

城市规模、服务业发展与经济增长

■ 李江, 卫平, 石大千

城市是服务业发展的空间载体和集聚地,城市规模各异,服务业发展对经济增长的影响不同。基于中国2003~2015年260个地级市面板数据,以城市规模为门限,运用固定效应模型和门限回归模型检验了服务业发展与经济增长的非线性关系。实证结果表明:服务业发展对经济增长的影响效应存在基于城市规模的双重门限特征。以城市规模为门限,将样本分为三组,当城市规模低于3.865时,服务业发展对经济增长的影响大小为0.9017;当城市规模介于3.865~5.083之间时,影响大小为0.9137;当城市规模高于5.083时,影响效应下降到0.9041。显然,城市规模过小或过大都会降低服务业发展对经济增长的正向效应,适度城市规模才能最大化服务业发展对经济增长的促进作用。因此,存在服务业发展与城市规模最优匹配特征。

[关键词] 服务业;经济增长;城市规模;门限回归

[中图分类号] F014

[文献标识码] A

[文章编号] 1006-169X(2017)07-0026-06

基金项目: 本研究得到中国科学技术协会项目“国际产业竞争中的专利战略及知识产权保护状况调查研究”(2015DCYJ07-2)资助。

李江,华中科技大学经济学院博士研究生,研究方向为产业经济学;卫平,华中科技大学经济学院二级教授,博士生导师,企业经济研究所所长,研究方向为企业经济学、产业经济学;石大千,华中科技大学经济学院博士研究生,研究方向为西方经济学。(湖北武汉 430074)

一、引言

当前,中国正处于“增长速度换挡期、结构调整阵痛期和前期刺激政策消化期”的经济新常态,实现“制造大国”向“制造强国”转变任务艰巨,服务业作为转变的桥梁,其功能和作用日趋凸显,制造业与服务业融合已经成为现代产业发展的主流趋势,也是推动我国产业升级的主要驱动力。服务业增加值占GDP比重日益增加,并逐渐发展成为新时期拉动中国经济增长的新引擎。服务业一方面可以降低生产和交易成本,另一方面可以提高生活质量和幸福指数。2007年以来,国务院开始重视服务业发展,并相继颁布了加快服务业发展的政策及措施,《十二五规划纲要》更是明确提出加快发展服务业,把推动服务业大发展作为产业结构优化升级的战略重点,推动大城市形成以服务经济为主的产业结构。因此,理清城市规模在服务业促进经济增长中扮演的角色,对于中国向城市化推进和服务经济转型具有深远意义。

国内外关于服务业与经济增长关系的理论和

实证研究较为丰富。早期克拉克(Clark, 1940)从理论上分析了产业结构发展的动态过程:随着经济发展,劳动人口由农业向制造业再向商业和服务业转移。福克斯(Fuchs, 1968)基于战后美国从工业经济向服务经济转变过程对服务经济理论进行了研究。随后国外相关研究日益增多,但研究角度并不统一。柯蒂斯和穆尔蒂(Curtis & Murthy, 1998)从需求的角度研究服务业与经济增长的关系,他们认为服务需求的收入弹性大于1,因而随着经济增长,服务业需求会提升;而奥顿(Oulton, 1999)和威尔伯(Wilber, 2002)则从供给角度出发,他们的研究结论都支持服务业促进经济增长的观点。伴随着中国对服务业经济作用和社会功能的认识加深,国内学者对服务业与经济增长关系的研究成果日益增多。

从单个省级层面的研究主要有:梁红梅等(2013)根据甘肃省1978~2010年数据,运用向量自回归模型,分析了甘肃省服务业、经济增长和居民收入的动态关系;匡远凤(2015)选取武汉市1990~2012年的时间序列数据,采用VAR模型实证了现代

服务业发展、产业结构升级及经济增长质量提升三者之间的关系,研究发现,现代服务业发展对武汉市经济增长质量提升有促进作用,对产业结构升级也有积极影响。从区域经济发展层面的研究主要有:董利红(2012)选取中国东部地区省级面板数据,验证了服务业对区域经济增长的影响;姚凤阁等(2011)采用1990~2008年三大经济圈(长三角、珠三角和环渤海)主要城市的面板数据,研究发现,服务业对区域经济增长具有正向作用,服务业集聚对服务业发展有促进作用,但过度集聚会产生负外部效应,对区域经济增长有抑制作用;魏锋等(2007)对比分析了中国东部、中部和西部地区服务业对区域经济增长的影响,研究表明:东部地区经济增长促进了服务业发展,中部地区服务业与经济增长没有明显关系,西部地区服务业发展促进了经济增长。从全国层面的研究主要有:叶爱华(2010)和曾国平等(2010)分别选取了1978~2008年、1952~2007年时间序列数据,运用单位根检验、协整检验、格兰杰因果检验和脉冲响应函数等计量方法证实了服务业发展与经济增长之间的相互促进作用;王治等(2009)也选取1978~2007年的数据,运用VAR和VEC模型,实证分析表明,由于服务业的复杂性和异质性,中国服务业及其内部各行业与经济增长的因果关系是有差异的。程大中(2010)采用中国1991~2006年总体数据和1996~2005年省级面板数据经验分析和数值模拟了服务业与经济增长之间的一般均衡关系,研究发现,服务业劳动生产率的提高对服务产出及供给的增加同等重要。

从国内外相关文献来看,现有研究主要基于线性模型分析,与以往研究不同,本文主要创新点在于研究视角和方法上。本文考虑城市规模存在差异时,中国服务业与经济增长是否会具有某种非线性关系。因此,本文在固定效应模型下,引入城市规模与服务业发展水平的交叉项,以检验城市规模不同时,服务业发展与经济增长之间的关系是否发生变化。并在此基础上,以城市规模为门限,使用门限回归方法进行估计检验。

二、机理分析

服务业发展促进经济增长在理论分析和实证检验中已经得到证实,与服务业发展密切相关的城市规模会不会影响服务业对经济增长的关系,这是本文研究的重点。因此,深入分析城市规模影响服

务业发展的机理,有助于正确认识城市规模对服务业的影响效应,并为本文实证分析提供理论依据。

不同的城市规模,将会对服务业发展产生不同影响,进而影响服务业对经济增长的关系。城市规模扩大带来市场需求扩张、异质需求增加和分工细化会促进服务业向规模化、专业化和集聚化发展,但是,当城市规模过度扩张,又会产生拥挤效应、外部成本等负外部性,抑制服务业发展。因而,城市规模对服务业发展的影响取决于正、负效应的相互作用。

城市规模扩大推动服务业发展的主要动力在于:市场需求扩大、生产规模化、生产专业化和生产集聚化。(1)城市规模扩大促进服务需求数量和质量提升。城市规模扩大是伴随着大量农村剩余劳动力向城市转移,城市工资相对较高且增长快,较高的可支配收入导致对服务需求数量增加。另一方面,随着收入水平提高,相应的服务支出比例也不断提高。此外,根据马斯洛需求层次论,随着收入水平提高,差异化服务需求和更高层次服务需求将会产生,因而城市规模扩大也会提升服务需求质量。(2)城市规模扩大促进服务业规模化。服务业生产与消费的同时性要求生产企业必须接近消费者,因此市场规模的扩大是服务业规模化发展的基本条件。城市规模扩大导致人口向城市集聚,城市中密集的人口分布对服务业有着巨大需求,因而服务需求的集中会吸引服务企业集聚到城市中心发展,不仅能降低生产和交易成本,而且能够发挥规模经济的优势。(3)城市规模扩大促进服务业专业化。城市人口集聚会创造更多收入机会,服务需求集聚导致分工深化,小城市由于人口较少,不能产生充足的服务需求,社会分工程度较低就能适应生存,大中城市则会因为人口的集聚,分工程度日益细化。此外,大量不同层次的人才向城市集聚,不同思想的碰撞,不同知识的交流,自然会促进服务业专业化发展。(4)城市规模扩大促进服务业集聚化。城市规模的扩大需要基础设施快速发展,基础设施的发展带动了商流、物流、人流、信息流、资金流在城市里聚集,这极大地扩大了产品需求市场并降低了交易成本。因而,各种产业和经济活动将会在城市空间里集中生产,这种城市集聚效应,也会促使服务业向城市中心集聚发展。

城市规模过度扩张阻碍服务业发展的主要原

因在于:过度扩张产生的拥挤效应和外部成本等城市问题。(1)城市规模过度扩张产生拥挤效应。城市人口过度扩张导致城市资源人均拥有量快速下降,人口过度膨胀产生的拥挤效应就开始显现。城市规模过度扩张加重了对城市水资源、电力资源、土地及交通等自然资源和公共基础设施的负担,同时,人口集聚造成城市生活空间成本大,贫富差距显著,生活压力和贫富差距容易引发各种犯罪。生活环境与生活质量的下降使得部分人力资源、资金、技术等生产要素撤离城市,导致城市服务经济发展所需要的资源及市场需求减少,从而阻碍了服务业的进一步发展。(2)城市规模过度扩张产生外部成本。人口过度集中,导致城市废弃物排放增多,城市水、土地和空气资源污染严重,城市生产和生活环境恶化,城市问题凸显,城市问题的出现给服务业发展带来外部成本的增加,包括居住、交通、教育、医疗等生活成本上升,外部成本增加间接影响了服务业规模扩大和竞争力的提升,对服务业发展产生不利影响。

鉴于以上分析可以看出,服务业发展对经济增长具有促进作用,但这种促进作用受限于城市规模。在城市规模扩张初期,集聚效应和需求扩大是推动服务业快速发展的主要动力;当城市规模过度扩张时,拥挤效应、负外部性等城市问题成为阻碍服务业发展的主要力量。因此,从理论上分析,城市规模会影响服务业促进经济增长的关系。

三、模型设定与数据说明

(一)模型设定

本文重点分析服务业发展与经济增长的非线性关系,考察的是在不同城市规模下服务业的经济效应是否会受到影响。因此,根据前文的理论分析,在建立模型时引入城市规模与服务业的交互项。基本的计量模型如下:

$$\ln rgdp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln rwf_{it} + \alpha_2 size_{it} + \alpha_3 (size_{it} * \ln rwf_{it}) + \sum \beta_j X_{jit} + \theta_i + \mu_{it} \quad (1)$$

其中,控制变量 X_{it} 包括:

$$X_{it} = \theta_1 \ln edu_{it} + \theta_2 govs_{it} + \theta_3 \ln infr_{it} + \theta_4 open_{it}$$

(1)式中, i 为城市, t 表示年份, θ 为城市个体效应,用于控制不随时间变化的变量对经济增长的影响, μ 为随机误差项。对于变量之间的内生性问题,本文使用系统GMM方法,用因变量的滞后期以及相关解释变量的滞后期为工具变量的动态面板估计方

法来消除,并结合混合OLS、固定效应和随机效应模型综合考察各变量及交互项对经济增长的影响。

本文被解释变量为经济发展水平,用实际人均GDP表示。为消除物价因素影响,人均GDP以CPI进行调整,由于统计年鉴上报告的物价指数是以上一年为基期,本文将所有年份均调整为以2003年为基期,由此得到实际人均GDP,同时取对数处理($\ln rgdp$),以消除异常值和异方差对估计结果的影响。服务业发展水平($\ln rwf$)用第三产业增加值表示,为消除物价因素的影响,用CPI进行价格处理,同时取对数。 $size_{it}$ 为城市规模,用城市GDP除以城市人均GDP,所表示的是城市人口规模,同时取对数。

其他控制变量:人力资本($\ln edu$)用每万人拥有大学生数衡量,同时取对数处理,人力资本的增加通过提高居民素质,为创新活动提供了支撑,促进了经济增长。财政支出比重($govs$)以各地区财政支出占GDP的比重衡量,该指标一方面可以表示政府公共服务水平,对经济有刺激作用,另一方面又代表着政府规模的扩大,对市场经济的发展会产生不利影响,符号待定。基础设施($\ln infr$)用每万人拥有公路里程表示,并取对数处理,基础设施一方面作为物质资本直接促经济增长,另一方面通过降低交易成本,促进技术和要素流动间接促进经济增长。对外开放($open$)水平以进出口总额占GDP的比重衡量,进出口总额均以当年汇率换算,随着对外开放水平的提高,先进的生产技术和管理经验被引入,提高了企业的生产效率,进而促进经济增长。

(二)数据说明

本文样本选取的是2003~2015年我国地级以上城市市辖区的数据,剔除直辖市和数据缺失的城市,共得到260个地级市。所有数据均来自《中国城市统计年鉴》。表1为各变量的统计性描述。

表1 变量统计性描述

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
$\ln rgdp$	3380	5.4266	1.1334	2.4581	9.2228
$size$	3380	4.5746	0.7231	3.0681	6.5813
$\ln rwf$	3380	4.3695	1.2122	1.2918	8.7311
$\ln edu$	3380	4.2200	1.2595	0.0000	6.8971
$open$	3380	0.2056	0.3618	0.0021	2.3239
$\ln infr$	3380	3.0448	0.5718	1.0425	5.0528
$govs$	3380	0.1268	0.0574	0.0396	0.3412

四、实证结果分析

实证分析中,首先对模型(1)进行F检验,以确定采用混合OLS模型还是固定效应模型,F值检验结果拒绝了混合OLS模型。其次,进行Hausman检验,以确定采用固定效应模型还是随机效应模型,检验结果拒绝了随机效应模型,因此本文采用固定效应模型。

(一)全样本实证结果分析

表2 全样本回归结果

变量	(1)				(2)			
	ols	fe	re	gmm	ols_e	fe_e	re_e	gmm_e
lnrhw	0.9269*** (122.93)	0.9019*** (122.93)	0.9054*** (132.63)	0.1926*** (15.51)	1.0788*** (60.52)	1.0240*** (51.9)	1.0433*** (56.74)	0.5707*** (20.99)
rst					-0.0323*** (-9.37)	-0.0266*** (-6.66)	-0.0296*** (-8.06)	-0.0229*** (-5.02)
size	0.0189* (1.73)	0.0250* (1.9)	0.0262* (2.26)	0.0168* (1.75)	0.1713*** (8.79)	0.1567*** (6.62)	0.1738*** (8.04)	0.0776*** (3.1)
lnedu	-0.0163*** (-3.89)	0.0242*** (4.98)	0.0179*** (3.92)	0.0004 (0.1)	-0.0134*** (-3.24)	0.0210*** (4.33)	0.0155*** (3.43)	-0.0138*** (-3.30)
open	-0.0465*** (-3.77)	0.0679*** (3.6)	0.0403*** (2.49)	-0.0811*** (-3.49)	-0.0169 (-1.35)	0.0449*** (2.36)	0.0309* (1.93)	-0.1052*** (-4.18)
lnlnfr	0.0367*** (4.64)	0.0775*** (11.31)	0.0768*** (12.23)	0.0069* (1.87)	0.0405*** (5.19)	0.0779*** (11.47)	0.0755*** (12.17)	.0082*** (2.33)
govs	-0.4014*** (-5.67)	0.2347*** (4.14)	0.2014*** (3.66)	-0.2885*** (-7.44)	-0.3716*** (-5.33)	0.2279*** (4.06)	0.1884*** (3.47)	0.1360*** (-3.93)
L.lnrgslp				0.7731*** (60.15)				0.5169*** (38.73)
_cons	1.3079*** (27.38)	0.9897*** (18.3)	1.0072*** (21.3)	0.4477*** (11.22)	0.5819*** (6.42)	0.4229*** (4.2)	0.3610*** (3.89)	.3912*** (3.73)
F	1.40E+04	9.20E+03			1.20E+04	8.10E+03		
r2_a	0.9699	0.9549			0.9708	0.9557		

注:(1)*<0.1;**<0.05;***<0.01;(2)r2_a为调整的可决系数。

为检验城市规模是否影响服务业与经济增长的关系,分别进行了混合模型、固定效应模型、随机效应模型以及GMM模型估计,结果如表2所示。各模型的估计结果具有稳健性,服务业(lnrhw)系数显著为正,服务业与城市规模交互项(rst)的系数显著为负,这表明在全样本期间内,服务业确实能促进经济增长,但这种促进作用又受限于城市规模,随着城市规模扩大,服务业发展对经济增长的促进作用减弱,服务业与经济增长之间存在非线性关系。估计结果正好与前文理论分析相吻合,适度城市规模才能最大化服务业对经济增长的促进作用。各控制变量对经济增长的影响中,人力资本(lnedu)回归系数为正,人力资本积累通过提高居民素质和产生知识溢出,为技术开发和创新活动提供支撑,促进经济增长;对外开放(open)回归系数为正,随着对外开放水平的提高,先进的生产技术和经验被

引入,提高了企业的生产效率,进而促进经济增长;基础设施(lnlnfr)回归系数为正,基础设施一方面作为物质资本直接促进经济增长,另一方面通过降低运输和交易成本,促进技术和要素流动间接促进经济增长;财政支出比重(govs)回归系数为正,政府支出主要用于基础设施投资提高了公共服务水平,促进服务业发展,从而刺激经济增长。

(二)按城市规模分组实证结果分析

为更直观检验服务业对经济增长的影响效应存在基于城市规模的门限特征,本文将分别按照城市规模等级分组和三等分分组进行回归分析,结果如表3所示。不管是三等分分组还是城市规模等级分组,实证结果均表明随着城市规模扩大,服务业对经济增长的正向作用增大,但城市规模过度扩张,服务业对经济增长的正向作用反而在减小,从小城市往大中城市发展服务业对经济增长作用逐渐增强,而从大城市向特大城市发展服务业对经济增长作用却在减弱,这正好印证了当城市规模过度扩张时,由于拥挤效应和负外部性,使得服务业对经济增长的正效应逐渐下降。因此,实证结果启示我们在大力发展服务业过程中,要以大中城市为主,避免城市过度膨胀,才能充分发挥城市规模效应和集聚效应,促进城市经济增长。

表3 按城市规模分组回归结果

变量	三等分分组			城市规模等级分组			
	低	中	高	小城市	中等城市	大城市	特大城市
lnrhw	0.9264*** (72.70)	0.9322*** (66.85)	0.8766*** (90.50)	0.8090*** (32.11)	0.8864*** (65.47)	0.8924*** (89.92)	0.8802*** (55.15)
lnedu	0.0122 (1.50)	0.0409*** (4.50)	0.0208* (1.99)	-0.0057 (-0.57)	0.0329*** (4.02)	0.0247*** (2.4)	-0.1072*** (-3.84)
open	0.1427*** (2.97)	-0.1427*** (-3.18)	0.0656*** (3.19)	0.0927* (1.93)	-0.0303 (-0.69)	0.0771*** (3.62)	0.0619 (1.54)
lnlnfr	0.1072*** (7.57)	0.0612*** (4.85)	0.0586*** (6.40)	0.0782*** (3.31)	0.0782*** (6.29)	0.0534*** (5.94)	0.1125*** (5.21)
govs	0.0721 (0.75)	0.2843*** (3.20)	0.3582*** (2.95)	-0.3759*** (-3.38)	0.3168*** (3.36)	0.4395*** (4.52)	0.0797 (0.21)
_cons	0.9462*** (27.75)	0.9922*** (26.11)	1.3198*** (29.54)	1.3680*** (12.95)	1.1349*** (34.25)	1.2295*** (31.22)	1.9111*** (11.78)
F	3.4e+03	3.1e+03	4.9e+03	848.5563	3.10E+03	5.10E+03	1.20E+03
r2_a	0.9509	0.9459	0.9654	0.9634	0.9389	0.9599	0.9863

注:(1)*<0.1;**<0.05;***<0.01;(2)r2_a为调整的可决系数。

(三)门限回归实证结果分析

通过上面全样本和分组回归分析结果,我们发

现服务业促进经济增长存在以城市规模为门限特征,因此,以城市规模为门限变量,表4给出了单一、双重、三重门限假设下的F值和P值。在5%的显著水平下单一、双重门限效应显著,而三重门限假设没有通过检验。表4估计出了双重门限值,分别为3.865和5.083。可见,以城市规模为门限拒绝线性假设,双重门限效应显著。从而,服务业与经济增长之间存在非线性关系。

表4 门限效应检验及门限估计值

门限设定	门限值	F统计值	P值	1%临界值	5%临界值	10%临界值	95%置信区间
单一门限	3.865	19.573**	0.024	28.129	14.294	9.831	[3.820, 3.970]
双重门限	5.083	16.748**	0.040	24.696	16.238	10.781	[4.986, 5.467]
三重门限	4.126	10.725*	0.064	26.462	12.637	8.333	[3.332, 5.617]

注:采用Bootstrap反复抽样300次,***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平上通过检验。

表5 门限模型和固定效应模型回归结果

变量	门限模型	固定效应模型
lnrfw(size<3.865)	0.9017*** (119.26)	
lnrfw(3.865<size<5.083)	0.9137*** (132.63)	
lnrfw(size>5.083)	0.9041*** (133.87)	
lnrfw		1.0240*** (51.9)
size		0.1567*** (6.62)
rst		-0.0266*** (-6.66)
lnedu	0.0234*** (4.84)	0.0210*** (4.33)
open	0.0538*** (2.85)	0.0449** (2.36)
lninfr	0.0754*** (11.07)	0.0779*** (11.47)
govs	0.2151*** (3.83)	0.2279*** (4.06)
_cons	1.0851*** (52.92)	0.4229*** (4.2)
F	8.0e+03	8.10E+03
r2_a	0.9554	0.9557

注:(1)*<0.1;**<0.05;***<0.01;(2)r2_a为调整的可决系数。

表5同时给出了门限回归结果和固定效应回归结果,门限回归中服务业系数和控制变量系数均在1%的显著性水平上显著,其效应方向与固定效应回归结果一致,这再次验证了服务业发展对经济增长的促进作用依赖于城市规模,并回归得出了城市规模的双重门限值。固定效应回归服务业发展系数为1.0240,均高于门限模型估计结果。可见,固定效应并没有区分各地级市的经济发展水平和制度环境差异,进而忽略了服务业发展对经济增长的门限效应。因而,仅以线性估计方法得出结论,可能会遗漏重要的解释因子。根据门限回归结果,服务业发展的确可以促进经济增长,这与以往国内外文献结论一致。以城市规模为门限,将样本分为三组,当城市规模低于3.865时,服务业发展对经济增长的影响大小为0.9017;当城市规模介于3.865~5.083之间时,影响大小为0.9137;当城市规模高于5.083时,影响效应下降到0.9041。显然,在不同城市规模下,服务业发展对经济增长的影响程度不同,且具有双重门限特征。上述估计结果进一步证实了本文的理论假设,在不同城市规模下,服务业发展对经济增长存在非线性影响:城市规模过小或过大都会降低服务业对经济增长的正向效应,适度城市规模才能最大化服务业对经济增长的促进作用。

五、结论与政策建议

本文基于中国2003~2015年260个地级市面板数据,以城市规模为视角,考察了服务业发展与经济增长的非线性关系。通过引入服务业发展与城市规模的交叉项对全样本进行面板固定效应回归,并用GMM模型解决可能的内生性偏差问题,得出一致性结论,最后使用面板门限回归测算了城市规模门限值。全样本和分组回归结果表明:服务业发展对经济增长具有促进作用,但这种促进作用受限于城市规模,城市规模过小或过大都会显著削弱这种正向效应,适度城市规模才能最大化服务业对经济增长的正向影响。此外,各控制变量人力资本、对外开放、基础设施对经济增长的促进作用也得到证实。

基于以上结论,本文对中国服务业发展提出以下对策建议:(1)正确处理城市规模与服务业发展关系,协同推进大中小城市服务业功能定位。城

市是服务业发展的空间载体,服务业只有依托城市中人口、要素、生产、消费的集聚才能更好地发挥作用。城市规模双重门槛效应支持发展大中型城市,因此,要处理好城市规模与服务业发展的关系,按照城市规模不同,合理布局各城市服务业产业结构和专业化分工,以城市规模和市场范围重新定位城市服务业功能,大中城市优先重点发展金融、信息、咨询、物流等现代化服务业,而中小城市以服务当地市场为主,并辅助和对接大城市现代服务业发展。(2)由简单规模扩张向质量提升转变,优化城市服务业结构向现代化服务业升级。当前,中国大城市城市化率普遍较高,单纯的人口城市化不能解决城市发展质量问题,城市规模简单扩张对服务业发展作用有限,因此,需要提升城市服务质量和功能,积极探寻促进服务业结构向现代服务业转变,尤其是高端服务业,优化城市功能对服务业的促进作用,增强服务业的区域集聚与辐射效应,提升中心城市服务层级,打造以现代服务业为轴线的城市服务功能圈体系。(3)深度融合“互联网+”战略,突破服务业行政区域和城市规模限制。伴随着中国“互联网+”战略的持续推进,互联网与服务业加速融合,创造了新兴服务模式和新业态,如互联网金融服务、物流信息技术服务、物联网服务等,互联网新技术(云计算、大数据、物联网等)给服务业带来深刻变革,互联网与服务业深度融合将会带来经济增长的新引擎。互联网向服务业渗透,在很大程度上,突破了传统的行政区域限制,并提升了有效城市规模,极大促进了服务业跨区域协调分工合作。

[参考文献]

- [1]Clark C. The Conditions of Economic Progress [M]. London: McMillan, 1940.
- [2]Fuchs V. The Service Economy [M]. National Bureau of Economic Research, 1968.
- [3]Curtis D., Murthy K. Economic Growth and Restructuring: A Test of Unbalanced Grow Models [J]. Applied Economics Letters, 1998, 5(12):777~780.
- [4]Oulton N. Must the Growth Rate Decline

Baumol's Unbalanced Growth Revisited [M]. London: Mimeo, 1999.

[5]Wilber S. The Service Sector and Long-run Economic Growth [M]. London: Mimeo, 2002.

[6]梁红梅,张迪. 服务业发展与经济增长和居民收入的动态研究[J]. 统计与决策, 2013, (5): 109~112.

[7]匡远凤. 现代服务业、产业结构与经济增长关系实证研究——以武汉市为例[J]. 城市问题, 2015, (1): 54~59.

[8]董利红. 服务业的经济增长效应研究——来自中国东部地区的实证检验[J]. 经济问题, 2012, (2): 40~73.

[9]姚凤阁,仲深,周忠元. 服务业对区域经济增长影响的实证检验——基于1990~2008年中国三大经济圈城市面板数据[J]. 城市问题, 2011, (1): 57~61.

[10]张勇,蒲勇健,陈立泰. 城镇化与服务业集聚[J]. 中国工业经济, 2013, (6): 57~69.

[11]魏锋,曹中. 中国服务业发展与经济增长的因果关系研究——基于东、中、西部面板数据的实证研究[J]. 统计研究, 2007, (2): 44~46.

[12]叶爱华. 中国服务业发展与经济增长关系的实证分析[J]. 统计与决策, 2010, (22): 117~119.

[13]曾国平,袁孝科. 中国城市化水平、服务业发展与经济增长关系实证研究[J]. 财经问题研究, 2010, (8): 9~14.

[14]王治,王耀中. 中国服务业发展与经济增长关系的实证研究——基于1978~2007年行业数据的经验证据[J]. 产业经济研究, 2009, (5): 30~37.

[15]王恕立,滕泽伟,刘军. 中国服务业生产率变动的差异分析[J]. 经济研究, 2015, (8): 73~84.

[16]程大中. 中国服务业与经济增长:一般均衡模型及其经验研究[J]. 世界经济, 2010, (10): 25~42.

[17]杨艳琳,张恒. 全球视角下服务业与城市化互动关系研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2015, (11): 95~104.

[18]夏杰长,刘奕,李勇坚. “十二五”时期中国服务业发展总体思路研究[J]. 经济学动态, 2010, (12): 49~52.