

# “大水漫灌”还是“精准滴灌”： 基于时-频域动态视角下房价调控机制研究

张艾莲 潘梦梦\*

**摘 要:** 基于时-频域动态视角采用小波分析模型,文章结合高频序列和低频数据在同一框架内研究总量货币政策、结构性信贷政策和房价波动三者之间不同时期的动态影响关系,并进一步甄别供需调控对房价的异质性影响。实证发现,作为房价调控的手段,结构性信贷要优于总量货币政策,而结构性信贷的影响机制是,中期时供给端调控存在非对称性,长期和超长期需求端优于供给端调控,这表明需求结构性信贷政策+总量货币政策工具的调控效果更佳。因此,应用价值体现在遏制房价的过程中,政府应该让“大水漫灌”式的总量货币政策用于“事前预防”,而让“精准滴灌”式的结构性信贷政策用于“事后控制”,在不同的时-频域中以前者为辅后者为主交替或协调使用,以此防止房地产市场泡沫累积而爆发风险。

**关键词:** 总量货币政策 结构性信贷政策 房价波动 小波分析模型

DOI: 10.19592/j.cnki.scje.370726

JEL 分类号: E31, E51, E52

中图分类号: F822.0

文献标识码: A

文章编号: 1000-6249(2020)06-001-18

## 一、引言

过去二十年,中国房地产价格快速上涨,房价收入比已远远超出国际公认的合理比例(3:1-6:1)<sup>①</sup>,《2018 年全国房价收入比报告》显示全国商品住宅房价收入比为 8。房地产市场价格的非理性上涨使得刚性需求和投资投机需求竞相迸发。房地产行业的发展依赖于资金的支持,因此房地产贷款量逐年上升,截至 2019 年 3 月末,房地产贷款余额已近 40 万亿元,同比增长 19%。由于房地产行业的发展关乎人们的生活质量并且影响经济的稳定发展,而房地产价格的过度攀升和下滑又是导致金融风险的主要原因之一,因此对房地产调控成为政府的重要核心工作之一。调控的目的是通过不同政策工具将投资过热产生的房地产泡沫转化为满足“刚需”后的经济增长。实施的政策工具主要分为总量政策工具和结构性政策工具,在调控房价时最受关注的总量政策是总量性货币政策,但针对部分领域总量性货币政策仅可以发挥一些边际上的辅助作用,因此需要平衡好结构性目

\* 张艾莲,吉林大学商学院, E-mail: ailianzh@jlu.edu.cn, 通讯地址: 长春市前进大街 2699 号, 邮编: 130012; 潘梦梦,吉林大学商学院。作者文责自负。

① 世界银行设定发达国家正常的房价收入比一般在 1.8~5.5 之间,而发展中国家合理的房价收入比在 3~6 之间,比值越大,说明居民家庭对住房的支付能力越低。

标和总量目标之间的关系,在保持总量稳定的同时,尝试通过一些结构性的手段适度进行“精准滴灌”(易纲 2018)。也就是说,房地产行业作为典型的资金密集型产业,仅靠“一刀切”的总量货币政策调控容易产生“马太效应”。实际上,我国在面对房价居高不下的现状时,并未只着眼于总量货币政策进行控制,从 2008 年“国十三条”、2009 年“国四条”、2011 年“新国八条”、2013 年“国五条”、2016 年“930 新政”到 2018 年的一系列“限购”、“限贷”政策,表明政府同样重视结构性政策对房价的“降温”作用。

结构性政策可以定向的满足分层次市场的需求(靳明等 2005),也可以针对不同的行业(彭江波等 2011),以及不同的地域(胡育蓉等 2014)。目前,我国正处于增长速度换挡期、结构调整阵痛期和前期刺激政策消化期的三期叠加期,经济发展具有差异化和非平衡化,因此“大水漫灌”式的总量货币政策对房价的调控存在差异化效果。当总量性的货币政策无法精准地调控房价的涨跌时,是否可以更多使用结构性的信贷政策来进行引导?现有文献多是分析总量货币政策或结构性信贷政策分别对房价的调控作用(何青等 2015),鲜有将两种不同类型的政策纳入同一框架进行时-频域定量研究。而且,已有研究多采用定性或者线性方法研究总量和结构性政策之间的关系问题,鲜有从定量或是动态视角深入分析不同政策间的协调作用。

因此,本文的主要贡献在于以下三个方面:第一,将总量货币政策、结构性信贷政策和房价纳入同一框架下,更全面的研究总量货币政策和结构性信贷政策调控房价的主辅作用,甄别两种政策对房价的影响效果和影响方式的差异。第二,国内外关于政策影响的研究多采用 VECM、VAR 及其拓展模型,但这些模型都忽视了序列数据的频域信息。从工程领域引入小波模型,基于时-频域两个动态视角实证分析总量货币政策、结构性信贷政策和房价波动之间的联动关系。不仅反映了三者的同期影响关系,而且能够通过高频率序列和低频数据同时刻画政策的不同影响时效和效果。高频率序列能够更准确的描述变量之间的动态特征,而低频数据能够更好地反映变量之间的联动性。第三,进一步将结构性信贷政策区分为供给调控和需求调控,从供需不同角度研究房价上涨的原因和结构性信贷政策调控的效果,为今后的调控方向提供参考。在不同的长、中、短周期下,供给端和需求端调控对房价的影响存在显著差异,因此政府当局需要基于不同的周期视角解决房价问题。

## 二、文献综述

2008 年金融危机爆发以来,资产价格尤其是房地产泡沫所引发的系统性风险逐渐引起重视,总量货币政策和结构性政策对房价遏制的有效性引起越来越多学者的关注。一方面,研究认为总量货币政策的调控作用有限。Wadud et al. (2012) 研究表明总量货币政策并不能有效调控房地产价格,仅能对房市上的相关活动产生一定影响,但是对房地产价格的调控效果却没有实质性作用。Luciani (2015) 选取美国 1982-2010 年共 109 组货币政策和房地产季度数据代入结构动态因子模型,研究发现宽松的货币政策虽对房价具有微弱的调控效果,但却无法阻止经济衰退。另一方面,研究肯定了货币政策对房价的影响作用。Bjornland and Jacobsen (2010) 以挪威、英国和瑞典三个国家为研究对象,探讨了房地产市场和货币政策之间的关系,结果发现房地产在货币政策传导至实体经济中发挥了极其重要的作用,房价会对货币政策的变化立即做出反应,同时房价也会对经济的产出和通货膨胀产生影响。Tsai and I-Chun (2013) 将货币供应量作为总量货币政策的代理变量,研究英国总

量货币政策和房地产价格之间是否存在不对称性,结果表明由于房价下降存在价格刚性,会因为宽松的货币政策而上涨,却不一定会因为紧缩的货币政策而下降。Robstad(2018)构建了贝叶斯结构VAR模型,研究货币政策对家庭信贷和房价的影响,实证表明货币政策能够有效调控房地产市场,且不同类型的货币政策的影响效果相异。Amador-Torres et al.(2018)研究了1970年至2015年期间经合组织国家房价泡沫持续时间的决定因素,结果表明国内长期的宽松总量货币政策会增加房价泡沫的持续时间,而紧缩的总量货币政策会加速终止房地产泡沫。

国内学者对总量货币政策以及结构性信贷政策对房价波动的影响进行了探究,研究基本上都肯定了总量货币政策和结构性信贷政策对房价的影响,只是在影响程度和地域差异等方面存在不同的观点。在强调结构性信贷政策方面,韩冬梅等(2007)认为商业银行的信贷规模能够直接对房地产供给和房地产需求产生影响,故我国应以信贷政策为主要工具调控房地产价格。魏玮(2008)基于货币政策传导渠道视角,研究结构性信贷政策和总量货币政策对房价的调控机制,结果发现短期内紧缩的信贷政策能够有效抑制房地产市场需求,但长期两者不相关;而货币供给量和房地产市场之间的关系并不显著。刘艳丽(2011)对我国货币政策调控房价的有效性进行实证检验结果表明,差别化信贷政策和货币供应量可以在长期趋势水平上调控房价,但利率不能有效调控房价。在总量货币政策不同工具作用研究方面,王擎、韩鑫韬(2009)认为货币供应量变动率与房价变动率之间是动态相关的,货币政策对房价波动的影响在不同时期不同的市场情况下不完全相同。周冰、苏治(2012)在区分房地产消费属性和投资属性的基础上,通过论述不同总量货币政策对房地产供给和需求的传导机制,得出数量型货币政策工具比价格型货币政策工具在调控中国房价时更加有效。龙少波等(2016)认为货币政策会通过房价影响消费,并且这种影响是非线性的,应关注货币政策和房价之间的关系。对于货币政策和信贷政策的区域相异作用,周晖、王擎(2009)研究发现货币供应量与房价的联动变化非常剧烈,且货币政策对房价的调控效果存在地域差异。龙威、刘金全(2019)研究发现总量货币政策效应存在区域差异,采取统一的货币政策无法达到满意的效果,但信贷规模对各区域的房价调控都能起到很大的作用,因此,在发达地区可将总量货币政策作为辅助性工具配合主要政策工具使用。

国内外学者从不同视角对总量货币政策或者结构性信贷政策对房价的影响进行了研究,主要是从总量政策出发研究价格型或数量型货币政策对房价波动的影响,或者仅从时间维度出发研究不同政策对房价波动的影响,但将总量货币政策、结构性信贷政策和房价波动纳入统一框架内的研究并不多见,尤其是对不同时-频域中政策和房价的联动效应进行研究的更少。事实上,不同政策既要基于不同时间段在方向、重点和力度上相互协调,也要基于不同频率段在短、中、长期上统筹安排。鉴于此,本文通过构建小波分析模型,从时-频域维度研究调控政策和房价波动之间的动态关系,并进一步将结构性信贷政策分解为供给端调控和需求端调控,从不同的频率维度和时间维度研究房价的决定因素。

### 三、理论分析和模型选择

#### (一) 理论分析

总量货币政策调控是央行基于整个经济运行的总量层面进行投放和回笼货币的过程。根据费

雪方程式  $PY = MV$ ，一定时期内当产出 ( $Y$ ) 和货币流通速度 ( $V$ ) 不变时，增加货币供给 ( $M$ ) 必然导致商品价格 ( $P$ ) 上涨。在总供给-总需求模型中，物价上涨受供求关系的影响，商品供不应求时，价格就会上涨。因此，把商品价格上涨的原因大致分为两个部分：一部分是通货膨胀造成的价格上升，另一部分是供求不平衡造成的价格上涨。当商品供给和需求达到市场均衡时，在市场出清的条件下，所有商品的价格变动和价格总水平变动是一致的，此时价格的变动可以归因于货币因素造成的通货膨胀。相反，当某一商品的价格变动和价格总水平的变动不一致时，两者之间的差值部分视为非货币因素引起的。因此，房价的波动不应简单的归因于货币供应量的波动，还存在非货币因素的影响。和价格总水平不一致的波动应采取结构性信贷政策加以控制，若房价上涨存在供求不平衡的原因，还需分别从供给端或者需求端进行调控。

需求端信贷规模对房价的影响可从家庭效用最大化问题出发建立理论模型。假设家庭可支配收入为  $Y_d$ ，主要用于房地产和其他商品消费。设  $P$  为房价， $Q$  为购房数量。假设家庭的购房资金来源于自有资金和贷款，贷款占  $PQ$  的比例为  $\varphi$  ( $0 < \varphi < 1$ )。此外，银行的房地产贷款利率为  $r_1$  ( $0 < r_1 < 1$ )。家庭的最优化行为遵守柯布-道格拉斯函数  $\mu(Q, X) = Q^\rho X^{1-\rho}$ ，其中  $X$  是其他商品的购买数量，为简化计算，假设其他商品价格为单位 1， $\rho = 1/2$ 。因此，家庭的效用最大化问题可如下表述：

$$\max \mu(Q, X) = Q^\rho X^{1-\rho} \quad (1)$$

$$s. t. X^{*1} + \varphi PQ^{*1} r_1 + (1 - \varphi)PQ = Y_d \quad (2)$$

求导可得家庭效用最大化必须满足：

$$PQ = Y_d / [2(1 - \varphi + r_1 \varphi)] \quad (3)$$

针对供给端信贷规模对房价的影响，根据房地产开发商利润最大化问题建立理论模型。假设房地产开发商的投资总额为  $I$ ，借贷资金占总投资的比例为  $\theta$  ( $0 < \theta < 1$ )。此外，假设房地产开发商建造所需成本是边际递增的，其函数形式为  $C = cQ^2$ ， $c$  表示建房的单位成本。因此，房地产开发商的利润最大化问题表述如下：

$$\max \pi = PQ - cQ^2 - \theta I^* r_1 \quad (4)$$

$$s. t. cQ^2 = I \quad (5)$$

两式联立求导可得房地产开发商利润最大化需满足：

$$P = 2cQ(1 + \theta r_1) \quad (6)$$

将式 (3) 和式 (6) 联立可得：

$$P^2 = Y_d c (1 + \theta r_1) / (1 - \varphi + r_1 \varphi) \quad (7)$$

取正根可得：

$$P = \sqrt{Y_d c (1 + \theta r_1) / (1 - \varphi + r_1 \varphi)} \quad (8)$$

因此，通过求导  $\frac{\partial P}{\partial \varphi}$  可知需求端信贷和房价的关系，供给端信贷和房价的关系可以通过求导  $\frac{\partial P}{\partial \theta}$

获得：

$$\frac{\partial P}{\partial \varphi} = \frac{(1 - r_1) \sqrt{Y_d c (1 + \theta r_1)}}{2 \sqrt[3]{1 - \varphi + r_1 \varphi}} \quad (9)$$

$$\frac{\partial P}{\partial \emptyset} = \frac{c Y_d r_1}{2 \sqrt{Y_c(1-\varphi+r_1\varphi)(1+\emptyset r_1)}} \quad (10)$$

$$\frac{\partial P}{\partial r_1} = \frac{Y_d c \emptyset}{r_1 \sqrt{(1-\varphi+r_1\varphi)^3} \sqrt{Y_d c(1+\emptyset r_1)}} \quad (11)$$

由于  $0 < \varphi < 1$  且  $0 < r_1 < 1$  故  $\frac{\partial P}{\partial \varphi} > 0$ , 可得当房地产消费信贷占比越大, 房价越高。

由于  $0 < \varphi < 1$  故  $\frac{\partial P}{\partial \emptyset} > 0$ , 可得当房地产开发贷款占比越大, 房价越高。

由于  $0 < \varphi < 1$  故  $\frac{\partial P}{\partial r_1} > 0$ , 可得当房地产贷款成本越高, 房价越高。

根据以上推导的理论规律, 可从两个层面调控房价: 一是控制房地产的贷款数量, 二是调控房地产的贷款成本。由于要进一步研究供给端和需求端信贷政策和房价之间的关系, 因此选取和房地产贷款规模相关的房地产贷款余额作为结构性信贷政策的替代变量。

在传导机制方面, 结构性信贷政策正是通过信贷渠道定向影响房地产的价格波动。当房地产贷款减少时, 无论是房地产供给端还是个体需求端分配到的资金变少, 进而数量减少, 导致房价下降。货币政策传导理论同样认为, 货币总量减少导致可贷资金规模下降, 借由信贷渠道缩减房地产信贷, 进而影响房价。然而, 伴随着经济环境的复杂化和商业银行经营方式的市场化, 传统货币政策的传导渠道受阻, 宽松货币政策对银行整体信贷扩张的促进作用下降, 削弱了货币政策对实体经济的调控作用。因此, 相对于总量货币政策对房地产信贷增速的影响程度, 结构性信贷政策更具有针对性且效果更明显, 即仅对房地产行业实施信贷限制比大幅紧缩货币供应量对房价的影响更显著。相比总量性货币政策, 结构性信贷政策可以调控由于供需不平衡造成的房价上涨, 当需求大于供给时, 可以进行需求调控分层次满足市场需求, 从而抑制投资性需求并鼓励刚性需求。

## (二) 模型选择

小波分析在上世纪八九十年代才开始迅速发展 (Mallat, 1989; 王建忠, 1992), 经过二十多年的研究和拓展, 小波模型能提高信息获得的精确度, 从而减少误差。本文主要通过小波分析法中的连续小波变换、小波相干和相位差研究总量货币政策、结构性信贷政策对房价的调控作用。

### (1) 连续小波变换

Morlet 小波被广泛应用于分析时间序列及时间序列间的相关性 (Torrence and Compo, 1998)。因此, 本文选用 Morlet 小波基函数进行小波相干和小波相位差分析。Morlet 小波的时域、频域表达式分别为 (12) 和 (13):

$$\psi(t) = \pi^{-1/4} e^{-i\omega_0 t} e^{-\frac{t^2}{2}} \quad (12)$$

$$\hat{\psi}(w) = \pi^{-1/4} \sqrt{2} e^{-\frac{1}{2}(w-w_0)^2} \quad (13)$$

其中  $t$  是无量纲时间, 是根据尺度  $s$  在时间维度上拉伸得到的,  $\omega_0$  是无量纲频率, 一般取  $\omega_0 = 6$  来保证时-频域上良好的局部性能, 因此实证中根据模型设定结果定义频率带为 6 个数据, 分别是 1, 4, 8, 16, 32, 64, 共计 5 个尺度 (Grinsted et al., 2004)。由于本文的数据为高频数据, 故初始数值为 1。小波尺度  $s$  与傅里叶周期基本相等 ( $\lambda = 1.03s$ ), 因此可以将具有等时间步长  $\delta t$  的离散时间序列  $x_n$  ( $n = 1, \dots, N$ ) 的连续小波变换定义为小波函数  $\psi_0(t)$  尺度化与转换下的  $x_n$  的卷积:

$$W_n^X(s) = \sqrt{\delta t/s} \sum_{n'=1}^N x_n \psi_0[(n' - n) * (\delta t/s)] \quad (14)$$

其中,  $|W_n^X(s)|^2$  定义为小波功率谱,能够说明单个时间序列的方差。由于小波变换假定数据是循环的,所以对于有限长度的时间序列的小波功率谱会出现边界效应<sup>①</sup>,即在功率谱的起始和末端部分出现误差。因此,需要引进影响锥来表示小波功率谱区域以及相应的边缘效应,在影响锥的边缘小波谱值会下降  $e^{-2}$  (Grinsted et al. 2004)。

## (2) 小波相干和相位差

根据 Morlet 小波的表述,定义两个时间序列的小波相干为:

$$R_{xy} = \frac{|S(W_{xy})|}{[S(|W_x|^2)S(|W_y|^2)]^{\frac{1}{2}}} \quad (15)$$

其中,  $S$  是平滑因子,  $W_x$  是  $x(t)$  的连续小波变换,而  $W_y$  是  $y(t)$  的连续小波变换,两者相乘即得到  $W_{xy}$ 。小波相干可被用来看作两个时间序列在时-频域上的局部相关性(Aguiar - Conraria et al., 2008),因此,小波相干若接近 1,说明时间序列间存在高度相关性,而小波相干接近 0,说明没有相关性。但小波相干并未提供变量间先行滞后的信息,小波相位差测度了这一相位信息:

$$\varphi_{x,y}(b, \rho) = \tan^{-1} \frac{I(W_{xy}(b, \rho))}{R(W_{xy}(b, \rho))}, \quad \varphi_{x,y} \in [-\pi, \pi] \quad (16)$$

式中  $I$  和  $R$  分别为平滑功率谱的虚部和实部。 $\varphi_{x,y}(a, b)$  描述了时间序列  $x(t)$  和  $y(t)$  各频率间的相位差,一般用弧度表示,取值在  $[-\pi, \pi]$ 。相位差可以用来描述两个时间序列之间的因果关系,具体如图 1 所示。当相位差为 0 时,在该时-频域下两个时间序列正相关且运动周期同步。若  $\varphi_{x,y} \in [0, \frac{\pi}{2}] \cup \varphi_{x,y} \in [-\frac{\pi}{2}, 0]$ , 则序列位于同相位(正相关)。若相位差为  $\varphi_{x,y} \in [\frac{\pi}{2}, \pi] \cup \varphi_{x,y} \in [-\pi, -\frac{\pi}{2}]$ , 序列位于反相位(负相关)。若  $\varphi_{x,y} \in [\frac{\pi}{2}, \pi] \cup \varphi_{x,y} \in [-\frac{\pi}{2}, 0]$ , 则  $x$  领先。若  $\varphi_{x,y} \in [0, \frac{\pi}{2}] \cup \varphi_{x,y} \in [-\pi, -\frac{\pi}{2}]$ , 则  $y$  领先(Andrie et al., 2014)。此外,当相位差为  $\frac{\pi}{2}$ , 说明两者的波动相差 1/4 个周期,若  $\varphi_{x,y} \in [0, \frac{\pi}{2})$ , 说明两者的波动周期差距小于 1/4 个周期,以此类推。本文在小波相干和相位差中仅研究  $x$  和  $y$  波动的先后顺序,并不研究两者波动先后周期的差异,因此对相位差的具体数值不做实证说明。

应用计量经济方法分析变量间关系的切入点主要分为三种:一是研究变量间的静态关系,二是研究变量间的动态时变关系,三是在不同时-频域上对时间序列的相关性进行分析。但是,一般计量模型在频域上仅能划分短期和长期,无法更细致的划分波动期来深入地分析变量间关系变化情况。小波模型在分析金融时间序列时,加强了金融时间序列数据在频率特征上的刻画,将联动性从时间和频率两个维度进行分解。在时间维度上,表明某个变量的波动程度或者两个变量之间的关系具有动态时变性;在频率维度上,对原始时间序列数据在不同频率上分解成高频和低频时间序列,观察不同频率变量之间的联动性变化趋势。高频率序列包含更多的信息,能够更准确的描述变量之间的

① 边界效应是指在两个或两个以上不同性质的因子或系统属性的差异和协合作用而引起系统某些组分及行为的较大变化。

动态特征,但同时由于金融市场中的传导存在时滞性,因此某一变量无法对其他变量的冲击做出即时反应,此时低频数据往往能够更好地反应出变量之间的联动性,从而更准确的把握变量之间的因果关系和联动关系。鉴于此,结合时域和频域分析优点的小波分析是目前国际上公认的时频分析工具(刘满芝等 2013; Andrie et al. 2014),能够较好的分析变量间不同时-频域中的关系。

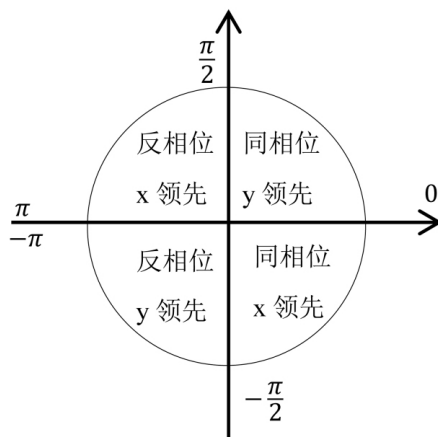


图 1 相位差图

#### 四、实证分析

##### (一) 变量选择 and 数据处理

货币学派认为,作为总量政策的货币供应量不仅能够通过中介变量利率进行传导,同样能直接通过货币余额支出造成物价上涨,因此选取能够反映社会总需求的广义货币供应量 M2 作为货币供应量的代表指标(周晖、王擎 2009)。全国商品房<sup>①</sup>的销售价格(全国商品房销售额/全国商品房销售面积)作为房价的替代指标(范剑勇等 2015)。因为商品房在房地产中占有很大的比重,其销售额和销售面积多于其它类型,因此商品房平均销售价格(HP)最具有代表性。在商品房价格数据中,缺少历年 1 月份的统计数据,故采用插值法进行数据补充。主要金融机构境内人民币贷款中的房地产贷款余额(HL)作为房地产信贷规模的代理变量(丁晨、屠梅曾 2007)。同时,在稳健性检验中加入购房首付比(SF)作为结构性信贷政策的第二个替代变量,再次验证结果以确保结论的稳健。

2006 年中国人民银行开始执行新的房地产贷款专项统计制度,故选取样本期间为 2006 年 1 月至 2019 年 3 月。房地产贷款余额为季度数据,需要对序列进行低频转高频处理。低频数据向高频数据转换由于缺少信息,需要采用插值方法。常用的插值方法主要有阶梯函数法、线性插值法、二次插值法和三次样条函数法。由于二次插值法是利用相邻的 3 个点进行局部二次多项式插值,所以更适用于数据较少的季度数据,而且增加数据后既不影响前面的插值结果,又能较好的反应原频率序列的变化趋势和波动特征,因此本文选取二次插值法对季度数据进行低频转高频处理(张春华等, 2017)。此外,鉴于总量样本数据不太稳定,故采用增长率数据代替总量数据(罗晖 2006),同时为了

<sup>①</sup> 商品房包括商品住宅、办公楼和商业营业用房。

消除时间序列的季节性特征,取 M2 同比增长率( DM2)、房地产贷款余额同比增长率( DHL) 和房价同比增长率( DHP) 分别作为总量货币政策、结构性信贷政策和房价波动的代表变量,研究三者之间的联动关系和波动规律。为了确保结果的稳定性,采用购房首付比同比增长率( DSF) 作为结构性信贷政策代表变量进行稳健性检验。其中,购房首付比数据来自锐思数据库,其余数据均来自国家统计局和中国人民银行。

图 2 刻画了 M2 和房地产信贷同比增长率的时间趋势图。房地产信贷增长率波动大于 M2, 2009 年至 2011 年货币量和信贷都有一个高峰波动,且房贷滞后于 M2,说明货币供应量的增长推动了房贷的攀升。但是,此次波动之后,M2 增速震荡下行,而信贷增速在剧烈波动之后却出现小幅波动上升,直至 2016 年增速才开始下降。可见,结构性信贷政策与货币供给量呈相反作用,信贷实施的针对性愈加精准,力度在 2016 年之后逐渐加强以抑制房价过快的增长。

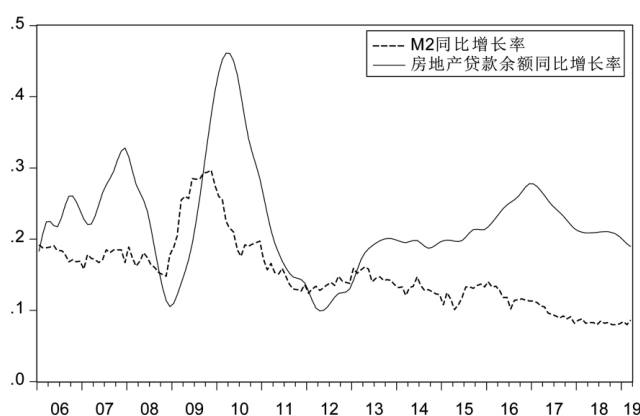


图 2 货币供应量和房地产贷款时间趋势图

图 3 分别是房价水平值和同比增长率的时间趋势图。从房价水平值可以看到,样本期间内房价震荡上行,从 2006 年 1 月的接近 3000 元/每平方米增长到 2019 年 3 月末的 9000 元/每平方米,上升了近 3 倍,形成了房价只涨不跌的未来预期。预期是影响市场行为的重要因素之一,由于对房地产的过于乐观预期促使房价保持了持续攀升。在房价同比增速趋势图中,房价同比增速整体在 0 值之上的区域上下波动,虽然整体趋势波动较平稳,但是实际值波动较为显著,尤其是 2012 年之前,其后波动幅度减少,这与上述政策实施力度改变相吻合。

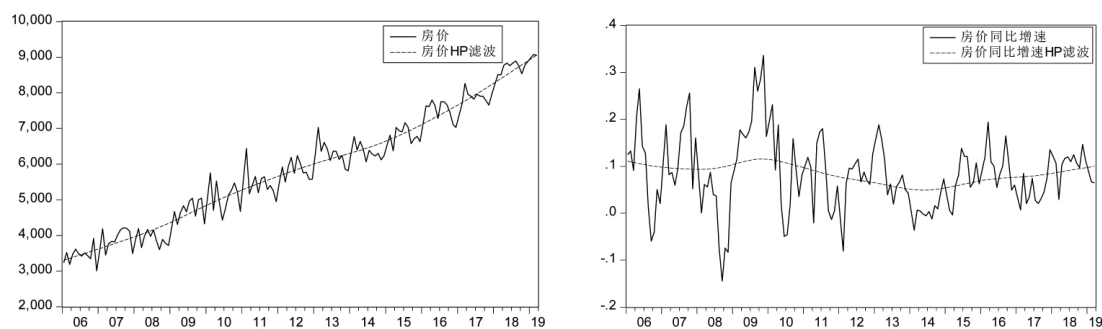


图 3 房地产价格时间趋势图



在对变量进行实证分析之前,首先采用 ADF 检验方法对变量进行平稳性检验,检验结果如表 1 所示。

表 1 ADF 检验

	t - Statistic	Prob.	结论
DM2	-3.164	0.095	平稳序列
DHL	-2.834	0.056	平稳序列
DHP	-4.014	0.002	平稳序列
DSF	-7.418	0.000	平稳序列

检验结果显示,M2 增长率和房地产贷款余额增长率均在 10% 水平下序列平稳,房价增速和首付比增速在 1% 水平下服从序列平稳,因此增长率数据可用于实证分析。其次对 DM2、DHL 和 DHP 变量进行描述性统计分析,具体结果见表 2。

表 2 描述性统计

	DM2	DHL	DHP
Mean	0.151	0.224	0.084
Median	0.141	0.211	0.082
Maximum	0.297	0.461	0.336
Minimum	0.080	0.099	-0.145
Std. Dev.	0.049	0.074	0.078
Skewness	0.978	1.080	0.314
Kurtosis	4.038	4.769	3.769
Jarque - Bera	32.514	51.626	6.527
Probability	0.000	0.000	0.038
Observations	159	159	159

从表 2 中可以看到,在 2006 年 1 月至 2019 年 3 月期间,M2 增速均值为 0.151,说明货币供应量的数量一直在增加,整体货币发行速度一直保持双位数增长,为房价的上涨提供了充足的贷款资源,也支撑了房价高位运行。2009 年 11 月的 M2 增速最大,此时刚经历了全球金融危机,政府为刺激经济增长放宽货币政策,使得货币供应量规模急速增加,直至 2010 年 M2 增速才开始回落,到 2019 年 2 月达到最小,近几年货币供应量增速一直在滑落。房地产信贷增速均值为 0.224,相比 M2 最大值远大于最小值,说明信贷政策在实施力度方面大于总量货币政策,总量货币政策影响范围更广但针对效果相对较弱。房价同比增速均值为 0.084,波动幅度较大,虽然最小值出现过负值,但整体房价仍是上涨。此外,M2 增速、房地产贷款余额增速和房价增速的偏度均大于 0,且峰度均大于 3,说明三个数据均左偏态。J-B 统计量较大,在 1% 水平上显著,故拒绝原假设,数据并非正态分布,适合用非线性模型去描述变量之间的关系。

为进一步分析房地产贷款的流向,基于房地产市场的供给端和需求端调控角度,将房地产贷款余额分解为房地产开发贷款余额(HS)和个人购房贷款余额(HD),并分别取其同比增速,前面加以

D 进行区分,代入小波相干模型以判断结构性信贷政策调控中需求调控和供给调控的差异和有效性。图 4 显示了两个指标水平值和同比增速的时间趋势。左图中黑色区域边界值代表房地产开发贷款余额,灰色区域边界值代表个人购房贷款余额。随着时间的推移,贷款规模均逐渐增加,尤其个人购房贷款余额,在规模和占比上都远超房地产开发贷款余额。这主要归结于房地产开发商的“首付策略”,通过个人购房的预付款从而减少建房所需的资金压力。近年来,个人购房贷款余额和房地产开发贷款余额的差值越来越大(灰色区域)。需求方的贷款规模高于供给方,这也是房价上涨的重要原因之一。由此可见,房价的上涨不仅是货币政策造成的,供不应求也会造成房价的持续上涨。由图 4 可知,个人购房贷款余额同比增速(DHD)和房地产贷款余额同比增速(DHS)的走势在样本期内存在较大不同。2006 年初到 2008 年末期间,DHS 远超 DHD,国家此时更注重房地产供给端的调控。金融危机之后 2009 年至 2012 年,DHD 远超 DHS,国家在经济恢复期更关注需求端的调控。但在 2016 年至 2017 年间,DHD 和 DHS 的走势几乎相反,需求大于供给。

表 3 为 DHS 和 DHD 序列的 ADF 检验,结果显示二者均平稳。

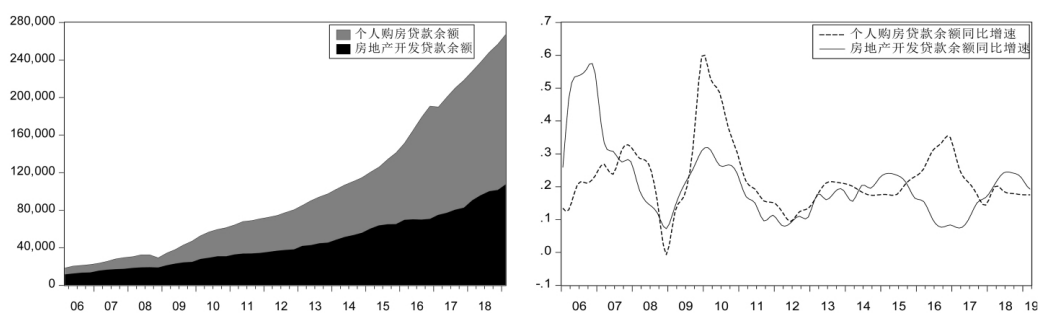


图 4 房地产开发贷款余额和个人购房贷款余额时间趋势图

表 3 ADF 检验

	t - Statistic	Prob.	结论
DHS	-5.676	0.000	平稳序列
DHD	-2.764	0.066	平稳序列

## (二) 连续小波变换

连续小波变换是对货币供应量同比增长率、房地产贷款同比增长率和房价同比增长率分别进行时-频分析。图 5、6 和 7 分别显示了 DM2、DHL 和 DHP 三个时间序列的连续小波变换功率谱。图中横轴表示时间,其中  $t=1$  到  $t=159$  表示样本期间 2006 年 1 月到 2019 年 3 月;纵轴表示周期。根据前述 Morlet 小波模型频带的设定,将各时间序列分解为 5 个尺度,即 1-4 个月为短期,4-8 个月为中期,8-16 个月为中长期,16-32 个月为长期,32-64 个月为超长期。黑色锥状曲线是影响锥曲线,因为影响锥曲线以外的区域会受到边界效应的影响,故不具有参考价值。一个时间序列波动幅度由小波功率谱中各区域的能量大小来表示。低能量区(蓝色)表示对应时-频域下的时间序列波动幅度相对稳定,高能量区(黄色)表示对应时-频域下的时间序列波动较剧烈,其中被黑色粗实线包围的能量区表示序列在该时-频域中的波动在 5% 水平上显著。

由图5可知,货币供应量增速波动剧烈的时-频域位于2008-2010年年末( $t=25$ 到 $t=63$ )的长期波动期内,以及2011年-2013年年末( $t=60$ 到 $t=100$ )的超长期波动期内。图6显示了房地产信贷同比增速的波动情况。由图6可知,中国房地产信贷增速波动剧烈的时-频域主要集中在长期和超长期频域内,时域横跨2007年下半年到2015年上半年。图7显示了房价同比增速的波动情况。由图7可看出,房价增速波动剧烈的时-频域主要集中在2007年下半年和2010年下半年-2011年上半年的短期1-4个月、2006年下半年-2007年上半年和2010年下半年-2011年年末的中期4-8个月内的波动期内、2008年-2011年上半年的长期16-32个月内,以及2011年下半年-2015年上半年的超长期周期内。由此可以发现,货币供应量增速和房地产信贷增速在长期2008-2010和超长期2011-2013两个波动期内具有共同的波动特征,货币供应量增速和房价增速在长期2008-2010年和超长期2011-2013年两个波动期内具有共同的波动特征,在长期和超长期房地产信贷增速和房价增速在2008-2015年两个波动期内具有共同的波动特征。

结合三个图分析可看出,货币供应量增长率、房地产信贷增长率和房价增长率在长期2008-2010年和超长期2011-2013年均产生剧烈波动,此时三者的震荡周期相似,说明总量货币政策的实施直接影响房地产信贷规模,从而对房价产生间接影响;结构性信贷政策对房价产生直接影响,并且影响期限比总量货币政策更长。由于房价波动在各个频域维度均存在,因此无论是总量货币政策还是结构性信贷政策都存在滞后性,需要进一步判断两种政策的影响程度和时效性的差异,因此采用小波相干进行分析。

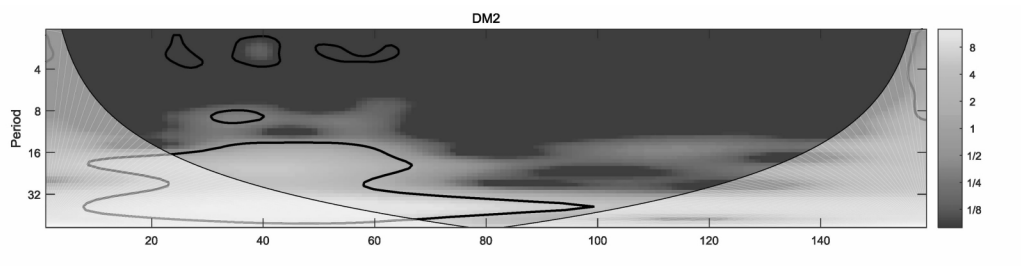


图5 货币政策连续小波变换<sup>①</sup>

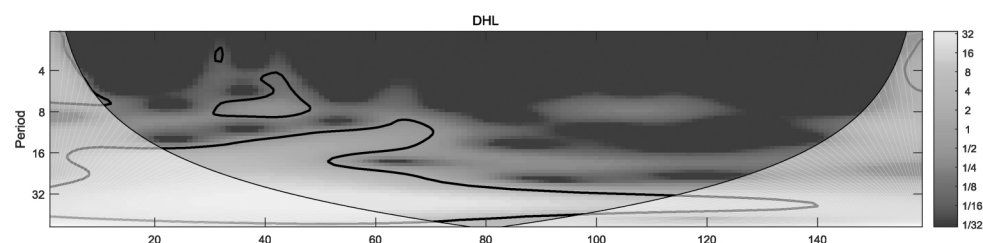


图6 结构性信贷政策连续小波变换

### (三) 小波相干和相位差分析

连续小波变换是对每一个变量单独进行时-频分析,而小波相干变换分析可以对变量的相关程度和因果关系进行分析,从而验证变量之间的时-频域联动性。图8-10中的黑色细实线是小波边

<sup>①</sup> 因排版问题,图5-13可自行向作者索取彩图。

界效应影响锥,超出影响锥部分的功率谱不具有参考价值。图中被黑色粗实线包围的黄色区域说明该结果通过置信水平为 95% 的红噪声检验。箭头方向反映 DM2 - DHL、DM2 - DHP、DHL - DHP 的相位关系,箭头由左向右表示两变量之间同相位,箭头由右向左表示两变量之间反相位。箭头为左上和右下分别表示 DM2、DM2 和 DHL 滞后于 DHL、DHP 和 DHP,箭头为右上和左下分别表示 DM2、DM2 和 DHL 领先于 DHL、DHP 和 DHP。即图 8( DM2 - DHL) 、9( DM2 - DHP) 和 10( DHL - DHP) 中的第一个变量代表图 1 中的  $y$ ,第二个变量代表图 1 中的  $x$ 。图中最右边的颜色条从下到上代表变量之间相关性越来越强,其中蓝色代表在该时-频域下相关性最弱,而黄色代表该时-频域下两者相关性最强,取值范围为  $[0, 1]$ 。

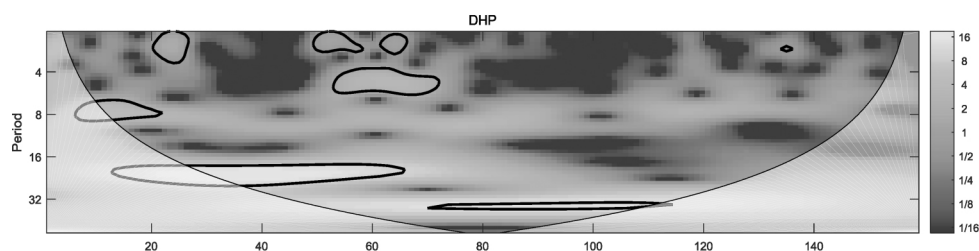


图 7 房价增速连续小波变换

无论总量货币政策还是结构性信贷政策都能够调控房地产信贷规模,但调控的力度存在明显区别。相比具有针对性措施的房地产“限贷”政策,作为总量政策的货币供给量对房地产信贷规模的调控效果更弱。从图 8 中可以看出,总量货币政策对房地产信贷的影响在时-频域中分布较均衡。在短期 2011 年上半年,货币供给量增速和房地产信贷增速的相关程度较强,此时箭头方向为右上,说明两者正相关且货币供给量增长率先领先。政府在 2011 年实施紧缩的货币政策会导致房地产贷款额短期内减少,从而遏制房价上涨。该结果和实际事实相符,在 2011 年 1 月,国务院为贯彻落实国办发 1 号文件精神<sup>①</sup>,相继出台各种相关政策促使房地产贷款增速持续回落。在短期 2013 年第一季度,

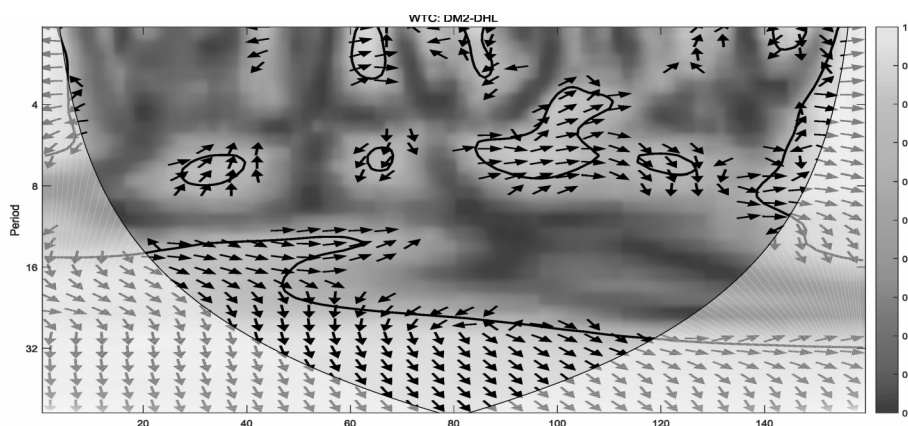


图 8 DM2 - DHL 小波相干相位差图

<sup>①</sup> 2011 年 1 月,国务院办公厅印发了《关于进一步做好房地产市场调控工作有关问题的通知》(国办发[2011]1 号,简称国办发 1 号文件)。

两者也具有较弱的相关性,箭头方向为左下,两者负相关且货币供应量周期波动领先,但此时区域颜色偏冷,显著性不强且影响时限较短可忽略。在短期周期约为2个月的2017年第三季度到2018年第一季度,两者具有较强的相关性,此时箭头方向为左下,两者负相关且货币供应量周期波动领先,即宽松的货币政策反而导致信贷规模的减少,主要原因是此时结构性信贷政策的实施使得房地产信贷规模下降,说明总量货币政策对经济变量的影响范围更广,但针对性影响程度有限且较弱。在中期4-8个月的周期内,2008年、2012年下半年-2014年年末和2017年下半年-2018年上半年,货币供应量增长率和房地产信贷规模增长率均正相关且货币供应量领先。在长期和超长期,两者显著相关的时域较广,从2017年下半年-2015年年末,且箭头方向为右下或水平向右,说明两者正相关但房地产信贷规模增速领先。相比1-4个月的短期和4-8个月的中期,16-32个月的长期和32-64个月的超长期货币供应量增速显著滞后于房地产信贷规模增速,但两者仍正相关。

货币政策除了通过信贷渠道间接影响房价之外,从图9中看出货币量供应过剩也能直接影响房价,但影响效果较弱,大部分显著的相关性区域颜色偏冷,相关性程度在0.7左右,在整个时-频域中分布较均衡。在2006年上半年-2007年上半年的短期内,总量货币政策对房价的影响为正且总量货币政策领先,货币供应量的超发会造成房价的上升。在2007年下半年-2008年上半年的短期内,两者负相关且房价波动周期领先,此时正处于金融危机时期,资产价格的下降推动政府实施宽松的货币政策防止经济衰退。在同一时间段的4-8个月中期,两者正相关且总量货币政策领先,总量货币政策的滞后性使得实施效果在中期才显现出来。在中期周期约为6个月的2012年上半年-2016年时-频域内,总量货币政策和房价正相关且货币政策领先,紧缩的货币政策在一定程度上遏制了房价的上涨。在16-32个月的长期和32-48个月的超长期周期中,时域范围2008年-2012年上半年内两者正相关且货币政策领先。

由上述分析可知,房价上涨中存在货币量的因素,且货币供应量增速在不同时-频域中均领先于房价增速,紧缩的货币政策在短期、中期和长期对房价均有一定程度的抑制作用。

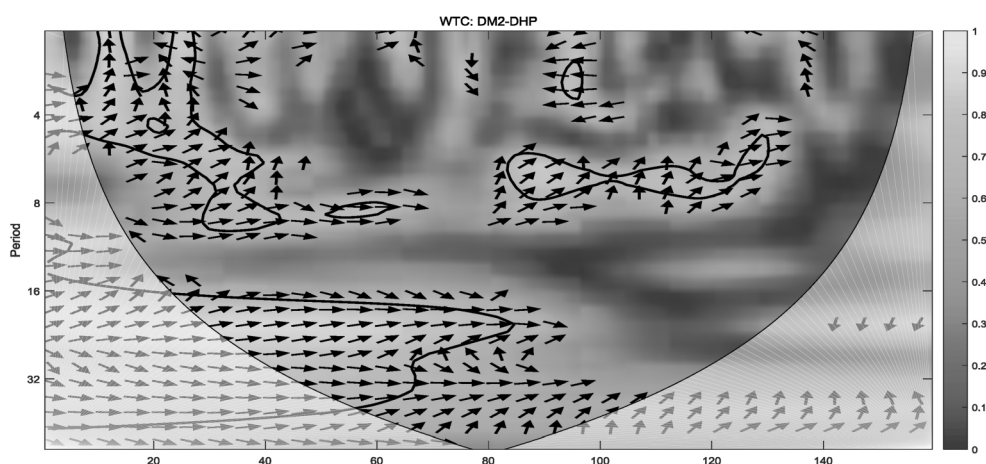


图9 DM2-DHP小波相干相位差图

在房地产市场供求关系不平衡且国内市场投资渠道较狭窄的条件下,仅仅依靠总量货币供应量抑制房价走高的作用是有限的。结构性信贷政策的实施能够更加有效的对房价进行调控。从图 10 看到,房地产信贷规模增速和房价增速之间的相关性程度在 0.9 左右,甚至存在完全相关的时-频域。结合图 9 可知,结构性信贷政策对房价的调控效果高于总量货币政策。从频域相关性看发现,在短期房地产信贷规模增速和房价增速不存在相关性,说明结构性信贷政策对房价的影响存在时滞性,时滞周期长达 1-4 个月。并且不同于总量货币政策对房价的影响,在中期和长期房价增速的波动周期领先于房地产信贷规模增速,且两者是负相关,即当政府采取紧缩的结构性信贷政策遏制房价上涨过快时,调控效果在 1-4 个月之后才较明显。但在超长期,两者正相关且结构性信贷政策波动周期领先,说明相比货币政策,结构性信贷政策对房价的抑制效果更强、影响期限更长但抑制及时性较弱。在中期、中长期和长期中,货币政策强调“事前预防”,而结构性信贷政策强调“事后控制”,两者结合使用能更好的调控房价。

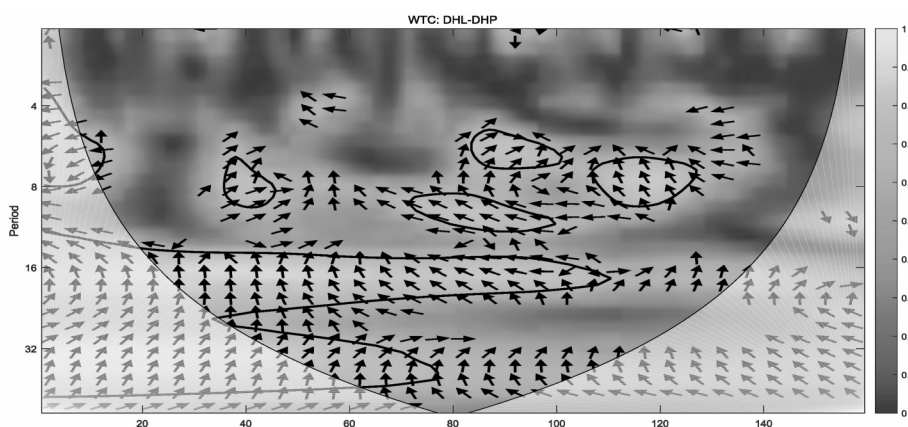


图 10 DHL-DHP 小波相干相位差图

图 11 表示个人购房贷款增速和房价增速的小波相干和相位差图,刻画了需求端信贷政策对房价的调控效果。图 12 表示房地产开发贷款增速和房价增速的小波相干和相位差图,描述了供给端信贷政策对房价的调控效果。

从图 11 中可以看到,在中期、长期和超长期,需求端信贷规模增速和房价增速存在相关关系,短期内不存在相关性。在中期 4-8 个月内,2007 年两者正相关且个人购房贷款增速领先,但在中期的时域内,两者负相关且房价增速领先,该结果和长期 16-32 个月内的一致。而在超长期,两者在任何时域内均正相关且个人购房贷款增速周期领先。需求端结构性信贷政策对房价的影响和整体结构性信贷政策对房价的影响并无差别。但在短期、长期和超长期,供给端信贷政策对房价均不存在影响。从图 12 可知,房地产开发贷款增速仅在 2007 年下半年和 2013 年中期的时-频域内和房价增速具有相关性,但相关程度却远超需求端信贷政策和房价波动之间的关系。其中,2007 年中期箭头为左下,两者负相关且房地产开发贷款增速领先;2013 年中期箭头方向为右上,两者正相关且房地产开发贷款领先。在不同时期,供给端信贷政策调控对房价影响既存在正向,也存在负向。2007 年下半年正处于宽松政策期间,银行扩大信

贷规模,房地产行业资金规模扩张,房地产开发项目增加。房地产行业的扩张追逐稀缺的土地,最终导致房价上涨。因此在货币政策宽松期间,供给端信贷规模和房价之间正相关。而 2013 年我国货币供给量增速开始下降,房地产可贷资金总量减少,供给端信贷规模的增加反而导致需求端信贷规模减少,从而供给大于需求导致房价下降,供给端信贷规模波动和房价增速负相关。因此,在中期内,我国实行结构性信贷政策调控房价可以从需求端和供给端着手。但是,宽松货币政策时期和紧缩货币政策时期的供给端信贷政策调控效果存在差异,在宽松时期,减少供给端信贷规模利于遏制房价,而在紧缩时期,增加供给端信贷规模能更好的抑制房价。

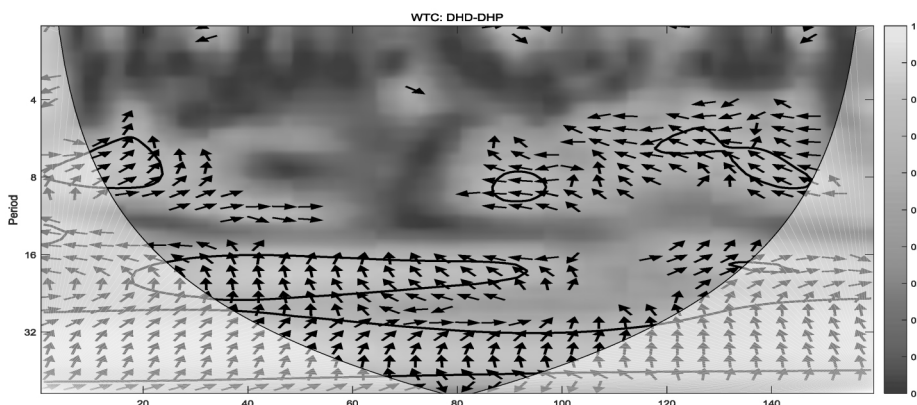


图 11 DHD - DHP 小波相干相位差图

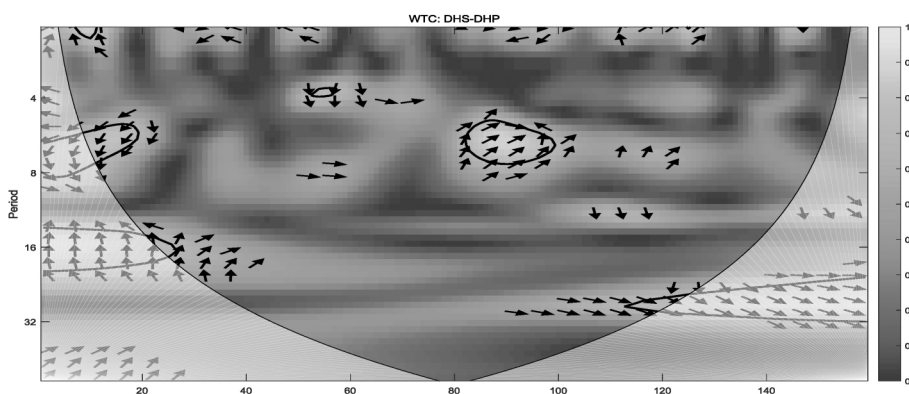


图 12 DHS - DHP 小波相干相位差图

#### (四) 稳健性检验

房价的调控受到多方面的影响,就结构性信贷政策而言,房地产贷款余额、购房首付比在调控房价方面是较重要的两种工具(蔡真、汪利娜 2011; 孙国峰 2017)。上述分析基于供给端和需求端信贷政策的调控,采取了房地产贷款余额作为结构性信贷政策的替代变量。为了确保结果的稳健性,选取购房首付比取同比增长率(DSF)作为结构性信贷政策的另一替代变量进行小波相干和相位差分析,首付比增速在 1% 水平下服从序列平稳,实证结果仍然支持前述结论。

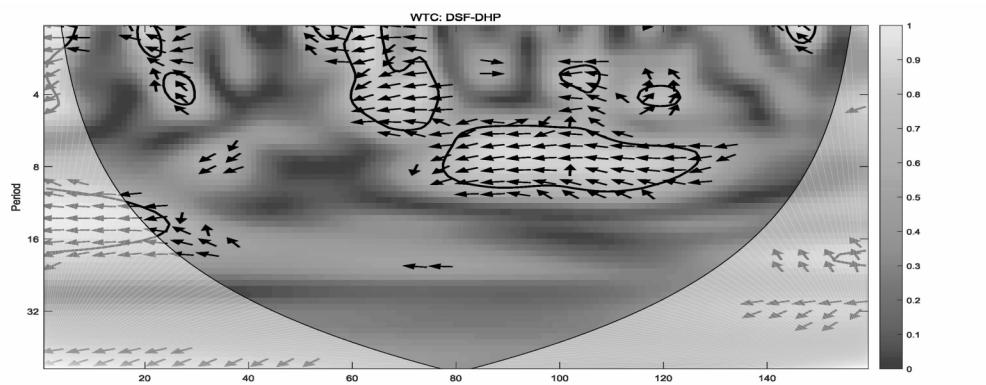


图 13 DSF-DHP 小波相干相位差图

由图 13 小波相干相位差图可以看出,显著区域内箭头的方向整体为水平向左或左上,因此购房首付比和房价之间负相关,且该关系在短期和中期较为明显。在影响周期方面,房价的波动领先于购房首付比的波动,再一次论证了结构性信贷政策偏向于“事后控制”。

## 五、结论和建议

基于时-频域动态视角,通过结合高频序列和低频数据构建连续小波、小波相干和相位差模型,本文在同一框架下同时分析了总量货币政策和结构性信贷政策对房价的不同时期调控效果和相异程度,并进一步将结构性信贷政策分解为供给端调控和需求端调控,从不同的频率维度和时间维度研究房价的决定因素。得出如下主要结论和建议:第一,在调控房价时,结构性信贷政策要优于总量货币政策。在长期和超长期,需求调控要优于供给调控;在中期,供给调控存在非对称性,亦即在宽松货币政策时期,减少供给端信贷规模利于遏制房价,在紧缩货币政策时期,增加供给端信贷规模能更好的抑制房价。在长期,我国从需求端着手实行结构性信贷政策调控房价效果会更显著,此时,需求结构性信贷政策+总量货币政策工具的调控效果优于供给结构性信贷政策+总量货币政策工具的调控效果,但是供给结构性信贷政策要注意实施时间。第二,房价对总量货币政策变化的反应是即时的,但房价与信贷在短期 1-4 个月内不相关,因此若要在短期内调控房价,可以采用总量货币政策,而在长期内,使用结构性信贷政策更为有效。第三,在不同时-频域,总量货币政策波动均领先于房价波动,两者是正相关的,但在中期和长期,信贷规模波动多滞后于房价波动且两者负相关,说明在遏制房价的过程中,总量货币政策倾向于“事前预防”,结构性信贷政策倾向于“事后控制”。但是在超长期时,结构性信贷政策的波动领先于房价波动,两者正相关,进一步说明信贷政策实施存在较长的时滞,但影响时限更长。第四,在短期和中期,总量货币政策波动领先于房地产信贷规模的波动且两者正相关,但在长期和超长期,货币政策的波动滞后于房地产信贷规模的波动且两者正相关。在短期和中期,货币供给量的增多会引起贷款的增加;在长期和超长期,房地产贷款的需求越高,货币供给量越多。

在不同的时-频域下,总量货币政策和结构性信贷政策对房价具有相异的调控效果和调控方向。因为房价的大幅上涨是导致我国系统性金融风险积累的重要原因(徐荣等,2017),所以我国在



控制房价的过程中,不仅要重视“大水漫灌”式的货币政策,也要重视“精准滴灌”式的结构性政策,在短期和长期、事前和事后上统筹安排,发挥总量政策和结构性政策的协同效应,以此防止房地产市场泡沫累积而爆发风险。

#### 参考文献

- 蔡真、汪利娜 2011,“房价与信贷关系研究——兼论当前房价调控政策的有效性”,《金融评论》,第3期,第75-93+125页。
- 丁晨、屠梅曾 2007,“论房价在货币政策传导机制中的作用——基于VECM分析”,《数量经济技术经济研究》,第11期,第106-114+132页。
- 范剑勇、莫家伟、张吉鹏 2015,“居住模式与中国城镇化——基于土地供给视角的经验研究”,《中国社会科学》,第4期,第44-63+205页。
- 韩冬梅、屠梅曾、曹坤 2007,“房地产价格泡沫与货币政策调控”,《中国软科学》,第6期,第9-16页。
- 何青、钱宗鑫、郭俊杰 2015,“房地产驱动了中国经济周期吗?”,《经济研究》,第50期,第41-53页。
- 胡育蓉、朱恩涛、龚金泉 2014,“货币政策立场如何影响企业风险承担——传导机制与实证检验”,《经济科学》,第1期,第39-55页。
- 靳明、李爱喜、赵敏 2005,“中小企业融资制度变迁与融资模式选择”,《经济动态》,第10期,第26-29页。
- 刘满芝、高晓峰、屈传智、周梅华、殷馨 2013,“中国煤炭需求波动规律研究”,《资源科学》,第35期,第681-689页。
- 刘艳丽 2011,“我国货币政策调控房价有效性研究”,《金融理论与实践》,第3期,第51-53页。
- 龙少波、陈璋、胡国良 2016,“货币政策、房价波动对居民消费影响的路径研究”,《金融研究》,第6期,第52-66页。
- 龙威、刘金全 2019,“货币政策对房地产价格影响机制的区域异质性特征检验”,《当代经济研究》,第1期,第102-112页。
- 罗晖 2006,“我国高新区增长因素的实证分析”,《科研管理》,第2期,第65-71页。
- 彭江波、孙军、唐功爽 2011,“对当前农信社差别化准备金政策的探讨——以山东省为例”,《金融研究》,第11期,第125-138页。
- 孙国峰 2017,“后危机时代的全球货币政策新框架”,《国际金融研究》,第12期,第47-52页。
- 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,第114-123页。
- 王建忠 1992,“小波理论及其在物理和工程中的应用”,《数学进展》,第3期,第289-316页。
- 魏玮 2008,“货币政策对房地产市场冲击效力的动态测度”,《当代财经》,第8期,第55-60页。
- 徐荣、郭娜、李金鑫、何龄童 2017,“我国房地产价格波动对系统性金融风险影响的动态机制研究——基于有向无环图的分析”,《南方经济》,第11期,第1-17页。
- 张春华、高铁梅、陈飞 2017,“经济时间序列频率转换方法的研究与应用”,《统计研究》,第2期,第92-100页。
- 易纲 2018,“货币政策回顾与展望”,《中国金融》,第3期,第9-11页。
- 周冰、苏治 2012,“中国的货币政策能有效调控房价吗?”,《中央财经大学学报》,第4期,第17-22页。
- 周晖、王擎 2009,“货币政策与资产价格波动:理论模型与中国的经验分析”,《经济研究》,第10期,第61-74页。
- Aguiar - Conraria, L. , N. Azevedo and M. J. Soares , 2008, “Using Wavelets to Decompose the Time - frequency Effects of Monetary Policy” , Physica A: Statistical mechanics and its Applications , 387( 12) : 2863 - 2878.
- Amador - Torres , J. S. , J. E. Gomez - Gonzalez and S. Sanin - Restrepo , 2018, “Determinants of Housing Bubbles' Duration in OECD Countries” , International Finance , 21( 2) : 140 - 157.
- Andrieu , A. M. , I. Ihnatov and A. K. Tiwari , 2014, “Analyzing Time - frequency Relationship between Interest Rate , Stock Price and Exchange Rate through Continuous Wavelet” , Economic Modelling , 41: 227 - 238.
- Bjornland , H. C. and D. H. Jacobsen , 2010, “The Role of House Prices in the Monetary policy Transmission Mechanism in Small Open Economies” , Journal of Financial Stability , ( 6) : 218 - 229.
- Grinsted A. and J. C. Moore , Jevrejeva S. , 2004, “Application of the Cross Wavelet Transform and Wavelet Coherence to Geophysical Time Series” , Nonlinear Processes in Geophysics , 11( 06) : 561 - 566.
- Luciani , M. , 2015, “Monetary Policy and the Housing Market: A Structural Factor Analysis” , Journal of Applied Econometrics , 30( 2) : 199 - 218.

- Mallat ,S. G. ,1989, “Multiresolution Approximations and Wavelet Orthonormal Bases of  $L^2(\mathbb{R})$  ” , Transactions of the American Mathematical Society ,315( 1) : 69 –87.
- Robstad ,Ø. ,2018, “House Prices , Credit and the Effect of Monetary Policy in Norway: Evidence from Structural VAR Models” , Empirical Economics ,54( 2) : 461 –483.
- Torrence ,C. and G. P. Compo ,1998, “A Practical Guide to Wavelet Analysis” , Bulletin of the American Meteorological society ,79 ( 1) : 61 –78.
- Tsai and I – Chun ,2013, “The Asymmetric Impacts of Monetary Policy on Housing Prices: A Viewpoint of Housing Price Rigidity” , Economic Modelling ,31: 405 –413.
- Wadud ,I. K. M. M. ,O. H. M. N. Bashar and H. J. A. Ahmed ,2012, “Monetary Policy and the Housing Market in Australia” , Journal of Policy Modeling ,34( 6) : 849 –863.

## “Flooding Irrigation” or “Precision Drip Irrigation”: Housing Price Regulation Mechanism Based on Time – Frequency Domain Dynamic Perspective

Zhang Ailian Pan Mengmeng

**Abstract:** In this paper , combined with high – frequency series and low – frequency data in the same framework , this paper analyzes the dynamic relationship in different periods among aggregate monetary policy , structural credit policy and housing price fluctuation based on the time – frequency dynamic perspective and the wavelet analysis model , and further distinguishes the heterogeneous impact of supply and demand regulation on house price. Empirical results show that structural credit policy is superior to aggregate monetary policy in the regulation of housing prices. The influence mechanism of structural credit policy is that there is asymmetry in supply – side regulation in the medium term , and demand regulation is superior to supply regulation in the long and ultra – long term , so the regulatory effect of demand structural credit policy + aggregate monetary policy instruments is better. Therefore , the application value in the process of curbing housing prices is that “flooding irrigation” aggregate monetary policy tends to “prevent beforehand” and “precise drip irrigation” structural credit policy tends to “control afterward”. In different time – frequency domains , the latter is supplemented by the former , which is mainly used alternately or coordinately to prevent the accumulation and outbreak risk of real estate market bubble.

**Keywords:** Aggregate Monetary Policy; Structural Credit Policy; Housing Price Fluctuation; Wavelet Analysis Model.

( 责任编辑: 柳阳)