

# 城镇化、金融杠杆与经济增长\*

马勇 李振

**[摘要]**本文基于143个国家1983~2012年的动态面板数据,对城镇化、金融杠杆和经济增长之间的关系进行实证分析。结果表明:(1)城镇化和经济增长之间呈现出显著的“倒U型”关系,当城镇化率达到60%~63%时,经济增长可能出现拐点;(2)在城镇化进程中,金融杠杆水平过低或过高都会对经济增长产生负面影响;而当金融杠杆位于合理水平时,则会对经济增长产生促进作用;(3)根据拐点区间的平均值和上限,并根据最近5年中国城镇化率的年均增速推算,中国的经济增长很可能在2019~2021年进入拐点区域。基于上述结论,中国应科学看待城镇化推动经济增长的客观规律,同时前瞻性地加强金融杠杆的动态管理,尽可能争取在经济增长“拐点”到来之前完成经济转型升级和金融深化改革,用新的经济增长点和稳健的金融体系来抵御可能出现的经济和金融风险。

**关键词:**城镇化 金融杠杆 经济增长系统 GMM估计

**JEL分类号:**C23 E51 O40

## 一、引言与文献回顾

根据中共“十八大”确定的国家发展战略,新时期要以推进城镇化为重点,着力解决制约经济持续健康发展的重大结构性问题。2012年12月,中央经济工作会议对城镇化的历史定位和发展思路进行了进一步的明确和细化,提出“城镇化是我国现代化建设的历史任务,也是扩大内需的最大潜力所在,要围绕提高城镇化质量,因势利导、趋利避害,积极引导城镇化健康发展”。历史经验表明,城镇化是一国经济现代化的必经历程,同时也是推动经济增长的重要力量。目前,中国正处于城镇化加速推进、金融深层变革与经济转型的关键阶段,正确理解和处理城镇化、金融杠杆以及经济增长三者之间的动态联系与规律,对于成功实现经济转型和金融改革发展具有重要的理论价值和实践意义(陈雨露,2013)。

在现有文献中,关于城镇化和经济增长之间的关系已经做了大量研究。在早期研究中,Lampard(1955)发现,1750~1950年间受工业革命影响的地区出现了空前的城镇化和经济增长。在这段时期,随着经济的扩张,很多欧洲和北美的城镇和乡村成为了工业中心、服务中心以及分配中心,城镇化进程与经济增长之间呈现出显著的正相关性。Berry(1972)对全球95个经济体使用主成分分析法也发现,城镇化与经济增长之间存在显著的正相关性。持类似观点的还有Gallup et al.(1999)和Henderson(2000)等。Gallup et al.(1999)认为,城镇化是推动经济增长的重要原因,而不仅仅是经济增长过程中的组成部分。Henderson(2000)对发展中国家的研究也表明,城镇化和经济增长如影相随,一国的城镇化率和人均GDP之间的相关系数高达0.85。Durantan and Puga(2004)认为,城镇化是在地理空间上的人口和产业的积聚过程,而城镇化的积聚效应则成为经济增长的源动力。Black and Henderson(1999)的研究也发现,城镇化强烈影响经济增长,包括经济增长的效

\* 马勇,中国人民大学财政金融学院,副教授,中国财政金融政策研究中心、国际货币研究所研究员,经济学博士;李振,中国人民大学财政金融学院,博士研究生,中国人民大学重阳金融研究院,助理研究员。本研究得到国家自然科学基金项目(71403277)资助。

率以及收入不平等的程度；反之，经济增长也会影响城镇化进程，推动生产和人口聚集的空间演变。Bertinelli and Strobl(2003)使用半参数估计方法分析了39个发展中国家1960~1990年的面板数据，发现城镇集中度与经济增长呈现出“倒U型”关系。在另一项研究中，Timmins(2006)发现，随着城镇规模的变化，城镇生活成本呈现出“U型”曲线特征，这意味着随着城镇规模的变大，城镇生活的成本将先减少后增加。Herrmann and Khan(2008)认为，一国的城镇化水平应该与其经济发展水平相适应，否则，城镇化就不能对消费、收入和就业等与经济增长相关的指标产生促进作用。在较近的一项研究中，Tamang(2013)对14个发展中国家和13个发达国家1961~2009年的样本数据分析表明，样本中的大多数发展中国家城镇化水平影响了经济增长，并且随着城市基础设施的建设和发展，这些国家都取得了难以置信的经济繁荣。

除城镇化对经济增长的影响外，另一大类文献集中讨论了金融因素在经济增长中的作用。例如，Goldsmith(1969)、Kim(1997)、Deidda and Fattouh(2002)以及Levine(2003)等都强调了金融发展对经济增长的重要影响。Goldsmith(1969)通过对35个国家1860~1963年的金融发展与经济活动水平进行比较分析和统计检验发现，金融发展与经济活动水平有显著正相关的关系，从而奠定了金融发展与经济增长的理论基础。Kim(1997)认为，依靠良好的金融创新、政府治理和政治承诺，持续的城镇化进程可以产生巨大财富，并改善所有收入群体的住房和基本服务需求。Deidda and Fattouh(2002)对119个国家1960~1989年横截面数据进行门限回归分析发现，金融和经济增长存在非线性关系：在高收入国家，金融是促进经济增长的重要决定因素；但是在低收入国家，金融对经济增长的影响并不显著。Levine(2003)发现，金融发展可以有力地解释各国经济增长的差异。Rioja and Valev(2004)对74个国家1961~1995年面板数据的分析表明，当金融发展处于适中水平时，金融对经济增长具有比较明显的促进作用；当金融发展水平较高时，金融对经济增长具有抑制作用；当金融发展处于较低水平时，无法确定金融对经济增长的作用。Shen and Lee(2006)对46个国家1976~2001年的面板数据进行混合最小二乘估计发现，金融发展与经济增长之间存在“倒U型”关系，较高的金融发展水平可能会减缓经济增长。本轮金融危机之后，人们对金融与经济之间关系的认识进一步深入，特别是过度的金融发展和金融杠杆会对经济增长产生不利影响。Cecchetti and Kharroubi(2012)使用50个国家1980~2009年面板数据，在稳健标准误条件下进行混合最小二乘估计发现，金融部门对生产率的提高呈现“倒U型”关系，金融部门的过度发展可能会拖累生产率的提高。Arcand et al.(2012)对100多个国家1960~2010年面板数据进行半参数估计发现，当私人部门信贷/GDP大于100%时，金融杠杆水平的提高将对经济增长产生负面影响。Law and Singh(2014)为金融与经济增长之间的关系提供了新的证据，他们使用动态面板门限技术对87个发达国家和发展中国家的样本进行实证分析，结果表明：金融与经济增长之间确实存在阈值效应，更高的金融发展水平不一定促进经济增长，而是存在一个最优的金融发展区间。

国内关于城镇化与经济增长之间关系的研究大致可划分为两类。一类认为城镇化与经济增长之间存在长期稳定的正相关关系。例如，吴福象和刘志彪(2008)对长三角16个城市的实证分析发现，在长三角城镇化群落中，城镇化与经济增长之间具有显著的正相关关系。金荣学和解洪涛(2010)使用面板数据模型和工具变量估计方法发现，中国处于中下初始水平的省级地区的城镇化增速与经济增长具有较强相关关系。朱孔来等(2011)采用向量自回归模型分析城镇化与经济增长之间的动态关系发现，中国城镇化与经济发展之间存在长期稳定的均衡关系，中国城镇化率每提高1%，可以维持7.1%的经济增长。蒋冠和霍强(2014)也发现，中国城镇化与经济增长之间存在长期稳定的均衡关系，而且中国城镇化的省际差异总体呈现缩减趋势。简新华和黄锬(2010)采用时间序列预测进行估计，发现中国的城镇化将继续保持快速发展的趋势，按照年均提高1%左右的速度，城镇化率将在2020年达到60%左右。另一类文献集中探讨了城镇化对经济增长的影响机制和

途径。例如,黄友爱(2000)认为,适度城镇化有利于扩大内需、促进产业结构调整、增加就业机会和提高劳动者素质,从而促进中国经济快速发展。沈坤荣和蒋锐(2007)认为,城镇化先作用于要素积累与结构变革,再间接地对经济增长产生促进作用。吴福象和刘志彪(2008)发现,城市群通过一些优质要素的主动聚集以及政府对基础设施建设投资的偏好这两种机制驱动经济增长。沈凌和田国强(2009)通过构建基于二元结构(农村、城市)的两部门(厂商、消费者)模型,并在基尼系数和经济发展水平确定的情况下对跨国数据进行实证分析发现,农村人口的城镇化比单纯增加农民收入更有利于经济发展。王婷(2013)采用1996~2011年中国省级面板数据进行估计发现,人口及空间城镇化主要通过投资传导对经济增长产生促进作用,但没有形成对消费的推动。孙祁祥等(2013)认为,城镇化通过发挥规模经济、要素积聚、专业分工和创新中介等效应促进经济增长,但城镇化的“过度”和“弱质”发展也会导致挤出效应等问题,从而对经济增长产生负面影响。

在城镇化进程中的金融支持方面,杨胜刚和朱红(2007)指出,城镇化进程中的产业结构调整、城市吸纳能力扩大以及公共产品需求增加等,都需要金融部门提供强有力的支持,因此,金融是推进城镇化的重要力量。王国刚(2010)认为,城镇化能够有力地支持工业经济和城市经济的发展,反过来,由于城镇经济的多层次特点,也促进了金融创新的差异化和金融监管理念、手段和方式的创新。崔喜苏和荣晨(2014)基于投资视角的实证研究发现,在城镇化过程中,金融支持规模对东、中、西部均有正向影响,金融支持结构对东部和中部呈反向影响,金融支持效率对东部呈正向影响。荣晨和葛蓉(2015)从政府和市场关系的角度检验了金融对城镇化的支持效应,他们发现,不同地区的金融支持城镇化效应存在着明显差异。在金融支持城镇化的实施路径方面,汪小亚(2002)从解决中国城乡“二元”经济结构难题的角度强调,城镇化建设要鼓励对公共服务设施和基础设施建设的支持,加强对中小企业的信贷支持,以及增强对民众的消费和生产信贷支持。陈元(2010)认为,开发性金融对于缓解城镇化过程中的资金约束具有独特功能,应在“后危机时代”通过健全开发性金融体系来支持中国的城镇化发展。周景彤和徐奕晗(2013)指出,充分发挥金融对城镇化的支持效应,需要推进金融体系由银行主导型向资本市场主导型的转变,同时防范潜在的金融风险。陈雨露(2013)建议构建多层次、市场化、可持续和广覆盖的金融支撑体系,以强化金融对城镇化建设的支持效应。胡海峰和陈世金(2014)通过分析发达国家金融支持城镇化的经验和教训,提出要以市场主导、政府引导为基本原则,从大力发展项目融资、资产证券化、城镇化建设发展基金及发行地方政府债券等方面不断创新城镇化融资方式,实现多层次、多元化城镇化投融资体系的构建,从而解决城镇化面临的融资困境。在较近的一项研究中,胡滨和星焱(2015)基于韩国的经验指出,在中国的城镇化进程中,一方面既要借鉴韩国在创新金融工具、多元化投资主体、完善与加强执法、促进金融与财政政策协调配合等方面的经验,同时也要防范出现PPP利益分配不合理、项目投资过度等问题。

总体来看,现有关于城镇化、金融支持和经济增长关系的文献,要么主要讨论城镇化对经济增长的影响,要么主要分析如何通过金融支持促进城镇化发展,少有文献系统地探讨三者之间的动态关系。特别是,对于城镇化进程中的金融支持问题,现有文献大都集中于定性分析和判断,少有文献从实证角度考察二者之间的关联关系。从理论上讲,城镇化进程中的金融支持并非简单的线性关系,而是面临如下的“收益-风险”交替关系:一方面,通过大规模的金融资源投入,确实可以通过加速投资等效应显著地促进城镇化进程;但另一方面,如果金融资源的投入过度,不仅会导致资本的边际收益下降,还可能面临金融杠杆过高所导致的种种问题。因此,从实证角度对城镇化、经济增长以及这一过程中的适度金融支持(金融杠杆)问题进行考察,不仅有助于从理论上弥补现有文献的不足,而且对实践中的政策制定也有所助益。

基于上述考虑,本文尝试通过大样本的跨国实证分析,对城镇化、金融杠杆和经济增长之间的

动态关系进行讨论,并在此基础上结合中国的实际情况进行简要的应用分析。本文其余部分的结构如下:第二部分介绍研究样本、模型设定与估计方法;第三部分基于143个国家的动态面板数据,通过系统GMM估计对城镇化、金融杠杆和经济增长之间的关系进行实证研究,并在此基础上进行稳健性检验;第四部分基于第二部分所得到的实证分析结论,同时结合国际经验,对中国的现实情况进行应用分析;文章最后进行总结,并提出简要的政策建议。

## 二、研究样本、模型设定与估计方法

### (一)研究样本和模型设定

基于样本数据的可获得性,本文最终包括了143个国家和地区1983~2012年的相关面板数据。按照IMF的国家分类标准,该样本包括发达国家和地区45个,发展中国家98个(如附表1所示)。从经济总量来看,该样本国家的GDP总量占到全球GDP总量的90%以上,因而可以视为全球范围内具有代表性的一个研究样本。

在模型设定方面,根据研究目标,本部分首先考察城镇化对经济增长的动态影响,然后在此基础上,进一步分析在城镇化进程中,金融杠杆对经济增长的动态影响。为此,首先设立城镇化对经济增长的动态面板模型,具体如以下回归方程所示:

$$gdp_{it} = c + \gamma gdp_{i,t-1} + \beta_1 urban_{it} + \beta_2 urban_{it}^2 + \beta_3 control_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $gdp_{it}$ 表示经济增长, $i$ 表示国家(地区), $t$ 表示时间。 $gdp_{i,t-1}$ 为滞后一期的经济增长, $urban_{it}$ 为城镇化率, $urban_{it}^2$ 为城镇化率的平方项,主要用于考察城镇化对经济增长可能存在的非线性效应; $control_{it}$ 代表其它可能对经济增长产生影响的各控制变量; $\alpha_i$ 为个体效应或随机效应; $\varepsilon_{it}$ 为误差项; $c$ 为常数项。

在模型变量的选择方面,将城镇人口/总人口(记为urban)作为城镇化率的替代变量,将GDP增长率(记为gdp)作为经济增长的替代变量。对于金融杠杆的替代变量,参考陈雨露等(2014)的研究,主要使用两个基本指标:一是私人部门信贷/GDP(记为private),二是M2/GDP(记为mtwo)。

在控制变量的选择方面,部分地参考过往文献(如陈雨露和马勇,2013),我们主要加入了以下可能会对经济增长产生影响的因素:通货膨胀率、固定资本形成/GDP、出口增长率、人均消费支出增长率、金融危机以及移动蜂窝式无线通讯系统的电话租用率。这些变量分别从宏观经济、金融稳定和基础设施等方面对影响经济增长的因素进行了控制。本文各变量的表示形式、经济含义和数据来源如表1所示。表2给出了各变量的描述性统计。

### (二)估计方法

对于动态面板模型(1)式,从统计上看,由于 $gdp_{it}$ 是 $\alpha_i$ 的函数,故其滞后项 $gdp_{i,t-1}$ 也是 $\alpha_i$ 的函数。这意味着,(1)式右侧的解释变量 $gdp_{i,t-1}$ 和误差项存在相关性,在这种情况下,即使残差项 $\varepsilon_{it}$ 不存在序列相关,OLS估计量也会是无效的(有偏且不一致)。与此同时,对于常用的固定效应估计,虽然组内变化可以剔除 $\alpha_i$ ,但由于 $(gdp_{i,t-1} - \overline{gdp}_{i,t-1})$ 和 $(\varepsilon_{i,t-1} - \overline{\varepsilon}_{i,t-1})$ 存在相关性,故固定效应估计量不一致;对于随机效应的GLS估计,对原变量拟中心化后,由于 $(gdp_{i,t-1} - \theta \overline{gdp}_{i,t-1})$ 和 $(\varepsilon_{i,t-1} - \theta \overline{\varepsilon}_{i,t-1})$ 相关,故估计量是有偏的。为解决上述问题,我们使用Arellano and Bover(1995)和Blundell and Bondi(1998)等提出的系统广义矩方法(system generalized method of moments,系统GMM)进行模型估计。

系统GMM估计利用差分回归或工具变量控制未观察到的效应,同时使用前期观察的解释变量和被解释变量的滞后项作为工具变量,以获得有效估计。该方法可以有效避免变量与变量之间以及变量与残差之间的内生性问题,因而成为动态面板估计的标准方法。在实际估计过程中,系统

表1 主要变量的说明及来源

主要变量			具体说明	数据来源
类型	符号	指标		
被解释变量	gdp	GDP 增长率	用于衡量经济发展速度,该数值越大,表示一国的经济发展速度越快。	世界银行 WDI 数据库
	agdp	人均 GDP 增长率	用于衡量人均的经济发展速度,该数值越大,表示一国的人均经济增速越快。	
核心变量	urban	城镇人口/总人口	用于衡量城镇化程度,该指标越高,表示一国城镇化水平越高。	
	private	私人部门信贷/GDP	用于衡量宏观的金融杠杆水平(资产角度),该数值越大,表示一国的金融杠杆水平越高。	
	mtwo	M2/GDP	用于衡量宏观的金融杠杆水平(负债角度),该数值越大,表示一国的金融杠杆水平越高。	
控制变量	ginf	通胀率	用 GDP 平减指数表示,用于衡量不同国家的价格水平及宏观经济稳定程度。	
	fix	资本形成率	用固定资本形成总额/GDP 表示,该指标越大,表示一国的固定投资水平越高。	
	export	出口增速	用一国对外国的货物及服务出口增速表示,该数值越大,表示经济增长的外向性程度越高。	
	consume	消费增速	用人均居民最终消费支出年增长率表示,该数值越大,表示一国消费支出增长越快。	
	cellphone	电话租用率	用移动蜂窝式无线通讯系统的电话租用率表示,该指标越高,表示社会发展水平越高。	
	crisis	金融危机	用于衡量金融稳定,样本期间如果一国发生了金融危机,则危机年份赋值为 1,否则为 0。	Laeven and Valencia(2013)

表2 主要变量的描述性统计

变量名称	观察值	平均值	标准差	最小值	最大值
gdp	4290	0.0344	0.0531	-0.5103	1.0628
agdp	4260	0.0174	0.0515	-0.5023	0.9167
urban	4290	0.5260	0.2450	0.0487	1.0000
urban2	4290	0.3366	0.2684	0.0024	1.0000
private	3938	0.4748	0.4382	0.0072	3.1946
mtwo	3955	0.5944	0.5452	0.0407	6.6988
ginf	4280	0.4178	5.9508	-0.3190	267.6202

续表

变量名称	观察值	平均值	标准差	最小值	最大值
fix	3961	0.2166	0.0833	-0.0242	1.5480
export	3243	0.0621	0.1302	-0.7135	1.7671
consume	3034	0.0190	0.0696	-0.4538	0.8726
cellphone	4242	0.2642	0.4200	0.0000	2.8434
crisis	4290	0.0851	0.2790	0.0000	1.0000

GMM 估计量的一致性取决于回归方程的工具变量选择是否有效。为检验这一条件是否达到,通常需要进行两个假设检验:一是关于过度识别限制的 Sargan 检验,主要用于检验工具变量的有效性,如果不能拒绝原假设,则说明模型是有效的;二是关于残差序列相关的 AR(2)检验,原假设为误差项不存在序列相关性,与 Sargan 检验类似,如果不能拒绝原假设,则说明模型估计有效。在上述两个假设检验的基础上,结合使用 Windmeijer(2005)提出的 WC-robust 估计方法,还可以得到稳健标准误,从而使回归结果更为稳健和可信。

### 三、实证分析与检验

根据前文研究路线设计,本部分首先基于前文的回归模型(1),对城镇化和经济增长之间的动态关系进行回归分析,获得二者之间关系的基本结论;然后从不同代理变量、不同时间段和不同国家类型等多个维度对上述基本结论进行稳健性检验,以评估相关结论的稳定性和可靠性;在此基础上,通过进一步在回归模型(1)的基础上引入金融杠杆变量及其与城镇化率的交叉项,考察在城镇化进程中不同金融杠杆水平对经济增长的动态影响。

#### (一)城镇化对经济增长的影响

首先,我们通过对回归模型(1)进行系统 GMM 估计,考察城镇化对经济增长的动态影响,具体结果如表 3 所示。参照标准文献的做法,表 3 中的模型 1 为仅包括核心解释变量(城镇化率及其平方项以及被解释变量的一阶滞后项)的基本回归方程,模型 2~7 则在基本回归方程的基础上逐步加入了多个维度的控制变量。

从表 3 的回归模型 1 可以看出,城镇化率(urban)的回归系数在 1%的置信水平上显著为正,而其平方项(urban<sup>2</sup>)的系数则在 1%的置信水平上显著为负,这说明城镇化率和经济增长之间存在非线性的“倒 U 型”关系;在“倒 U 型”曲线的拐点出现之前,城镇化率的提升会促进经济增长;而当城镇化率越过“倒 U 型”曲线的拐点之后,随着城镇化率的进一步提升,经济增速反而会出现下降。这一点其实并不难理解,根据“二元结构”下的经济发展理论,在城镇化进程的初期,随着资源从传统农业部门向具有更高生产效率的城镇聚集,经济增长会出现加速,正如很多后起“追赶型”经济体所经历的那样;然而,当城镇化水平发展到相当程度之后,如果资源继续从农业部门转向城市部门,则可能导致生产结构和比例的失调,从而抑制经济增长。从经验事实来看,很多发达国家在进入高城镇化阶段之后,确实也出现了经济减速的现象。

从模型结果的稳定性来看,表 3 中的模型 2~7 分别在基本回归方程(模型 1)的基础上逐步纳入了包括通胀率水平(ginf)、固定资本形成率(fix)、出口增速(export)、消费增速(consume)、电话租用率(cellphone)、金融危机(crisis)等在内的多个控制变量,但城镇化率(urban)的回归系数始终显著为正,而其平方项(urban<sup>2</sup>)的系数则始终显著为负,这表明,在对不同经济体的宏观经济状

况、社会发展水平和金融稳定性进行控制之后,城镇化率和经济增长之间的“倒U型”关系依然显著成立。在从“倒U型”关系的拐点位置来看,通过比较各回归方程中城镇化率的一次项和二次项系数可以发现,拐点区间大致位于城镇化率60%~63%左右的水平。换言之,当城镇化率低于这一拐点区间时,城镇化率的提高可以促进经济增长;而当城镇化率超过这一区间之后,城镇化的继续推进将无助于经济增长。

表3 城镇化对经济增长的动态影响

模型形式	被解释变量:GDP年增长率						
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7
L.gdp	0.2155*** (4.4542)	0.2173*** (4.3428)	0.1196*** (2.8844)	0.1184** (2.1524)	0.0641*** (3.8600)	0.0475** (2.3504)	0.0368* (1.9424)
urban	0.2789*** (3.1024)	0.3050*** (3.0273)	0.2650** (2.3524)	0.2536** (2.1629)	0.2448*** (3.7218)	0.2431*** (3.7812)	0.2179*** (2.8273)
urban <sup>2</sup>	-0.2237*** (-2.7292)	-0.2500*** (-2.6574)	-0.2168** (-2.1892)	-0.2102** (-1.9861)	-0.2011*** (-3.3405)	-0.2013*** (-3.4603)	-0.1788*** (-2.7925)
ginf		-0.0007** (-1.9921)	-0.0005* (-1.8342)	-0.0001 (-0.7103)	-0.0007 (-1.5008)	-0.0007 (-1.6442)	-0.0007* (-1.8073)
fix			0.0947*** (4.7609)	0.0733*** (3.4371)	0.0553** (2.5651)	0.0606*** (2.6961)	0.0451** (2.1209)
export				0.1773*** (9.0654)	0.1179*** (7.2857)	0.1165*** (7.8717)	0.1678*** (13.5952)
consume					0.2447*** (4.9957)	0.2018*** (3.7710)	0.1964*** (3.4496)
cellphone						0.0002 (0.0551)	0.0021 (0.5949)
crisis							-0.0178*** (-4.1668)
常数项	-0.0439* (-1.8870)	-0.0487* (-1.8206)	-0.0546* (-1.8038)	-0.0587** (-1.9975)	-0.0534*** (-2.8690)	-0.0514*** (-2.6931)	-0.0439* (-1.8889)
Wald	23.9	33.47	57.99	200.6	162	120.1	472.3
AR(2)	0.8077 (0.4193)	0.4766 (0.6337)	-0.7721 (0.4400)	-0.8156 (0.4147)	0.3367 (0.7364)	-0.0994 (0.9208)	-0.0190 (0.9848)
Sargan	141.8767 (0.3702)	125.4588 (0.1340)	114.3083 (0.3450)	83.6275 (0.9999)	77.5982 (1.0000)	77.2860 (1.0000)	76.2934 (1.0000)
样本数	4147	4089	3364	2465	2320	2291	2291
国家数	143	141	116	85	80	79	79

注:各变量的括号内为z统计量,各模型的统计量括号内为P值;\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的置信水平上显著;AR(2)检验的零假设是模型设定不存在残差的二阶序列自相关;Sargan检验的零假设是模型设定不存在工具变量的过度识别问题。后文同。

作为控制变量的附带结果,表3的结果还表明,以下因素会对一国的GDP增长率产生显著影响:(1)固定资本形成总额/GDP越大,GDP增长率越高,说明经济增长会随着固定投资水平的提高而提高;(2)货物和服务出口年增长率越高,GDP增长率越高,说明出口对经济增长具有正向促进作用;(3)人均居民最终消费支出年增长率越高,GDP增长率越高,说明消费可以促进经济增长;(4)银行危机对经济增长具有显著的负效应,说明危机的发生会损害经济增长。总体来看,这些结果不仅符合一般经济学理论,而且与经验预期高度一致。

最后,从GMM估计的相关检验来看,表3中的所有回归模型均通过了Sargan检验和AR(2)检验,表明模型估计过程中所选择的工具变量有效,且残差不受二阶序列相关影响,因而相关估计结果是有效的。

## (二)城镇化对经济增长的影响:稳健性检验

为了评估上述实证结论的稳定性,我们从以下三个方面进行稳健性检验:一是基于不同的经济增长变量进行回归,考察回归结果对于不同经济增长代理变量的稳健性;二是基于不同的时间阶段进行回归,考察回归结果对于不同时间维度的稳健性;三是基于不同的国家类型进行回归,考察回归结果对于不同类型国家样本的稳健性。

1.基于不同经济增长代理变量的稳健性检验。在前文的回归分析中,作为被解释变量的经济增长使用的指标是GDP增速。GDP增速主要描述的是一个国家或地区所创造的总产出的增长速度,但却无法直接衡量单位产出的增长速度,后者一般用人均GDP增速表示。因此,不少分析经济增长的文献既考察GDP增速,同时也考察人均GDP增速。有鉴于此,本部分以人均GDP增速作为经济增长的代理变量,重新进行回归分析,具体结果如表4所示。从表4的结果可以看出,在所有的回归方程中,城镇化率(urban)的回归系数均显著为正,同时,其平方项(urban<sup>2</sup>)的系数均显著为负,这意味着城镇化率和经济增长之间的“倒U型”关系依然显著成立,前文的相关结论在不同的经济增长代理变量下是稳健的。

表4 稳健性检验 I:经济增速的其它度量

模型形式	被解释变量:人均GDP增长率						
	模型8	模型9	模型10	模型11	模型12	模型13	模型14
L.agdp	0.1820*** (3.8392)	0.1930*** (3.8232)	0.1376*** (2.6829)	0.1167*** (6.2259)	0.0549*** (3.3821)	0.0728*** (2.7040)	0.0490*** (2.5784)
urban	0.3296*** (4.2228)	0.3745*** (4.2320)	0.1851** (2.1428)	0.1609** (2.0247)	0.1595*** (2.8910)	0.2144*** (3.0145)	0.2343*** (2.7930)
urban <sup>2</sup>	-0.2410*** (-3.5091)	-0.2842*** (-3.6503)	-0.1596** (-2.0868)	-0.1315* (-1.8967)	-0.1316*** (-2.6571)	-0.1694*** (-2.6171)	-0.2010*** (-2.7380)
ginf		-0.0006** (-2.1466)	-0.0006*** (-2.6687)	-0.0003** (-2.0511)	-0.0008* (-1.6746)	-0.0010** (-1.9732)	-0.0009** (-2.0012)
fix			0.0557*** (2.6180)	0.0334 (1.5564)	0.0652*** (3.1409)	0.0644*** (2.9727)	0.1013** (1.9652)
export				0.1074*** (6.3417)	0.1132*** (7.1120)	0.1144*** (6.9511)	0.1135*** (6.3796)
consume					0.2504*** (4.8762)	0.2343*** (4.0541)	0.2088*** (3.8146)

续表

模型形式	被解释变量:人均 GDP 增长率						
	模型 8	模型 9	模型 10	模型 11	模型 12	模型 13	模型 14
cellphone						0.0020 (0.6868)	0.0074*** (2.6732)
crisis							-0.0445*** (-4.8619)
常数项	-0.0773*** (-3.5890)	-0.0866*** (-3.7134)	-0.0385* (-1.9192)	-0.0377* (-1.8408)	-0.0476*** (-3.2814)	-0.0654*** (-3.4784)	-0.0678*** (-2.7961)
Wald	31.87	32.19	59.66	357.36	203.07	320.14	243.34
AR(2)	0.4682 (0.6396)	0.1987 (0.8425)	-0.53467 (0.5929)	-0.9754 (0.3293)	0.3430 (0.7316)	0.4555 (0.6487)	0.0297 (0.9763)
Sargan	140.5638 (0.4233)	138.1344 (0.4808)	115.0236 (0.9991)	83.1549 (1.0000)	0.3502 (0.7262)	75.2749 (1.0000)	74.7891 (1.0000)
样本数	4118	4060	3364	2465	2320	2291	2291
国家数	142	140	116	85	80	79	79

2. 基于不同时间段的稳健性检验。与标准文献的做法一致,为考察实证分析结论是否会随样本时段的不同而产生差异,我们将原样本区间划分为两个时间段(1983~2000年和2001~2012年),并重新进行相关回归分析,具体结果如表5所示。从表5的结果可以看出,城镇化率(urban)的回归系数依然显著为正,而其平方项(urban<sup>2</sup>)的系数则依然显著为负,这意味着城镇化率和经济增长之间的“倒U型”关系在不同的子样本时期内仍然显著成立。此外,注意到城镇化率及其平方项的系数显著性在第二个子样本区间(2001~2012年)明显更高,这在一定程度上表明,城镇化和经济增长的“倒U型”关系不仅是稳健的,而且随着时间的推移甚至有进一步强化的趋势。

3. 基于不同国家类型的稳健性检验。为考察实证分析结论在发达国家和发展中国家是否存在适用性的不同,这里参考IMF的国家分类标准,将全部样本国家和地区分为发达国家和发展中国家两个子样本重新进行回归分析,具体结果如表6所示。从表6的结果可以看出,城镇化率和经济增长之间的“倒U型”关系总体上仍然显著成立,从而表明本文的实证分析结论在不同的国家分类情况下也是稳健的。不过,通过比较两个子样本的系数显著性,可以发现,基于发展中国家样本的回归系数较基于发达国家样本的回归系数显著性水平更高,这意味着,城镇化率和经济增长之间的“倒U型”关系规律在发展中国家体现得更为明显。

### (三)进一步讨论:城镇化进程中的金融杠杆与经济增长

在分析了城镇化对经济增长的影响后,下面我们要进一步讨论的是:在城镇化推动经济增长的过程中,金融杠杆如何对这一进程产生作用。根据现有文献(如陈雨露等,2014),宏观上的金融杠杆一般使用两个指标:一是私人部门信贷/GDP,二是M2/GDP。前者主要从实体经济融资的角度衡量金融杠杆水平,而后者则主要从金融机构负债的角度衡量金融杠杆水平。考虑到一般认为私人部门信贷/GDP是反映金融部门活动水平的更好指标(Levine et al., 2000),因此,在下文的分析中,我们首先使用私人部门信贷/GDP作为金融杠杆的代理变量进行回归分析,然后在稳健性检验中进一步考察使用M2/GDP作为金融杠杆代理变量的回归结果。

表 5 稳健性检验 II：按时间分段后对经济增长的回归结果

模型形式	被解释变量：GDP 增长率			
	1983~2000		2001~2012	
	模型 15	模型 16	模型 17	模型 18
L.gdp	0.2462*** (3.5775)	0.1338* (1.7989)	0.2278*** (4.9261)	0.1091* (1.7400)
urban	0.2328* (1.8545)	0.2601* (1.8528)	0.1804** (2.0170)	0.3913*** (2.8396)
urban <sup>2</sup>	-0.1881* (-1.7062)	-0.2387* (-1.8896)	-0.1724** (-2.1556)	-0.2855*** (-3.2317)
ginf		-0.0007** (-2.2861)		-0.0158 (-0.4581)
fix		0.1024*** (2.9144)		-0.0215 (-0.3428)
export		0.0442 (1.1388)		0.2013*** (3.9321)
consume		-0.0286 (-0.4814)		0.3098*** (3.7433)
cellphone		-0.0067 (-0.2436)		0.0066 (1.4010)
crisis		-0.0401** (-2.4619)		-0.0461*** (-5.4643)
常数项	-0.0330 (-0.9192)	-0.0462 (-1.4165)	-0.0064 (-0.2930)	-0.0998 (-1.6368)
Wald	12.92	52.85	38.01	653.2
AR(2)	1.2339 (0.2172)	-0.2378 (0.8120)	-1.1953 (0.2320)	0.0881 (0.9298)
Sargan	104.5518 (0.2146)	66.8003 (0.2268)	129.6084 (0.1095)	43.1556 (0.6325)
样本数	2431	1343	1573	869
国家数	143	79	143	79

在确定金融杠杆指标之后,为更为细致地考察不同杠杆水平可能存在的差异,我们并不是简单地将金融杠杆指标(记为  $leverage_{it}$ )直接放入回归方程,而是基于其样本数据的统计分布,将其划分为若干子区间分别进行考察。对于私人部门信贷/GDP 这一杠杆指标而言,根据全部样本国家在样本期间的该值的统计分布,我们将其具体划分为五个子区间:  $[0, 0.4]$ ,  $(0.4, 0.8]$ ,  $(0.8, 1.2]$ ,  $(1.2, 1.6]$ ,  $(1.6, +\infty)$ , 分别用  $p_1$ 、 $p_2$ 、 $p_3$ 、 $p_4$ 、 $p_5$  表示。在变量赋值方面,当  $leverage_{it}$  值落入某区间时,对应区间的  $p$  取值为 1, 否则为 0。

表6 稳健性检验 III:按国家分类后对经济增长的回归结果

模型形式	被解释变量:GDP增长率			
	发达国家		发展中国家	
	模型 19	模型 20	模型 21	模型 22
L.gdp	0.2774** (2.4923)	0.1014*** (3.3281)	0.1855*** (2.8063)	0.1136** (2.4063)
urban	9.8867* (1.8939)	0.5132* (1.7101)	0.4191*** (2.8298)	0.3481** (2.2019)
urban <sup>2</sup>	-7.5220** (-1.9649)	-0.3717* (-1.8969)	-0.3846** (-2.4179)	-0.3346** (-2.0471)
ginf		0.0184 (1.1847)		-0.0007** (-2.2048)
fix		0.0767* (1.6853)		0.0385 (1.0530)
export		0.2306*** (7.5242)		0.1384*** (4.9031)
consume		0.4485*** (8.0609)		0.1782*** (3.1043)
cellphone		0.0069** (2.0141)		0.0052 (0.3287)
crisis		-0.0207*** (-2.5816)		-0.0194*** (-2.6164)
常数项	-2.9106* (-1.7357)	-0.1831 (-1.6076)	-0.0639** (-2.0763)	-0.0614 (-1.5683)
Wald	23.55	585.3	19.97	103.65
AR(2)	-1.0402 (0.2983)	-1.4035 (0.1605)	0.9873 (0.3235)	0.8677 (0.3856)
Sargan	35.0823 (0.1099)	18.8977 (1.0000)	95.6655 (0.1615)	45.3560 (1.0000)
样本数	1305	841	2842	1450
国家数	45	29	98	50

基于上述变量设定,通过在原有回归方程(1)的基础上进一步加入城镇化和金融杠杆区间的交叉项(即  $urban_{it} p_{it}$ ),可以得到如下的回归模型:

$$gdp_{it} = c + \gamma gdp_{i,t-1} + \beta_1 urban_{it} + \beta_2 urban_{it}^2 + \beta_3 urban_{it} p_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

基于模型(2)的回归结果如表7所示。从表7可以看出,当金融杠杆(私人部门信贷/GDP)处于较低水平即  $p_1$  区间( $[0, 0.4]$ )时,城镇化和金融杠杆交叉项( $urban * p_1$ )的系数显著为负,表明当金融杠杆水平落入该区间时,会削弱城镇化对经济增长的促进作用。类似地,当金融杠杆处于高水

表 7 城镇化和金融杠杆(私人部门信贷/GDP)对经济增长的影响(1)

模型形式	被解释变量:GDP 增长率				
	模型 23	模型 24	模型 25	模型 26	模型 27
L.gdp	0.1187*** (3.1800)	0.1119*** (3.0408)	0.1168*** (3.2677)	0.1173*** (3.0748)	0.1289*** (3.1194)
urban	0.2650*** (2.6624)	0.2135*** (2.5884)	0.1879** (2.2913)	0.2064*** (2.7951)	0.2118*** (2.7779)
urban <sup>2</sup>	-0.2363*** (-2.6234)	-0.2101*** (-2.6715)	-0.2084*** (-2.6719)	-0.1881*** (-2.7707)	-0.1749** (-2.2341)
urban*p1	-0.0111* (-1.6574)				
urban*p2		0.0105* (1.6817)			
urban*p3			0.0153* (1.8115)		
urban*p4				-0.0146*** (-2.8228)	
urban*p5					-0.0265*** (-2.6134)
常数项	-0.0254 (-1.0363)	-0.0106 (-0.5562)	0.0026 (0.1384)	-0.0126 (-0.7074)	-0.0204 (-1.1853)
Wald	18.67	25.9	129	40.01	53.63
AR(2)	-0.1330 (0.8942)	-0.2119 (0.8322)	-0.1257 (0.9000)	-0.1267 (0.8992)	-0.0441 (0.9648)
Sargan	111.1572 (0.9604)	111.4542 (0.9639)	111.1182 (0.9997)	110.9208 (0.9667)	111.0456 (0.4809)
样本数	3248	3248	3248	3248	3248
国家数	112	112	112	112	112

平区域(p4 或 p5 区间)时,城镇化和金融杠杆交叉项(urban\*p4 和 urban\*p5)的系数亦显著为负,表明当金融杠杆水平超过 1.2 之后,亦会对城镇化的经济增长效应形成负面影响。相比之下,当金融杠杆水平落入中间区域(p2 或 p3 区间)时,城镇化和金融杠杆交叉项(urban\*p2 和 urban\*p3)的系数均显著为正,这意味着当金融杠杆水平位于(0.4,1.2]之间的水平时,可以增强城镇化推动经济增长的作用。总体来看,上述结果表明,当金融杠杆水平过低或过高时,都会显著削弱城镇化对经济增长的促进效应;反之,当金融杠杆处于适度区间时,则会强化城镇化对经济增长的促进效应。

回归方程(2)通过对金融杠杆进行区间划分和虚拟变量赋值,初步考察了不同金融杠杆水平对城镇化推动经济增长的影响。下面我们进一步考虑金融杠杆在各个子区间的数量变化,以进一步确定在每一个子区间内,上述的正(负)向效应是否会随金融杠杆水平的上升而发生变化。为

此,可在回归方程(2)原有交叉项的基础上进一步引入金融杠杆( $leverage_u$ ),从而得到如下的回归方程:

$$gdp_u = c + \gamma gdp_{i,t-1} + \beta_1 urban_u + \beta_2 urban_u^2 + \beta_3 urban_u leverage_u p_u + \alpha_i + \varepsilon_u \quad (3)$$

基于回归方程(3)的实证分析结果如表8所示。从表8的结果可以看出,在考虑了各个杠杆区间内的金融杠杆水平变化后,上述各区间的交叉项系数符号依然没有发生改变,这说明在每一个子区间内,前文所得到的相关正(负)向效应结论依然成立。从系数显著性来看,除当金融杠杆位于p1区间时,交叉项的系数显著性有所降低之外,其余区间的系数显著性也没有发生明显改变。总体来看,表8的结果进一步表明,在考虑金融杠杆的数值变化之后,上文的基本结论依然是成立的。

表8 城镇化和金融杠杆(私人部门信贷/GDP)对经济增长的影响(2)

模型形式	被解释变量:GDP增长率				
	模型 28	模型 29	模型 30	模型 31	模型 32
L.gdp	0.1083*** (3.0275)	0.1115*** (3.0100)	0.1170*** (3.1336)	0.1157*** (3.0419)	0.1284*** (3.1149)
urban	0.2472*** (2.6073)	0.2112*** (2.5866)	0.1919** (2.3379)	0.2074*** (3.0716)	0.2111*** (2.7570)
urban <sup>2</sup>	-0.2180** (-2.5740)	-0.2081*** (-2.6667)	-0.2112*** (-2.6882)	-0.1895*** (-3.0096)	-0.1729** (-2.2011)
urban*leverage*p1	-0.0302 (-1.3319)				
urban*leverage*p2		0.0156* (1.7144)			
urban*leverage*p3			0.0143* (1.7298)		
urban*leverage*p4				-0.0110*** (-3.0875)	
urban*leverage*p5					-0.0138*** (-2.5773)
常数项	-0.0228 (-0.9421)	-0.0097 (-0.5154)	0.0014 (0.0760)	-0.0126 (-0.7732)	-0.0207 (-1.1968)
Wald	15.78	25.1	222	46.91	45.74
AR(2)	-0.2359 (0.8135)	-0.2107 (0.8331)	-0.1303 (0.8963)	-0.1390 (0.8894)	-0.0433 (0.9655)
Sargan	111.8227 (0.9563)	111.3874 (0.9642)	111.1262 (0.9997)	110.9266 (0.9667)	111.0652 (0.4804)
样本数	3248	3248	3248	3248	3248
国家数	112	112	112	112	112

如前文所述,作为稳健性检验的一种形式,下面我们使用另一个被广泛使用的金融杠杆指标(即 M2/GDP)重新进行相关的回归分析。在杠杆区间的划分上,与前文的做法类似,首先根据样本国家 M2/GDP 的统计分布,将其划分为五个子区间:[0,0.4],(0.4,0.8],[0.8,1.2],[1.2,1.6],[1.6,+∞),分别用 m1、m2、m3、m4、m5 表示。在变量赋值方面,当 M2/GDP 的值落入对应的区间时取 1,否则取 0。

根据上述区间划分,基于方程(2)和(3)的回归结果分别由表 9 和表 10 给出。从表 9 和表 10 的估计结果可以看出,当金融杠杆水平(M2/GDP)位于较低水平([0, 0.8])或较高水平(大于 1.6)时,金融杠杆的上升都将削弱城镇化对经济增长的促进效应;反之,当金融杠杆(M2/GDP)位于中

表 9 城镇化和金融杠杆(M2/GDP)对经济增长的影响(1)

模型形式	被解释变量:GDP 增长率				
	模型 33	模型 34	模型 35	模型 36	模型 37
L.gdp	0.1070*** (2.8333)	0.1158*** (2.9856)	0.1125*** (2.8350)	0.1282*** (3.2846)	0.1259*** (3.0122)
urban	0.2313*** (2.9833)	0.2170*** (2.8153)	0.1927*** (2.8823)	0.1708** (2.0341)	0.2071*** (2.7062)
urban <sup>2</sup>	-0.2125*** (-2.8608)	-0.1773** (-2.4997)	-0.2118*** (-3.2691)	-0.1633** (-2.0922)	-0.1616** (-2.0678)
urban*m1	-0.0045 (-0.8209)				
urban*m2		-0.0108* (-1.8149)			
urban*m3			0.0151* (1.6619)		
urban*m4				0.0302*** (3.4907)	
urban*m5					-0.0246** (-2.1206)
常数项	-0.0167 (-1.0396)	-0.0207 (-1.1179)	0.0011 (0.0722)	-0.0041 (-0.2131)	-0.0223 (-1.2447)
Wald	21.69	20.76	24.67	33.17	29.8
AR(2)	-0.2294 (0.8186)	-0.1454 (0.8844)	-0.1966 (0.8441)	0.0231 (0.9815)	-0.0543 (0.9567)
Sargan	111.2527 (0.5022)	110.1578 (0.5047)	110.4724 (0.9644)	110.8532 (0.9568)	111.2784 (0.4747)
样本数	3248	3248	3248	3248	3248
国家数	112	112	112	112	112

表 10 城镇化和金融杠杆(M2/GDP)对经济增长的影响(2)

模型形式	被解释变量:GDP 增长率				
	模型 38	模型 39	模型 40	模型 41	模型 42
L.gdp	0.1068*** (2.8334)	0.1186*** (3.0223)	0.1242*** (3.1474)	0.1289*** (3.3500)	0.1279*** (3.1007)
urban	0.2256*** (2.8585)	0.2006** (2.2666)	0.1969*** (2.6449)	0.1744** (2.1238)	0.1948*** (2.6699)
urban <sup>2</sup>	-0.2067*** (-2.7553)	-0.1644** (-2.1080)	-0.2167*** (-2.8940)	-0.1674** (-2.2092)	-0.1505** (-2.1578)
urban*leverage*m1	-0.0049 (-0.2764)				
urban*leverage*m2		-0.0155* (-1.6592)			
urban*leverage*m3			0.0151* (1.6995)		
urban*leverage*m4				0.0276*** (3.5243)	
urban*leverage*m5					-0.0143* (-1.7355)
常数项	-0.0164 (-0.9902)	-0.0168 (-0.7896)	0.0001 (0.0089)	-0.0048 (-0.2525)	-0.0193 (-1.0200)
Wald	19.7	16.11	29.31	38.38	25.93
AR(2)	-0.2332 (0.8156)	-0.1158 (0.9078)	-0.0940 (0.9251)	0.0408 (0.9674)	-0.0386 (0.9692)
Sargan	111.2322 (0.5027)	108.5021 (0.5225)	110.9312 (0.4840)	110.9981 (0.9559)	109.5502 (0.9593)
样本数	3248	3248	3248	3248	3248
国家数	112	112	112	112	112

间水平(0.8, 1.6]之间时,金融杠杆的上升则会强化城镇化对经济增长的促进效应。显而易见,与前文的分析结论一致,基于 M2/GDP 的回归结果同样表明,只有当城镇化进程中的金融杠杆处于合理水平时,才会对经济增长产生促进作用;反之,如果城镇化进程中的金融杠杆水平过低或过高,均会对经济增长产生显著的负面影响。简言之,在城镇化推动经济增长的进程中,适度合理的金融支持是非常必要的,因为过低的金融资源投入(反映为金融杠杆水平过低)明显不利于经济增长,但与此同时,金融资源的投入并不是越多越好,如果金融资源投入过度,造成金融杠杆过高,则会反过来抑制经济增长。

#### 四、对实证结论的简要应用分析： 中国的情况

从上文的实证结论我们已知，当城镇化率达到 60%~63% 时，经济增长可能出现拐点。基于拐点区间的平均值和上限，并根据最近 5 年中国城镇化率的年均增速推算，预计中国的经济增长很可能在 2019~2021 年进入拐点区域（如图 1 所示），此后城镇化率的进一步上升将无法起到继续推动经济增长的作用。

再从城镇化进程中的金融杠杆的影响来看，根据前文分析结论，当私人部门信贷/GDP 位于  $(1.2, +\infty)$  或 M2/GDP 位于  $(1.6, +\infty)$  时，过高的金融杠杆会对城镇化进程中的经济增长产生阻碍作用。如图 2 所示，改革开放以后，特别是 20 世纪 90 年代以来，中国的私人部门信贷/GDP 与 M2/GDP 均出现了快速上升，并于 2009 年开始进入“负效应区域”。这意味着，从 2009 年开始，城镇化进程中的过度金融杠杆对经济增长的不利影响可能已经开始显现。

再从国际比较来看，中国金融杠杆水平也在总体上处于高位。如图 3 所示，中国私人部门信贷/GDP 已经远远超过了俄罗斯、巴西、印度等新兴市场国家，并向美国、英国、日本等发达国家迅速靠拢。与此同时，中国的 M2/GDP 已经超过了绝大多数发达国家，仅次于日本（图 4）。面对于迅速上升的金融杠杆以及与日本当年类似的经济金融环境，中国应加强警惕，积极调控，确保金融杠杆水平位于合理区间，促进经济长期稳定增长。

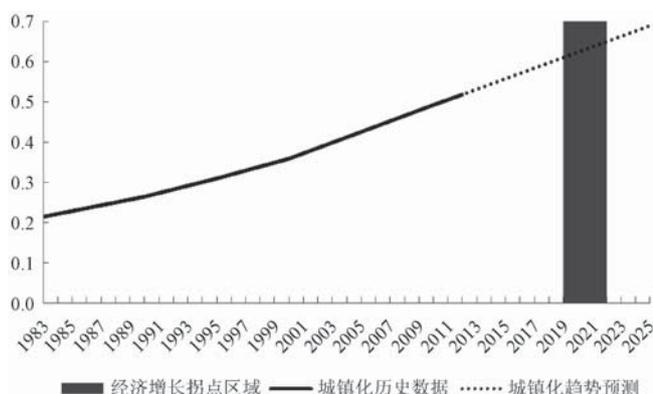


图 1 中国经济增长进入拐点区域时的城镇化水平

数据来源：世界银行(WB)世界发展指标(WDI)数据库及作者计算。

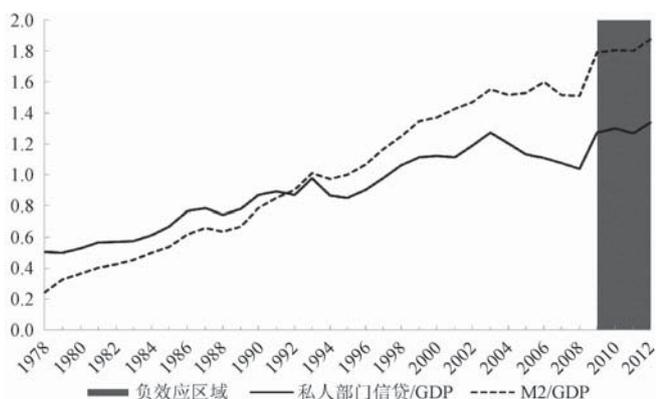


图 2 中国的金融杠杆水平：1978~2012

数据来源：世界银行(WB)世界发展指标(WDI)数据库及作者计算。

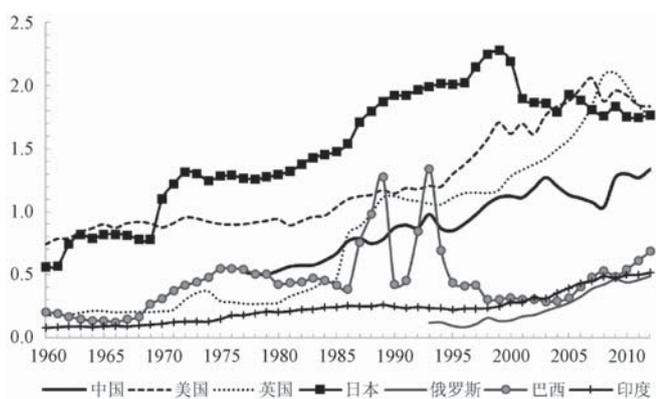


图 3 中国与部分代表性国家的私人部门信贷/GDP

数据来源：世界银行(WB)世界发展指标(WDI)数据库及作者计算。

#### 五、结论与政策启示

本文基于 143 个国家和地区 1983~2012 年的动态面板数据，对城镇化、金融杠杆和经济增长

之间的关系进行实证分析,结果发现城镇化和经济增长之间呈现出显著的“倒U型”关系:当城镇化率达到60%~63%时,经济增长可能出现拐点,此后随着城镇化率的增加,经济增速将出现下降。基于上述实证分析结论,同时根据最近5年中国城镇化率的年均增速推算,预计中国的经济增速很可能在2019~2021年进入拐点区域。这意味着,最近5年内城镇化率的提高仍将表现为对经济增长的促进作用;但在5年之后,随着城镇化率越过“拐点”区间,城镇化对经济增长的推动作用将出现明显下降。

此外,在一国城镇化的进程中,金融杠杆水平过低或过高都会显著削弱城镇化推动经济增长的作用;反之,当金融杠杆位于合理水平时,则会显著强化城镇化对经济增长的推动作用。具体而言,当私人部门信贷/GDP位于(0.4,1.2]或M2/GDP位于(0.8,1.6]时,城镇化进程中金融杠杆水平的上升可以持续起到推动经济增长的作用;而当私人部门信贷/GDP位于 $[0,0.4] \cup (1.2, +\infty)$ 或M2/GDP位于 $[0,0.8] \cup (1.6, +\infty)$ 时,金融杠杆水平的上升则会削弱城镇化对经济增长的促进作用。从2009年开始,中国城镇化进程中的过度金融杠杆对经济增长的不利影响可能已经开始显现。从国际比较来看,中国目前的金融杠杆水平也在总体上处于高位,应该予以重视。

上述实证分析结论对中国城镇化的推进、金融杠杆的管理和经济增长的可持续性具有比较明确的政策启示。首先,虽然城镇化进程对经济增长具有明显的促进作用,但城镇化率并非越高越好,根据本文的实证分析,60%~63%的城镇化水平可能更有利于实现持续的高速经济增长;其次,从金融杠杆的管理来看,由于过低或过高的金融杠杆都会显著削弱城镇化对经济增长的推动作用,因此,前瞻性地加强金融杠杆的动态监管对于实现经济稳定增长和防范系统性金融风险具有双重意义;最后,从经济增长的可持续性来看,由于在未来5年中国将面临关键的“时间窗口”,应尽可能地在经济增长“拐点”到来之前完成经济转型升级和金融深化改革,用新的经济增长点和稳健的金融体系来抵御可能出现的经济和金融风险。

#### 参考文献

- 陈雨露(2013):《中国新型城镇化建设中的金融支持》,《经济研究》,第2期。
- 陈雨露、马勇(2013):《大金融论纲》,中国人民大学出版社。
- 陈雨露、马勇、徐律(2014):《老龄化、金融杠杆与系统性风险》,《国际金融研究》,第9期。
- 陈元(2010):《开发性金融与中国城市化发展》,《经济研究》,第7期。
- 崔喜苏、荣晨(2014):《新型城镇化、固定资产投资与金融支持——基于省际面板数据的实证研究》,《投资研究》,第11期。
- 胡滨、星焱(2015):《金融支持城镇化——韩国的经验及对中国的启示》,《国际金融研究》,第3期。
- 胡海峰、陈世金(2014):《创新融资模式化解新型城镇化融资困境》,《经济学动态》,第7期。
- 黄友爱(2000):《适度城市化与我国经济发展》,《财贸经济》,第9期。
- 简新华、黄锴(2010):《中国城镇化水平和速度的实证分析与前景预测》,《经济研究》,第3期。
- 蒋冠、霍强(2014):《中国城镇化与经济增长关系的理论与实证研究》,《工业技术经济》,第3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。
- 荣晨、葛蓉(2015):《我国新型城镇化的金融支持——基于政府和市场关系的经验证据》,《财经科学》,第3期。
- 沈坤荣、蒋锐(2007):《中国城市化对经济增长影响机制的实证研究》,《统计研究》,第6期。

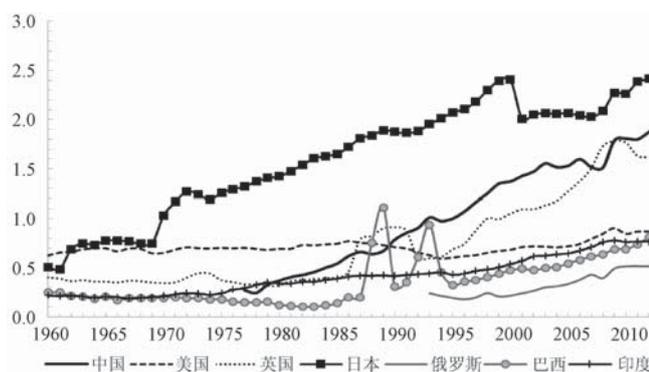


图4 中国与部分代表性国家的M2/GDP

数据来源:世界银行(WB)世界发展指标(WDI)数据库及作者计算。

- 沈凌、田国强(2009):《贫富差别、城市化与经济增长——一个基于需求因素的经济学分析》,《经济研究》,第1期。
- 孙祁祥、王向楠、韩文龙(2013):《城镇化对经济增长作用的再审视——基于经济学文献的分析》,《经济学动态》,第11期。
- 汪小亚(2002):《中国城镇城市化与金融支持》,《财贸经济》,第8期。
- 王国刚(2010):《城镇化:中国经济发展方式转变的重心所在》,《经济研究》,第12期。
- 王婷(2013):《中国城镇化对经济增长的影响及其时空分化》,《人口研究》,第9期。
- 吴福象、刘志彪(2008):《城市化群落驱动经济增长的机制研究》,《经济研究》,第11期。
- 杨胜刚、朱红(2007):《中部塌陷、金融弱化与中部崛起的金融支持》,《经济研究》,第5期。
- 周景彤、徐奕晗(2013):《论金融在工业化与城镇化进程中的支持作用》,《经济学动态》,第5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。
- Arcand, J., E. Berkes and U. Panizza (2012): “Too Much Finance?”, IMF Working Paper 12/161.
- Arellano, M. and O. Bover (1995): “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models”, *Journal of Econometrics*, 68, 29–51.
- Arellano, M. and S. Bond (1991): “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations”, *Review of Economic Studies*, 58, 277–297.
- Berry, B. (1972): *City Classification Handbook: Methods and Application*, New York: John Wiley & Sons Inc.
- Black, D. and V. Henderson (1999): “A Theory of Urban Growth”, *Journal of Political Economy*, 107, 252–284.
- Blundell, R. and S. Bond (1998): “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models”, *Journal of Econometrics*, 87, 115–143.
- Cecchetti, S. and E. Kharroubi (2012): “Reassessing the Impact of Finance on Growth”, Bank for International Settlements Conference Draft No.381.
- Deidda, L. and B. Fattouh (2002): “Non-linearity between Finance and Growth”, *Economics Letters*, 74, 339–345.
- Demirgüç-Kunt, A. and E. Detragiache (2005): “Cross-country Empirical Studies of Systemic Bank Distress: a Survey”, *National Institute Economic Review*, 192, 68–83.
- Duranton, G. and D. Puga (2005): “From Sectoral to Functional Urban Specialisation”, *Journal of Urban Economics*, 57, 343–370.
- Fuller, B. and P. Romer (2014): “Urbanization as Opportunity”, World Bank Policy Research Working Paper No.6874.
- Gallup, J., J. Sachs and A. Mellinger (1999): “Geography and Economic Development”, *International Regional Science Review*, 22, 179–232.
- Goldsmith, R. (1969): *Financial Structure and Development*, New Haven: Yale University Press.
- Henderson, J. (2000): “The Effects of Urban Concentration on Economic Growth”, NBER Working Paper No. 7503.
- Henderson, J. (2005): “Urbanization and Growth”, *Handbook of Economic Growth*, 1, 1543–1591.
- Herrmann, M. and H. Khan (2008): “Rapid Urbanization, Employment Crisis and Poverty in African LDCs: A New Development Strategy and Aid Policy”, MPRA Paper 9499, University Library of Munich, Germany.
- Kim, K. (1997): “Housing Finance and Urban Infrastructure Finance”, *Urban Studies*, 34, 1597–1620.
- Laeven, L. and F. Valencia (2013): “Systemic Banking Crises Database”, *IMF Economic Review*, 61, 225–270.
- Lampard, E. (1955): “The History of Cities in the Economically Advanced Areas”, *Economic Development and Cultural Change*, 3, 81–136.
- Law, S. and N. Singh (2014): “Does too Much Finance Harm Economic Growth?”, *Journal of Banking & Finance*, 41, 36–44.
- Levine, R. (2003): “More on Finance and Growth: More Finance, More Growth?”, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 85, 31–46.
- Levine, R., N. Loayza and T. Beck (2000): “Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes”, *Journal of Monetary Economics*, 46, 31–77.
- Moomaw, R. and A. Shatter (1996): “Urbanization and Economic Development: A Bias Toward Large Cities”, *Journal of Urban Economics*, 40, 13–37.
- Reinhart, C. and K. Rogoff (2010): “Growth in a Time of Debt”, National Bureau of Economic Research, No.15639.
- Rioja, F. and N. Valev (2004): “Does One Size Fit All?: A Reexamination of the Finance and Growth Relationship”, *Journal of De-*

*velopment Economics*, 74, 429–447.

Shen, C. and C. Lee (2006): “Same Financial Development yet Different Economic Growth: Why?”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 38, 1907–1944.

Tamang, P. (2013): “Urbanisation and Economic Growth: Investigating Causality”, *Econometrics*, 1, 41–47.

Timmins, C. (2006): “Estimating Spatial Differences in the Brazilian Cost of Living with Households Location Choices”, *Journal of Development Economics*, 80, 59–83.

Windmeijer, F. (2005): “A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-step GMM Estimators”, *Journal of Econometrics*, 126, 25–51.

(责任编辑: 罗 滢)

附表 1 样本国家(地区)列表

分类	国家(地区)
发达国家(地区)	阿拉伯联合酋长国、阿曼、安提瓜和巴布达、奥地利、澳大利亚、巴巴多斯、巴哈马、巴林、百慕大、比利时、冰岛、波多黎各、大韩民国、丹麦、德国、法国、芬兰、荷兰、加拿大、拉脱维亚、卢森堡、马耳他、美国、挪威、葡萄牙、日本、瑞典、瑞士、塞浦路斯、沙特阿拉伯、圣基茨和尼维斯、斯洛伐克、特立尼达和多巴哥、文莱达鲁萨兰国、乌拉圭、西班牙、希腊、新加坡、新西兰、以色列、意大利、英国、智利、中国澳门、中国香港
发展中国家(地区)	阿尔巴尼亚、阿尔及利亚、埃及、叙利亚、埃塞俄比亚、巴布亚新几内亚、巴基斯坦、巴拉圭、巴拿马、巴西、保加利亚、贝宁、玻利维亚、伯利兹、博茨瓦纳、不丹、布基纳法索、布隆迪、多哥、多米尼加、多米尼克、厄瓜多尔、菲律宾、斐济、佛得角、冈比亚、刚果(布)、刚果(金)、哥伦比亚、哥斯达黎加、格林纳达、格鲁吉亚、古巴、圭亚那、洪都拉斯、基里巴斯、几内亚比绍共和国、加纳、加蓬、津巴布韦、喀麦隆、科摩罗、科特迪瓦、肯尼亚、莱索托、老挝、利比里亚、卢旺达、罗马尼亚、马达加斯加、马拉维、马来西亚、马里、马绍尔群岛、毛里求斯、毛里塔尼亚、蒙古、孟加拉国、秘鲁、摩尔多瓦、摩洛哥、莫桑比克、墨西哥、纳米比亚、南非、尼泊尔、尼加拉瓜、尼日尔、尼日利亚、萨尔瓦多、萨摩亚、塞拉利昂、塞内加尔、塞舌尔、圣卢西亚、圣文森特和格林纳丁斯、斯里兰卡、斯威士兰、苏丹、苏里南、泰国、汤加、突尼斯、土耳其、瓦努阿图、危地马拉、委内瑞拉、乌干达、匈牙利、伊朗、印度、印度尼西亚、约旦、越南、赞比亚、乍得、中非共和国、中国