

# 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\*

**摘要:** 本文将 2002 年《外商投资产业指导目录》的修订作为一个准实验,发现外资进入通过提高行业的就业创造率促进就业。除了在位企业的就业扩张以外,外资进入还会通过促进新企业进入增加就业。进一步发现,进入上游行业的外商直接投资会促进本行业的就业,进入外地的外商直接投资会促进本地的就业。最后的估算表明,每引入约 5.69 万美元外资将创建一个就业岗位。

**关键词:** 外资进入; 就业净增长; 双重差分方法

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2024.03.07

## 一、引言

在中国加入世界贸易组织 (以下简称 WTO) 之后,外商直接投资呈指数化增长,与此同时,就业人数也不断增加。<sup>①</sup> 尽管外商直接投资与就业人数的共同增长趋势表明两者之间存在某种联系,但外商直接投资对中国就业的增长是否做出了贡献,做出了多大的贡献,这一问题仍需进一步明晰。因此,本文聚焦探讨外资进入的就业效应: 大力吸引外资进入能否有效促进就业的增长? 带动就业的路径是什么? 进一步地,每创建一个就业岗位需要吸引多少外资? 对这些问题的回答,不仅可以为外资的就业效应这一重要问题给出中国语境的答案,还可以为进一步推动全方位的对外开放提供证据支持。

理论上,外资进入对就业的影响是不确定的。一方面,外商直接投资可能通过技术示范和劳动力流动提高同行业企业的生产率,进而刺激本部门的劳动力需求 (Görg and Strobl, 2005; Balsvik, 2011),也可能通过行业间关联对外资进入行业的上下游行业产生积极影响 (Halpern et al., 2015; Javorcik, 2004)。另一方面,外商直接投资可能导致创造性破坏,通过引入劳动力节约技术和更有效率的管理方式降低对劳动力的需求 (Girma et al., 2002; Bogliacino and Pianta, 2010),也可能加剧行业内的市场竞争,使得国内企业缩小生产规模,造成外资进入行业相当程度的失业和就业机会的减少 (Aitken and Harrison, 1999)。

本文试图提供外商直接投资影响我国就业净增长的经验证据,其因果识别的第一个

\* 陈勇兵、胡佳雯、杜雨蕊,厦门大学经济学院; 占超群,香港浸会大学会计、经济及金融学系。通信作者及地址: 占超群,中国香港特别行政区香港浸会大学九龙塘本部校园; E-mail: cqzhan@hkbu.edu.hk。作者感谢国家自然科学基金重大项目 (19ZDA067) 的资助。

① 从 1998 年到 2007 年的十年间,我国实际使用外商直接投资金额的年平均增长速度达 5.7%,就业人数的年平均增长速度达 1.1%,并且两者呈现出同步增长的趋势。

困难在于外资进入的自我选择。外商投资者在选择要进入的具体行业时往往倾向于选择本身就具有高增长率和高回报的行业,这也被称为“摘樱桃效应”(cherry-picking effect)。为了避免外资进入的自我选择带来的估计偏误,本文主要采用了以下三种方法:(1)基于2002年修订《外商投资产业指导目录》(以下简称《指导目录》)的准实验,将外资准入限制放宽的行业作为处理组,外资准入限制不变的行业作为对照组,采用双重差分方法(difference-in-difference, DID)识别外商直接投资对行业就业净增长的因果效应。(2)考察影响外资准入限制放宽行业选择的因素并加以控制,缓解处理组行业的非随机选择问题。(3)控制2001年各行业的平均进口关税水平和国有企业产出份额,排除贸易自由化、国有企业改革等同时期其他政策的干扰。

本文面临的第二个困难是如何科学度量就业净增长。就业的净增长可能仅仅来自就业创造的增加,也可能同时来自就业损失和更多的就业创造。前者意味着行业的长足发展,后者则意味着可能发生了行业内劳动力需求的变化或者行业间劳动力的重新配置。获知这些信息,就可以对产业的发展和失业人口的匹配作出调整。因此,从企业微观数据出发,研究就业增长背后的就业变动更具有现实意义,也更具有政策价值。本文参考Davis and Haltiwanger (1992)的方法构造行业层面的就业净增长率,与传统指标相比,这一指标不仅很好地利用了企业信息,还有助于区分就业净增长背后的就业创造和就业损失,从而更好地衡量就业变动的成分和方向。已有大量的文献将这一指标应用于各国的就业状况调查当中(Baldwin and Haltiwanger, 1998; Haltiwanger and Vodopivec, 2003; Drnovsek, 2004)。

在克服上述两大研究挑战的基础上,本文巧妙地借助2002年修订《指导目录》这一准实验,采用双重差分方法考察外商直接投资对我国就业净增长的影响。结果发现,在外资准入限制放宽之后,外资准入限制放宽行业相比外资准入限制不变行业实现了更多的就业净增长,这一结果通过了一系列稳健性检验。将就业净增长率拆分为就业创造率和就业损失率后,发现就业净增长主要来自就业创造的增加。除了在位企业的就业扩张以外,外资准入限制放宽还会通过促进新企业的进入增加就业。进一步研究发现,外商直接投资会通过行业间关联对下游行业的就业产生正向溢出效应,但对上游行业的作用不显著。与此同时,外商直接投资也存在地区间关联效应,进入外地的外商直接投资(foreign direct investment, 下文简称FDI)会促进本地的就业。

为了更好地理解外资进入对就业影响的大小,本文进一步估算每创造一个就业岗位需要吸引外资的数量。首先,基于全国各年份的实际就业净增长率和估计出来的双重差分系数计算出每年的反事实就业净增长率。接着,将反事实的就业水平与实际就业水平比较,计算出在2002—2007年间,就业岗位的年均增加量为550 779个。最后,将同时期我国吸引外资的年均增加量与外资创造的就业岗位的年均增加量进行比较,发现创造一个就业岗位大约需要5.69万美元。

与现有文献相比,本文的贡献主要有两个方面。第一,现有研究大都直接采用OLS方法估计外商直接投资存量或者流量对就业的影响(Jude and Silaghi, 2015; Rong et al., 2020),如果外资进入的决定因素与就业相关,就会导致估计结果有偏。本文利用外资准入限制放宽的政策冲击,采用双重差分方法识别外资进入与就业净增长的因果效应,缓解了以往研究中可能面临的内生性问题。区别于Lu et al. (2017)和毛其淋

(2019)分析外资准入限制放宽对企业生产率和企业创新的影响,本文从就业的角度,研究了外资准入限制放宽对就业净增长的影响,突出了外资进入在稳就业方面的重要作用。

第二,现有研究大都使用宏观层面的数据(Walckirch et al., 2009; 毛日昇, 2009),或者直接将企业就业增长率作为研究对象(张婷等, 2021),无从得知就业增长背后的就业创造与就业损失的变动情况。本文从企业层面的微观数据出发,构造行业层面的就业创造率、损失率和净增长率指标,量化分析外资进入的就业创造效应与就业损失效应,为识别外资进入带动就业的路径提供新的方向。此外,本文发现外商直接投资不仅会通过行业间关联对下游行业的就业产生正向溢出效应,也会通过加剧市场竞争对本地的就业产生挤出作用,这也说明了区分就业创造与就业损失的必要性。

## 二、制度背景与识别策略

### (一) 制度背景

1978年改革开放之前,我国一直处于计划经济体制中,长期的资本管制在保护国内经济体系免受外部冲击的同时,也限制了外资的进入,制约了我国经济的发展。1979年我国颁布了《中华人民共和国中外合资经营企业法》,这是第一部关于利用外资的法律政策,打开了我国吸引外资进入的大门。20世纪80年代至90年代初,我国进一步颁布了《中华人民共和国中外合作经营企业法》和《中华人民共和国外资企业法》,在此之后又相继颁布和修订了大量关于利用外资的文件,形成了国内初步的法规体系。此外,还在税收、土地使用等方面为经济特区的外商投资企业提供优惠政策。这些法律和政策的实施使得我国外商直接投资流入快速增长,并且在1992年成为外资流入最多的发展中经济体。

尽管从20世纪70年代末到90年代初,我国实行了开放政策,但在我国经营的外商投资企业仍面临重大障碍。例如,外商投资企业生产和出口产品的过程须满足当地要求,还要将先进的技术和管理知识转让给当地的合作伙伴。在此背景下,为了更加明确地指导外商直接投资流入的方向,我国于1995年6月颁布了《指导目录》。随着国际环境的变化和我国利用外资政策的不断改变,《指导目录》在此后经历了多次修订。1997年年底受亚洲金融危机影响,《指导目录》进行了第一次修订,给予外资企业更为优惠的税收政策。为了遵守我国加入WTO的承诺,2002年对《指导目录》进行了大规模修订,进一步放宽对外商直接投资的准入限制。<sup>①</sup>2004年,为配合国家的宏观调控,《指导目录》进行了第三次修订,主要取消了钢铁、水泥、电解铝等领域的鼓励类政策。《指导目录》的最后一次修订是在2017年,这一版本也在2019年7月30日废止。同时,国家颁布了《鼓励外商投资产业目录》和《外商投资准入特别管理措施(负面清单)》,继续引导外资流入的方向。

<sup>①</sup> 附录I图A1展示了我国历年的外商直接投资额,发现在2002年《指导目录》修订后,我国的外商直接投资流入出现了迅速的增长。篇幅所限,附录未在正文列示,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载。

本文利用2002年《指导目录》的修订来识别外商直接投资对就业净增长的影响。主要有以下两个原因:首先,本文研究数据的样本年份为1998—2007年,在此期间《指导目录》分别进行了2002年和2004年两个版本的修订,其中2002年版本相对于1997年版本的变动较大,而2004年版本的《指导目录》只是在2002年版本的基础上稍作改动。其次,我国在2001年年底加入WTO后,为了履行有关协定义务,在2002年对《指导目录》进行了修订,进一步放宽外资准入限制以适应WTO的相关要求。因此,2002年《指导目录》的修订与我国加入WTO具有很强的相关性,而我国在2001年成功加入WTO是比较外生的。

《指导目录》按外资准入程度将子行业分成了四类:(1)鼓励FDI进入的子行业;(2)允许FDI进入的子行业;(3)限制FDI进入的子行业;(4)禁止FDI进入的子行业。将2002年版本的《指导目录》与1997年版本进行比较,并将外资准入程度的变化汇总到CIC4位码行业层面,可以得到四种行业类别:(1)外资准入限制放宽的行业:该行业中至少有一种子行业是外资准入限制放宽的,其他子行业的外资准入程度不变。(2)外资准入限制收紧的行业:该行业中至少有一种子行业是外资准入限制收紧的,其他子行业的外资准入程度不变。(3)外资准入限制不变的行业:该行业中所有子行业的外资准入程度都不变。(4)混合行业:该行业中既有外资准入限制放宽的子行业,又有外资准入限制收紧的子行业。基准回归中剔除了外资准入限制收紧的行业和混合行业,将外资准入限制放宽的行业作为处理组,外资准入限制不变的行业作为对照组。最终在425个CIC4位码行业中,有115个行业为外资准入限制放宽的行业,298个行业为外资准入限制不变的行业,这一结果与Lu et al. (2017)整理的结果接近。<sup>①</sup>

## (二) 识别策略

本文基于行业间外资准入限制变化的差异性,采用双重差分方法估计外资进入对就业的影响。具体地,比较2002年《指导目录》修订前后,外资准入限制放宽行业相对于外资准入限制不变行业的就业净增长率的变化。计量模型设定如下:

$$NET_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta Treat_i \times Post_t + X'_{it}\varphi + \epsilon_{it}, \quad (1)$$

其中, $NET_{it}$ 表示*i*行业*t*年的就业净增长率。 $Treat_i$ 是表示行业*i*是否属于处理组的虚拟变量,若行业*i*是外资准入限制放宽的行业,则 $Treat_i = 1$ ,若行业*i*是外资准入限制不变的行业,则 $Treat_i = 0$ 。 $Post_t$ 是表示外资准入限制放宽政策实施前后的虚拟变量,若 $t \geq 2002$ ,则 $Post_t = 1$ ,反之, $Post_t = 0$ 。本文关注的核心解释变量系数为 $\beta$ ,它衡量的是外资准入限制放宽后,相较于外资准入限制不变的行业而言,外资准入限制放宽行业的就业净增长率的平均变化。 $X_{it}$ 为行业层面的控制变量, $\epsilon_{it}$ 为误差项。此外,本文进一步控制行业固定效应 $\alpha_i$ 和年份固定效应 $\gamma_t$ ,捕捉行业层面非时变特征和宏观经济波动等因素造成的干扰。为了解决潜在的序列相关性和异方差问题,本文计算了CIC4位码行业水平上聚类的稳健标准误(Bertrand et al., 2004)。

<sup>①</sup> Lu et al. (2017)整理得到外资准入限制放宽行业112个,外资准入限制不变行业300个,这是由于将《指导目录》中子行业调整为行业的过程存在一定的主观性,本文的处理结果与Lu et al. (2017)基本一致。

### 三、数据与变量

#### (一) 数据来源与处理

本文使用的企业数据来自国家统计局统计的中国工业企业数据库，这是目前国内最全面的企业级数据。本文将制造业企业作为样本，使用的样本年份为1998—2007年。在样本期间内，中国工业企业数据库使用了两种不同的行业分类方法，2002年之前使用的标准为GB/T 4754-1994，2002年之后使用的标准为GB/T 4754-2002。本文按照Brandt et al. (2012)的方法将样本期内的行业编码进行统一，同时利用Brandt et al. (2017)中提供的行业层面价格指数对本文所使用的主要数据进行平减。此外，本文参照Yu (2015)对数据库进行如下处理：(1)剔除员工人数少于8人的样本；(2)剔除企业出口交货值超过企业当期销售总额的样本；(3)剔除企业当期销售额、出口交货值、就业人数、工业增加值和固定资产总额等主要财务指标缺失的样本。

#### (二) 就业净增长率指标构建

本文参考Davis and Haltiwanger (1992)的方法构造行业层面的就业净增长率。首先计算企业的就业人数随时间变化的比率，即就业增长率 $g_{ft}$ ：

$$g_{ft} = \frac{e_{ft} - e_{f,t-1}}{x_{ft}} = \frac{e_{ft} - e_{f,t-1}}{(e_{ft} + e_{f,t-1})/2}$$

其中， $e_{ft}$ 表示 $t$ 年企业 $f$ 的就业人数，分子为企业从 $t-1$ 年到 $t$ 年的就业变化，分母 $x_{ft}$ 为这两年企业就业人数的平均值。与传统的定义相比，这个指标将就业增长率限制在 $[-2, 2]$ 之间，可以减轻离群值的问题。<sup>①</sup>  $g_{ft} > 0$ 意味着企业规模扩张，因为 $t$ 年的就业人数大于 $t-1$ 年； $g_{ft} = 2$ 表示新企业，因为在 $t-1$ 年的就业人数为0，而 $t$ 年时的就业人数不为0，企业进入市场； $g_{ft} < 0$ 意味着企业规模缩减，因为 $t$ 年的就业人数小于 $t-1$ 年； $g_{ft} = -2$ 表示企业退出市场，因为在 $t-1$ 年的就业人数不为0，而 $t$ 年时的就业人数为0，企业从市场退出。 $g_{ft} = 0$ 表示企业在 $t$ 年和 $t-1$ 年之间的就业没有发生变化。

值得注意的是，非国有企业只有年主营业务收入超过500万元才会被包含在数据样本中。对于上一年没达到标准而现在达到标准的企业而言， $g_{ft} = 2$ 会高估它们的就业增长率。针对这一问题，本文按照马弘等(2013)的方法对企业就业增长率 $g_{ft}$ 进行调整。<sup>②</sup>

进一步地，将企业层面的就业增长率 $g_{ft}$ 加总到行业层面，构建就业创造率 $JC_{it}$ 与就业损失率 $JD_{it}$ ：

$$JC_{it} = \sum_{g_{ft} > 0} \left( \frac{x_{ft}}{X_{it}} \right) g_{ft} = \frac{\sum_{g_{ft} > 0} (e_{ft} - e_{f,t-1})}{X_{it}}$$

① 这一指标随着传统就业增长率单调递增 (Davis and Haltiwanger, 1992)，当增长率较小时，二者相等。

② 本文参考马弘等(2013)，结合企业成立年份、营业状态以及出现在样本中的初始年份对企业就业增长率 $g_{ft}$ 进行调整。具体地，如果企业的成立年份是 $t-1$ 期或者 $t$ 期，目前处于运营状态，就把它认定为 $t$ 期的新企业；如果企业的成立年份早于 $t-1$ 期，就把它认定为已存在的持续性企业，并假定其就业水平没有改变。

$$JD_{it} = \sum_{g_{ft} < 0} \left( \frac{x_{ft}}{X_{it}} \right) |g_{ft}| = \frac{\sum_{g_{ft} < 0} (e_{f,t-1} - e_{ft})}{X_{it}},$$

其中,  $x_{ft}$  是企业的就业规模, 用该企业在  $t-1$  年和  $t$  年的就业人数的平均值来表示;  $X_{it}$  是行业的就业规模, 与企业就业规模的定义类似;  $g_{ft}$  是上文定义的企业就业增长率。  $JC_{it}$  是行业  $i$  在  $t$  年的就业创造率, 表示为该行业在  $t$  期的所有新企业和从  $t-1$  期到  $t$  期就业在增长的企业就业新增总量与该行业的就业规模之比。  $JD_{it}$  是行业  $i$  在  $t$  年的就业损失率, 表示为该行业在  $t$  期的所有退出企业和就业下降企业的就业损失总量与该行业的就业规模之比。本文的核心被解释变量就业净增长率  $NET_{it}$  是就业创造率与就业损失率之差, 反映了该行业从  $t-1$  期到  $t$  期之间就业的净增长情况:

$$NET_{it} = JC_{it} - JD_{it} = \sum_{f \in E_{it}, g_{ft} > 0} \left( \frac{x_{ft}}{X_{it}} \right) g_{ft} - \sum_{f \in E_{it}, g_{ft} < 0} \left( \frac{x_{ft}}{X_{it}} \right) |g_{ft}|.$$

与传统指标相比, 这一指标的优势主要体现在以下两点。首先, 这一指标很好地利用了企业信息, 企业就业数据在反映真实就业变动方面具有优势: 企业雇佣行为对经济情况变动的反应较为迅速, 报告的就业人数较为准确, 并且不对城镇或农村雇工进行区分, 从覆盖范围来讲更有代表性(马弘等, 2013)。其次, 这一指标有助于区分就业净增长背后同时存在着的就业创造和就业损失, 从而更好地衡量就业变动的成分和方向(马弘等, 2013), 全面反映就业的变化和劳动力市场的资源配置(屈小博等, 2016)。

### (三) 控制变量选取

#### 1. 行业的非随机选择

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、出口密度、企业数量、产业集聚度、企业的平均年龄、平均就业人数、工人的平均工资这七个行业特征变量。用上述行业层面的事前指标对表示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, 发现三个指标具有统计学意义: (1) 出口产品密度有负面影响; (2) 工资有正面影响; (3) 行业就业人数有正面影响。<sup>①</sup> 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。

#### 2. 同时期其他政策

我国在加入 WTO 的同时对部分行业的进口关税实行了削减, 这会影响进口投入的使用, 进而对国内的就业产生影响。由于 2001 年的进口关税水平和 2001—2005 年间(关税水平在 2005 年达到稳定状态)的关税削减之间存在高度正相关关系(Lu and Yu, 2015), 本文使用更加外生的 2001 年的进口关税水平来衡量各行业的进口关税下降程度, 并将其与  $Post$  的交互项加入控制变量中。21 世纪初的另一项重要改革是国有企业的重组和私有化, 国有企业改革的程度可能因行业而异, 从而对结果产生影响。因此, 本文在控制变量中加入了 2001 年各行业的国有企业产出份额与  $Post$  的交互项。

本文主要变量的描述性统计如表 1 所示。

<sup>①</sup> 关于事前决定因素选取的回归结果详见附录 II。

表 1 描述性统计

变量名称	观测值数量	均值	标准差	最小值	最大值
就业净增长率	3 295	0.05	0.072	-0.16	0.42
就业创造率	3 295	0.13	0.059	0.00	0.45
就业损失率	3 295	0.08	0.035	0.00	0.19
2001 年平均工资 (log)	3 295	2.38	0.303	1.51	4.13
2001 年平均就业人数 (log)	3 295	5.54	0.608	3.34	8.25
2001 年出口密度	3 295	0.22	0.207	0.00	0.91
2001 年国有企业份额	3 295	0.17	0.172	0.00	0.98
2001 年进口关税水平	3 295	16.98	10.603	0.00	63.00

## 四、基准回归结果分析

### (一) 基准回归

公式 (1) 的回归结果如表 2 所示。第 (1) 列控制了行业固定效应和年份固定效应, 第 (2) 列进一步控制了  $Post$  与事前决定因素的交互项, 第 (3) 列进一步控制了  $Post$  与 2001 年各行业进口关税水平、国有企业产出份额的交互项。

$Treat \times Post$  前的系数都显著为正, 这意味着在 2002 年外资准入限制放宽后, 外资准入限制放宽行业相对于外资准入限制不变行业实现了更多的就业净增长, 即外资进入显著促进了就业。

由表 2 第 (3) 列的系数估计值可知, 在外资准入限制放宽后, 相对于外资准入限制不变行业, 外资准入限制放宽行业的就业净增长率平均增加了 1.24%。相较于行业层面平均值为 5% 的就业净增长率, 政策冲击带来了约 25% 的就业净增长率的增加。

表 2 基准回归结果

	就业净增长率 (1)	就业净增长率 (2)	就业净增长率 (3)
$Treat \times Post$	0.0162*** (0.0061)	0.0122** (0.0060)	0.0124** (0.0058)
CIC4 位码行业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
事前决定因素	否	是	是
进口关税削减政策	否	否	是
国企改革政策	否	否	是
N	3 517	3 473	3 295

注：事前决定因素包括 2001 年各行业的出口产品密度、平均工资和平均就业人数与  $Post$  的交互项, 进口关税削减政策指 2001 年各行业进口关税水平与  $Post$  的交互项, 国企改革政策指 2001 年各行业国有企业产出份额与  $Post$  的交互项。\*\*\*、\*\*、\* 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。下表同。

## (二) 平行趋势检验

双重差分方法的一个关键识别假设是,在外资准入限制放宽之前,外资准入限制不变行业和外资准入限制放宽行业的就业净增长率有相同的趋势。为了检验平行趋势假设的合理性,以1999年为基准年,估计如下方程:

$$NET_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \sum_{\tau=2000}^{2007} \beta_{\tau} Treat_i \times Year_{\tau} + X'_{it} \varphi + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

其中,  $Year_{\tau}$  为年份虚拟变量,  $\beta_{\tau}$  用来判断处理组行业和对照组行业的就业净增长率在  $\tau$  年是否存在显著差异。图1展示了公式(2)的估计系数和90%置信区间,从事前的结果看,2000—2002年的估计系数不显著,表明处理组和对照组的就业净增长率在政策冲击前不存在显著差异,有效缓解了关于处理组和对照组存在事前趋势差异的担忧,说明了识别策略的有效性。从事后的结果看,2003年和2004年的估计系数不显著,2005—2007年的估计系数显著为正,这可能是由于FDI往往是通过行业间关联等渠道产生影响,需要一定的时间才能体现。

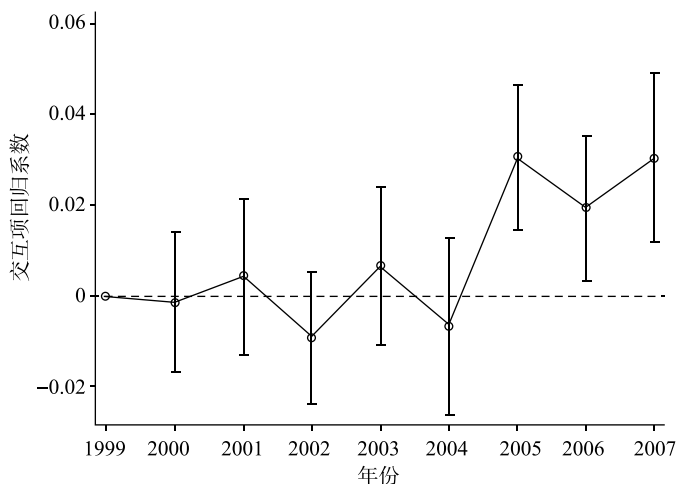


图1 平行趋势检验

## (三) 安慰剂检验

如果外资准入政策没有发生变化,那么处理组行业和对照组行业的就业净增长应该不存在显著差异。为了验证这一假设,本文参考 Lu et al. (2017),通过构造伪政策处理时间的方法进行安慰剂检验。具体地,仅保留政策冲击之前的样本,分别将2000年(Fake1)和2001年(Fake2)设定为伪政策处理时间。由于这一时期并没有行业的外资准入政策发生变化,若处理组行业与对照组行业之间的就业净增长依然存在显著差异,那么这种差异可能是由其他不可观测因素导致的。估计结果如表3第(1)、(2)列所示,分组变量  $Treat$  与伪政策处理时间的交互项系数均接近于零,并且在统计上不显著,在一定程度上排除了其他不可观测因素对本文估计结果产生干扰的可能性。



#### (四) 稳健性检验

##### 1. 控制经济特区产出占比

在对外开放的过程中，我国通过在经济特区实行进口关税减免等一系列优惠手段吸引外资。在外资准入限制放宽之后，经济特区可能会因为特殊的政策吸引更多的外资，从而产生更多的就业净增长，如果大部分的处理组行业分布在经济特区，那么估计结果就会混杂经济特区的效应。为了缓解经济特区的影响，在回归中控制了行业层面来自经济特区的产出占比 (*ecozone\_share*)。表3第(3)列的结果显示，在控制经济特区的影响之后，核心解释变量的系数仍然显著为正，且数值大小没有发生很大的变化，表明本文的识别不会受到经济特区的影响。

##### 2. 控制行业发展趋势

虽然外资准入限制放宽是一个相对外生的冲击，但是考虑到行业的就业净增长可能受到行业需求变动、行业技术进步等一系列不可观测因素的影响，不同行业的就业净增长可能具有不同的时间趋势。为了减轻这个担忧，本文参考 Moser and Voena (2012) 的方法，在回归中进一步控制了 CIC2 位码行业×年份固定效应。表3第(4)列的结果显示，在控制了 CIC2 位码行业的发展趋势之后，核心解释变量的系数仍然显著为正，且数值大小没有发生很大的变化，表明基准回归的结果不是由 CIC2 位码行业的发展趋势差异驱动的。<sup>①</sup>

表3 识别上的威胁

	安慰剂检验 (1)	安慰剂检验 (2)	控制经济特区产出占比 (3)	控制行业发展趋势 (4)
<i>Treat</i> × <i>Post</i>			0.0122** (0.0058)	0.0114** (0.0051)
<i>Treat</i> × <i>Fake1</i>	-0.0074 (0.0089)			
<i>Treat</i> × <i>Fake2</i>		0.0022 (0.0096)		
<i>ecozone_share</i>			0.0203 (0.0376)	
CIC4 位码行业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	否
CIC2 位码行业×年份固定效应	否	否	否	是
事前决定因素	是	是	是	是
进口关税削减政策	是	是	是	是
国企改革政策	是	是	是	是
N	1 048	1 048	3 295	3 295

① 此外，本文还从更换变量衡量方法、改变样本范围等方面进行了稳健性检验，感兴趣的读者可参阅附录 III。

## 五、就业净增长的结构分析

### (一) 就业创造与就业损失

就业净增长率由就业创造率和就业损失率两部分构成,那么行业就业净增长是源于就业创造的增加,还是就业损失的减少,还是两者的复合作用?本文分别将就业创造率  $JC_{it}$  和就业损失率  $JD_{it}$  作为被解释变量进行回归。表4第(1)、(2)列的估计结果发现,在外资准入限制放宽之后,外资准入限制放宽行业相对于外资准入限制不变行业产生了更多的就业创造,而就业损失没有显著的差异。这表明外资准入限制放宽主要是通过提高行业就业创造率促进就业。

由于FDI能够推动新技术、新产品、新生产方式、新管理模式的应用和新市场的扩展,具备扩大就业的内生动力,所以外资准入限制放宽行业直接创造就业岗位的能力会更强。进一步地,FDI的溢出效应有利于外资准入限制放宽行业生产率的提高,增强它们对负面冲击的应对能力,抑制就业损失情况的发生。另一方面,FDI进入会加剧行业内的市场竞争,低效率的企业最终被迫退出市场,从而使得外资进入行业的就业损失增多。因此,外资准入限制放宽最终对就业损失表现出不显著的影响。

在样本期间,中国的制造业其实同时经历了大规模的就业创造与就业损失(马弘等,2013),然而外资进入带来的主要是就业创造的增加,并不会导致就业损失的情况出现。因此,可以认为外资准入限制放宽是吸纳就业的一个重要途径。

### (二) 就业增长的边际分析

外资进入对企业就业的平均影响可以分解为广度边际和深度边际两个维度。广度边际是指对样本期内企业进入与退出的影响,深度边际是指对在位企业就业的影响。不同边际的企业受到的影响可能不同,那么行业就业净增长是源于新企业的进入还是在位企业的扩张?

本文将新企业数量的对数作为被解释变量进行回归,并且进一步将新企业分为新成立的外资企业和新成立的内资企业。结果如表4第(3)、(4)、(5)列所示,估计系数都显著为正,意味着外资准入限制放宽不仅会直接促进外资企业的进入,也会产生正向溢出效应进而有利于内资企业的成立。表4第(6)列的结果表明即使剔除新成立企业的就业效应,外资准入限制放宽对处理组行业的就业仍然有积极的影响,这意味着除了广度边际之外,就业增长也会沿着深度边际进行。

表4 就业净增长的结构分析

	就业创造率	就业损失率	新企业的 数量	新外资企业 的数量	新内资企业 的数量	剔除新企业的 行业总就业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.0111**	-0.0012	0.1650**	0.1043*	0.1500**	0.1231*
	(0.0045)	(0.0037)	(0.0669)	(0.0542)	(0.0661)	(0.0729)

(续表)

	就业创造率 (1)	就业损失率 (2)	新企业的 数量 (3)	新外资企业 的数量 (4)	新内资企业 的数量 (5)	剔除新企业的 行业总就业 (6)
CIC4 位码行业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
事前决定因素	是	是	是	是	是	是
进口关税削减政策	是	是	是	是	是	是
国企改革政策	是	是	是	是	是	是
N	3 295	3 295	3 295	3 295	3 295	3 295

## 六、进一步分析

考虑到上游行业 FDI 与下游行业 FDI 对就业的影响可能不同，本地 FDI 与外地 FDI 对就业的影响也可能存在差别，本部分探讨外资进入的行业间关联效应和地区间关联效应。<sup>①</sup>

### (一) 行业间关联效应

外商直接投资可能通过行业间关联效应（包括前向关联与后向关联）对外资进入行业的上下游行业产生影响。前向关联是指跨国公司与下游客户之间的联系，跨国公司可以向下游客户提供多样的、新颖的、高质量的中间投入品，这有利于提高下游企业的生产率（Halpern et al., 2015），扩大下游部门的生产 and 就业。后向关联是指跨国公司与上游供应商之间的联系，考虑到我国供应商往往不能提供符合跨国公司高标准和高要求的中间品，并且跨国公司在我国寻找中间品供应商的成本较高（Javorcik and Spatareanu, 2008），下游的跨国公司经常使用进口投入取代本地采购（Hunya and Geishecker, 2005），这可能会阻碍下游跨国公司对本行业的溢出效应。因此，本文预计外商直接投资主要是通过前向关联对国内其他企业的就业产生促进作用。

为了验证这一观点，参考 Lu et al. (2017) 的方法，分别构建了衡量上下游行业外资进入程度的指标。具体地，对于  $t$  年  $i$  行业而言，其下游行业的外资进入程度可以表示为：

$$FDI\_sector_{it}^{downstream} = \sum_{k \text{ if } k \neq i} \alpha_{ik} \times Treat_k \times Post_t,$$

其上游行业的外资进入程度可以表示为：

$$FDI\_sector_{it}^{upstream} = \sum_{m \text{ if } m \neq i} \beta_{im} \times Treat_m \times Post_t,$$

其中， $\alpha_{ik}$  是  $i$  行业提供给  $k$  行业的产出的比例， $\beta_{im}$  是  $i$  行业从  $m$  行业购买的投入的比例， $\alpha_{ik}$  与  $\beta_{im}$  均由我国 2002 年投入产出表计算得到。

<sup>①</sup> 此外，本文还根据企业所有制和行业类型进行了异质性分析，感兴趣的读者可参阅附录 IV。

### 1. 下游行业外资进入与就业

为了考察下游行业外资进入如何影响就业净增长率,参考 Jiang et al. (2018) 设定回归方程如下:

$$NET_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta FDI\_sector_{it}^{downstream} + X'_{it}\varphi + \epsilon_{it}. \quad (3)$$

公式(3)的估计结果如表5第(1)列所示,估计系数在统计上不显著,表明下游行业 FDI 对本行业就业净增长率的影响不明显。表5第(2)、(3)列进一步将被解释变量替换为就业创造率  $JC_{it}$  和就业损失率  $JD_{it}$ , 估计系数在统计上也都不显著。

### 2. 上游行业外资进入与就业

为了考察上游行业外资进入如何影响就业净增长率,参考 Jiang et al. (2018) 设定回归方程如下:

$$NET_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta FDI\_sector_{it}^{upstream} + X'_{it}\varphi + \epsilon_{it}. \quad (4)$$

公式(4)的估计结果如表5第(4)列所示,估计系数显著为正,表明上游行业 FDI 有助于提高本行业的就业净增长率。表5第(5)、(6)列进一步将被解释变量替换为就业创造率  $JC_{it}$  和就业损失率  $JD_{it}$ , 发现上游行业 FDI 对就业净增长率的显著正效应主要来源于就业创造的增加。<sup>①</sup>

以上结果表明 FDI 主要通过前向关联对国内其他企业产生效应,与 Xu and Sheng (2012)、Lileeva (2010) 的结果一致。考虑到外商直接投资可能通过前向关联对其下游的对照组行业产生正向溢出效应,基准回归可能低估了外资准入限制放宽的就业效应。

表5 行业间关联效应

	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
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
下游行业 FDI	-0.0024 (0.0160)	0.0026 (0.0105)	0.0050 (0.0092)			
上游行业 FDI				0.0362*** (0.0115)	0.0250*** (0.0081)	-0.0112 (0.0096)
CIC4 位码行业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
事前决定因素	是	是	是	是	是	是
进口关税削减政策	是	是	是	是	是	是
国企改革政策	是	是	是	是	是	是
N	3 141	3 141	3 141	3 141	3 141	3 141

### (二) 地区间关联效应

外地 FDI 与本地 FDI 对就业的影响可能存在差别。无论是本地的外资进入,还是外地的外资进入,都会产生两种效应:其一,通过行业间关联等渠道对就业产生正向的作

① 附录 I 表 A1 分别在公式(3)和公式(4)的基础上,进一步控制了同行业的外资进入,结果依然稳健。

用；其二，通过竞争等渠道对就业产生负向的作用。

对于本地 FDI 而言，跨国公司带来的竞争可能相当强大，这是因为跨国公司会争夺当地的要素资源 (Liu and Wang, 2021)。比如，跨国公司由于自身优越条件，可以吸引本地高级人才，造成国内人才向跨国公司转移，削弱本地企业的竞争力，甚至使得一些企业被迫退出市场，从而造成外资进入行业相当程度的失业和就业机会的减少。考虑到这种负向的作用可能会抵消通过行业间关联等渠道产生的正向作用，本文预计本地 FDI 对该行业就业增长的影响不显著。

对于外地 FDI 而言，跨国公司带来的竞争相对较小。比如，由于我国不同地区间劳动力市场相对分割 (赵奇伟和熊性美, 2009)，外地的跨国公司不易抢夺本地的劳动力要素，对本地企业的不利影响较小。考虑到这种相对较小的负向作用不会完全抵消通过行业间关联等渠道产生的正向作用，本文预计外地 FDI 对该行业就业增长的影响仍然显著为正。

为了验证这一观点，将企业数据加总到城市-行业-年份层面，重新计算城市-行业-年份层面的就业净增长率，并参考 Liu and Wang (2021) 的方法，构建如下指标：

$$FDI\_sector_{ict}^{local} = \frac{output_{ic2001}}{\sum_c output_{ic2001}} \times Treat_i \times Post_t,$$

$$FDI\_sector_{ict}^{nonlocal} = \left(1 - \frac{output_{ic2001}}{\sum_c output_{ic2001}}\right) \times Treat_i \times Post_t,$$

其中， $FDI\_sector_{ict}^{local}$  表示  $t$  年  $i$  行业  $c$  城市的外资进入程度， $FDI\_sector_{ict}^{nonlocal}$  表示  $t$  年  $i$  行业  $c$  城市以外的外资进入程度， $output_{ic2001}$  为 2001 年  $i$  行业  $c$  城市的总产出。

### 1. 本地外资进入与就业

为了考察本地 FDI 如何影响就业净增长率，设定回归方程如下：

$$NET_{ict} = \alpha_i + \delta_c + \gamma_t + \beta FDI\_sector_{ict}^{local} + X'_{ict}\varphi + \epsilon_{ict}, \quad (5)$$

其中， $NET_{ict}$  为城市  $c$  的行业  $i$  在  $t$  年的就业净增长率， $\alpha_i$ 、 $\delta_c$ 、 $\gamma_t$  分别表示行业固定效应、城市固定效应和时间固定效应， $X_{ict}$  为控制变量，包括地区-行业层面的出口产品密度、平均工资、平均就业人数、国有企业份额和行业层面的进口关税。

公式 (5) 的估计结果如表 6 第 (1) 列所示，估计系数在统计上不显著，表明本地 FDI 对该行业就业净增长率的影响不明显。表 6 第 (2)、(3) 列进一步将被解释变量替换为就业创造率  $JC_{it}$  和就业损失率  $JD_{it}$ ，估计系数在统计上也都不显著。

### 2. 外地外资进入与就业

为了考察外地 FDI 如何影响就业净增长率，设定回归方程如下：

$$NET_{ict} = \alpha_i + \delta_c + \gamma_t + \beta FDI\_sector_{ict}^{nonlocal} + X'_{ict}\varphi + \epsilon_{ict}. \quad (6)$$

公式 (6) 的估计结果如表 6 第 (4) 列所示，估计系数显著为正，表明外资准入限制放宽的行业可以从来自外地的 FDI 中获益，这与 Liu and Wang (2021) 的结果相似。表 6 第 (5)、(6) 列进一步将被解释变量替换为就业创造率  $JC_{it}$  和就业损失率  $JD_{it}$ ，发现外地 FDI 对就业净增长率的显著正效应主要来源于就业创造的增加。<sup>①</sup>

① 附录 I 表 A2 同时控制了本地 FDI 和外地 FDI，结果依然稳健。

表6 地区间关联效应

	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
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
本地 FDI	0.2787 (0.1982)	0.3022 (0.1872)	0.0235 (0.0499)			
外地 FDI				0.0158** (0.0067)	0.0142** (0.0062)	-0.0016 (0.0019)
CIC4 位码行业固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
事前决定因素	是	是	是	是	是	是
进口关税削减政策	是	是	是	是	是	是
国企改革政策	是	是	是	是	是	是
N	136 306	136 306	136 306	136 306	136 306	136 306

## 七、外资进入的就业效应：一个简单的估算

前文已经证实，外资进入确实促进了就业。为了更好地理解外资进入对就业影响的大小，本文根据 Garrett et al. (2020) 的包络反推法，测算每创造一个就业岗位所需的外资数量，这有助于定量评估外资准入限制放宽政策的实施效果，为政策制定提供微观证据。

第一步，基于各年份全国的实际就业水平，计算出实际的就业净增长率。第二步，计算出反事实就业净增长率，即没有外资准入限制放宽情况下的就业净增长率。反事实就业净增长率可表示为： $NET^{CF} = NET / (1 + \hat{\beta})$ ，其中  $NET$  是实际的就业净增长率， $\hat{\beta}$  是基于表 2 第 (3) 列的估计系数。第三步，依据反事实就业净增长率计算出反事实就业水平，外资准入限制放宽带来的就业增加可以表示为反事实就业水平与实际就业水平的差额。表 7 的计算结果表明，在 2002—2007 年间外资准入限制放宽使得就业岗位增加了 1 797 178 个，年均增加 299 530 个。与此同时，在 2002—2007 年间我国引入的外资年均增加 1 703 550 万美元，因此创造一个就业岗位大约需要 5.69 万美元。

表7 外资进入的就业效应估算

	实际就业水平 (万人)	实际就业 净增长率 (%)	效应 ( $\hat{\beta}$ )	反事实就业 净增长率 (%)	反事实就业 水平 (万人)	就业增加 (万人)
2001	73 025	—	—	—	—	—
2002	73 740	0.9791	0.0124	0.9671	73 731.2305	8.7695

(续表)

	实际就业水平 (万人)	实际就业 净增长率 (%)	效应 ( $\hat{\beta}$ )	反事实就业 净增长率 (%)	反事实就业 水平 (万人)	就业增加 (万人)
2003	74 432	0.9384	0.0124	0.9269	74 414.6500	17.3500
2004	75 200	1.0318	0.0124	1.0192	75 173.0561	26.9439
2005	75 825	0.8311	0.0124	0.8209	75 790.1672	34.8328
2006	76 400	0.7583	0.0124	0.7490	76 357.8448	42.1552
2007	76 990	0.7723	0.0124	0.7628	76 940.3336	49.6663
合计						179.7178

## 八、政策含义

本文有以下政策含义。首先,本文发现外资进入显著增加了我国的就业。在当前就业形势严峻和全球外商投资规模总体增长乏力的背景下,我国应稳步推进高水平对外开放。一方面,对标先进的国际经贸规则,持续减少外商投资的市场准入限制,缩减外商投资准入负面清单。另一方面,营造市场化、法治化、国际化一流营商环境,落实好外资企业国民待遇,做好外资企业服务工作。其次,本文发现外资进入会产生行业间关联效应和地区间关联效应,从而创造出更多的就业机会。在加快构建新发展格局的战略背景下,我国应充分发挥外商直接投资的关联带动作用。一方面,广泛利用外资企业的先进技术、管理知识和信息等资源,补齐国内发展短板,畅通国内大循环的断点和堵点,形成均衡发展的产业布局和优势互补的区域布局。另一方面,通过有效地吸引和利用外资带动我国企业嵌入国际大循环,形成国内国际双循环的良性互动。

## 参考文献

- [1] Aitken, B. J., and A. E. Harrison, "Do Domestic Firms Benefit from Direct Foreign Investment? Evidence from Venezuela", *American Economic Review*, 1999, 89 (3), 1369-1401.
- [2] Baldwin, J., and D. J. Haltiwanger, "A Comparison of Job Creation and Job Destruction in Canada and the United States", *The Review of Economics and Statistics*, 1998, 80 (3), 347-356.
- [3] Balsvik, R., "Is Labor Mobility a Channel for Spillovers from Multinationals? Evidence from Norwegian Manufacturing", *Review of Economics and Statistics*, 2011, 93 (1), 285-297.
- [4] 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.
- [5] Bogliacino, F., and M. Pianta, "Innovation and Employment: A Reinvestigation Using Revised Pavitt Classes", *Research Policy*, 2010, 39 (6), 799-809.
- [6] Brandt, L., J. V. Biesebroeck, L. H. Wang, and Y. F. Zhang, "WTO Accession and Performance of Chinese Manufacturing Firms", *American Economic Review*, 2017, 107, 2784-2820.
- [7] Brandt, L., J. V. Biesebroeck, and Y. F. Zhang, "Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing", *Journal of Development Economics*, 2012, 97 (2), 339-351.
- [8] Davis, S. J., and J. Haltiwanger, "Gross Job Creation, Gross Job Destruction, and Employment Reallocation",

- Quarterly Journal of Economics*, 1992, 107 (3), 819-863.
- [9] Drnovsek, M., "Job Creation Process in a Transition Economy", *Small Business Economics*, 2004, 23 (3), 179-188.
- [10] Garrett, D. G., E. Ohrn, and J. Serrato, "Tax Policy and Local Labor Market Behavior", *American Economic Review-Insights*, 2020, 2 (1), 83-99.
- [11] Girma, S., P. W. Wright, M. J. Conyon, and S. Thompson, "The Impact of Mergers and Acquisitions on Company Employment in the United Kingdom", *European Economic Review*, 2002, 46 (1), 31-49.
- [12] Görg, H., and E. Strobl, "Spillovers from Foreign Firms through Worker Mobility: An Empirical Investigation", *Scandinavian Journal of Economics*, 2005, 107 (4), 693-709.
- [13] Halpern, L., M. Koren, and A. Szeidl, "Imported Inputs and Productivity", *American Economic Review*, 2015, 105 (12), 3660-3703.
- [14] Haltiwanger, J. C., and M. Vodopivec, "Worker Flows, Job Flows and Firm Wage Policies: An Analysis of Slovenia", *Economics of Transition*, 2003, 11 (2), 253-290.
- [15] Hunya, G., and I. Geishecker, "Employment Effects of Foreign Direct Investment in Central and Eastern Europe", *Wiiw Research Report*, 2005, (No. 321) .
- [16] Javorcik, B. S., "Does Foreign Direct Investment Increase the Productivity of Domestic Firms? Is Search of Spillovers Through Backward Linkages", *American Economic Review*, 2004, 94 (3), 605-627.
- [17] Javorcik, B. S., and M. Spatareanu, "To Share or Not to Share: Does Local Participation Matter for Spillovers from Foreign Direct Investment?", *Journal of Development Economics*, 2008, 85, 194-217.
- [18] Jiang, K., W. Keller, L. D. Qiu, and W. Ridley, "International Joint Ventures and Internal vs. External Technology Transfer: Evidence from China", *NBER Working Paper*, 2018, (No. W24455) .
- [19] Jude, C., and M. Silaghi, "Employment Effects of Foreign Direct Investment: New Evidence from Central and Eastern European Countries", *International Economics*, 2015, 145, 32-49.
- [20] Lileeva, A., "Global Links: The Benefits to Domestically-controlled Plants from Inward Direct Investment-The Role of Vertical Linkages", *Canadian Journal of Economics*, 2010, 43, 574-655.
- [21] Liu, Y., and X. Wang, "The Impact of FDI on Domestic Firm Innovation: Evidence from Foreign Investment Deregulation in China", *Policy Research Working Paper Series*, 2021, (No. 9672) .
- [22] Lu, Y., Z. Tao, and L. Zhu, "Identifying FDI Spillovers", *Journal of International Economics*, 2017, 107, 75-90.
- [23] Lu, Y., and L. Yu, "Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China's WTO Accession", *American Economic Journal: Applied Economics*, 2015, 7 (4), 221-253.
- [24] 马弘、乔雪、徐媛, "中国制造业的就业创造与就业损失", 《经济研究》, 2013年第12期, 第68—80页。
- [25] 毛其淋, "外资进入自由化如何影响了中国本土企业创新?", 《金融研究》, 2019年第1期, 第72—90页。
- [26] 毛日昇, "出口、外商直接投资与中国制造业就业", 《经济研究》, 2009年第11期, 第105—117页。
- [27] Moser, P., and A. Voena, "Compulsory Licensing: Evidence from the Trading with the Enemy Act", *American Economic Review*, 2012, 102 (1), 396-427.
- [28] 屈小博、高凌云、贾朋, "中国制造业就业动态研究", 《中国工业经济》, 2016年第2期, 第83—97页。
- [29] Rong, S., K. Liu, S. Huang, and Q. Zhang, "FDI, Labor Market Flexibility and Employment in China", *China Economic Review*, 2020, 61, 101449.
- [30] Waldkirch, A., P. Nunnenkamp, and J. E. A. Bremont, "Employment Effects of FDI in Mexico's Non-maquiladora Manufacturing", *The Journal of Development Studies*, 2009, 45 (7), 1165-1183.
- [31] Xu, X., and Y. Sheng, "Productivity Spillovers from Foreign Direct Investment: Firm-level Evidence from China", *World Development*, 2012, 40 (1), 62-74.
- [32] Yu, M., "Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms", *China Economic Quarterly*, 2015, 125 (585), 943-988.
- [33] 张婷、高德婷、蔡熙乾、谢申祥, "以'稳外资'助推'稳就业'", 《财贸经济》, 2021年第6期, 第104—



118 页。

- [34] 赵奇伟、熊性美，“中国三大市场分割程度的比较分析：时间走势与区域差异”，《世界经济》，2009 年第 6 期，第 41—53 页。

## FDI Deregulations and Employment

CHEN Yongbing HU Jiawen DU Yurui

(Xiamen University)

ZHAN Chaoqun\*

(Hong Kong Baptist University)

**Abstract:** We empirically investigate whether employment is affected by foreign direct investment (FDI). Empirical results show that the FDI entry deregulations promote employment by increasing job creation rate. In addition to the employment expansion of incumbent firms, the FDI entry deregulations facilitate the entry of new firms, which also contributes to employment. Furthermore, FDI in upstream industries can promote employment in this industry, and FDI from other regions can promote local employment. Finally, a simple estimate shows that about \$ 56 900 is required for each job created.

**Keywords:** FDI deregulations; net employment growth; difference-in-difference estimation

**JEL Classification:** F10, F12, O24

---

\* Corresponding Author; ZHAN Chaoqun, Hong Kong Baptist University, Hong Kong, China; E-mail: cqzhan@hkbu.edu.hk.