

# Influence of Macro-financial Leverage on Enterprise Resource Allocation Efficiency

*Jinlu Lai*

Hubei Water Resources Technical College, Wuhan 430064, Hubei

Email: arielpinky@sina.com; 4021401931@qq.com

## *Abstract*

The potential risks of high leverage have attracted widespread attention from policy makers and scholars in related fields. Since 2016, China has placed "deleveraging" and "stable growth" on an important position, which has triggered a wave of academic research on macro financial leverage, deleveraging and other related issues. From the perspective of real enterprises, how does macro-financial leverage affect microenterprises? Is macro-financial leverage a single linear effect on the resource allocation of real enterprises? Or is there a boundary from positive to negative? Based on the above background, this paper takes the quarterly financial data of Chinese listed companies in non-financial industry from 2012 to 2021 as samples to explore the relationship between macro-financial leverage and enterprise resource allocation efficiency by combining theoretical analysis and empirical research. The research results show that there is an inverted U-shaped relationship between the two. That is, the increase of the level of macro-financial leverage will lead to the rise of enterprise resource allocation efficiency and then decline. In addition, further analysis shows that corporate financing constraints can change the inverted U-shaped relationship between macro-financial leverage and corporate resource allocation efficiency. Specifically, on the left side of the inverted U-shaped relationship, financing constraints strengthen the promoting effect of macro-financial leverage on corporate resource allocation efficiency. Meanwhile, on the right side of the inverted U-shaped relationship, financing constraints strengthen the weakening effect of macro-financial leverage on the efficiency of enterprise resource allocation.

**Keywords:** *Macro-financial Leverage; Enterprise Resource Allocation Efficiency; Inverted U-shaped Relationship; Financing Constraint*

## 宏观金融杠杆对企业资源配置效率的影响

赖金露

湖北水利水电职业技术学院, 湖北省 武汉市 430064

**摘要:** 高杠杆的潜在风险引起了政策制定者和相关领域学者的广泛关注。自 2016 年起, 我国就把“去杠杆”和“稳增长”放在重要的位置, 这也引发了对于宏观金融杠杆、去杠杆等相关问题的学术研究热潮。从实体企业的思考, 宏观金融杠杆会如何对微观企业产生作用呢? 宏观金融杠杆对实体企业的资源配置是单一的线性影响吗? 还是存在一个由正转负的境界? 基于上述背景, 本文以 2012-2021 年我国非金融行业上市公司的季度财务数据为样本, 通过理论分析和实证研究相结合的方式探究宏观金融杠杆和企业资源配置效率之间的关系, 研究结果表明这两者之间存在倒 U 型关系, 即宏观金融杠杆水平的升高会导致企业资源配置效率先升后降。此外, 进一步分析表明, 企业的融资约束能够改变宏观金融杠杆对企业资源配置效率的倒 U 型关系, 具体表现为, 在倒 U 形关系左侧, 融资约束强化了宏观金融杠杆对企业资源配置效率的促进作用, 同时在倒 U 形关系右侧, 融资约束加强了宏观金融杠杆对企业资源配置效率的削弱作用。

**关键词:** 宏观金融杠杆; 企业资源配置效率; 倒 U 型关系; 融资约束

## 引言

金融是为服务于实体经济而生的，金融行业将吸纳的闲散资金配置到实体行业中，为实体经济的生产发展提供重要的资本来源，大大促进了实体经济的增长。信贷是金融的一部分，通过借贷形成的债务杠杆能够撬动大量资金，用于投资和经营。杠杆化曾推动了全球经济和金融的繁荣，也在很长一段时间内是我国经济发展的引擎。然而，2008 年金融危机的爆发使各国意识到高杠杆潜藏的巨大风险，欧美各国纷纷开始了去杠杆进程。在此国际背景下，加之杠杆给我国经济发展带来的边际效益逐渐减少，诸多弊端显露：一方面，实体经济过度金融化导致资金空转问题，即金融机构吸纳的资金并没有流向实体企业，而是去往房地产行业和证券行业等资本市场，宏观金融杠杆并未造福于实体经济，反倒埋下了金融风险的隐患；另一方面，我国存在着广泛的产能过剩问题，地方政府、银行、企业从不同路径促使了过度投资，而去杠杆化可以从融资角度对企业进行约束，进而约束企业的投资，达到去产能的目的。

随着全球经济进入低速增长期，我国经济发展迈入新常态，出于长期经济健康发展以及防范金融风险的考虑，我国于 2016 年正式进入去杠杆化进程，宏观杠杆率成为决策者和学界的关注焦点。从资源配置效率的角度全面深入地研究宏观杠杆率对微观企业的作用效果，不仅关系到微观企业本身的生产经营效率，更关系到宏观经济增长的动力。本文试图从宏观金融杠杆的角度，全面考察宏观杠杆率对企业资源配置效率的影响，并进一步分析对不同类型企业作用效果的不同，为宏观金融杠杆对实体经济的效应提供理论依据，同时，在去杠杆化的大背景下，本文为去杠杆的相关策略提供一定的政策启示。

## 1 理论分析与研究假设

宏观金融杠杆衡量社会总体的负债水平，是连接实体经济与金融的重要桥梁，其主要来源包括居民部门杠杆和企业部门杠杆。宏观金融杠杆水平的升高在一定程度上体现了当期信贷的繁荣，能够对企业的资源配置效率起到促进作用，进而提高企业的生产率，主要表现在以下方面：

从宏观经济层面来看，宏观金融杠杆能够促进经济增长。经济增长来源于两个方面：一方面是生产率的提高<sup>[1]</sup>，另一方面即资源配置效率的提高。信贷能够实现跨时间、跨空间的价值交换，为资源从富余者流向短缺者提供渠道，即金融体系在资源的合理配置上发挥着重要作用，能够从改善资源配置效率的渠道促进经济增长。此外，金融体系在促进分工、防范化解风险、利用信息优势、降低交易成本等方面发挥着重要作用<sup>[2]</sup>。因此，金融能够服务于实体经济，而宏观金融杠杆水平的提高能够改善市场的资源配置，促使经济增长，在良好的宏观经济环境下企业的资源配置总体上也能得到一定的改善。

从实体企业的层面来看，一方面，金融杠杆从一定程度会对实业投资产生正向的推动作用，金融资产产生的“蓄水池”效应能够缓解企业融资约束，为企业补充流动性，进而促进实业投资。此外，如果企业的金融资产价值上升，意味着企业能够从金融渠道获利，企业的盈利能力增加，那么投资于实体经济的动机也会有所增加。因此，金融杠杆能够从增加企业的可支配资金和促使企业从金融活动中盈利这两个层面缓解企业的融资约束，促进企业的实业投资<sup>[3]</sup>；另一方面，实体企业运用一定的金融杠杆有利于企业灵活调配资源，方便企业运用一定的金融工具进行财务管理，提升企业的运营效率，从而增加企业价值<sup>[4]</sup>。

综合以上分析，从正向的角度看，宏观金融杠杆能够从宏观和微观两个层面作用于企业，在一定程度上提升市场和企业的资源配置效率。但是，随着金融行业的过度发展，金融与实体经济渐行渐远，不能有效服务于实体经济，一方面，随着新的金融工具不断创设，金融对经济的传导效果不断弱化，使得两者之间的关系愈来愈疏远化；另一方面，过于强调金融而忽略作为基础支柱的实体经济，导致资金脱离实体经济而在虚拟经济领域“空转”的现象，由此形成的高金融杠杆会损害宏观经济的发展和企业的资源配置，本文将从以下两个层面进行分析：

在宏观经济层面，过高的金融杠杆会抑制经济增长并增加金融风险，主要表现在以下方面：第一，居民部门杠杆率的迅速升高在一定程度上挤压了私人消费，并且会影响金融体系的稳定，次贷危机的一个重要诱

因是过高的居民部门债务风险，而房地产是居民部门杠杆率风险的关键，房地产行业信贷的过度紧缩会在一定程度上引起金融风险的增加；第二，随着金融的高速发展，经济表现出金融化的格局，由信贷产生的大量资源流入房地产或金融领域，脱离了财富的生产，主要表现为金融部门的快速扩张以及非金融企业投资于金融资产的比例迅速攀升。实体经济过度金融化造成金融“脱实向虚”，金融本身并不能直接创造价值，只有引导资本流向实体经济才能够实现价值的增值，即金融的基本职能应是服务于实体经济，一旦其脱离实体经济仅仅在金融层面周转，那么会造成资金的“空转”，比如通过炒作、投机等方式实现资本的增值，而不是将资本投资于实体项目，这会导致资源配置的非效率；第三，信贷等金融活动本身会带来市场风险、信用风险、流动性风险等诸如此类的风险，较高的金融杠杆会带来更大的不确定性，可能造成风险的累积。此外，实体经济是支撑金融发展的基石，一旦金融脱离实体经济层面，那么会造成一定的价格泡沫，价格泡沫的膨胀和破灭具有反复性且难以控制，会增加系统性金融风险，给经济的稳定运行带来巨大的干扰<sup>[9]</sup>。因此，较高的宏观金融杠杆并不能为经济发展带来更多的利好，反而会在一定程度上造成宏观风险并抑制宏观经济的发展，进而作用于实体企业，对企业的资源配置和生产经营造成危害。

在微观企业层面，过度金融化会对企业本身造成一系列的负面效果。一方面，实体企业的可持续利润来源应当是其主营业务和核心竞争力，但是当企业通过金融渠道在短期获得丰厚的回报后，会进一步进行金融化投资，金融资产挤压实体资产，主营业务不断萎缩，核心竞争力不断下降，不利于企业的可持续发展。此外，管理层出于短期业绩压力，可能会更倾向于投资能够带来短期回报的金融资产，而非回收期较长的实业投资。因此，企业金融化在一定程度上会对实体投资有“挤出效应”，企业的资金更多投资于金融资产而不是实体资产，造成资源的错配以及对企业长期发展的负面效应；另一方面，宏观上更多企业过度追求金融化投资会导致宏观金融杠杆的迅速上升，造成宏观金融风险以及微观企业的财务风险，过度关注金融资产的短期回报却减少能够带来长期回报的实体投资或研发活动则会导致企业抵御风险的能力下降，当宏观环境发生波动时企业的生存会受到挑战。因此，从企业的可持续发展及风险预防的角度来看，过高的宏观金融杠杆对企业整体发展是不利的。

综合上述理论分析，宏观金融杠杆水平的升高能够在一定范围内改善市场的资源配置效率，缓解信息不对称从而降低交易成本，最终促进宏观经济的增长；同时，也为微观企业的资金融通提供更多渠道，缓解企业的融资约束，最终有利于微观企业的资源配置和生产经营。但是，宏观金融杠杆水平过高并不会继续带来良好的效应，反而对宏观经济和实体企业造成一定的损害，由此带来的经济金融化会导致资金的错配以及宏观金融风险的增加，也会造成企业实体投资低迷，资源配置效率下降，核心营业水平下降以及财务风险的升高。基于此，本文提出假设 H。

H：宏观金融杠杆水平与企业资源配置效率之间存在倒 U 形关系，即宏观金融杠杆会导致企业资源配置效率先上升后下降。

## 2 研究设计

### 2.1 研究样本与数据来源

由于中国人民银行自 2012 年起公布社会融资规模数据，因此本文选取 2012-2021 这十年间 A 股非金融类上市公司的季度财务数据作为研究样本，并按如下标准进行筛选：①剔除 ST、PT 样本；②剔除在观测期间上市或退市的样本；③剔除在观测期间行业变更的企业样本；④剔除缺失重要财务数据的样本。经过一系列数据处理之后，最终得到 1436 家企业的 57440 个季度样本。此外，为消除极端值的影响，本文对上市公司样本数据连续变量进行上下 1%的 Winsorize 缩尾处理。本文使用的上市公司基本信息以及财务数据主要来自于国泰安数据库（CSMAR），社会融资规模及 GDP 来自于中国人民银行官方披露的数据，统计软件为 Stata。

## 2.2 变量定义

### 2.2.1 宏观金融杠杆水平

从微观经济体的角度看，金融杠杆一般通过计算负债占资产总额的比例或者负债占权益资本的比例等指标来衡量；从宏观层面来说，一般以整个经济体的负债程度来衡量宏观金融杠杆水平。虽然理论上可以通过微观数据的加总获得宏观的金融杠杆，但由于实证过程中这种方法可操作性不强，因此大部分文献常常使用私人部门信贷总额占 GDP 的比重作为衡量宏观金融杠杆水平的指标<sup>[6]</sup>。

本文参照主流文献的做法<sup>[7][8]</sup>，以人民币贷款、委托贷款、信托贷款三者的总额占 GDP 的比重度量宏观金融杠杆水平 MF，并以人民币贷款总额占 GDP 的比例补充度量宏观金融杠杆水平 MF1，以 MF1 作为稳健性检验的指标。

### 2.2.2 企业资源配置效率

参考黄大禹等<sup>[9]</sup>，本文使用全要素生产率（TFP）来衡量企业资源配置效率。全要素生产率反映了投入转化为产出的效率水平，一般而言，对企业层面的全要素生产率计算有 LP 法、OP 法和 GMM 法，本文参照鲁晓东和连玉君<sup>[10]</sup>的方法，采用 LP 法估算企业全要素生产率，以 OP 法和 GMM 法作为稳健性检验。与 OP 法相比，LP 法运用中间品投入而不是投资作为代理变量。TFP 具体测算过程所涉及到的指标如下：企业产出用营业收入衡量；资本存量用固定资产净值表示；劳动力投入要素以企业的从业人员衡量；中间品投入要素采用企业购买原材料、接受劳务支付的费用测度。根据 Levinsohn 和 Petrin<sup>[11]</sup>，构建如下关系式对企业全要素生产率进行估计：

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 l_t + \beta_2 k_t + \beta_3 m_t + \omega_t + \epsilon_t \quad (1)$$

式（1）中， $y_t$ 表示产出， $l_t$ 表示自由变量——劳动力投入， $k_t$ 表示状态变量——资本投入， $m_t$ 表示自由变量——中间品投入， $\omega_t$ 表示生产率冲击， $\epsilon_t$ 表示白噪声冲击。

### 2.2.3 控制变量

本文参考廖冠民和宋蕾蕾<sup>[12]</sup>、黄大禹等<sup>[9]</sup>，设置一系列控制变量，所有变量定义如表 1 所示。

表 1 变量定义表

变量符号	变量名称	变量定义
TFP_LP	全要素生产率	利用 LP 法测算得到的企业全要素生产率
MF	宏观金融杠杆水平	（人民币贷款+委托贷款+信托贷款）/GDP
Size	企业规模	企业总资产的自然对数
Top1	股权集中度	第一大股东股权占比
Age	企业成立年限	样本年份减去开工年份
Lev	资产负债率	总负债除以总资产
Turnover	资产周转率	营业收入除以总资产
Mega	董事长总经理是否同一人	兼任时为 1，否则为 0
Soe	国有企业虚拟变量	国营或国有控股企业该变量取值为 1，否则为 0

## 2.3 模型设计

为验证前文假设，本文基于 2012-2021 年宏观金融数据以及样本公司季度面板数据设定如下实证模型：

$$TFP\_LP_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 * MF + \beta_2 * MFsq + Control\ var_{it} + Year + Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中，被解释变量  $TFP\_LP$  表示参照鲁晓东和连玉君<sup>[10]</sup>用 LP 法计算出来的全要素生产率。为了解释

释变量和被解释变量之间可能由于互为因果而产生的内生性问题，对被解释变量采取滞后一期的取值。模型的解释变量为宏观金融杠杆水平的平方项，用*MFsq*度量；*Control var*代表控制变量。为更好地解决可能由于遗漏变量带来的问题，上述模型还控制了时间和行业固定效应，其中*Year*代表年度固定效应，*Industry*代表行业固定效应。

### 3 实证结果分析

#### 3.1 描述性统计

表 2 报告了变量的描述性统计结果。由表可知，用 LP 法计算的全要素生产率（TFP\_LP）均值为 5.4032，中位数为 5.3618，标准差为 1.1126；宏观金融杠杆水平（MF）均值为 0.1927，中位数为 0.1739，标准差为 0.0719；样本中国有企业占比约为 46.27%。

表 2 描述性统计表

变量	样本量	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
TFP_LP	57440	5.4032	1.1126	5.3618	2.9436	8.4900
MF	57440	0.1927	0.0719	0.1739	0.0719	0.3480
Size	57440	22.5639	1.3342	22.3801	20.1849	26.5511
Top1	57440	0.3981	0.3574	0.2949	0.0218	1.9975
Age	57440	0.4344	0.2009	0.4333	0.0539	0.8566
Lev	57440	34.6535	15.2093	32.9100	2.7900	89.9900
Turnover	57440	18.5996	5.7315	19.0000	2.0000	41.0000
Mega	57440	0.2427	0.4287	0.0000	0.0000	1.0000
Soe	57440	0.4627	0.4986	0.0000	0.0000	1.0000

#### 3.2 相关系数分析

表 3 列示了主要变量之间的相关系数，结果表明变量之间存在一定的相关性，但变量之间的相关系数均小于 0.7 的临界值，因此主要变量之间并不存在显著的多重共线性问题。

表 3 相关系数表

	IP	MF	Size	Turnover	Lev
IP	1				
MF	-0.4955***	1			
Size	0.5329***	-0.0754***	1		
Turnover	0.6444***	-0.43164***	-0.0343***	1	
Lev	0.4067***	-0.0304***	0.5670***	0.1225***	1
Top1	0.1312**	0.0377***	0.2261***	0.0497***	0.1029***
Age	0.1344***	-0.1140***	0.2234***	-0.0090*	0.2211***
Mega	-0.0685**	-0.002	-0.1382***	-0.0292***	-0.0965***
Soe	0.1651***	-0.0037	0.3444***	0.0434***	0.2908***
	Top1	Age	Mega	Soe	
IP					
MF					
Size					

Turnover				
Lev				
Top1	1			
Age	0.1167***	1		
Mega	-0.0806***	-0.0616***	1	
Soe	0.2588***	0.2224***	-0.2569***	1

注：\*、\*\*、\*\*\*分别代表在 10%、5%和 1%的水平上显著，括号里的数值代表 t 值，下文同。

### 3.3 宏观金融杠杆对企业资源配置效率的影响基本检验

为验证假设 H，本文对模型（1）进行回归，表 4 列示了基本回归检验结果。其中列（3）表示不加入二次项的线性回归结果，一次项 MF 的系数为 3.3402，在 1%的水平上显著为正。列（1）表示加入二次项 MFsq 但不加入控制变量也未控制固定效应的回归结果，二次项和一次项的系数分别为-37.87 和 16.85，均在 1%的水平上显著；列（2）是在列（1）的基础上控制了行业和时间固定效应的回归结果，二次项和一次项系数均在 1%的水平上显著，分别为-65.43 和 29.88；列（4）进一步表示纳入了控制变量的回归结果，二次项的系数显著为负值即-72.63，而一次项的系数显著为正值即为 35.78。因此，企业资源配置效率和宏观金融杠杆之间存在显著的倒 U 形关系，且二次项系数显著为负，一次项系数显著为正；但回归结果也显示两者之间存在显著的正向线性关系。虽然从统计效应检验来看，含二次项的回归模型具有更强的解释力，但仍需进一步对倒 U 形关系进行进一步的稳健性检验。

本文借鉴 Lind 和 Mehlum<sup>[13]</sup>提出的方法对 U 形关系的稳健性进行检验，结果如表 5 所示。首先，对低度 MF 曲线以及高度 MF 曲线的斜率进行计算，结果发现在低度 MF 曲线上的斜率在 1%的水平上显著为正值，而在高度 MF 曲线上的斜率在 1%的水平上显著为负值，表明倒 U 形关系成立；其次，对整个倒 U 形曲线进行检验的 t 值均在 1%的水平上显著，能够拒绝 H0 假设（自变量和因变量之间呈线性关系或 U 形关系），接受倒 U 形关系的 H1 假设；最后进行 Fieller 置信区间检验，即考察拟合曲线的极点值是否在 MF 的高低值区间之内，结果表明模型（1）的极点值均在 95%的置信区间之内。综上，检验结果表明宏观金融杠杆和企业资源配置效率之间的倒 U 形关系成立。

表 4 宏观金融杠杆与企业资源配置效率的检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$TFP\_lp_{i,t+1}$	$TFP\_lp_{i,t+1}$	$TFP\_lp_{i,t+1}$	$TFP\_lp_{i,t+1}$
MF	16.8530***	29.8846***	3.3402***	35.7796***
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
MFsq	-37.8679***	-65.4327***		-72.6335***
	(0.00)	(0.00)		(0.00)
Size			0.4259***	0.4220***
			(0.00)	(0.00)
Turnover			0.9426***	1.1072***
			(0.00)	(0.00)
Lev			0.1927***	0.1632***
			(0.00)	(0.00)
Top1			0.0016***	0.0014***
			(0.00)	(0.00)
Age			0.0109***	0.0081***

			(0.00)	(0.00)
Mega			0.0058	0.0083
			(0.47)	(0.26)
Soe			0.0115	0.0121
			(0.17)	(0.11)
_cons	3.7670***	1.5922***	-5.3158***	-8.7848***
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
时间效应	未控制	未控制	未控制	未控制
行业效应	未控制	未控制	未控制	未控制
adj. R <sup>2</sup>	0.0339	0.3049	0.5076	0.5916
N	56004	56004	56004	56004

表 5 倒 U 形关系检验结果

因变量: $TFP\_lp_{i,t+1}$	
宏观金融杠杆 (MF)	$\hat{\beta}_1 = 35.7796$
宏观金融杠杆的平方项 (MFsq)	$\hat{\beta}_2 = -72.6335$
$MF_{low}$ 的斜率	$\hat{\beta}_1 + 2\hat{\beta}_2 MF_{low} = 23.8677***$
$MF_{high}$ 的斜率	$\hat{\beta}_1 + 2\hat{\beta}_2 MF_{high} = -14.7733***$
对倒 U 形关系的总体检验	t 值 = 83.40***
极值点	$-\hat{\beta}_1/2\hat{\beta}_2 = 0.2463$
95% 的 Fieller 置信区间	[0.2455, 0.2471]

### 3.4 稳健性检验

#### 3.4.1 替换自变量

MF1 (人民币贷款/GDP) 作为宏观金融杠杆的替代变量对假设进行稳健性检验, 结果如表 6 所示。列 (1) 表示了不加入二次项的线性回归结果, MF1 的系数显著为正; 列 (2) 表示加入二次项 MF1sq 之后的回归结果, 二次项 MF1sq 的系数在 1% 的水平上显著为负, 一次项 MF1 的系数在 1% 的水平上显著为正。从统计效果检验来看, 加入二次项后的回归模型拟合效果更好。对倒 U 形关系的检验结果如表 7 所示, 总体检验结果表明  $TFP\_lp_{i,t+1}$  和 MF1 之间的倒 U 形关系显著成立, 支持假设 H。

表 6 替换自变量的稳健性检验结果

	(1) $TFP\_lp_{i,t+1}$	(2) $TFP\_lp_{i,t+1}$
MF1	4.6324***	42.9279***
	(0.00)	(0.00)
MF1sq		-91.2122***
		(0.00)
Size	0.4252***	0.4186***
	(0.00)	(0.00)
Turnover	1.0640***	1.4486***
	(0.00)	(0.00)
Lev	0.1687***	0.1007***

	(0.00)	(0.00)
Top1	0.0014***	0.0009***
	(0.00)	(0.00)
Age	0.0101***	0.0055***
	(0.00)	(0.00)
Mega	0.0088	0.0187***
	(0.26)	(0.01)
Soe	0.0103	0.0123*
	(0.21)	(0.08)
_cons	-5.3934***	-9.0651***
	(0.00)	(0.00)
时间效应	控制	控制
行业效应	控制	控制
adj. R <sup>2</sup>	0.5259	0.6545
N	56004	56004

表 7 替换自变量后的倒 U 形关系检验结果

因变量: $TFP_{i,t+1}$		
宏观金融杠杆 (MF1)	$\hat{\beta}_1 =$	42.9279
宏观金融杠杆的平方项 (MF1sq)	$\hat{\beta}_2 =$	-91.2122
$MF1_{low}$ 的斜率	$\hat{\beta}_1 + 2\hat{\beta}_2 MF1_{low} =$	25.7253***
$MF1_{high}$ 的斜率	$\hat{\beta}_1 + 2\hat{\beta}_2 MF1_{high} =$	-21.5226***
对倒 U 形关系的总体检验	t 值=	113.95***
极值点	$-\hat{\beta}_1/2\hat{\beta}_2 =$	0.2353
95% 的 Fieller 置信区间		[0.2347, 0.2360]

### 3.4.2 替换因变量

运用 OP 法和 GMM 法测算全要素生产率作为被解释变量的替代变量, 得到的回归结果如表 8 所示, 其中列 (1) 和列 (2) 分别表示加入了二次项 MFsq 和 MF1sq 并以 OP 法测算的 TFP 作为被解释变量的模型回归结果, 而列 (3) 和列 (4) 表示加入解释变量的二次项并以 GMM 法测算的 TFP 作为被解释变量的模型回归结果。由表可知, 宏观金融杠杆一次项 MF 和 MF1 的回归系数均在 1% 的水平上显著为正, 而二次项 MFsq 和 MF1sq 的系数均在 1% 的水平上显著为负, 这表明宏观金融杠杆和企业资源配置效率存在显著的倒 U 形关系, 与前文实证结果一致, 支持假设 H。

表 8 替换因变量的稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$TFP_{op_{i,t+1}}$	$TFP_{op_{i,t+1}}$	$TFP_{GMM_{i,t+1}}$	$TFP_{GMM_{i,t+1}}$
MF	34.5007***		35.8120***	
	(0.00)		(0.00)	
MFsq	-71.3048***		-73.3782***	
	(0.00)		(0.00)	
MF1		40.7911***		42.5561***



		(0.00)	(0.00)
MF1sq		-87.9197***	-91.0779***
		(0.00)	(0.00)
Size	0.2423***	0.2393***	0.3473***
	(0.00)	(0.00)	(0.00)
Turnover	0.8343***	1.1610***	0.9789***
	(0.00)	(0.00)	(0.00)
Lev	0.1236***	0.0637***	0.1526***
	(0.00)	(0.00)	(0.00)
Top1	0.0013***	0.0009***	0.0014***
	(0.00)	(0.00)	(0.00)
Age	0.0087***	0.0062***	0.0084***
	(0.00)	(0.00)	(0.00)
Mega	0.0116	0.0216***	0.0048
	(0.12)	(0.00)	(0.51)
Soe	0.0071	0.0071	0.0002
	(0.37)	(0.34)	(0.17)
_cons	-6.1086***	-6.3379***	-7.6423***
	(0.00)	(0.00)	(0.00)
时间效应	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制
adj. R <sup>2</sup>	0.4843	0.5486	0.5484
N	56004	56004	56004

### 3.4.3 剔除特殊年份的样本

本文剔除了新冠疫情爆发期间的样本，选用 2012-2019 年间的企业样本进行稳健性检验，回归结果如表 9 所示。列（1）、（2）、（3）分别表示以 LP 法、OP 法和 GMM 法作为 TFP 的估计方法时的回归结果，结果均表明二次项 MFsq 的系数在 1%的水平上显著为负，而 MF 的系数均在 1%的水平上显著为正，均支持倒 U 形假设。

表 9 剔除特殊年份样本的稳健性检验

	(1)	(2)	(3)
	$TFP_{lp_{i,t+1}}$	$TFP_{op_{i,t+1}}$	$TFP_{GMM_{i,t+1}}$
MF	35.5001***	33.9326***	35.1437***
	(0.00)	(0.00)	(0.00)
MFsq	-70.7566***	-69.0808***	-70.8744***
	(0.00)	(0.00)	(0.00)
Size	0.4235***	0.2436***	0.3474***
	(0.00)	(0.00)	(0.00)
Turnover	1.0428***	0.7616***	0.8961***
	(0.00)	(0.00)	(0.00)
Lev	0.1442***	0.1056***	0.1367***
	(0.00)	(0.00)	(0.00)

Top1	0.0015*** (0.00)	0.0015*** (0.00)	0.0016*** (0.00)
Age	0.0093*** (0.00)	0.0192*** (0.00)	0.0099*** (0.00)
Mega	0.0071 (0.39)	0.0102*** (0.23)	0.0049 (0.56)
Soe	0.0103 (0.24)	0.0015 (0.87)	-0.0029 (0.74)
_cons	-8.8360*** (0.00)	-6.1238*** (0.00)	-7.6211*** (0.00)
时间效应	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制
adj. R <sup>2</sup>	0.5722	0.4604	0.5236
N	44516	44516	44516

### 3.5 进一步分析

前文验证了宏观金融杠杆对企业资源配置效率的关系，那么不同特征的企业受到宏观金融杠杆影响的程度是否具有异质性呢？本文对此进一步分析，通过对企业产权性质、企业规模、企业财务杠杆率、企业科技属性进行分组回归并加入交互项分析，结果均显示没有显著的差异性，这或许表明宏观金融杠杆在影响企业资源配置效率方面对不同产权性质、规模、财务风险及科技属性的企业有着广泛且同质性的影响，也就是说微观企业在面临宏观金融杠杆冲击时，难以通过改变以上的企业特征去调节其对企业资源配置效率的影响。但是从资本市场的角度来看，企业在资本市场受到的融资约束是否对宏观金融杠杆的影响发挥调节作用呢？在接下来的分析中，本文考察企业在资本市场受到的融资约束对宏观金融杠杆与企业资源配置效率之间的关系是否有一定的调节作用。

参考况学文等<sup>[14]</sup>、顾雷雷等<sup>[15]</sup>，本文构建 FC 指标来衡量公司在资本市场受到的融资约束程度，FC 数值越大，表示企业受到的融资约束越严重，并将 FC 加入模型（2）进行检验，检验结果如表 10 所示，列（1）表示不控制行业和时间固定效应的回归结果，列（2）表示控制固定效应后的回归结果，交互项 MFsq\*FC 的系数均在 1%的水平上显著为负，这说明融资约束使得宏观金融杠杆对企业资源配置效率的效应更显著，融资约束能在宏观金融杠杆促进企业资源配置效率时加强这种效应，同时也能强化宏观金融杠杆削弱企业资源配置效率的效应。此外，本文以中位数为界，将企业样本分为融资约束高和融资约束低的两组，进行分组回归并加入交乘项检验，结果如表 11 所示，列（1）和列（2）分别表示高融资约束组企业和低融资约束组企业的回归结果，从数值上看 MF 和 MFsq 的系数差异并不显著，但列（3）显示交乘项的系数显著，MFsq\*High 的系数在 5%的水平上显著为负，说明高融资约束企业的倒 U 形关系更显著，与表 11 结果一致。

表 10 宏观金融杠杆、企业资源配置效率与融资约束

	(1) $TFP\_lp_{i,t+1}$	(2) $TFP\_lp_{i,t+1}$
MF	16.1571*** (0.00)	16.9124*** (0.00)
MFsq	-30.0035*** (0.00)	-32.7435*** (0.00)
MF*FC	-11.1199***	-9.6198***

	(0.00)	(0.00)
MFsq*FC	-3.2868***	-6.4659***
	(0.00)	(0.00)
FC	2.6541***	2.3395***
	(0.00)	(0.00)
Size	0.4607***	0.4590***
	(0.00)	(0.00)
Turnover	1.3305***	1.1985***
	(0.00)	(0.00)
Lev	0.5240***	0.1603***
	(0.00)	(0.00)
Top1	0.0011***	0.0015***
	(0.00)	(0.00)
Age	0.0083***	0.0049***
	(0.00)	(0.00)
Mega	0.0228***	0.0104*
	(0.00)	(0.09)
Soe	-0.1204***	0.0130**
	(0.00)	(0.05)
_cons	-7.8739***	-7.5410***
	(0.00)	(0.00)
时间效应	未控制	控制
行业效应	未控制	控制
adj. R <sup>2</sup>	0.6017	0.6995
N	56004	56004

表 11 对融资约束的分组检验

	(1)高融资约束组 $TFP_{lp_{i,t+1}}$	(2) 低融资约束组 $TFP_{op_{i,t+1}}$	(3) 加入交乘项 $TFP_{GMM_{i,t+1}}$
MF	35.9834***	35.1459***	35.3520***
	(0.00)	(0.00)	(0.00)
MFsq	-73.0662***	-71.6394***	-71.7819***
	(0.00)	(0.00)	(0.00)
MF*High			0.9515**
			(0.02)
MFsq*High			-1.8750**
			(0.05)
High			-0.0560
			(0.19)
Size	0.4789***	0.4220***	0.4330***
	(0.00)	(0.00)	(0.00)
Turnover	1.0829***	1.0537***	1.1088***
	(0.00)	(0.00)	(0.00)

Top1	0.0012*** (0.00)	0.0017*** (0.00)	0.0014*** (0.00)
Lev	0.2819*** (0.00)	0.0673** (0.00)	0.1900*** (0.00)
Age	0.0117*** (0.00)	0.0065*** (0.00)	0.0083*** (0.00)
Soe	-0.0201 (0.07)	0.0319*** (0.00)	0.0121 (0.11)
Mega	0.0006 (0.95)	0.0006 (0.01)	0.0071 (0.33)
_cons	-10.0101*** (0.00)	-8.7025*** (0.00)	-9.0185*** (0.00)
时间效应	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制
adj. R <sup>2</sup>	0.4363	0.5861	0.5918
N	27548	28456	56004

## 4 研究与启示

本文以 2012-2021 十年间我国非金融类上市公司季度财务数据为样本，研究了宏观金融杠杆与企业资源配置效率之间的关系，通过构建含一次项和二次项的多元回归模型进行分析，结果表明宏观金融杠杆与企业资源配置效率之间具有显著的倒 U 形关系，且在一系列稳健性检验的操作下该结果仍成立。此外，进一步研究表明，资本市场的融资约束使该倒 U 形关系更加显著，具体表现为在倒 U 形关系左侧，融资约束加强了宏观金融杠杆对企业资源配置效率的促进作用；同时在倒 U 形关系右侧，融资约束也加强了宏观金融杠杆对企业资源配置效率的削弱作用。

从企业资源配置效率的角度来说，金融杠杆并不是越高越好，也并不是越低越好，而是存在着一个最合适的区间，因此，去杠杆是要在合理的范围内去其风险，取其优势。企业面临的融资约束能够在一定程度上调节宏观金融杠杆对企业资源配置效率的影响，而融资约束与资本市场的监督机制以及信息不对称程度息息相关，因此发展资本市场能够调节宏观金融杠杆的影响机制。

## 参考文献

- [1] 马光荣. 制度、企业生产率与资源配置效率——基于中国市场化转型的研究[J]. 财贸经济, 2014(08):104-114.
- [2] 李扬. “金融服务实体经济”辨[J]. 经济研究, 2017, 52(06):4-16.
- [3] 张成思, 张步云. 再论金融与实体经济：经济金融化视角[J]. 经济学动态, 2015(06):56-66.
- [4] 刘立夫, 杜金岷. 企业金融化对企业价值的影响——兼论过度金融化识别与治理[J]. 南方经济, 2021(10):122-136.
- [5] 张成思, 张步云. 中国实业投资率下降之谜：经济金融化视角[J]. 经济研究, 2016, 51(12):32-46.
- [6] 马勇, 陈雨露. 金融杠杆、杠杆波动与经济增长[J]. 经济研究, 2017, 52(06):31-45.
- [7] 潘敏, 袁歌骋. 金融去杠杆对经济增长和经济波动的影响[J]. 财贸经济, 2018, 39(06):58-72+87.
- [8] 惠丽丽, 谢获宝. 宏观金融杠杆、机构投资者持股与股价崩盘风险[J]. 金融学季刊, 2020, 14(04):91-114.
- [9] 黄大禹, 谢获宝, 邹梦婷. 数字化转型提升了企业的要素配置效率吗？——来自中国上市企业年报文本分析的经验证据[J]. 金融与经济, 2022(06):3-11.
- [10] 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计：1999—2007[J]. 经济学(季刊), 2012, 11(02):541-558.
- [11] Levinsohn J A, Petrin A. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables[J]. Social Science Electronic Publishing, 2000.

- [12] 廖冠民, 宋蕾蕾. 非正规金融与资源配置效率[J]. 经济科学, 2020, 237(03):60-72.
- [13] Lind J T , Mehlum H . With or Without U? The Appropriate Test for a U-Shaped Relationship\*[J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 2010, 72(1).
- [14] 况学文, 施臻懿, 何恩良. 中国上市公司融资约束指数设计与评价[J]. 山西财经大学学报, 2010, 32(05):110-117.
- [15] 顾雷雷, 郭建鸾, 王鸿宇. 企业社会责任、融资约束与企业金融化[J]. 金融研究, 2020, 476(02):109-127.