

◆陈志刚吴腾^①

Zhi-gang Chen Teng Wu

金融发展与中部地区城市化

——基于省级面板数据的实证研究

Financial Development and Urbanization in Central China

——An Empirical Study Based on Provincial Panel Data

摘要：在国内外学者的相关研究基础上，本文运用中部六省的面板数据，从金融规模、金融效率两个方面，实证考察了金融发展对中部地区城市化的影响。估计结果显示，金融规模扩张显著地推动了中部地区城市化进程，而金融效率提高对中部地区城市化的影响不显著。为克服内生性问题和估计偏差，本文引入法律环境作为工具变量的两阶段最小二乘法估计结果进一步证实了上述结论。实证研究还发现，经济增长和教育水平提升也是促进中部地区城市化的重要力量。此外，虽然对城市人口比重上升产生了积极的影响，城乡收入差距扩大却不利于中部地区非农就业比重的提高。本研究及其政策含义，对于如何加快金融深化与改革，推动中部地区城市化进程具有重要的意义。

关键词：金融发展城市化工具变量

中图分类号：F299.2 文献标识码：A

Abstract: Based on the related research of domestic and foreign scholars, using provincial panel data and from two aspects of financial scale and financial efficiency, this paper examines empirically the impact of financial development on urbanization in central China. The estimation result shows that financial scale expansion significantly promoted the urbanization process, but the impact on the urbanization in central China of financial efficiency was not significant. To overcome the endogenous problem and estimate deviation, the

①作者简介：陈志刚（1971—），男，湖北武穴人，武汉大学经济发展研究中心教授、博士生导师，经济学博士、管理学博后，主要从事金融发展理论与中国金融改革研究。

吴腾（1990—），男，湖北武穴人，武汉大学中国中部发展研究院博士研究生。

基金项目：国家社会科学基金重点项目（13AJL005）、教育部人文社会科学重点研究基地重大项目（12JJD790002）、教育部人文社科研究规划项目（11YJA790015）。

result of two-stage least squares estimation (legal environment as instrument variable) further confirms the above conclusion. The empirical study also finds that economic growth and education level were also important force to promote the urbanization in central region. In addition, although promoted the urban population increase, the income gap between urban and rural was not conducive to the rise of non-farm employment proportion in central China. To promote financial deepening reform and speed up the pace of urbanization in central China, this research and its policy suggestions has an important strategic significance.

Keywords: Financial Development; Urbanization; Instrument Variable

一、引言

工业革命以来,城市逐步成为当今世界的经济主导和中心。城市的发展不仅为工业化和乡村人口转移提供了基础平台(Lewis, 1954);同时,也极大地提高了人们的生活质量。因此,城市化水平的高低已经成为衡量一国经济发展水平的重要指标。党的十八大报告也明确提出,必须以改善需求结构、优化产业结构、促进区域协调发展、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。

中国城市化问题也是近年国内学术界关注的研究热点。从多种不同角度,国内学者对城市化的决定因素与机制进行系统的研究。例如,张涛等人(2007)利用中国1999-2004年654个城市的面板数据,对我国城市非农人口的增长与城市的总人口、经济发展水平、平均工资、土地价格变动以及制造业产值的关系进行了实证分析。任媛、安树伟(2011)利用局部调整自适应期望综合模型,分析城市化水平与非农业产值两者之间关系。但是,作为现代经济的核心,从金融发展角度对城市化进行研究相对较少。“十二五”以来,我国迎来了城市化发展的关键时期,研究金融发展对中部地区城市化的影响具有重要的现实意义。

由于地方保护及市场分割形成的“诸侯经济”(沈立人、戴园晨,1990),对中部六省的实证研究便呈现出类似于“跨国研究”的框架结构;并且,在很大程度上既克服了跨国研究中普遍存在的统计口径和会计标准的不一致,也避免了不同国家之间经济发展水平、制度环境和价值观念等方面的差异问题。运用1996—2010年中部六省面板数据,本文旨在对金融发展与中部地区城市化之间的关系进行实证研究;并且,基于实证研究结论,提出加快金融改革与深化,推动中部地区城市化进程的政策建议。

本文的其他部分结构安排如下:首先是简要的文献回顾;其次,介绍变量选择、统计描述与分析;第三,报告实证模型的构建、面板数据估计和内生性检验结果;最后是研究结论与政策建议。

二、文献回顾

从现有的文献来看,国内外学者对城市化问题的探讨主要集中在以下三个方面:一是城市的形成与决定,理论探讨城市形成的原因,并实证检验城市化水平的决定因素;二是合理的城市化水平,回答是否存在最优的城市化水平问题;三是城市的集中度问题,即一国大、中、小城市的分布是否合理,是否达到最佳城市集中度(Henderson, 2003)。限于篇幅与相关性,本文主要回顾和梳理城市化水平的决定因素与机制,尤其是金融发展对城市化水平决定作用的研究文献。

对于城市化水平的决定因素,Firebaugh(1979)建立了如下模型: $U = f(E, R, HG)$;其中, U 是城市化水平, E 是经济发展水平, R 是农业密度(单位耕地的农村劳动力数量), HG 是历史和地理因素(用过去的城市化水平衡量)。进一步,根据上述城市化的模型,他运用1950—1970年亚洲、拉丁美洲欠发达国家跨国数据的实证研究发现,经济发展水平对城市化的影响最大,农业密度、过去的城市化水平对城市化也具有显著的正向效应,上述三个变量大约可以解释城市化水平变化的四分之三。运用发达国家和发展中国家1960—1995年的面板数据,Henderson(2003)的实证结果表明,一国总人口、人均收入、制造业与服务业产值的比例提高,则城市人口增加;农业产值比值越大、土地面积越大则一国城市人口越少。进一步,他认为,人均收入水平越高则一国技术水平越先进,在使劳动力从农业中解放出来的同时,又促进制造业与服务业向城市聚集发展,进而加快了一国城市化的步伐。

通过构建城市化水平与经济增长的联立方程,张明斗(2013)运用GMM三阶段最小二乘法对2002—2011年中国30个省区城市化水平和经济增长的内生关系进行实证分析。他的研究结果显示,经济增长对城市化水平的作用呈线性关系,且方向为正,城市空间承载力对城市化水平具有影响作用;同时,城市化水平对经济增长的作用呈现倒U型关系,城市化水平为59.58%是倒U拐点,此时经济增长水平为最高点,到2019年即可实现。

在金融发展对城市化水平的决定作用方面,国内学者进行了积极的理论与实证探索。汪小亚(2002)从金融角度分析了城市化进程,并认为金融推进城市化的途径有三:一是为基础设施建设融资;二是支持中小企业的发展;三是促进人口流动与素质提高。通过对金融发展促进城市化进程的机制进行研究,郑长德(2007)指出,金融发展可以通过促进储蓄向投资的转化、提高资本配置效率、促进经济增长、降低交易成本、分散风险等方面促进生产要素向城镇聚集,推进城市化的发展。陆岷峰、马艳(2009)综合分析了国外城市化过程中金融支持的作用与特点,并认为金融支持城市化的关键在于,优化金融市场、完善金融组织系统,鼓励多种形式的城市建设融资方式,提高综合化和个性化金融服务能力。实证研究方面,采用非结构的向量自回归模型,黄勇、谢朝华(2008)通过Johansen协整检验和Granger因果检验,发现我国银行贷款和城市化之间存在直接的因果关系,银行贷款对城市化具有重要的支持效应。以国家开发银行为例,陈元(2010)的实证研究表明,开发性金融在支持城市基础设施建设、缓解城市化的资金瓶颈约束、促进城市化作用显著。对金融发展、

城市化与城乡收入差距三者之间关系的经验分析,孙永强(2012)的研究认为,我国金融体系也存在城乡二元结构,并且,金融城乡二元结构的缓解将延缓城市化的进程。或者说,金融城乡二元结构越显著,反而对城市化是一种促进作用。

以国内外学者的相关研究为基础,本文旨在对金融发展与城市化之间的关系进行实证研究。同时,与国内学者的相关研究不同,本文不是以全国,而是以中部六省为样本实证考察城市化水平总体变化与内部差异的金融发展归因。其次,在变量选取方面,本文从金融规模、金融效率两个方面度量金融发展水平;对于城市化水平,本文也采用城市人口占总人口的比重和非农就业人口占总就业人口的比重两个指标进行度量。最后,为克服内生性问题 and 估计偏差,本文引入法律环境指标作为工具变量,运用两阶段最小二乘法检验金融发展对中部地区城市化的影响。

三、理论模型

(一) 变量选择

1、城市化水平变量

(1) 城市人口比重(urban)。从发展经济学角度来看,农民离开农村进入城市,城市规模就会不断扩张;所以,本文采用已有的实证研究中的普遍做法,将城市人口占总人口的比重(urban)作为衡量城市化水平的指标。

(2) 非农就业比重(nonfarm)。一个地区城市化的进程也是从事农业人口不断转化为从事非农产业的过程;所以,除城市人口比重(urban)外,本文同时采用非农就业人口占总就业人口的比重(nonfarm)来衡量城市化水平。

2、金融发展变量

(1) 金融规模(fir)。由于分省的现金、债券余额和股票市值无法获取,而且考虑到我国主要的金融资产集中在银行,而银行的最主要资产是存款和贷款。所以,利用金融机构存贷款占GDP的比重(fir)基本上可以揭示出中部六省金融规模状况。

(2) 金融效率(fe)。在很多研究中的普遍做法是,以非国有经济获得银行贷款的比率,表示整个金融系统的效率。但是,基于国有经济在整体经济中的地位,王志强、孙刚(2003)指出这种指标设计是有缺陷的。他们认为,可以用存款与贷款的比值(fe)来衡量金融效率,本文也遵循了这一做法。该比值越大,说明商业银行的放贷越注重效益、风险,金融效率越高。

3、其他控制变量

(1) 经济增长(lnrgdp)。经济增长是推进一个地区城市化的决定力量。运用全球72个大国(人口超过1000万)的样本数据,Chang和Brada(2006)对经济增长与城市化关系的实证研究发现,经济增长可以解释样本国家城市化水平变动的75%。为直接剔除价格水平变动因素的影响,本文以

人均实际 GDP 衡量经济增长；同时，为了防止异方差，我们采用人均实际 GDP 的自然对数形式 (lnrgdp)。

(2) 教育水平 (education)。系统的教育、培训，正规教育和非正规教育可以将无知识、无技能的人群，转化为适应非农产业和城市发展的知识和技能劳动力，将人口红利转化为人力资本红利，进而促进一个地区经济增长和城市化水平的提高。本文以每万人中大学生数量 (education) 作为衡量中部六省教育水平的指标。

(3) 城乡收入差距 (incomegap)。根据发展经济学理论，农村劳动者向城市迁移是城乡预期收入差距的增函数。只要城市工业部门的预期收入高于乡村农业部门预期收入，农民就愿意离开土地迁移到城市谋求新的职业。所以，城乡收入差距是影响城乡人口流动和城市化水平的重要因素。本文采用城镇居民人均可支配收入与农村居民人均纯收入之比 (incomegap) 来衡量城乡收入差距。

(二) 统计描述与分析

本文主要涉及 1996—2010 年中部六省 (湖北、河南、山西、江西、安徽和湖南) 的面板数据。本文的数据来源于《中部六省统计年鉴 (1997—2011)》和中经网统计数据库。由于个别年份的一些指标数据无法取得，为了保持数据的连续性，我们采用外推法或插值法对缺失数据进行补充。本文的一些数据直接剔除了价格水平变动因素的影响，并且为了减少数据变动幅度，我们对相关变量数据取了自然对数值。本文对数据的统计分析和模型的实证估计均使用 Stata11 统计软件完成。

1、主要变量统计描述

对 urban、nonfarm、fir、fe、lnrgdp、education、incomegap 等变量指标进行统计描述，相关统计量及其结果见表 1。

表1 主要变量的描述性统计结果

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
urban	90	0.346	0.0757	0.184	0.497
nonfarm	90	0.4979	0.0795	0.3590	0.7040
fir	90	1.892	0.414	1.330	3.200
fe	90	1.271	0.277	0.728	2.142
lnrgdp	90	9.031	0.614	8.141	10.77
education	90	90.23	60.70	13.95	226.4
incomegap	90	2.768	0.322	1.932	3.304

如表 1 所示，城市人口比重 (urban) 的均值为 0.346，标准差为 0.0757，最小值 (0.184) 为 1996 年河南省的城市化水平，最大值 (0.497) 为 2010 年湖北省的城市化水平。非农就业比重 (nonfarm)

的均值为 0.4979，高于城市人口比重均值，标准差为 0.0795。金融规模（fir）、金融效率（fe）的均值分别为 1.892、1.271，标准差分别为 0.414、0.277。经济增长（lnrgdp）、教育水平（education）的均值分别为 9.031、90.23，标准差分别为 0.614、60.70。最后，城乡收入差距（incomegap）的均值为 2.768，说明中部地区的城乡收入差距明显，标准差为 0.322。

2、主要变量相关分析

进一步，对 urban、nonfarm、fir、fe、lnrgdp、education、incomegap 等变量进行相关分析，城市化水平与其他经济变量之间的相关系数矩阵见表 2。

表2 主要变量的相关系数矩阵

Variable	Pearson Correlation						
urban	1						
nonfarm	0.8766	1					
fir	0.3713	0.4262	1				
fe	0.7781	0.6459	0.5296	1			
lnrgdp	0.7961	0.6637	0.2026	0.8197	1		
education	0.8854	0.7791	0.1497	0.8069	0.9001	1	
incomegap	0.5593	0.2581	0.2895	0.7239	0.6591	0.5951	1

如表 2 所示，城市化水平与金融发展之间存在正向联系。城市人口比重（urban）与金融规模（fir）、金融效率（fe）的相关系数分别为 0.3713、0.7781；非农就业比重（nonfarm）与金融规模（fir）、金融效率（fe）的相关系数分别为 0.4262、0.6459。经济增长（lnrgdp）、教育水平（education）和城乡收入差距（incomegap）也有利于城市化水平的提高，它们与城市人口比重（urban）、非农就业比重（nonfarm）之间显著正相关。此外，城市人口比重（urban）与非农就业比重（nonfarm）之间的相关系数为 0.8766，说明度量城市化水平的两个变量之间存在较强的联动性。

四、实证分析过程与结果

（一）实证模型

根据国内外学者的相关研究，旨在考察金融发展对中部地区城市化的影响，本文运用如下实证

模型进行估计：

$$urban_{i,t}(nonfarm_{i,t}) = \alpha + \beta_1 fir_{i,t} + \beta_2 fe_{i,t} + \beta_3 \ln rgdp_{i,t} + \beta_4 education_{i,t} \quad (1) \\ + \beta_5 incomegap_{i,t} + province_i + year_t + e_{i,t}$$

上式中，下标*i*和*t*，分别代表了第*i*个省份(涉及中部地区6个省份)和第*t*年(*t*=1996, 1997, ……，2010)。urban、nonfarm、fir、fe、lnrgdp、education、incomegap 分别表示城市人口比重、非农就业比重、金融规模、金融效率、经济增长、教育水平和城乡收入差距。*province_i* 为个体固定效应，*year_t* 为时间固定效应，*e_{i,t}* 为误差项。

(二) 面板数据估计

运用 1996—2010 年中部六省的面板数据，根据 Hausman 检验结果，对实证模型 (1) 进行固定效应 (fixed effect) 回归估计，估计结果见表 3。

表3 面板数据估计结果：固定效应

	(a)	(b)	(c)
被解释变量	<i>urban</i>	<i>urban</i>	<i>nonfarm</i>
α	-0.248** (0.0852)	-0.248** (0.0857)	0.315** (0.108)
<i>fir</i>	0.0270* (0.0117)	0.0271* (0.0117)	0.0167* (0.0108)
<i>fe</i>		-0.00418 (0.0225)	-0.00834 (0.0268)
$\ln rgdp$	0.0463*** (0.00940)	0.0465*** (0.00950)	0.0376** (0.0119)
<i>education</i>	0.000402*** (0.000115)	0.000414** (0.000131)	0.00105*** (0.000164)
<i>incomegap</i>	0.0316* (0.0120)	0.0326* (0.0133)	-0.0404* (0.0159)
Hausman 检验	chi2(4)= 188.12 Prob>chi2=0.0000	chi2(4)= 175.05 Prob>chi2=0.0000	chi2(4)= 139.08 Prob>chi2=0.0000
Observation	90	90	90

注：***、**、*分别代表 1%、5% 和 10% 显著水平；表中 (·) 内为标准差。

表 3 显示了固定效应回归估计结果。在方程 (a) 中，被解释变量为城市人口比重，解释变量分别为金融规模、经济增长、教育水平和城乡收入差距。由方程 (a) 的估计结果，在 10% 的显著水平下，金融规模 (fir) 扩张提高了城市人口比重；说明金融发展通过动员储蓄、促进经济增长、降低交易成本、分散转移风险等途径促进生产要素向城镇聚集，促进中部地区城市化。在 1% 的显

著水平下, 经济增长 (\lnrgdp)、教育水平 ($education$) 提升也有利于提高了城市人口比重, 促进中部地区城市化。此外, 在 10% 的显著水平下, 城乡收入差距对中部地区城市人口比重、城市化产生了积极的影响; 说明城乡收入差距在中部地区城乡人口流动、城市化进程中发挥着重要的推进作用。

在方程 (b) 中, 加入金融效率解释变量后的估计结果显示, 金融规模、经济增长、教育水平和城乡收入差距仍然是促进中部地区城市化的重要力量, 甚至这些解释变量的估计系数和显著水平也没有发生多少根本的变化。与此同时, 金融效率 (fe) 解释变量没有通过显著检验, 对中部地区城市人口比重、城市化没有显著的影响。可能的原因是, 在市场化改革背景下, 国有商业银行注重效益、风险的“惜贷慎贷”行为产生的金融效率提高, 一方面通过优化资源配置, 促进了城市制造业和服务业增长, 以及城乡人口流动; 另一方面, 商业银行巨额存贷差 (如表 1 所示, 存款平均是贷款的 1.271 倍, 最高是贷款的 2.142 倍) 间接地促进了农村民间借贷的发展, 活跃了农村经济, 提高了农民收入, 进而放慢了城乡人口流动的步伐。作为两方面作用的综合结果, 金融效率提高对中部地区城市人口比重、城市化没有产生显著的影响。

在方程 (c) 中, 被解释变量为非农就业比重, 解释变量分别为金融规模、金融效率、经济增长、教育水平和城乡收入差距。由方程 (c) 的估计结果, 因为前述正反两方面的综合作用, 金融效率 (fe) 依然没有通过显著检验, 对中部地区非农就业比重、城市化没有显著的影响。分别在 10%、5% 和 1% 的显著水平下, 金融规模 (fir)、经济增长 (\lnrgdp) 和教育水平 ($education$) 提高了非农就业比重, 促进中部地区城市化。此外, 在 10% 的显著水平下, 城乡收入差距 ($incomegap$) 对中部地区非农就业比重、城市化产生了消极的影响。可能的原因是, 城乡收入差距扩大抑制了农村消费市场, 进而不利于城市制造业和服务业的发展和非农就业比重的提高。

(三) 内生性检验

在作出金融规模扩张促进中部地区城市化的判断之前, 我们还需要考虑金融规模扩张内生性问题。如果存在同时影响金融规模与城市化的遗漏变量, 或者金融发展只是对未来城市化预期的一种反映, 就会产生内生性问题及估计偏差。具体而言, 一种可能是, 金融规模与城市化不存在因果关系, 二者共同受某一重要遗漏变量的影响。例如, 中部地区的改革开放在不断推进城市化进程的同时, 也促进了金融规模扩张。另一种可能是, 金融规模与城市化存在反向因果关系。也就是, 因为不健全的社会保障体系, 城乡人口流动、城市化发展会引起社会储蓄率上升, 进而导致存贷款总额和金融规模的扩张。无论存在哪种可能, 都会产生内生性问题和估计偏差。

为克服内生性问题及估计偏差, 需要引入工具变量 (**Instrument Variable, IV**) 的估计方法, 其关键是找到既可以解释中部六省金融发展差异, 又与城市化无直接联系的工具变量。通过实证考察两大法律体系 (大陆法系、普通法系) 国家的金融发展, LLSV (1998) 的研究发现, 相对于大陆法系, 普通法系国家给投资者提供了较好的权利保护, 金融发展水平也较高; 并且, 较好的法律实

施质量与金融发展之间存在正向联系。对中部六省法律环境与金融发展关系的实证考察，陈志刚（2013）的研究表明，法律制度建设促进了中部地区的金融发展。另一方面，一个地区的法律环境与城市化并没有多少直接联系。所以，本文选择法律环境作为工具变量是合理的。

运用樊纲、王小鲁和朱恒鹏（2011）估算的中部六省法律环境指数（law）作为工具变量，对内生性问题进行两阶段最小二乘法估计（2SLS estimate），估计结果见表4。

表4 内生性检验结果

被解释变量	2SLS estimate		2SLS estimate	
	(d)	(e)	(f)	(g)
α	fir 3.5462*** (1.0272)	urban -0.613** (0.186)	fir 3.7706*** (1.0553)	urban -0.618*** (0.185)
<i>fir</i>		0.126** (0.0466)		0.121** (0.0444)
<i>fe</i>			0.1851 (0.1965)	-0.0186 (0.0314)
<i>lnrgdp</i>	-0.3843*** (0.1284)	0.0820*** (0.0204)	-0.4231*** (0.1350)	0.0840*** (0.0207)
<i>education</i>	-0.0003178 (0.001163)	0.000170 (0.000189)	-0.000723 (0.00124)	0.000209 (0.000194)
<i>incomegap</i>	0.5260*** (0.1045)	-0.0124 (0.0265)	0.4925*** (0.1105)	-0.00645 (0.0260)
<i>law</i>	0.1035*** (0.0293)		0.1085*** (0.0230)	
R ² within	0.3995	0.8569	0.4074	0.8638
R ² between	0.0529	0.1815	0.1892	0.1917
R ² overall	0.1129	0.5427	0.2073	0.5661
F-statistic	11.31	18.55	9.21	18.34
Observation	90	90	90	90

注：***、**、*分别代表 1%、5% 和 10% 显著水平；表中（·）内为标准差。

表4显示了以法律环境（law）为工具变量的两阶段最小二乘法估计结果。由方程（d）、（e）可知，在 1% 的显著水平下，区域法律环境对中部地区金融规模扩张具有积极的正向影响；在克服了内生性的问题后，在 5% 的显著水平下，金融规模扩张对中部地区城市人口比重、城市化具有显著的促进作用。在加入金融效率（fe）解释变量后，方程（f）、（g）显示，在 1% 的显著水平下，区域法律环境对中部地区金融规模扩张具有积极的正向影响；在 5% 的显著水平下，金融规模扩张对中部地区城市人口比重、城市化具有显著的促进作用；而金融效率提高对中部地区城市人口比重、城市化没有产生显著的影响。

五、结论与政策含义

作为工业化和现代化的产物,城市化被看作是人类文明进步和一个国家经济发达程度的重要指标。作为现代经济的核心,从金融发展角度对城市化进行研究相对较少,本文尝试以这一新角度对城市化的归因进行实证研究。

在国内外学者的相关研究的基础上,本文运用1996—2010年中部六省的面板数据,从金融规模、金融效率两个方面,实证考察了金融发展对中部地区城市化的影响。面板数据估计结果显示,金融规模扩张显著地推动了中部地区城市化进程,而金融效率提高对中部地区城市化的影响不显著。为克服内生性问题和估计偏差,本文引入法律环境作为工具变量的两阶段最小二乘法估计结果进一步证实了上述结论。实证研究还发现,经济增长和教育水平提升也是促进中部地区城市化的重要力量。此外,实证研究表明,虽然对城市人口比重上升产生了积极的影响,城乡收入差距扩大却不利于中部地区非农就业比重的提高。

由上述研究结论引申的政策含义:一是加快金融改革与深化,推进利率市场化改革,建立显性存款保险制度,大力发展小微民营金融机构,充分发挥金融系统的动员储蓄、优化资本配置、分散风险、促进公司治理、降低交易成本等重要功能,促进人口、要素、资源向城镇聚集,推进中部地区城市化;二是加大金融对教育的支持力度,使更多的金融资源流向教育领域,大力发展正规教育和职业培训,将中部六省的人口红利转化为人力资本红利,在促进经济增长的同时,培养适应城市产业发展的知识和技能劳动力,加快中部地区城市化。三是加大金融对“三农”的扶持力度,着力提高农民收入水平,缩小城乡收入差距,为中部地区城市产业发展提供广阔的消费市场,促进城乡人口有序流动,并避免过度的城乡人口流动带来的交通拥堵、房价飙升、环境恶化等各种现代“城市病”。

参考文献

- [1] 陈元. 开发性金融与中国城市化发展[J]. 经济研究, 2010, (7).
- [2] 陈志刚. 制度、开放与中部地区金融发展: 1996—2010[J]. 中南民族大学学报, 2013, (4).
- [3] 樊纲、王小鲁、朱恒鹏. 中国市场化指数: 各地市场化相对进程 2011 年报告[M]. 北京: 经济科学出版社, 2011.
- [4] 黄勇、谢朝华. 城市化建设中的金融支持效应分析[J]. 理论探索, 2008, (3).
- [5] 陆岷峰、马艳. 以金融支持推进我国城市化进程的新思考[J]. 苏州教育学院学报, 2009, (1).
- [6] 任媛、安树伟. 劳动力迁移、城市化发展与民工荒[J]. 经济学动态, 2011, (5).
- [7] 沈立人、戴园晨. 我国“诸侯经济”的形成及其弊端与根源[J]. 经济研究, 1990, (3).
- [8] 孙永强. 金融发展、城市化与城乡居民收入差距研究[J]. 金融研究, 2012, (4).
- [9] 汪小亚. 中国城镇城市化与金融支持[J]. 财贸经济, 2002, (8).
- [10] 王志强、孙刚. 中国金融发展规模、结构、效率与经济增长关系的经验分析[J]. 管理世界, 2003, (7).
- [11] 郑长德. 中国的金融中介发展与城市化关系实证研究[J]. 广东社会科学, 2007, (3).

- [12] 张明斗. 城市化水平与经济增长的内生性研究[J]. 宏观经济研究, 2013, (10).
- [13] 张涛、李波、卜永祥、伍超明. 制造业、土地成本与中国城市发展——中国城市化决定因素的面板数据模型[J]. 金融研究, 2007, (3).
- [14] Chang, G. H. and Brada, J. C. The Paradox of China's Growing Under-Urbanization[J]. Economic Systems, 2006, Vol.30, pp.24-40.
- [15] Firebaugh, G. Structure Determinants of Urbanization in Asia and Latin America: 1950-1970[J]. American Sociological Review, 1979, Vol.2, pp.199-215.
- [16] Henderson, J.V. The Urbanization Process and Economic Growth: The So-What Question[J]. Journal of Economic Growth, 2003, Vol.8, pp.47-71.
- [17] La Porta Rafael, Lopez-de-silanes, Florencio Shleifer Andrei and Vishny Robert. Law and Finance[J]. Journal of Political Economy, 1998, Vol.106, pp.1113-1155.
- [18] Lewis,W.A. Economic Development with Unlimited Supply of Labor[J]. The Manchester School of Economic and Social Studies, 1954, Vol.4, pp.139-191.

