

# 房地产市场对货币政策传导效应的 区域差异研究

——基于 GVAR 模型的实证分析

张 红 李 洋

(清华大学建设管理系房地产研究所; 清华大学恒隆房地产研究中心, 北京 100084)

**摘要:** 房地产市场在货币政策传导中发挥着日益重要的作用, 尤其体现在区域层面。本文采用 2001~2010 年中国 30 个省市地区的数据, 构建全局向量自回归模型分析了货币政策与区域经济和房地产市场的动态关系, 并探讨房地产对货币政策传导效应的区域性差异。结果表明, 各地区对货币供应量冲击呈现相似的响应特征, 货币供应量的增长会推动各地区工业产出和房地产投资, 但在长期上会抑制社会消费和房价, 且中部地区的受影响程度最低。利率上涨冲击对各地区经济和房地产市场具有异质性影响, 东部地区的响应特征更贴近紧缩性货币政策目标。房地产对货币政策传导效应存在明显的区域差异, 东部地区的传导效应显著高于中西部地区, 而货币供应量的传导效应超过利率。

**关键词:** 货币政策; 区域经济; 房地产市场; 全局向量自回归模型

**JEL 分类号:** E52; R21; E58    **文献标识码:** A    **文章编号:** 1002-7246(2013)02-0114-15

## 一、引言

房地产市场在货币政策传导过程中扮演着至关重要的角色, 特别是在近年来全球性或区域性金融危机期间。一直以来, 国内外学者试图解析房地产市场在货币政策传导机制中的作用(Aoki, 2004; Mishkin, 2007; Elbourne, 2008; 王松涛和刘洪玉, 2009), 部分国外研究也尝试比较统一货币区内房地产市场对货币政策的传导效应差异, 如欧元区(Giuliodori, 2005; Iacoviello 和 Minetti, 2008)和美国(Negro 和 Otrok, 2007)。然而, 绝大多数研究主要集中于国家总量层面, 从区域经济角度探讨货币政策房地产传导效应的文献较为有限。由于房地产市场与区域经济基本面密切相关, 因此, 有必要深入研究货币政策在

---

收稿日期: 2012-05-07

作者简介: 张 红, 教授, 清华大学建设管理系房地产研究所, 清华大学恒隆房地产研究中心。

李 洋, 博士研究生, 清华大学建设管理系, Email: liy-10@mails.tsinghua.edu.cn

\* 本文感谢国家自然科学基金项目(71073096)的资助。作者感谢匿名审稿人的宝贵修改意见, 文责自负。

区域经济和房地产市场中的传导过程。

传统观点认为货币政策能够在同一货币区产生一致性效应,这一研究思路直到最优货币区理论的提出才有根本性转变。根据 Mundell(1961)的最优货币区理论,由于各地区自然环境、要素禀赋和历史背景的不同,货币政策必然存在着区域性的差别,对于美国、中国等大国而言尤为显著。自2007年末美国次贷危机爆发以来,为应对国内外经济形势的变化,我国央行的货币政策在三年间先后经历了从紧、适度宽松和稳健等阶段。通过对利率水平和货币供应量的调节,货币政策在全国层面上基本达到预先设定的目标,保证了国民经济的健康发展和物价水平的总体稳定。但值得注意的是,局部地区的政策调控效果和预期有一定差异,部分城市房价和通胀水平快速上升,这引起了国内学术界对于货币政策区域效应和房地产市场传导作用的广泛讨论(武康平和胡蝶,2010;魏玮和王洪卫,2010;王先柱等,2011)。

随着我国城市化进程的推进,房地产已成为国民经济的支柱产业。一方面,房地产具有不可移动性,受区域经济基本面影响大,房地产开发投资和房地产贷款均呈现出显著的区域性特征。如表1所示,“十一五”期间,东部地区的房地产贷款和房地产开发投资占全国总量均在六成以上。另一方面,房地产又属于资金密集型行业,吸纳了大量的银行信贷,是货币政策传导的重要渠道。据统计,2009年末,全国中外资金融机构人民币个人房地产贷款余额达4.4万亿元,同比增长47.9%,在各项贷款中的占比为11.0%。房地产市场在我国货币政策向区域经济的传导过程中发挥着不可替代的作用。以往的国内外研究大多从货币政策的区域效应和房地产货币政策传导机制两方面来展开,能将两者进行有效结合的研究还比较欠缺,因此,本文将结合区域经济与房地产市场两方面,探讨房地产对货币政策传导过程的区域效应。

表1 各地区房地产开发投资和房地产贷款比例(2006~2010年)

区域	房地产开发投资					房地产贷款				
	2006	2007	2008	2009	2010	2006	2007	2008	2009	2010
东部	67.0	66.0	63.5	61.8	61.6	71.8	77.0	66.2	74.8	66.2
中部	15.0	15.0	17.0	18.3	18.2	11.2	9.0	8.5	10.6	13.6
西部	18.0	19.0	19.5	19.9	20.2	17.0	14.0	25.3	14.6	20.2

注释:单位为百分比。其中,东部地区包括东北三省在内。

资料来源:中国人民银行历年《中国区域金融运行报告》。房地产贷款数据来自人民银行调查统计部门分行业贷款统计表,包括房地产业和建筑业贷款。

## 二、文献回顾

在货币政策的区域效应方面,国外学者率先采用向量自回归(Vector Autoregression, VAR)模型开展实证研究。Carlino 和 Defina(1999)采用 VAR 模型分析了统一的货币政策对美国各地区经济的影响效果,并通过脉冲响应函数(Impulse Response Function, IRF)检

验了货币政策影响程度与该地区制造业比例和小银行比例有关。Owyang 和 Wall(2004)对上述模型加以拓展,将美国的货币政策分为 pre - Volcker 和 Volcker - Greenspan 两个时期,研究发现,在 Volcker - Greenspan 时期,拥有大银行的地区衰退要缓和些,而制造业比例大的地区则受影响较严重。除了对美国货币政策区域效应的研究外,国外学者同时证实了欧盟、澳大利亚和日本等地区的货币政策均存在着显著的区域效应。国内学者结合我国自身国情,对货币政策的区域效应进行了大量研究,并主要从利率渠道和信贷渠道的角度来分析。宋旺和钟正生(2006)基于最优货币区理论,利用 VAR 模型和 IRF 检验了货币政策在东、中、西部存在的区域效应,由于各地区产业结构和企业规模构成的差异,利率渠道和信贷渠道是造成我国货币政策区域效应的主要原因。刘玄和王剑(2006)基于相似方法的研究发现,东部地区在货币政策传导速度和深度上都大大优于中西部地区,金融发展水平、企业规模和产权性质、开放程度的地区差异是导致货币政策传导存在地区差异的主要因素。孔丹凤等(2007)基于省级数据构建 VAR 模型,发现沿海省份对货币政策的响应要强于内陆省份,而货币政策区域效应与各省国有企业的百分比负相关,与工业企业的贷款比例和第一产业的 GDP 占比正相关。

国内外学术界对货币政策的资产价格传导机制也进行了系统的理论分析和实证研究,并在近年来开始关注房地产货币政策传导效应的研究。Mishkin(2007)阐述了房地产市场在货币政策传导机制中的作用,直接作用通过利率渠道影响房地产市场的房地产使用成本、价格预期和房地产供应等因素,间接作用通过信贷渠道和资产负债表渠道来影响房地产需求和房地产消费,同时也包括房价的财富效应和信心效应。Iacoviello 和 Minetti(2008)采用 VAR 模型研究了欧洲 4 个国家的货币政策信贷渠道在房地产市场中的传导机制,货币政策传导效应与各国房地产金融体系的结构性特征有关。Giuliodori(2005)对 1979 年第 3 季度到 1998 年第 4 季度之间的数据采用 VAR 和 IRF 检验发现,英国货币政策变动对消费的冲击有 60% ~ 70% 通过房地产市场进行传导。Elbourne(2008)通过结构向量自回归模型(Structural Vector Autoregression, SVAR)模型对英国房地产市场货币政策传导效应的研究发现,房价仅能解释货币政策冲击下 15% 左右的居民消费变化。国内对于房地产市场和货币政策传导机制的研究也普遍集中于宏观总量的角度。丁晨和屠梅曾(2007)运用向量误差修正模型(VECM)考察了房价在货币政策传导机制中的作用,结果表明房价在货币政策传导机制中的作用较为显著,对货币政策传导效率高。王松涛和刘洪玉(2009)采用 SVAR 模型分析了房地产价格和房地产投资在货币政策传导机制中的作用。研究发现,房价可以解释利率冲击下私人消费下降的 45%。武康平和胡谍(2010)通过构建施加短期和长期两种约束的 SVAR 模型证实了房地产市场是我国货币政策传导的重要渠道,房价的过快上涨对我国的消费和非房地产投资存在明显的挤出效应。赵昕东(2010)采用 SVAR 模型估计了通货膨胀率、GDP 增长率和 M2 增长率的冲击对房地产价格的影响以及房地产价格对供给冲击、需求冲击和货币政策冲击的动态响应。也有部分国内学者从区域层面探讨了货币政策对房地产市场的影响。梁云芳和高铁梅(2007)发现,信贷规模对东、西部地区房价的长期趋势和短期波动都有较大影响,但对中

部地区影响较小,而实际利率对东中西部地区房价短期波动影响较小。魏玮和王洪卫(2010)研究发现,数量型货币政策工具对西部地区房价的累积效应最为显著,而利率对东部地区房价的累积效应最大。王先柱等(2011)分别从供给和需求两个层面分析了货币政策对房地产市场的影响及其在区域层面上的差异,并验证了房地产市场货币政策调控存在门槛效应。

纵观国内外已有文献,关于货币政策区域效应和货币传导机制这两方面的研究成果近年来较为丰富,但同时存在一些有待解决的问题。首先,针对货币政策区域效应的研究主要遵循 Carlino 和 Defina 的思路,从各地区的产业结构、企业规模角度探讨利率渠道和信贷渠道产生的区域效应,而房地产(资产价格渠道)是否也对货币政策区域效应造成影响,且影响程度有多大?其次,现有房地产市场与货币政策传导机制集中于国家宏观层面的研究,而房地产在不同货币政策中对于各地区的产出和消费的传导效应是否存在区域性差异,且这种差异具有什么特点?最后,从研究方法上来看,货币政策的区域效应和传导机制研究大多通过 VAR 及其拓展模型来开展,那么,是否存在一种综合模型能够同时涵盖这两个研究问题?

### 三、货币政策房地产传导区域效应的分析框架

通过对现有文献总结归纳,本文提出了一个货币政策房地产传导机制在区域层面上的分析框架,如图 1 所示。货币政策冲击将首先影响区域房地产市场,进而影响到区域经济基本面,并最终传导至全国的宏观经济,具体分为 3 个阶段,依次表示为 ①, ② 和 ③。

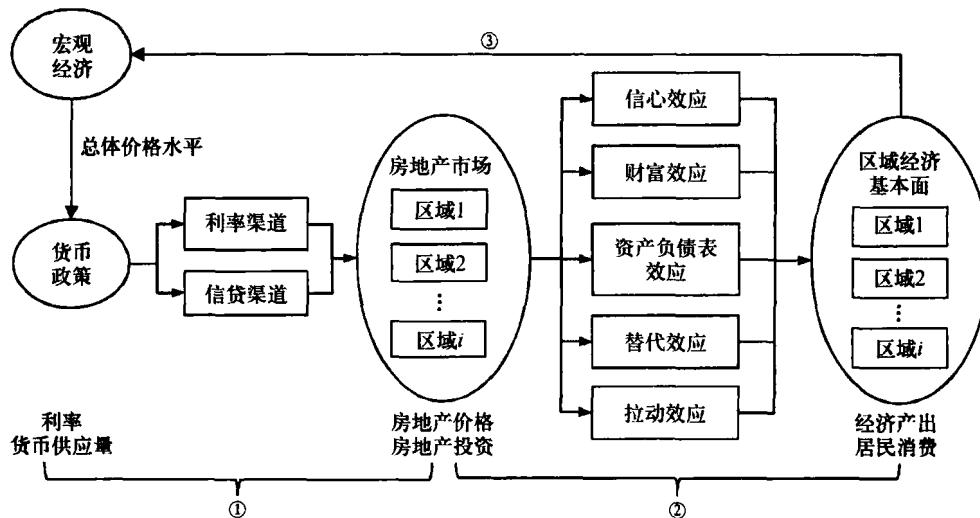


图 1 基于区域层面的货币政策房地产传导机制分析框架

第 1 阶段描述了货币政策如何通过利率渠道和信贷渠道来影响区域房地产市场,其中主要货币政策工具分别为利率和货币供应量。利率渠道以凯恩斯主义的利率传导为基础,认为货币政策的传导通过利率途径完成;信贷渠道以信息经济学为基础,认为金融市场不完美条件下银行信贷的可得性在货币政策传导过程中占据重要地位(蒋瑛琨等,2005)。首先,从利率渠道角度来看,利率会对房地产市场供需状况以及房价变化的预期产生直接影响,利率提高会导致资金使用者成本增加和房地产需求下降,需求的减少进一步引起房地产投资和房地产价格的下降。其次,信贷渠道作为一种间接渠道,对货币政策在房地产市场的传导效应体现更为显著,住房需求与购房家庭的资产负债密切相关,通过首付款要求、预付交易费用及最低收入还贷比例等形式体现(Bernanke 和 Gertler,1995)。信贷渠道的另一种表现形式为金融加速器模型(Bernanke 等,1996),即信贷市场内生性变化(如净资产和抵押品)的作用会对房地产市场产生放大的冲击效应。在第 1 阶段中,由于各地区房地产市场发展水平以及房地产金融体系完善程度的不同,货币政策对房地产投资和房地产价格的影响不尽相同,这导致了货币政策在第 1 阶段的传导过程中产生区域效应。同时,房地产市场在区域层面上存在价格信息传递现象,即溢出效应。各地区房价之间存在着长期稳定的关系,具有明显的价格互动作用(Vansteenkiste 和 Hiebert,2011)。

第 2 阶段展示了区域层面上房地产市场在经济基本面中所发挥的作用,主要是通过房地产价格和房地产投资这两种衡量指标。具体而言,房价对居民消费的影响是通过财富效应、信心效应和资产负债表效应,而房地产投资对经济总产出具有拉动效应,而对其他私人投资产生替代效应或挤出效应。考虑到各地区在企业规模、产业结构和金融体系方面存在差异,房地产市场向区域经济传导的差异性将通过第 2 阶段中区域经济变量的动态关系予以识别。

第 3 阶段仅反映了各区域经济向全国层面上宏观经济的汇总以及货币当局应对宏观经济变化而对货币政策工具进行设置和调整的过程,其中货币当局所关注的宏观经济指标主要是总体价格水平。通过多种传导途径,房地产市场在货币政策向区域经济以至宏观经济的传导过程中发挥着十分重要的作用,其区域差异性也主要通过第 1 阶段和第 2 阶段的传导过程予以体现。

本文尝试将货币政策房地产传导机制研究拓展到区域层面上,并考虑房价在不同地区之间产生的价格传递作用,全面分析货币政策、区域经济与房地产市场三者之间的动态关系。下面我们将结合区域经济和房地产市场,采用 2001~2010 年 30 个省市地区的月度数据,构建全局向量自回归(Global Vector Autoregression, GVAR)模型探讨东中西部地区的货币政策房地产传导效应的差异性问题。

## 四、GVAR 模型的构建

### (一) 基本设定

GVAR 模型最早由 Pesaran 等(2004)提出,并由 Dees 等(2007)拓展。与传统 VAR 模型相比,GVAR 构建了一个由各个经济体 VARX\* 模型构成的全局系统,通过考虑不同经济体之间的内在联系,分析全局变量冲击对各经济体内生变量的影响以及不同经济体之间的溢出效应。Vansteenkiste 和 Hiebert(2011)采用 GVAR 模型分析了欧洲地区的房价溢出效应,其中涉及各国房价对利率冲击的异质响应特征。目前,国内学者采用 GVAR 模型研究区域问题的研究较为有限。张延群(2012)详细阐述了 GVAR 模型的理论方法,并应用于中国与世界经济之间影响关系的研究。耿鹏和赵昕东(2007)运用 GVAR 模型分析了产业的内生联系和外生冲击。

按照 GVAR 建模思路,本文首先设定  $N$  个地区,各地区模型的内生变量表示为  $k_i \times 1$  的向量  $X_{it}$ 。对应于  $X_{it}$ ,其余  $N-1$  个地区变量的加权平均值用  $X_{it}^*$  表示。同时,模型包含时间趋势项。基于以上设定,各地区的 VARX\* 模型构建如下:

$$X_{it} = a_{i0} + a_{it}t + \Phi_i X_{i,t-1} + A_{i0} X_{it}^* + A_{it} X_{i,t-1}^* + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,  $\Phi_i$  是滞后系数项的  $k_i \times k_i$  矩阵,  $A_{i0}$  和  $A_{it}$  是表示地区变量系数的  $k_i \times k_i^*$  矩阵,  $\varepsilon_{it}$  是  $k_i \times 1$  矢量, 表征地区层面的异质性冲击。假定  $\varepsilon_{it}$  服从均值为 0 的独立同分布且协方差矩阵为正定矩阵  $\Sigma_{it}$ 。各地区 VARX\* 模型的方差—协方差矩阵具有时间不变性假设可以放松,但对于本文的分析,这种时间不变性的假定并不存在过度约束问题。

已知  $X_{it}, X_{it}^*$  可以通过权重矩阵计算得出,权重矩阵反映不同地区之间的相互影响程度。通过将  $X_{it}^*$  处理为弱外生序列,这些地区模型能够得到一致性的估计。在协整模型中,即使未剔除滞后的短期反馈,弱外生性假设意味着不存在从  $X_{it}$  到  $X_{it}^*$  的长期反馈。在这种情况下,如果  $X_{it}$  在长期作用于  $X_{it}^*$ ,则意味着单个地区模型中的误差调整机制未进入到  $X_{it}^*$  模型,这些变量的弱外生性能够在各个地区模型中得到检验。

在 GVAR 模型分析之前,首先对不同地区之间的传导途径加以设定,既具有独立性又具有关联性。传导途径分为 3 类:(1)各地区经济变量  $X_{it}$  受到其他地区对应变量  $X_{it}^*$  的当期值和滞后值的影响;(2)各地区变量  $X_{it}$  受全局外生变量的共同影响,如全国性的货币政策变量;(3)第  $i$  个地区还会受到第  $j$  个地区当期冲击的影响,这反映在误差协方差矩阵  $\Sigma_{ij}$ 。

所有地区的 VARX\* 模型与其中的内生变量  $X_{it}$  以及对应的弱外生变量  $X_{it}^*$  共同构建了一个完整的系统。然而,由于数据限制,即使是较少数量的  $N$ ,对模型系统估计可能并不适用。为了解决该问题,我们采用与 Pesaran 等(2004)一致的方法,考虑到各地区相对于总体面板较小,将其他地区变量作弱外生处理,分别估计截面数据模型的参数值。因此,对应于各地区的 VARX\* 模型,大规模的 GVAR 模型定义如下:

$$GX_t = a_0 + a_1 t + HX_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$a_0 = \begin{pmatrix} a_{00} \\ a_{10} \\ \dots \\ a_{N0} \end{pmatrix}, a_1 = \begin{pmatrix} a_{01} \\ a_{11} \\ \dots \\ a_{N1} \end{pmatrix}, \varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{0t} \\ \varepsilon_{1t} \\ \dots \\ \varepsilon_{Nt} \end{pmatrix}, G = \begin{pmatrix} A_0 W_0 \\ A_1 W_1 \\ \dots \\ A_N W_N \end{pmatrix}, H = \begin{pmatrix} B_0 W_0 \\ B_1 W_1 \\ \dots \\ B_N W_N \end{pmatrix}$$

其中,  $A_i = (I_{k_i}, -A_{i0})$ ;  $B_i = (\Phi_i, A_{i1})$ ;  $W_i$  是一个表示各个特定地区对应权重值的  $(k_i \times k_i^*) \times k_i$  矩阵。 $W_i$  是连接矩阵, 使得特定地区的模型可以用全局变量  $X_t$  的矢量形式表示。在各地区 VARX\* 模型中, 与经济学理论一致的变量之间长期均衡关系能够得到识别和检验。这种长期均衡关系既可以为该地区内生变量之间, 也可以是内生变量与弱外生变量之间的均衡关系。通过距离矩阵或贸易矩阵, 各地区 VARX\* 模型连接成为 GVAR 系统, 并在 GVAR 框架下运用分析技术, 如协整关系检验、结构冲击识别、弱外生性检验、脉冲响应分析、方差分解等。由于 GVAR 模型是将各地区 VARX\* 模型在一致的框架下进行连接, 各变量之间符合经济学理论的长期关系和短期关系都可以在 GVAR 模型框架下得到统计学检验。

## (二) 变量与数据选取

自从上世纪 90 年代以来, 以东中西部为基础的区域划分成为中国区域经济研究的切入点<sup>①</sup>。按照该划分方法, 并剔除数据缺失严重的西藏, 本文以国内 30 个省市地区作为研究对象, 因此, 变量  $N = 30$ 。同时, 本文选取货币供应量和利率作为全局货币政策变量(具有弱外生性), 各地区的价格指数、经济产出、居民消费、房地产价格和房地产投资作为内生经济变量。

货币政策工具可以分为数量型工具和价格型工具, 我国央行常用的数量型货币政策工具包括公开市场操作、法定存款准备金率等, 常用的价格型货币政策工具包括存贷款利率等。考虑到我国的实际国情, 本文采用广义货币供应量作为数量型货币政策工具的变量, 并引入市场化程度较高的银行间同业拆借利率作为价格型货币政策工具的代理变量, 因此, 货币政策的代理变量包括了广义货币供应量(M2)和银行间同业拆借利率(IBR)两个变量。

在各地区模型的经济变量选取上, 价格指数根据各地区城镇居民消费价格指数的同比和环比数据, 以 2001 年 1 月为基期构造定基比序列, 从而得到居民消费价格指数的时间序列; 受到各地区经济产出和居民消费的统计数据所限, 我们采用工业增加值(IND)和社会消费品零售总额(CONS)作为代理变量, 反映该地区的经济产出和居民消费情况; 在房地产市场方面, 使用商品住宅销售额除以销售面积计算得到商品住宅的销售均价来代表房地产价格(HP), 并选取房地产开发投资完成额(REI)来表示房地产投资水平。

<sup>①</sup> 东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南; 中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南; 西部地区包括重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西和内蒙古。

考虑数据可得性,本文采用月度数据,样本期自2001年1月至2010年12月,共计120组数据。其中,广义货币供应量、银行间同业拆借利率来自中国人民银行网站,各地区城镇居民消费价格指数、工业增加值、社会消费品零售总额、城镇商品住房销售额及销售面积和房地产开发投资完成额来自EPS全球统计数据库。由于工业增加值、社会消费品零售总额、房地产开发投资和商品住宅销售价格等数据具有显著的季节性,在Eviews 5.0中对相关变量使用X-11方法剔出季节性。最后,为了克服变量序列之间的异方差性,本文对利率之外的所有变量取自然对数。

### (三)各地区之间的权重矩阵

为构建对应的变量 $X_u^*$ ,GVAR需要权重矩阵来连接各地区的 $VARX^*$ 模型,以反映不同地区经济和房地产市场的互动程度。考虑到房地产市场具有空间固定的属性,不同地区的房价之间存在显著的溢出效应,因此,适合采用省会城市之间的距离矩阵进行测算。借鉴Vansteenkiste和Hiebert(2011)的方法,我们根据各地区省会城市之间的距离构造矩阵,然后利用倒数形式作权重处理,转换为反映各地区彼此影响程度的连接矩阵,如表2所示。表2列举了其中15个城市的距离权重矩阵,每个数值反映了行城市对列城市的影响程度。

表2 各地区之间的距离权重矩阵

城市	北京	上海	南京	杭州	广州	长春	合肥	南昌	郑州	武汉	成都	贵阳	昆明	兰州	西宁
北京	—	0.04	0.04	0.04	0.04	0.14	0.04	0.04	0.09	0.04	0.05	0.04	0.04	0.05	0.05
上海	0.08	—	0.14	0.25	0.07	0.08	0.09	0.08	0.07	0.07	0.04	0.05	0.04	0.04	0.04
南京	0.09	0.17	—	0.18	0.07	0.09	0.26	0.10	0.10	0.10	0.05	0.05	0.05	0.04	0.04
杭州	0.07	0.27	0.16	—	0.08	0.08	0.11	0.11	0.07	0.08	0.05	0.05	0.05	0.04	0.04
广州	0.04	0.04	0.03	0.04	—	0.05	0.04	0.07	0.04	0.05	0.06	0.09	0.08	0.04	0.04
长春	0.09	0.03	0.03	0.03	0.03	—	0.02	0.03	0.04	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03
合肥	0.09	0.11	0.25	0.13	0.08	0.08	—	0.13	0.12	0.15	0.06	0.06	0.05	0.05	0.05
南昌	0.06	0.08	0.08	0.09	0.12	0.06	0.10	—	0.08	0.18	0.06	0.07	0.06	0.05	0.04
郑州	0.13	0.06	0.07	0.05	0.06	0.09	0.08	0.07	—	0.10	0.07	0.06	0.06	0.07	0.06
武汉	0.08	0.07	0.08	0.07	0.10	0.07	0.12	0.19	0.12	—	0.07	0.08	0.07	0.06	0.05
成都	0.05	0.03	0.03	0.03	0.07	0.05	0.03	0.04	0.06	0.05	—	0.13	0.13	0.11	0.10
贵阳	0.05	0.03	0.03	0.03	0.11	0.05	0.03	0.05	0.05	0.05	0.14	—	0.20	0.06	0.06
昆明	0.04	0.02	0.02	0.02	0.08	0.04	0.02	0.04	0.04	0.04	0.11	0.16	—	0.05	0.05
兰州	0.07	0.03	0.03	0.03	0.05	0.06	0.03	0.03	0.06	0.04	0.12	0.06	0.07	—	0.35
西宁	0.06	0.02	0.02	0.02	0.04	0.06	0.02	0.03	0.05	0.03	0.10	0.06	0.07	0.32	—

## 五、实证分析

### (一) 模型估计结果

经 ADF 单位根检验可知,货币供应量的时间序列并不平稳,经过 1 阶差分后变换为平稳序列,而各地区经济变量的检验结果同样表明为 I(1) 序列。对各变量时间序列进行 Johansen 协整检验发现,各变量之间存在显著的协整关系。鉴于本文主要关心系统内生变量的动态互动关系,当几个变量存在协整关系时,采用变量水平值构建 VAR 模型不会出现识别错误,因此,本文采用各变量水平值进入 GVAR 系统。

根据赤池信息准则和施瓦兹准则,各地区 VARX\* 模型选取 2 个月作为滞后阶数构建,并对 VARX\* 模型矩阵系数进行识别,得到 GVAR 系统参数估计结果<sup>①</sup>。基于模型估计结果,进一步采用广义脉冲响应函数(Generalized Impulse Response Function, GIRF) 分析货币政策冲击对区域经济以及房地产市场的动态作用。

### (二) 广义脉冲响应分析

在 GVAR 模型估计和稳定性检验后,采用 GIRF 分析货币政策冲击对区域经济和房地产市场的影响以及不同地区经济变量之间的动态关系。GIRF 由 Pesaran 和 Shin (1998) 提出,该方法消除了 Sims(1980) 方法中变量排序对脉冲响应分析结果的干扰,更适用于包含数十个变量的大型 VAR 系统。图 2 ~ 图 4 列举了广义脉冲响应函数的分析结果。其中,图 2 是货币供应量的 1 个标准差正向冲击,代表了扩张性货币政策冲击,图 3 是利率的 1 个标准差正向冲击,代表了紧缩性货币政策。图 4 是房价的 1 个标准差正向冲击。

#### 1. 货币供应量冲击对区域经济和房地产市场的影响

图 2 描述了区域经济及房地产市场对数量型货币政策(M2) 冲击的响应结果。对应于货币供应量的 1 个标准差冲击(0.7%),各地区工业增加值在 3 个月后为正向响应,而社会消费品零售额在当期达到最大值,随后表现为持续的负向响应,表明货币供应量增加会推动工业产出,但由于通胀因素在长期抑制社会消费。全国工业产出在 3 个月后达到最大响应值 0.8%,而社会消费则达到最小值 -0.5%。东、中、西地区呈现相似特征,均在 1 个季度后达到最大响应强度并逐渐稳定,但在响应强度上存在差异。例如,在消费方面,西部地区受影响程度最大(-0.9%),东部地区次之(-0.4%),而中部地区的响应强度最弱(-0.3%)。可见,在区域经济层面,货币供应量的冲击对于西部地区的影响要强于中东部地区。这表明,我国区域发展战略实行的是非均衡梯度推进战略,即使在使用总量扩张性的货币政策时,现金及贷款流向也会表现出明显的地区差异性。2010 年央行数据显示,东部、西部和东北部地区分别净投放现金 4661.3 亿元、528.8 亿元和 393.2 亿元,

<sup>①</sup> 本文采用 GVAR Toolbox 1.1 软件(Smith 和 Galesi, 2011) 进行模型分析。由于篇幅有限, GVAR 参数估计结果并没有列出,可向作者索要。

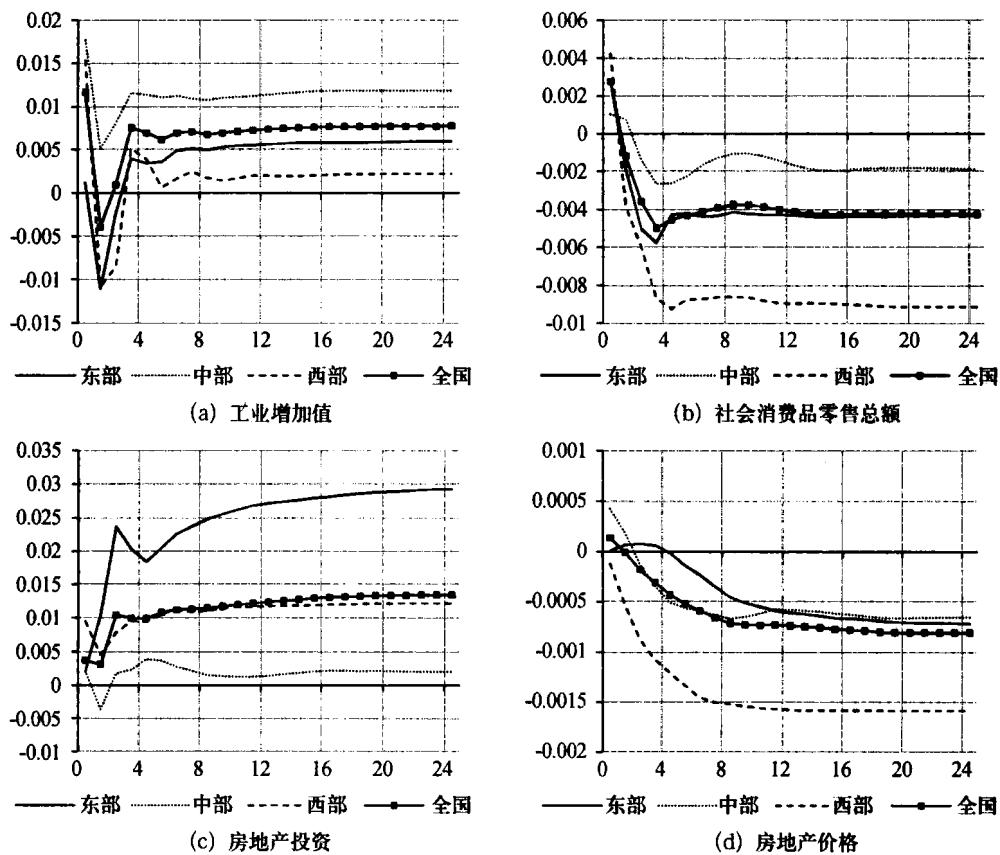


图2 各区域经济变量对货币供应量冲击的响应

而中部地区净回笼现金 1492.1 亿元。可见,长期的政策倾向性使央行货币资金对中部地区影响并不大,受到货币供应量冲击作用不明显。

在房地产市场上,货币供应量增加会推动房地产投资的上升,而房地产价格与社会消费品零售额的响应曲线类似,由于通货膨胀影响而受到抑制。对于货币供应量冲击,全国房地产投资的响应值在 1% ~ 1.5% 区间,而房价的响应值最低为 -0.07%。货币供应量冲击对东部地区房地产投资影响程度最高(3.0%),且统计上显著,西部次之(1.2%),而中部最弱(0.4%)。同时,西部地区的房价受到货币供应量冲击的影响程度超过了中部和东部地区,这主要是由于西部地区的居民消费结构更容易受到通胀因素的影响,从而抑制了对房地产的需求,导致房价的下降。

## 2. 利率冲击对区域经济和房地产市场的影响

图 3 描述了区域经济及房地产市场对利率冲击的响应情况,与货币供应量冲击下的脉冲响应函数不同,区域经济和房地产市场对利率冲击的响应具有更显著的差异性。对应于 1 个标准差利率的正向冲击(0.3%),全国工业产出在 1 个月后达到最大值 0.7%,社会消费品零售总额达到最小值 -0.5%。从各地区来看,东部地区的工业产出和西部地

区的居民消费与其他地区以及全国的响应特征不一致。具体来看,中西部的工业产出持续为正向响应,而西部地区的社会消费在4个月后也由降转升,这与紧缩性货币政策的调控目标相悖。长久以来,中西部地区的制造业和服务业处于初级阶段,产业规模结构滞后于东部地区,经济增长很大程度上依赖国家政策资金的投入,导致价格型货币政策的传导效果出现偏差。相比之下,东部地区经济受到利率政策的冲击最大,这与该区域的产业结构有关。相关研究表明,第二产业密集度较高的区域,利率敏感性较强,而第二产业在我国东部地区的密集度最高(宋旺和钟正生,2006;王先柱等,2011)。

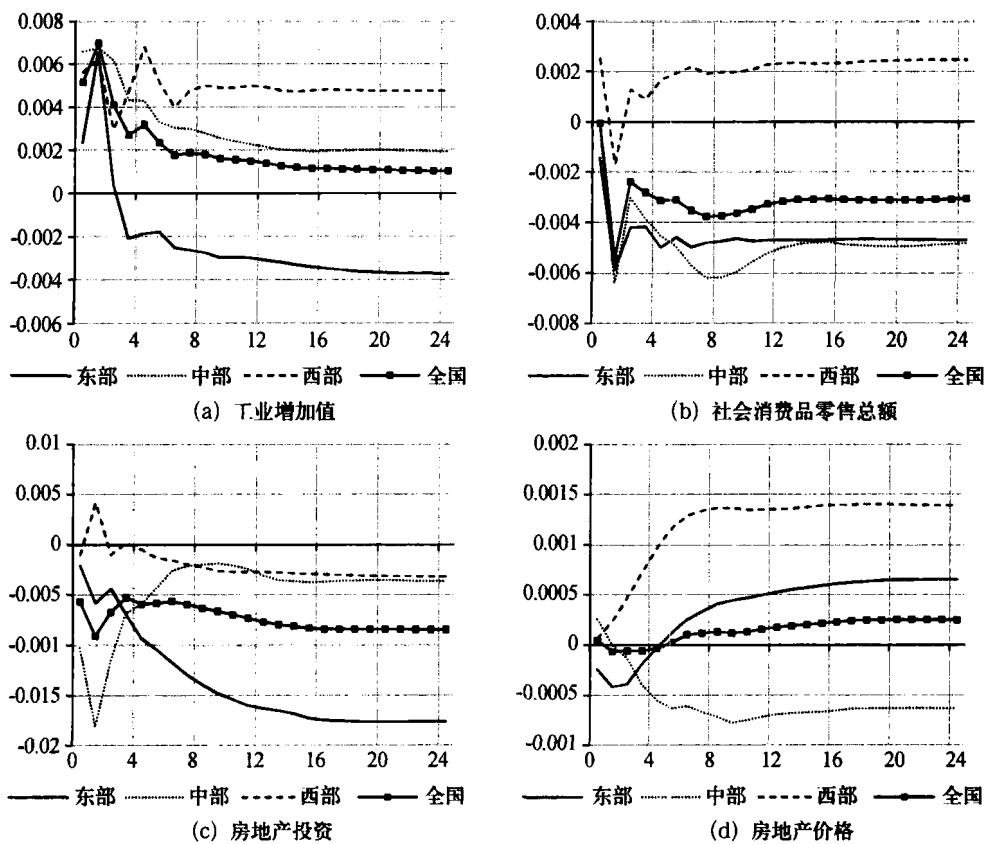


图3 各区域经济变量对利率冲击的响应

在利率冲击下,全国房地产投资持续下降,最低值为-0.8%,各地区也表现为负响应,一个季度内中部地区的响应强度最高(-1.8%),而东部地区的累计响应值最大。全国房地产价格在一个季度内呈现负响应,之后转为正向响应,影响程度在统计上并不显著。从各地区来看,利率上调会引起中部地区房价的下降,西部地区房价的持续上涨,东部地区则先降后升。

总体上看,与货币供应量的冲击不同,利率对东、中、西部地区的经济基本面与房地产市场产生了异质性影响。由于东部地区的第二产业比重和房地产相关贷款比例大,金融

业的市场化程度高,区域经济和房地产市场受到利率上调的影响更为显著,其动态响应过程更符合政策预期效果。因此,在以利率调整为主的紧缩性货币政策下,东部地区的响应曲线更接近于货币政策的调控目标,而中西部地区则表现出不同程度的偏差。

### 3. 房地产价格冲击对区域经济的影响

图4描述了区域经济对房地产价格冲击的响应情况。对应于房价1个标准差单位的正向冲击,东、中、西部地区的工业增加值在1个季度内产生正向响应,分别达到最大值0.8%、0.2%和0.2%,这表明房价上涨对各地区工业产出在短期内产生拉动效应,且东部尤为明显,但在1个季度后东部地区的工业增加值会转为负响应值,验证了挤出效应的存在。不同地区的社会消费对房价冲击的响应较为相似,东部的最大响应值为0.65%,而中西部地区的消费对房价冲击响应较弱,最高仅为0.1%~0.3%。总体来看,房价上涨对东部地区的工业产出在短时间内具有拉动效应,但长期表现为挤出效应,抑制工业产出的增长。房价对居民消费有显著的财富效应和信心效应,且东部地区对房价冲击的响应强度在整体上要高于中部和西部地区。

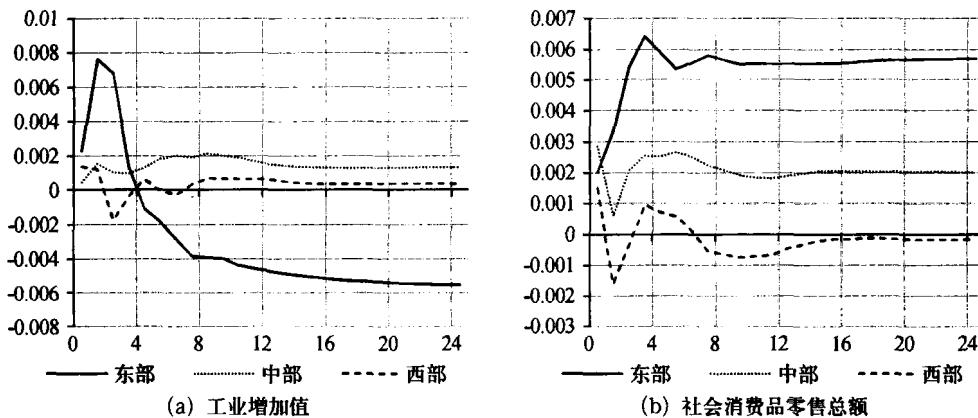


图4 各区域经济变量对房地产价格冲击的响应

### (三) 房地产对货币政策的传导效应

根据广义脉冲响应分析结果,我们采用Elbourne(2008)的方法估计房价对货币政策的传导效应,并比较不同地区间的传导效应差异。以东部地区为例,对应于1个标准差的利率上涨冲击,社会消费和房地产价格最多分别下降-0.60%和-0.04%,而1个标准差房价冲击(0.16%)最多引起社会消费0.66%的同向变化。因此,在利率冲击对社会消费的影响中,房价传导的部分约占27.4%。基于该方法,表3比较了各地区房地产对货币政策的传导效应。

表 3 各区域房地产价格对货币政策传导效应

货币政策变量	房地产传导效应	东部	中部	西部
利率(1BR)	社会消费	27.4%	5.7%	6.8%
货币供应量(M2)	社会消费	31.2%	8.6%	12.5%

从不同类型货币政策来看,房地产价格对于货币供应量的传导效果整体上优于对利率的传导效果,这表明我国货币政策中的数量型货币政策通过房地产价格传导效应更强。其次,从地区分布来看,东部地区的房地产价格对货币政策传导效应最强,在利率和货币供应量方面分别达到 27.4% 和 31.2%,西部地区次之,中部地区最弱。可见,房地产价格在货币政策传导方面存在显著的区域性差异,东部地区的房价货币政策传导效应显著强于中西部地区。

## 六、结 论

本文采用 2001~2010 年中国 30 个省市地区的月度数据,通过构建 GVAR 模型分析了货币政策冲击对东中西部地区工业产出、居民消费和房地产市场的影响,并在此基础上探讨了房地产价格对货币政策传导效应的区域性差异。结论包括:(1)货币供应量的增加一方面会推动工业产出和房地产投资的增长,另一方面会抑制居民消费和房地产价格;(2)各地区对货币供应量增长呈现相似的响应特征,但在响应强度上有所区别,中部地区的受影响程度最低;(3)利率上涨冲击对各地区产出、消费和房地产市场的影响并不一致,具有区域异质性特征,东部地区的响应特征接近于紧缩性货币政策的调控目标;(4)在房地产对货币政策传导效应方面,数量型货币政策的传导效果要优于价格型货币政策,东部地区的传导效果总体上要高于中西部地区。

本文所探讨的中国货币政策与区域经济和房地产市场之间的动态关系在一定程度上反映了近年来区域发展不平衡、经济结构失衡和货币政策不对称等问题。中国目前正面临着区域发展差距不断扩大和居民消费严重不足的现实,如何利用财政货币政策等宏观调控政策缩小区域经济和房地产市场上的结构性差异,促进各地区和各产业之间的协调发展,已成为理论界亟待解决的研究课题。本文认为,首先,在货币政策制定过程中应提高各地区金融部门和研究机构的参与度,充分考虑各地区经济发展形势及个体差异;其次,在货币政策执行层面上应允许各地区采用较为灵活的货币政策工具以适应区域经济和房地产市场的发展现状,对于经济发展过热和房价上涨过快的地区,可通过区域差异化的政策工具,尤其是采用信贷调控手段,抑制过度投资和投机行为,提高金融系统的稳定性;最后,货币政策还应当根据国家的区域发展战略,与土地、财政、税收等政策工具配合实施,促进货币政策向宏观经济的有效传导。

## 参考文献

- [1] 丁晨和屠梅曾,2007,《论房价在货币政策传导机制中的作用》,《数量经济技术经济研究》第4期 106~114页。
- [2] 耿鹏和赵昕东,2009,《基于 GVAR 模型的产业内生联系与外生冲击分析》,《数量经济技术经济研究》第12期 32~45页。
- [3] 蒋瑛琨、刘艳武和赵振全,2005,《货币渠道与信贷渠道传导机制有效性的实证分析》,《金融研究》第5期 70~79页。
- [4] 孔丹凤、Cortes B. 和秦大忠,2007,《中国货币政策省际效果的实证分析:1980~2004》,《金融研究》第12期 17~26页。
- [5] 刘玄和王剑,2006,《货币政策传导地区差异:实证检验及政策含义》,《财经研究》第5期 70~79页。
- [6] 梁云芳和高铁梅,2007,《中国房地产价格波动区域差异的实证分析》,《经济研究》第8期 133~142页。
- [7] 宋旺和钟正生,2006,《我国货币政策区域效应的存在性及原因——基于最优货币区理论的分析》,《经济研究》第3期 46~58页。
- [8] 王松涛和刘洪玉,2009,《以房地产市场为载体的货币政策传导机制研究——SVAR 模型的一个应用》,《数量经济技术经济研究》第10期 61~73页。
- [9] 王先柱、毛中根和刘洪玉,2011,《货币政策的区域效应——来自房地产市场的证据》,《金融研究》第9期 42~53页。
- [10] 魏玮和王洪卫,2010,《房地产价格对货币政策动态响应的区域异质性——基于省际面板数据的实证分析》,《财经研究》第6期 123~132页。
- [11] 武康平和胡谋,2010,《房地产市场与货币政策传导机制》,《中国软科学》第11期 32~43页。
- [12] 张延群,2012,《全球向量自回归模型的理论、方法及其应用》,《数量经济技术经济研究》第4期 136~149页。
- [13] 赵昕东,2010,《中国房地产价格波动与宏观经济——基于 SVAR 模型的研究》,《经济评论》第1期 65~71页。
- [14] Aoki K. , Proudman J. , and G. Vlieghe, 2004, "Housing prices, consumption and monetary policy: A financial accelerator approach," *Journal of Financial Intermediation*, 13(4), pp. 414~435.
- [15] Bernanke B. and M. Gertler, 1995, "Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission," *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), pp. 27~48.
- [16] Bernanke B. , Gertler M. and S. Gilchrist, 1996, "The financial accelerator and flight to quality," *Review of Economics and Statistics*, 78, pp. 1~15.
- [17] Carlin G. and R. Defina, 1999, "The differential regional effects of monetary policy: Evidence from the U. S. states," *Journal of Regional Science*, 39(2), pp. 339~358.
- [18] Dees S. , di Mauro F. , Pesaran, M. H. and L. V. Smith, 2007, "Exploring the international linkages of the euro area: a global VAR analysis", *Journal of Applied Econometrics*, 22, pp. 1~38.
- [19] Elbourne A. , 2008, "The UK housing market and the monetary policy transmission mechanism: an SVAR Approach," *Journal of Housing Economics*, 17(1), pp. 65~87.
- [20] Giuliodori M. , 2005, "Monetary policy shocks and the role of house prices across European countries," *Scottish Journal of Political Economy*, 52(4), pp. 519~543.
- [21] Iacoviello M. and R. Minetti, 2008, "The credit channel of monetary policy: Evidence from the housing market," *Journal of Macroeconomics*, 30(1), pp. 69~96.

- [22] Mishkin F. , 2007, "Housing and monetary transmission mechanism," NBER Working Paper, No. w13518.
- [23] Mundell R. , 1961, "A theory of optimum currency areas," American Economic Review, 51(4) , pp. 57 ~ 64.
- [24] Negro M. and C. Otrok, 2007, "99 lufiballons: Monetary policy and the house price boom across U. S. states." Journal of Monetary Economics, 54(7) , pp. 1962 ~ 1985.
- [25] Owyang M. and H. Wall, 2004, "Structural breaks and regional disparities in the transmission of monetary policy," Federal Reserve Bank of St. Louis, Working Paper, No. 2003 - 008B.
- [26] Pesaran M. H. and Y. Shin, 1998, "Generalized impulse response analysis in linear multivariate models", Economic Letters, 58(1) , pp. 17 ~ 29.
- [27] Pesaran M. H. , Schuermann T. and S. M. Weiner, 2004, "Modeling regional interdependencies using a global error - correcting macroeconomic model", Journal of Business & Economic Statistics, 22(2) , pp. 129 ~ 162.
- [28] Sims, C. 1980, "Macroeconomics and reality", Econometrica, 48 , pp. 1 ~ 48.
- [29] Vansteenkiste I. and P. Hiebert, 2011, "Do housing price developments spillover across euro area countries? Evidence from a global VAR", Journal of Housing Economics, 20 , pp. 299 ~ 314.

**Abstract:** Real estate market has played increasingly important role in monetary policy transmission, especially on regional level. In this paper, we use 2001 - 2010 monthly data of 30 provincial districts in China, establish the global vector autoregression ( GVAR ) model to analyze the dynamic relationships among monetary policy, regional economy and real estate market, and then explore the regional disparities in the transmission of monetary policy through real estate. The result indicates that, each region presents the similar feature in response to the money supply shock which promotes the industrial output and real estate investment, but inhibits the household consumption and real estate price, and the central region has the lowest response level. The interest rate shock imposes heterogeneous impacts on regional economy and real estate market, the response of the eastern region is consistent with the objectives of contractionary monetary policy. Real estate presents evident regional disparities in monetary policy transmission process, the conduction effect in the eastern region is higher than other regions, and the conduction of money supply is superior to that of interest rate.

**Keywords:** Monetary policy; Regional economy; Real estate market; GVAR

(责任编辑:方平)(校对:FY)