

中国出口贸易的女性就业 效应:基于筛选-匹配模型的再检验

陈 昊 刘骞文*

摘要:传统的国际贸易理论认为,出口贸易的就业效应普遍为正,即出口贸易的增加能够促进社会就业水平的提高,且不存在性别差异。然而,新-新贸易理论基于异质性企业思想提出的筛选-匹配模型却对此产生了质疑。本文基于 2006-2009 年中国工业企业数据库,重新检验了中国出口贸易规模与就业水平之间的关系,并探讨了出口贸易就业效应的性别差异。本文研究表明:虽然企业出口贸易的增加依然能够显著提高整体的就业水平,但对女性就业水平却呈现显著的负向作用。这进一步证明促进对外贸易发展虽然能够提高就业水平,却很难达到优化就业结构的目的。减少就业市场上的信息不对称以及性别歧视,是改善这种状况的途径之一。

关键词: 筛选-匹配模型 出口贸易 企业异质性 性别差异

一、引言

近年来,出口贸易的就业效应一直是学者和政策制定者广泛关注的问题。传统国际贸易理论考察出口贸易的就业效应,往往基于“菲利普斯曲线”机制,即出口贸易促进经济增长和产出增加,而经济增长和产出增加将提高就业水平。国内学者基于该机制的相关实证研究大多证明了出口贸易提高就业水平的结论:张华初和李永杰(2004)考察我国加工贸易的就业效应时指出,加工贸易不但显著提高了就业水平,而且改善了就业质量;蒋荷新(2007)以外资企业作为考察样本,实证研究了我国对外贸易的整体就业效应,发现我国对外贸易的扩大显著提高了就业水平,其中外资企业对就业的拉动能力明显高于全国平均水平;胡昭玲和刘旭(2007)、毛日昇(2009)、魏浩(2011)则分别从工业行业、制造业行业和纺织品行业等特定行业角度研究出口贸易与就业之间的关系,基本结论都是出口贸易能够显著提高就业水平,尽管行业内部存在的组内差异不能忽视。尤其值得一提的是毛日昇(2009)的出色工作,他利用 1999-2007 年 329 个制造业面板数据,同时考察了出口贸易和外商直接投资(FDI)的就业效应,认为出口和 FDI 通过不同路径对就业产生的影响实际上存在时期差异,对不同所有制企业的影

* 陈昊,对外经济贸易大学国际经济研究院,邮政编码:100029,电子信箱:hchen1987@163.com;刘骞文,复旦大学金融研究中心,邮政编码:200433,电子信箱:thegreatestpb@163.com。

本文得到对外经济贸易大学中央高校基本科研业务费专项资金资助(项目号:13QD03)。本文曾在第十二届中国青年经济学者论坛上宣讲,感谢与会专家的意见和建议。非常感谢匿名审稿人具有建设性的修改意见,当然文责自负。

响也存在显著区别。虽然大多数研究者肯定了出口贸易的正向就业效应,但仍然有一些例外。如陈昊(2011)认为如果出口贸易规模的提高大幅增加了贸易顺差,换言之进口规模没有得到相应扩张,则顺差的快速增长反而有可能降低就业水平。当然这类研究成果还不多见。

与国内学者研究结论基本一致的情形不同,国外学者对出口贸易就业效应的研究结论却莫衷一是,即使较早的研究也是如此:Milner 和 Wright(1998)在对中国和其他发展中国家的就业市场进行研究之后,认为出口规模和开放度的增加会显著促进就业的增长,而 Leichenko(2000)却指出出口增加会显著降低就业水平。近年来最具代表性的研究成果是,Helpman 等(2010)提出的筛选-匹配模型,该模型对看似毫无争议的出口贸易正向就业效应结论提出了更加严厉的质疑。他们认为,出口贸易规模的增加必然普遍提高企业招聘的“门槛”和筛选的意愿,而短期内劳动者的技能素质不能马上提高,因而必然出现就业水平暂时降低的现象。在此基础上,Helpman 等(2012)进一步提出更加完善的筛选-匹配模型,并通过参数估计和数值模拟的方式验证了模型的结论。筛选-匹配模型较之菲利普斯曲线机制显然更加逼近经济的微观现实,因为其借鉴了新-新贸易理论最新的异质性企业思想,因而其演化路径无疑更加符合企业的真实行为。虽然仅仅据此还不能证明筛选-匹配模型的结论更加准确,但是基于企业微观行为重新考察出口贸易的就业效应显然具有重要意义,这也是本文选择使用企业数据进行实证研究的原因,暂不赘述。

国内外学者对出口贸易就业效应的实现机制和影响方向呈现如此差异化的观点,这无疑维持了我们对这一看似早有定论的问题再次进行探讨的兴趣。除前面提到筛选-匹配模型的质疑外,中国对外贸易现状的改变也成为我们质疑出口贸易正向就业效应的理由:第一,改革开放以后很长时期里,中国对外贸易的比较优势都集中在劳动密集型产品,因而出口贸易的增加能够显著提高就业水平。然而近年来,资本密集型的机械产品逐渐取代劳动密集型产品成为新的比较优势^①。出口贸易产品结构发生如此明显的变化,使我们有理由重新讨论出口贸易的就业效应是否依然与劳动密集型产品占据出口主导地位时一致;第二,新-新贸易理论的另一重要研究成果是,进行对外贸易的企业往往比只参与国内市场竞争的企业具有更高的生产率(Bernard and Jensen, 1995; Clerides, et al., 1998; Head and Rise, 2003; Bernard, et al., 2007),且国内许多学者的实证研究也证明了这一点(包群等,2003;黄先海、石东楠,2005;彭国华,2007;李小平等,2008;薛漫天、赵曙东,2009)。如果该结论成立,筛选机制将更能发挥显著作用以抑制就业水平的增长,出口贸易的就业效应方向也就更应该受到质疑。^②

此外,传统贸易理论认为出口贸易由于存在促进经济增长的作用,因而能够普遍地提高社会就业水平,这与准备找工作的劳动力的性别、能力等个体差异无关。当然,高能力和占优性别的劳动力可能会更加方便地找到合适的工作,但这种“方便”不至于对出口贸易的就业效应方向产生逆转,即随着出口贸易规模提高,无论是男性还是女性,或是高技能劳动力还是低技能劳动力,其就业水平都能得到不同程度的提高。但是,充分考虑到企业异质性和个体差异的

^①根据《中国统计年鉴》,2010年我国仅机器和机械器具一类产品的出口额,就已经占到出口贸易总额的44.3%,广义的机械类产品出口额则更已超过70%的比重。

^②其他一些出色的意见同样值得关注。如李春顶与尹翔硕(2009)、李春顶(2010)、汤二子等(2011)认为中国企业存在“生产率悖论”,即出口企业的生产率反而低于内销企业。考察生产率悖论是否存在已超出本文研究范围,但即使类似争议存在,也至少可以表明重新考察出口贸易就业效应是必要的。

新-新贸易理论似乎不应对此过早下结论。虽然国内外研究出口贸易就业效应性别差异的成果还不多见,但考察封闭经济条件下就业性别差异的文献,都认为就业的性别差异依然是造成当前中国劳动力市场就业不平衡的重要原因,如刘妍和李岳云(2007)、刘晓昀等(2007)、葛玉好和曾湘泉(2011)等等。有鉴于此,本文也将考察出口贸易就业效应的性别差异,需知这不仅不是本文考察的一个重要而独立的问题,也可以作为出口贸易就业效应的一个稳健性检验。

本文结构安排如下:引言之后第二部分构建修正的筛选-匹配模型,阐述出口贸易就业效应的微观实现机制,并初步给出出口贸易就业效应的数理结论;第三部分报告模型选择、数据来源与描述性统计结果;第四部分利用2006-2009年的中国工业企业数据库,实证检验企业出口贸易规模变动对就业水平的影响;第五部分进一步考察出口贸易就业效应的性别差异;最后总结全文并提出相应的政策建议。

二、理论模型及其扩展

我们借鉴 Helpman 等(2010)的筛选-匹配模型框架做如下假定:厂商生产异质性产品,在进入行业之前需要支付沉没的进入成本 C_e ,厂商进入该行业后如果决定进行生产,需要支付固定成本 C_d ,如果决定出口还需要支付固定成本 C_x ,易知以上三者均不小于零。劳动力的技能服从独立的帕累托分布,即:

$$G_\alpha(\alpha) = 1 - (\alpha_{\min}/\alpha)^k, \alpha \geq \alpha_{\min} > 0, k > 1 \quad (1)$$

简化起见我们进一步假定社会劳动力最低技能 $\alpha_{\min} = 1$ 。厂商产出由企业生产率 σ 、企业雇佣的劳动力数量 h 和劳动力平均技能水平 $\bar{\alpha}$ 决定:

$$y = \sigma h^\gamma \bar{\alpha}, 0 < \gamma < 1 \quad (2)$$

对企业和劳动力之间的匹配过程,本模型依然遵循经典的 Diamond - Mortensen - Pissarides 描述,即厂商随机匹配获得 n 个工人需支付 bn 的搜寻成本,其中 b 取决于劳动力市场松紧度 (tightness of the labor market) x 。显然 $x = N/L$, N 为空位数, L 为寻找工作的劳动者人数。如果进一步假定参数为 ε , 则有 $b = \varepsilon x^\mu$ 。

如果厂商决定开始为某一职位进行招聘,就可以通过支付 $c\alpha_L^\delta/\delta$ 的成本来开始招聘和筛选过程,其中 $c > 0$ 且 $\delta > 1$ 均为参数。需要提醒的是,即使厂商支付了 $c\alpha_L^\delta/\delta$ 的成本,也只能将生产能力低于 α_L 的劳动力筛选出来,对生产能力高于 α_L 的劳动力无法区分,因而将一视同仁^①。

我们基于以上框架开始叙述本文的故事:首先厂商和劳动者选择是否进入市场;在支付了沉没的进入成本后,厂商可以观察到劳动者的平均生产率为 σ , 然后选择生产或退出;如果厂商选择生产,则开始设置空位进行招聘,劳动者开始应聘,厂商根据招聘情况决定是否生产出口产品。考虑到本文关注的对象至少应该进行生产,因而假定厂商和劳动力的行动过程至少可以进行到筛选-匹配阶段。至此形成的直接思路是,通过比较出口厂商和只进行国内市场生产的厂商(后文简称为“国内厂商”)的优化过程差异,展示出口贸易与招聘员工人数的内在联系。

由(1)式可得国内厂商招聘到的劳动力平均技能为:

^①即工资待遇无差异且竞聘岗位的成功概率无先验差异。

$$\bar{\alpha} = \int_1^{\alpha_{\max}} \alpha d[1 - (1/\alpha)^k] = \int_1^{\alpha_{\max}} \frac{k}{\alpha^k} d\alpha = \frac{k}{1-k} (\alpha_{\max}^{1-k} - 1) \quad (3)$$

产品价格为 p 的条件下, 厂商利润 $\pi = py - C_e - C_d - \varepsilon (N/L)^\mu h - c/\delta$, 将(2)式、(3)式代入利润表达式并最优化, 可得国内厂商的最优招聘人数:

$$h = \left[\frac{(k-1)\varepsilon}{p\sigma k\gamma(1-\alpha_{\max}^{1-k})} \right]^{\frac{1}{\gamma-1}} x^{\frac{\mu}{\gamma-1}} \quad (4)$$

到此为止的研究可以总结为: 国内厂商招聘劳动者的人数, 只取决于劳动力市场的松紧度 x 和社会劳动者技能的最高水平。市场松紧度越大, 厂商越愿意招聘; 社会劳动者最高技能水平越高, 换言之厂商面对的劳动者技能分布越分散, 则越愿意招聘。可以这样理解: 劳动力市场松紧度越大, 表明相对于想找工作的人来说, 空位较充裕, 企业当然可以更加轻易地增加招聘人数; 社会劳动者技能水平越分散, 则意味着厂商越可能招聘到技能高的劳动力, 由于前文已给出“一视同仁”的假定, 因而显然厂商乐意通过提高招聘力度来提高获得低工资-高技能劳动力的概率。

现在开始考察出口厂商, 我们回到前文关于“只有出口厂商才需要对劳动力技能作进一步筛选”的假定。如果放弃这一假定, 根据模型的假设可以发现出口厂商与国内厂商的唯一差别, 仅仅是增加了一个外生的贸易沉没成本 C_x , 因而优化的结论与(4)式同, 利润水平却低于国内厂商, 这意味着所有出口厂商都将放弃出口转向内销, 这显然与现实不符。

由(1)式可得出出口厂商招聘到的劳动力平均技能为:

$$\bar{\alpha} = \int_{\alpha_L}^{\alpha_{\max}} \alpha d[1 - (1/\alpha)^k] = \int_{\alpha_L}^{\alpha_{\max}} \frac{k}{\alpha^k} d\alpha = \frac{k}{1-k} (\alpha_{\max}^{1-k} - \alpha_L^{1-k}) \quad (5)$$

其中 α_L 是厂商设立的“筛选门槛”, 意味着出口厂商通过筛选可以保证招聘到的劳动者技能至少不低于 α_L , 注意这也是出口厂商与国内厂商的关键差异所在。于是出口厂商的利润表达式变为:

$$\pi' = py' - C_e - C_d - C_x - \varepsilon (N/L)^\mu h' - c\alpha_L^\delta/\delta \quad (6)$$

直接的思路是将(2)式、(5)式代入(6)式并最优化, 至此一个自然而然的担心就是 $\alpha'_{\max}$ 将不再独立于 α_L , 因为当厂商开始有意识地筛选技能低于 α_L 的应聘者时, 应聘者也开始对厂商进行“逆向选择”。简单起见, 不妨设 $\alpha'_{\max} = \tau\alpha_L$, 为了保证最高技能不超过社会最高技能, 则

$1 < \tau < \frac{\alpha_{\max}}{\alpha_L}$, 于是可得:

$$\alpha_L = \left[\frac{\varepsilon^\gamma x^{\mu\gamma} (1-k)^\gamma}{(\tau^{1-k} - 1) \sigma k \gamma^\gamma c^{\gamma-1} p} \right]^{\frac{1}{\delta(\gamma-1)+1-k}}, \quad h' = \gamma c \left[\frac{\varepsilon^{\delta-1+k} x^{\mu(\delta-1+k)} (1-k)^{\delta-1+k}}{p (\tau^{1-k} - 1)^\delta \sigma^\delta k^\delta \gamma^\delta c^{(\gamma-1)\delta}} \right]^{\frac{1}{\delta(\gamma-1)+1-k}} \quad (7)$$

比较(4)式、(7)式我们发现并不能够始终保证出口贸易确实提高了企业招聘员工的数量, 但根据 $\alpha_L > 1$ 我们发现筛选机制成了高技能(学历)劳动力的就业水平提高, 而低技能(学历)劳动力的就业水平降低。有必要提醒的是, 筛选性别与筛选技能的本质是相同的, 即企业设定一个有别于自然性别比率的“筛选性别比”。因而可得如下结论:

命题1: 出口厂商招聘员工的数量未必高于国内厂商。但由于出口厂商存在筛选机制, 因而出口会显著提高高技能(学历)劳动力的就业水平, 而降低低技能(学历)劳动力的就业水平; 显著提高企业愿意招聘的特定性别劳动力的就业水平, 而降低另一种性别劳动力的就业水平。

三、模型选取、数据说明与描述性统计

(一) 模型选取与数据说明

回归模型选择方面,动态面板和静态面板的区别在于是否引入被解释变量的滞后期。就本文而言,虽然就业人数的滞后期系数不是主要考察对象,但考虑到现实中存在的劳动合同调整粘性,从理论上来说,使用动态面板会对模型中其他系数估计的一致性和有效性有所帮助,所以本文主要考察动态模型,但也将动、静态面板的回归结果同时列示,以便更好地进行对照。建立动态面板模型 $y_{i,t} = c + \alpha y_{i,t-1} + \beta x_{i,t} + \lambda_i + \mu_{i,t}$,其中 y 为企业年末从业人员数, x 代表包含企业出口交货值在内的一系列解释变量。毛日昇(2009)、陈昊(2011)、Helpman 等(2012)的研究,对这一领域的实证考察有着重要的参考意义。根据他们的成果,企业固定资产额、外商资本额等反映企业内外部发展条件的因素会在“贸易-就业”的机制中发挥重要作用,而 Ozler (2001) 的成果也发现,随着投资的变化,制造业中的机器使用会对女工人形成替代,对其就业产生挤出。所以,有必要在回归中将上述的变量包含在解释变量中,这些都将在报告回归结果的同时详细列出,这里暂不赘述。 λ_i 为企业个体固定效应, μ 为随机误差。为了消除不同企业产生的个体效应差异,对面板方程差分可得:

$$y_{i,t} - y_{i,t-1} = \alpha(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + \beta(x_{i,t} - x_{i,t-1}) + (\mu_{i,t} - \mu_{i,t-1}) \quad (8)$$

注意到式(8)存在被解释变量的滞后差分项,因而直接采用 POLS 和 PGLS 容易造成估计的严重偏差,本文也将列出静态面板的回归结果,方便比较。为了解决普通最小二乘方法和广义最小二乘方法无可避免的内生性问题,Arellano 和 Bond(1991)提出使用差分 GMM 方法解决模型内生性带来的一致性偏差。差分 GMM 的缺陷在于通过差分将损失样本信息,因而 Arellano 和 Bover(1995)、Blundell 和 Bond(1998)一致建议使用系统 GMM 克服差分 GMM 带来的样本信息损失问题。本文样本截面远远大于时间跨度,因而使用差分 GMM 容易产生较大程度的偏差,而使用系统 GMM 方法则可以较好地保证一致性。当然一致性的保证还需要依赖工具变量的有效性(Bond,2002),因而本文还将使用 Sargan-Hansen 过度识别和误差项序列相关等检验以保证工具变量的有效性。

本文实证工作基于 2006-2009 年中国工业企业数据库,该数据库由国家统计局在“规模以上工业企业统计报表”基础上整理而成。所谓“规模以上工业企业”指的是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》涵盖范围一致。稍显麻烦的问题是在本文选取的时间跨度中,数据库存在较大程度的变化,因而需要做出初步筛选:第一,我们以 2006 年统计为样本,将其余年份中不能与之对应的企业剔除;第二,本文既然考察出口贸易的就业效应,就需要进一步剔除出口交货值为 0 (认为这表明企业不进行出口贸易)的企业,当然同时我们将保留固定资产投资额和外商资本额为 0 的企业,这将有利于比较控制变量前后的回归效果。最后值得一提的是,2007 年前后企业数据的统计变量发生了较大改变,其中可贵的是 2006-2007 年的企业数据库中包含了针对女性就业的衡量指标,因此接下来的实证分析实际上将分为两个部分,一是考察 2006-2009 年的企业样本,二是将样本时间跨度缩短至 2006-2007 年以考察出口贸易就业效应的性别差异。虽然不同时间跨度下的实证分析,在解释变量的选择上会略有差别,但这不应该影响一个稳定模型的解释能力。

(二)描述性统计

表1、表2分别报告了2006-2009年的全变量和2006-2007年新增控制变量的选取情况及描述性统计结果。有必要对所选取的变量进行一些说明:第一,由于2009年中国工业企业数据出现了较程度的名录和企业代码丢失,我们只能通过企业名称对不同的企业进行识别,这可能会遗漏一些名字发生变动但实际上仍是同一企业的样本;第二,作为本文实证研究的核心因变量,对企业就业人数的衡量我们最终选择了“从业人员年平均人数”而非“就业人员年末数”。这基于两方面原因:首先,年平均人数比较客观地反映了当年持续为企业提供生产能力的劳动者的就业规模;其次,中国工业企业数据库指标说明中已明确提示,不再用B201(即从业人数)这样的含糊概念来衡量企业就业人数,而是统一用V210(即年平均人数)。值得一提的是,分性别的就业统计只有年末就业人数,因而对女性就业的衡量只能采取年末数衡量的方法;第三,出口交货值用于衡量企业出口贸易规模,是本文实证工作的核心解释变量。如前所述,根据毛日昇(2009)、陈昊(2011)的研究,本文将固定资产和外商资本作为企业发展的内外部支持力量加以控制,为了比较原始存量与净值的差异,还将替代性地控制固定资产净值进行比较。此外,我们试图利用管理费用和主营业务收入来描述企业进行筛选的相对成本^①,当然它们同时也反映了企业的发展状况。工资和福利是影响应聘者选择就业岗位的关键变量,许多已有研究成果和本文第二部分对此都有说明。

表1 2006-2009年全变量说明与描述性统计

变量	符号	单位	年份划分	均值	标准差	观测数
从业人员年平均人数	L	人	2006-2009年	528.94	2313.61	131284
			2006年	521.29	21898	32821
			2007年	535.71	2324.91	32821
			2008年	540.80	2376.60	32821
			2009年	517.95	2364.83	32821
出口交货值	EX	百万元	2006-2009年	122.60	1326.11	131284
			2006年	108.66	1161.09	32821
			2007年	129.23	1414.32	32821
			2008年	135.92	1515.27	32821
			2009年	116.58	1178.78	32821
固定资产合计	FA	百万元	2006-2009年	86.02	1137.17	131284
			2006年	75.30	940.80	32821
			2007年	81.82	996.84	32821
			2008年	89.37	1137.74	32821
			2009年	97.59	1413.93	32821
主营业务收入	IN	百万元	2006-2009年	294.10	2626.41	131284
			2006年	244.74	2234.28	32821
			2007年	292.13	2597.94	32821
			2008年	322.69	2962.24	32821
			2009年	316.84	2659.47	32821
管理费用	MF	百万元	2006-2009年	12.42	141.30	131284
			2006年	9.94	98.02	32821
			2007年	11.81	128.71	32821
			2008年	13.61	152.40	32821
			2009年	14.33	174.52	32821

注:保留两位小数,表2与此同。

^①应当承认很难从企业报表的变量中找到衡量筛选成本的数据。我们认为管理费用部分包含了企业招聘的筛选成本,而主营业务收入则体现了企业相对筛选成本而言能够获得的资金规模。

表 2 2006-2007 年新增控制变量说明与描述性统计

变量	符号	单位	年份划分	均值	标准差	观测数
外商资本	FI	百万元	2006-2007 年	9.70	101.20	119896
			2006 年	5.33	75.04	59948
			2007 年	14.08	121.71	59948
本年应付工资总额	W	百万元	2006-2007 年	11.76	79.12	119896
			2006 年	10.44	68.27	59948
			2007 年	13.07	88.63	59948
本年应付福利费总额	WEL	万元	2006-2007 年	120.04	1006.47	119896
			2006 年	117.85	1060.33	59948
			2007 年	122.24	949.56	59948
年末女性从业人员合计	FL	人	2006-2007 年	219.55	765.27	119896
			2006 年	226.03	762.84	59948
			2007 年	213.04	767.66	59948
固定资产净值年平均额	NFA	百万元	2006-2007 年	60.40	668.35	119896
			2006 年	57.25	625.19	59948
			2007 年	63.55	708.88	59948

四、企业异质性与出口贸易的就业效应重估

(一) 基本的回归结果

利用企业微观数据可以较好地体现企业异质性,从而有利于对出口贸易的就业效应进行重估,表 3 报告了这种思路下的回归结果,图 1 报告了控制所有变量回归的 DL 残差和标准残差。篇幅所限三值(真实值、残差值、拟合值)图可向作者索要,本文不再报告。

表 3 企业出口贸易的就业效应:2006-2009 年

变量	静态面板		SYS-GMM			
	POLS	P2SLS	(1)	(2)	(3)	(4)
dL(-1)			-0.252 *** (0.004)	-0.256 *** (0.004)	-0.242 *** (0.005)	-0.242 *** (0.005)
dEX	0.636 *** (0.008)	0.769 *** (0.023)	0.692 *** (0.003)	0.601 *** (0.005)	0.770 *** (0.010)	0.650 *** (0.033)
FA	0.451 *** (0.013)	0.030 *** (0.003)	0.036 *** (0.002)			0.066 *** (0.004)
dIN	0.082 *** (0.007)	0.097 *** (0.025)		0.093 *** (0.003)		0.095 *** (0.027)
dMF	0.260 *** (0.010)	3.987 *** (0.266)			-0.548 *** (0.007)	-0.381 *** (0.007)
dEX(-1)	0.394 *** (0.015)		0.204 *** (0.008)	0.201 *** (0.006)	0.336 *** (0.019)	0.650 *** (0.033)
FA(-1)	0.047 *** (0.015)			0.045 *** (0.002)	0.090 *** (0.006)	
dIN(-1)	-0.159 *** (0.012)		0.003 (0.006)		-0.013 * (0.007)	
dMF(-1)	-0.511 *** (0.014)		0.552 *** (0.057)	0.330 *** (0.057)		
D-W 检验值	1.853	2.559	2.101	2.140	2.051	2.080
A-R ²	0.299	0.349	0.430	0.434	0.239	0.342
S-H 检验 P			1.00	1.00	1.00	1.00

注:静态面板 Hausman 检验 P=0,因而均使用固定效果;系统 GMM 回归中的(1)、(2)、(3)、(4)分别代表控制固定资产合计、主营业务收入、管理费用和同时控制三者的情形;括号中数值为标准误;*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 置信水平下显著;S-H 检验即 Sargan-Hansen 过度识别检验。未作特殊说明,后文诸表均与此同。

很显然出口交货值规模的提高,显著促进了企业就业人数的增加,即出口贸易的就业效应显著为正是没有疑义的,甚至其滞后一期的规模增加都依然能够显著提高企业的就业水平,这验证了前文模型所提命题。类似的情形同样体现在固定资产和主营业务收入的就业效应上,可见作为企业发展的内在支持力量,固定资产和主营业务收入的水平对企业决定招聘多少员工起到了关键作用。让我们更感兴趣的是管理费用,虽然其与筛选成本存在显著差异,但是就中国工业企业数据库的样本而言,这或许相对更加接近筛选成本的含义,因为诸如企业招聘、实施人力资源管理等行为所花费的成本,基本会在财务报告中体现在管理成本上:在控制了管理费用(3)、(4)方程中,管理费用对就业产生了显著的负向作用。当同时控制固定资产和主营业务收入变量后,管理费用对就业的负向作用显著降低,换言之虽然筛选成本必然减弱企业招聘员工的意愿,但是如果企业的资产和运营状况足够理想的话,管理费用的作用将会大幅减小,这与 Helpman 等(2012)的研究结论极其相似。当然需要再次提醒的是,管理费用包含的内容远远多于筛选成本,因此现有的研究只能展示筛选成本对就业可能产生的影响,进一步寻找更加理想的变量来表示筛选成本则是今后研究的重点。

另外一个值得关注的事实是:在系统 GMM 回归中,主营业务收入的滞后规模对就业呈消极影响,而管理费用的滞后规模却对就业呈积极影响。虽然很多相关文献都使用“经济的自我实现预期”来解释这一现象,但本文认为或许这并不是主要的原因。因为我们看到主营业务收入滞后一期规模虽然对就业边际影响为负,但无论是绝对值还是显著程度都比较小。更重要的是,我们只在不控制主营业务收入的时候观察到主营业务收入滞后一期的变量系数,因为在其他条件下需要使用该变量作为工具变量,同样的情况也出现在管理费用滞后一期的变量上。这显然意味着将该变量对就业的影响归于残差项时,其滞后一期变量的逆向作用反而被突出,因而未必会包含有价值的经济学含义。最后值得一提的是,D-W 检验值虽然没有非常理想地在 2 左右小幅摆动,但基本可以在很大程度上消除我们对严重自相关的担心。

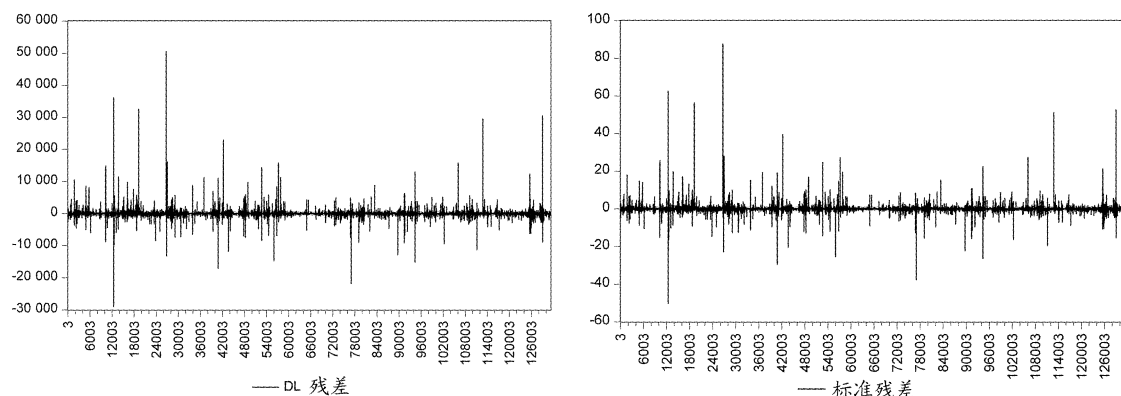


图1 残差变化趋势图

从图1可以看出基于方程(8)进行的回归呈现了一个理想的残差变化趋势,这在一定程度上减轻了我们对于内生性的担心。当然严格来说,无论使用差分还是系统 GMM 或是其他回归方法,只能减轻而非消除内生性。另一种有意义的尝试则是寻找合理的工具变量(组),这当然将是另外的故事了。

(二) 稳健性检验

1. 按地区分组

考虑到中国各地区之间经济发展的显著差异以及企业样本可能存在的异常情况,本文作了一些其他的尝试,这些可以看成前面实证结论的稳健性检验。本部分分地区对企业出口贸易的就业效应进行了检验,结果体现在表4中。首先,通过比较二、三、四列可以发现,除中部地区以外其余地区划分并没有改变出口贸易就业效应为正的基本结论,且出口贸易相对发达的东部地区出口贸易对就业的边际影响程度,要显著低于相对落后的西部地区。对此的一个合理解释可能是出口贸易的就业效应存在边际递减倾向,即当出口贸易发展水平较高时,出口贸易的进一步发展对就业水平提高的贡献度会降低。还有一个重要的原因可能是西部地区较之东部地区而言出口劳动密集型产品比重更大。类似的结论也可以通过比较五、七两列得出;其次,观察第七行各列,所有地区管理成本的提高都显著降低了就业水平,这与表3的结论一致,表明按照地区分组并没有影响模型稳定的解释能力;最后,从调整的拟合优度来看,该模型对东部地区的解释能力明显高于中、西部地区,对直辖市和东北三省的解释能力明显高于珠江三角洲地区。

表4 分地区企业的出口贸易就业效应:2006-2009年(SYS-GMM)

变量	模型 I			模型 II		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
dL(-1)	-0.167*** (0.005)	-0.340*** (0.014)	-0.902*** (0.045)	-0.117*** (0.018)	-0.026 (0.019)	-1.184*** (0.016)
dEX	0.106*** (0.004)	-2.060*** (0.032)	0.772*** (0.018)	0.294*** (0.014)	0.242*** (0.001)	0.918** (0.446)
FA	0.443*** (0.005)	-1.431* (0.739)	-0.044 (0.189)	0.340*** (0.020)	-0.214*** (0.005)	0.398 (0.744)
dIN	0.694** (0.321)	0.026*** (0.003)	-0.379*** (0.001)	0.132*** (0.012)	-0.167*** (0.016)	-0.388*** (0.015)
dMF	-1.540*** (0.059)	-0.242*** (0.002)	-0.101 (0.087)	-0.168*** (0.003)	-0.123*** (0.013)	-0.618*** (0.011)
dEX(-1)	0.141*** (0.001)	0.140*** (0.002)	0.258* (0.152)	0.241*** (0.008)	-0.091 (0.063)	-0.170 (0.471)
D-W	2.139	1.821	1.995	1.999	1.792	1.785
A-R ²	0.505	0.208	0.290	0.628	0.216	0.693
S-H 检验 P	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

注:(1)、(2)、(3)分别代表东、中、西部地区企业的面板回归,东中西部地域划分参照国发[2000]第33号文件的最终规定;(4)、(5)、(6)分别代表直辖市、珠江三角洲、东北三省地区企业的面板回归。

2. 筛去异常样本

在2006-2009年选取的32821家出口企业中,我们筛去四年间固定资产合计、管理费用、主营业务收入中至少有一项出现零值的654家企业,这些被认为是样本中的异常值。在此基础上我们重复表3的回归过程,回归结果见表5。

在筛去数量不大的异常样本后,出口贸易对就业的正向影响依然显著,即出口贸易每增加1%,会促使企业提高员工招聘人数0.7%左右,滞后影响也保持在0.2%以上。另一个我们感兴趣的变量是管理费用。我们发现较之表3,筛去异常样本后管理费用对就业的负向影响程度小幅降低,可能的原因是在包含管理费用为0的企业回归中,由于这些企业依然存在就业人员,因而将管理费用的负向影响夸大了。但是无论程度如何,管理费用(暂时可以认为是筛选成本一定程度上的代替)的就业负向效应无疑是显著的。

表 5 企业出口贸易的就业效应(筛去异常值):2006-2009 年

变量	静态面板		SYS-GMM			
	POLS	P2SLS	(1)	(2)	(3)	(4)
$dL(-1)$			-0.253 *** (0.004)	-0.255 *** (0.004)	-0.245 *** (0.005)	-0.252 *** (0.004)
dEX	0.632 *** (0.009)	0.581 *** (0.076)	0.703 *** (0.003)	0.759 *** (0.004)	0.773 *** (0.001)	0.613 *** (0.005)
FA	0.462 *** (0.013)	0.482 *** (0.013)	0.362 *** (0.023)			0.419 *** (0.017)
dIN	0.086 *** (0.007)	0.128 *** (0.006)		-0.551 (0.416)		0.749 *** (0.035)
dMF	0.234 ** (0.101)	0.632 *** (0.071)			-0.480 *** (0.067)	-0.140 *** (0.005)
$dEX(-1)$	0.421 *** (0.016)		0.223 *** (0.008)	0.233 *** (0.007)	0.344 *** (0.002)	0.197 *** (0.005)
$FA(-1)$	0.046 *** (0.016)			0.041 *** (0.003)	0.085 *** (0.006)	
$dIN(-1)$	-0.164 *** (0.013)		0.344 (0.602)		-0.012 (0.075)	
$dMF(-1)$	-0.520 *** (0.014)			0.497 *** (0.057)	0.584 *** (0.010)	
D-W 检验值	1.865	1.787	2.115	2.099	2.065	2.181
A-R ²	0.302	0.283	0.437	0.425	0.285	0.451
S-H 检验 P			1.00	1.00	1.00	1.00

五、出口贸易就业效应的性别差异

接下来我们考察一个与前文研究紧密联系但显然更加有趣的问题:出口贸易就业效应是否存在性别差异?虽然从基本的劳动经济学观点来看,性别差异对就业造成了不可忽视的影响,但是过去考察出口贸易的就业效应却很少区分开放经济对不同性别劳动力就业的影响差异。新-新贸易理论强调劳动力的异质性,本文第二部分的数理模型也明确指出企业的“筛选方向”会导致不同性别劳动力就业水平非同向变动,而这些结论是否能够得到经验证据的支持则是本部分需要验证的问题。本部分实证基于 2006-2007 年 59 948 个出口企业样本,变量选取情况已在第三部分进行了报告。

接下来的工作实际上包含两个部分:第一,考察 2006-2007 年企业出口的女性就业效应;第二,新增控制变量并与原模型的控制变量进行对比分析,这在一定程度上相当于对原模型进行稳健性检验,重点讨论企业出口的女性就业效应影响因素。表 6 报告了这两部分工作的回归结果。由于只有两年的面板数据,因而无法使用动态面板,这也是本文数据的遗憾所在。因新增了控制变量,为了方便接下来的分析,给出回归方程的基础表达式:

$$FL_{it} = c + \alpha_1 EX_{it} + \alpha_2 W_{it} + \alpha_3 FA_{it} + \alpha_4 MF_{it} + \alpha_5 FL_{it} + \delta \quad (9)$$

在接下来的回归中,我们将在基础表达式(9)式的基础上,增加控制 WEL (即表 6 中的(2)、(5))、用 NFA 替代 FA (即表 6 中的(3)、(6))来进一步考察模型的稳定性。这种控制变量的选择并不是随意的:首先,虽然同等行业、地区的企业对同等技能劳动力给出的工资可能

差异不大,但企业能够支付的额外福利费很大程度上能够代表企业的发展状况和人文关怀,因而这些额外的福利往往成为员工进行就业选择的重要参考条件;其次,固定资产合计显然没有固定资产净值更能体现企业在当期的运营状况,因而在数据可获得的前提下使用固定资产净值或许更能解释企业的招聘力度。

表 6 企业出口贸易就业效应的性别差异:2006-2007 年(因变量:FL)

变量	POLS(Hauseman 检验 $P=0$)			GLS(Hauseman 检验 $P=0$)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>EX</i>	-0.069 *** (0.002)	-0.062 *** (0.002)	-0.068 *** (0.002)	-0.053 *** (0.001)	-0.051 *** (0.001)	-0.059 *** (0.001)
<i>W</i>	9.333 *** (0.046)	8.340 *** (0.050)	9.315 *** (0.045)	9.587 *** (0.022)	8.520 *** (0.027)	9.574 *** (0.025)
<i>FA</i>	0.086 *** (0.003)	0.063 *** (0.003)		0.080 *** (0.001)	0.047 *** (0.002)	
<i>MF</i>	-3.060 *** (0.033)	-3.319 *** (0.033)	-3.155 *** (0.033)	-3.222 *** (0.019)	-3.470 *** (0.023)	-3.241 *** (0.021)
<i>FI</i>	0.063 *** (0.017)	0.088 *** (0.016)	0.040 ** (0.017)	0.033 *** (0.003)	0.040 *** (0.004)	0.025 *** (0.002)
<i>WEL</i>		0.143 *** (0.003)			0.146 *** (0.001)	
<i>NFA</i>			0.132 *** (0.004)			0.128 *** (0.002)
$A - R^2$	0.466	0.479	0.468	0.837	0.662	0.682
$P(F - stat)$	0	0	0	0	0	0

表 6 体现的核心结论是出口贸易对女性就业水平产生显著的负向影响(第三行)。进一步比较第三行的第二、四列与第三列,以及比较第五、七列与第六列,我们发现在额外控制企业应付福利费后,出口贸易对女性就业的消极影响程度会明显降低,当然与此同时也在一定程度上削弱了应付工资对女性就业的促进作用。可见对女性就业者来说,除了与男性就业者一样非常重视企业能够提供的基本工资待遇以外,还更加重视企业能够提供的额外福利,这可能恰恰反映了女性就业者的特点。如果企业能够给予较长的婚假、产假和较高的产假补贴等,无疑对女性就业者有极大的吸引力。也正是因为相同的原因,企业更不愿意招聘女性就业者,尤其是进行出口贸易的企业,随着其出口贸易规模的扩大,工作强度和生交易成本都会相应提高,而这必然导致企业更不愿意给予过长的假期和过高的福利,因而降低了女性的就业水平。

另一个值得关注的事实是,如果将表 6 所报告的结果与前面的工作进行对比,我们会发现管理费用对女性就业水平的消极影响尤为显著。这实际上在一定程度上反映了企业进行筛选的“非自然性别偏向”,这与本文第二部分数理模型所得推论相符,更为重要的是它或许提醒了我们,企业能够找到许多“充足理由”来拒绝招聘女性从业人员。

需要强调的是,本文仅仅是针对出口规模与出口企业中的女性就业进行了研究,并不意味着“出口增加,社会女性就业下降”。对于出口贸易与女性就业的机制,Fofana 等(2005)的研究得到较为普遍的认可,他们认为贸易扩张导致了要素相对价格的变化,女性工人与男性工人之间的成本比较优势也属于其中一种。结合中国的情况来看,有两种可能的原因导致了本文的结果,一是随着中国劳工制度的完善以及女性工人生活的福利要求上升,雇佣女工人的成本

相对有所上升;二是中国近几年的出口中机械类产品比重较高,在这些行业中,女性工人的密度本身相对纺织业等要低,其可替代程度也较高,而且在这类行业中,男性工人在技术以及承受工作强度方面均有一定优势。同时,随着出口行业的竞争压力加大,对女性工人技能以及效率会产生“偏见”。这种“偏见”可能来源于信息不对称也可能来源于本身的固有观念——也会导致部分企业更多的选择男性工人。当然,更详细的机制还有待进一步讨论。

六、结论

传统国际贸易理论认为出口贸易毋庸置疑会促进就业增长,且不存在个体差异,然而新—新贸易理论和相关国际经验证据对此却存在质疑。本文基于筛选匹配模型,利用中国出口企业数据考察了出口贸易的就业效应,并在此基础上进一步探讨了出口贸易就业效应可能存在的性别差异。本文强调两个事实:第一,虽然中国的出口商品结构已经表明中国的比较优势产品正在从劳动密集型转向资本密集型,但是出口贸易依然能够显著提高整体就业水平,扩大对外开放以提高国内居民福利的政策思路应当坚持;第二,与 Helpman 等人的研究结论类似,在中国虽然出口贸易的就业效应整体为正,但对存在异质性的个体而言就业效应差异显著。

本文的政策含义是显而易见的。随着出口贸易的扩大,中国必将更多地从中获取利益,但是这种利益能否转化成国内居民的福利,可能在很大程度上取决于政府合理的政策引导。作为居民福利重要组成部分的就业水平,经验证据已经表明会随着出口贸易规模的提高而显著上升,因而发展对外贸易、增进对外经济交流依然是促进居民福利增进的理想手段。然而与此同时,制定促进就业的相关政策需要充分考虑个体差异,这种差异就体现在诸如劳动者技能、学历、性别、年龄、地域等方面。不加区别的制定统一的促进就业的政策往往可能适得其反,就本文研究而言,出口贸易规模提高显然不能达到促进女性就业水平提高的作用。基于以上发现,我们认为:

第一,政府应该努力构建企业招聘与员工应聘的交流平台。从理论上说,所有能够降低劳动者搜寻成本和企业与劳动者匹配成本的政策,都能够显著提高就业水平和增进就业效率。政府可以通过行政手段构建企业招聘与员工应聘的交流平台,如建立大型的招聘应聘市场、建设网络求职招聘平台等。更为重要的是,政府应该出台更为细致的规范政策保障这些交流平台信息的真实性和有效性,以确保这种交流平台切实发挥促进招聘应聘双方交流的作用。

第二,针对不同特点的应聘者,政府应该努力提供不同的就业咨询服务。本文和其他一些相关研究已经证明,包括出口贸易发展在内的方法虽然能够整体上提高就业水平,但是效果却因人而异。政府在提供就业服务的同时,应该注意针对不同性别、技能、地域、学历劳动力实施不同的就业咨询服务。同时,加强管理,杜绝就业市场的性别歧视,也是改善这种个体就业差异现象的途径之一。

本文也存在一些不足之处。当把重点放在出口贸易的时候,我们忽略了其他影响就业的重要途径。此外,由于近年来企业数据缺乏分学历的就业统计,这在很大程度上减少了我们能够用于实证检验的思路,无疑会对出口贸易就业效应个体差异考察的全面性带来影响。另外一点不足在于,数理模型中认为性别差异与技能差异对企业与劳动者之间的筛选—匹配过程影响一致,这实际上基于企业对两者筛选成本相同的假定,而这一假定是很强的。我们相信,将性别差异更好地引入筛选—匹配机制,据此得出企业选择不同性别劳动力的路径是非常有意义的工作,但它已经超出了本文讨论的范围。

参考文献:

1. 包群、许和连、赖明勇,2003:《出口贸易如何促进经济增长?——基于全要素生产率的实证研究》,《上海经济研究》第3期。
2. 陈昊,2011:《外贸顺差会降低就业水平?——基于匹配模型的实证分析》,《数量经济技术经济研究》第6期。
3. 葛玉好、曾湘泉,2011:《市场歧视对城镇地区性别工资差距的影响》,《经济研究》第6期。
4. 胡昭玲、刘旭,2007:《中国工业品贸易的就业效应——基于32个行业面板数据的实证分析》,《财贸经济》第8期。
5. 黄先海、石东楠,2005:《对外贸易对我国全要素生产率影响的测度与分析》,《世界经济研究》第1期。
6. 蒋荷新,2007:《我国对外贸易就业效应的实证研究——以外资企业为例》,《国际贸易问题》第10期。
7. 李春顶,2010:《中国出口企业是否存在“生产率悖论”:基于中国制造业企业数据的检验》,《世界经济》第7期。
8. 李春顶、尹翔硕,2009:《我国出口企业的“生产率悖论”及其解释》,《财贸经济》第11期。
9. 李小平、卢现祥、朱钟棣,2008:《国际贸易、技术进步和中国工业行业的生产率增长》,《经济学(季刊)》第7卷第2期。
10. 刘晓昀、钟秋萍、齐顾波,2007:《农村劳动力非农就业的性别差异及东西部比较》,《农村经济问题》第7期。
11. 刘妍、李岳云,2007:《城市外来农村劳动力非正规就业的性别差异分析——以南京市为例》,《中国农村经济》第12期。
12. 毛日昇,2009:《出口、外商直接投资与中国制造业就业》,《经济研究》第11期。
13. 彭国华,2007:《双边国际贸易引力模型中地区生产率的经验研究》,《经济研究》第8期。
14. 汤二子、李影、张海英,2011:《异质性企业、出口与“生产率悖论”——基于2007年中国制造业企业层面的证据》,《南开经济研究》第3期。
15. 魏浩,2011:《我国纺织品对外贸易出口的就业效应研究:1980-2007年》,《国际贸易问题》第1期。
16. 薛漫天、赵曙东,2009:《进口贸易对我国企业生产率的影响——行业内与行业间溢出效应检验》,《现代管理科学》第1期。
17. 张华初、李永杰,2004:《论我国加工贸易的就业效应》,《财贸经济》第6期。
18. Arellano, M., and S. Bond. 1991. "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations." *Review of Economic Studies*, 58(2): 277-297.
19. Arellano, M., and O. Bover. 1995. "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error Components Models." *Journal of Economics*, 68(1): 29-51.
20. Bernard, A. B., and J. B. Jensen. 1995. "Exporters, Jobs, and Wages in U. S. Manufacturing: 1976-1987." *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics*, 1995(1): 67-112.
21. Bernard, A. B., S. J. Redding, and P. K. Schott. 2007. "Comparative Advantage and Heterogeneous Firms." *Review of Economic Studies*, 74(1): 31-66.
22. Blundell, R., and S. Bond. 1998. "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models." *Journal of Economics*, 87(1): 115-143.
23. Bond, S. 2002. "Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice." *Portuguese Economic Journal*, 1(2): 141-162.
24. Clerides, S. K., S. Lach, and J. R. Tybout. 1998. "Is Learning by Exporting Important? Micro-Dynamic Evidence from Colombia, Mexico, and Morocco." *Quarterly Journal of Economics*, 113(3): 903-947.
25. Fofana, I., J. Cockburn, and B. Decaluwé. 2005. "Developing Country Superwomen: Impacts of Trade Liberalisation on Female Market and Domestic Work." CIRPEE Working Paper, No. 05-19.
26. Head, K., and J. Ries. 2003. "Heterogeneity and the FDI versus Export Decision of Japanese Manufacturers." *Journal of the Japanese and International Economies*, 17(4): 448-467.
27. Helpman, E., O. Itskhoki, and S. Redding. 2010. "Inequality and Unemployment in a Global Economy." *Econometrica*, 78(4): 1239-1283.
28. Helpman, E., O. Itskhoki, M. Muendler, and S. Redding. 2012. "Trade and Inequality: From Theory to Estimation." CEP Discussion Paper, No. 1138.
29. Leichenko, R. M. 2000. "Exports, Employment, and Production: A Causal Assessment of U. S. States and Regions." *Economic Geography*, 76(4): 303-325.

(下转第129页)