

西部地区县域城镇化对经济增长的影响分析^{*}

——基于云南省 2005~2012 年面板数据的研究

王智勇

[摘要]在国家大力推进新型城镇化的契机下,西部地区有可能利用城镇化更好地促进经济增长。但在县级层面上,城镇化对经济增长的影响程度和方式如何?本文以云南省为例,探讨西部地区县域经济发展过程中如何充分合理地利用城镇化。文章使用了更加准确的县域城镇化指标,并划分了都市区域,构建半对数模型分析框架,基于面板数据采用系统 GMM 回归来加以分析。结果表明,云南省县域经济发展与城镇化之间的关系呈现倒 U 型和多阶段关系,在达到 70.84% 的城镇化水平之前,城镇化对经济增长起着显著的促进作用,但云南省的工业化滞后于城镇化,从而使城镇化促进经济增长的作用没有充分发挥。因而西部地区县域经济发展若要充分发挥城镇化的作用,需积极推进工业化进程,大力发展战略性新兴产业,促进城镇化和工业化良性互动机制的形成。

关键词:城镇化 经济增长 西部地区 县域经济 动态面板

JEL 分类号:R11 O14 O40

一、引言

中国区域差距巨大,已经引起了各级政府的关注,如何促进区域的均衡发展,一直是政府制定区域政策的重要考虑。中国目前处于中等收入阶段,而跨越这一阶段的关键,恰恰是西部地区。东部沿海地区的发展为西部地区提供了借鉴。统计数据表明,2014 年,北京、上海、天津和江苏的人均 GDP 超过了 13000 美元,按照世界银行 2010 年制定的新标准(12276 美元以上为高收入阶段),已经实现了对中等收入阶段的超越,进入高收入发展阶段。此外,截止到 2015 年,中国已有 10 个省市的人均 GDP 已经突破 10000 美元。值得注意的是,这几个省市的城镇化率都非常高,其中北京、上海和天津均在 80% 以上。另一方面,许多西部省区的人均 GDP 水平较低,例如 2014 年贵州省人均 GDP 为 4300 美元,比最高的天津市低了近 13000 美元。而且他们的城镇化水平也较低,例如云南省 2014 年底常住人口城镇化率仅为 41.73%,比全国低了 12 个百分点,且户籍城镇化率比常住城镇化率低 12.73 个百分点。可见,经济增长与城镇化之间存在着密切的关系。

研究指出,自 20 世纪 90 年代中后期以来,中国经济增长开始由工业化单引擎发展到工业化与城市化的双引擎,城市化已经成为推动经济增长的重要驱动力。数据显示,中国的城镇化进程自 2000 年以来确实有加速的趋势。城镇化的进展与经济发展水平的提高相伴随。王小鲁(2010)的研究认为城市化将继续成为今后推动中国经济增长的主要动力。研究指出,中国经济进入了结构性减速阶段,正处于投资驱动工业化高增长向效率驱动城市化稳速增长过渡(李扬,2014)。在中国进入工业化后期之后,城市化对工业增长的拉动力量就变得十分重要(黄群慧,2014)。有关中国经济增长与城镇化的研究大多数都基于省级或者地级数据。然而中国区域差距显著,即使一个地级单

* 王智勇,中国社会科学院人口与劳动经济研究所,副研究员。

元也有可能包括十几个县市,故而有必要把地理单元进一步细化。然而在县市级层面上如何准确去测量城镇化?县域城镇化对经济增长会有何影响?是否会因区域、时期或是阶段的不同而有区别?

针对经济增长与城镇化的关系,已有文献进行了许多研究。许多研究认同一种观点,即城镇化与经济增长之间呈现显著的正相关关系,国内相关研究多数支持城镇化对经济增长起正向推动作用的观点。不过,也有针对中国的研究得出相反结论,认为城镇化与经济增长的相互促进作用在短期内存在,但从累积效应来看,城市化对经济增长呈现显著的负面影响,同时经济增长对城市化也呈现显著的负面影响(施建刚和王哲,2011)。可见,经济增长与城镇化的研究,结论并不一致,这与所采用的数据、研究方法和研究区域有关。

国家新型城镇化规划指出,中西部地区发展相对滞后,一个重要原因就是城镇化发展很不平衡,中西部城市发育明显不足。西北大学中国西部经济发展研究中心撰写的《西部蓝皮书:中国西部发展报告(2015)》特别提醒防范西部提早滑入中等收入陷阱。西部地区城市发育不足的一个重要表现是几乎所有的省区都呈现省会城市一枝独秀的格局,并且各省区都有一些地区没有地级市甚至连县级市都没有,城市体系不完善的特点非常突出。因此针对西部地区如何充分促进经济增长的研究在当前新型城镇化和跨越中等收入阶段的形势下具有紧迫的现实意义。

在西部地区中,云南省因地形地势复杂,人口分散,民族众多,具有很强的代表性,2014年云南省人均GDP为4455美元,近些年排名全国倒数第三,即使在西部仍旧是落后省份。本文选取云南省县域经济作为研究对象,考察县域城镇化对经济增长的影响程度和作用机理,探讨县域经济保持和加快经济增长的途径,并在此基础上提出大力推进城镇化以促进云南县域经济发展的政策建议。本文安排如下,引言之后,首先对经济增长与城镇化进行文献回顾;其次阐述城镇化、工业化和经济发展之间的密切关系;接着根据区位对云南省县域进行划分,通过非农人口比例拟合常住口径城镇化率,设定县域城镇化影响经济增长的回归模型,采用面板数据系统GMM分析方法,克服了经济增长与城镇化之间的互为因果关系导致的内生性,准确估算了县域城镇化对经济增长的影响,在此基础上进一步提出加大云南省城市体系建设,同时要努力促进现代工业的发展,以工业化促进城镇化,以城镇化推动经济增长,从而努力追赶发达地区等政策建议。由于同处西部,云南省县域经济发展中城镇化和工业化的许多经验与教训对整个西部地区同样适用。

二、文献综述

城镇化是有中国特色的一个概念,在本质上,它与城市化相同,但在形式和内涵方面有所不同^①。在文献中,两种表述均有大量出现,故而在与文献相关的描述时,本文不苛求统一说法。研究表明,经济增长与城市化关系密切(Berry,1971;Renaud,1981)。Chenery(1957)基于跨国数据证实,城市化对经济增长具有正向促进作用。McCoskey and Kao(1999)认为城市化与经济增长之间存在长期均衡关系。在很大程度上,区域经济发展的过程也是城镇化的过程,反之亦然。Henderson(2010)认为,城镇化本身可能并不导致经济增长,但持续的经济增长离不开城镇化,而且城镇化形成的过程会导致经济增长(Henderson,2003)。例如Black and Henserson(1999)、Henderson and Wang(2005)的内生城市增长模型,强调了一个内生增长环境下,一国或地区从农业起步,达到一个时点后城镇化开始,而城镇化的进展逐渐地形成城市体系。该增长模型的隐含前提是国民技术水平的进步和产业结构的变化,尤其是农业生产部门生产率的提高(Mastuyama,1992),使得从农村中释放的

^① 丁守海(2014):《概念辨析:城市化、城镇化与新型城镇化》,《中国社会科学报》,5月30日。

劳动力可以在第二和第三产业就业,而这个中间过程,实际上是工业化以及工业化向服务业转变的过程,同时也是吸引企业和劳动力向城市转移的过程(Henderson,1974;Quigley,1998;Duranton and Puga,2001)。此外,Fujita and Thisse(2002)的城市集聚增长模型以及 Lucas(2004)的城乡二元结构转变模型实际上都表明,城镇化的过程本身就意味着产业结构转变和集聚经济的发展,Acemoglu and Guerrieri(2008)进一步明确结构转变的动力来自于部门间要素比例的差异和资本的深化。

关于城镇化对于经济增长的影响,不少研究着眼于规模经济和城市的正向外部性。罗默和卢卡斯等人认为,在初始阶段,城镇化与经济增长的强相关性,反映的是劳动力等资源从农业向工商企业转移所刺激的生产率上升,这是一种资源的产业配置效应^①。在城市中产业的规模扩张会导致劳动生产率的提高,城市中劳动力和资本的集聚形成的信息和技术的外溢效应使得城市中的其它劳动力和资本都会受益。Moomaw and Shatter(1996)认为经济增长可以从市场规模和需求变化两个渠道来推动城镇化。Lucas(1988)强调了城市在经济增长中的作用,认为城市是人力资本的集中地,城市的存在与发展是人力资本外部性的体现。城市因此也被视为是经济增长的引擎,因为知识、创新和复杂技术都在城市汇集、交流和发展(Black and Henderson,1999),城镇化是劳动密集型技术向人力资本密集新技术转移的过程(Lucas,2004)。城镇化还是经济增长的一个必要过程,Lampard(1955)的研究证实,美国城市发展与经济增长之间呈现一种非常显著的正相关关系。Lewis(1977)进一步表述为:一个国家或地区在城镇化率达到60%之前,其人均GDP很难达到1万美元。

在中国,城镇化对经济增长影响的研究大致可以分成几种主要观点。一是城镇化与经济增长与密切相关,相互作用。金荣学和解洪涛(2010)针对省级单元的研究表明,初始水平居于中下的省份其城市化增速与经济增长有强相关关系。王金营(2003)基于世界各国经济增长与城市化的数据分析表明,在经济起飞阶段,城市化对经济增长起着强有力的拉动作用。同样基于世界主要国家数据,高佩义(2004)通过对比得出城市化与经济增长的双向互促共进关系。吴福象和刘志彪(2008)发现在长三角城市化群落中,城市化率与经济增长之间具有显著的正相关关系。二是经济增长促进城镇化,但城镇化并不推动经济增长。李树坤(2008)认为,经济增长是城市化的格兰杰原因,但城市化并不是经济增长的格兰杰原因。梁欣然(2007)针对安徽省的研究也得出类似的结论。三是城镇化有利于推动经济增长,但经济增长并不促进城镇化。段瑞君和安虎森(2009)认为城市化对经济增长具有很大的促进作用,但反过来,经济增长对城市化的作用有限。李金昌和程开明(2006)利用1978~2004年的时序数据也提出了类似的观点。四是经济增长与城镇化的关系与地理空间相关。王家庭和贾晨蕊(2009)通过引入空间计量模型分析后发现,城市化并不是对所有区域的经济增长都有促进作用。一些研究认为,城市化对经济增长的作用在东部地区(姚奕和郭军华,2010)和经济发达地区(韩燕和聂华林,2012)更加明显。也有研究认为,城市化对经济增长的作用在中国东中西部地区的差异主要是体现于城市化的宽度和深度差异,即是否考虑了集聚的效果(朱昊和赖小琼,2013)。针对云南省的城市化与县域经济增长,王智勇(2013a)采用中心外围的框架,分析了城市化在县域经济中的影响,指出了两者的相互影响都存在一定的门槛值。

可见,关于城镇化对经济增长影响的研究,依然是争议较大的话题,城镇化对经济增长是否有影响、影响程度如何以及作用机理等问题都没有一致的结论,并且多数研究仅就城镇化本身去研究其对经济增长的影响,然而城镇化并非是孤立的变量,而是与工业化有着密切关系。从研究的地理单元来看,多数都针对省级和地级单元,少有研究针对县域单元。然而县域单元是中国的主要的基本经济单元,对城市体系发育不足的西部而言,县域单元更具有重要意义,县城应成为西部地区

^① 转引自巴曙松、杨现领(2011):《城市化不会自然导致经济增长》,中国社会科学报,12月15日。

城镇化的重点(曹宗平,2010)。本文的研究,正是基于城镇化和工业化之间的相互作用机理来理解它们对于地区经济增长的作用,并通过县域城镇化和工业化发展态势来分析县域经济发展中存在的问题。

三、城镇化、工业化与经济增长

城镇化包含两层含义,一是人口从农村向城市转移,即是地理的转移;二是人口从农业领域转向非农领域,也就是产业结构的变化。产业结构变化是经济快速增长的一个重要驱动力(Spence et al.,2009)。配弟-克拉克定律正是对于产业结构变动与经济增长关系的系统总结。该定律表明,经济增长的过程实际上是三次产业结构变动的过程,即从以农业为主导转向以工业为主导,再向以高端服务业为主导的渐进演变过程。产业结构演进的规律表明,工业化是实现从农业领域转向非农领域的基本条件,而工业化本身常常会带来人口的空间转移,即城镇化。可见,促使经济增长与城镇化联系密切的一种重要方式是工业化。世界主要国家的经济发展史都印证了工业化、城镇化和经济发展之间的密切关系。经济增长与城市化的关系主要是通过产业化,尤其是工业化来实现的,而三者之间的关系必须维持在一个合理的区间和顺序,否则容易陷入中等收入陷阱(王智勇,2014)。城镇化推动经济快速增长主要体现于两个方面,一方面,城市与农村部门劳动生产率的差异,城市远高于农村,因此,当越来越多的人进入到城市部门,势必会提高整个社会的生产率;另一方面,随着城市的发展,城市内部劳动生产率也会稳步提高。因此,当越来越多的人从农村转移到城市时,经济的增长就会随之而加快(Spence et al.,2009)。此外,研究表明,城市化推动经济增长的一个重要源泉在于城市中的聚集经济(钱陈,2005),而人口的聚集是经济聚集的一个重要因素。Glaeser and Mare(2001)通过测算指出,城市工人的工资比不在城市的同伴要高出33%,主要原因在于城市可以加快工人的人力资本积累速度,从而提高工人的人均生产率。

世界各国的经验都表明,城镇化与产业结构密切相关。但在达到一定阶段之后,城镇化和工业化的关系会有所变化。根据 Chenery(1957)的世界发展模型,在工业化率和城镇化率共同处于13%左右的水平之后,城镇化率开始加速并明显超过工业化率。可见,对于落后地区而言,城镇化达到一定的门槛值非常关键。不过,需要指出的是,中国工业化和城市化进程往往是在城乡分割的背景下进行的(陈钊和陆铭,2008)。因而中国的城镇化明显落后于工业化的进程。也就是说,城镇化与工业化原本密切的关系在中国由于城乡分割而造成了脱节,使得两者之间的关系并不像其它国家那么密切。根据模型计算出的中国城市化率比实际城市化率高(万广华和朱翠萍,2010;万广华等,2014),意味着中国城市化滞后。

国际上通用 NU 比与 IU 比来分析城镇化与工业化之间的关系,通过数值的变化反映两者的协调程度和耦合联动关系。NU 比是指劳动力非农化率与城镇化率的比值,通常设定当 $NU=1.2$ 时,城镇化与非农化发展相适应,城镇化和工业化呈耦合联动发展协调发展状态;当 $NU>1.2$ 时,城镇化滞后于工业化发展,NU 值越大,城镇化滞后程度越大;当 $NU<1.2$ 时,城镇化超前于工业化发展,或者说工业化滞后于城镇化,NU 比值越小,城镇化超前或工业化滞后程度越大。IU 比是指劳动力工业化率与城镇化率的比值。一般设定 IU 比的国际标准值为 0.5,当工业化、城镇化、非农化发展较为协调时,IU 比接近 0.5,如果 IU 比明显小于 0.5,意味着城镇化超前于工业化的发展,或工业化滞后于城镇化发展,如果 IU 比明显大于 0.5,则意味着城镇化滞后于工业化的发展。利用六普分区县数据,可以获得云南省县域城镇化率、劳动力非农化率和劳动力工业化率等数据,从而可以计算各县的 NU 比和 IU 比。

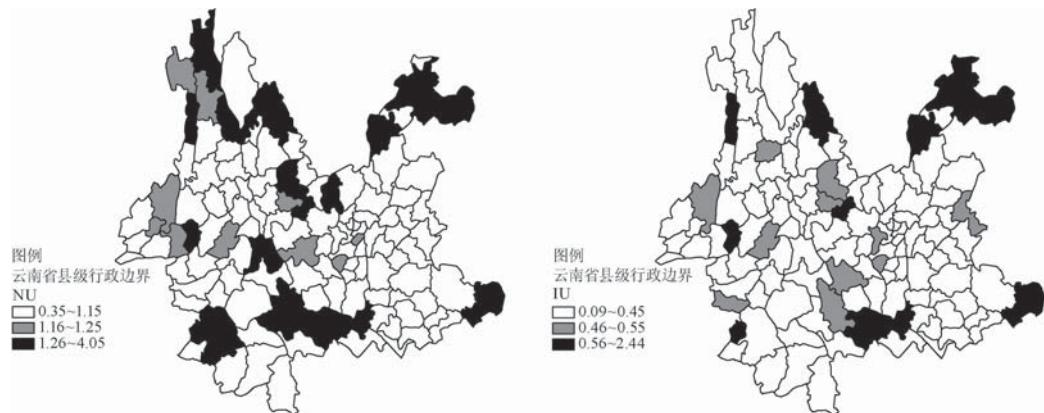


图 1 云南省县域 NU 比和 IU 比空间分布

从图 1 中可以看到,无论是从 NU 比还是从 IU 比来看,NU<1.15 和 IU<0.45 的县域占多数,根据比值,这些县域都存在着工业化滞后于城镇化的情形。考虑到云南省的城镇化率显著低于全国水平,即云南城镇化发展超前的可能性非常小,因而可以肯定地说,云南省县域单元上,大多数县域的工业化滞后于城镇化。换言之,云南省县域工业化进程迟缓。如前所述,城镇化、工业化和经济增长实际上有着密切联系,城镇化是经济活动的空间状态变化,而工业化是经济活动的产业结构变化,经济增长本身则是经济活动结果的体现。

需要指出的是,城镇化和经济增长之间客观上存在着区域差异。即使在一国之内,不同地区不同的经济增长水平,也会形成不同的城镇化。以中国为例,利用省级统计数据,可以观察到的一个基本事实是,各省人均 GDP 与城镇化率之间有着密切的关系。随着人均 GDP 水平的提高,城镇化率也会相应地上升,反之亦然。图 2 基于 2005~2013 年省级统计数据描绘了人均 GDP 和城镇化之间的密切关系。

图 2 的散点和拟合线还表明,在人均 GDP 和城镇化率之间并非是简单的线性关系,这一点,许多学者都已经注意到。例如 Northam(1979)最早提出了城镇化水平随时间演变的 S 型曲线,认为城镇化应该经历缓慢发展-较快发展-较慢甚至停滞的三个阶段。Bertinelli and Black(2004)的研究证实在城镇化与经济增长之间存在 U 型关系。张明斗(2013)对中国数据分析则表明,城市化水平对经济增长的作用呈现倒 U 型的发展趋势。

中国分省区数据还表明,只有当城镇化达到很高的水平(例如 80%)时,人均 GDP 才有可能实现对 1.3 万美元的突破(见表 1),这与 Lewis(1977)的结论一致。

从表 1 不难注意到,2013 年四个突破 1.3 万美元的省市和经济区域有着非常相似的特征,即很高的城镇化率和很高的非农产业构成。因此,中国的数据也印证了城镇化和经济发展过程中产业结构的变迁。基于地级市数据的研究表明,产业结构的变化及产业效率的提升是影响地区经济增长的最重要因素,也是形成地区差距的重要原因(王智勇,2013b)。

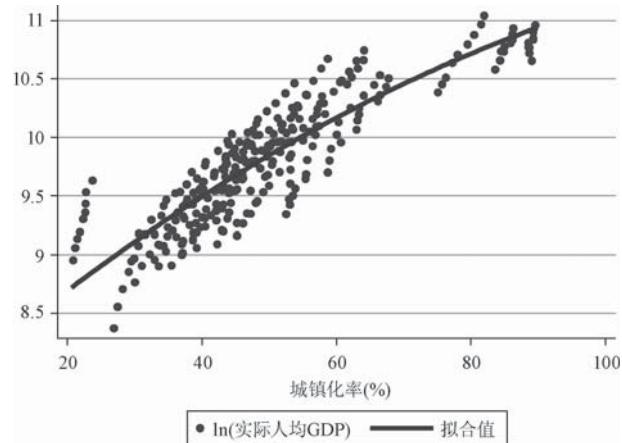
图 2 中国各省经济增长与城镇化关系
(2005~2013 年数据,按 2000 年可比价格水平)

表1 突破人均1.3万美元区域经济结构比较

	北京	天津	上海	珠三角
人均GDP(美元)	15052	16083	14547	15035
城镇化率(%)	86.3	82.01	89.3	84.3
三大产业构成(%)	0.8:22.3:76.9	1.3:50.6:48.1	0.6:37.2:62.2	2:45.3:52.7

注:表中为2013年数据,来源于2014年各省统计年鉴。2013年人民币兑美元汇率中间价为6.1932

四、云南省县域城镇化对经济增长的影响分析

相比于全国而言,云南省的城镇化水平较低,即使在西部地区,仍处于较低水平。云南省仅有昆明市为百万人口以上的特大城市,其它均为中小城市。因此,昆明市在云南省的城镇化进程中起着领头羊的作用,其它城市的发展在很大程度上都在向昆明市看齐,而昆明周边的县市受到城市的辐射影响显然也远高于云南省其它的县市。为了突出云南省县域经济受中心城市辐射的影响程度,有必要对不同区位的县域进行划分。作为一种选择,可以依据城乡劳动力市场一体化的理念对县市进行连续区域(Contiguous Region)的划分。

所谓连续区域划分,是指以某个中心城市为核心,具备构成劳动力市场一体化的区域,数个相邻的区域合起来就称为是一类连续区域^①,该划分的核心理念是城乡劳动力市场。实质上是测量中心城市对周边的影响范围,也就是都市区。从图3可以看到,云南省各县市所处的地理位置不同,受到中心城市的影响也有显著差异。除了昆明以外,云南省其它城市的影响力有限,故而连续区域范围也较小。本文把以昆明为核心的连续区域范围称之为昆明都市圈,有别于其它地区,以便观察邻近县域受都市辐射的影响程度。

如前所述,在经济增长与城镇化之间存在着密切关系,城镇化水平的提高通常会促进经济的增长。对县域经济增长而言,除了城镇化以外,还有很多影响因素。在区域经济研究中,通常把工业化、投资、人口以及交通状况纳入区域经济分析的框架之内,尤其是作为西南地区的云南省,诸如民族和边境等各种因素更需要纳入考虑中(王智勇,2012)。

(一)模型设定

为了深入探究县域经济增长与城镇化之间的内在关系,特别是测量城镇化对县域经济增长的影响程度和作用机理,本文利用统计数据来进行回归分析。假设一个县市的产出主要是由劳动力和资本来决定的,同时,该县所拥有的资源和产业结构也会对产出有着显著影响,则有:

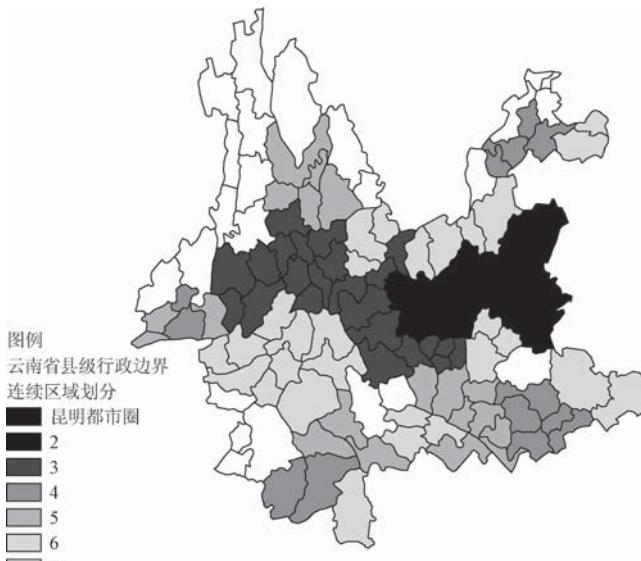


图3 云南省连续区域划分

① 王智勇、Geir Inge Ordrud(2012):《云南省城乡划分与城镇化研究》,中国社会科学院人口与劳动经济研究所工作论文。

$$Y_i = f(Ur_i, A_i, K_i, \delta_i) \quad (1)$$

式中, Y 表示地区经济增长水平, 可以用 GDP 和人均 GDP ($gdppc$) 来表达。 A 表示县市所拥有的资源, 假定县域面积能够在一定程度上代表着县市资源(假设面积越大, 资源越多, 世界各国的状况基本可以印证这一假设, 但凡国土面积大的国家, 其资源也丰富, 国土面积小的国家, 资源也稀缺), 分析中采用县域面积($area$)来代替; K 为资本。式中最后一项代表影响产出的其它因素, 包括产业结构、区位、年平均气温和降雨量等等。通常用永续盘存法来估算一个地区的资本存量, 但估算过程中还要就折旧率进行估计, 故而存在一定的偏差。而中国经济发展的实际表明, 一个地区的资本存量大, 主要是由于投资较多而逐年形成的。因此, 用投资的力度就可以在很大程度上代表着一个地区的资本存量。固定资产投资是投资的主体, 因此本文采用固定资产投资来衡量投资额。考虑到投资的滞后效果, 本文采用当期和滞后一期的固定资产投资作为解释变量。 Ur 表示县市城镇化率, 受数据的限制, 难以获得常住口径的年度城镇人口数据, 但利用普查数据可以获得分县区常住口径的城镇化率。本文利用第六次人口普查数据, 把户籍口径与常住口径的城镇化率结合起来, 同时考虑经济发展水平、县域面积、产业结构等因素, 可以拟合出接近常住口径的城镇化率($urbprn$)^①。

数据来源于 2006~2013 年云南省统计年鉴, 通过价格指数的调整, 可以把价格的波动剔除掉(利用 GDP 增长指数, 可以计算出以 2005 年为基期的 gdp 缩减指数, 从而把所有与价格有关的变量全部换算成以 2005 年的价格水平计算的值)。

以方程(1)为基本框架, 可以有基本回归方程如下:

$$\ln y_i = \alpha + \beta_1 Ur_i + \beta'_1 Indstr + \sum \delta_i Z_i \quad (2)$$

前述的分析表明, 城镇化并不是孤立地对经济增长起作用, 而往往需要与工业化共同作用, 并且在城镇化与工业化之间也存在着密切的关系, 城镇化与工业化会相互作用, 它们相互作用的结果也势必要影响到地区经济增长。在方程(2)基础上, 可以进一步检验城镇化与工业化的相互作用, 即通过两者的交叉项来实现:

$$\ln y_i = \alpha + \beta_1 Ur_i + \beta'_1 Indstr + \gamma_1 Ur_i \times Indstr + \sum \delta_i Z_i \quad (3)$$

中国的经验数据表明, 以北京和天津为典型的大都市城镇化进程中, 曲线呈现多阶段特征, 远非是简单的线性增长关系(王智勇, 2014)。因而在回归分析时有必要加入二次项甚至三次项, 以便准确把握两者的关系。

$$\ln y_i = \alpha + \beta_1 Ur_i + \beta_2 Ur_i^2 + \beta_3 Ur_i^3 + \beta'_1 Indstr + \sum \delta_i Z_i \quad (4)$$

模型采用了半对数的形式, 对城镇化率采用原值而非对数形式, 主要是考虑到云南省县域城镇化水平较低, 保留原值可以更准确地测量到县域城镇化的差异。式中, Z 表示影响地区经济增长的其它变量, 主要包括了产业结构系数($indstr$), 用 GDP 中第二产业份额与第三产业份额的比来衡量; 投资($fixin$), 考虑到固定资产投资占投资的大多数, 回归中采用固定资产投资数据, 并且由于采用了滞后一期的固定资产投资, 在一定程度上也反映了投资对经济增长的累积影响。最后一项是其它因素, 本文采用了年平均气温($temp$)、降雨量($rain$)等自然因素。

从表 2 信息来看, 这组面板数据是典型的大 N 小 T 结构, 容易有异方差的产生, 故而在采用动态面板数据时进行回归时, 应充分加以考虑并加以控制。

^① 基于 2010 年常住口径与户籍口径城镇化的相关分析, 本文对常住口径城镇化率的拟合公式如下: $urbpr = \exp(0.5087023 \times \ln realgdppc + 0.2413211 \times \ln urbr - 0.1327552 \times \ln area - 0.2348518 \times \ln secgdpr)$, 而对于拟合出来超过 95(六普数据云南省最高值)的数据, 可以再利用公式加以调整: $\text{replace } urbpr = 95 + ((urbpr - 100) / 100) \times 5 \text{ if } urbpr > 95$

利用拟合数据进行回归分析, 在近年来的主要计量分析方法中都有体现, 最有代表性的是工具变量法, 其中间步骤就是采用拟合数据来进行回归。

表2 云南省县域经济主要变量描述统计

变量		均值	标准差	最小值	最大值	样本量
realgdppe 实际人均GDP	总体	10722.03	10349.66	1721.00	107261.30	N=1032
	组间		9560.29	2567.06	76175.36	n=129
	组内		4041.88	-12767.76	42093.08	T=8
realgdp 实际GDP	总体	429345.4	700748.1	16182	6726309	N=1032
	组间		667028.5	27600.31	4604629	n=129
	组内		221679.6	-1157608	2551025	T=8
urbprn 城镇化率	总体	29.09	16.92	11.26	95.09	N=1030
	组间		16.81	13.63	95.07	n=129
	组内		2.33	8.80	48.65	T-bar=7.98
reafixinv 实际固定资产投资	总体	156029.10	324699.10	0.00	4136808.00	N=1032
	组间		213898.50	12420.93	1524465.00	n=129
	组内		244923.60	-1070558.00	2768372.00	T=8
indstr 产业结构系数	总体	1.15	0.79	0.20	7.13	N=1032
	组间		0.74	0.24	6.07	n=129
	组内		0.29	-1.22	3.65	T=8
secgdpr 第二产业GDP份额	总体	36.53	13.60	6.82	80.97	N=1032
	组间		12.75	12.19	78.43	n=129
	组内		4.85	-19.05	57.56	T=8
rain 年均降雨量	总体	908.34	345.87	49.00	2400.50	N=1032
	组间		311.87	500.10	2116.38	n=129
	组内		151.72	14.42	1503.57	T=8
temp 年均气温	总体	17.20	2.84	6.20	24.80	N=1032
	组间		2.83	6.76	24.63	n=129
	组内		0.33	13.65	19.36	T=8
area 行政面积	总体	2982.51	1872.10	312.70	11421.90	N=1032
	组间		1878.49	312.70	11421.90	n=129
	组内		0.00	2982.51	2982.51	T=8
popu 人口数量	总体	35.38	22.15	3.70	139.20	N=1032
	组间		22.13	3.75	133.38	n=129
	组内		2.08	23.91	80.64	T=8

数据来源:《云南省统计年鉴》2006~2013年。

(二)基本回归分析

多数研究都表明,县域经济增长与城镇化之间存在着一种互为因果的关系,造成回归中的内生性问题,进而造成估计偏差。由于本文采用了面板数据,故而可以采用动态面板数据的回归方法来解决内生性问题。Arellano and Bond(1991)提出利用差分 GMM 方法来解决动态面板数据估计

过程中存在的变量内生性和样本异质性问题,但该方法只对差分方程进行估计会损失样本信息量,而且对于时间跨度较长的面板数据工具变量的有效性会减弱。为此,在差分 GMM 估计方法的基础,Arellano and Bover(1995)、Bundell and Bond(1998)进一步提出了系统 GMM 估计方法。系统 GMM 方法能够同时利用差分方程和水平方程的信息,因而工具变量有效性一般情况下会更强,特别是在样本数据时间跨度较长的情形下理论上相对于差分 GMM 参数估计结果更为有效。而且,GMM 估计使用差分转换数据,可以克服不可观察变量与解释变量相关的问题,或遗漏变量问题。一般来说,系统 GMM 方法需通过两类检验:(1)Arellano-Bond 检验(又称 AB 检验),即差分方程随机误差项的自相关检验,要求一阶差分方程的随机误差项中不存在二阶序列相关;(2)Sargan 或 Hansen 过度识别检验,要求所使用的工具变量与误差项是不相关的,即所使用的工具变量是有效的。当回归中采用了克服异方差的稳健标准误选项时,通常采用 Hansen 检验更可靠一些。如果两类检验通过即表示模型设定正确且估计是合理的。

考虑到动态面板回归中通常要加入个体和时期效应,本文利用区域和时期节点来加以设定。为了进一步分析区位因素对于县域经济增长的影响,本研究把云南省的县市分成两类,以昆明都市圈范围为界,划分成圈内($metrop=1$)和圈外($metrop=0$)。由于距离昆明市中心的距离不同,县域经济受到的辐射影响也有差异,故而在吸引投资和人口方面也可能会有显著不同。本文以 2008 年作为这段时期的分界点,构建年份虚拟变量 $yeardum$,2008 年以前取值为 0,2008 年及以后取值为 1。如前所述,2008 年的金融危机对于云南省的县域经济增长而言,是一种外部冲击,本文拟测量这种冲击的影响程度。

表 3 县域城镇化对经济增长的影响回归分析

	(1) $\ln realgdppc$	(2) $\ln realgdppc$	(3) $\ln realgdppc$
L. $\ln realgdppc$	0.654*** (0.0979)	0.599*** (0.107)	0.498*** (0.110)
$urbprn$	0.0124*** (0.00366)	0.0294*** (0.00896)	0.0866*** (0.0266)
$urbprnsq$		-0.000208*** (7.63e-05)	-0.00157*** (0.000587)
$urbprncu$			9.99e-06** (4.19e-06)
$\ln realfixin$	0.0328*** (0.0111)	0.0440*** (0.0114)	0.0628*** (0.0133)
L. $\ln realfixin$	0.00698 (0.00431)	0.00849* (0.00479)	0.0122** (0.00543)
$indstr$	0.0322 (0.0231)	0.0192 (0.0210)	0.0195 (0.0204)
$lnrain$	-0.0195 (0.0185)	-0.0173 (0.0150)	-0.0250* (0.0149)
$lnarea$	0.0162 (0.0144)	0.0192 (0.0140)	0.0183 (0.0147)
$lntemp$	-0.138** (0.0653)	-0.177*** (0.0652)	-0.196*** (0.0678)
$metrop$	0.0671* (0.0375)	0.0819*** (0.0295)	0.0806*** (0.0301)
$yeardum$	0.0676*** (0.0207)	0.0654*** (0.0212)	0.0577*** (0.0182)
Constant	2.736*** (0.787)	2.899*** (0.807)	2.970*** (0.717)
AR(1)p-value	0.024	0.023	0.031
AR(2)p-value	0.112	0.112	0.150
Hansen 检验值	0.181	0.343	0.226
样本量	817	817	817
县市数量	117	117	117

注:括号内为标准差;***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1。

从表3动态面板回归结果可以看到残差一阶自相关,但不存在二阶自相关。本文所采用的数据是典型的大N小T型面板数据,异方差的问题难以避免。故而,本文在回归中选择 robust 选项以获得考虑异方差后的稳健性标准误。在这种情形下,采用 Hansen 检验来进行工具变量的过度识别检验更为可靠,Hansen 过度识别检验结果表明,不存在过度识别的情况。因此,本文采用系统 GMM 方法是合适的。

从表3可以看到,无论是采用城镇化率的水平值、二次项还是三次项,城镇化对于县域经济的影响都是积极而显著的。这表明,城镇化水平的提升有助于县域经济的发展,当越来越多的人从农村转向城镇,从事非农业产业时,经济会得到较快发展,从而人均GDP水平也会随之上升。仔细来看,城镇化对于县域经济增长的促进作用呈现阶段性,在一定阶段内会呈现显著促进的作用,随后这种促进作用会有所减弱,到一定阶段后又会再次增强对经济增长的促进作用。根据回归结果,可以计算出县域城镇化第一个拐点出现于当城镇化率达到70.87%时,这意味着在这拐点出现之前,县域城镇化对经济增长的都呈现显著的促进作用,在拐点之后,城镇化对经济增长的促进作用呈现递减特征。而模型(3)中加入城镇化率三次项,结果依旧显著,表明城镇化对经济增长的影响呈现多阶段的复杂特征,这在北京、天津和上海等已经进入高收入发展阶段地区的经济增长实践中已经得到证实(王智勇,2014)。

另一方面,相比于全国水平,云南省城镇化对于县域经济增长的作用明显不足。模型1表明,城镇化率每提高一个百分点,会促进人均GDP提高1.24个百分点。而朱孔来等(2011)的计算表明,全国城镇化率每提高一个百分点,可以维持7.1%的经济增长。可见,云南省在增强县域城镇化对经济增长的影响方面还有很大的提高余地,如前所述,由于云南省县域工业化滞后于城镇化,这是限制城镇化促进经济增长的重要因素。

从回归结果中还可以看到,以工业化为主导的产业结构(*indstr*)指标对于人均GDP的影响不显著,意味着工业化并不会显著改变人均GDP的增长,也就是说,工业化并没有成为推动县域经济成长的一个驱动力。结合城镇化对于经济增长的推动力不足来看,可以进一步印证云南省县域工业化水平还很低,在一定程度上妨碍了城镇化促进经济增长的作用发挥。

此外,可以注意到,在固定资产投资和县域经济增长水平之间存在着显著的正相关关系,印证了投资是推动地区经济增长的积极力量。投资带动区域经济转型,这跟中国所有其它地区的经济发展模式大致相当,对于西部省区而言,在工业化的初始阶段,更依赖于投资的推动。然而,过度依赖于投资的驱动容易产生投资效率低下等问题,这一点在中国经济发展的实践是已经得到印证。研究表明,2007年后,云南经济的资本积累过度,且程度逐渐加重,投资效率也日渐低下(赵鑫铖和梁双陆,2015)。

2008年金融危机给云南省县域经济增长带来了显著而积极的影响,自2009年以来,云南省县域经济增长明显加快,在很大程度上,这得益于沿海地区产业的转移。区位在县域经济增长中的作用不容忽视,表4中所有的模型都证实,位于昆明都市圈范围内的县市,经济增长水平都比其余地区的县市高,这也意味着都市圈内的县市更容易受到大都市的辐射影响,在一定程度上可以说,这种效应也反映了城镇化对经济增长的积极影响。

衡量经济增长除了采用人均GDP以外,还可以采用GDP,相比之下,前者更强调经济增长的效率,而后者更突出经济增长的规模。在分析区域经济增长时,常常需要把两种指标结合起来,以便分析经济增长中的问题。

采用经济总量作为衡量经济增长的指标之后,从回归结果可以看到,城镇化对经济增长起着积极而显著的作用,而且加入城镇化的平方项后,结果依然显著。可见,城镇化能够起到促进经济增长的作用。

表 4 云南省县域城镇化、工业化与经济增长关系分析

	(1) lnrealgdp	(2) lnrealgdp	(3) lnrealgdp
L.lnrealgdp	0.916*** (0.0429)	0.901*** (0.0492)	0.917*** (0.0334)
urbprn	0.00295** (0.00146)	0.00724** (0.00334)	0.00538*** (0.00155)
urbprnsq		-5.75e-05** (2.56e-05)	
lnrealfixin	0.00900*** (0.00280)	0.0119*** (0.00302)	0.00945*** (0.00198)
L.lnrealfixin	0.00593* (0.00341)	0.00669* (0.00342)	0.00531* (0.00277)
indstr	0.0428*** (0.0158)	0.0367** (0.0150)	0.0841*** (0.0216)
urbprnxindstr			-0.00171*** (0.000402)
lnrain	-0.0153 (0.0122)	-0.0145 (0.0108)	-0.0144 (0.0112)
lnpopu	0.0310 (0.0309)	0.0434 (0.0330)	0.0331 (0.0251)
lnarea	0.0247** (0.00958)	0.0246** (0.0121)	0.0236*** (0.00843)
lntemp	-0.0173 (0.0170)	-0.0247 (0.0153)	-0.0268* (0.0146)
metrop	0.0271 (0.0178)	0.0326* (0.0168)	0.0223** (0.0112)
yeardum	0.00624 (0.00762)	0.00696 (0.00778)	0.00369 (0.00621)
Constant	0.713** (0.340)	0.766** (0.329)	0.669*** (0.251)
AR(1)p-value	0.004	0.002	0.002
AR(2)p-value	0.057	0.043	0.082
Hansen 检验值	0.109	0.362	0.273
样本量	817	817	817
县市数量	117	117	117

注:括号内为标准差;***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1。

表 4 模型(3)还表明,对经济总量而言,无论是工业化还是城镇化都起着积极而显著的作用,而且工业化与城镇化的交叉项也显著,这意味着两者还能够共同对经济增长起到促进作用。但由于交叉项系数为负,通过进一步的计算可知,当城镇化在 49.04% 以内时,城镇化仍能通过与工业化的共同作用而起到促进经济增长的作用。由于云南省绝大多数县域的城镇化都处于 40% 以下,故而就现阶段而言,工业化和城镇化会通过相互作用来共同推动总量指标的经济增长。

如果把总量和人均量衡量的经济增长结合起来的话,就会注意到,两者之间的不一致实际上反映了经济增长中的效率问题,而这种效率低下突出地表现为粗放式的生产模式和资源能源型工业模式。

(三)稳健性检验

在前述有关县域经济增长与城镇化关系的回归分析中,可以看到,县域经济增长与城镇化之间的关系较为显著,城镇化推动了经济增长,并且城镇化对经济增长的影响呈现倒 U 型和多阶段特征,但工业化对经济增长的影响不显著,即云南省县域经济增长中工业化的作用尚未得到发挥。对这基本结论的稳定性如何,尚需要进行检验,即模型的稳健性检验。

稳健性检验通常采用替换样本和替换核心变量的方式来进行。对经济增长的测量,除了采用人均 GDP 这一常用指标以外,还可以采用地均 GDP 来测量,即把县域 GDP 总量与县域面积相除。在回归中,相应地,县域面积不再单独作为一个变量出现,而是用人口规模来测量人口变化对地均 GDP 的影响。

表 5 县域城镇化对经济增长的影响稳健性检验

	(1) ln _t gdpps	(2) ln _t gdpps	(3) ln _t realgdp _t pc	(4) ln _t gdpps
L.ln _t gdpps	0.972*** (0.00969)	0.947*** (0.0148)		0.953*** (0.0121)
L.ln _t realgdp _t pc			0.641*** (0.126)	
urbprn	0.00132** (0.000536)	0.00432*** (0.00138)	0.0257*** (0.00867)	0.00430*** (0.00107)
urbprnsq		-3.34e-05** (1.50e-05)		
lnrealfixin	0.00132 (0.00451)	0.00605 (0.00403)	0.0452*** (0.0150)	0.00437 (0.00397)
L.lnrealfixin	0.00238 (0.00202)	0.00418 (0.00297)	0.00457 (0.00362)	0.00265 (0.00228)
indstr	0.0340*** (0.0129)	0.0379*** (0.0140)	0.0149 (0.0159)	0.0774*** (0.0184)
urbprn×indstr				-0.00149*** (0.000421)
lnpopu	-0.0210* (0.0113)	0.00819 (0.0107)		0.00270 (0.0116)
lnrain	-0.0108 (0.0105)	-0.0144 (0.0103)	-0.0270* (0.0159)	-0.0143 (0.00991)
lntemp	-0.00549 (0.0204)	-0.000145 (0.0195)	-0.136** (0.0664)	-0.00985 (0.0194)
metrop	0.0146 (0.0111)	0.0400** (0.0171)	0.0789*** (0.0267)	0.0268** (0.0115)
yeardum	0.00308 (0.00589)	0.00155 (0.00515)	0.0481** (0.0199)	0.00122 (0.00545)
lnarea			0.0236 (0.0165)	
Constant	0.289*** (0.0821)	0.180** (0.0889)	2.474*** (0.882)	0.210*** (0.0790)
AR(1)p-value	0.006	0.005	0.066	0.003
AR(2)p-value	0.065	0.063	0.707	0.087
Hansen 检验值	0.313	0.344	0.230	0.321
样本量	817	817	648	817
县市数量	117	117	99	117

注:括号内为标准差;***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1。

表 5 中的系统 GMM 回归都符合一阶自相关,二阶不相关的基本检验要求,且都通过了 Hansen 检验,表明采用系统 GMM 回归分析是可靠的。由此,从回归模型中推导出来的结论也是合理可靠的。

从表 5 中模型(1)和(2)回归结果可以看到,回归模型的各系数的符号和显著性基本上都没有变化,城镇化对经济增长仍旧呈现 U 型曲线关系。工业化有助于地均 GDP 的增长,考虑到行政面积在样本期内不变,可以认为地均 GDP 在很大程度上反映了 GDP 总量的变化,故而,工业化推动了 GDP 的发展,然而,工业化并不能显著推动人均 GDP 的增长,这意味着工业化促进经济增长的效率较低。

在前述进行的回归中,排除了所有城市中的区,只保留县市数据,以便准确估算县域经济增长中城镇化的影响。如果把样本量缩小,只采用城镇化率低于 32% 的县域(见表 5 模型(4)),则结果表明,城镇化推动经济增长的效果更加显著,城镇化每提高一个百分点,可以促进经济增长约 2.57%,这意味着越是城镇化低的县域,城镇化对经济增长的作用越大。

可以看到,无论是采用替换样本还是采用替换核心变量的方式,回归分析结果都实证县域城

镇化对经济增长起着显著而积极的作用,两者之间呈现倒 U 型曲线的关系,即县域城镇化对经济增长的影响呈现出多阶段的特征。

五、结论与启示

城镇化对经济增长的影响呈现多样化特征,不同的经济发展阶段,城镇化对经济增长的影响显著不同。城镇化常常与工业化一起影响地区经济增长,因而不同的工业化阶段和发展策略会影响到城镇化对经济增长的作用程度。本文以云南省为例,分析西部地区县域城镇化对经济增长的影响程度和作用机理,采用系统 GMM 方法来解决两者之间互为因果而导致的估算偏差,利用非农人口比例拟合出常住人口城镇化率,从而更准确地测量县域城镇化水平。同时,为了测量大都市的辐射效应,基于城乡劳动力市场一体化的理念,本文定义了不同区县市所属的连续区域。基于云南省县域统计数据的回归分析表明,整体而言,县域城镇化有效地推动了县域经济增长。县域经济增长与城镇化之间呈现倒 U 型曲线和多阶段关系,这与已经步入高收入发展阶段的北京、天津和上海等地的模式基本一致。在达到 70.87% 的县域城镇化水平之前,云南省县域城镇化对经济增长起着稳步促进的作用。然而,相比于全国水平,云南省城镇化对于县域经济增长的作用明显不足。在很大程度上,与云南省工业发展不足以及云南省的城市体系薄弱有关。云南省工业化虽然有助于促进 GDP 增长,但并没有推动人均 GDP 的增长,意味着云南省工业化仍处于初级阶段,以资源和能源工业为主,尚未建立现代工业。云南省城市体系还有很大的改进余地,现有的问题集中表现在城市少,规模小,影响力不足。

城镇化水平越低的县市,越应该充分利用城镇化有力促进县域经济增长的机制来大力发展战略性新兴产业。本文的回归结果表明,城镇化水平越低的县市,城镇化推动经济增长的作用效果越大。云南省大多数县域都处于较低的城镇化水平,因而当前更应当大力推进城镇化,并利用城镇化来带动经济增长。对云南省而言,促进城镇化的一个重要举措是大力发展城市体系,建立更多的城市,在一些条件适宜的县和镇设立城市,是推动经济增长的一个重要举措通过发展交通来扩大城市的辐射范围,以促进对于城市周边县域经济增长水平的提高。随着国家推动新型城镇化建设各项配套政策的出台,各地设市标准有望进一步放宽,从而有望给予西部地区更多的自主权。云南省应该充分利用当前和未来的一些城镇化机会,在边境和少数民族聚集区设立城市以促进县域经济增长。更重要的是要通过产业结构调整,发展现代工业,努力提高城镇化水平,从而在提高城镇化水平的过程中更好地促进县域经济增长。

工业化是推进县域城镇化和经济增长的重要因素,云南省应积极推进工业化,大力发展战略性新兴产业以扭转以资源能源为主导的工业化。以 Chenery 为代表的许多经济学家都论证了产业结构调整在城镇化和经济增长中的作用机理,尤其指出工业化城镇化之间的密切关系。城镇化与工业化相伴而生、共同发展,工业化带动城镇化,而城镇化的集聚效应又反过来促进工业化的发展。然而,云南省多数县域工业化明显滞后于城镇化,不仅没能推动城镇化水平的提高,更是制约了城镇化影响经济增长的程度。云南省许多县域的农业比重较高,应该大力发展战略性新兴产业,同时逐步摆脱传统制造业对于资源和原材料的依赖,以加快现代工业化进程,推动城镇化与县域经济增长齐头并进机制的形成,从而使得两者实现相互促进的良性循环。工业化是推动城镇化的重要途径,以现代制造业为代表的现代工业发展需要不断地吸纳农村劳动力进城,制造业的发展也是服务业走向高端的一个重要前提。

通过工业化实现产业结构升级和转型是推动城镇化进而促进县域经济增长的重要方式。工业

体系薄弱,工业化进展缓慢是西部地区普遍存在的问题,对西部地区而言,发展县域经济,仍需大力通过以工业化推进城镇化进程来更好地实现。云南省县域经济增长与城镇化的关系尽管不能完全代表西部地区,但对西部地区而言仍有较强的政策含义。数据显示,实施西部大开发战略以来,西部地区城镇化率由2000年的24.1%提高到2012年的44.93%,但仍远低于东部沿海地区60%以上的城镇化率。在东部地区城镇化进程远快于西部地区,而且差距越来越大的情形下(沈建法,2005),西部地区更应该在城镇化方面努力追赶东部地区,通过城镇化促进地区经济增长,从而有效地缩小与东部地区的差距。这意味着西部地区城镇化的任务仍然艰巨。

参考文献

- 巴曙松、杨现领(2011):《城市化与潜在增长率:基于长期视角的增长效应评估》,《财贸经济》,第3期。
- 曹宗平(2010):《县城应成为西部地区城镇化的重点》,《经济学家》,第12期。
- 陈钊、陆铭(2008):《从分割到融合:城乡经济增长与社会和谐的政治经济学》,《经济研究》,第1期。
- 段瑞君、安虎森(2009):《中国城市化和经济增长关系的计量分析》,《经济问题探索》,第3期。
- 高佩义(2004):《中外城市化比较研究(增订版)》,南开大学出版社。
- 韩燕、聂华林(2012):《我国城市化水平与区域经济增长差异实证研究》,《城市问题》,第4期。
- 黄群慧(2014):《“新常态”、工业化后期与工业增长新动力》,《中国工业经济》,第10期。
- 金荣学、解洪涛(2010):《中国城市化水平对省际经济增长差异的实证分析》,《管理世界》,第2期。
- 经济增长前沿课题组(2003):《经济增长、结构调整的累积效应与资本形成—当前经济增长态势分析》,《经济研究》,第8期。
- 李金昌、陈开明(2006):《中国城市化与经济增长的动态计量分析》,《财经研究》,第9期。
- 李树坤(2008):《我国城市化与经济增长的计量分析》,《统计与决策》,第16期。
- 李扬(主编)(2014):《中国经济增长报告(2013~2014)》,社会科学文献出版社。
- 梁欣然(2007):《安徽省城市化与经济增长的相互关系分析》,《江淮论坛》,第6期。
- 钱陈(2005):《城市化与经济增长的主要理论和模型述评》,《浙江社会科学》,第2期。
- 沈建法(2005):《1982年以来中国省级区域城市化水平趋势》,《地理学报》,第4期。
- 施建刚、王哲(2011):《中国城市化与经济增长关系实证分析》,《城市问题》,第9期。
- 孙文凯(2011):《城市化与经济增长关系分析—兼评中国特色》,《经济理论与经济管理》,第4期。
- 万广华、郑思齐、Anett Hofmann(2014):《城市化水平的决定因素:跨国回归模型及分析》,《世界经济文汇》,第4期。
- 万广华、朱翠萍(2010):《中国城市化面临的问题与思考:文献综述》,《世界经济文汇》,第6期。
- 王家庭、贾晨蕊(2009):《我国城市化与区域经济增长差异的空间计量研究》,《经济科学》,第3期。
- 王金营(2003):《经济发展中人口城市化与经济增长相关分析比较研究》,《中国人口·资源与环境》,第5期。
- 王小鲁(2010):《中国城市化路径与城市规模的经济学分析》,《经济研究》,第10期。
- 王智勇(2012):《产业结构、交通、民族与县域经济发展——以云南省为例》,《云南财经大学学报》,第5期。
- 王智勇(2013a):《城市化对县域经济发展的影响——以云南省为例》,《城市问题》,第1期。
- 王智勇(2013b):《产业结构、城市化与地区经济增长》,《产业经济研究》,第5期。
- 王智勇(2014):《工业化、城市化与中国地区经济增长—兼论中等收入阶段的跨越》,《劳动经济研究》,第2期。
- 吴福象、刘志彪(2008):《城市化群落驱动经济增长的机制研究——来自长三角16个城市的经验证据》,《经济研究》,第11期。
- 姚奕、郭军华(2010):《我国城市化与经济增长的因果关系研究——基于1978~2007年东、中、西部、东北地区面板数据》,《人文地理》,第6期。
- 张明斗(2013):《城市化水平与经济增长的内生性研究》,《宏观经济研究》,第10期。
- 赵鑫铖、梁双陆(2015):《云南经济是投资不足还是动态无效?》,《资源开发与市场》,第9期。
- 朱昊、赖小琼(2013):《集聚视角下的中国城市化与区域经济增长》,《经济学动态》,第12期。
- 朱孔来、李静静、乐菲菲(2011):《中国城镇化进程与经济增长关系的实证研究》,《统计研究》,第9期。
- Acemoglu, D. and V. Guerrieri (2008): “Capital Deepening and Nonbalanced Economic Growth”, *Journal of Political Economy*, 3, 467–498.

- Arellano, M. and S. Bond (1991): "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equation", *Review of economic studies*, 58, 277–297.
- Arellano, M. and O. Bover (1995): "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models", *Journal of Econometrics*, 1, 29–51.
- Berry, B. (1971): *City Classification Handbook: Methods and Application*, John Wiley and Sons Inc..
- Bertinelli, L. and D. Black (2004): "Urbanization and Growth", *Journal of Urban Economics*, 1, 80–96.
- Black, D. and V. Henderson (1999): "A Theory of Urban Growth", *Journal of Political Economy*, 2, 252–284.
- Blundell, R. and S. Bond (1998): "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics*, 1, 115–143.
- Chenery, B. (1957): *Patterns of Development: 1950–1970*, Oxford University Press.
- Duranton, G. and D. Puga (2001): "Nursery Cities: Urban Diversity, Process Innovation, and the Life Cycle of Products", *American Economic Review*, 5, 1454–1477.
- Fujita, M. and J. Thisse (2002): *Economics of Agglomeration*, Cambridge University Press.
- Glaeser, E. and D. Mare (2001): "Cities and Skills", *Journal of Labor Economics*, 2, 316 –342.
- Henderson, V. (1974): "The Sizes and Types of Cities", *American Economic Review*, 4, 640–656.
- Henderson, V. (2003): "The Urbanization Process and Economic Growth: the So-what Question", *Journal of Economic Growth*, 8, 47–71.
- Henderson, V. (2010): "Cities and Development", *Journal of Regional Science*, 1, 515–540.
- Henderson, V. and Wang G. (2005): "Aspects of the Rural–urban Transformation of Countries", *Journal of Economic Geography*, 5, 23–42.
- Lampard, E. (1955): *Economic Development and Cultural Change*, Chicago: The University of Chicago Press.
- Lewis, A. (1977): "The Evolution of The International Economic Order", Discussion Paper 74, Research Program in Development Studies, Woodrow Wilson School, Princeton University, Princeton, NJ.
- Lucas, E. (1988): "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, 12, 3–42.
- Lucas, E. (2004): "Life Earnings and Rural–Urban Migration", *Journal of Political Economy*, S1, 29–59.
- Mastuyama, K. (1992): "Agricultural Productivity, Comparative Advantage and Economic Growth", *Journal of Economic Theory*, 2, 317–334.
- McCoskey, S. and C. Kao (1999): "Testing the Stability of a Production Function with Urbanization as a Shift Factor", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 671–690.
- Moomaw, R. and M. Shatter (1996): "Urbanization and Economic Development: A Bias Toward Large Cities?", *Journal of Urban Economics*, 1, 13–37.
- Northam, R. (1979): *Urban Geography*, New York: John Wiley & Sons.
- Quigley, M. (1998): "Urban Diversity and Economic Growth", *Journal of Economic Perspectives*, 2, 127–138.
- Renaud, B. (1981): *National Urbanization Policy in Developing Countries*, Oxford University Press.
- Spence, M., P. Annez and R. Buckley (2009): "Urbanization and Growth", The International Bank for Reconstruction and Development/the World Bank, New York, 4.

(责任编辑:罗 澄)