

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

魏 玮¹, 王洪卫²

(1. 华东政法大学 商学院, 上海 201620; 2. 上海财经大学, 上海 200433)

摘 要:房地产市场是典型的区域性市场。文章通过建立 PVAR(面板向量自回归)模型,使用脉冲响应函数分析方法,测度各种货币政策工具对中国东、中、西部地区房地产市场价格动态影响的异同。实证结果表明:东、西部地区房地产价格受数量型工具冲击后向稳态收敛的速度慢于中部;数量型工具对西部地区房地产价格的累积效应最为显著,价格型工具对东部地区房地产价格的累积效应最大;东、中部地区房地产市场上主导型货币政策工具为 M_0 , 西部地区则以信贷为主导型政策工具。

关键词:房价;货币政策;PVAR 模型;区域异质性

中图分类号: F061.5; F290.30 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2010)06-0123-10

一、引言及文献回顾

根据蒙代尔(1961)的最优货币区理论,区域市场参与主体、区域金融结构以及通货膨胀率等因素的差异会导致货币政策调控效果的差异。房地产市场是典型的区域性市场,就直观而言,区域因素至少可以从以下两方面使货币政策对房地产市场的作用效果产生差异:首先,货币政策发生前各地区房地产市场的初始经济条件不同;其次,市场参与主体对货币政策反应的敏感度也因区域而异(Carlino、DeFina, 1999)。

尽管随着各国金融改革的深化,有关货币政策对房地产市场影响的研究得到了国内外众多学者的关注(Bernanke 和 Gertler, 1995; Aoki 等, 2002; Matteo 和 Raoul, 2003; Macro Del Negro, 2005),但是将区域异质性因素纳入货币政策对房地产市场影响的研究却十分少见。并且,研究区域也仅仅局限于欧美等经济发达国家或地区。Marco Del Negro 和 Chirstopher Otrok (2007)运用 VAR 模型分析了扩张性货币政策对 1986—2004 年期间美国 48

收稿日期: 2010-02-25

基金项目: 上海市政府重大决策咨询课题(2009-A-28)

作者简介: 魏 玮(1983—),女,河南信阳人,华东政法大学商学院博士生;

王洪卫(1968—),男,浙江富阳人,上海财经大学教授,博士生导师。

个州房价波动的影响,结果显示政策冲击对房价的影响甚微,而区域性因素则是影响历史房价走势的主导因素。Isabel Vansteenkiste(2007)使用全局自回归(Global Vector Autoregression)模型分析得出了和 Negro、Christopher Otrok(2007)相似的结论,并进一步指出相邻地区之间还存在房价的溢出效应。综观国内的研究成果,与本文研究问题最相关的文献可能是梁云芳和高铁梅(2007)讨论房价区域波动差异一文,该文引入信贷这一货币政策变量,并使用全国 28 个省市 1999—2006 年度数据构建面板数据模型,得出了信贷规模对东、西部地区房地产市场影响较大,而对中部地区影响较小的结论。但文章的侧重点在于研究引起区域间房价波动差异的各类宏观因素,并没有深入探讨各种货币政策工具对区域房价波动影响的异同之处。

相比较而言,本文拟在以下几方面有所探索:首先在研究目的上,将利率、信贷等多种货币政策工具纳入一个模型分析框架,着力分析房地产市场对各类货币政策工具响应的区域异质性,并比较得出各类货币政策工具在不同区域房地产市场上作用的大小。其次在研究对象上,使用房地产市场高频数据(月度数据),构建较长的时间序列,以更精确地捕捉各区域房地产价格对货币政策冲击的长短期响应;第三,在研究方法上,使用面板数据向量自回归(Panel Data Vector Autoregression,简称 PVAR)模型,试图解决传统时序方法对经济数据检验“势”值过低、检验结果缺乏稳健性的问题;并在综合考虑不可观测个体的异质性特征的基础上,建立面板脉冲响应函数,从而分离出不同区域房地产市场对各种货币政策工具冲击的动态响应值。

二、实证数据说明与 PVAR 模型设定

(一)数据说明。考虑到时间序列长短及数据的可得性,本文筛选了全国 21 个省市 2000 年 2 月至 2008 年 2 月数据构成的面板,样本时间跨度为 96 个月。对区域房地产市场的研究,应以区域的空间位置及经济发展特性相似度为准则对其进行分组分析(Schnure, 2005; Beatriz Larraz, Jose Alfaro, 2008)。为便于与以往研究

比较,本文采用国家有关部门对中国经济区域的划分标准将 21 个省市自治区分别归类为东部、中部和西部三

表 1 各地区住宅销售价格的统计特征

地区 指标	全国	东部	中部	西部
省市个数	21	11	5	5
房价均值(元/平方米)	2 228	3 152	1 761	1 771
房价最大值(元/平方米)	12 162	12 162	4 521	6 142
房价标准差	1 452	1 632	705	513

大地区。^①文中住宅销售价格(p)是由住宅销售额除以住宅销售面积计算获得,其初步统计特征见表 1。由于地区人均 GDP 月度数据的缺失,本文采用人均工业增加值(y)来反应各省市人均收入水平。

货币政策工具分为数量型货币政策工具和价格型货币政策工具。近年来,中央银行采用较多的数量型货币政策工具包括公开市场操作、法定存款准备金率及信贷窗口指导,采用较多的价格型货币政策工具是对存贷款利率的调整。本文选取货币供给量(M_0)和金融机构人民币贷款余额(rmblend)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 7 天同业拆借利率(7_day_rate)作为价格型货币政策工具的变量。以上所有数据都取自于中经网统计数据库、wind 金融数据库、国研网和中国人民银行统计季报。

为消除价格因素,本文先将 p 、 y 、 M_0 、rmblend 四变量的名义值除以居民消费价格指数(以 2000 年 1 月为基期),得到各自的实际值,分别记做 rp 、 ry 、 $realM_0$ 及 $rmbreallend$ 。然后将 7_day_rate 变量平减去通货膨胀率得到实际贷款利率(7_day_real_rate)。时间序列的描述性统计图(图略)显示, ry 具有明显的季节波动性,因此使用 X-12 标准月度数据季节调整方法对其进行季节调整。为克服变量序列间的异方差性,实证分析中除实际利率外的所有变量均以对数的形式出现,分别记做 $\ln p$ 、 $\ln y$ 、 $\ln realM_0$ 、 $\ln rmbreallend$ 。

(二)数据平稳性检验。考虑到数据纵剖面时间序列的独立性,本文使用 LLC(Levin、Lin 和 Chu,2002)检验方法,对各对数序列及其对数差分序列进行检验,结果表明各对数序列不平稳,但是经过 1 阶差分变换后均为平稳序列。限于篇幅,上述检验与分析结果略。

(三)PVAR 模型设定。PVAR 模型是由 Holtz-Eakin 等(1988)首次提出,后经 McCoskey 和 Kao(1999)、Joakim Westerlund(2005)等学者的发展,已成为一个兼具时序分析与面板数据分析优势的成熟模型。本文定义一个二阶滞后的 PVAR 模型形式如下:

$$y_{it} = A_0 + A_1 y_{it-1} + A_2 y_{it-2} + f_i + e_t \quad (1)$$

其中: y_{it} 中的 i 代表地区, t 代表时间。通常,我们将第 i 个对象的 T 期观测时间序列 $\{y_{it}\}_{t=1}^T$ 称为面板数据的第 i 个纵剖面时间序列,将第 t 期 N 个对象的截面数据 $\{y_{it}\}_{i=1}^N$ 称为面板数据的第 t 期横截面。 y_{it} 是一包含 5 个变量的向量 $\{\ln p, \ln y, \ln realM_0, \ln rmbreallend, 7day_real_rate\}$ 。 $\ln y$ 是支撑房价的基本面的区域收入水平变量,排除其他市场噪音干扰,其单位正向冲击将会刺激房价上扬。将 $\ln realM_0$ 、 $\ln rmbreallend$ 、7_day_real_rate 三个货币政策工具变量纳入同一模型系统,分析不同区域房地产市场对不同工具变量表现的异同。由于每个区域面板数据中房地产市场结构的异质性,当将时间序列程序应用于面板数据估计时,还需引入代表固定效应的变量 f_i 。而受应变量滞后项的影响导致的 f_i 与自变量的相关性,会使传统用于消除固定效应的“均值差分法”在对系数的估计中产生偏误。因此,本文使用“前向均值差分法”(Arellano 和 Bover,1995)来消除固定效应。该方法通过移除前向均值这一转换方式,避免差分项与作为工具变量的滞后回归项间的正交,从而达到准

确估计模型系统的目的。

三、货币政策工具对区域房地产市场影响异同性的动态分析

(一)基于 PVAR 模型的脉冲—响应图。正交化脉冲—响应函数分析的优势在于它可通过控制住其他政策变量的冲击(令其值为常数),来度量房价对某一特定政策工具变量的正交化新息(innovation)的响应。由于式(1)误差项的方差—协方差矩阵可能是非对角矩阵,若要独立识别出某一政策变量的冲击,还需对系统中的变量进行 Choleski 分解排序(Hamilton,1994)。在短期内,顺序在前的变量较后面的变量更具弱外生性,即排序在前变量的滞后期项(lag)与同期项均会对后面变量产生影响,而后面变量仅通过滞后期项对前面变量产生影响。本文设定的变量分解顺序是 $\{\ln p, \ln ysa, \ln realM_0, \ln rmb-reallend, 7day_real_rate\}$ 。该次序表明,全局性的货币政策变量 $\{\ln realM_0, \ln rmb-reallend, 7day_real_rate\}$ 只通过滞后项影响前面的地区级变量 $\{\ln p, \ln ysa\}$,这与 Keith Sill(1997)及 Scott Schuh(2001)等的实证研究结论相符。在三个货币政策变量中,货币供给量($\ln realm_0$)的变动与中央银行的决策行为密切相关,最具弱外生性,将其排在最前;而 7 天同业交易利率(7day_real_rate)作为目前市场程度化最高的利率,内生性较强,因此将其列居最后。

图 1 至图 3 分别显示了东、中、西部地区三组样本中房价对各类货币政策工具冲击的脉冲响应(IR)图。其中横轴表示冲击作用的滞后期数(单位:月度),纵轴表示各区域房价对政策工具冲击的响应值。

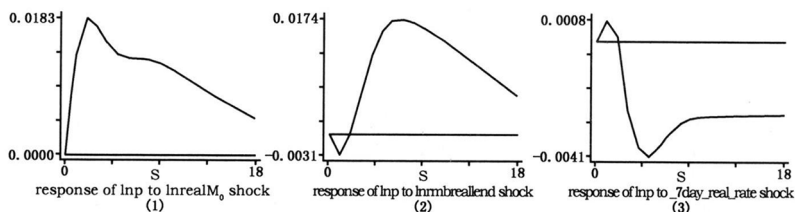


图 1 东部地区房价对货币政策工具冲击的脉冲响应(IR)图

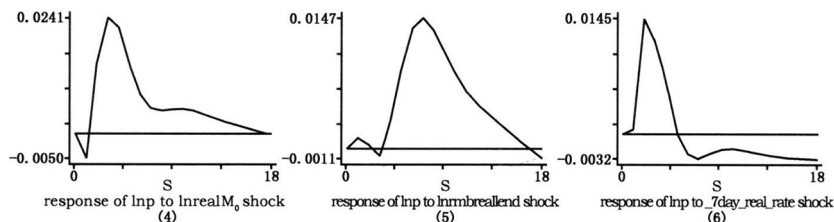


图 2 中部地区房价对货币政策工具冲击的脉冲响应(IR)图

(二)各区域房地产价格对货币政策响应的同质性。由图 1 至图 3 可见,东、中、西部地区房地产价格对三种货币政策工具冲击的响应存在着一些共同

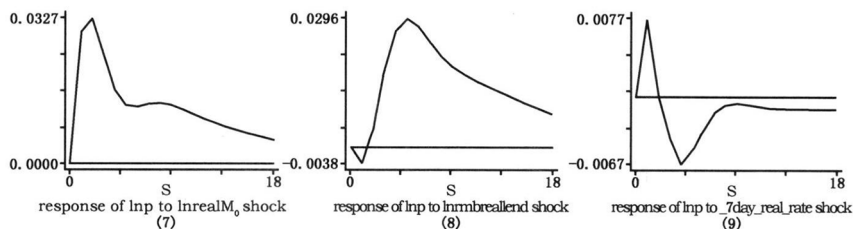


图3 西部地区房价对货币政策工具冲击的脉冲响应(IR)图

特性：

1. 各区域房地产价格对货币供给量冲击的响应深度高、速度快。图1显示,东、西部地区房价对 M_0 冲击的响应峰值仅需2期就可达到,分别为1.83%和3.27%;中部房地产市场对 M_0 冲击的响应峰值也在第3期达到,为2.41%。而东、中、西部地区房价对信贷冲击的响应峰值则在1.47%至2.96%范围内,略低于 M_0 ;对利率冲击的响应峰值在-0.32%至0.67%范围内,更低于 M_0 数倍。可见,区域房地产市场对 M_0 冲击的响应深度(响应峰值)最高,响应速度(达到峰值的时间)最快,货币供给量对房地产市场的影响在短期内有立竿见影的效果。这也从侧面反映了我国房地产市场是吸收货币流动性过剩的一个重要载体。一旦市场上存在流动性过剩,充裕的资金就会刺激人们对住房的消费需求及投资需求,使货币在短期内快速向资产价值较高的房地产市场集中,基于房地产市场供给的黏性,短期的供不应求局面使区域房价快速攀升。

2. 各区域房地产价格对信贷冲击的响应存在较明显的时滞。除中部地区房价对利率冲击的响应达到峰值的时间较长外(第18期),各地区房价对货币政策工具冲击的响应达到峰值的时期基本一致:对 M_0 冲击达到响应峰值的期限为2—3期;对利率冲击达到响应峰值的期限为4—5期;对信贷冲击达到响应峰值的期限为5—7期。较其他货币政策,各地区房价对信贷政策冲击的响应峰值要滞后1—4期左右。这主要是由于利益激励机制的作用,结果使银行对坏账率较低的个人住房抵押贷款的规模相对较小,房地产信贷规模收缩往往集中体现在开发贷款上。开发贷款规模的收缩要通过影响未来房屋的供给量间接地影响房价,因此房价对信贷工具有较长的时滞性。

3. 各区域房地产价格对利率冲击的响应持续期较长。尽管如前所述,各地区房地产价格对利率政策冲击的响应峰值最小,但由图1至图3可见,在考察期内,各区域房价对货币供给量及信贷政策的脉冲相应图形基本呈倒“U”形曲线(见图(1)、图(2)、图(4)、图(5)、图(7)、图(8)),曲线在末端均以一定的速度收敛至初始稳态。然而,对利率的脉冲响应在经过前期短暂的波动后(见图(3)、图(6)、图(9)),在后面较长时期内都会稳定在一个水平上:如东部稳定在-0.26%;中部稳定在-0.32%;西部稳定在-0.12%。这说明利率政策冲

击对各区域房产市场的影响并不易随时间的推移而消失,长期持续力较强。这是由房地产合同本身的特点所决定的,由于房地产开发贷款和住房抵押贷款的合同期限均较长,加息在短时期内并不能对已签订的信贷合同产生实质性的影响,但却会通过改变信贷成本与股票、债券、住房等资产成本间的利差,对房产企业和消费者形成长期的资本约束。

综上所述,尽管区域房地产价格对货币供给量和信贷政策这两类数量型货币政策工具冲击的响应峰值较高,短期内效果显著,但由于房地产价格的上涨压力还会来自于市场预期、有限理性、信息不对称等因素,在宏观经济扩张时期,只要投资者预期房价还会上涨,那么开发商和购房人会将其在资本市场和其他渠道融得的资金投入房地产市场,紧缩的数量型货币政策对房产市场的影响在长期内将被弱化,利率这类价格型货币政策工具的长期作用将更加突出。

(三)各区域房地产价格对货币政策响应的异质性。为清晰展示三种货币政策工具在不同区域房地产市场上的作用力度及时滞的差异性,由图1至图3可得出如下房价对货币政策工具冲击响应的区域异质性结论:

1. 东、西部地区房地产价格受数量型货币政策工具冲击后向稳态收敛的速度慢于中部地区。尽管各区域房地产价格对数量型货币政策工具冲击的响应图形类似抛物线,均表现为先增后降,但东、西部地区房地产价格在达到响应峰值后向零值的收敛速度却非常缓慢(见图(1)、图(2)及图(7)、图(8)),在第18期末,数量型货币政策工具一个标准差的正向新息冲击对东、西部两地区房地产价格有0.5%—0.7%的正向作用。而中部地区房地产价格的响应则在短期内达到峰值后快速向零值回落(见图(4)、图(5)),考察期末,数量型货币政策工具对中部地区房价的影响作用基本为0。这主要是因为我国区域发展战略实行的是“优先发展东部沿海”及“西部大开发”等一系列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。《2007 区域金融运行报告》数据就显示:2007年东部、西部地区分别净投放现金3 851亿元、250亿元,中部地区则净回笼现金1 333亿元;截至2007年底,东部地区房地产商业贷款在全国占比79%,西部地区占比为14%,而中部地区占比仅为9%。可见,长期的政策倾向性使东、西部地区房地产市场对商业银行信贷及央行货币资金的依赖程度较大,因此,东、西部地区房地产市场对数量型货币政策调控的响应时效性较长,回归至稳态的速度亦较慢,而中部地区房价的变动更多地依赖于该地区的经济发展水平,房地产的发展更多地被本地区经济吸收(高铁梅、梁云芳,2007)。

2. 数量型货币政策工具对西部地区房价的累积效应最为明显,价格型货币政策工具对东部地区房价最为有效。货币型政策工具对区域房价的累积脉冲响应的绝对值是衡量货币政策工具在考察期内对区域房价调控力度大小的

重要指标。表 2 为图 1 至图 3 中各区域房地产市场对货币政策工具冲击的累积响应的实证统计表

表 2 分地区累积响应实证结果统计表 (单位: %)

政策工具	房产市场区域	东部	中部	西部
	M ₀	19.98	11.63	24.3
对数量型货币政策的累积响应	信贷	19.31	9.31	27.28
对价格型货币政策的累积响应	利率	-4.54	-0.08	-2.48

表。分别比较表 2 中每横行的三个数据,可以发现在三地区房地产市场上,货币供给及信贷这两种数量型货币政策工具对西部地区房价的累积效应最大,分别为 24.3%和 27.28%。

数量型货币政策工具对西部地区房价的强有效性可从货币政策传导的信贷渠道角度进行解释,它具体包括两方面因素:首先,从银行的信贷渠道角度(The Bank Lending Channel)看,由于银行的规模与其融资能力紧密相关(Kashyap 和 Anil K,1994),当实行紧缩性货币政策造成银行信贷资金紧张时,小银行寻找替代资金来源的能力弱于大银行,因此在银行规模普遍较小的西部地区(参见图 4),数量型货币政策工具对房价冲击较大;其二,从资产负债渠道(The Balance Sheet Channel)看,受区域经济条件制约,西部房地产企业规模相对较小,由于信息的非对称,小企业进行外部融资的信息成本和交易成本较高(Gertler 和 Mark、Simon Gilchrist(1993)),外部融资渠道过窄使其受到数量型政策冲击的影响较大。

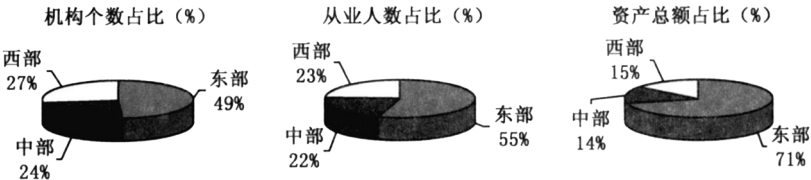


图 4 2007 年末银行业金融机构地区分布图②

价格型货币政策工具对东部地区房价的调控影响力为 4.54%,远高于中部的 0.08%和西部的 2.48%。不同于数量型货币政策工具,利率的提高不仅会导致房地产企业贷款利息等财务费用的增加,还会使企业的股票、债券等有价资产价格下跌,严重恶化企业内外部的融资环境。当前,东部地区的股票和债券筹资额占全国的比重超过 80%,资本市场及其他形式的金融市场的发达程度远高于其他地区。因此较之中、西部地区,东部地区房产企业及购房者等微观市场主体的利率敏感度最大。

3. 东、中部地区房地产市场上主导型货币政策工具为 M₀,西部市场则以信贷为主导。在考察期内,若特定区域房价对某种货币政策工具一个标准差正向冲击的累积响应的绝对值达到最大,那么,可定义该种货币政策工具为此

区域的主导型货币政策工具。将表2中每纵列的三个数据进行比较可知, M_0 为东、中部地区房地产市场的主导型货币政策工具,其累积响应值分别为19.98%和11.63%;信贷为西部地区房地产市场的主导型政策工具,其累积响应值为27.28%。利率工具尽管在东部房价的累积效应高于中、西部地区,但相比较于 M_0 和信贷,在每个区域房地产市场的作用却十分不显著,不能成为主导型货币政策工具。我国利率的非市场化和房地产金融产品的单一性是使区域房产市场对利率调整的理性反应机制尚未完全建立的重要原因。

四、结论与建议

本文以最优货币区及房地产市场区域异质性为出发点,提出货币政策对区域房价影响异质性的假设,并利用中国房地产市场区域数据建立PVAR模型,通过脉冲响应函数讨论不同货币政策工具对房地产市场动态影响的区域异同性。同时结合货币政策传导渠道、信息非对称、市场微观金融结构等理论分析阐述其产生的原因。得出的主要结论是:

第一, M_0 对房价的整体影响在短期内有立竿见影的效果,对东、西部地区房价影响的持续性显著,并且是东、中部地区房地产市场的主导型货币政策工具。近年我国频繁使用的调整法定存款准备金率、公开市场操作等调节货币市场的资金供给和流动性的政策工具,有效地调节了人们对住房的消费需求及投资需求,使货币在短期内快速向资产价值较高的房地产市场集中,房地产市场成为吸收货币流动性过剩的一个重要载体。但货币资金的逐利性及经济发展的非均衡梯度推进战略,导致了各区域房地产市场对 M_0 冲击响应的非平衡性。

第二,各区域房价对信贷冲击的响应存在较明显时滞,其中房价对信贷冲击的累积响应最大,且信贷是西部地区房地产市场的主导型货币政策工具。银行内部的利益激励机制使得房地产信贷规模收缩集中体现在开发贷款上,开发贷款通过影响未来房屋的供给量间接地影响房价,因此政策的时滞性较长。依据货币政策的信贷传导渠道理论,西部银行规模小、实力弱及房产企业的外部融资成本高是西部地区房地产市场受信贷影响显著的重要原因。

第三,利率对房价的持续影响显著,它对东部地区房价的累积影响高于其他区域市场,但较之数量型货币政策工具的影响作用仍较弱。利率政策通过改变信贷成本与股票、债券、住房等资产成本间的利差,对房产企业和购房者的资产组合形成长期的资本约束,因此有较长期的持续性作用。东部地区多元化的房地产融资渠道使该区域各微观主体对利率的敏感度较大,但由于我国利率形成机制尚未实现市场化,且金融产品单一,各区域房地产市场上的利率传导渠道仍不畅通。

综上所述我们提出如下建议:我国应在全国统一性的货币政策总量调控

的基础上,针对不同的区域经济结构现状,适当考虑房地产市场的地区差异性,实行适度差异化的区域金融调整政策。通过政策在总量调控和区域适度差别这两方面的有机结合,提高社会资金在各地区房地产市场间的配置效率,优化货币政策对全国房地产市场结构的调控,促进区域房地产市场之间的协调发展。为实现这一目标,宏观政策制定部门应妥善处理好货币政策的集中统一性与区域化取向的关系,处理好货币政策目标的总量增长与区域市场协调发展的关系,以及货币资金存量流量调控的总量平衡与结构平衡的关系。

具体来说,可从以下三方面入手:首先,应根据不同区域房地产市场的货币政策传导渠道特点,采取能够发挥区域比较优势,有利于资金优化配置的政策工具组合;其次,健全政策传导的商业银行环节,在确保决策统一的前提下,适当扩大分支行的货币政策权限,使之能因地制宜地实施相应的政策操作,提高政策实施效应;第三,结合我国区域发展的特点,建立市场化利益导向的微观经济利益主体,强化货币政策的传导环节的关联性。

* 作者感谢世界银行金融研究部 Inessa Love 博士提供的 PVAR 程序。感谢纽约城市大学巴鲁克分校王珂教授、姚瑞教授和匿名审稿人的宝贵建议。当然文责自负。

注释:

- ①东部区域:北京市、天津市、河北省、辽宁省、上海市、江苏省、浙江省、福建省、山东省、广东省和海南省;中部区域:河南省、湖北省、湖南省、江西省和安徽省;西部区域:四川省、重庆市、云南省、陕西省和广西壮族自治区。
- ②尽管西部银行总量规模(从业人数、资产总额)占全国比重基本与中部持平,但统计中西部地区包含 11 个省级行政区,中部仅包含 8 个省级行政区。由于西部地区银行分布区域广,机构个数占比也明显高于中部地区,因此认为在三个区域中,西部银行机构的单个平均规模最小。

参考文献:

- [1]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): 133—142.
- [2]王洪卫. 中国住房金融——资金筹措与风险防范机制[M]. 上海:上海财经大学出版社,2001.
- [3]魏玮. 货币政策对房地产市场冲击效力的动态测度[J]. 当代财经,2008,(8):55—60.
- [4]张涛,龚六堂,卜永祥. 资产回报、住房按揭贷款与房地产均衡价格[J]. 金融研究,2006,(2):1—10.
- [5]Beatriz Larraz-Iribas, Jose-Luis Alfaro-Navarro. Asymmetric behaviour of Spanish regional house prices[J]. International Advances in Economic Research, 2008, (14): 407—421.
- [6]Davis E, Philip and Zhu, Haibin. Bank lending and commercial property cycles: Some cross-country evidence[R]. BIS Working Paper(No.150). March, 2004.
- [7]Del Negro, Marco Otrok, Christopher. Monetary policy and the house price boom

- across U.S. states [J]. Journal of Monetary Economics, October 2007, 54(7):1962—1985.
- [8]Iacoviello, Matteo, Raoul Minetti. Financial liberalisation and the sensitivity of house prices to monetary policy: Theory and evidence[J]. The Manchester School, 2003, 71(1):20—34.
- [9]Inessa Love, Lea Zicchino. Financial development and dynamic investment behavior: Evidence from panel VAR[J]. The Quarterly Review of Economics and Finance, 2006, (46):190—210.
- [10]Qi Liang, Hua Cao. Property prices and bank lending in China[J]. Journal of Asian Economics, 2007, (18):63—75.
- [11]William D Lastrapes. The real price of housing and money supply shocks: Time series evidence and theoretical simulations[J]. Journal of Housing Economics, 2000, 11(1):40—74.

Heterogeneity in the Response of Regional Housing Markets to Monetary Policies: Analysis on the Provincial Panel Data

WEI Wei¹, WANG Hong-wei²

(1. Business School, East China University of Political
Science and Law, Shanghai 201620, China;

2. Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

Abstract: Real estate market is a typical regional market. The paper establishes a PVAR (Panel Vector Auto-regression) model, and applies the impulse-response method to measure the dynamic effects of monetary policy tools on eastern, central and western real estate markets. The empirical results are as follows: first, after the shock of quantitative tool, the convergent speeds of real estate prices in eastern and western areas are slower than the one in central areas; second, among eastern, western and central areas, quantitative tool has the most significant effect on the accumulation of real estate price in western areas and interest rate has the most significant effect on the accumulation of real estate price in eastern areas; third, M_0 dominates all other monetary policies in both eastern and central real estate markets, and credit is the most powerful tool in western market.

Key words: house price; monetary policy; PVAR model; regional heterogeneity

(责任编辑 许 柏)