担保物权制度改革、融资约束与制造业企业出口国内附加值率

冯玉静　　翟亮亮　　李富民

摘要：在制造业向全球价值链中高端攀升背景下，以 2007 年《物权法》出台为准自然实验，基于 2000—2013 年制造业出口企业数据构建双重差分模型检验担保物权制度改革对企业 DVAR 的影响及其作用机制。研究发现：《物权法》出台会缓解融资约束，显著提高企业 DVAR，尤其是东部地区企业、中等规模企业和小规模企业以及一般贸易企业和混合贸易企业。成本加成率和进口中间品相对价格是《物权法》出台影响企业 DVAR 的主要作用机制。经过一系列稳健性检验，上述基本结论依然成立。本文的研究有助于进一步认识《物权法》出台的微观经济效应，不仅丰富了相关文献，而且为政府通过完善法治环境促进经济高质量发展提供有益借鉴。

关键词：《物权法》；担保物权制度改革；企业出口国内附加值率；融资约束；双重差分模型

［中图分类号］F74　［文献标识码］A　［文章编号］1002-4670（2022）4-0125-17

引　言

随着国际经济一体化进程的推进，国际分工日益深化，价值链也在不断延伸。比如，中国出口一部 iPhone 手机在海关报备的出口额是整部手机的价格，中国实际从中获得的价值还不足出口额的 2%（Kraemer et al.，2011）[1]，原因是中国只负责最后的组装，而不进行研发设计。因此，只关注出口规模容易引起其他国家的误解甚至敌视。在当今国际贸易产品内分工的背景下，出口国内附加值率（domestic value added rate，简称 DVAR）是衡量一国真实贸易利得的有效指标。

改革开放以来，中国的法治环境日渐完善。2007 年中央政府出台了《中华人民共和国物权法》（以下简称《物权法》），标志着我国形成了系统完整的担保物权制度，有利于缓解企业的融资约束（江伟和姚文韬，2016）[2]，符合 2015 年中央经济工

［收稿日期］2021-10-16

［基金项目］国家社会科学基金重点项目“‘逆全球化’的政治经济学分析与中国的应对方案研究”（18AGJ001）；国家社会科学基金重大项目“逆全球化动向与国际经贸规则重构的中国方案研究”（17ZDA097）；安徽省高校科学研究重点项目（人文社科类）“担保物权制度改革、融资约束与制造业企业出口国内附加值率”（SK2021A0224）

［作者信息］冯玉静（通讯作者）：安徽财经大学财政与公共管理学院讲师，电子信箱 fyj. ybyq@ 163. com；翟亮亮：山东财经大学国际经贸学院博士研究生；李富民：山东隆淥律师事务所主任，三级律师

作会议中“降成本”的任务要求。在更加完善的法律制度环境下，银行的信贷规模增大（郑志刚和邓贺斐，2010）[3]，企业也有良好表现（陈德球等，2013）[4]。

本文主要回答以下问题：第一，《物权法》出台是否对企业 DVAR 产生影响？两者之间是否有因果关系？第二，如果《物权法》出台是企业 DVAR 变化的原因，那内部作用机制是怎样的？本文可能的边际贡献如下：第一，目前关于企业 DVAR 的研究很少关注法治环境变化对其产生的影响，本文研究将对现有文献起到较好的补充作用。第二，《物权法》出台带来的融资约束缓解效应正向作用于成本加成率和进口中间品相对价格，进而提高了企业 DVAR，本研究为提高金融服务实体经济效率提供了有益参考。

一、文献综述

关于企业 DVAR 影响因素，学术界主要有以下几方面探讨。第一，融资约束是首要的制约因素。融资不足会降低企业技术创新的积极性，减少国内市场可提供的中间品种类，进口中间品相对价格降低，企业 DVAR 降低（张盼盼等，2020）[5]。第二，成本加成率提高会促进企业 DVAR 提高。定价能力提高能够使企业获得更高的出口价值，也会降低边际成本，促进研发创新，有利于提高 DVAR（赵玲等，2018[6]；岳文；2018[7]）。第三，FDI 对企业 DVAR 有积极作用。FDI 会通过促进企业在全球价值链的位置升级而提高 DVAR，特别是来自 OECD 国家的投资（张鹏杨和唐宜红，2018）[8]。第四，政府补贴会促进企业 DVAR 提高。政府补贴会激励企业进行创新，提高企业生产率，进而提高企业 DVAR（许家云和徐莹莹，2019[9]；岳文，2020[10]）。然而，在利益驱动下，企业有寻租动机，反而会降低生产率，不利于提高企业 DVAR（岳文，2020）。第五，税收激励会正向作用于企业 DVAR。税收激励能够缓解融资约束和提高资本劳动比，进而提高企业 DVAR（刘玉海等，2020[11]；刘信恒，2020[12]）。此外，现有研究对企业 DVAR 影响因素的探讨还包括要素市场扭曲（高翔等，2018）[13]、最低工资（耿伟和杨晓亮，2019）[14]、市场分割（吕越等，2018）[15] 等。

关于微观经济效应问题，首先，《物权法》出台会增强企业融资能力。对于银行来说，《物权法》增加了应收账款融资新业务，有助于扩大银行的信贷融资业务规模和提高资金使用效率；对于企业来说，《物权法》允许企业通过抵押应收账款向银行申请贷款，能够更好地解决企业的融资难题，而且相较于传统的固定资产融资，应收账款形式更加灵活，会扩大企业的债务融资规模、降低融资成本（刘萍，2009）[16]。其次，《物权法》出台会提高企业投资效率。《物权法》出台能够通过缓解融资约束而弥补企业投资不足，进而提高投资效率（钱雪松和方胜，2021）[17]。再次，《物权法》出台会促进企业创新。融资约束减小，企业会更积极进行研发创新，提高创新投资效率（钱雪松等，2021）[18]。最后，《物权法》出台增加外部融资，使得出于预防性动机的现金持有水平下降（钱雪松等，2019）[19]。

基于上述文献梳理，现有研究对影响企业 DVAR 的内部因素和外部因素均做了较充分的探讨，但是鲜有文献关注担保物权改革对企业 DVAR 的影响，本文的

研究是对企业 DVAR 外部影响因素的一项有益补充。对《物权法》出台经济效应的研究很少涉及其对企业 DVAR 的影响，本文的研究能够丰富相关文献基础。

二、理论分析与研究假说

本文借鉴 Kee 和 Tang（2016）[20] 推导的关于企业 *DVAR* 的数学表达式，尝试在理论层面分析担保物权改革对企业 *DVAR* 的影响。企业 *DVAR* 表示为如下形式：

$$DVAR_{it} = 1 - \alpha_m \frac{1}{markup_{it}} \frac{1}{1 + (p_t^F / p_t^D)^{\sigma - 1}} \tag{1}$$

式（1）中，*DVAR* 是企业出口国内附加值率，α_m 是中间要素投入的产出弹性，*markup* 是加成率，p^F 和 p^D 分别是进口中间品价格和国内中间品价格，则 p^F/p^D 表示进口中间品相对价格，i 和 t 分别表示企业个体和年份。分析式（1）发现，加成率 *markup* 和进口中间品相对价格 p^F/p^D 是影响企业 *DVAR* 的两个关键因素。将式（1）分别对 *markup* 和 p^F/p^D 求一阶偏导，得到：

$$\frac{\partial DVAR_{it}}{\partial markup_{it}} = \alpha_m \frac{1}{1 + (p_t^F / p_t^D)^{\sigma - 1}} \frac{1}{markup_{it}^2} > 0 \tag{2}$$

$$\frac{\partial DVAR_{it}}{\partial (p_t^F / p_t^D)} = \alpha_m \frac{1}{markup_{it}} \frac{1}{[1 + (p_t^F / p_t^D)^{\sigma - 1}]^2} (\sigma - 1)(p_t^F / p_t^D)^{\sigma - 2} > 0 \tag{3}$$

由式（2）和式（3）可知，加成率 *markup* 提高和进口中间品相对价格 p^F/p^D 增大均会促进企业 *DVAR* 提高，即 *markup* 和 p^F/p^D 是企业 *DVAR* 的两个正向直接作用机制。该部分主要分析如下问题：《物权法》出台所标志的担保物权改革是否改变及如何改变企业加成率 *markup* 和进口中间品相对价格 p^F/p^D，又如何进一步作用于企业 *DVAR*。

《物权法》将应收账款、基金份额和存货等纳入担保范围，拓宽了企业的融资渠道；同时，《物权法》完善了担保物权交易的设定和实现程序，降低了交易风险。显然，《物权法》会增强企业的银行贷款获得能力，从而缓解融资约束。

其一，融资约束减小，企业会有更多的资金投入到研发和生产环节。比如，企业能够购进新型机器设备，对原有的老旧设备进行更新换代，实现技术升级。技术升级之后，企业的全要素生产率会提高（任曙明和吕镯，2014[21]；何光辉和杨咸月，2012[22]），而生产率提高一方面会减小边际成本，另一方面有助于产品质量提升，一般认为产品价格与质量正相关，即产品价格也会提高。融资约束减小还会激励企业进行研发创新（张璇等，2017[23]；康志勇，2013[24]；张杰等，2012[25]），完善产品设计。研发创新环节会创造更高的产品附加价值，产品附加价值越高，产品差异化会越明显，则越有利于培养竞争优势，从而企业的定价能力会随之增强。企业成本加成率本质上就是产品价格偏离边际成本的能力，可以表示为产品价格与边际成本之比。在边际成本减小和价格提高的情况下，企业成本加成率必然会提高，进而企业 DVAR 也会提高（李宏亮和谢建国，2018[26]；张盼盼和陈建国，2019[27]）。由此，提出本文的第一个研究假说。

假说 1：《物权法》出台会缓解融资约束，激励企业提高生产率和进行研发创新，正向影响成本加成率，进而促进企业 DVAR 提高。

其二，融资约束减小，企业资金充裕，对中间品尤其是进口中间品的需求增大。与出口类似，企业进口也面临固定成本和可变成本（魏浩等，2019）[28]。企业能够申请更多的银行抵押贷款用以支付中间品进口的固定成本和可变成本，使得中间品的进口规模扩大和进口可能性提高。第一，企业进口中间品的数量增多。进口中间品与国内中间品之间具有一定的替代效应，意味着进口中间品增多会加剧要素市场的进口竞争，要素价格被迫降低，要素投入成本有所减小。第二，企业进口中间品的种类增多。进口中间品与国内中间品之间的替代具有不完全特征，不同种类的进口中间品能够与国内中间品更好地互补而形成更多要素组合，优化企业资源配置。第三，企业能够进口更高质量的中间品。进口于发达国家的中间品本身内嵌着较先进的技术，更多种类和更高质量的进口中间品会带来更强的技术溢出效应，对创新能力和生产率有积极影响，增强企业的生产经营能力（谢谦等，2021）[29]。企业进口中间品需求增大的结果需要辩证看待，直接来看降低进口中间品相对价格，不利于企业 DVAR 的提高，深入来看高质量进口中间品产生显著的技术溢出效应，质量越高溢出效应就越强（郑亚莉等，2017[30]；魏浩和林薛栋，2017[31]）。企业得益于进口中间品的技术溢出，其自主创新能力增强，继而加成率得到提高。上游企业通过创新能够提供更多数量、更多种类和更高质量的国内中间品，企业国内中间品需求增大，进口中间品相对价格提高，有利于促进企业 DVAR 进一步提高（诸竹君等，2018）[32]。相比之下，进口中间品的创新效应对企业的影响更加持续长远。由此，提出本文的第二个研究假说。

假说 2：《物权法》出台会缓解融资约束，企业从进口中间品的技术溢出获得创新激励，正向影响进口中间品相对价格，进而促进企业 DVAR 提高。

上述理论分析从《物权法》出台有助于缓解企业融资约束入手，详细阐述了担保物权改革影响企业 DVAR 的内在机制。将该作用机理绘制成图，《物权法》出台对企业 DVAR 的作用机理如图 1 所示。

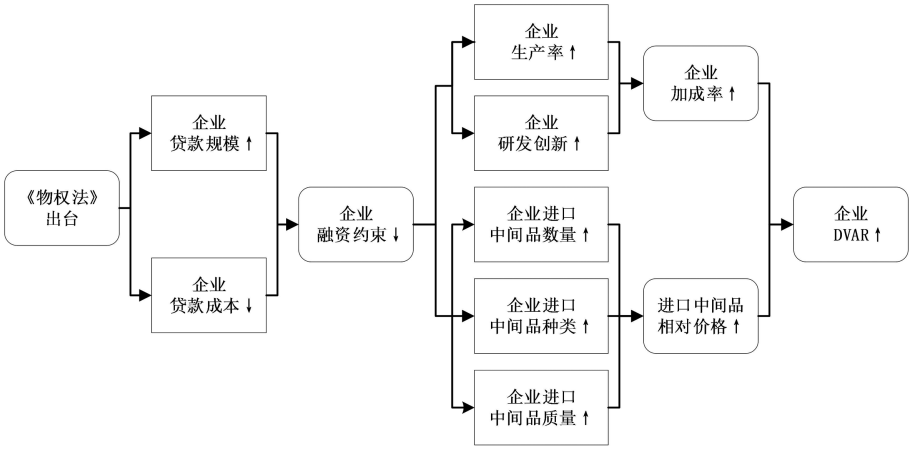

图 1　《物权法》出台影响企业 DVAR 的作用机理

三、模型设定与数据说明

（一）数据样本

本文实证分析所用数据来自中国工业企业数据库和海关进出口数据库，样本期选择 2000—2013 年，选取制造业企业作为研究对象。参考既有文献（Yu，2015）[33]，对中国工业企业数据库做如下处理。（1）剔除非制造业企业样本，保留制造业企业样本；（2）保留 2000—2013 年持续经营的企业样本，得到平衡面板数据；（3）根据相关会计准则，剔除总资产小于等于固定资产净值的企业样本，剔除总资产小于等于流动资产的企业样本，剔除工业总产值小于等于工业增加值的企业样本；（4）剔除工业总产值、固定资产投资净值和从业人数存在缺失值的企业样本；（5）剔除从业人数少于 8 人、工业总产值小于 500 万元的企业样本；（6）剔除相关变量存在异常值的企业样本。对海关进出口数据库做如下处理：（1）将月份数据加总为年度数据；（2）剔除相关变量存在异常值的企业样本。

采用如下方法将上述两套数据库合并：第一步，根据企业名称进行匹配，能匹配成功的被认为是同一家企业；第二步，将第一步未匹配成功的企业样本，根据企业邮编和电话号码后七位进行匹配；第三步，将前两步匹配成功的企业样本合并，即得到本文研究的企业样本。

（二）识别策略与模型设定

1. 识别策略

2007 年《物权法》的出台是本文研究担保物权改革的外生事件，会扩大抵押范围和完善担保物权交易程序，缓解企业的融资约束。因而，融资约束较大的企业受其影响最大。参照钱雪松和方胜（2021）的做法，从固定资产占比（固定资产与总资产之比）差异的角度构造实验组和控制组（Aretz et al.，2020）[34]。具体方法是：首先，计算样本企业在 2007 年之前的两年内（即 2006 年和 2005 年）固定资产占比的平均值；其次，以 33% 和 67% 分位数为门槛，将该平均值分为三组；再次，以固定资产占比平均值最低的 1/3 作为实验组，以固定资产占比平均值最高的 1/3 作为控制组。由此，为双重差分法的运用提供了良好的前提条件。

2. 模型设定

本文使用 2000—2013 年制造业出口企业的平衡面板数据，构建同时固定企业个体效应和时间年份效应的双重差分（DID）模型如下：

$$DVAR_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i \times Post_t + \alpha X + \vartheta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \tag{4}$$

在模型（4）中，下标 i 和 t 分别表示企业个体和时间年份。被解释变量 $DVAR_{it}$ 表示企业 i 在 t 年的出口国内附加值率，解释变量是交互项 $Treat_i \times Post_t$。分组变量 $Treat$ 为 0 和 1 二值虚拟变量，如果企业在固定资产占比平均值最低的 1/3 组，则 $Treat = 1$；如果企业在固定资产占比平均值最高的 1/3 组，则 $Treat = 0$。分期变量 $Post$ 也是 0 和 1 二值虚拟变量，如果统计年份在 2007 年及 2007 年以后，则 $Post = 1$，否则 $Post = 0$。X 是一系列企业层面的控制变量，ϑ_i 表示企业个体固定

效应，μ_t 表示年份固定效应。ε_{it} 表示随机扰动项，β_0 是常数项，α 是控制变量的系数集。β_1 是本文关注的参数，其符号和数值表征《物权法》出台对企业 *DVAR* 影响的方向和大小。

借鉴既有文献（张杰等，2013[35]；Kee and Tang，2016），在模型（4）中纳入了如下控制变量。（1）企业规模（*size*）：将从业人员数取自然对数计算而得，规模越大的企业越容易从规模经济中获益，且出口倾向越大。（2）企业要素密集度（*klr*）：将企业固定资产净值除以从业人员数计算而得，不同要素密集度产品的附加价值差异较大。（3）企业人均工资（*wage*）：将企业本年应付工资总额与应付福利费总额之和除以从业人员数计算而得，人均工资体现企业的人力资本和劳动成本。（4）企业年龄（*age*）：将统计当年年份减去企业成立年份再加上 1 计算而得，随着年龄的增长，企业的生产经验和管理经验在不断积累。（5）政府补贴（*lsub*）：将企业获得的政府补贴金额取自然对数计算而得，在取对数之前先加上 1，政府补贴是政府对企业出口和研发等活动的支持政策。（6）行业赫芬达尔指数（*hhi*）：衡量行业的市场竞争程度，计算公式为：$hhi_{jt} = \sum_{i \in \Omega j} (sale_{it}/sale_{jt})^2 = \sum_{i \in \Omega j} S_{it}^2$，其中 $sale_{it}$ 表示企业 i 在 t 年的销售额，$sale_{jt}$ 表示行业 j 在 t 年的总销售额，S_{it} 表示企业 i 在 t 年所拥有的市场份额。该指数取值越小，说明市场竞争越激烈。

3. 企业 DVAR 的计算

本文参照 Upward 等（2013）[36] 和张杰等（2013）的方法，在微观层面测算企业 DVAR。区分不同贸易方式的企业 DVAR 的计算公式如下：

$$DVAR_{ijt1} = 1 - \frac{IMP_{ijt1}^{total} + D_{ijt1}}{Y_{ijt1}} \tag{5}$$

$$DVAR_{ijt2} = 1 - \frac{IMP_{ijt2}^{total} \mid_{BEC} + D_{ijt2} \mid_{BEC}}{Y_{ijt2}} \tag{6}$$

$$DVAR_{ijt3} = \omega_1 DVAR_{ijt1} + \omega_2 DVAR_{ijt2} \tag{7}$$

式（5）、式（6）和式（7）分别是加工贸易企业、一般贸易企业和混合贸易企业 DVAR 的计算公式。$DVAR_{ijt1}$、$DVAR_{ijt2}$ 和 $DVAR_{ijt3}$ 分别表示加工贸易企业、一般贸易企业和混合贸易企业的 *DVAR*，Y_{ijt1} 和 Y_{ijt2} 分别表示加工贸易企业和一般贸易企业的工业总产值。IMP_{ijt1}^{total} 和 IMP_{ijt2}^{total} 分别是加工贸易企业和一般贸易企业在剔除贸易中间商引致的间接进口之后实际使用的进口中间产品①。除了贸易中间商引致的间接进口，还有一种间接进口是企业使用的国内中间投入中含有的国外成分。根据已有经验，假设国内中间投入中含有 5%的国外产品份额，并在计算企业实际使用的

①根据 BEC 分类，将 BEC 编码为 111、121、21、22、31、322、42、53 的产品归为进口中间品。对贸易中间商的识别方法是，将海关数据库中名称包含“外贸”“科贸”“经贸”“进出口”“贸易”“进口”“出口”“工贸”以及“外经”等字样的企业样本归为贸易中间商。

进口中间产品时将其扣除。此外，在企业 *DVAR* 的计算过程中还考虑了进口资本品①的折旧，按照 10.96%的折旧率核算进口资本品的折旧部分，即式（5）和式（6）中的 D_{ijt1} 和 D_{ijt2}，并将其扣除。ω_1 和 ω_2 表示混合贸易企业加工贸易出口和一般贸易出口占其出口总额的比重。企业 DVAR 的计算过程考虑了贸易中间商问题、中间品间接进口问题和资本品进口问题，更加符合我国制造业企业的出口现实。

（三）主要变量定义与描述性统计

我国企业平均 *DVAR* 和银行贷款融资的时间变化趋势如图 2 所示，以利息支出占总产出的比值作为企业获得银行贷款能力的衡量指标，实验组与控制组在 2007 年出现较快增长，且实验组明显快于控制组。2006—2009 年期间 *DVAR* 的增长率在不断降低，可能是由 2008 年金融危机的负向冲击引致。整体上，实验组与控制组 *DVAR* 的时间变化趋势较为一致。在 2007 年增长明显加快，且实验组明显快于控制组。

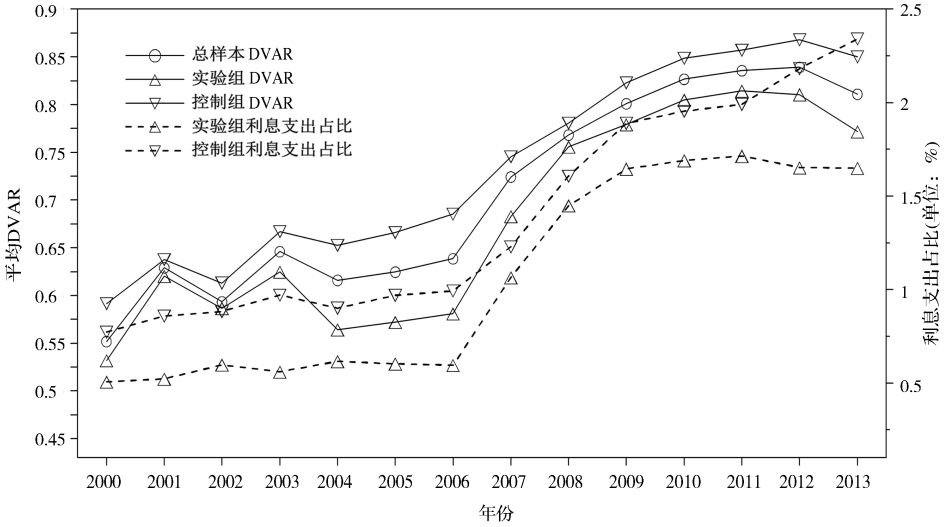

图 2　我国企业出口国内附加值率和银行贷款融资的时间变化趋势

本文主要变量的描述性统计如表 1 所示，企业 *DVAR* 的均值为 0.7571，说明我国企业 *DVAR* 整体水平已经超过 75%；企业 *DVAR* 的最小值为 0.00014，最大值为 0.8400，说明不同企业之间的 *DVAR* 差别很大。分组变量 *Treat* 的均值为 0.4975，实验组企业样本占比 49.75%，实验组和控制组之间具有较好的对称性。分期变量 *Post* 的均值为 0.6227，在《物权法》出台之后的企业样本占比超过 62%，《物权法》出台之前和之后的企业样本接近平均。企业固定资产占比 *bz* 的均值为 0.3078，制造业整体上固定资产占比仅为 30%，企业平均拥有的固定资产偏少；*bz* 的最小值为 0.0154，最大值为 0.8949，说明不同企业之间融资约束存在较大差异。

①根据 BEC 分类，将 BEC 编码为 41、521 的产品归为进口资本品。

表 1　主要变量描述性统计

变量名称	变量含义	均值	标准差	最小值	最大值
企业出口国内附加值率（*DVAR*）	衡量企业附加值俘获能力；企业总出口中扣除进口中间品的部分占企业总出口的比重。	0.7571	0.1181	0.00014	0.8400
分组变量（*Treat*）	衡量企业是否受《物权法》出台影响；若企业属于固定资产占比最低的 1/3 组，则取值为 1；若企业属于固定资产占比最高的 1/3 组，则取值为 0。	0.4975	0.5000	0	1
分期变量（*Post*）	衡量《物权法》是否出台；若统计当年年份为 2007 年及以后年份，则取值为 1，否则取值为 0。	0.6227	0.4847	0	1
企业固定资产占比（*bz*）	衡量企业固定资产占比的平均值；2006 年和 2005 年固定资产占总资产比值的平均值。	0.3078	0.1526	0.0154	0.8949
企业规模（*size*）	衡量企业规模；将从业人员数取自然对数。	6.8907	1.1523	2.4849	10.5949
企业要素密集度（*klr*）	衡量企业对资本和劳动使用程度；将固定资产净值除以从业人员数。	7.0558	12.3292	0.0853	458.8164
企业人均工资（*wage*）	衡量企业人力资本和劳动成本；企业本年应付工资总额与应付福利费总额之和除以从业人员数。	0.7886	1.6841	0.0104	46.3249
企业年龄（*age*）	衡量企业存续时间；将统计当年年份减去企业成立年份再加上 1。	15.7907	7.3416	1	119
政府补贴（*lsub*）	衡量企业受政府政策支持程度；将企业获得的政府补贴金额取自然对数，取对数之前加上 1。	-11.4571	2.9059	-18.9854	0.2248
行业赫芬达尔指数（*hhi*）	衡量市场竞争程度；指数越大，行业集中度越高，企业面临的竞争程度越小。	0.0135	0.0441	0.00014	1

四、实证结果分析

（一）基准回归结果

本文运用中国制造业出口企业的平衡面板数据，构建 DID 双固定效应模型实证分析《物权法》出台对企业 *DVAR* 的影响。基准回归结果如表 2 所示，列（1）同时固定企业个体效应和时间年份效应，在出口目的国层面进行了聚类。*Treat* × *Post* 的系数在 1%水平上显著为正，《物权法》出台有利于促进企业 *DVAR* 提高。列（2）—列（4）是列（1）的侧面印证，*Treat* × *Post* 的系数均显著为正，说明本文基本结论不随模型中控制变量数量和误差聚类层面的变化而发生实质性改变，初步证明结论的稳健性，进一步证实了《物权法》出台能够促进企业 *DVAR* 的提高。Hausman 检验结果拒绝随机效应的原假设，因而选择固定效应模型。列（1）同时固定了个体效应和时间效应，即在模型中控制不随时间变化的个体特征和不随个体变化的时间特征，能有效

避免遗漏变量问题。因而，后续研究均在列（1）的基础上展开。

表 2　基准回归结果

项目	(1)	(2)	(3)	(4)
	DVAR	*DVAR*	*DVAR*	*DVAR*
Treat × Post	0.0099***	0.0072***	0.0043***	0.0099***
	(0.0011)	(0.0010)	(0.0010)	(0.0009)
size	0.0070***	0.0024***	0.0057***	0.0070***
	(0.0011)	(0.0008)	(0.0009)	(0.0006)
klr	0.0018***	0.0004*	0.0018***	0.0018***
	(0.0001)	(0.0002)	(0.0001)	(0.0001)
wage	−0.0144***	−0.0059***	−0.0143***	−0.0144***
	(0.0008)	(0.0018)	(0.0008)	(0.0005)
age	0.0011***	0.0005***	0.0009***	0.0011***
	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)
lsub	−0.0008***	−0.0016***	−0.0005***	−0.0008***
	(0.0002)	(0.0003)	(0.0001)	(0.0001)
hhi	0.0730***	0.0242***	0.0476***	0.0730***
	(0.0151)	(0.0086)	(0.0143)	(0.0112)
个体固定效应	是	否	是	是
年份固定效应	是	是	否	是
目的国层面聚类	是	是	是	否
观测值	598 587	598 587	598 587	598 587
R^2	0.0102	0.0083	0.0032	0.0102
F	94.43		159.42	186.13
Wald Chi^2		886.99		

注：*、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著，括号内为异方差稳健标准误。若无特殊说明，下表同。

在其他控制变量方面，企业规模 *size* 的系数显著为正，大规模企业具有较强的研发创新实力，一般生产率也较高，容易从规模经济中获益，有利于提高企业 *DVAR* 。企业要素密集度 *klr* 的系数显著为正，相较于劳动密集型产品，资本密集型产品在出口市场上具有更高的附加值俘获能力。企业人均工资 *wage* 的系数显著为负，人均工资越高意味着企业的劳动力成本越高，劳动力成本过高会抑制企业创新和可持续发展，使企业在国际竞争中处于劣势地位。企业年龄 *age* 的系数显著为正，随着经营年限的增加，企业的生产和管理经验以及研发创新和技术积累都在大幅度提高，有利于加强国际竞争优势。政府补贴 *lsub* 的系数显著为负，政府补贴过多会挤出企业自身的研发投入，不利于企业自主创新，对企业 *DVAR* 带来负面效应。行业赫芬达尔指数 *hhi* 的系数显著为正，该指数取值越大，意味着行业集中度越高，市场存在一定程度的垄断、进入壁垒高，有较好的研发创新环境，企业 *DVAR* 会随之提高。

（二）稳健性检验

1. 平行趋势假设检验和动态效应检验

平行趋势假设是使用双重差分方法估计处置效应的关键假设，在基准模型中加入分组虚拟变量与《物权法》出台前三年年份虚拟变量的交互项。参照 Beck 等（2010）[37] 的方法加入分组虚拟变量与《物权法》出台当年及之后三年年份虚拟变量的交互项，将各交互项的系数及置信区间绘制于图 3 中。前三年交互项系数不显著异于 0，说明本文模型设定满足平行趋势假设。当年显著促进了企业 *DVAR*，之后的第一年促进强度达到最大，第二年和第三年逐渐减弱。

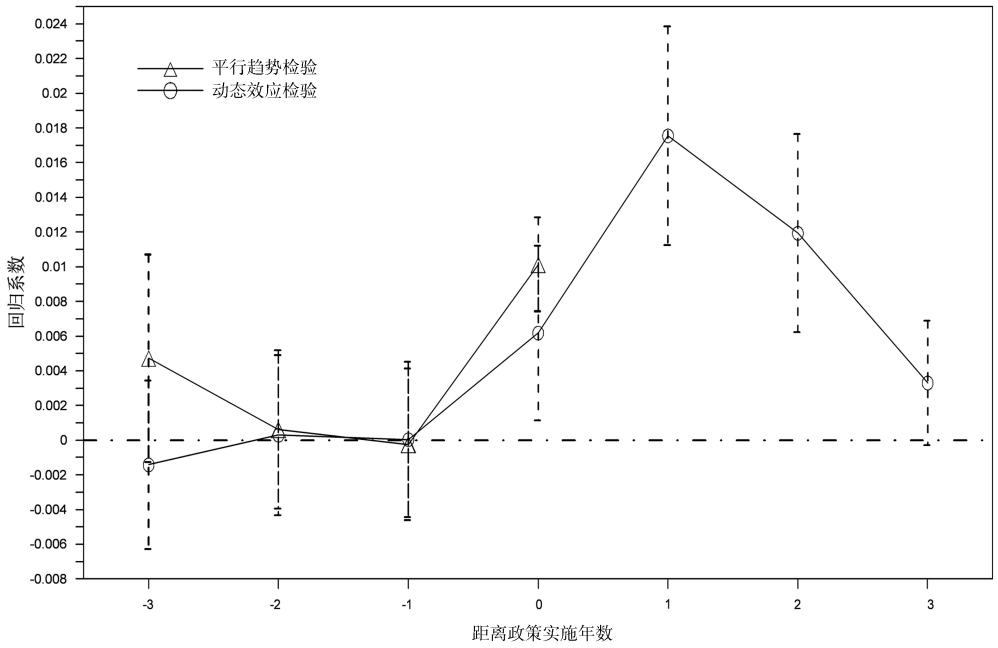

图 3　平行趋势假设检验和动态效应检验

2. 预期效应检验

为了检验在《物权法》出台之前企业个体是否存在预期，剔除事件发生的前一年样本，即将研究样本中统计年份为 2006 年的企业样本进行剔除，回归结果如表 3 中列（1）所示。*Treat* × *Post* 的系数仍然显著为正，企业个体预期效应不明显。

3. 其他政策混杂效应检验

考虑到《物权法》出台一年后爆发了国际金融危机，期间政府出台了 4 万亿投资计划等一系列刺激政策，参照郑宝红和张兆国（2018）[38] 和余静文等（2021）[39] 的做法，从研究样本中剔除 2008—2010 年的样本，回归结果如表 3 中列（2）所示。*Treat* × *Post* 的系数仍然显著为正，金融危机没有对《物权法》效应造成混淆。

4. 国内中间品来自国外成分的剔除

将国内中间品中来自国外成分的占比分别调整为 10% 和 0%，回归结果如表 3 中列（3）和列（4）所示，*Treat* × *Post* 的系数仍然显著为正，说明本文基本结论并不受企业中间投入间接进口占比的实质性影响。

5. 分组方式检验

第一，将固定资产占比位于中间的 1/3 组的企业归为实验组，回归结果如表 3 中列（5）所示，*Treat* × *Post* 的系数仍然显著为正，但数值明显减小，原因是相较于固定资产占比最小的企业，位于中间组的企业对《物权法》出台的敏感程度明显降低。第二，以固定资产占比平均值的中位数为划分标准，回归结果如表 3 中列（6）所示，*Treat* × *Post* 的系数仍然显著为正，数值明显减小，原因与上述情况类似。

表 3　预期效应、其他政策混杂效应、国外成分占比和分组方式检验

项目	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
	DVAR	*DVAR*	*DVAR*	*DVAR*	*DVAR*	*DVAR*
Treat × *Post*	0.0086***	0.0069***	0.0129***	0.0070***	0.0034***	0.0066***
	（0.0012）	（0.0015）	（0.0013）	（0.0010）	（0.0012）	（0.0009）
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
目的国层面聚类	是	是	是	是	是	是
观测值	551 596	444 728	598 587	598 587	606 401	907 284
R^2	0.0115	0.0112	0.0143	0.0101	0.0074	0.0071
F	109.38	143.70	183.77	39.65	80.27	66.94

6. 改变时间窗口

将研究年限缩短至 2004—2010 年，包含《物权法》出台当年以及前三年和后三年，回归结果如表 4 中列（1）所示，*Treat* × *Post* 的系数仍然显著为正，说明本文基本结论并不受研究年限的实质性影响。

7. 改变分组依据检验

既然《物权法》出台会拓展外部融资途径，则外部融资需求程度不同的企业受其影响也有差异。参照姜军等（2017）[40] 的方法，以《物权法》出台前一年（2006 年）企业外部融资需求程度是否高于该年度样本中位数作为分组依据。借鉴 Rajan 和 Zingales（1995）[41] 的思想，外部融资需求程度指标的构建方法是（本年度固定资产-上年度固定资产+本年折旧-净利润）/资产总额。回归结果如表 4 中列（2）所示，*Treat* × *Post* 的系数仍然显著为正，说明本文基本结论对分组依据的选择是稳健的。

8. 遗漏重要变量检验

在模型中控制了融资约束、企业性质等变量，回归结果如表 4 中列（3）所示。根据已有文献（张盼盼和陈建国，2019；阳佳余，2012[42]），外源融资 *wyrz* 以利息支出比率进行表征，计算方法是将企业的利息支出除以资产总额；内源融资 *nyrz* 以现金流进行表征，计算方法是将企业净利润加上本年折旧再除以资产总额（张杰等，2012）。企业性质的衡量是根据企业登记注册类型设定国有集体性质企业虚拟变量 *sdum* 和外资企业虚拟变量 *fdum* 。*Treat* × *Post* 的系数仍然显著为正，说明本文基本结论没有受到遗漏重要变量问题的实质性影响。

9. 安慰剂检验

假设《物权法》出台的年份分别是 2005 年和 2003 年，构造“虚拟事件”，回归结果如表 4 中列（4）和列（5）所示，*Treat* × *Post*2005 和 *Treat* × *Post*2003 的系数均不显著，说明“虚拟事件”不存在，即本文实验组和控制组企业 *DVAR* 差异的变化确实来源于《物权法》出台。

表 4　改变时间窗口、改变分组依据、遗漏变量和安慰剂检验

项目	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）
	DVAR	*DVAR*	*DVAR*	*DVAR*	*DVAR*
Treat × *Post*2005				0.0016 （0.0024）	
Treat × *Post*2003					0.0026 （0.0040）
Treat × *Post*	0.0120*** （0.0021）	0.0094*** （0.0012）	0.0079*** （0.0014）		
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
目的国层面聚类	是	是	是	是	是
观测值	327 736	600 936	492 006	598 587	598 587
R^2	0.0062	0.0106	0.0125	0.0098	0.0098
F	30.12	97.23	108.05	110.66	109.37

进行安慰剂检验的另一种方法是重复随机抽样，通过随机分配实验组和控制组进行模拟回归。从研究样本中随机抽取与实际实验组个体数量相等的样本作为虚拟实验组，其余作为虚拟控制组，重复 1000 次。模拟结果如图 4 所示，虚拟回归系数近似呈现以 0 为中心的正态分布，真实估计系数明显是该分布中的异常值，说明本文基本结论并不是出于偶然性，进一步验证了双重差分模型设定的正确性。

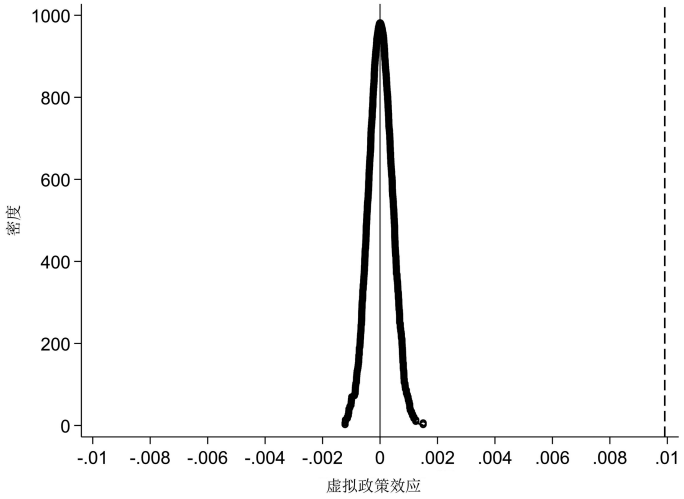

图 4　非参数随机模拟结果

注：虚线表示真实估计系数值。

（三）机制检验

结合前文的理论分析和基准回归结果，构建如下中介效应模型，进行机制检验：

$$DVAR_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i \times Post_t + \alpha X + \vartheta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i \times Post_t + \alpha X + \vartheta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$DVAR_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i \times Post_t + \beta_2 M_{it} + \alpha X + \vartheta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

中介效应模型包括式（8）、式（9）和式（10）三部分，式（8）与基准回归模型式（4）相同。《物权法》出台会缓解企业的融资约束，能够激励企业进行研发创新、提高生产率，有利于提高成本加成率和进口中间品相对价格，进而促进企业 DVAR 的提高。据此，本文选取企业成本加成率和进口中间品相对价格作为中介变量进行机制检验。参照李卫兵和张凯霞（2019）[43] 的办法将缺失的中间品投入和工业增加值等变量补齐，采用 De Loecker 和 Warzynski（2012）[44] 的生产函数估计法计算企业成本加成率 *qyjc* 。对于进口中间品相对价格的计算，受限于国内中间品价格数据的可获得性，无法直接计算相对价格。受诸竹君等（2018）以及李胜旗和毛其淋（2017）[45] 的启发，本文选取企业创新强度作为替代指标（孙伟和戴桂林，2020）[46]。进口中间品的技术溢出效应会增强企业的创新能力，使企业生产出更多数量、更多种类和更高质量的国内中间品，从而提高进口中间品相对价格。企业创新往往伴随生产率的提高，本文以企业全要素生产率表征技术创新，作为进口中间品相对价格 *xdjg* 的替代指标，运用 LP 方法计算得到（Levinsohn and Petrin，2003）[47]。

中介效应模型的机制检验结果如表 5 中列（1）—（4）所示，列（1）和列（2）结果说明《物权法》出台确实会通过提高企业成本加成率进而促进企业 *DVAR* 提高，列（3）和列（4）结果说明《物权法》出台确实会通过提高进口中间品相对价格进而促进企业 *DVAR* 提高。因此，本文提出的假说 1 和假说 2 得到证实。

（四）异质性分析

1. 企业所在地区异质性

构造东部地区虚拟变量与核心解释变量的交互项 $Treat \times Post \times Edum$、中部地区虚拟变量与核心解释变量的交互项 $Treat \times Post \times Mdum$ 加入基准模型，回归结果如表 5 中列（5）所示。《物权法》出台会显著提高东部地区企业 *DVAR* ，而会显著抑制中部地区企业 *DVAR* 的提高，对西部地区企业则没有显著影响。东部地区市场发育成熟，企业对政策法规的变动比较敏感；中部地区长期承接东部地区的产业转移，该类转移产业的类型主要为劳动密集型和资源密集型，创新潜力不足。

2. 企业规模异质性

构造大规模企业虚拟变量与核心解释变量的交互项 $Treat \times Post \times Ldum$ 、中等规模企业虚拟变量与核心解释变量的交互项 $Treat \times Post \times Zdum$ 加入基准模型，回归结果如表 5 中列（6）所示。《物权法》出台会显著促进中等规模和小规模企业 *DVAR* 提高，而对大规模企业的促进作用强度不大。相较于大规模企业，中小规模企业融资约束大，《物权法》出台能够解其燃眉之急，因而会显著促进企业 *DVAR* 提高。

3. 企业贸易方式异质性

构造加工贸易方式虚拟变量与核心解释变量的交互项 *Treat* × *Post* × *Jdum* 、一般贸易方式虚拟变量与核心解释变量的交互项 *Treat* × *Post* × *Ydum* 加入基准模型，回归结果如表 5 中列（7）所示。《物权法》出台会显著促进混合贸易企业和一般贸易企业 *DVAR* 提高，而对加工贸易企业没有显著影响。一般贸易企业和混合贸易企业具有完整的研发、生产和销售体系，产品的附加价值较高，而加工贸易企业一般只负责组装环节，产品附加价值最低。

表 5　机制检验和异质性分析

项目	成本加成率机制		进口中间品相对价格机制		地区异质性	规模异质性	贸易方式异质性
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）	（7）
	qyjc	*DVAR*	*xdjg*	*DVAR*	*DVAR*	*DVAR*	*DVAR*
Treat × *Post*	0.0092*** (0.0011)	0.0069*** (0.0011)	0.6222*** (0.0828)	0.0098*** (0.0011)	−0.0035 (0.0047)	0.0061*** (0.0014)	0.0062*** (0.0019)
qyjc		0.3246*** (0.0173)					
xdjg				0.0002*** (0.0000)			
Treat × *Post* × *Edum*					0.0143*** (0.0043)		
Treat × *Post* × *Mdum*					−0.0469*** (0.0173)		
Treat × *Post* × *Ldum*						0.0030* (0.0017)	
Treat × *Post* × *Zdum*						0.0073*** (0.0020)	
Treat × *Post* × *Jdum*							0.0023 (0.0015)
Treat × *Post* × *Ydum*							0.0066** (0.0027)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
目的国层面聚类	是	是	是	是	是	是	是
观测值	598 587	598 587	598 587	598 587	598 587	598 587	598 587
R^2	0.5731	0.0164	0.1365	0.0103	0.0105	0.0103	0.0103
F	3176.98	120.14	169.68	91.45	94.66	95.00	87.41

五、研究结论与启示

本文以 2000—2013 年中国制造业出口企业为研究对象，运用双重差分方法检验《物权法》出台对企业 DVAR 的影响。本文得到如下主要结论。

第一，《物权法》出台显著促进了企业出口国内附加值率的提高。在动态效应方面，该促进作用具有一定的持续性特征：在《物权法》出台当年该促进作用明显，出台之后的第一年该促进作用达到最大，之后则在显著性和作用强度上逐渐减小。

第二，《物权法》出台能够缓解融资约束，企业有更多的资金进行技术升级和

研发创新。具体来看，《物权法》出台能够通过提高企业成本加成率和提高进口中间品相对价格进而促进企业出口附加值率的提高。

第三，《物权法》出台对企业出口国内附加值率的促进作用具有明显的异质性特征。具体来看，《物权法》出台显著促进东部地区企业、中等规模企业和小规模企业以及一般贸易企业和混合贸易企业的出口国内附加值率提高。

《物权法》出台显著促进了制造业企业出口国内附加值率的提高，启示如下。

从政府角度，要进一步完善法治环境。这在当前企业普遍面临融资难、融资贵的大背景下，对缓解企业融资约束、激发企业活力具有至关重要的作用。法律保障对资本市场进行有效补给，能够激发市场经济主体活力，为企业出口保驾护航。从企业角度，要拓宽融资渠道，注重研发创新，增加高质量要素投入。技术创新能够降低生产的边际成本，提升定价能力，提高企业加成率，从而提高企业出口国内附加值率。主动拓宽融资渠道，在固定资产不足以抵押的情况下，要合理充分以应收账款、基金份额和存货等流动资产作为抵押向银行申请贷款，在商业信用和银行贷款之间选择更适合自身的融资方式。要将更多的资金投入研发创新和技术改造升级，提高产品的附加价值，从而增强国际竞争力。

[参考文献]

[1] KRAEMER K L, LINDEN G, DEDRICK J. Capturing Value in Global Networks: Apple's IPad and IPhone [R]. UC Irvine Working Paper, 2011.

[2] 江伟，姚文韬.《物权法》的实施与供应链金融——来自应收账款质押融资的经验证据 [J]. 经济研究，2016，51 (1)：141-154.

[3] 郑志刚，邓贺斐. 法律环境差异和区域金融发展——金融发展决定因素基于我国省级面板数据的考察 [J]. 管理世界，2010 (6)：14-27.

[4] 陈德球，魏刚，肖泽忠. 法律制度效率、金融深化与家族控制权偏好 [J]. 经济研究，2013，48 (10)：55-68.

[5] 张盼盼，张胜利，陈建国. 融资约束、金融市场化与制造业企业出口国内增加值率 [J]. 金融研究，2020 (4)：48-69.

[6] 赵玲，高翔，黄建忠. 成本加成与企业出口国内附加值的决定：来自中国企业层面数据的经验研究 [J]. 国际贸易问题，2018 (11)：17-30.

[7] 岳文. 企业加成率与出口国内附加值 [J]. 中南财经政法大学学报，2018 (2)：126-135.

[8] 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.

[9] 许家云，徐莹莹. 政府补贴是否影响了企业全球价值链升级？——基于出口国内附加值的视角 [J]. 财经研究，2019，45 (9)：17-29.

[10] 岳文. 政府补贴与企业出口国内附加值率：事实与影响机制 [J]. 财贸研究，2020，31 (5)：13-27.

[11] 刘玉海，廖赛男，张丽. 税收激励与企业出口国内附加值率 [J]. 中国工业经济，2020 (9)：99-117.

[12] 刘信恒. 出口退税与出口国内附加值率：事实与机制 [J]. 国际贸易问题，2020 (1)：17-31.

[13] 高翔，刘啟仁，黄建忠. 要素市场扭曲与中国企业出口国内附加值率：事实与机制 [J]. 世界经济，2018，41 (10)：26-50.

[14] 耿伟，杨晓亮. 最低工资与企业出口国内附加值率 [J]. 南开经济研究，2019 (4)：188-208.

[15] 吕越，盛斌，吕云龙. 中国的市场分割会导致企业出口国内附加值率下降吗 [J]. 中国工业经济，2018

(5)：5-23.
[16] 刘萍．论《物权法》对担保制度的完善及对银行信贷业务的影响［J］．金融研究，2009（12）：188-200.
[17] 钱雪松，方胜．《物权法》出台、融资约束与民营企业投资效率——基于双重差分法的经验分析［J］．经济学（季刊），2021，21（2）：713-732.
[18] 钱雪松，丁滋芳，陈琳琳．缓解融资约束促进了企业创新吗？——基于中国《物权法》自然实验的经验证据［J］．经济科学，2021（1）：96-108.
[19] 钱雪松，代禹斌，陈琳琳，等．担保物权制度改革、融资约束与企业现金持有——基于中国《物权法》自然实验的经验证据［J］．会计研究，2019（1）：72-78.
[20] KEE H L，TANG H. Domestic Value Added in Exports：Theory and Firm Evidence from China［J］. American Economic Review，2016，106（6）：1402-1436.
[21] 任曙明，吕镯．融资约束、政府补贴与全要素生产率——来自中国装备制造企业的实证研究［J］．管理世界，2014（11）：10-23.
[22] 何光辉，杨咸月．融资约束对企业生产率的影响——基于系统 GMM 方法的国企与民企差异检验［J］．数量经济技术经济研究，2012，29（5）：19-35.
[23] 张璇，刘贝贝，汪婷，等．信贷寻租、融资约束与企业创新［J］．经济研究，2017，52（5）：161-174.
[24] 康志勇．融资约束、政府支持与中国本土企业研发投入［J］．南开管理评论，2013，16（5）：61-70.
[25] 张杰，芦哲，郑文平，等．融资约束、融资渠道与企业 R&D 投入［J］．世界经济，2012，35（10）：66-90.
[26] 李宏亮，谢建国．融资约束与企业成本加成［J］．世界经济，2018，41（11）：121-144.
[27] 张盼盼，陈建国．融资约束如何影响了中国制造业的出口国内增加值率：效应和机制［J］．国际贸易问题，2019（12）：18-31.
[28] 魏浩，白明浩，郭也．融资约束与中国企业的进口行为［J］．金融研究，2019（2）：98-116.
[29] 谢谦，刘维刚，张鹏杨．进口中间品内嵌技术与企业生产率［J］．管理世界，2021，37（2）：66-80.
[30] 郑亚莉，王毅，郭晶．进口中间品质量对企业生产率的影响：不同层面的实证［J］．国际贸易问题，2017（6）：50-60.
[31] 魏浩，林薛栋．进口产品质量与中国企业创新［J］．统计研究，2017，34（6）：16-26.
[32] 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.
[33] YU M. Processing Trade，Tariff Reductions and Firm Productivity：Evidence from Chinese Firms［J］. The Economic Journal，2015，125（585）：943-988.
[34] ARETZ K，CAMPELLO M，MARCHICA M. Access to Collateral and the Democratization of Credit：France's Reform of the Napoleonic Security Code［J］. The Journal of Finance，2020，75（1）：45-90.
[35] 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.
[36] UPWARD R，WANG Z，ZHENG J. Weighing China's Export Basket：The Domestic Content and Technology Intensity of Chinese Exports［J］. Journal of Comparative Economics，2013，41（2）：527-543.
[37] BECK T，LEVINE R，LEVKOV A. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States［J］. The Journal of Finance，2010，65（5）：1637-1667.
[38] 郑宝红，张兆国．企业所得税率降低会影响全要素生产率吗？——来自我国上市公司的经验证据［J］．会计研究，2018（5）：13-20.
[39] 余静文，李媛媛，李濛西．《物权法》实施对企业商业信用的影响——基于供应链上下游机制视角［J］．金融经济学研究，2021，36（3）：76-90.
[40] 姜军，申丹琳，江轩宇，等．债权人保护与企业创新［J］．金融研究，2017（11）：128-142.
[41] RAJAN R G，ZINGALES L. What Do We Know about Capital Structure? Some Evidence from International Data［J］. Journal of Finance，1995，50（5）：1421-1460.

[42] 阳佳余．融资约束与企业出口行为：基于工业企业数据的经验研究［J］．经济学（季刊），2012，11（4）：1503-1524.
[43] 李卫兵，张凯霞．空气污染对企业生产率的影响——来自中国工业企业的证据［J］．管理世界，2019，35（10）：95-112.
[44] DE LOECKER J，WARZYNSKI F. Markups and Firm-level Export Status［J］. American Economic Review，2012，102（6）：2437-2471.
[45] 李胜旗，毛其淋．制造业上游垄断与企业出口国内附加值——来自中国的经验证据［J］．中国工业经济，2017（3）：101-119.
[46] 孙伟，戴桂林．开发区设立与企业出口国内附加值［J］．产业经济研究，2020（5）：1-13.
[47] LEVINSOHN J，PETRIN A. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables［J］. The Review of Economic Studies，2003，70（2）：317-341.

Reform of the Security Interest System, Financing Constraints and Manufacturing Firms' Domestic Value-added Rate

FENG Yujing　ZHAI Liangliang　LI Fumin

Abstract: In the context of China's manufacturing industries ascending to the medium-high end of the Global Value Chains（GVCs）, this paper studies the impact of the security interest system reform on firms' domestic value-added rate（DVAR）and its mechanism of action by taking the promulgation of the *Property Law* in 2007 as a quasi-natural experiment and constructing a difference-in-differences model based on the data of the manufacturing export enterprises from 2000 to 2013. The study indicates that the promulgation of the *Property Law* can ease financing constraints and significantly increase the DVAR of enterprises, especially for enterprises in the eastern region, small and medium-sized enterprises, as well as general trading and mixed trading enterprises. The *Property Law* affects the DVAR of enterprises with the cost-plus rate and the relative price of imported intermediate products as the main mechanisms. The above-mentioned conclusion still holds with a series of robust tests. This research can help to learn more about the micro-economic effects of the *Property Law*. And it not only enriches related literature, but also provides useful reference to promote high-quality economic development for the government by improving the legal environment.

Keywords: *Property Law*; Security Interest System Reform; Domestic Value-added Rate of Enterprises; Financing Constraints; Difference-in-Differences Model

（责任编辑　张晨烨）