

城市服务业对工业发展是否具有溢出效应？*

李敬子¹, 毛艳华², 蔡敏容³

(1. 中山大学 管理学院, 广东 广州 510275; 2. 中山大学 港澳珠江三角洲研究中心, 广东 广州 510275;
3. 广东金融学院 工商管理系, 广东 广州 510521)

摘 要:文章将服务业纳入工业生产函数, 构建了动态两部门模型, 以此为基础研究了不同地区、不同规模城市服务业发展的溢出效应, 并将其分解为技术外溢效应和要素配置效应, 进一步又采用了 2003—2013 年中国 285 个地级及以上城市面板数据进行了经验检验。结果表明, 就技术外溢效应而言, 整体上城市服务业对工业发展具有正向技术外溢效应, 中西部城市大于东部城市, 中等规模城市大于大城市和小城市; 就要素配置效应而言, 整体上城市服务业发展具有负向要素配置效应, 但大小城市均呈正向效应而中等规模城市则呈负向。最后, 将服务业细分为生产性和生活性服务业进行稳健性检验, 发现东部城市生活性服务业技术外溢效应大于中西部城市, 而生产性服务业则相反。

关键词:城市服务业; 技术外溢效应; 要素配置效应; 经济增长

中图分类号:F426 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2015)12-0129-12

DOI:10.16538/j.cnki.jfe.2015.12.012

一、引 言

服务业是国民经济的重要组成部分, 其发达程度也因此成为衡量一国或地区经济社会发展水平的基本标志(Miroudot 等, 2012)。改革开放以来, 中国服务业取得了较快的发展, 服务业增加值占比和就业占比分别从 1978 年的 23.9%、12.2% 增长到 2013 年的 46.1%、38.5%。城市是服务业经济活动集聚的最主要的地理单元, 2013 年地级及以上城市创造的服务业增加值占全国服务业增加值的 68.6%。但由于具体国情和历史惯性等原因, 目前在中国城市经济发展中第二产业仍占很大比重, 重工业优先发展和资本偏向型发展战略并没有彻底改变, 导致中国城市化进程落后于工业化和经济发展(陈斌开和林毅夫, 2013)。因此, 在加快经济结构调整和科学规划城市规模布局的政策要求下, 各地区经济结构能否成功转型, 关键在于城市发展能否形成服务业与工业相互协调的产业结构, 因而有必要分析服务业与工业之间究竟是怎样的关系。

关于服务业与工业之间的关系, 学术界大致从“需求遵从论”、“供给主导论”、“互动论”和“融合论”四种观点进行了回答。综合这四种观点, 有研究认为在不同经济发展阶段和不同地区, 服务业与工业之间的主导关系会发生改变, 表现为这四种关系中的一种(顾乃华,

收稿日期: 2015-12-28

基金项目: 国家社会科学基金重点项目(12AZD025)、教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(11JJD810010)、打造“理论粤军”重大现实问题招标课题(LLYJ1306)

作者简介: 李敬子(1988—), 女, 河南新乡人, 中山大学管理学院博士研究生;

毛艳华(1970—), 男, 江西瑞金人, 中山大学港澳珠江三角洲研究中心教授, 博士生导师;

蔡敏容(1984—), 女, 广东澄海人, 广东金融学院工商管理系讲师。

2010)。在后工业时代,服务业逐渐渗透到经济发展的各个领域,成为研发创新和高新技术的主要提供者和传播者,起到了“助推器”的效果。这不禁引发我们思考:在新型城市化进程中,城市服务业的发展究竟能否扮演经济增长主引擎的角色?是否能够如理论预期那样对工业发展产生溢出效应?不同区域与规模城市服务业的溢出效应是否存在显著差异?

在目前的研究中,大量学者证实了服务业发展对工业存在明显的外溢效应。顾乃华(2005)发现服务业可以通过提供专业化的中间品和充当工业转移剩余劳动力的渠道等,对工业发展产生显著的外溢生产效应和改革效应;唐保庆等(2012)则发现技术知识密集型服务业比劳动和资本密集型服务业对经济增长具有更显著的要素配置效应和技术溢出效应;^①孙晓华等(2014)发现生产性服务业产出每增加 100%可带来制造业产出提高 219.5%。但现有的关于服务业的溢出效应的文献存在以下不足:首先,大量文献将服务业作为独立要素纳入工业的生产函数,并将服务业和工业视为两个相对独立的部门,从静态视角分析服务业对工业的带动作用,忽视了产业间技术经济联系的动态特征;其次,鲜有文献从要素配置和技术外溢两种机制来研究城市服务业的溢出效应,唐保庆等(2012)虽然考虑了这两种效应,但只是从贸易视角分析了服务业出口的静态溢出效应;最后,多数研究将视野锁定在省级区域层面(孙晓华等,2014),掩盖了城市层面的特征差异,虽然张浩然(2015)基于行业和地区异质性视角,就生产性服务业集聚对城市效率的影响进行了实证研究,但没有分析服务业溢出效应促进城市效率提升的作用机理,也缺乏相应的理论模型支撑。

本文的研究是对现有文献的有益补充,创新主要体现在以下几个方面:(1)在作用机制上,本文将城市服务业发展的溢出效应分解为要素配置效应和技术外溢效应,更为详细地探讨了服务业溢出效应的作用机理,为中国城市经济发展提供了经验证据和学理支撑。(2)在理论模型上,本文将服务业和工业作为一个整体,考虑产业间技术经济联系的动态特征,构建了动态的理论模型,并进一步对生产性和生活性服务业进行理论推导及分析。(3)在实证检验上,考虑到服务业的区域、城市特征差异显著,本文采用了中国地级及以上城市面板数据进行经验检验,从动态视角分析了不同地区、不同规模城市下城市服务业对工业发展的溢出效应,揭示了城市规模与服务业发展的协同作用机制。

本文余下的内容安排如下:第二部分为服务业溢出效应的作用机制;第三部分构建动态两部门模型,从理论上分析服务业对工业的溢出效应,并介绍了变量选取与数据来源;第四部分是实证检验和结果分析;第五部分是结论与启示。

二、服务业溢出效应的作用机制分析

在城市经济学中,生产要素的流动与配置主要发生在城市工业与服务业部门中。由于生产要素的边际效率和技术含量不同,同一生产要素可能被分配在各种潜在收益不同的经济活动中,要素资源的错配可能导致边际收益偏离完全竞争状态下的边际产出,从而造成服务业与工业部门的失衡发展。因此,为了获取整体利益最大化,需要合理配置生产要素。

部门间与部门内资源要素的合理配置固然重要,高技术水平服务业的中间投入性质所带来的外溢效应也不容忽略。由于服务业具有高技术、高人力资本等特征,其中间投入性质为下游工业提供了生产性服务品,产生了行业间的技术溢出;同时,劳动力的流动和竞争效

^①要素配置效应是指服务业与工业部门间、部门内通过优化要素的配置来提高要素的使用效率;技术外溢效应是指服务业对工业与其他服务业部门产生部门间和部门内的技术溢出。

应也会对其他服务业部门产生部门内的技术外溢。可见,服务业发展可以通过要素配置和技术外溢效应来推动经济发展,其作用机制分析如下:

(一)要素配置效应

1. 服务业要素投入比例的合理化,有助于促进城市各部门的均衡发展

在价值链体系中,由于要素具有可流动性,当同一要素被安排在不同的经济活动中时,其所发挥的经济效益可能不同。如果服务业部门要素投入比例偏离帕累托最优状态,将导致各部门各要素的边际收益不再相等,会改变企业对要素的需求结构,造成企业间生产效率和产出的差异(曹玉书和楼东玮,2012)。在短期内,要素流动障碍和资源错配会造成服务业部门的产出总量与产出比例发生变化,长期则会改变既有要素禀赋和技术的产出组合方式,造成服务业和工业各部门的非均衡增长以及导致整个社会产业结构失衡。

2. 服务业集聚通过规模经济效应驱动城市经济增长

新经济地理理论认为,服务业集聚可以通过上下游产业间投入产出关联产生规模经济(Venables,1996),降低生产和交易成本,从而有助于城市整体经济部门产生协同效率和累积因果关系,进而驱动城市经济增长。Duranton 和 Puga(2014)研究了马歇尔集聚经济的共享、学习和匹配三种微观机制,认为中间投入的规模经济是推动城市经济效益的动力来源。

(二)技术外溢效应

1. 服务业集聚的技术外部性,提高了工业和整体经济部门的增长潜力

城市服务业已发展为集聚程度最高的产业,服务业集聚的技术外部性来源于专业化和多样化集聚。Glaeser et 等(1992)将服务业集聚所带来的知识与技术溢出效应称之为“动态外部性”,研究发现雅克布斯和波特动态外部性比马歇尔效应更为显著,知识溢出效应主要来源于产业之间,而非同一产业内部。服务业集聚一方面可以通过技术外部性作用于城市化,推进城市工业和整体经济部门发展;另一方面可以通过技术扩散效应促使企业采用新的工艺和技术,增强应对市场竞争环境变化的适应能力,提高城市发展潜力。

2. 市场竞争促使工业企业服务外包,有利于形成服务业对工业的前后向溢出效应

面对日益激烈的市场竞争和不确定性,城市工业企业会选择剥离价值链上的某些环节以便专注核心技术和业务的发展(顾乃华,2010)。内置的服务环节具有高昂的固定成本和低使用率,会降低工业企业的生产效率。通过外购或分包服务,一方面可以分散风险,并将资源集中在最有竞争优势的环节;另一方面能大幅降低资源配置成本,进一步提高自身产出效率(江小涓,2008)。而生产性服务业则能借助其与工业的前向产业关联产生前向溢出效应;同时,服务业的高技术和高人力资本的特性能通过对工业需求的后向激励,形成对工业的后向溢出效应。

三、模型构建、变量选取与数据来源

(一)动态两部门模型的构建

基于 Feder(1983)两部门模型的扩展和内生增长理论,假定经济体中只包含服务业和工业两个部门,每个部门均以资本和劳动作为生产要素。服务业对工业的外部效应体现在服务产出作为工业产出的中间投入,即服务产出包含在工业生产函数中,据此来构建两部门模型。假定 S_t 、 G_t 分别为 t 期服务业、工业的总产值, Y_t 为 t 期两部门的总产值之和, K_{St} 、 K_{Gt} 、 L_{St} 和 L_{Gt} 分别为 t 期服务业与工业的资本、劳动的要素投入量, K_t 、 L_t 分别为 t 期两部门的资本要素总投入和劳动要素总投入,则:

$$G_t = G(K_{Gt}, L_{Gt}, S_t) \quad (1)$$

$$S_t = S(K_{St}, L_{St}) \quad (2)$$

其中,式(1)、式(2)分别表示工业和服务业的生产函数,式(1)反映了服务业产出作为工业部门的中间投入,其对工业部门能够产生外部经济溢出效应,式(2)满足一次齐次条件。

根据路径依赖,服务业部门未来总产值的预测值(S_{t+1}^e)往往受当期实际总产值(S_t)与过去预测总产值(S_t^e)的影响,这种调整和修正能够较好地刻画服务业部门的动态发展及其对工业部门发展的带动效应。公式表示如下:

$$S_{t+1}^e = S_t^e + \lambda(S_t - S_t^e) = \lambda S_t + (1-\lambda)S_t^e \quad (0 \leq \lambda \leq 1) \quad (3)$$

其中, λ 为调整和修正未来预测值的速度。修正后的工业部门生产函数为:

$$G_t = G(K_{Gt}, L_{Gt}, S_t^e) \quad (4)$$

分别对上述公式进行全微分,得:

$$dY_t = dS_t + dG_t = (S_{K_s} dK_{St} + S_{L_s} dL_{St}) + (G_{K_g} dK_{Gt} + G_{L_g} dL_{Gt} + G_{S_t} dS_t^e) \quad (5)$$

其中, S_{K_s} 、 S_{L_s} 、 G_{K_g} 、 G_{L_g} 分别表示 t 期服务业和工业的资本、劳动的边际产出, G_{S_t} 表示服务作为工业要素投入的边际产出。

假设两部门要素的边际产出存在相等的差异 θ ,则 $S_{K_s}/G_{K_g} = S_{L_s}/G_{L_g} = 1 + \theta$ 。

不考虑折旧时,则某年资本存量增值等于当年净投资, $dK_{St} + dK_{Gt} = I_{St} + I_{Gt} = I_t$,两部门劳动力增量 $dL_{St} + dL_{Gt} = dL_t$,对于微分形式,通常近似 $dS_t^e = dS_t$,整理式(5)得:

$$dY_t = G_{K_g} I_t + G_{L_g} dL_t + [\theta/(1+\theta) + G_{S_t}] dS_t \quad (6)$$

其中, G_{S_t} 表示服务业对工业的外部经济溢出效应。根据 Bruno(1986)的研究,令 $G_{K_g} = \alpha$, $G_{L_g} = \beta \times (Y_t/L_t)$,得:

$$\frac{dY_t}{Y_t} = \alpha \frac{I_t}{Y_t} + \beta \frac{dL_t}{L_t} + (\frac{\theta}{1+\theta} + G_{S_t}) \frac{dS_t}{S_t} \times \frac{S_t}{Y_t} \quad (7)$$

假定服务业对工业的外部效应以不变弹性影响工业产出,即:

$$G_t = G(K_{Gt}, L_{Gt}, S_t^e) = (S_t^e)^\gamma \times G(K_{Gt}, L_{Gt}) \quad (8)$$

其中, γ 表示服务业对工业部门的技术外溢参数,则 $G_{S_t} = \gamma \times (G_t/S_t^e)$,代入式(7),并进行几何分布滞后变换,得:

$$\frac{dY_t}{Y_t} = (1-\lambda) \frac{dY_{t-1}}{Y_{t-1}} + \alpha \lambda \frac{I_t}{Y_t} + \beta \lambda \frac{dL_t}{L_t} + (\frac{\theta}{1+\theta}) \lambda \frac{dS_t}{S_t} \times \frac{S_t}{Y_t} + \gamma \lambda (1 - \frac{S_t}{Y_t}) \times \frac{dS_t}{S_t} \quad (9)$$

借鉴唐保庆等(2012)对服务贸易出口溢出效应的分解方法,本文将其扩展到城市服务业对经济增长的作用机制中, $(dS/S) \times (S/Y)$ 为服务业产出对两部门经济体的占有率与其增长率的乘积,表示服务业对两部门经济体的直接贡献,即服务业部门的要素配置效应; $(1 - S/Y) \times (dS/S)$ 表示服务业部门通过其与工业部门的弹性关系影响整体经济增长,即服务业部门的技术外溢效应。

令 $\beta_1 = 1 - \lambda$, $\beta_2 = \alpha \lambda$, $\beta_3 = \beta \lambda$, $\beta_4 = [\theta/(1+\theta)] \times \lambda$, $\beta_5 = \gamma \lambda$,考虑加入常数项 β_0 ,分析中国不同地区或城市 i 服务业对工业的带动作用:

$$\begin{aligned} (\frac{dY}{Y})_{it} = & \beta_0 + \beta_1 (\frac{dY}{Y})_{it-1} + \beta_2 (\frac{I}{Y})_{it} + \beta_3 (\frac{dL}{L})_{it} + \beta_4 (\frac{dS}{S} \times \frac{S}{Y})_{it} \\ & + \beta_5 (1 - \frac{S}{Y})_{it} \times (\frac{dS}{S})_{it} + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (10)$$

其中, dY/Y 为产出增长率, I/Y 为投资产出比, dL/L 为劳动投入增长率。

按功能不同,服务业可划分为生产性和生活性服务业两种类型,本文也首次尝试在理论模型推导中,分析不同类型服务业的溢出效应。假设不同类型服务业部门对工业产出的影响具有不变弹性特征,则式(1)可以改写成:

$$G_t = G(K_{Gt}, L_{Gt}, PS_t, CS_t) = (PS_t^{\gamma_1} \times CS_t^{\gamma_2} \times G(K_{Gt}, L_{Gt})) \quad (11)$$

其中, PS_t 、 CS_t 分别表示生产性服务业和生活性服务业产出作为工业部门的中间投入, γ_1 、 γ_2 分别表示生产性和生活性服务业对工业部门的技术外溢参数,结合式(7)和式(10),对式(11)求偏导得:

$$\begin{aligned} \left(\frac{dY}{Y}\right) = & \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{dY}{Y}\right) + \beta_2 \left(\frac{1}{Y}\right) + \beta_3 \left(\frac{dL}{L}\right) + \beta_4 \left(\frac{dPX}{PS} \times \frac{PS}{Y}\right) + \beta_5 \left(\frac{dCS}{CS} \times \frac{CS}{Y}\right) \\ & + \beta_6 \left(1 - \frac{CS}{Y}\right)_i \times \left(\frac{dPS}{PS}\right) + \beta_7 \left(1 - \frac{PS}{Y}\right)_i \times \left(\frac{dCS}{CS}\right)_i + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (12)$$

其中, $(dPS/PS) \times (PS/Y)$ 、 $(dCS/CS) \times (CS/Y)$ 分别表示生产性和生活性服务业对两部门经济体的直接贡献,即生产性和生活性服务业部门的要素配置效应; $(1 - CS/Y) \times (dPS/PS)$ 、 $(1 - PS/Y) \times (dCS/CS)$ 分别表示生产性服务业和生活性服务业的技术外溢效应。

(二) 变量选取与数据来源

1. 被解释变量

dY/Y 为产出增长率。由于本文以城市服务业和工业两部门作为整体,因此根据各城市 GDP 与三次产业占比,计算出各城市市辖区二、三产业 GDP 加总来衡量产出。

2. 核心解释变量

I/Y 为投资产出比。地区资本投资力度越大,越利于推动经济增长。资本投入量采用市辖区固定资产净额来衡量。

dL/L 为劳动投入增长率。丰裕的劳动力资源能够降低产品的生产成本,提高企业或部门利润,从而促进经济增长。对于劳动要素的投入量,选择市辖区第二、三产业从业人员数来衡量。

$(dS/S) \times (S/Y)$ 为服务业部门的要素配置效应,采用服务业增加值的增长率与其占两部门经济体比重的乘积来计算。由于城市统计中没有服务业各个细分行业增加值数据,因而在稳健性检验部分,本文依据柯善咨和赵曜(2014)的做法,采用分行业就业规模来测算。

$(1 - S/Y) \times (dS/S)$ 为服务业部门的技术外溢效应,同样,整体服务业采用服务业增加值测量,分行业服务业采用从业人员代替。

3. 控制变量

为了得到更为精确的估计结果,结合既有的研究,选取城市人力资本、基础设施、财政支出和环境规制等作为控制变量。城市人力资本,借鉴柯善咨和赵曜(2014)的研究,以市辖区每万人中在校大学生数来衡量(记为 $\ln colstu$)。城市基础设施,借鉴陆铭等(2012)的研究,以市辖区人均城市道路面积和每万人拥有公共汽车数来衡量。这主要是因为道路和交通等基础设施会通过影响运输和交易成本,从而影响资源的配置和生产效率,同时,城市基础设施的改进也会促进物质资本和人力资本的流入,从而影响资本投资、技术创新与吸收。为减少或消除异方差性,人均城市道路面积和每万人拥有公共汽车数均采用其对数来衡量,分别记为 $\ln road$ 、 $\ln bus$ 。财政支出,同样借鉴陆铭等(2012)的研究,采用地方政府预算内支出占 GDP 比重来衡量(记为 pfe)。城市环境规制,采用市辖区建成区绿化覆盖率来衡量(记为 $gcratio$)。

据此,本文设定的计量模型如下:

$$\begin{aligned} \left(\frac{dY}{Y}\right) = & \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{dY}{Y}\right)_{i-1} + \beta_2 \left(\frac{1}{Y}\right)_i + \beta_3 \left(\frac{dL}{L}\right)_i + \beta_4 \left(\frac{dS}{S} \times \frac{S}{Y}\right)_i + \beta_5 \left(1 - \frac{S}{Y}\right)_i \times \left(\frac{dS}{S}\right)_i \\ & + \beta_6 \ln colstu_i + \beta_7 \ln road_i + \beta_8 \ln bus_i + \beta_9 pfe_i + \beta_{10} gcratio_i + \epsilon_i \end{aligned} \quad (13)$$

4. 数据来源

由于 2003 年中国新修订了《国民经济行业分类》,其中修改和调整的内容涉及到生产性和生活性服务业的划分,同时考虑到行政区划调整等原因,基于统计数据的可获得性和统计口径的一致性,本文最终选取了 2003—2013 年除拉萨外的 285 个地级及以上城市面板数据。数据主要来源于中经网统计数据库和 2004—2014 年《中国城市统计年鉴》,个别缺失值采用插值法补全,名义变量统一按照所在省份 GDP 平减指数调整为以 2003 年为基期的实际值。

四、实证检验和结果分析

经济增长从长期来看是个动态过程,既受当前因素影响也与过去因素有关。因而在模型中加入被解释变量的滞后项,并采用系统 GMM 估计,该方法充分利用了样本信息,降低了小样本误差,大大提高了估计结果的有效性和一致性。

(一)不同地区城市服务业的溢出效应分析

中国东中西部地区经济结构具有显著差异且存在产业发展梯度,为了揭示不同地区服务业发展对经济增长的要素配置效应和技术外溢效应是否存在差异,有必要对全国及东中西部地区进行对比分析,^①并考察这些差异背后的根源。回归结果见表 1。其中模型(1)—(6)均使用 WC 稳健型的系统 GMM 估计,把劳动投入增长率、服务业部门的要素配置效应和技术外溢效应设为内生变量,把投资产出比设为前定变量,把城市人力资本、基础设施、财政支出和环境规制设为外生变量。由回归结果可知,模型(1)—(6)中的 Hansen 检验均不拒绝原假设,且 Arellano-Bond 差分后的 AR(1)检验均拒绝原假设,AR(2)检验均不拒绝原假设,即差分后的残差存在一阶自相关,但不存在二阶自相关,表明模型设定合理。

估计结果显示,从全国来看,滞后一期的产出增长系数均在 5% 的水平上显著,表明中国城市经济增长表现出明显的惯性特征,前期的经济增长有利于促进后期增长。投资产出比和劳动投入增长率系数均为正显著,这表明经济增长在很大程度上依赖于投资和劳动力投入,这与经济增长理论是相符的。技术外溢效应 $(1 - S/Y) \times (dS/S)$ 的回归系数均在 5% 的水平上正显著,表明服务业对工业部门产生了显著的技术外溢效应。这是因为从产业链关系来看,服务业是工业分工和发展到一定阶段的产物,更容易通过产业的前后向关联产生技术外溢效应,并通过竞争和示范效应,不断推动工业部门调整结构从而向先进的技术前沿靠近(戴翔和金碚,2013)。要素配置效应 $(dS/S) \times (S/Y)$ 的回归系数呈负显著,表明服务业部门要素资源存在错配,产生了负向要素资源配置效应,这与姚战琪(2009)的结论一致。这主要是因为服务业部门具有进入门槛高、高度专业化和规模报酬递增等特征(Jensen 和 Tarr,2012),但中国高技术高素质的人力资本较为匮乏,服务业发展难以得到要素支持,因

^①根据国发《2000》33 号文件《国务院关于实施西部大开发若干政策措施的通知》的划分,东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南;中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南;西部地区包括重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西和内蒙古。

此在要素配置的问题上面临较少的选择机会,资源优化配置的功能难以发挥。

从分地区来看,东中西部城市经济增长也表现出明显的惯性特征,东部城市投资产出比和劳动投入增长率对经济增长的拉动作用都高于中西部城市,这主要是由于东部沿海地区交通发达,其自身的地理优势也更容易吸引外商直接投资,且东部城市劳动力素质和科学技术水平较中西部城市更高。就技术外溢效应而言,中西部城市服务业的溢出效应系数(3.778)高于东部城市(1.087),这与我们的预期并不一致。可能的原因有两点:第一,东部城市已加快转变经济发展方式,大量低端制造业向中西部城市转移,但由于中国服务业整体发展水平较低,东部城市剩下的相对高端制造业接受现有服务业的技术溢出空间相对较小,Kaiser(2002)的研究也表明了这一点;第二,东部城市服务业增加值的绝对值虽然较高,但东部城市工业较为发达,2003—2013年城市服务业—工业的平均比例仅为0.875,低于同期中部城市(0.964)和西部城市(1.068)的服务业相对比例,尚未形成足够的经济集聚规模,难以发挥规模经济,柯善咨和赵曜(2014)的研究也得到了同样的结论。就要素配置效应而言,东中西部城市服务业均产生了负向效应,这一结果与全国样本的估计一致。

表1 2003—2013年全国与东中西部地区系统GMM估计

	全国 (1)	全国 (2)	东部城市 (3)	东部城市 (4)	中西部城市 (5)	中西部城市 (6)
$L \cdot dY/Y$	0.211*** (43.30)	0.184*** (30.46)	0.317*** (39.77)	0.546*** (17.23)	0.083*** (170.92)	0.086*** (48.30)
I/Y	0.192*** (13.00)	0.182*** (11.47)	0.528*** (38.81)	0.421*** (14.71)	0.076*** (38.91)	0.062*** (12.09)
dL/L	1.821*** (19.33)	1.355*** (11.90)	0.957*** (40.11)	1.068*** (22.27)	0.010*** (3.88)	0.055*** (5.54)
$(1-S/Y) \times (dS/S)$	2.103*** (25.71)	2.932*** (24.06)	0.592*** (17.41)	1.087*** (5.13)	3.273*** (295.14)	3.778*** (104.33)
$(dS/S) \times (S/Y)$	-0.186** (-2.01)	-0.502*** (-3.59)	-2.070*** (-28.54)	-1.832*** (-6.63)	-0.847*** (-50.51)	-1.193*** (-21.27)
$\ln colstu$		0.067*** (5.94)		0.412*** (15.90)		-0.023*** (-6.48)
$\ln road$		0.045*** (3.11)		0.119*** (6.76)		0.014*** (2.70)
$\ln bus$		0.000 (0.68)		0.012*** (5.19)		-0.001** (-2.17)
pfe		0.523*** (5.35)		0.559*** (5.97)		0.467*** (13.90)
$gcratio$		-0.726*** (-7.84)		-1.015*** (-15.42)		0.092*** (5.52)
$AR(1) Test$	0.0090	0.0176	0.0034	0.0030	0.0055	0.0029
$AR(2) Test$	0.7847	0.6551	0.2333	0.5065	0.8861	0.6916
$Hansen Test$	0.2343	0.7449	0.9986	0.9979	0.2840	0.0795
时间	是	是	是	是	是	是
样本数	3 135	3 135	1 111	1 111	2 024	2 024

注:括号内为 t 统计量;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著;AR(1)、AR(2) 与 Hansen 检验报告的均为对应的 P 值,受篇幅所限,表中省略了对常数项的报告。下表同。

最后,在控制变量方面,全国与东部城市人力资本参数估计显著为正,表明劳动力素质

越高,现代服务业的资源配置效率越显著。然而,中西部城市人力资本负显著,这表明中西部城市高技术人力资本较为匮乏,人力资本投资仍然是中国城市经济发展的驱动力,发展新型城镇化更应加大全国尤其是中西部地区人力资本投资和技能型人才的培育力度。城市基础设施方面,估计结果表明城市的市政设施水平影响产业集聚和城市经济发展。财政支出估计结果呈正显著,表明财政支出增加通过乘数效应推动了城市经济的发展。城市环境规制估计结果为负显著,这与服务业要素配置效应为负显著相对应,表明城市经济增长并没有形成以低碳绿色为主的经济发展方式,资源配置还有待优化。

(二)不同规模城市服务业的溢出效应分析

城市经济学强调城市体系的重要性,城市体系特别是城市规模分布对经济增长及经济效率有着重要的影响(Davis 和 Henderson,2003;Henderson,2003)。通过对比分析不同城市规模的服务业对工业发展的溢出效应,可以从一个侧面考察中国城市规模的合理性,为科学规划城市规模与布局提供决策依据。

关于城市规模的衡量主要有城市人口规模和城市地域规模两种指标,国内学术界通常采用人口规模指标,本文也采用这一指标。2014 年 11 月 21 日发布的《关于调整城市规划划分标准的通知》按照城区常住人口对城市规模重新设定了划分标准:城区常住人口 50 万以下的城市为小城市,50—100 万为中等城市,100—500 万为大城市,500—1000 万为特大城市,1000 万以上为超大城市。由于超大、特大城市样本个数较小,^①本文考虑将人口在 100 万以上的城市统一用大城市表示。GMM 估计结果如表 2 所示。

估计结果显示,城市经济效率可能会随着城市规模的增长而呈现先增后减的“倒 U 形”变化,中等规模城市滞后一期产出增长系数呈正显著,即中等城市经济增长表现出明显的惯性特征,而大、小城市滞后一期产出增长系数为负显著,这一结论与 O’Sullivan(2000)和陆铭等(2012)的结论一致。这是因为在新常态背景下,大城市开始不再强调以 GDP 为导向的经济发展模式(如上海市),经济工作重点由工业转向服务业,发展方式也由要素驱动、投资规模驱动转向创新驱动,但在这一转型过程中“阵痛”迹象逐步显露,经济增速出现下滑,这种现象在我国很多大城市都已显现。^②而在小城市方面,由于欧美市场复苏缓慢,国际出口市场持续下滑,中国的经济发展模式从以投资和出口为主向以刺激国内消费需求为主转变,但小城市由于基础设施建设不完善,以及高素质劳动力不断流向大、中城市等原因,小城市本身内需市场不足,造成了经济增长缓慢甚至下滑。同时,大中城市投资产出比系数呈正显著,小城市呈负显著,说明大中城市资本投资的规模经济效益越来越明显,促进了经济增长,而小城市由于资本要素缺乏合理配置和规模经济效益不明显等原因,资本投入提高过快反而抑制了产出增长。劳动投入增长率对大中小城市产出增长均呈正显著影响,表明劳动力资源投入促进了城市的经济增长。

从技术外溢效应来看,大中小城市服务业均产生了显著的技术外溢效应,并且城市服务业技术外溢效应与其规模呈“倒 U 形”关系,中等城市服务业的外溢效应系数(6.264)高于大城市(1.368)和小城市(0.518),这与段瑞君(2013)所认为的中等规模城市的知识溢出效应最为显著的结论一致。从要素配置效应来看,大、小规模城市服务业部门均产生了显著的正

^①2013 年,中国 285 个地级及以上城市中,超大城市有 3 个,特大城市有 9 个,大城市 120 个,中等城市 104 个,小城市 49 个。超大与特大城市数量仅占总样本数量的 4.21%,因此,本文考虑将超大、特大城市归并到大城市分类中进行实证分析。

^②如北京、上海、广州、深圳 GDP 增长率分别从 2010 年的 16.13%、14.09%、17.62%和 16.83%下降到 2013 年的 8.31%、6.99%、4.39%和 11.97%。

向要素配置效应,但中等规模城市服务业产生了负向要素配置效应。这是因为对大城市而言,能够容纳大规模的各种行业,会产生明显的聚集效应,自身的绝对规模也足以实现规模经济,并从中间品的本地市场效应中获益(柯善咨和赵曜,2014);对小城市而言,劳动力价格偏低,具有相对丰富的劳动力资源,同时近十多年来国家大力推出扶持西部地区中小城市发展的相关政策,促进了中西部地区小城市和小城镇发展;对中等规模城市而言,在加快转变经济增长方式的同时,逐渐承接了大城市转移出的中低端制造业,但高素质的劳动力资源不断向较为发达的大城市流动,从而导致了要素资源难以实现有效合理的配置。

表 2 2003—2013 年不同城市规模系统 GMM 估计

	大城市	中等城市	小城市
$L \cdot dY/Y$	-0.069*** (-32.76)	0.343*** (79.39)	-0.024** (-2.57)
I/Y	0.051*** (13.54)	0.521*** (36.70)	-0.030*** (-3.82)
dL/L	0.059*** (14.23)	0.536*** (26.12)	0.059*** (5.74)
$(1-S/Y) \times (dS/S)$	1.368*** (85.21)	6.264*** (69.24)	0.518*** (11.66)
$(dS/S) \times (S/Y)$	0.127*** (6.38)	-1.977*** (-15.03)	0.423*** (6.17)
$\ln colstu$	0.001*** (3.36)	0.221*** (31.53)	0.010 (1.30)
$\ln road$	-0.007*** (-3.80)	0.421*** (26.79)	0.032*** (4.08)
$\ln bus$	-0.005*** (-7.13)	0.012*** (2.72)	0.001*** (8.23)
pfe	-0.223*** (-10.94)	1.296*** (21.20)	-0.207*** (-4.65)
$gcratio$	0.022*** (6.98)	-3.958*** (-26.86)	-0.158*** (-6.68)
$AR(1) Test$	0.0010	0.0130	0.0424
$AR(2) Test$	0.5706	0.9516	0.7503
$Hansen Test$	0.7314	0.9520	1.0000
时间	控制	控制	控制
样本数	1 452	1 144	539

控制变量方面,就大城市而言,财政支出对产出增长呈负向显著,这可能是由于政府投资挤出了私人投资,垄断带来了低效率,降低了经济的市场化程度;公共汽车客运量对产出增长呈负向显著,这是因为交通拥堵等“城市病”会增加城市交易成本,降低城市经济效率;环境规制对经济增长呈正显著,表明大城市在加快产业结构调整的同时,积极推进了生态环境建设。就中等规模城市而言,财政支出和公共汽车客运量对产出增长均呈正向显著影响。小城市的公共汽车客运量对产出增长也具有正向显著影响,这一实证结果与近年来城镇化过程中加快公共财政制度改革和增加中小城市的交通设施投入的政策趋势相一致。其他控制变量的结果与前文相似,不再赘述。

(三) 稳健性检验

为了确保前文实证研究结果的可靠性,本文接下来将服务业划分为生产性和生活性服务业,^①采用系统 GMM 方法分别研究分类型服务业的要素配置效应和技术外溢效应,并进行稳健性检验,结果如表 3 所示。^② 对全国和分地区样本回归发现,估计结果与前文完全一

① 对于生产性和生活性服务业的分类,目前学术界还没有统一的标准,不同的分类有可能得到不同的结果,本文借鉴王恕立和胡宗彪(2012)的方法,将“交通运输、仓储和邮政业”、“信息传输、计算机服务和软件业”、“批发和零售业”、“金融业”、“房地产业”、“租赁和商务服务业”、“科学研究、技术服务和地质勘查业”、“水利、环境和公共设施管理业”等划分为生产性服务;将“住宿和餐饮业”、“居民服务和其他服务业”、“教育”、“卫生、社会保障和社会福利业”、“文化、体育和娱乐业”、“公共管理和社会组织”等划分为生活性服务业。

② 若读者需要完整的估计结果,可以向作者索取。

致,显示了较好的稳健性。受篇幅所限,此处仅讨论服务业的溢出效应。

表 3 稳健性检验

	全国	东部城市	中西部城市
$(1-CS/Y) \times (dPS/PS)$	0.385*** (28.31)	0.008 (0.12)	0.252*** (17.69)
$(1-PS/Y) \times (dCS/CS)$	0.208*** (8.72)	2.988*** (12.52)	0.051*** (3.09)
$(dPS/PS) \times (PS/Y)$	-0.853*** (-27.74)	-0.304** (-2.14)	-0.537*** (-17.58)
$(dCS/CS) \times (CS/Y)$	-0.361*** (-6.83)	-5.804*** (-11.74)	-0.085*** (-2.96)

从全国样本来看,无论生产性还是生活性服务业的技术外溢效应系数均呈正显著,且生产性服务业对工业发展的技术外溢系数(0.385)大于生活性服务业(0.208)。这主要是由各自的技术水平和功能差异所决定的,生产性服务业与工业直接配套相关,主要是技术知识与资本密集型行业,这些行业具有进入门槛高、高度专业化和规模报酬递增等特征,服务业的中间投入性质极大地提高了工业生产效率;而生活性服务业主要是劳动密集型行业,其技术水平较低,主要是为消费者提供独立的服务,与工业的关联程度较差。要素配置效应系数均呈负向显著,这说明服务业部门的要素配置效应有待提高。

从分地区样本来看,对于生产性服务业而言,与中西部城市相比,东部城市技术外溢效应不显著,中西部城市技术外溢效应正显著,表明东部城市生产性服务业与工业的要素配置效果不佳。而对于生活性服务业,东部城市的技术外溢效应大于中西部城市,这与东部城市公共生活基础设施建设不断完善,居民文化娱乐生活和社会福利水平逐渐提高有关。

五、结论与启示

本文通过对 Feder(1983)两部门模型进行扩展,构建将服务业纳入工业生产函数的动态两部门模型,运用 2003—2013 年中国 285 个地级及以上城市的面板数据,采用系统 GMM 方法研究了不同地区、不同城市规模情况下服务业驱动经济增长的作用机理,并分析了城市服务业部门的要素配置效应和对工业部门的技术外溢效应,主要结论与启示如下:

第一,城市服务业对工业发展具有显著的技术外溢效应。整体上城市服务业对工业发展具有正向技术外溢效应,中西部城市技术外溢效应大于东部城市,中等规模城市大于大城市和小城市;分类型服务业研究发现,东部城市生活性服务业技术外溢效应大于中西部城市,而生产性服务业则相反。可见,加快发展生产性服务业是我国城市服务业内部结构调整的重要方向。同时,由于东中西部城市差异显著,尤其是中西部城市发展较为落后,因而应完善跨区域城市发展协调机制;在城市体系构建中,应注重中等规模城市的发展,因为从市场规模、技术外溢以及农村人口迁移偏好方面来看,中等规模城市都具有很好的优势。

第二,城市服务业与工业在产业链中缺乏有效衔接,未能通过要素配置效应促进经济增长。就要素配置效应而言,整体上城市服务业发展具有负向要素配置效应,但大小城市均呈正向效应而中等规模城市则呈负向。因此,应积极加快新型城镇化建设,改革户籍制度,减少劳动力要素流动限制,通过市场机制促进产业合理分工,实现城市体系中产业与资源匹配,从而提高城市服务业的资源配置效应。同时,以城市群为主体形态,进一步改革城市布局,增强大城市的结构比例和辐射能力,并协调发展中小城市和小城镇。

第三,加大资本投入、劳动要素投入、城市人力资本、基础设施和财政支出等力度,促进

城市经济发展,大城市在发展中应注重权衡城市扩张所带来的规模经济效应和拥挤效应等“城市病”问题。同时,在城市环境规制方面,中国城市经济增长整体上并没有形成以低碳绿色为主的经济发展方式,而中共十八大报告则提出建设生态文明,坚持节约资源和保护环境的基本国策。因此,中国城市在加快经济结构调整和转变经济发展方式的过程中,应重视生态环境保护,走生态文明的发展道路。

参考文献:

- [1]曹玉书,楼东玮.资源错配、结构变迁与中国经济转型[J].中国工业经济,2012,(10):5—18.
- [2]陈斌开,林毅夫.发展战略、城市化与中国城乡收入差距[J].中国社会科学,2013,(4):81—102.
- [3]戴翔,金碚.服务贸易进口技术含量与中国工业经济发展方式转变[J].管理世界,2013,(9):21—31,54.
- [4]段瑞君.中国城市规模及其影响因素研究——来自 284 个地级及以上城市的经验证据[J].财经研究,2013,(9):82—94.
- [5]顾乃华.我国服务业对工业发展外溢效应的理论和实证分析[J].统计研究,2005,(12):9—13.
- [6]顾乃华.生产性服务业对工业获利能力的影响和渠道——基于城市面板数据和 SFA 模型的实证研究[J].中国工业经济,2010,(5):48—58.
- [7]江小涓.服务全球化的发展趋势和理论分析[J].经济研究,2008,(2):4—18.
- [8]柯善咨,赵曜.产业结构、城市规模与中国城市生产率[J].经济研究,2014,(4):76—88,115.
- [9]陆铭,高虹,佐藤宏.城市规模与包容性就业[J].中国社会科学,2012,(10):47—66,206.
- [10]孙晓华,翟钰,秦川.生产性服务业带动了制造业发展吗?——基于动态两部门模型的再检验[J].产业经济研究,2014,(1):23—30,80.
- [11]唐保庆,黄繁华,杨继军.服务贸易出口、知识产权保护与经济增长[J].经济学(季刊),2012,(1):155—180.
- [12]王恕立,胡宗彪.中国服务业分行业生产率变迁及异质性考察[J].经济研究,2012,(4):15—27.
- [13]姚战琪.生产率增长与要素再配置效应:中国的经验研究[J].经济研究,2009,(11):130—143.
- [14]张浩然.生产性服务业集聚与城市经济绩效——基于行业和地区异质性视角的分析[J].财经研究,2015,(5):67—77.
- [15]Bruno M. Estimation of factor contribution to growth under structural disequilibrium[J]. International Economic Review, 1968, 9(1): 49—62.
- [16]Davis J C, Henderson J V. Evidence on the political economy of the urbanization process[J]. Journal of Urban Economics, 2003, 53(1):98—125.
- [17]Aghion P, Durlauf S. Handbook of Economic Growth[M]. Amsterdam: North-Holland, 2014.
- [18]Feder G. On exports and economic growth[J]. Journal of Development Economics, 1983, 12(1—2):59—73.
- [19]Glaeser E L, Kallal H D, Scheinkman J A, et al. Growth in cities[J]. Journal of Political Economy, 1992, 100(6): 1126—1152.
- [20]Henderson V. The urbanization process and economic growth: The so-what question[J]. Journal of Economic Growth, 2003, 8(1): 47—71.
- [21]Jensen J, Tarr D G. Deep trade policy options for Armenia: The importance of trade facilitation, services and standards liberalization[J]. Economics, 2012,(6):1—54.
- [22]Kaiser U. Measuring knowledge spillovers in manufacturing and services: An empirical assessment of alternative approaches[J]. Research Policy, 2002, 31(1): 125—144.
- [23]Miroudot S, Sauvage J, Shepherd B. Trade costs and productivity in services sectors[J]. Economics Letters, 2012, 114(1): 36—38.
- [24]O’Sullivan A. Urban Economics[M]. New York: McGraw-Hill Press, 2000.

[25] Venables A J. Equilibrium locations of vertically linked industries[J]. International Economic Review, 1996, 37(2):341—359.

Do Urban Services Have Spillover Effects on Industrial Development ?

Li Jingzi¹, Mao Yanhua², Cai Minrong³

(1. Business School, Sun Yat-sen University, Guangzhou 510275, China ;

2. Center for Studies of HongKong, Macao and Pearl River Delta, Sun

Yat-sen University, Guangzhou 510275, China ; 3. Department of Business

Administration, Guangdong University of Finance, Guangzhou 510521, China)

Abstract: Through incorporating service sectors into the industrial production function, this paper constructs a dynamic two-sector model, and studies the spillover effects of urban services development from the perspectives of different regions and city sizes. And then it divides the spillover effects into technological spillover and factor allocation effects, and further uses the panel data of 285 cities at the prefecture level or above from 2003 to 2013 in China to test these effects. The results indicate that, from the perspective of technological spillover effects, urban services have the positive technology spillover effects on industrial development as a whole; mid-western cities have larger effects than eastern cities, and medium-sized cities have greater effects than large and small cities. From the perspective of factor allocation effects, urban services have the negative factor allocation effects as a whole, but large and small cities have positive effects and medium-sized cities have negative effects. Finally, this paper subdivides the overall services into producer and consumer services for robustness test, and shows that the technological spillover effects of consumer services in eastern cities are greater than the ones in mid-western cities, but the producer services have the opposite results.

Key words: urban services; technological spillover effect; factor allocation effect; economic growth

(责任编辑 石 头)