

地区就业岗位的创造*

——制造业对服务业的就业乘数效应

赖德胜 高曼

【摘要】文章使用 2003~2015 年城市面板数据考察了制造业就业的变化对本地服务业就业的带动作用,在使用工具变量法克服内生性后发现,制造业对服务业的短期就业乘数为 1.1,长期就业乘数为 0.57,西部地区的就业乘数效应最大,中部地区次之,东部地区最小,相对于生活性服务业和公共服务业,制造业对生产性服务业的带动作用最大。不同劳动力市场状况下乘数效应存在异质性。劳动力市场越灵活、主体规模越大,就业乘数越大,而生活成本的上升会降低地区就业乘数。因此,文章建议切实实施制造强国战略,促进制造业与服务业深度融合;提高劳动力市场的灵活性,促进人力资源合理配置;进一步提升劳动者的素质,打造更多的区域就业中心。

【关键词】制造业 服务业 就业岗位 乘数效应 门限效应

【作者】赖德胜 北京师范大学经济与工商管理学院院长、教授;高曼 北京师范大学经济与工商管理学院,博士研究生。

一、引言

近年来,随着经济发展进入新常态和供给侧结构性改革的深入推进,稳定就业已成为政府更加优先的目标。在三大产业中,服务业对就业的吸纳能力最强,但服务业不能脱离制造业而单独存在,现代服务业和先进制造业的良性互动才是推动经济增长的引擎。目前中国的就业空间分布情况显示,第二、第三产业存在共同集聚效应(见图)。一方面,随着分工深化,制造业将一部分生产活动外包形成生产性服务业,生产性服务业(如金融业)可以提高第二产业的生产率;另一方面,制造业的发展会刺激当地消费,带动低技能服务业(如批发零售业、住宿餐饮业)的发展。因此,第二产业和第三产业会向相同的方向集聚,在地理上互相接近从而构成互补。

* 本文为国家社科基金重大项目“中国经济下行阶段就业结构调整与防范失业战略研究”(编号:16ZDA026)的阶段成果。

然而,目前中国区域发展不均衡,第二和第三产业大多集中于东部省份。近年来,第二产业有从东部沿海地区向内陆地区梯度转移的趋势,但就业仍然集中于东部地区。《“十三五”就业促进规划》中提到“引导劳动密集型企 业向中西部和东北地区转移,大力发展制造业和服务业”,这意味着要通过区域产业政策创造就业,政策的效果取决于各地的劳动力市场状况。因此,为了实现包容性经济增长,需要厘清不同地区制造业的发展对不同就业岗位创造能力,尤其是制造业对当地服务业就业岗位创造。

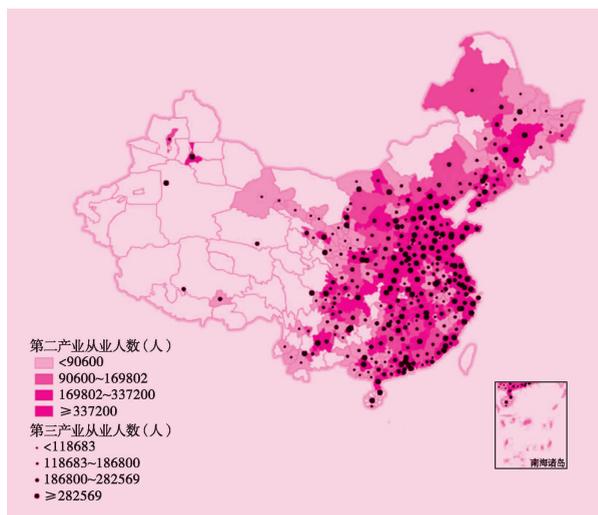


图 2015 年中国第二产业和第三产业
从业人数的空间分布(市级)

资料来源:2016 年《中国城市统计年鉴》。

已有研究往往侧重于从宏观上讨论经济增长和就业的关系,如对就业弹性进行测算,讨论经济发展创造就业的能力(常进雄,2005;丁守海,2009;赖德胜、包宁,2011);从产业发展视角讨论产业结构与就业结构的演变(夏杰长,2000);从资本和劳动投入的角度讨论资本深化对就业的影响(于立、姜春海,2003;李红松,2010);从需求的角度讨论投资、消费、出口对就业的影响(张华初,2008;陈霞、刘建民,2016)。本文在前人研究的基础上进一步探究就业创造的微观基础,重点研究制造业就业对服务业就业的乘数效应。

对就业乘数研究的传统范式是通过投入产出表将就业创造分为直接就业、间接就业和引致就业 3 个部分(Mathur 等,1974;Isserman,1975),然后将这 3 个部分直接相加得到就业乘数。其中,直接就业是目标产业就业的显性增加;间接就业是通过上下游产业的交易实现的就业增加;引致就业是由于目标产业就业人员收入增加带来的消费增加而创造的就业。但这一研究范式忽略了产业互动过程中的一般均衡效应,如某一地区新建工厂在创造就业的同时引起土地价格和劳动力价格上涨,对当地产业和就业产生挤出作用。针对这一问题,Moretti(2010)开启了新的研究思路,直接通过回归的方法测算美国贸易部门对不可贸易部门的就业创造乘数,发现可贸易部门每增加 1 个就业岗位,能够为不可贸易部门创造 1.6 个就业岗位,且高技术可贸易部门的就业乘数更大。之后,Moretti 等(2013)使用瑞士数据估计得到的就业乘数为 0.4~0.8, Malgouyres(2013)使用法国数据得到的就业乘数为 1.2~1.9, de Blasio 等(2011)和 Auricchio(2015)发现意大利劳动力市场的就业乘数为 0, Bashford Fernández(2014)发现 1995~2008 年西班牙

劳动力市场的就业乘数为 1.13, Gerolimetto 等(2014)使用西班牙 1999~2012 年数据得到的就业乘数为 0.67, Faggio 等(2014)发现在英国每个公共部门新增就业会在非贸易部门创造 0.5 个就业岗位, Van Dijk(2014)测算得到整个欧洲的就业乘数为 1.1。从估计结果看, 美国的就业乘数大于欧洲, 欧洲国家中法国的就业乘数相对较高, 而其他欧洲国家如瑞士、意大利、英国、西班牙由于劳动力市场灵活性较差, 劳动力流动受限制, 工资结构僵化, 住房供给缺乏弹性, 使就业乘数效应被价格上涨带来的挤出效应抵消。

国内对就业乘数的研究刚刚起步。张川川(2015)基于微观人口调查数据估计了中国城市制造业对本地服务业就业的影响, 结果显示, 1990~2005 年、2000~2005 年由对外贸易冲击带来的制造业每增加 1 个岗位, 分别能够创造约 0.6 个和 0.4 个服务业就业岗位。经济开放度和市场化程度越高的城市, 制造业的地区就业乘数效应越大。袁志刚、高虹(2015)利用中国地级市 2003~2012 年的数据, 使用工具变量法估算制造业对服务业的就业乘数效应, 发现城市制造业就业每增加 1%, 服务业就业上升约 0.435%, 其中生活性服务业的受益程度最大。需要注意的是, 张川川(2015)所使用的是 1990、2000 和 2005 年微观横截面数据, 计算的乘数效应是时间跨度较长的长期效果, 而袁志刚、高虹(2015)使用城市面板数据回归得到的是短期效果, 且对数差分的模型设定得到的回归系数不是弹性的, 也不是严格意义上的乘数效应, 这使中国目前的研究结果无法直接与其他国家的结果进行比较。

鉴于此, 本文在 Moretti(2010)分析框架的基础上, 运用城市层面 2003~2015 年的最新面板数据, 测算不同地区城市制造业对不同类型服务业就业创造的乘数效应, 并构造就业份额转移作为工具变量解决内生性问题。

二、理论分析框架

Moretti(2010、2013)提出地区就业岗位创造的一个分析框架, 认为可以根据产品的交易范围将一个地区的产业部门划分为可贸易部门和不可贸易部门。其中, 可贸易部门的产品可以在全国甚至世界范围进行交易, 如制造业; 不可贸易部门的产品或服务只在当地进行生产和交易, 如餐饮、零售、医疗等服务业。根据这一思路, 可以类似地将第二产业和第三产业进行划分, 认为第二产业中的制造业为可贸易部门, 第三产业可以划分为生产性服务业(包括交通运输、仓储和邮政业; 信息传输、软件和信息技术服务业; 金融业; 租赁和商业服务业; 房地产业; 科学研究和技术服务业)、生活性服务业(包括批发和零售业; 住宿和餐饮业; 居民服务管理和其他服务业; 文化、体育和娱乐业)和公共服务业(包括水利、环境和公共设施管理业; 教育; 卫生和社会工作; 公共管理和社会组织部门)。其中生活性服务业和公共服务业只服务于当地居民, 可以认为是不可贸易部门, 生产性服务业虽然作为可贸易品的中间投入, 但由于国内发展相对滞后, 其服务对象主要是

城市本地需求,可视为不可贸易部门。因此,本文研究的制造业对服务业的就业乘数效应与 Moretti 研究中的可贸易部门对不可贸易部门的就业乘数效应是一致的。

在这样的设定下,本文讨论制造业对本地服务业工作岗位创造的机制。简单来看,假设外生冲击带来某一地区制造业就业增加^①,可能是当地政府的招商引资政策吸引了新的制造业企业入驻该城市,或者国际市场上对某一贸易品的需求增加,促进特定地区该贸易品部门的扩张,带来当地制造业就业人数的增加和工资的上涨。这对服务业部门的就业会产生两种影响:一是乘数效应。无论是新增就业人口还是原有就业人口的工资提高都会带来本地消费需求的上升,这些消费需求大都由本地服务业部门来满足,如餐饮住宿、批发零售、居民服务等,从而在服务业部门创造出新的就业岗位,产生制造业对服务业的乘数效应。乘数效应的大小取决于当地人口的消费偏好、需求弹性和服务业的劳动力密集度。如当地居民收入增加后是用于储蓄还是消费,消费结构是否偏向于服务产品的消费,这类服务产品的生产需要多少劳动力,决定能创造的工作岗位的数量。二是挤出效应。制造业部门的扩张吸收了部分就业人口,使原来从事服务业的劳动力转移到制造业部门;另外,新增企业带来劳动力需求增加,通过一般均衡效应提高了地区整体工资水平,同时也会吸引更多劳动力流入引起土地成本和生活成本上升,这使服务业部门成本上升,不利于生产规模的扩大。挤出效应的大小取决于当地劳动力市场的供给弹性。如果当地劳动力市场存在较多非充分就业人口或者对劳动力的流入限制较小,劳动力市场供给弹性较大,则挤出效应较小。

由于本地就业岗位的创造同时受到两种相反力量的影响,制造业对服务业就业的影响可能是非线性的,这取决于劳动力市场状况。具体可将劳动力市场状况分为劳动力市场主体和劳动力市场灵活性。其中,劳动力市场主体包括供给方和需求方,由于需求端是外生冲击,所以主要考虑供给方的情况,包括劳动力的数量和质量,如某一地区劳动年龄人口较多且劳动者受教育程度较高,意味着当地劳动力市场供给主体规模大,这有利于通过共享、匹配和学习机制产生更大的溢出效应(Duranton, 2004),新增企业会带来更多就业。劳动力市场灵活性是指要素价格(这里主要是劳动者收入)能否反映生产率 and 要素供求能否随价格灵敏变动。如果某一地区劳动力市场较为灵活,由劳动力需求增加带来工资收入上升会吸引更多的劳动力供给,带来就业乘数,但如果劳动力市场僵化,如户籍制度限制劳动力流动,则劳动力需求不能得到满足引起人力成本快速上升,产生挤出效应。劳动力市场灵活性越高则就业乘数越大,欧洲就业乘数小于美国的主要原因在于其劳动力市场灵活性低。中国制造业对服务业的就业乘数还需要进行测算。

^① 这里直接讨论就业对就业的影响,而不是投资或产值,因为那样涉及的中间环节更多。

三、模型、数据和变量

(一) 模型设定

根据上述理论分析框架,本文设定以下回归方程:

$$E_{j,t}^S - E_{j,t-1}^S = \alpha_0 + \alpha_1 (E_{j,t}^M - E_{j,t-1}^M) + \alpha_2 X_{i,t-1} + u_i + u_t + u_{it} \quad (1)$$

其中, i 表示城市, j 表示行业, t 表示时间, $E_{j,t}^S - E_{j,t-1}^S$ 为服务业就业人数的变化, $E_{j,t}^M - E_{j,t-1}^M$ 为制造业就业人数的变化, α_1 为制造业对服务业的就业乘数,即每增加1个制造业就业会创造多少服务业就业岗位。 $X_{i,t-1}$ 为滞后一期的城市宏观控制变量,包括人均GDP对数、固定资产投资占GDP比重、当年实际使用外资占GDP比重、政府支出占GDP比重和互联网用户数的对数。 u_i 为城市固定效应, u_t 为时间固定效应, u_{it} 为残差项。

通过理论分析,本文预测制造业就业的增加会带动当地服务业就业的增加,为了进一步验证制造业就业对服务业就业的乘数效应,需要对制造业就业与服务业就业之间的因果关系进行检验。基本模型中利用最小二乘法进行面板数据回归,模型中控制了时间和城市固定效应,但仍然可能存在内生性问题。一是可能存在随城市和时间变化的因素,既影响制造业就业人数,又会对服务业就业人数产生影响,如新的投资机会带来的就业机会增加、城市公共服务的改善带来城市劳动供给增加、历史或政策原因带来的产业布局差异,遗漏变量导致因果推断时系数存在偏误;二是服务业就业同样会对制造业就业产生影响,存在反向因果,如服务业就业增加对制造业就业有促进作用,会带来估计结果的向上偏误。

为了进行因果推断,本文使用在区域经济学中被广泛运用的就业份额转移的方式构建一个工具变量(McGuire等,1992),将国家层面影响制造业就业的外生冲击从制造业就业的变化中剥离出来,由此得到的工具变量会影响当地制造业就业,但不会直接影响当地服务业就业。具体设定为:

$$IV = \sum \frac{E_{-i,t}^M - E_{-i,t-1}^M}{E_{-i,t-1}^M} \quad (2)$$

其中, $\sum \frac{E_{-i,t}^M - E_{-i,t-1}^M}{E_{-i,t-1}^M}$ 表示除*i*城市外其他地区制造业就业的变化,这是外生于当地经济状况的冲击,不影响本地服务业就业。本文首先对式(1)的基本模型进行固定效应回归,得到基准结果,再通过引入工具变量进行IV-2SLS回归,测算制造业对服务业就业创造的乘数效应。

(二) 数据和变量

根据前文的模型设定,本文对研究涉及的变量进行以下定义。

1. 被解释变量。服务业新增就业。用服务业就业人数的一阶差分表示城市服务业新

增就业,包括总的服务业就业人数的变化和各细分行业服务业就业人数的变化。

2. 核心解释变量。制造业新增就业,用制造业就业人数的一阶差分表示城市制造业新增就业。

3. 门限变量。选取 5 个指标来反映劳动力市场主体和劳动力市场灵活性:(1)市场化程度。用 1 减城镇国有企业和集体企业从业人数除以年末单位从业人数来衡量市场化程度^①。一般认为非公有制企业的工资随生产率调整更快,所以市场化程度越高意味着劳动力市场越灵活。(2)失业水平。用年末城镇登记失业率来衡量失业水平,失业率越高意味着劳动力市场灵活性越低。(3)劳动力流动。用外地人口占城市总人口的比例来衡量对劳动力流入的限制,外地人口占比越高则劳动力市场越灵活。(4)城市规模。用各城市年末总人口数的对数衡量城市规模,城市规模越大则劳动力数量越多。(5)人力资本。用劳动力平均受教育年限来衡量人力资本,人力资本水平越高则劳动力质量越高。具体计算公式为: $edu = illiteracy \times 0 + primary \times 6 + middle \times 9 + senior \times 12 + college \times 15 + university \times 16 + postgraduate \times 19$ 。其中, *illiteracy*、*primary*、*middle*、*senior*、*college*、*university*、*postgraduate* 分别为文盲、小学、初中、高中、大专、大学本科、研究生及以上学历者在劳动年龄人口中所占比例。另外,选取 1 个生活成本指标来解释就业挤出效应。用城镇居民年消费支出额对数衡量本地生活成本,较高的生活成本将带来更大的挤出效应。

4. 地区宏观控制变量。除以上变量外,本文尽量控制城市层面随时间变化且可能同时对制造业和服务业就业产生影响的宏观变量。包括人均地区生产总值对数、固定资产投资额占 GDP 的比重、当年实际使用外资金额占 GDP 的比重、地方财政一般预算内支出占 GDP 的比重、国际互联网用户数对数。

本文所使用的面板数据来自 2003~2015 年^②《中国城市统计年鉴》284 个地级市的宏观统计数据^③,由于部分城市某些观测年份存在缺失值和异常值,为保证样本的平衡性和准确性,首先对所有变量进行排序,将观测值小于 1 分位点和大于 99 分位点的样本进行缺失值处理,再利用线性插值法对缺失样本进行赋值,处理后得到有效样本 3 692 个,并通过了平衡面板数据检验。其中,门限变量市场化程度、失业率、劳动力流动、人力资本和生活成本使用省级层面数据进行匹配,数据来源为《中国统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》和《中国人口和就业统计年鉴》。

表 1 为本文中所涉及变量的描述性统计。分别从面板数据中截取 3 个时间截面来

① 衡量市场化程度有多种方式,这里没有直接用私营和个体从业人员数为分子,是因为相对于国有企业和集体企业的统计,私营和个体从业人数的统计容易出现遗漏,造成市场化程度的低估。

② 由于 2002 年之后中国调整了国民经济行业分类标准,因此使用 2003 年之后的数据以保持行业分类的一致性。

③ 由于贵州省毕节市和铜仁市及西藏拉萨市、甘肃陇南市缺失值较多,因此数据中删去这 4 个市。

表1 变量描述性统计(N=3692)

变 量	平均值		
	2003年	2009年	2015年
被解释变量			
服务业就业人数 thir(万人)	19.52	21.88	32.34
核心解释变量			
制造业就业人数 manu(万人)	10.44	12.21	18.51
门限变量			
市场化程度 market:1-国有和集体就业人数占比	0.477	0.518	0.573
失业率 ump:城镇登记失业率	0.0398	0.0372	0.0331
劳动力流动 migrant:外地人口占总人口比例	0.0874	0.0845	0.125
城市规模 urban:城市年末总人口数的对数	5.802	5.853	5.884
人力资本 eduy:劳动力平均受教育年限(年)	8.369	8.932	9.874
生活成本 expense:城镇居民年消费支出额对数	8.702	9.329	9.587
地区宏观控制变量			
人均地区生产总值的对数 lngdp_per	9.097	10.05	10.71
固定资产投资额占GDP的比重 P_invest	0.434	0.679	0.861
当年实际使用外资金额占GDP的比重 P_FDI	0.0262	0.0215	0.0188
地方财政一般预算内支出占GDP的比重 P_exp	0.112	0.161	0.206
国际互联网用户数对数 lninternet	11.24	12.36	13.29

资料来源:《中国城市统计年鉴》、《中国统计年鉴》、《中国人口和就业统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》。

劳动力平均受教育年限逐渐提高,城市生活成本显著提高。城镇失业率和平均城市规模维持稳定。从地区宏观控制变量的变化也可以看出中国经济的快速增长。

分析本文所关注的变量变化情况。从中可以发现,从2003年到2009年再到2015年,制造业和服务业就业人数的增加幅度扩大,且服务业就业增加更快。非公有制经济就业人数不断增加,不同城市间劳动力流动更加频繁,

四、本地劳动力市场的就业乘数效应

(一) 制造业就业对服务业就业的乘数效应

表2给出了OLS回归的估计结果。模型1只加入了时间和城市固定效应,模型2加入了其他宏观控制变量一阶滞后项,估计结果变化不大,模型3至模型6分别区分直辖市和东、中、西部城市进行分组回归。结果显示,整体而言,制造业每增加1个就业岗位,会在当地创造1.11个服务业就业岗位。分地区来看,4个直辖市的就业乘数为2.19,东部地区就业乘数为0.19,中部地区就业乘数为0.82,西部地区就业乘数为3.95。西部地区的就业乘数最大,中部地区次之,除去直辖市后的东部地区就业乘数最小,这与Wang(2017)得到的内陆省份的乘数效应更大的结论一致。由于2000年之前东部沿海地区具有靠近贸易港口的区位优势,政府的产业政策大多向东部沿海地区倾斜,但2000年之后东部地区制造业发展到一定程度,继续扩张需要投入新的劳动力和土地要素,而由于户籍制度限制了劳动力的自由流动,且大城市的土地供给弹性较小,制造业继续扩张引

起人工成本和土地成本的快速上升(Li等,2012),制造业有向内陆地区扩散的趋势,因此,东部地区制造业对服务业的就业乘数减小。相反,中西部地区制造业发展相对较慢,与制造业相关的生产性服务业发育滞后,有更大的提升空间,制造业发展带来的就业增加和边际收入提高更大,对当地居民服务业的带动作用较强。同时,中西部地区的土地和劳动力成本相对较低,由生活成本上升带来的挤出效应更小。所以从目前看,制造业从东部地区向中西部地区梯度转移是更为合理的策略。

表3给出了以就业份额转移方法构造工具变量的2SLS估计结果,弱工具变量Cragg-Donald Wald检验F值为759.74,不存在弱工具变量问题。模型7为全部样本的估计结果,模型8至模型11分别为直辖市和东、中、西部地区分组回归结果。工具变量法的估计结果与OLS估计结果基本一致,说明本文的估计结果比较稳健。

表2 制造业就业对服务业就业的乘数效应(OLS估计)

变 量	全部样本		直辖市	东部地区	中部地区	西部地区
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
D.manu	0.809*** (0.025)	1.113*** (0.032)	2.194*** (0.320)	0.191*** (0.011)	0.818*** (0.047)	3.953*** (0.054)
观测值	3408	3241	47	1161	1191	842
R ²		0.303	0.730	0.256	0.238	0.877
城市数	284	282	4	98	100	80

注:括号内数据为标准误。除模型1外,其他模型均控制宏观变量。为了节约篇幅,省略了宏观控制变量的估计结果。*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著。

表3 制造业就业对服务业就业的乘数效应(2SLS估计)

变 量	全部样本	直辖市	东部地区	中部地区	西部地区
	模型7	模型8	模型9	模型10	模型11
D.manu	1.101*** (0.032)	2.207*** (0.294)	0.189*** (0.011)	0.816*** (0.047)	3.942*** (0.054)
观测值	3238	47	1161	1191	839
R ²	0.303	0.730	0.256	0.238	0.877
城市数	280	4	98	100	78

注:括号内数据为标准误。未控制宏观变量。*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著。

(二) 制造业就业对不同类型服务业的乘数效应

根据前面对服务业的分类,表4给出了制造业对不同类型服务业就业的乘数效应,由于直辖市情况比较特殊,在回归中不包括4个直辖市的样本。回归结果显示,制造业对当地生产性服务业的乘数效应最大,尤其是金融业、租赁和商业服务业,如制造业每增加1个就业,将创造0.24个金融业就业岗位、0.11个租赁和商业服务业就业岗位,制造业和生产性服务业存在较强的互补关系;制造业对生活性服务业的乘数效应次之,如制造业每增加1个就业,将创造0.09个住宿餐饮业就业岗位,0.06个批发零售贸易业就业岗位,0.07个居民服务和其他服务业就业岗位;制造业对公共服务业的乘数效应最小,原因在于公共服务业多由政府部门提供,这些部门的扩展受到地方财政和人员编制的限制,就业岗位的创造不同于生产性和生活性服务业。根据乘数效应理论,制造业就业

表4 制造业对不同类型服务业的乘数效应(N=3240)

变量	模型 12(OLS)	模型 13(2SLS)
生产性服务业		
交通、运输仓储和邮电业	0.039*** (0.003)	0.038*** (0.003)
信息传输、软件和信息技术服务业	0.043*** (0.002)	0.042*** (0.002)
金融业	0.244*** (0.009)	0.243*** (0.009)
租赁和商业服务业	0.111*** (0.005)	0.111*** (0.005)
房地产业	0.077*** (0.004)	0.076*** (0.004)
科学研究和技术服务业	0.001* (0.001)	0.001** (0.001)
生活性服务业		
批发和零售贸易业	0.055*** (0.002)	0.054*** (0.002)
住宿和餐饮业	0.090*** (0.004)	0.088*** (0.004)
居民服务管理和其他服务业	0.066*** (0.003)	0.065*** (0.003)
文化体育和娱乐业	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)
公共服务业		
水利、环境和公共设施管理业	0.011*** (0.001)	0.011*** (0.001)
教育	0.009*** (0.001)	0.009*** (0.001)
卫生和社会工作	0.009*** (0.001)	0.009*** (0.001)
公共管理和社会组织	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)

注：括号内数据为标准误。控制宏观变量。城市数为282个。*、**、*** 分别表示在10%、5%、1%水平上显著。

(三) 制造业就业对服务业就业的短期和长期乘数效应

城市面板数据所具有的数据量优势使本文可以分别截取不同年份的截面数据来测算中国产业发展不同阶段制造业对服务业的乘数效应,以及制造业对服务业就业的短期和长期乘数效应。按照3年、6年、12年间隔截取横截面数据,使用固定效应模型对2003~2015年面板数据回归,得到的系数是该时间段内每一年的短期乘数效应(见表5)。从表5可以发现,短期平均乘数效应为1.1,中期平均乘数效应为0.44,长期平均乘数效应为0.57。从不同地区短期就业乘数的变化趋势看,东部地区就业乘数整体较小,且2009年之后呈明显的下降趋势;中部地区就业乘数较大,在1上下波动;西部地区就业乘数整体呈上升趋势,2013~2015年大幅度上升。这说明中国不同区域的工业化进程处于不同阶段。近年来,东部地区已开始进入“去工业化”阶段,中部地区正处于快速工业化阶段,而西部地区的工业化进程还有待进一步推进。

五、劳动力市场对就业乘数的影响

前文对本地劳动力市场的就业乘数进行测算发现,不同地区、不同行业的就业乘数存在异质性,这说明制造业对服务业就业岗位的创造可能是非线性的,需要进一步讨论就业乘数的影响因素。根据理论分析,劳动力市场状况将影响地区就业岗位的创造,因

的显性增加会通过上下游产业的交易实现间接就业增加,这表现为生产性服务业就业岗位创造,以及由于制造业就业人员收入增加带来消费增加而引致的就业,表现为生活性服务业就业岗位创造。目前中国间接就业的创造快于引致就业的创造,这说明中国生产性服务业发展相对滞后,尚有较大的提升空间;引致就业创造动力不足,居民收入的增长并没有转化为消费的增长。

表 5 制造业就业对服务业就业的短期和长期乘数效应

地区	2003~ 2015	短期截面						中期截面		长期截面
		2003~ 2005	2005~ 2007	2007~ 2009	2009~ 2011	2011~ 2013	2013~ 2015	2003~ 2009	2009~ 2015	2003~ 2015
平均	1.113***	0.378***	0.492***	0.536***	0.449***	0.296***	0.423***	0.445***	0.444***	0.573***
东部	0.191***	0.229***	0.351***	0.390***	0.490***	0.122*	0.008	0.441***	0.087	0.488***
中部	0.818***	0.877***	1.242***	1.127***	0.702***	0.371***	0.963***	0.564***	0.663***	0.633***
西部	3.953***	1.160***	0.508**	0.360*	0.554***	0.654***	1.964***	0.663***	0.949**	0.863

注：表中结果为控制了宏观特征后的 OLS 估计结果，工具变量法估计结果与 OLS 结果类似，故省略。在截面数据中直辖市样本量过少，故没有得出估计结果，东部、西部地区为剔除直辖市之后的结果。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

此采用 Hansen 的门限回归模型对制造业对服务业就业岗位创造的门限效应进行检验和分析，具体模型设定为：

$$\Delta y_{it} = \theta_1 \Delta x_{it} + e_{it} \quad q_{it} \leq \gamma \quad (3)$$

$$\Delta y_{it} = \theta_2 \Delta x_{it} + e_{it} \quad q_{it} > \gamma \quad (4)$$

其中， Δy_{it} 为服务业就业岗位的增加， Δx_{it} 为制造业就业岗位的增加， e_{it} 为残差项， q_{it} 为门限变量，这里分别为反映劳动力灵活性的市场化程度、失业水平和劳动力流动；反映劳动力市场主体的城市规模和人力资本，以及生活成本。当门限变量小于等于门限值 γ 时，式(3)为面板门限回归模型，当门限变量大于门限值 γ 时，式(4)为面板门限回归模型。

(一) 劳动力市场灵活性对地区就业岗位创造的门限效应

表 6 结果显示，市场化程度较低的地区平均就业乘数为 0.649，市场化程度较高的地区平均就业乘数为 0.809，因为以非公有制就业人数占比衡量的市场化程度越高意味着工资随生产率变动越灵活，这有利于企业扩大生产增加雇佣。以失业水平为门限时结果呈“U 形”变化，当失业水平较低时，就业乘数高达 4.482，中等失业水平的就业乘数最小，仅为 0.182，而当失业率高于 3.2%时，就业乘数再次增大到 2.028。当失业水平极低时，劳动力市场灵活性高，经济运行情况良好，这对就业会产生正向影响，而当失业率上升时，劳动力市场存在不充分就业，新增制造业会通过吸收不充分就业从而产生较大的乘数效应。当某

表 6 以市场化程度、失业水平、劳动力流动为门限变量的门限模型系数及检验

市场化程度		失业水平		劳动力流动	
范围	乘数	范围	乘数	范围	乘数
market ≤ 0.529	0.649***	ump ≤ 0.022	4.482***	migrant ≤ 0.289	0.673***
market > 0.529	0.809***	0.022 < ump ≤ 0.032	0.182***	migrant > 0.289	2.499***
		ump > 0.032	2.028***		
R ²	0.515	R ²	0.604	R ²	0.478

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

一地区外地人口占本地人口比重超过 28.9%时,就业乘数为 2.499,当外地人口占比小于 28.9%时,就业乘数仅为 0.673。外地人口占比越高说明劳动力流动性越强,当本地新增制造业就业带来劳动力需求上升时,能够有充分的迁移劳动力进行劳动供给,从而缓解了本地劳动力成本的快速上升。以上结果均验证了之前的假设,即劳动力市场越灵活,制造业对服务业的就业乘数效应越大。

表 7 以城市规模、人力资本为门限变量的
门限模型系数及检验

城市规模		人力资本	
范围	乘数	范围	乘数
urban \leq 6.545	0.161***	eduy \leq 8.9	0.370***
6.545<urban \leq 7.027	0.530***	eduy>8.9	0.774***
urban>7.027	3.030***		
R ² 0.705		R ² 0.213	

注:同表 6。

位的创造存在集聚效应,只有城市达到一定规模,制造业就业才会更好地带动服务业就业。另外,当劳动者平均受教育年限低于 8.9 年时,本地就业乘数为 0.37,当劳动者平均受教育年限高于 8.9 年时,本地就业乘数为 0.774,说明人力资本水平越高的城市,新增制造业的劳动生产率相对越高,居民收入提高较大,因此制造业对服务业的就业乘数效应更大,这与已有研究的结论一致(Moretti 等,2013)。以上结果均验证了之前的假设,即劳动力市场供给主体数量越多、质量越高,制造业对服务业的就业乘数效应越大。

(三) 生活成本对地区就业岗位创造的门限效应

以生活成本为门限变量的门限模型估计结果显示,居民消费支出对数衡量的生活成本低于 9.495 为低成本,居民消费支出对数在 9.495~9.728 为中等成本,居民消费支出对数高于 9.728 为高成本。生活成本中等地区的就业乘数最大,为 2.921,而生活成本较高地区的就业乘数仅为 0.155。生活成本过低可能导致消费需求带来的引致就业不足,而过高的生活成本意味着较高的劳动力成本和土地成本,企业扩大生产的边际效益递减,不利于更多工作岗位的创造。结合以上分析可以认为,东部地区具有较为成熟的劳动力市场,但就业乘数较小的主要原因在于不断提高的劳动力成本,挤出效应太大而抵消了乘数效应。

(二) 劳动力市场主体状况 对地区就业岗位创造的门限效应

表 7 为以城市规模和人力资本为门限变量的门限模型估计结果。结果显示,就业乘数效应随着城市规模的扩大而增大,大城市的就业乘数相当于中等城市的 6 倍,小城市的 18 倍,说明就业岗位

六、结论及政策启示

制造业是国民经济的主体,是立国之本、兴国之器、强国之基,其转型升级是中国实现创新驱动发展的关键。同时,发展制造业是实现充分就业的重要保障,它不仅自己吸纳大量劳动力,而且通过带动服务业的发展创造更多就业,实现包容性经济增长。本文

使用 2003~2015 年城市面板数据考察了制造业就业的变化对本地服务业就业的带动作用, 结果发现, 制造业对服务业的短期就业乘数为 1.1, 长期就业乘数为 0.57, 西部地区的就业乘数效应最大, 中部地区次之, 东部地区最小。相对于生活性服务业和公共服务, 制造业对生产性服务业的带动作用最大, 这也说明中国生产性服务业发展相对滞后, 尚有较强的提升空间。另外, 不同劳动力市场状况下制造业对服务业就业的乘数效应存在异质性, 一个灵活开放的劳动力市场更有利于乘数效应的发挥。当地劳动力的数量和质量也是决定地区产业政策效果的关键, 过高的生活成本会降低地区就业乘数。

基于上述研究结果, 本文提出以下政策建议: (1) 切实实施制造强国战略, 促进制造业与服务业深度融合。在新一轮科技革命和产业加速变革的背景下, 各发达国家都积极推进“再工业化”战略, 以强化其制造业在全球的竞争优势。2015 年中国制定了《中国制造 2025》, 为制造业的转型升级、建设世界强国而布局。目前中国东部地区出现了局部的“去工业化”现象, 这正是发达国家曾经经历的阶段, 但“去工业化”并不意味着服务业占比越高越好, 而是要推动传统产业向中高端迈进, 变生产型制造为服务型制造, 将一部分服务功能从制造业中外包出去, 这既能提高制造业的劳动生产率, 又能带动服务业就业增加。另外, 进一步优化制造业布局, 鼓励和推进制造业从东部沿海向内陆地区转移, 是当前实施制造强国战略和稳定就业政策的合理选择。(2) 提高劳动力市场灵活性, 促进人力资源合理配置。应进一步深化市场经济体制改革, 发挥市场在资源配置中的决定性作用, 人力资本的回报要能够反映劳动生产率, 这有利于将劳动力配置到合适的位置, 充分发挥劳动力的主观能动性, 释放新的“人口红利”。要促进劳动力在地区、行业、企业之间自由流动, 放松户籍制度的限制, 缓解由劳动力市场制度性分割带来的劳动力成本上升。同时, 鼓励人才从生产率低的行业和企业向生产率高的行业和企业流动, 这也是实现产业迈向中高端的必要条件。(3) 进一步提升劳动者素质, 打造更多区域就业中心。就业创造的乘数效应受城市规模和人力资本的正向影响, 只有城市规模达到一定程度, 人力资本存量较高的地区, 制造业就业才会更好地带动服务业就业。因此, 要继续扩大高等教育规模, 加强现有劳动力技能培训, 提高人力资本存量。在有条件的城市建立产业服务中心, 通过土地税收等优惠政策吸引企业入驻, 增加人才间的交流互动, 通过经济集聚创造更多就业岗位, 形成区域就业中心。

参考文献:

1. 常进雄(2005):《中国就业弹性的决定因素及就业影响》,《财经研究》,第 5 期。
2. 陈霞、刘建民(2016):《投资、消费、净出口对中国服务业的影响——基于动态投入产出法的分析视角》,《系统工程》,第 6 期。
3. 丁守海(2009):《中国就业弹性: 究竟有多大?——兼论金融危机对就业的滞后冲击》,《管理世界》,第 5 期。

4. 赖德胜、包宁(2011):《中国不同区域动态就业弹性的比较——基于面板数据的实证研究》,《中国人口科学》,第6期。
5. 李红松(2010):《资本-劳动替代的技术特征及其对扩大就业的启示》,《武汉科技大学学报(社会科学版)》,第1期。
6. 夏杰长(2000):《我国劳动就业结构与产业结构的偏差》,《中国工业经济》,第1期。
7. 于立、姜春海(2003):《中国乡镇企业吸纳劳动就业的实证分析》,《管理世界》,第3期。
8. 袁志刚、高虹(2015):《中国城市制造业就业对服务业就业的乘数效应》,《经济研究》,第7期。
9. 张川川(2015):《地区就业乘数:制造业就业对服务业就业的影响》,《世界经济》,第6期。
10. 张华初(2008):《中国就业结构演变的SDA分析》,《中国人口科学》,第2期。
11. Auricchio, M. (2015), Local Manufacturing Multiplier and Human Capital in Italian Local Labor Markets. PhD thesis of Libera Università Internazionale degli Studi Sociali 'Guido Carli'.
12. Bashford Fernández, J.M. (2014), A New Look at Local Employment Multipliers: Preliminary Evidence from Spain. PhD thesis of Universidad de Oviedo.
13. de Blasio, G., and Menon, C. (2011), Local Effects of Manufacturing Employment Growth in Italy. *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*. 70(3):101-112.
14. Duranton, G. (2004), Micro-foundations of Urban Agglomeration Economies. In Henderson J.V. and Thisse J. (eds). *Handbook of Regional and Urban Economics*. 4:2063-2117.
15. Faggio, G., and Overman, H. (2014), The Effect of Public Sector Employment on Local Labor Markets. *Journal of Urban Economics*. 79:91-107.
16. Gerolimetto, M., and Magrini, S. (2014), Spatial Analysis of Employment Multipliers in Spanish Labor Markets. *Rivista Italiana di Economia Demografia e Statistica*. 68:87-94.
17. Isserman, A.M. (1975), "Regional Employment Multiplier: A new Approach": Comment. *Land Economics*. 51(3):290-293.
18. Li, H., Li L., Wu B., and Xiong Y. (2012), The End of Cheap Chinese Labor. *The Journal of Economic Perspectives*. 26(4):57-74.
19. Malgouyres, C. (2013), Trade Shocks and Local Employment Multipliers: Evidence from France. ERSA Conference Papers.
20. Mathur, V.K., and Rosen, H.S. (1974), Regional Employment Multiplier: A New Approach. *Land Economics*. 50(1):93-96.
21. McGuire, T.J. (1992), Review: Who Benefits from State and Local Economic Development Policies? By Timothy J. Bartik. *National Tax Journal*. 45(4):457-459.
22. Moretti, E. (2010), Local Multipliers. *American Economic Review*. 100:1-7.
23. Moretti, E., and Thulin, P. (2013), Local Multipliers and Human Capital in the United States and Sweden. *Industrial and Corporate Change*. 22(1):339-362.
24. Van Dijk, J.J. (2014), Local Effects of Employment Growth in the Tradable Sector in Europe. OECD GOV/RDP Working paper.
25. Wang, T. (2017), Manufacturing Growth and Local Multipliers in China. Louisiana State University Working Paper.

(责任编辑:朱 犁)