列(1)和列(2)以财政补贴为因变量,列(1)结果显示变量*private*₁的系数显著为负,说明相对于没有民营持股的城投企业,政府对存在民营持股的城投企业给予较少财政补贴。同时,列(2)结果显示,变量*private*₂的系数显著也显著为负,表明企业中非国有股权比例越高,政府对企业的财政补贴数额越少。列(3)和列(4)以土地资产注入为因变量,结果同样显示变量*private*₁和*private*₂的系数显著为负,政府对实施混改的国有企业减少了国有资产注入规模。由此可得,城投企业进行混合所有制改革后,地方政府明显降低了财务支持力度,且混改程度越大,政府财政支持力度的降低幅度越大。

混合所有制改革、政府财务支持力度与企业短期过度负债率之间的关系见表7。

表6 混合所有制改革与政府财务支持

变量	(1) <i>sub</i>	(2) <i>sub</i>	(3) <i>land</i>	(4) <i>land</i>
<i>private</i> ₁	-0.9381***(-1.58)		-0.3277***(-6.97)	
<i>private</i> ₂		-2.3948***(-2.53)		-1.1609***(-5.02)
_cons	28.3758*** (6.13)	28.3747*** (6.14)	2.5653** (2.33)	2.5577** (2.32)
Control-var	yes	yes	yes	yes
Pro FE	yes	yes	yes	yes
Year FE	yes	yes	yes	yes
Ind FE	yes	yes	yes	yes
N	6723	6723	6379	6379
R ²	0.3308	0.3277	0.7397	0.7388

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;括号中的数值为*t*值。

表7 混合所有制改革、政府财务支持与企业短期过度负债

变量	(1) <i>exlev</i>	(2) <i>exlev</i>	变量	(1) <i>exlev</i>	(2) <i>exlev</i>
<i>land</i>	-0.0216** (-2.74)		Pro FE	yes	yes
<i>sub</i>		-0.3217*** (-5.46)	Year FE	yes	yes
<i>private</i> ₁	2.5693** (2.51)	2.3314*** (2.29)	Ind FE	yes	yes
_cons	6.5679 (1.32)	5.9321 (1.19)	N	6379	6723
Control-var	yes	yes	R ²	0.4620	0.5277

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;括号中的数值为*t*值。

土地资产注入(*land*)和政府补贴收入(*sub*)的系数为负,均在1%显著性水平上显著。说明政府财政支持力度是决定企业负债行为的关键因素。当政府减少对企业的财政补贴和土地资产注入规模时,城投企业的过度负债率上升。综合表8、表9的实证结果可得,政府在城投企业混合所有制改革后减少了对企业财务支持力度,使得企业短期内出现过度负债的倾向,即证实了“混合所有制改革→财务支持力度降低→短期内城投企业过度负债率提高”的影响路径。

(二)长期中企业过度负债减少的影响因素

1. 治理效应

(1)财务危机成本上升。本文认为混合所有制改革能够降低城投企业“委托-代理”问题,企业不再理所当然地认为政府将会为其“兜底”,提高了其财务危机意识,防止管理者做出较为激进的融资决策,这是混合所有制改革在长期视角下能够缓解企业债务风险的主要原因。若企业财务危机意识增强,则其会减少资金需求以避免未来出现偿债危机。企业资金需求增速减慢,往往长期债务占总负债的比重上升,企业再融资风险降低(Jun 和 Jen, 2003)。因此,以企业缩减短期借款比重、增加长期借款比重来表示其财务危机成本增加。本文认为,在混合所有制改革后,城投企业在面临财务危机时得到政府救助的可能性下降,提高了其财务危机成本,这是城投企业在长期中过度负债率降低的原因。基于上述分析,本文进行中介效应模型设计:首先,通过式(6)检验城投混改是否降低了短期借款占总负债的比重,来验证混合所有制改革是否增加了财务危机成本。其次,通过式(7)检验财务危机成本与城投企业长期过度负债率的关系,以及企业混改是否通过增加财务危机成本而降低了长期过度负债率。从而构造出“混合所有制改革→财务危机成本上升→城投企业长期过度负债率下降”的影响路径。

$$short_{it} = \alpha_0 + \beta_1 private_{it} + controls_{it-1} + pro_m + ind_n + year_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$Exlev_{it} = \alpha_0 + \beta_1 private_{it} + \beta_2 short_{it} + controls_{it-1} + pro_m + ind_n + year_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中:*short*为城投企业短期借款占总负债的比重;*Exlev*为城投企业长期过度负债率;*private*为城投混改。

表8列示了混合所有制改革、财务危机成本和城投企业长期过度负债率的关系。在列(1)中,以短期借款比重(*short*)为因变量,城投企业是否混改(*private₁*)与短期借款比重(*short*)负相关,在5%显著性水平上显著。说明城投企业在混合所有制改革后缩减了其短期借款比重。这意味着,混合所有制改革提高了城投企业的财务危机成本。列(2)以长期过度负债率(*Exlev*)为因变量,自变量为短期借款比重(*short*)和城投企业是否混改(*private₁*)进行回归,*short*的回归系数显著为负,说明债务危机成本上升显著降低了城投企业的长期过度负债率。由此可证实,混合所有制改革后城投企业债务危机意识增强,因而减少了其过度负债行为,即“混合所有制改革→企业债务危机增强→城投企业过度负债率降低”。列(3)以长期过度负债率(*Exlev_{dum}*)为因变量进行稳健性检验,得到与上述相同的结论。

(2)经营性亏损减少。混合所有制改革过程中引入的民营股份,能够帮助企业构建以业绩指标为核心的市场化考核体系,激励企业从“行政型”治理向“经济型”治理转变,这有利于改善企业绩效,在长期中有助于降低城投企业过度负债程度。接下来,建立模型(8)考察混合所有制改革是否提高了城投企业经营业绩,通过模型(9)考察城投企业经营业绩、混合所有制改革与长期过度负债率的关系。

$$EBITD_{it} = \alpha_0 + \beta_1 private_{it} + controls_{it-1} + pro_m + ind_n + year_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$Exlev_{it} = \alpha_0 + \beta_1 private_{it} + controls_{it-1} + pro_m + ind_n + year_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

被解释变量 *EBITDA_{it}* 为城投企业的息税前利润,同时选择净资产收益率(*roe*)作为替代指标。利用模型 *controls*、*pro_m*、*ind_n*、*year_t* 变量设置与模型(3)相同。

表9列示了混合所有制改革与企业业绩的关系。其中列(1)结果显示,变量 *private₁* 的系数显著为正,说明城投企业进行混合所有制改革能够提高企业经营绩效。同时,列(2)结果显示,变量 *private₂* 的系数同样显

表8 混合所有制改革、财务危机成本与企业长期过度负债率

变量	(1)	(2)	(3)
<i>short</i>		-3.6894*** (-24.54)	-0.6478*** (-18.36)
<i>private₁</i>	-0.0371** (-2.26)	-1.0152* (-1.80)	-0.2242** (-2.52)
<i>_cons</i>	105.6986*** (315.60)	376.4966*** (23.04)	66.8812*** (17.64)
<i>Control-var</i>	yes	yes	yes
<i>Pro FE</i>	yes	yes	yes
<i>Year FE</i>	yes	yes	yes
<i>Ind FE</i>	yes	yes	yes
<i>N</i>	6710	6710	6710
<i>R²</i>	0.2235	0.1388	0.1502

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;括号中的数值为*t*值。

著为正,混合所有制改革程度越高,城投企业经营绩效的提升幅度越大。列(3)以净资产收益率(*roe*)为因变量进行稳健性检验,得到相同的结论。这表明,混合所有制改革能够提高企业盈利能力,使其获得了较充裕的资金,降低了城投企业的债务风险。列(4)以城投企业经营绩效(*EBITDA*)为自变量,长期过度负债率为因变量,结果显示,变量*EBITDA*的系数显著为负,说明城投企业进行混合所有制改革能够通过提高企业经营绩效,降低城投企业长期过度负债问题。

2. 政府干预效应：战略性负担减少

政策性负担包括社会性负担和战略性负担两方面,其中社会性负担是企业承担冗员等社会职能形成的负担,战略性负担指企业为了完成政府任务投资于不具有比较优势的产业形成的负担。借鉴陈林和唐杨柳(2014)、蔡明荣和王毅航(2022)关于政策性负担的研究,将社会性负担标记为*sl₁*,将战略性负担标记为*sl₂*。

$$sl_{1it} = \frac{staff_{it} - indstaff_{it} \times \frac{sale_{it}}{indsale_{it}}}{staff_{it}}$$
$$sl_{2it} = \frac{staff_{it} - indstaff_{it} \times \frac{asset_{it}}{indasset_{it}}}{staff_{it}}$$

其中:*staff_{it}*为*i*公司*t*年度的员工数量;*asset_{it}*为*i*公司*t*年度的资产总额;*sale_{it}*为*i*公司*t*年度的营业收入总额;*indsale_{it}*及*indasset_{it}*为*i*公司*t*年度所在行业的平均营业收入和平均资产总额。当*sl₁*、*sl₂*大于0时取值为1,否则取值为0。在计算出企业所承担的社会性负担(*sl₁*)和战略性负担(*sl₂*)的基础上,我们构建模型(8)检验混合所有制改革是否减弱了企业所承担的政策性负担(社会性负担和战略性负担)。

$$\frac{sl_1}{sl_2} = \alpha_0 + \beta_1 private_{it} + controls_{it-1} + ind_n + year_t + \varepsilon_{it} \tag{10}$$

表10列示了混合所有制改革影响企业承担政策性负担(社会性负担和战略性负担)的实证结果。表10列(1)、列(2)以社会性负担*sl₁*为因变量,列(3)、列(4)以战略性负担*sl₂*为因变量。可以看出,混合所有制改革的两个度量指标*private₁*与*private₂*仅与战略性负担*sl₂*呈显著负相关关系,而与社会性负担*sl₁*关系不显著。由此可得,国有企业进行混合所有制改革后,减弱了其所承担的战略性负担,但社会性负担没有显著变化,这表明,城投企业在混合所有制改革后,政府对城投企业经营和投融资活动的干预力度下降,不同性质的资本构建了多元化的产业结构,股东在追求各自利益最大化的过程形成制衡机制,降低了对不具有比较优势产业的投资比例,因而减少了战略性负担,这和“政府干预观”的结论相符。*private*对*sl₁*的回归系数为正,混合所有制改革未能明显降低超额雇员等问题,这支持了“政治目标观”。

(三)稳健性检验

为了避免线性回归模型可能出现的选择性偏差问题,本文对样本采用倾向得分匹配法(PSM)进行估计。将进行混合所有制改革的样本作为“实验组”,未实现混合所有制改革的样本作为“控制组”。选取有放回的一对三匹配方法进行卡尺内最近邻匹配,分别以企业短期过度负债率(*exlev₁*)与企业长期过度负债率(*Exlev_dum*)为因变量,以此检验混合所有制改革对短期与长期企业过度负债率的影响。在表11中,当因变量为短期过度

表9 混合所有制改革与国有企业经营绩效

变量	(1) <i>EBITDA</i>	(2) <i>EBITDA</i>	(3) <i>roe</i>	(4) <i>Exlev</i>
<i>private₁</i>	3.5861*** (16.22)		0.0015** (2.01)	-1.0120** (-2.22)
<i>private₂</i>		9.2238*** (8.38)		
<i>EBITDA</i>				-0.0734*** (-2.80)
<i>Control-var</i>	yes	yes	yes	yes
<i>Pro FE</i>	yes	yes	yes	yes
<i>Year FE</i>	yes	yes	yes	yes
<i>Ind FE</i>	yes	yes	yes	yes
<i>N</i>	6871	6871	6871	6871
<i>R²</i>	0.1837	0.1604	0.0221	0.1040

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;括号中的数值为*t*值。

表10 混合所有制改革与政策性负担

变量	(1) <i>sl₁</i>	(2) <i>sl₁</i>	(3) <i>sl₂</i>	(4) <i>sl₂</i>
<i>private₁</i>	0.0651 (0.44)		-0.5743*** (-3.44)	
<i>private₂</i>		0.3879 (0.47)		-1.5818* (-1.77)
<i>Control-var</i>	yes	yes	yes	yes
<i>Pro FE</i>	yes	yes	yes	yes
<i>Year FE</i>	yes	yes	yes	yes
<i>N</i>	6695	6695	6695	6695
<i>R²</i>	0.3308	0.0481	0.3308	0.0849

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;括号中的数值为*t*值。

负债率时,混合所有制改革($private_1$)的系数为正,说明在短期内混合所有制改革加剧了企业过度负债问题。当因变量为长期过度负债率时,混合所有制改革($private_1$)的系数显著为负,在长期内降低了城投企业过度负债率。证实了假说 1 和假说 2 的稳健性。

本文参考杨兴全和尹兴强(2018)、李井林(2021)衡量混合所有制改革程度的方式,采用民营持股比例与国有持股比例的比值构造股权融合度或制衡性(mix)。该变量值越高,说明国有资本和民营资本混合程度越高。将该指标作为核心解释变量重新回归,检验本文结论。结果见表 12,当因变量为短期企业过度负债率时,股权融合度“ mix ”系数显著为正,当因变量为长期企业过度负债率时,股权融合度“ mix ”系数显著为负,说明民营持股比例越高、与国有股权制衡性越高,在短期内,城投企业过度负债程度增加,而在长期中,城投企业过度负债程度减小。

最后,为解决内生性问题,本文借鉴 Fan et al (2013)的思路,选取各省份沿海港口数量($port$)作为混合所有制改革的工具变量。原因如下:一方面,各省份沿海港口数量影响各地企业混合所有制改革进程,沿海港口数量越多,该地区市场化发展越快,推动城投企业混改的动力越强,从而混合所有制改革程度越高;另一方面,沿海港口数量由各地区自然和历史差异形成,对根植于国有产权属性的城投企业过度负债现象的影响路径长、影响强度较弱。因此,上述变量符合工具变量外生性和相关性的两项标准。

表 13 为两阶段回归结果,可以得到,首先,各省份沿海港口数量($port$)与混合所有制改革程度是高度正相关的,在 1% 显著性水平下显著。其次,在缓解遗漏变量偏误问题后,混合所有制改革程度($private$)与企业短期负债率($exlev_1$)及长期负债率($Exlev$)显著负相关,城投公司开展混合所有制改革明显降低了企业负债率。这和本文正文检验结果有所差异,但仍可说明本文结论。如前文所述,混合所有制改革在短期内无法降低企业负债率的主要原因是,地方政府对该企业财务支持力度降低,使其出现暂时性资金短缺。当以沿海港口数量代替某一企业混改程度时,消除了政府对具体某个企业行为的短期影响,如此一来,结果展示为长期中混合所有制改革在整体上如何影响当地企业过度负债行为。该结论同样表明,从长期来看,城投公司开展混合所有制改革能够显著缓解企业过度负债行为。

最后,以城投债信用利差与主体评级代表债务风险大小。城投债信用利差越小,主体评级越大,债务风险越大。城投混合所有制改革与债务风险的关系见表 14。当因变量为城投债信用利差时,混

表 11 混合所有制改革与短期、长期过度负债率(倾向得分匹配法 ATT)

变量	短期过度负债率	长期过度负债率
$private_1$	4.0143*** (3.44)	-0.0962*** (-2.87)
$other\ controls$	yes	yes
Year FE	yes	yes
Ind FE	yes	yes
Pro FE	yes	yes
N	6695	6695
Pseudo R^2	0.5432	0.4777

注:***、**、*分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平;括号中的数值为 t 值。

表 12 股权融合度与城投企业过度负债率

变量	(1) 短期企业过度负债率	(2) 长期企业过度负债率
mix	0.7183*** (3.04)	-6.4498*** (-2.78)
$cons$	-114.8145*** (-27.76)	-25.423 (-1.12)
$other\ controls$	yes	yes
Year FE	yes	yes
Ind FE	yes	yes
N	6695	6695
R^2	0.6117	0.1585

注:***、**、*分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平;括号中的数值为 t 值。

表 13 内生性检验回归结果(工具变量)

变量	第一阶段	第二阶段	
	$private$	$exlev_1$	$Exlev$
$port$	0.0782*** (5.69)		
$private$		-4.0712*** (-3.97)	-3.4643*** (-3.72)
$cons$	-0.6315*** (-2.71)	29.7383*** (19.70)	-10.5008*** (-7.66)
$Controls-var$	yes	yes	yes
Year FE	yes	yes	yes
Ind FE	yes	yes	yes
Waldchi2	—	618.29	250.23
第一阶段 F 值	10.98	—	—
R^2	0.1999	—	—
N	6695	6695	6695

注:***、**、*分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平;括号中的数值为 t 值;—表示值不存在。

表 14 混合所有制改革与债务风险

变量	城投债利差	主体评级
$private_1$	-0.2399*** (-3.34)	0.1426*** (3.39)
$other\ controls$	yes	yes
Year FE	yes	yes
Ind FE	yes	yes
Pro FE	yes	yes
N	6695	6695
R^2	0.6463	0.7060

注:***、**、*分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平;括号中的数值为 t 值。

合所有制改革($private_i$)的回归系数为负,当因变量为主体评级时,混合所有制改革($private_i$)的回归系数为正,上述两个系数均在1%显著性水平下显著。说明混合所有制改革确实能够起到城投企业降低债务风险的作用。

六、结论与建议

本文考虑了城投公司当前及未来发展状况,认识到混合所有制改革的不确定性,并利用中介效应模型检验了混合所有制改革对城投公司短期和长期过度负债行为的影响机制,得到如下结论:第一,由于政府减少了财务支持力度,城投公司在实施混合所有制改革后在短期内具有较高的债务融资需求。第二,在长期中,混合所有制改革提高了城投公司财务危机意识,同时企业盈利能力上升,因而降低了企业过度负债动机。第三,行政干预抑制了混合所有制改革在长期中对企业过度负债率的积极作用。上述结论说明城投公司混合所有制改革短期内提高了企业过度负债率,但在长期中能够有效降低企业过度负债率。本文有助于体现混合所有制改革下非国有股东对公司债务治理的有利影响,并为混合所有制改革缓解政府隐性债务风险提供了实证依据。

基于上述研究结论,本文提出政策建议如下:第一,应该积极推进混合所有制改革,充分发挥非国有股东提升经营绩效、遏制过度负债的作用。虽然短期内混改可能在防范政府性债务风险方面没有明显效果,但长期中有助于形成提升国企竞争力的内在动力和激励机制。因此可以通过采用改制重组、引入战略投资者等方式让民营企业入股国有企业。第二,要想建立城投公司混合所有制改革降低债务风险的长效机制,应该着力降低政府对城投业务活动的干预程度。同时在国有企业混改过程中,政府应当摆正自己作为监督者的位置,“不缺位、不越位”,充分发挥市场机制以提高混合所有制改革效果。第三,继续深化城投企业的市场化改革。本文通过影响机制检验得出,混合所有制改革后,城投企业承担了较多的社会性负担,超额雇员等问题未能得到缓解。城投企业实现市场化转型仍需要较长时间的改革期。

参考文献

- [1] 白重恩,路江涌,陶志刚,2006.国有企业改制效果的实证研究[J].经济研究,(8):4-13.
- [2] 蔡明荣,王毅航,2022.混合所有制改革、政策性负担与国企技术效率——来自高技术企业的证据[J].产业经济研究,(2):85-98,142.
- [3] 曹迅,杨棉之,2021.国有企业混合所有制改革与商业信用融资[J].现代经济探讨,(1):22-30,50.
- [4] 陈林,唐杨柳,2014.混合所有制改革与国有企业政策性负担-基于早期国企产权改革大数据的实证研究[J].经济学家,(11):13-23.
- [5] 陈思宇,张峰,殷西乐,2021.混合所有制改革促进了公平竞争吗——来自国有企业硬化预算约束的证据[J].山西财经大学学报,43(11):16-28.
- [6] 葛永盛,宋晓芳,雷英,2022.国有企业混合所有制改革能降低费用黏性吗?[J].财贸研究,33(2):97-110.
- [7] 郝阳,龚六堂,2017.国有、民营混合参股与公司绩效改进[J].经济研究,52(3):124-137.
- [8] 纪洋,王旭,谭语嫣,2018.经济政策不确定性、政府隐性担保与企业杠杆率分化[J].经济学(季刊),17(1):449-470.
- [9] 蒋先玲,黄鑫,陈乾,2021.管理者过度自信与企业过度负债[J].技术经济,40(4):122-132.
- [10] 黎凯,叶建芳,2007.财政分权下政府干预对债务融资的影响——基于转轨经济制度背景的实证分析[J].管理世界,24(8):23-34.
- [11] 李井林,2021.混合所有制改革有助于提升国有企业投资效率吗?[J].经济管理,43(2):56-70.
- [12] 李向荣,张洪宝,2021.混合所有制改革与国企绩效提升——兼论国企的二次混改[J].经济问题,(12):120-127.
- [13] 刘春,孙亮,2013.政策性负担、市场化改革与国企部分民营化后的业绩滑坡[J].财经研究,39(9):71-81.
- [14] 刘小玄,2000.中国工业企业的所有制结构对效率差异的影响——1995年全国工业企业普查数据的实证分析[J].经济研究,(2):17-25.
- [15] 陆铭,欧海军,2011.高增长与低就业:政府干预与就业弹性的经验研究[J].世界经济,(12):3-31.
- [16] 马惠娴,陈姗姗,2021.城投公司混合所有制改革与债务风险[J].当代财经,(4):66-77.
- [17] 沈红波,张金清,张广婷,2019.国有企业混合所有制改革中的控制权安排——基于云南白药混改的案例研究[J].管理世界,35(10):206-217.
- [18] 汪昌云,李宙甲,曾剑宇,2022.控股股东股权质押会导致上市公司过度负债吗?[J].投资研究,41(3):21-44.
- [19] 王剑锋,吴京,2020.地方债搭售合约与发行利率异象[J].财贸经济,41(6):51-64.
- [20] 王珏,骆力前,郭琦,2015.地方政府干预是否损害信贷配置效率?[J].金融研究,(4):99-114.

- [21] 吴秋生, 独正元, 2019. 混合所有制改革程度、政府隐性担保与国企过度负债[J]. 经济管理, 41(8): 162-177.
- [22] 许晓芳, 周茜, 陆正飞, 2020. 过度负债企业去杠杆: 程度、持续性及政策效应——来自中国上市公司的证据[J]. 经济研究, 55(8): 89-104.
- [23] 颜廷峰, 袁安妮, 徐旭初, 2019. 互联网金融、政府干预与经济增长质量——基于面板门限回归模型的实证检验[J]. 财政研究, (9): 47-61.
- [24] 杨兴全, 尹兴强, 2018. 国企混改如何影响公司现金持有?[J]. 管理世界, 34(11): 93-107.
- [25] 张辉, 黄昊, 闫强明, 2016. 混合所有制改革、政策性负担与国有企业绩效——基于1999—2007年工业企业数据库的实证研究[J]. 经济学家, (9): 32-41.
- [26] 张会丽, 陆正飞, 2013. 控股水平、负债主体与资本结构适度性[J]. 南开管理评论, 16(5): 142-151.
- [27] 张路, 2020. 地方债务扩张的政府策略——来自融资平台“城投债”发行的证据[J]. 中国工业经济, (2): 64-82.
- [28] 钟昀珈, 张晨宇, 陈德球, 2016. 国企民营化与企业创新效率: 促进还是抑制?[J]. 财经研究, 42(7): 4-15.
- [29] 周茜, 许晓, 陆正飞, 2020. 去杠杆, 究竟谁更积极与稳妥?[J]. 管理世界, 36(8): 127-148.
- [30] AGHIONA P, BOLTON P, 1992. Distribution and growth in models of imperfect capital markets[J]. European Economic Review, 36(2): 603-611.
- [31] CHANG C, CHEN X, LIAO G, 2014. What are the reliably important determinants of capital structure in China?[J]. Journal of Comparative Economics, 31(3): 387-413.
- [32] DENIS D J, MCKEON S B, 2012. Financing and financial flexibility evidence from proactive leverage increases[J]. Review of Financial Studies, 25(6): 1897-1929.
- [33] FAN J, WONG T J, ZHANG T, 2013. Institutions and organizational structure: The case of state-owned corporate pyramids[J]. Journal of Law Economics & Organization, 29(6): 1217-1252.
- [34] GROSSMAN S J, 1986. The cost and benefit of ownership: A theory of lateral and vertical integration[J]. Journal of Political Economy, 94(4): 691-719.
- [35] JENSEN M C, MECKLING W H, 1979. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs, and ownership structure[J]. Springer Netherlands, 3(4): 305-360.
- [36] JUN S G, JEN F C, 2003. Trade-off model on debt maturity structure[J]. Review of Quantitative Finance and Accounting, 20(1): 5-34.
- [37] TITMAN S, TSYPLAKOV A S, 2004. A dynamic model of optimal capital structure[C]. Florence (Italy), Society for Economic Dynamics, 11: 401-451.
- [38] WILLIAMSON O E, 1985. The economic institution of capitalism[M]. New York: The Free Press.

Mixed Ownership Reform and Local Implicit Debt Risk

Chen Yujie^{1,2}, Xu Wanxiao³, Wang Jianfeng³

(1. PBC School of Finance, Tsinghua University, Beijing 100084, China;

2. China Lianhe Credit Rating Co. Ltd, Beijing 100022, China;

3. School of Finance, University of International Business and Economics, Beijing 100029, China)

Abstract: Using the sample of 6890 bonds from 2010 to 2020, the impact mechanism of mixed ownership reform of urban investment company on their debt risk was examined, and the following conclusions was gotten. Firstly, the excessive debt problem of urban investment enterprises becomes more serious after the mixed ownership reform. Secondly, in the long run, mixed ownership reform has improved the awareness of financial crisis of urban investment companies, and the profitability of enterprises has increased, thus reducing the motivation of excessive debt of enterprises. Thirdly, from the short-term perspective, administrative intervention is conducive to the mixed-ownership reform's role in reducing the debt risk of urban investment enterprises, but from the long-term perspective, administrative intervention inhibits the mixed-ownership reform's role in mitigating the debt risk of urban investment enterprises. Mixed ownership reform can reduce the debt risk of urban investment enterprises in the long run, but the premise is to give full play to the role of the market and reduce the government's intervention in the transformation of urban investment enterprises. The research in this paper can provide enlightenment for the effective coordination of fiscal and financial policies at the micro level.

Keywords: mixed ownership reform; administrative intervention; urban investment company; excessive debt