

银行信贷如何影响房价?*

马 勇 吴雪妍

[摘 要]本文基于中国30个省份2003-2016年的面板数据,运用门槛面板回归模型考察了银行信贷对房地产价格的影响。实证结果显示,银行信贷对房地产价格的影响存在显著的非线性和非对称效应:在房地产贷款规模相对较低的区域,银行信贷对房价的影响力有限;而当房地产贷款规模较高时,银行信贷会对房价产生显著影响。上述结论在动态面板稳健性检验下也显著成立。实证结果验证了“金融过度支持”假说,并对过度支持程度进行了具体的量化,表明各省房地产调控政策的实施应充分考虑区域差异。此外,通过将银行信贷拆分为供给端和需求端,本文发现,相比供给端而言,需求端贷款的增速及波动对房价的影响更为显著。此外,通过将投资者情绪和经济周期纳入分析,我们还发现,市场情绪在某种程度上也起到了加速器的作用,在投资者情绪高涨时,银行信贷对房地产价格的影响也随之加强,这意味着房地产信贷政策的制定需要考虑对投资者的预期进行管理,防止信贷和情绪的双重叠加对房价稳定产生不利影响。此外,在经济过热时,通过银行信贷对房地产价格进行调控是必须且有效的。

关键词:银行信贷 房地产价格 非线性效应 经济周期

JEL 分类号:E32 E44 E51

一、引言与文献回顾

回顾现代经济发展史,可以发现,大多数经济繁荣都与房地产市场高涨所带动的投资和消费有关,而多数经济衰退也通常与房地产市场的泡沫破裂相关,典型的案例如20世纪80、90年代的日本、1998年前后的东南亚和2008年前后的美国等。从现实经验来看,房地产的开发和销售均高度依赖银行信贷的支持,因此,房地产市场的运行通常与信贷市场的运行高度相关,二者彼此强化,并通过资产价格的顺周期效应放大经济和金融波动,成为“助涨助跌”和引发系统性风险的重要来源。特别是,当资产价格上涨超过了贷款抵押率能承受的范围时,由于进一步的资产价格上涨缺乏新增信贷资金的支持,资产价格泡沫随之达到了破灭的临界条件,此时任何一个微小的外部冲击都能导致资产价格泡沫的瞬间崩溃,并对经济和金融体系的稳定性造成严重冲击(马勇,2016;马勇等,2017)。

从银行信贷和房价之间关系的研究来看,Stein(1995)首次在生命周期理论中引入了信贷约束,并构建多重均衡模型分析银行信贷对房价波动的影响。在Bernanke et al.(1996)提出的

* 马勇,中国人民大学财政金融学院,教授,中国财政金融政策研究中心、国际货币研究所研究员,经济学博士;吴雪妍,中国人民大学财政金融学院,硕士研究生。本研究得到中国人民大学重大项目“关于金融支持新经济的信用配给与信用风险问题研究”(18XNLG10)资助。

金融加速器理论中,由于借贷双方之间的信息不对称,信贷市场不能在冲击发生时实现有效的风险分摊,从而导致了“小冲击、大波动”的现象发生。Kiyotaki and Moore(1997)的抵押约束模型研究了信贷约束和资产价格波动之间的关系,其研究结果显示,当资产价格随市场环境变化发生波动时,金融加速器机制的存在使得价格波动得以放大并持续。Allen and Gale(2000)通过建立房地产市场的局部均衡模型,发现银行中介的存在导致了代理问题的产生,投资者用贷款资金购买风险资产,在市场下行时进行贷款违约以规避投资损失,这种潜在的风险转移机制催生了资产价格泡沫。同时,信贷规模扩张程度的不确定性也是导致泡沫产生的重要原因。Davis and Zhu(2011)建立了包含信贷、房价、收入、利率的一般均衡模型,模型的假设为:如果银行为购房者提供更多贷款,则市场需求的增加将刺激房价的上升;如果银行向房屋建设者提供更多贷款,则由于市场供应量的增长,房价最终将呈现下降趋势。但是由于市场供应存在滞后性,后者对房价的影响需要更长的反应时间。同时,房地产价格和银行信贷都受到宏观经济因素的影响,包括收入、利率、财政政策变化等,而此时新的均衡状态取决于房地产市场的结构性特征。

在实证研究方面,关于银行信贷与房地产价格的动态关系主要存在三种观点,即单向作用和双向反馈。Lamont and Stein(1999)采用美国城市面板数据分析了家庭借贷模式与房地产价格的动态影响关系,实证结果发现,城市的家庭杠杆率越高,房价对经济的外在冲击(如人均收入)越敏感,文章强调了银行信贷在资产价格波动中起到的重要作用。Collins and Senhadji(2001)对中国香港、韩国、新加坡、泰国的信贷及房价数据进行实证研究,指出东南亚国家在20世纪90年代资产价格的上涨和金融危机的产生主要是金融监管不足造成的。房价上涨时,银行相应增加对房地产行业的贷款,信贷周期因此和房地产周期呈现一致性,此时如果银行监管较为薄弱,那么这种相互影响和促进的机制将得到加强。为降低资产价格泡沫产生的可能性并降低泡沫的破裂对经济造成的毁灭性影响,监管层应该加强信贷评估,更加关注借款人的发展前景及债务偿还能力,在资产价格不合理上涨时降低信贷决策对抵押物价值的依赖度。Hofmann(2003)通过对16个国家的数据进行脉冲检验分析后认为,银行信贷因素纳入房地产价格决定模型中是十分必要的,银行信贷冲击对房地产价格产生了明显影响。Ariecia et al.(2008)采用美国HMDA贷款申请数据研究房地产贷款极速扩张的原因及其可能产生的影响,实证结果表明银行对房地产贷款标准的放松与信贷规模增长、按揭贷款资产证券化程度提高、住宅价格上涨呈显著正相关关系,同时文献证实了信贷规模的超常增长与金融不稳定之间的联系。

从国内研究来看,现有研究主要集中于信贷投放量对房地产价格的影响。例如,平新乔和陈敏彦(2004)采用1999-2002年中国35个城市的年度数据研究了中国房价的影响因素,发现银行信贷对房地产投资、房屋销量、土地价格上涨以及住宅价上涨均起到了显著的推动作用。周京奎(2005)在局部均衡分析框架下提出了“金融过度支持”假说,该假说认为,当房地产开发企业和投资者都可以在宽松的条件下从银行取得贷款时,房地产市场会衍生出群体性投机行为,房地产价格将高于基础价值,并且会随着金融支持力度增加而不断上升,最终形成资产泡沫。根据上述假说,周京奎(2005)的实证分析结果表明,从全国整体来看,中国的房地产市场已经出现了金融过度支持现象。王擎和韩鑫韬(2009)通过构建BEKK模型和GARCH均值方程模型,对房价、货币供应量和经济增长之间的动态关系进行了研究,其实证结果发现,货币供应量对经济增长有明显的时变方差特征和波动持久性,而房价对GDP的波动溢出效应并不显著,但房价与货币供应量的联合波动将导致GDP增长率的下降,因此为实现经济较快增长应控制房价波动。况伟大(2010)基于住房存量调整模型研究了消费性需求与投机性需求对房价的不同影响,其适应性预期模型显示,投资

者主要依据上一期房价变动情况进行投资决策,当消费性需求占主导时,本期房价增速与上期房价增速负相关,而当投机性需求占主导时,本期房价增速与上期房价增速正相关。解陆一(2012)运用 Geweke 因果关系检验发现,银行信贷与房地产价格存在长期双向反馈关系,且这种反馈关系主要表现为银行信贷对房地产价格的因果关系。在房地产价格泡沫和金融稳定性的关系研究方面,马勇等(2009)通过研究各国金融危机前后金融监管强度的变化指出,金融监管本身所具有的顺周期特性使得金融监管在金融危机发生前后出现了明显的错配,即危机前过松的监管和危机后过紧的监管,错配的监管无助于降低危机发生的概率,反而导致了危机的恶化。谭政勋和王聪(2011)通过构建 DSGE 模型研究了信贷扩张和房价波动的金融稳定效应,其模型分析表明,鉴于信贷扩张和房价波动之间存在相互驱动的强化机制,银行需要建立阻止危机蔓延的缓冲机制,防止金融系统的顺周期性造成金融稳定状况的恶化,同时在房价调控工具的选择上,应以控制信用扩张和降低流动性的数量型工具为主,利率等价格型工具为辅。在房地产调控政策选择及其引发的经济效果方面,易斌(2015)通过构建带有信贷摩擦和房地产抵押担保效应的新凯恩斯模型,考察了抑制住房需求和调节土地供给两种房地产政策对房价的调控效果和对宏观经济的影响,其分析结果表明:抑制住房需求起到了较好的房价调控效果,可以增加消费和优化社会整体的福利,但是减少了房地产投资和财政支出,从而降低了总产出。陈诗一和王祥(2016)建立了一个包含房地产市场的 DSGE 模型,同时在模型中加入了带有金融摩擦的银行部门,其研究结果发现,在借贷成本较高的经济体中,正向的货币政策冲击使得企业面临的外部融资溢价下降、银行贷款意愿上升,将通过直接效应、替代效应、风险承担效应、金融加速器效应四个渠道拉动房价,并使经济体承担较大的福利损失,而当社会借贷成本降低时,货币政策冲击对房价和福利损失的影响明显降低。

总体来看,尽管现有文献从很多不同的角度论证了银行信贷在房地产价格变化中的重要作用,但这些文献大都基于线性分析模型,没有考虑二者之间潜在的非线性关系和关联机制。同时,对于银行信贷支持房地产发展的适度合理区间,现有文献也较少涉及。基于上述不足,本文尝试基于中国 30 个省的动态面板数据,对银行信贷和房价变动之间的关系特别是二者之间的非线性关系进行研究,并对银行信贷是否存在对房地产的“过度支持”问题进行量化判断。从实证分析视角来看,本文在已有研究的基础上进一步综合考虑了市场情绪和经济周期的影响;从分析方法来看,我们综合使用了多种面板模型进行实证分析和稳健性检验;从研究结论来看,本文的相关分析结果可以为不同地区适时制定差异化的房价调控政策提供有益的参考。本文其余部分的组织结构如下:第二部分介绍模型设定、估计方法与回归变量;第三部分进行实证分析和稳健性检验;第四部分对市场情绪和经济周期因素的影响进行进一步讨论;文章最后进行总结,并提出简要的政策建议。

二、模型设定、估计方法与变量说明

(一)模型设定与估计方法

鉴于传统模型无法较好拟合被解释变量与解释变量之间的非线性关系,本文采用门槛面板模型进行回归分析。在变量设定方面,门槛变量的选择可以在理论模型的基础上外生决定,但 Hansen(2000)提出,如果门槛变量包含了较强的时间趋势,趋势项的存在会改变突变点的似然分布检验,从而无法构建估计量的置信区间。由于信贷规模的存量会随着时间不断增大,因此为避免将时间趋势项带入模型,我们选择信贷规模(房地产行业信贷总量/GDP)作为回归模型的门槛变量。

在基本回归分析中,我们假设模型只存在一个门槛值,具体的模型设定如下:

马勇、吴雪妍：银行信贷如何影响房价

$$hprice_g_{it} = \beta_1 loan_g_{it} I(loan_s_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2 loan_g_{it} I(loan_s_{it} > \gamma_1) + \theta Z_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$hprice_v_{it} = \beta_3 loan_v_{it} I(loan_s_{it} \leq \gamma_2) + \beta_4 loan_v_{it} I(loan_s_{it} > \gamma_2) + \theta Z_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

在模型(1)中,我们主要探究信贷增速对房地产价格的影响是否存在门槛效应。其中, $hprice_g_{it}$ 表示被解释变量(房地产价格增速), i 表示地区(省份), t 表示时间(年份), $loan_g_{it}$ 为核心解释变量(银行信贷增速), $I(\cdot)$ 为指示函数, $loan_s_{it}$ 为模型(1)中的门槛变量(银行信贷规模), γ 为信贷规模的门槛值, Z_{it} 为控制变量向量, μ_i 为个体效应, ε_{it} 为误差项。该模型相当于一个分段函数模型,当 $loan_s_{it} \leq \gamma_1$ 时(即信贷规模小于于门槛值时), $loan_g_{it}$ 的系数为 β_1 ; 当 $loan_s_{it} > \gamma_1$ 时, $loan_g_{it}$ 的系数为 β_2 。

在模型(2)中, $hprice_v_{it}$ 表示房地产价格增速的波动情况, $loan_v_{it}$ 为银行信贷增速的波动情况, 银行信贷规模 $loan_s_{it}$ 依旧为模型的门槛变量, γ 为信贷规模的门槛值, Z_{it} 为控制变量向量, μ_i 为个体效应。当 $loan_s_{it} \leq \gamma_2$ 时, $loan_v_{it}$ 的系数为 β_3 ; 当 $loan_s_{it} > \gamma_2$ 时, $loan_v_{it}$ 的系数为 β_4 。

在静态门槛面板回归模型的估计方法上,首先需要确定门槛变量的门槛值 γ , 在门槛值给定后通过对模型进行参数估计得出各变量的系数估计值并确定模型的残差平方和 $S(\gamma)$, 通过比较不同门槛值模型下的大小, 选择 $S(\gamma)$ 最小时对应的门槛值作为模型的最优门槛估计值, 即 $\gamma = \operatorname{argmin} S(\gamma)$ 。

在实际操作过程中, Hansen(2000) 将样本数据按照门槛值的大小进行升序排列, 忽略门槛变量取值最大的 1% 样本和最小的 1% 样本, 以门槛值中间分布 98% 的样本作为待选范围, 采用格点搜索法(Grid Search) 连续给出门槛变量的待选门槛值 γ , 并以此为基础计算各解释变量的系数估计值和残差向量的估计值, 最终选择 $S(\gamma)$ 最小的待选门槛值作为模型估计的最优门槛值。

关于门槛效应的统计检验主要包含两方面内容, 首先是门槛效应的显著性检验, 另一个是门槛效应的真实性检验。针对门槛效应的显著性检验, 参考 Hansen(2000) 提出的 LM(Lagrange Multiplier) 检验来考察门槛值是否存在, 该检验的原假设为和备择假设分别为:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 \text{ 和 } H_1: \beta_1 \neq \beta_2 \quad (3)$$

原假设为模型中不存在门槛效应, 原假设成立时可直接采用线性固定效应模型进行回归系数估计, 如果备择假设成立, 则应采用门槛模型进行回归分析。在无门槛的假设下, 门槛参数无法被识别, 将导致检验统计量不服从卡方分布, 而是受到干扰参数影响的非标准非相似分布, 从而无法得到分布的临界值。为了解决这一问题, Hansen 提出可以采用统计量本身的大样本分布进行转换, 通过自助抽样法(Bootstrap) 来模拟检验统计量的近似分布, 并得到大样本的渐进 p 值。令 S_0 为原假设下模型的残差平方和, $\hat{\sigma}^2$ 为备择假设下对残差方差的估计, 那么对于 H_0 的检验统计量为:

$$F = \frac{S_0 - S(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2} \quad (4)$$

针对门槛效应的真实性检验, Hansen(2000) 提出当门槛效应存在时, 门槛值的估计值与门槛的真实值具备一致性, 此时由于干扰参数的存在, 其渐近分布呈高度非标准分布, 需要用最大似然估计来检验门槛值以求得统计量的渐近分布。门槛值一致性的原假设和备择假设分别为:

$$H_0: \gamma = \hat{\gamma} \text{ 和 } H_1: \gamma \neq \hat{\gamma} \quad (5)$$

构建的似然比统计量为:

$$LR = \frac{S_1(\gamma) - S_1(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2(\hat{\gamma})} \quad (6)$$

其中, $S_1(\hat{\gamma})$ 为原假设下进行参数估计后得到的残差平方和, $\hat{\sigma}^2(\hat{\gamma})$ 为原假设下参数估计后得到的残差方差。虽然 LR 统计量服从非标准正态分布, 但是 Hansen 提供了一个简单的公式来计算其

拒绝域,也就是说当 $LR(\gamma) > -2\log(1 - \sqrt{1 - \alpha})$ 时,拒绝门槛值一致性的原假设, α 是检验的显著性水平,在 5% 的显著性水平下 LR 统计量的临界值为 7.35。

(二)主要变量定义

1. 房地产价格增速(hprice_g)。本文的房地产销售价格为各省每年房地产开发企业商品房平均销售价格,并以此为基础计算每年的房地产价格增速。

2. 银行信贷增速(loan_g)。本文采用各省每年房地产开发企业获得的国内贷款总额与个人按揭贷款总额之和计算当年各省房地产贷款总额,并以此为基础计算每年房地产贷款增速。由于在目前已公开的各类数据库及资料中未能查询到分省份统计的个人按揭贷款总额数据,我们将采用各省房地产开发企业本年资金来源中其他资金来源总额乘以个人按揭贷款占比来估算各省的个人按揭贷款总额。根据国家统计局公开披露的各年度全国房地产开发投资和销售情况,房地产开发企业资金来源中其他资金来源包括定金及预收款和个人按揭贷款两大类,2009-2016 年个人按揭贷款平均占比为 31.9% (每年度全国个人按揭贷款的具体占比详见附件)。

3. 银行信贷规模(loan_s)。本文采用各省房地产贷款总额占该省 GDP 比重作为衡量各省份银行信贷规模的代理变量。在之后的分析中,为了从需求及供给层面进一步分析银行信贷对房地产价格的影响,我们将分别采用房地产开发企业获得的国内贷款和个人按揭贷款总额作为衡量各省份银行信贷规模、增速及波动的基础变量。

4. 房地产价格波动(hprice_v)。通过计算每年各省房地产价格增速的移动标准差来获得,时间区间为 3 个年度,具体计算公式如下:

$$havgrowth_{it} = \frac{1}{3} \sum_{j=t-1}^{j=t+1} hprice_g_{it} \quad (7)$$

$$hprice_v_{it} = \sqrt{\frac{1}{2} \sum_{j=t-1}^{j=t+1} (hprice_g_{it} - havgrowth_{it})^2} \quad (8)$$

其中,hprice_g 为当期房地产价格增速,havgrowth 为 3 年内房地产价格增速的平均值。

5. 银行信贷波动(loan_v)。通过计算每年各省房地产贷款余额增速的移动标准差来获得,时间区间为 3 个年度,具体计算公式如下:

$$lavgrowth_{it} = \frac{1}{3} \sum_{j=t-1}^{j=t+1} loan_g_{it} \quad (9)$$

$$loan_v_{it} = \sqrt{\frac{1}{2} \sum_{j=t-1}^{j=t+1} (loan_g_{it} - lavgrowth_{it})^2} \quad (10)$$

其中,loan_g 为当期房地产价格增速,lavgrowth 为 3 年内银行信贷增速的平均值。

6. 其他控制变量。通过参考以往文献中可能影响房地产价格增速的其他因素,本文拟采取的控制变量主要包括:(1)土地购置成本,以各省房地产开发企业土地购置费总额除以土地面积衡量;(2)房屋建造成本,以各省单位面积商品房竣工房屋价值来衡量;(3)人口水平,以各省每年人口数来衡量;(4)收入水平,以各省人均 GDP 来衡量;(5)通货膨胀水平,以各省份消费物价指数(CPI)来衡量。在模型 1 和模型 2 中,我们将以此为基础计算各控制变量的实际增速以及波动情况后再进行回归分析。

此外,在后文的进一步分析中,我们还使用到了其他一些相关变量,具体包括:(1)市场情绪。参考以往文献的做法,本文采用预期未来房价上涨的居民比例作为市场情绪的替代变量,数据来源为中国人民银行每季度公布的《城镇储户问卷调查报告》(自 2009 年开始公布)。由于问卷调查中提供的是季度数据,我们通过计算四个季度情绪变量的平均值作为该年度市场情绪的替代变量。

(2)经济周期。本文采用产出缺口作为衡量不同经济周期的替代变量,并以产出缺口作为外生的

门槛变量进行回归分析。产出缺口的具体计算方法如下：首先采用 HP 滤波法将实际产出 (GDP) 分解为趋势项和周期项，趋势项即经济的潜在产出，周期项即经济的产出缺口，然后用周期项除以趋势项得到产出缺口率。

(三) 数据来源与基本统计描述

考虑到数据的完整性和可获得性，本文采用了 2003-2016 年的 30 个省份的面板数据进行门槛回归分析 (由于西藏自治区多年数据缺失且数据波动较大，所以在实际回归中对西藏的数据予以剔除)。房地产价格、银行信贷余额 (房地产企业贷款和个人住房按揭贷款)、土地成本、人均收入等数据来源为中经网统计数据库和 Wind 数据库。个别省份如存在某年份数据缺失时，按照一般文献的做法采用插值法补齐。表 1 给出了增长及波动相关变量的基本统计描述。

表 1 2003-2016 年各变量的基本统计描述

变量	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
hprice_g	420	0.104	0.091	-0.128	0.567
loan_g	420	0.242	0.265	-0.444	1.400
loan_s	420	0.047	0.035	0.004	0.266
landcost_g	420	0.314	0.539	-0.678	4.168
construct_g	420	0.083	0.117	-0.375	0.709
population_g	420	0.008	0.012	-0.055	0.058
pergdp_g	420	0.138	0.071	-0.223	0.425
CPI	420	102.764	1.916	97.65	110.090
hrpice_v	420	0.078	0.042	0.004	0.253
loan_v	420	0.224	0.123	0.023	0.698
landcost_v	420	0.442	0.355	0.015	2.178
construct_v	420	0.102	0.069	0.011	0.553
population_v	420	0.005	0.007	0.000	0.035
pergdp_v	420	0.047	0.026	0.004	0.146
CPI_v	420	1.729	0.882	0.156	3.932

从房地产价格和银行信贷的增速来看，2003-2016 年各省份房价增速均值接近 10%，且不同省份差距较大，北京、上海、海南地区房价均出现过接近 40% 的年涨幅。从银行信贷增速来看，各省份房地产贷款增速均值超过了房价增速均值，且房地产贷款增速的涨跌幅区间也明显超过了房地产价格增速，房地产贷款增速较高的几个省份分别为海南、北京、黑龙江。从银行信贷规模来看，各省份房地产贷款占 GDP 比重的均值为 4.7%，且各省房地产贷款规模差距较大，房地产贷款占 GDP 比重较高的几个省份分别为北京、海南、重庆。

从房地产价格和银行信贷的波动情况来看，银行信贷增速相比房地产价格增速更易发生较大幅度的波动，房价波动较为剧烈的前三个省份分别为上海、甘肃和海南，而银行信贷增速波动较为剧烈的省份主要包括北京、青海、海南。综合增速及波动的数据来看，北京、上海、海南在我们的统

计区间内房价变化和房地产贷款变化情况较为明显。

从其他控制变量的描述性统计数据来看,单位面积土地购置费用增速均值为 31.4%,显著高于房价增速均值,表明近年来土地成本已迅速进入上升的快车道,对推高房价可能起到了一定影响;人口增速均值为 0.8%,一线城市的人口集中趋势较为明显,人口增速较快的省份包括北京、上海和天津;各省人均 GDP 增速均值为 13.8%,人均收入增长较快的年份集中在 2008 年,区域包括贵州、重庆、内蒙古等;从 CPI 的最大最小值区间来看,各省通货膨胀水平未发生较大变化,通货膨胀水平得到了较好控制。

三、实证分析与检验

(一)单位根和内生性检验

在进行实证分析之前,为了避免样本数据的不平稳造成的伪回归现象,我们首先对样本数据进行面板单位根检验。由于研究中样本个数为 420 个,回归区间为 14 年,因此我们对样本中的所有数据进行 HT 检验和 IPS 检验,单位根的检验结果如表 2 所示。从 HT 检验和 IPS 检验的回归结果可以看出,除土地购置成本波动外,所有变量均在 1% 的显著性水平上拒绝了存在单位根的假设。

同时,为保证 Hansen(2000)中面板门槛回归模型中不存在内生性变量的前提条件得到满足,我们对模型中所有解释变量进行了 Davidson-Mackinnon 内生性检验,检验结果如表 3 所示。Davidson-Mackinnon 检验的原假设为模型不存在内生性变量,从表 3 的检验结果可以看出,在 10% 的显著性水平上,所有解释变量的原假设均不能被拒绝,表明基本分析中的 2 个门槛回归模型变量不存在内生性问题。综合上述单位根检验和内生性检验的结果,我们可以认为,采用 Hansen(2000)门槛面板回归模型进行分析是合理的。

表 2 变量的单位根检验

变量	HT 检验	IPS 检验			
	z 值	t-bar	1%	5%	10%
hprice_g	-26.116 (0.000)	-3.305	-1.830	-1.740	-1.690
loan_g	-29.386 (0.000)	-3.820	-1.830	-1.740	-1.690
landcost_g	-29.172 (0.000)	-4.249	-1.830	-1.740	-1.690
construct_g	-29.530 (0.000)	-4.478	-1.830	-1.740	-1.690
population_g	-14.287 (0.000)	-2.606	-1.830	-1.740	-1.690
pergdp_g	-13.008 (0.000)	-2.573	-1.830	-1.740	-1.690
CPI	-15.192 (0.000)	-3.050	-1.830	-1.740	-1.690

续表

变量	HT 检验	IPS 检验			
	z 值	t-bar	1%	5%	10%
hrpice_v	-9.600 (0.000)	-2.498	-1.830	-1.740	-1.690
loan_v	-7.465 (0.000)	-2.147	-1.830	-1.740	-1.690
landcost_v	-5.650 (0.000)	-1.726	-1.830	-1.740	-1.690
construct_v	-3.624 (0.000)	-3.277	-1.830	-1.740	-1.690
population_v	-9.049 (0.000)	-2.099	-1.830	-1.740	-1.690
pergdp_v	-5.835 (0.000)	-2.048	-1.830	-1.740	-1.690
CPI_v	-7.574 (0.000)	-2.277	-1.830	-1.740	-1.690

注：括号内为 HT 检验的 p 值，所有检验的原假设为该变量存在单位根。

表 3 模型变量的内生性检验

变量	loan_g	landcost_g	construct_g	population_g	pergdp_g	CPI
F 统计量	0.119	0.002	0.167	0.711	0.653	2.423
p 值	0.731	0.961	0.419	0.400	0.420	0.121
变量	loan_v	landcost_v	construct_v	population_v	pergdp_v	CPI_v
F 统计量	0.314	0.438	1.111	0.085	0.927	1.537
p 值	0.576	0.371	0.293	0.771	0.336	0.216

(二) 基本回归结果

信贷增速与房价增速之间非线性关系的门槛回归模型的检验结果如表 4 所示，我们在模型中将信贷规模设置为门槛变量，考察信贷规模位于不同区间时，信贷增速对房价增速的影响是否会发生变化。第 1 个回归方程是不包含其他控制变量的门槛回归结果；第 2-3 个回归方程是逐步加入土地、人口、经济等控制变量后的门槛回归结果。

从表 4 的回归结果可以看出，在信贷增速对房地产价格增速的影响过程中，信贷规模的门槛值为 0.034，并且在所有回归中均落入了 95% 的置信区间，表明信贷增速对房地产价格增速的作用确实会受到信贷规模的影响。以控制变量较为全面的回归方程 3 为例，信贷规模门槛值左侧的回归系数(0.033)和门槛值右侧的回归系数(0.104)均显著为正，表明整体上较高的房地产贷款增速将伴随着更高的房地产价格增速。值得注意的是，在所有的回归方程中，门槛值右侧的回归系数在数值上显著大于门槛值左侧的回归系数，在包含所有控制变量的第 3 个回归方程中，门槛值右侧回归系数的显著性也明显高于左侧。这意味着信贷增速对房地产价格增速的影响存在显著的“非对称

效应”：当房地产贷款余额占 GDP 比重较低时，房地产贷款增速对房价增速有正向影响，但效果较弱；当房地产贷款余额占 GDP 比重较高时（即超过门槛值时），房地产贷款增速对房价增速的影响将显著增强。

表 4 信贷增速与房价增速：基本回归结果

	Model 1	Model 2	Model 3
Threshold estimate γ	0.034	0.034	0.034
95% Confidence Interval	[0.011 ~ 0.083]	[0.011 ~ 0.083]	[0.011 ~ 0.083]
Impact of loangrowth			
β_1	0.065 *** (0.000)	0.058 *** (0.001)	0.033 * (0.067)
β_2	0.130 *** (0.000)	0.120 *** (0.000)	0.104 *** (0.000)
Impact of covariates			
landcost_g		-0.000 (0.914)	0.001 (0.947)
conststruct_g		0.145 *** (0.001)	0.125 *** (0.004)
pergdp_g			0.434 *** (0.000)
population_g			0.169 (0.728)
CPI			-0.007 (0.312)
	F 值:5.144	F 值:4.724	F 值:6.419
	P 值:0.027	P 值:0.030	P 值:0.010
单一门槛自抽样检验 (原假设:不存在门槛值)	临界值: 1% 7.161 5% 3.786 10% 2.736	临界值: 1% 6.796 5% 3.895 10% 2.764	临界值: 1% 6.428 5% 4.022 10% 2.857
N	181/239	181/239	181/239

注：回归的标准误差均进行了怀特异方差修正；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 置信水平上显著；变量下方圆括号内为 p 值；表的最后一行显示了由门槛值分隔开的子样本中观察值的数量。

为了使上述结论有一个更为直观的显示，我们可以进行相应的数值比较。以回归方程 3 为例，当信贷规模小于门槛值 0.034 时，信贷增速的回归系数为 0.033，表明信贷增速每上升 1 个百分点，房地产价格增速会相应地上升 0.033 个百分点；当信贷规模超过门槛值 0.033 时，信贷增速的回归系数为 0.104，这意味着此时若信贷增速每上升 1 个百分点，房地产价格增速将上升 0.104 个百分点。换言之，在较高的信贷规模水平上（门槛值右侧），信贷增速所引发的房地产价格增速上升效应相当于低水平信贷规模区间的 3 倍左右。从回归的样本分布来看，门槛值右侧的观察值个数大于左侧的观察值个数，信贷余额占 GDP 比重较低的省份包括内蒙古、黑龙江、青海等，这些省份也

马勇、吴雪妍：银行信贷如何影响房价

曾经历过较高幅度的房价增长,但信贷增速对房价增速的影响较弱,房屋价格的上涨可能更多地来自于人均收入的提高以及房屋建造成本的上涨;信贷余额占 GDP 比重较高的省份包括北京、海南、重庆等,这些省份的房价增速一直备受瞩目,较大的房地产贷款规模意味着更为旺盛的投机性需求,其房价变化受信贷变化的影响比门槛值左侧的省份更为显著。

从模型的检验结果来看,三个回归方程的门槛自抽样检验结果表明,信贷增速对房价增速影响的结构性变化在 5% 的水平上显著,表明信贷规模的门槛效应在统计上确实存在。同时,随着土地、经济、人口等控制变量的逐步加入,信贷规模门槛值的估计结果未发生改变,表明门槛效应在数值上也较为稳定。总体来看,表 4 的门槛回归结果从多个统计角度确认了信贷增速对房价增速的作用效果会因信贷规模大小的不同而发生变化。从控制变量的回归系数结果来看,人均 GDP 增速、房屋建造成本增速的回归系数在数值上超过了信贷增速的回归系数且在 1% 水平上高度显著,人口增速、土地购置成本增速虽然对房价增速也产生一定影响,但是在统计上并不显著。

研究信贷波动与房价波动关系的门槛模型的回归结果如表 5 所示。其中,第 1 个回归方程是不包含其他控制变量的回归结果;第 2-3 个回归方程是逐步加入土地、人口、经济等控制变量后的回归结果。

表 5 信贷波动与房价波动:基本回归结果

	Model 1	Model 2	Model 3
Threshold estimate γ	0.063	0.064	0.065
95% Confidence Interval	[0.035 ~ 0.104]	[0.032 ~ 0.104]	[0.044 ~ 0.104]
Impact of loanvio			
β_1	0.019** (0.034)	0.017 (0.263)	0.016 (0.159)
β_2	0.100*** (0.000)	0.092*** (0.000)	0.074** (0.023)
Impact of covariates			
landcost_v		0.001 (0.645)	0.004 (0.643)
conststruct_v		0.035* (0.068)	0.009* (0.095)
pergdp_v			-0.010 (0.143)
population_v			0.619** (0.038)
CPI			0.011*** (0.000)
	F 值:9.962	F 值:9.910	F 值:13.083
	P 值:0.000	P 值:0.001	P 值:0.000
单一门槛自抽样检验 (原假设:不存在门槛值)	临界值: 1% 6.145 5% 3.748 10% 2.682	临界值: 1% 6.593 5% 3.906 10% 2.781	临界值: 1% 6.052 5% 3.789 10% 2.757
N	329/91	332/88	339/81

注:回归的标准误差均进行了怀特异方差修正;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 置信水平上显著;变量下方括号内为 p 值;表的最后一行显示了由门槛值分隔开的子样本中观察值的数量。

从表5的回归结果可以看出,在信贷波动对房地产价格波动的影响过程中,信贷规模的门槛值约为0.063~0.065,并且在所有回归中均落入了95%的置信区间,意味着信贷波动对房地产价格波动的作用也受到了信贷规模的影响。在所有回归方程中,门槛值左侧和右侧的回归系数均为正,表明整体上较大的信贷波动将伴随着较大的房价波动。在三个回归方程中,门槛值右侧的回归系数在数值上均大于门槛值左侧的回归系数,右侧回归系数均在5%水平上显著,而左侧回归系数在加入了控制变量的方程1和方程2中均不显著。门槛回归结果表明信贷波动对房地产价格波动的影响同样存在“非对称效应”:当房地产贷款余额占GDP比重较低时,房地产贷款波动对房价波动的影响效果较弱,在统计上并不显著;当房地产贷款余额占GDP比重较高时(即超过门槛值时),房地产贷款的波动对房地产价格的波动将产生较大影响。

为了使上述结论有一个更为直观的显示,我们可以进行相应的数值比较。以包含所有控制变量的回归方程3为例,当信贷规模小于门槛值0.065时,信贷波动的回归系数为0.016,表明信贷波动每上升1个百分点,房地产价格增速会相应地上升0.016个百分点;当信贷规模超过门槛值0.065时,信贷增速的回归系数为0.074,表明此时若信贷波动每上升1个百分点,房地产价格波动上升0.074个百分点。换言之,在较高的信贷规模水平上(门槛值右侧),信贷波动所引发的房地产价格波动上升效应相当于低水平信贷规模区间(门槛值左侧)的4.6倍左右。从回归的样本分布来看,大部分观察值处于信贷规模门槛值左侧区间内,这些省份在房地产贷增速发生变化时,房地产价格未产生较大幅度的上下波动;少部分观察值处于信贷规模门槛值右侧区间内,房贷增速的调整使得房价在短期内产生了较大波动。

从模型的检验结果来看,三个回归方程的门槛自抽样检验结果表明,信贷波动对房价波动影响的结构变化均在1%的水平上高度显著,表明在对波动情况的研究中,信贷规模的门槛值效应在统计上确实存在。同时,随着土地、经济、人口等控制变量的逐步加入,信贷规模门槛值的估计结果并未发生显著改变,分别为0.063、0.064和0.065,表明门槛效应在数值上也较为稳定。总体来看,表5的门槛回归结果从多种统计角度确认了信贷波动对房价波动的影响同样因信贷规模水平的不同而发生了变化。

(三)稳健性检验

在基本回归中,我们通过静态面板门槛回归模型首先研究了在信贷规模不同时,信贷增速对房价增速的影响,并得出了信贷规模(房地产贷款/GDP)的门槛值为0.034;接下来我们研究了信贷波动对房价波动的作用效果是否也会受到信贷规模的影响,并得出了此时信贷规模的门槛值为0.065。

在下面的稳健性检验中,我们将以门槛回归得出的门槛值为基础,建立包含虚拟变量的动态面板模型,通过引入被解释变量(房地产价格增速和房地产价格波动)的一阶滞后项并采取合适的工具变量,对两个模型的门槛值做进一步的稳健性检验。稳健性检验的内容主要分为两部分:首先我们需要检验信贷增速与房价增速以及信贷波动与房价波动之间的非线性效应是否存在,其次需要检验非线性效应的门槛值是否门槛回归模型中得出的0.034与0.065。

基于此,我们建立了2个如下形式的动态面板模型:

$$y_{it} = c + \beta_1 y_{it-1} + \beta_2 loan_g_{it} + \beta_3 loan_g_{it} * dummy + \beta_4 Z_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

$$y_{it} = c + \beta_1 y_{it-1} + \beta_2 loan_v_{it} + \beta_3 loan_v_{it} * dummy + \beta_4 Z_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

其中,哑变量(dummy)是动态面板模型中新引入的虚拟变量,具体含义为:(1)在信贷增速与房价增速的动态面板模型即模型11中,当信贷规模变量的取值小于门槛值0.034时,dummy取值0;当信贷规模的取值大于门槛值0.034时,dummy取值1;(2)在信贷波动与房价波动的动态面板模型即模型12中,当信贷规模变量的取值小于门槛值0.071时,dummy取值0;当信贷规模的取值大于

门槛值 0.071 时, dummy 取值 1。

通过引入 dummy, 可以用来检验银行信贷对房地产价格的非线性影响是否存在。具体来说, 根据前文得出的 2 个基本回归结果, 我们预期 2 个模型中银行信贷与 dummy 的交叉项系数都应该显著为正, 也就是说: (1) 在模型 11 中, 当信贷规模(房地产贷款/GDP)水平大于门槛值 0.034 时, 信贷扩张会显著提高房价增速; 相反, 如果信贷增速与 dummy 的交乘项系数不显著或者显著为负, 那么基本回归中的结论就不能成立。(2) 在模型 12 中, 当信贷规模水平大于门槛值 0.065 时, 信贷波动会显著增加房价波动; 相反, 如果信贷波动与 dummy 的交乘项系数不显著或者显著为负, 那么基本回归中的结论同样不能成立。

在动态面板模型 11 和模型 12 中, 由于变量之间以及变量与残差之间存在内生性问题, 普通最小二乘估计和其它传统的面板模型估计方法(随机效应模型和固定效应模型)均无法获得准确且一致的参数估计量。因此, 参照其他文献的做法, 我们采用系统广义矩估计(system generalized method of moments, 系统 GMM)方法对模型 11 和模型 12 进行估计。在实际操作中, 为确保估计结果有效, 系统 GMM 一般进行两个统计检验: 一是 Sargan 检验, 主要用来检验工具变量的有效性(原假设为工具变量有效); 二是 AR(2) 检验, 用来检验残差是否存在二阶序列相关性(原假设为不存在二阶序列相关)。

模型 11 的回归结果如表 6 所示。从回归结果能够看出, 信贷增速与虚拟变量 dummy 的交乘项系数为正且在 1% 的置信水平上显著, 因此验证了基本回归分析中房地产价格增速和信贷增速之间非线性效应的存在性。也就是说当信贷规模(房地产贷款额/GDP)小于门槛值时, 信贷增速对房价增速的影响较为微弱; 然而一旦信贷规模超过门槛值时, 信贷增速对房价增速的影响将明显增大。在表 6 的 3 个回归方程中, 随着土地、人口、收入等控制变量的逐步加入, 信贷增速与虚拟变量 dummy 的交乘项系数始终为正且显著性水平均为 1%, 表明信贷增速和房价增速之间的非线性关系是较为稳定的。从模型的检验结果来看, 所有回归方程都通过了 Sargan 检验和二阶序列相关检验, 说明回归估计中工具变量的选择是有效的, 同时模型的估计结果不受二阶序列相关的影响, 动态面板的系数估计也是有效的。房地产增速一阶滞后项的系数为负, 表明在大部分省份房价过快上涨的势头得到了控制, 中国在过去 10 年间实施的房价调控政策起到了一定效果。控制变量的回归系数与基本回归中也基本一致, 人均收入是对房价增速影响最大的因素。

表 6 信贷增速与房贷增速: 含虚拟变量的动态面板 GMM 估计

	Model 1	Model 2	Model 3
y(-1)	-0.028 ** (0.014)	-0.059 *** (0.007)	-0.072 *** (0.000)
loan_g	0.034 *** (0.000)	0.034 *** (0.000)	0.029 *** (0.000)
loan_g * dummy	0.099 *** (0.000)	0.093 *** (0.000)	0.059 *** (0.000)
landcost_g		0.009 *** (0.000)	0.004 *** (0.000)
construct_g		0.075 *** (0.000)	0.071 *** (0.000)

续表

	Model 1	Model 2	Model 3
pergdp_g			0.759 *** (0.000)
population_g			0.543 ** (0.039)
CPI			-0.018 *** (0.000)
constant	0.075 *** (0.000)	0.075 *** (0.000)	1.847 *** (0.000)
Sargan test	27.799 (0.224)	27.726 (0.200)	27.531 (0.234)
AR(1) test	-2.981 (0.003)	-3.276 (0.001)	-3.201 (0.001)
AR(2) test	-0.185 (0.853)	-0.080 (0.937)	-0.162 (0.872)
N	390	390	390

注: $y(-1)$ 表示被解释变量(房地产价格增速)的一阶滞后项; **、* 分别表示在 1%、5%、10% 置信水平上显著; 变量下方圆括号内为 p 值。

模型 12 的回归结果如表 7 所示。从回归结果可以看出, 信贷波动与虚拟变量 dummy 的交乘项系数为正且在 1% 的置信水平上显著, 信贷波动对房地产价格波动的影响也随着信贷规模的不同而发生了变化, 且基本分析中得出的阈值在数值上也基本准确。当信贷规模(房地产贷款余额占 GDP 比重)小于阈值时, 信贷波动对房价波动的影响较为微弱; 然而一旦信贷规模超过阈值时, 信贷波动对房价波动的影响将明显增大。在表 6 的 3 个回归方程中, 随着土地、人口、收入等控制变量的逐步加入, 信贷波动与虚拟变量 dummy 的交乘项系数始终为正且显著性水平均为 1%, 表明信贷增速和房价增速之间的非线性关系非常稳定。从模型的检验结果来看, 所有回归方程都通过了 Sargan 检验和 AR(2) 检验, 说明回归估计中工具变量的选择是有效的, 且模型的估计结果不受二阶序列相关的影响, 动态面板的系数估计是有效的。

表 7 信贷波动与房贷波动: 含虚拟变量的动态面板 GMM 估计

	Model 1	Model 2	Model 3
$y(-1)$	0.785 *** (0.000)	0.817 *** (0.000)	0.787 *** (0.000)
loan_v	0.015 *** (0.000)	0.027 *** (0.000)	0.009 *** (0.000)
loan_v * dummy	0.070 *** (0.000)	0.065 *** (0.000)	0.067 *** (0.000)

续表

	Model 1	Model 2	Model 3
landcost_v		0.021 *** (0.000)	0.018 *** (0.000)
consconstruct_v		0.015 *** (0.000)	0.021 (0.194)
pergdp_v			-0.041 (0.115)
population_v			0.682 *** (0.000)
CPI_v			0.002 (0.140)
constant	0.008 *** (0.000)	-0.007 * (0.055)	-0.003 (0.388)
Sargan test	26.125 (0.246)	26.595 (0.227)	26.872 (0.216)
AR(1) test	-3.436 (0.001)	-3.534 (0.000)	-3.429 (0.001)
AR(2) test	0.648 (0.517)	0.604 (0.546)	0.570 (0.568)
N	390	390	390

注： $y(-1)$ 表示被解释变量（房地产价格增速）的一阶滞后项；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 置信水平上显著；变量下方圆括号内为 p 值。

四、进一步讨论：市场情绪和经济周期的影响

在上文中，我们就银行信贷对房地产价格影响的非线性效应进行了一般性分析，并通过动态面板的稳健性检验进一步证实了相关结论。在本部分，我们首先将银行信贷拆分为供给端（房地产开发商贷款余额）和需求端（个人住房按揭贷款余额），分别分析二者的变化情况对房地产价格的影响。之后我们将尝试进一步讨论市场情绪和经济周期这两个因素是否会对银行信贷和房地产价格之间的相互关联和作用机制产生影响。

（一）供给端和需求端的分析

在基本分析中，房地产贷款总额包括房地产开发商贷款余额和个人住房消费贷款余额，前者将增加商品房的潜在供给，理论上与房价应呈现负相关关系；后者增加了投资者的支付能力以及对房屋的潜在需求，理论上与房价应呈现正相关关系。但是由于房地产开发建设周期较长，通过供给端影响房价在实际生活中可能需要一定的反应时间，通过调整需求端影响房价的机制可能更为快捷显著。在接下来的分析中，我们分别计算了房地产开发商企业获得的贷款增速以及个人住房按揭贷款余额增速，尝试从房地产市场的供给端和需求端分别检验在信贷规模不同时，不同种类房地产

贷款增速对房价增速的影响是否依旧存在非线性效应。

表 8 的前两个回归方程 (Model 1 和 Model 2) 中, 门槛变量均为各省房地产开发企业获得的贷款占该省 GDP 比重, 被解释变量为房价增速, 解释变量为房地产开发企业贷款增速, 其余控制变量与基本回归中基本一致。以回归方程 2 为例, 当房地产开发商所获贷款余额占 GDP 比重小于 1.9% 时, 信贷增速的回归系数是负的 (-0.080) 且在 10% 水平上显著, 意味着此时如果房地产开发企业获得的贷款余额增速增加, 那么随着房屋供给的增加, 房价继续上涨的趋势将会有所抑制; 而当房地产开发商所获贷款余额占 GDP 比重大于 1.9% 时, 信贷增速的回归系数是正的 (0.026) 且在 5% 水平上显著, 较高的贷款余额增速将伴随着更高的房价增速, 表明此时供给增加的作用可能产生了时滞, 在金融加速器的作用下, 资产价格的不断上升带动房屋的抵押价值不断增加, 银行向房地产部门的贷款投放增加, 房地产行业投资情绪旺盛, 此时通过增加对房地厂商的信贷供给来控制房价中并不能取得很好的实际效果。

表 8 的后两个回归方程 (Model 3 和 Model 4) 中, 门槛变量均为各省个人住房按揭贷款占 GDP 比重, 被解释变量为房价增速, 解释变量为个人住房贷款增速, 其余控制变量与基本回归中一致。以回归方程 4 为例, 在个人住房按揭贷款余额占 GDP 比重小于 1.4% 时, 信贷增速的回归系数是正的但统计上并不显著; 当个人住房贷款余额占 GDP 比重超过 1.4% 时, 信贷增速的回归系数是正的 (0.136) 且在 1% 水平上显著, 表明在个人住房贷款规模较高时, 信贷余额增速对房价增速能够产生显著的正向影响。从数值上来看, 信贷增速每提高 1 个百分点, 房地产价格增速将上升 0.136 个百分点。值得注意的是, 在回归方程 3 和方程 4 中得到的门槛值右侧的回归系数绝对值大于供给端回归系数的绝对值, 也大于基本回归中得出的回归系数绝对值, 意味着相比供给端而言, 通过需求端调控房价能够起到更明显的调控效果。

此外, 我们分别计算了房地产商贷款余额波动和个人住房贷款余额波动情况, 并探究在信贷规模不同时, 二者对房地产价格波动的影响是否也会存在门槛效应, 回归结果如表 9 所示。前两个回归方程的解释变量和门槛变量均以房地产企业获得的贷款余额为基础计算, 后两个回归方程的解释变量和门槛变量则以个人住房按揭贷款余额为基础计算。从门槛回归结果来看, 当房地产企业贷款余额和个人住房贷款余额规模小于门槛值时, 信贷波动对房价波动有一定正向影响, 但影响效果相对较小; 当房地产企业贷款余额和个人住房贷款余额规模大于门槛值时, 信贷波动对房价波动的影响效果明显增大。同时, 方程 3 和方程 4 中信贷波动的回归系数在数值上是方程 1 和方程 2 中得到的回归系数的 2 倍左右, 再次证明了相比房地产商所获贷款 (供给端) 而言, 房价的增长及波动对个人住房贷款的变化 (需求端) 更为敏感。

表 8 信贷增速和房价增速: 供给端和需求端的分析

	供给端		需求端	
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Threshold estimate γ	0.019	0.019	0.014	0.014
95% Confidence Interval	[0.008 ~ 0.035]	[0.008 ~ 0.035]	[0.008 ~ 0.012]	[0.008 ~ 0.013]
Impact of loangrowth				
	-0.051 *	-0.080 *	0.042 *	0.025
	(0.076)	(0.082)	(0.098)	(0.114)
	0.005 *	0.026 **	0.147 ***	0.136 ***
	(0.068)	(0.039)	(0.000)	(0.000)

马勇、吴雪妍：银行信贷如何影响房价

续表

	供给端		需求端	
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Threshold estimate γ	0.019	0.019	0.014	0.014
95% Confidence Interval	[0.008 ~ 0.035]	[0.008 ~ 0.035]	[0.008 ~ 0.012]	[0.008 ~ 0.013]
Impact of covariates				
landcost_g	0.001 (0.351)	-0.001 (0.852)	0.004 (0.362)	0.005 (0.272)
consttruct_g	0.135 ** (0.015)	0.142 *** (0.002)	0.138 *** (0.001)	0.120 *** (0.003)
pergdp_g		0.510 *** (0.000)		0.383 *** (0.000)
population_g		0.189 (0.700)		0.297 (0.510)
CPI		-0.010 *** (0.001)		-0.005 * (0.095)
	F 值:17.179	F 值:20.632	F 值:17.767	F 值:21.257
	P 值:0.001	P 值:0.000	P 值:0.000	P 值:0.000
单一门槛自抽样检验 (原假设:不存在门槛值)	临界值: 1% 7.708 5% 3.742 10% 2.712	临界值: 1% 8.081 5% 4.017 10% 2.735	临界值: 1% 6.742 5% 3.500 10% 2.521	临界值: 1% 6.504 5% 3.505 10% 2.530
N	197/224	197/224	145/275	145/275

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 置信水平上显著;变量下方圆括号内为 p 值。

表 9 信贷波动与房贷波动:含虚拟变量的动态面板 GMM 估计

	供给端		需求端	
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Threshold estimate γ	0.035	0.036	0.038	0.031
95% Confidence Interval	[0.026 ~ 0.056]	[0.025 ~ 0.065]	[0.040 ~ 0.049]	[0.036 ~ 0.050]
Impact of loanvio				
	0.017 (0.112)	0.010 *** (0.000)	0.048 *** (0.001)	0.010 (0.507)
	0.086 *** (0.000)	0.062 *** (0.003)	0.157 *** (0.000)	0.115 *** (0.000)
Impact of covariates				
landcost_v	-0.006 (0.530)	-0.004 (0.626)	-0.004 (0.651)	-0.002 (0.804)
consttruct_v	-0.004 (0.901)	0.008 (0.818)	-0.002 (0.955)	0.006 (0.864)

续表

	供给端		需求端	
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Threshold estimate γ	0.035	0.036	0.038	0.031
95% Confidence Interval	[0.026 ~ 0.056]	[0.025 ~ 0.065]	[0.040 ~ 0.049]	[0.036 ~ 0.050]
Impact of covariates				
pergdp_v		-0.006 (0.939)		-0.067 (0.378)
population_v		0.637** (0.035)		0.651** (0.034)
CPI		0.010*** (0.000)		0.011*** (0.000)
	F 值:9.460	F 值:8.477	F 值:9.773	F 值:16.340
	P 值:0.000	P 值:0.003	P 值:0.002	P 值:0.001
单一门槛自抽样检验 (原假设:不存在门槛值)	临界值: 1% 6.542 5% 3.835 10% 2.688	临界值: 1% 6.407 5% 3.639 10% 2.539	临界值: 1% 6.176 5% 3.807 10% 2.636	临界值: 1% 7.347 5% 4.247 10% 2.860
N	340/80	340/80	376/44	341/79

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 置信水平上显著;变量下方圆括号内为 p 值。

(二) 市场情绪与银行信贷的交互影响

房地产市场上的买方主体由以自住或投资为目的的购房者组成,每个购房者会基于特定环境形成自己的个体情绪及非理性预期。当银行修改贷款政策时,风险偏好较高的投资者会相应产生乐观的投资情绪,市场交易量开始增加,此时风险偏好中性的投资者受到市场上交易量的增加及媒体正面报道的影响,在“羊群行为”、“过度自信”、“噪声交易”的作用下加入购房大军,使得房地产价格迅速进入上升通道。在此之后,秉持房价将继续上涨的预期,购房者之中投机性购房者比例逐渐上升,乐观情绪在购房者中不断渲染膨胀,资产价格将大幅上涨。当资产泡沫形成时,政府出台限贷、限购等政策,购房群体的乐观情绪逐渐下滑,随着市场上的供给过剩,房地产市场快速下行,形成了一个完整的由情绪带动的周期循环。

市场情绪对房地产价格的影响已在不少理论和实证研究中得到证实。Hirshleifer(1975)和 Kindleberger(1989)提出,市场参与者常常相信,市场供求仅能部分地决定价格,外来因素如群体心理而引起的投机行为也是价格决定的重要因素。李梦玄和曹阳(2013)在研究房地产泡沫成因时得出逆向选择、羊群效应和蓬齐对策可以较好地解释中国房地产泡沫的产生过程。作为对已有文献的补充,本文主要考察以下两个问题:一是信贷增速对房地产价格增速的影响是否会随着房地产市场投资者情绪的变化而产生变化,二是信贷波动对房地产价格波动的作用效果是否也会受到投资者情绪的影响。在下面的分析中,我们参考以往文献的做法,采用预期未来房价上涨的居民比例作为投资者情绪的替代变量,预期上涨的居民比例越高,说明买方主体情绪越乐观,情绪数据的数据来源为中国人民银行每季度公布的《城镇储户问卷调查报告》(2009 年开始公布)。由于问卷调查中提供的是季度数据,我们将一年中四个季度的情绪变量计算平均值作为该年度情绪的替代变量。

为考察第一个问题,我们通过引入信贷增速和市场情绪交乘项建立如下回归模型^①:

$$y_{it} = c + \beta_1 y_{it-1} + \beta_2 loan_g_{it} + \beta_3 loan_g_{it} * senti + \beta_4 Z_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

类似地,我们通过回归模型中引入信贷波动和市场情绪交乘项来考察第二个问题:

$$y_{it} = c + \beta_1 y_{it-1} + \beta_2 loan_v_{it} + \beta_3 loan_v_{it} * senti + \beta_4 Z_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

模型(13)的回归结果如表 10 所示,在表 10 的 3 个回归方程中信贷增速与市场情绪交乘项的回归系数为正且在 10% 水平上显著,表明房地产市场上的投资情绪较为乐观时,信贷增速对房价增速的正向影响也得到了加强。模型(14)的回归结果如表 11 所示,在表 11 的 3 个回归方程中信贷波动与市场情绪交乘项的回归系数为正且在 10% 水平上显著,表明在高涨的投资者情绪的作用下,信贷波动对房地产价格波动的影响显著增大。综合表 10 和表 11 的回归结果,我们可以得到一个基本判断:投资者情绪在某种程度上也起到了加速器的作用,央行及其他商业银行在制定信贷政策时应同时对投资者的预期进行管理,防止高涨的投资者情绪助长房价的上涨趋势,也避免情绪的波动对房地产价格波动产生较大影响。

表 10 信贷增速与房价增速:含市场情绪虚拟变量的动态面板 GMM 估计

	Model 1	Model 2	Model 3
y(-1)	-0.030*** (0.002)	-0.032** (0.017)	-0.019*** (0.001)
loan_g	-0.155*** (0.001)	-0.121*** (0.006)	-0.046* (0.071)
loan_g * senti	1.063** (0.041)	0.884** (0.062)	0.698* (0.059)
landcost_g		-0.029 (0.392)	-0.021 (0.837)
construct_g		0.095*** (0.000)	0.101*** (0.000)
pergdp_g			0.419** (0.015)
population_g			0.879 (0.104)
CPI			-0.009 (0.122)
constant	0.041*** (0.000)	0.043*** (0.000)	0.920* (0.073)
Sargan test	17.646 (0.161)	15.486 (0.176)	15.152 (0.192)
AR(1) test	-2.762 (0.006)	-2.902 (0.004)	-3.026 (0.003)
AR(2) test	0.386 (0.700)	0.024 (0.981)	-0.458 (0.647)
N	210	210	210

注:y(-1)表示被解释变量(房地产价格增速)的一阶滞后项;***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 置信水平上显著;变量下方圆括号内为 p 值。

① 由于市场情绪为年度变量且各省份对该变量的取值相同,因此不能采用门槛模型进行回归分析。

表 11 信贷波动与房价波动:含市场情绪虚拟变量的动态面板 GMM 估计

	Model 1	Model 2	Model 3
y(-1)	0.603 *** (0.000)	0.606 *** (0.000)	0.661 *** (0.000)
loan_v	0.035 * (0.074)	0.043 ** (0.038)	0.072 ** (0.019)
loan_v * senti	0.053 * (0.090)	0.047 * (0.078)	0.078 * (0.052)
landcost_v		0.012 *** (0.002)	0.008 * (0.070)
construct_v		0.025 (0.487)	0.010 (0.789)
pergdp_v			-0.094 * (0.052)
population_v			0.541 *** (0.008)
CPI			-0.006 (0.319)
constant	0.011 ** (0.032)	0.007 (0.312)	0.006 (0.541)
Sargan test	18.890 (0.632)	19.855 (0.481)	17.131 (0.504)
AR(1) test	-3.076 (0.002)	-3.012 (0.003)	-2.812 (0.005)
AR(2) test	-0.077 (0.938)	0.053 (0.958)	-0.235 (0.814)
N	210	210	210

注:y(-1)表示被解释变量(房地产价格增速)的一阶滞后项;***、**、*分别表示在1%、5%、10%置信水平上显著;变量下方圆括号内为p值。

(三)经济周期与银行信贷的交互影响

经济繁荣的预期通常伴随着信用扩张,两者起到了互相影响的正反馈作用,投资和投机活动在丰厚的利润和预期利润的影响下迅速增大。新资金不断涌入市场,特别是收益率较高的房地产市场,抬高了资产价格。银行信贷的大规模扩张使得大部分经济主体处于过度负债经营的状态,投机性资金规模的增长超过了实体经济发展的需要,资产价格泡沫也因此逐渐进入狂热状态。此时,即使一个很小的负向冲击就可能使得前期积累的泡沫迅速崩溃,并引发系统性金融危机和经济衰退。因此,在经济过热时,有效控制信贷规模以防止资产价格泡沫的进一步膨胀变得尤为重要。

在接下来的分析中,为考察在经济周期的不同阶段银行信贷对房地产价格的差异化影响,本文采用产出缺口作为衡量不同经济周期的替代变量,并以产出缺口作为外生的门槛变量进行回归分析。产出缺口的具体计算方法如下:首先采用HP滤波法将实际产出(GDP)分解为趋势项和周期项,趋势项即经济的潜在产出,周期项即经济的产出缺口,然后用周期项除以趋势项得到产出缺口率:

$$gap_{it} = \frac{Y_{it} - Y_{it}^*}{Y_{it}^*} \quad (15)$$

信贷增速与房价增速的门槛回归结果显示,在产出缺口小于门槛值(-0.018)时,信贷增速对房价增速的影响虽然是正向的但在统计上并不显著;在产出缺口大于门槛值(-0.018)时,信贷增

马勇、吴雪妍：银行信贷如何影响房价

速对房价增速的影响在数值上明显增大且在 1% 水平上高度显著。这意味着在经济过冷时,房价受信贷影响较弱,而当经济过热时,信贷扩张对房价增长有较大的正向推动作用。从模型的检验结果来看,回归方程的门槛自抽样结果均在 1% 水平上显著,表明信贷增速对房价增速的影响确实在经济周期的不同阶段呈现出了不同特征。同时,信贷波动与房价波动的门槛回归结果显示,在产出缺口大于门槛值时,信贷波动对房价波动的影响也显著增强。综合表 12 和表 13 的回归结果我们可以发现:当经济过热时,各产业投资和投机情绪旺盛,信贷余额变化能够显著影响对房地产的投机性需求,通过控制银行信贷来调节房价能起到较好的调控效果。

表 12 信贷增速与房价增速:经济周期的影响

	Model 1	Model 2	Model 3
Threshold estimate γ	-0.180	-0.180	-0.180
95% Confidence Interval	[-0.212 ~ -0.148]	[-0.212 ~ -0.148]	[-0.212 ~ -0.148]
Impact of loanvio			
β_1	0.026 (0.319)	0.029 (0.331)	0.059 (0.447)
β_2	0.123*** (0.000)	0.114*** (0.000)	0.096*** (0.000)
Impact of covariates			
landcost_v		-0.001 (0.867)	-0.001 (0.992)
consctruct_v		0.141*** (0.001)	0.124*** (0.004)
pergdp_v			0.445*** (0.000)
population_v			0.091 (0.842)
CPI			-0.008*** (0.008)
	F 值:14.992	F 值:14.097	F 值:17.617
	P 值:0.000	P 值:0.000	P 值:0.000
单一门槛自抽样检验 (原假设:不存在门槛值)	临界值: 1% 6.904 5% 4.097 10% 2.831	临界值: 1% 6.893 5% 3.989 10% 2.768	临界值: 1% 6.368 5% 3.790 10% 2.612
N	97/323	97/323	97/323

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 置信水平上显著;变量下方圆括号内为 p 值。

表 13 信贷波动与房价波动:经济周期的影响

	Model 1	Model 2	Model 3
Threshold estimate γ	0.035	0.035	0.035
95% Confidence Interval	[0.033 ~ 0.065]	[0.033 ~ 0.065]	[0.033 ~ 0.065]
Impact of loanvio			
β_1	0.037** (0.016)	0.038** (0.015)	0.002 (0.904)
β_2	0.054* (0.052)	0.053* (0.058)	0.066* (0.070)

续表

	Model 1	Model 2	Model 3
Threshold estimate γ	0.035	0.035	0.035
95% Confidence Interval	[0.033 ~ 0.065]	[0.033 ~ 0.065]	[0.033 ~ 0.065]
Impact of covariates			
landcost_v		-0.001 (0.907)	-0.002 (0.705)
construct_v		0.013* (0.070)	0.001* (0.098)
pergdp_v			0.019 (0.811)
population_v			0.644** (0.037)
CPI			0.009*** (0.000)
	F 值:16.542	F 值:16.034	F 值:14.138
	P 值:0.000	P 值:0.000	P 值:0.000
单一门槛自抽样检验 (原假设:不存在门槛值)	临界值: 1% 7.125 5% 3.999 10% 2.676	临界值: 1% 6.150 5% 3.590 10% 2.545	临界值: 1% 6.537 5% 3.776 10% 2.627
N	278/142	278/142	278/142

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 置信水平上显著;变量下方圆括号内为 p 值。

五、结论与政策建议

本文基于中国 2003–2016 年的省级面板数据,运用门槛面板模型考察了银行信贷对房地产价格的影响。实证分析得出了两个方面的基本结论:一是银行信贷增速对房地产价格增速的影响存在显著的非线性和非对称效应,在信贷规模水平较低的区间内(低于门槛值 3.4% 时),信贷增速对房地产价格增速有一定影响,但作用效果相对较弱;而当信贷规模水平较高时(高于门槛值 3.4% 时),存在着金融的过度支持,信贷增速对房地产价格增速的影响将显著加强。二是银行信贷波动对房价波动的影响同样存在非线性和非对称效应,在信贷规模水平较低的区间内(低于门槛值 6.5% 时),信贷波动对房价波动的影响正向但不显著,当信贷规模水平较高时(高于门槛值 6.5% 时),信贷波动会显著加大房价波动。

除上述一般性分析外,鉴于房地产贷款包含供给层面(房地产开发企业获得贷款)和需求层面(个人住房按揭贷款),我们进一步分析了供给端的贷款和需求端的贷款对房价的影响机制,并发现:房地产开发企业贷款和个人住房按揭贷款对房地产价格的影响也存在非线性和非对称效应;相比供给端而言,需求端贷款余额的增速及波动对房价能够产生更加显著的影响。同时,考虑到投资者情绪和经济周期可能对房地产价格产生的影响,我们分别在模型中引入市场情绪和产出缺口,分析银行信贷对房地产价格的作用效果是否会受到投资者情绪和经济周期的影响。实证结果显示:市场情绪在某种程度上也起到了加速器的作用,投资者情绪高涨时,银行信贷对房地产价格的影响也随之加强,政府及央行在制定信贷政策时,应同时对投资者预期进行管理,防止信贷与情绪的双

重叠对资产价格稳定产生不利影响。此外,在经济偏冷时,银行信贷对房地产的影响力有限;而经济过热时,银行信贷对房地产的影响力度明显加强。

基于上述分析结论,我们提出以下建议:(1)在房地产贷款规模相对较低的区域,包括内蒙古、黑龙江、吉林、山西、新疆、河北,贷款余额增速的变化对房价增速的影响力有限,住房的刚性需求占据主导地位,房价的增长和波动更多的源自于经济基本面的变化,此时不宜盲目仿效其他地区调整贷款政策,避免投资者情绪的波动对房价造成不利变化。(2)在房地产贷款规模较高的区域,以海南、北京、天津、重庆、上海、浙江为例,过高的金融支持和较高的贷款余额使投机性需求占据主导地位,短期内可以通过实施贷款放松/紧缩政策来对房价增速实施有效调节。同时,频繁的调控可能改变投资者对房价走势的预期,引起房价较大幅度波动,调控政策的实施应循序渐进,以对投资者情绪起到正确方向的引导。(3)如果监管层意图对房屋供给量及库存量进行调整,那么调整供给端房地产开发企业贷款余额是较为有效的调控措施;如果意图对房屋价格走势进行调控,那么调节需求端个人住房按揭贷款余额则更加显著有效。(4)房地产调控政策的实施应关注经济周期的潜在影响,在经济过热时,通过银行信贷对房地产价格进行调控是必须且有效的。

参考文献

- 陈诗一、王祥(2016):《融资成本、房地产价格波动与货币政策传导》,《金融研究》,第3期。
- 况伟大(2010):《预期、投机与中国城市房价》,《经济研究》,第9期。
- 李梦玄、曹阳(2013):《中国房地产市场泡沫的测度及成因分析—基于行为金融理论的视角》,《宏观经济研究》,第9期。
- 马勇(2016):《金融稳定与宏观审慎:理论框架及在中国的应用》,中国金融出版社。
- 马勇、杨栋、陈雨露(2009):《信贷扩张、监管错配与金融危机:跨国实证》,《经济研究》,第12期。
- 马勇、张靖岚、陈雨露(2017):《金融周期与货币政策》,《金融研究》,第3期。
- 平新乔、陈敏彦(2004):《融资、地价与楼盘价格趋势》,《世界经济》,第7期。
- 解陆一(2012):《经济周期视角下的银行信贷与房地产价格关系的再研究》,《投资研究》,第11期。
- 谭政勋、王聪(2011):《中国信贷扩张、房价波动的金融稳定效应研究》,《金融研究》,第8期。
- 王擎、韩鑫韬(2009):《货币政策能盯住资产价格吗?——来自中国房地产市场的证据》,《金融研究》,第8期。
- 易斌(2015):《住房需求抑制还是土地供给调节:房地产调控政策比较研究》,《财经研究》,第2期。
- 周京奎(2005):《信息不对称、信念与金融支持过度——房地产泡沫形成的一个博弈分析》,《财贸经济》,第8期。
- Allen, F. and D. Gale (2000): "Bubbles and Crises", *Economic Journal*, 110, 236-255.
- Bernanke, B., M. Gertler and S. Gilchrist (1996): "The Financial Accelerator and the Flight to Quality", *Review of Economics and Statistics*, 78, 1-15.
- Collins, C. and A. Senhadji (2002): "Lending Booms, Real Estate Bubbles, and the Asian Crisis", IMF Working Paper.
- Davis, E. and H. Zhu (2011): "Bank Lending and Commercial Property Cycles: Some Cross-country Evidence", *Journal of International Money & Finance*, 30, 1-21.
- Dell'Ariccia, D., I. Deniz and L. Lavean (2008): Credit Booms and Lending Standards: Evidence from the Subprime Mortgage Market, IMF Working Paper.
- Hansen, B. (2000): "Sample Splitting and Threshold Estimation", *Econometrica*, 68, 575-603.
- Hirshleifer, J. (1975): "Speculation and Equilibrium: Information Risk and Markets", *Quarterly Journal of Economics*, 89, 519-542.
- Hofmann, B. (2003): "Bank Lending and Property Prices: Some International Evidence", HKIMR Working Paper.
- Kindleberger, C. (1989): *Manias, Panics and Crashes: A History of Financial Crisis*, New York: Basic Book.
- Kiyotaki, N. and J. Moore (1997): "Credit Cycles", *Journal of Political Economy*, 7, 65-79.
- Lamont, O. and J. Stein (1999): "Leverage and House-Price Dynamics in U. S. Cities", *Rand Journal of Economics*, 30, 498-514.
- Stein, J. (1995): "Prices and Trading Volume in the Housing Market: A Model With Down-Payment Effects", *Quarterly Journal of Economics*, 110, 379-406.

(责任编辑:周莉萍)

How Does Bank Credit Affect Real Estate Price? ——Evidence from 30 Chinese Provinces

MA Yong WU Xueyan

(School of Finance, China Financial Policy Research Center, Renmin University of China, Beijing, 100872, China)

Abstract: Financial liberalization reduces the transaction costs of capital flows, and excessive support of the banking system to the real estate sector accelerates the formation of asset bubbles. Based on the panel data of 30 provinces of China from 2003 to 2016, this paper examines the impact of bank credit on real estate prices growth and fluctuation by using the panel threshold regression model. The empirical results show that the influence of bank credit on real estate price has a significant non-linear and asymmetric effect; in the region with relatively small-scale real estate loan, the influence of bank credit on house price is limited. However, when the scale of real estate loan is larger, bank credit can exert a greater influence on the real estate prices. Besides, we divide bank credit into the supply side- real estate development enterprise loan, and the demand side-the personal housing mortgage loan. The empirical results show that the two sides have asymmetric effect on real estate price. Compared with the supply side, the growth and fluctuation of demand-side loan is able to have a more significant impact on house prices. In addition, by incorporating the threshold effects of investor sentiment and economic cycles into the analysis, we found that market sentiment has also played role of an accelerator.

Key Words: Bank Credit; Real Estate Price; Nonlinear Effect; Economic Cycle

JEL Classification: E32; E44; E51

Measure of Global Major Stock Market Risk Dependence Based on the Semi-parametric C-Vine Copula Model

ZHANG Zhuoqun ZHANG Tao

(Institute of Quantitative & Technical Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing, 100732, China)

Abstract: This paper adopts semi-parametric C-Vine Copula model to measure the risk dependent structures among China, America, Britain, Germany and Japan. The results show that Britain has the strongest relevance to other countries and is an important node connecting Europe, Asia, and the North America. Changes among different markets are more sensitive to bad news than good news. There is significant regional segmentation between Asian markets and Western markets. China has a relative weak dependence on other markets.