

# 基于偏离份额法的就业乘数效应研究

## ——制造业对服务业的影响

李雪增<sup>1</sup>, 李煜<sup>2</sup>

<sup>1</sup>东北财经大学, 辽宁 大连

<sup>2</sup>中国人民银行大连分行, 辽宁 大连

Email: xuezeng\_li@dufe.edu.cn

收稿日期: 2020年10月26日; 录用日期: 2020年11月11日; 发布日期: 2020年11月18日

### 摘要

本文利用2003~2013年中国30个省份的就业面板数据, 运用偏离份额法构造了由国家份额和产业结构混合而成的工具变量, 估计了中国省级层面制造业就业对服务业就业的影响, 并进一步讨论了就业乘数的影响因素。研究结果表明: 首先, 在样本考察期间, 制造业行业每增加一个岗位, 在其他条件不变的情况下, 会给同一地区的服务业部门创造0.571个就业岗位; 其次, 需要高技术和高人力资本的制造业行业所产生的就业乘数效应大于低技术和低人力资本的制造业部门; 再次, 制造业部门的劳动需求冲击对资本密集型服务业的就业带动十分有限, 而对劳动密集型服务业的就业创造具有更大的促进作用; 最后, 在人口规模大的地区, 制造业就业对服务业就业的乘数效应显著为正, 而在人口规模小的省份, 制造业部门对服务业部门的就业乘数效应并不显著, 甚至为负, 对服务业部门的就业产生了挤出效应。

### 关键词

制造业就业, 服务业就业, 就业乘数

# Research of Employment Multiplier Effect Based on Shift-Share Method

## —The Impact of Manufacture Sector on Local Service Sector

Xuezeng Li<sup>1</sup>, Yu Li<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Dongbei University of Finance and Economics, Dalian Liaoning

<sup>2</sup>The People's Bank of China Dalian Branch, Dalian Liaoning

Email: xuezeng\_li@dufe.edu.cn

Received: Oct. 26<sup>th</sup>, 2020; accepted: Nov. 11<sup>th</sup>, 2020; published: Nov. 18<sup>th</sup>, 2020

## Abstract

In this paper, we use the provincial employment panel data in 2003-2013 to build the econometric models and the corresponding instrument variables. Secondly, the variables used in the model are analyzed through the methods of descriptive analysis, correlation analysis and unit root test. Moreover, the average multiplier effect of manufacturing employment on local service employment is investigated. The heterogeneity of the multiplier effect of employment is investigated under the condition of different levels of industry technology and different regional scale. Finally, the robustness test of the model is carried out. It does empirical research on the economic multiplier effect between the manufacturing employment and the service industry employment after establishing an appropriate econometric model. It firstly researches the average multiplier effect of employment, then researches the heterogeneity of the multiplier effect of employment, finally it finds the technical level of industry, area size and so on which are the influencing factors to the multiplier effect of employment.

## Keywords

Manufacturing Employment, Service Industry Employment, Employment Multiplier Effect

Copyright © 2020 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

## 1. 引言

近二十年来, 中国的经济增长更多地依赖于投资和出口, 而内需增长乏力, 当前中国经济正面临增长从依靠投资、出口驱动, 向依赖于内需的结构性转变, 经济体也正逐渐从工业化时代向后工业化时代过渡, 随着我国工业化的不断完成以及人口红利消失所带来的制造业吸收就业能力的下降, 中国未来的就业创造, 越来越需要依靠服务业就业的增加。依据国家统计局网站 2015 年公布的数据, 服务业就业人员与全部就业人员之比为 42.4%, 这与 2012 年末相比高出了 6.3 个百分点, 和第一产业与第二产业就业人员相比, 也分别高出 14.0 与 13.2 个百分点, 可以看到服务业从业人员比重正在逐步增长, 是我国吸纳就业的主要力量。中国服务业就业人员在 2013~2015 年间年均增长了 5.8%, 这高出全部就业人员年均增长 5.5 个百分点, 服务业部门就业的增加大大拉动了社会就业总量的上升。但考虑到中国向服务型经济的转型主要起步于工业化, 尤其是制造业的高速发展, 且新常态下我国经济改革的主要着力点是产业结构性改革和升级, 这种产业结构的调整也主要集中在制造业当中, 因此考察制造业就业对本地劳动力市场服务业就业的乘数效应是一个重要的出发点。

就业乘数是指总的就业增量(包括初级就业增量和引致就业增量之和)与初级就业增量的比值。该理论最早由英国经济学家卡恩(1931)提出, 他认为如果制造业部门增加一个劳动需求, 不仅直接提供了一个制造业行业的就业岗位, 而且可能会间接地增加对服务业等其他行业的劳动需求, 从而创造更多的就业岗位。这就是就业乘数理论的基本思想。

在我国, 许多地方政府通过优惠的土地、税收政策进行招商引资时, 除了实现经济增长, 另一个不可忽视的政策目标就是拉动本地区的劳动力就业。制造业部门的每一次招商引资, 不仅会影响其余制造业部门的就业, 而且会带动服务业就业的增长, 最终影响当地总的就业水平, 并且这种就业的乘数效应具有异质性——随制造业、服务业各子行业或地区规模的不同而不同。从这一角度看, 对就业乘数效应

的研究具有重要的现实意义。H. A. Wadsworth & J. M. Conrad (1965) [1]较早研究了劳动力过剩的农村地区的就业乘数效应, 结果表明新的制造业就业机会增加所带来的乘数效应大小取决于当地的劳动力状况和服务能力。Emilia Herman (2016) [2]也认为制造业具有乘数效应, 与经济的其他部门有密切的关系, 他们之间的联系可以是“向后”(如采矿或建筑), 也可以是“向前”(如运输、批发和零售贸易)。Moretti (2010) [3]从经验上直接考察了制造业的本地就业乘数效应, 他利用美国劳动力市场的数据, 发现贸易部门每增加一个就业机会, 会为本地不可贸易的部门带来 1.59 个就业机会, 并且高技能类的制造业就业的乘数效应更为显著; Moretti & Thulin (2013) [4]进一步发现制造业就业乘数效应在瑞典也存在, 并且发现增加一个需要高人力资本岗位的就业所产生的就业乘数效应更大。马弘, 乔雪等(2013) [5]指出, 中国制造业呈现出良性特征的就业动态, 即就业创造的市场反应要比就业损失更快, 就业规模由于出口的增长和劳动生产率的提高而不断扩大, 这种就业动态的良性特征也会通过提高劳动生产效率而进一步促进经济增长。田洪川、石美遐(2013) [6]则研究了制造业产业升级和我国就业数量之前的关系, 结果表明, 制造业产出的增加和产业结构的升级能够显著促进劳动力就业。与此同时, 有关制造业就业对服务业就业的乘数效应的研究也逐渐展开。张川川(2012) [7]较早地注意到中国制造业就业对服务业就业的带动作用, 他使用全国人口普查数据和人口抽样调查数据发现制造业就业比重每增加 1 个百分点, 能够带动服务业就业比重显著上升 0.8 个百分点, 但他只是估计进出口的就业和工资效应, 没有对就业乘数进行探讨; 张川川(2015) [8]在前述研究的基础之上, 使用人口普查微观数据, 更为严格和全面地考察了中国制造业就业对本地服务业就业的乘数效应。研究结果显示, 1990~2005 年和 2000~2005 年由对外贸易冲击带来的制造业就业每增加 1 个岗位, 在其他条件不变的情况下, 能够分别创造大约 0.6 和 0.4 个服务业就业岗位; 袁志刚和高虹(2015) [9]使用中国地级城市就业的宏观统计数据, 研究了制造业就业对本地劳动力市场服务业就业的乘数效应, 并考察了不同城镇化水平和不同城市规模对乘数效应的影响, 但他们并没有对制造业和服务业部门进行细分, 考察就业乘数在不同子行业之间的差异。

需要指出, 尽管国内学者的工作丰富了有关就业乘数效应的研究, 但对于就业乘数大小的估计, 现有实证研究都仅仅以“出口经济指标的变动”作为制造业就业的工具变量, 而忽略了本地区投资、国内需求变动等因素对制造业就业的影响, 具有很大的局限性。本文拟从实证研究层面扩展之前的研究成果, 运用偏离-份额法构造由国家份额和产业结构混合而成的工具变量, 估计就业乘数的大小以及影响因素。

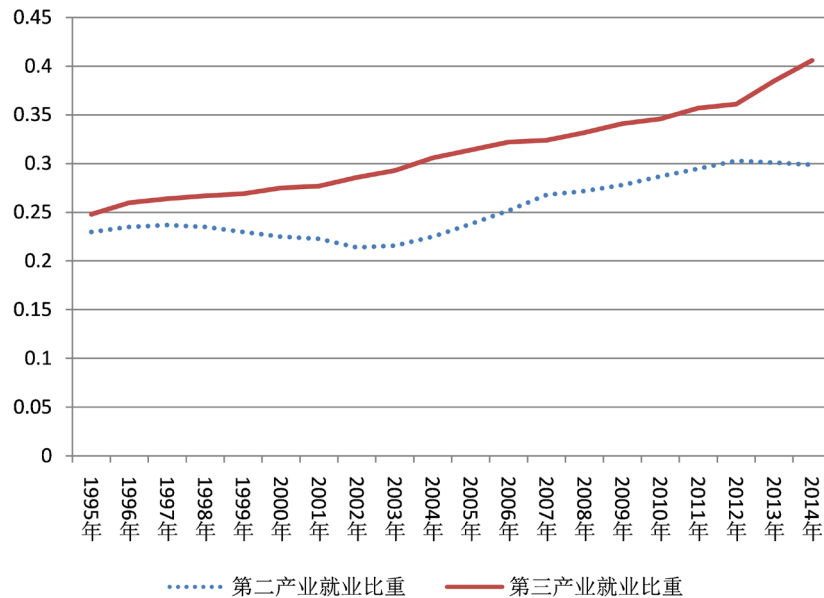
本文的具体安排如下: 第一部分为引言及文献回顾; 第二部分讨论了我国制造业、服务业的就业特征及动态演进趋势; 第三部分对就业乘数效应进行理论分析并提出本文的研究假设; 第四部分介绍本文的样本选择并构建实证模型和工具变量; 第五部分对就业乘数进行估计并讨论就业乘数异质性的影响因素; 第六部分为本文小结。

## 2. 我国制造业、服务业的就业特征与动态演进趋势

根据国家统计局 2014 年公布数据, 2014 年年末服务业从业人员首次超过 40%, 成为就业吸收和容纳的主要行业, 图 1 显示了 1995~2014 年间第二和第三产业的就业人员在全国就业人员中所占比重, 显而易见, 两个产业就业的比重随着时间的推移在稳步增加。服务业的就业比重的增加程度明显大于第二产业, 突显出服务业发展对就业创造的重要作用。

下面的表 1 描述了我国劳动力 2003, 2008 和 2013 年在制造业部门和服务业部门就业的相对变化, 其中: 1) 面板 A 显示了制造业和服务业部门就业人数占全部就业人数的比重随时间的转变。在 2003 年, 制造业部门占总就业人数的 28%, 在 2013 年为 29%左右, 制造业就业人数比例稳定; 相反服务业部门就业人数所占比重由 2003 年的 29%上涨到了 2013 年的 38%左右, 增长率达到 31%, 服务业就业在全国就业人数中所占比重是稳步上涨的, 服务业的就业吸纳能力在不断的增强; 2) 面板 B 则表明尽管具有高等学历的劳动力占全体劳动者的比重不高, 但增长很快, 从 2003 年的 2.2%提高到 2013 年的 6.1%, 增长率

接近两倍; 3) 从面板 C 来看, 高技术水平的劳动力主要分布于制造业而不是服务业, 将这一特点与面板 A 中服务业就业的变化趋势结合起来, 有理由猜测服务业的就业增长可能部分是通过高技术水平制造业发展而间接带动实现的, 这也正是本文实证分析需要验证的一个关于就业乘数效应的理论假说。



**Figure 1.** The proportion of employees in the secondary and tertiary industries from 1995 to 2014  
**图 1.** 1995~2014 年间第二和第三产业的就业人员所占比重

**Table 1.** Distribution of labor force (unit: %)

**表 1.** 劳动力分布(单位: %)

	2003	2008	2013
<b>A: 部门分布</b>			
制造业	28.09	29.67	28.97
服务业	29.30	33.20	38.50
<b>B: 教育分布</b>			
低等学历	79.4	83.3	68.3
中等学历	18.4	14.5	25.6
高等学历	2.2	2.2	6.1
<b>C: 高技能工人的分布</b>			
制造业	8.33	13.13	14.3
服务业	84.1	79.87	78.73
高技术服务业	11.57	8.16	9.6

### 3. 理论机制和研究假说

假设当地制造业部门出现劳动力需求的一个永久性增加, 或现有的制造业企业得到了一个外生的劳

动生产率冲击,其直接影响是显而易见的:新企业的建立或劳动生产率的提高导致了制造业的就业增加。更深远的效果是间接影响。如果劳动力的供给不是无限弹性的,那么当制造业部门由于某种外生冲击而增加了就业时,整个地区的均衡工资和就业人数会提高,进而地区总收入水平也会上升。根据拉克定理:随着经济的发展,社会人均国民收入水平也会提升,就业人口首先会由第一产业向第二产业转移;当人均国民收入水平进一步提升时,就业人口在第一产业的分布将减少,向第二、第三产业转移,尤其是第三产业增加较多,如餐饮、清洁服务、法律服务、医疗服务、零售、个人服务等行业的就业会增长。

制造业部门就业人数增加对当地其他制造业部门和服务业部门就业产生的影响,以及这种乘数效应的发挥取决于诸多因素。制造业部门就业增加对服务业部门的就业派生作用依赖于以下几个因素:

首先,它取决于制造业从业人口对服务业产品的消费偏好。对服务品的偏好越强,越意味着城市总收入的增加在很大程度上都贡献给了本地的商品和服务,因此就业的乘数效应会比较大。当其他条件都相同时,制造业工人对服务品的偏好越强,其服务需求就越强,就会带动服务业部门就业扩张,从而会在服务业部门创造更多的就业。

其次,乘数的大小还取决于服务业部门的技术水平。当制造业部门就业增加相同单位,其他条件也相同时,越是劳动密集型的服务业,越会产生一个更大的乘数效应。假定制造业部门劳动力需求增加相同数量,其对服务需求的规模相同,当服务业部门的劳动密集程度越高,生产一单位服务所需要的劳动力投入也就越大,因此所带来的就业的扩张程度也就越大。反之,越是资本密集或是技术密集型的服务业部门,就业乘数在数量上应小于对劳动密集型服务业部门。

再次,乘数的大小也取决于在制造业部门新增加的就业岗位的类型。高技术岗位和需要高水平的人力资本的岗位应该比低技术岗位和需要低水平的人力资本的岗位所产生的乘数效应更大。原因是,高技术岗位和需要高水平的人力资本的工作有更高的生产率,因此得到更高的收入。这反过来意味着在某地区的总收入水平有较大的增加,会引起在本地服务的需求较大的增加。此外,高收入家庭往往会在个人服务上花费更多的收入,而这些个人服务基本都是服务业。梁红梅(2013)认为,服务业占国民经济的比重,随人均收入水平的提高而上升。因此,假定服务业的商品为正常品,更高的收入往往就意味着对服务更多的需求,在劳动力供给弹性相同的情况下,对服务业就业的创造力更强。

最后,制造业就业机会的增加对服务业部门就业乘数效应在不同的地区之间可能存在不同的效应。不同的地区之间经济结构、城市规模和经济集聚程度都不相同。在我国,地区规模是影响就业的乘数效应发挥的重要因素。地区规模通过几个方面影响制造业对服务业就业的创造能力:第一,地区规模越大,会带来更强的经济集聚。张昕,李廉水(2006)分析证实,经济集聚对我国城市制造业劳动生产率的提高有显著影响;第二,地区规模的差异在一定程度上也反应了地区之间劳动力流动以及劳动力供给弹性的差异。地区规模越大,劳动力的流动性越高,已有文献表明,劳动力倾向于流向城市规模更大的地区(如王世平,毛海涛等,2015)。反之地区规模越小,劳动力流动性较低,制造业部门劳动力需求的增加会带来劳动力成本的较高增长,从而挤出其他部门的就业;第三,大城市较强的经济集聚效应使得技术密集型、资本密集型部门通常分布在规模比较大的地区,因此高技能水平劳动力,就业时应该选择在规模较大地区的技术密集型部门就业。地区规模越大,高技能水平的劳动力越多,他们往往具有更高的人力资本和更高的工资,这会促进服务业部门的就业扩张。

综合上述讨论,本文简要归纳下述理论假说:

假说 1、制造业各行业中,需要高技术和需要高人力资本的制造业行业所产生的就业乘数应比那些低技术和低人力资本的制造业行业所产生就业乘数要大。

假说 2、制造业部门在受到劳动力需求冲击时,对服务业各细分行业产生的就业乘数效应与服务业各行业的技术水平有关。制造业部门就业增长对技术密集型或资本密集型的服务业的带动十分有限,而



对低端服务业或劳动密集型服务业的就业创造具有更大的促进作用。

假说 3、地区规模越大, 其经济集聚程度就越高, 进而对服务业需求也越大, 因此, 地区规模越大, 制造业的就业岗位的增加对于服务业就业创造的乘数效应越大。

## 4. 模型、数据与研究变量

### 4.1. 样本选择和数据来源

本文主要使用的数据是 2004~2014 年的《中国城市统计年鉴》和《中国劳动统计年鉴》, 根据年鉴构造了中国 30 个省份的 2003~2013 年就业情况的面板数据。从 2003 年起, 我国新的国民经济行业分类标准开始施行, 使用 2003 年之后的数据则可使服务业各行业就业指标的一致性得以保证。此外, 西藏自治区不包括在回归中, 西藏省份的数据缺失较为严重, 因此加以剔除以避免影响回归结果。服务业部门的行业细分也按照 2003 年新国民经济行业分类标准分为 14 个行业: 交通仓储邮电业, 计算机服务、软件和信息传输业, 批发零售贸易业, 住宿餐饮业, 金融业, 房地产业, 租赁和商业服务业, 科研、技术服务和地质勘查业, 水利、环境和公共设施管理业, 居民服务和其他服务业, 教育业, 卫生、社会保险和社会福利业, 文化、体育和娱乐业, 公共管理和社会组织。在一些文献中, 作为中间投入的服务业通常被归类为可贸易品, 这类服务业并不完全由当地城市的需求决定。在我国, 这类作为中间投入的服务业主要集中在生产性服务业。但我国生产性服务业跟国外发达国家相比, 发展相对滞后, 其服务主体仍然是当地市场。因此我们不对生产性服务业进行剔除, 而认为我国生产性服务业的劳动力需求仍受本地制造业发展状况的影响。

### 4.2. 模型设定、变量选取与说明

本文利用面板数据, 并控制时间固定效应, 对劳动力需求冲击和本地就业的长期影响之间的关系进行评估。用来估计就业乘数的回归方程如下:

$$E_{c,t}^S - E_{c,t-1}^S = \beta_0 + \beta_1 (E_{c,t}^M - E_{c,t-1}^M) + \alpha' Year_t + \beta' Prov_{c,t-1} + \varepsilon_{c,t} \quad (1)$$

其中  $E_{c,t}^S$  和  $E_{c,t}^M$  表示  $c$  省份在  $t$  年服务业部门和制造业部门的就业人数。 $Year_t$  是时间虚拟变量, 是为了控制国家冲击对服务业部门就业的影响。可将时间虚拟变量视为每一期所特有的截距项, 解决了不随城市变化但随时间而变的遗漏变量问题, 从而控制全国层面国家冲击对服务业就业的影响。误差项用  $\varepsilon_{c,t}$  来表示。本文在对制造业部门受劳动力需求冲击后对服务业部门就业的变化进行回归时, 使用了服务业就业的一阶差分, 因此没有控制随城市变化, 而不随时间变化的固定效应。这种固定效应往往是存在的, 并且通常难以观测到, 或者难以通过有效的方式进行计量。例如: 每个地区服务业就业的变化, 通常与这个城市领导人的政治立场、政策导向十分相关。若某个城市的领导人倾向于将政府投资用在资本密集的产业, 其对服务业就业的创造作用就十分有限。因此, 用向量  $Prov_{c,t-1}$  来表示滞后一期每个地区都存在的地区特征, 这种地区特征随地区的不同而变化, 并且会影响服务业和制造业的就业情况。省份层面的控制变量主要包括两个变量: 省份固定资产投资占本省 GDP 的比重和政府预算内支出占本省 GDP 的比重。具体而言, 本省 GDP 中政府预算内支出所占比重作为政府干预的代理变量。从理论上来说, 一方面, 政府预算内支出会通过补贴等方式有效的提高了经济聚集, 提高了当地的收入水平, 从而提高了对服务业的需求, 继而产生一个较大的就业乘数; 另一方面, 政府干预有可能会在一定程度上造成过度的资本深化, 要素市场资源错配, 而这对服务业的就业创造有十分不利的影响。陆铭, 欧海军(2011)认为, 政府行为对就业有影响, 出于税收最大化的目的以及政绩考核制度的制约, 我国地方政府倾向于投资资本密集度高的企业, 因此使经济增长中的资本密集程度与现阶段的资源禀赋相背离, 经济增长的就业弹性下降。基于这样的事实, 政府干预程度越高, 越不利于服务业就业的创造。因此, 控制政府干预的程度, 会减少估计的偏误。相应的,

本省 GDP 中固定资产投资内支出所占比重也会影响服务业的就业。一个地区投资水平的上升, 会对制造业劳动力需求造成冲击, 从而影响服务业的就业。但若一个地区的经济增长更依赖于消费, 那么固定资产投资占比较高的城市对服务业的需求可能比较低。刘文超(2009)认为, 我国固定资产投资的快速增长并没有对就业规模的扩张产生显著的影响。类似地, 王岩(2012)等认为固定资产的一次投资可以立即提高工业部门就业, 但对服务业部门就业水平提高影响甚微。控制投资占比在一定程度上可以减轻遗漏变量的影响。

### 4.3. 工具变量

如果观察不到的冲击对当地经济服务业部门的规模造成影响, 同时也影响制造业部门的就业水平, 模型(1)的 OLS 估计很可能不一致。具体而言, 对一个地区劳动力供给的不可观测的时变冲击可能会导致估计的偏差。比如说: 基础设施的变化, 犯罪, 学校的质量, 当地的公共服务, 地方税收等。这种偏差是正向的还是负向的, 取决于制造业部门就业的变化和冲击(残差  $\varepsilon_{c,t}$ )之间的相关关系是正向的还是负向的。若这种观测不到的冲击与制造业部门的就业是正相关的, 冲击导致制造业部门的就业机会增加, 从而就业乘数也会增大; 反之, 就业乘数则会减小。除去遗漏变量可能导致的偏差外, 对模型(1)的 OLS 估计可能会产生逆向因果关系。不仅制造业的劳动力需求冲击会影响服务业就业的创造, 服务业部门的发展也有可能对制造业部门的就业产生影响。顾乃华等(2006)基于面板数据的实证分析认为我国在转型期间生产性服务业的发展有利于提升制造业的竞争力, 江静, 刘志彪等(2007)也实证分析了生产性服务业提高制造业效率的内在机理, 因此, 服务业和制造业的发展是相辅相成, 互为补充的。

为了解决这个问题, 本文使用偏离一份额法(shift-share)构造工具变量, 使制造业部门劳动力需求的外生变化孤立出来。该方法是将一个特定区域的经济变量(如: 收入、产出或就业等)在某一时期的变动分解为三个分量, 即份额分量(national share), 结构分量(industrial mix)和竞争力偏离分量(shift share effect), 通常用于描述区域经济变量随时间的变动情况。具体而言, 本文基于 GB4754/T-2002 对制造业各细分行业进行编码, 分为 30 个制造业行业。这些制造业行业包括: 农副食品加工业, 食品制造业, 饮料制造业, 烟草制造业, 纺织业, 纺织服装、鞋、帽制造业, 皮革、毛皮、羽毛及其制品业, 木材加工及木材藤棕草制品业, 家具制造业, 造纸机纸制品业, 印刷业和记录媒介复制, 文教、体育用品业, 石油加工、炼焦以及核燃料加工业, 化学原料及化学品制造业, 医药制造业, 化学纤维制造业, 橡胶制造业, 塑料制造业, 非金属矿物制品业, 黑色金属冶炼及压延加工业, 有色金属冶炼及压延加工业, 金属制品业, 通用设备制造业, 专用设备制造业, 交通运输设备制造业, 电器机械及器材制造业, 通信设备、计算机及其他电子设备制造业, 仪器仪表及文化、办公用机械制造业, 工艺品及其他制造业, 废弃资源和废旧材料回收加工业。用这 30 个制造业行业( $j$ )来计算区域  $c$  在  $t$  时期制造业部门就业增长的工具变量, 具体如(2)式所示:

$$\sum_j E_{c,j,t-1}^M \left( \ln(E_{j,t}^M - E_{c,j,t}^M) - \ln(E_{j,t-1}^M - E_{c,j,t-1}^M) \right) \quad (2)$$

该工具变量由国家份额(national share)和产业结构(industrial mix)混合组成, 但不包括本地区的就业, 从子行业  $j$  的全国变化中, 把区域  $c$  子行业  $j$  就业的外生变化分离出来。使用此工具变量, 既利用了制造业部门各子行业的就业数据和行业结构, 构建出贴合制造业实际就业冲击的外生变化, 而且降低了制造业就业与服务业就业的内生性。此外, 由于基期的行业组成不同, 这些全国性的变化对不同省份的影响不同。直观地说, (2)式的工具变量捕捉到了与当地劳动力需求密切相关的外生变化, 因为这些全国性的变化不反映当地的经济状况。

### 4.4. 变量描述性统计

表 2 对制造业部门和服务业部门的就业提供了详细的统计。观察表 2 可以发现: 首先, 在制造业部门, 就业在 2003~2013 年间平均增加了 76% (759,101 个就业机会), 服务业部门的就业增加了 52%

(978,634 个就业机会), 服务业就业机会的绝对增长大于制造业部门; 其次, 表 2 显示出高技术制造业行业的就业人数增长较快, 2013 年就业人数大约是 2003 年高技术制造业行业就业人数的 2 倍。低技术制造业的就业增长则没有这么迅猛, 其就业增加了 60% (538,975 个就业机会)。在服务业部门中也可以看到类似的规律。服务业行业中, 高技术服务业的就业增长也高于低技术服务业。与 2003 年比, 2013 年高技术服务业就业人数增加了 135% (145,053 个就业岗位), 而低技术服务业的就业人数只增加了 49% (85,780 个就业岗位)。

**Table 2.** Description of variable statistical characteristics

**表 2.** 变量统计特征描述

		2003	2008	2013
制造业就业人数	平均值	99.31751	114.4494	175.2277
	标准差	70.25543	104.9833	204.858
	最小值	6.841	7.2975	10.6098
	最大值	283.791	416.472	1020.25
服务业就业人数	平均值	185.0743	199.9023	282.9377
	标准差	113.7801	123.7506	178.0619
	最小值	12.58	14.92	36.92
	最大值	414.78	498.16	743.16
制造业(高技术行业)就业人数	平均值	10.90295	15.53244	32.46805
	标准差	13.82195	24.42374	59.80083
	最小值	0.2484	0.2383	0.3657
	最大值	68.7817	116.603	297
制造业(低技术行业)就业人数	平均值	88.41451	98.91705	142.312
	标准差	59.7849	85.22166	149.0112
	最小值	6.3118	6.3454	8.4438
	最大值	256.346	311.419	722.388
制造业(高人力资本行业)就业人数	平均值	32.99098	39.59061	66.50982
	标准差	22.15336	33.85831	77.20915
	最小值	1.3883	1.7016	2.0362
	最大值	90.234	155.856	371.213
制造业(低人力资本行业)就业人数	平均值	66.32649	74.8588	108.2703
	标准差	50.85823	75.23483	131.2372
	最小值	5.3595	5.4546	7.256
	最大值	211.491	260.616	648.175
服务业(高技术行业)就业人数	平均值	10.717	13.34933	25.22233
	标准差	9.57217	13.19108	24.44578
	最小值	1.09	1.39	0.09
	最大值	54.31	73.51	117.89



Continued

服务业(低技术行业)就业人数	平均值	174.313	186.553	260.094
	标准差	106.7713	114.7437	167.1128
	最小值	11.29	13.37	4.21
	最大值	382.48	466.9	680.45
固定资产投资占 GDP 的比重	平均值	42.42858	54.89379	75.41198
	标准差	11.48731	13.04585	21.469
	最小值	23.31667	29.02539	26.12767
	最大值	79.08648	79.37062	128.212
政府预算内投资占 GDP 的比重	平均值	10.73146	13.65316	17.70917
	标准差	3.473856	4.084229	5.142539
	最小值	6.299976	7.321831	10.76026
	最大值	20.05963	22.29717	27.51863

## 5. 实证回归结果及分析

### 5.1. 基准回归结果

本部分的实证分析基于模型(1)展开, 表 3 主要报告了制造业就业变化对服务业就业创造作用的整体效应。这个效应包括 OLS 回归结果和工具变量回归结果。除了包括核心的解释变量之外, 回归 1 和回归 3 仅控制了年份虚拟变量, 也就是时间固定效应, 而没有控制省份层面的控制变量, 用来和回归 2 和回归 4 进行对比分析。而回归 2 和回归 4 根据回归方程进行回归, 不仅控制了时间固定效应, 也控制了省份层面的控制变量: 固定资产投资占 GDP 的比重和政府预算内支出占 GDP 的比重。表 3 中 2~3 列的 OLS 估计结果显示, 制造业部门的劳动力需求冲击会对服务业部门的就业变化产生十分显著的影响。在我们不控制省份层面的控制变量时, 省份地区制造业部门的就业增加一个单位, 导致同一地区服务业部门在长期内额外增加 0.276 个就业单位。在回归 2 进一步控制了可能同时影响制造业部门就业和服务业部门就业的省份层面的控制变量时, 主要的结果不变。此外结果还显示, 政府预算内支出占比和固定资产投资占比并没有十分显著的影响服务业就业的变化。正如前文所述, 由于模型存在潜在的遗漏变量问题与反向因果问题, 对公式(1)进行 OLS 估计很可能会产生估计偏差的问题。因此需要进行工具变量回归。工具变量的估计表明, 在回归 3 中, 没有控制省份层面的控制变量的情况下, 我国省份地区制造业部门的就业增加一个单位, 导致同一地区服务业部门在长期内额外增加 0.491 个就业单位, 这与 OLS 估计结果相比增加了 0.215 个就业单位, 这可能是由于使用工具变量减少了由于内生性带来的估计结果的偏差, 更准确的估计了制造业对服务业的就业乘数效应, 而在回归 4 中控制了省份层面的控制变量后, 仍不改变主要结果。

表 4 给出了两个替代模型的估计结果。第二列和第三列显示的结果是基于耐用品制造业部门就业人数的变化, 第四列和第五列显示的结果是基于非耐用品制造业部门的就业。本文中, 根据北美产业分类体系(NAICS)对制造业各行业进行耐用品行业的分类, 结果表明: 耐用品制造业部门的就业乘数低于非耐用品制造业的就业乘数。耐用品制造业部门的就业变化会显著的影响服务业部门的就业。在各个地区, 增加耐用品制造业部门一个单位就业机会, 导致同一地区服务业部门额外增加 0.742 个就业单位。然而非耐用品制造业部门的就业额外增加一个单位会在长期内引起服务业部门增加 2.079 个就业单位, 但这种影响并不显著不为零。

**Table 3.** Description of variable statistical characteristics  
**表 3.** 变量统计特征描述

解释变量	OLS		工具变量	
	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4
制造业就业变化	0.276*** (0.072)	0.278*** (0.077)	0.491** (0.191)	0.571** (0.242)
固定资产投资占 GDP 比重		-0.096 (0.096)		-0.004 (0.098)
政府预算内支出占 GDP 比重		0.453 (0.575)		0.779 (0.628)

**Table 4.** Alternative model employment multiplier effect  
**表 4.** 替代模型就业乘数效应

解释变量	耐用品部门		非耐用品部门	
	OLS	工具变量	OLS	工具变量
制造业就业变化	0.445*** (0.127)	0.742*** (0.253)	0.632*** (0.113)	2.079 (1.618)
固定资产投资占 GDP 比重	-0.085 (0.096)	-0.018 (0.091)	-0.124 (0.095)	0.016 (0.165)
政府预算内支出占 GDP 比重	0.458 (0.574)	0.6689 (0.600)	0.384 (0.576)	0.937 (0.790)

## 5.2. 就业乘数效应的异质性

### 1) 制造业技术差异对就业乘数的影响

表 5 显示了在制造业部门区分高、低技术的企业后, 乘数效应的大小。高技术制造业有不同的定义。在这里, 根据北美产业分类体系(NAICS), 本文中定义的高技术制造业行业主要包括: 医药制造业, 通信设备、计算机及其他电子设备制造业, 仪器仪表及文化、办公用机械制造业。制造业部门余下的行业定义为低技术制造业行业。

**Table 5.** Employment multiplier effect of manufacturing technology classification  
**表 5.** 制造业技术分类就业乘数效应

解释变量	高技术制造业		低技术制造业	
	OLS	工具变量	OLS	工具变量
制造业就业变化	0.913*** (0.247)	1.539*** (0.503)	0.369*** (0.087)	0.982 <sup>†</sup> (0.562)
固定资产投资占 GDP 比重	-0.0748 (0.097)	0.0007 (0.092)	-0.111 (0.095)	0.012 (0.117)
政府预算内支出占 GDP 比重	0.394 (0.576)	0.567 (0.58)	0.443 (0.574)	0.942 (0.718)

表 5 的回归结果显示, 高技术制造业部门的就业显著影响了服务业部门的就业。在一家高科技的制造业企业增加一个额外的工人, 会在服务业部门产生 1.53 个额外的工作。而低技术水平制造业对于服务业部门总体就业的增加没有显著影响。研究结果表明, 本文所估计的制造业部门就业变化所产生的就业乘数, 高科技企业比低技术企业要大。这有可能是因为, 高科技公司往往雇用更多高技术工人, 因此支付比低技术公司更高的工资。这意味着, 一个地区如果吸引了一个高技术的制造业企业, 对本地服务品的需求的增加相对更多。

## 2) 制造业人力资本差异对就业乘数的影响

表 6 的工具变量回归结果显示, 对高人力资本的制造业工人的乘数效应比低人力资本的制造业工人高。在当地低人力资本制造业部门增加一个额外的工人, 所引起的当地服务业部门的就业增加并非十分显著不为零的。与之相反, 在当地具有高人力资本的制造业部门增加一个工人, 对当地服务业部门的乘数效应为 1.279。因此, 在具有高人力资本的制造业部门增加一个工人, 在服务业部门会创造 1.279 个新的就业机会。根据回归结果来看, 实证结果初步验证了理论假说 1, 制造业各行业中, 需要高技术和需要高人力资本的制造业行业所产生的就业乘数应比那些低技术和不需要太高人力资本的制造业所产生就业乘数要大。因为制造业行业的技术水平越高, 或者其岗位需要更高的人力资本, 这些人的工资收入水平比较高, 从而有更大的就业乘数。

**Table 6.** Employment multiplier effect of manufacturing human capital classification

**表 6.** 制造业人力资本分类就业乘数效应

变量	高人力资本制造业		低人力资本制造业	
	OLS	工具变量	OLS	工具变量
制造业就业变化	0.827*** (0.201)	1.279*** (0.369)	0.376*** (0.087)	1.068 (0.682)
固定资产投资占 GDP 比重	-0.075 (0.097)	-0.014 (0.092)	-0.114 (0.095)	0.016 (0.119)
政府预算内支出占 GDP 比重	0.511 (0.578)	0.713 (0.602)	0.385 (0.575)	0.83 (0.687)

## 3) 服务业技术差异对就业乘数的影响

服务业部门就业机会的增加程度也取决于当前部门的技术水平, 相较于高技术或技术密集型服务业行业来说, 低技术或劳动密集型的服务业行业从制造业部门的就业扩张中获益更大。这主要是因为当制造业部门劳动力需求增加相同单位时, 其对服务需求的规模相同, 服务业部门的劳动密集程度越高, 生产一单位服务所需要的劳动力投入也就越大, 因此所带来的就业的扩张程度也就越大。此外, 制造业部门就业变化对不同服务业部门就业的溢出效应, 还与劳动力流动性相关。劳动力流动性越高的部门, 其劳动力供给弹性越大, 在受到劳动力需求冲击时就业数量调整较快。在我国, 中低端服务业行业的技术含量比较低, 因此由农村向城市转移的劳动力比例较高, 而且其从业人员的可替代性比较强, 单位附属关系弱, 因此低技术服务业行业的劳动力流动性较高。本文中高技术服务业定义为: 计算机服务、软件和信息传输业, 科研、技术服务和地质勘查业。

表 7 显示了制造业部门就业对于不同技术水平的服务业部门的就业影响。回归结果显示, 制造业部门的就业冲击只对劳动密集型的服务业产生了显著的正向促进作用。相对于高技术或者技术密集型的服务业产业, 劳动密集型或者低技术的服务业部门更能从制造业部门就业扩张所产生的溢出效应中获益。

具体地说, 制造业部门就业每增加一个单位, 会带来劳动密集型制造业增加 0.531 个就业单位, 而高技术服务业相应的就业乘数只有 0.118。劳动密集型服务业的就业扩张效应最大, 主要是因为其部门生产一单位服务所需要的劳动投入较大, 且由于其较低的就业门槛、较强的可替代性和大量低技能水平的劳动力, 从而劳动力流动性较强, 劳动力供给弹性较高, 就业的乘数效应更大。从回归结果来看, 验证了假说 2, 制造业部门在受到劳动力需求冲击时, 对服务业各细分行业产生的就业乘数效应与服务业各行业的技术水平有关。制造业部门受到劳动力冲击后, 其对技术密集型或资本密集型服务业的就业带动十分有限, 而对低端服务业或劳动密集型服务业的就业创造具有更大的促进作用。

**Table 7.** Employment multiplier effect of service industry technology classification  
**表 7.** 服务业技术分类就业乘数效应

解释变量	高技术服务业		低技术服务业	
	OLS	工具变量	OLS	工具变量
制造业就业变化	-0.011 (0.139)	0.118 (0.194)	0.253*** (0.072)	0.531** (0.236)
固定资产投资占 GDP 比重	-0.121 (0.197)	-0.08 (0.19)	-0.009 (0.083)	0.079 (0.089)
政府预算内支出占 GDP 比重	0.243 (1.584)	0.387 (1.573)	0.599 (0.713)	0.909 (0.745)

#### 4) 地区规模差异对就业乘数的影响

制造业部门就业机会的增加对服务业部门的就业创造作用在不同的地区之间可能存在差异。在我国, 地区规模是影响就业的乘数效应发挥的重要因素。地区规模通过各个方面影响制造业对服务业的就业创造能力。那么, 地区规模的不同对制造业部门就业乘数效应的发挥究竟会产生什么样的影响呢? 在表 8 的 2-3 列和 4-5 列的回归结果中, 本文将我国 30 个省份按年末人口数量进行了分组, 分为地区规模大和地区规模小两组, 用每个省份的人口数量作为地区规模的度量, 分别考察制造业部门就业增加对服务业部门就业的乘数效应在不同地区规模下的发挥效果。

**Table 8.** Employment multiplier effect by region size  
**表 8.** 地区规模分类就业乘数效应

解释变量	地区规模大		地区规模小	
	OLS	工具变量	OLS	工具变量
制造业就业变化	0.253*** (0.074)	0.346** (0.148)	0.106 (0.159)	-3.421 (7.602)
固定资产投资占 GDP 比重	0.063 (0.122)	0.105 (0.109)	0.071 (0.147)	0.435 (0.804)
政府预算内支出占 GDP 比重	0.964 (1.198)	0.889 (1.172)	0.505 (0.636)	-0.343 (1.858)

根据表 8 的估计结果, 只有在人口数量多的地区, 制造业就业对服务业就业的乘数效应才显著为正。人口数量多的地区, 制造业部门增加一个额外的从业人员, 就会带动服务业部门在长期内增加 0.346 个

就业单位。而人口数量比较少的地区, 制造业部门就业对服务业部门就业的影响并不显著, 甚至成负相关, 对服务业部门的就业产生了挤出效应。这有可能是因为在规模更大的地区, 由于集聚效应, 制造业就业的增加相同幅度所带来的制造业从业人员的工资水平相对更高, 因此对当地的服务业的需求更大, 乘数效应就更大。其次, 地区规模越大, 劳动力的流动性也越高, 劳动力倾向于流向规模更大的地区(尤其是高技能劳动力), 来享受经济集聚带来的好处。反之地区规模越小, 劳动力流动性较低, 制造业部门劳动力需求的增加会带来劳动力成本的较高增长, 从而挤出其他部门的就业。因此, 根据回归结果, 验证了假说 3, 在制造业部门增加相同单位劳动力需求, 规模越大的地区会产生更大的就业乘数。

### 5.3. 工具变量的有效性检验

使用工具变量的前提是存在内生解释变量, 为此必须检验是否所有的解释变量均外生。对此可进行豪斯曼检验, 其原假设为“所有解释变量均为外生”, 但由于传统的豪斯曼检验建立在同方差的前提下, 因此可以使用进行异方差检验的 DWH 检验来进行稳健的内生性检验。表 9 对于回归方程进行了豪斯曼检验和 DWH 检验。检验结果显示, 豪斯曼检验的 p 值为 0.0744, 可以在 10% 的显著性水平上拒绝原假设, 即认为制造业就业变化为内生变量; 进一步地, DWH 检验的 p 值小于 0.05, 故可认为制造业部门的就业变化为内生解释变量。

进一步考察有效工具变量的第二个条件, 即工具变量与内生变量的相关性。从两阶段最小二乘法的第一阶段的回归结果来看, 工具变量对于内生变量(制造业就业变化)具有较好的解释力, P 值较小。本文通过更正式的检验工具变量的 F 统计量和最小特征值统计量, 对弱工具变量进行检验。在只有一个内生解释变量的情况下, F 统计量应该与“最小特征值统计量”相等。从表 9 可以看出, F 统计量为 53.2135 (超过 10), 而且 F 统计量的 p 值为 0.0000; 最小特征值也为 53.2135, 大于对应的临界值 11.59。总之, 我们可以拒绝“弱工具变量”的原假设, 有理由认为不存在弱工具变量。

Table 9. Instrumental variable validity test

表 9. 工具变量有效性检验

	豪斯曼检验	DWH	工具变量 F 值	最小特征值
统计量	6.92	7.0686	53.2135	53.2135
P 值	0.0744	0.0083	0.0000	

### 5.4. 稳健性检验

#### 1) 不同的回归方法

本文中, 我们使用两阶段最小二乘法对工具变量进行回归, 但如果存在异方差, 则 GMM 估计比 2SLS 更有效率, 而且可以使用更为稳健的迭代 GMM 估计。表 10 对于各种估计方法的回归结果进行了对比。从表 10 中可以看出, 各工具变量的回归系数基本相同。这说明, 回归方法的选择具有稳健性。而且 LIML 系数估计值与 2SLS 非常接近, 这也从侧面印证了“不存在弱工具变量”。

#### 2) 不同的服务业划分标准

前文中, 服务业部门的划分按照 2003 年新的国民经济行业分类标准分为 14 个行业。在一些文献中, 作为中间投入的服务业通常被归类为可贸易品, 这类服务业并不完全由本地的需求决定。在我国, 这类作为中间投入的服务业主要集中在生产性服务业。但我国生产性服务业跟国外发达国家相比, 发展相对滞后, 其服务仍然是针对本地的需求, 因此, 没有对生产性服务业进行剔除, 而认为我国生产性服务业的劳动力需求仍受本地制造业发展状况的影响。



**Table 10.** Employment multiplier effect of different regression methods**表 10.** 不同回归方法就业乘数效应

解释变量	OLS	2SLS	LIML	GMM	IGMM
制造业就业变化	0.278*** (0.077)	0.571** (0.242)	0.571** (0.241)	0.571** (0.242)	0.571** (0.242)
固定资产投资占 GDP 比重	-0.096 (0.096)	-0.004 (0.098)	-0.007 (0.098)	-0.004 (0.098)	-0.004 (0.098)
政府预算内支出占 GDP 比重	0.453 (0.575)	0.779 (0.628)	0.779 (0.628)	0.779 (0.628)	0.779 (0.628)

为保证结果的稳健性, 我们需要考察在排除生产性服务业的情况下, 制造业就业变化对服务业就业的影响。生产性服务业主要包括: 交通仓储邮电业, 计算机服务、软件和信息传输业, 金融业, 租赁和商业服务业, 科研、技术服务和地质勘查业。将排除生产性服务业之后的服务业就业变化对制造业就业变化进行回归。排除生产性服务业后, 可将余下的服务业部门划分为生活性服务业和公共服务业, 分别作为劳动密集型服务业(低技术服务业)和技术密集型(高技术服务业)的代表, 考察制造业部门受到劳动力需求冲击时对各技术类型服务业就业的影响。生产性服务业包括: 批发零售贸易业, 住宿餐饮业, 房地产业, 居民服务和其他服务业。公共服务业包括: 水利、环境和公共设施管理业, 教育业, 卫生、社会保险和社会福利业, 文化、体育和娱乐业, 公共管理和社会组织。

表 11 中, 回归 1 代表了对包括生产性服务业行业在内的全体服务业部门就业的影响效果, 回归 2 则显示出剔除生产性服务业行业之后, 对余下的服务业部门就业的带动作用。由回归 2 可看出, 制造业部门受到劳动力需求冲击之后, 会显著增加对服务业就业, 相应的就业乘数为 0.329, 对高技术服务业的就业创造作用不明显, 对低端服务业的影响十分显著。利用回归 2 的结果与回归 1 进行对比分析可知, 和回归 1 得出的结论相同: 剔除生产性服务业部门之后, 制造业部门的就业变化仍对服务业部门产生显著影响, 且这种影响还取决于服务业部门的技术类型, 由于劳动力流动高、附属关系弱, 劳动投入多等原因, 对低端服务业部门的就业具有较强的带动作用, 对高端服务业部门的就业拉动作用则有限。因此可知, 改变服务业部门的样本, 并不影响本文得出的基本结论。

**Table 11.** The employment multiplier effect of different service industries**表 11.** 不同服务业划分就业乘数效应

估计方法	全体服务业	高技术服务业	低技术服务业	
回归 1	OLS	0.278*** (-0.077)	-0.011 (0.139)	0.253*** (0.0718)
	工具变量	0.571** (-0.242)	0.118 (0.194)	0.531** (0.236)
回归 2	OLS	0.178*** (0.057)	0.0126 (0.0125)	0.166*** (0.045)
	工具变量	0.329** (0.149)	0.103 (0.07)	0.226*** (0.086)

## 6. 结论与启示

维持稳定的就业增长是国民经济健康持续发展的前提, 而如何创造就业岗位和扩大地区就业是地方政府制定经济政策时的重要考量之一。地方政府通常通过招商引资的方式来创造就业岗位和维持本地就业增长, 但是学术界对此类政府政策的效果却知之甚少。本文在现有文献的基础上, 使用 2004~2014 年《中国劳动统计年鉴》和《中国城市统计年鉴》中的省份就业面板数据, 利用各个细分行业的就业数据构造偏离-份额(shift-share)工具变量, 系统和全面地考察了中国地区间制造业就业对当地服务业就业变化的影响, 以及制造业就业乘数效应在不同技术水平的行业中, 不同的地区规模下的差异性。

本文的分析结果显示, 制造业就业增长会显著带动本地服务业就业的增加。平均来说, 制造业部门的就业增加一个单位, 导致同一地区服务业部门在长期内额外增加 0.571 个就业岗位。但是, 制造业就业对服务业就业的带动作用因部门而异, 首先, 在制造业各行业中, 需要高技术和需要高人力资本的制造业行业所产生的就业乘数应比那些低技术和不需要太高人力资本的制造业所产生就业乘数要大; 其次, 是制造业就业的增加主要带动的是批发、零售、交通运输、仓储、房地产和建筑业等低技术密集或高劳动密集程度服务业的就业; 再次, 制造业行业增加一个额外的工人, 也会带动其他制造业行业增加约 0.4 个新的就业机会, 这种乘数效应在统计上是显著的且小于对全体服务业的就业乘数, 且对于那些产业集聚程度更高的制造业来说, 由于其外溢性的存在, 对其他制造业的就业带动作用更大; 最后, 地区规模越大, 就业乘数效应发挥越明显。

上述研究结论具有重要的政策含义。首先, 基于本文的研究结果, 地方政府在制定就业扩大政策时应着力于发展中高技术以及高人力资本制造业, 为了充分发挥制造业就业对服务业就业的带动作用, 还应当深化经济开放程度和市场化进程, 减少劳动力市场的制度性障碍。其次, 地方政府还应当认识到, 制造业的发展并不能对高技术服务业就业产生显著的带动作用。如果地方政府希望实现高技术服务岗位快速增长, 则在促进制造业发展的同时, 还需要采取其他政策措施。

## 致谢

本文感谢辽宁省教育厅项目“我国转型时期制造业就业对服务业就业的乘数效应研究”(课题号: LN2016JD011)的资助。

## 参考文献

- [1] Wadsworth, H.A. and Conrad, J.M. (1965) Leakages Reducing Employment and Income Multipliers in Labor-Surplus Rural Areas. *Agricultural & Applied Economics Association*, **47**, 1197-1202.
- [2] Herman, E. (2016) The Importance of the Manufacturing Sector in the Romanian Economy. *Procedia Technology*, **22**, 976-983. <https://doi.org/10.1016/j.protcy.2016.01.121>
- [3] Moretti, E. (2010) Local Multipliers. *American Economic Review*, **100**, 373-377. <https://doi.org/10.1257/aer.100.2.373>
- [4] Moretti, E. and Thulin, P. (2013) Local Multipliers and Human Capital in the United States and Sweden. *Industrial and Corporate Change*, **22**, 339-362. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2043140>
- [5] 马宏, 乔雪, 徐媛. 中国制造业的就业创造与就业消失[J]. *经济研究*, 2013(12): 68-80.
- [6] 田洪川, 石美遐. 制造业产业升级对中国就业数量的影响研究[J]. *经济评论*, 2013(5): 68-78.
- [7] 张川川. 中国对外出口的区域劳动力市场效应[J]. *MPRA Working Paper 38615*, 2012.
- [8] 张川川. 地区就业乘数: 制造业就业对服务业就业的影响[J]. *世界经济*, 2015(6): 70-87.
- [9] 袁志刚, 高虹. 中国城市制造业就业对服务业就业的乘数效应[J]. *经济研究*, 2015(7): 30-41.