

产业集聚对劳动生产率的动态影响

孙浦阳 韩 帅 许启钦*

内容提要 本文使用中国大陆 287 个地级及以上城市 2000~2008 年的面板数据,检验了中国城市的产业集聚对劳动生产率的影响。研究发现,产业集聚带来的拥塞效应和集聚效应在不同时期可能处于不同均衡状态,集聚初期拥塞效应占主导地位不利于经济发展,而之后促进劳动生产率提升的集聚效应逐步占据主导地位。从长期整体来看,集聚对劳动生产率有促进作用。而这一结论在工业与服务业的分行业分析中出现了不同结果,工业集聚对劳动生产率长期具有促进作用,而服务业的长期影响不显著。本文的创新之处在于:首先,将区分长短期的 ADL(1,1) 动态模型纳入产业集聚分析,区别分析了集聚对劳动生产率在不同时期的不同影响;其次,区分了专业化和多样化集聚对劳动生产率的不同影响;第三,分别研究了工业与服务业集聚对各自产业劳动生产率的作用。

关键词 产业集聚 劳动生产率 动态影响 行业比较

一 引言

对于发展中国家,集聚效应对区域经济发展的作用一直以来都是发展经济学不可避免的研究问题。在产业集聚对地区经济影响的相关研究中,部分研究对产业集聚效

* 孙浦阳:南开大学经济学院国际经济与贸易系、英国伯明翰大学、诺丁汉大学 GEP 研究中心 通信地址:天津市南开区卫津路 94 号 300071;韩帅、许启钦:南开大学经济学院 电子信箱:puyangsun@nankai.edu.cn(孙浦阳);hanshuai2006@163.com(韩帅);xqq_paper@163.com(许启钦)。

本文为国家社会科学基金项目(12BJL049)的阶段性研究成果,同时感谢天津市社科项目(TJLJ12-008)的支持。感谢英国阿斯顿大学(Aston University, UK)Zhou Ying 和南开大学黄玖立给予的帮助与支持,当然文责自负。

应的分类进行了区别:首先包括了地方专业化集聚效应,即马歇尔集聚效应(Marshall Arrow Romer effect, MAR effect),指同一个行业的大量企业向某一个地区集中;另一类是多样化集聚效应,即雅各比集聚效应(Jacobs' effect),指不同的甚至不相关行业的许多企业向某一个地区集中。Ciccone(2002)、Brülhart 和 Mathys(2008)、Mathys(2007)、Beaudry 和 Schifauerova(2008)、范剑勇(2006,2008)、范剑勇和张雁(2009)以及陆铭等(2011)的研究都认为这两种集聚效应均可以促进一个地区的经济发展。然而,Henderson(2003)、Brülhart 和 Mathys(2008)以及 Brakman 等(2001)的研究却发现产业集聚也有可能给地方经济带来不利影响,也就是拥塞效应(congestion effects)。这种拥塞效应与集聚效应可能同时发挥作用,而在不同的时期两种效应的影响力存在不同。

在产业集聚的相关研究中,集聚所带有的动态性、内生性以及不同行业带有的不同集聚特点等一直是难以解决的问题。其中,产业集聚效应的动态性在许多研究忽视的问题。产业集聚表现为一个逐步推进的过程,而其在从形成到发展的过程中,对当地经济的影响必然会出现一定的变化,即产业集聚效应的动态性问题。不同类型产业集聚会同时产生阻碍地方经济发展的拥塞效应和促进经济增长的集聚效应,这两种效应在不同时期可能会达成不同的均衡状态(Brülhart 和 Mathys,2008)。所以,如何将产业集聚在不同时期带来的不同效应在长期进行综合,从而在长期中认清产业集聚对地方经济的整体影响是一个亟待解决的重要问题。

此外,学者们面临的另一个重要问题是内生性问题。许多地区固有的影响经济表现的因素会与产业集聚效应一同发挥作用,如何将产业集聚因素从复杂的经济变量中分离出来是一个重要的问题。一些不随时间变化的经济因素会使普通最小二乘(Ordinary Least Square, OLS)估计方法得出的集聚对劳动生产率(下文简称为生产率)的回归系数偏大,因为系数中混有其他非时变区域因素对生产率的影响。此外,“新”新经济地理学在将企业异质性引入之后也指出,企业异质性的存在会强化企业的自我选择效应,导致生产率较高的企业自主集聚到大城市或者是较发达的地区,而生产率较低的企业则逐渐扩散到外围地区。这样,由于高生产率企业会自主选择进入中心区域,导致了该区域平均生产率水平的自然提高,这就从另一个方面使产业集聚研究面临较严重的内生性问题(Baldwin 和 Okubo,2006)。本文采用 Arellano 和 Bover(1995)提出的动态面板系统广义矩估计方法(Generalized Method of Moments, GMM)来克服内生性问题,该方法通过使用内部变量的滞后期作为工具变量,可以有效分离出非时变的区域效应。

本文在已有研究基础上,对以下几个方面进行了一定拓展:第一,将长短期的动态

分析引入产业集聚效应的研究中,综合产业集聚各个时期的各种效应,研究其对地方经济的长期整体影响。本文基于产业集聚与劳动生产率之间关系的基础模型,考虑了物质资本和人力资本积累的缓慢过程(Mathys,2007),而由于中国地级市的总资本存量数据暂时无法获得,因此,在不控制资本存量的情况下,集聚效应对劳动生产率的影响极有可能出现滞后性,我们利用自回归分布滞后(Autoregressive Distributed Lag, ADL)模型与面板数据的结合构建了ADL动态面板模型,来验证产业集聚对地区劳动生产率影响的长短期系数,以发现产业集聚效应在促进地区经济发展方面的长短期效应的区别。第二,我们将不同的产业集聚类型进行了区别研究。在以往的研究中,大多采用不区分具体行业的总量数据进行产业集聚的研究,使其无法具体区分产业集聚的专业化集聚效应和多样化集聚效应的作用,而这两种效应对经济产生的作用有重大区别。第三,本文将工业集聚和服务业集聚进行了区分研究。许多研究都发现工业集聚与服务业集聚在形成动机和产生的影响方面都存在重大区别,工业集聚更多地以共享劳动力市场和靠近原料供应地为动机,而服务业集聚更多地以技术和知识外溢为目的。因此,其对经济产生的作用也应该存在一定的差异,而以往鲜有研究将不同产业的集聚所产生的不同作用进行区别研究。

本文其余部分结构如下:第二部分为产业集聚与生产率的理论背景和文献综述;第三部分为模型设定与变量选择;第四部分为研究结果分析和稳健性检验;最后是结论和政策建议。

二 理论背景与文献综述

本文是对Ciccone(2002)与Ciccone和Hall(1996)研究的进一步扩展。Ciccone(2002)对就业密度代表的产业集聚对地区劳动生产率的影响进行了经验分析,使用了法国、德国、英国、意大利和西班牙5个国家的NUT-3级别行政区的跨部门数据进行估计,并且使用区域面积作为就业密度指标的工具变量。他的研究发现,当就业密度每上升100%时,地区劳动生产率会提高4.5%,这一结论与Ciccone和Hall(1996)使用美国数据得出的就业密度与劳动生产率之间6%的弹性系数相似。

Ciccone(2002)研究的主要理论机制在于,地方专业化集聚使得大量同行业企业在某地区集中,企业可以在该区域内共享知识外溢并具有广大的熟练劳动力市场,从而降低了该行业企业经营的信息成本,由此降低了企业单个产品的平均成本。而多样化集聚体现为多种行业的各个企业向一个城市或地区集中,这样可以利用城市获得知

识外溢效应,这种跨行业的知识外溢效应往往是重大创新的主要原因。此外,各行业企业集中于某个城市还可以共享城市基础设施,从而达到规模报酬递增的目的。

在产业集聚对地方经济表现的影响方面,也有许多相关研究。Sveikauskas(1975)以美国1967年的截面数据研究发现,若城市规模扩大100%,则生产率水平提高6%;Henderson(2003)发现高科技产业的劳动生产率受该产业专业化集聚的影响较为明显,他认为集聚与劳动生产率的弹性系数在1.2%~13.5%之间;Dekle和Eaton(1999)就日本的产业集聚对劳动生产率的影响进行了研究,发现就业密度代表的专业化集聚对劳动生产率有显著影响,即使其估计的制造业弹性系数仅为1%,服务业的弹性系数也仅有1.2%。也有学者对欧洲的产业集聚进行了研究,Cingano和Schivardi(2004)使用意大利的截面数据进行了研究并且估计了长期弹性系数,发现集聚对生产率的长期弹性为6.7%;Ottaviano和Pinelli(2006)对芬兰的区域面板数据进行了分析,发现人口密度对当地的收入和房价都有显著的正向影响,间接证明了集聚经济对生产率的正向作用。

除此之外,越来越多的学者开始注重集聚带来的拥塞效应对当地经济的影响。拥塞效应是指产业集聚过程中,大量企业在向同一城市或区域集聚过程中很可能出现的盲目的过度集聚,企业数量超过了当地经济的承载能力,出现了争夺公共基础设施和原料、过度竞争、企业利润下降等一系列对地区经济增长不利的影晌。产业集聚带来的拥塞效应与集聚的其他效应一起发生作用影响当地经济,如果不存在拥塞效应,那么大量人口将因为集聚效应而无限制的涌进同一地区,这不符合实际经济现象,而拥塞效应的存在即是保证不会出现这种无限集聚的条件(李君华,2009)。所以,产业集聚并不总是可以直接促进一地区生产率的提高,许多时候集聚反而会阻碍生产率的提高。这主要因为集聚效应和拥塞效应同时发挥作用,而正负两种作用在不同的时期可能达成不同的均衡状态,当拥塞效应占主导地位时,集聚可能阻碍经济的发展,而当集聚效应占据主导地位时,集聚可以促进地方经济发展。

Henderson(1974)的研究表明,大城市意味着较高的通勤成本(交通拥塞),城市中这种使成本增加的因素并不取决于城市中的生产类别,而是取决于城市的整体规模。Brakman等(2001)的模型使用了一个包含所有外部规模不经济和拥塞效应的拥塞参数。他们认为拥塞将使每个厂商面临成本增加的难题,从而促使厂商和工人从中心城市向相对分散的边缘地区转移。国内学者李君华(2009)对Brakman等人的模型进行了扩展和延伸,认为当拥塞效应和学习效应同时发挥作用时,拥塞效应会对地区内所有人口起作用。而且,拥塞效应是一种随人口数量增多而直接导致各种成本上升的效

应,而集聚带来的知识外溢和学习效应则会随时间延长逐步对经济增长和生产率提高产生促进作用。所以,考虑到两种效应发生作用所需的不同条件,本文认为,产业集聚的初期,均衡中拥塞效应可能表现得更加明显,而随着时间的推移,集聚效应的作用在两种效应的均衡中会表现的越来越显著。

对中国产业集聚与劳动生产率关系问题的研究文献并不丰富,只有部分学者进行了系统研究。范剑勇(2006)使用中国2004年城市截面数据对非农产业就业密度与劳动生产率进行了经验检验,认为两者之间的弹性系数在8%左右;刘修岩(2009)则使用中国2003~2006年的城市面板数据对城市的专业化和多样化水平与非农劳动生产率的关系进行了检验,发现就业密度对生产率有正向影响;而张海峰和姚先国(2010)采用浙江省2004年企业级截面数据进行了研究,发现专业化集聚效应对企业生产率并无显著影响。

总结已有文献我们发现,在对产业集聚的经验研究中,集聚对劳动生产率产生影响的动态性、内生性和行业差异性等问题都需要进一步解决和完善。本文将通过引入ADL(1,1)模型、GMM估计方法以及行业分类研究在一定程度上解决以上问题。

三 模型设定与变量选择

(一)模型设定

和以往的研究类似,我们面临的最严重的问题就是内生性问题。不可否认的是,使用中国的城市面板数据必然存在一些模型无法测量的区域性特定因素,这种因素会严重影响该区域的劳动生产率;同时,也会对劳动力流动产生显著影响,进而影响城市的就业密度。所以,内生性会导致模型OLS估计中的产业集聚估计系数偏大。之前Ciccone(2002)、范剑勇(2006)以及刘修岩(2009、2010)的研究提出了一些解决方法,比如控制区域面积变量,并将其作为工具变量。区域的面积与该地区的就业密度有着重要的相关关系,但研究数据中的区域边界和面积是经过长久的历史时期逐步形成的,当前各个行政区的面积基本上在当前数据之前就已经确定了,所以,面积因素也就与当前各个地区的劳动生产率没有很强的相关性,从而降低了内生性问题。

1. 基础模型。考虑到集聚效应可能产生的动态性,本文借鉴Mathys(2007)的方法,通过构建能较好反应动态性的ADL模型,使用中国287个城市的产出和就业面板数据,采用相对应的动态系统GMM方法测量了产业集聚对劳动生产率的动态模型效果。

Mathys(2007)的研究是在Ciccone(2002)的模型基础上加入了一个科布-道格拉

斯(C-D)生产函数形式的资本积累函数,结合一个具有不变跨期替代弹性的永久生存消费者函数,建立动态生产方程。投资是需要时间完成的,所以,资本积累是一个非常缓慢的过程,当前的资本存量是上一期资本的函数。由于我们没有精确的中国城市资本存量数据,所以不控制资本存量,则地区劳动生产率会呈现出一种自回归形式,即当期劳动生产率受上一期的劳动生产率影响,同时受到当期和上一期的就业密度以及控制变量的影响。采用自回归分布滞后模型的另一个必要性在于,人力资本的积累是缓慢的,而且劳动生产率受到地方就业密度的影响也具有时间滞后性,因为劳动合同的变化需要一定时间来消化,企业普遍的存货也会使产出和劳动生产率在受到就业影响的过程中出现明显的滞后。考虑到转化成公因数模型(common factor model)更有利于进行长期影响的计算,我们借鉴 Brülhart 和 Mathys(2008)的建模方法,选取一期滞后,采用 ADL(1,1)模型来建立本文的模型。ADL(1,1)模型是研究动态性问题所经常采用的模型,它可以帮助我们有效地进行产业集聚效应的长短期分析。具体形式为:

$$P_{dt} = \alpha P_{d,t-1} + \beta_0 D_{dt} + \beta_1 D_{d,t-1} + \gamma_0 X_{dt} + \gamma_1 X_{d,t-1} + \varepsilon_d + \rho_t + v_{dt}$$

其中, P_{dt} 和 $P_{d,t-1}$ 表示地区 d 在 t 时期和 $t-1$ 时期的劳动生产率水平。对于城市的劳动生产率,我们同时使用了3种不同的生产率来表示,分别是非农产业劳动生产率(代表城市整体生产率水平)、工业劳动生产率以及服务业劳动生产率。目的是为了更好地区别不同类型产业集聚的外部性特征等。在基础模型的整体分析中,我们使用非农产业劳动生产率作为被解释变量,在之后区分行业的分析中,我们则分别使用工业和服务业的劳动生产率。 D_{dt} 和 $D_{d,t-1}$ 分别表示地区 d 在 t 时期和 $t-1$ 时期的产业集聚水平。 X_{dt} 和 $X_{d,t-1}$ 为控制变量的列向量,表示了地区 d 在 t 时期和 $t-1$ 时期的各种控制变量数据的水平,主要使用每万人中各级学校的专任教师数来代表人力资本指标。 ε_d 表示区域固定效应, ρ_t 表示时间固定效应, v_{dt} 表示误差项。

在以上模型的各变量中,最重要的变量为 ε_d ,它代表了上文所说的非时变区域效应,这种效应不随时间的改变而改变,与产业集聚和就业密度可能并不相关但是却显著影响地区劳动生产率。如果这种效应真的存在并且有重要影响的话,那么以变量的滞后期作为工具变量的不区分部门的估计都会出现有偏估计。所以,我们使用大样本的动态面板估计将这种非时变区域效应从产业集聚效应中剔除,来保证对产业集聚效应估计的准确性。

在对以上模型的分析中,我们关注的焦点并不是产业集聚对劳动生产率的短期影响,我们更加注重探索产业集聚与劳动生产率之间的长期动态关系。根据 Brülhart 和 Mathys(2008)提供的方法,ADL(1,1)模型可以通过同期测定效应(contemporaneous

measured effects)的方法转换为公因数模型,并将当期和滞后期效应转化为长期效应。^①这种长期效应可以理解为一种平均效应和净效应,因为产业集聚对生产率正负两方面的影响同时存在,且在不同时期两种影响的显著性存在不同,所以,长期效应可以将集聚在不同时期对生产率的不同影响在较长的时期内进行综合,从而得出一个集聚对生产率的长期平均效应或者净效应,以帮助我们认识集聚对生产率的总体影响。

经过转换,在本文的基础计量模型中,产业集聚对劳动生产率的长期影响可以表示为 $\beta_{LR} = (\beta_0 + \beta_1)/(1 - \alpha)$ 。我们在回归结果中将根据估计的系数对这一长期关系进行计算,并且使用差分法检验这一关系的显著性。由于 β_{LR} 是一个非线性关系,若 α 的数值接近于1或者被错误估计,那么 β_{LR} 也会出现严重的错误估计。因此,我们还应对线性关系 $\beta_0 + \beta_1 = 0$ 进行Wald检验,如果这一约束被拒绝,则我们可以认为产业集聚与劳动生产率之间存在明显的长期关系,相反,若这一约束没有被拒绝,同时估计的参数是显著的,那么产业集聚与劳动生产率之间只存在短期关系。

2. 行业分类研究模型。以上的模型主要分析全国所有城市的整体产业集聚对劳动生产率的影响,而在各种不同的行业中,工业和服务业两个主要部门之间存在显著差异,其产业集聚产生的动机以及集聚对这些行业产生的作用都具有显著差异。例如,工业特别是制造业的集聚更多起因于靠近原料产地或共享劳动力市场,而服务业集聚的动机则更多源于对企业间技术和知识外溢的需求。所以,不同行业的集聚对该行业的生产率是否会具有不同影响,这是我们需要进一步探讨的重要问题。因此,我们将上文的基础模型进行调整后进行行业分类研究,具体形式为:

$$P_{dt}^i = \alpha P_{d,t-1}^i + \beta_0 D_{dt}^i + \beta_1 D_{d,t-1}^i + \gamma_0 X_{dt}^i + \gamma_1 X_{d,t-1}^i + \varepsilon_d + \rho_t + v_{dt},$$

$$D_{dt}^i \in \{D_{dt}^{i,own}, D_{dt}^{i,other}\},$$

$$i \in \{industry, service\}$$

区分具体行业的数据使我们有条件对产业集聚的不同效应和不同类型的产业集聚对劳动生产率的影响进行详细区分。已有研究大多只采用了非农产业的就业密度指标代表产业集聚进行研究(范剑勇,2006;刘修岩,2009)。然而,这种不区分行业的数据也就不能将产业集聚内部的专业化集聚效应和多样化集聚效应区别开来,使得计量分析常常受到指标不具体的批判(illy等,2011)。McCann(2008)就曾批评许多对产业集聚的研究都喜欢采用各种集聚效应都混合在一起的技术指标来代表集聚效应,而产业集聚有多种类型,这样的研究不能区分不同类型集聚的不同作用。

① 具体方法参见 Davidson 和 MacKinnon(2004)与 Brühlhart 和 Mathys(2008)。

所以,我们使用本行业的就业密度指标代表该行业的 MAR 集聚效应,而在城市中除本行业之外的所有其他行业就业密度的平均值代表该行业的多样化集聚效应。这样,我们就同时将不同类型的产业和不同类型的集聚效应区分开来,提高了本研究的准确性。

3. 加入二次项回归和 ADL(1,0)模型。在研究变量之间动态性关系方面,除了我们上文使用的分布滞后模型之外,加入二次项的非线性研究也是一种使用广泛的研究方法。所以,我们在研究产业集聚与劳动生产率关系时,也使用了加入二次项后的非线性分析来验证我们动态性研究结论的稳定性。加入二次项的模型如下:

$$P_{dt} = \alpha P_{d,t-1} + \beta_0 D_{dt} + \beta_1 (D_{dt})^2 + \gamma_0 X_{dt} + \varepsilon_d + \rho_t + v_{dt}$$

上式中各个变量含义与前文相同,如果在加入二次项模型的回归结果中,出现一次项负显著而二次项正显著的“U”形结果,就可以支持 ADL(1,1)模型中产业集聚对生产率有先抑制后促进作用的结论。如果这一模型的回归结果出现一次项为正显著二次项为负显著的倒“U”形结果,则可以支持 ADL(1,1)模型中产业集聚对生产率先促进后抑制的结论。我们将在后文的回归结果分析中详细讨论。

最后,对设定的 ADL(1,1)模型滞后期的合理性进行检验,我们将滞后期缩短,转化为 ADL(1,0)模型重新进行检验,具体模型为:

$$P_{dt} = \alpha P_{d,t-1} + \beta_0 D_{dt} + \gamma_0 X_{dt} + \varepsilon_d + \rho_t + v_{dt}$$

若 ADL(1,0)模型的 GMM 估计结果与 ADL(1,1)的结果相近,则我们的计量模型设定合理,且结论稳定。

(二) 变量选择

本文所使用的 2000~2008 年的中国城市数据主要来自 2001~2009 年的《中国城市统计年鉴》、《中国统计年鉴》以及《中国劳动统计年鉴》。我们使用的劳动生产率和就业密度指标都是基于各个城市全市范围的数据计算的。在样本时间段内,虽然许多城市的市辖区面积发生过重大变化,但是全市行政区变化的情况较少存在,所以我们使用城市统计年鉴中 287 个城市的全市数据计算了城市的劳动生产率和就业密度等指标以便于经验分析。本文主要使用的经济变量如下:

1. 本文的被解释变量是城市劳动生产率。我们同时使用了 3 种不同的生产率来表示,分别是非农产业劳动生产率(代表城市整体生产率水平)、工业劳动生产率以及服务业劳动生产率。计算方法为,将非农产业、工业和服务业的国内生产总值相对应的除以非农产业、工业和服务业的总就业量。范剑勇(2006)与刘修岩(2009)在研究产业集聚与劳动生产率关系时也都将这一指标作为主要被解释变量。

2. 就业密度指标是本文的主要解释变量,使用某个城市特定行业的总就业人口除以该城市的总面积。这一指标是产业集聚研究中使用较为广泛且结果较为稳定的代表产业集聚的指标(Ciccone 和 Hall,1996;Ciccone,2002;Brühlhart 和 Mathys,2008;范剑勇,2006;刘修岩,2009,2010)。在区分行业的集聚经济分析中,某个行业的就业密度与区位相类似,可以有效地反映该行业的专业化集聚效应,而除该行业之外的其他所有行业就业密度则可以反映该城市的多样化集聚效应。所以,我们将就业密度作为主要指标来分析不同行业的专业化集聚和多样化集聚效应对城市劳动生产率的不同影响。然而,在中国的城市统计年鉴中,关于就业量的统计是“单位从业人员数”,这一指标是指在各级国家机关、政党、社会团体及企业、事业单位中工作,取得工资或其他形式劳动报酬的全部人员,并不包括非正式就业的统计。特别是存在大量非正式就业的服务业行业中,这一数据可能带来回归结果的一定偏误,这也可能是我们服务业集聚对生产率回归结果无长期显著性的原因之一。但是,我们认为,虽然非正式就业在许多经济发达地区所占比例越来越高,但是从全国范围来看,单位从业人员依然占据全部就业的主要地位,特别是工业部门。即使是在14个服务业部门的分类中,^①非正式就业也只在住宿餐饮、批发零售等传统服务业部门中占大量比例。因此,我们认为,《中国城市统计年鉴》的就业数据虽然不能反映全部的城市就业状况,但是可以体现各主要行业的大部分就业情况,以此计算的就业密度数据也可以基本反映各个行业的集聚状况。范剑勇(2006)和刘修岩(2009、2010)都使用《中国城市统计年鉴》的相关数据计算就业密度来反映行业的集聚状况,并得出了较稳健的结论。

此外,本文使用的就业密度指标采用就业总人口除以城市总面积,而中国各个城市的总面积差异较大,部分中西部城市地广人稀,这样就会影响这些城市的就业密度指标。还有一种方法是采用就业总人口除以市辖区面积来计算就业密度,这种方法可以克服部分城市地广人稀给指标带来的影响。但是这种方法也可能带来新的问题。首先,近年来许多企业的选址已经不集中在城市核心的市辖区地带,而是向各个城市的郊县地区分布,原因在于近年来各城市市辖区经济发展迅速,特别是房地产行业的兴起导致城市的中心地带土地价格上涨,许多企业特别是大规模的制造业企业大多在城市的郊县地区建厂,因此,使用市辖区数据可能忽略掉大量这类在郊县分布的企业。

^① 在14个服务业行业中,生产性服务业为:交通运输、仓储和邮政业;信息传输、计算机服务和软件业;金融业;房地产;租赁和商务服务业;科学研究、技术服务和地质勘查业;居民服务和其他服务业;教育业。消费性服务业为:批发和零售业;住宿和餐饮业。公共性服务业为:水利、环境和公共设施管理业;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业。

其次,当今各个地区,特别是东部地区的城市交通基础设施日益完善,市辖区和郊区地区已经通过各种交通方式便利的连接成一个整体,市辖区和城市的其他地区在经济条件上的差异已经逐步弱化,城市各个区域可以作为一个整体发生产业集聚,所以,只使用市辖区数据可能会无法反映这种城市整体经济集聚。据此,权衡两方面的利弊,我们最终采用了城市就业总人口除以城市总面积的方法来计算就业密度。为了检验和降低西部个别地广人稀城市样本对整体回归的影响,我们剔除了这类城市来验证它们是否会对计量结果造成重大影响。

3. 人力资本指标。由于城市统计年鉴没有直接的地区人力资本含量指标,本文借鉴已有研究,将地区各行业从业人员的受教育程度指标用每万人中含各级学校的专任教师数来表示,这是因为各个级别学校的专任教师数越多,培养的含人力资本高的劳动力数量也越多,相应地该地区人力资本含量就越高(范剑勇,2006)。同时,由于许多中西部城市并没有高等学校,为了数据的一致性,我们主要选取了中学和小学的专职教师数量来代表各个城市的人力资本水平。表1报告了我们各主要变量的统计性描述。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	观察值	平均数	标准差	最小值	最小值城市	最大值	最大值城市
非农产业总产值(万元)	2519	5 742 461	9 547 909	167 786.20	嘉峪关	136 981 500	上海
非农产业总就业(万人)	1716	37.51	52.62	4.03	嘉峪关	815.81	北京
非农人均产值(元/人)	1716	166 442.62	110 055.21	18 124.27	中卫	1 746 931	东莞
非农就业密度人/平方公里	1716	43.24	76.52	0.45	酒泉	990.49	深圳
服务业就业密度人/平方公里	1716	21.83	38.37	0.27	酒泉	488.89	深圳
工业就业密度人/平方公里	1716	21.95	41.99	0.17	丽江	534.92	深圳
中学教师数(人)	2521	15 131.22	10 216.68	155	河源	103 111	重庆
初等教育教师数(人)	2521	18 220.48	11 874.94	608	嘉峪关	119 831	重庆

说明:根据全国 287 个地级及以上城市年度平均值计算得出;数据来源于《中国城市统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》(2004~2009 年)。

四 计量结果及稳定性检验

(一) 计量结果分析

表 2~5 报告了我们主要的计量结果。其中,表 2 是城市总体产业集聚对城市总体劳动生产率水平的回归结果;表 4 和表 5 则分别是城市工业产业集聚对该城市工业

生产率水平的回归结果以及城市服务业产业集聚对服务业生产率水平的回归结果。下面我们逐一进行分析。

表2 报告了中国非农产业的产业集聚水平对劳动生产率的回归结果,模型(1)~(4)分别是采用面板最小二乘估计(OLS)、固定效应(FE)模型、^①差分 GMM(DIFF-GMM)模型和系统 GMM(SYS-GMM)模型 4 种方法对产业集聚与劳动生产率的关系进行了检验,模型(5)为进一步控制了地区就业总人口变量后的结果。为了增强计量结果的可靠性,我们对模型设定的合理性和工具变量的有效性进行了检验,表2 的所有模型中二阶序列相关 AR(2)的检验结果显示拒绝原假设,说明模型的随机误差项不存在序列相关,表明我们所设立的模型是合理的;而 Sargan 过度识别检验的结果也表明,回归中使用的工具变量不存在过度识别问题(Sargan 统计量的 p 值均大于 1%)。^② 然而,Sargan 检验只能检验工具变量是否存在过度识别问题,在没有任何一种检验可以有效地检验方程的工具变量是否存在识别力不够的情况下,根据 Bun 和 Windmeijer(2007)的研究,如果系统 GMM 回归中的工具变量识别力不够,则会在小样本的情况下造成有偏估计。对此,Bond 等(2001)提出了一种较为直观的检验方法,认为在 ADL(1,1)模型中,OLS 估计的自回归系数有高估倾向,而 FE 模型的自回归系数具有低估倾向,若系统 GMM 回归得到的自回归系数值恰好处在 OLS 和 FE 自回归系数之间,则可以认为系统 GMM 回归使用的工具变量是合适的,不存在识别力不足的问题。而从表2 我们可以发现,在同样的模型中,系统 GMM 估计的自回归系数为 1.144,恰好位于 OLS 自回归系数 1.148 和 FE 自回归系数 0.844 之间,所以,计量模型的工具变量选择是合适的。

表2 中的模型(4)和(5)是采用系统 GMM 方法对产业集聚影响劳动生产率的回归结果。研究发现,在对城市整体产业集聚与生产率回归的情况下,产业集聚对劳动生产率的影响在经验研究上具有显著的动态性特征,这点符合理论预测(Brühlhart 和 Mathys,2008)。具体看,在当期,产业集聚对劳动生产率具有负向抑制的显著影响,其回归系数为-0.294,代表了当期的产业集聚出现了明显的拥塞效应。在滞后一期中,

① 面板最小二乘估计将所有时间和地区的数据进行 pool 回归,不区分时间和地区效应;固定效应模型则可以区分时间固定效应和地区固定效应,但是不能很好地处理动态面板数据,二者都不能很好地将非时变区域固定效应有效的从集聚效应中区分开来。

② AR(1)检验的零假设为差分后的残差项不存在一阶序列相关,如果差分后的残差项存在一阶序列相关,系统 GMM 依然有效,详细的讨论可参见 Roodman(2006);AR(2)检验的零假设为差分后的残差项不存在二阶序列相关,如果差分后的残差项存在二阶序列相关,则系统 GMM 是无效的;Sargan 检验的零假设为过度识别约束是有效的。

产业集聚对劳动生产率产生了较为显著地正向促进作用,其回归系数为 0.261。这说明,中国的产业集聚在不同时期对劳动生产率的影响有显著差别,产业在集聚形成和发展过程中对生产率的促进作用和拥塞效应同时存在。但是,由于企业迅速大量地集中,集聚带来的拥塞效应在短期内表现得更加显著(Brülhart 和 Mathys, 2008)。而之后随着企业之间的竞争、产业集群结构的逐步稳定以及企业间交流带来知识外溢的出现,集聚对当地劳动生产率的促进作用越来越显著。

结论中先出现了集聚的拥塞效应,之后才出现对生产率促进效应的主要原因在于这两种效应各自的特点。产业集聚的拥塞效应和集聚效应在不同的阶段形成不同的均衡状态。在集聚的初期阶段,两种效应的均衡中拥塞效应占主导地位。原因在于大量企业和就业人员进入一个地区之后,公共基础设施和当地市场不可能在当期就迅速兴建和扩大,因此,集聚现象在短期内会直接表现为城市人口膨胀、交通堵塞及通勤成本上升等不利于生产率提高的现象。此外,本文生产率并不是通过总产出水平计算的,而是通过人均产出计算,就业人口的迅速扩大必然对人均产出的提高产生一定影响。以上拥塞效应的各种表现都会在短期内迅速反映到经济运行当中。Brülhart 和 Mathys(2008)在对欧洲城市集聚效应的经验研究中也发现了拥塞效应的产生快于其他集聚效应。而集聚对劳动生产率的各种正向影响在发挥作用时往往有明显的滞后性。如共享基础设施带来的成本节约,需要新建扩大当地交通和信息传播等的基础设施,知识外溢也需要企业之间在长期的竞争和合作中相互频繁交流和人员流动作为前提,这些交流和流动也需要一定时间才能对企业的生产率产生明显影响。Henderson(2003)在对美国制造业产业集聚效应的研究中也发现产业集聚效应对生产率的影响具有显著滞后性。所以,产业集聚正负两个方向效应各自的特点,使我们得到了回归结果中的结论。

为了判断产业集聚在长期综合了不同效应之后对劳动生产率的长期影响,我们采用 Brülhart 和 Mathys(2008)提供的方法,将 ADL(1,1) 计量模型转换为公因数模型,将当期和滞后期效应转换为长期效应。经过转换,产业集聚的长期效应为: $\beta_{LR} = (\beta_0 + \beta_1) / (1 - \alpha)$ 。在计算前,首先对这一非线性关系利用一阶差分辅助回归进行显著性检验,检验结果显示,在模型(4)和(5)中,产业集聚与劳动生产率的长期关系存在且具有显著性。计算的长期关系为 0.119 ~ 0.201,这表示中国城市的非农就业密度每上升 1 单位,则该城市的劳动生产率将提高 119 ~ 201 元/人。根据表 1 中国城市平均就业密度和劳动生产率的数据,我们可以得出,产业集聚对劳动生产率的弹性约为 0.052,也就意味着产业集聚每上升 100%,劳动生产率提高 5.2% 左右。

表 2 产业集聚对劳动生产率回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	OLS	FE	DIFF-GMM	SYS-GMM	SYS-GMM
劳动生产率($t-1$)	1.148 *** (0.008)	0.844 *** (0.021)	1.340 *** (0.099)	1.144 *** (0.011)	1.160 *** (0.011)
非农就业密度(t)	-0.533 *** (0.052)	-0.443 *** (0.065)	-1.093 *** (0.283)	-0.294 *** (0.056)	-0.363 *** (0.067)
非农就业密度($t-1$)	0.550 *** (0.056)	0.391 *** (0.055)	-0.079 (0.094)	0.261 *** (0.056)	0.344 *** (0.066)
非农总就业(t)					-0.008 (0.055)
非农总就业($t-1$)					-0.013 (0.044)
常数项	5.379 *** (2.066)	85.511 *** (18.581)	-47.231 (71.561)	12.021 *** (2.747)	11.881 *** (2.663)
观察值	1346	1346	1068	1346	1346
R ²	0.954	0.857			
Sargan 检验			16.196 [0.094]	38.167 [0.209]	46.131 [0.121]
AR(2) 检验			0.856 [0.392]	0.884 [0.377]	0.863 [0.388]
$LR(\beta_1 + \beta_2)/(1 - \alpha)$	-0.115 [0.116]	-0.333 [0.373]	3.447 [0.150]	0.201 *** [0.000]	0.119 *** [0.004]
$\beta_1 + \beta_2$	0.017 [0.109]	-0.052 [0.376]	-1.172 [0.000]	-0.033 *** [0.000]	-0.019 *** [0.009]
$LR(\gamma_1 + \gamma_2)/(1 - \alpha)$					0.135 [0.391]
$\gamma_1 + \gamma_2$					-0.022 [0.382]

说明:AR(2)检验主要用于检验动态面板随机误差的自相关性;Sargan 检验主要检测动态面板的过度识别问题(Arellano 和 Bond,1991),计量结果均通过了 AR 与 Sargan 检验。时间虚拟变量有显著性影响。 $LR(\beta_1 + \beta_2)/(1 - \alpha)$ 代表将 ADL(1,1)模型化为标准模型后,产业集聚对劳动生产率的长期影响系数。ADL(1,1)模型通常用来表示动态关系,我们的主要关注点并不是变量之间的短期动态关系,而是产业集聚与劳动生产率的长期动态关系,在我们的 ADL(1,1)模型中,这种长期的动态关系被表示为 $\beta_{LR} = (\beta_0 + \beta_1)/(1 - \alpha)$ 。 $LR(\gamma_1 + \gamma_2)/(1 - \alpha)$ 表示标准化之后总就业量对劳动生产率的长期影响系数。***、** 和 * 分别代表显著性水平为 1%、5% 和 10%,小括号的值为标准差,中括号为 P 值。下表同。

这一结论与 Ciccone 和 Hall (1996) 估计的美国这一弹性系数 5% 左右、Ciccone (2002) 估计的欧盟五国的弹性系数为 4.5% ~ 5% 相近,而略低于范剑勇 (2006) 估计的 8.8% 和刘修岩 (2009) 估计的 17%。我们认为这一结果的差异可能源于以下原因,之前的文献对产业集聚与劳动生产率关系的研究没有区分长期动态效应和短期效应,也就无法区分产业集聚短期的拥塞效应和长期的促进效应,从而导致了其估计结果是这两种效应的混合影响结果,影响了估计结果的准确性。

表 3 剔除特殊城市样本后产业集聚对劳动生产率回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	OLS	FE	DIFF-GMM	SYS-GMM	SYS-GMM
劳动生产率($t-1$)	1.148 *** (0.008)	0.843 *** (0.021)	1.338 *** (0.098)	1.146 *** (0.011)	1.159 *** (0.011)
非农就业密度(t)	-0.534 *** (0.052)	-0.444 *** (0.065)	-1.111 *** (0.281)	-0.305 *** (0.057)	-0.369 *** (0.069)
非农就业密度($t-1$)	0.551 *** (0.056)	0.391 *** (0.055)	-0.0703 (0.094)	0.273 *** (0.057)	0.352 *** (0.068)
非农总就业(t)					-0.005 (0.056)
非农总就业($t-1$)					-0.018 (0.046)
常数项	11.760 *** (2.368)	84.640 *** (18.770)	-47.870 (71.980)	11.710 *** (2.727)	11.601 *** (2.643)
观察值	1346	1346	1068	1346	1346
R ²	0.954	0.856			
Sargan 检验			16.196 [0.093]	38.167 [0.200]	46.131 [0.122]
AR(2) 检验			0.856 [0.396]	0.884 [0.382]	0.863 [0.393]
$LR(\beta_1 + \beta_2)/(1 - \alpha)$	-0.115 [0.108]	-0.338 [0.371]	3.495 [0.001]	0.194 *** [0.000]	0.107 *** [0.009]
$\beta_1 + \beta_2$	0.017 [0.102]	-0.053 [0.373]	-1.181 *** [0.000]	-0.032 *** [0.000]	-0.017 *** [0.018]
$LR(\gamma_1 + \gamma_2)/(1 - \alpha)$					0.147 [0.345]
$\gamma_1 + \gamma_2$					-0.023 [0.122]

前文中我们讨论了采用全市总就业人口和总面积计算就业密度所面临的问题,即部分西部地广人稀城市的数据会对回归造成影响,为了检验数据的稳定性,我们将此

类样本中几个典型的城市剔除后再回归。其中主要剔除了就业密度在3人/平方千米以下的城市数据,包括了酒泉、呼伦贝尔、鄂尔多斯、巴彦淖尔、张掖、黑河、思茅、武威、中卫和通辽10座城市,回归结果见表3。

由表3的回归结果我们可以看出,在剔除了10个特殊城市之后,回归结果基本保持了稳健,就业密度指标对劳动生产率的影响也表现为当期为负向显著,滞后一期为正向显著,且系数变化不大。此外,计算长期效应之后我们发现,新回归的长期影响系数为0.107~0.194,这与原回归的长期影响系数0.119~0.201变化不大,说明我们回归中部分地广人稀城市的数据差异并不会对回归结果产生重大影响,采用全市就业人口和面积计算就业密度指标的回归结果是可信的。

在产业集聚的构成中,工业与服务业存在较大的差异,产业集聚产生的动机和对经济产生的作用可能也存在一定的不同,所以我们有必要对不同行业进行具体分析。

表4和表5分别使用工业和服务业的产业集聚及劳动生产率替代了表2中的城市整体的产业集聚和劳动生产率。我们将非农产业划分为工业和服务业两类差异显著的行业进行区别分析,其中,由于具备了分行业的数据,我们可以将产业集聚的专业化效应和多样化效应区分开来,分别验证这两种效应对该行业劳动生产率的影响。在表4和表5中,模型(4)只考虑了专业化集聚的基础模型,模型(2)和(3)分别在模型(4)的基础上加入多样化集聚效应和相应产业就业总量,模型(1)则是将专业化集聚、多样化集聚和产业就业总量全部考虑在内的完整模型。

表4报告了工业的产业集聚对该劳动生产率和回归结果。结果显示,模型(3)在控制了地区总就业水平之后,工业的专业化集聚效应对该产业的劳动生产率在当期具有负向影响,其回归系数为-0.506,在滞后一期中,则对劳动生产率具有正向促进作用,其回归系数为0.361,在进一步将多样化集聚效应加入回归方程之后,专业化集聚效应的影响又进一步缩小,回归系数降为-0.415。多样化集聚效应的影响方向与专业化集聚效应相同,模型(1)显示当期多样化集聚效应压低了劳动生产率,而滞后一期提高了劳动生产率但不显著。这一结论与Brühlhart和Mathys(2008)的研究结论相类似,说明中国制造业集聚带来拥塞效应的出现要快于集聚效应。而将各期影响结合为长期效应之后我们发现,制造业中产业集聚与劳动生产率的长期关系 $(\beta_1 + \beta_2)/(1 - \alpha)$ 均通过了显著性检验,其长期影响系数为0.607~1.225,即制造业产业集聚水平每上升1个单位,则该产业的劳动生产率将上升607~1225元/人。这一长期影响系数明显高于全国整体回归的平均水平。

表 4 工业集聚与该产业劳动生产率 GMM 回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
劳动生产率($t-1$)	1.225 *** (0.017)	1.231 *** (0.018)	1.239 *** (0.018)	1.249 *** (0.020)
工业就业密度(t)	-0.415 *** (0.097)	-0.504 *** (0.124)	-0.506 *** (0.098)	-0.264 * (0.140)
工业就业密度($t-1$)	0.141 (0.119)	0.221 (0.143)	0.361 *** (0.107)	0.104 (0.164)
其他产业就业密度(t)	-0.198 *** (0.046)	-0.043 (0.120)		
其他产业就业密度($t-1$)	0.393 *** (0.066)	0.235 ** (0.092)		
工业就业总量(t)	0.007 * (0.004)		0.013 ** (0.005)	
工业就业总量($t-1$)	-0.009 ** (0.004)		-0.009 ** (0.004)	
常数项	5.574 (4.824)	9.428 * (5.108)	8.024 (5.179)	9.137 * (5.515)
观察值	1347	1347	1347	1347
Sargan 检验	42.915 [0.475]	41.258 [0.252]	43.268 [0.294]	38.017 [0.214]
AR(2) 检验	1.879 [0.060]	1.879 [0.060]	1.866 [0.062]	1.961 [0.050]
$LR(\beta_1 + \beta_2)/(1 - \alpha)$	1.218 *** [0.0000]	1.225 *** [0.0000]	0.607 *** [0.0000]	0.643 *** [0.0000]
$(\beta_1 + \beta_2)$	-0.274 *** [0.000]	-0.283 *** [0.000]	-0.145 *** [0.000]	-0.160 *** [0.001]
$LR(\beta_1 + \beta_2)/(1 - \alpha)_{other}$	-0.867 ** [0.015]	-0.833 ** [0.033]		
$(\beta_1 + \beta_2)_{other}$	0.195 ** [0.002]	0.193 ** [0.024]		
$LR(\gamma_1 + \gamma_2)/(1 - \alpha)$	0.006 [0.689]		-0.017 [0.312]	
$(\gamma_1 + \gamma_2)$	-0.002 [0.687]		0.004 [0.321]	

服务业的表现则与工业不同,表 5 报告了服务业产业集聚水平对该产业劳动生产率的回归结果。我们发现,服务业的专业化集聚效应在当期对劳动生产率具有显著抑制作用,回归系数为-0.448 ~ -0.763,而在滞后一期中其集聚对劳动生产率具有显著的正向影响,回归系数为 0.461 ~ 0.539。这说明中国服务业在集聚形成的过程中也是先出现较为明显的拥塞效应,之后才出现对生产率有促进作用的集聚效应。而多样化集聚效应的只在当期对生产率产生正向影响。在表 5 的 4 个模型中,模型(1)和

(2) 不能通过 Sargan 检验,说明在加入其他产业就业密度代表的多样化集聚效应之后,集聚对劳动生产率的影响并不明显。在通过检验的模型(3)和(4)中,从长期来看,服务业的专业化产业集聚与劳动生产率的长期关系 $(\beta_1 + \beta_2)/(1 - \alpha)$ 均未通过显著性检验,所以,我们认为服务业中,产业集聚对该行业生产率的长期影响并不显著。

表 5 服务业集聚与该产业劳动生产率 GMM 回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
劳动生产率($t-1$)	1.026 *** (0.019)	1.018 *** (0.020)	1.048 *** (0.018)	1.058 *** (0.019)
服务业就业密度(t)	-0.763 *** (0.056)	-0.686 *** (0.119)	-0.509 *** (0.029)	-0.448 *** (0.063)
服务业就业密度($t-1$)	0.523 *** (0.051)	0.469 *** (0.082)	0.539 *** (0.033)	0.461 *** (0.071)
其他产业就业密度(t)	0.222 *** (0.052)	0.276 *** (0.058)		
其他产业就业密度($t-1$)	0.046 (0.077)	-0.074 (0.085)		
服务业就业总量(t)	-0.001 (0.002)		0.004 (0.003)	
服务业就业总量($t-1$)	-0.002 (0.004)		0.006 * (0.004)	
常数项	16.270 *** (3.034)	17.531 *** (3.364)	15.940 *** (2.831)	11.440 *** (3.468)
观察值	1346	1346	1346	1346
Sargan 检验	75.321 [0.002]	63.132 [0.003]	62.913 [0.011]	50.147 [0.022]
AR(2) 检验	0.890 [0.374]	0.885 [0.376]	0.884 [0.377]	0.889 [0.374]
$LR(\beta_1 + \beta_2)/(1 - \alpha)$	9.231 *** [0.000]	12.056 *** [0.010]	-0.625 [0.160]	-0.224 [0.578]
$(\beta_1 + \beta_2)$	-0.240 *** [0.000]	-0.217 *** [0.002]	0.030 ** [0.042]	0.013 [0.563]
$LR(\beta_1 + \beta_2)/(1 - \alpha)_{other}$	-10.289 *** [0.000]	-11.211 ** [0.032]		
$(\beta_1 + \beta_2)_{other}$	0.268 *** [0.000]	0.202 ** [0.013]		
$LR(\gamma_1 + \gamma_2)/(1 - \alpha)$	0.139 [0.557]		-0.215 [0.145]	
$(\gamma_1 + \gamma_2)$	-0.004 [0.522]		0.010 * [0.094]	

综合以上分行业的分析,可以发现,从产业集聚产生的长期动态影响来看,中国整体产业集聚对劳动生产率的长期动态促进作用主要来自于工业集聚的贡献,而服务业集聚对生产率的长期影响不显著。我们认为这主要是因为中国工业发展历史久远,发展程度较为成熟,而各类服务业企业发展程度还处在起步和早期发展阶段,加之许多关键的服务行业政策上并没有完全开放,所以,中国服务业产业的集聚还受到很多限制,还不能对劳动生产率产生显著的长期影响。各种行业各种类型的集聚效应总结见表6。

表6 产业的空间集聚效应

	短期效应					
	t 期		t-1 期		长期效应	
	专业化集聚 效应	多样化集聚 效应	专业化集聚 效应	多样化集聚 效应	专业化集聚 效应	多样化集聚 效应
工业	- *	- *		+ *	+ *	- *
服务业	- *	+ *	+ *			
总体		- *		+ *		+ *

说明:表中结果是根据表2~5的数据整理得出。+*代表正向显著,-*代表负向显著。

(二) 稳定性检验

为了检验回归方程结果的稳定性,我们采用两种方法对计量结果进行检验。第一种方法是将解释变量产业集聚的二次项变量加入回归方程中,而不加入各个变量的滞后期数据,这样单纯从非线性的角度来验证产业集聚对生产率的作用是否表现为先抑制后促进。第二种方法是降低计量模型的滞后期,采用ADL(1,0)模型进行回归。通过观察这两种方法的回归结果来验证结论的稳定性。

表7报告了加入二次项后产业集聚与劳动生产率关系的回归结果。从表7中我们可以看出,在系统GMM的回归中,非农就业密度的一次项对劳动生产率具有显著的负向影响,其回归系数为-0.236和-0.222,而就业密度的二次项对劳动生产率的影响是正向显著的。这样,集聚变量与生产率变量的关系构成了一种“U”型关系,代表了产业集聚往往对生产率先产生负向的影响,在经过一个拐点之后,才对劳动生产率产生正向的促进作用。这一先负后正的关系与我们表2中动态性分析的结论相一致,验证了结论的稳定性。此外,在表7的回归中,模型(4)和(5)的GMM回归中Sargan检验和AR(2)检验均通过,说明这一回归的工具变量选取是合适的,并且回归中不存在二阶自回归现象,GMM估计有效。

表 7 加入二次项后产业集聚与生产率关系的稳定性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	OLS	FE	DIFF-GMM	SYS-GMM	SYS-GMM
劳动生产率($t-1$)	1.123 *** (0.011)	0.657 *** (0.029)	1.185 *** (0.080)	1.122 *** (0.013)	1.131 *** (0.011)
非农产业就业密度	-0.006 (0.030)	-0.209 (0.208)	-0.436 (0.357)	-0.236 *** (0.031)	-0.222 *** (0.028)
非农产业就业密度 ²	-1.15e-05 (3.87e-05)	0.001 (0.000)	0.001 (0.000)	0.002 *** (3.53e-05)	0.002 *** (3.06e-05)
非农产业总就业					1.824 (8.208)
非农产业总就业 ²					-1.065 (1.056)
常数项	11.840 *** (2.687)	42.100 (27.520)	-79.090 * (47.830)	20.380 *** (2.724)	27.520 *** (9.623)
观察值	1071	1071	1068	1071	1071
R ²	0.929	0.726			
Sargan 检验			6.339 [0.706]	44.723 [0.067]	65.144 [0.013]
AR(2) 检验			1.065 [0.287]	1.219 [0.223]	1.208 [0.227]

表 8 缩短解释变量滞后期(ADL(1,0))的稳定性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	OLS	FE	DIFF-GMM	SYS-GMM	SYS-GMM
劳动生产率($t-1$)	1.125 *** (0.010)	0.668 *** (0.028)	0.925 *** (0.085)	1.184 *** (0.010)	1.172 *** (0.009)
非农就业密度(t)	-0.014 (0.012)	0.025 (0.087)	0.367 (0.245)	-0.006 (0.006)	-0.015 * (0.008)
非农总就业(t)					7.891 ** (3.219)
常数项	8.298 *** (2.327)	43.710 ** (19.570)	-65.410 (101.901)	3.131 (2.459)	-14.670 * (8.838)
观察值	1082	1082	804	1361	1361
R ²	0.929	0.726			
Sargan 检验			22.163 [0.014]	31.824 [0.131]	43.677 [0.066]
AR(2) 检验			1.237 [0.216]	0.975 [0.329]	0.983 [0.326]
$LR(\beta_1)/(1-\alpha)$	0.115 [0.209]	0.075 [0.776]	4.893 [0.362]	0.030 [0.361]	0.089 ** [0.052]
$LR(\gamma_1)/(1-\alpha)$					-45.878 [0.158]

表 8 报告了缩短解释变量滞后期的回归结果。我们将 ADL(1,1) 模型转换为 ADL(1,0) 模型进行回归发现,产业集聚对地区劳动生产率的长期影响关系依然显著,且根据前文介绍的方法计算的长期影响系数为 0.089,这一数值与我们在表 2 中 ADL(1,1) 模型的长期影响系数 0.118 基本一致,进一步说明了本文研究结果的稳定性。

五 结论

本文采用中国 287 个地级及以上城市 2000 ~ 2008 年的动态面板数据对产业集聚与城市劳动生产率的关系进行了经验检验。通过使用 ADL(1,1) 动态计量模型研究发现,产业集聚在当期和滞后一期两个时期内对劳动生产率的影响显著不同。在当期,产业集聚对劳动生产率的影响显著为负,其回归系数为 -0.294 和 -0.363。产业集聚与劳动生产率的长期关系存在且具有显著性。计算的长期关系为 0.119 ~ 0.201,即表示中国城市的非农就业密度每上升 1 个单位,该城市的劳动生产率将提高 119 ~ 201 元/人。

之后,我们将非农产业划分为工业和服务业两类差异显著的行业分别进行分析。研究结果显示,工业的专业化集聚效应对该产业的劳动生产率在当期具有负向影响,而在滞后一期中,对劳动生产率具有正向促进作用。在进一步将多样化集聚效应加入回归方程后,专业化集聚效应的影响出现缩小,多样化集聚效应的影响方向则与专业化效应相同,均为当期集聚效应压低了劳动生产率,而在滞后期中提高了劳动生产率但不显著。服务业的专业化集聚效应在当期对劳动生产率具有显著抑制作用,而在滞后一期中其集聚对劳动生产率具有显著正向影响。这说明中国的服务业在集聚形成的过程中也是先出现较为明显的拥塞效应,之后才出现对生产率有促进作用的集聚效应。而多样化集聚效应的影响方向则与工业相反,当期为正向显著,滞后一期为负向影响,但不显著。从长期来看,服务业产业集聚对该行业生产率的影响并不显著。

参考文献:

- 范剑勇(2006):《产业集聚与地区间劳动生产率差异》,《经济研究》第 11 期。
- 范剑勇(2008):《产业集聚与中国地区差距研究》,格致出版社、上海三联书店。
- 范剑勇、张雁(2009):《经济地理与地区间工资差异》,《经济研究》第 8 期。
- 李君华(2009):《学习效应、拥挤性、地区的分工和集聚》,《经济学(季刊)》第 3 期。
- 刘修岩(2009):《集聚经济与劳动生产率:基于中国城市面板数据的实证研究》,《数量经济技术经济研究》第 7 期。
- 刘修岩(2010):《集聚经济、公共基础设施与劳动生产率》,《财经研究》第 5 期。
- 陆铭、陈钊、朱希伟、徐现祥(2011):《中国区域经济发展:回顾与展望》,格致出版社、上海人民出版社。
- 张海峰、姚先国(2010):《经济集聚、外部性与企业劳动生产率》,《管理世界》第 12 期。

- Arellano, M. and Bond, S. "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and An Application to Employment Equations." *Review of Economic Studies*, 1991, 58(2), pp.277-297.
- Arellano, M. and Bover, O. "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models." *Journal of Econometrics*, 1995, 68(1), pp.29-51.
- Baldwin, R. E. and Okubo, T. "Heterogenous Firms, Agglomeration and Economic Geography: Spatial Selection and Sorting." *Journal of Economic Geography*, 2006, 6(3), pp.323-346.
- Beaudry, C. and Schifffauerova, A. "Who's Right, Marshall or Jacobs? The Localization Versus Urbanization Debate." *Research Policy*, 2008, 38(2), pp.318-337.
- Bond, S.; Hoeffler, A. and Temple, J. "GMM Estimate of Empirical Growth Models." CEPR discussion paper, 2001, 30.
- Brakman, S.; Garretsen, H. and Marrewijk, C. *An Introduction to Geographical Economics*. Cambridge: Cambridge University Press, 2001.
- Brühlhart, M. and Mathys, N. A. "Sectoral Agglomeration Economies in A Panel of European Regions." *Regional Science and Urban Economics*, 2008, 38(4), pp.348-362
- Bun, M. J. G. and Windmeijer, F. "The Weak Instrument Problem of the System GMM Estimator in Dynamic Panel Data Models." mimeo, University of Bristol, 2007.
- Ciccone, A. "Agglomeration Effects in Europe." *European Economic Review*, 2002, 46(2), pp.213-227.
- Ciccone, A. and Hall, R. E. "Productivity and the Density of Economic Activity." *American Economic Review*, 1996, 86, 54-70.
- Cingano, F. and Schivardi, F. "Identifying the Sources of Local Productivity Growth." *Journal of the European Economic Association*, 2004, 2(4), pp.720-742
- Davidson, R. and MacKinnon, J. G. *Econometric Theory and Methods*. Oxford University Press, 2004.
- Dekle, R. and Eaton, J. "Agglomeration and Land Rents: Evidence from the Prefectures." *Journal of Urban Economics* 1999, 46(2), pp.200-214.
- Henderson, V. J. "The Sizes and Types of Cities." *American Economic Review*, 1974, 64(4), pp.640-656.
- Henderson, V. J. "Marshall's Scale Economies." *Journal of Urban Economics*, 2003, 53(1), pp.1-28.
- Illy, A.; Schwartz, M.; Hornych, C. and Rosenfeld, M. T. W. "Local Economic Structure and Sectoral Employment Growth in German Cities." *Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie*, 2011, 102(5), pp.582-593.
- Mathys, N. A. "A Dynamic Model of Sectoral Agglomeration Effects." mimeo, University of Lausanne (www.hec.unil.ch/nmathys/), 2007.
- McCann, P. "Agglomeration Economies," in C. Karlsson eds., *Handbook of Research on Cluster Theory*, Cheltenham; Edward Elgar, 2008, pp.28-38.
- Ottaviano, G. I. P. and Pinelli, D. "Market Potential and Productivity: Evidence from Finnish regions." *Regional Science and Urban Economics*, 2006, 36(5), pp.636-657.
- Roodman, D. "How to Do Xtabond2: An Introduction to Difference and System GMM in Stata." Center for Global Development Working Paper, Number 103, 2006.
- Sveikauskas, L. A. "The Productivity of Cities." *Quarterly Journal of Economics*, 1975, 89, pp.393-413.

(截稿:2012年11月 责任编辑:王徽)

新兴市场国家外汇市场压力吸收方式的比较研究

靳玉英 周 兵 张志栋*

内容提要 本文选取 28 个新兴市场国家样本,比较研究其在 1990~2002 年和 2003~2010 年两个阶段外汇市场压力的吸收问题。通过对样本国家这两个阶段外汇市场压力状态和吸收方式的统计分析发现,这些国家的外汇市场压力由第一阶段以贬值压力为主转变为第二阶段以升值压力为主;贬值压力的吸收方式由第一阶段的储备减少方式为主转换为以贬值方式为主,但在升值压力的吸收上,储备增加一直是主导吸收方式。此外,本文从压力类型、经济状态等多个视角对新兴市场国家外汇市场压力吸收方式的影响因素进行了比较。研究发现,各影响因素的解释力因研究视角不同而存在很大差异,在外汇市场压力吸收方式选择上,存在从第一阶段官方包揽汇率风险转变为第二阶段经济个体承担汇率风险的重要特征。

关键词 新兴市场国家 外汇市场压力吸收 金融危机

一 引言

实践证明,汇率稳定并不意味着汇率未承受变化的压力,该压力很可能被官方用外汇储备干预等手段掩盖了。这种被掩盖的汇率变化压力具有隐蔽性,不易被及时觉察和应对,往往会给经济带来更大冲击。外汇市场压力问题在 20 世纪 70 年代由 Gir-

* 靳玉英、周兵、张志栋:上海财经大学国际工商管理学院 上海市国定路 777 号上海财经大学国际工商管理学院 200433 电子信箱: jyyshang@mail.shufe.edu.cn(靳玉英); andyzhou8622629@yahoo.com.cn(周兵); zdzbb@gmail.com(张志栋)。

本文感谢国家社会科学基金重点项目(12AZD051)、国家自然科学基金面上项目(71173142)和上海财经大学研究生创新基金资助项目(CXJJ-2011-322)的资助。