

房价上涨、涟漪效应与预防性储蓄^{*}

王策 周博

内容提要:居民预防性储蓄过高导致的消费不足一直是阻碍我国经济发展的重要因素之一。本文建立了预防性储蓄动机理论模型,说明收入、房价的不确定性及其交互效应(客观因素)以及居民对于不确定性的敏感程度(主观因素)是预防性储蓄的来源。同时,由于一个地区的房价会对周围地区产生涟漪效应,本文使用空间计量模型实证分析这种涟漪效应对预防性储蓄的影响。实证结果表明,以交互效应为表现形式的房价波动能显著推高城镇居民的预防性储蓄,房价波动产生的涟漪效应使城镇居民的预防性储蓄动机在原有基础上增强了52%左右。

关键词:房价上涨 预防性储蓄 相对谨慎系数 涟漪效应

一、引言

近年来,我国高储蓄和高房价并存现象不仅是民众关心的热点,也是学术界广泛讨论的焦点。一方面,我国居民储蓄率不断上升,城镇居民储蓄率从2000年的20.4%上升到2014年的33.1%^①,过高的储蓄率会引起经济结构失衡,这对扩大内需和促进经济增长是非常不利的。在实体经济复苏乏力的后金融危机时代,为了转变经济增长方式,调整经济结构,我国政府出台了旨在增强经济内生增长驱动力的消费刺激政策。2015年10月出台的国家“十三五”发展规划明确指出,“应发挥消费对经济增长的基础作用”。因此,研究我国目前储蓄偏高、消费不足的现象及其成因成为当务之急。另一方面,我国商品房平均销售价格从2000年的2112元上涨到2014年的6324元^②,房价的上涨率远高于同期城镇居民可支配收入的增长率。在当前形势下,供给侧结构性改革已成为引领发展新常态的抓手,2016年伊始,中央经济工作会议把化解房地产库存作为经济工作的重要任务之一。为推动供给侧改革中“去库存”任务的落实,央行、财政部等部委相继出台楼市新政,从首付比例、契税和住房公积金等方面进行调整。伴随着楼市利好政策的出台,住房需求将会继续增加。于是,产生了一个问题:快速上涨的房价

和居高不下的居民储蓄率之间是否具有某种联系呢?

从理论上讲,房价上涨对居民储蓄有作用方向截然相反的两种效应。一方面,房价上涨使有房家庭因房产升值而增加财富,他们在退休后可通过住房反向抵押贷款获得更高的年金收入^③,这种“财富效应”使城镇居民更倾向于减少储蓄,增加消费。另一方面,房价的快速攀升很可能迫使无房的年轻家庭为了买房而进行预防性储蓄,从而产生抑制消费的“挤出效应”。从现阶段我国的实际情况来看,住房反向抵押贷款是一种新兴事物,还未在全国范围内普及,因此“财富效应”发挥显著作用的微观条件尚不具备,发挥主导作用的仍是“挤出效应”。于是房价对于储蓄的影响表现为:房价波动使居民对未来的不确定性产生一种强烈的主观感受,为了预防这种不确定性可能导致未来的生活水平下降,居民会未雨绸缪地减少当期消费,增加储蓄以平滑未来的消费。

从我国的实际情况来看,房地产市场区域特征明显,各地区经济发展水平、资源禀赋不尽相同,市场参与者对相关调控政策的反应敏感程度也不同。虽然,我国政府对房地产进行过多轮调控,但几个一线城市和部分东部地区的房价的上涨势头依然强劲。“十三五”期间,我国的区域协调政策将以“京津

^{*} 王策、周博,上海财经大学金融学院,邮政编码:200433,电子邮箱:050912.success@163.com。感谢匿名审稿专家的意见和建议,文责自负。

冀一体化”“长江经济带”等区域经济一体化战略为基础,形成基本覆盖全国范围的战略格局。在国家推进区域经济一体化的进程中,不同地区之间的劳动力、资本和信息流动将日趋频繁,而房价又与这些生产要素关系密切,加上地区间的经济、社会联系存在一定的协同度,因此房价会呈现出一种空间集聚特征。近期,以北京、上海和深圳为代表的一线城市房价的上涨势头迅猛,且有向周边二线城市迅速扩散的态势,这种现象表明,某一地区的房价变动很可能影响周围地区居民对于相关经济变量的预期,从而产生“涟漪效应”。所谓“涟漪效应”,是指某个地区的房价变动会像湖中的涟漪一样带动周围地区的有关经济变量按照空间排布特征依次变动,它可以看成是相关变量在一定空间范围内相互作用的一种表现形式。随着地区间距离的扩大,这种空间传导作用会逐渐减弱。从逻辑上讲,地区间的人口流动和经济往来很可能对居民的消费及储蓄行为造成影响。因此,在研究预防性储蓄时如果忽略了涟漪效应,很可能影响研究结论的客观性,甚至引申出不当的政策启示。

预防性储蓄理论研究的是当风险厌恶型的理性人在面临不确定性时所做出的消费决策。该理论的创始人 Leland(1968)在凸性边际效用函数的假设下提出,未来风险越大,未来消费的边际效用越大,消费者越倾向进行储蓄,从而积累更多财富用于未来消费。这部分多余的储蓄就是预防性储蓄。在相同的假设下,Kimball(1990)发现边际效用函数凸性程度的差异会导致个体风险偏好的不同,他用谨慎系数这一定量指标来表征不同行为人对风险的不同反应,即预防性储蓄动机强度。Dynan(1993)推导出了用于测算预防性储蓄动机的理论模型,从而拓宽了预防性储蓄的研究渠道。

这三篇重要文献勾勒出了预防性储蓄这一研究领域的基本框架。此后,国内学者基于这一框架,结合我国国情,对居民预防性储蓄展开广泛而深入的研究。在预防性储蓄校准模型基础上,张安全、凌晨(2015)考虑习惯形成因素,通过实证分析发现农村居民的预防性储蓄动机强于城镇居民。这是由城乡的收入差距和社会保障差异导致的。基于异质性视角,袁冬梅等(2014)认为未来支出不确定性主要源于住房改革和教育改革,从而引致了居民的预防性储蓄。周建等(2013)将“心理账户”因素嵌入预防性储蓄理论模型,使用浙江省农村微观调查数据进行实证分析,测算出当地居民的相对谨慎系数约为

2.32。基于家庭决策视角,雷震、张安全(2013)推导出动态模型,实证结果表明,预防性储蓄占人均金融资产积累的 20%~40%。在我国居民消费行为具有空间相关性的假设下,杨瑞琼、杭斌(2012)建立了预防性储蓄的空间计量模型,发现邻近区域居民的消费行为会显著影响当地居民,这种消费行为的空间相关性会降低居民对于未来收入不确定性的担忧。基于缓冲存货模型,宋明月、臧旭恒(2016)用模拟的方法,在给定不同相对等价预防性溢价的条件下,测算了相应的预防性储蓄规模。

近期,预防性储蓄这一研究领域的一个研究分支是考虑多种风险来源。Baiardi et al(2015)通过考虑收入和利率两种风险来源发现,即使两种风险的协方差为负预防性储蓄也会存在。基于这种多风险来源分析框架,结合我国现阶段高房价和高储蓄率并存的现实,房价波动与预防性储蓄的关系问题就会浮出水面。关于房价对于居民消费和储蓄的影响机制问题,学术界并未形成一致意见。李剑、臧旭恒(2015)认为房价上涨主要是通过预防性储蓄渠道和流动性约束渠道促进中等偏上收入阶层短期消费的增加,对低收入阶层的消费产生挤出效应。李春风等(2014)认为房价通过预防性储蓄这个传导通道,对非住房消费产生挤出效应。颜色、朱国钟(2013)发现房价呈现出挤出效应还是财富效应取决于房价上涨是否是持续性的。李雪松、黄彦彦(2015)的研究发现,房价上涨的确是驱动居民储蓄率增长的重要因素。陈斌开、杨汝岱(2013)的研究表明,房价上涨造成了居民为“买房而储蓄”的现象,房价水平与居民储蓄率正相关。赵西亮等(2013)使用 2002 年和 2005 年中国居民收入调查(CHIP)数据考察房价对居民储蓄率的影响,发现房价与居民储蓄率负相关。陈彦斌、邱哲圣(2011)在生命周期框架下构建 Bewley 模型,发现快速上涨的房价迫使年轻家庭“为买房而储蓄”,从而导致了社会福利水平普遍下降。

虽然,这些文献均基于宏观视角,但对我国各地区之间的房地产市场的相互联系并未予以足够关注。事实上,从房价的涟漪效应这个中观视角进行分析,有助于获得经济意义更加丰富的政策启示。Meen(1999)提出某个地区房价的变动会产生空间溢出的作用,即它会影响到周围地区的房价,他将这种作用命名为“涟漪效应”(Ripple Effect),并从人口迁移和经济冲击差异等角度对其进行了解释。李永友(2014)通过住房特征价格模型,验证了房价上涨

存在地区间涟漪效应,房地产开发商的空间套利行为可能产生土地价格的空间相关性,进而导致房价的空间相关性。余华义、黄燕芬(2015)使用 GVAR 模型研究了我国不同地区之间房价的溢出效应,发现一个城市的房价冲击会对周围城市的房价产生显著为正的影 响,这种现象在一线城市更为明显。丁如曦、倪鹏飞(2015)的研究结果表明,我国城市房价存在明显的空间集聚特征,一线城市房价的辐射范围更广。由此可见,房价的涟漪效应问题已取得了丰富的研究成果,这不仅推进了该领域的研究进程,也为本文研究预防性储蓄提供了独特的研究视角和重要借鉴。

二、理论模型

在跨期消费决策的分析框架下,Leland(1968)假设效用函数的三阶导数为正,揭示了储蓄的增加是消费者针对未来收入不确定性做出的反应。Kimball(1990)证明了相对谨慎系数可以衡量消费者对风险的敏感程度,在不确定性水平相同的情况下,谨慎系数高的人产生更多的预防性储蓄升水(precautionary saving premium)。基于 Kimball(1990)的研究,Dynan(1993)将欧拉方程进行二阶泰勒展开,整理后得到一个包含预防性储蓄的校准模型,然后用计量模型估计预防性储蓄动机的强度(即相对谨慎系数)。尽管 Kimball(1990)所定义的谨慎系数和 Dynan(1993)的理论模型在实证文献中被广泛应用,但其局限性在于只适用于效用函数为单变量的情形。为了突破这一局限性,本文将效用来源从一维拓展至二维。

设个人跨期效用函数分别为 $U(Y_t - S, P_t)$ 和 $U(Y_{t+1} + rS, P_{t+1})$,该效用函数递增且具有凹性。其中,消费者的收入为 Y ,储蓄为 S ,利率为 r , P 为房价。设第二期的收入和房价分别受到噪音 η_t 和 ϵ_t 的冲击,其中 $E(\eta_t) = E(\epsilon_t) = 0$, $P_{t+1} = P_t + \epsilon_t$ 。这里将房价引入效用函数的依据在于房产具有投资和消费的双重属性:一方面,房价是通过影响居民的房产财富值,进而影响居民的资源禀赋,最终影响居民的效用,这是其投资属性的体现;另一方面,住房也是一种消费品,在面临预算约束时,房价会影响居民的住房面积,从而影响居民的效用。

由最优消费—储蓄行为可获得等价预防性升水(equivalent precautionary premium) Φ 的表达式^④:

$$\Phi = \inf \{ \varphi : U_1(Y_{t+1} + rS, P_{t+1}) \leq E[U_1(Y_{t+1} + rS + \eta_t, P_{t+1})] \} \quad (1)$$

由于边际效用函数 U_1 是减函数,于是有:

$$U_1(Y_{t+1} + rS - \Phi, P_{t+1}) = E[U_1(Y_{t+1} + rS + \eta_t, P_{t+1})] \quad (2)$$

经过适当的技术处理,可得到预防性升水 Φ 的局部近似估计^⑤:

$$\Phi \approx \frac{1}{2} \left[\frac{U_{111}}{U_{11}} \text{var}(\eta_t) + \frac{U_{122}}{U_{11}} \text{var}(\epsilon_t) + 2 \frac{U_{112}}{U_{11}} \text{cov}(\eta_t, \epsilon_t) \right] \quad (3)$$

这就是预防性储蓄的形成机制,即行为人主观上对风险的敏感程度和客观存在的风险共同引致了预防性储蓄。那么,行为人对于风险的敏感程度是由什么因素决定的?如果能找到这个问题的答案,则意味着我们找到了一个减少储蓄、增加消费的政策着力点,从而克服传统消费刺激政策的局限性。要解决这一问题,考虑一个双变量跨期消费模型:

$$\max_{C_t} U(C_t, P_t) + \beta E[U(C_{t+1}, P_{t+1})] \quad (4a)$$

$$s. t. W_{t+1} + P_{t+1}H = (1+r)(W_t + Y_t - C_t - P_tH) \quad (4b)$$

其中, Y_t 表示收入, W_t 表示除房产以外的净财富,并假设其全部投资于无风险资产。 H 为住房面积, r 为利率, β 为折现因子。 C_t, W_{t+1} 是控制变量, P_t, W_t 是状态变量。本文的重点在于研究不确定性对于预防性储蓄的影响,这是本文将房产从总财富中分离出来予以探讨的原因。

建立拉氏函数:

$$L = U(C_t, P_t) + \beta E_t[U(C_{t+1}, P_{t+1})] - \lambda_t [W_{t+1} + P_{t+1}H - R(W_t + Y_t - C_t - P_tH)] - E_t \{ \lambda_{t+1} \beta [W_{t+2} + P_{t+2}H - R(W_{t+1} + Y_{t+1} - C_{t+1} - P_{t+1}H)] \} \quad (5)$$

通过动态规划求解一阶条件可得欧拉方程,对其进行泰勒展开,并代入效用函数: $U(C_t, P_t) = -e^{-aC_t - bP_t}$,整理可得^⑥:

$$\begin{aligned} \frac{E_t(C_{t+1} - C_t)}{C_t} &= \frac{\beta - 1}{\beta a} + \frac{b E_t(P_{t+1} - P_t)}{a P_t} \\ &+ \frac{a}{2} E_t \left(\frac{C_{t+1} - C_t}{C_t} \right)^2 \\ &+ \frac{b^2}{2a} E_t \left(\frac{P_{t+1} - P_t}{P_t} \right)^2 \\ &+ b \frac{E_t(C_{t+1} - C_t) E_t(P_{t+1} - P_t)}{C_t P_t} \end{aligned} \quad (6)$$

$$\begin{aligned} \text{令 } gc_t &= \frac{E_t(C_{t+1}-C_t)}{C_t}, gp_t = \frac{E_t(P_{t+1}-P_t)}{P_t}, \\ gc^2_t &= E_t\left(\frac{C_{t+1}-C_t}{C_t}\right)^2, gp^2_t = E_t\left(\frac{P_{t+1}-P_t}{P_t}\right)^2, \\ gc p_t &= \frac{E_t(C_{t+1}-C_t)E_t(P_{t+1}-P_t)}{C_t P_t} \end{aligned}$$

式(6)可转化为:

$$gc_t = \alpha_0 + \alpha_1 gp_t + \alpha_2 gc^2_t + \alpha_3 gp^2_t + \alpha_4 gc p_t \quad (7)$$

$$\text{其中, } \alpha_0 = \frac{\beta r - 1}{\beta r a}, \alpha_1 = \frac{b}{a}, \alpha_2 = \frac{a}{2}, \alpha_3 = \frac{b^2}{2a}, \alpha_4 = b。$$

式(6)揭示了不确定性的传导路径和预防性升水的产生机制,是理解预防性储蓄这一问题的枢纽。对照式(3)和式(6),不难发现 $\alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$ 即为本文重点关注的相对谨慎系数^⑦。其中, α_2 为收入不确定性对应的相对谨慎系数, α_3 是房价不确定性对应的相对谨慎系数, α_4 是交互效应对应的相对谨慎系数。我们注意到, $\alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$ 和风险厌恶程度以及购房偏好有关。一方面,消费者对风险越厌恶,其消费行为越谨慎;另一方面,购房偏好越强,对房价波动和交互效应越敏感。因此,相对谨慎系数对刺激消费具有乘数作用,而 a 和 b 表示的是个人对于消费和住房的相对偏好,是调节相对谨慎系数的作用点。至此,我们找到了“居民对风险的敏感程度是由什么因素决定的?”这一问题的答案,为扩大内需找到了一个政策着力点。

对照式(3)和式(6)我们还发现,相对意义上的预防性升水(预防性升水与当期支出之比)可表示为:

$$\begin{aligned} \varphi &= \frac{\Phi}{C_t} = -\frac{1}{2} E_t(C_{t+1}-C_t)^2 \frac{U_{111}}{C_t U_{11}} \\ &\quad - \frac{1}{2} E_t(P_{t+1}-P_t)^2 \frac{U_{122}}{C_t U_{11}} \\ &\quad - E_t[(C_{t+1}-C_t)(P_{t+1}-P_t)] \frac{U_{112}}{C_t U_{11}} \quad (8) \end{aligned}$$

式(8)为测算预防性储蓄的相对规模提供一个解决方案。 φ 的大小是由主客观两种因素共同引致的。其中,主观上对风险的敏感程度是由效用函数

的二阶导数和三阶导数表征的,这种敏感程度可视为由风险厌恶程度决定。客观存在的各种不确定性乘以相应的敏感程度再加总就得到预防性升水,这与式(3)的推导结果是吻合的。

从效用来源和风险角度来看,新模型将不确定性来源从一种拓展至两种;从经济意义上看,新模型不仅能用于测算预防性储蓄动机强度(即相对谨慎系数),还能测算预防性储蓄的规模。

三、实证分析

(一)数据处理

本文使用的是1999—2014年的宏观数据,覆盖我国31个省、自治区及直辖市,包括人均消费、人均收入、消费者价格指数和住宅平均价格等,所有数据均来源于国泰安数据库。

因为类似的实证研究中采用的数据均为剔除价格因素的实际变量,而原始数据都是以当期价格计算的名义变量,所以本文以1999年为基期,将人均消费、人均可支配收入和住宅平均价格除以定基消费者价格指数,得到对应的实际值。在稳健性检验部分,使用商品房销售额/商品房销售面积作为房价的代理变量。然后计算人均消费增长率及其平方、房价上涨率及其平方以及人均消费增长率和房价上涨率的乘积。表1列示了这些变量的描述性统计特征。

(二)计量模型说明

有关我国房价区域关联的大量实证研究(余华义、黄艳芬,2015;丁如曦、倪鹏飞,2015;李永友,2014)表明,我国城市房价的空间集聚特征比较明显,而以北上广为代表的一线城市的房价水平对周边省份产生辐射,形成涟漪效应。为了验证这种涟漪效应是否会对城镇居民的预防性储蓄产生影响,需要使用空间计量模型。该模型相对于传统面板数据模型的优点是可以有效捕捉空间溢出效应,反映个体之间空间依赖性对经济活动的影响,从而避免

表1 主要变量的描述性统计

变量	观测数	均值	标准差	最小值	最大值	偏度	峰度
支出增长率	465	0.0701	0.0398	-0.2945	0.2625	-1.2407	18.0521
房价增长率	465	0.1079	0.1066	-0.4519	0.5782	0.4624	6.5297
收入的不确定性	465	0.0071	0.0077	1.2e-06	0.0867	4.4041	35.7124
房价的不确定性	465	0.0231	0.0317	2.4e-06	0.3344	4.3629	29.0862
交互效应	465	0.0085	0.0106	-0.0354	0.1049	2.5256	21.1477

注:表中的变量名称与式(7)中的变量对应关系分别为: gc_t 表示支出增长率, gp_t 表示房价增长率, gc^2_t 表示收入的不确定性, gp^2_t 表示房价的不确定性, $gc p_t$ 表示交互效应。

遗漏变量和模型设定错误导致的估计偏倚。空间面板数据模型的一般形式为：

$$Y_{it} = \rho W Y_{it} + X'_{it} \beta + W X'_{it} \delta + \mu_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (9a)$$

$$\epsilon_{it} = \lambda W \epsilon_{it} + v_{it} \quad (9b)$$

其中， ρ 为空间自回归系数，衡量空间滞后项 $W Y_{it}$ 对被解释变量 Y_{it} 的影响，其经济直觉是，相邻地区的被解释变量可能相互依赖，从而形成均衡。 $W X'_{it} \delta$ 表示解释变量的空间滞后， μ_i 为个体效应， γ_t 为时间效应， ϵ_{it} 为随机干扰项， λ 为空间误差自回归系数。之所以考虑干扰项的生成过程，是为了反映不可观测的随机冲击可能存在的空间相关性，从而避免了因忽略扰动项自相关而损失估计效率。式(9)是一种一般形式，在实证研究中，通常考虑两种特殊形式：(1) 如果 $\lambda = 0$ ，则使用“空间杜宾模型” (Spatial Durbin Model, 简记为 SDM)；(2) 如果 $\rho = 0$ 且 $\delta = 0$ ，则使用“空间误差模型” (Spatial Error Model, 简记为 SEM)。究竟采用 SDM 还是 SEM，要通过 LM 检验来确定。

本文使用省级面板数据考察房价的空间自相关对城镇居民预防性储蓄产生的涟漪效应，在理论模型(7)的基础上，考虑空间因素，将模型的具体形式设定为：

$$\begin{aligned} gc_{it} = & \rho W gc_{it} + \beta_1 gp_{it} + \beta_2 gc_{it}^2 + \beta_3 gp_{it}^2 \\ & + \beta_4 gc_{it} p_{it} + \delta_1 W \cdot gp_{it} + \delta_2 W \cdot gc_{it}^2 \\ & + \delta_3 W \cdot gp_{it}^2 + \delta_4 W \cdot gc_{it} p_{it} + \mu_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (10a)$$

$$\epsilon_{it} = \lambda W \cdot \epsilon_{it} + v_{it} \quad (10b)$$

式(10a)中， gc_{it} 为城镇居民人均消费增长率， gc_{it}^2 为人均消费增长率的平方， gp_{it} 为房价增长率， gp_{it}^2 为房价增长率的平方， $gc_{it} p_{it}$ 为人均消费增长率和房价增长率的乘积， W 是一个维度为 $31 \cdot 31$ 的空间权重矩阵，其中的元素 w_{ij} 衡量第 j 个省份对第 i 个省份的影响。需要说明的是，对于式(10a)，解释变量对被解释变量的边际效应并非 $\beta + \delta$ ，因为不同地区的被解释变量相互影响。换言之，当模型中含有空间滞后项时，边际效应不能简单地被回归系数所反映。为此，LeSage & Pace(2010)提供了一个解决方案，其基本思路为：对式(10a)进行整理可得式(11)：

$$\begin{aligned} Y = & (I - \rho W)^{-1} X \beta + (I - \rho W)^{-1} W X \delta \\ & + (I - \rho W)^{-1} (\mu_i + \gamma_t + \epsilon_{it}) \end{aligned} \quad (11)$$

设 X 中有 L 个自变量，并记第 r 个自变量为 $x_r = (x_{1r}, x_{2r}, \dots, x_{nr})'$ ，则

$X \beta = (x_1, \dots, x_L) (\beta_1, \dots, \beta_L)' = \sum_{r=1}^L \beta_r x_r$ ，于是式(11)可写为：

$$\begin{aligned} Y = & \sum_{r=1}^L [\beta_r (I - \rho W)^{-1} + \delta_r (I - \rho W)^{-1} W] x_r \\ & + (I - \rho W)^{-1} (\mu_i + \gamma_t + \epsilon_{it}) \\ \equiv & \sum_{r=1}^L S_r(W) x_r + (I - \rho W)^{-1} (\mu_i + \gamma_t + \epsilon_{it}) \end{aligned} \quad (12)$$

其中， $S_r(W) \equiv \beta_r (I - \rho W)^{-1} + \delta_r (I - \rho W)^{-1} W$ 是与 W 有关的 n 维方阵，将 $(I - \rho W)^{-1}$ 记为 $V(W)$ ，将式(12)展开可写成：

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ y_n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} S_r(W)_{11} & S_r(W)_{12} & \cdots & S_r(W)_{1n} \\ S_r(W)_{21} & S_r(W)_{22} & \cdots & S_r(W)_{2n} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ S_r(W)_{n1} & S_r(W)_{n2} & \cdots & S_r(W)_{nn} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1r} \\ x_{2r} \\ \cdot \\ \cdot \\ x_{nr} \end{pmatrix} + V(W) (\mu_i + \gamma_t + \epsilon_{it}) \quad (13)$$

于是有 $\frac{\partial y_i}{\partial x_{ij}} = S_r(W)_{ij}$ ，由此 $S_r(W)$ 可正确解释

自变量对因变量的边际效应。 $S_r(W)_{ij}$ 刻画的是地区 j 的自变量 x_{jr} 对地区 i 的因变量 Y_{it} 的影响，从而能得到地区间的溢出效应，这正是使用空间计量模型的优势所在^⑧。

$S_r(W)$ 是一个 n 维方阵，虽然可以通过对该矩阵每个元素进行考察从而细致地反映边际效应，但这种做法的概括性反映能力稍显不足，为了弥补这一缺陷，LeSage & Pace(2010)提出使用直接效应反映自变量对本地区的平均影响程度，使用间接效应反映其他地区的溢出效应对本地区产生的影响。具体地说，对矩阵 $S_r(W)$ 主对角线上的元素进行算术平均即可得到这种直接效应。保持其他自变量不变，而让所有地区的 x_r 变化一个单位，地区 i 因此受到的总的影响程度为 $\sum_{j=1}^n S_r(W)_{ij}$ ，若要考察所有地区受到这种影响的平均水平，则可借助平均总效应进行反映，其表达式为 $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n S_r(W)_{ij}$ ；若要考察除本地区外其他地区的 x_r 变化对本地区产生的影响，则可用间接效应来衡量，其计算方法为平均总效应与直接效应之差。

(三) 空间权重矩阵的构建

使用空间计量模型的前提是建立空间权重矩阵 W ，常用的空间权重矩阵的选取方法是综合考虑地理距离和经济距离。尽管大量文献仅使用反映地理

邻接关系的 0—1 矩阵作为空间权重矩阵,但由于相邻省份经济上的密切程度不同,因此有必要考虑各个省份之间的经济距离。本文借鉴林光平等(2006)的做法,使用地区间人均可支配收入的差距反映省份间的经济距离^⑥。本文将空间权重矩阵设定为 $W = \alpha \cdot E + (1 - \alpha) \cdot G$ 。其中, G 为地理邻接矩阵,若两个省份相邻则将矩阵中对应元素设为 1,不相邻则设为 0; E 为经济距离矩阵,其中主对角线上元素全为 0,非主对角线上元素 $e_{ij} = \exp[-|Y_i - Y_j|]$ (Y 为人均可支配收入),该表达式说明经济距离越远,地区间的相关性越弱。 α ($0 \leq \alpha \leq 1$) 决定两种距

离的相对重要程度。

将 α 的初始值设为 0,步长值设为 0.1,建立 11 个用于筛选最优权重矩阵 W 的备选模型。合理的权重矩阵 W 应满足两个条件,一是空间滞后项的回归系数 ρ 应在统计上最为显著;二是模型的对数似然值在所有备选方案中处于较高水平。表 2 的检验结果显示,当 α 等于 0.1 或 0.2 时, ρ 在 1% 的置信水平下均是显著的。当 α 等于 0.2 时,模型的对数似然值更大。因此,本文将 $W = 0.2 \cdot E + 0.8 \cdot G$ 确定为空间加权矩阵,并将 $\alpha = 0.1$ 时的 W 用于稳健性检验。

表 2 不同权重的空间滞后效应显著性检验

经济距离权重	似然值	空间滞后项的回归系数	经济距离权重	似然值	空间滞后项的回归系数
0	945.78	0.1532** [0.0625]	0.6	953.40	0.2375* [0.1437]
0.1	953.94	0.1624*** [0.0621]	0.7	953.20	0.2256 [0.1459]
0.2	955.23	0.2508*** [0.0975]	0.8	953.64	0.2513* [0.1402]
0.3	954.32	0.2774** [0.1277]	0.9	953.64	0.2513* [0.1402]
0.4	953.94	0.2657** [0.1351]	1	953.64	0.2513* [0.1402]
0.5	953.64	0.2513* [0.1402]			

注: *、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平下显著,括号中数字为标准差。

(四) 房价的区域空间关联度

空间数据可视为一种在空间分布的随机过程,其重要特征是存在空间自相关。与时间序列数据的自相关相比,空间自相关的情况更为复杂,因为时间序列是沿时间轴这一个方向上的相关,而空间自相关则是个体间相互影响所形成的多个方向上的自相关。简言之,空间自相关是指相邻区域的变量具有相似的取值。

为了测度空间自相关并反映空间集聚特征,实证文献多采用莫兰(Moran)指数和吉里(Geary's C)指数。对于同一个变量,吉里指数与莫兰指数的变

动方向相反;相比于莫兰指数,吉里指数对空间自相关更敏感。^⑦检验结果显示,所有年份的莫兰指数和吉里指数均通过了显著性检验。从绝对值来看,历年的莫兰指数均大于 0,吉里指数均小于 1,表明各个省份的房价具有显著的空间正相关性。从时间趋势上看,莫兰指数从 2000 年的 0.167 上升至 2013 年的 0.263,吉里指数从 0.545 下降至 0.409,虽然期间有小幅波动,但大体趋势未变。这表明空间集聚性总体上在不断强化,即随着时间的推移,房价的涟漪效应在不断加强。

表 3 莫兰指数与吉里指数

年份	莫兰指数	吉里指数	年份	莫兰指数	吉里指数
2001	0.167**	0.545*	2008	0.239***	0.444***
2002	0.153*	0.569**	2009	0.225***	0.457***
2003	0.159*	0.569**	2010	0.257***	0.415***
2004	0.195**	0.517*	2011	0.237***	0.413***
2005	0.199**	0.515**	2012	0.278***	0.401***
2006	0.261***	0.461***	2013	0.275***	0.413***
2007	0.275***	0.435***	2014	0.263***	0.409***

注: *、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平下显著。

联系本文的理论模型所揭示的房价波动对预防性储蓄的影响,我们不禁要问,当考虑了房价的涟漪效应后,房价波动对预防性储蓄会有多大程度的影响,有哪些特点?这个问题需要通过计量模型进行估计来回答。

(五)模型形式的选取

建立空间计量模型要在SDM和SEM两种形式中进行选择。SDM的优点在于加入了解释变量的空间滞后效应,从而避免了因遗漏变量而导致的非一致性;而SEM的优点在于考虑了随机干扰项

的空间滞后效应,从而保证了估计量的有效性。换言之,若解释变量的空间滞后效应能显著提高模型的解释力,则优先考虑使用SDM;若随机干扰项存在空间自相关,则优先考虑使用SEM。在实践中,模型的选择过程一般通过拉格朗日乘数(LM)及其稳健形式,对空间滞后(spatial lag)和空间误差(spatial error)进行卡方检验完成。表4的检验结果表明,除了个别年份外,空间滞后在统计上是显著的;而除了2010年,空间误差在统计上均是不显著的。因此,本文优先考虑采用SDM进行参数估计。

表4 模型形式的检验

年份	空间滞后		空间误差		年份	空间滞后		空间误差	
	检验1	检验2	检验1	检验2		检验1	检验2	检验1	检验2
2001	2.411	2.224	0.537	0.350	2008	4.743**	3.606*	0.390	0.252
2002	0.410	0.518	0.046	0.155	2009	5.151**	4.262**	0.139	0.251
2003	0.445	0.414	0.049	0.017	2010	5.120**	4.164**	1.121	1.165
2004	4.126**	3.318*	3.366	1.849	2011	5.941**	4.316**	4.565**	4.939**
2005	4.608**	4.591**	0.018	0.001	2012	5.280**	4.34**	0.219	0.178
2006	4.168	3.223*	0.152	0.208	2013	4.414**	4.239**	2.038	1.863
2007	5.038**	4.361**	1.616	0.439	2014	5.371**	4.365**	0.159	0.153

注:(1)检验1代表LM检验,检验2代表LM检验的稳健形式;(2)*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平下显著。

(六)参数估计

尽管空间滞后项在统计上是显著的,但要反映出涟漪效应的大小,还应对模型进行参数估计,再通过将总效应分解成直接效应和间接效应的方法,分析房价波动对预防性储蓄产生的涟漪效应。Hausman检验显示,应使用固定效应模型。由于空间滞后变量WY有可能存在内生性问题,使用OLS很可能导致估计偏倚。本文借鉴Lee & Yu(2010)的做法,使用准极大似然估计(QMLE)得到待估参数的一致估计。表5给出了式(10)的估计结果。出于稳健性的考虑,本文同时也给出了SEM的估计结果。其中, σ^2 在统计上是显著的,这表明与传统计量模型相比,使用空间计量模型能显著降低模型的残差平方和,从而提高模型的解释力^①。 ρ 在1%的置信水平下是显著的而 λ 不显著,表明使用SDM更为合理,这与前文中LM检验的结论是一致的。从 R^2 来看,模型具有较高的拟合优度,表明本文建立的计量模型能较准确地解释预防性储蓄的形成机制。

估计结果显示, β_2 为1.65且在统计上是显著的,这意味着在其他变量不变和不考虑涟漪效应的条件下,预期收入的不确定性每增加1%,城镇居民的预防性储蓄增加1.65%。由Kimball(1990)和Dyan(1993)的结论可知,当地城镇居民针对收入不确定性的相对谨慎系数为3.3,这表明他们对收入不确定性的反应是比较敏感的。就经济意义而言,预防性储蓄动机是显著存在的,这与大多数国内文献的研究结论是一致的。

β_3 衡量房价的不确定性对预防性储蓄的直接作用,该系数在10%置信水平下为负,表明房价的不确定性有助于减少预防性储蓄,这可能是由财富效应造成的。同时还应注意到, β_3 的绝对值很小,表明这种减少预防性储蓄的作用在经济意义上是不显著的,这与一些文献(李剑,2015;赵西亮等,2013)认为国内房价上涨产生的财富效应比较微弱的观点是一致的。对有房者而言,不断增值的房产能使他们更充分地平滑各期消费,他们会从上涨的房价中获益,

即使退休也无需担心收入减少,从而减弱了他们对不确定性的感受,预防性储蓄动机也会得以弱化,于

是这些拥有住房的人就更倾向于减少储蓄、增加消费,财富效应由此产生。

表 5 估计结果

变量	空间杜宾模型		空间误差模型	
	回归系数	标准差	回归系数	标准差
房价增长率(β_1)	-0.1793***	0.0201	-0.1825***	0.0223
收入的不确定性(β_2)	1.6545***	0.1854	1.7361***	0.1904
房价的不确定性(β_3)	-0.1055*	0.0576	-0.1093*	0.0581
交互效应(β_4)	3.2745***	0.2065	3.2753***	0.2082
房价增长率的空间效应(θ_1)	-0.0257	0.0823		
收入的不确定性的空间效应(θ_2)	1.1040**	0.4198		
房价的不确定性的空间效应(θ_3)	0.3626	0.2552		
交互项的空间效应(θ_4)	1.7037**	0.6903		
空间自回归系数(ρ)	0.2508***	0.0975		
空间误差自回归系数(λ)			0.1516	0.0967
误差项方差(σ^2)	0.0007***	0.0001	0.0007	0.0001
拟合优度	0.7646		0.5285	
样本量	465		465	

注: *、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平下显著。

然而,至此还不能断言房价的波动全部体现为财富效应。我们注意到, β_4 显著为正,表明房价与预期收入的交互效应会引致预防性储蓄,房价通过交互项体现为挤出效应,从而间接地对预防性储蓄施加了影响。大部分无房家庭在其组建初期,并不具有一性付清房款的经济实力,但受传统观念影响,他们又有买房的强烈偏好,于是这些年轻家庭会减少消费、增加储蓄,以期尽快凑足购房的首付款。在这之后,他们仍旧要削减消费用于支付月供,月供的数额会受到央行调控利率的影响,这种不确定性会一直迫使这些年轻家庭进行预防性储蓄,直到他们偿还完按揭贷款。该过程便是房价波动产生的挤出效应。结合 β_3 的取值,为了判断财富效应和挤出效应哪个作用更强,有必要先从交互项中分离出房价

波动的信息,再进行深入分析。因此,本文使用双因素方差分析,将收入不确定性和房价不确定性从低到高按其四分位数分为 $4 \times 4 = 16$ 组,考察它们对交互项 *gcp* 的影响程度,结果呈现在表 6 中。方差分析的结果显示,收入不确定性和房价不确定性这两种因素的 F 值都是显著的,这表明收入不确定性和房价不确定性是交互项方差的主要来源;房价不确定性的效应平方和占到了解释平方和的 71.2%,而收入不确定性的效应平方和仅占 28.8%,这说明交互项主要体现为房价的不确定性。因此, β_4 可近似衡量城镇居民对房价不确定性的敏感程度。挤出效应在预防性储蓄的形成过程中起到了主导作用,而财富效应对于预防性储蓄的抑制作用几乎可以忽略。

表 6 方差分析

方差来源	平方和	自由度	均方	F 值
收入的不确定性	0.0048	3	0.0016	29.97 (0.0000)
房价的不确定性	0.0183	3	0.0061	114.34(0.0000)
误差	0.0228	459	0.0001	
总计	0.0485	465	0.0001	

注:括号中数字为 p 值。

要考虑邻近区域的涟漪效应对本地居民预防性储蓄的影响,还应结合式(10)进行分析。其中, σ_2 显著为正表明邻近地区的收入不确定性会通过空间相关性强化当地居民对预期收入的不确定性感受,从而引致更多的预防性储蓄。 σ_3 在统计上不显著而 σ_4 显著为正,表明房价是以交互项的形式,间接通过涟漪效应推高预防性储蓄的。

为了从边际效应角度定量分析收入和房价的不确定性对预防性储蓄的影响,需要将总效应分解为直接效应和间接效应。表7给出了这三种效应的估计结果。可以看出,收入的不确定性和交互项的三种效应在1%的置信水平下均是显著的,这表明忽

略这种涟漪效应会低估预防性储蓄动机强度。估计结果显示,收入不确定性的直接效应为1.69,这意味着若当地城镇居民的收入不确定性上升1%,预防性储蓄的相对规模会上升1.69%;收入不确定性的间接效应为2.09,表明若保持当地城镇居民收入不确定性的水平不变,其他地区的收入不确定性均上升1%,当地城镇居民的预防性储蓄相对规模会上升2.09%。对比交互项的直接效应和间接效应不难看出,涟漪效应使交互项的相对谨慎系数在原有基础上增加了约52%,这表明当不确定性在全地区加剧时,居民的不确定性感受会在原有基础上进一步加强,从绝对值上来看,这种加强的幅度是不容忽视的。

表7 空间杜宾模型的总效应分解

变量	直接效应		间接效应		总效应	
	回归系数	标准差	回归系数	标准差	回归系数	标准差
房价增长率	-0.1805	0.1871	-0.0665	0.0998	-0.2470	0.1025
收入的不确定性	1.6932***	0.2009	2.0928***	0.5509	3.7860***	0.5341
房价的不确定性	-0.0961	0.0595	0.4264	0.3589	0.3305	0.3624
交互项	3.2500***	0.2010	1.6935**	0.8425	4.9435***	0.6938

注: *、**和***分别表示在10%、5%和1%水平下显著。

表8 稳健性检验

变量	更换加权矩阵		更换代理变量	
	回归系数	标准差	回归系数	标准差
房价增长率(β_1)	-0.1633***	0.0224	-0.1663***	0.0223
收入的不确定性(β_2)	1.6387***	0.1836	1.7074***	0.1779
房价的不确定性(β_3)	-0.2125***	0.0539	-0.2089***	0.0503
交互效应(β_4)	3.3538***	0.2063	3.3579***	0.2064
房价增长率的空間效应(θ_1)	-0.0115	0.0921	-0.0431	0.0437
收入的不确定性的空間效应(θ_2)	1.0669**	0.5028	0.7873**	0.3542
房价的不确定性的空間效应(θ_3)	0.3014	0.2825	0.0678	0.0977
交互项的空間效应(θ_4)	1.5867**	0.7740	1.3840**	0.6989
空间自回归系数(ρ)	0.2508***	0.0975	0.2356***	0.0621
误差项方差(σ^2)	0.0007***	0.0001	0.0007	0.0001
拟合优度	0.7320		0.7724	

注: *、**和***分别表示在10%、5%和1%水平下显著。

(七) 稳健性检验

为了验证结论的可靠性,本文进行了两类稳

健性检验。为了检验回归系数对空间权重矩阵W的敏感性,本文将经济距离矩阵权重设定为0.1,

重新生成了用于回归的空间权重矩阵 W^* ，使用准极大似然法对模型进行了估计，结果显示，除了回归系数的大小出现微小变化外，其符号及显著性水平并未发生变化，这表明我国城镇居民的预防性储蓄的形成机制及涟漪效应的特点与前文中主回归的估计结果是一致的，从而验证了本文结论的稳健性。

此外，本文将房价的代理变量更换为商品房销售额/商品房销售面积，再次使用准极大似然估计，回归结果与之前相比并无明显变化，因而本文的结论是稳健的。

四、结论与政策建议

本文将房价因素纳入传统预防性储蓄研究框架，通过动态规划构建理论模型，基于空间计量视角，使用省级面板数据对我国城镇居民的预防性储蓄进行了实证研究，得出的结论：第一，理论模型的经济意义表明，预防性储蓄是由居民对不确定的敏感程度（即相对谨慎系数）和收入、房价的波动共同决定的，是主观和客观因素相结合的产物。第二，我国城镇居民针对收入不确定性的相对谨慎系数和交互效应的相对谨慎系数显著为正，说明他们对收入的不确定性是比较敏感的，房价波动以交互效应的形式间接影响预防性储蓄。第三，我国城镇居民的预防性储蓄行为存在空间相关性，邻近省份居民的消费及储蓄行为通过空间滞后项影响当地居民。另外，房价波动的涟漪效应强化了预防性储蓄动机。城镇居民对交互效应的敏感程度在原有基础上增加了约 52%；当邻近省份的收入与房价的不确定性增加时，当地居民的预防性储蓄规模会增加相应幅度，当这种不确定性在全国范围内加剧时，涟漪效应对消费的抑制作用是明显的。

随着我国经济步入中高速增长的新常态，亟须从全局和系统的角度思考如何通过合理的制度安排和机制设计来管理预期，从而熨平城镇居民对于收入和房价的不确定性感受，这样才有助于缓解涟漪效应对城镇居民消费的影响。

本文结论的政策启示是，在出台促进消费、扩大内需的调控政策时，一方面，可从客观因素出发，围绕削弱房价和收入不确定性这个思路进行。削弱房价不确定性方面，应注重房地产的土地供给管理，抑制房地产过度投机，从而增强政府管理房价预期的能力，使城镇居民对房价波动形成较为稳定

的预期，减弱他们对房价不确定性的感受。在削弱收入不确定性方面，稳定工资收入在可支配收入中的份额；适度引导消费金融，以缓解流动性约束的方式降低居民所面临的不确定性。另一方面，可从主观因素出发，削弱居民对不确定性的敏感程度。由于相对谨慎系数会通过乘数作用放大不确定性对消费的抑制作用，而该系数又取决于效用函数的凸性。因此，相关政策可围绕降低居民风险厌恶程度以及购房偏好这个思路，发挥相对谨慎系数对削减预防性储蓄的乘数作用。结合我国当前的实际情况来看，社会保障制度已日趋完善，但居民储蓄率偏高的情况并未出现明显改变，这很可能是因旨在减少不确定性的政策效果出现了边际递减。本文的实证结论表明我国城镇居民的相对谨慎系数是比较高的，其乘数作用是明显的。因此，将政策着力点向居民主观因素这个方向倾斜，很有可能避开以往消费刺激政策的困境，起到“四两拨千斤”的效果^⑩。

随着区域经济一体化的推进，房价的涟漪效应对城镇居民储蓄行为的影响不容忽视。当房价进入上升通道后，会因为涟漪效应的作用使城镇居民的预防性储蓄动机再度强化。因此，在出台消费刺激政策时，有必要充分考虑空间因素。现有文献表明，一线城市的房价能辐射更广的地区，其辐射力度较其他城市也更强（丁如曦、倪鹏飞，2015；余华义、黄燕芬，2015）。因此，可考虑建立多层次调控体系来有效遏制一线城市房价的过快上涨。

注：

①②根据《中国统计年鉴》数据。

③住房反向抵押贷款是指拥有房屋产权的人将房屋产权抵押给银行、保险公司等金融机构，金融机构对其价值进行评估后，以支付年金形式将房屋价值分摊到抵押人的预期寿命年限中去，直到抵押人去世，金融机构获得房屋的产权。

④⑤⑥⑩感兴趣的读者可向作者索取推导过程。

⑦测算相对谨慎系数的重要性在于：它只包含消费者的偏好信息而不含外界客观信息（不确定性），故可将它从预防性升水中抽离出来单独研究，这样就相当于控制住了不确定性，从而能更清晰地反映每单位不确定性引致多大规模的预防性储蓄。因此，相对谨慎系数是理解预防性储蓄的关键。

⑧若要考察 $S_r(W)_{ij}$ 在统计上是否显著，可先计算其方差，进而构造 t 统计量进行检验，其方差的表达式为：
$$\text{VAR}(S_r(W)_{ij}) = v_{ij}^2 \text{VAR}(\hat{\beta}_r) + \left(\sum v_{ij} \omega_{ij}\right)^2 \text{VAR}(\hat{\delta}_r)$$
，其中， v_{ij} ， ω_{ij} 分别为 V 和 W 中对应元素。

⑨以广东省为例,广东地理上和福建、江西、湖南和广西相邻,但广东与福建的经济密切程度较其他省份高,经济的相互影响程度不同,因此需要加入经济距离因素予以区别。

⑩ $\sigma^2 = \frac{(e_0 - \rho e_w)'(e_0 - \rho e_w)}{n}$, 其中 e_0 为 Y 对 X 的回归残差, e_w 为 WY 对 X 的回归残差。

⑪现实中理性人的假设并不总是成立的,其中一个原因在于行为人因认知偏差而导致自制力下降,从而产生多消费的行为偏差,此时他的风险厌恶程度很可能下降。有关认知偏差的文献可参考叶德珠等(2012), Akerlof(1991)以及 Gruber & Köszegi(2001)。

参考文献:

陈斌开 杨汝岱,2013:《土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄》,《经济研究》第1期。

陈彦斌 邱哲圣,2011:《高房价如何影响居民储蓄率和财产不平等》,《经济研究》第10期。

丁如曦 倪鹏飞,2015:《中国城市住房价格波动的区域空间关联与溢出效应——基于2005—2012年全国285个城市空间面板数据的研究》,《财贸经济》第6期。

雷震 张安全,2013:《预防性储蓄的重要性研究:基于中国的经验分析》,《世界经济》第6期。

李春风 刘建江 陈先意,2014:《房价上涨对我国城镇居民消费的挤出效应研究》,《统计研究》第12期。

李剑 臧旭恒,2015:《住房价格波动与中国城镇居民消费行为——基于2004—2011年省际动态面板数据的分析》,《南开经济研究》第1期。

李雪松 黄彦彦,2015:《房价上涨、多套房决策与中国城镇居民储蓄率》,《经济研究》第9期。

李永友,2014:《房价上涨的需求驱动和涟漪效应——兼论我国房价问题的应对策略》,《经济学(季刊)》第2期。

林光平 龙志和 吴梅,2006:《中国地区经济 σ -收敛的空间计量实证分析》,《数量经济技术经济研究》第4期。

宋明月 臧旭恒,2016:《我国居民预防性储蓄重要性的测度——来自微观数据的证据》,《经济学家》第1期。

颜色 朱国钟,2013:《“房奴效应”还是“财富效应”?——房价上涨对国民消费影响的一个理论分析》,《管理世界》第3期。

杨瑞琼 杭斌,2012:《预防性储蓄的空间探索》,《统计研究》第11期。

叶德珠 等,2012:《消费文化、认知偏差与消费行为偏差》,《经济研究》第2期。

余华义 黄燕芬,2015:《货币政策效果区域异质性、房价溢出效应与房价对通胀的跨区影响》,《金融研究》第2期。

袁冬梅 李春风 刘建江,2014:《城镇居民预防性储蓄动机的异质性及强度研究》,《管理科学学报》第7期。

张安全 凌晨,2015:《习惯形成下中国城乡居民预防性储蓄研究》,《统计研究》第2期。

赵天亮 梁文泉 李实,2014:《房价上涨能够解释中国城镇居民高储蓄率吗?——基于CHIP微观数据的实证分析》,《经济学(季刊)》第1期。

周建 等,2013:《中国农村消费与收入的结构效应》,《经济研究》第2期。

Akerlof, G. A. (1991), “Procrastination and obedience”, *American Economic Review* 81(2):1-19.

Baiardi, D. et al(2015), “New results on precautionary saving under two risks”, *Economics Letters* 130(C):17-20.

Dynan, K. E. (1993), “How prudent are consumers?”, *Journal of Political Economy* 101(6):1104-1113.

Gruber, J. & B. K. szegi(2001), “Is addiction ‘rational’? Theory and evidence”, *Quarterly Journal of Economics* 116(4):1261-1303.

Kimball, M. S. (1990), “Precautionary saving in the small and in the large”, *Econometrica* 58(1):53-73.

Lee, L. & J. Yu(2010), “Estimation of spatial autoregressive panel data models with fixed effects”, *Journal of Econometrics* 154(2):165-185.

Leland, H. E. (1968), “Saving and uncertainty: The precautionary demand for saving”, *Quarterly Journal of Economics* 82(3):465-473.

LeSage, J. & R. K. Pace(2010), *Introduction to Spatial Econometrics*, CRC Press.

Meen, G. (1999), “Regional house prices and the ripple effect: A new interpretation”, *Housing Studies* 14(6):733-753.

(责任编辑:陈建青)