**外资进入促进了就业净增长**

——来自中国外资准入限制放宽的证据

陈勇兵 胡佳雯 杜雨蕊 占超群

**目录**

[附录I 附表及附图 1](#_Toc151233654)

[附录II 影响外资准入限制放宽行业选择的因素 3](#_Toc151233655)

[附录III 稳健性检验 4](#_Toc151233659)

[附录IV 异质性分析 6](#_Toc151233662)

附录Ⅰ 附表及附图

|  |
| --- |
|  |
| **图A1 我国外商直接投资额（亿美元）**  注：横轴为年份，纵轴为我国的外商直接投资额，单位为亿美元。数据来源于《中国统计年鉴》。 |

**表A1 行业间关联效应**

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|  | 就业净  增长率 | 就业创造率 | 就业损失率 | 就业净  增长率 | 就业创造率 | 就业损失率 |
| 下游行业FDI | -0.0109 | -0.0047 | 0.0061 |  |  |  |
|  | (0.0153) | (0.0098) | (0.0091) |  |  |  |
| 上游行业FDI |  |  |  | 0.0310\*\* | 0.0196\*\*\* | -0.0114 |
|  |  |  |  | (0.0124) | (0.0075) | (0.0099) |
| Treat × Post | 0.0135\*\* | 0.0117\*\*\* | -0.0019 | 0.0081 | 0.0084\* | 0.0003 |
|  | (0.0057) | (0.0044) | (0.0037) | (0.0060) | (0.0043) | (0.0038) |
| CIC4位码行业固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 年份固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 事前决定因素 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 进口关税削减政策 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 国企改革政策 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| *N* | 3141 | 3141 | 3141 | 3141 | 3141 | 3141 |

注：第（1）-（3）列同时加入了下游行业FDI和本行业的FDI，第（4）-（6）列同时加入了上游行业FDI和本行业的FDI。所有回归都控制了CIC4位码行业固定效应、年份固定效应、事前决定因素和同时期其他政策。\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的统计水平上显著，括号内为以行业聚类的稳健标准误。

**表A2 地区间关联效应**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) |
|  | 就业净  增长率 | 就业创造率 | 就业损失率 |
| 本地FDI | 0.2106 | 0.2423 | 0.0317 |
|  | (0.1936) | (0.1819) | (0.0481) |
| 外地FDI | 0.0148\*\* | 0.0130\*\* | -0.0018 |
|  | (0.0066) | (0.0061) | (0.0019) |
| CIC4位码行业固定效应 | Y | Y | Y |
| 城市固定效应 | Y | Y | Y |
| 年份固定效应 | Y | Y | Y |
| 事前决定因素 | Y | Y | Y |
| 进口关税削减政策 | Y | Y | Y |
| 国企改革政策 | Y | Y | Y |
| *N* | 136306 | 136306 | 136306 |

注：第（1）-（3）列同时加入了本地FDI和外地FDI。所有回归都控制了CIC4位码行业固定效应、年份固定效应、事前决定因素和同时期其他政策。\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的统计水平上显著，括号内为以行业聚类的稳健标准误。

附录Ⅱ 影响外资准入限制放宽行业选择的因素

为了缓解处理组行业的非随机选择问题，本文参考Lu et al.（2017），选择了新产品密度（newpro2001）、出口密度（exp\_int2001）、企业数量（no2001）、产业集聚度（hhi2001）、企业的平均年龄（age2001）、平均就业人数（employ2001）、工人的平均工资（wage2001）这七个行业特征变量。用上述行业层面的事前指标对外资准入限制变化的虚拟变量（外资准入限制放宽的行业取1，否则为0）进行回归，结果如表Ⅱ1第（1）列所示，发现三个指标具有统计学意义：（1）出口产品密度（exp\_int2001）有负面影响；（2）工资（wage2001）有正面影响；（3）行业就业人数（employ2001）有正面影响。因此，将这三个指标作为事前决定因素，并将其与Post的交互项加入到控制变量中，以便灵活地控制由行业内生选择导致的事前趋势差异。

进一步，本文参考Lu and Yu（2015）的做法，在该回归方程中额外加入事前的就业净增长率（net\_before），结果如表Ⅱ1的第（2）列所示，行业就业净增长率的估计系数不显著，表明在控制事前决定因素的情况下，外资准入限制程度的变化不会受到就业净增长率的反向影响。

**表Ⅱ1 外资准入限制放宽的事前决定因素**

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) |
| newpro2001 | -0.2959 | -0.2962 |
|  | (0.8739) | (0.8749) |
| exp\_int2001 | -0.4144\*\*\* | -0.4102\*\*\* |
|  | (0.1131) | (0.1141) |
| no2001 | 0.0096 | 0.0095 |
|  | (0.0230) | (0.0230) |
| hhi2001 | 0.1851 | 0.1698 |
|  | (0.3144) | (0.3187) |
| age2001 | -0.0332 | -0.0411 |
|  | (0.0580) | (0.0636) |
| employ2001 | 0.1605\*\*\* | 0.1578\*\*\* |
|  | (0.0376) | (0.0387) |
| wage2001 | 0.1864\*\* | 0.1874\*\* |
|  | (0.0765) | (0.0767) |
| net\_before |  | -0.1632 |
|  |  | (0.5360) |
| *N* | 403 | 403 |

注：被解释变量是表示外资准入限制是否放宽的虚拟变量。\*\*\*、\*\*、\*分别表示参数的估计值在1%、5%、10%的统计水平上显著，括号中的值为标准差。

附录Ⅲ 稳健性检验

除了考虑经济特区和行业发展趋势的影响以外，本文还从更换变量衡量方法、改变样本范围和采用两期回归三方面进行了稳健性检验。

（1）更换变量衡量方法

基准回归中，在t≥2002时取1，t＜2002时取0。由于政策发生于2002年4月，2002年只有四分之三的时间接受了冲击，因此本文将设置为在t＝2002时取3/4，t＞2002时取1，t＜2002时取0，这相当于假设2002年的平均处理效应是2002年之后的平均处理效应的3/4。结果如表Ⅲ1第（1）列所示，系数仍然显著为正，且数值的变化较小。

为了控制可能的处理组行业的非随机选择，基准回归中包含了Post与事前决定因素的交互项，事前决定因素是利用政策前一年2001年的数据计算的。为了检验结果的稳健性，分别用1998年的数据和1998-2001年的均值来计算事前决定因素，表Ⅲ1第（2）、（3）列的结果表明，本文的结果对改变事前决定因素的取值年份是稳健的。

本文还将行业层面变量与年份虚拟变量交乘，灵活控制事前决定因素和同时期政策的影响，结果如表Ⅲ1的第（4）列所示，双重差分系数依然正向显著，且取值没有很大的改变。表明本文的结果对于改变与行业层面变量交乘的时间函数形式是稳健的。

基准回归中，出于外生性考虑，本文通过加入2001年进口关税水平与post的交互项来控制进口关税削减的影响。表Ⅲ1第（5）列直接控制了每一年的进口关税水平，结果显示，估计系数和显著性几乎没有发生变化。

**表Ⅲ1 更换变量衡量方法**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| Treat × Post | 0.0158\*\* | 0.0120\* | 0.0122\*\* | 0.0121\*\* | 0.0123\*\* |
|  | (0.0062) | (0.0065) | (0.0061) | (0.0057) | (0.0058) |
| CIC4位码行业固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y |
| 年份固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y |
| 事前决定因素 | Y | Y | Y | Y | Y |
| 进口关税削减政策 | Y | Y | Y | Y | Y |
| 国企改革政策 | Y | Y | Y | Y | Y |
| *N* | 3295 | 3295 | 3295 | 3295 | 3473 |

注：所有回归都控制了CIC4位码行业固定效应、年份固定效应、事前决定因素和同时期其他政策。\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的统计水平上显著，括号内为以行业聚类的稳健标准误。

（2）改变样本范围

在中国加入世贸组织的同时，中国的贸易伙伴也大幅降低了关税或消除了其他贸易壁垒，中国企业可能会更好地进入海外市场，从而使出口密集行业获益更多。为了确保本文的结果不受出口密集行业的驱动，本文参考Che and Zhang（2018）的方法，剔除了样本期间中国出口最多的两个行业：电子计算机制造业和制鞋业。估计结果如表Ⅲ2第（1）列所示，Treat × Post的系数仍然显著为正，且大小与基准回归的结果相似，缓解了对于出口关税削减的担忧。

在1998-2007年间，《指导目录》分别在2002年和2004年进行了修订，2002年的修订是放宽了425个CIC4位码行业中115个行业的外资准入限制，即增大了部分行业的外资准入程度；然而2004年的修订主要是取消了钢铁、水泥、电解铝等领域的鼓励类政策，即降低了部分行业的外资准入程度。因此仅利用2002年的修订来识别FDI的影响会造成结果的低估。剔除2004年修订涉及到的行业的结果如表Ⅲ2的第（2）列所示，估计系数仍然显著为正，且系数比不剔除这些行业时的系数要大，这验证了我们的观点。

在基准回归中，处理组为外资准入限制放宽行业，对照组为外资准入限制不变行业，表Ⅲ2的第（3）列扩大了对照组的范围，将外资准入限制收紧行业也包括在对照组内，估计系数仍然显著为正，且系数大小的变动较小。

除此以外，本文还检验了基准结果是否会对样本中特定类型的企业敏感。基准回归的样本中包含不连续的企业，表Ⅲ2的第（4）列报告了剔除这些不连续企业样本后的结果，与基准回归相似。

（3）两期回归

在基准回归中虽然已经使用了聚类在行业层面的标准误，但双重差分模型仍可能存在自相关问题。为了避免这一问题，同时判断外资准入限制放宽对就业净增长率的长期平均影响，本文重新构建了两期回归。首先以政策发生的时点2002年为界，将样本划分为1998-2001年和2002-2007年两个阶段，然后分别在每一阶段对每一行业的变量求算术平均值。估计结果如表Ⅲ2的第（5）列所示，系数仍然显著为正，说明基准回归的结果是稳健的。

**表Ⅲ2 改变样本范围和两期回归**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| Treat × Post | 0.0129\*\* | 0.0133\*\* | 0.0114\* | 0.0100\*\* | 0.0123\*\* |
|  | (0.0058) | (0.0060) | (0.0058) | (0.0050) | (0.0057) |
| CIC4位码行业固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y |
| 年份固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y |
| 事前决定因素 | Y | Y | Y | Y | Y |
| 进口关税削减政策 | Y | Y | Y | Y | Y |
| 国企改革政策 | Y | Y | Y | Y | Y |
| *N* | 3277 | 3269 | 3339 | 3293 | 764 |

注：所有回归都控制了CIC4位码行业固定效应、年份固定效应、事前决定因素和同时期其他政策。\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的统计水平上显著，括号内为以行业聚类的稳健标准误。

附录Ⅳ 异质性分析

对于不同类型的企业而言，外资准入限制放宽对就业的影响也可能存在显著的差别，接下来，本文根据企业所有制和行业类型进行了异质性分析。

（1）企业所有制异质性

首先，根据企业的所有权分别保留国有企业和非国有企业，然后基于保留的样本重新计算行业层面的就业指标进行回归，结果如表Ⅳ1所示，外资准入限制放宽对国有企业的影响不显著，与Xu and Sheng（2012）、Buckley et al.（2002）的结果一致。这可能是由于国有企业自身占据较强的技术资源，危机意识和竞争意识不足，外资进入的正向溢出效应难以有效发挥。与之相反，非国有企业在政策冲击后就业净增长率有显著的提高，表明基准回归中的就业净增长主要是通过非国有企业来实现。进一步将就业净增长率分为就业创造率和就业损失率，发现非国有企业的就业净增长主要是源于更多的就业创造，与全样本的结果一致。

**表Ⅳ1 企业所有制异质性**

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 国有企业 | | | 非国有企业 | | |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|  | 就业净  增长率 | 就业创造率 | 就业损失率 | 就业净  增长率 | 就业创造率 | 就业损失率 |
| Treat × Post | 0.0100 | 0.0065 | -0.0035 | 0.0111\* | 0.0110\* | -0.0001 |
|  | (0.0083) | (0.0040) | (0.0072) | (0.0065) | (0.0056) | (0.0029) |
| CIC4位码行业固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 年份固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 事前决定因素 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 进口关税削减政策 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 国企改革政策 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| *N* | 2944 | 2944 | 2944 | 3271 | 3271 | 3271 |

注：所有回归都控制了CIC4位码行业固定效应、年份固定效应、事前决定因素和同时期其他政策。\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的统计水平上显著，括号内为以行业聚类的稳健标准误。

（2）行业类型异质性

外资准入限制放宽对劳动密集型行业和资本密集型行业的影响可能不同。本文按照蒋灵多和陆毅（2017）的方法对二位数行业进行了划分[[1]](#footnote-0)，构造劳动密集型行业虚拟变量（Laborindus），在基准模型中引入交互项Laborindus×Treat×Post。估计结果如表Ⅳ2所示，Laborindus×Treat×Post的系数在第（1）、（2）列显著为负，在第（3）列显著为正，表明相较于劳动密集型行业而言，外资进入给资本密集型行业带来了更多的就业创造和更少的就业损失，从而实现了更多的就业净增长。这是由于资本密集型行业对技术水平的要求更高，更容易从跨国公司提供的中间品中获益，有利于生产率的提高，直接创造就业岗位的能力也就会更强。与此同时，生产率的提高也有助于扩大生产规模，增强对负面冲击的应对能力，抑制就业损失情况的发生。

**表Ⅳ2 行业类型异质性**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) |
|  | 就业净增长率 | 就业创造率 | 就业损失率 |
| Treat × Post | 0.0123\* | 0.0108\*\* | -0.0015 |
|  | (0.0067) | (0.0049) | (0.0039) |
| Laborindus×Treat×Post | -0.0394\*\*\* | -0.0251\*\*\* | 0.0144\* |
|  | (0.0096) | (0.0094) | (0.0079) |
| Laborindus × Post | -0.0059 | -0.0049 | 0.0010 |
|  | (0.0076) | (0.0048) | (0.0049) |
| CIC4位码行业固定效应 | Y | Y | Y |
| 年份固定效应 | Y | Y | Y |
| 事前决定因素 | Y | Y | Y |
| 进口关税削减政策 | Y | Y | Y |
| 国企改革政策 | Y | Y | Y |
| *N* | 3295 | 3295 | 3295 |

注：所有回归都控制了CIC4位码行业固定效应、年份固定效应、事前决定因素和同时期其他政策。\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的统计水平上显著，括号内为以行业聚类的稳健标准误。

参考文献

Buckley, P. J., J. Clegg, and C. Wang, “The Impact of Inward FDI on the Performance of Chinese Manufacturing Firms”, *Journal of International Business Studies*, 2002, 33(4), 637-655.

Che Y., and L. Zhang, “Human Capital, Technology Adoption and Firm Performnce: Impacts of China’s Higher Education Expansion in the Late 1990s”, *Economic Journal*, 2018, 128(614), 75-105.

蒋灵多、陆毅，“最低工资标准能否抑制新僵尸企业的形成”，《中国工业经济》，2017年第11期，第118-136页。

Lu, Y., Z. Tao, and L. Zhu, “Identifying FDI spillovers”, *Journal of International Economics*, 2017, 107, 75-90.

Lu, Y., L. Yu, “Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China's WTO Accession”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 2015, 7(4), 221-253.

Xu, X., and Y. Sheng, “Productivity Spillovers from Foreign Direct Investment: Firm-level Evidence from China”, *World Development*, 2012, 40(1), 62-74.

**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. 将农副食品加工业（13），食品制造业（14），纺织业（17），纺织服装、鞋、帽制造业（18），皮革、皮毛、羽毛（绒）及其制品业（19），家具制造业（21），文教体育用品制造业（24）和塑料制品业（30）定义为劳动密集型行业；将其他行业定义为非劳动密集型行业。 [↑](#footnote-ref-0)