**“走出去”是否有助于抑制企业的“脱实向虚”行为？**

**——基于“一带一路”倡议准自然实验的证据**

罗长远 李铮 智艳

**目 录**

[附录Ⅰ 安慰剂检验结果 1](#_Toc152177611)

[附录Ⅱ 机制分析补充结果 2](#_Toc152177612)

[附录Ⅲ 异质性分析 5](#_Toc152177613)

[附录Ⅳ 稳健性分析补充结果 7](#_Toc152177614)

# 附录Ⅰ 安慰剂检验结果

使用双重差分法还需要考虑基准估计结果是否受到其他随时间变化的不可观测因素的影响。针对该问题，本文参考吕越等（2019）和Luo et al.（2019）的做法，利用“一带一路”参与企业的随机分配进行间接性的安慰剂检验。具体地，从所有企业中随机抽取产生处理组的企业名单，利用式（1）和式（2）进行回归，得到一个错误的估计系数，将该过程重复进行500次得到500个伪估计系数。不同模型和不同被解释变量得到的伪估计系数分布如图Ⅰ1所示，虚线代表500个伪估计系数的均值。可以发现，伪估计系数的均值接近于0且绝大部分*p*值大于0.1。因此，可以认为“一带一路”对于企业金融化的抑制效应并非源于其他不可观测的因素，基准估计结果并没有因为遗漏变量而导致的严重偏误。



图Ⅰ1 安慰剂检验

注：图中横轴为估计系数，纵轴为估计系数的密度以及*p*值。虚线代表500个伪估计系数的均值。

# 附录Ⅱ 机制分析补充结果

（一）机制变量对企业金融化的影响

为了探讨哪一个指标是解释“一带一路”企业“脱虚返实”的主要力量，我们在多时点双重差分模型中逐一引入产能利用率（CU）、生产率（PRO）、实体投资回报率（RK）、金融投资的回报溢价（GAP）、实体投资的相对风险（RISK）以及影子银行活动（SB）六个机制变量，然后进行回归分析，估计结果见表Ⅱ1。由Panel A可以看到，企业的实体获利能力（即CU、PRO和RK），与企业金融化水平负相关且多为显著。由Panel B可以看到，企业的金融化动机（即GAP、RISK和SB），与企业金融化水平正相关且多为显著。这与正文的理论分析一致，实体获利能力的提高和金融化动机的下降可以缓解企业的金融化倾向。

由列（1）和列（2）可知，引入CU后，核心解释变量$BRI\_{it}$的估计系数不显著，说明“走出去”主要通过提高产能利用率抑制企业的金融化倾向。由列（3）和列（4）可知，引入PRO后，核心解释变量$BRI\_{it}$的估计系数显著为负，与基准估计相比，系数的绝对值有所下降且幅度较大，说明生产率也是“走出去”抑制企业金融化倾向的重要途径。由列（5）-列（12）可知，引入RK、GAP、RISK和SB后，核心解释变量$BRI\_{it}$的估计系数显著为负，与基准估计相比，系数绝对值有所下降但幅度较小。

综上所述，我们认为，产能利用率和生产率是解释“一带一路”助推企业“脱虚返实”的主要力量。原因可能是，一方面，“一带一路”倡议提出的初衷之一便是通过“走出去”释放富余的产能，企业通过开拓海外市场，提高了产能利用率，实体获利能力得到提升，资产配置和收益渠道也更多地转向实体部门。另一方面，生产率是提高企业实体获利能力的根本，参与“一带一路”建设可以通过“顺梯度”和“逆梯度”投资提高企业的全要素生产率，助推企业把资产配置和获益渠道更多地转向实体部门，从而降低金融化水平。

表Ⅱ1 机制变量对企业金融化的影响：多时点DID

|  |  |
| --- | --- |
|  | Panel A：实体获利能力 |
| 被解释变量 | FAR | FIRR | FAR | FIRR | FAR | FIRR |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| CU | -0.0024\*\* | -0.4131\*\*\* |  |  |  |  |
|  | (0.0011) | (0.0275) |  |  |  |  |
| PRO |  |  | -0.0009\* | -0.5331\*\*\* |  |  |
|  |  |  | (0.0005) | (0.0140) |  |  |
| RK |  |  |  |  | -0.0005 | -0.5102\*\*\* |
|  |  |  |  |  | (0.0013) | (0.0231) |
| $$BRI\_{it}$$ | -0.0029 | -0.0269 | -0.0060\*\*\* | -0.0771\*\* | -0.0073\*\*\* | -0.1484\*\*\* |
|  | (0.0025) | (0.0590) | (0.0016) | (0.0332) | (0.0014) | (0.0328) |
| Adj $R^{2}$ | 0.6876 | 0.4393 | 0.6351 | 0.4984 | 0.6479 | 0.4356 |
| 观察值 | 8031 | 8031 | 15977 | 15977 | 19742 | 19742 |
|  | Panel B：金融化动机 |
| 被解释变量 | FAR | FIRR | FAR | FIRR | FAR | FIRR |
|  | (7) | (8) | (9) | (10) | (11) | (12) |
| GAP | 0.0007 | 0.6323\*\*\* |  |  |  |  |
|  | (0.0012) | (0.0230) |  |  |  |  |
| RISK |  |  | 0.0065\*\*\* | 0.3097\*\*\* |  |  |
|  |  |  | (0.0019) | (0.0347) |  |  |
| SB |  |  |  |  | 0.0459\*\*\* | 0.8684\*\*\* |
|  |  |  |  |  | (0.0049) | (0.0719) |
| $$BRI\_{it}$$ | -0.0073\*\*\* | -0.1348\*\*\* | -0.0072\*\*\* | -0.1668\*\*\* | -0.0069\*\*\* | -0.1615\*\*\* |
|  | (0.0014) | (0.0322) | (0.0014) | (0.0335) | (0.0014) | (0.0331) |
| Adj $R^{2}$ | 0.6479 | 0.4604 | 0.6479 | 0.4052 | 0.6516 | 0.4085 |
| 观察值 | 19742 | 19742 | 19770 | 19770 | 19768 | 19768 |

注：所有回归均控制了个体固定效应、年份固定效应、行业-年份固定效应、省份-年份固定效应以及控制变量。括号内为稳健标准误；\* p<0.1，\*\* p<0.05，\*\*\* p<0.01。

（二）机制变量对企业金融化的影响途径

此外，根据FAR和FIRR的定义，企业金融化水平的变化既有可能是由分子即金融资产和金融渠道收益的变化引起的，也有可能是由分母即总资产和营业利润的变化引起的。为了进一步了解以上机制对分子和分母的影响，我们在多时点双重差分模型中逐一引入产能利用率（CU）、生产率（PRO）、实体投资回报率（RK）、金融投资的回报溢价（GAP）、实体投资的相对风险（RISK）以及影子银行活动（SB）六个机制变量，并将被解释变量替换为狭义金融资产、总资产、狭义金融渠道收益和营业利润四个变量（取它们的对数值），估计结果见表Ⅱ2。

（1）实体获利能力对企业金融化的影响途径

Panel A报告了产能利用率对金融资产、总资产、金融渠道收益和营业利润的影响。由列（1）和列（2）可知，产能利用率对企业的金融资产没有显著影响，但是显著提高了企业的总资产，说明产能利用率提高促使企业增持实体资产，从而降低企业的FAR。由列（3）和列（4）可知，产能利用率显著抑制了企业的金融渠道收益，同时提高了企业的营业利润，说明产能利用率提高后，企业的实体获利能力提升，收益渠道更多地转向实体部门，从而降低了企业的FIRR。

Panel B和Panel C分别报告了生产率和实体投资回报率对金融资产、总资产、金融渠道收益和营业利润的影响。与产能利用率相同，生产率和实体投资回报率对企业的金融资产没有显著影响，但是显著提高了企业的总资产，显著抑制了企业金融渠道收益，同时提高了企业的营业利润。

（2）金融化动机对企业金融化的影响途径

Panel D报告了GAP对金融资产、总资产、金融渠道收益和营业利润的影响。由列（13）和列（14）可知，GAP显著提高了企业的金融资产，同时显著降低了企业的总资产，说明GAP的提高促使企业减持实体资产，增持金融资产，从而提高企业的FAR。由列（15）和列（16）可知，GAP显著提高了企业的金融渠道收益，同时降低了企业的营业利润，说明金融投资收益率越高，实体投资收益率越低，企业有更强的动机依赖金融渠道收益，同时过度的金融化损害了企业的营业利润，进一步提高了企业的FIRR。由Panel E可知，RISK对金融资产、总资产、金融渠道收益和营业利润的影响与GAP相同。

Panel F报告了影子银行活动对金融资产、总资产、金融渠道收益和营业利润的影响。由列（21）和列（22）可知，影子银行活动显著提高了企业的金融资产，同时也提高了企业的总资产，但是金融资产的增加幅度远大于总资产的增加幅度，说明影子银行活动规模越大的实体中介企业越需要配置更多的金融资产，从而提高了企业的FAR。由列（23）和列（24）可知，与GAP和RISK相同，影子银行活动显著提高了企业的金融渠道收益，同时降低了企业的营业利润，说明实体中介企业开展影子银行活动的规模越大，其收益就越依赖于金融渠道，同时过度的金融化损害了企业的营业利润，加剧了企业的金融化程度。

针对以上结果，我们有两点总结：改善实体获利能力（即CU、PRO和RK），主要通过增加总资产降低企业的金融资产持有率，并通过降低金融渠道收益和提高营业利润来削弱企业的金融渠道收益率，从而推动企业“脱虚返实”；抑制金融化动机（即GAP、RISK和SB），主要通过推动企业减持金融资产和增持实体资产降低企业的金融资产持有率，并通过减少金融渠道收益和提升营业利润来降低企业的金融渠道收益率，从而促进企业“脱虚返实”。

表Ⅱ2 机制变量对企业金融化的影响途径：多时点DID

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | Panel A：产能利用率企业金融化的影响途径 | Panel B：生产率对企业金融化的影响途径 |
|  | 金融资产 | 总资产 | 金融渠道收益 | 营业利润 | 金融资产 | 总资产 | 金融渠道收益 | 营业利润 |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| CU | -0.1356 | 0.0648\*\*\* | -0.2501\* | 0.2936\*\*\* |  |  |  |  |
|  | (0.1661) | (0.0119) | (0.1781) | (0.04620) |  |  |  |  |
| PRO |  |  |  |  | -0.1434 | 0.1330\*\*\* | -0.5976\*\*\* | 1.0757\*\*\* |
|  |  |  |  |  | (0.0806) | (0.0087) | (0.0875) | (0.0346) |
| $$BRI\_{it}$$ | 0.1057 | -0.0215 | -0.5173 | -0.0255 | -0.4064 | -0.0661\*\*\* | -1.0177\*\*\* | 0.0378 |
|  | (0.4235) | (0.0331) | (0.4800) | (0.0643) | (0.2729) | (0.0224) | (0.3261) | (0.0384) |
| Adj $R^{2}$ | 0.6087 | 0.9478 | 0.5760 | 0.8520 | 0.5788 | 0.9284 | 0.5932 | 0.8658 |
| 观察值 | 8030 | 8031 | 6695 | 6807 | 15975 | 15977 | 13652 | 14399 |
|  | Panel C：实体投资回报率对企业金融化的影响途径 | Panel D：GAP对企业金融化的影响途径 |
|  | 金融资产 | 总资产 | 金融渠道收益 | 营业利润 | 金融资产 | 总资产 | 金融渠道收益 | 营业利润 |
|  | (9) | (10) | (11) | (12) | (13) | (14) | (15) | (16) |
| RK | -0.1151 | 0.0760\*\*\* | -0.5153\*\*\* | 0.5198\*\*\* |  |  |  |  |
|  | (0.1296) | (0.1511) | (0.1454) | (0.0378) |  |  |  |  |
| GAP |  |  |  |  | 0.4704\*\*\* | -0.0875\*\*\* | 1.7779\*\*\* | -0.3763\*\*\* |
|  |  |  |  |  | (0.1190) | (0.0144) | (0.1411) | (0.0318) |
| $$BRI\_{it}$$ | -0.4144\* | -0.0592\*\*\* | -1.3271\*\*\* | 0.0913\*\* | -0.7160\*\*\* | -0.0608\*\*\* | -1.2678\*\*\* | 0.0881\* |
|  | (0.2362) | (0.0228) | (0.2798) | (0.0456) | (0.2331) | (0.0228) | (0.2779) | (0.0456) |
| Adj $R^{2}$ | 0.5650 | 0.9051 | 0.5698 | 0.7992 | 0.5863 | 0.9052 | 0.5759 | 0.7968 |
| 观察值 | 19740 | 19742 | 16965 | 16725 | 19740 | 19742 | 16965 | 16725 |
|  | Panel E：RISK对企业金融化的影响途径 | Panel F：影子银行活动对企业金融化的影响途径 |
|  | 金融资产 | 总资产 | 金融渠道收益 | 营业利润 | 金融资产 | 总资产 | 金融渠道收益 | 营业利润 |
|  | (17) | (18) | (19) | (20) | (21) | (22) | (23) | (24) |
| RISK | 0.6583\*\* | -0.0535\* | 5.7345\*\*\* | -0.0899\*\* |  |  |  |  |
|  | (0.2706) | (0.2750) | (0.2798) | (0.0434) |  |  |  |  |
| SB |  |  |  |  | 1.0036\*\* | 0.2466\*\*\* | 4.3915\*\*\* | -0.5466\*\*\* |
|  |  |  |  |  | (0.4940) | (0.0704) | (0.5738) | (0.1116) |
| $$BRI\_{it}$$ | -0.4359\* | -0.0549\*\* | -1.4075\*\*\* | 0.0971\*\* | -0.4242\* | -0.0539\*\* | -1.3044\*\*\* | 0.0959\*\* |
|  | (0.2359) | (0.0227) | (0.2740) | (0.0462) | (0.2358) | (0.0227) | (0.2790) | (0.0461) |
| Adj $R^{2}$ | 0.5656 | 0.9031 | 0.5836 | 0.7931 | 0.5652 | 0.9031 | 0.5718 | 0.7938 |
| 观察值 | 19768 | 19770 | 16988 | 16735 | 19766 | 19768 | 16982 | 16736 |

注：所有回归均控制了个体固定效应、年份固定效应、行业-年份固定效应、省份-年份固定效应以及控制变量。括号内为稳健标准误；\* p<0.1，\*\* p<0.05，\*\*\* p<0.01。

# 附录Ⅲ 异质性分析

我们进一步对潜在的异质性结果进行分析。具体而言，我们根据企业所在省份、所在行业、生产率水平、企业性质以及是否出口进行分组估计，并对估计结果的差异进行邹检验（Chow test）。我们的实证估计涉及FAR和FIRR两个金融化指标以及单时点双重差分和多时点双重差分两个回归模型，每组分组估计可以得到四个异质性的结果。然而，大部分分组估计结果没有通过邹检验，说明分组估计系数不存在显著差异。这表明，“一带一路”建设助推企业“脱虚返实”的效果，没有因为这些企业异质性而存在显著差异。在这里，我们以FIRR为被解释变量的多时点双重差分估计结果为例（见表Ⅲ1），对可能存在的异质性做一些说明。

（1）省份和行业异质性

列（1）和列（2）按照企业所在省份将样本分为重点对接省份和非重点对接省份，[[1]](#footnote-1)列（3）和列（4）按照企业所在行业将样本分为重点对接行业和非重点对接行业，列（5）和列（6）进一步将样本分为产能富余行业和其他行业。[[2]](#footnote-2)由列（1）和列（2）可知，重点对接省份的估计系数的绝对值更大，且估计系数的差异通过了邹检验。这说明，位于重点对接省份的企业参与“一带一路”建设后“脱虚返实”的效果更大，原因可能是位于重点对接省份的企业，更多和更深入地参与了“一带一路”建设，所受影响也更大。由列（3）至列（6）可知，根据行业进行分组的估计系数均显著为负，且估计系数的差异没有通过邹检验，说明“走出去”对企业金融化的影响不存在行业异质性。

（2）企业异质性

我们分别针对高生产率企业和低生产率企业、[[3]](#footnote-3)国有企业和民营企业、[[4]](#footnote-4)以及出口企业和非出口企业[[5]](#footnote-5)进行分组估计，结果见列（7）至列（12）。

由列（7）和列（8）可知，低生产率企业样本估计系数显著为负，而高生产率企业样本估计系数不显著，说明“一带一路”对企业金融化的影响主要体现在低生产率企业样本。低生产率企业通过参与“一带一路”建设“走出去”后，生产率得到提升，提高了企业的实体获利能力和重返实体部门的信心，抑制了它们的金融化倾向。对于高生产率企业而言，参与“一带一路”建设对实体获利能力的提升效果并不显著，参与“一带一路”建设对其金融化没有显著影响。不过，列（7）和列（8）的估计系数的差异没有通过邹检验。

由列（9）至列（12）可知，根据企业的性质和出口与否进行分组的估计系数均显著为负，且系数差异没有通过邹检验，说明参与“一带一路”建设促使企业“脱虚返实”的效果，并没有因为企业的性质和出口与否而存在显著差异。

表Ⅲ1 异质性分析：以FIRR为被解释变量的多时点双重差分估计

|  |  |
| --- | --- |
|  | Panel A：省份和行业异质性 |
| 分组 | 重点对接省份 | 非重点对接省份 | 重点对接行业 | 非重点对接行业 | 产能富余行业 | 其他行业 |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| $$BRI\_{it}$$ | -0.2325\*\*\* | -0.1103\*\* | -0.2055\*\*\* | -0.1054\* | -0.2266\*\*\* | -0.1637\*\*\* |
|  | (0.0466) | (0.0475) | (0.0397) | (0.0623) | (0.0808) | (0.0381) |
| Adj $R^{2}$ | 0.4083 | 0.3992 | 0.4021 | 0.4154 | 0.4234 | 0.4038 |
| 观察值 | 11689 | 8102 | 10812 | 8971 | 2250 | 17501 |
|  | Panel B：企业异质性 |
| 分组 | 高生产率 | 低生产率 | 国有企业 | 民营企业 | 出口企业 | 非出口企业 |
|  | (7) | (8) | (9) | (10) | (11) | (12) |
| $$BRI\_{it}$$ | -0.0447 | -0.1349\* | -0.1289\*\*\* | -0.1574\*\* | -0.1429\*\*\* | -0.2092\*\*\* |
|  | (0.0332) | (0.0704) | (0.0393) | (0.0761) | (0.0479) | (0.0560) |
| Adj $R^{2}$ | 0.3847 | 0.3897 | 0.4370 | 0.3805 | 0.4101 | 0.4496 |
| 观察值 | 7707 | 7825 | 8277 | 10883 | 11957 | 7602 |

注：所有回归都以FIRR为被解释变量，所有回归均控制了个体固定效应、年份固定效应、行业-年份固定效应、省份-年份固定效应以及控制变量。括号内为稳健标准误；\* p<0.1，\*\* p<0.05，\*\*\* p<0.01。

# 附录Ⅳ 稳健性分析补充结果

（一）排除其他政策的干扰

首先是排除“营改增”政策的干扰。2012年1月1日起，中国开始针对服务性行业实施“营业税改增值税”政策（简称“营改增”），到2013年在全国范围内铺开。“营改增”政策对本文使用双重差分法进行估计存在两个干扰。第一个干扰是增值税改革引发的实体税负下降降低了制造业企业的金融化水平（徐超等，2019），这一效应可能导致本文高估“一带一路”倡议对企业金融化程度的抑制效果。对此，本文通过加入企业实体税负与年份固定效应的交互项，以控制“营改增”政策对企业金融化的影响。[[6]](#footnote-6)第二个干扰是在率先实施“营改增”政策的地区，企业金融化程度可能会出现显著变化，如果处理组和控制组的企业在率先实施“营改增”地区分布不对等，则这种变化对估计结果造成的干扰可能无法利用DID模型很好地剔除。对此，本文剔除了所在省份率先实施“营改增”政策的企业样本。[[7]](#footnote-7)

其次是排除“大气十条”政策的干扰。2013年9月10日，国务院印发《大气污染防治行动计划》（简称“大气十条”）。考虑到与“大气十条”相关的行业有更旺盛的消化过剩产能需求，企业更有可能参与到“一带一路”建设中，如果处理组与控制组的企业在试点地区的分布存在差异，则“大气十条”政策产生的冲击可能无法利用DID模型很好地消除。为此，本文剔除属于“大气十条”规制行业的企业样本。[[8]](#footnote-8)

最后，中国从2013年开始陆续在各地设立自由贸易试验区，鼓励企业更加积极有效地利用外资，这也有可能会影响企业“走出去”的积极性以及金融化行为。[[9]](#footnote-9)本文通过在回归模型中添加虚拟变量$FTZ\_{it}$控制这一政策的影响，如果企业*i*所在省份和地区在*t*年设立自由贸易试验区，则$FTZ\_{it}$取1。

表Ⅳ1报告了排除“营改增”政策对本文模型的干扰后的估计结果，其中，列（1）和列（2）控制了企业的实体税负，列（3）和列（4）删除率先实施“营改增”政策的省份样本。表Ⅳ2的列（1）和列（2）报告了排除“大气十条”政策对本文模型的干扰后的估计结果，列（3）和列（4）报告了控制自由贸易试验区后的估计结果。可以发现，本文关注的估计系数依然显著为负。说明在考虑同时期其他政策的影响之后，参与“一带一路”建设仍然显著降低了企业的金融化程度。

表Ⅳ1 稳健性分析：排除“营改增”政策的干扰

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | 控制企业实体税负 | 删除率先实施“营改增”政策的省份 |
| 被解释变量 | FAR | FIRR | FAR | FIRR |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
| Panel A：单时点双重差分模型 |
| $$OBOR\_{i}\*POST\_{t}$$ | -0.0056\*\* | -0.1222\*\*\* | -0.0077\*\*\* | -0.1403\*\* |
|  | (0.0022) | (0.0391) | (0.0024) | (0.0594) |
| R-squared | 0.0360 | 0.0925 | 0.0445 | 0.0714 |
| 观察值 | 20988 | 20988 | 8116 | 8116 |
| Panel B：多时点双重差分模型 |
| $$BRI\_{it}$$ | -0.0073\*\*\* | -0.2001\*\*\* | -0.0094\*\*\* | -0.1487\*\* |
|  | (0.0020) | (0.0402) | (0.0030) | (0.0648) |
| R-squared | 0.0372 | 0.0930 | 0.0476 | 0.0722 |
| 观察值 | 20988 | 20988 | 8116 | 8116 |

注：所有回归均控制双向固定效应和企业基本特征变量。括号内为稳健标准误；\* p<0.1，\*\* p<0.05，\*\*\* p<0.01。

表Ⅳ2 稳健性分析：排除“大气十条”政策和自由贸易试验区的干扰

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | 删除“大气十条”规制行业 | 控制自由贸易试验区 |
| 被解释变量 | FAR | FIRR | FAR | FIRR |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
| Panel A：单时点双重差分模型 |
| $$OBOR\_{i}\*POST\_{t}$$ | -0.0042\* | -0.1301\*\*\* | -0.0054\*\* | -0.1337\*\*\* |
|  | (0.0025) | (0.0455) | (0.0021) | (0.0398) |
| R-squared | 0.0403 | 0.0634 | 0.0393 | 0.0580 |
| 观察值 | 17579 | 17579 | 21338 | 21338 |
| Panel B：多时点双重差分模型 |
| $$BRI\_{it}$$ | -0.0085\*\*\* | -0.2508\*\*\* | -0.0084\*\*\* | -0.2143\*\*\* |
|  | (0.0025) | (0.0473) | (0.0021) | (0.0405) |
| R-squared | 0.0416 | 0.0640 | 0.0406 | 0.0586 |
| 观察值 | 17579 | 17579 | 21338 | 21338 |

注：所有回归均控制双向固定效应和企业基本特征变量。括号内为稳健标准误；\* p<0.1，\*\* p<0.05，\*\*\* p<0.01。

（二）考虑预期效应

除了满足平行趋势假设之外，双重差分估计还要求不存在预期效应，即在政策实施之前，个体不会预期到政策的发生，以保证政策的外生性。为考察预期效应是否存在，参考相关文献，本文分别在模型（1）和（2）中加入$OBOR\_{i}\*year\_{2012}$和$BRI\_{i,t-1}$以衡量企业在参与前一年对“一带一路”政策的预期，$year\_{2012}$是2012年的虚拟变量，$BRI\_{i,t-1}$是个体时间虚拟变量，根据CGIT数据库，如果企业*i*在*t*年开始参与“一带一路”建设，则$BRI\_{i,t-1}$取1，否则取0。结果见表Ⅳ3的列（1）和列（2），$OBOR\_{i}\*year\_{2012}$和$BRI\_{i,t-1}$的估计系数均不显著，在考虑可能存在预期效应的情况下，本文关注的估计系数与基准估计结果相比没有实质上的改变。

（三）两期DID

根据Bertrand et al.（2004）的研究，多时点双重差分模型通常会存在序列相关问题，进而可能高估核心解释变量的显著性水平。为了处理本文多时点双重差分模型潜在的序列相关问题，本文使用两期双重差分法。具体地，本文把总样本按照政策执行时间分为政策执行前（2010—2012年）和政策执行后（2013—2018年）两个阶段，通过计算相关变量在两个阶段的均值，并利用均值重新回归模型（2）。结果见表Ⅳ3的列（3）和列（4），估计系数依然显著为负。

表Ⅳ3 稳健性分析：预期效应和两期DID

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | 考虑预期效应 | 两期DID |
| 被解释变量 | FAR | FIRR | FAR | FIRR |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
| Panel A：单时点双重差分模型 |
| $$OBOR\_{i}\*POST\_{t}$$ | -0.0053\*\* | -0.1190\*\* |  |  |
|  | (0.0023) | (0.0471) |  |  |
| $$OBOR\_{i}\*year\_{2012}$$ | -0.0001 | 0.0392 |  |  |
|  | (0.0016) | (0.0552) |  |  |
| R-squared | 0.0358 | 0.0605 |  |  |
| 观察值 | 21366 | 21338 |  |  |
| Panel B：多时点双重差分模型 |
| $$BRI\_{it}$$ | -0.0086\*\*\* | -0.2271\*\*\* | -0.0055\*\*\* | -0.1057\*\*\* |
|  | (0.0025) | (0.0446) | (0.0014) | (0.0261) |
| $$BRI\_{i,t-1}$$ | -0.0023 | -0.0609 |  |  |
|  | (0.0023) | (0.0498) |  |  |
| R-squared | 0.0371 | 0.0604 | 0.0193 | 0.0909 |
| 观察值 | 21366 | 21338 | 21357 | 21357 |

注：所有回归均控制双向固定效应和企业基本特征变量。括号内为稳健标准误；\* p<0.1，\*\* p<0.05，\*\*\* p<0.01。

（四）调整样本

本文进一步对样本进行调整，一是考虑到外资企业的特殊性，将它们从样本中剔除，结果见表Ⅳ4的列（1）和列（2）；二是针对无企业参与“一带一路”建设的省份，把它们从样本中剔除，结果见表Ⅳ4的列（3）和列（4）。可以发现，调整样本后估计结果依然稳健。

表Ⅳ4 稳健性分析：调整样本

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | 剔除外资企业 | 剔除没有参与“一带一路”企业的省份 |
| 被解释变量 | FAR | FIRR | FAR | FIRR |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
| $$OBOR\_{i}\*POST\_{t}$$ | -0.0046\*\* | -0.1331\*\*\* | -0.0053\*\* | -0.1318\*\*\* |
|  | (0.0021) | (0.0405) | (0.0021) | (0.0398) |
| R-squared | 0.0355 | 0.0603 | 0.0358 | 0.0601 |
| 观察值 | 20645 | 20645 | 21167 | 21167 |
| $$BRI\_{it}$$ | -0.0066\*\*\* | -0.2232\*\*\* | -0.0081\*\*\* | -0.2117\*\*\* |
|  | (0.0019) | (0.0408) | (0.0021) | (0.0404) |
| R-squared | 0.0367 | 0.0611 | 0.0371 | 0.0609 |
| 观察值 | 20645 | 20645 | 21167 | 21167 |

注：所有回归均控制双向固定效应和企业基本特征变量。括号内为稳健标准误；\* p<0.1，\*\* p<0.05，\*\*\* p<0.01。

**参考文献**

1. Bertrand, M., E. Duflo, and S. Mullainathan, “How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates?”, *Quarterly Journal of Economics*, 2004, 119(1), 249-275.
2. Luo, C., Q. Chai, and H. Chen, “‘Going Global’ and FDI Inflows in China: ‘One Belt & One Road’ Initiative as a Quasi-Natural Experiment”, *World Economy*, 2019, 42, 1654-1672.
3. 吕越、陆毅、吴嵩博、王勇，“‘一带一路’倡议的对外投资促进效应——基于2005—2016年中国企业绿地投资的双重差分检验”，《经济研究》，2019年第9期，第187-202页。
4. 徐超、庞保庆、张充，“降低实体税负能否遏制制造业企业‘脱实向虚’”，《统计研究》，2019年第6期，第42-53页。

**注：该附录是期刊所发表论文的组成部分，同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容，请务必在研究成果上注明附录下载出处。**

1. 重点对接省份包括内蒙古、陕西、甘肃、宁夏、青海、新疆、辽宁、吉林、黑龙江、广西、重庆、云南、西藏、上海、浙江、福建、广东、海南。 [↑](#footnote-ref-1)
2. 商务部划定了“一带一路”倡议重点对接行业，包括新兴优势行业如信息通信行业，以及产能过剩的行业如钢铁业、建筑业等。按证监会（2012）行业分类代码，新兴优势行业具体包括A01、C27、C35、C37、C38、C39、D44、G、I、M，产能富余行业包括B、C25、C30、C31、D45、E、K70。 [↑](#footnote-ref-2)
3. 我们把生产率高于年度中位数的企业认定为高生产率企业，生产率低于年度中位数的企业认定为低生产率企业。 [↑](#footnote-ref-3)
4. 国有企业包括中央和地方国有企业，民营企业则是剔除了外资企业后的其他企业。 [↑](#footnote-ref-4)
5. 企业出口的数据来自国泰安上市公司财务附注中产品销售的相关信息。 [↑](#footnote-ref-5)
6. 参考徐超等（2019），企业实体税负使用实体部门税金与营业收入之比进行测度，并采用企业支付的各种税费扣除所得税、营业税金及附加等科目的余额作为实体部门税负的代理变量。 [↑](#footnote-ref-6)
7. 率先实施“营改增”政策的省份包括上海、北京、江苏、安徽、福建、广东、天津、湖北和浙江。 [↑](#footnote-ref-7)
8. “大气十条”规制行业具体包括黑色金属矿采选业，石油和天然气开采业，石油、煤炭及其他燃料加工业，专用设备制造业，电力、热力生产和供应业，汽车制造业，非金属矿物制品业，煤炭开采和洗选业。 [↑](#footnote-ref-8)
9. 2013年上海率先成立自由贸易试验区；2015年广东、天津、福建成立；2017年辽宁、浙江、河南、湖北、重庆、四川、陕西成立；2018年海南成立。 [↑](#footnote-ref-9)