

安徽省城镇化、产业结构升级与金融发展的互动关系分析*

胡鹏 项桂娥 吴义根

(池州学院商学院, 安徽 池州 247000)

【摘要】文章选取安徽省 1978-2014 年的数据, 运用 VAR 模型对安徽省城镇化、产业结构与金融发展之间的关系进行定量分析。结果表明, 三者之间存在长期稳定的动态均衡关系, 城镇化水平的提高能促进产业结构优化, 服务化对城镇化有促进作用, 工业化和金融效率对城镇化有阻碍作用。文章基于实证分析提出了提高城镇化质量, 推动产业结构升级; 以新型工业化推动产业结构优化升级; 大力发展现代服务业; 完善金融体系, 提高金融资源配置效率等建议。

【关键词】城镇化; 产业结构; 工业化; 服务化; 金融发展; VAR 模型

【中图分类号】 F299.27.54

【文献标志码】 A

【文章编号】 1001-862X(2016)04-0052-006

党的十八大明确提出要推进经济结构战略性调整, 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, 同时提出要深化金融体制改革。2014 年中央工作会议提出要切实把经济工作的着力点放到转方式调结构上来, 推进新型工业化、信息化、城镇化、农业现代化同步发展。因此, 城镇化和产业结构调整是推动我国经济社会转型发展的长远战略和必然选择。城镇化与产业结构升级之间相互影响、相互促进。城镇化能使生产要素向城镇集聚, 进而为产业结构的调整奠定基础。产业结构的优化升级则为城镇化发展指引方向并为其提供动力。城镇化和产业结构升级, 都离不开金融发展的支持。金融发展将改变资金的供给水平和配置效率, 引导资源的合理配置, 实现产业结构的优化升级, 进而促进城镇化的发展。

一、文献综述及研究方法设计

(一) 文献综述

目前, 国内外学者对城镇化、产业结构升级与金融发展中两两关系的研究较多。对产业结构升级与城镇化的有关研究表明, 二者之间存在相互促进的关系。^[1-4] 对我国的实证研究则表明, 这种关系存在明显的区位差异。^[5-7] 关于金融发展与产业结构升级之间的关系, 国外学者的研究表明, 金融规模扩大和金融效率提升都能显著促进产业结构升级。^[8-10] 国内学者的研究则认为, 我国金融发展与产业结构升级之间的长短期关系存在差异, 金融规模的扩张对产业结构升级的促进作用更加明显。^[11-20] 关于城镇化与金融发展之间关系, 国内学者研究认为, 二者之间的关系存在区域差异性, 长期中金融发展尤其是金融效率的提升能有效促进城镇化, 短期内的促进作用却不显著。^[21-26]

同时研究城镇化、产业结构升级与金融发展之间相互联系和因果关系的文献较少, 研究的结论也并不一致。有研究显示, 城镇化可以显著促进产业结构升级, 但产业结构升级对城镇化的影响并不显著^[27], 也有研究结论与此恰恰相反^[28, 29], 还有研

本刊网址·在线杂志: www.jhtt.net.cn

* 基金项目: 安徽省高校自然科学研究重点项目 (KJ2014A177)

作者简介: 胡鹏 (1981—), 安徽广德人, 讲师, 主要研究方向: 区域经济、产业经济;

项桂娥 (1964—), 女, 安徽青阳人, 池州学院商学院院长、教授, 主要研究方向: 产业经济、区域经济;

吴义根 (1976—), 安徽池州人, 博士, 讲师, 主要研究方向: 生态经济学、空间计量经济学。

究认为二者相互促进。^[30]有研究认为金融发展对城镇化的贡献要大于工业化的贡献^[28, 29, 31]，有研究则认为工业化对城镇化的贡献要大于金融发展的贡献。^[30]有研究认为金融发展与工业化之间相互促进^[29]，也有研究认为金融发展能促进工业化，而工业化对金融发展的促进不明显。^[30]

对相关文献的梳理，可以发现，上述研究所选择的区域并不相同，其经济社会发展水平各异，因而城镇化、产业结构与金融发展的协调水平也不一致。鉴于此，本文在已有研究的基础上，对安徽省城镇化、产业结构及金融发展之间的关系进行分析，探讨其内在机理，并就促进三者协调发展提出相关政策建议。

（二）研究方法与分析模型

本文利用非限制性向量自回归模型（unrestricted VAR）对安徽省城镇化、产业结构和金融发展的相互关系进行分析。模型的表达式为：

$$y_t = \Phi_1 y_{t-1} + \Phi_2 y_{t-2} + \dots + \Phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (t=1, 2, \dots, T)$$

上式中， y_t 为 k 维内生变量列向量， p 为滞后阶数， T 是样本个数。 $K \times K$ 维矩阵 $\Phi_1, \Phi_2, \dots, \Phi_p$ 是待估计的系数矩阵。 ε_t 为 k 维独立且等方差的白噪声向量，没有结构性意义。由于仅仅有内生变量的滞后值出现在等式右边，所以不存在同期相关性问题，用普通最小二乘法就能够得到 VAR 模型的一致且有效的估计量。^[32]

在具体的分析过程中，要分别运用 Johansen 协整检验、Granger 因果检验和方差分解等定量分析方法。

（三）变量设置

1. 城镇化指标

虽然城镇化水平指标日益向体系化、复杂化方向发展，但是人口指标仍是衡量城镇化水平的核心指标。因为，城镇化的过程也就是农村（农业）人口转移为城镇人口的过程。考虑到经济社会发展实际，本文选择城市常住人口与总人口比例来表征城市化率，即：

$$\text{城镇化率 [UR]} = \text{城镇常住人口} / \text{总人口}$$

2. 产业结构指标

学者们对产业结构的研究基本沿着库茨涅兹的研究思路，运用三次产业分类方法。由于本文研究的变量之一是产业结构升级，因而选择第二产业产值占 GDP 的比重和第三产业产值占 GDP 的比重两个指标来表示产业结构的变动。前一个指标可以表征工业化率，后一个指标可表示经济服务化率。具体公式如下：

$$\text{工业化率 (GY)} = \text{第二产业产值} / \text{GDP}$$

$$\text{服务化率 (FW)} = \text{第三产业产值} / \text{GDP}$$

3. 金融发展指标

Goldsmith (1969) 创造性地提出了金融相关比率 (Financial Interrelations Ratio, FIR) 指标, 来衡量一国金融结构与金融发展水平。安徽省的资本市场发展相对滞后, 因此本文在选择金融发展指标时暂不考虑资本市场的影响。借鉴已有研究成果, 考虑数据的可得性和可比性, 本文选择金融相关比率 (FIR) 及存贷比 (LD) 来表征金融发展水平。具体公式如下:

$$\text{金融相关比例 (FIR)} = \text{期末金融结构存贷款余额} / \text{GDP}$$

$$\text{存贷比 (LD)} = \text{期末金融结构贷款余额} / \text{期末金融结构存款余额}$$

二、数据来源及检验

(一) 数据来源

1978 年是我国改革开放元年, 考虑到数据的可得性、可比性, 以及计量分析对样本的需求。本文选取安徽省 1978—2014 年的年度数据, 相关数据来自《安徽省统计年鉴》。为消除异方差问题, 对时间序列数据取自然对数, 并用 LNUR、LNGY、LNFW、LNFIR 和 LNLD 分别表示 UR、GY、FW、FIR 和 LD 的自然对数。

(二) ADF 平稳性检验

因为时间序列数据可能会存在虚假回归等问题, 而且其非平稳性会破坏模型的假设, 因此需要先对数据进行平稳性检验。为提高估计的可靠性, 本文选用 ADF 方法对上述数据进行平稳性检验, 运用 EViews7.2 软件进行分析, 检验结果见表 1。由表 1 可知, 变量 LNUR、LNGY、LNFW、LNFIR 和 LNLD 在 1%、5%、10% 的水平上都不显著, 因此不能拒绝有单位根的假设。变量 DLNUR、DLNGY、DLNFW、DLNLD 在 1% 的水平上都显著, 因而拒绝了有单位根的假设。由此可知, LNUR、LNGY、LNFW、LNFIR 和 LNLD 都是一阶单整的时间序列, 可能存在协整关系。

表1 ADF检验结果

变量	ADF 检验值	检验类型(c,t,k)	临界值			P 值
			1%	5%	10%	
LNUR	-2.266213	(c,t,3)	-4.262735	-3.552973	-3.209642	0.4396
DLNUR	-5.144946	(c,t,0)	-4.243644	-3.544284	-3.204699	0.0010
LNGY	-1.710832	(c,t,0)	-4.234972	-3.540328	-3.202445	0.7257
DLNGY	-4.677075	(0,0,0)	-2.632688	-1.950687	-1.611059	0.0000
LNFW	-0.924199	(c,t,0)	-4.234972	-3.540328	-3.202445	0.9420
DLNFW	-7.435008	(c,0,0)	-3.632900	-2.948404	-2.612874	0.0000
LNFIR	-2.828858	(c,t,1)	-4.243644	-3.544284	-3.204699	0.1971
DLNFIR	-5.206434	(c,0,0)	-2.632688	-1.950687	-1.611059	0.0000
LNLD	-2.412486	(c,t,0)	-4.234972	-3.540328	-3.202445	0.3673
DLNLD	-4.860032	(0,0,0)	-2.632688	-1.950687	-1.611059	0.0000

注:(1)检验类型(c,t,k),c为常数项,t为趋势项,k为滞后期;(2)滞后阶数以 Schwarz 信息准则为标准;(3)D为变量序列的一阶差分。

（三）Johansen 协整检验

本文选择用 Johansen 协整检验方法来对城镇化、产业结构优化和金融发展指标间的协整关系进行检验。在协整检验前，要确定合理的协整滞后阶数。在 VAR (p) 模型条件下，利用 LR, AIC, SC, 和 HQ 统计量进行检验，选取的标准为满足准则最多的滞后阶数。根据运算结果，确定滞后阶数为 1。由于 VAR 模型的滞后阶数是 2，因而协整的滞后阶数为 1。对五个变量进行 Johansen 协整检验，检验方式为有截距项无趋势项，结果表明在 5%的显著性水平上，五个变量之间存在一个协整关系，即它们之间存在长期稳定的均衡关系。

（四）Granger 因果检验

城镇化、工业化、服务化、金融规模和金融效率之间是否具有因果关系，要通过 Granger 因果检验加以验证。Granger 检验的滞后阶数由 VAR 模型的最佳滞后阶数确定。通过滞后 2 阶的 Granger 因果检验，得到的结果如表 2 所示。

表2 Granger因果检验

原假设	样本数	F 统计量	P 检验值	结论
LNGY does not Granger Cause LNUR	35	3.54662	0.0414	拒绝
LNUR does not Granger Cause LNGY		3.79036	0.0341	拒绝
LNFW does not Granger Cause LNUR	35	1.95567	0.1591	接受
LNUR does not Granger Cause LNFW		1.25547	0.2995	接受
LNfir does not Granger Cause LNUR	35	1.70622	0.1987	接受
LNUR does not Granger Cause LNfir		1.11371	0.3415	接受
LNLD does not Granger Cause LNUR	35	2.95001	0.0677	拒绝
LNUR does not Granger Cause LNLD		0.92288	0.4084	接受
LNFW does not Granger Cause LNGY	35	6.45331	0.0047	拒绝
LNGY does not Granger Cause LNFW		1.07646	0.3536	接受
LNfir does not Granger Cause LNGY	35	1.01593	0.3742	接受
LNGY does not Granger Cause LNfir		0.12477	0.8832	接受
LNLD does not Granger Cause LNGY	35	2.18961	0.1295	接受
LNGY does not Granger Cause LNLD		0.38951	0.6808	接受
LNfir does not Granger Cause LNFW	35	0.64878	0.5299	接受
LNFW does not Granger Cause LNfir		2.10767	0.1392	接受
LNLD does not Granger Cause LNFW	35	2.86723	0.0725	接受
LNFW does not Granger Cause LNLD		5.99761	0.0064	拒绝
LNLD does not Granger Cause LNfir	35	0.20785	0.8135	接受
LNfir does not Granger Cause LNLD		4.18488	0.0249	接受

表 2 显示，工业化与城镇化之间存在双向格兰杰因果关系；服务化与城镇化之间不存在格兰杰因果关系；金融效率与城镇化之间、金融效率与服务化之间不存在格兰杰因果关系，但是不高的 P 值表明，金融效率对城镇化和经济服务化率还是有影响的；金融相关率与城镇化、金融相关率与工业化、金融相关率与服务化之间均不存在格兰杰因果关系；滞后 3 阶、4 阶的格兰杰检验均表明，金融相关率与城镇化、工业化、经济服务化率之间均不存在格兰杰因果关系；金融相关率是金融效率的单向

格兰杰原因。

三、城镇化、产业结构升级与金融发展的互动关系分析

1. VAR 模型估计

格兰杰检验拒绝了金融相关率与城镇化、产业结构之间的因果关系，接下来，剔除 FIR 变量，构建 LNUR、LNGY、LNFV 和 LNLD 的 VAR 模型。

确定模型的滞后阶数，在 VAR (p) 模型条下，利用 LR、AIC、SC 和 HQ 统计量进行检验，确定模型的滞后阶数为 1。确定滞后期后，样本数量由 37 减少至 36 个，样本区间为 1978—2013 年。选择用 Johansen 协整检验对 4 变量进行协整检验，滞后阶数为 0，检验方式为有截距项无趋势项，检验结果表明变量间有 1 个协整关系。运用 EViews7.2 对模型进行估计，得到如下 VAR (1) 模型。

$$\begin{bmatrix} LNUR \\ LNGY \\ LNFV \\ LNLD \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0.115860 \\ 0.060393 \\ 0.107655 \\ -0.461556 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.953385 & -0.106182 & 0.000624 & -0.104387 \\ 0.253726 & 0.734058 & -0.045765 & 0.152613 \\ 0.168948 & -0.114023 & 0.976256 & 0.202853 \\ -0.189346 & 0.087554 & -0.232777 & 0.644624 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} LNUR_{t-1} \\ LNGY_{t-1} \\ LNFV_{t-1} \\ LNLD_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \\ \mu_{3t} \\ \mu_{4t} \end{bmatrix}$$

上述模型中四个方程调整后的 R2 均大于 90%，模型整体的对数似然值为 262.6712，AIC 值和 SC 值分别为-13.48173 和 -12.60200，说明模型的拟合度较好，整体效果显著。对新构建的 VAR 模型进行稳定检验，发现所有单位根均小于 1，因此模型是稳定的。

从 VAR 模型的估计结果来看，对城镇化指标，仅自身一阶滞后项影响显著；对工业化指标，滞后一阶的城镇化、工业化及金融效率指标均对其有显著影响，其中自身一阶滞后项影响最大，滞后一阶的城镇化率的影响次之，滞后一阶的金融效率指标影响最小且与工业化指标负相关；服务化指标仅受自身一阶滞后项的影响显著；金融效率指标则显著受滞后一阶的服务化率、金融效率指标的显著影响。

2. 方差分解分析

表 3 是城镇化水平方差分解的结果。变量的排列顺序为：城镇化率、工业化率、服务化率和金融效率。表 3 表明，城镇化主要受其自身的影响，随着时间推移，其对自身的影响不断减弱，第 10 期时其对自身的贡献率已经下降到 66.3%。工业化、服务化和金融效率对城镇化的贡献率不断提升，其中服务化的贡献率最大，金融效率次之，工业化的贡献最小。

对工业化水平进行方差分解则表明，工业化对自身的贡献率从 3 期开始迅速下降，到第 10 期时工业化对自身的贡献率仅为 58.5%。城镇化对工业化率的贡献率从第四期开始快速增加，第 10 期时到达 15.4%。服务化对工业化的贡献率第 10 期时接近 17.3%。金融效率对工业化的贡献率从第 2 期后开始不断增加，第 10 期接近 9%。

对服务化水平进行方差分解则表明，服务化对自身的贡献率一直较高，第 10 期时依然高达 81.6%。城镇化、工业化、和金融效率对对服务化的贡献率均较弱，第 10 期时三者对服务化的贡献率均为超过 8%，分别到达 6.65%、4.10%和 7.61%，三者对服务化的贡献率之和低于 20%。

表3 城镇化水平方差分解结果

Period	S.E.	LNUR	LNGY	LNFV	LNLD
1	0.026941	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.039218	97.65041	0.407865	0.005780	1.935943
3	0.049573	93.90981	0.975071	0.184130	4.930991
4	0.059033	89.81060	1.548645	0.846892	7.793864
5	0.067956	85.71926	2.094924	2.231865	9.953946
6	0.076541	81.70517	2.613850	4.425957	11.25502
7	0.084928	77.75371	3.109727	7.368929	11.76764
8	0.093212	73.85678	3.583982	10.89580	11.66344
9	0.101448	70.03490	4.035110	14.79210	11.13789
10	0.109651	66.32927	4.460278	18.84332	10.36713

四、主要结论及政策建议

(一) 主要结论

通过以上分析可以得到如下主要结论：

1. LNUR、LNGY、LNFV、LNFIR 和 LNLD 都是一阶单整的时间序列，在 5%的显著性水平上，五个变量之间存在一个协整关系，即安徽省城镇化、工业化、服务化、金融相关率和金融效率之间存在长期均衡关系。

2. 安徽省工业化与城镇化之间存在双向格兰杰因果关系；服务化与城镇化之间不存在格兰杰因果关系；金融效率与城镇化之间、金融效率与服务化之间不存在格兰杰因果关系，但是不高的 P 值表明，金融效率对城镇化和经济服务化率还是有影响的；金融相关率与城镇化、金融相关率与工业化、金融相关率与服务化之间均不存在格兰杰因果关系；金融相关率是金融效率的单向格兰杰原因。

3. 方差分解分析表明，城镇化、工业化、服务化主要受自身的影响，但是随着时间推移，其他因素的推动作用越来越强。服务化和金融效率对城镇化的贡献率越来越大，工业化的贡献率则较小。城镇化、服务化和金融效率对工业化的贡献率依次递减。城镇化、工业化和金融效率对服务化的贡献率均不大。

（二）政策建议

根据上文对安徽省城镇化、产业结构升级和金融发展间相互关系的实证检验和分析结论，结合安徽省区域经济发展现状，给出如下政策建议：

1. 推进新型城镇化建设，提高城镇化质量

2014年，安徽省人均GDP突破5000美元，第二产业对GDP的贡献超过53%，而城镇化率仅为49.15%。按照钱纳里的“世界发展模型”，安徽省的城镇化水平相对工业化水平而言滞后严重。当前安徽省经济社会发展所面临的一个主要问题就是加速推进城镇化，尤其是要加速推进新型城镇化建设。新型城镇化的建设有利于促进安徽省四化协调发展水平，有利于实现经济社会的全面协调发展，有利于实现区域经济和城镇建设的合理布局，有利于实现农民市民化和和谐城市的建设，全面提高安徽省城镇的质量和水平。

2. 以新型工业化推动产业结构优化升级

安徽省已经进入工业化中后期，传统工业面临的困境越来越大，走新型工业化道路是必然选择。新型工业化立足技术创新，突出信息化的带动作用，强调城乡协调发展、产业协调互动，走集约集群可持续发展的道路。因此，新型工业化既符合国家“双创”战略，又有利于安徽省新型城镇化建设，有效促进安徽省产业结构优化升级和价值链的协调发展。

3. 大力发展现代服务业

根据钱氏理论，安徽已经进入工业化的中后期，经济由“工业型”向“服务型”转变是一个必然的趋势。在此背景下，大力发展服务业，特别是发展现代服务业是调整安徽省产业结构的重要途径。服务业的发展能够将劳动力资源有效地向城镇集中，进而促进城镇的发展。同时，服务业的发展能有效吸纳城镇人口就业。现代服务业由于具有知识密集和技术密集的特点，大力推进其发展对区域经济增长、产业结构优化升级具有重要意义。

4. 完善金融体系，提高金融资源配置效率

金融发展能够促进各种要素向城镇集聚，因而对城镇化有显著促进作用。金融效率的提高能够优化经济资源配置，提高经济效率，对新型城镇化的协调发展具有良好的促进作用。目前，安徽省金融效率的提升并未体现出对城镇化的促进作用。其主要原因在于政府对工业的偏好、银行对大型国企和房地产的偏好。安徽省要继续深化金融体制改革，健全支持实体经济发展的现代金融体系，加快发展民营金融机构。完善金融监管，推进金融创新，维护金融稳定。

参考文献：

[1] Markus Brückner. Economic growth, size of the agricultural sector, and urbanization in Africa [J]. Journal of Urban Economics, 2012, 71 (1): 26-36.

[2] Muhammad Shahbaz, Hooi Hooi Lean. Does financial development increase energy consumption? The role of industrialization and urbanization in Tunisia [J]. Energy Policy, 2012, 40 (1): 473-479.

-
- [3] 肖万春. 农村城镇化进程中的产业结构聚集效应 [J]. 经济学家, 2003, (2): 37-43.
- [4] 冯尚春. 中国特色城镇化道路与产业结构升级 [J]. 吉林大学社会科学学报, 2005, (5): 128-132.
- [5] 杨文举. 中国城镇化与产业结构关系的实证分析 [J]. 经济经纬, 2007, (1): 78-81.
- [6] 张东, 杨易, 秦俊武. 城市基础设施投资约束与住房开发投资区位选择——基于省级面板数据的实证 [J]. 海南大学学报 (人文社会科学版), 2014, 32 (1): 90-95.
- [7] 马远, 龚新蜀. 城镇化、农业现代化与产业结构调整——基于 VAR 模型的计量分析 [J]. 开发研究, 2010, (5): 88-91.
- [8] RW Goldsmith. Financial structure and development [J]. New Haven Yale University Press. 1969.
- [9] Raghuram G. Rajan, Luigi Zingales L. Financial dependence and growth [J]. The American Economic Review, 1988, 88 (3) :559-586.
- [10] Jeffrey Wurgler. Financial markets and the allocation of capital [J]. Journal of Financial Economics, 2000, 58 (s 1-2) : 187-214.
- [11] 伍海华, 张旭. 经济增长·产业结构·金融发展 [J]. 经济理论与经济管理, 2001, (5): 11-16.
- [12] 蔡红艳, 阎庆民. 产业结构调整与金融发展——来自中国的跨行业调查研究 [J]. 管理世界, 2004, (10): 79-84.
- [13] 刘峰. 新型城镇化背景下耕地保护机制创新研究——以湖南为例 [J]. 湖南财政经济学院学报, 2016, 32 (2): 46-53.
- [14] 马智利, 周翔宇. 中国金融发展与产业结构升级关系的实证研究 [J]. 上海金融, 2008, (2): 18-21.
- [15] 陈聪. 我国金融发展与产业结构升级的关系研究 [J]. 统计与决策, 2008, (9): 108-109.
- [16] 史诺平, 廖进中, 杨炜娜. 中国金融发展与产业结构调整关系的实证研究 [J]. 统计与决策, 2010, (3): 114-116.
- [17] 王春丽, 宋连方. 金融发展影响产业结构优化的实证研究 [J]. 财经问题研究, 2011, (6): 51-56.
- [18] 王良健, 钟春平. 产业结构调整中金融发展的作用与定位 [J]. 经济地理, 2001, 21 (6) :669-673.
- [19] 叶耀明, 纪翠玲. 长三角城市群金融发展对产业结构变动的影响 [J]. 上海金融, 2004 (6) 10-12.
- [20] 邓光亚, 唐天伟. 中部区域金融发展与产业结构调整互动研究——基于 VAR 模型的实证分析 [J]. 经济经纬, 2010, (5): 17-21.
- [21] 张宗益, 许丽英. 金融发展与城市化进程 [J]. 中国软科学, 2006, (10): 112-120.

-
- [22] 郑长德. 中国的金融中介发展与城镇化关系的实证研究 [J]. 广东社会科学, 2007, (3): 12-18.
- [23] 梁彭勇, 梁平, 任思慧. 中国金融发展与城市化关系的区域差异 [J]. 上海金融, :2008, (2): 14-17.
- [24] 周战强, 乔志敏. 金融发展、财政投入与城镇化 [J]. 城市发展研究, 2011, 18 (9): 17-20, 99.
- [25] 范兆斌, 左正强. 区域金融发展与广东省城镇化问题研究 [J]. 经济纵横, 2004, (12): 31-34.
- [26] 陈志伟. 金融发展对城镇化影响的实证研究——以河南省为例 [J]. 经济经纬, 2014, 31 (6): 7-13.
- [27] 孙长青. 基于 VAR 模型的城镇化、工业化与金融发展关系分析——以中原经济区为例 [J]. 经济经纬, 2012, (6): 17-21.
- [28] 郭江山. 基于 VAR 模型的城镇化、工业化与金融发展动态分析——以河北省为例 [J]. 河北师范大学学报 (哲学社会科学版), 2011, 32 (4): 69-74.
- [29] 石林, 肖春梅, 张晓燕. 基于 VAR 模型的新疆城镇化、工业化与金融发展 [J]. 企业经济, 2013, (10): 147-151.
- [30] 赵晓慧. 城镇化、工业化与金融发展的动态研究——基于西北五省 1978—2012 年数据 [J]. 商业时代, 2014, (29): 133-135.
- [31] 饶华春. 金融发展、产业结构升级与城市化进程 [J]. 新疆财经大学学报, 2009, (4): 42-45.
- [32] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模 [M]. 北京: 清华大学出版社, 2009: 267-268.