

An Empirical Analysis of the Impact of Credit Impulse on Real Estate Prices in China

by

Hongzhi Guo

A Dissertation Presented in Partial Fulfillment
of the Requirements for the Degree
Doctor of Business Administration

Approved March 2022 by the
Graduate Supervisory Committee:

Xiaochuan Huang, Co-Chair

Hong Yan, Co-Chair

Jianfei Sun

ARIZONA STATE UNIVERSITY

May 2022

中国信贷脉冲对房地产价格影响的实证分析

郭洪志

全球金融工商管理博士
学位论文

研究生管理委员会
于 2022 年 3 月批准：

黄晓川，联席主席
严弘，联席主席
孙剑非

亚利桑那州立大学

二零二二年五月

ABSTRACT

In the world economy, all governments consider their monetary and credit policies the main instruments they can leverage to better manage their economic cycles. However, the loosening monetary and credit policies will not only bring positive impact on the country's Gross Domestic Product (GDP) and economy growth, but also inflate asset prices in the process, which will have a long-term impact on the country's economy and asset markets. Therefore, how to better control and manage the relationship between China's monetary and credit policies and its asset prices is a focus of policy research.

This paper investigates the role of credit impulse in affecting real estate price changes. It uses VAR models to evaluate the impact of credit impulse and interest rate on China's real estate prices. It is found that credit impulse has a significant positive effect on housing prices 6-12 months ahead.

This paper also uses the panel model to analyze the differential impact of China's credit impulse on average house prices in various cities. Depending on the development level, the impact is stronger in the first-tier cities than the second-tier cities, and the second-tier cities are stronger than the third-tier cities. In terms of geographical locations, the impact of credit pulse on house prices in the eastern coastal region is significant, while the impact in the central and western regions is much weaker.

摘要

在世界经济周期当中，货币及信贷政策是各国政府调节经济周期的主要手段，但宽松的货币及信贷环境不仅仅会体现在 GDP 生产和交易过程中，也会带来二手的资产市场价格变动，进而对国家的经济，资产市场等产生长远的影响。当前疫情之下，美国采取极度宽松的货币政策，而中国资产价格经过过去 30 年的发展，已经处在高位，如何控制货币信贷政策和资产价格的关系是政策研究重点。

本文引入信贷脉冲（Credit impulse）、利率、房地产价格增速作为变量，采用 VAR 模型评估中国的信贷脉冲对于中国房地产价格增速的影响，发现信贷脉冲的冲击在当期不会对房地产价格增速造成很大影响，但在第二期开始对房地产价格增速产生明显的正向作用，然后从第三期开始效果减弱，但是持续时间也比较长，即信贷脉冲可以作为房价预测的 6-12 个月的领先指标。而对分能级的一二三线城市的研究来看，一线城市房价增速受到信贷脉冲的影响程度明显强于二线城市，二线城市强于三线城市；而从脉冲响应的滞后性来看也是一线城市快于二线城市，二线城市快于三线城市。

本文引入房地产价格增速、信贷脉冲、利率、收入因素、城市化作为变量采用面板模型分析了中国的信贷脉冲对各类城市商品住房平均销售价格增速的影响。从能级来看，信贷脉冲影响的程度上，一线城市强于二线城市，二线城市强于三线城市；从区位来看，信贷脉冲对东部地区价格影响显著，中部和西部影响较弱。

本文从一个新的视角提出了一个预测中国房地产价格的走势的宏观模型，并提供了实证检验，可为中国的投资者提供投资判断依据。

目录

	页码
表格列表	ix
图表列表	xi
章节	
1. 研究背景与研究意义	1
1.1 研究背景	1
1.2 研究意义	2
1.3 研究框架	3
2. 文献综述	4
2.1 信贷与房地产价格相关国外研究	4
2.2 信贷与房地产价格相关国内研究	5
2.3 文献综述小结	8
3. 理论基础	9
3.1 房地产价格相关理论	9
3.2 M2、社会融资及广义信贷基础概念	11
4. 基于 VAR 模型全国信贷脉冲对房地产价格关系实证分析	15
4.1 VAR 模型基本原理	15
4.2 指标选取与数据处理	16
4.2.1 模型中的指标选取	16

章节	页码
4.2.2 变量的数据处理.....	18
4.2.3 一二三线城市划分.....	19
4.3 全国信贷脉冲对房地产价格影响.....	19
4.3.1 平稳性检验.....	19
4.3.2 协整检验.....	19
4.3.3 格兰杰因果检验.....	20
4.3.4 VAR 模型建立.....	22
4.3.6 方差分解.....	26
4.4 一二三线城市信贷脉冲对房地产价格影响.....	28
4.4.1 平稳性检验.....	28
4.4.2 协整检验.....	29
4.4.3 格兰杰因果检验.....	30
4.4.4 VAR 模型建立.....	33
4.4.5 脉冲响应函数.....	37
4.4.6 方差分解.....	39
4.5 研究结论与建议.....	44
4.5.1 研究结论.....	44
4.5.2 建议.....	46
5. 基于面板模型信贷脉冲对一二三线城市房地产价格影响实证研究.....	50

章节	页码
5.1 变量选择和数据来源	50
5.1.1 变量选取	50
5.1.2 数据来源	51
5.2 面板模型构建	52
5.3 实证结果与分析	52
5.3.1 变量描述性统计分析和相关性分析	52
5.3.2 模型实证结果分析	53
5.3.3 实证结果	54
6. 基于面板模型信贷脉冲对房地产价格影响区域差异分布	62
6.1 中国房地产价格的区域发展差异测度	62
6.1.1 指标选择和区域差异度量方法	62
6.1.2 房地产价格地区差异测算及分解	64
6.2 指标选取与数据处理	67
6.2.1 指标选取	67
6.2.2 数据来源	68
6.3 面板模型构建	68
6.4 信贷脉冲对东、中、西部房地产价格影响实证结果与分析	69
6.4.1 变量单位根检验及协整检验	69
6.4.2、实证结果	69

章节	页码
6.5 结论.....	76
7. 研究展望.....	78
参考文献.....	80

表格列表

表格	页码
4-1 VAR 模型所用变量	18
4-2 全国单位根检验结果	19
4-3 全国 J-J 协整检验	20
4-4 全国格兰杰因果检验	21
4-5 全国最优滞后阶数选择	22
4-6 全国 VAR 模型估计结果	23
4-7 全国房地产价格增速 (DHP) 方差分解表	27
4-8 一二三线城市单位根检验结果	29
4-9 一二三线城市 J-J 协整检验	30
4-10 一二三线城市格兰杰因果检验	31
4-11 最优滞后阶数选择	34
4-12 一线城市房地产价格增速 (DYHP) 方差分解表	42
4-13 二线城市房地产价格增速 (DEHP) 方差分解表	43
4-14 三线城市房地产价格增速 (DSHP) 方差分解表	44
5-1 被解释变量、核心解释变量和控制变量	51
5-2 变量描述统计分析	52
5-3 变量相关系数	53
5-4 变量多重共线性检验	53

表格	页码
5-5 变量面板单位根检验	54
5-6 全国面板数据模型回归结果	55
5-7 一线城市面板数据模型回归结果	57
5-8 二线城市面板数据模型回归结果	58
5-9 三线城市面板数据模型回归结果	59
5-10 一线、二线、三线城市面板数据模型结果比较	60
6-1 2002-2019 年我国房地产价格泰尔指数	64
6-2 2002-2019 年我国东、中、西部地区总房地产价格密度泰尔指数及贡献率	66
6-3 被解释变量、核心解释变量和控制变量	68
6-4 变量单位根检验	69
6-5 全国面板数据模型回归结果	70
6-6 东部面板数据模型回归结果	72
6-7 中部面板数据模型回归结果	73
6-8 西部面板数据模型回归结果	74
6-9 东部、中部和西部面板数据模型结果比较	75

图表列表

图表	页码
4-1 信贷脉冲与房地产价格对比 (%)	18
4-2 AR 特征多项式根图	23
4-3 信贷脉冲对房地产价格增速的脉冲响应结果	25
4-4 利率对房地产价格增速的脉冲响应结果	26
4-5 房地产价格的方差分解图	27
4-6 AR 特征多项式根图	36
4-7 信贷脉冲对一二三线城市房地产价格增速的脉冲响应结果	38
4-8 一二三线城市房地产价格增速的方差分解图	41

2.

1. 研究背景与研究意义

1.1 研究背景

信贷脉冲（Credit impulse）是经济增长的重要指标。传统上，人们广泛研究信贷对房地产价格的影响。人们普遍认为，信贷是房地产乃至房地产泡沫上升的主要原因。然而，很少有文章关注信贷脉冲对房地产的影响。

2008 年，德意志银行（Deutsche Bank）经济学家迈克尔·比格斯（Michael Biggs）首次提出了信贷冲动。指的是广义信贷增量占 GDP 比重的变化。它可以大致理解为货币增速的增速，即“货币加速”。它用来衡量全球新增信贷变化在 GDP 中的比例，用来预警整个社会的信贷紧缩，以取代传统的存量信贷增速。一方面，信贷脉冲的重要性在于，它使市场参与者能够跟踪央行信贷创造的即时变化，以及这些变化对 GDP 增长的影响。然而，在实际信贷增量中，信贷不仅流向 GDP 中的最终产品，还可能流向二手房等资产。由于统计口径的差异，中国不会将交易中纯二手资产的增值部分计入 GDP，导致信贷增量增长与经济增长不完全对应。也就是说，一些创造出来的信贷可能会流入二手资产市场，导致资产增值。信贷流向现有资产，这就是中国信贷增长率很高、通货膨胀率相对较低的原因。大量资金流入资本市场和房地产市场，导致资产价格上涨，进而导致对信贷和货币的需求进一步上升。结果，银行提供了更多信贷，创造了更多资金，资产价格进一步上涨。尽管资产泡沫正在扩大，但银行信贷创造的一些资金仍留在资本市场，不会流入实体经济。由于货币和信贷的增长，通货膨胀可能不会相应上升。

海通证券指出，历史上的全球信贷脉冲与全球 GDP 增长趋势高度相关，比 GDP 增长提前约半年。瑞银 2017 年 2 月的研究报告指出，发达国家的信贷脉冲与全球国内需求增长

密切相关，平均相关系数为 0.67，而新兴市场国家的信贷脉冲与国内需求增长的相关性较低，平均相关系数为 0.23，主要是因为大部分信贷资金没有进入实体经济，而是推高了资产价格。这在一定程度上印证了本研究的预期结论。

本文的主要研究方向是房地产价格增速与信贷脉冲之间的关系。信贷脉冲作为一个国家可以主观控制的变量，信贷脉冲的主要视角是货币投放总量，但同时，由于中国的信贷价格也是一个可以在宏观层面上积极调控的变量，因此重要的视角是货币投放价格，本文也将利率作为一个辅助研究角度引入本文。

1.2 研究意义

一方面，在当前疫情下，经济逆风席卷全球，欧洲处于衰退边缘，美国经济陷入停滞，中国经济发展放缓，正处于 L 型增长阶段。世界经济的长波正处于从于“繁荣-衰退-萧条-复苏”的衰退转萧条阶段。各国政府都推出了宽松的货币和信贷政策。然而，宽松的货币和信贷环境不仅会反映在 GDP 的生产和交易过程中，还会更多地反映在二级资产市场上。这就是我们通常所说的货币“超发”产生的资产泡沫，这导致货币增长和经济增长不一定相互对应。随着经济增长的进一步减弱，新增货币进入资产市场的比例将进一步增加，信贷脉冲对资产价格的预测将逐渐显著。中国房地产在居民和金融部门资产的绝大多数。因此，中国的信贷脉冲对预测中国房地产价格具有重要意义。

另一方面，在中国经济快速发展的 30 年里，人们讨论最多的话题无异于高房价现象。对中国房地产价格的预测已经成为学者和二级市场分析人士长期以来的研究热点。本文主要希望从宏观角度和新的视角提出一种预测中国房地产价格的走势，我中国的投资者提供投资判断依据。

1.3 研究框架

本文以专注信贷脉冲与房价增速的实证研究为主线，分为七章。第一章为研究背景及意义点出研究的出发点及议题，第二章为文献综述回顾以往关于信贷脉冲与房价增速之间的研究成果，第三章为理论基础为后续实证模型的指标选取做铺垫，第四章是基于 VAR 模型研究全国、一线、二线、三线信贷脉冲与房地产价格增速波动之间的相互影响关系。第五章是基于面板模型对全国、一线城市、二线城市、三线城市信贷脉冲对房地产价格增速影响的实证研究。第六章是基于面板模型将城市按地理区位进行划分（中东西部）依次对其信贷脉冲以及房价增速之间的影响研究。第七章总概的说明本文研究的成果以及后续研究的空间展望。

2. 二、文献综述

2.1 信贷与房地产价格相关国外研究

Clapp (1994)¹ 通过对美国三个城市的研究得出结论，经济基本面能够更好地预测房地产价格的趋势，其中预期通货膨胀率和失业率的影响更为显著。Bertrand (1995) 认为，在 1986-1994 年的全球房地产市场中，资本市场的自由化和监管部门的放松管制以及行业激励机制的扭曲对房地产市场产生了重大影响，导致了房地产泡沫的破灭。Kent, Lowe (1997)² 还指出，当房地产繁荣时，房地产信贷增加，经济实体的杠杆率也增加。然而，当房地产泡沫破裂时，资产负债表恶化的经济实体被迫去杠杆化，这将导致金融系统脆弱性的爆发。Mishkin (2001)³ 通过对货币政策传导机制的研究指出，房地产价格的波动会影响企业投资和居民消费。由于房地产价格在货币传导机制中发挥着重要作用，央行一直倾向于将其作为货币政策的目标，但它也会导致更糟糕的经济后果。Semlali 和 colyns (2002)⁴ 分析认为，亚洲国家金融机构的信贷增长与同期当地房地产市场价格之间存在显著的正相关关系。Ho, Wong&TSE (2003)⁵ 也认为贷款利率与房地产价格之间只有单向关系。从长期来看，房地产交易价格对贷款利率有一定影响，但贷款利率对房地产交易价格的影响较小。Allen 和 gale (2004)⁶ 认为，商业银行在房地产市场的信贷取决于他们对房地产价格的预期。在房地产繁荣周期中，过度的信贷资金将导致房地产风险的不断积累，房价走势的逆转将改变商业银行的预期，从而减少房地产市场的信贷供应，增加房价的下行压力。Gerlach 和 Peng (2005)⁷ 通过实证研究认为，银行贷款与房地产市场交易价格水平之间存在长期均衡和短期波动。房地产市场的交易价格可以对金融机构的信贷能力产生重大影响，但金融机构的信贷不会对房地产市场价格产生重大影响。Ceron 和 Suarez

(2006) 使用面板数据和非线性模型来测试住房市场的制度变化。研究发现, 在国家层面上, 宏观经济基本面 (经济增长、利率和失业率) 可以解释房价的大部分波动。Herve Ott (2006) 使用 PMG (集合平均群) 技术来估计欧洲房价的长期均衡和短期波动。房价的长期均衡主要由可支配收入和利率决定; 从短期来看, 房价是惯性的, 主要由可支配收入决定。Mishkin (2007)⁸ 认为, 房地产市场是货币政策制定者关注的核心问题。为了实现物价稳定和就业率的双重目标, 货币政策制定者必须正确认识房地产市场在货币传导机制中的作用, 制定更加合理的货币政策。研究表明, 利率水平将直接影响消费者的住房资本成本和对未来房价走势的预期, 利率水平与房地产价格之间存在负相关关系。Goodhart (2008)⁹ 基于 17 个工业化国家 1985 年至 2006 年的季度数据, 采用向量自回归模型的研究表明, 货币供应量和宏观经济指标与房地产价格之间存在显著关系, 并认为宽松的货币政策导致了房地产价格的上涨。Iacoviello, minetti (2008)¹⁰ 对芬兰、德国、挪威和英国房地产市场结构的研究表明, 国家货币政策的信贷渠道, 尤其是银行贷款渠道, 与房地产价格之间存在显著相关性, 受金融体系结构和效率的影响。Kasai 和 Gupta (2010)¹¹ 指出, 随着金融市场机制的创新, 利率工具与房地产价格之间的负相关性逐渐减弱。

2.2 信贷与房地产价格相关国内研究

周京奎 (2005)¹³ 通过对 14 个城市的时间序列数据的研究, 结果表明, 每个城市的房地产投机水平都很高, 个别城市的房地产投机水平更为突出。推动城市房价上涨的主要因素是投机, 而不是人均可支配收入, 房价与长期均衡状态的偏差很大, 表明每个城市的房地产市场都经历了非理性繁荣。姜英坤等 (2005) 从货币渠道和信贷渠道的角度发现, 信贷渠道是货币政策传导的重要渠道。姜春海 (2005)¹⁴ 重新定义了房地产的基本价值、投

机泡沫和泡沫程度，并利用中国房地产的相关数据进行计算。结论是，中国房地产已经存在严重的泡沫。文章指出，地方政府能否“决定中央政策”或“埋伏”是挤压房地产市场泡沫的关键。孟辉（2006）¹⁵指出，我国直接融资和间接融资的比例严重失衡，并提出了规范和发展主板市场、逐步推进创业板建设、扩大债券市场、加强金融监管等政策建议。刘伟等（2006）¹⁶指出，从资本市场的角度来看，实证发现，我国间接融资占固定资产投资比例的提高对经济有负面影响，但随着金融改革的深入，其影响逐渐减弱；直接融资与固定资产投资比例的提高对经济的促进作用越来越明显。根据朝明（2006）¹⁷的计量经济学模型研究，中国房地产价格与通货膨胀之间存在长期稳定的关系。房地产价格的波动会影响通货膨胀，但通货膨胀对房价的波动影响不大。段忠东（2007）¹⁸研究表明，房地产价格在通货膨胀和产出之间存在正反馈机制，这可能导致过热的房地产泡沫。梁云芳等（2007）¹⁹通过误差修正模型形式的面板数据模型研究了不同地区房地产价格的波动。他们认为，中国不同地区的房地产价格波动存在区域差异。信贷规模对东西部地区房地产价格的影响较大，对中部地区的影响较小，而实际利率对各地区房价的影响不显著。伞锋（2008）²⁰认为，中国的资产价格上涨近年来引起了广泛关注，这与日本泡沫经济的前一阶段类似。中日两国长期实施出口导向型经济发展战略，依靠间接融资的金融体系，这已成为两国资产价格扩张的深层次原因。赵新东（2010）²¹使用GDP、消费价格指数根据货币供应量和住房价格指数的季度数据，研究表明，房地产价格的影响会导致GDP增长率和通货膨胀增长率的提高，但会降低货币供应量的增长率，而供给的影响，需求和货币政策将导致房地产价格增长率的提高。王晓明（2010）²²认为，银行信贷大规模流入股市和房地产市场是资产价格波动的主要原因，保持银行信贷的稳定增长率可以有效抑制资产价格的剧烈波动。

任哲等（2012）²³发现，房地产信贷增长的波动会影响房地产价格的增长，而货币供应量的波动对房地产价格没有显著影响。社会融资总量比货币供应量更能反映金融与实体经济的关系。陈继勇等（2013）²⁴研究了1998年至2011年中国资产价格的流动性和波动性，并得出结论，中国的货币政策应该关注房地产价格的波动。必要时，应通过货币总量和信贷总量对资产价格进行差异化监管，但应重点关注不同时期的监管手段和政策。牛润生（2013）使用状态空间模型进行的实证研究表明，中国社会融资需求的满足度逐渐提高，股票、债券、保险和民间借贷市场对实体经济的作用逐渐增强，但银行信贷市场的作用减弱。建议加强货币政策对社会融资总体规模结构的引导作用，加强资本市场改革，构建多元化融资体系，引导民间借贷合法化，实现监管目标，稳步推进利率市场化改革，进一步完善社会融资规模指标体系。郭立红等（2014）²⁵以中国31个省份的月度数据为样本，发现不同的社会融资结构对实体经济的影响不同。刘业明等（2014）²⁶从社会融资规模开始。实证结果表明，社会融资规模的变化与经济发展相互影响，社会融资规模的子指标也会受到经济发展的影响，即社会融资规模的总指标和子指标是经济发展的财务绩效。范元（2014）²⁷以社会融资规模为出发点。通过构建大数据处理的FECM模型，认为社会融资规模对实体经济有很大影响。更全面地编制这一指标可以加强对实体经济的金融支持。其中，银行贷款和股票融资对实体经济增长的促进作用显著，票据融资对实体经济发展的负面影响显著，债券融资的影响不显著。建议保持社会融资规模的合理增长，调整和优化社会融资结构。刘颖（2015）²⁸分别统计了2001年至2012年的居民消费价格指数和住房销售价格指数，计量经济学研究表明，房地产价格与通货膨胀之间存在长期稳定的关系，

但短期波动关系不显著。刘江帆（2017）²⁹ 信贷脉冲领先经济增长四分之三。信贷脉冲可以作为考察经济增长的重要指标。

2.3 文献综述小结

回顾国内外的文献，研究信贷对房地产价格的影响的文章很多，但是专注在信贷脉冲这一变量的深度研究比较有限。而即便有涉及信贷脉冲与房价增速影响的研究也大多停留在宏观层面的整体指标的研究上，并不会对中国不同城市的能级进行细致划分，分别对其信贷脉冲与房价增速进行研究。本文专注研究中国的信贷脉冲对房价增速的影响，因此对不同城市的能级（一二三线城市）以及区位（中东西部）进行划分，继而对其信贷脉冲与房价增速之间的实证研究将是本文的研究亮点。

3. 理论基础

3.1 房地产价格相关理论

房地产价格是指建筑物及其占用土地的价格，即房地产价格：地价+建筑价格。是房地产经济运行和资源配置最重要的调节机制，这是一个复杂的经济范畴。但总的来说，土地和建筑是不可分割的。

因此，房地产价格是一个复杂的经济范畴，既包括土地价格，也包括房屋和建筑物的价格。房地产和土地是不可分割的统一体，而房地产价格就是这个统一体的价格。房屋和建筑物是人类劳动的结晶，具有价值，这与一般商品价值的形成是一样的。然而，土地是一种特殊的商品，但它并不完全是一种劳动产品。一方面，原始土地是自然的产物，不包括人类劳动。其价格是由于土地垄断导致的地租资本化。综上所述，房地产价格是一种特殊综合价值的货币表现形式，其价值受多种因素影响。

1.自然因素

自然因素包括房地产本身及其周边环境因素、基础设施因素以及环境的地质、地貌、气象、水文和环境污染。房地产要素本身是指构成房地产实物、权益和区位的要素。不同地区的房地产价格可能差异很大。一般来说，交通便利、配套完善的经济活动中心房地产价格较高，而交通不便、基础设施差的偏远郊区房地产价格较低。

2.政治因素

政治因素包括房地产价格政策、土地政策、税收政策和利率政策。与其他影响因素不同，政治因素对房地产价格的影响可能更显著，甚至更突然。例如，加强宏观调控，收紧货

币政策，打击市场投机，加强行业整顿，将导致区域房地产需求减少，导致房地产价格变化。

3.经济因素

影响房地产价格的主要因素是国家、地区或城市的经济发展水平、经济增长、产业结构、就业、居民收入水平、投资水平、财政收支和财政状况。一般来说，一个地区的经济发展水平越高，居民收入水平越高，家庭消费结构越合理，房地产贷款利率越低，该地区的房地产价格总体水平越高。相反，区域房地产价格越低。

4.社会因素

社会因素包括人口、家庭、城市形成历史、城市化、社会保障、文化和时尚。其中，人口因素包括人口数量、密度和结构（如文化结构、职业结构、收入水平结构等）；家庭因素是指家庭的数量和构成；文化时尚主要指文化氛围、风俗习惯、公众心理趋势等。人口的自然增长和迁移将对房地产市场产生一定的影响。人口净增长的城市房价继续上涨，人口净流出的城市房价停滞或下降。同时，随着人们文化教育水平和社会文明程度的不断提高，住宅、办公等公共服务对房地产的需求也会增加，这也可能会促进房地产价格的上涨。

本文认为，房地产价格的影响因素是一个综合的复杂系统，其主导变量在不同的阶段和时期应该是不同的。在中国经济快速发展的 30 年里，早期的房地产商品属性很强。由于中国的低城市化率，房地产价格受到强劲需求的刺激，而强劲需求主要由供需基本面决定。从中期来看，由于政府融资和金融发展离不开土地金融的框架，加之房价不断上涨受到民生等因素的挑战，房地产价格受到供给侧的强烈影响。后期，由于中国经济的快速发展，

M2 全年保持两位数的增长，房地产变得越来越金融属性，房地产价格越来越受货币因素的支配。

3.2 M2、社会融资及广义信贷基础概念

信贷和货币与银行的财务报表相对应。事实上，它们是同一种货币的两面。信贷是银行的资产，货币是银行的负债。经济学中的货币广义上指 M2，而社会融资（以下简称社融）是信贷研究关于 GDP 相关信贷研究中常用的变量。它们的差异代表了货币供应和需求之间的差距，二者相交形成均衡利率。随着 M2 和社会金融之间的剪刀差继续扩大，它们之间的差异的影响以及未来如何推断它们在市场上引起了热烈讨论。M2 代表货币供应量，是信贷增长的基础。以 M2 衡量的存款增长是银行下一次信贷增长的基础。社融代表着货币需求，是经济增长的动力。从货币需求的角度来看，社融可以看作是一种银行信用下的跨期消费，它将未来消费转移到当前时期，从而产生货币需求；从经济增长的角度来看，名义 GDP 增长和社融增长的趋势大致相同。以社融增长为代表的货币需求增长率在一定程度上决定了经济增长的名义增长率。最后，以社融增长为代表的货币需求扩张曲线与以 M2 增长为代表的货币供应扩张曲线相交，形成均衡利率水平。

1.M2

经济学中的货币通常指 M2，包括准货币。等级划分

M0=流通中的现金、企业和个人在整个银行体系之外拥有的现金之和；

狭义货币（M1）=M0+企业活期存款；

广义货币（M2）=M1+准货币（定期存款+居民储蓄存款+其他存款）。

广义货币（M2）是一个金融概念，与狭义货币相对应。它是货币供应量的一种形式或口径，以 M2 表示。其计算方法为交易货币、定期存款和储蓄存款。

2. 社会融资

社会融资规模是指一定时期内从实体经济（非金融企业和家庭）金融体系中获得的资金。其中，增量指数是指在一定时期内（月度、季度或年度）获得的资金量，存量指标是指在一定时期结束时（月末、季度末或年末）获得的资金余额。社会融资规模统计指标主要由以下四部分组成：

一是金融机构通过表内业务向实体经济提供的人民币贷款和外币贷款。

二是金融机构通过表外业务向实体经济提供的委托贷款、信托贷款和未贴现银行承兑汇票。

三是国内非金融企业的股票融资和公司债券融资是实体经济在金融市场上通过使用标准化金融工具获得的。

四是保险公司赔偿、投资性房地产、小额贷款公司贷款以及贷款公司以其他方式向实体经济提供的贷款。

综上所述，社会融资的规模不同于传统贷款。它不仅包括实体经济从银行业获得的融资，还包括实体经济从证券业和保险业获得的融资。

社会融资规模构成指标如下：

社会融资规模=人民币贷款+外币贷款（折合人民币）+委托贷款+信托贷款+未贴现银行承兑汇票+公司债券+非金融企业境内股票融资+保险公司赔付+投资性房地产+其他

3. 广义信贷

根据央行的解释，广义信贷应包括以下五项：各类贷款、债券投资、股权和其他投资的余额、转售资产的购买和非存款金融机构的存款

(1) 央银行提供的各种贷款余额

中央银行的贷款包括以下部分：个人贷款、单位贷款、透支垫款、票据融资、融资租赁和非存款金融机构贷款。非存款金融机构的具体范围可以通过排除法来判断。存款金融机构具体包括中国人民银行和银行业存款金融机构。银行存款金融机构包括国家开发银行和政策性银行、国有商业银行、股份制商业银行、邮政储蓄银行、城市商业银行、农村商业银行、农村银行、外资银行、私人银行、农村合作银行、农村信用社、农村共同基金合作社和企业集团财务公司。除上述存款金融机构外，借给其他机构的资金也包括在中央银行的贷款中。值得注意的是，拆借境外同业也应包括在内。

(2) 债券投资

具体而言，指金融机构对政府、中央银行或其他机构发行的债券的投资。需要注意的是，本项目不包括银行持有的同业存单。

(3) 股权和其他投资

主要包括商业银行购买的证券投资基金、银行理财产品、基金信托、资产管理计划等专用工具产品。此外，还应包括海外投资、股本投资和股权投资。

(4) 购买转售资产

包括购买转售债券、票据、贷款等资产，对交易对手没有特殊要求。

(5) 在非存款金融机构的存款

该类别与各类贷款的判断相同，也可以通过排除法确认，即除中国人民银行、国家开发银行和政策性银行、国有商业银行、股份制商业银行、邮政储蓄银行、城市商业银行、农村商业银行、农村合作银行、农村银行、外资银行、私人银行、农村信用社除农村共同基金合作社和企业集团财务公司外，商业银行与其他机构的存款业务包括在本项目中。

4. 基于 VAR 模型全国信贷脉冲对房地产价格关系实证分析

在中国，信贷脉冲与房地产价格增速之间存在互动关系。本章将通过在全国、一线、二线和三线城市的数据上建立 VAR 模型，建立一个实证模型来研究信贷脉冲与房地产价格增速波动之间的互动关系。

4.1 VAR 模型基本原理

1、数据平稳性检验

如果时间序列不稳定，即使它们之间没有关系，当样本量增加时，变量之间的回归模型可能显著，变量之间可能存在伪回归问题。因此，为了避免伪回归，应该测试变量的平稳性。

数据模型：

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \xi_1 \Delta y_{t-1} + \xi_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \xi_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

其中， $\{\varepsilon_t\}$ 独立同分布， $E(\varepsilon_t) = 0$ ， $Var(\varepsilon_t) = \sigma_2 < \infty$ 。

现在，检验

$$H_0 : \rho = 1; \rho < 1$$

2、Granger 因果检验

如果关于所有的 $s > 0$ ，基于 (y_t, y_{t-1}, \dots) 预测 y_{t+s} 得到的均方误差，与基于 (y_t, y_{t-1}, \dots) 和 (x_t, x_{t-1}, \dots) 两者得到的 y_{t+s} 的均方误差相同，则 y 不是由 x Granger 引起的。对于线性函数，若有

$$MSE[\hat{E}(y_{t+s} | y_t, y_{t-1}, \dots)] = MSE[\hat{E}(y_{t+s} | y_t, y_{t-1}, \dots, x_t, x_{t-1}, \dots)]$$

可以得出结论： x 不能 Granger 引起 y 。

3、VAR 模型

VAR 模型是将所有变量作为一个系统，从一个系统角度，研究变量之间的相互关系。

4、脉冲响应函数

脉冲响应函数主要用来描述 var 系统中某一变量对其他变量影响的变化轨迹。脉冲响应函数可以直观、系统地描述这种影响在一定时间内对变量的影响。

5、方差分析

脉冲响应函数是分析 VAR 模型中对某一个变量的冲击对其他变量的所产生的影响，我们可以用方差分解的方法，看到这种冲击的效果如何。

4.2 指标选取与数据处理

4.2.1 模型中的指标选取

影响房地产价格的因素很多，包括信贷脉冲、人均可支配收入、国内经济发展、土地使用成本、利率、银行信贷规模、居民消费价格指数等。信贷脉冲反映在货币增长方式上。消费价格指数反映了商品价格的变化趋势，GDP 和人均可支配收入具有很强的共线性。由于影响房地产价格的因素很多，很难纳入实证检验。因此，本文的主要变量是房地产价格增速（DHP）、信贷脉冲(XDMC)、银行信贷利率(R)。下面分别对这三个变量进行说明。

1. 房地产价格增速（DHP）： 房地产价格的表示一般有两种方法，一种是选择房地产销售价格指数，另一种是采取商品房销售额除以销售面积得到平均销售价格。由于国家统计局在 2010 年后停止统计房地产销售价格指数，所以本文采用平均销售价格的方式来替代房地产价格。房地产价格增速 DHP 采用房地产价格增长率表示，即 $DHP = \frac{HP_t - HP_{t-1}}{HP_{t-1}}$ 。

2. “信贷脉冲”（XDMC）是指广义信贷增量占 GDP 比重的变化，可以理解为货币增速的增速，即货币“加速度”。从定义来看，信贷脉冲是考虑了经济规模的广义信贷增速的相对波动。研究相对波动的优势是去除了波动的量纲。“信贷脉冲”的定义为本文提供了两种测算思路：一是通过广义信贷的增量来测算；二是通过货币“加速度”来测算。广义信贷增量的口径较大，统计较为繁琐，而货币供应量 M0、M1、M2 的数据较易获取。因此，使用货币“加速度”测算“信贷脉冲”是一种较为简便可行的方法。从货币创造过程的角度来看，基础货币形成银行存款，银行留足存款准备金，将剩余存款用于发放贷款，贷款又形成存款，如此循环往复，形成货币总供给。从货币创造过程可以看出，贷款是货币创造最为重要的环节之一，与货币供给具有非常强的一致性。因此，通过 M2 的加速度与 GDP 之比测算信贷脉冲具有合理性。但考虑到 M2 的加速度与广义信贷增量的口径不一致，所以两种测算方法的结果在波幅上会有一些差别。

信贷脉冲使用货币供应量 M2 的加速度除以名义 GDP 计算，具体公式是：

$$\text{信贷脉冲} = [(M2_t - M2_{t-1}) - (M2_{t-1} - M2_{t-2})] / \text{名义GDP}$$

3. 利率（R），使用银行 5 年期贷款利率表示，为月度数据。

广义货币 M2 来自于中国人民银行官方网站，银行 5 年期贷款利率来源于 CEIC 中国经济数据库，全国每月商品房销售金额和商品房销售面积皆来自于中国国家统计局，名义 GDP 也来源于国家统计局。样本为 2000 年 1 月至 2020 年 12 月的月度数据。

具体变量如表 4-1 所示。

表 4-1 VAR 模型所用变量

变量名	符号	变量描述
房地产价格增速	dhp	商品住房平均销售价格增速
信贷脉冲	xdmc	广义信贷增量占 GDP 比重的变化
利率	r	5 年以上贷款基准利率

4.2.2 变量的数据处理

在实证分析之前，要对数据进行一些处理。首先要消除通货膨胀的影响，由于本文所选数据为 2000-2020 年月度数据，因此以 2000 年 1 月为基期，计算出 2000 年 2 月至 2020 年 12 月份的 CPI 定基数据，利用计算出来的 CPI 定基数据来消除各个变量的通货膨胀。分别用 DHP、XDMC 和 R 分别来表示房地产价格增速，信贷脉冲和银行信贷利率。

下图给出了信贷脉冲和房地产价格变化趋势图

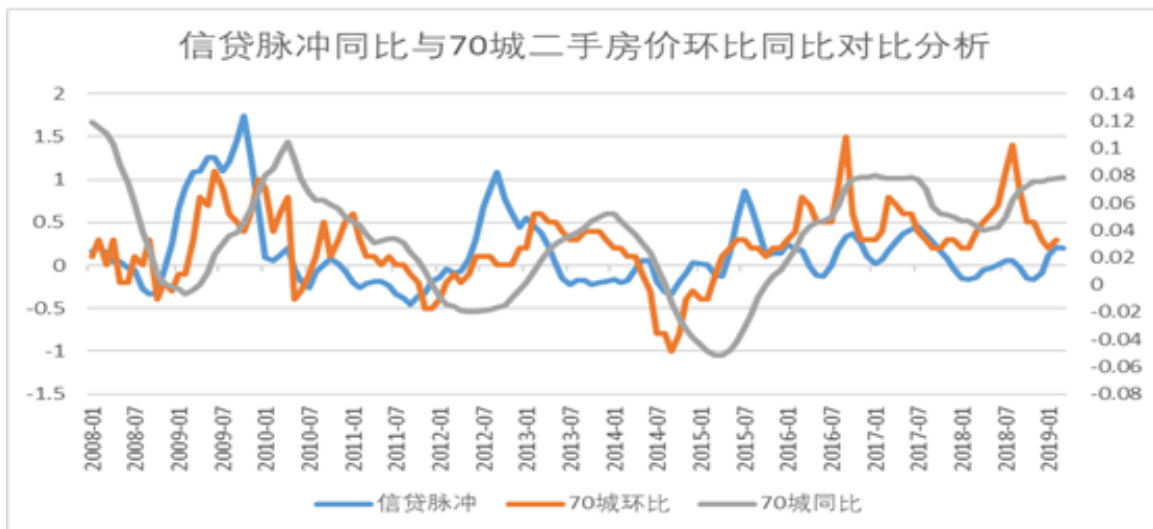


图 4-1 信贷脉冲与房地产价格对比 (%)

由图 4-1 可知，信贷脉冲具有高波动性特点，但是从变动趋势来看，信贷脉冲和房地产价格波动呈现较高相关性，并且从图可以看出信贷脉冲变化大概领先房地产价格变化 3 个季度左右，即 9 个月左右。

4.2.3 一二三线城市划分

35 个大中城市的等级划分为四个一线城市，包括北京、上海、广州和深圳；共有 24 个二线城市，包括天津、太原、沈阳、杭州、长沙、南宁、宁波、哈尔滨、南京、合肥、大连、峡口、南昌、石家庄、成都、昆明、西安、福州、济南、青岛、郑州、长春、武汉、重庆；有七个三线城市，包括兰州、乌鲁木齐、西宁、海口、银川、呼和浩特和贵阳。这将始终是本文实证部分城市划分的标准。

4.3 全国信贷脉冲对房地产价格增速影响

4.3.1 平稳性检验

首先对变量进行单位根检验，因为非平稳时间序列容易产生伪回归问题，因此为了避免伪回归，要对变量的平稳性进行检验。

表 4-2 全国单位根检验结果

变量名称	t 统计量	1%临界值	5%临界值	10%临界值	P 值	是否平稳
dhp	-4.1351	-3.4572	-2.8732	-2.5731	0.0010	平稳
xdmc	-6.3725	-3.4572	-2.8732	-2.5731	0.0000	平稳
r	-4.4966	-3.9945	-3.4275	-3.1371	0.0018	平稳

通过表 4-2 中的数据可以看出，dhp、xdmc 和 r 在 5%显著性水平下拒绝原假设，说明 dhp、xdmc 和 r 为平稳序列。可以进行协整分析。

4.3.2 协整检验

所谓的协整分析是一种针对在序列组中是否存在特定的长期均衡关系的计量工具，研究对象为变量之间的平稳性以及牵动关系。在现实中大部分单个时间序列数据会出现异常，但是多个变量的情况下会具备一定的稳定性，再在此逻辑基础上可以总结出协整分析方式

可以对“伪回归”这一问题具备一定现实意义。协整分析的经济意义体现在，各个具备长期波动规律的变量之间是否协整是影响均衡关系稳定性的核心因素，当其受到一次攻击时会导致协整变量偏离均衡态，但是在后续的长期发展过程中会自动复位。所以，结合上述理念可以建立通过分析部分变量的波动研究其他变量的波动的研究规划方案。

在进行检验方法选择时，因为本次进行检验的样本数量较少，且所涉及的变量为 *dhp*、*xdmc* 和 *r* 三个，所以经过考虑之后可以选择 Johansen—Juslius 进行样本的检测工作。检验流程为依据 SIC 统计量最小化原则进行最佳滞后阶数的确定利用 Eviews9.0 软件分析得到的结果整理见表 4-3:

表 4-3 全国 J-J 协整检验

Hypothesized				
No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05Critical Value	Prob.
None *	0.2634	128.4462	29.7971	0.0000
At most 1 *	0.1578	52.0262	15.4947	0.0000
At most 2 *	0.0357	9.0792	3.8415	0.0026

通过表 4-3 中的数据可以看出临界值为 5%，迹统计量大于临界值，继而得出存在三个协整关系，所以三个变量之间存在协整关系。

4.3.3 格兰杰因果检验

格兰杰因果检验主要检验变量之间因果关系的一种检验，下面对各变量之间因果关系进行检验。检验结果如表 4-4 所示:

表 4-4 全国格兰杰因果检验

Ho: Granger 因果性	F 统计量	P 值	结论
XDMC 不是 DHP 的格兰杰原因	21.1062	0.0000	拒绝
DHP 不是 XDMC 的格兰杰原因	0.0268	0.8700	接受
R 不是 DHP 的格兰杰原因	7.2094	0.0077	拒绝
DHP 不是 R 的格兰杰原因	0.4041	0.5256	接受
R 不是 XDMC 的格兰杰原因	5.8791	0.0032	拒绝
XDMC 不是 R 的格兰杰原因	0.3300	0.5662	接受

由表 4-4 可知，信贷脉冲（xdmc）不是房地产价格增速（dhp）的格兰杰原因对应的 P 值为 0.0000 小于 0.05，拒绝原假设，说明信贷脉冲（xdmc）是房地产价格增速（dhp）的格兰杰原因。房地产价格增速（dhp）不是信贷脉冲（xdmc）的格兰杰原因对应的 P 值为 0.8700 大于 0.05，不能拒绝原假设，说明房地产价格增速（dhp）不是信贷脉冲（xdmc）的格兰杰原因。由此可见，信贷脉冲（xdmc）和房地产价格增速（dhp）存在单向相互影响关系。

利率（r）不是房地产价格增速（dhp）的格兰杰原因对应的 P 值为 0.0077 大于 0.05，拒绝原假设，说明利率（r）是房地产价格增速（dhp）。房地产价格增速（dhp）不是利率（r）的格兰杰原因对应的 P 值为 0.5256 大于 0.05，不能拒绝原假设，说明房地产价格增速（dhp）不是利率（r）。由此可见，利率（r）和房地产价格增速（dhp）存在单向相互影响关系。

利率（r）不是信贷脉冲（xdmc）的格兰杰原因对应的 P 值为 0.0032 小于 0.05，拒绝原假设，说明利率（r）是信贷脉冲（xdmc）的格兰杰原因。信贷脉冲（xdmc）不是利率（r）的格兰杰原因对应的 P 值为 0.5662 大于 0.05，不能拒绝原假设，说明信贷

脉冲 (xdmc) 不是利率 (r) 的格兰杰原因。由此可见, 利率 (r) 和信贷脉冲 (xdmc) 存在单向相互影响关系。

根据格兰杰因果检验结果可知, 信贷脉冲 (xdmc) 和利率 (r) 是房地产价格增速 (dhp) 的格兰杰原因, 会影响房地产价格增速。

4.3.4 VAR 模型建立

1、最优滞后阶数

表 4-5 全国最优滞后阶数选择

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-53.67303	NA	0.000317	0.457041	0.499542	0.47415
1	1302.007	2667.629	6.09E-09	-10.40328	-10.23328	-10.33485
2	1323.459	36.38024*	3.61e-09*	-10.92790*	-10.28547*	-10.38394
3	1348.457	41.69295	5.51E-09	-10.5037	-10.20619	-10.46163
4	1382.911	47.98071	4.84E-09	-10.63272	-10.20771	-10.61557*
5	1391.321	65.29446	3.94E-09	-10.83799	-10.15322	-10.55949
6	1401.099	15.73602	3.96E-09	-10.83324	-10.03199	-10.51443
7	1421.06	18.05765	3.94E-09	-10.83951	-9.992879	-10.5515
8	1428.182	12.80866	3.67E-09	-10.91276	-9.850233	-10.48503

为确定向量自回归阶数, 本文采用似然比检验 (LR)、最终预测误 (FPE)、赤池信息准则 (AIC)、施瓦茨准则 (SC) 和汉南一奎因信息准则 (HQ) 来综合取舍。表 4-5 为 VAR 模型的滞后阶数的分析结果, 其中 LR、FPE、AIC 和 SC 四种检测准则均支持最佳滞后阶数为 2。因此, 本文 VAR 模型的最佳滞后阶数选定为 2 阶。

AR 根图通常用来分析模型的稳定性，如果模型不稳定，则模型的结果就不具有可信性。图 4-2 是由 Eviews 软件得到的 AR 根图，从图 4-2 中可以看出，伴随矩阵的所有特征值均落在单位圆之内，表明模型稳定，可以继续进行的脉冲响应分析和方差分解。

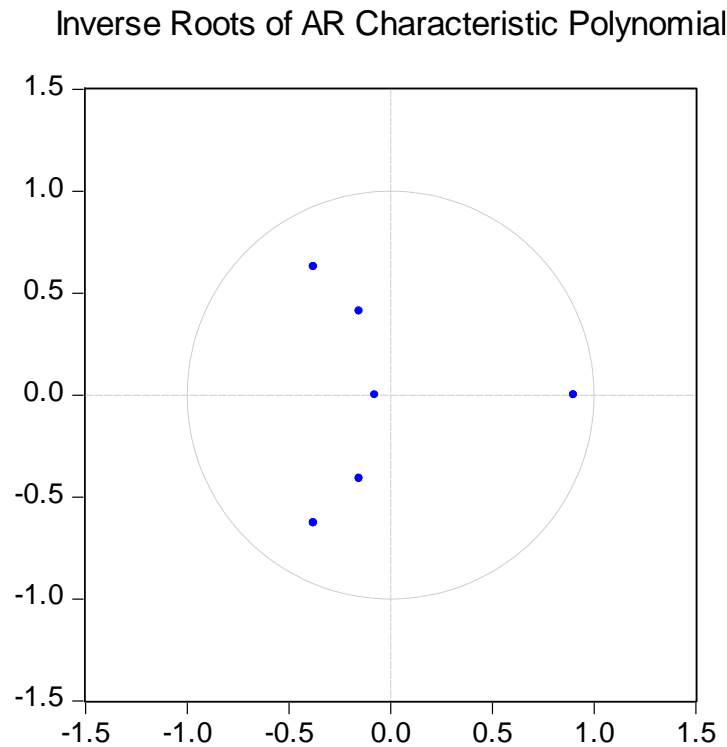


图 4-2 AR 特征多项式根图

2、VAR 模型估计

表 4-6 全国 VAR 模型估计结果

	DHP	XDMC	R
DHP(-1)	-0.128674 (0.05686) [-2.26313]	-0.025964 (0.01666) [-1.55833]	-0.121574 (0.83212) [-0.14610]
DHP(-2)	-0.208055 (0.05700)	0.018713 (0.01670)	-1.069427 (0.83416)

	DHP	XDMC	R
	[-3.65034]	[1.12038]	[-1.28204]
XDMC(-1)	1.002540 (0.18022)	-0.854698 (0.05281)	-1.250404 (2.63760)
	[5.56286]	[-16.1837]	[-0.47407]
XDMC(-2)	1.165666 (0.18268)	-0.547633 (0.05353)	-7.400216 (2.67361)
	[6.38089]	[-10.2298]	[-2.76787]
R(-1)	-0.003243 (0.00425)	-0.001306 (0.00124)	0.744507 (0.06214)
	[-0.76394]	[-1.04962]	[11.9816]
R(-2)	0.000936 (0.00424)	0.001921 (0.00124)	0.143484 (0.06205)
	[0.22067]	[1.54628]	[2.31245]
C	0.015896 (0.00738)	-0.001937 (0.00216)	0.369068 (0.10808)
	[2.15265]	[-0.89523]	[3.41488]
R-squared	0.240355	0.539659	0.766805
Adj. R-squared	0.221751	0.528386	0.761094
Sum sq. resids	0.336799	0.028922	72.14090
S.E. equation	0.037077	0.010865	0.542635
F-statistic	12.91982	47.86909	134.2702
Log likelihood	476.2573	785.5712	-199.9707
Akaike AIC	-3.724265	-6.179136	1.642625
Schwarz SC	-3.626225	-6.081097	1.740664
Mean dependent	0.006463	-7.47E-05	3.198630
S.D. dependent	0.042028	0.015821	1.110181

4.3.5 脉冲响应函数

脉冲响应函数能够将变量间的动态效应与交互作用直观地体现。因为同期相关性存在于全部内生变量的任意干扰项当中，所以一定要利用某种手段剔除这些扰动因素的互相作用，此次研究使用了 Cholesky 分解法解决上述问题。

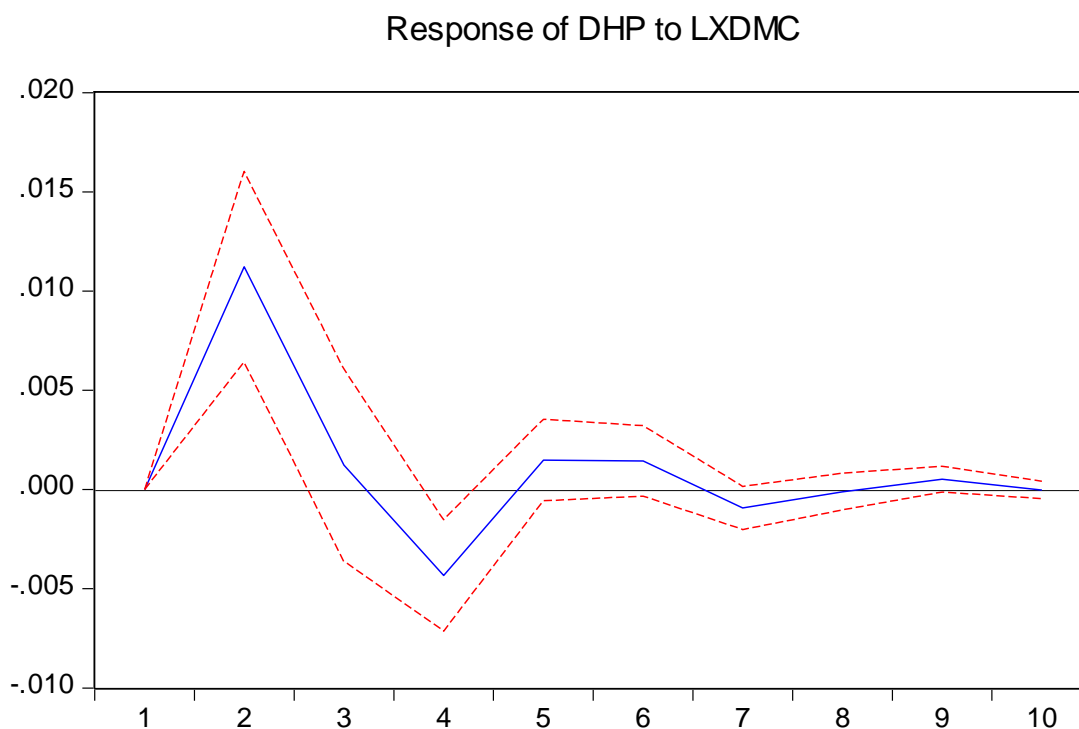


图 4-3 信贷脉冲对房地产价格增速的脉冲响应结果

信贷脉冲的冲击在当下不会对房地产价格增速造成很大影响，但经过一期后，信贷脉冲的冲击开始对房地产价格增速产生明显的正向作用，在第二期信贷脉冲的冲击对房地产价格增速的作用达到最大，然后从第三期开始效果减弱，到第四期达到最小之后，随后开始波动变化，逐渐收敛于 X 轴，总体来看信贷脉冲对房地产价格增速具有显著的影响，但是持续时间比较长。



图 4-4 利率对房地产价格增速的脉冲响应结果

最初利率的随机冲击并不明显，第二期开始对房地产价格增速略有正向作用，随后开始快速下降，第三期作用效果最大，达到最小，第四期之后作用开始慢慢减弱，冲击带来的效果缓慢平复。这说明利率对房地产价格增速有一定的负向影响，效果可能有所滞后，但是会逐渐体现。总体来看，利率的提升会抑制房价的上涨，效果持续时间比较长。

4.3.6 方差分解

所谓的方差分解可以理解为系统内部的某个变量遭受到一个标准差的冲击之后，通过对比变量的预测方差情况作为变量间的交互作用程度，该理念就是将系统内部的每一个内生变量的变动进行逐步分解，使其分解和随机扰动项相关的子变量，继而深入了解新息对于内生变量的相对重要性。通过 **Eviews9.0** 软件对五个变量因素进行方差的分解操作，得出的结果如下图和表所示。

Variance Decomposition of DHP

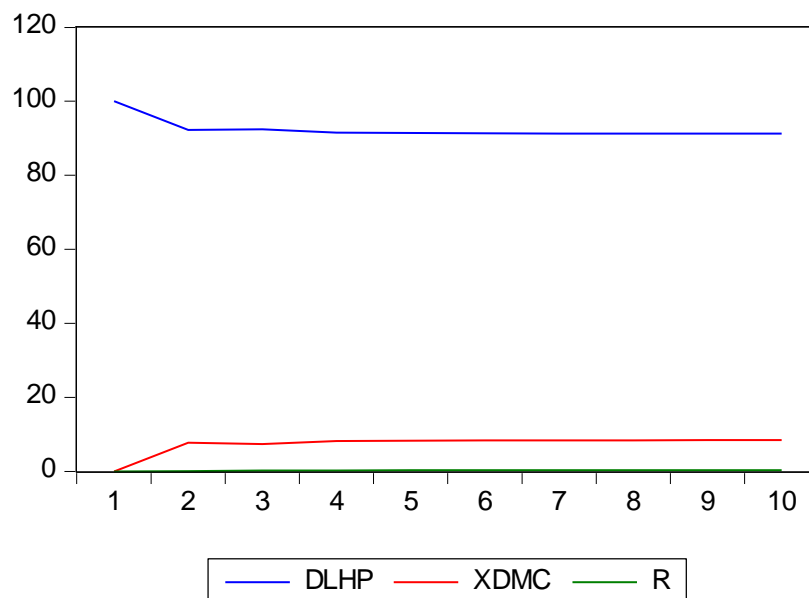


图 4-5 房地产价格的方差分解图

表 4-7 全国房地产价格增速（DHP）方差分解表

Period	S.E.		XDMC	R
1	0.038602	100	0	0
2	0.040415	92.28641	7.705293	0.008293
3	0.04166	92.40068	7.338358	0.260962
4	0.042205	91.53846	8.199657	0.26188
5	0.042301	91.44211	8.284394	0.2735
6	0.042421	91.36056	8.351849	0.287596
7	0.042433	91.30701	8.395325	0.297669
8	0.042448	91.31245	8.390071	0.297482
9	0.042453	91.29788	8.403206	0.298917
10	0.042455	91.29528	8.402595	0.302126

由图 4-5 和表 4-7 可知，房地产价格增速（DHP）对自身的贡献度最大，从 1 时刻 100% 下降为 10 时刻 91.3%；脉冲信贷（XDMC）对房地产价格增速（DHP）的贡献，从 1 时刻 0 上升为 10 时刻 8.4%；利率（R）对房地产价格增速（DHP）的贡献，从 1 时刻 0%，上升为 10 时刻 0.3%。由此可以看出，系统达到平稳时，脉冲信贷（XDMC）对房地产价格增速（DHP）的贡献比利率（R）对房地产价格增速（DHP）的贡献大。

4.4 一二三线城市信贷脉冲对房地产价格影响

4.4.1 平稳性检验

为了避免伪回归，首先对变量的平稳性进行检验。下面分别对一线房地产价格增速（dyhp）、二线房地产价格增速（dehp）、三线房地产价格增速（dshp）、信贷脉冲（xdmc）和利率（r）进行单位根的检验，检验结果如表 4-7 所示。

表 4-8 一二三线城市单位根检验结果

变量名称	t 统计量	1%临界值	5%临界值	10%临界值	P 值	是否平稳
dyhp	-10.2634	-3.4870	-2.8863	-2.5800	0.0000	平稳
dehp	-11.9931	-3.4866	-2.8861	-2.5799	0.0000	平稳
dshp	-8.5130	-3.4866	-2.8861	-2.5799	0.0000	平稳
xdmc	-6.3725	-3.4572	-2.8732	-2.5731	0.0000	平稳
r	-4.4966	-3.9945	-3.4275	-3.1371	0.0018	平稳

通过表 4-8 中的数据可以看出，dyhp、dehp、dshp、xdmc 和 r 在 5%显著性水平下拒绝原假设，说明五个变量为平稳序列，是同阶单整，可以进行协整分析。

4.4.2 协整检验

在进行检验方法选择时，因为本次进行检验的样本数量较少，且所涉及的变量为一二三线城市的房地产价格增速 dyhp、dehp、dshp 分别与信贷脉冲 xdmc 和利率 r 两个变量做协整检验，所以经过考虑之后可以选择 Johansen—Juslius 进行样本的检测工作。检验流程为依据 SIC 统计量最小化原则进行最佳滞后阶数的确定利用 Eviews9.0 软件分析得到的结果整理见表 4-9:

表 4-9 一二三线城市 J-J 协整检验

城市	Hypothesized	No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05Critical Value	Prob.
一线	None *	0.3317	79.1450	29.7971	0.0000	0.0000
城市	At most 1 *	0.2384	33.1987	15.4947	0.0000	0.0000
	At most 2 *	0.0186	2.1454	3.8415	0.1430	0.1430
二线	None *	0.3327	69.7936	29.7971	0.0000	0.0000
城市	At most 1 *	0.1741	23.6768	15.4947	0.0024	0.0024
	At most 2 *	0.0163	1.8768	3.8415	0.1707	0.1707
三线	None *	0.2156	49.8096	29.7971	0.0001	0.0001
城市	At most 1 *	0.1608	22.1305	15.4947	0.0043	0.0043
	At most 2	0.0187	2.1484	3.8415	0.1427	0.1427

通过表 4-9 中的数据可以看出一二三线城市临界值为 5%，迹统计量大于临界值，继而得出存在三个协整关系，所以一二三线城市三个变量之间存在协整关系。

4.4.3 格兰杰因果检验

格兰杰因果检验主要检验变量之间因果关系的一种检验，下面对各变量之间因果关系进行检验。检验结果如表 4-10 所示：

表 4-10 一二三线城市格兰杰因果检验

城市	Ho: Granger 因果性	F 统计量	P 值	结论
一线城市	XDMC 不是 DYHP 的格兰杰原因	4.9097	0.0287	拒绝
	DYHP 不是 XDMC 的格兰杰原因	8.3685	0.0046	拒绝
	R 不是 DYHP 的格兰杰原因	15.6914	0.0001	拒绝
	DYHP 不是 R 的格兰杰原因	6.5737	0.0116	拒绝
二线城市	XDMC 不是 DEHP 的格兰杰原因	14.7616	0.0002	拒绝
	DEHP 不是 XDMC 的格兰杰原因	0.8894	0.3476	接受
	R 不是 DEHP 的格兰杰原因	7.4831	0.0072	拒绝
	DEHP 不是 R 的格兰杰原因	1.1860	0.2784	接受
三线城市	XDMC 不是 DSHP 的格兰杰原因	8.1402	0.0051	拒绝
	DSHP 不是 XDMC 的格兰杰原因	0.4823	0.4888	接受
	R 不是 DSHP 的格兰杰原因	4.7753	0.0309	拒绝
	DSHP 不是 R 的格兰杰原因	0.0791	0.7791	接受

由表 4-10 可知，一线城市信贷脉冲（*xdmc*）不是房地产价格增速（*dyhp*）的格兰杰原因对应的 P 值为 0.0287 小于 0.05，拒绝原假设，说明信贷脉冲（*xdmc*）是房地产价格增速（*dyhp*）的格兰杰原因。房地产价格增速（*dyhp*）不是信贷脉冲（*xdmc*）的格兰杰原因对应的 P 值为 0.0046 小于 0.05，拒绝原假设，说明房地产价格增速（*dyhp*）是信贷脉冲（*xdmc*）的格兰杰原因。由此可见，一线城市信贷脉冲（*xdmc*）和房地产价格增速（*dyhp*）存在双向相互影响关系。二线城市信贷脉冲（*xdmc*）不是房地产价格增速（*dehp*）的格兰杰原因对应的 P 值为 0.0002 小于 0.05，拒绝原假设，说明信贷脉冲（*xdmc*）是房地产价格增速（*dehp*）的格兰杰原因。房地产价格增速（*dehp*）不是信贷脉冲（*xdmc*）的格兰杰原因对应的 P 值为 0.3476 大于 0.05，不能拒绝原假设，说明房

地产价格增速 (dehp) 不是信贷脉冲 (xdmc) 的格兰杰原因。由此可见, 二线城市信贷脉冲 (xdmc) 和房地产价格增速 (dehp) 也存在单向相互影响关系。三线城市信贷脉冲 (xdmc) 不是房地产价格 (dshp) 的格兰杰原因对应的 P 值为 0.0051 小于 0.05, 拒绝原假设, 说明信贷脉冲 (xdmc) 是房地产价格增速 (dshp) 的格兰杰原因。房地产价格增速 (dshp) 不是信贷脉冲 (xdmc) 的格兰杰原因对应的 P 值为 0.4888 大于 0.05, 不能拒绝原假设, 说明房地产价格增速 (dshp) 不是信贷脉冲 (xdmc) 的格兰杰原因。由此可见, 三线城市信贷脉冲 (xdmc) 和房地产价格增速 (dshp) 也存在单向相互影响关系。

一线城市利率 (r) 不是房地产价格增速 (dyhp) 的格兰杰原因对应的 P 值为 0.0001 小于 0.05, 拒绝原假设, 说明利率 (r) 是房地产价格增速 (dyhp) 影响的原因。房地产价格增速 (dyhp) 不是利率 (r) 的格兰杰原因对应的 P 值为 0.0116 小于 0.05, 拒绝原假设, 说明房地产价格增速 (dyhp) 是利率 (r) 影响的原因。由此可见, 一线城市利率 (r) 和房地产价格增速 (dyhp) 存在双向影响关系。二线城市利率 (r) 不是房地产价格 (dehp) 的格兰杰原因对应的 P 值为 0.0072 小于 0.05, 拒绝原假设, 说明利率 (r) 是房地产价格增速 (dehp) 影响的原因。房地产价格增速 (dehp) 不是利率 (r) 的格兰杰原因对应的 P 值为 0.2784 大于 0.05, 不能拒绝原假设, 说明房地产价格增速 (dehp) 不是利率 (r) 影响的原因。由此可见, 二线城市利率 (r) 和房地产价格增速 (dehp) 也存在单向相互影响关系。三线城市利率 (r) 不是房地产价格增速 (dshp) 的格兰杰原因对应的 P 值为 0.0309 小于 0.05, 拒绝原假设, 说明利率 (r) 是房地产价格增速 (dshp) 影响的原因。房地产价格 (dshp) 不是利率 (r) 的格兰杰原因对应的 P 值为 0.7791 大于

0.05，不能拒绝原假设，说明房地产价格增速（ $dshp$ ）不是利率（ r ）影响的原因。由此可见，三线城市利率（ r ）和房地产价格增速（ $dshp$ ）也存在单向相互影响关系。

根据格兰杰因果检验结果可知，一线城市信贷脉冲（ $xdmc$ ）、利率（ r ）与房地产价格增速（ $dyhp$ ）互为格兰杰原因，是双向影响的关系。而二三线城市信贷脉冲（ $xdmc$ ）、利率（ r ）是房地产价格增速（ dhp ）的格兰杰原因，会影响房地产价格增速。这与全国数据做出来的结果一致。

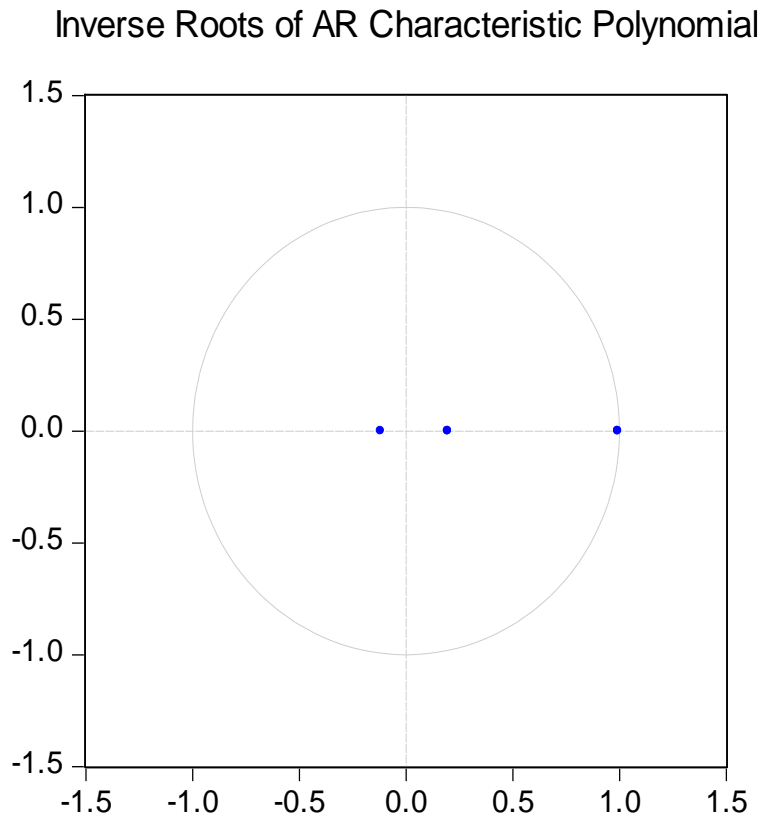
4.4.4 VAR 模型建立

表 4-11 最优滞后阶数选择

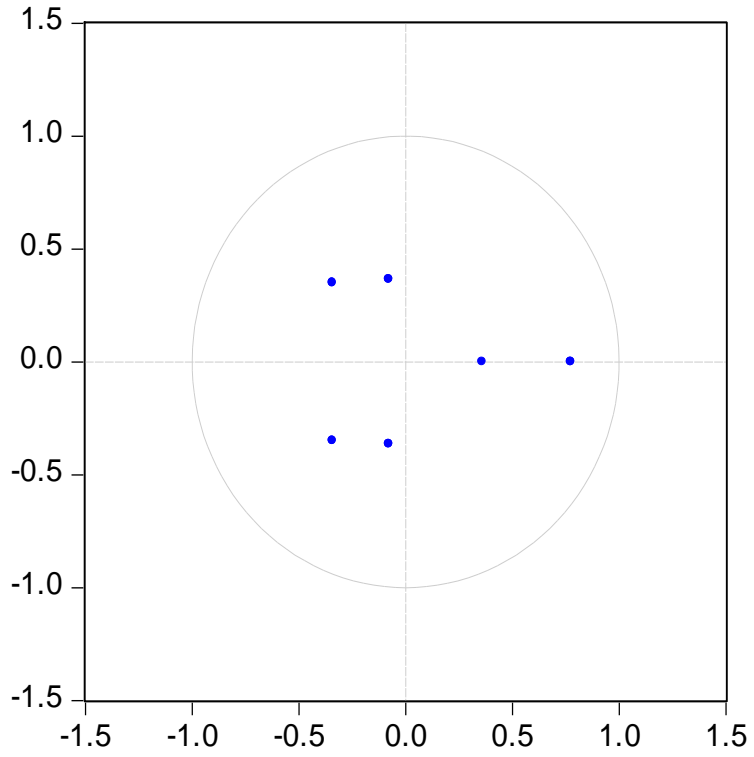
城 市	Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
一 线 城 市	0	310.4105	NA	8.29E-07	-5.48947	-5.41666	-5.45993
	1	954.8832	1242.912	9.78e-12*	-16.83720*	-16.54593*	-16.71902*
	2	961.4426	12.2989	1.02E-11	-16.7936	-16.2839	-16.5868
	3	966.3808	8.994499	1.10E-11	-16.7211	-15.9929	-16.4256
	4	969.5943	5.681132	1.22E-11	-16.6178	-15.6711	-16.2337
	5	974.742	8.82466	1.31E-11	-16.549	-15.3839	-16.0763
	6	981.1104	10.57597	1.38E-11	-16.502	-15.1185	-15.9406
二 线 城 市	0	523.2242	NA	1.54E-07	-7.175507	-7.113919	-7.150482
	1	618.929	186.1293	4.64E-08	-8.371434	-8.125084*	-8.271334
	2	633.0869	19.22293*	2.69e-08*	-8.926605*	-8.011465	-8.514495*
	3	659.5959	49.36151	3.40E-08	-8.684081	-8.068205	-8.267402
	4	679.8871	36.94397	2.91E-08	-8.839822	-8.039183	-8.43383
	5	687.4655	13.48445	2.97E-08	-8.820214	-7.834813	-8.419812
	6	695.027	13.14122	3.04E-08	-8.800372	-7.630208	-8.324895
三 线 城 市	0	599.9059	NA	4.28E-09	-10.7551	-10.6818	-10.7254
	1	877.3481	534.8886	3.40E-11	-15.5919	-15.29894*	-15.47303*
	2	886.4845	17.12049*	3.39e-11*	-15.59432*	-15.0817	-15.3864
	3	893.4104	12.60382	3.52E-11	-15.5569	-14.8246	-15.2599
	4	895.732	4.099415	3.98E-11	-15.4366	-14.4846	-15.0504
	5	902.5726	11.70911	4.15E-11	-15.3977	-14.226	-14.9224
	6	907.1786	7.635279	4.51E-11	-15.3185	-13.9272	-14.7541

为确定向量自回归阶数，本文采用似然比检验（LR）、最终预测误(FPE)、赤池信息准则（AIC）、施瓦茨准则（SC）和汉南一奎因信息准则(HQ)来综合取舍。表 4-11 为 VAR 模型的滞后阶数的分析结果，按照星越多越好的准则。本文一线城市应该选择 1 阶为最优滞后阶数，二三线城市应该选择 2 阶为最优滞后阶数。

AR 根图通常用来分析模型的稳定性，如果模型不稳定，则模型的结果就不具有可信性。图 4-5 是由 Eviews 软件得到的 AR 根图，从图 4-6 中可以看出，伴随矩阵的所有特征值均落在单位圆之内，表明模型稳定，可以继续脉冲响应分析和方差分解。



Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial

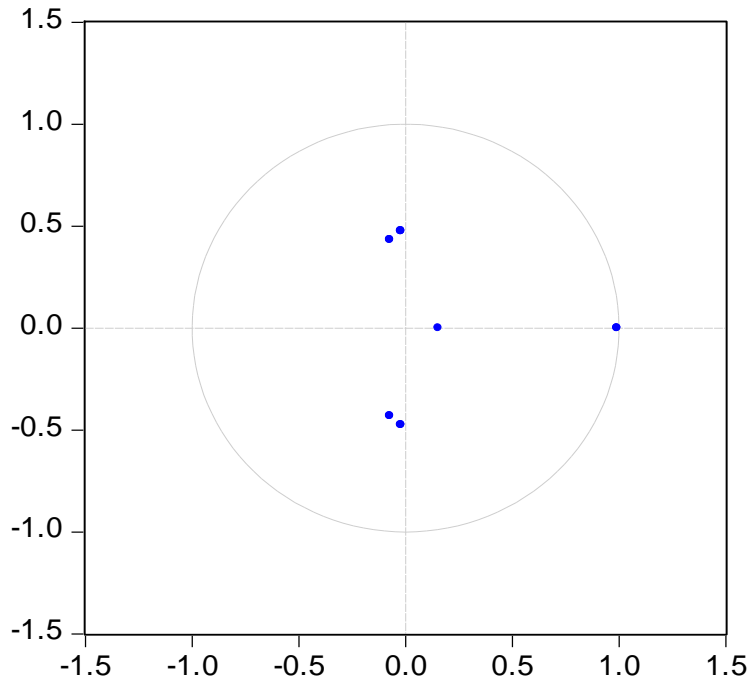
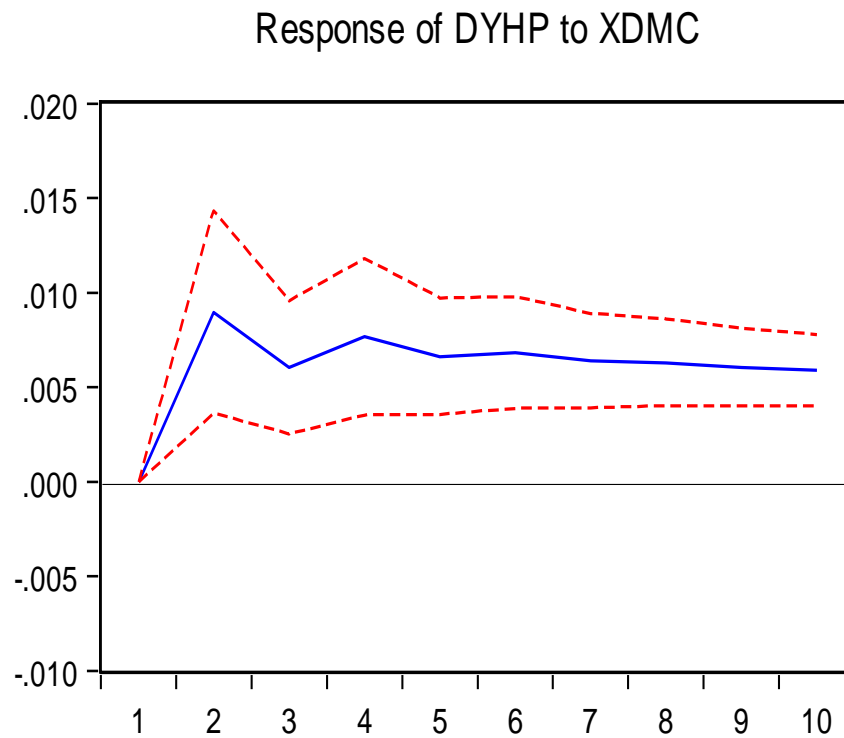


图 4-6 AR 特征多项式根图

4.4.5 脉冲响应函数

脉冲响应函数能够将变量间的动态效应与交互作用直观地体现。因为同期相关性存在于全部内生变量的任意干扰项当中，所以一定要利用某种手段剔除这些扰动因素的互相作用，此次研究使用了 Cholesky 分解法解决上述问题。基于 VAR 模型，本文可以构建一线、二线和三线城市的脉冲响应函数，图 4-7 就是房地产价格增速对各地区信贷脉冲冲击下的脉冲响应函数。其中横轴表示响应时期数，纵轴表示响应函数值的大小，红包虚线为正负两倍的标准差偏离带。



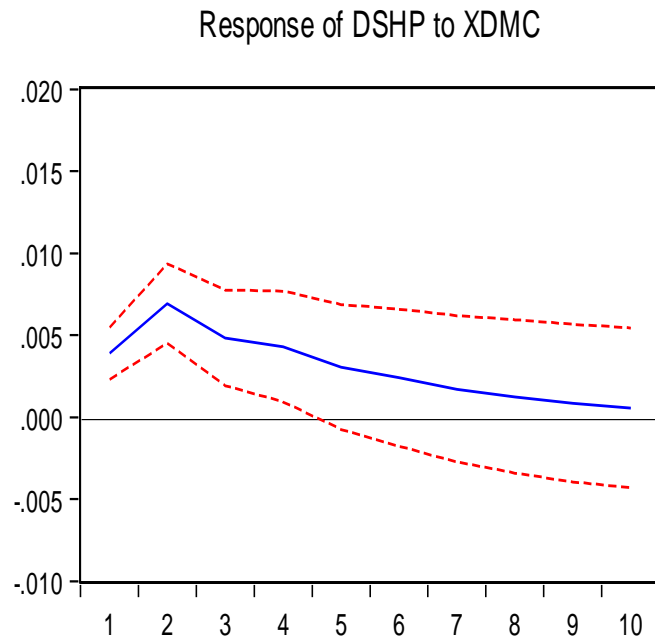
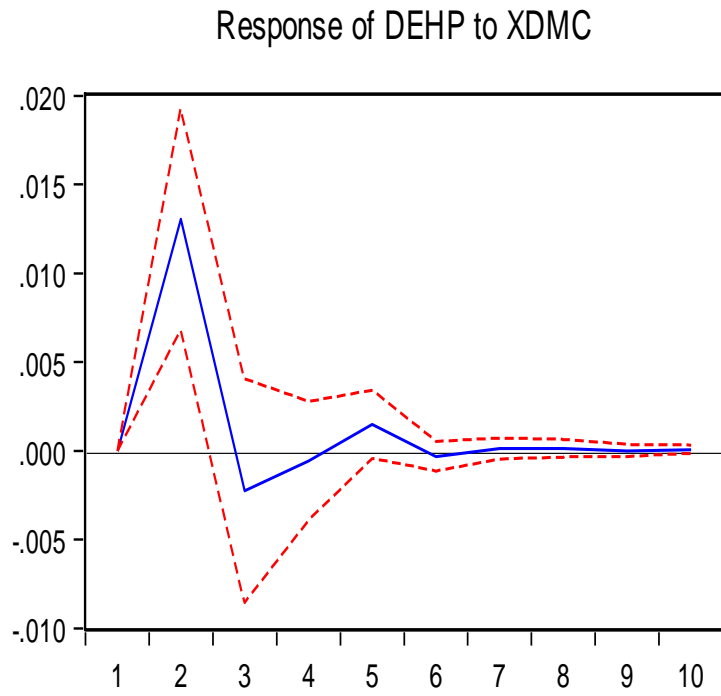


图 4-7 信贷脉冲对一二三线城市房地产价格增速的脉冲响应结果

由图 4-7 可知，从一线城市、二线城市和三线城市的脉冲响应情况来看，信贷脉冲对房地产价格增速在响应的方向、敏感度和幅度方面都呈现出显著的差异。

(1) 从方向上来看，一线、二线和三线城市房地产价格增速对信贷脉冲的冲击基本上（只有二线城市在第 3 期略为负）呈现正向响应，即扩张性的货币政策会导致房价增速上升，紧缩性的货币政策会导致房价增速下降。

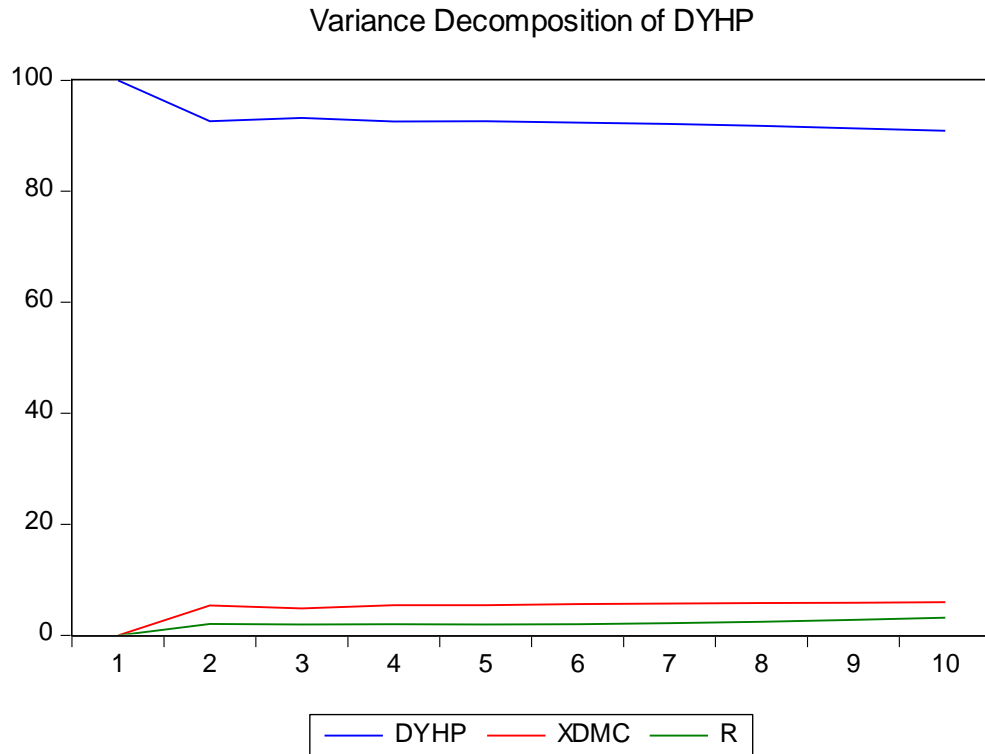
(2) 从敏感程度上来看，一线城市的房地产价格增速对信贷脉冲冲击的敏感度最高，于第 2 期达到 0.019 的波峰。说明该地区房地产价格增速对货币供应量的反应更迅速，短期内房价变化更快。其次是二线城市和三线城市，基本上都是在第 2 期达到波峰，数值分别为 0.014 和 0.008。三线城市的敏感度最弱，这说明对于三线城市而言，信贷脉冲短期对房地产价格调控有限。

(3) 从响应幅度上来看，按照脉冲响应变动幅度对各城市排序，由强到弱依次为：一线 > 二线 > 三线。房地产价格增速在受到信贷脉冲冲击时，短期内一线城市的房价增速变动最大，随后处于缓慢波动下降态势；而长期来看，房价受信贷脉冲影响的波动幅度不大。对于二线城市，房地产价格增速在第 2 期达到峰值后，价格迅速下降。最终稳定在 x 轴附近。而三线城市的房地产价格增速较一线和二线地区波动较为缓和，但始终保持正向响应。房地产价格的响应在第 2 期达到 0.008 的峰值后，逐渐收敛于 X 轴。这说明信贷脉冲对三线城市的房地产价格影响较弱但持续时间较长。

4.4.6 方差分解

所谓的方差分解可以理解为系统内部的某个变量遭受到一个标准差的冲击之后，通过对比变量的预测方差情况作为变量间的交互作用程度，该理念就是将系统内部的每一个内

生变量的变动进行逐步分解，使其分解和随机扰动项相关的子变量，继而深入了解新息对于内生变量的相对重要性。通过 Eviews9.0 软件对三个变量因素进行方差的分解操作，得出的结果如下图和表所示。



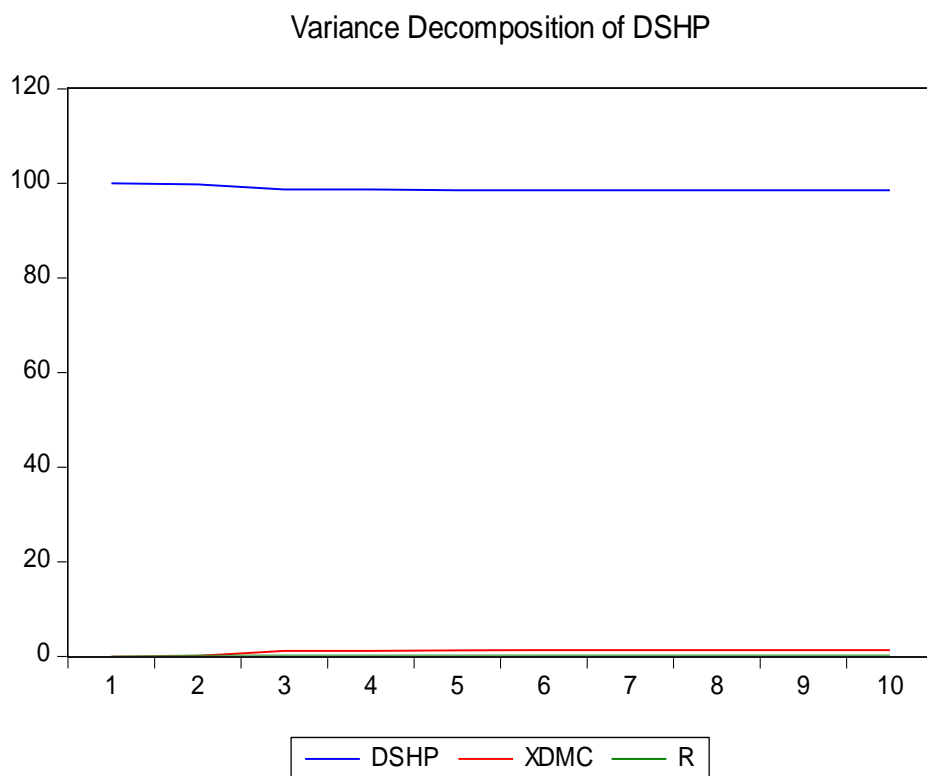
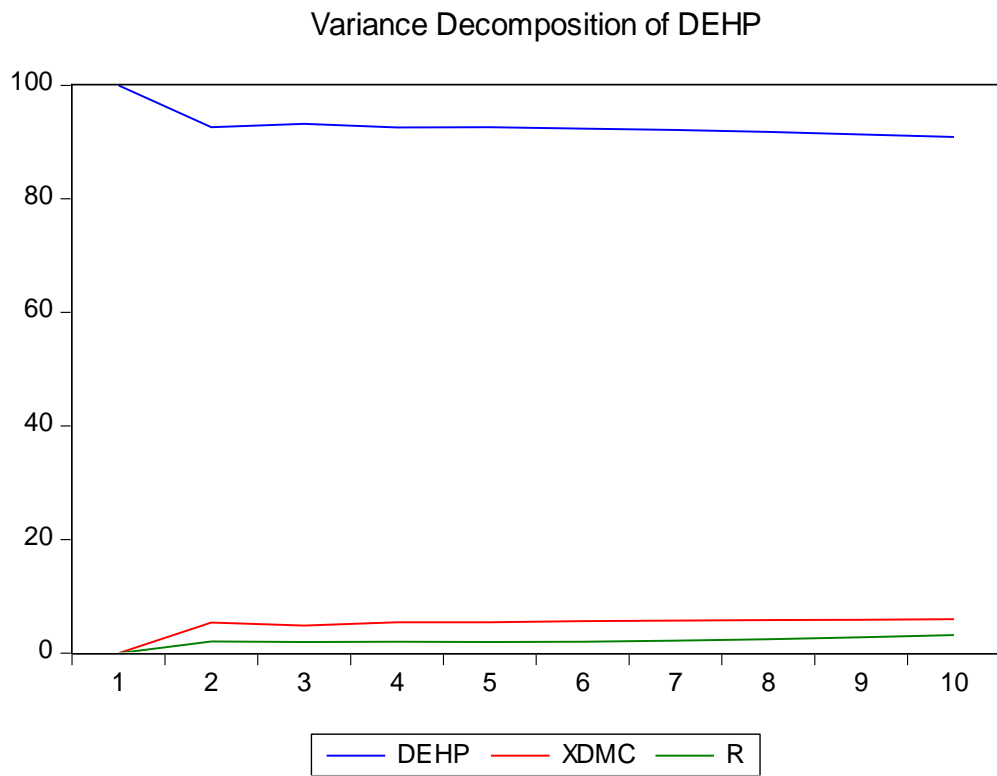


图 4-8 一二三线城市房地产价格增速的方差分解图

表 4-12 一线城市房地产价格增速（DYHP）方差分解表

Period	S.E.	DYHP	XDMC	R
1	0.03735	100	0	0
2	0.04303	89.51015	10.17110	0.31875
3	0.04328	88.87108	10.33716	0.79176
4	0.04334	88.87082	10.32698	0.80221
5	0.04340	88.77663	10.41746	0.80591
6	0.04341	88.76258	10.41815	0.81927
7	0.04341	88.76164	10.41884	0.81952
8	0.04341	88.75950	10.41954	0.82096
9	0.04341	88.75889	10.41938	0.82173
10	0.04341	88.75846	10.41952	0.82203

由图 4-8 和表 4-12 可知，一线城市房地产价格增速（DYHP）对自身的贡献度最大，从 1 时刻 100% 下降为 10 时刻 88.76%；脉冲信贷（XDMC）对一线房地产价格增速（DYHP）的贡献，从 1 时刻 0 上升为 10 时刻 10.42%；利率（R）对一线房地产价格增速（DYHP）的贡献，从 1 时刻 0%，上升为 10 时刻 0.82%。由此可以看出，系统达到平稳时，脉冲信贷（XDMC）对一线房地产价格增速（DYHP）的贡献比利率（R）对一线房地产价格增速（DYHP）的贡献大。

表 4-13 二线城市房地产价格增速（DEHP）方差分解表

Period	S.E.	DEHP	XDMC	R
1	0.035711	100	0	0
2	0.04191	92.60801	5.36476	2.02723
3	0.04623	93.22812	4.81405	1.95783
4	0.04746	92.58276	5.42545	1.99179
5	0.04827	92.64030	5.42012	1.93958
6	0.04861	92.39724	5.62201	1.98075
7	0.04888	92.13953	5.69430	2.16618
8	0.04905	91.76826	5.80574	2.42601
9	0.04922	91.34798	5.87547	2.77655
10	0.04937	90.88073	5.94940	3.16988

由图 4-8 和表 4-13 可知，二线城市房地产价格增速（DEHP）对自身的贡献度最大，从 1 时刻 100% 下降为 10 时刻 90.88%；脉冲信贷（XDMC）对二线房地产价格增速（DEHP）的贡献，从 1 时刻 0 上升为 10 时刻 5.95%；利率（R）对二线房地产价格（DEHP）的贡献，从 1 时刻 0%，上升为 10 时刻 3.17%。由此可以看出，系统达到平稳时，脉冲信贷（XDMC）对二线房地产价格增速（DEHP）的贡献比利率（R）对二线房地产价格增速（DEHP）的贡献大。

表 4-14 三线城市房地产价格增速（DSHP）方差分解表

Period	S.E.	DSHP	XDMC	R
1	0.006215	100	0	0
2	0.00623	99.77423	0.07427	0.15150
3	0.00649	98.73173	1.12884	0.13944
4	0.00650	98.71231	1.13549	0.15220
5	0.00652	98.55456	1.29403	0.15141
6	0.00652	98.54743	1.30104	0.15153
7	0.00652	98.53367	1.31462	0.15171
8	0.00652	98.53213	1.31579	0.15208
9	0.00652	98.53131	1.31648	0.15222
10	0.00652	98.53098	1.31667	0.15235

由图 4-8 和表 4-14 可知，三线城市房地产价格增速（DSHP）对自身的贡献度最大，从 1 时刻 100% 下降为 10 时刻 98.53%；脉冲信贷（XDMC）对三线房地产价格增速（DSHP）的贡献，从 1 时刻 0 上升为 10 时刻 1.32%；利率（R）对三线房地产价格增速（DSHP）的贡献，从 1 时刻 0%，上升为 10 时刻 0.15%。由此可以看出，系统达到平稳时，脉冲信贷（XDMC）对三线房地产价格增速（DSHP）的贡献比利率（R）对三线房地产价格增速（DSHP）的贡献大。

4.5 研究结论与建议

4.5.1 研究结论

本节通过利用 VAR 对全国、一线城市、二线城市和三线城市信贷脉冲和房地产价格增速之间关系研究进行研究得到如下结论：

1、从信贷脉冲和房地产价格增速相互关系来看，信贷脉冲和房地产价格增速波动呈现较高相关性，并且信贷脉冲变化大概领先房地产价格增速变化 3 个季度左右，即 9 个月左右。

2、就全国而言，房地产价格增速、信贷脉冲和利率存在长期均衡协整关系。信贷脉冲和利率为房地产价格的格兰杰原因。从脉冲响应来看，信贷脉冲的冲击在当下不会对房地产价格增速造成很大影响，但经过一期后，信贷脉冲的冲击开始对房地产价格增速产生明显的正向作用，在第二期信贷脉冲的冲击对房地产价格增速的作用达到最大，然后从第三期开始效果减弱，到第四期达到最小之后，显著的正向影响，但是持续时间也比较长。从方差分解来看，脉冲信贷（XDMC）对房地产价格增速（DHP）的贡献，从 1 时刻 0 上升为 10 时刻 8.4%，相较于利率信贷脉冲对房地产价格增速波动的贡献较大。

3、就一线、二线、三线城市而言，三类城市房地产价格增速、信贷脉冲和利率也存在长期均衡协整关系。一线城市信贷脉冲、利率与房地产价格增速互为格兰杰原因，二线城市和三线城市信贷脉冲和利率为房地产价格增速的格兰杰原因。从脉冲响应来看，信贷脉冲对一线、二线和三线城市房地产价格增速在响应的方向、敏感度和幅度方面都呈现出显著的差异：（1）从方向上来看，一线、二线和三线城市房地产价格增速对信贷脉冲的冲击呈现正向响应，即扩张性的货币政策会导致房价增速上升，紧缩性的货币政策会导致房价增速下降。（2）从敏感程度上来看，一线城市的房地产价格增速对信贷脉冲冲击的敏感度最高，于第 2 期达到 0.019 的波峰。说明该地区房地产价格增速对货币供应量的反应更迅速，短期内房价变化更快。其次是二线城市和三线城市，基本上都是在第 2 期达到波峰，数值分别为 0.014 和 0.008。三线城市的敏感度最弱，这说明对于三线城市而言，信贷脉冲

短期对房地产价格调控有限。(3)从响应幅度上来看,按照脉冲响应变动幅度对各城市排序,由强到弱依次为:一线>二线>三线。房地产价格增速在受到信贷脉冲冲击时,短期内一线城市的房价增速变动最大,随后处于缓慢波动下降态势;而长期来看,房价受信贷脉冲影响的波动幅度不大。对于二线城市,房地产价格增速在第2期达到峰值后,价格迅速下降。最终稳定在x轴附近。而三线城市的房地产价格增速较一线和二线地区波动较为缓和,但始终保持正向响应。房地产价格的响应在第2期达到0.008的峰值后,逐渐收敛于X轴。这说明信贷脉冲对三线城市的房地产价格影响较弱但持续时间较长。从方差分解来看,一线城市信贷脉冲对房地产价格增速波动的贡献最大,其次是二线城市和三线城市。

4.5.2 建议

1、因地制宜采取信贷政策和监管策略

政府在调控房地产市场时,通常会采取信贷政策和货币政策来调控信贷脉冲,合理控制房地产行业的银行信贷总量。除了通过信贷政策对信贷脉冲进行调控,我国采取的调控政策还包括货币政策,比如对存款准备金率和基准利率的调整。但由于存款准备金率和基准利率所涉及的金融服务范围非常广,除了影响房地产行业以外,更会直接对整个社会的资金流动性产生重大影响,宏观经济发展也会随之产生巨大变动。对银行信贷而言,尤其是信贷规模的调控对房地产价格的影响是非常显著的,也正因为此,对银行规模的调整也需要更加慎重。从实证分析中可以看到不同的城市中,信贷脉冲对房地产价格的影响是不一致的。通常情况下,当信贷脉冲较大,信贷环境过于宽松,则会导致房地产行业市场迅速升温,激发更多人购房的欲望,房地产价格会被迅速抬高;而信贷脉冲收得过紧,市场上资

金流动性不足，则会导致房地产行业萎缩，企业的借贷成本和风险增长，同时也面临非房地产贷款资金违规流入市场的情况，导致房地产行业金融规模的失控。

同时监管部门也要注意贷款资金的流向，要关注非房地产企业的日常经营性贷款和个人消费贷款违规流入房地产市场，成为个人买房所需要支付的房款等用途。如果不对违规资金的来源和流向及时查堵，做好事前、事中和事后的管理，那么政府对银行规模的调控会失去其原有的效果，对其他行业的信贷资源造成挤压，甚至会影响整个宏观经济形势的发展。

此外，由于信贷政策和货币政策从实施到产生调整效果存在一定的时滞性，因此在对房地产价格进行调控时要注意调整力度和调整时限，一旦调整过度会持续不断地对房地产市场叠加调控效果，到了中后期政策的刺激作用会被不断放大。当房地产价格的上升趋势已经得到遏制开始缓和，要适当对政策做出调整，保持房地产行业的健康稳定发展。

2、调整市场供需结构

近年来一线城市的房地产价格持续快速上涨，很大程度上受到供求关系的影响。从供给的角度来看，政府应当重视对房地产供给结构的调整，在保障性住房、普通商品房、高档住宅等不同房地产资源中维持合理比例。同时还要完善住房保障体系，完善住房公积金制度，发展经济适用房制度，推进廉租房制度，在合理范围内开展商品房限购限售。同时对于参与经济适用房和廉租房公租房建设的房地产开发企业可以适当提供相对优惠的信贷政策，推动房地产市场中更多的开发企业参与到住房保障体系的建设中来；而对于建造高档住宅的房地产开发企业，则应当严格执行政策要求，做好信贷资源的合理有效分配。

从需求的角度来看，政府应当采取相对合理的限购模式，抑制市场上对房地产的投资性购房需求，将更多的房地产资源提供给刚性购房需求和保障性购房需求，缓解市场上的供求紧张。同时在银行信贷资源中，也应当对刚性购房需求和保障性购房需求给予适当的优惠政策，而对于投资性购房的信贷需求则应当在信贷规模、利率和政策中予以一定的调控，避免大量投资性购房行为挤占了刚性需求和保障性需求的资源。

3、加强房地产金融领域的系统性风险控制

从历史上看，国内外的所经历过的房地产泡沫都对金融领域，特别是银行信贷产生巨大影响，90年代的日本房地产泡沫、08年的美国次贷危机、98年的海南发展银行关闭清算，每一次房地产泡沫的破灭都对本国或地区的经济造成了重创，甚至会造成世界范围内的金融危机。在我国市场经济的发展过程中，必然会出现周期性的波动，而这也会对房地产行业造成冲击，进而对银行信贷的风险带来显著的影响。而一旦银行信贷风险加大，银行就面临着信贷违约引发的资金危机，最终会产生大量挤兑，产生系统性风险。而一线城市更是我国国民经济发展过程中的强大动力，一线城市的金融体系对于我国各行各业的发展都有着至关重要的作用。因此必须加强对一线城市房地产金融领域的风险防控，拒绝系统性风险的“黑天鹅”事件发生。

4、降低房地产资产属性的附加值

房地产开发商的投机行为，例如囤积土地、捂盘惜售等，会导致市场上的房地产资源供给出现紧张，待房地产价格达到一定的峰值时出售房地产赚取更多的利润。而房地产开发周期的延长，也会导致银行信贷资金的风险大幅上升。

因此，建立科学有效的房地产市场供给结构，需要土地管理部门、市场监管局与金融监管部门形成合力，形成相应的规章制度，由金融机构做好贷前审批、贷中追踪和贷后审计，准确评估房地产开发企业的信用条件和资质。银行机构要根据实际情况审慎放贷，确保信贷资金用于正常的房地产开发项目，严格做好贷款展期和滚动授信的审核，避免信贷资金被投机型房地产开发企业所利用。

同时也要推动公租房和廉租房项目，推动房地产市场的租赁市场全面发展，解决城市人才的居住问题。大力发展保障性住房项目建设，让更多的房地产资源能够满足刚性购房需求和保障性住房需求。这不仅可以减少投机性的购房需求，而且可以更好地满足居民的基本“安居”需求，引导市场平衡发展，使房屋回归居住属性。

5. 基于面板模型信贷脉冲对一二三线城市房地产价格影响实证研究

5.1 变量选择和数据来源

由第四章可知，我国信贷脉冲对一线城市、二线城市和三线城市冲击影响各不相同，本章将对一线城市、二线城市和三线城市信贷脉冲对各类城市房地产价格增速影响及差异做进一步研究。本文选取 35 个大中城市 2000 年至 2020 年的房地产价格增速及信贷脉冲主要指标作为样本数据，建立面板模型对信贷脉冲对房地产价格增速的影响效果进行实证分析，检验我国信贷脉冲对各类城市房地产价格增速影响区域差异的存在与否以及差异的大小。一二三线城市划分与第四章相同，即一线城市共有 4 个，包括北京、上海、广州、深圳；二线城市共有 24 个，包括天津、太原、沈阳、杭州、长沙、南宁、宁波、哈尔滨、南京、合肥、大连、厦门、南昌、石家庄、成都、昆明、西安、福州、济南、青岛、郑州、长春、武汉、重庆；三线城市共有 7 个，包括兰州、乌鲁木齐、西宁、海口、银川、呼和浩特、贵阳。

5.1.1 变量选取

1、被解释变量

房地产价格增速（dhp）：房地产价格还是采用商品房销售额与销售面积相除得到。房地产价格增速 DHP 采用房地产价格增长率表示，即 $DHP = \frac{HP_t - HP_{t-1}}{HP_{t-1}}$ 。定义和处理方式与第四章相同。

2、核心解释变量

“信贷脉冲”（xdmc）是指广义信贷增量占 GDP 比重的变化。与第四章定义相同。

3、控制变量

(1) 5 年以上贷款基准利率 (**R**): 由于房地产市场贷款为长期贷款, 通常采用 5 年以上贷款基准利率 **R** 作为衡量指标。

(2) 收入因素 (**income**): 收入水平体现了居民购买力, 本文采用人均可支配收入作为购买力体现。

(3) 城市化 (**urb**): 城市化的发展促进了劳动分工及生产专业化, 有利于加快技术的传播与扩散, 从而提高区域技术创新能力。本文采用城镇化率作为城镇化指标。

具体影响因素和对应指标见表 5-1。

表 5-1 被解释变量、核心解释变量和控制变量

变量名	符号	变量描述
被解释变量		
房地产价格增速	dhp	商品住房平均销售价格增速
解释变量		
核心解释变量		
信贷脉冲	xdmc	广义信贷增量占 GDP 比重的变化
控制变量		
利率	r	5 年以上贷款基准利率
收入水平	income	人均可支配收入
城市化	urb	城镇人口占总人口的比重

5.1.2 数据来源

本文实证部分数据来源于中国经济与社会发展统计数据库、国研网统计数据库、各城市统计年鉴及中国人民银行网站。货币政策变量数据来源于中国人民银行网站。数据都经过过去通货膨胀处理。为了消除数据异方差问题, 收入水平、城市化数据都进行对数处理。

5.2 面板模型构建

为量化分析信贷脉冲对房地产价格增速的影响，以表 5.1 给出的被解释变量、核心解释变量和控制变量建立面板回归模型，如下所示：

$$dhp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 xdmc_{it} + \alpha_2 r_{it} + \alpha_3 lincome_{it} + \alpha_4 lurb_{it} + \varepsilon_{it}$$

其中， $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$ 为回归模型待估计参数。

5.3 实证结果与分析

5.3.1 变量描述性统计分析和相关性分析

表 5-2 给出了被解释变量、核心解释变量以及控制变量的描述统计值。

表 5-2 变量描述统计分析

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
dhp	735	0.0983	9.9034	-0.2364	0.4632
xdmc	735	0.6316	8.7561	-0.1471	0.9683
r	735	5.9986	0.8091	4.9	7.83
lincome	735	9.8089	0.5314	8.7842	11.1278
lurb	735	4.3327	0.0557	4.1447	4.4818

相关性分析可以检验两个变量之间是否存在线性相关关系，变量相关系数如表 5-3 所示。

表 5-3 变量相关系数

	dhp	xdmc	r	lincome	lurb
dhp	1				
xdmc	0.451***	1			
r	-0.135***	-0.0520	1		
lincome	0.153***	-0.0730	0.659***	1	
lurb	0.233***	-0.0540	0.393***	0.665***	1

由表 5.3 可知,房地产价格增速与信贷脉冲呈正相关关系,并在在 5%的显著性水平下,通过显著性检验,说明信贷脉冲越大,房地产价格增速越高。而利率与房地产价格增速呈负相关关系,说明利率越高,房地产价格增速越低。人均可支配收入和城市化与房地产价格增速呈正相关关系,并且相关性都通过显著性检验。

表 5-4 变量多重共线性检验

Variable	VIF	1/VIF
lincome	2.41	0.41445
lurb	1.67	0.597544
r	1.63	0.613944
xdmc	1.01	0.994433
Mean VIF	1.68	

由表 5-4 可知,变量的 VIF 值均小于 10,说明变量之间不存在多重共线性,可以直接建立回归模型估计参数。

5.3.2 模型实证结果分析

1、变量的单位根检验及协整检验

首先对本章所采用数据进行单位根检验，验证采用数据是否具备平稳性，否则会出现伪回归。本文分别进行 LLC、ADF_Fisher、PP_Fisher 稳定性检验，结果如表 5-5 所示。表 5-5 中，检验结果显示原变量均为平稳序列。最后本文还对数据分别进行 Kao 和 Pedroni 协整检验，结果显示变量之间存在显著的协整关系。

表 5-5 变量面板单位根检验

	LLC	ADF_Fisher	PP_Fisher	结论
dhp	-11.2316***	-12.1321***	-11.5641***	平稳
xdmc	-8.3219***	-7.9321***	-7.9556***	平稳
r	-13.8701***	-14.5876***	-9.1311***	平稳
lincome	-13.8701***	-14.5876***	-6.5492***	平稳
lurb	-12.4902***	-7.8822***	-8.2694***	平稳

5.3.3 实证结果

(1) 全国信贷脉冲对房地产价格增速影响回归结果

本文首先采用了 OLS 回归模型，由于所用数据为面板数据考虑建立固定效应模型(FE)和随机效应模型(RE)，通过检验固定效应模型 F 检验值为 53.21 通过显著性检验，说明固定效应模型比 OLS 模型要好。然后，利用 Hausman 检验选择固定效应模型还是随机效应模型，Hausman 检验值为 34.21 通过了显著性检验，说明固定效应模型比随机效应模型更好。由于本文所用数据为全国 35 个大中型城市 21 年的数据，时间维度相对较长，数据随机扰动项之间易存在序列相关，因此，还需要检验模型的自相关、异方差和截面自相关。检验结果如表 6-5 所示。固定效应模型异方差检验、序列相关检验(Wooldridge 检验)和截面相关性检验(Friedman 检验)在 1%的显著性水平下都拒绝原假设，说明模型中同时存在异方差、序列相关和截面相关。模型中同时存在异方差和截面相关。因此，本文利用能同时处

理组内相关与组间同期相关的 FGLS 方法对面板数据模型进行估计。为了便于比较分析，本文将 OLS、固定效应、随机效应和 FGLS 回归结果同时列出，结果如表 6-5 所示。其中，FGLS 模型估计结果是我们最终选择的结果，故只对该模型的估计结果进行分析。

表 5-6 全国面板数据模型回归结果

	混合 OLS(1)	FE(2)	RE(3)	FGLS(4)
xdmc	0.106*** (0.0022)	0.187*** (0.0024)	0.106*** (0.0022)	0.136*** (0.0001)
r	-0.0127*** (0.0033)	-0.0142*** (0.0016)	-0.0127*** (0.0033)	-0.0154*** (0.0077)
lincome	0.0338** (0.0135)	0.0364*** (0.0136)	0.0338** (0.0135)	0.0422*** (0.00995)
lurb	0.181* (0.107)	0.193 (0.278)	0.181* (0.107)	0.289*** (0.0546)
Constant	-0.346 (0.405)	1.426 (1.198)	-0.346 (0.405)	-0.737*** (0.222)
F 检验	-	53.21***	-	-
Hausman	-	34.21***	-	-
序列相关	-	265.32***	-	-
异方差	-	106.47***	-	-
截面相关	-	189.12***	-	-

由表 5-6 可知，信贷脉冲(xdmc)、利率(r)、收入水平(lincome)和城市化(lurb)都在 1% 显著性水平下通过显著性检验。

表 5-6 的回归结果表明，信贷脉冲的系数为 0.136，在 5% 统计水平上显著，说明每当信贷脉冲增加 1 个百分点，全国商品住房平均销售价格增速会上升 0.136 个百分点，5 年期

贷款基准利率系数为-0.0154，在 5%统计水平上显著，说明每当利率增加 1 个百分点，全国城市商品住房平均销售价格增速会下降 0.0154 个百分点。人均可支配收入系数为 0.0422，在 5%统计水平上显著，说明每当人均可支配收入增加 1 个百分点，全国商品住房平均销售价格增速会上升 0.0422 个百分点。城镇化系数为 0.289，在 5%统计水平上显著，说明城镇化每增加 1 个百分点，全国商品住房平均销售价格增速会上升 0.289 个百分点。

(2) 一线、二线和三线城市信贷脉冲对房地产价格增速影响回归结果

前面利用全国 35 个大中型城市全部数据研究了信贷脉冲对房地产价格增速的影响，下面通过对一线、二线和三线城市分别进行回归，进一步分析信贷脉冲对我国房地产价格增速的影响差异。表 5-7-表 5-9 分别给出了一线、二线和三线城市回归结果，模型检验与全国检验方法一致，最终通过检验，一线、二线和三线城市也应该采用 FGLS 法对模型进行估计。

表 5-7 一线城市面板数据模型回归结果

	混合 OLS(1)	FE(2)	RE(3)	FGLS(4)
xdmc	0.179*** (0.0121)	0.165*** (0.0121)	0.179*** (0.0121)	0.167*** (0.0057)
r	-0.0121*** (0.0023)	-0.0117*** (0.0086)	-0.0128*** (0.0023)	-0.0127** (0.0062)
lincome	0.0461*** (0.0129)	0.0485*** (0.0147)	0.0461*** (0.0129)	0.0432*** (0.0041)
lurb	0.259** (0.121)	0.339** (0.167)	0.259** (0.121)	0.316*** (0.111)
Constant	0.574 (0.596)	1.395 (1.505)	0.574 (0.596)	0.374 (0.238)
F 检验	-	47.44***	-	-
Hausman	-	33.40***	-	-
序列相关	-	642.85***	-	-
异方差	-	53.575***	-	-
截面相关	-	47.535***	-	-

表 5-8 二线城市面板数据模型回归结果

	混合 OLS(1)	FE(2)	RE(3)	FGLS(4)
xdmc	0.148*** (0.034)	0.155*** (0.034)	0.148*** (0.034)	0.131*** (0.014)
r	-0.0125*** (0.0027)	-0.0120*** (0.0029)	-0.0126*** (0.0027)	-0.0174*** (0.0024)
lincome	0.0379*** (0.0063)	0.0343*** (0.0091)	0.0387*** (0.0063)	0.0358*** (0.0026)
lurb	0.145 (0.337)	0.152 (0.796)	0.149 (0.337)	0.181 (0.184)
Constant	0.629 (1.149)	7.443** (3.323)	0.629 (1.149)	0.131 (0.688)
F 检验	-	23.91***	-	-
Hausman	-	32.82***	-	-
序列相关	-	46.27***	-	-
异方差	-	65.857***	-	-
截面相关	-	29.603***	-	-

表 5-9 三线城市面板数据模型回归结果

	混合 OLS(1)	FE(2)	RE(3)	FGLS(4)
xdmc	0.101*** (0.034)	0.109*** (0.035)	0.111*** (0.034)	0.107*** (0.027)
r	-0.0111*** (0.0059)	-0.0102*** (0.0095)	-0.0111*** (0.0059)	-0.0119*** (0.0035)
lincome	0.0265*** (0.0023)	0.0271*** (0.0014)	0.0251*** (0.0023)	0.0259*** (0.0099)
lurb	0.113 (0.282)	0.112 (0.859)	0.118 (0.282)	0.119** (0.174)
Constant	-1.001 (1.152)	-0.839 (4.197)	-1.001 (1.152)	-0.862 (0.563)
F 检验	-	6.77***	-	-
Hausman	-	19.01***	-	-
序列相关	-	250.27***	-	-
异方差	-	54.791***	-	-
截面相关	-	45.757***	-	-

为了便于对一线、二线、三线城市进行比较，将三个地区的最优模型放在一个表 5-10 中。

表 5-10 一线、二线、三线城市面板数据模型结果比较

	一线	二线	三线
xdmc	0.167*** (0.0057)	0.131*** (0.014)	0.107*** (0.027)
r	-0.0127** (0.0062)	-0.0174*** (0.0024)	-0.0119*** (0.0035)
lincome	0.0432*** (0.0041)	0.0358*** (0.0026)	0.0259*** (0.0099)
lurb	0.316*** (0.111)	0.181 (0.184)	0.119** (0.174)
Constant	0.374 (0.238)	0.131 (0.688)	-0.862 (0.563)

从表 5-10 的回归结果可知，中国信贷脉冲对一、二、三线城市商品住房销售价格增速影响存在较大区域差异。首先从一线城市来看，信贷脉冲对一线城市商品住房销售价格增速有显著影响，1%显著性水平下通过显著性检验，每当信贷脉冲增加 1 个百分点，一线城市商品住房销售价格增速会上升 0.167 个百分点；5 年以上贷款基准利率的系数为-0.0127，在 5%显著性水平下通过显著性检验，说明每当 5 年以上贷款基准利率上升 1 个百分点，一线城市商品住房销售价格增速会下降 0.0127 个百分点，因此 5 年以上贷款基准利率对一线城市商品住房价格增速的作用效果显著；一线城市人均可支配收入对商品住房销售价格增速有显著正影响，每当人均可支配收入上升 1 个百分点，一线城市商品住房销售价格增速会上升 0.0432 个百分点；城镇化因素对一线城市商品住房销售价格增速有显著性影响，在 5%显著性水平下通过显著性检验，每当城镇化上升 1 个百分点，一线城市商品住房销售价格增速会上升 0.316 个百分点。其次从二线城市来看，信贷脉冲的系数为 0.131，在 5%显

著性水平下通过显著性检验，说明其系数小于一线城市，每当信贷脉冲增加 1 个百分点，二线城市商品住房销售价格增速会上升 0.131 个百分点；5 年以上贷款基准利率系数为-0.0174，显著性水平为 1%，当 5 年以上贷款基准利率每上升 1 个百分点，二线城市商品住房销售价格增速会下降 0.0174 个百分点；二线城市人均可支配收入对商品住房销售价格增速有显著正影响，每当人均可支配收入上升 1 个百分点，二线城市商品住房销售价格增速会上升 0.0358 个百分点；城镇化因素对二线城市商品住房销售价格增速没有显著性影响。在三线城市中，信贷脉冲对三线城市商品住房销售价格增速有显著影响，1%显著性水平下通过显著性检验，每当信贷脉冲增加 1 个百分点，三线城市商品住房销售价格增速会上升 0.107 个百分点；5 年以上贷款基准利率的系数为-0.0119，在 5%显著性水平下通过显著性检验，说明每当 5 年以上贷款基准利率上升 1 个百分点，三线城市商品住房销售价格增速会下降 0.0119 个百分点，因此 5 年以上贷款基准利率对三线城市商品住房价格增速的作用效果显著；三线城市人均可支配收入对商品住房销售价格增速有显著正影响，每当人均可支配收入上升 1 个百分点，三线城市商品住房销售价格增速会上升 0.0259 个百分点；城镇化因素对三线城市商品住房销售价格增速有显著性影响，当城镇化率每上升 1 个百分点，三线城市商品住房销售价格增速会上升 0.119 个百分点。

6. 基于面板模型信贷脉冲对房地产价格影响区域差异分布

6.1 中国房地产价格的区域发展差异测度

6.1.1 指标选择和区域差异度量方法

本文选择的衡量我国房地产价格的指标为房地产价格密度和房地产价格深度。房地产价格密度是指某地区的人均房地产价格，反映了房地产价格在该地区的发展水平和普及程度，指标值越大，说明该地区房地产越发达。房地产价格深度是指某地区房地产价格占该地区 GDP 的比重，反映了房地产价格在该地区经济中地位。这两个指标的数据均从 2001-2020 年《中国房地产价格年鉴》和《中国统计年鉴》计算整理而得。为了便于对房地产价格的区域差异进行分析，本文按照 1986 年全国人大六届四次会议通过的“七五”计划，将全国划分为东、中、西三大区域¹。

东部：北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南；

中部：山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖南、湖北；

西部：广西、重庆、云南、四川、贵州、西藏、陕西、甘肃、青海、内蒙古、宁夏、新疆。

区域差异的度量方法有很多，本文采用泰尔指数对房地产价格的区域差异进行度量。1967 年 Theil 提出泰尔指数，用于测算不同国家间的收入差距。该指数是广义熵指数的一种特殊形式，现在被广泛应用于区域差异度量中。泰尔指数的优点在于能够将区域的总体差异分解为区域内差异和区域间差异。进而可以得出区域内差异和区域间差异的演变趋势和变动幅度，以及各自对总体差异的贡献程度。泰尔指数取值范围为 0 到 1 之间，取值越

大,说明区域差异越大,反之越小。根据 Theil(1967)、Bourguignon(1979)和 Shorrocks(1980)

泰尔指数的计算方法, 本文将衡量房地产价格区域差异的泰尔指数计算公式设定如下:

$$T = \sum_i \left(\frac{P_i}{P} \right) \ln \left(\frac{P_i / P}{X_i / X} \right)$$

$$T_{\omega i} = \sum_i \left(\frac{P_{ji}}{P_j} \right) \ln \left(\frac{P_{ji} / P_j}{X_{ji} / X_j} \right)$$

$$T_{\omega} = \sum_j \left(\frac{P_j}{P} \right) T_{\omega i} = \sum_j \sum_i \left(\frac{P_j}{P} \right) \left(\frac{P_{ji}}{P_j} \right) \ln \left(\frac{P_{ji} / P_j}{X_{ji} / X_j} \right)$$

$$T_b = \sum_j \left(\frac{P_j}{P} \right) \ln \left(\frac{P_j / P}{X_j / X} \right)$$

$$T = T_{\omega} + T_b = \sum_j \left(\frac{P_j}{P} \right) T_{\omega i} + T_b$$

$$Z_{\omega} = \frac{T_{\omega}}{T} \quad Z_b = \frac{T_b}{T} \quad Z_j = \frac{P_j}{P} \frac{T_{\omega i}}{T}$$

其中, T 表示房地产价格总体的泰尔指数; $T_{\omega i}$ 表示区域内部各省房地产价格的泰尔指数; T_{ω} 表示区域内泰尔指数, 反映了房地产价格的区域内差异; T_b 表示区域间泰尔指数, 反映了房地产价格的区域间差异。总体泰尔指数等于区内泰尔指数加上区域间泰尔指数, 泰尔指数的这个特性被称为可加分解性。 P 表示各省的总房地产价格, P_i 表示第 i 个省的房地产价格, P_j 表示第 j 个地区的总房地产价格; X 表示各省的总人口或总 GDP, X_i 表示第 i 个省的人口或 GDP, X_j 表示第 j 个地区的总人口或总 GDP。当 X 为人口数时, T 表示房地产价格密度的泰尔指数; 当 X 为 GDP 时, T 表示房地产价格深度的泰尔指数。 Z_{ω} 表示区域内贡献率; Z_b 表示区域间贡献率; Z_j 表示区域内各子区域的贡献率。

6.1.2 房地产价格地区差异测算及分解

1. 房地产价格的总体区域发展差异

根据泰尔指数的公式计算出 2002-2019 年全国 31 个省房地产价格密度和房地产价格深度的泰格尔指数，计算结果如表 6-1 所示。

表 6-1 2002-2019 年我国房地产价格泰尔指数

年份	总房地产价格
2002	0.0979
2003	0.1063
2004	0.1025
2005	0.1171
2006	0.1126
2007	0.1468
2008	0.1415
2009	0.1476
2010	0.1905
2011	0.2159
2012	0.2771
2013	0.2157
2014	0.2491
2015	0.268
2016	0.2886
2017	0.2254
2018	0.2723
2019	0.2832

由表 6-1 可知，我国房地产价格存在显著的区域差异。总房地产价格密度泰尔指数最大值为 0.2886 出现在 2019 年，最小值为 0.0979 出现在 2002 年。所有房地产价格密度的泰尔指数都呈逐年上升的趋势，说明从长期来看我国房地产价格的区域差异呈增大态势。

2. 东、中、西部地区的房地产价格区域发展差异

根据前面对区域的划分，分别计算东、中、西部三个地区的总房地产价格密度、区域内和区域间的泰尔指数，以及它们泰尔指数的贡献率，计算结果如表 6-2 所示。

表 6-2 2002-2019 年我国东、中、西部地区总房地产价格密度泰尔指数及贡献率

年份	房地产价格密度泰尔指数					房地产价格密度泰尔指数贡献度				
	东部	中部	西部	区域间	区域内	东部	中部	西部	区域间	区域内
2002	0.091	0.011	0.045	0.036	0.062	50.93%	2.82%	9.40%	36.86%	63.14%
2003	0.1	0.011	0.045	0.039	0.067	52.07%	2.51%	8.62%	36.81%	63.19%
2004	0.096	0.01	0.046	0.038	0.065	51.46%	2.46%	9.30%	36.78%	63.22%
2005	0.115	0.012	0.053	0.04	0.077	54.43%	2.46%	9.08%	34.03%	65.97%
2006	0.11	0.013	0.06	0.037	0.076	53.51%	2.89%	10.74%	32.86%	67.14%
2007	0.15	0.01	0.061	0.048	0.099	57.89%	1.73%	7.78%	32.61%	67.39%
2008	0.136	0.014	0.07	0.049	0.093	53.74%	2.49%	9.45%	34.32%	65.68%
2009	0.142	0.014	0.068	0.052	0.096	54.05%	2.34%	8.65%	34.96%	65.04%
2010	0.176	0.016	0.057	0.072	0.118	54.65%	1.96%	5.39%	38.00%	62.00%
2011	0.205	0.022	0.048	0.08	0.136	56.62%	2.33%	3.90%	37.15%	62.85%
2012	0.277	0.023	0.044	0.095	0.182	61.16%	1.89%	2.61%	34.33%	65.67%
2013	0.185	0.024	0.052	0.09	0.126	51.53%	2.64%	4.04%	41.79%	58.21%
2014	0.211	0.029	0.052	0.104	0.145	52.14%	2.59%	3.41%	41.86%	58.14%
2015	0.236	0.03	0.052	0.107	0.161	54.32%	2.42%	3.25%	40.02%	59.98%
2016	0.241	0.03	0.04	0.125	0.164	52.22%	2.10%	2.40%	43.28%	56.72%
2017	0.204	0.028	0.023	0.092	0.133	54.55%	2.62%	1.89%	40.94%	59.06%
2018	0.269	0.034	0.033	0.099	0.173	58.70%	2.75%	2.26%	36.30%	63.70%
2019	0.28	0.026	0.04	0.103	0.181	59.16%	1.97%	2.65%	36.22%	63.78%

房地产价格密度泰尔指数三区域分解。从表 6.2 中可以看出，2002-2019 年我国总房地产价格密度区域内泰尔指数和区域间泰尔指数都呈上升趋势，区域内泰尔指数大于区域间泰尔指数，说明我国总房地产价格密度区域内差异和区域间差异都在逐年增大，并且区

域内差异大于区域差异。2002-2019 年我国总房地产价格密度东、中、西部地区泰尔指数都呈上升趋势，并且东部区域差异最大，西部次之，中部最小。从泰尔指数贡献率来看，2002-2019 年总房地产价格密度区域内泰尔指数的贡献率在 60%以上，区域间泰尔指数贡献率为 40%以下，区域内和区域间泰尔指数贡献率有一定差异。东部地区泰尔指数贡献率为 50%以上，中部地区为 3%以下，西部地区为 5%以下。说明东、中、西三大区域的泰尔指数贡献率不同，其中东部地区贡献最大。说明，总房地产价格密度的区域差异主要是由区域内差异引起的，东部地区对区域差异的贡献最大。

6.2 指标选取与数据处理

6.2.1 指标选取

1、被解释变量

房地产价格增速（dhp）：房地产价格还是采用商品房销售额与销售面积相除得到。房地产价格增速 DHP 采用房地产价格增长率表示，即 $\frac{\Delta P}{P}$ 。定义和处理方式

2、核心解释变量

“信贷脉冲”（xdmc）是指广义信贷增量占 GDP 比重的变化。与第四章定义相同。

3、控制变量

（1）5 年以上贷款基准利率（R）：由于房地产市场贷款为长期贷款，通常采用 5 年以上贷款基准利率 R 作为衡量指标。

（2）收入因素（income）：收入水平体现了居民购买力，本文采用人均可支配收入作为购买力体现。

(3) 城市化 (urb): 城市化的发展促进了劳动分工及生产专业化, 有利于加快技术的传播与扩散, 从而提高区域技术创新能力。本文采用城镇化率作为城镇化指标。

所选指标与第五章相同, 不同的是第五章用的是全国 35 个大中型城市的数据, 而本章采用全国 31 个省的数据, 本章的目的主要研究信贷脉冲对东、中、西房地产价格增速的影响差异。具体指标如表 6-3 所示

表 6-3 被解释变量、核心解释变量和控制变量

变量名	符号	变量描述
被解释变量		
房地产价格增速	dhp	商品住房平均销售价格增速
解释变量		
核心解释变量		
信贷脉冲	xdmc	广义信贷增量占 GDP 比重的变化
控制变量		
利率	r	5 年以上贷款基准利率
收入水平	income	人均可支配收入
城市化	urb	城镇人口占总人口的比重

6.2.2 数据来源

本文实证部分数据来源于中国经济与社会发展统计数据库、国研网统计数据库、各城市统计年鉴及中国人民银行网站。货币政策变量数据来源于中国人民银行网站。数据都经过去通货膨胀处理。为了消除数据异方差问题, 对收入水平、城市化数据都进行对数处理。

6.3 面板模型构建

为量化分析信贷脉冲对房地产价格增速的影响, 以 6.2.1 节给出的被解释变量、核心解释变量和控制变量建立面板回归模型, 如下所示:

$$dhp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 xdmc_{it} + \alpha_2 r_{it} + \alpha_3 lincome_{it} + \alpha_4 lurb_{it} + \varepsilon_{it}$$

其中, $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$ 为回归模型待估计参数。

6.4 信贷脉冲对东、中、西部房地产价格增速影响实证结果与分析

6.4.1 变量单位根检验及协整检验

首先对本章所采用数据进行单位根检验, 验证采用数据是否具备平稳性, 否则会出现伪回归。本文分别进行 LLC、ADF_Fisher、PP_Fisher 稳定性检验, 结果如表 6-3 所示。表 6-4 中, 检验结果显示原变量均为平稳序列。最后本文还对数据分别进行 Kao 和 Pedroni 协整检验, 结果显示变量之间存在显著的协整关系。

表 6-4 变量单位根检验

	LLC	ADF_Fisher	PP_Fisher	结论
dhp	-7.6321***	-8.1234***	-8.2165***	平稳
xdmc	-8.1256***	-8.3567***	-8.1269***	平稳
r	-11.2371***	-11.5642***	-11.3489***	平稳
lincome	-7.340***	-7.725***	-7.596***	平稳
lurb	-8.126**	-8.422***	-8.126***	平稳

6.4.2、实证结果

(1) 全国信贷脉冲对房地产价格增速影响回归结果

本文首先采用了 OLS 回归模型, 由于所用数据为面板数据考虑建立固定效应模型(FE)和随机效应模型(RE), 通过检验固定效应模型 F 检验值为 64.13 通过显著性检验, 说明固定效应模型比 OLS 模型要好。然后, 利用 Hausman 检验选择固定效应模型还是随机效应模型, Hausman 检验值为 49.56 通过了显著性检验, 说明固定效应模型比随机效应模型更好。由于本文所用数据为全国 31 个省 2002-2019 年的数据, 时间维度相对较长, 数据随

机扰动项之间易存在序列相关，因此，还需要检验模型的自相关、异方差和截面自相关。检验结果如表 6-5 所示。固定效应模型异方差检验、序列相关检验(Wooldridge 检验)和截面相关性检验(Friedman 检验)在 1%的显著性水平下都拒绝原假设，说明模型中同时存在异方差、序列相关和截面相关。模型中同时存在异方差和截面相关。因此，本文利用能同时处理组内相关与组间同期相关的 FGLS 方法对面板数据模型进行估计。为了便于比较分析，本文将 OLS、固定效应、随机效应和 FGLS 回归结果同时列出，结果如表 6-5 所示。其中，FGLS 模型估计结果是我们最终选择的结果，故只对该模型的估计结果进行分析。

表 6-5 全国面板数据模型回归结果

	混合 OLS(1)	FE(2)	RE(3)	FGLS(4)
xdmc	0.126*** (0.004)	0.123*** (0.005)	0.121*** (0.003)	0.122*** (0.002)
r	-0.0132*** (0.0033)	-0.0137*** (0.0016)	-0.0139*** (0.0033)	-0.0146*** (0.0077)
lincome	0.0316** (0.0135)	0.0332*** (0.0136)	0.0319** (0.0135)	0.0332*** (0.0099)
lurb	0.167 (0.142)	0.187 (0.156)	0.193 (0.139)	0.199*** (0.054)
Constant	0.823** (0.415)	0.961*** (0.231)	0.754 (0.532)	0.732*** (0.237)
F 检验	-	64.13***	-	-
Hausman	-	49.56***	-	-
序列相关	-	69.78***	-	-
异方差	-	89.12***	-	-
截面相关	-	97.42***	-	-

由表 6-5 可知, 信贷脉冲(xdmc)、利率(r)、收入水平(lincome)和城市化(lurb)都在 1% 显著性水平下通过显著性检验。

表 6-5 的回归结果表明, 信贷脉冲的系数为 0.122, 在 5% 统计水平上显著, 说明每当信贷脉冲增加 1 个百分点, 全国商品住房平均销售价格增速会上升 0.122 个百分点, 5 年期贷款基准利率系数为-0.0164, 在 5% 统计水平上显著, 说明每当利率增加 1 个百分点, 全国城市商品住房平均销售价格增速会下降 0.0164 个百分点。人均可支配收入系数为 0.0332, 在 5% 统计水平上显著, 说明每当人均可支配收入增加 1 个百分点, 全国商品住房平均销售价格增速会上升 0.0332 个百分点。城镇化系数为 0.199, 在 5% 统计水平上显著, 说明城镇化每增加 1 个百分点, 全国商品住房平均销售价格增速会上升 0.199 个百分点。

(2) 东部、中部和西部信贷脉冲对房地产价格增速影响回归结果

前面利用全国 31 个省全部数据研究了信贷脉冲对房地产价格增速的影响, 下面通过对东部、中部和西部分别进行回归, 进一步分析信贷脉冲对我国房地产价格增速的影响差异。表 6-6-表 6-8 分别给出了东部、中部和西部回归结果, 模型检验与全国检验方法一致, 最终通过检验, 东部、中部和西部也应该采用 FGLS 法对模型进行估计。

表 6-6 东部面板数据模型回归结果

	混合 OLS(1)	FE(2)	RE(3)	FGLS(4)
xdmc	0.159*** (0.0040)	0.124*** (0.0031)	0.159*** (0.0032)	0.146*** (0.0021)
r	-0.0248*** (0.0082)	-0.0231*** (0.0073)	-0.0248*** (0.0082)	-0.0265*** (0.0043)
lincome	0.0455** (0.0182)	0.0414*** (0.0067)	0.0455** (0.0182)	0.0414*** (0.00698)
lurb	0.197 (0.162)	0.174 (0.408)	0.197 (0.162)	0.282*** (0.0805)
Constant	-0.288 (0.623)	0.653 (1.793)	-0.288 (0.623)	-0.694** (0.318)
F 检验	-	32.54***	-	-
Hausman	-	47.23***	-	-
序列相关	-	127.31***	-	-
异方差	-	69.56***	-	-
截面相关	-	61.37***	-	-

表 6-7 中部面板数据模型回归结果

	混合 OLS(1)	FE(2)	RE(3)	FGLS(4)
xdmc	0.119*** (0.0042)	0.107*** (0.0046)	0.119*** (0.0032)	0.112*** (0.0035)
r	-0.0114*** (0.0010)	-0.0116*** (0.0023)	-0.0115*** (0.0010)	-0.0117*** (0.0050)
lincome	0.0383** (0.0165)	0.0349** (0.0176)	0.0383*** (0.0075)	0.0277*** (0.0079)
lurb	0.165 (0.261)	0.176 (0.549)	0.165 (0.261)	0.175 (0.116)
Constant	0.552 (1.041)	2.373 (2.324)	0.552 (1.041)	0.123 (0.403)
F 检验	-	56.31***	-	-
Hausman	-	72.63***	-	-
序列相关	-	96.45***	-	-
异方差	-	87.12***	-	-
截面相关	-	67.32***	-	-

表 6-8 西部面板数据模型回归结果

	混合 OLS(1)	FE(2)	RE(3)	FGLS(4)
xdmc	0.087*** (0.0024)	0.075*** (0.0027)	0.077*** (0.0024)	0.076*** (0.0021)
r	-0.0017 (0.0291)	-0.0147 (0.0987)	-0.00178 (0.0291)	-0.0188 (0.0118)
lincome	0.0206** (0.0152)	0.0276*** (0.0036)	0.0206*** (0.0152)	0.0249** (0.0121)
lurb	0.180 (0.229)	0.185** (0.617)	0.148 (0.229)	0.118 (0.114)
Constant	0.506 (0.849)	5.507** (2.561)	0.506 (0.849)	0.0862 (0.426)
F 检验	-	21.81***	-	-
Hausman	-	15.50***	-	-
序列相关	-	157.27***	-	-
异方差	-	312.396***	-	-
截面相关	-	60.575***	-	-

为了便于对东部、中部和西部进行比较，将三个地区的最优模型放在一个表 6-8 中。

表 6-9 东部、中部和西部面板数据模型结果比较

	东部	中部	西部
xdmc	0.146*** (0.0021)	0.112*** (0.0035)	0.076*** (0.0021)
r	-0.0265*** (0.0043)	-0.0117*** (0.0050)	-0.0188 (0.0118)
lincome	0.0414*** (0.00698)	0.0277*** (0.0079)	0.0249** (0.0121)
lurb	0.282*** (0.0805)	0.175 (0.116)	0.118 (0.114)
Constant	-0.694** (0.318)	0.123 (0.403)	0.0862 (0.426)

从表 6-9 的回归结果可知，中国信贷脉冲对东部、中部和西部商品住房销售价格增速影响存在较大区域差异。首先从东部地区来看，信贷脉冲对东部商品住房销售价格增速有显著影响，1%显著性水平下通过显著性检验，每当信贷脉冲增加 1 个百分点，东部商品住房销售价格增速会上升 0.146 个百分点；5 年以上贷款基准利率的系数为-0.0265，在 5% 显著性水平下通过显著性检验，说明每当 5 年以上贷款基准利率上升 1 个百分点，东部商品住房销售价格增速会下降 0.0265 个百分点，因此 5 年以上贷款基准利率对东部商品住房价格增速的作用效果显著；东部人均可支配收入对商品住房销售价格增速有显著正影响，每当人均可支配收入上升 1 个百分点，东部商品住房销售价格增速会上升 0.0414 个百分点；城镇化因素对东部商品住房销售价格增速有显著性影响，在 5% 显著性水平下通过显著性检验，每当城镇化上升 1 个百分点，东部商品住房销售价格增速会上升 0.282 个百分点。

其次从中部地区来看，信贷脉冲的系数为 0.112 ，在 5% 显著性水平下通过显著性检验，说明其系数小于东部地区，每当信贷脉冲增加 1 个百分点，中部地区商品住房销售价格增速会上升 0.112 个百分点；5 年以上贷款基准利率系数为 -0.0117 ，显著性水平为 1% ，当 5 年以上贷款基准利率每上升 1 个百分点，中部地区商品住房销售价格增速会下降 0.0117 个百分点；中部地区人均可支配收入对商品住房销售价格增速有显著正影响，每当人均可支配收入上升 1 个百分点，中部地区商品住房销售价格增速会上升 0.0277 个百分点；城镇化因素对中部商品住房销售价格增速没有显著性影响。在西部地区中，信贷脉冲对西部地区商品住房销售价格增速有显著影响， 1% 显著性水平下通过显著性检验，每当信贷脉冲增加 1 个百分点，西部地区商品住房销售价格会上升 0.076 个百分点；5 年以上贷款基准利率的系数为 -0.0188 ，在 5% 显著性水平下通过显著性检验，说明每当 5 年以上贷款基准利率上升 1 个百分点，西部地区商品住房销售价格增速会下降 0.0188 个百分点，因此 5 年以上贷款基准利率对西部地区商品住房价格增速的作用效果显著；西部地区人均可支配收入对商品住房销售价格增速有显著正影响，每当人均可支配收入上升 1 个百分点，西部地区商品住房销售价格会上升 0.0249 个百分点；城镇化因素对西部地区商品住房销售价格增速没有。

6.5 结论

研究信贷脉冲对房地产价格影响增速的区域差异，对促进房地产市场健康发展具有重要意义。本文利用 2002-2019 年全国 31 个省房地产和经济发展的相关数据，首先利用泰尔指数分别测算了房地产价格的区域差异，并按照东、中、西区域进行结构分解；然后利用

长面板数据模型对我国信贷脉冲对房地产价格增速影响的区域差异进行研究。得到如下研究结论：

1、从总体泰尔指数上来看，2002-2019 年我国我国房地产价格的泰尔指数呈逐年上升的趋势，我国房地产价格的区域差异呈扩大态势。

2、从三区域泰尔指数分解来看，2002-2019 年我国房地产价格的区域差异都是来自于区域内差异，区域内差异主要是由东部地区的区域差异造成的。

3、从信贷脉冲对房地产价格增速影响的区域差异来看，信贷脉冲对房地产价格增速存在显著正影响，即信贷脉冲越强，房地产价格增速越高，不同的地区影响程度不同，信贷脉冲对东部影响为 0.146，对中部影响为 0.112，对西部影响为 0.076，即东部大于中部大于西部。

7. 研究展望

正如本文研究背景中所述，信贷脉冲的研究是基于对信贷与经济之间的理解，但是其却是超出此二者的一阶关系的研究。随着中国迈入发达城市的序列步法越来越近，对于信贷脉冲的研究将更有助于研究经济的增速以及资产价格的变动情况。由于中国发展的特殊性，虽然金融资产占资产的比重正在逐步上升，但是目前中国的大部分资产还是以房地产的形式计量，因此对信贷脉冲与房地产的研究成果将在很长一段时间有效并且研究的空间及方向十分广阔。

将信贷脉冲作为一个整体的变量来看，通过本文第四章的数据实证分析得知，总体来说信贷脉冲与利率均是房地产价格增速的影响变量（利率并不是本文研究的重点因此不再赘述）。并依据脉冲及滞后检验发现信贷脉冲的冲击在当下不会对房价造成很大影响，但经过一期后，信贷脉冲的冲击开始对房地产价格增速产生明显的正向作用，而最优滞后期数说明信贷脉冲的指标可以是领先房价指数 6-12 月的先行指标。而对分能级的一二三线城市的研究来看，一线城市房价增速受到信贷脉冲的影响程度明显强于二线城市，二线城市强于三线城市；而从脉冲响应的滞后性来看也是一线城市快于二线城市，二线城市快于三线城市。

将信贷脉冲按城市能级来看，通过本文第五章的数据实证分析得知，信贷脉冲对商品住房销售价格增速影响显著，程度为一线城市强于二线城市，二线城市强于三线城市，说明了城市越发达，信贷脉冲对房地产价格增速影响越大。

将信贷脉冲按城市区位来看，通过本文第六章的数据实证分析得知，信贷脉冲对东部城市商品房价增速影响的程度高于中部城市，中部城市高于西部城市。

由于房价增速的影响因素繁多，并且中国幅员辽阔，不同城市之间发展层次及区隔差别很大，研究的维度及难度都很艰巨。本文的研究仅在信贷脉冲层面就其与房地产价格增速的影响进行了多层次多维度的研究，而综合研究成果来看，其城市越发达，金融体系越成熟，信贷脉冲对于房价的影响越显著。此研究结论还是比较粗浅，但是就此结论还可以对信贷脉冲做进一步的研究，一方面为更精准的房价预测做铺垫，另一方面可以研究信贷脉冲在不同的城市之间，不同的资产之间的传导路径做更进一步的研究。后期可以根据企业所开发的的城市做有增对性具体的趋势分析，为企业的大类资产投资提供决策依据。

参考文献

- Clapp J M, Giaccotto C. The influence of economic variables on local house price dynamics[J]. *Journal of Urban Economics*, 1994, 36(2): 161-183.
- Kent C, Lowe P W. Asset-price bubbles and monetary policy[M]. Reserve Bank of Australia, 1997.
- Mishkin F S. The transmission mechanism and the role of asset prices in monetary policy[R]. National Bureau of Economic Research, 2001
- Semlali M A S, Collyns M C. Lending booms, real estate bubbles and the Asian crisis[M]. International Monetary Fund, 2002.
- Ho L S, Wong G, Tse R Y C. Privatization of public housing: how it caused a deep recession in Hong Kong[J]. 2003
- Allen F, Gale D. Financial intermediaries and markets[J]. *Econometrica*, 2004, 72(4): 1023-1061
- Gerlach S, Peng W. Bank lending and property prices in Hong Kong[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2005, 29(2): 461-481
- Mishkin F S. Housing and the monetary transmission mechanism[R]. National Bureau of Economic Research, 2007.
- Goodhart C, Hofmann B. House prices, money, credit, and the macroeconomy[J]. *Oxford Review of Economic Policy*, 2008, 24(1): 180-205
- Iacoviello M, Minetti R. The credit channel of monetary policy: Evidence from the housing market[J]. *Journal of Macroeconomics*, 2008, 30(1): 69-96
- Kasai N, Gupta R. Financial liberalization and the effectiveness of monetary policy on house prices in South Africa[J]. *IUP Journal of Monetary Economics*, 2010, 8(4): 59
- Huber Florian, Punzi, Maria Teresa. International housing markets, unconventional monetary policy and the zero lower bound[j], *FinMap-Working Paper*, 2016, V58: 1-34
- 周京奎. 房地产价格波动与投机行为——对中国 14 城市的实证研究[J]. *当代经济科学*, 2005, 27(4): 19-24.
- 姜春海. 中国房地产市场投机泡沫实证分析[J]. *管理世界*, 2005 (12): 71-84.

- 孟慧,杨秋玲.浅析我国直接融资与间接融资比例的失衡问题[J].河北经贸大学学报, 2006, 27(1): 32-34.
- 刘伟,王汝芳.中国资本市场效率实证分析——直接融资与间接融资效率比较[J]. 金融研究, 2006 (1): 64-73.
- 经朝明,谈有花. 中国房地产价格与通货膨胀的关系——基于计量模型的实证分析[J]. 中国物价, 2006 (2): 55-57.
- 段忠东.房地产价格与通货膨胀,产出的关系——理论分析与基于中国数据的实证检验[J].数量经济技术经济研究, 2007, 24(12): 127-139.
- 梁云芳,高铁梅.中国房地产价格波动区域差异的实证分析[J]. 经济研究, 2007, 8(1): 33-142.
- 伞锋.中国资产价格膨胀与日本泡沫经济的比较与启示[J]. 现代日本经济,2008 (1): 28-33.
- 赵昕东.中国房地产价格波动与宏观经济——基于SVAR模型的研究[J].经济评论, 2010 (1): 65-71.
- 王晓明.银行信贷与资产价格的顺周期关系研究[J]. 金融研究, 2010(3): 45-55.
- 任哲,邵荣平,汪航.信贷与资产价格关系研究——来自中国房地产市场的证据[J]. 投资研究, 2012, 31(4): 101-110.
- 陈继勇,袁威,肖卫国.流动性,资产价格波动的隐含信息和货币政策选择——基于中国股票市场与房地产市场的实证分析[J].经济研究,2013(11): 43-55.
- 郭丽虹,张祥建,徐龙炳.社会融资规模和融资结构对实体经济的影响研究[J]. 国际金融研究, 2014(6): 66-74.
- 刘业明,赵凯,何起东,等.社会融资规模视角下金融与经济发展关系研究[J]. 江西广播电视大学学报, 2014 (1): 71-77.
- 樊元,龙飞.基于 FECM 模型的社会融资规模对我国宏观经济影响的测度[J]. 应用泛函分析学报, 2014,16(1): 18-25.
- 刘颖. 房地产价格与通货膨胀: 来自 2001~2012 年中国数据的实证检验[J].环球市场信息导报(理论), 2015 (4): 22-23.
- 刘江帆.信贷脉冲对经济增长和资产价格的影响研究[J].西部金融, 2017, (9)

孙焱林、闫彬彬.中国信贷供给冲击与经济波动---基于符号约束 VAR 模型分析[J].学术论坛, 2013, (7) 113-118

邵佳骏.我国社会融资结构与房地产价格的实证研究 上海交大论文, 2016

武彬彬,王晶.商业银行信贷投放影响因素脉冲响应分析[J].中国市场,2013,(32):24-26

刘少华.我国信贷脉冲溢出效应的测度研究 青海金融, 2018