住宅价格与居民收入均衡关系及住房支付能力稳定性

沈　悦，张学峰，周奎省

（西安交通大学 经济与金融学院，陕西 西安 710061）

摘　要：文章通过聚类分析将 35 个大中城市按 2000—2009 年住宅价格分为四组，结合面板单位根、协整和格兰杰因果检验对住宅价格和居民收入的均衡关系进行了分析，并运用 FMOLS 模型探讨了住房支付能力稳定性问题。分析表明：35 个大中城市的住宅价格和居民收入之间存在长期均衡关系，但支付能力稳定性比较弱；住宅价格和居民收入互为因果关系；住房支付能力稳定性弱不是普遍现象，仅存在于高房价城市；除收入外，城市的食品消费、医疗、教育和交通通信等软硬件设施也是影响住宅价格的重要因素。

关键词：住宅价格；居民收入；住房支付能力；FMOLS

中图分类号：F293.3　**文献标识码：**A　**文章编号：**1001-9952(2011)03-0081-12

一、引　言

住房是人类生存与发展最基本的生活要素之一。在住房分配货币化制度下，居民要实现“居者有其屋”的理想，必须要具备相应的支付能力。住宅价格[①]和居民收入是决定住房支付能力的最重要因素。住宅价格与居民收入能否协调发展，不仅决定着居民住房支付能力的强弱，还关系到居民居住环境能否改善、住宅市场是否稳定、社会能否安定和谐等重大问题。然而，近年来住宅价格在各方利益关系博弈中不断攀升，特别是 2004 年以来住宅价格的过快上涨显著超过同期人均可支配收入的增幅，严重削弱了居民的住房支付能力，从而成为社会民众、政府机构和专家学者普遍关注的焦点。

那么，住宅价格与居民收入变化之间是否存在均衡关系？居民的住房支

收稿日期：2010-12-10

基金项目：教育部人文社会科学研究基金项目“基于正反馈机制的住宅价格异常波动及宏观调控研究”(08JA790100)；国家社会科学基金项目“基于系统动力学的住宅价格异常波动及宏观调控研究”(08XJY002)；国家自然科学基金项目“住宅价格变化的系统动力学仿真模拟研究”(71073123)

作者简介：沈　悦（1961－），女，陕西大荔人，西安交通大学经济与金融学院教授，博士生导师；
张学峰（1981－），男，河南漯河人，西安交通大学经济与金融学院博士生；
周奎省（1978－），男，陕西西安人，西安交通大学经济与金融学院博士生。

付能力稳定性如何,是否存在区域差异?除居民收入外,是否还有其他因素显著影响住宅价格波动?一定程度上存在的住房支付能力稳定性问题应该如何缓解?对这些问题的思考和研究,不仅能让我们观察到居民支付能力的变化趋势,还能够为解决住宅支付能力稳定性问题提供一个新的视角。

二、国内外文献综述

(一)研究视角。国外的相关文献主要有两大类:一类是以比率形式直接衡量住房支付与家庭收入之间关系的比率法,这些比率包括 RIR(收入租金比)、PIR(房价收入比)、EIR(住房支出收入比)、CIR(住房成本收入比)和 HAI(可支付能力)指数等。Zax (2003)和 Mostafaet(2006)等对中国和部分省市的住房支付能力采用这种方法做过相关研究。Mimura(2008)还把住房支出收入比作为抵押贷款选择的标准,用于判断抵押贷款者的最大支付能力。虽然这类研究具有计算简单、容易理解、数据搜集快捷和便于跨地区跨时期比较等优势,但其不足之处不容忽视:一是这些指标仅反映支付能力的整体水平,没有考虑住房质量变化、家庭消费偏好差异和住房支付能力困难的结构性原因;二是这些指标中的收入通常使用暂时性收入,而从政府决策的角度看,使用持久收入衡量家庭长期支付能力更为合适;三是不能准确评价城镇低收入家庭的住房支付能力,从而不能为政府制定低收入家庭住房保障政策提供科学依据。另一类是以剩余值形式间接衡量住房支付与家庭收入之间关系的剩余收入法。Thalmann(2005)采用收入余额指标和一些反映住房设施过度消费、过度支付的指标,来区分由于高租金和低收入而产生的住房支付能力问题。Stephen 等(2007)研究了中国住房制度改革过程中住房私有化和住房支付能力等问题,发现住房制度的变化使住房支付能力表现出因人口、职业和城市不同而不同的特征。剩余收入法为理解不同收入、不同规模和不同类型家庭的住房消费差异提供了较好的指引,也为政府解决不同类型家庭,尤其是低收入家庭的住房问题指明了方向。但是,剩余收入法将支付能力的焦点由住房消费转向了非住房消费,未能有效解决比率法的其他问题。此外,剩余收入法未能确定合理的非住房消费最低标准。

国内相关研究大多集中在用房价收入比指标评判房价的合理性。例如,沈久沄(2006)对房价和收入进行了重新界定,并对房价收入比的评判标准及其功能特征等进行了论述。张清勇(2007)计算了我国 1991—2005 年的房价收入比,用以衡量城镇居民购买新建商品住房的支付能力。薛莉苇等(2010)从我国的实际数据出发,提出房价收入比的五种影响因素,即财政支出结构、经济发展、人口结构、城市建设和城市辅助设施。这些研究为探讨我国居民住房支付能力问题提供了一个视角,但从理论上讲,由于住房有效需求是由居民收入决定的,居民收入与住宅价格应该进行长期分析。虽然投机需求也会影

响住宅市场波动，但这种影响不是长远的。因此，住宅支付能力的任何变化只是暂时的，从长期来看房价收入比应该是一个恒定变量。还有一些学者从收入区域差异、制度因素和房价泡沫等角度对支付能力问题进行了研究，但大多采用省级或全国数据，而住宅价格微观性较强，用整个省区或全国的平均住宅价格对支付能力问题进行研究显然有失妥当。

（二）研究目的。国外学者分析居民住房支付能力的目的主要有三个：一是比较不同类型家庭的住房支付能力及其变化趋势（Patrick，2009 等）；二是确定哪些家庭可以享受政府住房补贴（Chen，2007 等）；三是预测家庭支付租金或贷款的能力（Janna，2008 等）。国内学者分析住房支付能力的目的主要有两个：一是通过若干个指标的计算和比较判断房价是否合理、房地产市场是否存在泡沫（王春雷，2009 等）；二是研究不同收入居民的住房支付能力，提出完善住房保障和解决居民住房问题的政策建议（余凌志和屠梅曾，2008；许云华，2009 等）。

（三）本文进展。本文在国内外学者已有研究基础上取利弃弊，采用我国 35 个大中城市 2000－2009 年的面板数据，通过单位根检验、协整检验、格兰杰因果检验和 FMOLS 模型考察住宅价格与居民收入的均衡关系并探讨支付能力稳定性问题。之所以选择这 35 个大中城市是因为它们是各自所在区域内住宅价格较高的城市，而且住宅价格上涨速度远超过居民收入的增速，在一定程度上存在住房支付能力稳定性问题。但是，不同区域和不同城市之间的居民收入与住宅价格是有差异的，把它们作为整体进行分析会遇到稳定性测试的低通过率问题。而按照自然区域（如东、中、西，华南、华东、华中、华北、西南、西北等）分组，又会将住宅价格较高的西部城市（如成都）和住宅价格较低的中东部城市（如石家庄、合肥）划错队伍，导致分析结果误差。鉴于此，本文对这 35 个大中城市按住宅价格进行聚类分析，分为四组。同时，鉴于居民收入与住宅价格的联系，本文运用面板数据方法，根据 Gan 和 Hill（2009）提出的收入约束思想，对构建的 FMOLS 模型进行分析，讨论住宅价格与居民收入之间的均衡关系，避免了个别或若干指标研究这一复杂问题的弊端，进而在基准模型基础上添加教育娱乐、医疗保健和城市就业等更多的基本面因素作为解释变量，对支付能力稳定性做出更详尽的解释。最后，本文从收入分配、城市设施建设和购房需求转移等角度对加强支付能力稳定性提出政策建议。

三、理论分析

（一）住宅价格、居民收入与住房支付能力。对于住房支付能力，Gan 和 Hill（2009）提出至少可以从三个角度来定义，即购买、还款和收入。购买支付能力考虑的是居民通过若干渠道筹措足够资金购买住房的能力，还款支付能力关注的是居民偿还住房抵押贷款的能力，收入支付能力考察的是房价与居民收入的波动对比关系。本文旨在探讨收入支付能力，它从一个角度反映了住房支付能力

的变化，是住宅价格与居民收入动态变化关系的结果。然而，如果仅考虑住宅价格与居民收入的比率，则是不可测度的，因为购买者必须有足够的财富和收入去偿还按揭贷款，财富和收入的变化将导致住宅价格和支付能力的变化。为便于研究，需要对这一定义施加约束，Bourassa(1996)曾通过解释家庭面临的住房购置约束讨论了支付能力的概念。他提出两个约束条件，第一个被称为财富约束：

$$W \geqslant D$$

其中，W 代表家庭持有的流动财富；D 代表为购房积攒的存款，其价值为 V，则有 $D \geqslant rV$，r 是存款基准利率。

第二个被称为收入约束：

$$p \times Income \geqslant (V - D) i_m \tag{1}$$

其中，Income 为收入，p 为收入中能用来偿还住房按揭贷款的最高比例，i_m 为住房按揭贷款利率。Gan 和 Hill(2009)用住宅价格 HP 替换住宅价值 V 修改了这一约束条件。本文按照 Gan 和 Hill(2009)的定义，用 HP 表示住宅价格。因为本文关注的是住宅价格与居民收入的波动对比问题，故将家庭财富视为常量，把焦点放在收入约束上。对式(1)两边取对数，收入约束可写为：

$$\ln p + \ln Income \geqslant \ln(HP - D) + \ln i_m$$

因此，变量的变化率关系可以表示为：

$$\Delta \ln p + \Delta \ln Income \geqslant \Delta \ln(HP - D) + \Delta \ln i_m \tag{2}$$

保持其他情况不变，按揭贷款利率与收入中能用于按揭贷款还款的最大比例应保持不变，即 $\Delta \ln p = 0$ 和 $\ln i_m = 0$，式(2)可以写为：

$$\Delta \ln Income \geqslant \Delta \ln(HP - D)$$

因为 $\Delta \ln Income > 0$，故有：

$$\Delta \ln(HP - D) / \Delta \ln Income \leqslant 1 \tag{3}$$

在式(3)中，当用于购房的存款保持不变时，房价(HP)的收入弹性应小于1，这样才能满足收入约束条件，住房支付能力才是稳定的；而当房价上涨甚至出现泡沫时，如果居民收入增长不能支撑住宅价格的上涨，就很难满足收入约束条件，结果将导致住房支付能力稳定性问题，该值比 1 越大，支付能力稳定性就越差。本文的目的就是扩展这一概念，并以 35 个大中城市为样本科学测度住房支付能力，从而检验居民收入与住宅价格之间是否存在联动关系，即它们之间是否存在长期均衡关系。如果这一关系不存在，住宅价格过快上涨必然会导致“购房难”，而且在市场正反馈机制的作用下(孙小琰等，2007)，住房支付能力的稳定性问题会变得越来越严重。

(二)计量方法探讨。

1. 面板单位根检验。经验表明，面板单位根检验比时间序列单位根检验更能说明问题，因为它综合了时间序列信息和截面数据信息。本文对住宅价格和居民收入的纵剖面时间序列进行分析，根据 LLC(2002)的理论，原假设

为存在一个单位根，即 $\beta=0$ 和 $\alpha_{mi}=0$，检验式为：

$$\Delta HP_{it}=\beta HP_{i,t-1}+\sum_{j=1}^{p_i}\phi_{ij}\Delta HP_{i,t-j}+\alpha_{mi}Income_{mt}+\varepsilon_{it}(m=1,2,3)$$

其中，ΔHP_{it} 为内生变量住宅价格，p_i 为滞后期；$Income_{mt}$ 为外生变量居民收入，表示固定影响或时间趋势，$Income_{1t}=\{0\}$、$Income_{2t}=\{1\}$、$Income_{3t}=\{0,1\}$，α_{mi} 为相应的系数向量，$\varepsilon_{it}\sim i.i.d.(0,\sigma_{\varepsilon}^2)$。我们分三步构造面板单位根检验，即进行 ADF 回归、估计长期方差对短期的比率和计算面板单位根统计量。与 LLC(2002)检验最大的不同在于，IPS 所做的检验允许 β 在横截面上有差异，计算群体平均以检验数据是否稳定。思路是对面板变量的每个横截面单元 i 分别进行检验，原假设为：$\alpha_i=0$ 和 $\beta_i=1$，$\forall i=1,2,\cdots,N$，检验式为：

$$HP_{it}=\beta_i HP_{i,t-1}+\sum_{j=1}^{p_i}\rho_{ij}\Delta HP_{i,t-j}+\alpha_i Income_{mt}+u_{it}$$

其中，$u_{it}\sim i.i.d.(0,\sigma_i^2)$，$i=1,2,\cdots,N$，$t=1,2,\cdots,T$，$m=1,2,3$，$Income_{1t}=\{0\}$、$Income_{2t}=\{1\}$、$Income_{3t}=\{0,1\}$。由此，较少限制条件的 IPS 统计量是基于平均个体的 ADF 单位根检验，据此有：

$$t_{IPS}=\sqrt{N}(\bar{t}-E[t_i|\beta_i=0])/\sqrt{var[t_i|\beta_i=0]}\rightarrow N(0,1),\ \bar{t}=N^{-1}\sum_{i=1}^{N}t_i$$

除了以上方法外，本文还利用 Hadri 和 Fisher 等方法检验面板数据的稳定性。

2. 面板协整检验。基于残差的面板协整检验的基本思路是将时间序列的 EG 两步法协整检验（Engle 和 Granger，1987）推广到面板数据的情形。Kao(1999)提出的面板数据检验方法仅适用于同质面板。根据研究需要，本文采用 Pedroni(2004)提出的异质面板分析方法进行协整检验，公式如下：

$$HP_{i,t}=\alpha_i+\delta_i t+\beta_i Income_{i,t}+u_{i,t}$$

其中，$t=1,2,\cdots,T$，$i=1,2,\cdots,N$，$HP_{i,t}$ 是内生变量住宅价格，$Income_{i,t}$ 是回归变量居民收入，T 为观察期，N 为截面个数，β_i 为斜率系数，α_i 为截距常数或固定影响参数，$\delta_i t$ 为确定性时间趋势。$u_{i,t}$ 代表住宅价格与收入长期关系的误差，如果家庭收入和房价是协整的，那么 $u_{i,t}$ 是平稳的。最小二乘虚拟变量(LSDV)估计的残差 $\hat{u}_{i,t}$ 的自回归检验如式(4)所示，通过 ρ_i 的一致性检验判断居民收入与房价的关系是否稳定。

$$\hat{e}_{i,t}=\rho_i\hat{e}_{i,t-1}+v_{i,t}\tag{4}$$

如果 $\rho_i=1$，对每一个个体 i，$HP_{i,t}$ 和 $Income_{i,t}$ 均不存在协整关系；但如果 $\rho_i<1$，$HP_{i,t}$ 和 $Income_{i,t}$ 存在协整关系。但如果 $u_{i,t}$ 存在自相关关系，那么可以通过增加误差滞后项进行修正，如下式所示：

$$\hat{e}_{i,t}=\rho_i\hat{e}_{i,t+1}+\sum_{j=1}^{p}\varphi_{i,k}\Delta\hat{e}_{i,t-1}+v_{itp}\ ;i=1,2,\cdots,N,t=p+1,p+2,\cdots,N$$

基于残差协整，Pedroni 构建了 7 个面板数据协整统计量，通过渐近分布和小样本统计性能测试检验面板协整关系，这些统计量均建立在异质样本之间协整关系的假设基础上。前 4 个统计量 Panel v、Panel rho、Panel PP 和 Panel ADF 用联合组内维度描述，原假设是 H_0：$\hat{\rho}_i=\rho=1$（即不存在协整关系），备择假设是 H_1：$\hat{\rho}_i=\rho<1$；其余 3 个统计量 Group rho、Group PP 和 Group ADF 用组间维度描述，其原假设是 H_0：$\rho_i=1$，备择假设是 H_1：$\rho_i<1$。

3. 面板因果关系检验。和传统的面板因果关系检验相似，Hurlin(2004)提出了一种针对短时间序列维度面板数据的格兰杰因果关系检验方法。该方法令 Y_i 为住宅价格（或家庭收入），X_i 为家庭收入（或住宅价格），检验模型为：

$$\Delta HP_{i,t}=\alpha_{0i}+\sum_{l=1}^{L}\alpha_{1i}^{(1)}\Delta HP_{i,t-1}+\sum_{l=1}^{L}\alpha_{2i}^{(l)}\Delta Income_{i,t-1}+\tau_{i,t} \tag{5}$$

$$\Delta Income_{i,t}=\beta_{0i}+\sum_{l=1}^{L}\beta_{1i}^{(l)}\Delta Income_{i,t-1}+\sum_{l=1}^{L}\beta_{2i}^{(l)}\Delta HP_{i,t-1}+\tau_{i,t} \tag{6}$$

其中，$\tau_{i,t}$为零均值且有限异构的向量，$\tau_i=(\tau_{i,1},\tau_{i,2},\cdots,\tau_{i,T})'$在不同个体之间独立分布。原假设为面板数据中任何 N 个单元的 Y 都不能用 X 来预测，被称为齐次非因果关系（HNC），即模型(5)的原假设为：

H_0：$\alpha_{2i}=0,\forall i=1,2,\cdots,N$

模型(6)的原假设为：

H_0：$\beta_{2i}=0,\forall i=1,2,\cdots,N$

鉴于我国住房商品化改革只有 10 余年历史导致样本选取时期较短，本文采用 Hurlin(2004)提出的格兰杰方法对住宅价格与居民收入之间的因果关系进行检验。

4. FMOLS 模型。本文应用 Phillips(1990)提出、Pedroni(2000)完善的 fully modified OLS(FMOLS)模型，估计式为：

$$HP_{i,t}=\alpha_i+\beta_i Income_{i,t}+\varepsilon_{i,t} \tag{7}$$

其中，$t=1,2,\cdots,T$，$i=1,2,\cdots,N$，$HP_{i,t}$为内生变量（住宅价格），$Income_{i,t}$为回归变量（居民收入），T 和 N 意义同前。FMOLS 估计不仅用相当小的样本对参数 β 进行了一致性估计，同时对回归系数和序列相关系数之间可能存在的内生性关系进行了控制，从而解决了 OLS 估计量在小样本条件下带有明显偏差的问题。第 i 个样本的 FMOLS 估计量为：

$$\beta_i^*=(Income'_i Income_i)^{-1}(Income'_i HP_i^*-T\lambda)$$

其中，HP^* 为转换后的内生变量，λ 为自相关系数调整参数。

四、统计分组、数据描述与实证结果

（一）统计分组。住宅价格的高低直接影响着居民的住房支付能力，本文以普通商品住宅 2007—2009 年平均销售价格为聚类变量，对 35 个大中城市

选用马氏(Mshalanobis)距离法进行分层聚类分析,然后运用组间平均连结法逐步合并,最终将35个大中城市分为四组,如表1所示。从聚类结果看,四组城市分别代表了不同的住宅价格水平。第Ⅰ组是目前被公认的高房价城市,第Ⅱ组是住宅价格处于中上游的城市,第Ⅲ组是住宅价格处于中游的城市,第Ⅳ组是住宅价格相对较低的城市。

表1　35个大中城市聚类结果

组别	城市
Ⅰ	北京 上海 杭州 广州 深圳
Ⅱ	天津 宁波 大连 厦门 福州 南京 青岛 成都 武汉 海口
Ⅲ	沈阳 济南 西安 太原 南宁 郑州 哈尔滨 昆明 合肥 南昌 长春 长沙 兰州 乌鲁木齐
Ⅳ	重庆 石家庄 贵阳 西宁 银川 呼和浩特

(二)数据描述。住宅价格、就业率、人均食品类消费支出、人均医疗保健支出、人均教育娱乐支出和人均交通通信支出数据主要来源于《中国城市统计年鉴》、各城市政府网站、各城市统计信息网站和中国资讯行。时间从2000年到2009年,由于统计中缺少相应的家庭数据指标,本文采用人均指标×平均每户人数计算得到;对部分城市缺少的2006年整体数据,本文根据中国资讯行提供的1—12月份数据加总汇集而成;其他个别缺失的数据,采用K-最近距离邻居法进行弥补。本文共整理出35×10=350组样本数据。依据聚类分组结果,对组内的相关指标进行加总平均。同时,为了消除异方差和数据波动的影响,对变量取对数形式进行实证检验。四组城市住宅价格与家庭收入的主要描述统计量如表2所示,两变量走势如图1和图2所示。

表2　四组城市住宅价格和居民收入的描述统计量

组别	均值	中位数	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度
住宅价格(元/平方米)							
Ⅰ	6 258.90	5 333.09	9 842.90	3 743.83	2 578.84	0.48	1.53
Ⅱ	3 382.37	3 043.83	5 163.83	2 093.44	1 273.39	0.36	1.47
Ⅲ	2 533.18	2 362.10	3 518.66	1 864.45	653.03	0.47	1.66
Ⅳ	1 908.09	1 695.22	2 725.59	1 381.28	532.07	0.54	1.66
总体	3 520.64	2 707.09	9 842.90	1 381.28	2217.41	1.65	5.15
居民收入(元/年)							
Ⅰ	57 579.17	55 093.89	82 308.90	40 892.05	13 887.17	0.58	2.13
Ⅱ	38 667.87	35 410.91	60 045.01	24 506.33	12 423.86	0.54	1.92
Ⅲ	29 646.00	27 277.37	46 368.68	19 158.29	9 884.95	0.62	2.04
Ⅳ	29 499.04	27 361.83	46 179.00	18 087.67	9 930.11	0.48	1.86
总体	38 848.02	36 999.89	82 308.90	18 087.67	16 054.14	0.82	3.12

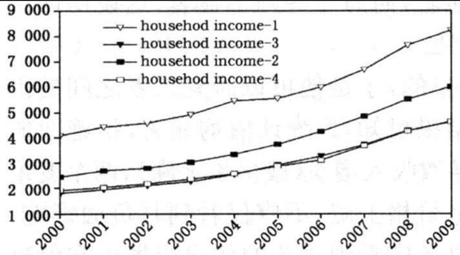

图1　四组城市的住宅价格走势图

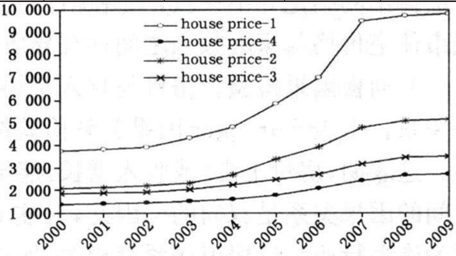

图2　四组城市的居民收入走势图

(三)实证结果。

1. 面板单位根检验结果。对住宅价格和居民收入及其一阶差分进行面板单位根检验,确定其平稳性,避免伪回归。同时,为了保证结果的稳健性,这里使用了如表3所示的多种检验方法。综合各检验结果可以认为,住宅价格和居民收入均为非平稳截面序列,但一阶差分后拒绝存在单位根的原假设,即两变量为一阶差分平稳的。

表3 面板单位根检验结果

检验方法		住宅价格		居民收入	
		HP	△HP	HI	△HI
LLC	a	-2.6773^{***}	-3.5662^{***}	5.5715	-1.9059^{***}
	b	4.1482	-7.3800^{***}	-0.3187^{*}	-2.4220^{***}
	c	1.4256	-3.1490^{***}	3.7385	0.5495^{**}
Breitung	b	−2.1237	-3.1590^{*}	1.8116	1.6682^{**}
IPS	a	0.0371	-0.8296^{**}	3.6511	0.3133^{***}
	b	0.6042	-0.7647^{**}	0.9026	0.2820^{**}
ADF-Fisher Chi-square	a	8.0337	11.7534^{**}	0.1364	4.7926^{**}
	b	4.3842	15.4012^{***}	2.2722	7.5565^{**}
	c	1.4412	14.3125^{**}	0.1340	2.6184^{**}
ADF-Choi Z-stat	a	0.1165	-1.2185^{*}	4.5140	0.3164^{**}
	b	1.1454	-1.6172^{**}	1.9425	0.2906^{**}
	c	2.0121	-1.6770^{**}	3.6292	1.1807
PP-Fisher Chi-square	a	0.2297	5.9542^{*}	0.0003	4.6650^{**}
	b	0.5563	9.5564^{**}	2.2017	11.5186^{***}
	c	0.0371	10.3738^{**}	0.0004	3.4818^{*}
PP-Choi Z-stat	a	3.9518	-0.0448^{*}	8.4889	0.3483^{**}
	b	4.3312	-0.8088^{**}	3.0079	-0.9126^{***}
	c	5.6231	-1.1744^{**}	7.8799	0.7752^{**}
Hadri Z-stat	a	0.8001	3.3564^{***}	3.7362^{***}	2.7644^{***}
	b	3.0357^{**}	4.8292^{***}	4.2888^{***}	14.4285^{***}

注:(1)表中a、b、c分别代表含截距、含截距和时间趋势、不含截距和时间趋势;(2)***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著(下同);(3)除Hadri检验的原假设为不含有单位根外,其他假设检验的原假设均为含有单位根。

2. Pedroni面板协整检验结果。在得出面板数据为I(1)后,检验面板数据是否存在协整关系。由表4检验结果可知,组间维度统计量比组内维度统计量更显著,这意味着四组城市中至少有一组城市的住宅价格与居民收入存在较强的协整关系。基于ADF检验的统计量也是住宅价格与居民收入协整的有力证据,因为其结果显示组内和组间统计量都是显著的,这意味着35个大中城市整体上住宅价格与家庭收入变化趋势是有联系的。然而,不同检验方法得出的结论并不一致,一些统计量显著,而另一些则不显著,这说明四组城市住宅价格与家庭收入之间存在异质性。

3.面板因果检验。房价与收入是协整的,于是便可以研究二者之间的因果关系。由表5Granger因果关系检验结果可知,F统计值均显著,拒绝原假设。这表明,房价上涨(或收入增长)能导致收入增长(或房价上涨),两个变量之间的因果关系是双向的。因此,对住宅价格上涨,不应仅看到其负面影响,因为许多行业与住房市场紧密相关,所以还应看到繁荣的住房市场也在促进居民收入提高和经济增长。

表 4　面板协整检验结果

检验方法		检验假设	统计量	统计值
Pedroni 检验	含截距	$H_0: \rho=1$ $H_1: \rho<1$	Panel v	1.6927*
			Panel rho	−0.4169
			Panel PP	−0.7254
			Panel ADF	−2.0408**
		$H_0: \rho_i=1$ $H_1: \rho_i<1$	Group rho	0.8840
			Group PP	0.3849
			Group ADF	−4.2422***
	含截距和时间趋势	$H_0: \rho=1$ $H_1: \rho<1$	Panel v	−0.5317
			Panel rho	1.0593
			Panel PP	0.2268
			Panel ADF	−1.0760**
		$H_0: \rho_i=1$ $H_1: \rho_i<1$	Group rho	2.1508
			Group PP	1.9140
			Group ADF	−3.9540***
	不含截距和时间趋势	$H_0: \rho=1$ $H_1: \rho<1$	Panel v	0.4015
			Panel rho	−0.0261
			Panel PP	−0.3547
			Panel ADF	−0.2824**
		$H_0: \rho_i=1$ $H_1: \rho_i<1$	Group rho	1.3770
			Group PP	0.3063
			Group ADF	0.2879**

表 5　面板 Granger 因果关系检验

原假设	F 统计量	P 值
住宅价格变化不是收入变化的原因	4.1467	0.0269
收入变化不是住宅价格变化的原因	9.2615	0.0009

4.FMOLS 估计。表 6 给出了式(7)的估计。对面板估计,系数是 1.2760,这一结果不利于我们刻画住宅价格与居民收入之间的稳定关系,因为如前所述,保持所有情况不变,一个稳定的住房市场其房价关于收入的弹性应该小于 1,从而才能满足收入约束。此外,在收入增长驱动住宅价格上涨的作用下,不同城市组之间的系数差异也比较大,第Ⅲ、Ⅳ组城市收入对房价的影响较小。鉴于房价过快上涨所导致的支付能力稳定性问题,决策者应通过政策引导,解决四类住房市场的支付能力稳定性不平衡问题。

表 6　住宅价格与家庭收入长期均衡关系的 FMOLS 估计结果

组别	系数 β_i	标准误	t 统计值
Ⅰ	2.1396	0.0183	9.7503***
Ⅱ	1.2096	0.0066	15.3686***
Ⅲ	0.8184	0.0033	20.6005***
Ⅳ	0.6372	0.0027	19.9730***
面板	1.2760	0.0076	17.1691***

如表 6 结果所示,一个可能缓解第Ⅰ、Ⅱ组城市支付能力稳定性弱的途径是将其住宅需求转移到第Ⅲ、Ⅳ组城市。而数据只能表明收入对房价的影响,如果房价对其他基本面因素反应更敏感的话,这一结论就不够准确。一般意义上讲,收入增长比较容易驱动住宅价格上涨,但当收入弹性大于 1 时,很难解释在住宅价格如此敏感的情况下怎样才能让住房市场保持长久稳定。为了分析收入弹性较高的可能原因和城市组之间的系数差异,本文增加家庭食品类消费支出、医疗保健支出、教育娱乐支出、交通通信支出和就业率等基本面变量重新进行估计。重新估计之前对住宅价格和它们之间的关系进行了单位

根和协整检验,符合FMOLS建模分析的前提条件。

表7 住宅价格与多因素长期均衡关系的FMOLS估计结果

变量	组别	系数 β_i	标准误	t统计值
因变量:	Ⅰ	1.7844	0.0422	3.5217**
住宅价格	Ⅱ	1.0497	0.0144	5.6490**
自变量:	Ⅲ	0.7248	0.0077	7.8097***
居民收入	Ⅳ	0.5720	0.0074	7.5620***
	面板	1.0912	0.0129	12.4208***
因变量:	Ⅰ	0.5612	0.1762	3.1839*
住宅价格	Ⅱ	0.3181	0.0680	4.6803*
自变量:	Ⅲ	0.2451	0.0272	9.0133***
家庭食品消费支出	Ⅳ	0.2450	0.0346	7.0840**
	面板	0.6533	0.0538	12.1524***
因变量:	Ⅰ	3.8524	4.8575	0.7931**
住宅价格	Ⅱ	2.4080	0.3783	6.3652***
自变量:	Ⅲ	1.3368	0.2598	5.1457*
家庭医疗保健支出	Ⅳ	0.9138	0.1459	6.2616**
	面板	4.7556	0.8895	5.3463***
因变量:	Ⅰ	2.4735	0.6928	3.5701**
住宅价格	Ⅱ	1.3544	0.1387	9.7671***
自变量:	Ⅲ	1.1112	0.2032	5.4671*
家庭教育娱乐支出	Ⅳ	1.2699	0.2623	4.8407**
	面板	1.3780	0.0762	18.0955***
因变量:	Ⅰ	1.6900	0.5203	3.2478**
住宅价格	Ⅱ	0.7206	0.1785	4.0378**
自变量:	Ⅲ	0.6198	0.1015	6.1045***
家庭交通通信支出	Ⅳ	0.7332	0.1762	4.1612**
	面板	0.9209	0.0545	16.8842***
因变量:	Ⅰ	−387.4818	567.8297	−0.6824
住宅价格	Ⅱ	−718.4471	877.9882	−0.8183
自变量:	Ⅲ	136.1124	236.1130	0.5765
就业率	Ⅳ	−132.2466	118.1786	−1.1190
	面板	771.0972	256.2884	3.0087***

由表7多因素FMOLS估计结果可知,住宅价格上涨也可能是由其他原因引起的。例如,第Ⅰ、Ⅱ组城市的住宅价格与医疗保健、教育娱乐、交通通信的联系很紧密,虽然食品消费和就业机会会对所有城市的住宅价格产生影响,但样本区间内第Ⅰ、Ⅱ组城市住宅价格上涨,很可能是由于这些城市的医疗保健、教育娱乐和交通通信等软硬件设施较发达,吸引了更多的人移居到这里引起的,从而使住宅需求增加导致住宅价格上涨。这样,在加入基本面因素之后,住宅价格上涨和城市组之间的差异就容易理解了。因此,鉴于第Ⅰ、Ⅱ组城市的住宅价格很容易被收入之外的其他因素推动,政策制定者可以通过完善第Ⅲ组甚至第Ⅳ组等住宅价格相对较低城市的相关设施,减缓其购房需求涌向住宅价格较高的城市。同时,通过完善城市设施吸引第Ⅰ组甚至第Ⅱ组城市的住宅需求流向房价受收入影响相对较小、住宅价格相对较低的城市,解决其住宅价格持续快速上涨以及城市之间的不平衡问题。

五、结论与政策含义

本文利用2000—2009年35个大中城市聚类分组形成的非平稳异质面板数据进行实证分析,旨在探讨住宅价格与居民收入之间的均衡关系,以检验住房支付能力是否稳定。

分析得出如下结论:第一,居民收入与住宅价格之间存在长期均衡关系,这意味着35个大中城市的住房支付能力整体上是稳定的,但这种稳定性相当弱,如果不能很好解决住宅价格较高城市的支付能力稳定性问题,这一稳态很容易被打破;第二,住宅价格与居民收入之间存在双向因果关系,鉴于住宅市场与众多行业的紧密相关性,对住宅价格上涨,不应仅看到其负面影响,还应看到繁荣的住房市场也在促进居民收入提高和经济增长;第三,虽然35个大中城市整体上住宅价格平均收入弹性接近于1,但不同城市之间的收入弹性差别较大,住房支付能力稳定性弱不是普遍现象,在房价较高的城市,收入增长很容易驱动房价上涨,而收入对房价相对较低城市的影响较小;第四,住宅价格上涨不仅与居民收入有直接关系,城市的食品消费、医疗保健、教育文化娱乐和交通通信等软硬件设施也是影响住宅价格的重要因素,虽然就业机会从整体上也会影响住宅价格,但就个别城市来讲其并不构成主要原因。

本文至少提供了三个方面的政策建议:一是不同城市之间的住房支付能力稳定性是有差异的,政府调节住宅市场应注意各个地区住房市场发展的不同阶段和不同结构特点,不能搞"一刀切",对住宅价格过高城市如北京、上海和杭州等要运用信贷和税收等措施加强调控,对住宅价格较高城市要密切关注其发展态势,适时适度调控;二是对住宅价格的适度上涨应该支持,但同时要使用调高工资和差别利率等手段直接或间接增加居民收入,使其保持良性联动,避免支付能力的稳态由于住宅价格的单方面上涨而恶化;三是完善提升贵阳、西宁和银川等住宅价格相对较低城市的医疗、教育和交通等软硬件设施,采取优惠政策吸引更多的人才和劳动力来这里安居乐业,从而转移北京、上海和杭州等住宅价格较高城市的部分住宅需求,这不仅解决了高房价城市的支付能力稳定性问题,也增加了住宅需求流入城市的居民收入。

虽然本文以35个大中城市为背景进行实证分析,但其研究视角和研究方法可以为研究其他城市或区域的支付能力稳定性问题提供借鉴,具有一定的普适性。

注释:

①除非特殊说明,本文所说的房价和住宅价格指普通商品住宅价格,居民收入指居民家庭可支配收入。

参考文献:

[1]白仲林.面板数据的计量经济分析[M].天津:南开大学出版社,2008.
[2]陈杰.中国住宅价格的收入弹性估计及其区域性差异[J].世界经济文汇,2010,(3):42-51.
[3]黄静,屠梅曾.基于非平稳面板计量的中国城市房价与地价关系实证分析[J].统计研究,2009,(7):13-19.
[4]余华义.经济基本面还是房地产政策在影响中国的房价[J].财贸经济,2010,(3):116-122.
[5]余凌志,屠梅曾.基于收入余额指标的城镇低收入家庭住房支付能力评价模型[J].上海交通大学学报,2008,(9):1506-1510.

[6]张清勇.中国城镇居民的住房支付能力:1991—2005[J].财贸经济,2007,(4): 79—84.
[7]周京奎.城市舒适性与住宅价格、工资波动的区域性差异[J].财经研究,2009,(9):80—91.
[8]Chen M C,Tsai I C,Chang C O.House prices and household income:Do they move apart? Evidence from Taiwan[J].Habitat International,2007,(2):243—256.
[9]Gan Q,Hill R J.Measuring housing affordability:Looking beyond the median[J].Journal of Housing Economics,2009,18:115—125.
[10]I-Chun Tsai,Chien-Wen Peng.A panel data analysis for housing affordability in Taiwan[J].Journal of Economics and Finance,2010,(2):9—24.
[11]Janna L Matlack,Jacob L Vigdor.Do rising tides lift all prices? Income inequality and housing affordability[J].Journal of Housing Economics,2008,17:212—224.
[12]Mikhed V,Zemcík P.Testing for bubbles in housing markets:A panel data approach[J].Journal of Real Estate Finance and Economics,2009,(4):366—386.
[13]Mimura Yoko.Housing cost burden,poverty status,and economic hardship among low-income families[J].Journal of Family Economic Issues,2008,(1): 152—165.
[14]Patrick M Barkey,James T Sylvester.Housing affordability and Montana's real estate markets[J].Montana Business Quarterly,2009,(2):6—9.

The Balance between House Prices and Household Income and the Stability of Housing Affordability

SHEN Yue, ZHANG Xue-feng, ZHOU Kui-sheng

(*School of Economics and Finance*, *Xi'an Jiaotong University*, *Xi'an* 710061, *China*)

Abstract: This paper divides 35 large-and-medium-sized cities from 2000 to 2009 into four groups with regard to house prices by cluster analysis. Then it analyzes the equilibrium relationship between house prices and household income by panel unit root, panel co-integration, and panel Granger causality test, and discusses the stability of housing affordability by FMOLS model. The results are shown as follows: firstly, generally speaking, there was a long-term equilibrium relationship between house prices and household income in the 35 large-and-medium-sized cities, but the stability of housing affordability is very weak; secondly, there exists bilateral causality between house prices and household income; thirdly, the problem of the weak stability of housing affordability is not common, which only exists in the cities with higher house prices; fourthly, besides income, hardware and software facilities in cities such as food consumption, health care, education, transport and communications are also important reasons for the fluctuations of house prices.

Key words: house price; household income; housing affordability; FMOLS

(责任编辑　许　柏)