

中国县级市 FDI 与就业增长研究*

王智勇

(中国社会科学院人口与劳动经济研究所,北京 100028)

【摘 要】 就业增长关系民生大计,是各级政府关注的重要问题。在中国县级市层面上,FDI 对就业的增长会有哪些影响?对不同地区、不同产业的影响又如何?利用 1989-2004 年县级市面板数据,采用随机效应 GLS 回归和双差分分析,分产业分地区及分时期研究 FDI 对中国就业增长的影响。结果表明,在县市层面,FDI 对中国的就业增长有着显著的促进作用,其影响程度分别相当于投资和消费推动的就业增长的 85% 和 38%。FDI 对于不同产业的就业影响存在显著差异,对第三产业就业促进作用大于第二产业。自 1997 年亚洲金融危机以来,FDI 促进中国就业的效果有明显减弱。

【关键词】 FDI;就业增长;县级市;面板数据
【中图分类号】F742 【文献标识码】A 【文章编号】2095-3410(2013)06-0140-10

一、引言

改革开放以来,外商直接投资(FDI)成为中国经济增长的一个重要因素,FDI 最早在中国沿海地区落户,随后逐渐向内陆地区漫延,并对地方经济形成重要影响。对于沿海地区而言,FDI 甚至已经成为经济发展的主要驱动力,特别是加工制造业的迅速发展,成为沿海地区保持几十年高速增长的重要力量。在促进地方经济发展的同时,FDI 也对就业的增长起到了推动作用。研究表明,虽然 FDI 就业份额仍然较小,但由于其增长速度非常快,使得该领域就业对中国总体就业增长的贡献率很高(蔡昉、王德文,2004)^[1]。值得注意的是,已有的研究多数基于全国宏观或者省级面板数据,或者就制造业或者分行业来研究 FDI 对就业的影响。问题是,在更细的地理单元,比如在县级市层面上,FDI 对就业增长的影响程度到底有多大?尤其是与国内总需求增长而引致的就业增长相比,其影响程度如何?这种影响会随着产业、区域和时期的不同而有所差异吗?如何来衡量金融危机对 FDI 就业增长影响的变化?

近几年来,受金融危机的影响,全球 FDI 显著下降,到 2009 年下半年跌至谷底,相应地,流入中国的 FDI 有明显的减少趋势,在一定程度上影响了地方经济和就业的增长。那么,FDI 减少对于中国就业增长到底有多大的影响?在 FDI 增长放缓的形势下,地方政府应采取何种政策去应对 FDI 的变化?对于县级市的地方政府而言,又应该采用何种政策去促进就业的增长?1997 年末亚洲金融危机爆发,次年,危机的影响进一步漫延,FDI 呈现明显的下降和波动趋势,这一事件为研究金融危机对 FDI 的冲击提供了良好契机,有助于研究 2008 年全球金融危机之后 FDI 对中国就业的影响,为政策制定提供参考。

本文的组织安排如下,首先是文献综述,对 FDI 与就业问题进行简要概述,并提出本文研究的方向和思路。在此基础上,第三部分对 FDI 与中国就业的情形进行描述,提炼出纳入分析框架的主要变量。第四部分是模型设定和数据描述,第五部分是回归分析结果。最后一部分是结论和政策建议。通过控

* 本研究得到中国社会科学院重点项目“中国的贸易增长与就业”的资助,特此致谢。

【作者简介】王智勇(1975-),男,江西会昌人,中国社会科学院人口与劳动经济研究所副研究员,博士。主要研究方向:劳动经济学和区域经济学。

制固定资产投资、产业结构变迁、产业效率和区位等因素之后,分析表明,在县级市层面,FDI 对中国的就业增长有着显著的促进作用,相比国内需求而言,其影响程度相当于投资推动的就业增长的 85%,国内总需求推动就业增长效果的 38%。FDI 对于不同产业的就业影响存在显著差异,对第三产业就业促进作用大于第二产业。

二、文献综述

自 1978 年改革开放以来,以制造业为主的中国贸易品部门吸引了大量外商直接投资,促进投资率提高,进而拉动了劳动生产率的快速提高。1990 - 2002 年间,中国工业部门劳动生产率年均增长 12.5% (Blanchard 和 Giavazzi, 2006) [2]。日本经济学家伊藤隆敏 (2006) [3] 在比较了中日韩三国的经济发展历程后认为,日本在 20 世纪五六十年代吸引较多外国直接投资,70 年代初经济开始加速增长,反映了贸易品部门 (尤其是制造业贸易品部门) 劳动生产率的快速增长,这一阶段巴拉萨—萨缪尔森 (B-S) 效应体现得较为明显;韩国是通过效仿日本而实现经济高速增长的发展中国家,从 1973 - 1995 年,韩国在亚洲地区的人均 GDP 增长率最高,同时实际汇率升幅也最大,B-S 效应得以充分显现;而中国近些年来经济高速增长和国际收支顺差的格局与 70 年代的日本非常相似,且中国贸易品部门吸引的外商直接投资比日本当时规模更大,因此,中国的 B-S 效应比日本更明显。一些研究表明,外商直接投资是提高生产技术效率的推动器,而且也有利于加快国内技术进步,是生产前沿的移动器 (姚树洁、冯根福、韦开蕾, 2006) [4]。

FDI 对就业增长的影响主要通过几种方式来进行,一是通过直接建厂的方式来招聘当地劳动力,二是通过与相关国内厂商的合作加强来促进他们就业的增长,三是通过国内获益厂商的合作关系而扩散形成对其他相关厂商的影响而形成的就业带动。此外,FDI 还通过技术外溢、竞争与合作等方式来促进行业内的技术进步和产业结构调整与优化,从而也起到提高劳动力劳动技能的作用。通过资源重组,促进优势产业和部门的发展,从长远的角度来看,最终将会推动更多的人实现就业。而且,FDI 还会促进人力资本水平的提升,促进劳动力素质结构升级

(张二震、任志成, 2005) [5],也能够起到促进就业的作用。

对于 FDI 对中国就业增长的影响,研究的结论各不相同。一种结论认为就业促进效果显著。Fredrik Sjöholm (2008) [6] 认为,FDI 促进了中国产业结构变迁、技术进步及效率的提高,中国就业的增长有很大部分是由 FDI 所引起的。Fu Xiaolan 和 Balasubramanyam (2005) [7] 沿用了“剩余出路” (vent for surplus) 分析框架,认为 FDI 通过促进贸易的扩张有效地推动了中国就业的增长,但对效率的提高并不明显。毛日昇 (2009) [8] 研究了出口和 FDI 对制造业就业的影响,认为出口和 FDI 通过产出的扩张对制造业劳动需求产生显著且重要的影响。利用协整和误差纠正模型,刘辉群和卢进勇 (2009) [9] 的研究认为 FDI 对中国就业结构有着深刻影响,且不同行业的就业影响存在差异,FDI 推动了中国产业结构升级。任志成和张二震 (2006) [10] 认为 FDI 促进中国就业结构演进主要有两个途径:一是推进农业劳动力向非农产业的转移,二是促进劳动力素质结构升级。朱金生 (2005) [11] 认为,FDI 的直接效应和间接效应带来了区域间就业机会,特别是非农就业机会的转移。另一种结论则认为 FDI 对就业影响有限。黄华民 (2000) [12] 认为,外商直接投资促进了我国的经济增长和资本形成,但对就业的促进并不明显。黄旭平和张明之 (2007) [13] 的研究表明,外商直接投资对我国工资水平的提高没有显著作用,尤其是相对于国内固定投资而言。而外商直接投资对我国就业的影响有正向影响,但程度非常有限。王剑和张会清 (2005) [14] 运用时间序列实证研究发现,FDI 一方面通过直接效应带动中国就业;另一方面,通过挤出国内投资和提高生产率水平产生减少就业的间接效应,综合两种效应最终表明 FDI 每增加 1%,带动实际就业增加 0.008 个百分点。即 FDI 带动的就业增加是非常有限的。

可见,尽管多数的研究都认为 FDI 对就业有显著的促进作用,但依然有些研究认为 FDI 的就业促进作用有限。绝大多数的研究针对的是行业和省级数据,对于地级以下的 FDI 就业增长效果鲜有研究,而县级市水平的 FDI 就业研究则更加缺乏。

三、FDI 在中国的空间分布与特征

与黄旭平和张明之(2007)^[13]针对工资变动的研究结论相似,基于广州、上海和北京出口加工区(EPZ)抽样调查数据^①表明,FDI并没有显著地提高企业工资水平,以出口加工区为例,劳动者的工资水平只是略高于区外水平,并没有显著的差异。且在出口加工区工作的劳动者往往在工作一段时间之后会转向区外的企业就业,在某种程度上说,外资企业主导的出口加工区成为了劳动者的培训基地。

从区域分布的角度来看,可以明显地注意到的一个趋势是,FDI主要分布于沿海地区,而内陆地区则较少分布。Broadman 和 Sun (1997)^[15]认为,FDI在中国的分布在地理上具有高度的集中性,基础设施、教育水平和沿海区域是影响 FDI 的重要因素。从 20 世纪 90 年代后期开始,广大的中西部地区逐渐吸引越来越多的 FDI,因而 FDI 在中国的区域分布逐渐呈现由东向西渐进发展的态势。从行业分布看,FDI 主要集中在制造业,特别是在 FDI 集中的沿海省份,这一现象更加明显。以广东省为例,2002 年,流入制造业的 FDI 占 FDI 总数的 78.24%^②。FDI 投资结构和就业结构具有显著的相关性(Tomasz, et. al., 2004)^[16]。改革开放以来,中国各地区产业结构的变化,与社会经济发展密切相关,也与 FDI 在中国的迅速发展有着密切的联系。任志成(2006)^[17]认为,FDI 促进了我国二元就业结构转型的力度。

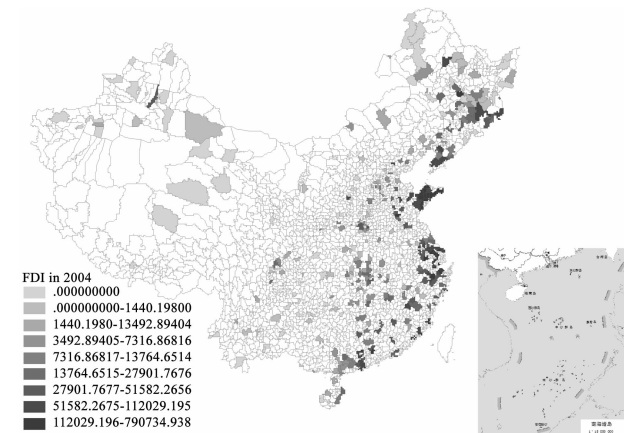


图1 FDI 在中国县级市的分布(2004)

图1展示了本文收集的县级市行政单元2004年 FDI 的空间分布。很明显,FDI 在沿海地区分布较为密集,并且规模较大,而在中西部地区则较为分散,且规模较小。由于 FDI 主要集中于沿海地区,故

而图中的分布也同样呈现出向沿海地区集中的趋势,尤其是长三角和胶东半岛等区域。但是,在内陆地区,也有较为分散的县级市区域。基本上可以说,FDI 的分布呈现自沿海向内陆递减的规律。

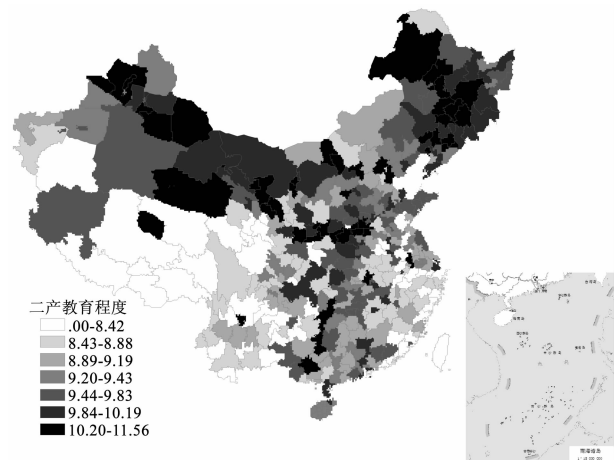


图2 中国地级第二产业劳动力平均受教育水平(2005)

通常来说,一个人受教育水平越高,则就业机会越大,但是 FDI 引发的就业增长与受教育程度并没有直接相关性。中国的出口主要是加工组装产品的出口,尽管制成品在出口中所占的比例越来越高,但仔细来看,大多数的制成品出口都是以加工组装为主,例如鞋帽、衣服、各类纺织品等。在出口扩张的早期,外资企业主要是利用了中国的廉价劳动力,也就是说,外资企业对人力资本水平的要求较低,事实上大多数出口加工型企业的劳动力主要是从各地到城镇打工的农民工,他们不但工资低,而且还能够长时间紧张工作,甚至不需要交纳城镇职工的各种社会保险和保障,从而进一步把劳动成本压低。这一特点是改革开放以来,以 FDI 的迅速扩张带动地方经济快速成长的一个鲜明特征,即低成本低教育水平的劳动力依托加工制造业推动地区经济发展。

利用 2005 年全国 1% 人口抽样调查数据可以计算出各地级市分产业劳动力的教育水平。从图2可以清楚地看到,沿海地区第二产业劳动力的受教育水平相对较低,而中部、西北部和东北部地区第二产业劳动力受教育水平反而更高。对于第三产业劳动力受教育水平的空间分布,会有类似的情形。可见,劳动力的受教育程度与地区经济增长之间,并不必然具有密切关系。而这种情形的出现,在很大程度上与 FDI 的发展及 FDI 自身的特点紧密相关,这

一点已经在前述内容中指出。因而,从研究 FDI 与就业变动的角度来看,劳动者的教育程度这一因素,基本上可以忽略,如果非要考虑这一因素,那么在两者之间很可能呈现负相关的关系。在县级市层面,要收集劳动者受教育程度或常见的每万人在校大学生数这一指标非常困难,故而在本文中,未加考虑。

四、数据与模型设定

当地理单元细分到县级市区域时,在数据方面受到诸多的限制,主要是许多内陆地区的县级市很多都没有 FDI 的统计数据,有些则是就业或者其他经济数据的缺失。这使得样本量显著缩小,这样带来的一个问题是在进行回归分析时,结果可能对数据本身较为敏感。而且,以县级市为地理单元进行的 FDI 与就业增长分析,从理论上讲,可能会存在地理和区位上的选择偏差,即有 FDI 的县级市可能更多地集中于沿海地区,内陆地区较少有县级市区域有 FDI 的统计。这可能也是现有许多研究并未把地理单元细化到县市级区域的一个重要原因。

然而,从另一个角度来看,很多 FDI 厂商都会选择在县级市区域,甚至在乡镇一级区域内投资设厂,以便充分利用当地的资源和廉价劳动力,确立良好的竞争优势。因此,在县级市行政单元上研究 FDI 与就业变动之间的关系,同样具有现实的意义,对于县级市经济增长与就业促进政策的制定,具有参考价值。研究表明,有一大部分外商直接投资是在中国寻求低成本,以获得竞争优势,这使得 FDI 在地市以下区域,促进了农村工业化(李郇,2005)^[18]。从这个角度来看,FDI 对于城镇化并没有显著的影响。特别是中国工业化与城镇化的长期脱节特征,使得城镇化在促进就业增长方面的影响非常有限。而且在县级市层面,很难获得常住口径的城镇化指标,只能以户籍口径来代替,使得城镇化的测量存在较大偏差。

许多已有的研究都表明,20 世纪 90 年代以前的数据,由于统计口径变化较大,故而与 90 年代以后的数据会有较大的出入。在县级市层面上,数据的变异性更大,回归分析对于数据本身更加敏感。为了采用更可靠质量的数据,我们采用了 1989 - 2004 年间基于全国视角的县级市人口与社会经济数据,这些数据主要来源于《中国城市统计年鉴》以

及《新中国 55 年统计资料汇编》。需要指出的是,在 2005 年以后,中国城市统计年鉴已经不再提供县级层面的贸易和外资(FDI)数据,包括《中国县市社会经济统计年鉴》和《中国区域经济年鉴》在内的各种年鉴中,也都没有近些年的县级市 FDI 数据。截止到 2011 年,全国共有 374 个县级市,而本文收集到 336 个,占全部县级市的 89.8%,从这个角度来看,本文的数据资料对县级市而言,有很强的代表性。

如前所述,非农就业的增长,与 FDI 的发展有着密切的关系。当越来越多的 FDI 在中国立足和成长时,它们需要招收越来越多的劳动力,这是就业增长的一个重要源泉。另一方面,国内投资本身也会形成对于劳动力的需求。因此,两类投资都是劳动力需求的重要驱动力。此外,生产效率和产业结构调整也会影响到对劳动力的需求。当生产效率提高时,在保持原有产品数量的条件下,对于劳动力的需求会减少,反之,生产效率降低,则会增加对于劳动力的需求。一些研究指出,以工业化为主导的第二产业的成长是吸纳就业的主要力量,因其规模化和现代化流水线往往会需要大规模的劳动力,而以服务业为核心的第三产业,在吸纳劳动力就业方面,规模和影响则要弱于第二产业。由此推论,当第二产业增长快于第三产业时,有可能会起到促进整体就业的作用。

为了进一步分析区位因素在 FDI 与就业增长之间关系的作用,我们把县级市分成两类,沿海地区和内陆地区。基本的划分依据是东部地区为沿海,中西部地区为内陆,尽管这种划分方法沿袭了过去的三大区域划分,但由于地理单元的细化,使得样本数据更加丰富,从而可以更好地把握地区差距,更好地进行回归分析。由于地方经济的发展与中央政府政策有密切关系,而传统上,以东中西部地区作为划分,但明显的一个事实是,东部沿海地区与中西部地区所享受的政策明显不同,中西部地区所享受的政策比较接近,把中西部归入同一类有其合理性。

我们用 GDP 中第二产业的份额除于第三产业的份额来表示产业结构。这一指标越高,则意味着第二产业的扩张快于第三产业。发达国家的经验表明,在进入以服务业为主导的产业结构之前,现代化

工业化的过程不可避免,即产业结构总是会经历第二产业先扩张后收缩的过程。而且统计数据表明,FDI 主要流向以制造业为核心的第二产业。在县市

级层面上,工业化进程依然还是主要趋势,只有到经济发展至一定阶段之后,第三产业才会迅速发展,逐渐超越第二产业的比重。

表 1		变量的描述性统计				
变量		均值	标准差	最小值	最大值	样本量
非农就业量 (万人)	总体	1485.91	1056.44	0	7022.28	N = 1766
	组间		1055.24	0	6165.82	n = 404
	组内		292.91	-1770.77	3591.463	T - bar = 4.37
二产就业量 (万人)	总体	845.70	720.92	0	5279.34	N = 1766
	组间		718.07	0	3856.00	n = 404
	组内		177.12	-2050.32	2546.43	T - bar = 4.37
三产就业量 (万人)	总体	622.58	409.91	0	3088.87	N = 2329
	组间		398.56	0	2570.95	n = 404
	组内		164.16	-274.083	2063.26	T - bar = 5.76
实际固定资产投资 (1989 年价) (万元)	总体	24022.28	30425.36	0	530939.2	N = 4249
	组间		19253.77	2100.76	156335.4	n = 411
	组内		23363.43	-116573	434510.1	T - bar = 10.34
实际 FDI (1989 年价) (万元)	总体	6531.93	17127.93	0	250614.6	N = 3404
	组间		14112.66	0	123983.5	n = 412
	组内		9714.14	-116113	167519	T - bar = 8.26
二产效率	总体	1.83	1.01	0	17.12	N = 1763
	组间		1.20	0.54	17.12	n = 403
	组内		0.42	-3.63	7.30	T - bar = 4.37
三产效率	总体	1.36	0.50	0	4.52	N = 1763
	组间		0.43	0.44	3.41	n = 403
	组内		0.27	-0.21	2.84	T - bar = 4.37
实际零售销售总额 (1989 年价) (万元)	总体	163438.5	497419	46.81	1.89E + 07	N = 2085
	组间		333076.6	8847.43	5630440	n = 411
	组内		396252	-4681805	1.34E + 07	T - bar = 5.07
产业结构	总体	1.52	0.87	0.02	26.44	N = 4849
	组间		0.67	0.16	4.66	n = 414
	组内		0.53	-2.20	23.30	T - bar = 11.71
区位	总体	0.43	0.50	0	1	N = 5533
	组间		0.50	0	1	n = 414
	组内		0	0.43	0.43	T - bar = 13.36
年份虚拟变量	总体	0.49	0.50	0	1	N = 5533
	组间		0.14	0	1	n = 414
	组内		0.49	-0.38	1.39	T - bar = 13.36

注:表中除虚拟变量区位以外,表中为 0 的数据实际上为缺失数据。
资料来源:新中国 55 年统计资料汇编[M]. 北京:中国统计出版社,2005.

表 1 为变量的描述性统计,需要指出的是,尽管总样本量不少,但是由于跨越 26 年,且县市统计体系并不完备,因而能够形成面板数据系列的变量就显著减少。

按照现行的统计制度,全社会固定资产投资包括基本建设投资、更新改造投资、国有单位其他固定资产投资、房地产开发投资、城镇集体固定资产投资、联营经济、股份制经济、外商投资经济、港澳台投资经济及其他经济类型的固定资产投资,农村集体 5 万元以上固定资产投资,城镇工矿区私人建房投资和国防、人防基本建设投资。因此,要测算 FDI 的

就业影响,应把它和固定资产投资区别开来。在数据预处理中,我们把固定资产投资减去 FDI,得到不包含 FDI 的国内固定资产投资,从而把国内外投资加以区别。

在涉及的变量中,FDI、固定资产投资和零售销售总额都与价格有关,为了消除价格的影响,需要采用价格缩减指数,然而,在收集到的连续 26 年数据县级市有 336 个,而收集全并采用县级市的价格缩减指数非常困难。我们采用了省级 GDP 缩减指数来加以平减,以消除价格的影响,经过价格缩减之后,所有与价格相关的变量都采用了 1989 年为基期

的价格水平。

综合已有的研究,可以注意到,FDI、固定资产投资、产业结构、产业效率及区位等因素都是影响就业的主要因素。我们用下式来对 FDI 与就业增长的关系加以估算:

$$\ln emp_i = \alpha + \beta_1 \ln FDI_i + \beta_2 \ln INV_i + \beta_3 \ln STRC_i + \beta_4 Coast + \sum_{i=1} \gamma_i \chi_i \tag{1}$$

式中,FDI 是外商直接投资,以人民币计算,INV 是固定资产投资,在回归分析中,FDI 和 INV 都采用了省级价格指数来加以平减,以消除价格变动的影响。STRC 是产业结构,用 GDP 中第二产业的份额除以第三产业的份额。COAST 是区位变量,东部沿海地区为 1,中西部内陆地区为 0。是影响地区经济发展的其他因素,如第二和第三产业的生产效率,在本研究中,我们采用第二/三产业在 GDP 中的份额除以第二/三产业在就业中的份额作为二产和三产的生产效率。

五、面板数据回归及结果分析

(一)FDI 与就业增长:GLS 随机效应分析

利用 1989 - 2004 年的县市级统计数据,可以就 FDI 对就业增长的效果进行回归分析。首先,我们考虑以投资需求来代替国内总需求。由于数据是非平衡面板数据,故而采用随机效应的 GLS 回归方法更合适一些。

从表 2 给出的回归结果可以看到,FDI 和以固定资产投资为代表的国内总需求都对就业增长起到了积极而显著的效果。简单地从系数对比来看,FDI 起到的就业促进效果约为固定资产投资起到就业促进效果的 85%。产业效率的提高对就业增长呈显著负面效果,即产业效率提升之后,为了生产同样的产品,使用更少的劳动力就可以实现,因此,对于就业增长的需求也相应地会放缓。而产业结构的调整,则有利于就业的增长,产业结构以第二产业份额除以第三产业份额来代表,因而这一比例的提高意味着工业化程度的加深。研究表明,现代化的工业大生产对于就业增长有着显著的促进作用,是解决就业的一个重要途径,故而,工业化本身,对就业起着积极的推动作用。

FDI 增长与就业增长之间的关系还与区位密切

表 2 县市级 FDI 与就业增长 GLS 随机效应回归

	(1)	(2)	(3)
	Ln(非农就业)	Ln(二产就业)	Ln(三产就业)
Ln(FDI)	0.0402 *** (0.00525)	0.0439 *** (0.00608)	0.0395 *** (0.00538)
Ln(国内固定 资产投资)	0.0472 *** (0.00922)	0.0480 *** (0.0107)	0.0466 *** (0.00947)
二产生产效率	-0.129 *** (0.0139)	-0.301 *** (0.0160)	0.0659 *** (0.0142)
三产生产效率	-0.174 *** (0.0253)	0.108 *** (0.0293)	-0.527 *** (0.0259)
产业结构	0.0228 (0.0184)	0.205 *** (0.0211)	-0.188 *** (0.0187)
区位	0.431 *** (0.0547)	0.511 *** (0.0617)	0.351 *** (0.0548)
年份	-0.604 *** (0.132)	-0.619 *** (0.149)	-0.622 *** (0.134)
常数项	6.711 *** (0.115)	5.586 *** (0.133)	6.432 *** (0.118)
样本量	917	917	917
县市级数量	336	336	336

注:括号内为标准差 *** 1% 显著水平、** 5% 显著水平、* 10% 显著水平;面板数据回归过程采用了随机效应 GLS 回归分析方法,综合考虑了异方差和自相关问题并加以克服。

相关,越是在沿海地区,FDI 对就业增长的影响效果越好;相反,越是内陆地区,FDI 对就业增长的效应越小。在很大程度上,这与 FDI 的空间分布有着密切关系,由于沿海地区有着接近海外市场的天然地理优势,能够有效地降低运输成本,故而 FDI 多数集中于沿海地区。地理位置的差异,不仅体现在交通运输成本上,更体现于不同区域的制度差异,鲁泓明(1999)^[19]的研究表明,制度因素是影响 FDI 分布的一个重要原因。

同样的,我们可以从回归结果中看到产业效率对第二产业和第三产业就业增长的差异,从中也能看到产业间效率差异引起劳动力在产业间的调整。第二产业效率的提高,有助于第三产业就业的增长,第三产业效率的提高,也有助于第二产业就业的增长。这意味着在劳动力配置在产业间存在着替代效应,当第二产业效率提高时,释放出来的劳动力将转入第三产业,从而促进第三产业的就业增长,反之,第三产业效率提高有助于提高第二产业的就业增长。类似地,诸如资本等其他生产要素也会有相似的重新配置效应。这种要素的重新配置,在一定程度上可以归因于巴拉萨 - 萨缪尔森(B - S)效应。

在 FDI 和国内固定资产投资对就业增长的效应

之间到底会有怎样的差异？这需要对它们的量纲进行处理之后再加以对比。通过把数据进行标准化处理之后再行回归分析,可以确定各个影响变量之间解释力的差异。

表 3 县 市 级 FDI 与 就 业 增 长 GLS 回 归 (标 准 化)			
	(1)	(2)	(3)
	Ln(非 农 就 业)	Ln(二 产 就 业)	Ln(三 产 就 业)
Ln(FDI)	0.0937 * * * (0.0122)	0.0817 * * * (0.0113)	0.102 * * * (0.0139)
Ln(国 内 固 定 资 产 投 资)	0.0602 * * * (0.0118)	0.0489 * * * (0.0109)	0.0657 * * * (0.0134)
二 产 生 产 效 率	-0.160 * * * (0.0172)	-0.299 * * * (0.0159)	0.0906 * * * (0.0195)
三 产 生 产 效 率	-0.106 * * * (0.0155)	0.0531 * * * (0.0143)	-0.358 * * * (0.0176)
产 业 结 构	0.0243 (0.0195)	0.174 * * * (0.0179)	-0.222 * * * (0.0220)
区 位	0.530 * * * (0.0673)	0.502 * * * (0.0606)	0.478 * * * (0.0746)
年 份	-0.743 * * * (0.162)	-0.608 * * * (0.146)	-0.847 * * * (0.182)
常 数 项	-0.0161 (0.0482)	-0.0762 * (0.0434)	0.109 * * (0.0535)
样 本 量	917	917	917
县 级 市 数 量	336	336	336

注:括号内为标准差 * * * 1% 显著水平、* * 5% 显著水平、* 10% 显著水平;面板数据回归过程采用了随机效应 GLS 回归分析方法,综合考虑了异方差和自相关问题并加以克服。

从表 3 给出的回归结果可以看到,FDI 和固定资产投资增长对就业起到的促进作用存在差异,大致上,FDI 所起的作用相当于固定资产投资所起作用的 1.5 倍左右。分产业来看,FDI 推动第二产业就业增长的效果相当于它推动第三产业就业增长效果的大约 80%,即 FDI 对第三产业的就业促进效应比对第二产业就业促进效应更加显著,或者说,FDI 更有效地促进了中国第三产业的就业增长。这种情形的出现,在很大程度上与中国经济发展过程中的产业结构调整紧密相关。沿海地区在经济发展过程中,逐渐地扩大了第三产业的份额,第三产业的发展在三大区域中比较突出,而内陆地区则依然以发展第二产业为重要内容,特别是许多地区依然以资源开采和利用为主,而且这些领域本身有可能限制外资的进入,例如煤炭和石油以及各种有色金属等。从这个角度来看,FDI 行业的分布,在 20 世纪 90 年代后期以来,可能会更多地倾向于第三产业,而且沿海地区本身产业结构的调整在一定程度上也影响了

FDI 行业分布。

此外,还可以注意到,经过标准化处理之后,回归结果系数表明,区位的影响更加显著,这意味着,FDI 在促进就业增长的过程中,对沿海地区的作用远大于地内陆地区的作用。这之前关于地区的地理差异解释是一致的。

因此,通过县市级统计数据的分析,不难看到,FDI 对于就业促进的作用显著,在产业间的效果存在差异,FDI 在推动第三产业就业增长的效果要大于第二产业。但是,用固定资产投资来代表国内需求,存在着低估的可能性,因此就整体而言,FDI 就业促进效果与国内需求的就业促进效果相比,还难以下定论。为了进一步进行国内外需求引起就业促进效果的比较,我们采用零售商品销售额作为国内需求,并通过标准化处理,从而可以在 FDI 与零售商品销售额的就业促进效果之间进行比较。

表 4 县 市 级 FDI 与 就 业 增 长 GLS 回 归 (标 准 化)			
	(1)	(2)	(3)
	Ln(非 农 就 业)	Ln(二 产 就 业)	Ln(三 产 就 业)
Ln(FDI)	0.125 * * * (0.0262)	0.0979 * * * (0.0238)	0.141 * * * (0.0284)
Ln(零 售 商 品 销 售 额)	0.326 * * * (0.0308)	0.278 * * * (0.0283)	0.316 * * * (0.0335)
二 产 生 产 效 率	-0.219 * * * (0.0393)	-0.356 * * * (0.0364)	0.0591 (0.0436)
三 产 生 产 效 率	0.00834 (0.0304)	0.143 * * * (0.0279)	-0.243 * * * (0.0333)
产 业 结 构	0.208 * * * (0.0319)	0.339 * * * (0.0294)	-0.0637 * (0.0351)
区 位	0.272 * * * (0.0748)	0.276 * * * (0.0697)	0.266 * * * (0.0836)
年 份	-0.738 * * * (0.260)	-0.628 * * * (0.231)	-0.808 * * * (0.280)
常 数 项	-0.0104 (0.0555)	-0.0611 (0.0517)	0.0934 (0.0619)
样 本 量	455	455	455
县 级 市 数 量	273	273	273

注:括号内为标准差 * * * 1% 显著水平、* * 5% 显著水平、* 10% 显著水平;面板数据回归过程采用了随机效应 GLS 回归分析方法,综合考虑了异方差和自相关问题并加以克服。

从表 4 的回归结果可以看到,整体而言,FDI 的就业促进效果和以零售商品销售额为代表的国内需求就业促进效果相比有着显著差异,前者约为后者的 38%,即 FDI 对就业促进起到了积极的效果,但其效果与国内需求的就业促进效果相比,程度明显要小很多。分产业来看,依然可以注意到,FDI 对于

第三产业就业的促进效果要比对第二产业的就业促进效果更加显著,即 FDI 更有效地促进了第三产业的就业增长。类似地,从产业生产效率的角度来看,也可以看到劳动力在不同产业之间的流动,当第二产业生产效率提高时,释放出来的劳动力会流向第三产业,从而促进第三产业的就业增长,相反,第三产业效率提高时,也会促进第二产业的就业增长。

回归结果还表明,产业结构的变化对于就业增长的影响积极而显著,对于整体就业增长而言,现阶段发展以工业化为核心的第二产业,比发展以服务业为代表的第三产业更能够促进就业的扩大。即现代化的规模化工业扩张对劳动力的需求增长,要大于服务业增长而带来的就业需求增长。

(二)FDI 与就业增长:双差分分析

从前面的分析看到,FDI 对就业增长的影响存在着明显的区域差异,沿海地区明显比内陆地区的就业更受益于 FDI 的增长。另一方面,FDI 深受国际经济环境的影响,自 1998 年以来,FDI 呈现下降和波动趋势,也就是说,FDI 对就业增长的影响可能会随经济环境和时期而变化。空间和时间两个维度的变异使我们可以采用双差分的分析框架。1997 年发生的亚洲金融危机,给了我们一个分析这次全球金融危机冲击的良好契机。区域是一个不因时间而改变的地理因素,而 1997 年亚洲金融危机则是源自国际市场的外部冲击,这两者都是外生变量,那么这两个外生变量对于就业增长会带来怎样的影响?

我们采用以下回归模型来分析 1997 年亚洲金融危机前后 FDI 就业促进效果的变化:

$$\ln emp_i = \alpha + \beta_1 \ln FDI_i + \beta_2 \ln INV_i + \beta_3 D_1 + \beta_4 D_2 + \beta_5 D_1 \times D_2 + \sum_{i=1}^n \gamma_i X_i \tag{2}$$

式中,各解释变量基本沿袭公式(1),一些变量包含在其余变量 X_i 之中,以便突出重点关注的两个虚拟变量 D_1 和 D_2 。 D_1 为区域划分变量,1 代表沿海地区,0 代表内陆地区, D_2 为时期划分变量,1998 年以前为 0,1998 年以后为 1。由于 1997 年的亚洲金融危机发生在下半年,到年底逐渐扩散至多个国家,这种影响在 1998 年才充分体现,因而我们采用 1998 年作为前后的分界线。这两个虚拟变量的交叉项系数 β_5 正是我们需要估算的效应,即在 1998

年以来,沿海地区 FDI 对就业增长的影响有无显著变化,其变化方向又如何?

表 5 县市级 FDI 与就业增长双差分分析

	(1)	(2)	(3)
	Ln(非农就业)	Ln(二产就业)	Ln(三产就业)
Ln(FDI)	0.0406 *** (0.00525)	0.0442 *** (0.00607)	0.0401 *** (0.00538) \
Ln(国内固定 资产投资)	0.0479 *** (0.00922)	0.0485 *** (0.0107)	0.0473 *** (0.00948)
二产生产效率	-0.128 *** (0.0139)	-0.301 *** (0.0160)	0.0661 *** (0.0142)
三产生产效率	-0.173 *** (0.0253)	0.109 *** (0.0292)	-0.527 *** (0.0259)
产业结构	0.0231 (0.0183)	0.205 *** (0.0210)	-0.188 *** (0.0187)
区位	0.428 *** (0.0546)	0.509 *** (0.0616)	0.348 *** (0.0547)
年份	-1.071 *** (0.245)	-1.136 *** (0.271)	-1.071 *** (0.246)
区位 * 年份	0.651 ** (0.290)	0.733 ** (0.323)	0.633 ** (0.292)
常数项	6.702 *** (0.115)	5.580 *** (0.133)	6.421 *** (0.118)
样本量	917	917	917
县市级数量	336	336	336

注:括号内为标准差 *** 1% 显著水平、** 5% 显著水平、* 10% 显著水平;面板数据回归过程采用了随机效应 GLS 回归分析方法,综合考虑了异方差和自相关问题并加以克服。

从回归结果可以看到,区位、年份以及区位与年份的交叉项都显著。从交叉项的系数符号来看,为正,这意味着自 1998 年以来,尽管都遭受了金融危机的冲击,但沿海地区的就业增长相比于内陆地区而言,仍具有明显的积极增长优势。不过,如果我们把金融危机前后的就业增长态势做一个比较的话,会发现,自金融危机以来,非农就业的增长态势呈现放缓的趋势。当我们把年份变量的系数和区位年份交叉项的系数结合在一起,就会发现,两者相加,得负值,即表明自 1998 年以来,就业增长呈现放缓的态势。

我们以非农就业总量为例,对就业增长的地区与时间变化加以详细分析。

表 6 以县级市非农就业总量的对数为指标,对照了金融危机前后沿海和内陆地区就业变化的情况。从表中可以看到,无论是在基线(base line) 组还是在跟随(follow up) 组中,沿海地区的就业变化都显著于内陆地区,而且双差分项也积极显著,表明,尽管受到金融危机的冲击,但沿海地区的就业增

长明显快于内陆地区。数据的对照与回归结果中交叉项符号的含义一致。

表 6 县级市非农就业总量的双差分分析							
变量	控制组	实验组	差分 (BL)	控制组	实验组	差分 (FU)	差分的差分
Ln(非农就业)	6. 727	7. 478	0. 751	5. 834	7. 384	1. 549	0. 798
标准差	0. 024	0. 024	0. 034	0. 15	0. 126	0. 196	0. 199
t 值	277. 8	38. 37	22. 15	0. 76	12. 92	4. 83	4. 02
P > t	0	0	0. 000 ***	0	0	0. 000 ***	0. 000 ***

非农就业增长速度的放缓与国内经济形势的变化也有着密切的关系。研究表明,相比于 20 世纪 90 年代前半期,90 年代后半期就业弹性要低一些(张车伟、蔡昉,2002)^[20]。始于 90 年代末的国有企业改革,其目的在于提高国有企业的经营效率,引发了国企的大减员潮。也有些研究认为,在引进外资的前期,外商投资企业倾向于增加我国的就业,随着引进外资的增加,吸收效应逐渐让位于挤出效应,增加就业的作用不显著,但对于提高我国的劳动生产率仍起到了积极作用(黄华民,2000)^[12]。在第二和第三产业内,随着 FDI 的迅速增长,FDI 的就业替代效应作用增强而创造效应弱化,带动了社会就业结构的改变以及我国比较优势的提升(王飞燕、曾国平,2006)^[21]。这些方面的变化,都引起了就业增长速度的降低。

六、结论与政策建议

利用 1989 - 2004 年间的县级市统计数据,本文分析了县级市层面 FDI 对就业增长的影响,包括 1998 年亚洲金融危机以来 FDI 就业影响的变化,研究通过控制固定资产投资、产业效率、产业结构和区位等因素,来估算 FDI 对中国就业的影响程度。研究表明,在县级市层面,FDI 对中国就业增长起到了积极的推动作用,FDI 通过促进生产要素的重新配置、产业效率的提高以及产业结构的调整来促进就业的增长。在县级市层面上,FDI 的就业促进效果在不同的产业之间存在差异,FDI 对第三产业的就业促进效果比第二产业更加显著。与投资 and 商品零售额为代表的国内需求就业促进作用相比,FDI 的就业促进效果大致分别相当于前者的 85% 和 38%。这意味着 FDI 在中国县级市就业增长中的作用相当显著。然而,自 1998 年以来,FDI 就业促进的效果有所减弱,尽管与内陆地区相比,沿海地区就业增长依然有优势。这与 FDI 的下降和波动密切相关,也与就业弹性的下降和产业结构调整有关。

FDI 的就业促进效果存在显著的地区差异,在沿海地区远比在内陆地区更加显著有效,一个重要的原因是 FDI 主要聚集于沿海地区,尤其是在长三角、珠三角和京津冀地区等制造业聚集的区域,但在广大的内陆地区,FDI 的分布则显著减少。地域上的差异表面上看起来与空间和运输成本密切相关,但实际上,也与制度、产业结构变化 and 市场规模密切相关。因此,对于内陆地区而言,要吸引更多的 FDI 来促进地方经济的发展和就业的增长,就应当努力地改善交通基础设施,加快建立现代化大工业,发展现代服务业,以及加快市场化进程,充分发挥市场的资源配置作用。随着沿海地区加工企业越来越多地向内陆地区转移,FDI 也会随之跟进,因此,对内陆地区而言,也会经历与沿海地区相似的 FDI 迅速增长时期,从而起到提高产业效率、促进经济增长和扩大就业的作用。

对于县级市地方政府而言,在当前 FDI 增幅显著放缓的形势下,为了扩大就业,稳定经济增长,应努力采取措施吸引更多的 FDI,推动技术进步和产业结构调整,尤其是加快市场化进程充分发挥 FDI 的就业促进作用。与此同时,还应充分发挥国内需求对于就业的促进作用,发展经济,扩大内需,是推动就业增长的重要手段。

【注】
①根据中国社会科学院人口与劳动经济研究所“出口加工区就业状况调查”,2006 年,劳动者在到 EPZ 前后的小时工资分别为 7.9 元和 8.3 元,差别很小。
② 数据来源:广东省统计年鉴(2003)[M]. 北京:中国统计出版社,2003.

参考文献:
[1]蔡昉,王德文. 外商直接投资与就业——一个人力资本分析框架[J]. 财经论丛, 2004,(01): 1 - 14.
[2] Olivier Blanchard, Francesco Giavazzi,. Rebalancing

- Growth in China: A Three - Handed Approach [J] China & World Economy, 2006,14(4):1-20.
- [3]伊藤隆敏.论稳定的中国货币体制[A].何帆,张斌.寻找内外平衡的发展战略[M].上海:上海财经大学出版社,2006:153-162.
- [4]姚树洁,冯根福,韦开蕾.外商直接投资和经济增长的关系研究[J].经济研究,2006,(12):35-46.
- [5]张二震,任志成.FDI与中国就业结构的演进[J].经济理论与经济管理,2005,(05):5-10.
- [6]Fredrik Sjöholm,“The Effect of FDI on Employment and Technology in China”[EB/OL].<http://www.ifn.se/BinaryLoder.axd?OwnerID=249d8b54-39ec-431d-9baf-9e969bf4a631&OwnerType=0&PropertyName=File1&FileName=SjoholmChina10-20.pdf>, 2008.
- [7]Fu, Xiaolan and Balasubramanyam, V N. Exports, foreign direct investment and employment: the case of China [J]. The World Economy, 2005, 28 (4): 607-625.
- [8]毛日昇.出口、外商直接投资与中国制造业就业[J].经济研究,2009,(11):105-117.
- [9]刘辉群,卢进勇.国际直接投资的就业结构效应研究——基于东道国视角[J].国际贸易问题,2009,(09):74-79.
- [10]任志成,张二震.国际分工演进与跨国就业转移[J].福建论坛(人文社会科学版),2006,(04):17-20.
- [11]朱金生.FDI与区域就业转移:一个新的分析框架[J].国际贸易问题,2005,(06):114-119.
- [12]黄华民.外商直接投资与我国实质经济关系的实证分析[J].南开经济研究,2005,(05):46-51.
- [13]黄旭平,张明之.外商直接投资对我国就业的影响:基于面板VAR的分析[J].中央财经大学学报,2007,(01):71-76.
- [14]王剑,张会清.外国直接投资对中国就业效应的实证研究[J].世界经济研究,2005,(09):13-19.
- [15]Broadman, Harry G. and Sun, Xiaolun. 1997. The Distribution of Foreign Direct Investment in China [J]. The World Economy, 20(3):339-361.
- [16]Tomasz Mickiewicz, Slavo Radosevic and Urmas Varblane, 2001. The Value Of Diversity: Foreign Direct Investment and Employment in Central Europe During Economic Recovery University of Tartu Faculty of Economics and Business Administration Discussion Paper. No. 5612000 [EB/OL].<http://www.finance.ut.ee/doc/febawb2.pdf>.
- [17]任志成.外国直接投资与我国二元就业结构转型[J].国际商务,2006,(03):67-71.
- [18]李邨.中国城市化滞后的经济因素——基于面板数据的国际比较[J].地理研究,2005,(03):421-431.
- [19]鲁泓明.制度因素与国际直接投资区位分布:一项实证研究[J].经济研究,1997,(07):57-66.
- [20]张车伟,蔡昉.就业弹性变化趋势研究[J].中国工业经济,2005,(05):22-30.
- [21]王飞燕,曾国平.FDI、就业结构及产业结构变迁[J].世界经济研究,2006,(07):51-57.

(责任编辑:韩 斌)

