**引用格式**：汤吉军，宋文豪，白羽洁. 企业金融化与制造业全球价值链攀升：“催化剂”还是“绊脚石”[J]. 技术经济，2025，44(12)：37-51.
Tang Jijun，Song Wenhao，Bai Yujie. Corporate financialization and the upward movement of manufacturing GVCs：“Catalyst” or “Stumbling Block”[J]. Journal of Technology Economics，2025，44(12)：37-51.

# 企业金融化与制造业全球价值链攀升：“催化剂”还是“绊脚石”

汤吉军[1]，宋文豪[1]，白羽洁[2]
（1.辽宁大学经济学院，沈阳 110036；2.中国技术经济学会，北京 100081）

**摘 要**：在高质量发展的背景下，实现制造业企业在全球价值链中的地位提升，关键在于协调和平衡实体经济与虚拟经济之间的关系。为此，以中国制造业上市企业作为研究对象，围绕制造业企业的金融化行为与其全球价值链地位之间的关系展开研究，尝试探讨企业金融化对制造业全球价值链地位的影响效应及作用渠道。结果显示：首先，企业金融化阻碍了制造业企业全球价值链地位的提升，融资约束和企业创新是其主要作用渠道；其次，融资融券制度和股权激励能够减缓企业金融化对制造业全球价值链地位的负面影响；最后，企业金融化对制造业全球价值链地位的影响效应在企业性质、行业要素密集度和区域异质性方面存在异质性。

**关键词**：企业金融化；制造业；实体经济；全球价值链地位；融资约束；企业创新
**中图分类号**：F832.1 **文献标志码**：A **文章编号**：1002-980X(2025)12-0037-15
**DOI**：10.12404/j.issn.1002-980X.J25102819

## 一、引言

实体经济作为推动中国新时代经济发展的出发点和落脚点，如何促进实体经济高质量发展成为当下亟需破解的一个重要课题。党的二十届四中全会提出建设现代化产业体系，巩固壮大实体经济根基，同时应坚持把发展经济的着力点放在实体经济上，坚持智能化、绿色化、融合化方向，加快建设制造强国、质量强国、航天强国、交通强国、网络强国，构建以先进制造业为骨干的现代化产业体系。作为实体经济的根基，制造业能否适应市场需求和国际竞争所带来的挑战，提高其在国内和国际市场上的竞争力，是中国由“制造大国”向“制造强国”转变的核心支撑，也是构建现代化产业体系的关键所在。

制造业是产业链供应链的重要构成，通过巩固产业基础增强产业链供应链韧性，突破制造业所处的“低端困境”，提高中国制造业在全球价值链中所处的地位，从根本上确保产业链供应链的安全稳定运行，是值得关注的问题。中国作为“世界工厂”，在产业链供应链的各个环节为全球提供广泛的生产和服务。随着国际产业链供应链分工的不断细化，全球价值链地位成为综合反映企业在出口贸易中竞争优势的重要指标[1]。制造业全球价值链地位的攀升，是低附加值向高附加值生产制造环节的转变，也是制造业由单纯的“规模扩张”向“提质增效”的迈进。在宏观层面，有学者根据制造业企业所处的地理位置研究其全球价值链参与度，发现将处于中下游的生产企业放到相对中心的位置是最优的[2]。还有研究发现地方政府的监管质量、政治稳定性、政府效率和法治建设越全面，越能鼓励当地的企业积极参与到全球价值链分工中[3]。在生产要素层面，劳动力在产业链内部的转移，抑或国际间高技能劳动力的流动，均会通过技术变革和劳动生产

**收稿日期**：2025-10-28
**基金项目**：辽宁省经济社会发展研究课题重点项目“‘十五五’时期辽宁现代化产业体系前瞻性布局问题研究”(2026lslzdiankt-13)
**作者简介**：汤吉军(1971—)，博士，辽宁大学经济学院教授，博士研究生导师，研究方向：产业经济学；宋文豪(2000—)，辽宁大学经济学院博士研究生，研究方向：产业经济学；(通信作者)白羽洁(1994—)，硕士，中国技术经济学会，研究方向：金融发展理论与政策。

率的提高而生产出更为优质的产品[4-5]。此外,外资的引进通过为企业提供资金支持,促使企业向价值链上游攀升[6];研发投入、资本形成及研发与垂直专业化的协同作用也会对中国出口国内附加值率的增长产生积极影响[7];信贷限制和金融发展是影响全球价值链攀升的重要因素[8]。

金融是发展实体经济的血脉,发挥金融的"活水"作用,提高金融对制造业的支持和服务效能,是金融业的责任与使命。事实上,关于金融支持制造业发展与整合,以及其全球价值链地位的相关研究已有学者进行了初步探索。分析制造业数据可以发现,信贷创造可以通过技术驱动的结构变化和建立新资金关系使制造业企业受益[9]。与此同时,银行信贷的扩张在很大程度上只影响到了上游行业,下游企业却未能获得相应的资金,政府可以通过将银行信贷与贸易信贷挂钩的方式缓解这一现象[10]。还有学者从金融发展的角度切入,认为金融摩擦可能会对企业投资大型项目和采用高增长潜力的先进技术产生阻碍,从而降低企业的贸易规模[11]。Leibovici[12]采用一般均衡模型研究发现,金融发展导致了国际贸易份额从劳动力密集型产业向资本密集型产业的重新再分配。因为在高度依赖外部融资的资本密集型产业中,放宽融资限制将增加贸易份额,所以更多的企业可以通过融资来支付进出口成本。此外,盛斌和景光正[13]研究发现,金融结构可以通过劳动力资本和研发创新两个渠道推动全球价值链地位的提升,并且契约环境的改善还能够强化金融机构对全球价值链升级的正向作用。

但是,目前关于金融对全球价值链影响的研究主要集中在宏观层面,微观层面鲜有涉及。同时,近年来在实业投资效益趋降的大背景下,为获得短期内超额利润,制造企业更倾向于持有金融资产,导致实体企业的金融化程度逐步升高[14]。关于企业金融化对于实体经济的影响,最为明显的便是企业持有金融资产会产生"挤出效应",从而减少固定资产的投资[15],加剧企业融资约束[16],过度的企业金融化还会抑制企业的生产效率[17]。但同时也有观点认为企业增加金融资产配置可以防范流动性风险,避免出现财务困境与资金短缺[18]。基于上述分析,企业金融化的加剧是否会对制造业全球价值链地位产生影响。是"催化剂"还是"绊脚石"?以及会以什么样的作用机制实现?为了解答这些疑问,本文展开了一系列的研究。

本文潜在的边际贡献主要包括以下几个方面:首先,从微观制造企业金融化视角出发,剖析企业金融化对制造企业全球价值链升级的影响,拓展了企业金融化的经济效应,并进一步补充了产业升级研究内容;其次,将融资约束与企业创新纳入研究框架,以深入探讨企业金融化阻碍制造企业全球价值链地位的作用机制;再次,考察融资融券制度和企业股权激励的调节作用,从内外治理角度揭示了如何缓解企业金融化与全球价值链地位之间的负向关系;最后,分别基于企业性质、行业要素密集度和区域异质性,进一步讨论制造企业金融化对全球价值链地位作用的差异特征。

## 二、理论分析及研究假设

### (一)企业金融化对制造业企业全球价值链地位攀升的直接效应

企业金融化不仅会在微观层面上通过资源错配和企业生产效率影响制造业企业在全球价值链中的地位,还可以在宏观层面上通过企业所处的市场环境对制造业企业价值链地位产生影响。从企业的资源错配来看,一方面体现在企业资本错配,由于企业金融资产和实体资产之间是相互替代关系而非互补关系[19],因此企业将资金配置于金融资产,会挤占实体经济领域的资金投入,造成产业"空心化"问题。而实体投资不足,又会抑制如设备升级、技术研发等领域的投资,从而不利于全球价值链高附加值环节的开展。另一方面体现在企业劳动要素错配,如果企业过度参与金融交易,可能导致企业对高技能创新型人才的吸引力降低,失去企业创新的动力来源。从企业的生产效率来看,企业金融化会加剧企业经营目标的短期化,具体表现为管理层过多关注金融交易和投资,而忽视核心业务的管理和发展。注意力的分散会削弱对生产环节的有效监控和优化,导致企业生产效率呈现出下降的态势,成为制约企业突破全球价值链低端锁定的瓶颈。同时,企业长期经营发展往往需要更多的耐心和持久的投入,而企业过度追求短期金融回报可能使其对长期经营战略和价值的关注不足,限制了生产流程改进、创新技术引进和长期投资计划的实施,生产效率难以提升,进而无法为制造业企业全球价值链地位的提升赋能。从企业所处的市场环境来看,良好的经营环境能够激发企业创新动力,不仅有助于提高产品和服务的附加值,在全球市

场中获得更大的份额，还能优化贸易条件，吸引优质资源与合作，促进价值链的转移和重组，间接推动全球价值链地位的提升。具体而言，一方面，企业金融化意味着企业将更多依赖于债务融资和金融工具，一旦企业过度负债或者运作不善，可能导致债务违约，进而影响整个经济环境和投资者信心，降低企业的商业信用；另一方面，企业金融化程度过高还可能导致金融风险的蔓延，当金融市场出现震荡或者金融机构遇到危机时，高度金融化的企业更容易受到波及，这可能引发连锁反应，导致整体经济状况恶化，最终对企业的营商环境产生不利影响。此外，企业金融化容易引发行业内的跟风效仿现象，破坏制造业的良性竞争生态。

因此，本文提出假设：

企业金融化是制造业企业全球价值链地位攀升的“绊脚石”（H1）。

### （二）企业金融化对制造业企业全球价值链地位攀升的作用机制

#### 1. 企业融资约束

企业参与全球价值链的过程离不开外部资金的支持，发达且健全的金融市场和金融服务为企业提供更多的发展机遇，在扩大规模、参与国际贸易方面发挥着重要作用。一是，融资约束可能导致制造业企业的全要素生产率下降[20]，在面临融资约束的情况下，企业难以获得资金购买先进设备、设置自动化生产线以及吸纳人才，从而限制了企业生产能力和效率的提升。这可能导致生产过程中的资源浪费、低效率操作以及产品质量下降，影响企业全球价值链地位。二是，融资约束还可能导致制造业企业面临供应链风险，供应链是维持制造业企业生存和发展的重要支撑，但当企业未能获得足够的资金支付供应商货款或进行定期采购时，供应链可能受到影响，因此会导致延迟交付、原材料短缺或生产中断，影响企业的生产计划和交货能力，进一步削弱了企业在全球价值链中的竞争力[21]。与此同时，当获利来源更加依赖于虚拟经济时，企业将更加受制于金融市场的波动，金融机构对企业的融资意愿和融资条件可能发生变化，提高企业融资门槛，使企业难以获取所需的资金支持[22]。因此，企业金融化会通过增加企业的融资约束困境，限制企业跻身于全球高端价值链的能力。

#### 2. 企业创新

在全球价值链中，各国逐渐形成了各自的专业化领域，通过加工制造和服务等环节分工合作，在全球范围内实现资源优化配置和价值创造。然而，随着技术进步和市场需求的不断变化，传统产业链逐渐向高附加值、高科技领域转移。在这样的背景下，创新的重要性越发凸显，逐渐成为企业从全球价值链低端向高端发展的重要驱动力。一方面，通过技术创新和流程改进，制造业企业能够提高生产效率，使得企业更加高效地将资源用于价值创造方面，实现更高质量的生产[23]；另一方面，企业创新能力的提高能够推动制造业企业不断提升产品的附加值[24]，提供能够满足不断变化的市场需求的高质量产品，进而在全球价值链中获得更高的利润和市场份额。然而，企业持有金融资产的比例增加意味着企业将更多的资金用于金融投资和资本运作，而相对减少了在创新和研发方面的投入，这会阻碍制造业企业全球价值链地位的提升。具体表现为金融市场往往对企业的盈利能力和财务状况给予高度关注，而研发投入和创新活动的回报需要较长时间才能显现，这可能使企业在投资决策上倾向于追求短期盈利，而对创新活动的长期价值和潜在收益存在顾虑，创新决策趋于保守[25]。

因此，本文提出假设：

企业金融化抑制企业全球价值链地位提高的作用渠道表现为企业融资约束限制和企业创新两个方面（H2）。

### （三）企业金融化对制造业企业全球价值链地位攀升的调节效应

#### 1. 企业融资融券制度

融资融券制度作为影响企业投资行为的一种外部治理机制，会通过改善公司治理抑制企业金融化[26]，进而对企业金融化和制造业企业全球价值链地位的关系产生影响。融资融券制度的推出有效缓解了金融交易中的信息不对称[27]。一方面，融资融券制度在设立时通常会要求企业提供更多的信息披露；另一方面，投资者为了降低投资风险也会深入挖掘目标企业的相关信息，并且通过金融市场及时地反映在企业股票价

格中。因此,企业为了减少金融风险和市场波动对企业的负面影响,避免受到卖空威胁,会将资源集中于能够为企业带来长期稳定发展的实体产业领域,强化企业风险管理意识,增加投资者对企业的信心和价值认可。

**2. 企业股权激励**

委托代理理论是分析代理关系中激励和约束机制的工具,可以帮助解决代理人行为的道德风险和利益冲突问题。股权激励制度正是为了解决股东和管理层之间的利益矛盾,运用较为广泛的一种方式,通过给予管理层和企业员工持有公司股票的权利,使得员工利益和企业利益形成紧密联系。一方面,股权激励制度可以避免企业管理层为了使个人利益最大化,选择冒进的金融投资方式以实现短期内提高企业的经营业绩,忽视了企业发展的长期可持续性;另一方面,股权激励制度赋予了员工企业所有权和剩余收益分享权[28],增加员工的归属感和动力,能够吸引优秀人才更加积极地投入到创新型研发工作中,有助于构建创新驱动的组织文化,并提高企业在全球价值链中的竞争力。

因此,本文提出假设:

融资融券制度和股权激励对企业金融化与制造业企业全球价值链地位的关系具有负向调节作用(H3)。

## 三、研究设计

### (一)模型构建

**1. 基准回归模型**

基于前文理论分析,本文旨在研究企业金融化对制造业企业在全球价值链中所处地位的影响效果,使用控制企业效应和时间效应的双向固定效应面板模型作为基准模型进行实证检验,具体模型设定如式(1)所示。

$$GVC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 FINRATIO_{i,t} + \alpha_2 Controls_{i,t} + u_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中:下标 $i$ 为企业;$t$ 为时间;$GVC$ 为全球价值链地位;$FINRATIO$ 为企业金融化水平;$Controls$ 为影响企业全球价值链地位的一系列控制变量,包括企业规模、总资产净利润率、净资产收益率、应收账款占比、企业盈利能力及企业年龄;$u_i$ 为企业固定效应;$v_t$ 为时间固定效应;$\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项;$\alpha$ 为待估系数。

**2. 作用机制模型**

为考察企业金融化对制造业企业全球价值链地位的传导渠道,借鉴江艇[29]的做法,构建作用机制模型如式(2)所示。

$$Med_{i,t} = \lambda_0 + \lambda_1 FINRATIO_{i,t} + \lambda_2 Controls_{i,t} + u_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中:$Med$ 为机制变量,包括企业融资约束和企业创新;$\lambda$ 为待估系数。

**3. 调节效应模型**

为了探究融资融券制度和企业股权激励能否作为调节变量影响企业金融化对全球价值链地位的作用效果,采用交互项的方式构建调节效应模型,模型设定如式(3)所示。

$$GVC_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 FINRATIO_{i,t} + \gamma_2 Mod_{i,t} + \gamma_3 FINRATIO_{i,t} \times Mod_{i,t} + u_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中:$Mod$ 为调节变量,包括融资融券制度和企业股权激励;$\gamma$ 为待估系数。

### (二)变量选取

**1. 被解释变量:制造业企业全球价值链地位($GVC$)**

企业全球价值链地位指数是一种衡量企业在全球供应链中的地位和竞争力的指标,通过梳理相关的国内外文献,对于全球价值链地位的衡量,常见有以下五种方法:垂直专业化指数[30]、出口产品价格指数[31-32]、出口复杂度指数[33]、上游度指数[34]、全球价值链地位指数[35]。上述不同方法所采用的指标及适用范围存在不同。其中 Koopman 等[35]所构建的全球价值链地位指数是使用中间品的进口份额和出口份额之比,衡量一个国家或地区在全球价值链中的定位。从企业的微观层面来讲,如果一个企业在国际分工中主要扮演着向国外企业供给中间产品的角色,即其出口中间品在出口总额中所占的比重大于进口中间品所占的比重,则该企业处于全球价值链的上游;反之若一个企业在其生产过程中需要进口更多的中间品来实现产品的生

产和制造，即其中间品进口在总进口中的占比大于中间品出口的占比，则说明该企业处于全球价值链的下游。具体计算公式如式(4)所示。

$$GVC_Position_{i,t} = \ln\left(1 + \frac{IV_{i,t}}{E_{i,t}}\right) - \ln\left(1 + \frac{FV_{i,t}}{E_{i,t}}\right) \tag{4}$$

其中：$GVC_Position_{i,t}$ 为 $i$ 企业在第 $t$ 年的全球价值链地位；$IV_{i,t}$ 和 $FV_{i,t}$ 分别为 $i$ 企业在第 $t$ 年的出口国内价值增值和出口国外价值增值，意味着在产品出口过程中企业在生产过程中新增的价值，反映了出口产品中国内或国外所贡献的价值部分；$E_{i,t}$ 为 $i$ 企业在第 $t$ 年的出口总额。$IV_{i,t}$ 和 $FV_{i,t}$ 与企业出口总额的比值代表企业在全球价值链中的前向和后向参与度，企业前向参与度越高其全球价值链地位越高；反之，企业后向参与度高于前向参与度时，其在全球价值链中所处的地位越低。因此，对于企业全球价值链地位指数的测算关键在于测度企业的前向参与度，即出口国内价值增值率。由于总出口包括国内增加值和国外增加值两个部分[36]，所以企业出口国内价值增值率($DVAR$)可以表示为

$$DVAR = \frac{IV_{i,t}}{E_{i,t}} = 1 - \frac{FV_{i,t}}{E_{i,t}} = 1 - FVAR \tag{5}$$

其中：$FVAR$ 为企业出口国外价值增值率。

在此基础上，参考 Upward 等[37]、任志成和张幸[38]、张杰等[39]的处理方式，对企业出口国外价值增值率进行更为准确的测算：①为了更精确地理解和分析全球贸易活动的不同特征和价值创造过程，对贸易中的一般贸易和加工贸易加以区分。由于中国的加工贸易在贸易总额中占有重要的份额，而这些加工贸易主要侧重于通过加工或组装等简单生产环节，使用更多的中间品将原材料或半成品转化为最终产品，对估计结果产生影响[40]。②对于加工贸易来说，其进口对象通常为原材料或者中间品，用于再加工生产出最终产品，因此加工贸易均为中间品。对于一般贸易而言，包括中间品和用于流通和销售的最终产品。对此，本文使用联合国公布的 BEC4 和 HS2007、HS2012 的对照表，将海关数据库中的 HS 编码转化为 BEC4 编码进行区分。由于研究对象为制造业企业，因此不需要考虑贸易代理商的问题。企业出口国外价值增值率的具体计算方式为

$$FVAR = \frac{FV_{i,t}}{E_{i,t}} = \frac{M^{P} + M_{m}^{0}[X^{0}/(D + X^{0})]}{X^{T}} \tag{6}$$

其中：$M^{P}$ 为企业加工贸易进口品；$M_{m}^{0}$ 为企业进口的一般贸易中间品；$X^{0}$ 和 $X^{T}$ 分别为企业一般贸易出口和企业总出口；$D$ 为企业的销售值。

**2. 核心解释变量：企业金融化($FINRATIO$)**

关于企业金融化的定义，现有研究可以从企业的资产配置和收益两个维度来详细阐述。企业的资产配置表现为企业的投资行为，因此从行为角度出发企业金融化可以被定义为企业在经营过程中采取的一系列金融手段和金融工具，以获取资金和进行风险管理。换言之，非金融企业将其有限的资源从传统的实体经营领域转移到金融资产投资的过程[41]。企业的投资收益反映为企业金融化的结果，由于企业在金融化过程中过于追求资本增值而非企业的持续经营，从结果角度出发企业金融化可以被定义为企业收益的来源依赖于金融领域的投资回报[42]。对于企业金融化的测度方式，各位学者基于上述两个角度产生不同看法。其中从企业的投资行为角度，用企业所拥有的金融资产在企业总资产中所占的份额来度量企业金融化更具普遍性，外加该种方式更能从主观视角有效地反映企业进行金融投资的意愿。因此，借鉴杜勇等[43]的做法，用金融资产(包括交易性金融资产、衍生金融资产、发放贷款及垫款净额、可供出售金融资产净额、持有至到期投资净额、投资性房地产净额)在企业总资产中的占比来衡量企业金融化程度。

**3. 控制变量**

为了排除其他可能对研究结果产生影响的因素，从而更准确地确定所关注的核心变量之间的关系，本文在模型中加入如下控制变量：①企业规模(ln$size$)，使用企业年末总资产的自然对数来衡量；②总资产净利润率($Roa$)，使用企业净利润与企业总资产平均余额的比值来衡量；③净资产收益率($Roe$)，使用企业净利润

与企业股东权益平均余额的比值来衡量;④应收账款占比(*Rec*),使用企业应收账款净额在资产总额中的占比来衡量;⑤企业盈利能力(*Prof*),使用企业当年的净利润来衡量;⑥企业年龄(ln*age*),使用当年年份-企业成立年份+1的对数值来衡量。

**4.作用机制变量**

企业融资约束(*SA*)使用流动比率,即流动资产和流动负债之差与总资产的比值来衡量[50]。流动比率越低表明企业流动负债占比越大,容易导致流动性不足,面临资金短缺的问题。企业创新(*Inno*)采用无形资产的增加值与总资产的比值来衡量[51]。

**5.调节变量**

融资融券制度(*Policy*)为哑变量,若企业 $i$ 在第 $t$ 年被纳入融资融券标的,则取值为1,否则取值为0。股权激励(*Mshare*)使用管理层持股股数与企业总股本的比值来衡量。

### (三)数据来源与样本选择

本文使用的微观数据主要来源于海关数据库及国泰安数据库。由于计算全球价值链指数使用的海关数据库只更新至2016年,选取为了确保数据的可得性,将时间区间设定为2007—2016年,选取共10年的数据,旨在构建完整且连续的长周期面板数据。此外,计算制造业企业金融化所需数据来自上市企业数据库,对此文本需要将海关数据与制造业上市公司数据进行匹配,在剔除掉ST(special treatment)、*ST企业及关键财务数据缺失严重的企业后,共得到257家制造业上市公司作为研究样本。相关变量的基本统计特征见表1。可以看出,根据企业资产总额的对数值计算的企业规模,最小值为19.6876,最大值为25.2190,样本选取能够较好地覆盖不同规模的企业,具有一定的代表性。

**表1 相关变量的描述性统计特征**

| 变量名称 | 样本量 | 平均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|---|---|---|---|---|---|
| *GVC* | 2570 | 0.4122 | 0.4466 | -0.6933 | 0.6931 |
| *FINRATIO* | 2570 | 0.0167 | 0.0473 | 0 | 0.5621 |
| ln*size* | 2570 | 21.8078 | 1.1507 | 19.6876 | 25.2190 |
| *Roa* | 2570 | 0.0481 | 0.0601 | -0.1428 | 0.2570 |
| *Roe* | 2570 | 0.0798 | 0.1187 | -0.4729 | 0.4377 |
| *Rec* | 2570 | 0.1200 | 0.0871 | 0.0029 | 0.4188 |
| *Prof* | 2570 | 2.3810 | 6.0556 | -7.2420 | 44.2500 |
| ln*age* | 2570 | 2.7104 | 0.3207 | 1.7918 | 3.3673 |

## 四、实证结果分析

### (一)基准模型回归结果

表2为企业金融化对制造业企业全球价值链地位影响的基准回归结果。表2中(1)列为不加入任何控制变量的估计结果,(2)列~(4)列分别为逐步加入控制变量后的回归结果。可以发现,企业金融化估计系数为负并且至少在5%的显著性水平上显著,说明降低企业金融化水平能够显著提高企业全球价值链地位。一方面,企业金融化的加剧会刺激制造业企业向收益更高、流动性更强的金融领域倾斜,进而造成企业实体产业的资源供给流失,出现明显的“重虚轻实”现象。加之实体经济投资时限较长、回报率相对较低、要素资源成本较高,发展空间被进一步挤压,导致企业更倾向于金融投机和资本市场,而不是聚焦于实体经济的发展。另一方面,企业金融化的加剧间接表明制造业企业在推动实体经济发展方面缺乏坚定的决心,这是导致实体经济困境的根本原因。制造业企业发展实体经济,必须积极从事实际的生产、研发和创新活动,投入大量的资源和精力来开发和提供有形的产品和服务。若制造业企业过度依赖金融资本,会导致其受限于技术和资源,难以摆脱“组装车间”的功能定位,不利于我国制造业企业向全球价值链上游发展。

### （二）稳健性检验

为保证回归结果的可靠性，进一步通过替换核心解释变量、剔除直辖市、改变样本区间及增加遗漏变量的方法进行稳健性检验。

**1. 替换核心解释变量**

参考彭俞超等[46]使用企业持有金融资产增长速度来衡量企业金融化趋势（*FINRATIO*1）的方法，替换核心解释变量重新进行回归。具体计算方式为本期金融资产与上期金融资产之差在资产总额中所占比例。该值越大表示企业金融资产在总资产中所占比重增长的速度较快，说明企业的金融化趋势较强，回归结果见表3的（1）列。企业金融化趋势的估计系数在10%水平上显著为负，这意味着企业金融化趋势的加强将抑制企业在全球价值链中地位的攀升，与基准回归结论一致。

为了区分短期和长期企业金融化的影响，参考王海芳和张笑愚[47]的做法，将交易性金融资产归为短期金融化行为（*FINRATIO_S*），衍生金融资产、可供出售金融资产净额、发放贷款及垫款净额、持有至到期投资净额和投资性房地产净额归为长期金融化行为（*FINRATIO_L*），分别计算二者在企业资产总额中所占比重，替换总体的企业金融化指标进行回归。从表3的（2）列和（3）列可以看出，短期金融化对制造业企业全球价值链升级具有积极影响，长期金融化会抑制制造业企业全球价值链升级。这表明，制造业企业的全球价值链升级的抑制因素主要来源于企业逐利动机下的金融化行为，而非“蓄水池”动机下的企业金融化行为。

**表2　基准回归结果**

| 变量 | （1） | （2） | （3） | （4） |
|---|---|---|---|---|
| | *GVC* | *GVC* | *GVC* | *GVC* |
| *FINRATIO* | −0.6300** | −0.6420** | −0.6698** | −0.6841** |
| | （0.2912） | （0.2925） | （0.2927） | （0.2998） |
| ln*size* | | −0.0330 | | −0.0603** |
| | | （0.0211） | | （0.0235） |
| *Roa* | | 0.1367 | | 0.0098 |
| | | （0.3504） | | （0.3441） |
| *Roe* | | −0.1377 | | −0.1649 |
| | | （0.1566） | | （0.1501） |
| *Rec* | | | −0.3747** | −0.3948** |
| | | | （0.1899） | （0.1868） |
| *Prof* | | | 0.0033 | 0.0070 |
| | | | （0.0049） | （0.0056） |
| ln*age* | | | 0.1683 | 0.2027 |
| | | | （0.1441） | （0.1402） |
| *_cons* | 0.4004*** | 1.1094** | 0.0413 | 1.2549** |
| | （0.0156） | （0.4472） | （0.3412） | （0.6003） |
| *Company* | Yes | Yes | Yes | Yes |
| *Year* | Yes | Yes | Yes | Yes |
| *N* | 2570 | 2570 | 2570 | 2570 |
| Within $R^2$ | 0.0240 | 0.0276 | 0.0309 | 0.0398 |

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%统计水平上显著；括号中数值为企业层面聚类标准误。

**2. 剔除直辖市**

考虑到直辖市在政治、经济和社会结构上与其他行政区划存在显著差异，通常具有更高的人口密度、更发达的经济系统、更多的金融资源等特征。此外，直辖市还可能享受到更多的财政支持和优惠政策。对此，剔除公司注册地所在城市为直辖市（包括北京市、天津市、上海市、重庆市）的样本数据，表3的（4）列进一步验证了基准回归结果的准确性。

**3. 改变样本区间**

本文的研究时间范围为2007—2016年，其间2008年国际金融危机爆发，金融市场经历了巨大的动荡和挑战。银行信贷收紧、资金流动性降低及股市下跌等现象普遍存在，这对企业金融化水平和全球价值链地位构成了严峻考验。为了避免金融危机期间的不确定性和异常情况对模型结果产生偏差，将样本时间范围缩小为2009—2016年。从表3的（5）列可以看出企业金融化的回归系数仍然在5%的水平上显著为负，与前文基准回归结果一致。

**4. 增加遗漏变量**

在基准回归模型中，仅考虑了企业层面控制变量的影响，但制造业企业全球价值链攀升还可能受到宏观层面等外部因素的影响。基于此，本文进一步在控制变量中加入经济发展水平（ln*GDP*）、产业结构（*Industry*）和金融发展水平（*Finance*），分别使用国内生产总值的自然对数、第二产业和第三产业在国内生产总值中所占比重、金融机构贷款余额在国内生产总值中所占比重来衡量，以避免重要影响因素遗漏对模型估计结果造成的偏误。表3的（6）列中企业金融化的回归系数依旧显著，说明基准回归的结论依旧成立。

**表 3　稳健性检验及内生性检验结果**

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | *GVC* | *GVC* | *GVC* | *GVC* | *GVC* | *GVC* | *GVC* |
| *L. GVC* | | | | | | | 0.5029** |
| | | | | | | | (0.1972) |
| *FINRATIO* | | | | −0.6720** | −0.5450** | −0.7158** | −1.7266* |
| | | | | (0.3277) | (0.2348) | (0.3011) | (0.8842) |
| *FINRATIO*1 | −0.2874* | | | | | | |
| | (0.1599) | | | | | | |
| *FINRATIO_S* | | 1.5375* | | | | | |
| | | (0.8472) | | | | | |
| *FINRATIO_L* | | | −0.7703*** | | | | |
| | | | (0.2963) | | | | |
| ln*size* | −0.0559** | −0.0570** | −0.0605** | −0.0527** | −0.0830*** | −0.0621*** | 0.0048 |
| | (0.0249) | (0.0247) | (0.0233) | (0.0251) | (0.0294) | (0.0236) | (0.0357) |
| *Roa* | 0.0097 | 0.0052 | 0.0159 | 0.1646 | −0.0032 | 0.0143 | −0.0016 |
| | (0.3422) | (0.3437) | (0.3445) | (0.3779) | (0.4229) | (0.3461) | (0.2705) |
| *Roe* | −0.1726 | −0.1668 | −0.1647 | −0.2286 | −0.1591 | −0.1517 | −0.0750 |
| | (0.1480) | (0.1495) | (0.1507) | (0.1728) | (0.1756) | (0.1520) | (0.0953) |
| *Rec* | −0.3227* | −0.3074* | −0.4005** | −0.4226** | −0.6866*** | −0.4101** | 0.0485 |
| | (0.1862) | (0.1860) | (0.1873) | (0.1967) | (0.2404) | (0.1856) | (0.1712) |
| *Prof* | 0.0072 | 0.0072 | 0.0070 | 0.0034 | 0.0074 | 0.0068 | 0.0012 |
| | (0.0056) | (0.0056) | (0.0056) | (0.0028) | (0.0063) | (0.0056) | (0.0029) |
| ln*age* | 0.1961 | 0.1925 | 0.2002 | 0.1708 | 0.1447 | 0.2233 | 2.9645 |
| | (0.1409) | (0.1416) | (0.1399) | (0.1729) | (0.1816) | (0.1438) | (2.2383) |
| ln*GDP* | | | | | | −0.0964 | |
| | | | | | | (0.0896) | |
| *Industry* | | | | | | −0.2275 | |
| | | | | | | (0.1681) | |
| *Finance* | | | | | | −0.0558 | |
| | | | | | | (0.0385) | |
| *_cons* | 1.1610* | 1.1834* | 1.2652** | 1.1768* | 1.8827** | 2.0153*** | |
| | (0.6284) | (0.6250) | (0.5981) | (0.6899) | (0.7735) | (0.7723) | |
| *Company* | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| *Year* | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| *N* | 2570 | 2570 | 2570 | 2320 | 2056 | 2539 | 2056 |
| Within $R^2$ | 0.0325 | 0.0321 | 0.0418 | 0.0372 | 0.0488 | 0.0436 | |
| *AR*(1) *P* 值 | | | | | | | 0.0160 |
| *AR*(2) *P* 值 | | | | | | | 0.7230 |
| Hansen test *P* 值 | | | | | | | 0.7560 |

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%统计水平上显著；括号中数值为企业层面聚类标准误。

### (三) 内生性问题处理

#### 1. 差分 GMM 模型

考虑到模型中可能存在企业金融化与制造业企业全球价值链升级的反向因果关系、样本选择偏误、遗漏变量等带来的内生性问题，对此，进一步使用差分广义矩估计法(差分 GMM)代替双向固定效应模型，进行内生性检验。差分 GMM 模型使用制造业企业全球价值链地位一阶滞后项和企业金融化的二阶滞后项作为工具变量，并将其余变量设定为外生变量。表 3 的(7)列报告了差分 GMM 模型的估计结果，显示企业金融化的系数显著为负，与前文的结论基本一致，并且 *AR*(1)的 *P* 小于 0.1，*AR*(2)的 *P* 大于 0.1，说明满足扰动项差分自相关检验，同时 Hansen 检验的 *P* 大于 0.1，说明在对内生性问题进行处理后，结果依旧是稳健的。

#### 2. 双重机器学习

为进一步克服基准模型中可能存在的内生性问题，参考刘行等[48]的研究，将固定资产加速折旧政策作为一项准自然实验，验证企业金融化对企业全球价值链的负向影响。该政策允许六大制造业行业将 2014 年

之后购进的固定资产进行加速折旧，以促进有效投资和产业升级，并且 2015 年涉及的行业范围又进一步扩大。作为一项税收优惠政策，固定资产加速折旧政策出台的根本意图在于，允许企业缩短设备的更新换代周期。一方面，降低了企业购置和替换生产所需的要素资源的成本，削弱实体投资风险；另一方面，抵减制造业企业所得税纳税基数，缓解企业短期内的税收负担和财务压力，为企业实业经营提供更加充裕的资金支持，促使企业将资金投向能实现生产力可持续提升的实体项目，进而强化自身竞争优势的积极性。引导资源流向更具生产效率的实体部门领域，不仅实现了资本配置结构的优化，同时也对企业金融化行为倾向形成有效的制衡[49]。因此，将行业受政策惠及当年及之后赋值为 1，否则赋值为 0。此外，考虑到传统双重差分模型中，受到处理效应在不同组别和时期的异质性影响，可能导致多时点 DID 的估计结果存在偏差。而 Chernozhukov 等[50]提出的双重机器学习算法能够通过提高模型设定的合理性，以及控制混淆因素避免变量遗漏，有效改善双重差分模型对反事实的估计偏误，进而提高因果识别的精度。对此，本文使用 DML 模型，协变量包括基准回归中的控制变量，以及时间和个体固定效应，将 kfolds 设定为 1:2，选择 LASSO 算法估计固定资产加速折旧对企业价值链地位的政策效应，进行内生性检验。表 4 的(1)列报告了基于双重机器学习的检验结果，固定资产加速折旧(*DID*)的回归系数在 5%水平上显著为正，这说明固定资产加速折旧的政策冲击对于企业全球价值链地位有显著提升，亦即企业金融化对企业价值链地位产生了抑制效应。为规避分割比例变化对回归结果的干扰，进一步将 kfolds 设定为 1:4 和 1:6，表 4 的(2)列和(3)列报告了相应的回归结果，该结果说明采用双重机器学习克服可能存在的内生性问题后，本文的核心结论依然保持着稳定性。

**表 4　双重机器学习检验结果**

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|---|---|---|---|
| | 1∶2 | 1∶4 | 1∶6 |
| *DID* | 0.0554** | 0.0408** | 0.0384* |
| | (0.0224) | (0.0206) | (0.0211) |
| *_cons* | −0.0008 | 0.0005 | −0.0008 |
| | (0.0051) | (0.0048) | (0.0045) |
| *Company* | Yes | Yes | Yes |
| *Year* | Yes | Yes | Yes |
| *N* | 2570 | 2570 | 2570 |

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%统计水平上显著；括号中数值为企业层面聚类标准误。

## 五、作用机制分析

上述实证结果表明，企业金融化对制造业全球价值链地位攀升具有显著的抑制效应。前文的理论分析指出，企业金融化会通过融资约束和企业创新两条机制对制造业全球价值链地位产生影响。本节将从实证角度，尝试探索企业金融化影响企业全球价值链地位的传导机制。

首先，就融资约束的传导机制进行分析，表 5 的(1)列中，企业金融化的回归系数在 5%的水平下显著为负，这意味着随着企业金融化程度的增加，企业资产的流动性将受到抑制，从而导致企业面临更加严重的融资约束。已有研究表明，当企业在全球价值链中处于不同的位置时，它们对于企业运行和初期投入所需要的资金需求也各不相同。相对而言，如果企业获得融资的限制较少或较宽松，那么企业将能够更有效地将储蓄转化为促进制造业结构转型升级的有效投资，进而增加企业向价值链高端移动的可能性[51]。融资约束的存在使企业在进入更高级别的全球价值链环节方面可能面临一些阻碍[52]。因此，制造业企业在面临融资约束时，对其全球价值链地位的提升具有直接且显著的影响，由此可以推断出融资约束是企业金融化影响企业全球价值链地位的主要影响途径。当企业过度追求金融化行为时，金融资产的“挤出效应”将发挥较大作用。企业出于投机套利的目的将更多资金投入到金融市场，忽视了主要业务的经营，从而给企业持续性发展带来较大的风险。而投资者对于高风险的企业可能更加不愿意提供融资支持，这将导致企业获取外部资金的难度更大、成本更高，遭遇融资约束困境，并且限制了企业全球价值链向更高位置跃升。

其次，对于企业创新而言，表 5 的(2)列中，企业金融化回归系数在 5%的显著性水平下显著为负，表明企业金融化程度与企业创新呈现显著的负相关关系。企业要实现从全球价值链低端向高端的转移，关键在于从依赖简单商品生产和组装的初级阶段跃升至更加注重生产高附加值、高质量标准和高价值服务的高级阶段。为此，企业需要拥有高水平的自主研发能力和创新能力，以持续提供具有竞争优势的产品和服务[53]。

通过高技能人才和市场规模的调节作用,企业产品创新能够为企业提供迈向高端价值链需要的资源,从而促使企业的产品更多地分布在价值链的高端区域,实现制造业的价值链攀升[54]。因此可以得出企业创新对于制造业企业全球价值链地位的影响是显而易见的,所以企业创新也是企业金融化影响制造业企业全球价值链地位的另一主要作用机制。过度的企业金融化一方面会使企业承担更多的债务和股权责任,因而企业对于创新活动的决策更加谨慎,在核心产品创新领域的投资较为保守。另一方面,选择金融化发展战略的企业更加注重其短期经营目标,忽视了长期的创新发展,这同样会对企业的创新能力和创新战略产生一定的制约,限制企业从价值链中获得更高利润和市场份额的能力。

由上可知,企业金融化对企业全球价值链地位存在两条作用路径。即企业金融化不仅会直接阻止企业所处的价值链位置的提升,还可以通过抑制融资约束和企业创新间接地提高企业脱离低附加值环节升级的能力。

**表5　作用机制检验结果**

| 变量 | (1) | (2) |
|---|---|---|
| | *SA* | *Inno* |
| *FINRATIO* | −1.9125** | −0.0397** |
| | (0.8902) | (0.0188) |
| ln*size* | −0.1343 | 0.0071*** |
| | (0.1161) | (0.0018) |
| *Roa* | 11.0805*** | 0.0876** |
| | (3.0425) | (0.0350) |
| *Roe* | −4.5074*** | −0.0008 |
| | (1.2587) | (0.0165) |
| *Rec* | −6.8550*** | −0.0100 |
| | (1.3671) | (0.0208) |
| *Prof* | 0.0185** | −0.0005** |
| | (0.0093) | (0.0002) |
| ln*age* | −1.8670 | −0.0082 |
| | (1.2372) | (0.0097) |
| *_cons* | 9.7963*** | −0.1251*** |
| | (3.4049) | (0.0468) |
| *Company* | Yes | Yes |
| *Year* | Yes | Yes |
| *N* | 2570 | 2570 |
| Within $R^2$ | 0.0762 | 0.0317 |

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%统计水平上显著;括号中数值为企业层面聚类标准误。

## 六、调节效应分析

### (一)融资融券制度

自2010年融资融券制度正式进入市场操作阶段以来,随着融资融券标的股票的多次扩容,该制度通过杠杆效应放大资金和证券供求的同时,监管机构的参与和公开发布融资融券的余额、买卖方向、交易价格等市场行情数据及资金流动情况,减少了信息不对称现象,提高了证券市场的透明度[55]。此外,被纳入融资融券标的企业拥有更加灵活和便利的资金融通方式,提高了企业的融资效率[56]。

融资融券制度对企业金融化与制造业企业全球价值链地位关系的调节效应结果见表6的(1)列,企业金融化的回归系数在1%的水平上显著为负,而企业金融化与融资融券制度交乘项的回归系数在5%显著性水平上显著为正。这表明融资融券制度可以减缓企业金融化对制造业企业全球价值链地位的抑制作用。一方面融资融券制度的实施允许企业以其持有的证券为抵押,从而减少对传统融资方式的依赖,优化资本结构。这有助于提高企业的融资能力和规模,使得企业能够借入更多资金投入到企业实体经营活动中,为企业生产高附加值产品提供更多的支持;另一方面融资融券制度的引入建立了外部监管机制,使企业股票价格反映的信息更加透明[57]。企业管理者为了防止股票价格动荡或者大幅度下跌,会尽可能地将资源用于技术研发、产品创新等实体经济领域,减少追求快速、短期利

**表6　调节效应检验结果**

| 变量 | (1) | (2) |
|---|---|---|
| | *GVC* | *GVC* |
| *FINRATIO* | −0.9594***(0.3463) | −0.5971**(0.2696) |
| *Policy* | −0.0292(0.0257) | |
| *FINRATIO×Policy* | 0.9501**(0.3668) | |
| *Mshare* | | −0.0031(0.0089) |
| *FINRATIO×Mshare* | | 0.3784**(0.1786) |
| L*nsize* | −0.0580**(0.0234) | −0.0622***(0.0239) |
| *Roa* | 0.0226(0.3427) | 0.0378(0.3473) |
| *Roe* | −0.1738(0.1495) | −0.1773(0.1536) |
| *Rec* | −0.4140**(0.1877) | −0.4036**(0.1879) |
| *Prof* | 0.0070(0.0056) | 0.0070(0.0056) |
| L*nage* | 0.2191(0.1407) | 0.1958(0.1411) |
| *_cons* | 1.1737*(0.5960) | 1.3128**(0.6038) |
| *Company* | Yes | Yes |
| *Year* | Yes | Yes |
| *N* | 2570 | 2570 |
| Within $R^2$ | 0.0445 | 0.0413 |

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%统计水平上显著;括号中数值为企业层面聚类标准误。

润的投机行为，增强自身核心竞争力，提升价值链地位。从该角度出发，可以为本文提供一个通过企业外部治理的视角解决企业金融化制约企业全球价值链地位上升问题的思路。

### （二）企业股权激励

股权激励作为一种企业管理和激励的手段，通常用于激励企业内部的高级管理层和关键员工。其通过以公司股权或股票的形式奖励给相关人员，以便他们在企业中发挥更大的作用，并与公司的财务绩效与利益增长形成紧密联系。已有研究表明，股权激励制度能够有效促进企业的主营业务业绩[58]、推动企业创新[59-60]及增加研发投入[61]。

企业股权激励对企业金融化与制造业企业全球价值链地位关系的调节效应结果见表6的（2）列，企业金融化的回归系数在5%的水平下显著为负，且企业金融化与股权激励的交乘项的回归系数在5%的水平下显著为正。这说明企业股权激励在企业金融化与企业全球价值链地位之间具有正向的调节作用。通过给予员工股权作为激励手段，可以提高他们作为公司的股东的义务感和责任感，建立个人利益和企业利益的联系，从而增加员工对公司发展目标的投入和忠诚。这种做法能够激发员工积极参与决策过程，关注企业的长期发展，同时培养风险规避意识，减少过度的短期金融投机行为[62-63]。因此，股权激励制度的实施可以有效地遏制企业金融化现象，使企业聚焦于向产业链高端转型。

## 七、进一步讨论：异质性分析

### （一）企业性质

不同所有制形式的企业在市场中扮演着不同的角色，其性质差异决定了有不同的经营模式和竞争优势，以及面临着不同的风险和挑战。这可能导致企业在资金使用和融资决策上存在差异，进而影响企业金融化对制造业企业全球价值链地位作用效果。因此将样本按照国有企业、民营企业和外资企业进行分组回归，具体结果见表7。观察回归结果可以发现，企业金融化对国有企业和民营企业的全球价值链地位存在显著的抑制效应，而对于外资企业的抑制作用并不明显。其中的原因可能在于外资企业通常具备更丰富的资金来源、先进的技术和管理经验，这使得他们能够更快地进行市场拓展、技术创新和产品升级，从而取得竞争优势。此外，外资企业还受益于其国际化背景，能够充分利用全球化带来的优势，在供应链、市场渠道和客户资源等方面获得更多的合作机会和市场份额，进一步提升其在全球价值链中的地位。通过对国有企业和民营企业的回归结果进行比较分析，发现企业金融化对民营企业的抑制作用更大。可能的原因在于国有企业经营更多考虑社会责任和稳定就业等因素，更容易受到国家支持和政策扶持，获得更多资源倾斜机会。但同时国有企业也会受到政府和行政体系的监管和控制，因此国有企业通常采用专注于企业自身的稳健型发展模式。相反，民营企业则更强调快速的盈利和回报，而且在其发展过程中会面对更多的市场竞争和对外开放的限制，资源获取相对更加困难。所以民营企业更倾向于风险较大但回报率更高的虚拟资产的投资，而不是专注于其主营业务的发展，这减缓了其价值链攀升的进程。

**表7　企业性质分组检验结果**

| 变量 | （1） | （2） | （3） |
|---|---|---|---|
| | 国有企业 | 民营企业 | 外资企业 |
| *FINRATIO* | −0.6852* | −0.8876* | −0.5398 |
| | （0.3730） | （0.4794） | （0.7459） |
| ln*size* | −0.0717** | −0.0525 | −0.0560 |
| | （0.0276） | （0.0446） | （0.1209） |
| *Roa* | 0.3710 | −0.0783 | 0.0466 |
| | （0.4484） | （0.6010） | （4.1434） |
| *Roe* | −0.2882 | 0.0040 | −0.2177 |
| | （0.1791） | （0.3410） | （1.8009） |
| *Rec* | −0.2038 | −0.8079** | 2.4227** |
| | （0.1815） | （0.3265） | （0.8370） |
| *Prof* | 0.0088 | −0.0006 | −0.0058 |
| | （0.0070） | （0.0052） | （0.0157） |
| ln*age* | 0.0176 | 0.3247 | 2.5948** |
| | （0.1702） | （0.2310） | （0.8162） |
| *_cons* | 1.9702*** | 0.7872 | −4.7988** |
| | （0.6405） | （1.1578） | （1.9226） |
| *Company* | Yes | Yes | Yes |
| *Year* | Yes | Yes | Yes |
| *N* | 1390 | 1090 | 90 |
| Within $R^2$ | 0.0434 | 0.0727 | 0.3075 |

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%统计水平上显著；括号中数值为企业层面聚类标准误。

### （二）行业要素密集度

行业要素密集度的差异不仅能够体现出一个行业对生产要素的依赖程度，而且由于其与行业内部的技术创新、资源配置及市场需求密切相关，还可以在一定程度上影响行业的创新能力、市场竞争力及产业转型升

级,最终作用于制造业企业在全球价值链中所处的位置。为了验证不同类型要素密集度中企业金融化对企业价值链的影响是否存在差异,参考尹美群等[64]的做法,根据不同行业对要素的需求程度将样本划分为劳动密集型行业、技术密集型行业和资本密集型行业进行异质性分析。具体结果见表8,企业金融化仅对属于资本密集型行业的企业的全球价值链具有明显的抑制作用,对劳动密集型和技术密集型行业的企业全球价值链地位的抑制效果有限。这主要是由于,相对于劳动密集型和技术密集型行业而言,资本密集型行业需要大量的资金用于购买、建设和维护生产设备、设施及技术研发等方面,通常涉及高额的投资和长期资本支出。企业过度的金融化行为通常需要借入大量债务,这可能导致企业负债累累,如果行业市场环境恶化或者经营不善,企业将会面临偿债风险,甚至可能陷入财务危机。一旦出现这种情况,资本密集型行业中的企业在虚拟经济与长期发展的实体经济之间失去平衡,这会导致企业对技术升级和生产效率的投入不足,无法跟上行业的技术进步和发展趋势,高附加值产品的研发和生产能力受限,进而影响企业的全球价值链地位。

**表8　行业要素密集度分组检验结果**

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|---|---|---|---|
| | 劳动密集型 | 技术密集型 | 资本密集型 |
| *FINRATIO* | −0.6286 | −0.4289 | −1.2363*** |
| | (0.5279) | (0.3804) | (0.4477) |
| ln*size* | −0.1112 | −0.0678** | −0.0285 |
| | (0.0748) | (0.0334) | (0.0396) |
| *Roa* | 3.1553*** | −0.2153 | −0.6167 |
| | (1.1073) | (0.5422) | (0.6089) |
| *Roe* | −1.5872*** | −0.0729 | 0.1607 |
| | (0.4245) | (0.2622) | (0.1955) |
| *Rec* | −0.2883 | −0.3929* | −0.4873 |
| | (0.6050) | (0.2142) | (0.3731) |
| *Prof* | 0.0153*** | 0.0084 | −0.0018 |
| | (0.0043) | (0.0115) | (0.0033) |
| ln*age* | 0.6380 | 0.0404 | 0.2992 |
| | (0.4121) | (0.1589) | (0.2769) |
| *_cons* | 1.1307 | 1.8316** | 0.4091 |
| | (1.8465) | (0.7713) | (1.1969) |
| *Company* | Yes | Yes | Yes |
| *Year* | Yes | Yes | Yes |
| *N* | 580 | 1430 | 560 |
| Within $R^2$ | 0.0938 | 0.0482 | 0.0997 |

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%统计水平上显著;括号中数值为企业层面聚类标准误。

**表9　区域异质性分组检验结果**

| 变量 | (1) | (2) |
|---|---|---|
| | 非省会城市 | 省会城市 |
| *FINRATIO* | −0.7351* | −0.5405 |
| | (0.3737) | (0.5351) |
| ln*size* | −0.0733** | −0.0349 |
| | (0.0306) | (0.0317) |
| *roa* | 0.2444 | −0.3253 |
| | (0.4725) | (0.4081) |
| *roe* | −0.2778 | 0.0572 |
| | (0.2182) | (0.1441) |
| *Rec* | −0.7274*** | 0.1795 |
| | (0.2334) | (0.3092) |
| *Prof* | 0.0049 | 0.0079 |
| | (0.0033) | (0.0100) |
| ln*age* | 0.1281 | 0.3368* |
| | (0.1964) | (0.1903) |
| *_cons* | 1.7164** | 0.3816 |
| | (0.8022) | (0.7478) |
| *Company* | Yes | Yes |
| *Year* | Yes | Yes |
| *N* | 1770 | 800 |
| Within $R^2$ | 0.0532 | 0.0428 |

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%统计水平上显著;括号中数值为企业层面聚类标准误。

### (三)区域异质性

由于不同区域在地理位置、经济结构、产业特点、人口规模和政策环境等方面存在差异,企业开展金融化行为的程度也会受到影响,进而企业金融化与制造业企业价值链之间的关系或许会存在异质性。为了探究这一问题,按照企业注册地所在城市,将样本划分为省会城市和非省会城市,分别进行回归分析,估计结果见表9。根据估计结果可知,注册地在非省会城市企业的金融化水平的估计系数在10%的水平上显著为负,而省会城市企业金融化对全球价值链地位的影响没有通过显著性检验。这表明企业金融化对非省会城市企业的价值链地位具有显著的抑制作用,而对省会城市企业没有显著影响。引起上述现象的原因可能在于,省会城市往往集中了大部分的重要金融机构,金融市场规模较大,这意味着位于省会城市的金融活动通常受到较为严格的监管要求,因而企业进行金融投机的机会相对较少。而且,相对于资源禀赋更倾向于省会城市,非省会城市的地方政府在金融方面的支持力度可能较小,这使得非省会城市的企业在融资过程中面临更多的困难和风险。缺乏政府支持的企业更容易将资金投放到金融市场,意图赚取高额利润回报获取资金来源。但是企业所拥有的资金是有限的,过度的金融化行为面临的是企业难以将更多的资源用于实体领域,满足企业的经营发展需求,由此企业也就无法实现向更高价值链地位发展的目标。

## 八、结论与政策启示

本文构建中国制造业2007—2016年257家上市企业的面板数据，探究企业金融化与制造业企业全球价值链之间的关系，得出如下结论：

第一，企业金融化对制造业企业全球价值链地位具有显著的抑制作用，并且这一结果经过稳健性检验和内生性处理之后保持稳定。

第二，融资约束和企业创新是企业金融化影响制造业企业全球价值链地位的两条主要作用途径。

第三，融资融券制度和股权激励分别从企业的外部治理和内部治理两个方面，缓解企业金融化对制造业企业全球价值链地位的限制作用。

第四，企业金融化对制造业企业全球价值链地位的效应在企业性质、行业要素密集度和区域异质性方面存在异质性。

具体而言，国有企业和民营企业的金融化程度对制造业企业全球价值链有明显的抑制作用，并且民营企业的抑制效果相对于国有企业更大；资本密集型行业、非省会城市的企业金融化对制造业企业全球价值链地位的遏制作用更明显。

为了更充分有效地缓解企业金融化对制造业企业全球价值链地位的抑制效果，本文基于理论分析和实证研究结果提出以下几点政策启示：

第一，制造业企业要正确处理虚拟资产和实体资产的关系，确保资金的合理分配和利用，避免出现“脱实向虚”现象。合理范围内持有金融资产可以为提高制造业企业全球价值链地位提供资金来源，但是过度的金融化行为会对企业的高质量发展产生一系列的负面影响。因此，制造业企业应该将经营目标立足于提供高附加值的产品和服务，不仅需要探索多种融资渠道，如银行贷款、债券发行、股权融资、创业投资等，以提升融资的可得性和融资成本的优势，缓解融资约束困境以实现产业链升级；而且要加大对技术创新和产品研发的资金投入，增强企业的研发能力，提高品牌知名度和市场地位，以加速企业全球价值链地位的提升。

第二，通过优化内外部治理，使企业更好地实现自身发展，提升竞争力，为其全球价值链地位攀升提供有力支持。政府和相关金融部门应继续加强对金融市场的监管，包括但不限于制定和实施相关法律法规、完善监管机制，减少金融市场的风险和不稳定因素，提高信息披露的透明度和准确性，从外部治理角度加强对企业的监督和指导。与此同时，企业内部应丰富和完善更加合理有效的员工激励机制，通过给予员工合理的激励和回报，以激发员工的积极性和创造力，使之更好地服务于企业创新和实体经济发展。

第三，在实体经济的发展过程中，要特别关注重点群体的企业金融化行为。对于国有企业和民营企业而言，要制定并实施有针对性的政策和资源支持，将其发展重心转移到实体产业中；对于资本密集型企业而言，应当充分发挥资本对实体经济的支撑功能，在金融机构扩大贷款发放力度的带动作用下，优化贷款结构，将贷款重点投放至制造业技术进步和产业升级领域；对于非省会城市企业而言，则应该进一步加强对该群体的企业金融化行为的监管和风险控制，同时应规范金融市场秩序，以防范过度金融化行为对制造业企业全球价值链地位造成的不利影响。

### 参考文献

[1] AlFARO L, CHOR D, ANTRAS P, et al. Internalizing global value chains: A firm-level analysis[J]. Journal of Political Economy, 2019, 127(2): 508-559.

[2] ANTRAS P, CHOR D. On the measurement of upstreamness and downstreamness in global value chains[R]. NBER Working Paper, 2018, No. w24185. DOI 10.3386/w24185.

[3] GE Y, DOLLAR D, YU X D. Institutions and participation in global value chains: Evidence from belt and road initiative[J]. China Economic Review, 2020, 61: 101447.

[4] REIJNDERS L S M, DE VRIES G J. Technology, offshoring and the rise of non-routine jobs[J]. Journal of Development Economics, 2018, 135: 412-432.

[5] ARIU A. Foreign workers, product quality, and trade: Evidence from a natural experiment[J]. Journal of International Economics, 2022, 139: 103686.

[6] 唐宜红，张鹏杨. 中国企业嵌入全球生产链的位置及变动机制研究[J]. 管理世界，2018，34(5)：28-46.

[7] YU C J, LUO Z C. What are China's real gains within global value chains? Measuring domestic value added in China's exports of manufactures [J]. China Economic Review, 2018, 47: 263-273.
[8] 高运胜, 郑乐凯, 惠丽霞. 融资约束与制造业 GVC 地位提升[J]. 统计研究, 2018, 35(8): 11-22.
[9] HOWES C. Why does structural change accelerate in recessions? The credit reallocation channel[J]. Journal of Financial Economics, 2022, 144(3): 933-952.
[10] CUN W K, QUADRINI V, SUN Q, et al. Dynamics of trade credit in China[J]. The Economic Journal, 2022, 132(648): 2702-2736.
[11] BONFIGLIOLI A, CRINO R, GANCIA G. Trade, finance, and endogenous firm heterogeneity[J]. Journal of the European Economic Association, 2018, 17(1): 79-130.
[12] LEIBOVICI F. Financial development and international trade[J]. Journal of Political Economy, 2021, 129(12): 716564.
[13] 盛斌, 景光正. 金融结构、契约环境与全球价值链地位[J]. 世界经济, 2019, 42(4): 29-52.
[14] 李真, 李茂林, 朱林染. 银行金融科技与企业金融化: 基于避险与逐利动机[J]. 世界经济, 2023, 46(4): 140-169.
[15] 李楠博, 徐喆, 李书. 企业金融化抑制了低碳技术创新吗? ——来自"动机背景"视角的观察与诠释[J]. 中国人口·资源与环境, 2023, 33(3): 34-46.
[16] 张成思, 郑宁. 中国实业部门金融化的异质性[J]. 金融研究, 2019(7): 1-18.
[17] 胡海峰, 窦斌, 王爱萍. 企业金融化与生产效率[J]. 世界经济, 2020, 43(1): 70-96.
[18] 杜勇, 谢瑾, 陈建英. CEO 金融背景与实体企业金融化[J]. 中国工业经济, 2019(5): 136-154.
[19] 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, 52(1): 181-194.
[20] 孙薇, 叶初升. 政府采购何以牵动企业创新——兼论需求侧政策"拉力"与供给侧政策"推力"的协同[J]. 中国工业经济, 2023(1): 95-113.
[21] 蒋殿春, 鲁大宇. 供应链关系变动、融资约束与企业创新[J]. 经济管理, 2022, 44(10): 56-74.
[22] 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(2): 109-127.
[23] 黄勃, 李海彤, 刘俊岐, 等. 数字技术创新与中国企业高质量发展——来自企业数字专利的证据[J]. 经济研究, 2023, 58(3): 97-115.
[24] 屠年松, 龚凯翔. 技术创新、制度环境与制造业价值链分工地位演进: 基于外在经济冲击视角的再考察[J]. 世界经济研究, 2022(4): 63-75, 136.
[25] 万良勇, 查媛媛, 饶静. 实体企业金融化与企业创新产出——有调节的中介效应[J]. 会计研究, 2020(11): 98-111.
[26] 刘飞. 融资融券制度如何影响中国的实体经济? ——基于非金融企业金融化的视角[J]. 经济体制改革, 2021(4): 140-145.
[27] 陆蓉, 兰袁. 中国式融资融券制度安排与实体企业金融投资[J]. 经济管理, 2020, 42(8): 155-170.
[28] 孟庆斌, 李昕宇, 张鹏. 员工持股计划能够促进企业创新吗? ——基于企业员工视角的经验证据[J]. 管理世界, 2019, 35(11): 209-228.
[29] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100-120.
[30] HUMMELS D L, ISHII J, YI K M. The nature of growth of vertical specialization in world trade[J]. Journal of International Economics, 2001, 54(1): 75-96.
[31] SCHOTT P K. Across-product versus within-product specialization in international trade[J]. Quarterly Journal of Economics, 2004, 119(2): 647-678.
[32] 施炳展. 中国出口产品的国际分工地位研究: 基于产品内分工的视角[J]. 世界经济研究, 2010(1): 56-62.
[33] 李小平, 周记顺, 王树柏. 中国制造业出口复杂度的提升和制造业增长[J]. 世界经济, 2015, 38(2): 31-57.
[34] 张鹏杨, 唐宜红. FDI 如何提高我国出口企业国内附加值? ——基于全球价值链升级的视角[J]. 数量经济技术经济研究, 2018, 35(7): 79-96.
[35] KOOPMAN R, POWERS W, WANG Z, et al. Give credit where credit is due: Tracing value added in global production chains[J]. NBER Working Paper, 2010, No. w16426. DOI:10.3386/w16426.
[36] 诸竹君, 黄先海, 余骁. 进口中间品质量、自主创新与企业出口国内增加值率[J]. 中国工业经济, 2018(8): 116-134.
[37] UPWARD R, WANG Z, ZHENG J H. Weighing China's export basket: The domestic content and technology intensity of Chinese exports[J]. Journal of Comparative Economics, 2013, 41(2): 527-543.
[38] 任志成, 张幸. 参与全球价值链提高中国上市公司的全要素生产率了吗?[J]. 审计与经济研究, 2020, 35(3): 93-101.
[39] 张杰, 陈志远, 刘元春. 中国出口国内附加值的测算与变化机制[J]. 经济研究, 2013, 48(10): 124-137.
[40] 吕越, 罗伟, 刘斌. 异质性企业与全球价值链嵌入: 基于效率和融资的视角[J]. 世界经济, 2015, 38(8): 29-55.
[41] 戴赜, 彭俞超, 马思超. 从微观视角理解经济"脱实向虚"——企业金融化相关研究述评[J]. 外国经济与管理, 2018, 40(11): 31-43.
[42] ARRIGHI G. The long twentieth century: Money, power, and the origins of our times[M]. London: Verso Press, 1994.
[43] 杜勇, 张欢, 陈建英. 金融化对实体企业未来主业发展的影响: 促进还是抑制[J]. 中国工业经济, 2017(12): 113-131.
[44] GREENAWAY D, GUARIGLIA A, KNELLER R. Financial factors and exporting decisions[J]. Journal of International Economics, 2007, 73

(2)：377-395.
[45] 鞠晓生，卢荻，虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J]. 经济研究，2013，48(1)：4-16.
[46] 彭俞超，韩珣，李建军. 经济政策不确定性与企业金融化[J]. 中国工业经济，2018(1)：137-155.
[47] 王海芳，张笑愚. 控股股东股权质押、投资者情绪与实体企业“脱实向虚”——基于迎合理论视角[J]. 经济管理，2021，43(8)：157-176.
[48] 刘行，叶康涛，陆正飞. 加速折旧政策与企业投资——基于“准自然实验”的经验证据[J]. 经济学(季刊)，2019，18(1)：213-234.
[49] 张继鸿，常启国，殷宇飞. 税收激励能否抑制企业金融化——基于固定资产加速折旧的准自然实验[J]. 金融监管研究，2021(12)：39-55.
[50] CHERNOZHUKOV V，CHETVERIKOV D，DEMIRER M，et al. Double/debiased machine learning for treatment and structural parameters[J]. The Econometrics Journal，2018，21(1)：1-68.
[51] 马述忠，张洪胜，王笑笑. 融资约束与全球价值链地位提升——来自中国加工贸易企业的理论与证据[J]. 中国社会科学，2017(1)：83-107，206.
[52] 沈鸿，向训勇. 融资约束、商业信用与出口企业全球价值链分工——基于贸易上游度视角的实证研究[J]. 财贸研究，2020，31(1)：1-18.
[53] 杨水利，杨祎. 技术创新模式对全球价值链分工地位的影响[J]. 科研管理，2019，40(12)：11-20.
[54] 郑江淮，郑玉. 新兴经济大国中间产品创新驱动全球价值链攀升——基于中国经验的解释[J]. 中国工业经济，2020(5)：61-79.
[55] 陆瑶，彭章，冯佳琪. 融资融券对上市公司治理影响的研究[J]. 管理科学学报，2018，21(11)：92-111.
[56] 黄巍巍，赵柏功，刘楚薇. 融资交易对企业实际外部融资能力的影响——基于沪深A股的实证研究[J]. 金融论坛，2019，24(2)：56-68.
[57] 杨洁飞，薛熠. 卖空威胁、公司融资扩张战略与违规行为[J]. 证券市场导报，2020(4)：41-50.
[58] 张敬文，田柳. 股权激励与上市公司经营绩效关系研究——基于分析师关注的视角[J]. 南开经济研究，2020(5)：171-184.
[59] 田轩，孟清扬. 股权激励计划能促进企业创新吗[J]. 南开管理评论，2018，21(3)：176-190.
[60] 孟庆斌，李昕宇，张鹏. 员工持股计划能够促进企业创新吗？——基于企业员工视角的经验证据[J]. 管理世界，2019，35(11)：209-228.
[61] 郝清民，张欣悦. 高管激励、风险承担与研发投入[J]. 商业研究，2023(2)：109-117.
[62] 吕长江，张海平. 股权激励计划对公司投资行为的影响[J]. 管理世界，2011，27(11)：118-126，188.
[63] 贺立龙，石佳欣. 管理层股权激励对实体企业金融化的影响研究[J]. 会计研究，2022(7)：107-122.
[64] 尹美群，盛磊，李文博. 高管激励、创新投入与公司绩效——基于内生性视角的分行业实证研究[J]. 南开管理评论，2018，21(1)：109-117.

# Corporate Financialization and the Upward Movement of Manufacturing GVCs: “Catalyst” or “Stumbling Block”

Tang Jijun[1], Song Wenhao[1], Bai Yujie[2]
(1. School of Economics, Liaoning University, Shenyang 110036, China; 2. China Society of Technology Economics, Beijing 100081, China)

**Abstract**: In the context of high-quality development, the key to realizing the position of manufacturing enterprises in the global value chain (GVC) is to coordinate and balance the relationship between the real economy and the virtual economy. Listed Chinese manufacturing enterprises were taken as the research object; the relationship between manufacturing enterprises' financialization behavior and their GVC positions was examined, and an investigation was conducted into the economic impacts of enterprise financialization on GVC positions and the corresponding channels of action. The results show that corporate financialization hinders the enhancement of manufacturing enterprises' GVC status, and is mainly inhibited through the two channels of corporate financing constraints and innovation capacity. The implementation of financing and securities policies and equity incentive systems can mitigate the negative impact of financialization on the GVC position of manufacturing firms. Finally, the effects of corporate financialization on manufacturing firms' GVC positions are heterogeneous in terms of firm nature, industry factor intensity and regional heterogeneity.

**Keywords**: corporate financialization; manufacturing; real economy; global value chain position; financial constraints; corporate innovation