

虚拟经济的发展抑制了实体经济吗？

——来自中国上市公司的微观证据

周 彬, 谢佳松

(东北财经大学 经济与社会发展研究院, 辽宁 大连 116025)

摘要: 现有关于虚拟经济影响实体经济的文献大多以宏观数据为基础, 且主要关注以银行业为代表的虚拟经济, 而对影子银行和地方融资平台的关注不够。鉴于此, 文章利用中国上市公司微观面板数据, 考察了虚拟经济发展对实体经济部门的影响。研究发现: (1) 自2008年以来, 实体部门企业自身的金融化总体上显著抑制了实体经济的发展, 且这种抑制在短期内主要体现为地方国有企业 and 民营企业的增长受限, 而在长期则主要体现为民营企业的增长受限。(2) 上述抑制效应在区域、行业和持有金融资产分类上具有异质性, 具体表现为: 对发达地区的企业挤出更为严重, 对制造业的抑制更为显著, 且企业持有房地产性投资资产对实体经济的负面影响更大、更持久。进一步考察虚拟经济作用于实体经济的机制后发现, 影子银行的发展是虚拟经济抑制实体经济部门的重要渠道, 地方融资平台也扭曲了不同所有制部门的金融资产配置, 进而抑制了民营实体企业的发展。因此, 政府应该协调金融行业监管, 提高金融资源配置效率, 规范地方政府融资平台, 进而推动实体经济的健康发展。

关键词: 虚拟经济; 实体经济; 金融资产; 影子银行

中图分类号: F062.9; F832.0 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2018)11-0074-16

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.2018.11.006

一、引言

中国经济进入“新常态”后, 结构性问题(如虚拟经济和实体经济之间的失衡问题)日益突出。党的“十九大”报告曾明确指出, “必须把发展经济的着力点放在实体经济上。”近年来, 一些业绩较差的上市公司通过出售房产或其投资的股票实现扭亏为盈, 一度引起舆论热议。金融行业和房地产业的过度发展不仅影响了上市公司, 也影响了一般企业。一些原本主业不是金融业或者房地产的国有企业纷纷打造自己的金融平台, 参股或控股银行、证券、保险等金融机构, 或者大举进入房地产市场成为“地王”的制造者。民营企业也不甘示弱, 除了竞相申请难度较大的传统金融牌照, 还纷纷成立互联网金融机构。宝能集团、安邦集团等企业则依靠保险资金与理财资金在股票市场和并购市场上“攻城掠地”。在虚拟经济超额回报率的驱使下, 实体部门企业配置金融类资产已经成为中国经济重要的特征事实之一。因此, 了解虚拟经济发展对微观实体经济的影响及其机制是化解结构性失衡, 防范金融风险, 培育经济增长新动能的重要前提。

虚拟经济的概念由马克思提出的虚拟资本衍生而来, 并随着信用经济的高度发展而发展。

收稿日期: 2018-03-23

基金项目: 国家社会科学基金一般项目(17BJL037); 教育部人文社会科学研究青年基金项目(15YJC790157)

作者简介: 周 彬(1980-), 男, 安徽利辛人, 东北财经大学经济与社会发展研究院助理研究员、硕士生导师;

谢佳松(1994-)(通讯作者), 男, 黑龙江哈尔滨人, 东北财经大学经济与社会发展研究院硕士研究生。

第二次世界大战后,在经济全球化和金融自由化背景下,虚拟经济尤其是金融衍生品行业得到迅猛发展,进入“国际金融的集成化”阶段(成思危,1999)。但随着制造业服务化等现象的出现,虚拟经济和实体经济之间的界限越来越模糊(李扬,2017)。在2008年次贷金融危机爆发之前,学术研究一般强调了金融业对经济的促进作用。Shaw(1973)和McKinnon(1993)基于发展中国家视角提出“金融抑制”对实体经济发展不利,而“金融深化”(即“金融自由化”)能够促进经济增长。此外,一些研究也表明虚拟经济的发展对实体经济具有显著的“溢出效应”,可以带动服务业的发展,进而推动实体经济增长(王爱俭,2003;刘金全,2004)。也有研究认为,虚拟经济的不断发展将会抑制实体经济的增长,并导致产业结构空心化和服务化(胡晓,2015)。罗来军等(2016)研究发现,虚拟经济本应提供给实体经济的一些融资资金没有进入实体经济,而是仍留在虚拟经济中运转,抑制了企业对实体部门的投资。可能的原因是:一方面,两者的投资回报率存在差异并引起了虚实背离,而收益率差异又根源于股市结构和实体经济结构的非对称性,且这种非对称性背后的根本原因又在于资本市场体制改革的滞后(刘骏民和伍超明,2004);另一方面,合意贷款规模管制导致了流动性错配,使得虚拟经济脱离实体经济(于泽等,2015)。

在微观企业层面,随着虚拟经济的繁荣发展,实体部门的企业积极投资股票、债券等虚拟资本,也即实体部门的企业出现“金融化”倾向。一部分研究表明,企业过多持有金融资产会显著降低企业的实业投资率(Orhangazi,2008;张成思和张步县,2016)。同时,过度的金融化会使得社会高素质人力资本更多地进入非实体部门,导致人力资本错配(Dore,2008),而一旦投机盛行,就会导致社会有效投资下降,生产部门萎缩,资源配置效率低下,以及长期内经济增长缺乏动力。另一部分研究表明,企业金融化在短期内存在正效应,有助于缓解企业的外部融资约束(宋军和陆旸,2015);王红建等(2017)的研究还发现,当实体金融化超过一定程度后,金融化对企业的创新呈现出了“促进效应”,当金融市场足够完善后,可以通过金融资产收益及金融资本的逐利性驱使企业进行技术创新。

通过文献梳理,我们可以发现,已有的研究从多个角度探讨了虚拟经济与实体经济间的互动与背离,但对当前中国经济“新常态”宏观背景下实体经济与虚拟经济的结构失衡机制却论述不够充分。随着中国经济高速发展,只研究以银行为代表的虚拟经济已无法解释一些新的问题,而影子银行作为游离于监管之外的且迅速发展的平行银行系统却非常值得关注。此外,地方融资平台造成的期限错配与信用错配也影响了实体经济,造成结构失衡。鉴于此,本文试图从微观企业层面考察在虚拟经济不断发展的背景下,实体部门企业配置金融类资产行为这一“金融化”过程对实体经济部门产出和效率的影响。本文运用上市公司数据研究后发现,2008年后虚拟经济的发展对实体经济产生了显著且长期的抑制作用,且这种抑制作用主要体现在民营企业和制造业中,而在经济下行的“新常态时期”,其对实体经济的负面影响更迅速。从宏观环境角度看,影子银行的高速扩张、地方政府融资平台的无序发展对实体经济的影响是这种抑制作用的主要传导机制。从微观企业角度看,套利动机使得实体部门企业配置金融类资产,挤出资本投资并最终降低了企业运行效率。这些结论对于厘清实体经济部门与虚拟经济部门间的关系及未来我国金融业、房地产业改革方向具有重要的借鉴意义。

本文的可能创新之处在于:一是按照行业和企业性质等细分标准,对两者的动态关系进行了深入梳理,发现了虚拟经济对实体经济各组成部分的影响具有异质性;二是根据中国的经济发展历程,从微观企业外部和内部两个维度剖析虚拟经济发展对微观实体企业的影响机制;三是对于这些关系和机制背后的政策因素(如利率市场化改革需要金融产业政策配合)、地方债务的预算软约束也进行了初步分析。

二、特征事实和理论假设

(一)虚拟经济和实体经济的脱节表现

本文讨论的虚拟经济主要是指金融业和房地产业。2008年金融危机后,尤其是中国经济进入“新常态”以来,虚拟经济的发展模式发生了显著的变化,其与实体经济的脱节主要表现在以下几个方面:

1. 行业增加值。从增加值规模来看,金融业增加值占GDP的比重在2006年以后出现显著上升,2016年已达到8.3%,超过美国、日本、德国等发达国家;从利润指标来看,刘瑞和李荣华(2013)根据Wind数据库的数据研究发现,2005—2011年制造业行业的平均净资产收益率为13.4%,并呈现逐年下降趋势,而金融保险业的平均净资产收益率为18%,一直保持平稳态势。

2. 社会融资规模。从社会融资规模存量来看,社会融资规模存量增速大于GDP增速,2008年后社会融资规模增速大幅上升,背离了GDP增速,到2015年二者的比值已经接近2。这说明中国经济金融深化的程度在提高,同时金融效率和投资效率在下降,金融服务实体经济的效率也在下降。金融部门和政府部门创造的货币增速在上升,而居民、企业和国外部门创造的货币增速却在下降。

3. 上市公司金融类资产配置。2008—2010年上市公司持有金融资产占总资产的比重大幅上升。相比2010年,2011年上市公司持有金融类资产的绝对值变化不大,但是占总资产比例在下降,说明企业总资产增加更快。2012年企业配置金融类资产总值出现下滑,主要体现在投资性房地产净额上,而2014年又重新呈现快速增长态势。有意思的是,相比2015年,2016年上市公司持有金融类资产的绝对值下降,但是比例还在持续上升,这是因为去杠杆导致的总资产下降比例更大。从总体上看,排除经济“新常态”的影响,中国上市公司金融资产总规模和占比都呈现明显上升趋势。

(二)虚拟经济和实体经济脱节的根源

自2008年以来,虚拟经济有加速脱离实体经济的趋势,两者存在不同的增长态势。本文认为经济“脱实向虚”的根本原因在于宏观方面和微观方面的结构性失衡。

1. 影子银行的高速发展。在利率市场化背景下,银行金融机构和非银行金融机构通过理财产品、委托贷款、同业代付、小额信贷、融资租赁等金融工具将资金投入金融市场,因而金融市场逐渐成为货币创造的主力。由于这些影子银行不受限于传统的存款准备金约束,运作更加灵活,因此近年来取得了高速发展。金融业作为外部性较强的产业,几乎所有的市场经济国家都对其进行严格的产业管制。但是利率市场化后,一些金融机构的进入门槛事实上降低了,产业管制出现了短板,导致关联交易、监管套利等一些金融乱象发生。由于资产负债业务不均衡,小金融机构会依靠“发行同业存单—同业理财—金融债券”等模式吸收大金融机构的资金,大金融机构也锁定了收益和风险,而这种金融空转只会抬高实体经济的资金成本。对企业来说,资金富裕的大企业可以通过银行的委托贷款等表外业务获得收益,或者投资金融资产和房地产获得资本收益,而小企业只能面临更加严峻的金融环境。综上所述,本文提出如下研究假设:

假设1:影子银行规模越大的地区,实体部门的企业持有金融资产对其实体产出规模的挤出越严重。

2. 地方融资平台事实上成为金融企业。地方政府受到预算体制、融资渠道的限制,只得采用融资平台吸收短期期限的资金支持长期的基建投资,监管的不完善造成了期限错配与信用错配,因此当前企业融资成本攀升的原因,除了融资渠道受阻导致信贷资金供不应求之外,政府融资所产生的挤出效应也不容忽视,即政府通过金融市场筹资以支持政府支出,导致市场上的资金匮乏,从而使得利率升高,这就引起了企业借贷成本增加。中央国有企业资产规模较大,且通常

控股、参股一些金融企业,是金融市场的优质客户,同时自身也相对更加不重视主业而变成了“资本套利者”;地方国有企业受到地方金融机构的支持,理论上受利率上升的冲击也较小;而那些没有金融资源及背景的民营企业具有预算硬约束,因此对利率更为敏感,在资金成本上升的情况下只能减少投资。综上所述,本文提出如下研究假设:

假设 2: 地方融资平台会对企业的金融资产配置决策产生影响,进而减少实体方面的产出,这种挤出效应对于不同所有制的企业存在异质性。

3. 实体部门微观企业追求虚拟经济的超额回报而挤出企业资本投资,进而抑制实体经济发展。由于虚拟经济波动程度大,内部循环效率高,使得虚拟经济以远高于实体经济增速的速度膨胀,进而产生了超额回报(苏治等,2017)。从微观企业套利动机角度来看,首先,虚拟经济高于实体经济的回报率会使得实体部门企业更倾向于配置金融类资产,在存在预算约束的条件下,一定会挤出企业对实体部门的资本投资,降低实体部门产出;其次,由于市场中不同企业面临的融资约束不同,某些企业存在融资软约束,这些企业的资金将更多地流入回报率高的虚拟经济中,导致大量资金只能在虚拟经济内部循环,形成自我空转,最终使得其他实体经济部门的企业融资更加困难,企业投资进一步下降;最后,当前实体经济前景一般较差,一旦企业过度金融化,将会更加注重短期利益(王红建等,2017),进而失去其对实体部门进行资本投资而获取长期利益的动力。因此从微观企业层面考虑,在自身逐利动机、融资软约束、企业预期等原因的作用下,实体部门企业的“金融化”将对企业的资本投资产生负面影响。综上所述,本文提出如下研究假设:

假设 3: 实体部门微观企业配置金融资产将挤出企业资本投资,进而影响实体部门的产出和效率。

三、计量模型与实证分析

(一) 样本选择与数据来源

考虑到企业各项指标的可获得性和样本代表性,本文采用 2000—2014 年沪深两市的所有 A 股上市公司为原始样本,着重研究 2008 年之后企业所持金融类资产与实体经济业务之间的关系。原始样本数据来自国泰安 CSMAR 数据库,宏观指标来自中经网统计数据库、其间各年度的《中国统计年鉴》及《中国金融年鉴》。首先,为了保证所研究企业为实体经济部门企业,本文对数据进行了三层筛选:(1)按 CSMAR 六类行业代码进行筛选,剔除金融业和房地产业;(2)按 2012 版证监会行业分类代码进行筛选,进一步剔除金融业和房地产业;(3)考虑到处理之后的样本仍然存在着某些实体经济企业的主营业务中包含房地产开发、金融服务或资本市场服务等,通过查找上市公司年报,剔除其主营业务包含上述业务的企业。其次,为了得到更为准确的企业财务数据,避免因企业经营不佳对各种指标的干扰,剔除研究期间为 ST 公司的样本,剔除资产负债率大于 1 的样本;考虑到西藏地区的特殊性和不可比性,删除了注册地在西藏的上市企业样本。最后,为消除极端值对实证分析的影响,本文对连续变量进行上下 1% 的 winsorize 处理。

本文构建了两个面板数据:一个是 2000—2007 年的面板数据;由于中国自 2007 年起采用了新的会计准则,且考虑到 2008 年次贷金融危机的影响,本文以 2008—2014 年为观测区间,构建第二个面板数据,以更加准确地观察金融危机后经济金融化对实体经济的影响,最终得到 2 687 个上市公司在这 7 年内的面板数据。

(二) 变量定义及描述性统计

1. 主要变量定义。由于 2007 年中国采用了新的会计准则,本文采取胡奕明等(2017)的方法,参照新旧两版《企业会计准则》对金融资产进行界定,用其占企业当期总资产比例构建企业持有金融资产规模作为核心解释变量。特别地,考虑到企业配置房地产的动机以及房地产资产

的特性,对于 2007 年之后的数据,构造广义金融资产指标,即在金融资产中加入投资性房地产净额。考虑到企业资产收益率、利润率均包括金融资产收益和利润,且都无法衡量企业所持金融资产对其实体主营业务的影响,而经过处理后的实体经济部门企业的主营业务收入规模能够较好地反映实体经济发展和产出状况,因此本文的被解释变量采用经过筛选后的实体经济企业主营业务收入并以此来测度实体经济规模。

根据以往文献对上市公司盈利能力的研究(施东晖,2000;徐莉萍等,2006;罗党论等,2016),本文将控制变量分为股权集中度、企业规模、企业绩效、城市层面指标等方面。首先,通过控制第一大股东持股比例、前十大股东持股比例来控制企业股权集中度;其次,企业规模方面,控制企业当年年末总资产、总市值、企业上市年数(三者均取自然对数);再次,企业绩效和成长性方面,控制资产负债率、托宾 Q 值、总资产增长率等;最后,利用上市公司注册地匹配城市层面指标,控制 GDP 、城市产业结构、房地产开发投资额占固定资产投资比重。需要说明的是,文章采取双向固定效应模型,剔除时间和非时变固定效应的影响。

2. 描述性统计。如表 1 所示,企业持有金融资产规模在 2008 年之后提升较为明显,均值由 0.1625 上升到 0.2023,表明在 2008 年之后企业呈金融化发展趋势,但公司之间的差异仍然较大;筛选后的企业样本的财务指标比较健康,企业的股权集中度有所下降;虽然 2008 年之后的样本数量大幅增加,但国有企业比例在两个时间段大致持平,这也便于本文更好地研究虚拟经济在不同所有制企业中挤出效应的异质性。

表 1 主要变量的描述性统计

	2000—2007 年			2008—2014 年		
	mean(sd)	min(max)	N	mean(sd)	min(max)	N
主营业务收入	20.626(1.350)	17.159(25.250)	8 619	21.187(1.445)	17.320(25.546)	16 930
企业持有金融资产规模	0.163(0.142)	0.001(0.790)	8 623	0.202(0.183)	0.000(0.839)	13 061
广义企业持有金融资产规模	0.166(0.145)	0.001(0.804)	8 623	0.212(0.187)	0.000(0.853)	13 061
总资产增长率	0.188(0.371)	-0.321(2.652)	8 600	0.263(0.543)	-0.308(3.338)	16 944
综合市场年 β 值	1.070(0.252)	0.388(1.683)	5 637	1.073(0.231)	0.454(1.679)	13 991
资产负债率	0.468(0.183)	0.048(0.936)	8 623	0.420(0.217)	0.046(0.936)	16 944
总资产	21.261(1.036)	19.189(26.166)	8 623	21.838(1.254)	19.263(27.001)	16 944
总市值	21.590(0.981)	19.966(25.472)	8 613	22.392(0.993)	20.477(25.872)	16 459
托宾 Q 值	1.840(1.530)	0.184(9.225)	8 613	2.395(2.135)	0.162(12.222)	16 459
第一大股东持股比例	39.163(15.760)	8.990(75)	6 329	35.626(15.053)	8.660(75)	16 886
前十大股东持股比例	58.970(14.161)	21.700(91.610)	6 329	58.230(15.785)	21.360(91.040)	16 886
企业上市年龄	1.766(0.722)	0(2.944)	8 623	1.9544(0.9030)	0(3.296)	16 944
是否为国有企业	0.606(0.489)	0(1)	8 564	0.4220(0.4940)	0(1)	16 708
房地产开发投资额占比	0.252(0.133)	0(0.860)	8 063	0.273(0.130)	0.012(0.920)	11 913
城市生产总值	25.685(1.202)	21.307(27.973)	8 058	26.810(1.084)	23.037(28.488)	11 913
城市产业结构	44.074(10.248)	8.500(73.200)	8 058	46.542(10.688)	19.760(90.970)	11 913

(三) 计量模型设定和基本回归结果

本文采用面板数据回归方法研究经济虚拟化对实体经济上市企业主营业务收入的影响,因为面板数据可以较好地解决遗漏变量问题。考虑到企业所持金融资产可能带来的长期影响,本文参照余森杰和智琨(2016)的方法构建短期和长期两个回归模型,基准回归模型如下:

$$\ln maincome_{ict} = \beta_0 + \beta_1 jrzcpro_{it} + X'_{it} + C'_{ct} + y_i + \alpha_{ic} + \epsilon_{ict} \quad (1)$$

$$\ln maincome_{ict} = \gamma_0 + \gamma_1 jrzcpro_{it} + \gamma_2 jrzcpro_{it-1} + X'_{it} + C'_{ct} + y_i + \alpha_{ic} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

其中, i 表示企业, c 表示城市, t 表示年份; 被解释变量 $\ln maincome_{ict}$ 表示 c 城市 i 企业第 t 年的主营业务收入自然对数; $jrzcpro_{it}$ 为 i 企业第 t 年所持有(广义)金融资产规模, X_{it} 是 i 企业第 t 年的各种特征变量, C_{ct} 为 c 城市第 t 年各种特征变量; y_i 为时间固定效应, α_{ic} 为企业和城市固定效应, 用以控制一些不随时间变化的因素; ϵ_{ict} 为随机扰动项; 系数 β_1 测量了企业所持金融资产对该企业主营业务收入的影响; 在模型(2)中, γ_2 表示企业金融化对主营业务收入的长期影响。

为了比较不同时间段的企业金融化对实体经济企业的影响, 本文采取了分时间回归。首先, 对所有模型进行面板设定 F 检验, 结果皆强烈拒绝原假设, 即认为 FE 明显优于混合回归, 允许每个企业拥有自己的截距项; 其次, 为了比较固定效应和随机效应模型的适用性, 对所有模型进行 $Hausman$ 检验, 结果均强烈拒绝原假设, 因此模型均选取固定效应模型; 再次, 为了控制时间固定效应, 本文采用双向固定效应模型; 最后, 为了使估计结果更加稳健, 本文的标准误采取聚类到城市层面的标准误。回归结果如表 2 所示。

表 2 分时间段的回归结果

被解释变量: 主营业务收入	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	2000—2007 年		2008—2014 年		2008—2014 年	
	短期影响	长期影响	短期影响	长期影响	短期影响	长期影响
金融资产规模	-0.075 (0.115)	-0.115 (0.111)	-0.106** (0.042)	-0.104** (0.049)		
L.金融资产规模		0.045 (0.077)		-0.073* (0.041)		
广义金融资产规模					-0.124*** (0.039)	-0.116** (0.047)
L.广义金融资产规模						-0.087** (0.041)
总资产增长率	-0.123*** (0.028)	-0.163*** (0.031)	-0.096*** (0.018)	-0.127*** (0.026)	-0.095*** (0.018)	-0.127*** (0.026)
综合市场年 β 值	0.012 (0.024)	0.016 (0.030)	0.006 (0.025)	-0.001 (0.023)	0.005 (0.025)	-0.001 (0.023)
资产负债率	-0.122 (0.191)	-0.026 (0.206)	0.140* (0.076)	0.255*** (0.079)	0.135* (0.076)	0.249*** (0.079)
Ln 总资产	0.845*** (0.068)	0.801*** (0.064)	0.676*** (0.036)	0.660*** (0.042)	0.675*** (0.036)	0.660*** (0.042)
Ln 总市值	0.090** (0.039)	0.099** (0.041)	0.188*** (0.024)	0.194*** (0.028)	0.187*** (0.024)	0.193*** (0.028)
托宾 Q 值	0.015 (0.018)	0.008 (0.021)	-0.032*** (0.009)	-0.032*** (0.010)	-0.032*** (0.009)	-0.032*** (0.010)
第一大股东持股比例	0.001 (0.003)	0.001 (0.003)	0.003 (0.002)	0.002 (0.002)	0.003 (0.002)	0.001 (0.002)
前十大股东持股比例	-0.001 (0.003)	-0.002 (0.003)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
企业上市年龄	-0.036 (0.057)	0.014 (0.081)	0.029 (0.021)	0.075** (0.034)	0.028 (0.021)	0.074** (0.034)
房地产开发投资占比	-0.224 (0.290)	-0.117 (0.319)	0.080 (0.125)	0.087 (0.142)	0.076 (0.125)	0.082 (0.143)
lnGDP	-0.269** (0.132)	-0.254* (0.147)	0.230** (0.101)	0.227** (0.114)	0.229** (0.101)	0.225** (0.114)
城市产业结构	-0.003 (0.004)	-0.002 (0.004)	0.002 (0.003)	0.002 (0.003)	0.002 (0.003)	0.002 (0.003)
常数项	6.981* (3.684)	7.520* (4.001)	-3.881 (2.734)	-3.903 (3.034)	-3.828 (2.738)	-3.814 (3.036)
面板设定 F 检验	14.30 (0.000)	14.56 (0.000)	32.34 (0.000)	32.03 (0.000)	32.34 (0.000)	32.01 (0.000)
$Hausman$ 检验	103.89 (0.000)	96.04 (0.000)	221.68 (0.000)	196.58 (0.000)	211.79 (0.000)	196.99 (0.000)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制

续表 2 分时间段的回归结果

被解释变量: 主营业务收入	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	2000—2007 年		2008—2014 年		2008—2014 年	
	短期影响	长期影响	短期影响	长期影响	短期影响	长期影响
R^2	0.597	0.571	0.631	0.607	0.631	0.607
观测值	2 590	2 308	9 942	8 158	9 942	8 158

注: (1)观测值为企业层面数据,回归均采用双向固定效应模型; (2)括号内数值为城市层面的聚类稳健标准误; (3)***、**和*分别代表参数在 1%、5% 和 10% 的水平上显著; (4)面板设定 F 检验、Hausman 检验括号内报告的是 P 值, R^2 报告的是 within R -square。下同。

结果显示: (1)在 2000—2007 年间,无论短期模型还是长期模型,企业所持有的金融资产及其一阶滞后项系数并不具有统计上的显著性,这说明在 2008 年之前,企业持有金融资产并没有显著地造成实体经济部门企业主营业务收入的下降; (2)在 2008—2014 年间,企业所持金融资产显著抑制了企业的主营业务收入,这与本文的预期是一致的。在考虑长期影响时,当期金融资产规模的系数为-0.10,大于滞后一期企业所持金融资产规模项的系数(-0.07),且均在 1% 的水平上显著为负,说明企业持有金融资产带来的负面影响是长期的,但这种长期的对主营业务的挤出效应小于当期的挤出效应。在企业持有的金融资产中加入房地产投资净额后,对实体经济企业主营业务收入的短期和长期抑制效果均有所提高。

结果还显示,2008 年之后的样本回归结果不仅具有统计上的显著性,也具有经济上的显著性,具体体现为:如果企业持有的金融资产或广义金融资产规模每增加 1 个百分点,那么其当期主营业务收入将分别下降 10.58% 和 12.37%,且未来一期的主营业务收入分别下降 7.37% 和 8.74%,这说明虚拟经济对实体部门的挤出效应是非常大的。

(四)子样本异质性分析

1. 不同所有制企业存在的异质性。接下来,本文着重研究 2008—2014 年企业层面的样本数据。考虑到这种影响对于不同所有制企业可能存在异质性,本文将企业按照其性质进行分类回归。表 3 报告了 2008—2014 年分不同所有制样本情况下实体经济部门企业所持广义金融资产对其主营业务的影响,将企业按所有制和层级分类为中央国有企业、地方国有企业和民营企业三种类别。其中,列(2)的回归未通过 Hausman 检验,故采用随机效应模型。结果显示,无论短期还是长期,中央国有企业持有金融资产的系数均不具有统计上的显著性,且当期项系数为正,说明中央国有企业的金融化并没有挤出其实体产出;而地方国有企业在短期所持金融资产规模的系数在 5% 的水平上为负,长期系数并不显著,这说明虚拟经济的发展在短期内会对地方国有企业造成冲击,但这种冲击并不具有持续性;对民营企业来说,无论长期还是短期,其持有金融资产的系数均显著为负,且系数最大,说明民营实体经济企业持有金融资产对其主营业务影响最严重,且具有持续性,即虚拟经济对实体经济的挤出效应主要体现在民营企业上。

表 3 分所有制样本的估计结果

被解释变量: 主营业务收入	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	中央国有企业		地方国有企业		民营企业	
	短期影响	长期影响	短期影响	长期影响	短期影响	长期影响
广义金融资产规模	0.167(0.249)	0.105(0.248)	-0.111**(0.048)	-0.090(0.060)	-0.115*(0.068)	-0.121(0.087)
L.广义金融资产规模		-0.256(0.205)		-0.043(0.072)		-0.149**(0.069)
面板设定 F 检验	24.02(0.000)	26.39(0.000)	37.33(0.000)	39.37(0.000)	25.71(0.000)	24.66(0.000)

续表 3 分所有制样本的估计结果

被解释变量: 主营业务收入	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	中央国有企业		地方国有企业		民营企业	
	短期影响	长期影响	短期影响	长期影响	短期影响	长期影响
<i>Hausman</i> 检验	36.14(0.007)	22.78(0.156)	104.88(0.000)	106.49(0.000)	164.21(0.000)	149.98(0.000)
R^2	0.784	0.783	0.592	0.579	0.677	0.665
观测值	237	184	5 009	4 092	4 106	3 398

注: 除了列(2)的企业固定效应外,其他各列均控制了企业、城市、时间固定效应和企业固定效应。

2. 不同地区、不同行业企业存在的异质性。考虑到虚拟经济发展较快的地区对实体经济的挤出效应可能更显著,且不同行业的企业被挤出的效果也应该具有异质性,因此进行分样本估计以考察子样本的稳健性。同时,以 2008 年作为基期,运用 *CPI* 进行调节,将主营业务收入转换为可比价主营业务收入。表 4 报告的是分城市、分行业的估计结果,^①其中,列(1)和列(2)分别报告的是大城市和小城市的子样本回归;^②列(3)—列(5)将实体经济部门分为具体的细分行业,行业分类具体标准参照证监会《上市公司行业分类指引(2012 年修订)》。

回归结果显示,除了列(4)的子样本回归未通过 *Hausman* 检验,采取随机效应模型外,其余均采用双向固定效应模型。由表 4 还可知,地处大城市的实体部门企业持有金融资产的负面影响大于小城市的企业,这符合预期,因为大城市是较为发达的地区,虚拟经济的发展快、规模大,这对实体部门企业的挤出效应更强。从行业来看,制造业受到的挤出效应在 1% 的统计水平上显著为负,系数为-0.2384,大于全样本回归的系数;农业、建筑业及其他工业样本企业持有广义金融资产规模的系数为负,但未通过显著性检验;而其服务业企业持有广义金融资产对其主营业务收入的影响为正且不显著。上述结果表明,制造业受到的挤出影响最为严重。

表 4 分城市、分行业的估计结果

可比价格主营业务收入	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	大城市	小城市	制造业	农业、建筑业及其他工业	服务业
广义金融资产规模	-0.158*** (0.041)	-0.078(0.053)	-0.238*** (0.072)	-0.113(0.141)	0.204(0.158)
面板设定 <i>F</i> 检验	35.09(0.000)	30.36(0.000)	13.15(0.000)	10.97(0.000)	10.28(0.000)
<i>Hausman</i> 检验	129.29(0.000)	125.93(0.000)	109.48(0.000)	27.61(0.1188)	57.47(0.000)
R^2	0.549	0.620	0.610	0.512	0.569
观测值	4 679	5 187	3 232	1 281	1 018

注: 除了列(4)的企业固定效应外,其他各列均控制了企业、城市、时间固定效应和企业固定效应。

考虑到企业所处不同地区的异质性,本文进一步将企业按照注册所在地进行划分,结果如表 5 所示。东部地区企业持有广义金融资产比例的系数为-0.1886,且在 1% 水平上显著为负;中部地区样本中的该系数为-0.2180,且在 5% 的统计水平上显著;而西部、东北等经济发展水平较差的地区,企业持有金融资产比例的系数并不具有统计上的显著性。因此,在经济相对发达的东部和中部地区,实体部门企业“类金融化”更易对其主营业务产生冲击,而这种效应并不存在于西部地区 and 东北地区。

① 限于篇幅,长期效应均未报告,详情备索。

② 根据《第一财经周刊》2017 年的评比与划分,大城市包括 19 个一线城市、新一线城市。

表 5 企业所处不同地区的异质性分析

可比价格主营业务收入	(1)	(2)	(3)	(4)
	东部地区	中部地区	西部地区	东北地区
广义金融资产规模	-0.189*** (0.031)	-0.218** (0.102)	0.053 (0.100)	0.074 (0.079)
面板设定 <i>F</i> 检验	35.79 (0.000)	34.46 (0.000)	21.75 (0.000)	35.44 (0.000)
<i>Hausman</i> 检验	177.30 (0.000)	44.64 (0.002)	93.55 (0.000)	43.60 (0.001)
<i>R</i> ²	0.584	0.670	0.556	0.639
观测值	6 035	1 743	1 492	596

注: 各列均控制了企业、城市、时间固定效应和企业固定效应。

(五) 动态面板与系统 *GMM* 估计^①

考虑到企业主营业务收入具有一定的持续性, 本文将模型扩展为动态面板模型。同时, 为了解决被解释变量可能出现的内生性问题, 本文采取 Arellano 和 Bover (1995)、Blundell 和 Bond (1998) 所提出来的系统 *GMM* 估计法进行处理。系统 *GMM* 法估计动态面板模型的结果如表 6 所示, 且模型均通过了检验。从估计结果可以看出, 无论金融资产如何界定, 实体部门企业持有金融资产对其主营业务的短期影响仍然为负, 并在 1% 的水平上显著, 且系数有了大幅度提高。在长期影响中, 虽然企业当期持有金融资产的系数为正, 但是不显著, 而其滞后一期项的影响仍然显著, 这与前文结论基本一致, 进而说明本文结果具有较好的稳健性, 即当模型扩展到动态面板时, 前文的结论仍然成立。

表 6 系统 *GMM* 估计结果

被解释变量: 主营业务收入	(1)	(2)	(3)	(4)
	短期影响	长期影响	短期影响	长期影响
金融资产规模	-0.518*** (0.168)	0.923 (0.562)		
<i>L</i> 金融资产规模		-0.479*** (0.173)		
广义金融资产规模			-0.484*** (0.159)	1.087 (0.715)
<i>L</i> 广义金融资产规模				-0.589** (0.238)
被解释变量滞后项	控制	控制	控制	控制
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
<i>AR</i> (1)	0.002	0.007	0.002	0.122
<i>AR</i> (2)	0.686	0.543	0.648	0.474
<i>Hansen Test</i>	0.158	0.834	0.137	0.664
观测值	6 337	6 337	6 337	6 337

四、进一步分析

(一) 企业配置金融资产在不同经济环境下的挤出效应

由于企业配置金融资产的行为与宏观经济环境高度相关(胡奕明等, 2017), 因此实体部门企业持有金融资产主营业务的“挤出效应”在经济上行和下行通道中应存在异质性。基于此, 本文首先在全样本中引入时间段虚拟变量进行回归分析, 其次将样本分为“经济新常态前后”加以进一步分析论证。

企业配置金融资产在不同经济环境下挤出效应的分析结果如表 7 所示, 所有回归均控制了

^① 为进一步解决内生性问题, 本文用“同一年份、同一地区、同一行业的其他企业所持广义金融资产规模均值”作为某一企业在当期持有广义金融资产规模的工具变量进行 2SLS 回归, 结论依然稳健。限于篇幅, 没有报告详细结果。

前文所述的控制变量,并采用双向固定效应回归模型。由于2007年会计准则发生了变化,因此本文着重考察2008年后的上市公司实体部门企业样本。其中,列(1)为在全样本中引入时间段虚拟变量后的结果,以2008年为基期比较分析后可以看出,自2011年起,企业配置金融类资产对其主营业务的挤出效果显著为负,且系数整体呈增大趋势。结果表明,与经济上行相比,在经济下行的宏观环境下企业配置金融类资产的行为对整个实体部门产出的挤出效应更为明显。进一步地,分时间段考虑,并加入长期影响,我们发现这种挤出效应在宏观经济下行的“新常态”时间内主要是一种短期影响,而在2010年之前,存在长期的挤出效应。也就是说,在经济上行期,实体经济前景较好,金融类资产配置并不会立刻影响实体部门的产出;而在经济下行期,由于宏观经济环境较差,在有限的资金约束下配置金融类资产就会立刻对当期的主营业务产生负面影响。

表7 企业持有不同金融资产的影响分析

可比价格主营业务收入	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	全样本	2008—2010年		2011—2014年	
广义金融资产规模	-0.006(0.077)	-0.078(0.057)	-0.193 ^{**} (0.095)	-0.158 ^{***} (0.036)	-0.174 ^{***} (0.037)
L.广义金融资产规模			-0.2966 ^{***} (0.069)		-0.007(0.040)
广义金融资产规模×2009年	0.085(0.091)				
广义金融资产规模×2010年	-0.095(0.093)				
广义金融资产规模×2011年	-0.197 ^{**} (0.079)				
广义金融资产规模×2012年	-0.149 [*] (0.083)				
广义金融资产规模×2013年	-0.326 ^{***} (0.100)				
广义金融资产规模×2014年	-0.312 ^{***} (0.120)				
R ²	0.588	0.451	0.482	0.445	0.446
观测值	9 942	3 622	2 231	6 300	5 927

注:各列均控制了企业、城市、时间固定效应和企业固定效应。

(二)企业持有不同金融资产的影响分析

由于金融资产种类具有多样性,因此分析企业持有不同类别的金融资产对实体产出的影响是必要的。本文将广义金融资产分为三类:货币资金、房地产性金融资产和其他金融资产。对于企业来说,持有货币资金的动机主要是“预防储备”(胡奕明等,2017)。此外,企业配置股票债券等其他金融资产是出于投机动机,而持有房地产性金融资产是出于房地产性投资动机。

为了捕捉实体部门企业在不同动机下配置不同金融资产对其主营业务的挤出效果,本文将金融资产分为货币资金、房地产性金融资产与其他金融资产,并分别考虑它们的短期影响和长期影响。在本文的实体部门企业样本中,三者的均值分别为2.56%、0.90%和18.98%。按式(1)和式(2)分别进行回归,回归结果见表8。表8中的列(1)和列(2)分别为企业配置货币资金的短期影响和长期影响,当期系数均在1%的水平上显著为负,但其滞后一阶并不显著;列(3)和列(4)报告了企业配置房地产性金融资产的影响,在长期影响模型中,其滞后一期系数为-0.35,显著性水平为5%,而当期系数并不显著,说明企业出于房地产投机动机而配置的金融资产对其主营业务的挤出主要是长期的,对实体经济的危害也较大;列(5)和列(6)列报告了企业配置其他性金融资产的影响,结果表明,企业持有其他金融资产对实体经济的影响是短期的,系数也最小。由于企业持有的房地产性金融资产占比最低,因此可以排除其量级对本文结果的影响。综上可知,企业持有房地产性金融资产对实体经济的挤出最严重,且这种效应具有持续性。这说明当前中国实体部门企业的房地产投机行为对实体经济的危害最大,其次是经济下行带来的经济不确定性对企业的影响,而股票债券等虚拟资本的配置则对实体经济的挤出最小,持续的时间也较短。

表 8 企业持有不同金融资产的影响分析

可比价主营业务收入	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
货币资金	-0.396*** (0.087)	-0.362*** (0.090)				
L.货币资金		-0.160 (0.112)				
房地产性金融资产			-0.409* (0.227)	-0.278 (0.268)		
L.房地产性金融资产				-0.348** (0.162)		
其他金融资产					-0.110*** (0.037)	-0.092* (0.048)
L.其他金融资产						-0.051 (0.041)
R ²	0.588	0.569	0.586	0.567	0.598	0.588
观测值	9 866	8 095	9 866	8 095	9 271	7 378

注: 各列均控制了企业、城市、时间固定效应和企业固定效应。

五、影响机制分析

(一) 影子银行的作用

基于之前的文献研究, 本文将采用资金投向测算法来衡量影子银行规模, 即用银行体系最终资金投向为基准, 将影子银行定义为向实体经济提供融资服务的业务体系, 合理地分解到各个地区构建面板数据。本文以各地区年末金融机构贷款余额为标准, 分解测算不同地区的影子银行规模, 并采用固定面板模型考察其短期影响和长期影响。为了去量纲和分析交互项的系数, 本文将企业所持金融资产和影子银行规模进行标准化和中心化处理, 即在变量前加上 C_, 表明该变量进行了标准化和中心化的处理。回归结果如表 9 所示。

表 9 影子银行系统的传导机制分析

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	主营业务收入		可比价主营业务收入	
C_广义金融资产规模	-0.032*** (0.007)	-0.035*** (0.009)	-0.031*** (0.006)	-0.034*** (0.009)
C_影子银行规模	-0.006 (0.013)	-0.017 (0.017)	-0.006 (0.012)	-0.016 (0.016)
C_L.广义金融资产规模		-0.018** (0.008)		-0.017** (0.007)
C_L.影子银行规模		0.013 (0.020)		0.016 (0.019)
C_影子银行规模×C_广义金融资产规模	-0.021*** (0.006)	-0.007 (0.010)	-0.022*** (0.006)	-0.006 (0.010)
C_L.影子银行规模×C_L.广义金融资产规模		-0.021** (0.009)		-0.022*** (0.009)
R ²	0.632	0.610	0.589	0.570
观测值	9 716	7 978	9 716	7 978

注: 各列均控制了企业、城市、时间固定效应和企业固定效应。

在短期模型和长期模型中, 企业所持金融资产的当期值和影子银行规模交互项的系数均在 1% 的水平上显著为负, 这与前文一致; 而影子银行规模一次项本身的系数并不显著, 说明地区影子银行规模本身并不会影响到实体经济部门的产出。但随着实体部门企业持有的广义金融资产比例增加, 影子银行规模越大的地区, 实体企业的主营业务收入就会越低, 这就意味着影子银行体系放大了虚拟经济对实体经济的抑制效应, 从而验证了假设 1; 在长期模型中, 滞后一期的金融资产持有规模与影子银行交互项系数也是显著的, 这说明这种传导机制具有长期性。列(3)和列(4)报告了将被解释变量改为可比价格主营业务收入的检验, 结果表明结论依旧稳健。

(二) 地方融资平台

为什么自 2008 年以后国有企业所持有的金融资产尤其是房地产资产大幅度上升, 并且抑制了实体经济的发展? 仅仅用影子银行的发展来解释, 显然是不够的。为了说明这部分金融资产

的来源和机制,首先需要了解地方政府的融资机制以及土地财政的由来。由于地方政府直接和深度参与经济发展过程,在商业银行保持一定独立性和不允许地方财政赤字的制度背景下,为了进行基础设施、公共事业等具有公共品性质的支出,政府充分利用投融资公司这一兼具金融和财政性质的平台进行资金融通。地方政府能够在不违背预算法的前提下,把资产(通常是土地)注入融资平台公司,通过融资平台公司从银行贷款或者发行债券(Bai 和 Zhang, 2017)。其中,城投债是地方融资平台的重要手段之一。根据 Wind 数据,全国城投债债券余额已从 2008 年的 1 861 亿元上升至 2014 年的 42 831 亿元,短短 6 年翻了 26 倍。随着地方融资平台规模的增加,会引起市场利率上升,企业借贷成本增加,从而降低企业对实体经济的投资意愿,并促进企业资金“脱实向虚”。由于不同所有制企业在金融市场的地位不同,其影响结果也应具有异质性。本文采用 Blanchard 和 Giavazzi(2004)的方法,用政府城投债规模占 GDP 比重来衡量地方融资平台债务相对规模,其中各省级地方政府融资平台债务数据来源于 Wind 数据库。

表 10 报告了地方融资平台通过企业所持金融资产对不同所有制企业的短期影响。地方融资平台债务相对规模显著增加了当地实体经济中国有企业的主营业务收入,对民营企业的影响为负,但不具有统计上的显著性。从两者交互项的系数来看,中央国有企业交互项系数为 0.03,在 5% 的水平上显著为正,民营企业交互项系数为-0.02,在 1% 显著水平上显著为负,这也验证了假设 2,即地方融资平台会对企业金融资产配置决策产生影响,进而使实体经济产出减少,且这种挤出效应对于不同所有制的企业存在异质性。随着地方融资平台融资规模的加大,中央国有企业所持有金融资产的增加促进了其发展,但民营企业所持有金融资产的增加则会挤出其实体主营业务,抑制实体经济的发展。在短期,这种效应主要体现在抑制了民营企业发展实体经济。本文还研究了这种影响机制的长期作用,^①结果表明这种影响在长期并不显著,但是两者的交互项系数在当期依然与前文一致,说明结论具有稳健性。

表 10 地方融资平台对不同所有制企业的短期传导机制分析

	(1)	(2)	(3)
	中央国有企业	地方国有企业	民营企业
C_广义金融资产规模	0.007(0.040)	-0.021**(0.009)	-0.025**(0.011)
C_地方融资平台债务相对规模	0.159**(0.073)	0.033*(0.019)	-0.041*(0.021)
C_广义金融资产规模×C_地方融资平台债务相对规模	0.032**(0.014)	-0.014(0.012)	-0.022*** (0.006)
R ²	0.956	0.936	0.903
观测值	237	5 009	4 106

注:各列均控制了企业、城市、时间固定效应和企业固定效应。

(三)投资挤出的中介效应

本文已经验证了实体经济部门企业自身的“金融化”存在对主营业务的挤出效应,那么其企业内部的机制是什么?实体企业部门配置金融资产是基于市场套利的动机,在存在融资约束的条件下,有限的资金追逐收益率更高的金融类产品,就必然会减少企业的资本投资,进而影响实体部门主营业务的产出。基于此,本文进一步通过引入企业资本投资作为中介变量来构建中介效应模型,以验证企业持有金融类资产影响实体企业产出和效率的传导机制。借鉴之前的研究,本文参考王红建等(2017)的做法,使用购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金作为企业的资本投资变量,按照企业当期期末总资产进行标准化,同时进行上下 1% 的缩尾处理,构建变量 $invest_{it}$ 。

^① 限于篇幅,本文未报告长期影响的详细结果,详情备索。

由于企业资产收益率等指数包含了金融资产收益和利润,无法将其剥离以单独观察企业持有金融资产对实体产出的影响,因此前文仅考察了其对企业主营业收入的挤出效应。但在这一部分,可以通过中介效应模型来分析企业在配置金融资产同时减少资本投资的过程中对资本运行效率的影响。因此除企业主营业收入以外,被解释变量也采用了反映企业资产运转效率的两个指标:净资产收益率和总资产报酬率。

表 11 报告了投资挤出中介效应的检验结果。列(1)中广义金融资产规模系数在 1% 的统计水平上显著为负,表明实体部门企业配置金融资产显著降低了企业的资本投资,存在投资挤出效应。列(2)中的中介变量企业资本投资系数为负,并通过了显著性检验,这验证了企业资本投资对实体部门主营业务的促进效应。结合列(1)和列(2),发现存在“投资挤出”的中介效应,即随着虚拟经济的发展,从微观角度来看,实体部门企业的金融化显著抑制了企业的资本投资,进而对主营业务收入产生负面影响。同样,由列(3)和列(4)可知,在被解释变量变为净资产收益率和总资产报酬率时,中介变量企业资本投资的系数仍显著为正,表明实体部门企业配置金融资产挤出了企业资本投资,不但对主营业务收入产生了负面影响,还降低了企业的整体运行效率。综上所述,投资挤出的中介效应得到验证。

表 11 投资挤出中介效应的检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	企业资本投资	可比价主营业务收入	净资产收益率	总资产报酬率
广义金融资产规模	-0.037*** (0.005)	-0.142*** (0.040)	-0.028** (0.014)	-0.006 (0.005)
企业资本投资		0.436*** (0.108)	0.114*** (0.030)	0.026** (0.012)
R ²	0.197	0.585	0.175	0.224
观测值	9 944	9 940	9 944	9 930

注:各列均控制了企业、城市、时间固定效应和企业固定效应。

六、结论和政策含义

经济“脱实向虚”的根本原因在于宏观方面和微观方面的结构性因素失衡。虚拟经济对实体经济的影响是顺周期的,越是经济下行,其对当期的负面影响越明显。虚拟经济和实体经济是相辅相成的关系,这需要一定的前提,即企业预算硬约束和金融类虚拟经济受到严格监管。近年来,由于“新常态”下实体经济增速下滑,利率市场化使得金融业的发展模式发生变化,金融业和房地产业对实体经济的背离越来越明显。上市公司持有金融资产和房地产资产表面上看似乎增加了当前收入,但是整体上看,过度发展金融、房地产却对企业的规模和效益都有不利的影响。本文利用中国上市公司层面的面板数据,从微观和宏观两个层面交叉验证,并考察了虚拟经济发展对实体经济部门的影响,着重研究 2008 年后产生的新经济现象。研究发现,不管是实体部门企业自身的金融化还是整个社会的金融化都显著抑制了实体经济发展,这种抑制在短期主要表现在地方国有企业和民营企业中,而在长期主要表现在民营企业中。这种效应对于地处发达地区的企业更显著,对制造业的影响最为严重。从持有金融资产来看,企业持有房地产资产对实体经济的影响最大,企业因房地产投机动机而配置的金融资产对实体经济的挤出最严重、最持久。同时,本文提出并验证了三种可能存在的机制:第一,虚拟经济的发展使得影子银行规模高速膨胀,而影子银行的资金具有逐利性强的特征,因此企业更倾向于配置金融资产,使得经济“脱实向虚”;第二,地方融资平台的发展对不同所有制的企业的影响具有异质性,其增加了民营企业的借贷成本,进而减少了民营企业对实体部门的投资意愿;第三,实体部门企业的金融化显著抑制了企业的资本投资,进而对主营业务收入产生负面影响,同时还降低了企业的整体运行效率。

基于上述研究结论,本文提出了如下政策建议,以克服虚拟经济对实体经济带来的抑制效应:(1)完善整体金融监管。企业之所以大量持有金融类资产是因为有投机动机,应从源头上控制。一是加强金融行业内部监管。金融业具有较强的外部性,在发达经济体中金融业也是一个被高度管制的行业。金融业的发展趋势是混业经营,影子银行的发展涉及银行、证券、信托、保险等行业,如果监管环节存在脱节,套利是企业追求利润最大化的自然选择。只有金融业形成公平有序的竞争环境,才能减少资金的内部循环,切实防范系统性金融风险。未来可以在金融行业风险预警、金融市场准入、资本市场规范等方面形成并出台新的政策。二是限制金融业和国有企业尤其是地方国有企业的交叉经营。地方国有企业本身具有资金成本优势,如果其过度发展金融业,会进一步加剧金融资源分配的不均衡,抑制实体经济发展和产业转型。应该严格限制地方国有企业进入金融业,使其聚焦主营业务,承担更多社会责任。(2)鼓励实体经济转型升级。虚拟经济会挤出实体企业投资,说明实体经济的利润率偏低,应该降低成本和各种交易费用。实体经济尤其是工业制造业是国家竞争力的基础,必须大力实施供给侧结构性改革,通过创新驱动实现其转型升级。各种财政政策、货币政策和产业政策等互相配合,切实支撑工业制造业发展。新时代继续以科技创新为引领,推动“大众创业、万众创新”。一方面鼓励发展生产性服务业,完善价值链条,补足实体经济短板;另一方面不能盲目追求高端而去工业化。需要切断金融资产和房地产价格交互放大的渠道,回归住房的“房子是用来住的”商品属性。发展住房租赁业,降低居民生活成本和实体经济生产成本。(3)规范地方政府融资平台。目前,有些地方利用地方融资平台任意发债,这不仅增加了金融体系风险,也扩大了财政风险。中国人民银行实行大区制改革以及几大有银行信贷审批授权上移后,地方政府对于银行业的干预能力大为减少,但是近年来地方政府通过城市商业银行、地方融资平台、土地金融化、隐形融资担保、PPP等方式对区域金融市场仍有较大的影响力。因此,应严格执行政府债务余额限额管理,完善地方政府债务预算管理制度;建立健全地方政府举债行为的监督机制,加强信息集中披露,并将政府债务管理纳入考评机制;取消融资平台公司的政府融资职能,推动有经营收益和现金流的融资平台公司进行市场化转型与改制。

主要参考文献:

- [1]成思危. 虚拟经济与金融危机[J]. 管理科学学报, 1999, (1): 4-9.
- [2]胡晓. 虚拟经济发展对实体经济的影响: 增长抑或结构调整[J]. 财经科学, 2015, (2): 52-62.
- [3]胡奕明,王雪婷,张瑾. 金融资产配置动机:“蓄水池”或“替代”?——来自中国上市公司的证据[J]. 经济研究, 2017, (1): 181-194.
- [4]李扬. “金融服务实体经济”辨[J]. 经济研究, 2017, (6): 4-16.
- [5]刘金全. 虚拟经济与实体经济之间关联性的计量检验[J]. 中国社会科学, 2004, (4): 80-90.
- [6]刘骏民,伍超明. 虚拟经济与实体经济关系模型——对我国当前股市与实体经济关系的一种解释[J]. 经济研究, 2004, (4): 60-69.
- [7]刘瑞,李荣华. 我国银行业高盈利问题辨析——基于上市公司的数据[J]. 政治经济学评论, 2013, (2): 160-171.
- [8]罗党论,廖俊平,王珏. 地方官员变更与企业风险——基于中国上市公司的经验证据[J]. 经济研究, 2016, (5): 130-142.
- [9]罗来军,蒋承,王亚章. 融资歧视、市场扭曲与利润迷失——兼议虚拟经济对实体经济的影响[J]. 经济研究, 2016, (4): 74-88.
- [10]施东晖. 股权结构、公司治理与绩效表现[J]. 世界经济, 2000, (12): 37-44.
- [11]宋军,陆旸. 非货币金融资产和经营收益率的 U 形关系——来自我国上市非金融公司的金融化证据[J]. 金融研

- 究,2015,(6):111-127.
- [12]苏治,方形,尹力博.中国虚拟经济与实体经济的相关性——基于规模和周期视角的实证研究[J].中国社会科学,2017,(8):87-109.
- [13]王爱俭.虚拟经济与实体经济的关系研究[J].现代财经,2003,(1):8-11.
- [14]王红建,曹瑜强,杨庆,等.实体企业金融化促进还是抑制了企业创新——基于中国制造业上市公司的经验研究[J].南开管理评论,2017,(1):155-166.
- [15]徐莉萍,辛宇,陈工孟.股权集中度和股权制衡及其对公司经营绩效的影响[J].经济研究,2006,(1):90-100.
- [16]余森杰,智琨.进口自由化与企业利润率[J].经济研究,2016,(8):57-71.
- [17]于泽,陆怡舟,王闻达.货币政策执行模式、金融错配与我国企业投资约束[J].管理世界,2015,(9):52-64.
- [18]张成思,张步昙.中国实业投资率下降之谜:经济金融化视角[J].经济研究,2016,(12):32-46.
- [19]Arellano M, Bover O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models[J]. *Journal of Econometrics*, 1995, 68(1): 29-51.
- [20]Bai C E, Zhang Q. Is the people's republic of China's current slowdown a cyclical downturn or a long-term trend? A productivity-based analysis[J]. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 2017, 22(1): 29-46.
- [21]Blanchard O J, Giavazzi F. Improving the SGP through a proper accounting of public investment[R]. CEPR Discussion Papers 4220, 2004.
- [22]Blundell R, Bond S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models[J]. *Journal of Econometrics*, 1998, 87(1): 115-143.
- [23]Dore R. Financialization of the global economy[J]. *Industrial and Corporate Change*, 2008, 17(6): 1097-1112.
- [24]McKinnon R I. The rules of the game: International money in historical perspective[J]. *Journal of Economic Literature*, 1993, 31(1): 1-44.
- [25]Orhangazi Ö. Financialisation and capital accumulation in the non-financial corporate sector: A theoretical and empirical investigation on the US economy: 1973—2003[J]. *Cambridge Journal of Economics*, 2008, 32(6): 863-886.
- [26]Shaw E S. Financial deepening in economic development[M]. New York: Oxford University Press, 1973.

Does the Development of Fictitious Economy Inhibit the Real Economy? Microcosmic Evidence from Chinese Listed Companies

Zhou Bin, Xie Jiasong

(*Institute of Economics and Social Development, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian 116025, China*)

Summary: After China's economy enters the "new normal" era, the structural imbalance problems between fictitious economy and the real economy have become increasingly prominent. Under the driving force of fictitious economy's excess return rate, the entity sector enterprises hold much more financial assets than before and gradually affect the entity's main business, which has become one of the stylized facts of China's economy. Therefore, understanding the impact and mechanism of fictitious economic development on micro-entity enterprises is an important prerequisite and basis for resolving structural imbalances, preventing financial risks, and cultivating new kinetic energy for economic growth.

The existing research explores the interaction and deviation between fictitious economy and the real economy from multiple perspectives, but it is not sufficient to discuss the imbalance mechanism between Chinese entities and the fictitious economic structure under the current macroeconomic background. China's economy has entered a new normal, and new features and new phenomena are constantly emerging, requiring new explanations. With the rapid development of China's economy, only part of fictitious economy represented by banks has been unable to explain some new problems. For example, the rapidly developing shadow banking system which is outside the supervision is very worthy of attention. In addition, the maturity mismatch and credit mismatch caused by local government financing platforms also affect the real economy and cause structural imbalances. Therefore, it is necessary to further expand the relationship between the two issues, and summarize and extract new models and lessons. Therefore, this paper attempts to examine the impact of the "financialization" process of holding financial sector assets on the output and efficiency of the real economy sector driven by the development of fictitious economy under the micro-enterprise level.

The paper conducts empirical research through the data of Chinese listed companies. Considering the possibility of endogenous problem, it is found that the rapid development of fictitious economy after 2008 has a significant and long-term inhibitory effect on the real economy. This suppression is mainly reflected in private enterprises and manufacturing industries, and it has a more negative impact on the real economy in the "new normal period" of the economic downturn. From the macro-environment perspective, the rapid expansion of shadow banking and the impact of local government financing platforms on the real economy are the main transmission mechanisms for this inhibition. From the perspective of micro-enterprises, arbitrage motives enable entities in the real sector to allocate financial assets, squeeze capital investment and ultimately reduce the efficiency of business operations. These conclusions have important policy implications for clarifying the relationship between the real economy sector and the fictitious economy sector, and the future direction of China's financial and real estate reform.

The paper may have three possible innovations. First, according to the industry and the nature of enterprises, the dynamic relationship between fictitious economy and the real economy is deeply combed, and it is found that the impact of fictitious economy on the various components of the real economy is heterogeneous. Second, given China's economic development process, from the external and internal dimensions of micro-enterprises, the paper analyzes the impact mechanism of fictitious economic development on micro-entity enterprises. Third, as to the policy factors behind these relations and mechanisms, such as interest rate marketization reform, necessary financial industry policy coordination, and local government soft budget constraints on debt, a preliminary analysis is also conducted.

The conclusions obtained by the article provide important inspirations for China to adjust the structural problems of both fictitious and the real economy in the future. The complementary relationship between fictitious economy and the real economy requires certain premise, such as hard constraints of the enterprise budget, and strictly-regulated financial fictitious economy. Therefore, it is necessary to improve the overall financial supervision, and control speculative motives from the source; to encourage the transformation and upgrading of the real economy, vigorously implement supply-side structural reforms, and realize industrial transformation and upgrading through innovation; to regulate local government financing platforms, strictly implement government debt balance management, and improve the local government debt budget management system.

Key words: fictitious economy; the real economy; financial assets; shadow bank

(责任编辑 景 行)