

媒体报道、预期与房价波动

赵 伟 耿 勇 何雅静*

摘要: 本文以预期为载体将媒体报道因素引入住房市场均衡模型,并运用中国21个大中城市的数据样本,实证检验了媒体报道与房价波动的动态趋势,结果发现:媒体关注度和媒体情绪对房价波动的作用机制不同;媒体关注度对一线城市和二三线城市房价波动的影响存在明显差异,当期媒体关注度对二三线城市的影响大于一线城市;媒体情绪对房价波动的影响存在着明显的不对称,相较于悲观的媒体情绪,乐观的情绪经公众传染所形成的“螺旋”效应更大,更容易催化公众的房价上涨预期,助长房地产市场的投资热情,进而加剧房价波动。

关键词: 媒体关注;媒体情绪;预期;房价波动

一、引言

伴随着映射社会而诞生的新闻媒体,本应不偏不倚地向大众真实地传递信息。然而在信息时代,媒体的功能不断延伸,已经远远不再局限于如实的报道社会事实,而是更多的承载着对新闻事件的评论和预测功能。作为自负盈亏的利益主体,媒体公司在利润的驱使下,出于对流量、阅读量和下载量的追求,对同样的一个新闻事实不同的新闻报道可能表现出截然相反的媒体情绪。尤其是在当前网络的触角已经延伸到人们生活的各个领域的情况下,借用网络技术的大众传播活动异常活跃,几乎无人能摆脱媒体报道的影响。在这个信息不对称的世界中,处于信息弱勢的群体接触到带有感情色彩的新闻报道时,很难保证其价值判断不受影响。特别是在当前房地产的金融投资属性不断增强的背景下,在行为金融相关理论中被视为情绪投资者或噪声交易者的中小投资者,其投资行为往往依赖于对未来房价走势的预期,而媒体无疑是投资者获取信息的最便利的途径,投资者形成预期所基于的市场信息绝大部分来源于媒体(Nofsinger, 2001; Fehle and Zdorovtsov, 2003)。正如Carroll(2003)所指出的:即使人们只是偶尔的关注一下新闻报道,媒体所传达出的情绪也会对其预期产生“粘性”,从而导致重要的宏观经济后果。

基于此本文提出如下问题:关于房价的媒体报道所传达出的情绪和媒体关注度究竟怎

*赵伟,武汉大学经济与管理学院、武汉大学中国住房保障研究中心,邮政编码:430072,电子信箱:zhaowill@126.com;耿勇,武汉大学经济与管理学院、武汉大学中国住房保障研究中心,邮政编码:430072,电子信箱:gyhzsd@126.com;何雅静,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:yajing_he@whu.edu.cn。

本文感谢国家社会科学基金重大项目“供给侧结构性改革与发展新动力研究”(项目编号:16ZDA006)的资助。作者感谢匿名审稿人及编辑部的宝贵意见,当然,文责自负。

样作用于人们的预期,继而又如何影响房价波动?不同感情色彩的新闻报道对房价的影响是否有偏差?其内在传导机制如何?本文对于这些问题所做出的初步回答,有助于我们深入理解媒体在房价波动中扮演的角色,明晰目前我国房地产市场上房价波动的内在构成,探究房价波动的内在机理。

本文接下来的结构安排如下:第二部分为文献综述;第三部分借鉴预期的媒体传染模型,以预期为载体将媒体报道因素引入住房市场均衡方程,构建出媒体报道与房价变化的动态模型;第四部分基于理论模型设计了相应的实证模型,并对关键变量的来源和构建做出了解释;第五部分运用面板数据回归模型对相关问题进行经验研究;最后为全文的结论。

二、文献综述

(一)媒体与预期

现代社会中,媒体对金融市场的关注越来越广泛,并表现出多种形式,这引起了国内外学者对媒体和金融市场关系研究的强烈兴趣。早在1971年,Niederhoffer(1971)就试图通过《纽约时报》上的新闻报道,检验金融市场对新闻报道的反应。随后国外学者Merton(1987)、Klibanoff等(1998)、Fang和Peress(2009)以及国内学者张雅慧等(2011,2012)、游家兴和吴静(2012)、汪昌云等(2015),均从不同的角度切入,主要对股票市场进行实证研究,在媒体报道会对资产价格产生影响这一命题上达成共识,但在具体影响机制方面却没有串联起完整的解释链条。而事实上,媒体影响资产定价的路径并不直接,相对完整的传导机制应该是,媒体报道影响人们的预期,透过预期最终作用到资产价格之上。

钟春平和田敏(2015)指出预期的形成机制是解释经济问题的关键所在,同时也是难点所在。对于有偏性预期形成的根源,目前学者的观点主要集中在两个方向:第一种观点称为信息刚性理论,认为信息存在刚性,且信息是有成本的(获取成本与处理成本),这种属性使得决策者及时更新信息或完全掌握所有信息时会存在时滞;第二种观点则放松了理性经济人的假定,认为决策者本身就不是完全理性的,需要通过不断学习才能趋近于理性预期,这种观点称为适应性学习理论。媒体报道传播的信息偏差一方面提高了完全信息的获取成本,也给市场上的决策者带来无形的信息处理成本,从而引致有偏性预期的形成。Blinder和Krueger(2004)、Reis(2006)、Curtin(2008)通过调研数据指出:媒体信息对预期形成具有重要影响。媒体报道对预期产生影响的具体逻辑理论主要包括沉默螺旋理论(Nolle-Neumann,1974)和Carroll(2003)提出的“预期形成的传染机制”。经典的沉默螺旋理论认为:社会舆论中少数派会因受到孤立的威胁而保持沉默,多数派则愈加得势,在这样的不对称倾向中,形成螺旋过程,其中一种意见被确立为主要意见,由此形成的“意见气候”就可能改变投资者的预期。具有异曲同工之妙的是,“预期形成的传染机制”认为:媒体相关报道会在公众中形成“传染”效应,从而影响预期的形成,且这样的预期具有一定的粘性。这些理论为我们在下文中搭建的理论模型提供了良好的基础。

(二)预期与房价

关于预期与房价关系探究的国内外文献已有很多:Clatton(1996)采用温哥华1979-1991年度房价和理性预期数据进行实证检验,拒绝了理性预期决定房价的假说;Carroll(2003)、Mankiw等(2003)的实证分析表明,完全理性预期假设极其严苛,对于现实房价的解释力微乎其微,在这样的实证基础上,他们提出预期不仅应包含理性预期还应包含部分非理性预

期,也即非完全理性预期;国内学者沈悦和刘洪玉(2004)对中国14个城市1995-2002年数据的研究发现,中国住宅市场并不符合有效市场假说,住宅价格的增长已经无法很好地用经济基本面和住宅价格的历史信息来解释,适应性预期对住宅价格变动具有显著影响;同样,况伟大(2010)也得出类似的观点,即适应性预期对房价波动的解释力大于理性预期。以上国内外文献均对预期与房价的关系作出建设性的实证研究,尤其明确了单纯依靠理性预期无法很好解释房价的变动,应同时将非理性预期纳入思考范畴。适应性预期作为一种非理性预期形式,在我国住房价格波动中具有相当的解释力。然而,这些文献均没有针对预期的形成机制做出清晰的阐述,而在现实的经济环境中,厘清房价预期的形成机制,对于我们有的放矢地把控房价正常波动具有不言而喻的重要性。由此,我们将重点关注非完全理性房价预期的形成机制。

综上所述,目前针对媒体报道对资产定价的影响以及预期对房价的影响都有较丰富的文献研究,但在探究链条的纵深性和连贯性上存在局限,忽视了媒体报道影响预期,进而作用到房价的传导机制。本文创新之处在于:首先,我们关注媒体报道对房地产市场价格波动的影响,而在现有研究中,学者的关注点多为媒体报道对股票市场的影响。虽然不可否认股票市场具有更强的“情绪性”,但是近年来我国房价走势的异动现象表现突出,也同样值得我们关注。其次,我们对房价预期的形成机制进行深入的探究,这对房价预期的调控具有重要的现实意义。最后,通过把预期作为载体,我们揭示媒体报道影响房价波动的完整链条,并实证检视其效应。发现媒体报道的作用机制在城市间的明显差异,以及媒体情绪对房价影响的重要程度和特点,这对规范媒体机构行为以及实现房地产市场健康发展都有一定的启示意义。

三、理论模型

(一) 预期的媒体传染模型

我们基于Carroll(2003)以及张成思和芦哲(2016)在研究媒体报道和宏观经济预期的交互关系时所构建的“预期传染模型”来考察媒体报道与房价预期的动态关系。首先,假定市场上存在两种住房需求者:一种是完全理性的需求者(占住房市场消费者的比重为 $(1-v)$),他们可以对下一期的房价做出合理的准确预测;另一种是非完全理性的需求者,即趋势型需求者(占市场比重为 v),这部分需求者的住房需求极易受到媒体报道等外部因素的影响。考虑到趋势型需求者的非理性特征,关于房价的报道极易促成他们对未来房价走势的完整预期。令 π_{t+1} 表示 t 到 $t+1$ 期的房价变化,则:

$$\pi_{t+1} = (P_{t+1} - P_t) / P_t$$

房价预期的媒体传染机制模型可以写成:

$$E_t(\pi_{t+1}) = v_1 N_t^{tr}(\pi_{t+1}) + v_2 \{ v_1 N_{t-1}^{tr}(\pi_{t+1}) + v_2 [v_1 N_{t-2}^{tr}(\pi_{t+1}) + v_2 (v_1 N_{t-3}^{tr}(\pi_{t+1}) + \dots)] \} + (1-v) N_t^{ra}(\pi_{t+1}) \quad (1)$$

其中, $E_t(\pi_{t+1})$ 表示住房市场上所有的住房需求者在 t 期对 $t+1$ 期的房价变化做出的预期,它等于趋势型需求者和完全理性的需求者的房价变化预期加权之和。 $N_t^{tr}(\pi_{t+1})$ 为趋势型需求者基于 t 期的媒体报道形成的对 $t+1$ 期的房价预期, $N_t^{ra}(\pi_{t+1})$ 为完全理性的住房需求者在 t 期形成的对 $t+1$ 期房价的理性预期。其中,趋势型需求者又可具体细分为两种行为群体, v_1 为趋势型需求者中在 t 时期吸收当前媒体报道所形成房价预期的人口比例, v_2 为在 t 时期没有受媒体报道的影响,其预期仍和此前基于媒体报道所形成的预期保持一致的人口

比例($v=v_1+v_2$),而此前的预期的形成又继续重复这两种形成机制。

虽然上述模型给出了媒体情绪与房价预期的流行病学传导机制,但是同时也可以看到上述模型无法直接用于实际分析,因此接下来我们将对模型加以变换。假设在住房市场中存在一个基础房价 π_t^f ,实际房价 π_t 围绕着基础房价上下波动,因此可得:

$$\pi_t = \pi_t^f + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\pi_{t+1}^f = \pi_t^f + \eta_t \quad (3)$$

式(2)和式(3)中: ε_t 表示在 t 期对房价的短暂冲击, η_t 是对 t 期基础房价的永久冲击,且都是不可预测的白噪声变量,因此可以看到基础房价是难以观测的。此外,根据定义 $N_t^a(\pi_{t+1})$ 为完全理性的住房消费者形成的对 $t+1$ 期房价的理性预期,不难发现 $N_t^a(\pi_{t+1}) = E_t(\pi_{t+1}^f)$ 。

下面,我们利用式(2)和式(3)做进一步推导,得到式(4)如下:

$$\pi_{t+1} = \pi_{t+1}^f + \varepsilon_{t+1} = \pi_t^f + \eta_t + \varepsilon_{t+1} \quad (4)$$

因为 ε_t 和 η_t 都是白噪声变量,所以期望值 $E(\eta_t) = E(\varepsilon_{t+1}) = 0$,对式(2)和(4)两边同时取期望,并整理得到:

$$E_t(\pi_{t+1}) = E_t(\pi_t^f) = E_t(\pi_t) \quad (5)$$

假设人们从新闻上得到的关于房价的信息作用于其预期的过程与公式(2)-(5)类似,则可以得出定义“媒体报道期望”的运算符“ N^r ”类似于住房消费者期望运算符“ E ”,所以:

$$N_t^r(\pi_{t+1}) = N_t^r(\pi_t) = N_t^r(\pi_t^f) \quad (6)$$

把式(5)和式(6)加以整理可得:

$$E_t(\pi_{t+1}) = E_t(\pi_t) = E_t(\pi_t^f) = N_t^r(\pi_t^f) = N_t^r(\pi_{t+1}) \quad (7)$$

我们将式(7)代入式(1)进行不断迭代,可将式(1)化简为:

$$E_t(\pi_{t+1}) = v_1 N_t^r(\pi_{t+1}) + v_2 E_{t-1}(\pi_t) + (1-v) E_t(\pi_{t+1}) \quad (8)$$

将式(8)进一步化简得到:

$$E_t(\pi_{t+1}) = \frac{v_1}{v} N_t^r(\pi_{t+1}) + \frac{v_2}{v} N_{t-1}^r(\pi_t) \quad (9)$$

根据 $N_t^r(\pi_{t+1})$ 的定义,我们引入媒体报道 Q (包括媒体关注度 att 与媒体情绪 $mood$) 来对其进行刻画。则有 $N_t^r(\pi_{t+1}) = \xi Q_t + \bar{\omega}_t$, 因此,房价预期的表达式可转换为:

$$E_t(\pi_{t+1}) = \xi_1 Q_t + \xi_2 Q_{t-1} + \mu_t \quad (10)$$

由此,我们得出房价预期与媒体报道的动态模型。根据式(10),可以看到居民在 t 期对 $t+1$ 期的房价变化做出的预期主要受到当期媒体报道和上一期媒体报道的影响。

(二) 住房市场均衡模型

本文基于 Soo(2015)的研究成果,以房价预期为桥梁,引入媒体报道,建立了考虑媒体因素的住房市场均衡模型。为了便于分析,我们假定住房市场的两类需求者具有相同的相对风险规避系数(r),因此消费者在进行财富分配时对风险资产和无风险资产的投资不受财富积累的影响。另外,在这里我们不考虑其他消费和劳动力供给,住房需求者在进行财富分配时的影响因素完全外生。在上述假定下,我们可建立如下效用函数:

$U = -e^{-2rW_{t+1}}$, 并且:

$$W_{t+1} = W_t(1+r_f(1-\tau)) + X_t[P_{t+1} + T_{t+1} - P_t(\delta_t + m_t + (1-\tau)(1+r_f))] \quad (11)$$

(11)式中: r_f 为无风险收益率, τ 为个人收益的边际所得税, X_t 为住房需求者在 t 期所拥有的住房, P_t 为 t 期的住房价格, T 为物业费, δ_t 为 t 期的房屋折旧率, m 为维修房屋所发生的费

用。 W_{t+1} 为 $t+1$ 期的财富,它等于 t 期财富 W_t 在 $t+1$ 期所获得的收益和 t 期的房产 X_t 在 $t+1$ 期的价值。另外,我们令 $C=\delta_t+m_t+(1-\tau)(1+r_f)$ 表示住房成本。

在使效用 U 最大化并满足相关约束的条件下,可求得完全理性消费者的住房需求量 X_t^{ra} 为:

$$X_t^{ra} = \frac{P_{t+1} + T_{t+1} - P_t C}{2r\delta_{P_{t+1}}} \quad (12)$$

令 $\alpha_t = \frac{P_{t+1} + T_{t+1}}{2r\delta_{P_{t+1}}}$, $\beta_t = \frac{C}{2r\delta_{P_{t+1}}}$, 将其代入式(12), 则完全理性消费者的住房需求量 X_t^{ra} 可简化表示为: $X_t^{ra} = \alpha_t - \beta_t P_t$ 。

根据前文关于趋势型住房需求者的假设, 相对于能够对未来房价做出准确预期的完全理性的需求者而言, 其房价预期更易受到媒体情绪等市场外部因素的影响, 因此其住房需求函数为理性消费者的住房需求加上一个由媒体报道引导而产生的预期效应 $E_t(\pi_{t+1})$, 所以:

$$X_t^{ra} = \alpha_t - \beta_t P_t + E_t(\pi_{t+1}) \quad (13)$$

因此, 整个市场上的住房需求 $D_t = v(\alpha_t - \beta_t P_t + E_t(\pi_{t+1})) + (1-v)(\alpha_t - \beta_t P_t)$, 令 S_t 表示市场上的住房供给, 则当供求达到平衡时, 可求得均衡价格:

$$P_t^* = \frac{\alpha_t + vE_t(\pi_{t+1}) - S_t}{\beta_t} \quad (14)$$

将式(10)代入上式(14), 可得:

$$P_t^* = \frac{1}{\beta_t} [\alpha_t + v(\xi_1 Q_t + \xi_2 Q_{t-1}) - S_t] + \frac{v}{\beta_t} \mu_t \quad (15)$$

在式(15)两边同时取差分, 得到 t 到 $t+1$ 期的房价变化:

$$\begin{aligned} \Delta P_{t+1} &= \frac{1}{\beta_t} [\Delta \alpha_{t+1} + v \Delta E_{t+1}(\pi_{t+2}) - \Delta S_{t+1}] + \frac{v}{\beta_t} \Delta \mu_{t+1} \\ &= \frac{1}{\beta_t} [\Delta \alpha_{t+1} + v(\xi_1 Q_t + \xi_2 Q_{t-1} - \xi_3 Q_{t-1} - \xi_4 Q_{t-2}) - \Delta S_{t+1}] + \frac{v}{\beta_t} \Delta \mu_{t+1} \\ &= \frac{v\xi_1}{\beta_t} Q_t + \frac{v}{\beta_t} (\xi_2 - \xi_3) Q_{t-1} + \left(-\frac{\xi_4}{\beta_t}\right) Q_{t-2} + \frac{1}{\beta_t} (\Delta \alpha_{t+1} - \Delta S_{t+1} + v \Delta \mu_{t+1}) \end{aligned} \quad (16)$$

由此, 我们推导出房价与媒体报道的函数关系。(16)式是一个简单且内含丰富的动态模型。其捕捉到了当期以及滞后一期和滞后两期媒体报道对房价的影响, 反映出媒体报道从长期到短期对房价波动的不同作用机制。

四、实证研究设计

(一) 计量模型

基于上述理论模型和数据的可得性, 本文暂不考虑住房成本^①和住房供给^②对房价的影响, 根据式(16)分别构建如下基本计量模型:

①事实上况伟大(2010)的研究已经发现城市房价波动也并非由成本推动。

②由于缺乏相应的住房供给季度数据(一个可能的比较好的代理变量是住房竣工面积, 但是部分城市统计断档或者缺失值较多), 所以这里我们不予考虑。

$$|\Delta P_{it}| = \phi_0 + \phi_1 Q_{it}^{att} + \phi_2 Q_{it-1}^{att} + \phi_3 Q_{it-2}^{att} + \phi_4 \Delta X_{it} + \mu_{it} \quad (17)$$

$$\Delta P_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 Q_{it}^{mood} + \varphi_2 Q_{it-1}^{mood} + \varphi_3 Q_{it-2}^{mood} + \varphi_4 \Delta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

式(17)和式(18)中: Q_{it}^{att} 和 Q_{it}^{mood} 分别表示*i*城市*t*期的媒体关注度和媒体情绪, ΔP_{it} 表示*i*城市*t*期房价与*t*-1期房价的差分,由于式(17)主要考察媒体关注度对房价波动大小的影响,因此我们在这里对 ΔP_{it} 取绝对值,数值越大表明房价波动越大;与式(17)不同,式(18)主要关注不同的媒体情绪(乐观的和悲观的)对房价波动的影响方向和影响程度,因此这里我们对 ΔP_{it} 不再取绝对值。 X_{it} 表示经济基本面变量,包括名义抵押贷款利率(r_{it})、国内生产总值(gdp_{it})和人均可支配收入(inc_{it}),其中名义抵押贷款利率来自中国人民银行网站(<http://www.pbc.gov.cn/>),因各城市名义抵押贷款利率相同,无法考察利率变动与房价的关系,因此我们将名义抵押贷款利率经各城市CPI平减得到各市的实际抵押贷款利率。此外,为了消除通货膨胀的影响,我们将房价(P_{it})、国内生产总值(gdp_{it})和人均可支配收入(inc_{it})经CPI平减转化为实际变量。

(二)数据来源与说明

1.样本选择

由于各种投机行为和炒房现象使得我国的住房市场波动较大,经常在一年中出现房价相对大幅变化的现象,因此如果以年为周期来考察房价波动,则极易抹杀房价变化的真实特性。此外,考虑到新闻媒体的传染性与时效性,市场个体在接触媒体报道后会在短期内迅速做出响应,快速形成关于未来的房价预期从而直接作用于自己的购买行为,使得新闻报道对住房市场的影响会在短期内集中地呈现出来,很难想象年初的一篇新闻报道会对消费者年末的房价预期和住房市场产生怎样的影响(游家兴、吴静,2012)。Huberman 和 Regev (2001)的研究也同样表明,即使是一篇轰动全国的新闻报道,其对市场的冲击也往往是短期的。因此,过长的考察周期不利于探究媒体报道与房价波动的内在逻辑。基于上述考虑,我们选择季度为研究周期。基于数据可得性,我们最终选取2009年1月-2016年9月31个季度21个大中城市^①作为研究样本。除特别说明外,本文的房价数据和经济基本面数据主要来自Wind资讯金融数据终端数据库,部分缺失数据来源于各城市统计局网站。

2.媒体报道的刻画与衡量

随着被称为“第四媒体”的网络媒体的快速发展,其对传统纸质媒体产生了强有力的冲击。网络媒体凭借其传播速度快、范围广、成本低等优势直接改变了人们的生活,已经成为人们获取信息的主要渠道。在涉及媒体报道的相关文献中(游家兴、吴静,2012;张成思、芦哲,2014;汪昌云、田敏,2015),媒体报道指标的刻画大都来源于若干种纸质媒体,而忽略了范围更广、影响程度更深的网络媒体。此外,更考虑到报纸的阅读群体相对固定,可能无法全面反映媒体报道对公众预期的影响,从而导致后文的估计结果有偏,为了能够更加全面地

^①21个大中城市分别为北京、天津、上海、南京、杭州、合肥、福州、厦门、济南、郑州、武汉、长沙、广州、深圳、海口、成都、贵阳、昆明、重庆、西安、兰州。本文没有以35个大中城市为研究样本的主要原因是,除北京、天津等21个大中城市之外的其他14个城市相关数据缺失严重或者新闻报道量不足。新闻报道量不足的城市主要是指,在2009年1月至2016年9月有累计长达24个月以上缺少有效新闻报道,在统计上表现为这些月份新闻报道量为0,例如乌鲁木齐、西宁、银川等城市新闻报道量大于0的月份少于30。为了保证数据的一致性、城市之间的可比性和回归结果的无偏性,我们剔除了这些城市。

反映媒体报道对房价影响的全貌,本文使用的媒体报道数据主要来自于百度新闻(<http://news.baidu.com/>)对新闻报道的搜索统计。我们根据浏览量、影响力和覆盖面选取了国内最具代表性的三大新闻门户网站作为新闻源,分别是网易、搜狐和新浪。

根据本文研究目的,我们通过百度新闻搜索引擎对有关房价的新闻报道进行具体检索,检索时间限定为2009年1月-2016年9月。本文将包含房价、房地产价格、住房价格、楼市、房地产投资等关键词的新闻全部纳入检索范围,考虑到如果对全文进行检索,会搜索出大量的无关报道,因此本文限定为只对新闻标题进行检索,只要新闻标题中含有上述一个或多个关键词均被选中并记录。虽然仅对新闻标题进行检索已经大大提高了检索精度,但是仍会出现一些与研究主题无关的报道,为此,我们对检索结果进行人工复审,剔除无关的新闻报道和重复的检索条目,得到80805条相关新闻。此外,我们还剔除新闻标题中没有限定城市的样本和新闻报道量不足的城市,最终得到21个大中城市24196条样本新闻,具体的新闻报道量分布见图1和图2,可以看到报道量最多的为北京、上海、广州、深圳四个城市。

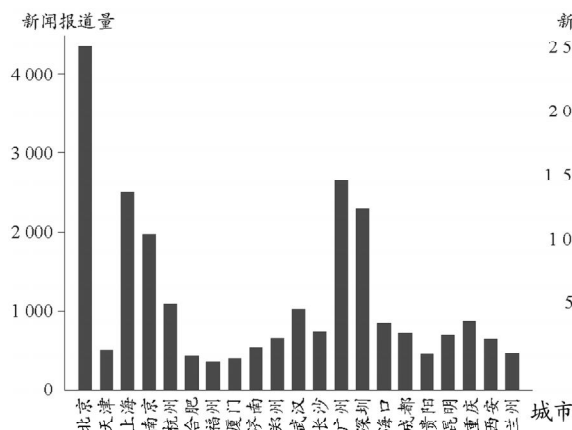


图1 各城市新闻报道量分布

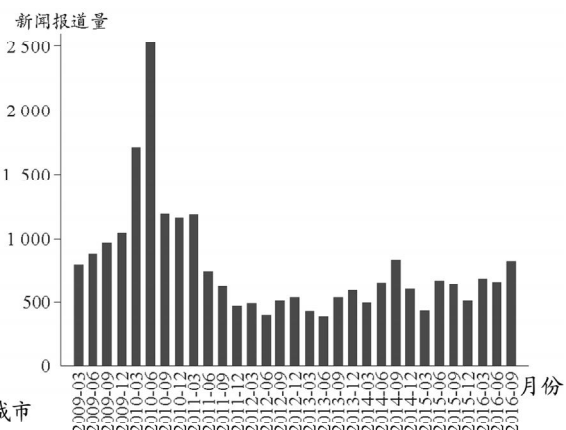
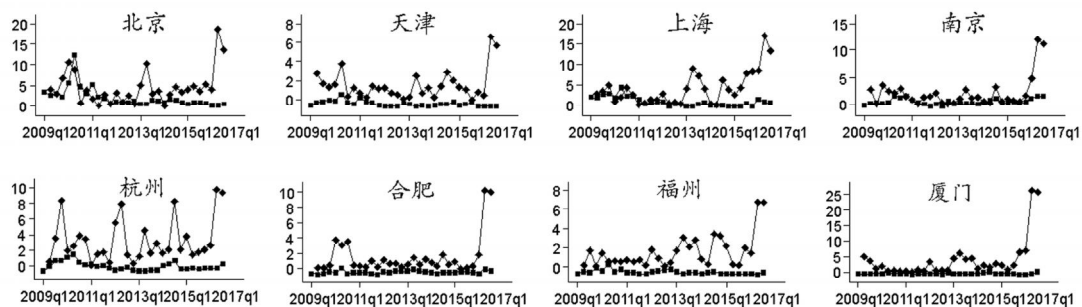


图2 各月份新闻报道量分布

在确定样本数据后,我们对检索出的新闻报道进行关注度(Q_u^a)统计和情绪(Q_u^{mood})识别。关注度(Q_u^a)主要反映媒体对房价的报道是否密集和连续,采用每个城市各个时期的新闻报道数量(Num_u)来衡量。其中, Q_u^a 越大表明该时期媒体对该城市的房价越关注。图3给出了各城市媒体关注度与房价波动趋势图,可以看到房价波动与媒体关注度的走势有着很大的相关性,当房价波动较大时,媒体关注度也相应较高。这一现象不难理解,考虑到媒体关注的前瞻性与预后性,相对于房价平稳运行,房价的暴涨暴跌更容易引起人们关注,从而媒体报道数量也大幅增加。



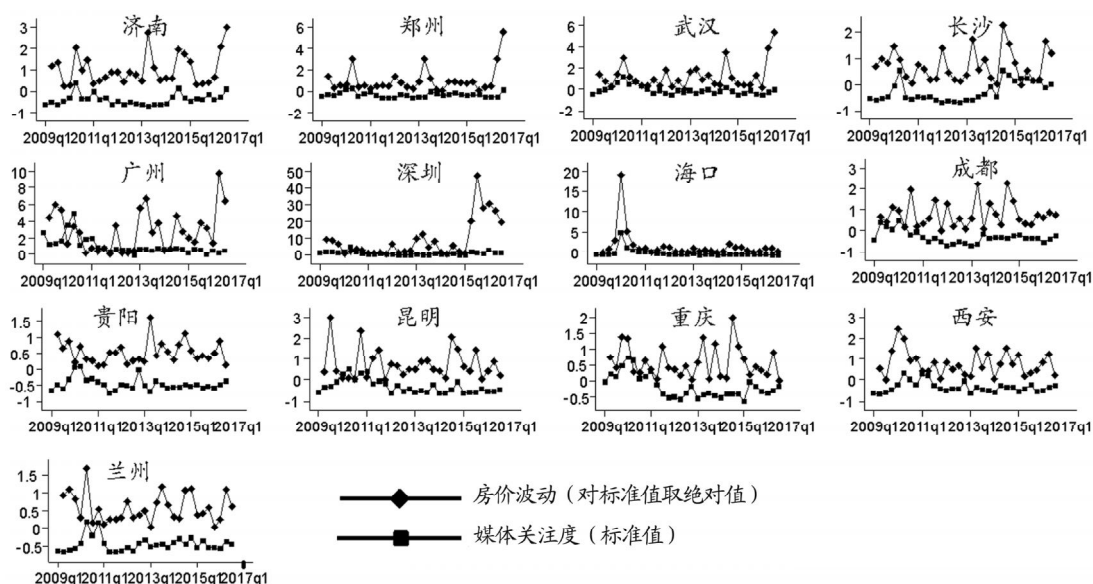
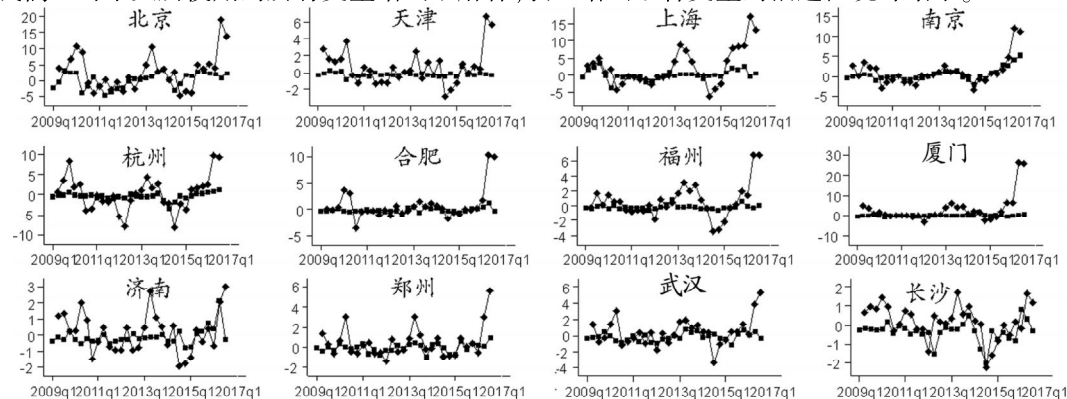


图3 各城市媒体关注度与房价波动趋势图

媒体情绪 (Q_{it}^{mood}) 主要关注媒体对当前房价和未来房价走势所持有的态度倾向 (分为乐观、中性和悲观三类), 具体而言: 只要新闻标题中出现会对公众房价预期产生正向影响的词汇, 我们赋值为 1, 通常而言这类新闻标题中往往会包含涨、上升、只涨不跌、高、量价齐升、热等关键词汇; 对公众房价预期产生负向影响的词汇我们赋值为 -1, 这类新闻标题中往往会会出现降、跌、低、量价齐跌、冷、降温等词汇; 对不含上述关键词的新闻, 我们赋值为 0。媒体情绪的计算公式为:

$$Q_{it}^{mood} = score_{it} \times (Num_{it} / Num_i) \quad (19)$$

我们把不同情绪的新闻报道按城市分时期进行分类汇总, 得到该城市该时期的媒体报道基调 ($score_{it}$)。最后, 我们把媒体报道基调 ($score_{it}$) 乘以该城市该时期的新闻报道数量 (Num_{it}) 占该城市新闻总报道量 (Num_i) 的比重进而得到媒体情绪 (Q_{it}^{mood})。其中, Q_{it}^{mood} 越大表明该时期媒体对该城市的房价越乐观, 公众对房价的看涨预期越强烈。图 4 给出了媒体情绪与房价波动的走势图, 可以看到当媒体情绪为正时, 房价处于上涨状态, 当媒体情绪为负时, 房价下行。此外, 我们还发现上一期的媒体情绪峰值基本对应于当期的房价波动峰值。至此, 我们已对本文所使用的所有变量给出了解释, 表 1 给出了各变量的描述性统计结果。



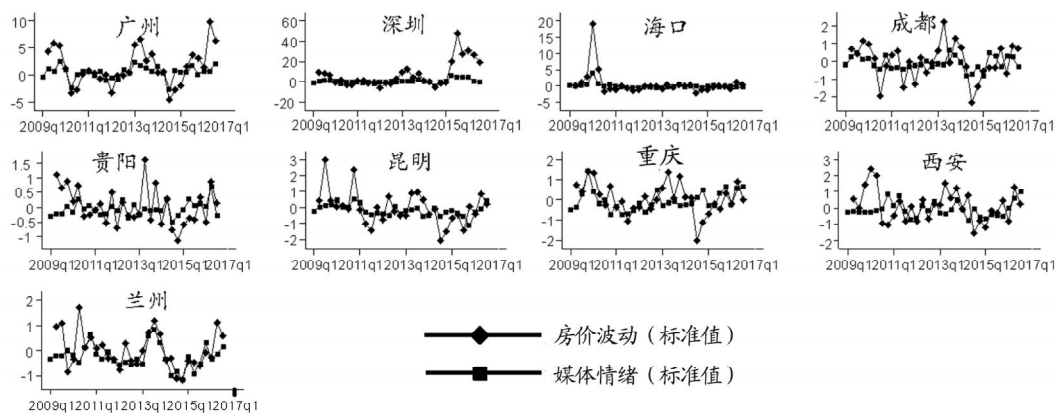


图4 各城市媒体情绪与房价波动趋势图

表1 变量描述性统计

变量	变量含义	样本量	平均值	标准误	最小值	最大值
P	房价(元)	651	9 337.91	5 516.98	4 070.38	40 683.86
Q^{att}	媒体关注度	651	37.17	48.95	1.00	648.00
Q^{mood}	媒体情绪	651	0.13	0.47	-2.09	3.27
gdp	国内生产总值(亿元)	651	1 636.34	1 268.89	103.24	5 879.77
r	抵押贷款利率(%)	651	5.53	0.69	3.88	6.55
inc	人均可支配收入(元)	651	6 767.57	1 980.74	1 651.12	12 597.98

五、实证结果与分析

(一) 媒体关注度与房价波动

为了更加清晰的比较媒体情绪和经济基本面因素对房价波动的影响程度,我们借鉴游家兴和吴静(2012)以及 Tetlock(2007)的做法,在回归分析时把各变量转化为均值为0、标准差为1的标准化变量,经过标准化处理后的各变量的回归系数摆脱了量纲的影响,反映了解释变量变动一个标准差引起被解释变量的变化程度(采用百分比的形式表示),从而可以直接比较不同变量的影响程度。另外,考虑到本文使用的是面板数据,各城市之间的异质性显著,因此相较于随机效应模型,固定效应模型能更好的控制因个体特征差异带来的变量偏差,因此本文选用固定效应模型进行回归分析。此外,为了避免可能存在的遗漏变量影响,本文进一步控制了每个城市各自的时间趋势,同时为了消除自相关,本文按照城市进行标准误聚类。

表2给出了媒体关注度对房价波动影响的固定效应模型回归结果。

表2中模型(1)显示,在不考虑经济基本面的影响下,当期媒体关注度对房价波动的影响在5%的显著性水平上显著为正,且媒体关注度的标准差每变化1个单位将引起房价波动0.0239个百分点;滞后一期和滞后两期媒体关注度对当期房价波动的影响均为负,但在统计上不显著。对这一回归结果我们可以从两个角度进行解释:一是从政府角度来看^①,当政府在 $t-2$ 期面临一个较大的房价波动时(在媒体上表现为有一个较高关注度),为平稳房价政

^①事实上, $t-2$ 期的媒体关注度在一定程度上反映了政府房价调控政策的效果, $t-1$ 期的媒体关注度同时包含了政府政策的房价平稳效应和投资者的调控经验学习效应, t 期的媒体关注度实际上是对房价波动的反映。

府可能会采取相应的调控措施,此时的媒体关注度对当期房价波动的影响表现为负;随后在 $t-1$ 期房价会慢慢稳定下来,在媒体报道上表现为关注度降低,在房价调控政策上表现为效果减弱,但是需要注意的是,在 $t-1$ 期住房市场上同时存在着调控政策的房价平稳效应和投资者的调控经验学习效应,使得这一期的媒体关注度对房价波动的影响存在着不确定性;而与 $t-2$ 期和 $t-1$ 期不同,在 t 期较大的房价波动直接反映在媒体报道上有一个较大的媒体关注度。二是从投资者角度来看,当投资者在 $t-2$ 期面临一个较高的媒体关注度时(在房价上表现为房价波动较大),他预期政府会出台相应的调控政策使得 t 期的房价趋于平稳,从而在回归系数上表现为 $t-2$ 期的媒体关注度对 t 期房价波动的影响为负;然而在 $t-1$ 期由于投资者对调控政策的经验学习效应和政府调控政策的房价平稳效应,使得这一期的媒体关注度对房价波动的影响在方向上存在不确定性,但是考虑到在 $t-2$ 期房价调控政策的作用下房价已经开始趋于平稳,因而 $t-1$ 的媒体关注度对投资者的预期影响较弱;与 $t-2$ 期和 $t-1$ 期的情况不同, t 期的媒体关注度会直接影响投资者对房价波动的判断,当媒体关注度较高时,投资者会预期房价波动较大。

模型(2)进一步考察了在控制经济基本面因素后媒体关注度对房价波动的影响。回归结果显示,在考虑经济基本面因素的影响下,媒体关注度对房价波动的影响基本不变,当期媒体关注度仍在 5% 的水平上对房价波动有显著影响。

表 2 媒体关注度对房价波动的影响

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
	全样本	全样本	一线城市	二三线城市
Q^{att}	0.0239 ** (2.24)	0.0243 ** (2.31)	0.0409 * (2.50)	0.0447 *** (3.91)
$L.Q^{att}$	-0.00174 (-0.21)	-0.00240 (-0.30)	-0.000832 (-0.05)	-0.00397 (-1.14)
$L2.Q^{att}$	-0.0107 (-1.58)	-0.0105 (-1.66)	0.0135 * (2.65)	-0.00870 ** (-2.57)
$d.gdp$		0.0205 ** (2.78)	0.0390 (1.56)	0.00341 (0.55)
$d.r$		0.00861 (0.26)	0.186 (0.70)	-0.0217 (-1.19)
$d.inc$		-0.00288 (-1.63)	-0.0110 (-0.60)	-0.00185 (-0.97)
$_cons$	0.118 *** (5.21)	0.119 *** (5.05)	0.207 ** (3.30)	0.0921 *** (3.75)
Time	Yes	Yes	Yes	Yes
Fixed_Effect	Yes	Yes	Yes	Yes
N	609	609	116	493
R^2	0.278	0.283	0.625	0.393

注:括号内为 t 统计量, * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

为了进一步检验媒体关注度对房价波动的影响在城市群之间是否具有异质性,我们按照城市级别将样本划分为一线城市和二三线城市^①两组,模型(3)和模型(4)给出了相应的回归结果。可以看到当期媒体关注度对房价波动的影响二三线城市明显大于一线城市,可能的原因是:首先,相较于一线城市,二三线城市媒体关注度相对较低且房价也较为平稳,因

①二三线城市为除北京、上海、广州、深圳(一线城市)之外的其他城市。

而当二三线城市的媒体关注度有一个较大的变化时,其对投资者的预期影响更为显著,从而对房价的波动影响更为显著。其次,基于城市之间的异质性,由于一线城市的房价波动和政府调控相对较为频繁(表现为媒体关注度较高),因此当房价波动时,由于投资者调控经验学习效应的存在,使得其对政府的政策行为可能会形成事前预期,从而使得其投资行为表现得更加理性,相应的,在回归系数上表现为影响程度和显著性较低;同样基于城市的异质性,一线城市投资者对于房价波动的心理承受能力可能更大,因而具体表现为投资者过度反应的程度较小。

(二) 媒体情绪与房价波动

表 3 给出了媒体情绪对房价波动影响的固定效应模型回归结果。模型(5)显示,在不考虑经济基本面因素的影响下,当期媒体情绪、滞后一期媒体情绪、滞后两期媒体情绪对房价波动的影响均至少在 10% 的显著水平上显著为正,当期媒体情绪、滞后一期媒体情绪、滞后两期媒体情绪的标准差每变化 1 个单位将分别导致房价向上波动 0.0210、0.0186、0.0132 个百分点。不难发现随着考察周期的延长,媒体情绪对房价波动的影响将逐渐减弱,这一结论验证了 Huberman 和 Regev(2001)的观点。模型(6)给出了同时考虑媒体情绪和经济基本面的回归结果,媒体情绪对房价波动的影响仍至少在 10% 的显著性水平上显著为正,且随着时间的增加媒体情绪的作用逐步减弱。为了进一步考察媒体情绪对房价的影响是否存在不对称,我们把媒体情绪按正负符号划分为两组。模型(7)和模型(8)分别给出了相应的回归结果。

在媒体情绪为负的样本中,当期媒体情绪、滞后一期媒体情绪、滞后两期媒体情绪对房价的影响均至少在 10% 的显著水平上显著为正,且系数分别为 0.0106、0.0117、0.00952;在媒体情绪为正的样本中,当期媒体情绪、滞后一期媒体情绪、滞后两期媒体情绪对房价波动的影响同样为正,且系数分别为 0.0312、0.0217、0.0124,均大于媒体情绪为负的回归系数。上述结果表明,媒体情绪对房价的影响存在着明显的不对称,相较于悲观的媒体情绪,乐观的情绪经公众传染所形成的“螺旋”效应更大,更容易催化公众对未来的房价上涨预期,刺激其对房地产市场的投资热情,从而加剧房价波动。

表 3 媒体情绪对房价波动的影响

变量	模型(5)	模型(6)	模型(7)	模型(8)
	全样本	全样本	负向媒体情绪	正向媒体情绪
Q^{mood}	0.0210 ** (2.30)	0.0208 ** (2.23)	0.0106 * (1.96)	0.0312 ** (2.18)
L. Q^{mood}	0.0186 * (1.88)	0.0187 * (1.93)	0.0117 *** (5.48)	0.0217 (1.35)
L2. Q^{mood}	0.0132 *** (3.63)	0.0135 *** (3.71)	0.00952 * (1.87)	0.0124 ** (2.29)
$d.gdp$		0.0170 ** (2.31)	0.00725 (0.66)	0.0161 (1.09)
$d.r$		0.137 *** (3.96)	0.127 *** (4.97)	0.155 (1.72)
$d.inc$		-0.000586 (-0.38)	0.000426 (0.26)	0.00657 (1.39)
_cons	0.0867 *** (3.44)	0.0949 *** (3.69)	0.0914 ** (2.81)	0.0915 * (1.99)
Time	Yes	Yes	Yes	Yes
Fixed_Effect	Yes	Yes	Yes	Yes
N	609	609	373	236
R^2	0.547	0.558	0.593	0.564

注:括号内为 t 统计量, * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

(三) 稳健性检验

为了检验回归结果的稳健性,本文借鉴游家兴和吴静(2012)以及张琦等(2016)的做法,改变媒体情绪的衡量方法,采用不同的回归模型重新考察媒体情绪对房价波动的影响(见表4)。表4给出的回归结果与上文基本一致,这表明本文所做的各种敏感性分析,并不会改变文章的基本结论,上文的回归结果具有稳健性。

1. 媒体报道“净”情绪

考虑到在同一时期,媒体对房价的报道表现出不同的情绪,公众会同时接触到对房价的正面报道和负面报道,为了考察媒体报道“净”情绪对房价波动的影响,我们计算了由不同媒体报道情绪所形成的媒体“净”情绪,来对上述回归结果进行稳健性检验。首先,我们把同一时期的媒体基调加总,然后用媒体基调乘以该时期媒体报道数量,从而得到媒体报道“净”情绪。模型(9)和模型(10)给出了运用两步系统 GMM 估计法得到的相应的回归结果。可以看到媒体报道“净”情绪对房价波动的影响在 1% 的显著性水平上显著,且随着考察周期的延长,影响逐步减弱。

2. 剔除分布偏差的媒体情绪

考虑到媒体情绪在不同时期差异较大,为了消除媒体情绪分布数值偏差对回归结果造成的可能偏误,我们参考游家兴和吴静(2012)的做法采用百分位赋值方法重新考察媒体情绪对房价波动的影响,具体而言就是将媒体情绪指标分地区、分季度按其大小所在位次的百分位进行重新赋值。模型(11)和模型(12)给出的随机效应模型回归结果表明,剔除数值分布偏差后,回归结果依然稳健。

表 4 稳健性检验结果

变量	模型(9)	模型(10)	模型(11)	模型(12)
	全样本	全样本	全样本	全样本
<i>L.d.price</i>	0.741 *** (17.22)	0.629 *** (15.43)		
<i>Q^{mood}</i>	0.0173 *** (25.33)	0.0155 *** (17.48)	0.0213 *** (7.69)	0.0199 *** (7.26)
<i>L.Q^{mood}</i>	0.0105 *** (105.09)	0.0112 *** (13.69)	0.0181 *** (6.09)	0.0181 *** (6.19)
<i>L2.Q^{mood}</i>	0.000599 (1.64)	0.00212 *** (5.21)	0.0124 *** (4.12)	0.0114 *** (3.84)
<i>d.gdp</i>		0.0308 *** (19.40)		0.0212 ** (2.18)
<i>d.r</i>		0.0364 *** (10.14)		0.0221 * (1.79)
<i>d.inc</i>		-0.00253 *** (-3.21)		-0.00546 (-1.22)
<i>_cons</i>	0.00545 *** (4.86)	-0.367 *** (-5.55)	0.0194 *** (2.84)	-0.314 *** (-4.27)
Time	Yes	Yes	Yes	Yes
Random_Effect	-	-	Yes	Yes
N	609	609	609	609

注:括号内为 *t* 统计量,* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

六、结论与政策建议

为探究媒体报道与房价波动的内在机理,本文运用中国21个大中城市的季度数据为研究样本,以预期为桥梁将媒体报道引入住房市场均衡模型,构建出媒体报道与房价变化的动态模型进行实证检验,结果发现:(1)媒体关注度和媒体情绪对房价波动的作用机制不同:当期媒体关注度会加剧房价波动、滞后一期和滞后两期媒体关注度会平抑房价波动;媒体情绪会加剧房价波动,但这种影响随着时间增加而逐渐减弱。(2)媒体关注度对一线城市和二线城市房价波动的影响存在明显差异,当期媒体关注度对二三线城市的影响大于一线城市,这可能是因为相较于一线城市,二三线城市媒体关注度相对较低且房价也较为平稳,因而当二三线城市的媒体关注度和房价波动有一个较大的变化时,其对投资者的预期影响更为显著。此外,也有可能是城市之间的异质性所引起。(3)媒体情绪对房价波动的影响存在着明显的不对称,相较于悲观的媒体情绪,乐观的情绪经公众传染所形成的“螺旋”效应更大,更容易催涨公众对未来的房价预期,刺激其对房地产市场的投资热情,进而加剧房价波动。

根据以上结论,我们提出如下政策建议:(1)对媒体在房地产市场方面的报道,应该予以一定的管理和控制。以避免过多的媒体关注触发投资者的过度反应,以及避免不实报道的媒体情绪导致公众对房价走势的错误判断。(2)相比一线城市,二三线城市的房价媒体报道更应引起有关部门的重视和监管。(3)在具体的报道监管和舆论引导中,应该尤为重视过分乐观的媒体报道,避免媒体过度的宣传和渲染,以防“螺旋”效应带来的极度放大效果。

参考文献:

- 1.胡昌生、王峰,2008:《投资者情绪与股票价格的过度波动性》,《珞珈管理评论》第1期。
- 2.况伟大,2010:《预期、投机与中国城市房价波动》,《经济研究》第9期。
- 3.沈悦、刘洪玉,2004:《住宅价格与经济基本面:1995-2002年中国14城市的实证研究》,《经济研究》第6期。
- 4.汪昌云、武佳薇、孙艳梅、甘顺利,2015:《公司的媒体信息管理行为与IPO定价效率》,《管理世界》第1期。
- 5.游家兴、吴静,2012:《沉默的螺旋:媒体情绪与资产误定》,《经济研究》第7期。
- 6.钟春平、田敏,2015:《预期、有偏性预期及其形成机制:宏观经济学的进展与争议》,《经济研究》第5期。
- 7.张成思、芦哲,2014:《媒体舆论、公众预期与通货膨胀》,《金融研究》第1期。
- 8.张成思、芦哲,2016:《不对称的螺旋:媒体情绪与通胀预期传染》,《财贸经济》第6期。
- 9.张琦、步丹璐、郁智,2016:《媒体关注、报道情绪与政府“三公”预算抑制》,《经济研究》第5期。
- 10.张雅慧、万迪防、付雷鸣,2011:《股票收益的媒体效应:风险补偿还是过度关注弱势》,《金融研究》第8期。
- 11.张雅慧、万迪防、付雷鸣,2012:《媒体报道与IPO绩效:信息不对称还是投资者情绪?》,《证券市场导报》第1期。
- 12.Blinder, A.S., and A.B.Krueger.2004.“What Does the Public Know about Economic Policy, and How Does It Know It?” NBER Working Paper 10787.
- 13.Carroll, C. D. 2003. “Macroeconomic Expectations of Households and Professional Forecasters.” *Quarterly Journal of Economics* 118(1):269-298.
- 14.Clayton, Jim.1996.“Rational Expectations, Market Fundamentals and Housing Price Volatility.” *Journal of Real Estate Economics* 24(4):441-470.
- 15.Curtin, R. 2007. “What U. S. Consumers Know about Economic Conditions.” <http://www.oecd.org/site/worldforum06/38758180.pdf>.

16. Fang, L., and J. Peress. 2009. "Media Coverage and the Cross-section of Stock Returns." *The Journal of Finance* 64(5):2023-2052.
17. Fehle, F., and V.M. Zdorovtsov. 2003. "Large Price Declines, News, Liquidity, and Trading Strategies: An Intraday Analysis." University of South Carolina Working Paper. <https://ssrn.com/abstract=298092>.
18. Huberman, G., and T. Regev. 2001. "Contagious Speculation and a Cure for Cancer: A Nonevent that Made Stock Prices Soar." *Journal of Finance* 56(1):387-396.
19. Klibanoff, Peter, Owen Lamont, and Thierry A. Wizman. 1998. "Investor Reaction to Salient News in Closed-End Country Funds." *The Journal of Finance* 53(2):673-699.
20. Mankiw, N. Gregory, Ricardo Reis, and Justin Wolfers. 2003. "Disagreement about Inflation Expectations." NBER Working Paper 9796.
21. Merton, R.C. 1987. "A Simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information." *The Journal of Finance* 42(3):483-510.
22. Niederhoffer, V. 1971. "The Analysis of World Events and Stock Prices." *The Journal of Business* 44(2):193-219.
23. Noelle-Neumann, E. 1974. "The Spiral of Silence: A Theory of Public Opinion." *Journal of Communication* 24(2):43-51.
24. Nofsinger, J.R. 2001. "The Impact of Public Information on Investors." *Journal of Banking & Finance* 25(7):1339-1366.
25. Reis, R. 2006. "Inattention Consumers." *Journal of Monetary Economics* 53(8):1761-1800.
26. Soo, C.K. 2015. "Quantifying Animal Spirits: News Media and Sentiment in the Housing Market." Ross School of Business Paper, No. 1200. <https://ssrn.com/abstract=2330392>.
27. Tetlock, P.C. 2007. "Giving Content to Investor Sentiment: The Role of Media in the Stock Market." *Journal of Finance* 62(3):1139-1168.

Media Coverage, Expectation and Housing Price Volatility

Zhao Wei^{1,2}, Geng Yong^{1,2} and He Yajing¹

(1: Economics and Management School of Wuhan University;

2: China Centre for Housing Security Research of Wuhan University)

Abstract: In this paper, we introduce the media coverage factor into the housing market equilibrium model with expectation as a carrier. Employing the data samples of 21 cities in China, we empirically test the dynamic trend of the media coverage and house price volatility. The results show that: The influence mechanisms of media attention and sentiment to housing price volatility are quite different. The impact of the media attention on the price fluctuations of the first-tier cities, the second and third-tier cities is divergent. The current media attention has a greater impact on the second and third-tier cities than on the first-tier cities. The influence of the media sentiment on the price volatility is asymmetric. Compared with the pessimistic media sentiment, the "spiral" effect of optimistic sentiment generated by public contagion is more likely to catalyze the expectation of rising public housing prices, which encourages the investment enthusiasm of the real estate market and thus intensifies the fluctuation of housing prices.

Keywords: Media Attention, Media Sentiment, Expectation, Housing Price Volatility

JEL Classification: D84, E31, I82

(责任编辑:赵锐、彭爽)