

中国房地产市场的“巴拉萨—萨缪尔森”效应 ——来自省际动态面板数据的经验证据

毛其淋¹, 盛 斌²

(1. 南开大学 国际经济研究所, 天津 300071; 2. 南开大学 经济学院, 天津 300071)

摘 要:文章基于1999—2008年的省际面板数据采用系统广义矩(sys-GMM)的计量方法对我国房地产市场的“巴拉萨—萨缪尔森”效应进行了深入的实证检验。研究结果表明:在控制了房地产供求等因素后,经济开放度每提高1%,我国房地产价格将上涨0.063%,经济开放度对房地产价格上涨的平均贡献程度为4.54%,且有逐年增大的趋势;不同细分类型的房地产市场也存在“巴拉萨—萨缪尔森”效应,其中高档公寓最大,商业用房最小;此外,我国高房价区的“巴拉萨—萨缪尔森”效应大大高于低房价区。

关键词:“巴拉萨—萨缪尔森”效应;房地产;经济开放度

中图分类号:F015 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2010)12-0128-12

一、导 言

房地产是典型的非贸易商品,它的运行状态直接影响到国民经济的发展和人们的社会生活,在一国经济中扮演着重要的角色。近年来,房地产市场价格波动及其成因也日益成为学术界关注的焦点问题,如 Case 和 Shiller(1990)、沈悦和刘洪玉(2004)等从房地产经济学或城市经济学的维度探讨了房地产价格的影响因素。而 Bardhan 等(2004)则首开先河,在房地产价格影响因素的研究中引入了城市经济开放度变量,他们使用来自世界不同国家的46个主要城市2000年的截面数据,采用普通最小二乘法(OLS)进行估计,研究结果表明城市经济开放度、城市人口和城市发展指数对城市住房租金均有显著的正向影响,其结论支持了“巴拉萨—萨缪尔森”效应(下文简称“B—S”效应),即一个国家在经济快速增长阶段,其可贸易部门较快的劳动生产率增长提高了不可贸易产品的相对价格。但是,Bardhan 等(2004)的研究存在一些不足之处,如作为被解释变量的城市住房租金指数,其统计口径不一致;很多城市经济开放度是由其所在国

收稿日期:2010-07-30

基金项目:教育部人文社科重点研究基地重大项目(05JJD790013)

作者简介:毛其淋(1986—),男,浙江温州人,南开大学国际经济研究所博士生;

盛 斌(1971—),男,天津人,南开大学经济学院教授,博士生导师。

家整体的经济开放度来替代的；只考虑了人口和收入对住房租金的影响，大量的其他因素被忽略等。针对这些不足，我国学者王松涛(2009)基于我国35个大中城市1998—2006年的相关数据，采用可行广义最小二乘法(FGLS)从开放经济的视角检验了“巴拉萨—萨缪尔森”效应对房地产市场的适用性，研究发现城市经济开放度对房地产价格产生了显著的正向影响。

本文与先前的研究相比在以下几个方面有所拓展：首先，采用主成分分析法对经济开放度指标进行构建，综合考虑了国际贸易和外商直接投资两个因素，以避免采用单一指标来衡量经济开放水平的片面性；其次，考虑到模型的内生性问题，在计量方法上采用系统广义矩(sys-GMM)方法进行实证研究，检验了经济开放度对不同类型房地产价格的影响；此外，鉴于面板数据的丰富性，本文还将样本划分为高房价区和低房价区两个子样本，并依次检验“B—S”效应的存在性，以求更加准确、全面地研究我国房地产市场的“B—S”效应。

本文余下部分的结构安排为：第二部分是房地产市场“B—S”效应的一个简单的理论框架；第三部分构建新的经济开放度指标，并对我国经济开放度和房地产价格变化进行描述性分析；第四部分建立计量模型并对变量和数据进行说明；第五部分报告计量检验结果并进行分析；第六部分是本文的研究结论。

二、房地产市场的“B—S”效应：一个简单的理论框架

本文将在Balassa(1964)和Samuleson(1964)的基础上对房地产市场的“B—S”效应进行简要的理论分析。首先我们假定：(1)处于开放经济中的小国存在一组同质的企业，它们使用资本K和劳动力L两种要素来生产两种产品：可贸易品(记为T)和不可贸易品(记为E)。为了简单起见，这些企业只生产房地产这一种不可贸易品。其中，可贸易品的购买力平价成立，且其价格由国际市场决定，而房地产价格由国内市场决定。(2)可贸易品和房地产的市场结构都是完全竞争的，资本可以在国内、国际各部门之间自由流动，而劳动力只能在国内各部门之间自由流动。劳动力的自由流动使得国内可贸易部门和房地产行业的工资相等，即 $w_T = w = w_E$ 。(3)劳动力市场充分就业，劳动总供给 $L = L_T + L_E$ ，其中 L_T 和 L_E 分别表示贸易部门和房地产行业的劳动力投入量。

为了方便起见，我们还假定可贸易部门和房地产行业的生产函数均为规模报酬不变的柯布—道格拉斯生产函数形式：

$$\begin{aligned} Y_T(K_T, L_T) &= A_T L_T^\alpha K_T^{1-\alpha} \\ Y_E(K_E, L_E) &= A_E L_E^\beta K_E^{1-\beta} \end{aligned} \quad (1)$$

其中， A_T 和 A_E 分别为可贸易部门和房地产行业的技术水平(或全要素生产率)， K_T 和 K_E 分别为可贸易部门和房地产行业的资本投入， α 和 β 分别表示可贸易部门和房地产行业劳动力的产出弹性系数，并且 $0 < \alpha < 1$ ， $0 < \beta < 1$ 。

代表性企业在自身技术水平和资本规模限制的条件下追求利润最大化，

其中可贸易部门的利润最大化问题表示为:

$$\text{Max } \pi_T = P_T \cdot A_T L_T^\alpha K_T^{1-\alpha} - w_T \cdot L_T - r \cdot K_T \quad (2)$$

其一阶条件为:

$$\frac{\partial \pi_T}{\partial L_T} = \alpha P_T \cdot A_T L_T^{\alpha-1} K_T^{1-\alpha} - w_T = 0 \quad (3)$$

$$\frac{\partial \pi_T}{\partial K_T} = (1-\alpha) P_T \cdot A_T L_T^\alpha K_T^{-\alpha} - r = 0$$

类似地,房地产行业的利润最大化问题为:

$$\text{Max } \pi_E = P_E \cdot A_E L_E^\beta K_E^{1-\beta} - w_E \cdot L_E - r \cdot K_E \quad (4)$$

一阶条件表示为:

$$\frac{\partial \pi_E}{\partial L_E} = \beta P_E \cdot A_E L_E^{\beta-1} K_E^{1-\beta} - w_E = 0 \quad (5)$$

$$\frac{\partial \pi_E}{\partial K_E} = (1-\beta) P_E \cdot A_E L_E^\beta K_E^{-\beta} - r = 0$$

其中, P_T 和 P_E 分别为可贸易部门和房地产行业的产品价格, r 为利率(假定是外生给定的)。根据式(3)、式(5)以及假定条件 $w_T = w = w_E$, 可得:

$$\frac{P_E}{P_T} = \frac{\alpha}{\beta} \cdot \frac{A_T L_T^{\alpha-1} K_T^{1-\alpha}}{A_E L_E^{\beta-1} K_E^{1-\beta}} \quad (6)$$

注意到 $A_T L_T^{\alpha-1} K_T^{1-\alpha} = \frac{Y_T(K_T, L_T)}{L_T}$ 和 $A_E L_E^{\beta-1} K_E^{1-\beta} = \frac{Y_E(K_E, L_E)}{L_E}$, 分别表示可贸易部门和房地产行业的单位劳动力产出, 即两个部门的劳动生产率, 为了便于表述, 我们将它们分别记为 λ_T 和 λ_E 。此外, 我们令 $p = \frac{P_E}{P_T}$ 表示以可贸易品为计价物商品的房地产相对价格。这样, 我们就可以将式(6)简化为:

$$p = \frac{\alpha}{\beta} \cdot \frac{\lambda_T}{\lambda_E} \quad (7)$$

对式(7)取对数, 并进一步对时间 t 求导得:

$$\frac{\bar{p}}{p} = \frac{\bar{\lambda}_T}{\lambda_T} - \frac{\bar{\lambda}_E}{\lambda_E} \quad (8)$$

其中, $\frac{\bar{\lambda}_T}{\lambda_T}$ 和 $\frac{\bar{\lambda}_E}{\lambda_E}$ 分别为可贸易部门和房地产行业劳动生产率的增长率, $\frac{\bar{p}}{p}$ 为房地产相对价格的变动率。

随着经济开放水平的提高, 可贸易部门因受益于更大的区域市场规模、更强的学习效应以及技术的改进, 其劳动生产率将提高得更快(Bardhan 等, 2004)。许和连等(2006)、黄玖立、李坤望(2006)对中国的研究也证明了这一结论。据此, 我们有 $\frac{\bar{\lambda}_T}{\lambda_T} > \frac{\bar{\lambda}_E}{\lambda_E}$, 即随着经济开放水平的提高, 可贸易部门劳动生

产率提高的速度较非贸易部门快,由(8)式可知 $\frac{\bar{p}}{p} > 0$,这意味着房地产的相对价格将上涨。因此,我们有如下的命题:经济开放度对房地产价格具有正向的影响,即随着经济开放水平的提高,房地产市场价格将上涨。

三、经济开放度与房地产价格变化:描述性分析

(一)经济开放度和房地产价格的测算

由于国际贸易和外商直接投资都是一国或地区在经济全球化进程中的重要经济行为,如果仅仅采用外贸依存度或外商直接投资占总固定资产投资的比重来衡量,就很有可能不能全面、准确地反映一个国家或地区的实际经济开放水平。鉴于此,本文采用主成分分析方法,将外贸依存度和外资占 GDP 的比重两个指标进行加权,得到一个能够较为全面反映各地区对外开放水平的经济开放度指数(用 open 表示)。

具体的测算方法为:首先计算各地区相应年份的外贸依存度(用 $TRADE_{it}$ 表示)和外资占 GDP 的比重(用 $FDIP_{it}$ 表示)。为了便于比较和分析,进一步地将它们进行标准化处理:

$$trade_{it} = \frac{TRADE_{it} - TRADE_{\min}}{TRADE_{\max} - TRADE_{\min}} \times 100, fdip_{it} = \frac{FDIP_{it} - FDIP_{\min}}{FDIP_{\max} - FDIP_{\min}} \times 100 \quad (9)$$

其中, $TRADE_{it}$ 和 $FDIP_{it}$ 分别表示第 t 年地区 i 的外贸依存度和外资占 GDP 的比重, $TRADE_{\min}$ 和 $FDIP_{\min}$ 分别表示考察期内外贸依存度和外资占 GDP 比重的最小值, $TRADE_{\max}$ 和 $FDIP_{\max}$ 分别表示考察期内相应指标的最大值。显然, $trade_{it} \in [0, 100]$, $fdip_{it} \in [0, 100]$ 。

接下来采用主成分分析法来确定各变量的权重。该方法的基本原理是给那些存在较大差异的变量赋予较大的权重,而对那些差异较小的变量赋予较小的权重,因而使得由此生成的指数能够更好地体现差异性。更重要的是,主成分分析法在确定变量的权重时具有客观性,能够避免人为设定的主观性而可能给分析带来不良影响。借助 Stata11.0 软件,可以得到由主成分分析得到的权重系数 w_{trade} 和 w_{fdip} , 据此得到经济开放度指数:

$$open_{it} = trade_{it} \times w_{trade} + fdip_{it} \times w_{fdip} \quad (10)$$

同样的方法可以用于测算房地产价格。我国统计资料公布的涉及房地产价格的数据主要包括商品房价格、住宅价格、高档公寓价格和商业用房价格,我们沿用上述的主成分分析方法来测算总体房地产价格(用 hp 表示),公式为:

$$hp_{it} = hp_spf_{it} \times w_{spf} + hp_zz_{it} \times w_{zz} + hp_gg_{it} \times w_{gg} + hp_comm_{it} \times w_{comm} \quad (11)$$

其中, hp_spf 、 hp_zz 、 hp_gg 和 hp_comm 分别表示商品房价格、住宅价格、高档公寓价格和商业用房价格, w_{spf} 、 w_{zz} 、 w_{gg} 和 w_{comm} 分别表示由主成分分析得

到的关于商品房价格、住宅价格、高档公寓价格和商业用房价格的权重系数。

(二)经济开放度与房地产价格波动的统计分析

利用主成分分析法可以测算得到 1999—2008 年我国 29 个地区的经济开放度(open)和房地产价格(hp)的平均值其分布反映在图 1 中。通过计算斯皮尔曼(Spearman)等级相关系数,从统计的角度进一步考察经济开放度与房地产价格之间的相关性。具体方法为:先将各地区的经济开放度和房地产价格分别按从高到低的顺序划分等级(即表 1 中的指标排名);然后计算经济开放度与房地产价格的等级之差,记为 D_1 ;接着按照式(12)计算斯皮尔曼等级相关系数 ρ :

$$\rho = 1 - 6 \sum_{i=1}^N D_{ii}^2 / [N(N^2 - 1)] \quad (12)$$

其中, N 表示每组中所需要比较的个体数。根据式(12)可以得到经济开放度和房地产价格之间的斯皮尔曼等级相关系数 ρ 为 0.6847。最后, 对 ρ 值进行显著性检验, 原假设和备择假设分别为: $H_0: \rho=0$ 和 $H_1: \rho \neq 0$ 。构造 Z 统计量

$Z = \rho \sqrt{N-1}$ 。由于 $Z = 3.6231 > Z_{\alpha/2} = 1.96$ ($\alpha = 0.05$), 拒绝原假设, 说明经济开放度与房地产价格之间存在正相关关系。类似地, 按照此方法可以计算得到经济开放度与房地产价格增长率的斯皮尔曼等级相关系数为 0.4222。由于 $Z = 2.2339 > 1.96$, 拒绝原假设, 表明经济开放水平越高的地区其房地产价格的增长率也越高。

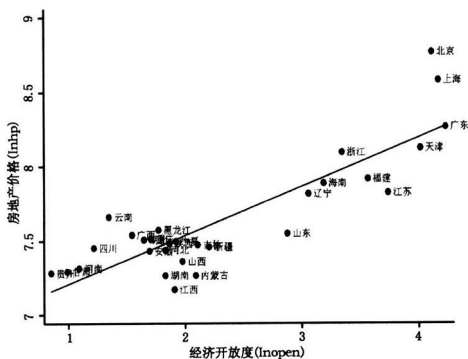


图 1 中国省份的经济开放度与房地产价格散点图(1999—2008 年)

资料来源:由《中国统计年鉴》(2000—
年)计算得出。

最后,为了更直观地反映经济开放水平与房地产价格的关系,图1描绘了样本期间29个省市经济

开放度(ln open)和房地产价格(ln hp)均值的二维散点图以及回归的拟合趋势线。其斜率为正,再次说明经济开放水平与房地产价格之间存在显著的正相关关系。不过,我国房地产市场是否存在“B-S”效应还有待于下文的计量模型作进一步的实证检验。

四、计量模型、变量和数据说明与方法

(一) 计量模型

在文献中最常用的房地产价格方程设定方法(Arellano 和 Bond, 1991; Muellbauer 和 Murphy, 1997)的基础上,构建本文的动态面板计量模型如下:

$$\ln hp_{it} = \phi_i + \alpha \cdot \ln hp_{i,t-1} + \beta \cdot \ln open_{it} + \varphi' \cdot control_d_{it} + \gamma' \cdot control_s_{it} + \ln perbus_{it} + \epsilon_{it} \quad (13)$$

其中,下标 i 和 t 分别表示地区和时间, hp_{it} 表示房地产价格, $open_{it}$ 为经济开放度, $control_d_{it}$ 和 $control_s_{it}$ 分别为影响房地产价格的需求方面和供给方面的若干控制变量的向量, $perbus_{it}$ 为地区交通环境状况变量。考虑到消费者预期因素的作用以及房地产价格变化的连续性特征,当期的房地产价格往往会对下一期产生影响,故而还引入房地产价格的滞后项 $hp_{i,t-1}$ 。 ϕ_i 表示非观测地区固定效应, ϵ_{it} 为随机误差项。

本文采用动态面板数据模型还出于以下两个方面的考虑:一方面可以防止计量模型的设定偏误,即在回归模型中加入被解释变量的滞后项可以起到使模型能够涵盖未考虑到的可能影响房地产价格的其他因素;另一方面,当存在一些内生性解释变量时可以通过运用动态面板数据方法来消除模型的内生性偏误,以得到一致估计量从而提高结论的可信度。

(二)变量和数据

1. 房地产价格变量。由总体房地产价格指数(hp)表示,由商品房价格(hp_spf)、住宅价格(hp_zz)、高档公寓价格(hp_gg)、商业用房价格(hp_comm)按照主成分分析法确定的权重进行加权平均得到。以上各变量的单位为元/平方米。

2. 经济开放度。如前所述,本文根据主成分分析法确定的权重对外贸依存度和外资占 GDP 的比重两个指标进行加权得到各地区的经济开放度($open$)。由这种方法测算得到的经济开放度值介于 0 至 100 之间。如果该变量的系数显著为正,即经济开放度对房地产价格水平有正向的影响,则说明“B—S”效应在房地产市场中存在;反之,则不存在。

3. $control_d_{it}$ 变量向量。代表影响房地产价格需求方面的控制变量,主要包括:人均可支配收入($pdincome$),单位为元;国内生产总值(GDP),单位为亿元;城镇登记失业率($unemployrate$),单位为%;地区人口密度($popdensity$),单位为人/平方公里。根据经济学原理, $pdincome$ 、GDP 和 $popdensity$ 对房地产价格的预期影响是正的, $unemployrate$ 的影响是负的。

4. $control_s_{it}$ 变量向量。选取以下变量作为影响房地产价格供给方面的控制变量:土地交易价格指数($epindex$, %),作为地价指标,一般而言它对房地产价格的预期影响是正的;竣工房屋造价($comprice$, 元/平方米),作为建筑成本(或开发商成本)的代理变量,预计其对房价的影响也是正的;房屋竣工面积($comarea$, 万平方米)表示房地产的供给量,预计其符号是负的;本年房地产完成投资额($invest$, 万元),其值越大说明有越多的资金流入房地产行业,导致房地产行业的发展,从而导致预期房价的上涨。

5. 交通成本变量。Song 和 Knaap(2003)认为通过增加公共交通工具数

量投资等方式可以降低居民的生活成本,进而提高人们对房地产的支付意愿,因此在模型中引入地区交通环境状况变量作为控制变量,用每万人拥有的公共交通工具(perbus,辆/万人)来表示,预期符号为正。

本文所用的数据除了土地交易价格指数来自“中国资讯行数据库”(http://www.bjinfobank.com/)外,其他的所有数据均来源于《中国统计年鉴》(2000—2009 年)。由于西藏和青海缺少部分数据,为了保持变量的完整性以及避免数据缺失对研究可能带来的不良影响,在省际样本中剔除了这两个地区,另外本文也没有使用港澳台的数据,因此样本共包括了 29 个省市 1999—2008 年的数据。最后,为了消除异方差,对上述变量均取自然对数,同时为了消除价格波动因素的影响,对上述与价格有关的名义变量以 1999 年为基期按照消费价格指数(CPI)进行了平减处理。

(三)计量方法

由于模型的解释变量中含有被解释变量的滞后项,这样即使假定不存在序列相关,被解释变量的滞后项与非观测固定效应也有可能存在相关性,此时若用标准的混合 OLS 方法、固定效应方法或随机效应方法进行估计,得到的结果将是有偏的。此外,考虑到模型中解释变量可能存在内生性问题,本文采用广义矩(GMM)方法对房地产市场的“B—S”效应进行实证检验。为了增强估计结果的有效性和一致性,我们选择两步法系统矩(sys-GMM)进行估计。

五、检验结果分析

(一)对总体房地产价格的检验

对影响总体房地产价格的 sys—GMM 估计结果如表 1 所示。模型 I 是在控制需求因素变量(control_d)的条件下考察经济开放度对房地产价格的影响。结果发现,除了地区人口密度(ln popdensity)的系数不显著外,其余变量均在 1%水平上显著,且系数的符号与预期相一致,即:人均可支配收入(ln pdincome)和地区国内生产总值(ln GDP)对房地产价格具有显著的拉动效应,而城镇登记失业率(ln unemployrate)对房地产价格具有明显的抑制作用。研究中最关注的经济开放度变量的系数为 0.071,在 1%水平上显著,其经济含义为经济开放水平每提高 1%,房地产价格将上涨 0.071%。此外,还注意到房地产价格的一阶滞后项的系数显著为正,说明房地产市场价格变动确实具有很强的惯性和连续性。

在模型 I 的基础上,进一步引入影响房地产价格供给方面的变量(control_s),同时控制了地区交通环境投资因素,其回归结果如表中的模型 II 所示。结果表明,供给方面的各控制变量的系数均显著且与预期符号一致。经济开放度的符号仍然为正(0.055)。此外,还值得注意的是,地区人口密度

表 1 房地产价格影响因素的 sys—GMM 估计结果

变量	全国样本			按房地产类型划分				按房地产价格划分	
	模型 I	模型 II	模型 III	模型 IV	模型 V	模型 VI	模型 VII	模型 VIII	模型 IX
ln hp ₋₁	0.558*** (13.88)	0.602*** (7.70)	0.589*** (14.44)	0.698*** (16.16)	0.493*** (8.38)	0.403*** (10.28)	0.643*** (19.02)	0.721*** (9.58)	0.455*** (4.35)
ln open	0.071*** (7.28)	0.055*** (4.02)	0.063*** (5.93)	0.042** (2.58)	0.054*** (4.45)	0.057** (1.99)	0.036*** (4.32)	0.079* (1.92)	0.032* (1.75)
ln pdincome	0.313*** (6.58)	-0.081 (-0.80)			0.125** (2.28)	0.146** (2.23)	0.434*** (9.00)	0.214* (1.88)	0.262* (1.91)
ln unemployrate	-0.053*** (-3.39)	-0.092** (-2.27)	-0.103*** (-3.16)	-0.063*** (-3.59)	-0.100*** (-3.61)		-0.117*** (-3.23)		-0.099* (-1.70)
ln GDP	0.061*** (2.93)	0.156*** (3.19)	0.141*** (4.45)	0.184*** (8.28)	0.155*** (4.49)	0.146*** (6.72)		0.061* (1.74)	0.090*** (4.04)
ln popdensity	-0.003 (-0.59)	-0.001 (-0.44)			0.017*** (4.34)			-0.028*** (-2.87)	
ln epindex		0.189*** (3.34)	0.133*** (6.11)	0.095*** (5.47)	0.103*** (3.31)		0.381*** (10.05)	0.127*** (6.85)	
ln comarea		-0.069** (-2.38)	-0.071*** (-2.94)	-0.063*** (-2.66)	-0.159*** (-7.26)		-0.068*** (-6.43)		
ln comprice		0.145*** (5.16)	0.138*** (4.62)	0.113*** (4.38)	0.106*** (3.87)	0.272*** (3.27)	0.316*** (16.93)		0.430*** (5.75)
ln invest		0.085*** (2.66)	0.072** (2.42)	0.114*** (4.38)	0.095*** (4.87)				
ln perbus		-0.074*** (-4.43)	-0.073*** (-5.17)	-0.071*** (-4.84)	-0.062*** (-3.61)	0.147*** (4.85)			
Wald 检验	1.81e+06 [0.0000]	3.20e+06 [0.0000]	2.25e+06 [0.0000]	4.63e+06 [0.0000]	1.66e+06 [0.0000]	535738.2 [0.0000]	834267.62 [0.0000]	671213.17 [0.0000]	343833.2 [0.0000]
Sargan 检验	28.21 [0.9600]	25.49 [0.9844]	26.61 [0.9765]	26.99 [0.9731]	27.31 [0.9701]	24.12 [0.9911]	26.00 [0.9811]	12.81 [1.0000]	11.45 [1.0000]
AR(1)	-3.71 [0.0002]	-3.71 [0.0002]	-3.89 [0.0001]	-3.85 [0.0001]	-3.99 [0.0001]	-2.77 [0.0056]	-1.74 [0.0818]	-2.91 [0.0036]	-2.10 [0.0355]
AR(2)	0.82 [0.4086]	0.66 [0.5064]	0.87 [0.3849]	1.23 [0.2196]	0.98 [0.3236]	0.93 [0.3520]	0.38 [0.6997]	1.58 [0.1149]	0.18 [0.8603]
样本观测数	261	261	261	261	261	261	261	135	126

注：(1)***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著；(2)圆括号内为回归系数的 t 统计值，方括号内为统计值相应的概率值；(3)模型 IV—模型 VII 分别表示商品房、住宅、高档公寓和商业用房的估计结果，模型 VIII 和模型 IX 分别表示高房价区和低房价区的估计结果。(ln popdensity)与人均可支配收入(ln pdincome)的系数在模型 II 中均不显著，表明在综合考虑供求因素后，它们不是影响房价的决定性因素。^①

接下来，剔除模型 II 中不显著的解释变量(ln pdincome 和 ln popdensity)，得到的结果为模型 III。此时，在控制了房地产供求等因素后，经济开放度每提高 1%，我国房地产价格将上涨 0.063%，介于模型 I 与 II 的结果之间，这表明在 1999—2008 年间经济开放度推动我国房地产价格年均上涨约 2.09%；^②城镇登记失业率和房屋竣工面积对房地产价格的影响是负向的，而国内生产总值和土地交易价格则会促进房地产价格的上涨；值得注意的是，控制变量 ln perbus 的系数与模型 II 一样显著为负，这与 Knaap 等(2001)的结论相反，与本文的预期也不一致，其原因可能为目前我国很多省市的交通发展规划和房地产开发规划不协调从而在一定程度上导致了我国公共交通投资的低效率。

从检验统计值看，三个模型系数联合显著性的 Wald 检验都表明模型整

体非常显著;Sargan 检验的结果表明工具变量的选择是有效的;残差序列相关性检验表明,原模型的误差项没有序列相关性,即所设定的模型是合理的。综上,本文的研究证明,我国房地产市场存在显著的“B—S”效应。

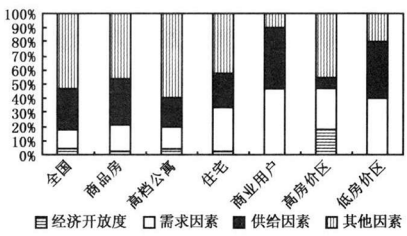
根据表 1 的估计结果,通过数值模拟可以进一步得到各种因素对房地产价格变化的贡献程度。图 2 显示了样本期内全国房地产价格影响因素的结构分解情况,包括经济开放度、需求因素、供给因素以及其他因素。估算的结果反映出,在样本期内,“其他”因素对房地产价格的影响程度最大,约为 53.7%,这主要是由于该因素中涵盖了趋势因素(滞后一期项);其次为供给因素和需求因素,平均影响程度分别为 28.2%和 13.6%;而经济开放度对我国总体房地产价格的平均影响程度为 4.5%。因此可以看出,与国内供求因素相比,经济开放度对我国总体房地产价格的影响程度并不高,这是由房地产的不可贸易品特征所决定的。但另一方面,对总体房地产价格的研究掩盖了不同类型和不同地区房地产之间存在的差别(详见下文)。最后,利用同样的方法还可以按照年份就房地产价格变化的影响因素进行模拟分解,其中经济开放度的影响程度如图 3 所示。从中不难发现,经济开放度对全国房地产价格的影响程度总体上是逐年增加的,从 1999 年的 3.9%上升至 2008 年的 4.9%。

(二)对细分房地产价格的检验

上文的分析表明经济开放度对我国总体房地产价格具有显著的正向效应,那么这种效应对于不同类型的房地产市场是否依然存在?如果存在,经济开放度对不同类型房地产价格的影响程度是否存在差异性?下文将进一步对各类房地产的价格决定因素进行检验。

商品房、住宅、高档公寓和商业用房价格的回归结果仍然报告在表 1 中(剔除了不显著的自变量^⑧)。除了 $\ln \text{perbus}$ 的符号与预期相背外,其余变量的符号均与预期相吻合。在模型Ⅳ—模型Ⅶ中,经济开放度对各类房地产价格的影响依然为正,且通过了 5%显著性水平的检验,这说明我国各类型房地产市场均存在“B—S”效应。但经济开放度对它们的影响却存在差异性:经济开放度对高档公寓的影响弹性最大,接下来分别是住宅、商品房和商业用房,弹性依次为 0.057%、0.054%、0.042%和 0.036%。此外,各类统计量的检验结果表明我们的估计结果具有较高的可信度。

根据表 1 的估计结果,通过数值模拟可以进一步描绘出各种因素对四种类型房地产价格的影响程度,结果如图 2 所示。在 1999—2008 年间,经济开放度对高档公寓价格的影响程度最大(占 4.65%),接下来分别是住宅(占 2.8%)和商品房(占 2.46%),而商业用房最小(占 1.13%)。除商业用房外,其他三种类型房地产价格的主要影响因素仍然是前一期价格,而对于商业用房来说,其价格的波动更多的是受到供求因素的影响。



注：图中均为各因素(变量)在样本期内影响程度的均值。

图2 样本期内的房地产价格变动的影响因素分解(%)

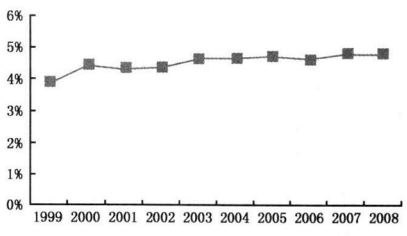


图3 经济开放度对全国房地产价格影响程度的变化趋势(1999—2008年)

最后,根据房地产价格水平的高低将样本划分为高房价区和低房价区两个子样本,分别考察经济开放度对它们的影响。高低房价分界点的确定方法为:首先根据主成分分析法确定的权重测算各地区相应年份的总体房地产价格 hp_{it} ,然后计算各个地区的平均房地产价格得到 $\bar{p}_i$,以 1800^④ 为临界点,若 $\bar{p}_i \leq 1800$,则地区 i 属于低房价区,若 $\bar{p}_i > 1800$,则地区 i 属于高房价区。按照这种划分方法得到的高房价区包括湖北、广西、山东、黑龙江、重庆、云南、辽宁、江苏、海南、福建、浙江、天津、广东、上海、北京等 15 个省、市、自治区;低房价区包括江西、湖南、内蒙古、贵州、甘肃、河南、山西、安徽、河北、四川、新疆、吉林、陕西、宁夏等 14 个省、市、自治区。

对高、低房价区的估计结果分别为表 1 中的模型Ⅷ和模型Ⅸ(同样剔除了不显著的自变量)。结果显示,经济开放度对高房价区的房地产价格的影响要远远大于低房价区,弹性系数分别为 0.079 和 0.032,并都通过了 10%水平的显著性检验,这表明高房价区的“B—S”效应要高于低房价区。其原因可以解释为高房价地区多为开放度较高的沿海地区,其贸易部门的劳动生产率增长得更快。回归结果还表明,人均可支配收入和国内生产总值对两类地区房地产价格的上涨都起到显著的促进作用;此外,高房价区房价的上涨还受土地交易价格指数的影响,而低房价区房价的上涨取决于房屋竣工造价的高低。

对高、低房价区的房地产价格影响因素的分解结果描绘在图 2 中。通过回归模拟发现,在样本期内,经济开放度对高房价区房地产价格的贡献高达 18.11%,远远高于低房价区的 0.89%,其原因为高房价区一般处在经济较为发达的东部沿海地区,其经济开放水平也更高^⑤。此外,高房价区的房地产价格还主要受历史(前一期)价格的影响,占 45.41%;低房价区的房地产价格主要受供给和需求因素的影响,分别占 40.03%和 39.64%。

六、结 论

对“巴拉萨—萨缪尔森”效应的拓展分析表明,经济开放度对作为典型非

贸易品的房地产的价格具有正向的影响,即随着经济开放水平的提高,房地产市场价格将上涨。本文基于我国 29 个省、市、自治区 1999—2008 年的面板数据,采用系统广义矩(sys-GMM)方法检验了这一理论假说,并得到以下主要结论:(1)经济开放度对我国总体房地产价格具有显著的影响,在控制了房地产供求等因素后,经济开放度每提高 1%,我国房地产价格将上涨 0.063%;1999 年至 2008 年这 10 年间经济开放度推动我国房地产价格年均上涨约 2.09 个百分点,这些都表明我国房地产市场存在明显的“B—S”效应。(2)对包括商品房、住宅、高档公寓和商业用房在内的细分类型的房地产价格的检验也证明“B—S”效应的存在,但经济开放度对它们的影响存在差异性,其中高档公寓的弹性系数最大,商业用房的弹性系数最小。(3)“B—S”效应在我国的高房价区和低房价区依然成立,但经济开放度对它们的影响程度具有显著的差异性,高房价区和低房价区的弹性系数分别为 0.079 和 0.032,这意味着高房价区的“B—S”效应要大大高于低房价区。(4)回归模拟的结果表明,在样本期内,经济开放度对我国房地产价格增长的平均贡献度为 4.54%,并且呈现出逐年上升的趋势,这反映出经济开放因素对我国房地产价格的影响在不断增强。

注释:

- ①地区人口密度不足以成为影响我国房地产价格的重要因素可能的原因是,尽管地区人口密度高会通过增加需求进而推动房价上涨,但过高的人口密度也会带来过度拥挤、居住环境舒适度下降等一系列问题,从而在一定程度上降低了人们对房地产的购买意愿。加入供给方面的控制变量后,人均可支配收入的显著性降低可能是由于变量间存在的多重共线性导致的,同时还不能忽视许多地区非本地居民“炒房”的事实。
- ②1999—2008 年 10 年间,我国 29 个省市的平均经济开放度由 14.35 上升到 19.11,增长了 33.18%,因此由经济开放度引致的房价增长约为 $0.063 \times 33.18\% = 2.09\%$ 。
- ③在剔除不显著自变量前后,主要变量的系数和显著性变化很小,从而表明回归结果具有很好的稳健性。
- ④在样本中,选择 1 800 为临界点可以将总样本较均匀地分为两个子样本。
- ⑤以 2008 年为例,我国高房价区的平均开放度为 30.43,而低房价区的平均开放度仅为 6.98。

参考文献:

- [1]黄玖立,李坤望. 出口开放、地区市场规模和经济增长[J]. 经济研究,2006,(6):27—38.
- [2]沈悦,刘洪玉. 住宅价格与经济基本面:1995—2002 年中国 14 城市的实证研究[J]. 经济研究,2004,(6):78—86.
- [3]王松涛. 城市经济开放度对房地产价格的影响研究——基于中国 35 个大中城市面板数据模型的分析[J]. 南开经济研究,2009,(2):91—102.
- [4]许和连,卞朋,祝树金. 贸易开放度、人力资本与全要素生产率:基于中国省际面板数据的经验分析[J]. 世界经济,2006,(12):3—10.

- [5]Balassa B. The purchasing power parity doctrine :A reappraisal [J].Journal of Political Economy,1994, 72(6):584—596.
- [6]Bardhan A D,Edelstein R H,Leung C. A note on globalization and urban residential rents[J].Journal of Urban Economics,2004, 56(3):505—513.
- [7]Case K E,Shiller R J. Forecasting prices and excess returns in the housing market[J].AREUEA Journal ,1990, 5:253—273.
- [8]Knaap G J,Ding C, Hopkins L D. Do plans matter? The effects of light rail plans on land values in station area [J].Journal of Planning Education and Research,2001, 21(1):32—39.
- [9]Muellbauer J,Murphy A. Booms and busts in the UK housing market [J].Economic Journal,1997, 107:1701—1727.
- [10]Samuelson P A. Theoretical notes on trade problems[J].Review of Economics and Statistics,1964, 46(2):145—154.
- [11]Song Y,Knaap G J. New urbanism and housing values:A disaggregate assessment[J].Journal of Urban Economics, 2003,54(2):218—238.

The Balassa-Samuelson Effect of China's Real Estate Market: Empirical Evidence from Inter-provincial Dynamic Panel Data

MAO Qi-lin¹, SHENG Bin²

(1. *Institute of International Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China;*

2. *School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071,China)*

Abstract: Based on the inter-provincial panel data from 1999 to 2008, this paper makes an empirical study of the Balassa-Samuelson effect in China's real estate market through sys-GMM. The results show that, after controlling such factors as supply and demand of real estate market, an increase in the degree of economic openness by 1% raises the real estate prices in China by 0.063%, and the average contribution of the degree of economic openness to the increase of real estate prices, which is trending upwards annually, is 4.54%. there is a Balassa-Samuelson effect in subdivided real estate markets, which is the greatest in high-grade apartments and the smallest in commercial buildings. In addition, the Balassa-Samuelson effect in high-price areas is much stronger than the one in low-price areas.

Key words: Balassa-Samuelson effect; real estate; degree of economic openness
(责任编辑 周一叶)