

外资进入、竞争与性别就业差异

李 磊¹, 王小洁², 孙浦阳¹

(1. 南开大学 经济学院, 天津 300071; 2. 中国海洋大学 管理学院, 山东 青岛 266100)

摘 要:在中国性别就业差异持续扩大的背景下,文章基于2004—2007年的中国工业企业数据库检验了外资进入是如何通过竞争效应对企业性别就业差异产生影响的。结果显示,外资进入程度越高的地区与行业具有越低的性别就业差异,外资进入程度每增加1%,我国内资企业女性就业份额将会增加0.0407%,且这一结果在考虑了抽样偏倚、不同外资范围的界定、使用不同外资进入程度衡量标准和控制内生性后依然十分稳健。进一步的研究显示,外资进入通过提高企业面临的竞争程度来促使以利润最大化为目标的企业雇佣更多成本较低的女性劳动力,进而降低性别就业差异。更为重要的是,外资进入产生的竞争效应对于性别差异的影响在不同受教育群体之间存在差异,其对受过高等教育,特别是受过研究生以上教育的群体影响最大。文章结论表明,在经济全球化背景下完善市场竞争机制和提高女性受教育程度将有利于减少性别就业差异。此外,文章也为研究外资进入的社会经济影响提供了不一样的思路。

关键词: 外资进入; 性别就业差异; 竞争; 女性就业

中图分类号: F832.6; F241.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2016)11-0073-13

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.2016.11.006

一、引 言

性别歧视程度的降低与社会经济发展之间存在显著的正向关联(Duflo, 2012)。女性就业机会的增加和教育程度的提高,使其所在家庭增加对子女人力资本的投资,进而对经济的长期发展产生促进作用(Bobonis, 2009)。如今,性别平等已成为国际上经济发展政策中的一项中心议题。2006年世界银行提出了性别行动计划,明确了性别平等对于经济增长的重要作用。联合国的千年发展目标也将性别平等作为重要内容纳入到讨论:“要将资源赋予贫困女性的手中,因为家庭和社会性别平等的促进,将给予经济发展的回报。扩展女性的机会,……能够加速经济的增长。”

中国在性别平等方面,特别是在性别就业差距方面仍然存在提高的空间。中国是一个以儒家思想为基础的社会,思想具有一定的保守性,并且对于男性和女性的角色持有“男主

收稿日期:2016-05-11

基金项目:国家自然科学基金青年基金项目(71203102);国家社会科学基金重大项目(15ZDA057);中国博士后科学基金面上基金(2014M560174)

作者简介:李 磊(1980—),男,安徽宿州人,南开大学经济学院副研究员;

王小洁(1988—),女,山东青岛人,中国海洋大学管理学院博士后;

孙浦阳(1982—),男,江苏连云港人,南开大学经济学院教授,博士生导师。

外,女主内”这种较为传统的观念(Wei 和 Zhang, 2011)。改革开放以来,就业市场中男女平等的局面逐步被打破,女性就业率持续下降而失业率有所上升(李实等, 2013)。数据显示,从 2004 年到 2007 年,我国工业企业的女性就业占总就业的比例逐年下降,该比例的平均值从 2004 年的 0.394 下降到了 2007 年的 0.366 (如图 1 所示);而且,不同行业的比例显示,除了纺织、服装、文教用品等女性传统就业行业中,女性的就业份额超过 0.5,绝大多数行业的女性就业份额都低于男性的就业份额,尤其在一些重化工行业,女性的就业份额远低于男性(如图 2 所示)。

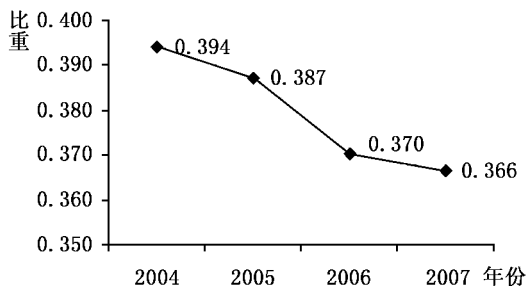


图 1 不同年份的女性就业份额

数据来源:作者根据中国工业企业数据库整理。

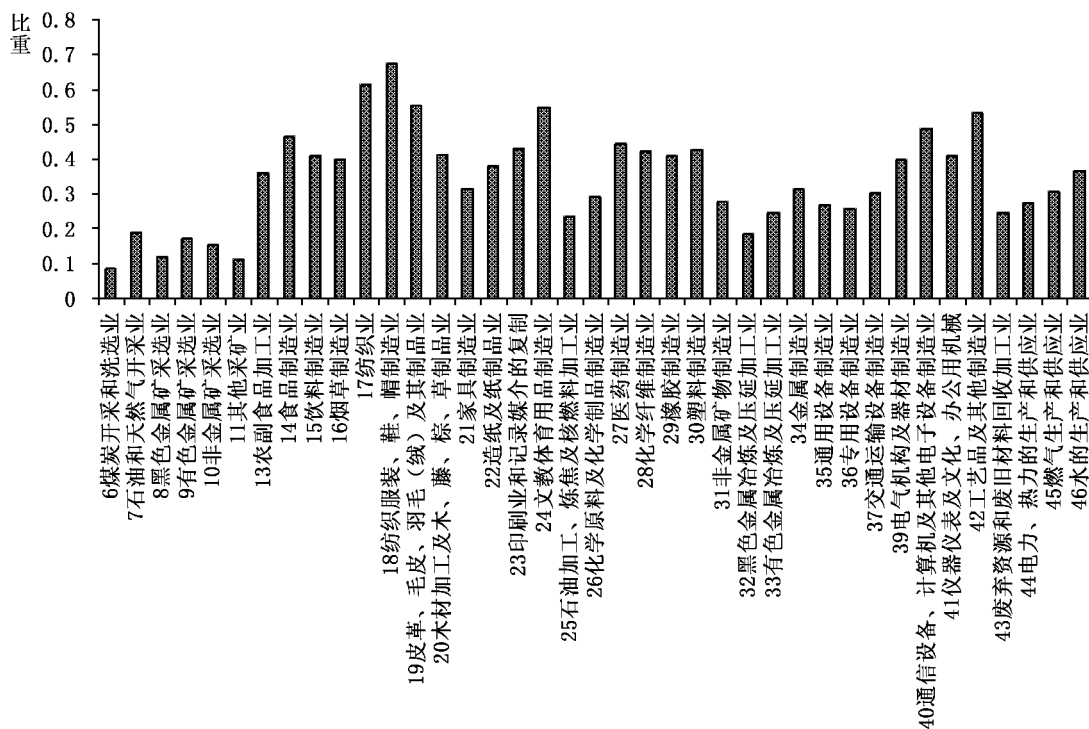


图 2 不同行业的女性就业份额

数据来源:作者根据中国工业企业数据库整理。

与此同时,随着中国加大对外开放力度以及入世承诺的履行,越来越多的外商投资企业进入内地市场。特别是自 2001 年我国加入 WTO 以后,外商直接投资的年流入量稳步上升,到 2013 年已接近 1 200 亿美元。外商直接投资的不断涌入对劳动力市场必然产生持续性的影响。如何理解外资进入对于性别就业差异的影响,考察这一问题显然对于我国在全球化背景下促进男女平等就业、构建和谐劳动关系具有重要意义。实现两性就业待遇的公平合理,不仅有助于推进两性经济和社会地位的平等,也有利于提高企业的运作效率。党的十八大特别强调“要使改革红利惠及全体人民”,而评估外资进入对性别就业差异的影响是

处理好引资政策、产业政策和劳动力就业政策的重要问题,对于促进我国的社会和谐进步和持续性发展具有重要的现实意义。

外资进入与性别不平等之间的关系,无论是在理论分析还是在实证研究方面都存在巨大的探讨空间;但是,现有关于此问题的研究往往是割裂的。关于外资如何影响我国劳动力市场的文献主要集中于研究外商投资对我国劳动者工资溢价的影响(包群和邵敏,2008;许和连等,2009);关于我国性别不平等研究,则主要集中于性别不平等的事实及其原因(王美艳,2005;葛玉好和曾湘泉,2011;卿石松和郑加梅,2013)。总的来说,从全球化角度研究性别不平等的文献还较少,Chen等(2013)运用国家统计局公布的2004年全国经济普查制造业数据,考察了全球化与我国企业女性就业份额之间的关系,发现外资企业倾向于雇佣更多女性;然而,其研究是基于截面数据的分析,且没有控制变量的内生性问题,也没有考虑市场竞争做进一步的分析,更没有考虑不同性别雇员受教育程度所带来的影响。李磊等(2015)从理论和实证上研究了外资进入对我国服务业性别就业差距和性别工资差距的影响,且也只使用截面数据,而其实证研究也只是聚焦于服务业。该文虽然检验了外资进入降低了性别就业差距,但是并没有识别外资进入的竞争效应,也没有考虑不同群体受教育程度的差异所带来的影响。

本文采用2004—2007年的工业企业数据库,试图从微观企业层面考察外资进入及其产生的竞争效应对我国性别就业差异的影响。首先,本文研究了外资进入对内资企业女性雇佣的影响;其次,本文研究了外资进入能否通过增加国内市场竞争程度来迫使那些有性别歧视行为的内资企业增加对女性的雇佣(如果男性与女性具有同等生产率,那么那些雇佣较多男性的、具有歧视行为的企业,其生产率会较低,在激烈的市场竞争中将会处于不利地位);最后,本文进一步说明教育会强化这种竞争效应,即受教育程度更高的女性会更更多地从事白领工作,而白领工作对体力要求较低,男性和女性更有可能具有相同的生产力。如果企业在白领工作岗位上歧视女性,那么其会付出更多代价,因此,这种竞争效应在受教育程度更高的群体中更为强烈。实证结果表明:(1)外资进入对我国内资企业的性别就业差异有着显著的降低作用,且这一结果在考虑了抽样偏倚、不同外资范围的界定、使用不同标准衡量外资进入程度以及在控制内生性问题后依然十分稳健。(2)外资进入对于性别就业差异的降低主要是通过竞争效应发挥作用。外资进入程度越高的地区或行业,其竞争效应越明显,企业的女性就业份额也有更多的增加,性别就业差异也就越低。(3)更为重要的是,外资进入的竞争效应对不同受教育群体的影响也存在不同,其对于受过高等教育的群体,特别是对于受过本科以及研究生以上教育群体的影响尤为明显。

与以往研究相比,本文可能存在的贡献主要体现在以下几个方面:首先,本文首次研究了外资进入对我国内资工业企业性别就业差异的影响,并解决了外资进入对我国内资工业企业性别就业差异影响中可能存在的内生性问题;其次,本文将市场竞争纳入到研究当中,通过构建外资进入与竞争的交互项,识别了市场竞争对外资进入与性别就业差异的中介效应,拓展了外资进入与性别就业差异之间关系的研究视角;最后,本文研究了外资进入的竞争效应对性别就业差异的影响在不同受教育群体中的差异。此外,本文除了对于性别歧视问题有着重要的借鉴意义外,还为研究外资进入的社会经济影响提供了不一样的思路。

二、理论分析与研究假说

主流观点认为,参与全球化(包括进出口和外商投资)会降低性别隔离和性别歧视,让更

多的女性能够进入传统上由男性主导的产业,增加女性参与有偿工作的机会(Joekes 和 Weston, 1994; Jenkins 和 Kunal, 2006)。

Becker(1957)提出的竞争抑制歧视理论是这一观点的理论基础。其假设可观测条件(如年龄、受教育年限等)相同的男女具有相同的劳动生产率,厂商如果在劳动力市场上实行性别歧视行为(雇佣较多的男性和较少的女性),就必须支付给男性较高的工资,并因此会付出较高成本,这会导致其雇佣的女性劳动力数量低于生产达到利润最大化时所需的数量,并使其利润比没有歧视偏好的雇主少;在市场竞争机制下,具有歧视行为的企业,其竞争力也会比那些没有歧视偏好的雇主小,因此,长期来看也会被那些具有更少偏见的企业替代。Arrow(1971)认为,在完全竞争环境下,只有歧视最小的雇主最终能生存下来,歧视在长期被消除了。

可见,根据 Becker(1957)的竞争抑制歧视理论,企业的歧视行为依赖于其所在产业的市场竞争结构。在具有不同市场竞争程度的行业中,企业对于性别歧视行为的选择可能存在差异。相对于那些在竞争性市场中获得零利润的企业,那些拥有市场势力且可能享有经济利润的雇主才有能力继续推行其歧视行为(Bain, 1968)。市场竞争结构的变化则会对性别就业差异产生影响,如果市场竞争程度增加,那么位于其中的企业迫于竞争压力会倾向于放弃性别歧视行为,从而更多地雇佣女性员工。也就是说,特定产业或地区的市场结构由垄断向竞争的演化将有利于缩小性别就业差异。

外资的进入会增加国内市场的竞争程度,因此外资进入就是利用竞争效应降低了性别就业差异(Helpman 和 Krugman, 1985)。外资作为一种较为直接的外来竞争,其进入增加了市场上企业的绝对数量,降低了市场集中度,从而增加了市场的竞争程度;并且,市场竞争程度的增加又会使那些有性别歧视行为的内资企业增加对女性的雇佣。也就是说,如果市场上存在性别歧视行为,那么外资进入能够通过增加市场竞争程度来降低性别就业差异。Black 和 Brainerd(2004)的研究能够提供一些全球化对性别就业差异影响的佐证。他们通过构建集中行业虚拟变量和贸易量的交互项,研究了贸易开放对集中行业和竞争行业性别就业差异影响的差异性,发现贸易开放带来的竞争效应降低了性别就业差异(Birdsall 等, 2011)。同样,在外资进入的竞争效应下,以利润最大化为目标的企业为了提高企业的利润,就必须优化自身的人力资源,增加对女性的雇佣(Gothaskar, 1995)。根据以上分析,我们提出以下研究假说:

假说 1: 外资进入能够降低企业的性别就业差异。

假说 2: 外资进入通过增加市场竞争程度而降低了性别就业差异。

在以上分析中,我们均假设男性和女性的劳动生产率是相同的;但实际上,男性和女性在不同类型工作中的劳动生产率是存在差异的。例如,Qian(2008)和 Carranza(2014)分别利用中国和印度的数据进行研究后发现,在对体力要求较低的行业中,女性会占有比较优势。Galor 和 Weil(1996)构建了关于这一现象的理论模型,将工作分为体力密集和脑力密集两类,认为资本提高了脑力密集工作的相对报酬,而女性在脑力密集工作中具有比较优势。资本存量的增长,减少了女性与男性之间的工资差距,进而使女性的劳动力市场参与程度提高。教育的作用在于降低了体力在劳动中的重要性,因为受教育程度越高的人,越不会依赖体力劳动谋生。或者说,受教育程度更高的人更可能从事白领工作而不是蓝领工作。这会对男性和女性产生不同的影响,因为对于白领工作这种对体力劳动要求较低的工作来说,女性更具有比较优势。如果企业对男性和女性的雇佣存在歧视行为的话(即雇佣更多男

性),那么对具有较高教育程度的女性的雇佣歧视会付出更大的代价。因此,我们可以推断,外资进入对于性别就业差异的影响也存在区别,外资进入的竞争效应对性别就业差异的影响在受教育程度更高的群体中表现更为强烈,从而更有可能提高脑力劳动中女性劳动力的参与程度。我们据此提出以下假说:

假说 3: 外资进入的竞争效应,使企业雇佣更多受教育程度较高的女性。

三、数据、计量模型及变量说明

(一)数据来源及处理

本文所使用的数据来源于国家统计局公布的中国工业企业数据库,该数据库统计了全部国有和规模以上非国有企业(主营业务收入超过 500 万元),覆盖了 GB/T4757 的 6—46 大类(不含 38)的工业企业。它的优点是样本大、指标多、时间长;但是,它在很多方面还不太符合学术研究的严格要求,缺陷包括样本匹配混乱、指标存在缺失、指标大小异常、测度误差明显和变量定义模糊等问题(聂辉华等,2012)。为保证数据清洁性,我们首先按照 Brandt 等(2012)的方法对原始匹配错误的样本重新匹配,并利用价格指数对企业报告产出与销售额进行平减,将其调整为 2004 年固定价格水平。此外,我们还对数据库进行了以下的处理:剔除了一些关键性指标缺失或有明显错误的记录(如工业总产值、工业增加值、固定资产、从业人员、实收资本数值为 0 或负数的个体);剔除了企业注册类型错误的个体(如企业注册类型小于 3 位代码,或者大于 340 代码);剔除了企业规模较小的个体(从业人数小于 8)。最后,我们还剔除了存在以下情况的个体:流动资产超过固定资产的企业,总固定资产超过总资产的企业,固定资产净值超过总资产的企业。本文选择的数据样本时间跨度为 2004—2007 年。^①

(二)计量模型的构建

为了研究外资进入对我国内资企业性别就业差异的影响,并验证假说 1,我们构建了以下计量模型:

$$Egap_{ijt} = c + \alpha FDI_{ijt} + \sum \gamma Firm_{ijt} + \delta_t + \theta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中, $Egap_{ijt}$ 代表第 t 年 j 行业中内资企业 i 的性别就业差异,用女性就业占总就业的比重来衡量;核心解释变量 FDI_{ijt} 代表第 t 年 j 行业中企业 i 所在地区和行业的外资进入程度。控制变量如下: $Firm_{ijt}$ 为企业层面的特征变量,包括企业成立年限、资本密集度、企业规模、企业是否出口、企业资金约束和利润率。方程中还控制了时间固定效应 δ_t 和行业固定效应 θ_j (按二分位代码进行的行业分类)。 ε_{ijt} 为误差项。

为了研究外资进入的竞争效应是否能降低性别就业差异,并验证假说 2,我们借鉴 Black 和 Brainerd(2004)的方法,在基准方程中引入市场结构指标,并构建了其与外资进入的交互项,以检验市场竞争对外资进入与性别就业差异的中介效应,具体模型设置如下:

$$Egap_{ijt} = c + \alpha FDI_{ijt} + \beta FDI_{ijt} \times comp_{jt} + \varphi comp_{jt} + \sum \gamma Firm_{ijt} + \delta_t + \theta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

其中, FDI_{ijt} 代表第 t 年 j 行业中企业 i 所在地区和行业的外资进入程度; $comp_{jt}$ 为 j 行业的竞争指数; $FDI_{ijt} \times comp_{jt}$ 为外资进入程度与竞争指数的交互项;其他控制变量与模型 1 相同;模型中同样包括了年份固定效应和行业固定效应; ε_{ijt} 为误差项。

^①2004 年前和 2008 年及以后的中国工业企业数据库未统计女性就业比例所需的女性从业人员指标。

对体力要求不同的工作中,外资进入的竞争效应对性别就业差异的影响存在不同。但是,中国工业企业数据库并没有提供各企业男性与女性分别从事脑力劳动和体力劳动的人数。不过,2004年是中国经济普查的年份,该年的工业企业数据库提供了企业中不同受教育程度的男性与女性的人数。由于受教育程度较高的个体更有可能从事脑力劳动,因此对于这一群体来说,外资进入及其竞争效应对性别就业差异的影响可能更大。为此,我们建立以下计量模型:

$$XEgap_{ij} = c + \alpha FDI_{ij} + \beta FDI_{ij} \times comp_j + \varphi comp_j + \sum \gamma Firm_{ij} + \theta_j + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

其中, $XEgap_{ij}$ 为 2004 年 j 行业内资企业 i 中不同受教育程度群体的性别就业差异(具体包括研究生以上、本科、大专、高中和初中及以下群体的性别就业差异); FDI_{ij} 代表 j 行业中企业 i 所在地区和行业的外资进入程度;其他控制变量与模型(1)相同。方程还控制了行业固定效应 θ_j ; ε_{ij} 为误差项。

(三)变量说明

1. 性别就业差异($Egap$)。本文测算的性别就业差异为年末女性从业人员人数占年末总就业人数的比例,并对其取对数。该指标越小,说明企业雇佣的女性从业人员越少,性别就业差异就越大。

2. 外资进入程度(FDI)。我们首先利用 Brandt 等(2012)的方法识别出外资企业和我国港澳台企业。考虑到我国的一些法律和政策将我国的港澳台企业也界定为外资企业,因此我们对于外资企业的定义采用广义和狭义两种方式,狭义的外资仅包括外资企业,而广义的外资还包括了我国的港澳台企业。学界对外资进入程度的替代指标主要有两类:一是外资企业就业人数占比(包群和邵敏,2008);二是实际利用外资额或外资企业销售额(Figini, 2011)。本文对外资进入程度的衡量,主要采用的是第一类方法,即以同一地区(按省份划分)同一行业(行业代码相同)的外资企业就业人数占总就业人数份额来测算。同时,我们还采取其他两种方法作为稳健性检验:一是采用同一地区同一行业外资企业销售收入占全部企业销售收入的比重来衡量;二是采用同一地区同一行业企业所有者权益中外资所有者权益占全部所有者权益的比重来衡量。我们同样对外资进入取对数。

3. 竞争($comp$)。本文所指的竞争指数用“1-赫芬达尔指数”来表示,赫芬达尔指数的公式为: $H = \sum_{i=1}^N S_i^2 = \sum_{i=1}^N (X_i/X)^2$ 。其中, S_i 为企业 i 的市场占有率(用就业人数来计算), X_i 代表企业 i 的市场份额, X 代表市场总份额, N 表示该行业中的 N 家企业。

4. 其他控制变量。企业成立年限($Lnage$)以调查年份减去企业成立年份来计算;资本密集度($Lnkl$)以企业固定资产净值除以企业年末从业人数来计算;企业规模($Lnsiz$)以工业总产值来表示;企业融资约束($Lnfin$)为企业利息支出与销售收入的比值;利润率($Lnprofit$)为营业利润与销售收入的比值。为消除异方差的影响,我们对以上变量均取对数形式表示。企业出口倾向($Export$)使用“是否为出口企业”来表示,是则取值为 1,否则为 0。

四、计量结果分析

(一)外资进入影响性别就业差异的基准分析

表 1 报告了外资进入影响性别就业差异的基准回归结果。本文引入了时间固定效应和行业固定效应,以控制年份差异和行业不同特点对估计结果的影响。列(1)结果显示,在控制了企业成立年限、资本密集度、企业规模、出口倾向、融资情况和利润率等企业经营业绩指

标后,以同一省份和相同二分位行业代码计算的外资进入程度的估计系数为 0.0407,且在 1%水平上显著。这意味着外资进入程度显著增加了企业的女性就业份额,并降低了性别就业差异。具体而言,外资进入程度每增加 1%,企业的女性就业份额将会增加 0.0407%。

在本文中,企业层面的性别就业差异这一变量的质量受制于抽样偏倚,抽样偏倚的程度与企业规模负相关。假设一个只有 5 个雇员的小企业进入市场,即使雇主是完全性别中立的,如果其面对的是雇佣两个或三个女性工人,或者女性份额为 40%或 60%。在这种情况下,女性份额的变化并不一定与雇佣偏好的差异有关,而受随机因素的影响较大。但是,这一概率会随着雇佣总量的增加而下降。对于较大规模的企业,女性份额的变化应该更能反映雇主的偏好。为了降低抽样偏倚,我们将研究样本进一步限定为雇佣 30 人以上的企业,重新进行估计,结果见表 1 中列(2)所示。消除了抽样偏倚之后的结果与之前的结果并没有较明显的区别,只是系数有所增加,变为 0.0409。因此,这进一步证实了外资进入对女性就业份额的正向影响。

考虑到我国的一些法律和政策将我国的港澳台企业也界定为外资企业,我们进一步将外资企业的范围扩展到包括我国的港澳台企业,发现结果没有明显的变化(如表 1 中列(3)和列(4)所示),不管是对于就业人数大于 8 的企业还是就业人数大于 30 的企业,外资进入对于女性就业份额的影响均显著为正,系数的大小也相差不大。由此我们初步验证了假说 1,即外资进入缩小了企业性别就业差异,外资进入每增加 1%,女性就业份额则增加 0.04%左右。

表 1 外资进入影响女性就业份额的基准回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	狭义		广义	
	就业人数>8	就业人数>30	就业人数>8	就业人数>30
LnFDI	0.0407*** (0.0085)	0.0409*** (0.0089)	0.0380*** (0.0096)	0.0373*** (0.0100)
Lnage	0.0576*** (0.0056)	0.0615*** (0.0058)	0.0568*** (0.0057)	0.0610*** (0.0060)
Lnkl	-0.0201*** (0.0038)	-0.0226*** (0.0041)	-0.0180*** (0.0038)	-0.0205*** (0.0042)
Lnsiz	-0.0321*** (0.0046)	-0.0334*** (0.0049)	-0.0305*** (0.0047)	-0.0316*** (0.0051)
Export	0.1480*** (0.0191)	0.1418*** (0.0191)	0.1444*** (0.0190)	0.1383*** (0.0191)
Lnfin	0.0054*** (0.0011)	0.0060*** (0.0012)	0.0054*** (0.0011)	0.0060*** (0.0012)
Lnprofit	-0.0094*** (0.0026)	-0.0094*** (0.0026)	-0.0104*** (0.0026)	-0.0103*** (0.0027)
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	-2.0884*** (0.1812)	-2.1229*** (0.1847)	-2.1984*** (0.1357)	-2.2342*** (0.1409)
观测值	557 197	484 870	566 756	493 716
R ²	0.2635	0.2762	0.2802	0.2943

注:括号内为回归系数的稳健标准误,*、**和***分别代表 10%、5%和 1%的显著性水平。下同。

(二) 稳健性检验:外资的不同衡量标准

之前关于外资进入的衡量,我们是用就业人数来测算的。为了检验结论的稳健性,本文采取另外两种方法加以测算,即用销售收入和资本金来测算外资进入程度。在计算外资进入程度的时候,我们依然将外资进入按狭义和广义进行区分(狭义不包括我国的港澳台企业,广义包括我国的港澳台企业)。^① 计量结果如表 2 中列(1)一列(4)所示。无论根

^①我们也考虑了抽样偏倚的影响,限于篇幅,文中没有汇报。

据哪种方法计算的外资进入程度,外资进入程度对于女性就业份额的影响均显著为正。这说明本文的结论是较为稳健的,即外资进入程度能够显著增加女性就业份额,从而降低性别就业差异。

表2 稳健性检验:外资的不同衡量标准

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	销售收入		资本金	
	狭义	广义	狭义	广义
LnFDI	0.0326*** (0.0075)	0.0351*** (0.0085)	0.0229*** (0.0064)	0.0229*** (0.0064)
Lnage	0.0570*** (0.0056)	0.0563*** (0.0057)	0.0567*** (0.0056)	0.0567*** (0.0056)
Lnkl	-0.0202*** (0.0038)	-0.0184*** (0.0039)	-0.0195*** (0.0038)	-0.0195*** (0.0038)
Lnsiz	-0.0326*** (0.0045)	-0.0311*** (0.0047)	-0.0329*** (0.0046)	-0.0329*** (0.0046)
Export	0.1486*** (0.0191)	0.1454*** (0.0190)	0.1476*** (0.0191)	0.1476*** (0.0191)
Lnfin	0.0050*** (0.0011)	0.0051*** (0.0011)	0.0047*** (0.0011)	0.0047*** (0.0011)
Lnprofit	-0.0095*** (0.0026)	-0.0103*** (0.0026)	-0.0096*** (0.0027)	-0.0096*** (0.0027)
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	-2.2162*** (0.1877)	-2.2531*** (0.1447)	-2.1733*** (0.2033)	-2.1733*** (0.2033)
观测值	551 989	562 758	551 612	551 612
R ²	0.2584	0.2764	0.2594	0.2594

(三)内生性问题及其处理

内生性问题是导致计量结果偏误的重要原因。虽然本文的外资进入程度是基于省份和行业层面测度得来的,在一定程度上降低了其与微观层面企业的性别就业分布的双向因果关系,但很难完全避免遗漏变量带来的内生性问题。解决内生性问题的有效方法是寻找到合理的工具变量。由于本文的外资进入程度是在省份和行业两个维度上计算而得到的,因此为其找到一个理想的工具变量具有挑战性。这需要寻找在省份和行业两个维度上既与外资进入程度变量密切相关同时又独立于企业性别就业差异的工具变量,并在此基础上进行两阶段最小二乘回归。

具体而言,本文选择了“各省份的海外市场接近度”和“各行业的外资支持力度”的交乘项作为外资进入程度的工具变量。其依据在于:其一,海外市场接近度与各地区的外资进入程度有着显然的相关性,然而,一般认为地理因素并不会直接影响各地区的性别就业水平(黄玖立和李坤望,2006;盛斌和毛其淋,2011)。对于“各省份的海外市场接近度”的衡量,本文采用各省的省会城市到海岸线距离的倒数再乘以100进行测度。其二,国家对各行业外资进入的政策支持力度会影响该行业的外商投资热情,而各行业的外资支持力度与行业的性别就业水平并无直接关系。国家发展和改革委员会、商务部发布了《外商投资产业指导目录》,我们将细分行业的支持力度与中国工业企业数据库中的四分位行业代码对应,并构建“各行业的外资支持力度”虚拟变量,将“禁止类”取值为0,“限制类”取值为1,“允许类”取值为2,“鼓励类”取值为3。^①

我们引入“各省份的海外市场接近度”和“各行业的外资支持力度”的交叉项,作为外资进入程度的工具变量,并采用两阶段最小二乘法进行回归。与基准回归类似,本文区分了狭

^①《外商投资产业指导目录》中共设置了“鼓励”“限制”和“禁止”三类目录,而《指导外商投资方向规定》中指出,未列入指导目录的产业均为“允许”类。

义和广义的外资,并首先使用就业衡量外资进入程度,结果如表3的列(1)一列(3)所示。在控制了内生性之后,外资进入程度对女性就业份额的影响依然显著为正,并且估计系数有了较大的增加。这说明如果不控制内生性,可能会低估外资进入对性别就业差异的影响。为了保证所选工具变量组的有效性,本文采用多种手段进行必要的检验。*Anderson LM* 检验均在1%水平上拒绝工具变量识别不足的零假设,*Kleibergen-Paap Wald rk F* 统计量大于*Stock-Yogo* 检验在1%水平上的临界值,因此拒绝工具变量是弱识别的假设,这表明我们所选取的工具变量是有效的。本文在表3的列(4)一列(5)进一步使用销售收入和资本金计算外资进入程度,结果表明,使用销售收入和资本金衡量的外资进入对女性就业份额的影响同样显著为正,因而这说明了本文结论的稳健性。

表3 工具变量两阶段最小二乘估计

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	就业(狭义外资)		就业(广义外资)	销售收入	资本金
	就业人数>8	就业人数>30	就业人数>8	就业人数>8	就业人数>8
<i>LnFDI</i>	0.1227*** (0.0085)	0.1317*** (0.0090)	0.0849*** (0.0059)	0.1273*** (0.0085)	0.1137*** (0.0075)
<i>Lnage</i>	0.0552*** (0.0012)	0.0590*** (0.0013)	0.0555*** (0.0012)	0.0523*** (0.0013)	0.0507*** (0.0013)
<i>Lnkl</i>	-0.0210*** (0.0008)	-0.0235*** (0.0009)	-0.0175*** (0.0008)	-0.0205*** (0.0008)	-0.0191*** (0.0008)
<i>Lnsiz</i>	-0.0300*** (0.0009)	-0.0317*** (0.0010)	-0.0288*** (0.0009)	-0.0293*** (0.0009)	-0.0289*** (0.0009)
<i>Export</i>	0.1506*** (0.0025)	0.1438*** (0.0026)	0.1431*** (0.0025)	0.1533*** (0.0026)	0.1522*** (0.0026)
<i>Lnfin</i>	0.0076*** (0.0004)	0.0082*** (0.0005)	0.0069*** (0.0004)	0.0073*** (0.0004)	0.0071*** (0.0004)
<i>Lnprofit</i>	-0.0083*** (0.0007)	-0.0082*** (0.0008)	-0.0097*** (0.0007)	-0.0079*** (0.0007)	-0.0061*** (0.0008)
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Anderson LM</i>	9 717(0.0000)	8 524(0.0000)	21 720(0.0000)	8 751(0.0000)	8 143(0.0000)
<i>C-D Wald F</i>	9 889[16.38]	8 675[16.38]	22 584[16.38]	8 891[16.38]	8 264[16.38]
常数项	-1.5652*** (0.0557)	-1.5367*** (0.0601)	-1.9215*** (0.0369)	-1.7965*** (0.0403)	-1.5717*** (0.0516)
观测值	557 132	484 827	566 690	551 934	551 559
<i>R</i> ²	0.2563	0.2675	0.2781	0.2479	0.2460

注:限于篇幅,论文没有报告第1阶段的结果,有兴趣的读者可以向作者索取;*C-D Wald F* 指的是 *Cragg-Donald Wald F* 检验。

五、竞争效应的验证

(一) 竞争效应

外资进入对性别就业差异的影响,是通过影响东道国的市场结构以及增加企业间的竞争程度,迫使企业出于利润最大化的考虑而增加对女性的雇佣。为了检验外资进入的竞争效应,我们将外资进入与市场竞争程度的交叉项引入方程。表4报告了考虑竞争效应的计量结果。列(1)利用就业人数计算外资进入程度,并引入了外资进入程度及其与行业竞争程度的交互项。模型中外资进入的系数依然显著为正,这与之前的结果保持一致。市场竞争变量的系数显著为正,这说明市场竞争程度越高的行业具有越高的女性就业份额。我们更为关注的是外资进入与竞争程度的交互项,结果显示,其系数也显著为正,这意味外资进入通过提高市场竞争程度增加了女性就业份额。我们同样进行了稳健性检验,列(2)选取了就业人数大于30的样本企业,列(3)将我国的港澳台企业也视同外资企业,列(4)用销售收入衡量的外资进入,列(5)用资本金衡量外资进入。稳健性检验中,除了列(3)中外资进入与市场竞争交互项的系数没有通过10%的显著性检验外,其他方程中该交叉项的系数均显著为

正。我们据此验证了假说2,即外资进入通过增加市场竞争降低了性别就业差异。

表4 外资进入、竞争与女性就业份额

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	就业(狭义外资)		就业(广义外资)	销售收入	资本金
	就业人数>8	就业人数>30	就业人数>8	就业人数>8	就业人数>8
LnFDI	0.0508*** (0.0109)	0.0527*** (0.0114)	0.0472*** (0.0117)	0.0472*** (0.0101)	0.0340*** (0.0080)
LnFDI×comp	4.4348* (2.5909)	5.1188** (2.6032)	3.8848(2.9382)	7.1239*** (2.6257)	4.8419** (2.4584)
comp	26.2337*** (8.6769)	26.0590*** (8.4726)	24.5553*** (7.4306)	35.3904*** (11.3525)	41.5885*** (12.8309)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-2.0410*** (0.1760)	-2.1072*** (0.1769)	-2.1316*** (0.1465)	-2.1230*** (0.2076)	-2.0159*** (0.2079)
观测值	557 365	485 018	566 924	552 157	551 778
R ²	0.2637	0.2764	0.2804	0.2588	0.2598

(二)竞争效应在不同受教育群体中的差异

Becker(1957)的理论假设男性和女性均具有相同的生产率,然而很多证据表明,男性和女性的生产率是具有差异的。由于女性与男性相比,在体力劳动上的比较劣势以及在脑力劳动上的比较优势,导致外资带来的竞争效应对于不同体力要求的职业的影响可能存在差异。2004年是中国经济普查的年份,该年份的工业企业数据库提供了企业中不同受教育程度的男性和女性的人数。由于受教育程度较高的个体更有可能从事脑力劳动,而非体力劳动,这为我们的研究提供了方便。我们计算了不同受教育程度(研究生以上、本科、专科、高中、初中及以下)人群中女性的就业份额,并将竞争程度变量与外资进入的交叉项引入模型,研究外资进入带来的竞争效应在不同受教育程度人群中的作用,结果如表5和表6所示。表5使用了狭义的外资进入程度,而表6使用了广义的外资进入程度。本文发现了一个有趣的现象:在表5中,该交叉项仅在列(1)—列(3)中保持显著,其系数在“研究生以上”群体为0.2098,在“本科”和“专科”群体分别为0.1800和0.1116,系数依次下降;在表6中,交叉项仅在列(1)、列(2)和列(4)中保持显著,其系数大小同样依次下降。这表明外资进入带来的竞争效应对受过高等教育的群体较显著,特别是对于受过“本科”和“研究生以上”教育的劳动群体。这是因为女性在体力工作中与男性相比具有比较劣势,而在脑力工作中具有相对比较优势。由于受教育程度越高的人群更可能从事脑力工作,因此外资进入带来的竞争效应在女性具有比较优势的脑力工作中可能更为明显。

表5 外资进入的竞争效应对不同受教育群体的影响(狭义外资)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	研究生以上	本科	专科	高中	初中及以下
LnFDI	0.0069(0.0105)	0.0120*** (0.0033)	0.0177*** (0.0021)	0.0252*** (0.0021)	0.0253*** (0.0024)
LnFDI×comp	0.2098** (0.0920)	0.1800** (0.0719)	0.1116*** (0.0431)	0.0725(0.0494)	0.0139(0.0476)
comp	0.8474(0.5926)	0.6552*** (0.2304)	0.4112*** (0.1466)	0.2613(0.2071)	0.2622(0.2036)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.3530(0.2488)	-0.7058*** (0.0678)	-0.8019*** (0.0470)	-1.5112*** (0.0489)	-2.0322*** (0.0516)
观测值	2 268	20 779	50 084	78 328	82 165
R ²	0.1889	0.1325	0.1034	0.1523	0.2547

表 6 外资进入的竞争效应对不同受教育群体的影响(广义外资)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	研究生以上	本科	专科	高中	初中及以下
LnFDI	0.0213 * (0.0110)	0.0085 *** (0.0033)	0.0173 *** (0.0021)	0.0322 *** (0.0022)	0.0414 *** (0.0024)
LnFDI × comp	0.2984 *** (0.1085)	0.2262 *** (0.0782)	0.0586 (0.0545)	0.1047 ** (0.0441)	0.0808 (0.0508)
comp	0.9122 (0.5904)	0.6689 *** (0.2108)	0.2052 * (0.1158)	0.2694 * (0.1508)	0.1490 (0.1562)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.3377 * (0.1951)	-0.6800 *** (0.0545)	-0.7524 *** (0.0325)	-1.6666 *** (0.0316)	-2.1817 *** (0.0329)
观测值	2 414	22 088	53 069	83 247	87 528
R ²	0.1979	0.1335	0.1026	0.1777	0.3069

六、结 论

在我国就业市场中女性就业率持续下降的背景下,本文基于 2004—2007 年中国工业企业数据库,实证检验了外资进入及其竞争效应对企业层面性别就业差异的影响。得出了以下主要结论:首先,外资进入对我国工业企业的性别就业差异有着显著的降低作用,且这一结果在考虑了抽样偏倚、不同外资范围的界定、使用不同标准衡量外资进入程度以及在控制内生性问题后均十分稳健。外资进入程度每增加 1%,我国内资企业女性就业份额将会增加 0.04% 左右。其次,外资进入对于性别就业差异的降低主要是通过竞争效应发挥作用的。外资进入程度越高的地区或行业,其竞争效应越明显,企业中女性就业份额也就存在更大的增加,性别就业差异也就越低。最后,也是最重要的,外资进入对不同受教育群体的影响也存在差异,外资进入产生的竞争效应对受过高等教育的群体,特别是对于受过本科以上学历群体的影响更为明显。

性别平等是社会和谐的基础,而公平的就业环境是两性平等发展的重要条件。本文结论表明,在经济全球化背景下完善市场竞争机制,提高女性受教育程度,有利于减少性别就业差异。政府在顺应市场机制运作的同时,应着力加强对劳动力市场中性别歧视问题的重视,努力打破劳动力市场中的行业和所有制分割,取消对女性的不合理限制;通过设计和实施合理的就业制度,建立健全女性权益的法律保障体系,加大对女性群体的教育经费倾斜等措施,增强女性群体在劳动力市场上的竞争力,逐渐消除针对女性的求职歧视,为劳动力市场的发展创造更为公平和有效率的竞争环境。中国的市场环境具有其自身特殊性,主要表现为市场化程度较低且吸引外资的政策性导向较强,垄断行业往往也是明令禁止或实际限制外资进入的行业,即使进入到这些行业的外资往往也是采取合资或合作的形式,其决策行为和市场表现会受到较大限制,其竞争效应也难以发挥。根据我们之前的统计分析,这些行业往往是性别就业差异较大的行业。随着我国逐步放开垄断行业的外资进入限制,外资对于这些行业性别就业差距的缩小能发挥更大的效用。

由于数据的限制,本文无法直接考察企业中不同职位的性别就业分布,在可获得雇主与雇员数据的前提下,未来研究可对性别就业差距给出更为精准的度量。本文除了对于性别歧视问题有借鉴意义外,也为研究外资进入的社会经济影响提供了不一样的思路。例如,可以加强对外商投资价值链中的各类不平等现象的分析,研究外资进入东道国市场后,在不同的价值链位置对劳动者的就业选择以及议价能力的影响。这些都是值得进一步关注的问题。

主要参考文献:

- [1]包群,邵敏. 外商投资与东道国工资差异:基于我国工业行业的经验研究 [J]. 管理世界,2008,(5):46—54.
- [2]葛玉好,曾湘泉. 市场歧视对城镇地区性别工资差距的影响 [J]. 经济研究,2011,(6):45—56.
- [3]黄玖立,李坤望. 出口开放、地区市场规模和经济增长 [J]. 经济研究,2006,(6):27—38.
- [4]李磊,王小洁,蒋殿春. 外资进入对中国服务业性别就业及工资差距的影响 [J]. 世界经济,2015,(10):169—192.
- [5]李实,(日)佐藤宏,(加)史泰丽,等. 中国收入差距变动分析——中国居民收入分配研究 [M]. 北京:人民出版社,2013.
- [6]聂辉华,江艇,杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题 [J]. 世界经济,2012,(5):142—158.
- [7]卿石松,郑加梅. 专业选择还是性别歧视?——男女大学生起薪差距成因解析 [J]. 经济学(季刊),2013,(3):1007—1026.
- [8]盛斌,毛其淋. 贸易开放、国内市场一体化与中国省际经济增长:1985~2008年 [J]. 世界经济,2011,(11):44—66.
- [9]王美艳. 中国城市劳动力市场上的性别工资差异 [J]. 经济研究,2005,(12):35—44.
- [10]许和连,亓朋,李海峥. 外商直接投资、劳动力市场与工资溢出效应 [J]. 管理世界,2009,(9):53—68.
- [11]Arrow K J. The theory of discrimination[A]. Ashenfelter O, Rees A. Discrimination in labor markets [C]. Princeton: Princeton University Press, 1973.
- [12]Bain J S. Industrial organization [M]. New York: Wiley, 1968.
- [13]Becker G S. The economics of discrimination [M]. Chicago: University of Chicago Press, 1957.
- [14]Birdsall N, Lustig N, McLeod D. Declining inequality in Latin America: Some economics, some politics [R]. Center for Global Development Working Paper No.251, 2011.
- [15]Black S E, Brainerd E. Importing equality? The impact of globalization on gender discrimination [J]. Industrial and Labor Relations Review, 2004, 57(4):540—559.
- [16]Bobonis G J. Is the allocation of resources within the household efficient? New evidence from a randomized experiment [J]. Journal of Political Economy, 2009, 117 (3):453—503.
- [17]Brandt L, Van Biesebroeck J, Zhang Y. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. Journal of Development Economics, 2012, 97(2):339—351.
- [18]Carranza E. Soil endowments, female labor force participation, and the demographic deficit of women in India [J]. American Economic Journal: Applied Economics, 2014, 6(4): 197—225.
- [19]Chen Z, Ge Y, Lai H, et al. Globalization and gender wage inequality in China [J]. World Development, 2013, 44:256—266.
- [20]Duflo E. Women empowerment and economic development [J]. Journal of Economic Literature, 2012, 50(4):1051—1079.
- [21]Figini P, Görg H. Does foreign direct investment affect wage inequality? An empirical investigation [J]. The World Economy, 2011, 34(9):1455—1475.
- [22]Gothaskar S. Computerization and women's employment in India's banking sector[A]. Mitter S, Rowbotham S. Women encounter technology: Changing patterns of employment in the third world[C]. London: Routledge, 1995.
- [23]Helpman E, Krugman P R. Market structure and foreign trade: Increasing returns, imperfect competition, and the international economy [M]. Cambridge: MIT press, 1985.
- [24]Jenkins R, Sen K. International trade and manufacturing employment in the South: Four country case studies [J]. Oxford Development Studies, 2006, 34(3):299—322.

- [25] Joekes S P, Weston A. Women and the new trade agenda [M]. New York: United Nations Development Fund for Women, 1994.
- [26] Qian N. Missing women and the price of tea in China: The effect of sex-specific earnings on sex imbalance [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2008, 123(3):1251—1285.
- [27] Wei S, Zhang X. The competitive saving motive: Evidence from rising sex ratios and savings rates in China [J]. *Journal of Political Economy*, 2011, 119 (3):511—564.

Foreign Capital Entry, Competition and Gender Employment Gap

Li Lei¹, Wang Xiaojie², Sun Puyang¹

(1. *School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China;*

2. *School of Management, Ocean University of China, Qingdao 266100, China*)

Abstract: Under the background of constant expansion of gender employment gap in China, this paper uses the China Industrial Statistics Database from 2004 to 2007 to examine the influence of foreign capital entry on gender employment gap at the enterprise level through competition effect. It shows that the regions and industries with higher degree of foreign capital entry experience lower-degree gender employment gap and the increase in foreign capital entry by 1% results in the increase in female employment share in enterprises with domestic funding by 0.0457%. The result is still robust after considering the sampling bias, the different definitions of foreign entry scope, different measures of foreign capital entry degree and the control of endogeneity. Further study indicates that foreign capital entry advances enterprises aiming at profit maximization to employ more female labor forces with lower costs by improving the completion degree that enterprises encounter, thereby leading to the reduction in gender employment gap. More important, the effect of competition resulting from foreign capital entry on gender gap varies with groups with different education background, and it has the greatest effect on groups with higher education, especially graduate education or above. It concludes that under the background of economic globalization, the perfection of market competition mechanism and the improvement of female education are beneficial to the reduction in gender employment gap. In addition, it also offers a different clue for the research of social and economic effects of foreign capital entry.

Key words: foreign capital entry; gender employment gap; competition; female employment

(责任编辑 景行)