

# 金融杠杆如何影响城市经济增长

## ——新的计量证据与机制识别<sup>\*</sup>

王贤彬 刘淑琳 黄亮雄

**内容提要:**本文基于中国经济增速下行以及杠杆率居高不下的现实背景,从地区层面考察杠杆率对经济增长的影响与作用机制。在理论上,本文在厘清金融杠杆率经济增长效应的基础上,指出中国经济发展长期以来的结构性失衡损害了杠杆本应具有积极作用。在实证上,本文借鉴广义杠杆率的思路,构建城市层面的杠杆率指标,采用2003—2017年地级市的数据对理论假说进行了验证。城市杠杆率每上升1个百分点,地区实际GDP增长率平均降低约0.015个百分点。机制研究表明,负面影响主要源于城市杠杆率的加大降低了物质资本和全要素生产率的增长速度,而且在深层次上与工业盈利能力的下降、金融投资的增加有关。调节机制研究表明,国有经济和僵尸企业比重等表征的经济结构失衡是加大杠杆率对经济增长不利影响的重要因素,创业创新、对外开放等改革举措可以减弱杠杆率对经济增长的抑制作用。本文的研究发现有助于理解中国经济增长与转型的内在动力机制,为化解债务风险、实现经济高质量发展提供政策启示。

**关键词:**杠杆率 经济增长 经济发展方式

**作者简介:**王贤彬,暨南大学经济学院副教授、博士,510632;

刘淑琳(通讯作者),广州大学经济与统计学院讲师、博士,510006;

黄亮雄,华南理工大学经济与金融学院副教授、博士,510006。

**中图分类号:**F207,F293,F830 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2021)11-0036-16

## 一、引言

近年来,中国经济中债务高企。根据国际清算银行(BIS)的统计数据,2020年第四季度中国宏观债务杠杆率已经达到289.5%。<sup>①</sup>为防范系统性金融风险,早在2015年12月,中央经济工作会议就明确把去杠杆作为供给侧结构性改革的五大任务之一,党的十九大更是把防范化解重大风险放在三大

<sup>\*</sup> 基金项目:国家自然科学基金面上项目“行政审批改革的经济增长效应研究:理论机制、实证识别与政策设计”(71773038);教育部人文社会科学青年基金项目“经济增长目标约束与中国结构性高杠杆的形成机制研究:理论与实证”(20YJC790081);广东省哲学社会科学规划青年项目“经济增长目标约束对债务风险的影响机制与实证检验”(GD19YYJ09)。作者感谢匿名审稿人提出的宝贵意见,文责自负。刘淑琳电子邮箱:shulinlau@gmail.com。

<sup>①</sup> 同期美国为296.1%、德国为208.8%,而同为新兴经济体的俄罗斯和印度分别为136.9%和180.8%。

攻坚战的首位。事实上,自 2008 年国际金融危机爆发以来,在“金融—实体经济”的内生性理论框架下构建宏观经济学新范式,成为一种时代的要求和趋势(陈雨露,2015)。因此,考察杠杆率对经济增长的影响,兼具实践和理论意义。

与以往研究大多从跨国或者国家层面考察杠杆率对宏观经济的影响不同,本文从地级市级别研究杠杆率对经济增长的影响。这是因为,地级市级别是中国政府层级中较为完整的经济运作单元,在经济分权的体制下,城市级别的地方政府实际上掌握了各种经济管理权力和资源,对经济有更直接的影响。这使得中国的地级市成为一个在经济发展型地方政府驱动下的经济体,存在金融杠杆与经济增长的相互关联。而中国地方政府的竞争互动性使得地区层面的杠杆率的变动可能具有地域性规律,从地区层面考察有助于发现杠杆率对实体经济可能产生的总量和结构层面上的影响。

基于现有的宏观经济理论和相关研究,本文在理论上分析了地方层面的杠杆率如何对经济增长产生影响。不可否认,杠杆率提升是为地方经济发展提供资金的重要体现。但是,中国经济发展长期以来依赖粗放的增长方式,在金融资源市场化配置方面发展相对滞后,限制了资金杠杆的利用效率。特别是,长期存在的国有经济偏向等结构性经济失衡恶化了资源配置效率,从而损害了杠杆本应具有积极作用。基于此,本文提出假说,杠杆率提升在平均意义上损害了地方经济增长。在实证上,本文借鉴广义杠杆率的思路,以年末金融机构人民币各项贷款余额/地区生产总值度量城市杠杆率,基于 2003—2017 年全国地级市的数据考察城市杠杆率对实际 GDP 增长率的影响。

相较于现有研究,本文的边际贡献主要体现为三点。第一,对于杠杆率是促进、抑制经济增长,还是两者兼而有之,现有文献依然存在较大分歧。本文基于现有宏观经济理论,结合中国经济的现实特征,厘清杠杆率影响经济增长的理论逻辑,并基于较新近的数据提供了新的经验证据。第二,虽然已经有文献关注中国杠杆率的宏观经济效应,但主要从全球或是全国层面进行讨论,本文以地级市作为考察对象,借鉴广义杠杆率的思路,构建城市层面的杠杆率指标,关注城市杠杆率对经济增长的影响及作用机制,不仅分析了杠杆率如何影响地方经济增长,而且在机制渠道上进行了具体的分析,增加了此领域的研究发现。第三,本文不仅识别了杠杆率对经济增长的影响方向与程度,而且挖掘了产生影响的机制渠道,并深入探究了怎样的经济结构和宏观环境能够将杠杆率对经济增长的潜在积极效应转化为现实,整体的研究结论具有较强的应用价值,不管是对理解中国经济的高杠杆问题以及随之而来的是否应该去杠杆的争论,还是对在政策上如何降低杠杆率上升所带来的负面效应,都能有所裨益。

## 二、文献评述与理论假说

金融体系具有动员储蓄、配置资金的基本职能,在现代经济中的地位日益重要(林毅夫等,2009)。对于金融与经济增长关系的论述可以追溯至 Schumpeter(1912),在他看来,功能良好的银行通过甄别并向最有可能成功创造新产品的企业家提供融资,能够促进技术创新。Hicks(1969)则从资本积累的角度,认为高收益的工程要求长期的资本投入。正是金融体系缓解了长期投资的流动性风险,英国才会发生工业革命。对金融与经济增长关系的实证分析始于 Goldsmith(1969)。通过考察 35 个国家 1860—1963 年的数据,他发现经济快速增长的时期通常伴随金融的超水平发展,但该研究没有控制影响经济增长的其他因素,也没有考察金融发展与生产率、资本等经济增长

动力的关系,因此,金融与经济增长之间的因果关系难以确定。随后,King 和 Levine(1993)将研究范围扩展至 80 个国家,在系统控制了初始收入、人力资本等经济增长的影响因素后,仍然发现金融发展与经济增长显著正相关,而且,金融发展水平能够预测随后几十年的经济增长率、实物资本积累水平和经济效率的改善程度。

基于金融的基本职能,其对经济增长的促进作用首先体现在运转良好的金融体系有利于储蓄的增加以及储蓄向投资的有效转化,进而推动资本积累(沈坤荣、孙文杰,2004)。在既定的国民收入水平下,消费和储蓄之间存在一个弹性区间,金融的存在不仅提高了储蓄转变为未来消费的便利性,而且利息带来的储蓄增值可以增加未来的消费量,使得这个弹性区间被更大份额的储蓄所挤占(王广谦,1996)。在储蓄水平确定的情况下,资本积累能否增加则取决于储蓄向投资的转化能力。不管是凯恩斯理论、哈罗德-多马模型,还是新古典经济增长模型,均将投资等同于储蓄,但是实际上储蓄并不必然完全转化为投资。由于信息不对称,投资者不仅在投资前需要收集和整理投资项目的信息,事后还得承担经理人治理公司的监督成本,如果这些交易成本由每个投资者独自负担,高昂的成本将阻碍资本流向有利可图的投资(Stiglitz 和 Weiss,1981)。金融部门的出现使投资者们可以共享投资信息,并由金融中介代理监督,在降低交易成本的同时,使贷款利息保持在一个较低的水平,从而加大了储蓄—投资转化率,增加资本投入量(Diamond,1984)。

通过资本投入量的增加,金融进一步带动劳动投入增长与生产率的提高。一方面,资本投入量增加带来的规模扩张可以吸纳更多的就业,增加劳动投入。另一方面,进行投资的企业不仅能够通过“干中学”积累生产经验、获取知识提高自己的生产率,还可以通过知识的溢出效应,提高社会中其他企业的生产率(Arrow,1962;Romer,1986)。除了资本积累的外部性,金融还可以通过支持技术创新和促进资源再配置提高生产率。技术进步是促进生产率提高最为关键的因素,而技术创新是技术进步的原动力,但是,投资于创新是有风险的。金融有利于分散风险,促使投资流向促进经济增长的创新活动以及创新成果的应用与推广。而且,由于在获取和处理信息能力上的优势,金融部门可以通过识别出在新产品、新工艺上取得成功概率最大的企业家来提高技术创新的成效(King 和 Levine,1993)。同时,借助有效的金融安排,金融部门还能够通过减少道德风险,推动经理人按外部债权人的利益经营企业,将资本配置到最具效率的活动中去,并使其得到最大价值的使用(Rajan 和 Zingales,1998)。

然而,金融对经济增长的影响并不必然表现在积极方面。在考察了发展中国家的经济发展后,McKinnon(1973)提出了著名的金融抑制理论。该理论认为,发展中国家普遍存在的市场不完全和信息不对称导致了金融资源配置的扭曲,短缺的资本流向不具备良好投资机会的特权阶层,急需资金进行投资活动的个体无法得到正式金融的支持,只好依赖内源式融资谋求创新与发展,这限制了其对经济增长的贡献。而拿到资本的特权阶层,由于资本使用效率低,资本回报率不高,加之发展中国家普遍较高的通货膨胀率,实际利率经常为负值,居民储蓄的积极性受挫,导致资本积累缓慢,抑制经济增长。

正如林毅夫等(2009)所指出的那样,从经济发展的角度来看,金融体系能否有效地配置资金最为关键。在任何给定时点,金融体系只有将有限的资金配置给经济中最有竞争力的产业中经营效率最高的企业,才能创造最多的经济剩余,获得最高的资金回报率。给定社会的偏好结构和收入水平,金融体系才能动员最多的下期储蓄。长期以来,我国形成了以银行为主导的金融体系。相较于非国有企业,国有企业通常经营时间较长,与银行打交道的机会较多,银行获取其资质信息的成本较低(方军雄,2007)。而且,国有企业在要素、产品市场上拥有特殊待遇,经营风险本身就

相对较低,天然的政治联系又决定了其在陷入财务困境时更容易获得政府救济(孙铮等,2005),这些都意味着国有企业的债务违约风险相对较低,使银行较倾向于将资金贷给国有企业。更重要的是,在中国的银行体系中,国有银行占据主导地位,当银行由国家控制时,为政府承担政策性负担的国有企业更能普遍得到银行信贷资金的支持(林毅夫、李志赞,2005)。在财政分权和政治集权的制度激励下,为GDP增长而竞争的地方政府更是直接或者间接地干预金融资源配置,影响金融体系的资本配置功能(李青原等,2013)。

信贷投放的所有制偏好使中国的金融杠杆呈现明显的结构性特征。张晓晶等(2019)根据中国社会科学院国家资产负债表研究中心的杠杆率数据指出,中国的企业杠杆率基本上位列全球之冠,而企业债务中国企占比超过六成。钟宁桦等(2016)对1998—2013年中国近400万个规模以上工业企业杠杆率变化趋势的分析显示,工业企业部门1998年以来的总体趋势是减杠杆,但大型、国有、上市的企业负债率上升明显。纪敏等(2017)也类似地发现,在中国非金融企业杠杆率上升的同时,规模以上工业企业和私营企业的资产负债率持续下降。

国有企业获得大量的信贷资金,但是众多研究中国国有企业效率的文献表明,国有企业过往的效率较低(刘小玄,2000;吴延兵,2012),这种偏向国有企业的信贷资源配置导致投资效率低下,大量投资变为沉淀成本难以收回,银行呆账、坏账比例增加(韩廷春,2001)。喻坤等(2014)对2004—2010年中国A股所有上市公司的分析表明,频繁的货币政策冲击扩大了国有企业与非国有企业之间的融资约束差异,国有企业不断获得扶持性信贷补贴,在一定程度上挤出了非国有企业的信贷资源,信贷融资约束使非国有企业投资效率也出现了下降趋势。虽然不少研究指出国企改革后效率有所提高且逐年追赶趋势明显(Brandt等,2008;孔东民等,2014),但根据邵挺(2010)的测算,如果能够消除国企与私企间的金融错配现象,中国的GDP增量能比之前提高2%~3%。

近年来颇受关注的僵尸企业现象同样表明中国信贷资金配置效率仍有巨大提升空间。僵尸企业在多个绩效指标上显著低于正常企业,杠杆率却显著高于正常企业,并且长期居高不下(刘莉亚等,2019)。这些僵尸企业以低成本占用大量银行信贷,导致信贷资源配置扭曲,挤出正常企业的投资(谭语嫣等,2017)。资金的低效利用伴随资本回报率的大幅下降(白重恩、张琼,2014),对资本积累也产生了不利影响。在资本回报率下降的背景下,金融资产与固定资产的收益率差距不断扩大,强化了企业投资于金融资产的倾向,金融渠道获利甚至成为企业盈利的主导模式(Demir, 2009)。特别是在宏观经济存在较大不确定性的情况下,短期内可快速转换的金融资产更受企业青睐,固定资产投资的减少使实体经济快速下滑(Tornell, 1990)。张成思和张步昙(2016)针对2006—2014年中国A股非金融部门上市公司的研究也发现,经济金融化显著降低企业的实业投资率,并弱化了货币政策提振实体经济的效果。不仅传统固定资产的收益率与金融资产的收益率差距拉大,工业的投资收益率与房地产的投资收益率也出现较大差距,房地产的高速发展对工业产生明显的挤出效应(黄静、屠梅曾,2009)。

房地产等部门对工业的挤出效应进一步抑制了创新动力,降低了资源配置效率。张杰等(2016)发现,房地产投资快速增长不仅直接抑制了地区创新活动,还会通过房地产贷款期限结构的偏向效应,对中国工业部门的创新活动造成更为突出的阻碍作用。罗知和张川川(2015)则发现,国有企业将获得的低成本信贷资金用于房地产投资,挤出了对制造业的投资,导致制造业资源配置效率显著下降。而且,由于房地产相关行业的企业生产效率往往较低,资源向房地产行业流动导致资源错误配置,降低了整个工业部门的全要素生产率及其增长,拖累了整体经济发展(陈斌开等,2015)。

综上所述,我国信贷扩张和金融杠杆存在较为严重的结构性扭曲,降低了资源配置效率和资本积累,从而对经济增长产生不利影响。基于此,本文提出有待检验的理论假说:杠杆率上升抑制经济增长。

### 三、城市杠杆的典型事实

杠杆有宏观杠杆和微观杠杆之分,宏观杠杆对应于整个国家或者地区,微观杠杆则对应于企业或者家庭等微观主体。本文研究的是城市层面的杠杆,属于宏观杠杆的范畴。度量宏观杠杆,当前较具代表性的指标主要包括两类:第一类是债务率,即各部门总债务与 GDP 的比值,世界银行、中国社会科学院主要采用这种方法测算宏观杠杆率,主要是国家层面的测算;第二类是广义杠杆率,即信贷与 GDP 的比值,国际货币基金组织、BIS 等国际机构都采用了这一指标,也为众多经典文献所使用(King 和 Levine, 1993; 刘晓光等, 2018)。鉴于城市债务数据不可得,本文借鉴广义杠杆率的思路,以年末金融机构人民币各项贷款余额/地区生产总值度量城市杠杆率。其中,年末金融机构人民币各项贷款余额和地区生产总值的数据来源于历年《中国城市统计年鉴》,由于计算杠杆率需用到的年末金融机构人民币各项贷款余额从 2003 年才开始报告,我们将考察范围限定在 2003—2017 年的地级市。

图 1 为 2003—2017 年各城市杠杆率年均值的变化趋势。作为对比,我们也展示了同期 BIS 公布的中国私人部门信贷/GDP 的基本情况。由图 1 可见,2003—2017 年,城市杠杆率年均值显著低于 BIS 公布的私人部门信贷/GDP,两者的趋势基本一致。其中,2003—2008 年,城市杠杆率从 88.5% 平缓下降至 63.4%;2009—2017 年,杠杆率整体呈现上升态势,于 2017 年达到 111.2%。我们计算了城市杠杆率年均值与 BIS 公布的私人部门信贷/GDP 的相关系数,两者的相关性高达 0.89。值得说明的是,在 2008 年之后, BIS 公布的私人部门信贷/GDP 的上升趋势比城市杠杆率年均值的上升趋势更为明显。尽管从城市层面统计的信贷口径与国家层面存在一定的差异,但两者的变化趋势与相关性表明以年末金融机构人民币各项贷款余额/地区生产总值度量城市杠杆率来应对数据不可得的难题是可行的。

图 2 同时展示了各城市杠杆率年均值与各城市 GDP 增长率均值的变化趋势。由图 2 可见,2003—

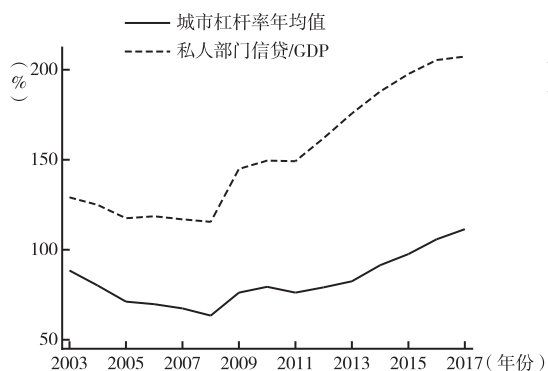


图1 城市杠杆率的变化趋势

资料来源:城市杠杆率由作者整理计算得到,私人部门信贷/GDP的数据来自 BIS。

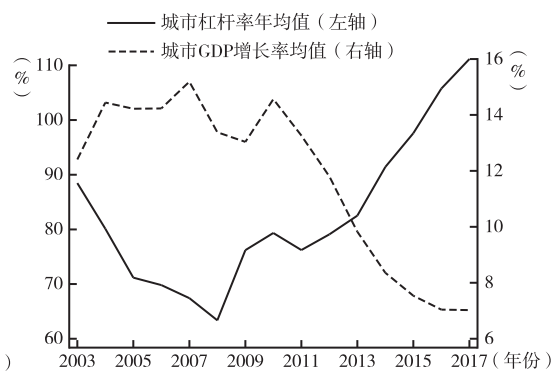


图2 城市杠杆率与 GDP 增长率

资料来源:作者整理。



2007年城市杠杆率下降期间,城市GDP增长率整体呈上升趋势,只是2008年转而随城市杠杆率下降,这可能是当年受到国际金融危机冲击的缘故。随后2009—2011年,城市杠杆率与GDP增长率之间的关系较为复杂,没有呈现唯一确定的变动关联。但在2011年以后,城市杠杆率一路上扬,GDP增长率则持续下挫。摒除国际金融危机的影响,整体而言,杠杆率与GDP增长率存在明显的反向变动关系。

#### 四、实证分析

##### (一)实证模型与数据

本文的实证模型来源于Mankiw等(1992)基于新古典经济增长理论发展而来的经济增长分析框架。这是在Solow模型的基础上通过理论模型推导得到的,具有较好的理论基础,已经成为经济增长经验分析的一个基本分析范式(Durlauf和Quah,1999;严成樑,2011)。鉴于总产出的增速是最重要的经济变量,我们以当期实际GDP增速作为被解释变量,具体设定实证模型为:

$$GDPR_{it} = \beta_0 + \beta_1 Lev_{it} + \beta_2 \ln(y_{it-1}) + \beta_3 \ln(inv_{it}) + \beta_4 \ln(n_{it} + \gamma_{it} + \delta_{it}) + \psi Z_{it-1} + \eta_i + \mu_t + \theta_j \times \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $GDPR_{it}$ 是城市*i*在时期*t*的实际GDP增长率, $Lev_{it}$ 代表城市*i*在时期*t*的杠杆率。 $y_{it-1}$ 、 $inv_{it}$ 、 $n_{it}$ 、 $\gamma_{it}$ 和 $\delta_{it}$ 分别是每期期初的人均实际GDP、投资率、人口增长率、资本折旧率和技术进步率。<sup>①</sup>  $Z_{it-1}$ 为其他可能影响实际GDP增速的控制变量,为避免内生性问题,我们将这些控制变量滞后1期,包括5个变量。(1)人力资本(Human)。内生增长模型认为人力资本积累产生的正外部性促进了经济增长,这里参考崔到陵和任志成(2006)的做法,以城市职工实际平均工资的对数度量人力资本。(2)出口开放度(Export)。出口可以扩大市场规模,提高分工、报酬递增程度与生产效率,促进经济增长。这里以城市出口额占GDP的比重度量出口开放度。由于《中国城市统计年鉴》没有报告各城市的出口额,我们首先利用中国工业企业数据库1998—2013年的数据计算城市出口额占所在省区出口额比重的均值,然后从各省区的统计年鉴获取2003—2017年省区的总出口额,再通过城市出口额占比与省区总出口额的乘积计算得到各城市的出口额。(3)产业结构(Ind)。产业结构转变可以促使投入要素从低生产率或者低生产率增长率的部门向高生产率或高生产率增长率的部门流动,促进整个社会生产率水平的提高与经济增长。具体地,我们以第二产业增加值GDP的比重度量。(4)科技投入(St)。以R&D为基础的内生增长模型认为R&D是经济增长的源泉,但由于我们无法获取样本期间各地级市企业、科研院校的研发投入数据,考虑到长期以来政府研发投入是我国研发投入的主要形式,因此选取财政科技支出占GDP的比重为替代指标(赖明勇等,2005)。(5)外商直接投资(Fdi)。外商直接投资可以为本国企业带来更多的技术模仿、学习的机会,激烈的国际市场竞争还会迫使本国企业投入更多的研发经费以增强自身的国际竞争力。这里用城市外商直接投资占GDP的比重予以度量。

我们还控制了一系列固定效应。 $\eta_i$ 是城市固定效应,用以控制地理、气候、制度环境等城市既有特征可能对实际GDP增长率的影响。 $\mu_t$ 是年份固定效应,主要用来控制宏观经济形势、全国性财政货币政策等的影响。为进一步克服可能由遗漏变量导致的内生性问题,我们加入城市所在省

<sup>①</sup> 参考徐现祥等(2007)的做法,假定 $\gamma_{it} + \delta_{it} = 0.1$ 。

区固定效应  $\theta_j$  与年份固定效应的交乘项,用以控制省区层面的随时间变化的金融政策、产业政策等可能同时影响实际 GDP 增长率与杠杆率的因素。 $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项。 $\beta_1$  是本文关心的系数,如果理论假说成立,则  $\beta_1 < 0$ 。表 1 报告了主要变量的描述性统计。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	样本	均值	标准差	最小值	最大值
<i>GDP</i>	3921	0.119	0.039	0.003	0.226
<i>Lev</i>	3921	0.802	0.451	0.263	2.788
$\ln(y)$	3921	5.112	0.813	2.876	8.099
$\ln(inv)$	3921	-0.536	0.434	-2.439	0.824
$\ln(n + \gamma + \delta)$	3921	-2.242	0.110	-2.624	-1.733
<i>Human</i>	3921	9.937	0.515	2.264	12.389
<i>Export</i>	3921	0.137	0.218	0.000	2.094
<i>Ind</i>	3921	0.484	0.106	0.150	0.861
<i>St</i>	3921	0.001	0.002	0.000	0.063
<i>Fdi</i>	3921	0.021	0.025	0.000	0.420

## (二) 基本结果

表 2 报告了基于式(1)的回归结果。各列的回归结果一致表明,城市杠杆率上升显著地降低了城市的经济增长速度,初步验证了本文的理论假说。具体而言,第(1)列为只加入杠杆率这一核心变量的 OLS 回归结果,此时,我们所关心的杠杆率的回归系数为 -0.015,通过了显著性水平为 1% 的统计检验。这表明,平均而言,城市杠杆率上升 1 个百分点,当年经济增长率降低 0.015 个百分点。在第(2)列中,我们加入了城市固定效应,此时杠杆率的回归系数仍然显著为负。第(3)列同时控制了城市固定效应和年份固定效应,结果表明,杠杆率的回归系数为 -0.020,与第(1)列较为接近,同样通过了显著性水平为 1% 的统计检验。在第(4)列加入  $\ln(y)$ 、 $\ln(inv)$  和  $\ln(n + \gamma + \delta)$  这三个基于新古典经济增长理论的实证模型通常使用的基本变量,我们同样发现,杠杆率的回归系数显著为负,具体为 -0.021,通过了显著性水平为 1% 的统计检验。第(5)列在第(4)列的基础上加入 *Human* 等控制变量以及省区与年份固定效应的交乘项,是本文的基准回归结果。可以看出,最受关注的杠杆率的回归系数为 -0.015,通过了显著性水平为 1% 的统计检验。也就是说,城市杠杆率每上升 1 个百分点,当年经济增长率平均降低 0.015 个百分点。

表 2 基本回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Lev</i>	-0.015 *** (0.001)	-0.088 *** (0.008)	-0.020 *** (0.005)	-0.021 *** (0.005)	-0.015 *** (0.003)
$\ln(y)$				-0.044 *** (0.006)	-0.050 *** (0.005)
$\ln(inv)$				0.035 *** (0.003)	0.017 *** (0.002)

续表 2

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\ln(n + \gamma + \delta)$				0.025 *** (0.005)	0.019 *** (0.004)
<i>Human</i>					0.006 *** (0.002)
<i>Export</i>					0.005 (0.009)
<i>Ind</i>					0.065 *** (0.013)
<i>St</i>					-0.261 (0.219)
<i>Fdi</i>					0.059 * (0.030)
常数项	0.131 *** (0.001)	0.189 *** (0.006)	0.141 *** (0.005)	0.426 *** (0.032)	0.346 *** (0.032)
城市固定效应	否	是	是	是	是
年份固定效应	否	否	是	是	是
省区 × 年份固定效应	否	否	否	否	是
样本量	3921	3921	3921	3921	3893
R <sup>2</sup>	0.031	0.209	0.563	0.633	0.824

注:括号内为稳健标准误;\*\*\*、\*\*和\*分别代表在1%、5%和10%的水平下显著。下同。

### (三) 稳健性检验

#### 1. 按经济发展程度分样本

考虑到杠杆率的经济增长效应可能会随不同阶段的发展而变化,我们以全样本的上期人均实际 GDP 的中位数为标准,将上期人均实际 GDP 高于或等于中位数的城市归类为经济水平高的样本,将低于中位数的城市归于经济水平低的样本,回归结果分别如表 3 第(1)列和第(2)列所示。经济水平高的样本的杠杆率的回归系数为 -0.016,通过了显著性水平为 1% 的统计检验。经济水平低的样本的杠杆率的回归系数是 -0.020,通过了显著性水平为 1% 的统计检验。由此可见,杠杆率对经济增长的负面影响在经济水平高和经济水平低的样本中都成立,杠杆率提升对经济增长的负面影响是我国地方层面的一种普遍现象。

#### 2. 按区域分样本

东部沿海地区早期率先发展,在经济发展水平和金融市场发育程度上都明显高于其他区域,因此,我们将样本分为东部沿海城市和非东部沿海城市,回归结果分别在表 3 第(3)列和第(4)列报告。其中,东部沿海城市杠杆率的回归系数为 -0.020,通过了显著性水平为 1% 的统计检验;非东部沿海城市杠杆率的回归系数为 -0.013,通过了显著性水平为 1% 的统计检验。两个样本的回归系数大小较为接近,充分说明了杠杆率对经济增长的负面影响不因区域而改变。

#### 3. 剔除资金外流明显的城市样本

由于企业拿到城市金融机构发放的贷款后可能会到其他城市投资,即资金存在外流的可能性,



我们尝试剔除资金外流明显的城市样本重新进行回归。根据启信宝<sup>①</sup>提供的全国 1.1 亿家企业的全样本数据库,我们识别出近五年对外控股型投资笔数最多的 10 个城市,包括北京、上海、深圳、杭州、广州、天津、南京、宁波、苏州和成都,由于北京、上海、天津作为直辖市不在本文的样本范围内,我们最终从样本中剔除了其余 7 个城市。表 3 第(5)列的回归结果显示,杠杆率的回归系数为 -0.015,通过了显著性水平为 1% 的统计检验。这表明,即便剔除资金外流明显的城市样本,本文的结论依然稳健。<sup>②</sup>

表 3 稳健性检验回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	经济水平高	经济水平低	东部沿海城市	非东部沿海城市	剔除资金外流明显的城市样本
<i>Lev</i>	-0.016 *** (0.004)	-0.020 *** (0.006)	-0.020 *** (0.005)	-0.013 *** (0.004)	-0.015 *** (0.003)
控制变量	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
省区 × 年份固定效应	是	是	是	是	是
样本量	1902	1906	1439	2454	3791
$R^2$	0.889	0.795	0.870	0.799	0.823

#### (四)考虑内生性

本文的基本逻辑是信贷资金流向效率较低的国有企业乃至僵尸企业,且在资本回报率下降的趋势下,企业更倾向投资金融资产,继而抑制实业投资和生产率提升,对经济增长产生不利影响。但也不排除这样的可能性,即经济增长率上升,企业利润增加,居民收入增长,自有资金的增加导致借贷减少,从而杠杆率下降。如果这种解释成立,那么本文的回归就会面临由反向因果导致的内生性问题。再者,尽管我们已经尽可能控制经济增长的影响因素,但还是存在变量遗漏或者测量误差的可能性。为确保内生性的存在不至于影响结论的可靠性,本文进一步采用工具变量法回归,以检验基本结论在直接考虑内生性问题的情况下是否稳健。

我们采用各城市的商业银行网点数量的对数作为工具变量。这是考虑到在我国的行政和经济管理体制下,商业银行分支机构的分布在很大程度上决定了企业获得外部信贷资源的可能性和便利性(蔡庆丰等,2020)。城市内拥有的商业银行网点数量越多,越有利于企业获得信贷资源,城市杠杆率就可能越高。而且,商业银行网点的数量不会直接作用于经济增长,而需要以其提供的金融资源与服务间接影响城市经济,这满足工具变量的选取原则。银行网点的数据是基于银行业机构正常运营(包括网点)需要在市场监管部门进行登记这一基本事实,借助全量(含历史退出)工

① 启信宝是上海生腾数据科技有限公司旗下的一款企业征信产品,其数据开放平台涵盖了工商基础信息数据库、经营信息数据库、创投信息数据库等多个数据库,数据来自国家企业信用信息公示系统、中国裁判文书网、中国执行信息公开网等 100 家网站的官方数据。

② 受篇幅限制,这里仅报告了按经济发展水平、是否东部沿海城市的分样本结果和剔除资金外流明显的城市样本的回归结果,实际上我们还做了根据经济上行下降阶段、是否重点城市、不同时间段等分样本回归,以及将被解释变量替换为人均实际 GDP 增长率、加入官员变量、将增长率分解成趋势成分和波动成分等稳健性检验,结果均与基本结论一致。

商登记注册数据所构建,数据区间为 2007—2017 年。

表 4 报告了工具变量的回归结果。第(2)列是第一阶段的回归结果,工具变量  $\ln(Bank)$  的回归系数为 0.052,通过了显著性水平为 1% 的统计检验,表明城市杠杆率与工具变量显著正相关。第(1)列是第二阶段的回归结果。杠杆率的回归系数为 -0.064,与表 2 的基准回归结果相比,系数绝对值变大,通过了显著性水平为 5% 的统计检验。以上结果表明,当直接考虑内生性时,本文的基本结论依然成立,我们的发现是稳健的。

表 4 工具变量回归结果

	(1)	(2)
	<i>GDPR</i>	<i>Lev</i>
	第二阶段回归	第一阶段回归
<i>Lev</i>	-0.064 ** (0.030)	
工具变量 $\ln(Bank)$		0.052 *** (0.011)
控制变量	是	是
城市固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
省区 × 年份固定效应	是	是
样本量	2844	2844
$R^2$	0.796	0.637

## 五、机制分析

### (一) 基于经济增长核算框架的分析

到目前为止,本文已经稳健地证实了在 2003—2017 年城市杠杆率抑制了经济增长。这种抑制作用如何产生? 本文基于新古典经济增长理论的经济增长核算框架检验杠杆率影响经济增长的作用机制。

假设  $t$  时期  $i$  城市的生产函数为  $Y_{it} = A_{it} K_{it}^\alpha L_{it}^{1-\alpha}$ , 其中  $A_{it}$ 、 $K_{it}$  和  $L_{it}$  分别为全要素生产率、物质资本存量和劳动力,  $\alpha$  为资本的产出弹性。经济增长率可以表示成  $g_Y = g_A + \alpha g_K + (1 - \alpha) g_L$ 。也就是说,经济增长率取决于全要素生产率增长率、物质资本存量增长率和劳动力增长率。接下来,我们分别考察杠杆率对三者的影响。首先,参考张军等(2004)的做法测算物质资本存量,<sup>①</sup>以《中国城市统计年鉴》提供的城镇单位从业人员期末数度量劳动力,分别计算物质资本存量增长率和劳动力增长率。然后,参考彭国华(2005)的做法,将资本的产出弹性设定为 0.4,并根据经济增长率的表达式,推算得到全要素生产率增长率。

① 我们以 2000 年为基期,利用 2000 年的实际全社会固定资产投资除以 10% 得到基期资本存量,再根据永续盘存法测算各期的资本存量。考虑到固定资产投资建设周期的问题,我们参考柯善咨和向娟(2012)的做法, $t$  期实际全社会固定资产投资  $I_t' = (I_t + I_{t-1} + I_{t-2})/3$ 。 $I_t$ 、 $I_{t-1}$ 、 $I_{t-2}$  分别是第  $t$  期、第  $t-1$  期、第  $t-2$  期实际全社会固定资产投资的原始值。我们在测算物质资本存量时使用的  $I_t'$  是考虑了固定资产投资建设周期后当期和前面两期的平均值。

表5第(1)列以固定资本存量增长率( $GK$ )为被解释变量,杠杆率的回归系数为 $-0.016$ ,在5%的水平下显著,说明杠杆率上升能降低物质资本积累速度。出现这一结果可能存在如下原因:第一,当前中国非金融企业杠杆率偏高,债务积累过多使企业资产负债表恶化,限制了企业债务扩张的能力,且随着企业经营状况恶化,信贷中介放贷意愿下降并索取更高的融资溢价,企业被迫减少投资支出;第二,尽管非金融企业整体杠杆率偏高,但是工业企业整体呈现去杠杆的趋势,特别是一些中小企业的负债率显著下降,直接制约了这部分企业的投资决策,可能为此错失较好的投资机会,降低盈利能力,投资进一步减少;第三,在中国资本回报率大幅下降的背景下,企业获得融资后可能更倾向于投资获利更多的金融资产,挤出了对固定资产的投资,导致物质资本积累增长率下降。为验证杠杆率与资本积累关系的稳健性,第(2)列进一步以全社会固定资产投资增长率( $GINV$ )作为被解释变量,可以看到,杠杆率的回归系数为 $-0.039$ ,在5%的水平下显著,印证了杠杆率不利于资本积累这一发现。

第(3)列以劳动力增长率( $GL$ )为被解释变量,杠杆率的回归系数为 $0.004$ ,没有通过显著性统计检验。Giroud 和 Mueller(2018)的研究曾指出,过度加杠杆在中长期才会导致失业增加,地区短期的就业人数通常表现出相当高的持续性,不管是雇佣新员工还是解聘老员工,企业都很难马上实现,而且解雇员工还受到政策法规的约束。因此,杠杆率对劳动力增长率的影响短期难以得到体现。第(4)列以全要素生产率增长率( $GTFP$ )为被解释变量,杠杆率的回归系数为 $-0.015$ ,通过了显著性水平为10%的统计检验。与资本积累类似,这可能是因为杠杆率上升导致企业资产负债表恶化或者将金融投资作为一种重要的盈利模式,以至于企业无暇顾及创新等可能提高企业生产率的投入,甚至削减原来用于提升企业效率的开支。

以上分析表明,杠杆率主要通过降低资本积累和全要素生产率抑制实际经济增长。由于经济发展初期主要依靠资本积累驱动经济增长,而进入经济发展成熟阶段则更加依赖全要素生产率驱动经济增长,因此需要高度重视过高的杠杆率对两大经济增长动力的遏制作用。

表5 机制分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$GK$	$GINV$	$GL$	$GTFP$
$Lev$	$-0.016^{**}$ (0.007)	$-0.039^{**}$ (0.019)	0.004 (0.013)	$-0.015^{*}$ (0.008)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
省区×年份固定效应	是	是	是	是
样本量	3117	3117	3117	3117
$R^2$	0.805	0.707	0.518	0.623

## (二)进一步讨论

一般来讲,区域杠杆率较高意味着企业处于较为宽松的信贷环境,应该会增加固定资产或者创新投资,但本文的实证发现反而是降低了投资。前面提到,其中一个可能的原因是高杠杆下的结构失调使得部分企业难以获得融资,盈利能力下降,进一步导致固定资产和创新投资减少。我们采取中介效应模型来分析这一传导机制。表6第(1)列以工业利润总额/总资产( $POA$ )度量工

业盈利能力,将其作为被解释变量,考察杠杆率是否降低工业盈利能力。从回归结果来看,杠杆率的回归系数为  $-0.013$ ,在  $1\%$  的水平下显著,初步证实杠杆率降低了工业盈利能力。接着,我们将  $POA$  作为解释变量加入基准回归模型中,第(2)列的结果显示杠杆率的回归系数为  $-0.013$ ,在  $1\%$  的水平下显著,系数绝对值与基准回归模型相比有所减小,意味着杠杆率的确在一定程度上通过降低工业盈利能力抑制了经济增长。

金融杠杆率降低经济增速的另一个可能原因是投资驱动的增长模式导致实体经济资本回报率低,获得融资的企业非但没有将资金用来扩大投资生产,反而因投资金融资产挤占了固定资产和创新投资,降低了资本积累和全要素生产率增速。为了验证这一逻辑,我们考察杠杆率对工业部门金融投资的影响。其中,金融投资参考 Demir(2009)的做法,用流动资产占总资产的比重( $FOA$ )度量,结果如表6第(3)列所示。杠杆率的回归系数为  $0.029$ ,在  $1\%$  的水平下显著,说明杠杆率确实增加了工业企业的金融投资。我们进一步将金融投资加入基准回归模型中,结果如第(4)列所示。与基准回归结果相比,杠杆率的回归系数依然显著为负,系数绝对值变小,证实了杠杆率通过金融投资抑制经济增长的推断。

表6 对杠杆率机制的进一步分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$POA$	$GDPR$	$FOA$	$GDPR$
$Lev$	$-0.013^{***}$ (0.005)	$-0.013^{***}$ (0.003)	$0.029^{***}$ (0.007)	$-0.014^{***}$ (0.003)
$POA$		$0.083^{***}$ (0.011)		
$FOA$				$0.011^*$ (0.006)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
省区×年份固定效应	是	是	是	是
样本量	3606	3586	3609	3589
$R^2$	0.675	0.826	0.803	0.821

## 六、如何减弱杠杆率的负面影响

至此,本文遗憾地发现,城市杠杆率不仅没有发挥金融资本对实体经济的支撑作用,反而抑制了经济增长。在理论分析中,我们也已经指出根源在于传统经济增长模式和资源配置条件下的经济结构失调,实际是否如此?为了考察经济结构是否影响城市杠杆所具有的经济增长效应。我们尝试以国有经济比重与僵尸企业比重度量经济结构,进行具体分析。

鉴于国有企业在经济发展过程中享受了大量的政策优惠,资源配置对其存在明显偏向(孙铮等,2005;林毅夫、李志赞,2005),我们在表7第(1)列加入国有经济比重( $State$ )及其与杠杆率的交乘项,考察国有经济对杠杆率经济增长效应的影响。国有经济比重以国有工业企业资产占工业企

业总资产的比重衡量。从回归结果来看,杠杆率的回归系数为负但不显著,国有经济比重与杠杆率交乘项的回归系数为 $-0.038$ ,在 $1\%$ 的水平下显著。这说明,在额外控制国有经济所起的作用之后,杠杆率并不会直接抑制经济增长,而国有经济比重上升则加大了杠杆率对经济增长的不利影响。换言之,要降低杠杆率对经济增长的不利影响,应该致力于优化经济结构,特别是适度降低国有经济比重,强化所有制方面的中性政策改革取向。此外,僵尸企业同样是经济结构失调的重要表现之一,已成为近年来我国经济资源配置低效的重要表现之一。为此,我们加入僵尸企业比重(*Zombie*)及其与杠杆率的交乘项,结果如第(2)列所示。僵尸企业比重基于中国工业企业数据计算,时间段为2004—2013年。可以看到,杠杆率的回归系数显著为负这一发现没有变化,僵尸企业比重与杠杆率交乘项的回归系数为 $-0.081$ ,在 $5\%$ 的水平下显著。这再次表明,僵尸企业所表征的经济结构失调和资源配置失当加大了杠杆率对经济增长的不利影响。

既然经济结构失调和资源配置失当是杠杆率经济增长抑制效应的重要推手,那么令人关注的问题就是怎样的政策和举措能够减弱杠杆率对经济增长的负面影响。理论上,那些能够提高经济效率、优化资源配置的举措应该具有积极效应。下面,我们考察中国为了推动经济转型升级,塑造经济增长新动能,于2014年提出的“大众创业、万众创新”,以及自由贸易试验区建设、“一带一路”倡议等扩大开放的举措,是否有助于增加市场活力和竞争力,推进资源优化整合,提高经济发展的质量和效益,减弱城市杠杆率对经济增长的负面影响。

第(3)、(4)列主要考察技术创新的影响。其中,第(3)列直接利用城市财政科技支出占GDP的比重度量技术创新,在基准回归模型中加入其与杠杆率的交乘项。结果显示,杠杆率的回归系数依然显著为负,而交乘项的回归系数显著为正,由此可见,技术创新可以降低城市杠杆率对经济增长的负面效应。第(4)列以城市企业专利申请数量的对数 $[\ln(Patent)]$ 度量技术创新,企业申请专利数来源于龙信数据(北京)有限公司,数据区间为2005—2016年。可以发现,在加入城市企业专利申请数量及其与杠杆率的交乘项之后,杠杆率的回归系数显著为负,交乘项的回归系数显著为正,再次证明技术创新具有弱化城市杠杆率经济增长抑制效应的积极作用。第(5)列和第(6)列分别考察创业和对外开放的影响。创业是用城市新设立的企业数量的对数 $[\ln(Newfirm)]$ 来度量,回归结果显示,杠杆率的回归系数显著为负,而创业和杠杆率的交乘项显著为正。这说明,创业与技术创新一样,可以减小城市杠杆率对经济增长的负面作用。第(6)列在基准回归模型的基础上直接加入外商直接投资与杠杆率的交乘项,从回归结果来看,杠杆率的回归系数同样显著为负,外商直接投资和杠杆率的交乘项则是显著为正。这意味着,对外开放也有助于弱化城市杠杆率对经济增长的负面作用。

表7 杠杆率的经济增长负面效应的调节因素

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Lev</i>	$-0.001$ (0.004)	$-0.018^{***}$ (0.006)	$-0.016^{***}$ (0.003)	$-0.025^{***}$ (0.006)	$-0.111^{***}$ (0.016)	$-0.020^{***}$ (0.004)
<i>State</i> × <i>Lev</i>	$-0.038^{***}$ (0.009)					
<i>Zombie</i> × <i>Lev</i>		$-0.081^{**}$ (0.033)				
<i>St</i> × <i>Lev</i>			$0.319^{*}$ (0.180)			

续表 7

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln(\text{Patent}) \times \text{Lev}$				0.001*** (0.001)		
$\ln(\text{Newfirm}) \times \text{Lev}$					0.010*** (0.001)	
$\text{Fdi} \times \text{Lev}$						0.066* (0.036)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
省区 $\times$ 年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	3893	2625	3891	3138	3152	3831
R <sup>2</sup>	0.824	0.733	0.824	0.829	0.834	0.803

注:因篇幅限制,表格中未报告调节因素自身的回归结果,仅报告交乘项的情况。

综上所述,经济结构失衡是导致杠杆率的经济增长遏制效应的主要原因,而致力于市场力量培育和资源配置优化的举措,是破解杠杆率负面效应的正确路径。

## 七、结论与启示

基于中国经济杠杆率高企与经济增长速度下行的现实困境,本文考察城市杠杆率对经济增长的影响及其作用机制。本文发现,城市层面的杠杆率产生了显著的经济增长抑制作用,而且杠杆率的负面效应在发展阶段、区域等方面具有普遍性,表明其对经济增长的遏制作用不容忽视。在机制上,城市杠杆率降低了物质资本和全要素生产率的增长速度,从而对经济增长产生遏制作用,深层次原因则是杠杆率提升反而降低了工业盈利能力,增加了金融投资,从而削弱了实体经济投资和发展的动力。国有经济、僵尸企业等表征的经济结构失调加大了杠杆率对经济增长的不利影响,而提高技术创新、增加创业活动、扩大对外开放等举措有助于减小杠杆率对于经济增长的负面作用。总的来看,在我国转型发展的过程中,杠杆对经济增长发挥了复杂的作用,本文的研究发现增进了人们对此的系统性认识。

本文的研究结论有利于我们更好地理解宏观杠杆管理。在供给侧结构性改革提出去杠杆这一重要任务以来,对于中国经济“增长和去杠杆哪个更优先”的争论就从未停止,似乎经济增长和去杠杆就如同鱼与熊掌,不可兼得。而我们的研究发现恰恰表明,稳增长与去杠杆并不矛盾。当杠杆资金错配、利用效率低下的时候,去杠杆反而能促进经济增长。本文的研究指出,国有经济、僵尸企业等表征的经济结构失衡是抑制金融杠杆积极作用的重要原因,因此推进国有企业改革深化、有效清理僵尸企业等都是将金融杠杆消极效应转化为积极效应的重要途径。我们的研究还表明,在当前杠杆率居高不下的情况,要避免债务风险积聚,形成系统性金融风险,中国应进一步推进“大众创业、万众创新”、构建全面对外开放新体系等政策的落实,完善配套措施。通过“大众创业”,进一步推动简政放权、放管结合、优化服务,增强制度供给,营造均等普惠环境,促进资源的合理配置;通过“万众创新”,不断推出新技术、新产品、新服务,培育经济发展新动能,促进经济提质增效升级;通过构建全面对外开放新体系,整合利用全球创业创新资源,实现人才等创业创新要素跨地区、跨行业自由流动,为创业创新提供有力支撑。



参考文献:

1. 白重恩、张琼:《中国的资本回报率及其影响因素分析》,《世界经济》2014年第10期。
2. 蔡庆丰、陈熠辉、林焜:《信贷资源可得性与企业创新:激励还是抑制?——基于银行网点数据和金融地理结构的微观证据》,《经济研究》2020年第10期。
3. 陈斌开、金箫、欧阳涤非:《住房价格、资源错配与中国工业企业生产率》,《世界经济》2015年第4期。
4. 陈雨露:《重建宏观经济学的“金融支柱”》,《国际金融研究》2015年第6期。
5. 崔到陵、任志成:《外国直接投资与中国人力资本成长的实证分析——以“长三角”为例》,《国际贸易问题》2006年第3期。
6. 方军雄:《所有制、制度环境与信贷资金配置》,《经济研究》2007年第12期。
7. 韩廷春:《金融发展与经济增长:基于中国的实证分析》,《经济科学》2001年第3期。
8. 黄静、屠梅曾:《基于非平稳面板计量的中国城市房价与地价关系实证分析》,《统计研究》2009年第7期。
9. 纪敏、严宝玉、李宏瑾:《杠杆率结构、水平和金融稳定——理论分析框架和中国经验》,《金融研究》2017年第2期。
10. 柯善咨、向娟:《1996—2009年中国城市固定资本存量估算》,《统计研究》2012年第7期。
11. 孔东民、代昀昊、李阳:《政策冲击、市场环境与国企生产效率:现状、趋势与发展》,《管理世界》2014年第8期。
12. 赖明勇、张新、彭水军、包群:《经济增长的源泉:人力资本、研究开发与技术外溢》,《中国社会科学》2005年第2期。
13. 李青原、李江冰、江春、Kevin X. D. Huang:《金融发展与地区实体经济资本配置效率——来自省级工业行业数据的证据》,《经济学(季刊)》2013年第2期。
14. 林毅夫、李志赞:《中国的国有企业与金融体制改革》,《经济学(季刊)》2005年第3期。
15. 林毅夫、孙希芳、姜烨:《经济发展中的最优金融结构理论初探》,《经济研究》2009年第8期。
16. 刘莉亚、刘冲、陈垠帆、周峰、李明辉:《僵尸企业与货币政策降杠杆》,《经济研究》2019年第9期。
17. 刘晓光、刘元春、王健:《杠杆率、经济增长与衰退》,《中国社会科学》2018年第6期。
18. 刘小玄:《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》,《经济研究》2000年第2期。
19. 罗知、张川川:《信贷扩张、房地产投资与制造业部门的资源配置效率》,《金融研究》2015年第7期。
20. 彭国华:《中国地区收入差距、全要素生产率及其收敛分析》,《经济研究》2005年第9期。
21. 邵挺:《金融错配、所有制结构与资本回报率:来自1999~2007年我国工业企业的研究》,《金融研究》2010年第9期。
22. 沈坤荣、孙文杰:《投资效率、资本形成与宏观经济波动——基于金融发展视角的实证研究》,《中国社会科学》2004年第6期。
23. 孙铮、刘凤委、李增泉:《市场化程度、政府干预与企业债务期限结构——来自我国上市公司的经验证据》,《经济研究》2005年第5期。
24. 谭语嫣、谭之博、黄益平、胡永泰:《僵尸企业的投资挤出效应:基于中国工业企业的证据》,《经济研究》2017年第5期。
25. 王广谦:《现代经济发展中的金融因素及金融贡献度》,《经济研究》1996年第5期。
26. 吴延兵:《国有企业双重效率损失研究》,《经济研究》2012年第3期。
27. 徐现祥、王贤彬、舒元:《地方官员与经济增长——来自中国省长、省委书记交流的证据》,《经济研究》2007年第9期。
28. 严成樑:《资本投入对我国经济增长的影响——基于拓展的MRW框架的分析》,《数量经济技术经济研究》2011年第6期。
29. 喻坤、李治国、张晓蓉、徐剑刚:《企业投资效率之谜:融资约束假说与货币政策冲击》,《经济研究》2014年第5期。
30. 张成思、张步昙:《中国实业投资率下降之谜:经济金融化视角》,《经济研究》2016年第12期。
31. 张杰、杨连星、新夫:《房地产阻碍了中国创新么?——基于金融体系贷款期限结构的解释》,《管理世界》2016年第5期。
32. 张军、吴桂英、张吉鹏:《中国省际物质资本存量估算:1952—2000》,《经济研究》2004年第10期。
33. 张晓晶、刘学良、王佳:《债务高企、风险集聚与体制变革——对发展型政府的反思与超越》,《经济研究》2019年第6期。
34. 钟宁桦、刘志阔、何嘉鑫、苏楚林:《我国企业债务的结构性问题》,《经济研究》2016年第7期。
35. Arrow, K., The Economic Implication of Learning by Doing. *Review of Economic Studies*, Vol. 29, No. 3, 1962, pp. 155 – 173.
36. Brandt, L., Hsieh, C., & Zhu, X., Growth and Structural Transformation in China. *China's Great Economic Transformation*. Cambridge: Cambridge University Press, 2008.
37. Demir, F., Financial Liberalization, Private Investment and Portfolio Choice: Financialization of Real Sectors in Emerging Markets. *Journal of Development Economics*, Vol. 88, No. 2, 2009, pp. 314 – 324.
38. Diamond, D., Financial Intermediation and Delegated Monitoring. *Review of Economic Studies*, Vol. 51, No. 3, 1984, pp. 393 – 414.

39. Durlauf, S. , & Quah, D. , The New Empirics of Economic Growth. *Handbook of Macroeconomics*. Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 1999.
40. Giroud, X. , & Mueller, H. , Firm Leverage and Regional Business Cycles. NBER Working Paper, No. 25325, 2018.
41. Goldsmith, W. , *Financial Structure and Development*. New Haven: Yale University Press, 1969.
42. Hicks, J. , *A Theory of Economic History*. Oxford: Clarendon Press, 1969.
43. King, G. , & Levine, R. , Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 108, No. 3, 1993, pp. 717 – 737.
44. Mankiw, N. , Romer, D. , & Weil, D. , A Contribution to The Empirics of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, No. 2, 1992, pp. 407 – 437.
45. McKinnon, I. , *Money and Capital in Economic Development*. Washington: Brookings Institution, 1973.
46. Rajan, R. , & Zingales, L. , Financial Dependence and Growth. *American Economic Review*, Vol. 88, No. 3, 1998, pp. 559 – 586.
47. Romer, P. , Increasing Returns and Long-run Growth. *Journal of Political Economy*, Vol. 94, No. 5, 1986, pp. 1002 – 1037.
48. Schumpeter, J. , *The Theory of Economic Development*. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1912.
49. Stiglitz, J. , & Weiss, A. , Credit Rationing in Markets with Imperfect Information. *American Economic Review*, Vol. 71, No. 3, 1981, pp. 393 – 410.
50. Tornell, A. , Real vs. Financial Investment: Can Tobin Taxes Eliminate the Irreversibility Distortion? . *Journal of Development Economics*, Vol. 32, No. 2, 1990, pp. 419 – 444.

## The Impact of Financial Leverage on Urban Economic Growth: New Econometrical Evidence and Mechanism Identification

WANG Xianbin (Jinan University, 510632)

LIU Shulin (Guangzhou University, 510006)

HUANG Liangxiong (South China University of Technology, 510006)

**Abstract:** Given that China's economic growth is slowing down and the leverage ratio is high, this paper explores whether and how leverage affects economic growth at the regional level. Theoretically, by analyzing how financial leverage affects economic growth, we indicate that structural imbalance that China's economy has long experienced weaken the positive role that leverage should have played. Empirically, we borrowed the idea of generalized leverage ratio to construct an urban leverage ratio, and use the data of prefecture-level cities from 2003 to 2017 to verify the theoretical hypothesis. We find that, a percentage point increase in the urban leverage leads to an average 0.015 percentage point decrease in the growth rate of real GDP. The negative effect is mainly due to the decrease in the growth rate of physical capital and total factor productivity caused by the urban leverage, and is profoundly related to the decline in industrial profitability as well as the increase in financial investment. We also find that the negative effect is worsened by the structural imbalance of the economy as characterized by the proportion of state-owned economy and zombie enterprises. The reform measures, such as innovation, entrepreneurship and opening-up, can weaken this depressing effect. Our findings contribute to further understanding of the inherent driving force of China's economic growth and transformation, and provide policy implications for resolving debt risks and achieving high-quality economic development.

**Keywords:** Leverage Ratio, Economic Growth, Economic Development Model

**JEL:** E59, O11, R11

责任编辑:诗 华