

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

王松涛

摘要：巴拉萨—萨缪尔森假说(简称“巴萨假说”)认为在经济快速增长阶段,可贸易部门较快的劳动生产率增长提高了非可贸易部门的相对成本,从而提高了非可贸易商品的相对价格。本文基于我国 35 个大中城市 1998 年~2006 年的相关数据,利用面板数据模型,从开放经济体的视角检验了“巴萨假说”对房地产这类典型非可贸易品的适用性。实证分析表明,城市经济开放度水平每正向变动 1%,城市房地产价格上涨约 0.066%;住房价格波动不仅受到城市经济维度与房地产市场维度因素的影响,而且也受到开放经济维度因素的影响。本文结论不仅为预测全球经济衰退以来房价走势提供了新的依据,而且对政府干预住房市场的实践也具有启发意义。

关键词：城市经济开放度;房地产价格;巴拉萨—萨缪尔森假说;面板数据模型

一、引言

学术界对房地产价格的研究长期以来一直集中于城市与房地产经济学范畴,重点从宏微观层面,探讨某一城市或全国房价的影响因素。然而,从 20 世纪 90 年代初开始,一批欧美学者开始基于劳动力市场的区域分离,讨论房价在大城市区域或行政省区空间分布差异的形成原因(Alexander and Barrow,1994;Muellbauer and Murphy,1994;Pollakowski and Ray,1997;Meen,1999),其中以 Meen 提出的波纹效应(Ripple Effect)为代表,阐明了导致区域之间房地产价格差异的影响因素。从区域维度探讨房价运行的差异性,拓展了城市与房地产经济学研究的范畴,成为当前学术研究的热点方向之一。

值得注意的是,上述研究在获得快速发展的同时都没有突破对封闭经济体这一前提的限制,这显然与整个 20 世纪经济全球化的大背景不相适宜。实际上,进入 21 世纪后,包括 Fujita(2001)和 Bardhan 等(2004)在内的诸多学者已经开始从开放经济体这一全新视角来研究城市经济与房地产市场。将针对房价影响因素的研究拓展到开放经济体,对于传统的城市与房地产经济学研究而言是一个有益的扩充。本文正是从开放经济、城市经济和房地产经济三个维度,研究房地产价格的影响因素,并以开放经济维度作为研究的重点和创新点。

在开放经济相关理论中,巴拉萨—萨缪尔森假说(Balassa-Samuelson hypothesis,以下简称“巴萨假说”)是阐述实际汇率水平长期变动规律的重要理论之一。

Balassa (1964) 和 Samuelson (1964) 的研究指出,在经济快速增长阶段,经济体内可贸易部门较快的劳动生产率增长提高了非可贸易商品的相对价格,并最终引发实际汇率的变动。通常认为服务产品属于非可贸易品(卢峰,2004),房地产业在我国的标准产业分类中隶属于第三产业,且由于房地产产品位置的固定性以及建设过程的外包性差,因此房地产产品通常被视为典型的非可贸易品。本文将以房地产产品为例,检验“巴萨假说”的适用性。

本文的研究假设如下:某城市 i 经济开放度越大,则城市 i 可贸易部门的劳动生产率越高,“巴萨假说”认为,当可贸易部门的劳动生产率较高时,则该城市 i 非可贸易部门商品的相对价格也较高(与其它城市 j 相比),房地产产品是一种典型的非可贸易品,城市房地产价格也较高(与其它城市 j 相比)。简言之,城市经济开放度与城市房地产价格之间应存在正相关关系。很显然,上述研究假设中隐含了另外一个假设条件,即城市经济开放度与城市可贸易部门的劳动生产率成正比,换言之,城市经济开放度可以较好的刻画一个城市可贸易部门的劳动生产率。这一点可以这样理解:一般而言,城市经济开放程度越高,则城市具有更大的区域市场规模(regional market size)、更强的学习效应(learning effect)和更高的技术水平(technology),因此可贸易部门的劳动生产率较高(Bardhan et al., 2004; 黄玖立和李坤望,2006)。

近年来,我国城市房地产价格出现了普遍的快速上涨。统计数据表明,全国35个大中城市商品房平均销售价格从1998年第1季度的3516元/ m^2 增长至2008年第1季度的5748元/ m^2 ,10年上涨了163.5%。在此期间,我国的城市经济开放度整体处于上升态势。统计数据表明,1998年我国35个大中城市的城市经济开放度的平均值为49.8%,2006年,这一指标达到最大值76.0%,累计上升26.2个百分点。探讨城市经济开放度对城市房地产价格的影响,不仅可以对房地产市场价格形成机制提供新的依据,而且对政府干预住房市场的工具选择也具有启发性意义。

文章第二部分介绍“巴萨假说”的基本内容并综述有关文献,第三部分介绍实证分析的数据和变量,第四部分构建实证分析模型并对结果进行初步分析,第五部分为本文结论。

“巴萨假说”与房地产价格

(一) “巴萨假说”

1. “巴萨假说”的主要内容

“巴萨假说”模型假设在一个小型开放的经济体中,存在着一组同质企业,这些企业只生产两种产品:可贸易品和非可贸易品。可贸易品价格由国际市场决定,而非可贸易品价格由国内市场决定。另外,假设可贸易品和非可贸易品的生产都需要资本和

根据美国经济研究局(National Bureau of Economic Research, NBER)的定义,本文的城市经济开放度可以定义为进出口贸易总额占经济产出GDP的比重(Bardhan et al., 2004)。

劳动。市场结构是完全竞争的,劳动力可在国内市场自由流动,资本在国内国际市场均可自由流动。该模型假设代表性企业在其自身技术和资本规模限制条件下遵循利润最大化原则,表示为:

$$\text{Max} \int_0^{\infty} [y_e(k_e, l_e) + p y_n(k_n, l_n) - w l - i] e^{-rt} dt \quad (1)$$

其中 y_e 表示可贸易品的产出, y_n 表示非可贸易品的产出, p 表示以可贸易品价格为基准的非可贸易品的相对价格, i 表示投资, w 表示工资水平, k 表示资本, l 表示劳动供给 ($l = l_n + l_e$), r 表示国外利率。均衡状态定义如下:

$$\frac{\delta y_e}{\delta k_e} = p \frac{\delta y_n}{\delta k_n} = r \quad (2)$$

$$\frac{\delta y_e}{\delta l_e} = p \frac{\delta y_n}{\delta l_n} = w \quad (3)$$

整理上述两式,可以得到关于两部分相对价格和劳动生产率的关系式:

$$p = \frac{\delta y_e / \delta l_e}{\delta y_n / \delta l_n} \quad (4)$$

对柯布—道格拉斯生产函数来说,这一关系又可以改写为:

$$p = \frac{\alpha \theta_e}{\beta \theta_n} \quad (5)$$

其中, α 和 β 分别表示可贸易品生产部门和非可贸易品生产部门的产出对劳动的弹性系数, θ_e 和 θ_n 分别表示两个部门的劳动力平均产出,也就是两个部门的生产率。式(5)表明非可贸易品的相对价格是两部门相对生产率的函数,因此,如果可贸易部门劳动生产率的增长大于非可贸易部门劳动生产率的增长速度,就会引起非可贸易品相对价格的提高(基础假设一)。

在上述假设的基础上,“巴萨假说”进一步假设只有可贸易品符合购买力平价关系(基础假设二)且实际汇率水平与经济体内非可贸易品的相对价格存在正相关关系(基础假设三)。经过一系列逻辑严谨的数学推导,最终得到了“巴萨假说”理论的表达式:

$$\log(RER) = (1 - \varepsilon) \log(p) - (1 - \varepsilon) \log(p^*) \quad (6)$$

由上述推倒过程可见,本研究重点利用“巴萨假说”的基础假设一(式(5)),即“可贸易部门相对非可贸易部门的劳动生产率增长可引起非可贸易品相对价格的提高”作为实证研究的基础,而并不是“巴萨假说”的最终表达式(式(6))。

2. 与“巴萨假说”相关的实证研究

国外已有大量文献直接对“巴萨假说”的理论表达式(6)进行实证研究,既得到了一些支持该理论的实证分析结果,也得到了一些相反的结论(Hsieh, 1982; Marston, 1987; De Gregorio et al., 1994; Ito et al., 1997; Drine and Rault, 2002)。值得一提的是, Drine 和 Rault (2002) 首次检验了巴萨假说的三个基础假设的适用性。针对 6 个亚洲国家 1983 年~1997 年的研究表明,虽然“巴萨假说”的理论表达式(6)成立,但是基础假

设二和基础假设三均不成立,作者认为“巴萨假说”的传导路径不完全成立,因此“巴萨假说”失效。

国内针对“巴萨假说”的实证研究并不多,但对最终理论表达式(6)的有效性也存在一定的分歧。卢峰和刘鏊(2007)的研究表明我国可贸易部门的劳动生产率明显高于非可贸易部门,经济发展的现实背景和“巴萨假说”基本一致。王苍峰和岳咬兴(2006)利用我国1980年~2004年数据进行的实证分析表明,人民币实际汇率的变动趋势与中国两部门之间的生产率差异变化趋势符合“巴萨假说”。卢峰和韩晓亚(2006)利用130个国家的截面数据进行研究时发现,“巴萨假说”的有效性对经济体所处收入区段相当敏感。在低收入甚至中等收入区段,实际汇率变动与“巴萨假说”预测状态偏离较大;在高收入区段,则比较符合“巴萨假说”。张晓军(2005)参照Drine和Rault(2003)的另外一项研究,利用1986年~2003年10个亚洲国家和1981年~1998年10个欧洲国家的面板数据检验“巴萨假说”有效性,结果表明“巴萨假说”对于亚洲国家和欧洲国家均不成立。进一步检验“巴萨假说”的三个假设发现,基础假设三不成立是亚洲区“巴萨假说”不成立的原因;而对于欧洲样本,基础假设二不成立是“巴萨假说”不成立的原因。

综上所述,已有的实证研究虽然没有对“巴萨假说”的有效性形成一致结论,但是不论在国外还是在我国,尚未有实证研究结果对其基础假设一,即“可贸易部门相对非可贸易部门的劳动生产率增长引起了非可贸易品相对价格的提高”提出质疑,从而为本文针对房地产价格的实证分析奠定了基础。

(二)“巴萨假说”与城市房地产价格

1.“巴萨假说”与城市房地产价格的内在关联

图1具体表达了本研究中“巴萨假说”与城市房地产价格的内在联系。图1表明,解释城市房地产价格的因素主要包括三类:(I)以房地产经济学为理论基础的传统市场供需因素,如可支配收入、抵押贷款利率、土地成本和建造成本等,这些解释因素本身不直接包括与城市和区域经济相关的空间地理信息;(II)以城市经济学为理论基础的规模、人口聚集、交通条件、公共品供给等供需因素(Ades and Glaeser,1995;Alonso,1997;Cheshire and Shepherd,1995);(III)以国际经济学为理论基础的“城市经济开放度”因素。其中,第三个因素在以往研究中极少考虑,“巴萨假说”的基础假设一是连接开放经济体对房地产价格影响的为数不多的现成理论。

值得注意的是,“巴萨假说”的基础假设一主要从相对成本提高这一供给角度解释非可贸易品价格的增长,即可贸易部门劳动生产率的提高增加了可贸易部门劳动者的实际工资并进而提高了城市生活的总体成本。为了使在非可贸易品部门就业的劳动者保持其生活水平,必须通过提高非可贸易品的定价(而不是通过提高生产率的方式)来增加其工资水平,因而对房地产产品而言,在可贸易部门劳动生产率较高的城市,其价格也相应有一个溢价。与此同时,从图1中还可看出,开放经济体中可能还存在着一些影响城市房地产价格的潜在需求方因素,例如国际贸易所依赖的比较优势原理往往

会造成一国产业的重新布局和劳动人口的内部流动,而这些变动均有可能通过影响城市房地产市场的需求结构作用于房价,但是由于这类作用机理尚未形成经典理论,因此本文把开放经济体下需求方因素对房地产价格的影响留给后续研究。相反,本文重点考察以“巴萨假说”为依据的开放经济体下供给方因素对房地产价格的作用效果。

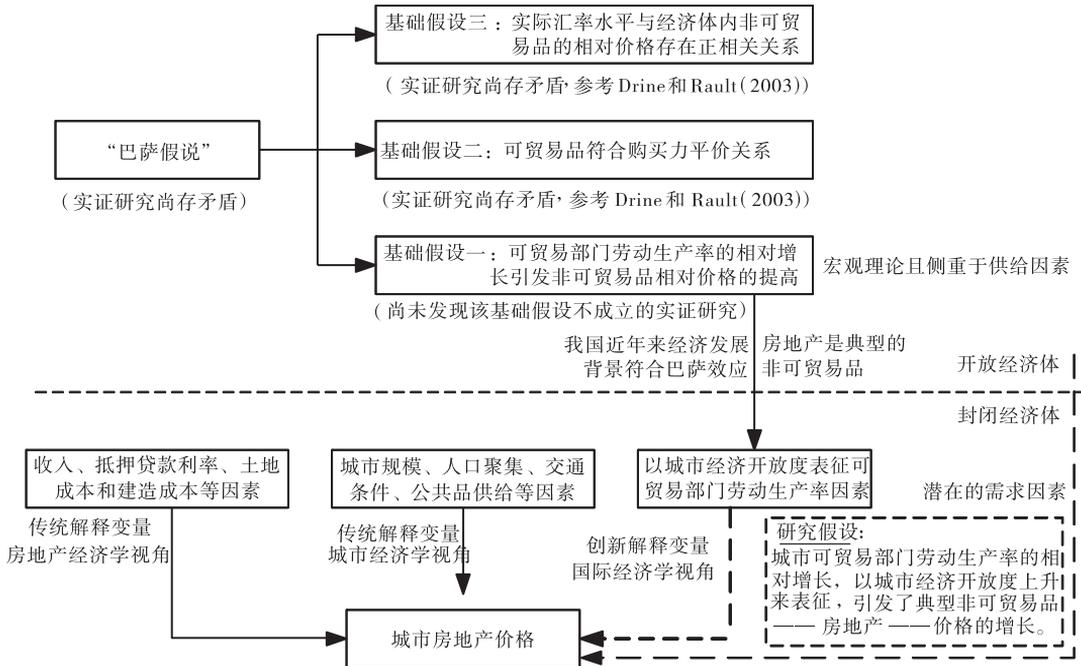


图1 “巴萨假说”与房地产价格和租金的内在关联示意图

2. “巴萨假说”与城市房地产价格关系的相关研究

截至目前,只有 Bardhan 等(2004)将表征城市经济开放度的变量应用于房地产价格影响因素的研究中。该研究以全球 46 个主要城市的住房租金为考察对象,利用 2000 年的进出口、GDP、人均 GDP、城市人口、城市小时工资和服务业价格水平等数据,采用普通最小二乘法进行了截面估计,结果表明城市经济开放度、城市人口和“城市发展指数”(由人均 GDP、城市小时工资和服务业价格水平进行主成分分析合成的变量)都对城市住房租金有显著正向影响,从而证明了房地产价格(以租金形式表现)和城市经济开放度的直接关系。

但是该研究中存在几个明显的局限:首先,各城市的住房租金指数口径不一致,且很多城市经济开放度由所在国家整体的经济开放度代替;其次,文章中只考虑了人口和收入对住房租金的影响,大量其它解释变量被忽略;最后,影响城市住房租金水平的房地产政策和制度因素相差较大,但模型中并未考虑这一制度差异。本文将基于 Bardhan 等(2004)为基础,基于我国 35 个大中城市的宏观经济和房地产市场数据,利用面板数据模型,实证分析城市经济开放度对房地产价格的作用效果。由于连续 8 年的数据具有一致的口径、解释变量可得性明显改善以及各城市具有相似的制度安排,本研究能

够克服 Bardhan 等 (2004) 研究中的上述局限性。

三、数据与变量

本文对国家统计局发布的 35 个大中城市房屋销售价格指数序列 进行转换 ,得到其房屋销售价格水平值序列 ,并将其作为被解释变量^② (35 个大中城市的地理分布见图 2) ,1998 年~2006 年 35 个大中城市房屋销售价格(HP)运行情况如图 3 所示(用年度居民消费价格指数 CPI 的定基比序列进行实际值处理)。

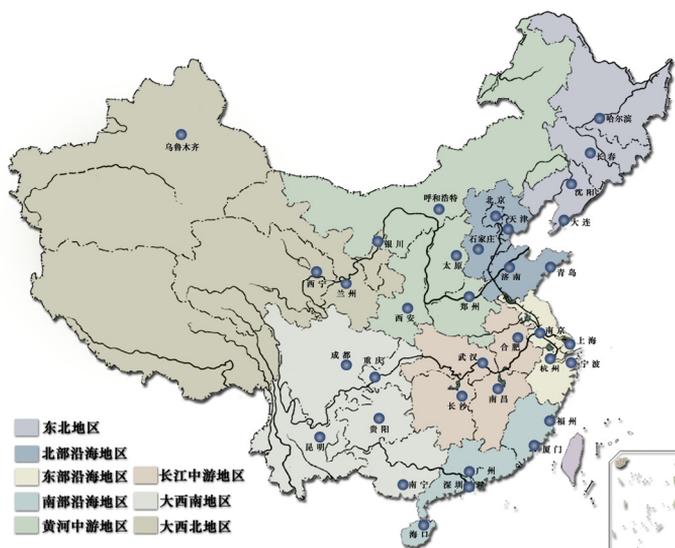


图 2 我国 35 个大中城市地理区域分布图

其它宏观经济数据包括 : (1) 进出口总额 (TRADE , 亿美元) 来源于《海关统计》年鉴 , 数据以进出口商品经营单位所在地为口径进行统计 , 该数据可近似反映各大中城市的国际贸易流量 ; (2) 国内生产总值 (GDP , 百万元) ; (3) 居民人均可支配收入 (INCOME , 元) ; (4) 城市户籍总人口 (POP , 万人) ; (5) 城镇登记失业率 (UNEMPLOY) ; (6) 城市土地租赁价格指数 (LANDRENTS) ; (7) 城市土地购置面积 (LANDBUY , 平方公里) ; (8) 城市建成区人口密度 (POPDENSITY , 人/每平方公里) ; (9) 竣工房屋造价 (COST , 元/m²) ; (10) 住房存量^③ (STOCK , 万平方米) ; (11) 城市经济开放度 (OPEN)。应用全国 GDP 平减指数将名义 GDP 序列调整为真实值序列 , 应用各城市的 CPI 定基比序列将各变量转为实际值。除特殊说明外 , 以上数据均来自 1998 年~2007 年各期《中国城市统计年鉴》。

房屋销售价格指数 : 包括商品住房 (住宅、豪华住宅)、非住宅 (写字楼、商业用房、其它)、旧房交易 (商业用房、住宅)、公有住房 (成本价房、标准价房) 4 大类 9 小类 , 各类按照一定权重加权平均计算房屋销售价格指数。

由于 2005 年第 2 季度公布房屋销售价格指数对应的实际售价 , 故利用季度值计算年度房屋销售价格。

首先 , 用 1998 年各城市人均住房建筑面积和各城市户籍总人口数相乘 , 得到 1998 年各城市存量住房建筑面积 , 然后将竣工住房建筑面积进行累加 , 得到的序列近似为城市住房存量。

$$\begin{aligned} \ln(HP_{it}) = & \alpha_{0,i} + \alpha_1 \ln(GDP_{it}) + \alpha_2 \ln(INCOME_{it}) + \alpha_3 \ln(POP_{it}) + \alpha_4 \ln(UNEMPLOY_{it}) + \dots \\ & \beta_1 \ln(LANDRENTS_{it}) + \beta_2 \ln(LANDBUY_{it}) + \beta_3 \ln(POPENSITY_{it}) + \dots \\ & \beta_4 \ln(COST_{it}) + \beta_5 \ln(STOCK_{it}) + \gamma_1 \ln(OPEN_{it}) + \theta_1 \ln(HP_{it-1}) + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (7)$$

其中 $i = BJ, SH, GZ, SZ, \dots$, $t = 1998, 1999, \dots, 2006$

与时间序列模型相似,若面板数据中存在单位根,则其可能是一个随机游走序列,各类统计检验都将失效,因为只有在面板数据平稳或者具有协整关系时,模型的回归结果才是有效的,为此本节采用 EViews 6.0 提供的 Kao 检验和 Pedroni 检验方法进行协整分析,结果如表 2 所示。

表 2 城市房地产价格面板数据模型 Kao 检验和 Pedroni 检验结果

检验方法	检验统计量	AIC 滞后阶数	统计量值	P 值
Kao 检验	面板数据 ADF 统计量	4	-4.8296	0.0000
Pedroni 检验	面板数据 V 统计量	2	4.33E+15	0.0000
(趋势和截距)	面板数据 rho 统计量	2	10.5154	1.0000
(组内统计量)	面板数据 PP 统计量	2	-16.4103	0.0000
	面板数据 ADF 统计量	2	-12.5488	0.0000
Pedroni 检验	面板数据 rho 统计量	2	11.4405	1.0000
(趋势和截距)	面板数据 PP 统计量	2	-42.3977	0.0000
(组间统计量)	面板数据 ADF 统计量	2	-14.9179	0.0000

由于表 2 中得到的 8 个统计量中,只有两个不能拒绝“各面板变量之间不存在协整关系”的零假设,所以据此判定在各个面板数据之间存在协整关系,可进一步进行回归分析。

(二) 实证分析结果

利用 EViews 6.0 提供的面板数据回归模型对式(7)进行参数估计,选择可行广义最小二乘法(Effective Generalized Least Square, EGLS),且按照截面进行加权(Cross-Section Weights),得到的结果如表 3 所示。

为了得到最终的城市房地产价格面板数据解释模型,本文分四步建模。

在模型 I 中,只引入表征需求的解释变量和城市经济开放度变量。结果发现,所有需求方解释变量都在 15%的置信水平下显著,且回归系数与理论预期相符:城市经济总产出、居民人均可支配收入和城市户籍总人口的增加将刺激城市房价的上涨,而城镇登记失业率的上升则抑制房价的上涨。

在模型 II 中,进一步将所有供给方解释变量引入模型,此时发现城市户籍总人口、城市建成区人口密度和竣工房屋造价不显著。剔除上述不显著变量,进一步得到模型 III。模型 III 的结果表明,人口密度和房屋建造成本这些供给方因素在当前尚未影响到我国的城市房地产价格,相反土地市场的影响非常显著。当土地租赁价格指数上升时,房地产价格将同步上涨,而当房地产开发企业购置土地面积增加,即潜在土地和住房

供给增加时,城市房地产价格将下降。除此之外,模型 III 也表明在城市住房存量和房地产价格之间存在正相关关系,即从总体上看,我国城市房地产市场还处于快速增长阶段,已有存量并未制约房价上涨。

表 3 城市房地产价格解释模型参数回归结果

	$Ln(HP_{it})$			
	I	II	III	IV
$Ln(GDP_{it})$	0.152** (2.153)	-0.010 (-0.143)	-	-
$Ln(INCOME_{it})$	0.529*** (5.091)	0.439*** (4.605)	0.534*** (9.333)	0.200*** (3.539)
$Ln(POP_{it})$	0.087 Δ (1.464)	0.020 (0.445)	-	-
$Ln(UNEMPLOY_{it})$	-0.076*** (-2.958)	-0.102*** (-3.675)	-0.143*** (-5.172)	-0.044* (-1.879)
$Ln(LANDRENTS_{it})$	-	0.115* (1.886)	0.105** (1.989)	0.062 Δ (1.386)
$Ln(LANDBUY_{it})$	-	-0.029*** (-2.764)	-0.034*** (-3.363)	-0.016* (-2.126)
$Ln(POPENSITY_{it})$	-	0.001 (0.024)	-	-
$Ln(COST_{it})$	-	0.079** (2.046)	-	-
$Ln(STOCK_{it})$	-	0.427*** (4.837)	0.483*** (8.399)	0.219*** (3.640)
$Ln(OPEN_{it})$	0.138** (4.056)	0.111*** (3.584)	0.108*** (4.181)	0.066*** (2.931)
$Ln(HP_{it-1})$	-	-	-	0.672*** (14.534)
调整 R 平方	0.940	0.957	0.949	0.9753
D.W.统计量	1.034	1.348	1.100	1.913
F 统计量	113.87***	123.37***	131.71***	269.66***

注:括号内是各个变量 t 检验值; Δ 表示在 15%的置信水平下显著;*表示在 10%的置信水平下显著;**表示在 5%的置信水平下显著;***表示在 1%的置信水平下显著。

根据模型 I~模型 III 的 D.W.统计量值推测,年度房地产价格序列应具有一阶自相关的性质,所以增加被解释变量的一阶滞后项来克服这一模型回归过程中的问题。此外,为解决城市经济开放度变量和房地产价格变量之间可能存在的内生性问题,将城市经济开放度变量的一期滞后项引入模型重新进行计算,最终结果如表 3 中模型 IV 所示。具体而言,居民人均可支配收入每增长 1%,则房价上升 0.200%;城镇登记失业率每正向变动 1%,则房价负向变动-0.044%;土地租赁价格指数每增长 1%,则房价将上升 0.062%;当年土地购置面积每增长 1%,则房价将下降 0.016%;城市住房存量每增长 1%,则房价将上升 0.219%。此外,模型 IV 的一阶自回归系数为 0.672,意味着连续两年

这种自相关可能由房价预期、建造周期、房地产交易过程的时滞等引发,在以水平值建模时,经常将房价的滞后一期项引入。

的房价之间具有较强的正相关性。

比较模型 I~模型 IV 的结果,发现城市经济开放度变量在 5%的置信水平下,对城市房价始终产生了显著的影响,且随着供给方解释变量的引入,城市经济开放度变量对城市房地产价格的影响逐步减小,这说明本研究的结论具有较强的稳健性。此外,模型 IV 表明,城市经济开放度每正向变动 1%,将带动城市房地产价格上升 0.066%。例如,2005 年和 2006 年,我国 35 个大中城市的经济开放度平均水平分别为 72.5%和 76.0%,2006 年与 2005 年相比增长了 4.811%($= (76\% - 72.5\%) / 72.5\%$)。据此可以推算,由城市经济开放度引发的房价增长约为 0.318%($= (0.066\% \times 4.811)$)。

五、结论与意义

虽然跨国跨境的房地产投资基金和房地产开发联合体在我国加入世贸组织后发展很快,但是由于房地产产品位置的固定性、房地产建造和管理过程国际外包程度较差,因此属于典型的非可贸易品。在我国近年来经济发展符合“巴萨假说”背景的前提下,本文基于面板数据模型,分析了我国 35 个大中城市房地产价格的影响因素,并得到以下主要结论。

第一,在城市经济开放度与城市房地产价格之间存在统计显著的正相关关系。因此,“经济体内可贸易部门较快的劳动生产率增长提高了非可贸易商品相对价格”,这一研究假设在房地产这一特殊的非可贸易部门得到了证实。

第二,城市房地产价格是由房地产市场自身供需因素、城市经济因素和城市开放程度这三类因素共同作用的结果。只有同时从开放经济、城市经济和房地产经济三个维度考察房地产价格的长短期波动,才能更好的把握房地产价格运行规律。

第三,城市经济开放度对房地产价格的弹性系数是 0.066,对房地产价格的长短期波动有较大影响。具体而言,城市经济开放度每正向变动 1%,将带动城市房地产价格上升 0.066%。1998 年—2006 年,我国 35 个大中城市经济开放度平均由 49.8%上升至 76.0%,提升 52.51%,平均推动我国大中城市房地产价格上涨 3.47%($= (0.066\% \times 52.51)$),占同期城市房地产价格平均上涨幅度(92.97%)的 3.73%。

除此之外,本研究还得到以下启示。第一,由于整体而言,我国目前的进出口贸易开放度和发达国家仍然有较大差距(李坤望和黄玖立,2006),因此从长期来看,随着我国贸易水平的不断提高,城市经济开放度仍将是推动我国城市房地产价格增长的主要因素之一。这也意味着,一个城市在其经济增长过程中,要在经济活力(以城市经济开放度表征)和生活生产成本(以房地产价格表征)之间进行权衡选择。城市经济从萌芽期到成熟期的发展往往伴随着城市经济开放度不断提高,并不可避免的推动城市房价的上涨。第二,受美国次贷危机引发的全球性金融危机和经济衰退的影响,我国城市经济开放度有可能进入短期快速下滑阶段,并会对城市房地产价格产生负面冲击。2007

年,我国商品进出口总额同比增长 23.5%,而 2008 年这一数据仅为 17.8%,下降 5.7 个百分点,直接导致 2008 年房价下降 0.38%。第三,不同城市经济开放度存在较大差异,经济开放度较高的城市其房价具有较高的溢价水平。在政府进行全国性的住房市场干预时,不能对城市间房价水平进行简单排名,而应针对各城市经济开放度的发展阶段以及其它区域经济发展因素,制定有针对性干预政策,提高干预的有效性。

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 经济研究 2006 ,(6) 27—38.
- [2] 李坤望 黄玖立 中国贸易开放度的经验分析 以制造业为例 世界经济 2006 ,(8) :11—22.
- [3] 卢 锋 韩晓亚 期经济成长与实际汇率演变 经济研究 2006 ,(7) 4—14.
- [4] 卢 锋 刘鑾 我国两部门劳动生产率增长及国际比较(1978—2005)——巴拉萨萨缪尔森效应与人民币实际汇率关系的重新考察 经济学(季刊) 2007 ,(1) 357—80.
- [5] 卢 锋 产品内分工 经济学(季刊) 2004 ,(1) 55—82.
- [6] 王苍峰 岳咬兴 人民币实际汇率与中国两部门生产率差异的关系——基于巴拉萨—萨缪尔森效应的实证分析 财经研究 2006(8) :71—80.
- [7] 张晓军 吴明琴 巴拉萨—萨缪尔森假说的实证检验——来自亚洲的证据 南开经济研究 2005 ,(5) 22—79.
- [8] Ades A. and Glaeser E. Trade and Circuses Explaining Urban Giants Quarterly Journal of Economics ,1995 ,110(1) :195—227.
- [9] Alexander C and Barrow M. Seasonality and Cointegration of Regional House Prices in the UK. Urban Studies ,1994 31(10) :1667—89.
- [10] Alonso W. The economics of urban size Regional Science Association Papers ,1971 26 68—83.
- [11] Balassa B. The Purchasing-power Parity Doctrine a Reappraisal Journal of Political Economy , 1964 72 584—96.
- [12] Bardhan A. D. Edelstein R. H and Leung Charles , A Note on Globalization and Urban Residential Rents Journal of Urban Economics 2004 56 505—13.
- [13] Cheshire P S Shepherd. On the Price of Land and the Value of Amenities Economics ,1995 62 : 247—67.
- [14] De Gregorio J. Giovannini A. Wolf H. Gordon R. et al. International Evidence on Tradables and Nontradables Inflation Comments European Economic Review ,1994 38 :1225—56.
- [15] Drine J. and Rault C. Panel Data Analysis of the Balassa-Samuelson Hypothesis Sorbonne University 2002.
- [16] Drine J. and Rault C. Do Panel Data Permits to Rescue the Balassa-Samuelson Hypothesis for Latin American Countries Applied Economics 2002 35(3) 351—59.
- [17] Fujita M. Krugman P. Venables A. The Spatial Economy Cities Regions and International Trade , MIT Press Cambridge 2001.
- [18] Hsieh David ,The Determinants of the Real Exchange Rate :The Productivity Approach ,Journal of International Economics ,1982 ,12 355—62.

- [19] Ito Takatoshi Peter Isard Steven Symansky Economic Growth and Real Exchange Rate :An Overview of the Balassa-samuelson Hypothesis in Asia NBER Working Paper 5979 ,1997.
- [20] Marston Richad C. Real Exchange Rates and Productivity Growth in the United States and Japan , NBER Working Paper 1922 ,1987.
- [21] Meen. G. P. Regional House Prices and the Ripple Effect :A New Interpretation Housing Studies , 1999 ,14 (6) :733—53.
- [22] Muellbauer J and Murphy A. Explaining Regional House Prices in the UK. University College Dublin Department of Economics Working Paper ,1994 ,WP94/21.
- [23] Pollakowski H O and Ray T S. Housing Price Diffusion Patterns at Different Aggregation Levels : An Examination of Housing Market Efficiency. Journal of Housing Research ,1997 8(1) :107—24.
- [24] Samuelson P. Theoretical notes on trade problems Review of Economics and Statistics ,(1964) , 46 :145—54.

Urban Openness and Real Estate Prices: Empirical Evi-dence from Thirty —Five Large Scale Chinese Cities

Wang Songtao

(Institute of Real Estate Studies ,Tsinghua University Beijing 100084 China)

Abstract : Balassa-Samuelson hypothesis argues that during the period of fast economic growth , the differential rates of productivity growth in the traded goods sector raised the relative cost of non-tradable goods sector thus enhancing the relative prices of non-tradable goods and services. This paper utilizes a dataset of thirty—five major Chinese cities as well as the panel data regression techniques to empirically examine the effectiveness of Balassa-Samuelson hypothesis when applying to the typical non-tradable goods sector the real estate. The empirical results confirm our research hypothesis that there are significant positive correlations between the urban openness variable and the real estate prices. When the urban openness increase by 1% the urban real estate price will increase by 0.066%. Real estate prices are not only related to property market and urban factors but also are impacted by open economy variables. The conclusion of this research not only provides new evidence to forecast the real estate price movements during the global economic recession but is also of value for the practice of government intervention in the property market.

Keywords : Urban Openness ; Real Estate Prices ; Balassa-Samuelson Hypothesis ; Panel Date Regression Model

JEL Classification : F43 E30 R32