

预期、收入差距与中国城市房价租金“剪刀差”之谜^{*}

高 波 王文莉 李 祥

内容提要: 2003 年以来,中国城市房地产销售价格相对租赁价格的更快上涨,形成了城市房价租金“剪刀差”,使房价泡沫固化。针对中国城市房价租金“剪刀差”之谜,本文从居民住房买租选择机制入手构建了购房者与租房者的住房消费选择模型,运用 2000—2010 年中国 35 个大中城市的面板数据和动态面板系统 GMM 估计方法做了实证检验。研究发现,由于居民住房买租选择更倾向于购房居住,促使城市房价租金比升高。在适应性预期下,房价租金比下降;在理性预期下,房价租金比上升。城市居民收入差距扩大是引发城市房价租金比升高的主要因素。在所有影响因素中,居民人均可支配收入的变化对城市房价租金比变动的影响力最大。因此,完善收入分配制度和不断降低收入差距,加强房价预期管理,大力培育住房租赁市场,引导居民住房理性消费,抑制房地产投资和投机需求,是降低城市房价租金比,防止房价泡沫膨胀和破灭的重要措施。

关键词: 房价租金比 剪刀差 预期 收入差距 买租选择

一、引言和文献回顾

人们把同一宗房地产销售价格与月租金之比称之为房价租金比。房价租金比是判断房地产市场是否存在泡沫的主要衡量指标之一(Himmelberg et al., 2005; Brunnermeier & Julliard, 2008),它的变动一直受到人们的普遍关注。根据国家统计局公布的《35 个大中城市房屋价格指数》,以 1998 年为基期,绘制房地产销售价格和租赁价格定基指数曲线(见图 1),由此可以观察中国 35 个大中城市房地产销售价格与租赁价格走势及房价租金比的变化。如图 1 所示,2003 年之前,中国 35 个大中城市房地产销售价格及租赁价格走势基本上是一致的,但是,2003 年以来,相对于租赁价格的走势,房地产销售价格呈现出明显的上涨趋势,表明房价租金比呈现出不断扩大的趋势。高波等(2008)借鉴工农业产品在交换过程中因为不等价交换而出现的工农业产品价格变化“剪刀差”趋势,首次将这种现象称之为房价租金“剪刀差”。与此同时,大量数据表明中国城市房价租金比偏高或呈扩大趋势。根据国家发改委的抽样调查报告,2008 年上半年全国房价租金比高达 400。我们长期跟踪研究发现,2011 年,南京、苏州、无锡、常州等城市的房价租金比在 400—500 之间。国际上通行的房价租金比合理区间为 200—300,如果房价租金比超过 300,意味着存在较大的房价泡沫。从理论上讲,房地产销售价格是房地产租金的资本化,如果一个地区的房地产租金回报率明显偏低,由租金资本化得到的价值大大低于房地产的市场价格,则说明房价完全脱离了房地产价值而出现泡沫,而房地产市场一旦出现泡沫并持续膨胀将导致泡沫破灭,甚至引发金融危机。但是,

^{*} 高波,南京大学经济学院、长江三角洲经济社会发展研究中心,邮政编码: 210093,电子信箱: gaobo@nju.edu.cn; 王文莉,南京大学经济学院、百瑞信托有限责任公司,电子信箱: wwenli2007@126.com; 李祥,南京大学经济学院,电子信箱: lixr1213@yahoo.com.cn。本文得到教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“我国城市住房制度改革研究”(10JZD0025)、国家社会科学基金重点项目“扩大内需与引导住房理性消费的宏观经济政策研究”(08AJY010)和“江苏高校优势学科建设工程资助项目”的资助。非常感谢匿名审稿人严谨且富有建设性的修改意见,当然文责自负。

中国城市房价租金“剪刀差”已经持续了近10年时间,尽管出现了像鄂尔多斯等个别城市的房价泡沫崩溃现象,却并未引发全局性的泡沫破灭事件,这正是中国的城市房价租金“剪刀差”之谜。

针对中国城市房价租金“剪刀差”之谜,学术界和实践部门做了多种解释。一种解释是,虽然中国房价一直呈现上涨趋势,尤其是2003年以后房价出现大幅上涨,但是在房价大幅上涨的同时,城镇居民人均可支配收入快速增长,且高于同期房价的上涨幅度(见图2),这使城市房价租金“剪刀差”扩大过程中泡沫固化。另一种解释则从货币投放和宏观经济因素出发,探究近年来中国城市房价租金比不断扩大的原因。王艺明(2008)认为银行过度放贷、人民币持续升值预期造成房地产价格大幅上涨,而租金等经济基本面因素并不能提供足够的支撑。陈建等(2009)认为投资者并不会基于经济基本面如租金的变化而做出购买决策,而是深受货币幻觉的影响,投资者的货币幻觉诱发了房价的膨胀和房价租金比上升。还有一种解释是从房地产买卖市场和租赁市场的市场结构差异,考察房价与租金形成机制的差异,进而分析房价与租金走势的不同。严金海(2006)认为中国房地产销售市场垄断有余、竞争不足,在一些地区甚至是寡头垄断市场,推高了房价。现实中,房地产租赁市场则存在竞争。可见,学者们已从多个角度、多个层面着手分析中国城市房价与租金的变动。但是,这些解释或者仅以几个城市为研究对象,或者缺乏更为深入的理论分析,并未能充分地揭示城市房价租金“剪刀差”之谜的内在逻辑,解释并不充分。

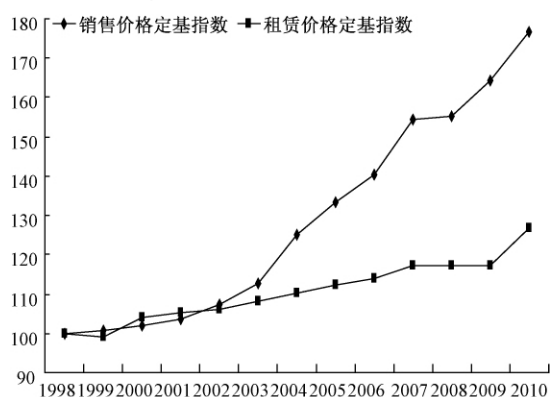


图1 中国城市房价租金“剪刀差”

数据来源: 国家统计局, <http://www.stats.gov.cn/>。

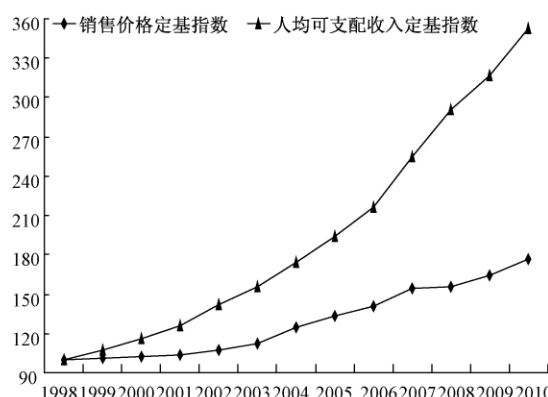


图2 人均可支配收入与房价走势

实际上,一段时期内一个国家或地区房价租金比不断扩大这一现象并非中国所独有,在国外亦并不鲜见。Sommer et al. (2011) 发现在1995—2005年间,美国的实际房价增长了46%,实际租金则几乎没有什么变化,2006年房价租金比的峰值水平是2000年的1.4倍。他们认为这期间美国较低的利率水平、宽松的信贷条件以及高涨的收入水平一方面推动了房价的快速上涨,另一方面则阻碍了租金的上涨,因而部分解释了房价租金比不断扩大的现象。Case & Shiller(2003)指出,长期的低利率政策是美国房价租金比不断扩大的主要原因,此外,购房时的税收优惠政策也促使房价租金比扩大。Campbell et al. (2009) 在动态戈登增长模型框架下,对美国房价租金比进行因素分解,发现预期未来租金增长在房价租金比的波动中仅起小部分作用,而预期实际利率和风险溢价的变化则解释了大部分的房价增长,意味着房价租金比的变动主要是由预期未来房地产价格变动引起的。Winters(2012)认为人们对未来住房需求的扩大并不会影响当期住房租赁价格,相反却会影响当期的住房出售价格,进而导致房价租金比升高。Granziera & Kozicki(2012)研究发现有限理性预期能够很好地解释2000—2005年美国房价租金比不断扩大的现象。除了美国以外,20世纪90年代末以来,英国、芬兰、西班牙和德国等工业化国家均不同程度地经历了以房价租金比不断扩大为

标志的房地产泡沫(Taipalus, 2006)。Ayuso & Restoy(2007)认为快速上涨的房价导致了西班牙房价租金比的扩大。Frappa & Mesonnier(2010)通过对17个OECD国家的研究表明,加拿大、澳大利亚等中央银行施行以反通胀为目标政策的国家,其房价租金比往往较高。宽松的货币政策、对房价上涨的预期、旺盛的住房需求等是导致房价租金比升高的主要因素。

上述学者针对不同国家或地区房价租金比不断扩大这一现象所做的解释,具有重要的启发意义和借鉴价值。为了更深刻地揭示中国城市房价租金比不断扩大现象的本质,从而破解中国城市房价租金“剪刀差”之谜,需要从购房者与租房者不同的住房消费(购房、租房)选择机制——住房买租选择机制着手。而在决定住房消费选择的各种变量中,居民的偏好、预期和收入水平等无疑是十分重要的影响因素。

在微观经济学理论中,研究居民的消费行为离不开对居民消费偏好的分析,在居民住房消费选择中房地产的需求模式选择(Tenure Choice)一直是研究的热点。住房买租选择,假定人们占有住房的模式之间是可以替代的。Henderson & Ioannides(1983)指出,在完全信息条件下人们选择持有住房与持有其他资产是无差异的,住房买租选择,取决于租赁的外部性,由于租赁外部性的存在人们更偏好持有住房而非租赁住房;在信息不完全时,人们持有住房的收益不再确定,相反持有其他资产的回报则是确定的,此时人们更加偏好租赁住房。近年来,一些研究表明,由于重男轻女的生育倾向导致的畸形婚恋市场(Wei & Zhang, 2011)、租房人的权益难以获得有效保障(高波、赵奉军, 2012)等原因,中国人尤其是中国的年轻人更加倾向于购买住房而非租赁住房。

预期是影响房地产市场运行和房价波动的重要因素。在房地产市场中,消费者的预期包括个人及家庭对未来收入、通货膨胀和房价的预期。仅从消费者对房价的预期来看,学者们研究发现人们对房价的预期是房价和房地产销售量的重要影响因素(Wheaton, 1990; Berkovec & Goodman, 1996)。Clayton(1996)构建了理性预期模型,指出由于理性预期的存在,房价可能短期偏离基本面。Case & Shiller(2003)则认为人们对未来房价增长形成不现实的预期,很可能导致房价泡沫的产生。况伟大(2010)对预期与房价波动做了理论分析和实证检验,理性预期模型表明预期房价越高房价波动越大;适应性预期模型表明,当消费性需求占主导时,上期房价越高,房价波动越小,当投机性需求占主导时,上期房价越高,房价波动越大;实证结果表明,预期对中国城市房价波动具有较强的解释力。从最近的研究来看,居民关于利率和房价变动的预期对房价租金比变动的影响逐渐为学者们所关注(Campbell et al., 2009; Granziera & Kozicki, 2012)。

居民可支配收入是住房需求的决定因素,收入水平的高低将影响居民的住房支付能力,对住房需求产生直接影响。而收入分配结构,即收入差距对住房需求则产生重要影响。在不完美资本市场的资金约束下,具有不同收入的居民实际购买力存在差异,从而导致居民收入差距对住房市场的两个子市场——住房买卖和租赁市场产生影响,形成挤出效应。Gollier(2001)认为不同收入群体的风险厌恶系数不是一成不变的。随着收入的增加,人们对风险的抵抗力将逐渐增强,从而会增持较高收益的风险性资产的比重。在房价上涨、房地产升值期间,收入差距的加大使高收入者收入增长得更快,导致资产组合中房地产的需求增加,从而对低收入者的购房需求产生负面影响。收入差距加大还将通过对总需求和宏观经济的影响间接作用于住宅市场。从已有的研究来看,收入分配主要通过信贷市场的不完善(Galor & Zeria, 1993; Galor & Moav, 2004)、财政政策(Alesina & Rodrik, 1994; Persson & Tabellini, 1994)和社会政治的不稳定性(Benhbib & Rustichini, 1996; Carmignani, 2003)等三个渠道影响宏观经济,从而间接作用于住宅市场。

综上所述,虽然偏好、预期和收入等因素对房地产市场的影响一直为人们所关注,但是现有文献却较少对这些因素进行综合分析,并系统考察这些因素对房价与租金的影响,对中国城市房价租金比变动的研究也很不足。因此,本文综合考察居民的偏好、预期和收入差距等因素,构建购房者

与租房者的住房消费选择理论模型,并进行实证检验,揭开中国城市房价租金“剪刀差”之谜。

本文第二部分构建购房者与租房者的住房消费选择理论模型,并提出三个命题;第三部分运用 2000—2010 年中国 35 个大中城市的动态面板数据,采用动态面板系统 GMM 估计方法对相关命题进行实证验证;第四部分进一步讨论城市化和租赁市场对城市房价租金比的影响;最后是本文的结论及政策建议。

二、住房买租选择与房价租金比变动的理论模型

(一) 预期、住房买租选择与房价租金比变动

居民的住房消费包括购买住房与租赁住房两种消费行为,本文不严格区分购买住房行为中的自住消费行为、投资购房行为与投机购房行为。假设消费者以购买住房 $h(h_1, h_2, \dots, h_n)$ 和其他物品 $c(c_1, c_2, \dots, c_n)$ 支出的组合 $X = X(c, h)$ 实现效用最大化,这种消费组合的效用函数为:

$$U(c, h) = \prod X_i^{\alpha_i} \quad (1)$$

其中, $0 < \alpha_i < 1, X_i \geq 0$ 。

将效用函数式(1)两边取对数,转化为:

$$U(c, h) = \alpha_1 \ln c + \alpha_2 \ln h \quad (2)$$

买租选择也称为居住权形式选择,购买比租赁对家庭更有吸引力(Henderson & Ioannides, 1983),即家庭更偏好自有住房,自有住房可以使得住房所有权人获取住房未来的升值收益,更为重要的是相对于租赁住房,在中国自有住房可以使得所有权人更充分地享受以公共教育资源为代表的基本公共服务,这意味着 1 单位自有住房给居住者带来的效用大于 1 单位租赁住房的效用。因此,自有住房的效用函数需要在租赁住房效用函数的基础上乘上一个大于零的因子,设其为 γ ,则自有住房的效用函数为:

$$U_h(c, h) = \alpha_1 \ln c + (1 + \gamma) \alpha_2 \ln h, \gamma > 0 \quad (3)$$

根据传统的效用理论,在住房买租的两种方式下,由于贷款、税收、购买价格和租赁价格等的差异,使得消费者在住房买租的选择上面临不一样的预算约束线,消费者根据自身的实际情况将在购买和租赁两种住房消费方式中选择能带来更大效用的方案,最终使买房和租房在不同的效用函数和预算约束方程的作用下具有不同的市场需求函数。借鉴 Henderson & Ioannides(1983)的建模思想,本文做如下假设:①消费者的目标是实现跨期效用最大化。②发生在第 1 期的住房使用成本在第 2 期承担。③除住房服务以外的其他商品价格标准化为 1。

作为购房者,其效用是第 1 期和第 2 期跨期效用的总和。第 1 期的效用是通过自有住房获得的住房服务和消费其他商品实现的,第 2 期的效用为消费者在支付了两期的费用后所拥有的剩余财富带来的间接效用。消费者对家庭财富进行配置实现效用最大化的方程组合为:

$$\max_{c, h} [U_h(c, h) + V(w)] \quad (4)$$

$$s. t. \quad y'_1 + L = c + Ph + S \quad (5)$$

$$w = y'_2 + Ph(1 + g) - L(1 + r) + S(1 + r) \quad c > 0, h \geq 0 \quad (6)$$

其中, $U(\cdot)$ 是第 1 期居住者消费住房服务和其他商品所获得的效用, $V(\cdot)$ 是间接效用函数,反映了第 1 期后消费者拥有的剩余财富所带来的效用,假设两者都属于递增(二阶连续可微)并且严格拟凹的函数; w 是第 2 期末的家庭净财富。 y'_1 为住房自有者第 1 期的工资薪金等收入, y'_2 是住房自有者在第 2 期初所获得的收入。 L 是为购房发生的银行贷款, g 为房价变动率, S 是第 1 期拥有的大于 0 的储蓄,市场实际利率为 r , P 是单位住房的价格,且 $P \gg 0$ 。

根据式(4)设拉格朗日函数为:

$$Z = U_h(c, h) + V(w) + \lambda_1(y_1 + L - c - Ph - S) \quad (7)$$

将式(3)、(6)代入式(7),并分别对 c 和 h 求导,根据最优解条件得:

$$P = \frac{(1 + \gamma) \alpha_2 / h}{\alpha_1 / c - V'(w)(1 + g)} \quad (8)$$

同理,作为租房者,对家庭收支状况进行配置实现效用最大化的方程组为:

$$\max_{c, h} [U(c, h) + V(w)] \quad (9)$$

$$s. t. y_1 = c + Rh + S \quad (10)$$

$$w = y_2 + S(1 + r) \quad c > 0, h \geq 0 \quad (11)$$

其中, y_1 为租赁者第1期的工资薪金等收入, y_2 是租赁者在第2期初获得的收入, R 是住房的租赁价格。根据效用最大化的方程组合设拉格朗日函数为:

$$Z = U(c, h) + V(w) + \lambda_2(y_1 - c - Rh - S) \quad (12)$$

将式(2)、(11)代入式(12)后对 c 和 h 求导,根据最优解条件得:

$$R = \frac{\alpha_2 c}{\alpha_1 h} \quad (13)$$

由式(8)和式(13)进而可得房价租金比为:

$$\frac{P}{R} = \frac{\alpha_1 \alpha_2 (1 + \gamma)}{\alpha_1 \alpha_2 - V'(w)(1 + g) \alpha_2 c} \quad (14)$$

根据式(14)分别就房价的变动率 g 和反映自有住房或租赁住房效用差异程度的 γ 对房价租金比求导。消费者的效用随财富增长而增加, $V(\cdot)$ 是递增并且严格拟凹的函数,有 $V'(w) > 0$,此外, $P \gg 0$,因此,求导可得: $\frac{\partial(P/R)}{\partial \gamma} > 0$ 、 $\frac{\partial(P/R)}{\partial g} > 0$ 。

由此可以得到关于房价租金比的以下两个命题。

命题1: 在收入、利率等因素不变的情况下,如果自有住房和租赁住房对消费者存在效用差异,随着这种差异的加大,消费者实现效用最大化的住房买租选择的结果是倾向于购房消费,将促使房价租金比升高。

Henderson & Ioannides(1983)的研究认为由于租赁的外部性导致租赁者必然会对住房过度使用,这种负的外部性使得租赁住房得不到有效的保护,住房质量较差,促使消费者在支付能力允许的条件下尽可能购房居住而不是租房居住。在现实中,除了租赁的外部性,自有住房和租赁住房在房屋设施完善程度、新旧程度和社会公共权益等方面同样存在一定的差异,根据由住房服务产生效用引申出的住房特征价格方程,住房特征上的差异会产生效用上的差异,从而导致价格上的差异。在中国特有的文化环境下,人们往往将拥有的住房视为个人或家庭的最重要资产,是遗传给子孙后代的家产或祖屋。同时,因为人口性别比失衡所致的特殊婚恋市场,对旺盛的购房需求起到推波助澜的作用(Wei & Zhang, 2011)。因此,上述种种因素使得消费者存在“重买轻租”的住房消费偏好,消费者对购房的偏好越大,促使房价的涨幅越大。

命题2: 在收入、利率等因素不变的情况下,如果对房价有上涨预期,消费者实现效用最大化的住房买租选择的结果是房地产投机需求增加,将引致房价租金比升高。

将式(8)、式(13)分别对 g 求偏导可得: $\frac{\partial P}{\partial g} > 0$, $\frac{\partial R}{\partial g} = 0$,说明预期对房价有正向作用,而对租金没有影响。因此,当对房价有上涨预期时,房价走势将脱离租金走势而发生偏离。房地产市场有两种需求,即真实需求和投机需求。真实需求反映了经济基本面因素,如人口、收入、利率等因素对房地产市场的影响;而投机需求产生的必要条件有两个,即乐观的预期或宽松的金融环境。根据以

往大量的研究,乐观预期导致的住房投机需求是造成房地产泡沫的一个重要推动力。而伴随着房地产真实需求的扩大,更易形成房价上涨的预期,推动房地产投机需求膨胀,房价上涨超过租金上涨,促使房价租金比进一步扩大。

(二) 收入差距、住房买租选择与房价租金比变动

住房的拥有者和租赁者根据家庭收入状况进行买租决策,实现跨期效用最大化的方程组合,表明对住房服务的需求是收入和房价(租金)的一个函数形式。对于购房者而言,住房需求函数为:

$$D_p = f_p(y_p, P, \theta_p) \quad (15)$$

其中, D_p 为消费者的购房需求, y_p 为购房者的家庭收入, θ_p 为预期、利率、通货膨胀、人口等除收入外影响购房行为的其他相关变量。

对于租赁者而言,住房需求函数为:

$$D_R = f_R(y_R, R, \theta_R) \quad (16)$$

其中, D_R 为消费者的租房需求, y_R 为租房者的家庭收入, θ_R 为利率、通货膨胀、人口等除收入外影响租房行为的其他相关变量。

价格方程可以通过需求方程的逆函数得到(Meen, 1990; Muellbauer & Murphy, 1997)。因此,根据式(15)和式(16),房价 P 和租金 R 可以表示为收入的一个函数形式,即 $P = f_p^*(y_p, \theta_p)$ 、 $R = f_R^*(y_R, \theta_R)$, 且 $\partial f_p^* / \partial y_p > 0$ 。Fallis(1983)基于消费者效用经济学的住房选择理论模型,住房自有者和租赁者收入预算约束方程存在较大的差别,住房自有者预算约束方程与住房租赁者相比,不但在购房时承受首付购房款的负担,同时在持有住房期间还要支付抵押贷款、房屋维修费、财产税等费用。因此,购房者的收入状况一般要大于或等于租赁者的收入水平,才能实现购房的有效需求。假设房价函数中收入大于或等于租金方程中的收入,存在一个大于或等于 0 的差额 β , 即 $y_p = (1 + \beta)y_R, \beta \geq 0$, 则有:

$$\frac{P}{R} = \frac{f_p^*[(1 + \beta)y_R, \theta_p]}{f_R^*(y_R, \theta_R)} \quad (17)$$

将式(17)对 β 求偏导,可得:

$$\frac{\partial(P/R)}{\partial \beta} = \frac{\frac{\partial f_p^*[(1 + \beta)y_R, \theta_p]}{\partial [(1 + \beta)y_R]} y_R}{f_R^*(y_R, \theta_R)} \quad (18)$$

由于 $\frac{\partial f_p^*}{\partial y_p} > 0, y_R > 0$, 可得: $\frac{\partial(P/R)}{\partial \beta} > 0$ 。

由此可以得到关于房价租金比的第三个命题。

命题 3: 在假定其他条件不变且房价是收入的增函数的情况下,随着购房者和租赁者收入差距的扩大,购房者的购房支付能力增强,租赁者的租房支付能力下降,导致房价租金比升高。

随着收入差距逐步扩大,高收入阶层在收入分配中的份额上升,收入增长速度快于低收入阶层,具有强劲的住房购买力;低收入阶层在收入分配中的份额下降,收入增长缓慢,面对日益高涨的房价,住房支付能力逐步减弱。由于房价持续高涨使房地产成为一项稳定的较高收益的投资,居民购房意愿不断增强,住房需求中投资或投机需求的比例增加,推动房价上涨,将不具有购房支付能力的低收入阶层排除在住房交易市场以外。在房价持续高涨的情况下,高收入人群集中在住房交易市场,低收入人群一般面向租赁市场,实现住房消费需求。因此,随着收入差距的扩大,富者愈富,且特别青睐房地产等优质资产,推动房价上涨。理论上讲,房价上涨会对租金上涨有促进作用,但是,由于房价上涨使得住房的资产增值收益增加而住房的持有成本不会有明显变化,相反调

整租金将面临菜单成本、改变租约带来的谈判成本等一些费用,这就从供给方面降低了住房所有者提高房租的激励。而租赁市场上低收入居民支付能力相对下降,则从需求方面抑制了租金的上涨。房价和租金的这种变动,促使房价租金比不断升高。

三、实证分析

(一) 计量模型设定

本文利用 2000—2010 年中国 35 个大中城市的面板数据,①设立动态面板数据模型进行实证检验。因为自变量中含有被解释变量的滞后变量,而滞后变量与误差项相关,使得 OLS、RE 和 FE 等估计方法容易得出有偏的估计结果。因此,本文将采用 Arellano & Bover(1995) 以及 Blundell & Bond(1998) 提出的系统 GMM(SYS-GMM) 估计方法。与差分 GMM 估计方法相比,系统 GMM 方法由于可以同时利用变量水平变化与差分变化的信息,从而比差分 GMM 方法更有效。

由式(14)推导的结果,可设定计量模型如下:

$$HPR_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 HPR_{it-1} + \alpha_2 E_{it}^* + \alpha_3 D_HS_{it} + \alpha_4 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

其中, HPR_{it} 为 i 城市 t 时刻的定基房价增速与定基租金增速的比值, HPR_{it-1} 为一阶滞后项,这里以 $\Delta HPR'$ 表示城市房价租金比的变动率,从数学角度来说,用市场交易价格计算得到的房价租金比的变动 $\Delta HPR'$ 与用定基指数计算得到的房价租金指数值之比的变动 ΔHPR 在数值上是相同的。这是因为,假设基期某城市同一宗房地产的房价水平值为 P_0 , 租金为 R_0 , 指数值均为 100, T 期房价水平值 P_t , 租金 R_t , 则定基房价指数值为 $(P_t/P_0) \times 100$, 定基租金指数值为 $(R_t/R_0) \times 100$ 。分别计算 $\Delta HPR'$ 和 ΔHPR , 结果表明: $\Delta HPR' = \Delta HPR = P_t R_0 / R_t P_0 - 1$ 。可见,在数量上 HPR_{it} 的变动率与房价租金比的变动率是相等的。 E_{it}^* 为 i 城市 t 时刻居民对房价增速的预期,本文将分别考察居民对房价增速的适应性预期与理性预期的影响, D_HS_{it} 为 i 城市 t 时刻商品房销售面积的增速,用以表示居民对购买商品房的偏好程度, X_{it} 为控制变量,主要包括居民的人均可支配收入 y 、利率水平 r ——衡量居民的购房成本、人均财政支出水平 s 以及城市的住房建筑成本 ch , ε_{it} 为误差项。

由式(18)推导的结果,可设定计量模型如下:

$$HPR_{it} = \beta_0 + \beta_1 HPR_{it-1} + \beta_2 G_{it} + \beta_3 D_HS_{it} + \beta_4 X_{it} + \mu_{it} \quad (20)$$

其中, G_{it} 为 i 城市 t 时刻居民的收入差距,用基尼系数来表示, μ_{it} 为误差项,其余各变量的含义与上述相同。

(二) 数据说明与描述统计

被解释变量房价增速与租金增速的比值 HPR_{it} , 选取中经网—产业数据库中 35 个大中城市的房屋销售价格指数与房屋租赁价格指数计算而得。在核心解释变量中,对房价增速的预期测算 E_{it}^* , 以上一期房价的增速作为本期居民对房价的适应性预期 E_1 , 以下一期房价的增速作为本期居民对房价的理性预期 E_2 。对城市基尼系数 G_{it} 的测算,本文采用胡祖光(2004) 计算基尼系数的简易算法,即基尼系数近似地等于五分法中收入最高的那组人的收入百分比与收入最低的那组人的收入百分比之差。根据所选 35 个城市统计年鉴中“城镇居民家庭基本情况(按收入水平)”表下的人均可支配收入数据,利用简易公式测算了 2001—2009 年各城市的基尼系数,由于太原、昆明、哈尔滨、西安、长春、银川、南昌、西宁、呼和浩特等 9 个城市的收入分组数据缺失,本文用这些城市所在省份的收入分组数据近似测算。对居民购买商品房的偏好程度的测算以商品房销售面积的增

① 由于涉及到增长率的计算,最后进入回归方程的各变量的时间区间为 2001—2009 年。

速 D_HS_{it} 表示,数据来源于各城市统计年鉴和中经网数据库。

在控制变量中,人均可支配收入 y 以市区人口人均可支配收入表示,并剔除各城市物价影响,数据来自各年度《中国城市(镇)生活与价格年鉴》“大中城市家庭基本情况”,通过对各城市居民的抽样调查得出城市居民人均可支配收入。利率水平 r 以各城市一年期商业银行贷款实际利率作为代理指标,将名义利率按实行的时间加权平均后剔除各城市的物价影响,数据来自中国人民银行网站。人均财政支出水平 s 是地方财政预算内支出和年末总人口数之比,来自中经网统计数据库。城市的建筑成本 ch 以各城市开发建设时的竣工房屋单位面积造价来表示,采用各城市所在省(自治区、直辖市)的建筑成本数据为近似值,数据来源于各年《中国固定资产投资统计年鉴》中“各地区房地产开发房屋建筑面积和造价”。

从 35 个大中城市房价与租金变动来看,2001 年以来,除了北京、太原、长春、昆明以及西宁等少数几个城市以外,其他 30 个城市房价的涨幅均超过租金的涨幅,其中,尤其以上海、深圳、杭州、宁波、厦门、海口等东部地区城市为甚,房价涨幅超过租金涨幅的 40% 甚至更多。上述所有变量的描述统计见表 1。

表 1 样本数据描述

变量	观测数	均值	标准差	最大值	最小值
房价租金指数比(HPR)	315	1.14	0.19	1.64	0.69
适应性预期(E_1)	315	0.09	0.11	0.62	-0.06
理性预期(E_2)	315	0.13	0.13	0.62	-0.06
基尼系数(G)	286	0.30	0.04	0.41	0.21
商品房销售面积增速(D_HS)	315	0.24	0.37	2.09	-0.59
人均可支配收入对数(lny)	315	9.35	0.35	10.31	8.68
利率水平(r)	315	4.55	1.87	8.64	-0.80
人均财政支出水平对数(lms)	315	8.22	0.74	10.63	5.89
建筑成本对数($lnch$)	313	7.15	0.35	8.45	6.44

(三) 单位根检验

在进行实证分析之前,为了减少伪回归,还需要对样本数据进行单位根检验。根据是否为相同根,面板数据进行单位根检验的方法可以分为两类。一类是相同根情形下的单位根检验,此类单位根检验方法主要有 LLC、Hadri 检验;另一类是不同根情形下的单位根检验,此类单位根检验方法主要有 IPS、Fisher-ADF 和 Fisher-PP 检验。本文分别采取 LLC 方法(Levin et al., 2002)与 IPS 方法(Im et al., 2003)对各变量进行单位根检验。各变量 LLC 与 IPS 单位根检验的结果见表 2。由表 2 可知,除了基尼系数(G)、商品房销售面积增速(D_HS)与利率水平(r)以外,各变量均为非平稳变量,但是一阶差分以后都是平稳的。

(四) 回归结果分析

本文采用两步法系统 GMM 对方程进行估计,估计结果见表 3。表 3 中各方程的 Sargan 统计量结果表明,回归结果不存在工具变量的过度识别问题,工具变量是有效的。AR(1) 和 AR(2) 统计量的结果表明,模型不存在二阶序列相关问题。因此,各方程的回归结果呈现出良好的稳健性。

各模型的结果均表明,商品房销售面积增速的系数是正的,且在 5% 的水平上显著。商品房销售面积增长率每增加 1%,房价增速与租金增速的比值将增加 0.01% 左右。因为商品房销售面积增速是用来衡量居民对购房的偏好的,商品房销售面积增速越大,表明居民对购房的偏好程度越大,所以,可以认为居民对购房偏好的增加,将导致房价增速与租金增速比值的增加,从而使房价租金比不断扩大。因此,命题 1 得到实证检验验证。

表 2 各变量 LLC 与 IPS 单位根检验结果

变量	原序列		一阶差分序列	
	LLC 检验	IPS 检验	LLC 检验	IPS 检验
<i>HPR</i>	-8.62 ^{***} (0.00)	-0.47 (0.32)	-8.33 ^{***} (0.00)	-2.40 ^{***} (0.01)
<i>E₁</i>	-3.63 ^{***} (0.00)	0.40 (0.66)	-9.36 ^{***} (0.00)	-5.34 ^{***} (0.00)
<i>E₂</i>	-5.20 ^{***} (0.00)	-0.37 (0.36)	-12.70 ^{***} (0.00)	-4.20 ^{***} (0.00)
<i>G</i>	-11.06 ^{***} (0.00)	-2.78 ^{***} (0.00)	-16.82 ^{***} (0.00)	-8.10 ^{***} (0.0600)
<i>D_{HS}</i>	-2.37 ^{**} (0.01)	-2.30 ^{**} (0.01)	-2.11 ^{**} (0.02)	-3.72 ^{***} (0.00)
<i>lny</i>	-2.91 ^{**} (0.00)	5.45 (1.00)	-12.98 ^{***} (0.00)	-3.43 ^{***} (0.00)
<i>r</i>	-16.50 ^{***} (0.00)	-6.30 ^{***} (0.2413)	-15.91 ^{***} (0.00)	-6.23 ^{***} (0.00)
<i>lns</i>	4.26 ^{***} (1.00)	6.69 (1.00)	-7.75 ^{***} (0.00)	-2.44 ^{***} (0.01)
<i>lnch</i>	1.18 (0.88)	5.22 (1.00)	-9.43 ^{***} (0.00)	-2.06 ^{**} (0.02)

注: (1) 括号内为 p 值; (2) ^{***}、^{**} 和 ^{*} 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上拒绝“有单位根”的原假设。

表 3 两步法系统 GMM 估计结果

变量	1	2	3	4	5
<i>L1. HPR</i>	1.566 ^{***} (0.035)	0.900 ^{***} (0.017)	1.638 ^{***} (0.019)	0.915 ^{***} (0.018)	0.801 ^{***} (0.023)
<i>E₁</i>	-0.001 [*] (0.0004)			-0.004 ^{***} (0.0003)	-0.004 ^{***} (0.0004)
<i>E₂</i>		0.011 ^{***} (0.0004)		0.015 ^{***} (0.0005)	0.012 ^{***} (0.0005)
<i>G</i>			-0.003 (0.062)	0.172 ^{***} (0.048)	0.185 ^{***} (0.039)
<i>D_{HS}</i>	0.012 ^{***} (0.003)	0.004 ^{**} (0.002)	0.016 ^{***} (0.004)	0.008 ^{***} (0.002)	0.006 ^{***} (0.001)
<i>lny</i>	0.149 (0.039)	0.141 ^{***} (0.035)	0.194 ^{***} (0.028)	0.192 ^{***} (0.039)	0.289 ^{***} (0.036)
<i>r</i>	-0.012 ^{***} (0.001)	-0.011 ^{***} (0.001)	-0.010 ^{***} (0.001)	-0.013 ^{***} (0.001)	-0.012 ^{***} (0.001)
<i>lns</i>	-0.084 ^{***} (0.015)	-0.043 ^{***} (0.014)	-0.087 ^{***} (0.012)	-0.035 ^{***} (0.011)	-0.055 ^{***} (0.013)
<i>lnch</i>	0.019 (0.050)	0.069 ^{***} (0.013)	-0.127 ^{***} (0.026)	0.023 ^{***} (0.018)	0.049 ^{**} (0.021)
<i>EA</i>					0.100 ^{***} (0.024)
常数项	-0.091 (0.097)	-0.473 ^{***} (0.078)	0.111 (0.080)	-0.632 ^{***} (0.129)	-0.949 ^{***} (0.114)
AR(1)	-3.819 (0.0001)	-3.324 (0.001)	-3.017 (0.003)	-2.283 (0.022)	-2.132 (0.033)
AR(2)	-0.415 (0.678)	-0.579 (0.563)	-0.902 (0.367)	0.004 (0.997)	-0.092 (0.927)
Sargan 值	31.368 (0.498)	28.325 (0.742)	29.382 (0.600)	28.287 (0.743)	22.403 (0.918)

注: (1) 括号内为标准差; (2) ^{***}、^{**} 和 ^{*} 分别表示 1%、5% 和 10% 水平上显著; (3) AR(1) 和 AR(2) 值为残差序列相关性的检验值; (4) Sargan 值为工具变量过度识别限制的检验值, 括号内为 p 值。

模型 1 是适应性预期对房价租金增速比值变动的回归结果, 上期房价的系数是负的, 且在 10% 的水平上显著。上期房价增长率每增加 1%, 本期房价增速与租金增速的比值将减少 0.001%。上期房价增加一方面诱使开发商增加住房供给, 使得本期房价增长率下降, 另一方面增量市场房价波动传导到存量市场, 住房出租者将提高租金, 因此本期房价增速与租金增速的比值下降。如果同时考察包括理性预期及经济基本面等因素, 上期房价的系数仍然是负的, 表明回归结果是比较稳健的。

模型 2 是理性预期对房价租金增速比值变动的回归结果, 下期房价的系数是正的, 且在 1% 的水平上显著。下期房价增长率每增加 1%, 本期房价增速与租金增速的比值将增加 0.011%。由于预期下一期房价将上涨, 居民将更倾向于在本期购买住房, 因此, 本期房价将上涨。综合考察适应性预期和理性预期, 理性预期对房价租金比升高的影响超过适应性预期对房价租金比下降的影响,

可见在分析预期对房价增速与租金增速的影响时,需要区分预期的类型。从适应性预期来看,实证检验结果与命题 2 不一致。但从理性预期来看,实证检验结果与命题 2 完全一致。另外,综合各模型的结果来看,无论是适应性预期还是理性预期,对房价租金增速比值的影响均小于经济基本面的影响。

模型 3 中,基尼系数的系数为负,但是并没有通过显著性检验。模型 4 综合考察所有变量,结果表明基尼系数的系数为正,且在 1% 的水平上显著。基尼系数每增加 1%,房价增速与租金增速的比值将增加 0.172%,在所有变量中,仅次于收入对房价增速与租金增速比值的影响,而人均可支配收入的提高使收入差距扩大,进一步导致房价租金比升高。基尼系数是用来衡量居民收入差距的,基尼系数越大表明居民的收入差距越大,而居民收入差距越大,房价租金比越大。至此,命题 3 得到验证。

由模型 4 可知,居民人均可支配收入的对数每增加 1%,房价增速与租金增速的比值将增加 0.192%,建筑成本的对数每增加 1%,房价增速与租金增速的比值将增加 0.023%。而利率水平和人均财政支出水平的增加则倾向于降低房价租金比,利率水平每增加 1%,房价增速与租金增速的比值将下降 0.013%;人均财政支出对数每增加 1%,房价增速与租金增速的比值将下降 0.035%。

为了考察区域间的差异,本文设定了区域虚拟变量 EA ,如果该城市位于东部地区,^①则记为 1,否则为 0。模型 5 的结果表明,区域虚拟变量 EA 的系数是正的,且在 1% 的水平上显著。这说明位于东部地区的城市房价与租金涨幅比值显著高于中西部城市,东部地区城市房价与租金涨幅比值平均高于中西部城市 0.1%,中国城市房价租金比存在显著的区域差异。这是因为在居民普遍存在购房消费偏好的条件下,由于东部地区城市经济发展水平和居民的收入水平更高,人们对房价上涨的预期更强烈,促使更多的人购房居住,导致东部地区城市的房价水平普遍高于中西部城市(高波等,2012),东部地区城市房价相对于租金涨幅更大。

(五) 稳健性分析

为了进一步验证回归结果的可靠性,我们进行了稳健性检验。^② 各方程的 Sargan 统计量结果表明,回归结果不存在工具变量的过度识别问题; $AR(1)$ 和 $AR(2)$ 统计量的结果表明,模型不存在二阶序列相关问题。(1) 考虑到回归结果是否因估计方法的不同而有所差异,对模型进行了差分 GMM 估计。模型 1 差分 GMM 估计的回归结果与系统 GMM 估计的回归结果相比,本文关注的核心解释变量仍然是显著的,并且影响方向相同,稍有不同的只是系数值有所减少。(2) 模型 2 中在对居民购房偏好的处理上,采用商品房销售额增速来代替原变量。系统 GMM 估计结果表明核心解释变量仍然是显著的,并且影响方向相同。(3) 考虑到土地是房地产市场中尤为重要的因素,将地价变动考虑进来,在模型 3 中加入了地价指数。系统 GMM 估计结果表明,考虑地价因素之后,各变量仍然是显著的,并且影响方向相同。(4) 将被解释变量——房价与租金增速比值的定基数据用同比数据来代替,仍然采用系统 GMM 估计方法,模型 4 回归结果表明,除了基尼系数变量的系数不再显著以外,其他各变量仍然显著且影响方向不变。(5) 考虑到各区域之间存在的差异,剔除北京、上海、广州和深圳四个一线城市,回归结果仍然表明本文考察的各变量的影响没有显著的变化。根据稳健性分析,表明回归结果在整体上是稳健的。

四、进一步讨论

上述从居民偏好、预期和收入差距视角对中国城市房价租金“剪刀差”之谜的解释,具有很强

^① 根据《中国统计年鉴》的划分方法,本文所选取的 35 个大中城市中,东部城市共有 16 个,分别为北京、天津、石家庄、沈阳、大连、上海、南京、杭州、宁波、福州、厦门、济南、青岛、广州、深圳和海口。

^② 限于篇幅,此处未详细报告稳健性检验的结果,感兴趣的读者可向作者索取。

的说服力,居民的住房买租选择行为及心理预期是导致城市房价租金“剪刀差”的根本原因。但是,影响住房价格和租金水平的因素还有很多,囿于数据匮乏等原因,有些因素难以做进一步的实证分析。而快速城市化和租赁市场不完善,是导致城市房价租金比扩大的不可忽视的因素。

1. 快速城市化使人们产生强烈的房价上涨预期,而进入城市的低收入群体租赁住房的消费能力低,导致城市房价租金比上升。2000—2010年,中国的城市化率由36.22%提高到49.95%,平均每年增长1.3个百分点。根据第五次和第六次人口普查公报的数据,2000年中国东中西部地区的城市化率分别为46.47%、32.58%和28.77%,而到2010年城市化率分别达到59.15%、44.03%和39.72%。东部地区不仅城市化水平显著高于中西部地区,而且城市化速度快于中西部地区。同时,东部地区城市的房价租金比高于中西部地区城市。城市人口规模是影响居民住房消费需求的重要因素,快速城市化必将对房地产市场产生影响。在实证分析过程中,将35个大中城市的城市化率放入回归方程中,发现城市化率并不显著,而考虑城市的人口规模,将可支配收入和财政支出这两个变量以人均值的形式放入回归方程,计量结果均是显著的,这表明城市化确实是影响房价租金比的一个比较重要的因素。在快速城市化过程中,城市人口的增加、城市建成区的扩张和城市规划的调整对房价产生强烈的上涨预期,房价水平包含了城市未来发展的升值空间。而住房租金水平是住房使用功能的具体体现,城市中心区的住房租金回报率相对较高,城市新区的住房租金回报率普遍较低。这导致城市新区高房价和低租金并存,房价租金比上升,推高整个城市的房价租金比。在城市化过程中,大量农村人口进入城市但收入水平较低,购买住房的支付能力不足,只能租赁低租金的住房,拉低了整个城市的住房租金水平,从而提高了城市房价租金比。

2. 住房租赁市场不完善制约了居民住房租赁需求,促使更多的消费者购房消费,推高了城市房价租金比。2011年,城镇居民人均住房建筑面积已经达到32.7平方米,中国已经形成了一个越来越庞大的存量房地产市场。但是,在住房租赁市场上,投资者购房出租的意愿不强,消费者偏好居住自有住房,住房租赁市场存在严重缺陷,阻碍了消费者自由的住房买租选择。一是住房租赁市场多以私人 and 分散的房产资源为主,租赁交易处于不正规状态(国务院发展研究中心课题组,2007)。私人住房租赁市场缺乏第三方对租赁行为进行监管,住房出租者享有不对称的权利。很多租赁行为的发生并没有受到合适的监管,承租的住房在质量上也难以保证,并且住房出租者在租赁合同制定上有很大的权限,住房出租者可以随意涨价或者解除租赁合同(许德风,2009),而一旦租赁合同签订,出租者又缺乏对出租住房以及承租者监管的激励,导致出租住房不能得到及时的维护、承租人随意改变住房的用途或者转租等现象的发生。二是消费者租赁住房难以享受教育等基本公共服务,不能解决子女就地入学问题,租房人的公共产品消费权益得不到有效保障。三是住房租赁市场的政策设计和制度安排不完善,缺乏完善的住房租赁市场的统计数据,没有定期公开发布住房租金、租赁房源等信息。住房租赁市场不完善,提高了住房租赁市场的交易成本,促使消费者更倾向于购房而不是租房消费,导致住房销售价格涨幅超过租赁价格,城市房价租金比上升。

五、结论与政策含义

本文针对近年来中国城市房价租金比扩大,房价和租金增速呈现的“剪刀差”现象,从居民住房买租选择机制入手构建理论模型,据此提出了关于消费者偏好、预期及收入差距变动对房价租金比的影响的三个命题,并运用2000—2010年中国35个大中城市的面板数据,使用动态面板系统GMM估计方法,从消费者的购房偏好、适应性预期和理性预期以及收入差距对房价租金比的影响等方面做了实证分析,在控制收入、利率、人均财政支出和建筑成本等变量的情况下,解释城市房价租金“剪刀差”之谜。本文主要的研究结论和启示如下:

第一,在其他条件不变的情况下,居民住房买租选择更倾向于购房居住,这种消费偏好使住房

市场的购房交易旺盛,进而促使城市房价租金比升高。理论上,如果对房价有上涨预期,将引致城市房价租金比上升。而实证检验表明,适应性预期和理性预期对城市房价租金比变动的的影响不同。在适应性预期下,房价租金比下降。在理性预期下,房价租金比上升。

第二,随着城市居民收入差距扩大,导致城市房价租金比升高。居民收入差距扩大,对房价租金比变动的的影响,不仅大于居民的购房偏好对房价租金比变动的的影响,而且大于居民的适应性预期和理性预期对房价租金比变动的的影响。可见,城市居民收入差距扩大是引发城市房价租金比升高的主要因素。

第三,经济基本面因素对房价租金比的影响十分显著。居民人均可支配收入、住房建筑成本的增加,将使城市房价租金比升高;而利率水平和人均财政支出水平的提高则使城市房价租金比下降。在所有影响因素中,居民人均可支配收入的变化对城市房价租金比变动的的影响力最大。

因此,为了降低城市房价租金比,防止房价泡沫不断膨胀和破灭,政府必须逐步完善收入分配制度,不断降低居民收入差距,并加强居民的房价预期管理,引导居民的住房买租选择行为,大力培育和完善的住房租赁市场,方便居民以租赁方式满足住房消费需求,促使居民住房理性消费。与此同时,要加强面向中低收入群体的保障性住房供给,增强对中低收入群体购房消费的金融支持,抑制房地产投资和投机需求。

本文对中国城市房价租金“剪刀差”所表现的房价泡沫固化现象做了一种解释。当然,研究仍然存在一些不足之处。影响房价和租金变动的因素较多,本文仅侧重于从居民住房买租选择及心理变动的视角探究城市房价租金比的变化,未能对城市化和租赁市场的影响做更深入的实证分析。对居民预期变动以及不同预期对房价租金比所产生的影响没有进行更深入的分析。这些都有待于今后作更进一步的研究。

参考文献

- 陈建、陈英楠、刘仁和,2009《所有权成本、投资者预期与住宅价格波动:关于国内四大城市住宅市场的经验研究》,《世界经济》第10期。
- 高波、陈健、邹琳华,2012《区域房价差异、劳动力流动与产业升级》,《经济研究》第1期。
- 高波、洪涛,2008《中国住宅市场羊群行为研究——基于1999—2005动态面板模型的实证分析》,《管理世界》第2期。
- 高波、赵奉军等,2012《中国房地产周期波动与宏观调控》,商务印书馆。
- 国务院发展研究中心课题组,2007《中国住房市场发展的基本判断与住房政策走向前瞻》,《改革》第12期。
- 胡祖光,2004《基尼系数理论最佳值及其简易计算公式研究》,《经济研究》第9期。
- 况伟大,2010《预期、投机与中国城市房价波动》,《经济研究》第9期。
- 王艺明,2008《房租资本化、模型误设与房地产投机泡沫:基于北京、上海和广州住房二级市场研究》,《世界经济》第6期。
- 许德风,2009《住房租赁合同的社会控制》,《中国社会科学》第3期。
- 严金海,2006《中国的房价与地价》,《数量经济技术经济研究》第1期。
- Alesina, A., and D. Rodrik, 1994, “Distributive Politics and Economic Growth”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, No. 2, 465—490.
- Arellano, M., and O. Bover, 1995, “Another Look at the Instrumental-Variable Estimation of Error-Components Models”, *Journal of Econometrics*, Vol. 68, No. 1, 29—51.
- Ayuso, J., and F. Restoy, 2007, “House Prices and Rents in Spain: Does the Discount Factor Matter”, *Journal of Housing Economics*, Vol. 16, No. 3—4, 291—308.
- Benhabib, J., and A. Rustichini, 1996, “Social Conflict, Growth and Income Distribution”, *Journal of Economic Growth*, Vol. 1, No. 1, 125—142.
- Berkovec, J., and J. Goodman, 1996, “Turnover as a Measure of Demand for Existing Homes”, *Real Estate Economics*, Vol. 24, No. 4, 421—440.
- Blundell, R., and S. Bond, 1998, “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models”, *Journal of Econometrics*, Vol. 87, No. 1, 115—143.

- Brunnermeier, M. K. , and C. Julliard, 2008, “Money Illusion and Housing Frenzies”, *Review of Financial Studies*, Vol. 21, No. 1, 135—180.
- Campbell, S. D. , M. A. Davis, J. Gallin, and R. F. Martin, 2009, “What Moves Housing Markets: A Variance Decomposition of the Rent-Price Ratio”, *Journal of Urban Economics*, Vol. 66, No. 2, 90—102.
- Carmignani, F. , 2003, “Political Instability, Uncertainty and Economics”, *Journal of Economic Surveys*, Vol. 17, No. 1, 1—54.
- Case, K. E. , and R. Shiller, 2003, “Is There a Bubble in the Housing Market”, *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 34, No. 2, 299—362.
- Clayton, J. , 1996, “Rational Expectations, Market Fundamentals and Housing Price Volatility”, *Real Estate Economics*, Vol. 24, No. 4, 441—470.
- Fallis, G. . , 1983, “Housing Tenure in a Model of Consumer Choice: A Simple Diagrammatic Analysis”, *Real Estate Economics*, Vol. 11, No. 1, 30—44.
- Frappa, S. , and J. -S. Mesonnier, 2010, “The Housing Price Boom of the Late 1990s: Did Inflation Targeting Matter”, *Journal of Financial Stability*, Vol. 6, No. 4, 243—254.
- Galor, O. , and O. Moav, 2004, “From Physical to Human Capital Accumulation: Inequality and the Process of Development”, *Review of Economic Studies*, Vol. 71, No. 4, 1001—1026.
- Galor, O. , and J. Zeria, 1993, “Income Distribution and Macroeconomics”, *Review of Economic Studies*, Vol. 60, No. 1, 35—52.
- Gollier, C. , 2001, “Wealth Inequality and Asset Pricing”, *Review of Economic Studies*, Vol. 68, No. 1, 181—203.
- Granziera, E. , and S. Kozicki, 2012, “House Price Dynamics: Fundamentals and Expectations”, *Bank of Canada Working Paper*, 2012—12.
- Henderson, J. V. , and Y. M. Ioannides, 1983, “A Model of Housing Tenure Choice”, *American Economic Review*, Vol. 73, No. 1, 98—113.
- Himmelberg, C. , C. Mayer, and T. Sinai, 2005, “Assessing High House Prices: Bubbles, Fundamentals and Misperceptions”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 19, No. 4, 67—92.
- Im, K. S. , M. H. Pesaran, and Y. Shin, 2003, “Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panel”, *Journal of Econometrics*, Vol. 115, No. 1, 53—74.
- Levin, A. , C. F. Lin, and C. Chu, 2002, “Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties”, *Journal of Econometrics*, Vol. 108, No. 1, 1—24.
- Meen, G. , 1990, “The Removal of Mortgage Constraints and the Implications for Econometric Modeling of UK House Prices”, *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, Vol. 52, No. 1, 1—23.
- Muellbauer, J. , and A. Murphy, 1997, “Booms and Busts in the UK Housing Market”, *Economic Journal*, Vol. 107, No. 445, 1701—1727.
- Persson, T. , and G. Tabellini, 1994, “Is Inequality Harmful for Growth?”, *American Economic Review*, Vol. 84, No. 3, 600—621.
- Sommer, K. , P. Sullivan, and R. Verbrugge, 2011, “Run-up in the House Price-Rent Ratio: How Much Can Be Explained by Fundamentals”, Bureau of Labor Statistics Working Papers, No. 441, U. S. Bureau of Labor Statistics.
- Taipalus, K. , 2006, “A Global House Price Bubble? Evaluation Based on a New Rent-Price Approach”, Bank of Finland Research Discussion Papers, No. 29/2006.
- Wei, Shang-jin, and Xiaobo Zhang, 2011, “The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China”, *Journal of Political Economy*, Vol. 119, No. 3, 511—564.
- Wheaton, W. , 1990, “Vacancy, Search, and Prices in a Housing Market Matching Model”, *Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 6, 1270—1292.
- Winters, J. V. , 2012, “Differences in Quality of Life Estimates Using Rents and Home Values”, Institute for the Study of Labor Discussion Paper, No. 6703.

(下转第 126 页)

Biased Technical Change and Labor Income Share in China

Chen Yufeng^a, Gui Binwei^b and Chen Qiqing^c

(a: Zhejiang Gongshang University; b: China University of Political Science and Law;

c: Party School of the Central Committee of C. P. C.)

Abstract: Based on sorting out the different definitions of labor income share, this paper establishes a production decision model with consideration of some factors including biased technology and monopoly profits, and reassesses the impact and determination mechanism of labor income share in the transition phase of China. For a single industry, monopoly profits are the main reason of the short time changes in labor income share, and biased technology is the key factor which decides the absolute level of labor income share. The main reason of the low labor income share in China is that SOEs which occupy large resources choose capital-biased technology. In the dual economy, the biased technology which is opposite to the resource endowments will lower the employment absorbing ability of economic growth and make the labor income be in the low growth state for a long time, and deteriorate the labor income share.

Key Words: Biased Technology; Monopoly Profits; Output Elasticity; Labor Income Share; Lewisian Turning Point

JEL Classification: D31, J31, O33

(责任编辑: 晓 峰)(校对: 晓 鸥)

(上接第 112 页)

Expectation, Income Inequality and the Puzzle of City's Housing Price to Rent Scissors in China

Gao Bo^{a,b}, Wang Wenli^{a,c} and Li Xiang^a

(a: School of Economics, Nanjing University; b: Research Center for Economic and Social

Development in the Yangtze River Delta, Nanjing University; c: Bridge Trust CO., LTD)

Abstract: The city's housing sale prices has increased rapidly than rent prices and the bubble of housing price becomes stably in China since 2003, which is called the Puzzle of City's Housing Price to Rent Scissors. This paper constructs house buyer's and renter's consumption choice theory model based on resident's tenure choice mechanism, empirically tests and explains the puzzle by dynamic panel model System-GMM using the panel data of 35 large and middle cities in China. The results demonstrate that residents are prone to buy house in tenure choice and that will boost the housing price to rent. Besides, the housing price to rent will decrease under adaptive expectation and increase under rational expectation. The increasing income gap among urban residents is the main factor to promote the housing price to rent. Take into account all the factor, the per-disposable income of urban residents has the most magnificent impact on the housing price to rent. Therefore, in order to cut down city's housing price to rent ratio and avoid the housing price bubble swelling and smashing, it needs to improve the income distribution system and reduce the income gap continuously, strengthen the management of housing price expectation, cultivate rental housing market, guide residents' reasonable housing consumption, and suppress the real estate investment and speculation.

Key Words: Housing Price to Rent; Scissors; Tenure Choice; Expectation; Income Inequality

JEL Classification: L85, R20, R30

(责任编辑: 晓 喻)(校对: 晓 鸥)