

市场潜能促进了制造业女性就业吗？ ——基于中国工业企业数据的实证分析

李宏兵, 赵春明, 文磊, 张群

(北京师范大学经济与工商管理学院, 北京 100875)

摘要:文章首先构造了中国337个地级及以上城市的真实市场潜能指标,并利用2007年中国工业企业数据和工具变量法,实证分析了真实市场潜能对制造业女性就业的影响。研究发现,真实市场潜能显著促进了制造业女性就业,且考虑变量内生性问题和剔除城市自身真实市场潜能后的估计结果均十分稳健;但这种影响在不同所有制和不同行业中并不一致,真实市场潜能不利于国有和外资企业的女性就业,但显著促进了非国有内资企业和劳动密集型行业的女性就业,对资本技术密集型行业的影响并不显著。

关键词:真实市场潜能;集聚;新经济地理学;女性就业

中图分类号:F729 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2014)03-0052-11

一、引言

随着改革开放由沿海到内陆的顺次推进,中国对外开放和经济发展的空间不平衡性逐步显现,使得产业结构调整 and 经济发展方式转变对不同地区劳动力市场的影响迥异。与此同时,计划经济时代就业市场中“妇女半边天”的局面逐步被打破,女性失业率上升和就业参与率持续下降(Gustafsson和Ding, 2011;李实等, 2013),已成为促进男女平等就业、构建和谐劳动关系的重要障碍。根据世界银行的数据(World Bank, 2012),在2000年16—59岁的中国女性中,71.52%受雇于各类行业,2008年这一比例降至67.5%,而同一年龄段的男性受雇比例则高达82.47%,表明劳动力市场中女性的就业状况显著恶化。那么如何理解区域经济不平衡背景下的性别就业不均衡问题,应采取何种措施应对女性就业率持续下降,促进就业平等,显然对于“十二五”时期推进区域经济协调发展、实施就业优先战略具有重要意义。

对于上述问题的解答,学者们的研究大致可归纳为如下两方面:一是从女性个体特征、性别歧视和性别职业分割等内在因素进行解释。Munch等(1997)认为女性体力不足、信息流和物质流的获取能力较差、需要花费更多的时间和精力照顾家庭等个体特征往往决定了其进入劳动力市场时谈判能力较弱。Bolin等(2008)利用欧洲各国的调查数据也证实,女性的家庭照

收稿日期:2013-11-08

基金项目:国家社科基金重点项目(11AJL005);国家社科基金青年项目(12CJL054)

作者简介:李宏兵(1986—),男,河南信阳人,北京师范大学经济与工商管理学院博士研究生;

赵春明(1964—),男,江西崇义人,北京师范大学经济与工商管理学院教授,博士生导师;

文磊(1989—),男,四川仪陇人,北京师范大学经济与工商管理学院博士研究生(通讯作者);

张群(1987—),女,江苏太仓人,北京师范大学经济与工商管理学院博士研究生。

料责任对其就业具有显著的负向影响，且这种影响并没有明显的国别差异。而 Becker (1957)、Mishra (2003) 等则从性别歧视视角，认为社会对女性固有的偏见和就业歧视恶化了女性的就业状况。何茵 (2007) 利用中国城镇住户调查数据、陈昊 (2013) 利用中国工业企业数据的跟进研究同样发现性别歧视是导致女性在就业市场中表现不佳的重要原因。而另外一些学者则根据“拥挤理论假说” (Bergman, 1974)，证实性别职业分割阻断了劳动力在不同行业、不同职业间的流动。由于劳动力市场对女性开放的职业非常有限，且女性很难从事男性主导的职业，因此这不利于女性就业水平的提升 (李实和马欣欣，2006)。二是从对外贸易和 FDI 等外部环境因素展开分析。无论是来自墨西哥 (Artecona 和 Cunningham, 2002)、印度 (Menon 和 Meulen, 2008) 还是来自发达经济体 (Sauré 和 Zoabi, 2009) 的经验证据均表明，出口贸易不利于提升女性就业份额和缩小就业的性别差异，这与传统的 H-O 理论 (Heckscher-Ohlin 理论) 所倡导的贸易自由化会促进发展中国家劳动密集型产业发展并改善技能水平较低的女性就业状况的结论并不一致。Siegmann (2006) 利用印度尼西亚的数据、Oostendorp (2009) 利用中国的数据基于 FDI 视角的研究也得出了类似结论。

上述研究为我们认识就业性别差异提供了多元化的视角，但大部分学者都把注意力集中于影响女性就业的某一特定因素，且并未考虑到经济活动分布的空间不均衡对劳动力市场就业的影响。鉴于此，在规模报酬递增和存在运输成本的假定下，本文首先构造了经济地理的一个核心概念——真实市场潜能 (Market Access, 简称 MA)，并将新经济地理学框架中工人就业定义为其所在地真实市场潜能的函数。在新经济地理模型中，真实市场潜能通常反映了规模报酬递增、市场需求空间分布以及贸易成本之间的空间相互作用，并表现为最终消费市场与企业生产之间的空间依赖关系 (Krugman, 1991)。真实市场潜能影响劳动力市场就业的机制主要包括：一是真实市场潜能的就业规模扩张效应。一般而言，在规模报酬递增和存在运输成本的情形下，越靠近真实市场潜能较高的经济中心地区，产品和中间投入品的运输成本越低，企业越会逐步向该地区集中。那么，如果大多数企业都选择向某一城市集中，就会形成“区域中心”，并通过集聚引致的市场规模效应提供更多的就业岗位 (Krugman, 1991; Fujita 和 Krugman, 1995)。二是真实市场潜能引致的经济集聚具有生产率效应。企业的空间集聚会促使技术外溢，并推动当地劳动生产率提升，那么基于扩大再生产和市场竞争的考虑，企业会支付更高的要素价格，吸引人才流入，加速劳动力向该区域集聚，而人才集聚反过来又会推动技术进步并创造更多的就业机会，从而形成循环 (Fujita 等, 1999; Holl, 2012)。

与已有研究相比，本文的主要贡献体现在：(1) 现有基于新经济地理学框架研究就业问题的文献，大多从地区和行业层面展开，缺乏对企业这一劳动力市场重要主体特征的考察。本文将 2007 年地市层面的真实市场潜能指标引入当年的 31 万余家中国工业企业数据，从更加微观的企业视角考察了市场潜能引致的制造业集聚对女性就业的影响，并进一步分行业、分所有制探讨了这种影响的差异性。(2) 与 Harris (1954)、刘修岩等 (2007) 计算的名义市场潜能不同，本文通过 Reading 和 Venables (2004) 基于贸易引力方程的方法，利用 2007 年中国区域间投入产出表和相关城市层面指标，构建了 337 个地级以上城市的真实市场潜能，更新了范剑勇和张雁 (2009)、Hering 和 Poncet (2010) 利用 1997 年区域间投入产出表的研究。(3) 对于真实市场潜能与女性就业水平可能存在双向因果关系，即真实市场潜能影响女性就业水平的同时，女性就业也可能对真实市场潜能产生反作用，进而导致变量内生性问题，本文构建了城市中心度 (centrality) 指标作为真实市场潜能的工具变量，从而有效避免了变量内生性问题可能带来的有偏估计。

二、数据说明与指标构建

(一) 数据说明

本文实证部分使用的数据主要包括如下两部分:

一是企业层面指标,主要来源于 2007 年中国工业企业数据库。该数据库涵盖了全部国有工业法人企业及年主营业务收入在 500 万元以上的非国有工业法人企业,且无论是企业地域位置还是行业分布,都与《中国统计年鉴》和《中国工业统计年鉴》的涵盖范围一致。但是该数据库存在样本匹配混乱、变量大小异常、测度误差明显和变量定义模糊等严重问题,忽视这些问题可能会导致研究结论错误(聂辉华等,2012)。因此,本文依据 Freentra(2011)和聂辉华等(2012)的处理原则对原始样本进行筛选。一是删除关键变量缺失的样本,如总资产、固定资产净值、销售额、工业生产总产值等;二是删除雇佣工人少于 10 人的企业;三是遵照 GAAP 原则,删除总资产小于流动资产、固定资产和固定资产净值的企业;四是删除成立年份晚于 2007 年的样本及重复值。同时,为剔除异常样本对实证结果的影响,我们对原始样本进行了截尾处理,最后剩下数据完整的企业 316 308 家。

二是城市层面指标,其中测算真实市场潜能所使用的贸易流量数据主要来源于 2007 年中国区域间投入产出表,该表包括全国八大区域、17 个部门间的进出口贸易数据。由于本文使用的是各地区间总贸易流量数据,我们将区域内的 17 个产业进行加总处理。各区域内的贸易流量数据主要采用区域总产出减去出口总额所得,数据来源于当年《中国统计年鉴》。同时,上述贸易数据均根据当年美元与人民币汇率中间价进行折算。另外,区域内部的距离则依据公式 $(2/3)\sqrt{area/\pi}$ (Head 和 Mayer, 2006) 计算,其中 $area$ 表示各地级市的面积,数据来源于《中国城市统计年鉴》。区域间的距离数据则根据国家基础地理信息系统中的 1:400 万地形数据库,利用 ArcGIS 软件测算欧氏直线距离;而八大区域与国外贸易伙伴间的距离则主要选取区域中心城市^①到世界三大经济中心美国纽约、欧盟布鲁塞尔和日本东京的加权距离,并以各城市的经济规模作为权重,具体测算仍使用 ArcGIS 软件。

(二) 真实市场潜能构建

对于真实市场潜能,本文在新经济地理学框架下首先构造区域层面的市场潜能指标,然后根据相关权重设计将其进一步拆分至地市层面。根据 Redding 和 Venables(2004)对两地区贸易方程的设定,可将 i 地区和 j 地区间的总贸易量表示为:

$$n_i p_i X_{ij} = n_i p_i^{1-\sigma} T_{ij}^{1-\sigma} G_j^{\sigma-1} E_j \quad (1)$$

其中, E_j 表示 j 地区的消费者对制造业产品的最终消费, X_{ij} 表示 i 地区对 j 地区的有效需求, p_i 为产品出厂价, T_{ij} 为冰山运输成本, G_j 为制造业产品的总价格指数, σ 为任意差异化产品间的不变替代弹性,且 $\sigma > 1$ 。上式右边主要包括三部分:一是 $n_i p_i^{1-\sigma}$ 测度了出口地区 i 的市场供给潜能(supply capacity);二是 $G_j^{\sigma-1} E_j$ 表示 j 地区的市场需求潜能(market capacity);三是 $T_{ij}^{1-\sigma}$ 表示两地区间的运输成本。

对于式(1),由于数据可得性和变量难以量化,我们按照 Redding 和 Venables(2004)提供的方法,分别用 FX_i 和 FM_j 代表出口方和进口方的地区虚拟变量,表示出口地区 i 和进口地区 j 的市场供给容量和市场需求容量;用 $dist_{ij}$ 表示地区 i 和地区 j 的区域内距离,反映地区间的运输成本。同时,由于存在区域内部贸易,我们使用 $trade_{ii}$ 表示区域内部的贸易量。而由于相对于其他地区,京津地区、北部沿海地区、中部沿海地区和南部沿海地区更加容易与国外进行贸易,我们用 $contig$ 代表与国外交界的沿海地区虚拟变量。 ϵ 和 $cons$ 分别代表模型的

误差项和常数项。对式(1)两边取自然对数,可以得到:

$$\ln X_{ij} = \text{cons} + \alpha_1 FX_i + \alpha_2 FM_j + \beta_1 \ln dist_{ij} + \beta_2 trade_{ii} + \beta_3 contig + \varepsilon \quad (2)$$

通过固定效应回归,本文得到的距离系数 β_1 为-0.87,与 Redding 和 Venables(2004)、Hering 和 Poncet(2010)的结果基本一致。根据计量结果,接下来我们进一步将地区层面的市场潜能细分至地市层面,主要依据为该地市 GDP 占所在地区 GDP 比重。那么对于城市 c 的市场需求潜能,则有:

$$m_c = G_c^{\delta-1} E_c = (y_c/y_j) m_j = (y_c/y_j) G_j^{\delta-1} E_j = y_c/y_j \exp(FM_j) \quad (3)$$

其中, y_c 和 y_j 分别表示地级市 c 及其所在地区的 GDP 总额。进一步地,地级城市的市场潜能可细分为该城市内部、同地区其他城市、国内其他地区 and 国外贸易伙伴的市场潜能等四部分:

$$MA_c = D_{cc}^{\beta_1} (y_c/y_j) \exp(\alpha_j FM_j) \exp(\beta_2 trade) + \sum_{c^* \in j, j \in china} D_{cc^*}^{\beta_1} (y_{c^*}/y_j) \exp(\alpha_j FM_j) \exp(\beta_2 trade) + \sum_{j \in china} D_{cj}^{\beta_1} \exp(\alpha_j FM_j) + \sum_{j \in foreign} D_{cj}^{\beta_1} \exp(\beta_3 contig) \exp(\alpha_j FM_j) \quad (4)$$

式(4)为本文计算城市 MA 的基础公式。根据 2007 年中国区域间投入产出表的统计,并结合中国工业企业数据库的地市代码,本文最终选择 337 个地级以上行政单位。从表 1 的测算结果看,全国 MA 的均值为 0.001366,且东部地区城市的市场潜能整体上高于西部地区,而无论是全国还是各个地区,对 MA 贡献最大的都是国内其他地区。就地区层面而言,京津地区、北部沿海地区、东部沿海地区和南部沿海地区的 MA 较为接近,高于全国平均水平;第二层为中部地区,虽然其 MA 也高于全国平均水平,但与第一层相比还有较大差距;第三层为东北地区和西南地区,MA 分别为 0.001134 和 0.001113;第四层为西北地区,其 MA 仅为 0.00095,远低于全国其他地区。这基本反映了各地区经济发展的真实情况。从地市层面来看,东南沿海的佛山、广州、深圳、东莞等城市的 MA 较高,而新疆的阿克苏地区、和田地区、克孜勒苏柯尔克孜地区和西藏的喀什地区的 MA 最低。

表 1 2007 年各区域真实市场潜能均值及其构成份额

区域	MA	MA 的内部构成份额(%)			
		城市内部	本区域	其他区域	国外
全国	0.001366	3.64	23.44	69.95	2.96
东北	0.001134	4.42	30.36	63.18	2.04
京津	0.001997	22.22	10.00	65.62	2.16
北部沿海	0.001787	4.57	24.30	65.99	5.14
东部沿海	0.001834	5.67	30.14	59.40	4.80
南部沿海	0.001772	8.36	42.98	41.86	6.79
中部	0.001548	1.71	19.12	77.72	1.45
西南	0.001113	1.38	13.67	83.88	1.07
西北	0.000950	2.01	16.41	79.34	2.24

三、模型设定与变量描述

(一)模型设定

根据新经济地理学的基本分析框架,真实市场潜能所引致的制造业集聚是影响劳动力市场就业水平的重要因素(Head 和 Mayer,2006)。基于此,本文在 Fujita 等(1999)、Head 和 Mayer(2006)、Hering 和 Poncet(2010)等研究的基础上,结合中国劳动力市场的就业现状和工业企业数据的特点,构建了包含城市宏观变量的就业回归方程。为尽可能识别出真实市场

潜能对女性就业的影响,我们同时引入了出口状况和企业特征等控制变量,具体可表述为:

$$y_{ic} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln MA_c + \alpha_2 wage_{ic} + \alpha_3 (K_{ic}/Y_{ic}) + \alpha_4 export_{ic} + \alpha_5 capital_{ic} + \alpha_6 welfare_{ic} + \alpha_7 age + \alpha_8 scale + \alpha_9 R\&D_{ic} + \mu_{ic} + \epsilon_{ic} \quad (5)$$

其中,下标 i 表示企业,下标 c 表示城市, y 代表女性劳动力就业人数, $\ln MA$ 表示真实市场潜能的对数。对于控制变量的选择,根据毛日昇(2009)和 Helpman 等(2012)的研究,应付人均工资($wage$)、资本产出比(K/Y)、企业是否出口($export$)、企业固定资产人均净值($capital$)、企业应付人均福利费($welfare$)、企业年龄(age)、企业规模($scale$)和企业研发经费占比($R\&D$)等变量也会影响劳动力市场女性就业,因此式(5)中包含了上述变量。此外,鉴于省会城市对政治、经济资源的集聚作用非一般城市所能相比,且通常具有更大的内部市场规模,而港口城市则具有更加便捷的海外市场邻近性,所以我们进一步控制了上述变量(μ)。 ϵ 表示随机扰动项, α_0 表示常数项, $\alpha_1 - \alpha_9$ 表示解释变量系数。

进一步地,为控制内生性和保证稳健性,本文除了引入工具变量外,还按照范建勇和张雁(2009)的做法,将城市自身的市场潜能剔除,构造除城市自身外的真实市场潜能($\ln MA_2$)指标,并在回归方程中将 $\ln MA$ 分别取值 $\ln MA_1$ 和 $\ln MA_2$,其中前者表示城市总体的真实市场潜能对数,后者则表示除自身外的真实市场潜能对数。

表 2 主要变量含义及描述性统计

变量名称	变量含义	样本量	均值	标准差
<i>employ</i>	女性从业人员合计(单位:十人)	316 308	7.553333	14.09764
<i>lnMA_1</i>	真实市场潜能对数	316 308	-6.36469	0.254243
<i>lnMA_2</i>	除自身外的真实市场潜能对数	316 308	-6.45588	0.215661
<i>wage</i>	应付人均工资(单位:千元)	316 308	19.48126	14.9628
<i>K/Y</i>	资本产出比(资产总值占当年总产值比重)	316 308	0.976408	1.139119
<i>export</i>	是否出口(出口为 1,非出口为 0)	316 308	0.241989	0.428288
<i>capital</i>	固定资产人均净值(单位:十万元)	316 308	1.004465	1.663427
<i>welfare</i>	应付人均福利费(单位:千元)	316 308	2.036853	2.670974
<i>age</i>	企业年龄=2007-成立时间(单位:年)	316 308	8.214601	8.298116
<i>scale</i>	企业规模(1,大型;2,中型;3,小型)	316 308	2.879625	0.350607
<i>R&D</i>	企业研发经费占当年总产值比重	316 308	0.001381	0.006709

(二)变量描述及内生性问题的处理

表 2 报告了主要变量的含义及描述性统计。我们发现,在 316 308 家企业中,女性就业人员合计(*employ*)均值约为 75.53 人,反映出制造业企业中女性员工规模较小。而图 1 则更为形象地展示了制造业各行业女性就业人数占年末从业人员总数比重(女性就业占比)的分布情况,同样表明,与男性相比,女性就业占比较低,且有相当部分行业的女性就业占比甚至在 40% 以下。^②更值得注意的是,女性就业占比较高的行业大多为纺织服装、鞋、帽制造业(18)、纺织业(17)、皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业(19)、文教体育用品制造业(24)、工艺品及其他制造业(42)和食品制造业(14)等劳动密集型行业,资本技术密集型行业中女性就业占比则较低。当然,更有意义的结论有待下文的实证分析得出。

内生性问题会导致估计结果有偏和不一致,影响实证结论的准确性。Head 和 Mayer(2006)、Hering 和 Poncet(2010)都曾指出市场潜能与劳动力市场就业间互为因果关系,可能会导致内生性问题。因此,为尽可能降低估计的偏移,根据 Head 和 Mayer(2006)的研究,本文选取各城市中心度(*centrality*)指标作为真实市场潜能的工具变量,具体计算公式为: $C_i =$

$\ln \sum_{j \neq i} d_{ij}^{-1}$ ，即各城市之间距离倒数之和的自然对数。工具变量通常至少满足两条标准：一是与内生解释变量显著相关，而本身并不直接影响被解释变量；二是与残差项不相关。对此，本文将城市中心度及其他外生变量与真实市场潜能进行回归，发现在1%的水平上显著相关。对于第二点，则需要依靠理论和经验进行判断，因为地理因素是外生的，我们无法断定地理位置本身会决定劳动力的就业水平，这也正是学者们大量采用地理因素作为工具变量的原因。当然，在大样本条件下，引入工具变量通常会得到更有效的估计结果(Wooldridge, 2002)。

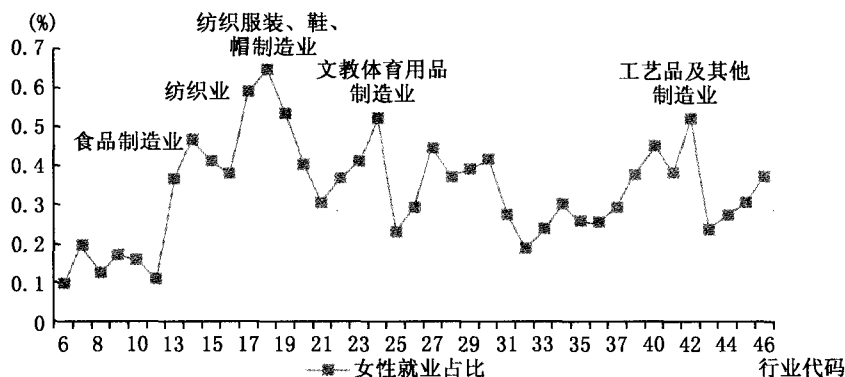


图1 2007年制造业各行业的女性就业占比

四、实证分析

(一) 基准估计结果

表3中模型(1)报告了加入真实市场潜能变量之前的估计结果，模型(2)在模型(1)的基础上引入了省会城市和港口城市控制变量。对比来看，模型(2)中各解释变量的估计系数均有所提高。其原因是引入控制变量后排除了个体效应，从而在一定程度上控制了残差中未列出的因素。模型(3)－模型(6)报告了引入真实市场潜能变量后的估计结果。实证表明，真实市场潜能显著促进了女性就业，而其余变量的估计系数和显著性水平均未发生根本性变化，这反映出真实市场潜能是决定女性就业的重要因素之一。由于真实市场潜能与女性就业变量可能存在内生性关系，模型(4)和模型(6)进一步引入工具变量进行两阶段最小二乘估计。结果同样显示，真实市场潜能对女性就业具有显著促进作用，且控制内生变量后估计系数均有所提高；同时，工具变量的相关检验也证明了本文选取的工具变量是合理的，能有效处理变量的内生性问题，显示出两阶段最小二乘估计的合理性。对上述结论的解释是，由于前后向联系的循环累积效应，制造业企业倾向于选择真实市场潜能较大的地区，而制造业集聚所引致的就业规模扩张效应显然会促进女性就业水平提升。与此同时，立足于我国的产业结构和劳动力禀赋结构，凭借优越的经济地理条件和较高的真实市场潜能，东部沿海地区集聚了大量与女性劳动力相匹配的纺织服装、鞋帽制造业、纺织业、皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业等出口加工制造行业，从而对女性劳动力形成了较大的需求，而大量农村和中西部地区女性劳动力的流入也为此提供了可能。

对于影响女性就业的其他变量，在考虑内生性和控制变量后，所得结论基本符合预期。首先，应付人均工资、企业规模、固定资产人均净值、应付人均福利费、研发经费占总产值比重与女性就业均负相关，而资产占产出比重、出口与女性就业正相关。这反映出：一是女性的个体

特征使得广大技能水平较低的女性大多从事纺织业、纺织服装、文教体育用品制造业等出口加工制造行业(ILO,2010),并获得较低的工资;由于近期劳动力成本不断上升和出现“民工荒”,具有一定劳动力成本优势的女性在低附加值的出口加工制造业中的就业有所提升。二是国际市场的需求变动使得出口企业对劳动力的需求并不稳定。对出口加工型企业来说,当国际市场订单增加时,其会增加对劳动力的需求,订单减少时,又会减少相应的劳动力需求。这就使得通常不需承担养家糊口责任、具有一定就业弹性的女性在这类企业中具有较强的竞争优势。因此,企业出口会促进女性就业,与陈昊(2013)的结论类似。三是对于企业规模、固定资产人均净值、应付人均福利费、R&D与女性就业负相关,主要是因为企业出于应对市场竞争和提高生产效率的考虑会加大研发投入和人力资本投资,并高薪聘用技能水平较高的员工,而由于女性相对较低的技能水平及其就业的连续性和稳定性较差等缘故,企业的上述行为并不利于女性就业,尤其是规模较大和成立时间较早的企业表现得愈发明显。

表3 基准估计结果

	OLS	OLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lnMA			0.7340*** (9.30)	9.7696*** (5.00)	0.1128 (1.25)	9.4997*** (5.01)
wage	-0.0450*** (-29.55)	-0.0415*** (-27.06)	-0.0427*** (-27.77)	-0.0581*** (-15.62)	-0.0416*** (-27.09)	-0.0493*** (-21.98)
K/Y	0.2114*** (11.61)	0.2266*** (12.44)	0.2382*** (13.05)	0.3817*** (10.41)	0.2287*** (12.51)	0.4087*** (9.90)
export	5.3454*** (118.62)	5.3832*** (117.60)	5.3193*** (114.93)	4.5325*** (25.33)	5.3759*** (116.51)	4.7708*** (35.50)
capital	-0.6147*** (-47.86)	-0.6184*** (-48.14)	-0.6125*** (-47.63)	-0.5390*** (-26.18)	-0.6180*** (-48.09)	-0.5814*** (-38.32)
welfare	-0.1223*** (-14.91)	-0.1262*** (-15.38)	-0.1252*** (-15.26)	-0.1125*** (-12.83)	-0.1262*** (-15.37)	-0.1217*** (-14.65)
age	0.0707*** (30.36)	0.0734*** (31.45)	0.0740*** (31.72)	0.0819*** (23.08)	0.0734*** (31.48)	0.0798*** (23.95)
scale	-24.4532*** (-433.38)	-24.4152*** (-432.59)	-24.4253*** (-432.74)	-24.5499*** (-176.40)	-24.4168*** (-432.51)	-24.5470*** (-176.48)
R&D	-7.1666** (-2.52)	-2.9005 (-1.02)	-2.9290 (-1.03)	-3.2800 (-0.95)	-2.8425 (-1.00)	1.9813 (0.55)
常数项	77.6411*** (441.45)	77.6915*** (441.97)	82.4392*** (152.76)	140.8873*** (11.14)	78.4240*** (128.63)	139.3881*** (11.31)
控制变量	NO	YES	YES	YES	YES	YES
Kleibergen-Paaprk				826.947		981.931
LM 检验				[0.00]		[0.00]
Kleibergen-Paaprk				932.891		1 131.578
Wald F 检验				{16.38}		{16.38}
N	316 308	316 308	316 308	316 308	316 308	316 308
Adj.R ²	0.44	0.44	0.44	0.42	0.44	0.42

注:第(3)、第(4)列中真实市场潜能lnMA取值为lnMA_1,第(5)、第(6)列中取值为lnMA_2;Kleibergen-Paaprk LM 检验的零假设是工具变量识别不足,若拒绝零假设,说明工具变量是合理的;Kleibergen-Paaprk Wald F 检验的零假设是工具变量弱识别,若拒绝零假设说明工具变量是合理的。中括号内为相应检验统计量的P值,大括号内为Stock-Yogo检验的临界值,小括号内为t值,***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。控制变量包括省会城市和港口城市的虚拟变量。

(二)分所有制的估计结果

表4中模型(1)一模型(3)报告了不同所有制的估计结果,对国有企业、非国有内资企业和外资企业进行对比研究发现,真实市场潜能对女性就业的影响在不同所有制企业中表现迥异。^③无论是lnMA_1还是lnMA_2的回归结果均证实,真实市场潜能显著促进了非国有内资企业的女性就业,但不利于国有企业和外资企业的女性就业。可能的解释是:一方面,真实市场潜能的就业规模扩张作用在不同所有制企业中并不一致,国有企业因具有行业 and 资源的垄断优势对聘用员工的受教育水平、工作经验和技能等要求更为苛刻,因此与女性相比,男性更容易进入国有部门(李获等,2005)。尤其是在经济转型期,往往最具特权的部门 and 市场化程度最高的部门会提供更高的薪酬待遇(Démurger等,2007),并吸引大量劳动力涌入,从而加剧劳动力市场竞争,给女性就业带来不利影响。与此同时,以集体和私营企业为主的非国有内资企业的就业通常更为灵活,就业弹性系数较大(方明月等,2010),加之其更注重劳动力成本节约,女性在这类企业中更容易获得就业机会。另一方面,真实市场潜能的生产率效应推动了技术溢出,并加大了企业对高学历、高技能劳动力的需求。由于外资企业和国有企业具有较强的技术实力和富有竞争力的工资水平,所以会吸引大量更具竞争优势的男性劳动力,而女性的就业状况受其个体特征及歧视性因素的影响则并未得到改善。

表4 分所有制的估计结果

	国有企业	非国有内资	外资企业	国有企业	非国有内资	外资企业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lnMA	-6.0129** (-2.42)	7.3013*** (7.89)	-3.9797*** (-2.90)	-6.4100** (-2.42)	8.0019*** (7.89)	-5.4287*** (-2.90)
wage	-0.0412*** (-4.03)	-0.0483*** (-26.14)	-0.0813*** (-18.58)	-0.0448*** (-4.44)	-0.0438*** (-27.49)	-0.0837*** (-21.17)
K/Y	0.6283*** (7.56)	0.3521*** (12.35)	-0.3863*** (-7.83)	0.6224*** (7.43)	0.3840*** (12.12)	-0.4182*** (-8.27)
export	11.0872*** (13.92)	3.9289*** (50.43)	4.0805*** (29.04)	11.0498*** (13.91)	3.9234*** (50.13)	4.0517*** (30.15)
capital	-0.2827*** (-3.96)	-0.4209*** (-26.61)	-0.9725*** (-31.12)	-0.2743*** (-3.87)	-0.4405*** (-29.36)	-0.9482*** (-33.43)
welfare	-0.1261** (-2.24)	-0.0621*** (-7.97)	-0.1604*** (-8.48)	-0.1259** (-2.24)	-0.0670*** (-8.60)	-0.1605*** (-8.50)
age	0.0563*** (5.56)	0.0762*** (24.22)	0.1977*** (14.05)	0.0574*** (5.63)	0.0757*** (24.05)	0.1920*** (14.17)
scale	-26.1911*** (-62.45)	-22.2167*** (-120.48)	-26.6778*** (-114.14)	-26.2618*** (-62.79)	-22.1958*** (-120.63)	-26.6640*** (-114.34)
R&D	50.0009** (2.46)	-0.3729 (-0.11)	-10.3123 (-1.12)	46.2058** (2.29)	5.4725 (1.60)	-13.4329 (-1.42)
常数项	42.2667** (2.56)	117.5870*** (19.34)	63.2899*** (7.23)	39.7415** (2.26)	122.2462*** (18.31)	53.8563*** (4.49)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Kleibergen-Paaprk	430.33	2 835.73	3 348.58	403.88	2 608.71	2 338.17
LM 检验	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]
Kleibergen-Paaprk	999.77	3 698.84	2 511.65	928.86	3 406.58	1 676.88
Wald F 检验	{16.38}	{16.38}	{16.38}	{16.38}	{16.38}	{16.38}
N	10 174	241 090	65 044	10 174	241 090	65 044
Adj.R ²	0.58	0.38	0.41	0.58	0.38	0.42

注:第(1)一第(3)列中lnMA取值为lnMA_1,第(4)一第(6)列中取值为lnMA_2,其余同表4。

(三)分行业的估计结果(见表5)

接下来本文进一步区分劳动密集型产业和资本技术密集型产业。根据毛日昇(2009)的划分方式,我们将人均资本高于全部制造业人均资本均值的行业视为资本技术密集型行业,将低于全部制造业人均资本均值的行业视为劳动密集型行业。表4中模型(4)、模型(5)报告的估计结果显示,不管是对于劳动密集型行业还是资本技术密集型行业,市场潜能与女性就业均呈现正相关关系,且劳动密集型行业中真实市场潜能对女性就业的促进作用更为明显,与图1中女性就业占比的行业分布一致。由图1可知,女性就业大多集中在纺织服装、鞋帽制造业、纺织业和皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业等劳动密集型企业中,因此真实市场潜能引致的劳动密集型产业集聚能够促进女性就业。对此,Krugman(1991)认为,影响产业集聚的初始条件是地理位置和历史优势,改革开放初期以优先开放和先行先试为特征的非均衡经济发展战略的实施使得真实市场潜能较高的东部沿海地区形成了劳动密集型的出口加工制造业集聚(如长三角、珠三角),并吸引了大量农村和中西部地区低技能劳动力流入。显然,低端加工制造业和低技能劳动力的对接是东部沿海地区在改革开放前三十年经济腾飞的重要支撑,也是强化其产业集聚的重要保障。在此过程中,沿海地区大量低技能女性劳动力获得了更多就业机会,无论是东部沿海地区用工成本的逐年提升还是一度出现的“民工荒”均很好地说明了这一点。

表5 分行业的估计结果

	资本技术密集型行业	劳动密集型行业	资本技术密集型行业	劳动密集型行业
	(1)	(2)	(3)	(4)
lnMA	2.1728 (1.40)	35.1099*** (7.72)	2.1060 (1.40)	33.8239*** (7.90)
wage	-0.0206*** (-6.10)	-0.1172*** (-13.33)	-0.0187*** (-6.95)	-0.0848*** (-17.74)
K/Y	0.4322*** (10.13)	0.4964*** (8.15)	0.4350*** (9.83)	0.6241*** (8.49)
export	3.5937*** (17.38)	2.5567*** (6.77)	3.6625*** (21.38)	3.3902*** (12.72)
capital	-0.2367*** (-11.13)	-0.7741*** (-19.50)	-0.2458*** (-13.07)	-0.9311*** (-36.00)
welfare	-0.0701*** (-5.11)	-0.0558*** (-3.14)	-0.0712*** (-5.16)	-0.0979*** (-7.03)
age	0.0925*** (16.84)	0.0956*** (16.36)	0.0918*** (17.13)	0.0896*** (17.30)
scale	-23.4957*** (-102.63)	-25.2347*** (-139.63)	-23.4754*** (-103.95)	-25.3890*** (-141.06)
R&D	18.3967*** (4.06)	15.0890** (2.28)	20.2514*** (4.58)	20.0122*** (3.03)
常数项	86.5562*** (8.48)	306.7733*** (10.50)	86.1263*** (8.70)	299.8074*** (10.83)
控制变量	YES	YES	YES	YES
Kleibergen-Paaprk	749.507	237.063	888.29	287.731
LM 检验	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]
Kleibergen-Paaprk	936.23	255.204	1154.664	314.134
Wald F 检验	{16.38}	{16.38}	{16.38}	{16.38}
N	89 391	226 917	89 391	226 917
ARj.R ²	0.52	0.11	0.52	0.19

注:第(1)和第(2)列中 lnMA 取值为 lnMA_1,第(3)和第(4)列中取值为 lnMA_2,其余同表4。

五、结论与政策含义

本文利用 2007 年中国区域间投入产出表及相关城市数据构建了我国 337 个地级以上城市的真实市场潜能指标,并基于新经济地理学的基本框架将其引入企业层面,利用 2007 年中国工业企业数据和两阶段最小二乘回归,实证分析了真实市场潜能对制造业女性就业的影响,并更为细致地考察了不同所有制和不同行业的影响差异。研究发现:(1)真实市场潜能显著促进了制造业女性就业,且考虑变量内生性问题和剔除城市自身后的估计结果均十分稳健,表明城市真实市场潜能提升所引致的制造业集聚改善了女性的就业状况,但这种影响在不同所有制和不同行业中并不一致。(2)从分所有制的结果看,真实市场潜能不利于国有和外资企业的女性就业,但显著促进了非国有内资企业的女性就业,表明真实市场潜能影响女性就业的所有制差异较为明显。(3)从分行业结果看,真实市场潜能显著促进了劳动密集型行业的女性就业,对资本技术密集型行业女性就业的影响则不显著,这反映出女性大多从事劳动密集型行业,且相对而言该行业女性能更多地从真实市场潜能的改善中获利。

本文的结论具有一定的政策含义。首先,从女性自身特征入手,着力提升其受教育水平和技能水平,促进两性教育公平,不断加大对女性的职业培训力度,增强女性群体在劳动力市场上的竞争力。其次,女性就业的重要性早已超出了个人的范畴,妇女对家庭收入贡献比例的增长常常会使孩子的受教育水平提高以及健康状况改善(World Bank, 2012)。因此,努力打破劳动力市场的行业 and 所有制分割,取消对女性的不合理限制,提高女性就业比例,将对家庭和社会稳定具有重要意义。最后,要缩小真实市场潜能的地区差距,促进区域协调发展。一方面,逐步破解社会保障、户口等限制劳动力流动的消极因素,鼓励劳动力跨区域流动,优化要素资源的区域配置,实现东、中、西部协同发展。另一方面,努力改善中西部地区的真实市场潜能,积极促进制造业产业向中西部地区转移,形成若干类似于川渝、关中、武汉和中原城市群等经济集聚地带,进一步挖掘制造业集聚对女性就业的带动作用,优化女性就业结构,着力解决劳动力市场就业难、起薪低的难题。

注释:

- ①根据 2007 年《中国区域间投入产出表》,本文对地区及其中心城市的设置与范剑勇和张雁(2009)一致。
- ②对于制造业行业的划分,具体请参见中国工业企业数据库中国经济两位行业代码分类。
- ③对于所有制的划分,本文根据中国工业企业数据库给出的所有制形式和毛日昇(2009)的划分方法,将国有企业、国有联营企业和国有独资公司视为国有企业,将外商投资企业、中外合资经营企业、中外合作经营企业、外资(独资)企业、外商投资股份有限公司、港澳台投资企业、与港澳台合资经营企业、与港澳台合作经营企业、港澳台独资经营企业、港澳台投资股份有限公司等视为外资企业,其余则视为非国有内资企业。

主要参考文献:

- [1]陈昊.出口是否加剧了就业性别歧视——基于倾向评分匹配的再估计[J].财经研究,2013,39(9):109—119.
- [2]范剑勇,张雁.经济地理与地区间工资差异[J].经济研究,2009,(8):73—84.
- [3]范剑勇,高人元,张雁.空间效率与区域协调发展策略选择[J].世界经济,2010,(2):104—119.
- [4]方明月,聂辉华,江艇,等.中国工业企业就业弹性估计[J].世界经济,2010,(8):3—16.
- [5]何茵.贸易自由化对中国城镇劳动力市场性别歧视的影响[J].国际贸易问题,2007,(6):27—33.
- [6]李实,(日)佐藤宏,(加)史泰丽.中国收入差距变动分析——中国居民收入分配研究Ⅳ[M].北京:人民出版社,2013.

- [7]刘修岩,贺小海,殷醒民. 市场潜能与地区工资差距:基于中国地级面板数据的实证研究[J].管理世界,2007,(9):48—55.
- [8]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.
- [9]Fujita M,Krugman P. When is the economy monocentric? Von Thünen and Chamberlin unified [J]. Regional Science and Urban Economics,1995,25(4):505—528.
- [10]Fujita M,Krugman P,Venables A J. The spatial economy: Cities, regions, and international trade[M]. Cambridge: MIT Press, 1999.
- [11]Harris C. The market as a factor in the localization of industry in the United States [J]. Annals of the Association of American Geographers,1954,44(4):315—348.
- [12]Head K,Mayer T. Regional wage and employment responses to market potential in the EU[J]. Regional Science and Urban Economics,2006,36(5):573—594.
- [13]Hering L, Poncet S. Market access impact on individual wages: Evidence from China [J]. The Review of Economics and Statistics,2010,92(1):145—159.
- [14]Oostendorp R H. Globalization and the gender wage gap [J]. World Bank Economic Review,2009,23(1): 141—161.
- [15]Redding S, Venables A. Economic geography and international inequality [J]. Journal of International Economics,2004,62(1):53—82.

Does Market Potential Promote Female Employment in Manufacturing Industries? Empirical Study Based on the Data of Industrial Enterprises in China

LI Hong-bing, ZHAO Chun-ming, WEN Lei, ZHANG Qun

(School of Economics and Business Administration, Beijing Normal University, Beijing 100875, China)

Abstract: This paper first constructs real market potential index of 337 cities at prefecture level or above in China and empirically analyzes the effect of real market potential on female employment in manufacturing industries by the data of industrial enterprises in 2007 in China and instrumental variables method. It reaches the following conclusions: firstly, real market potential significantly promotes female employment in manufacturing industries, and even after the consideration of endogenous variables and the elimination of real market potential of cities themselves, the regression results are still robust; secondly, the influence is inconsistent in different ownership and industries, namely real market potential is not beneficial to female employment in state-owned and foreign companies, but significantly promotes female employment in non-state-owned domestic enterprises and labor-intensive industries while it has no significant effects on capital and technology intensive industries.

Key words: real market potential; agglomeration; new economic geography; female employment

(责任编辑 周一叶)