

我国房地产市场财富效应探析

袁 薇

(中央民族大学经济学院, 北京 100081)

摘要:本文基于1999年第一季度至2009年第二季度的我国房地产销售价格指数、居民消费支出和收入有关数据,运用动态分布滞后模型和可变系数的状态空间模型,研究表明,房地产的边际消费倾向为正值,表现出对消费的促进作用,并发挥了理论预期中的积极的财富效应。政府应从政策导向上保持房地产市场的持续、稳定、健康发展,一方面打击人为的房地产炒作,另一方面限制房价过快增长,防止泡沫的过度膨胀和破裂的风险。

关键词:房地产市场; 财富效应; 城市管理; 地区经济; 房地产管理

中图分类号:F29 **文献标识码:**A **DOI:** 10.3772/j.issn.1009-8623.2010.06.008

根据《新帕尔格雷夫经济学大辞典》(1992)的解释,所谓财富效应(wealth effect)是指:假如其他条件相同,货币余额的变化将会在总消费开支方面引起变动。这样的财富效应常被称作庇古效应或实际余额效应。Friedman(1957)的持久收入假说^[1]和Modigliani(1954)的生命周期假说^[2]等理论,都提出消费者进行消费决策时必须考虑其初始的财富水平,它们都认为财富效应是存在的。随着虚拟经济的发展膨胀,房地产已经成为居民资产中重要的一部分,其如何影响居民的消费行为受到学者的广泛关注。

1998年7月1日,在中国一直延续实行的住房福利制宣告结束,从此,进入住宅建设市场化和住房消费货币化的新一轮改革。近年来,我国房地产市场快速发展,从全国31个省、市、自治区房地产投资和销售情况看,近几年来的增长率都达30%以上,房地产资产占居民实物资产的比重不断上升。住房购买由以集团和公款购买为主,转入个人购买。个人购房比例大幅上升,从1998年占房地产市场销售总量的不足60%,上升到2007年的90%以上。房地产已成为居民财富极其重要的一个组成部分。房地产价格的上涨或下跌能够使房产所有者的

财富总量增加或减少,从而刺激消费支出的变动。探求我国房地产市场的财富效应具有重要理论与实践意义。

一、文献综述

大量文献对房地产市场财富效应的存在性进行了实证研究。Skinner等(1989)分析收入动态平行调查数据时发现房地产财富对消费的影响较小但很显著^[3]。Muellbauer和Murphy(1997)也说明了在20世纪80年代房地产财富的增加对消费的繁荣起到了很重要的作用^[4]。Case等(2003)发现,当利用美国住户总体数据时,很难发现显著的住宅财富效应,但当利用美国各州住户数据时,发现住宅市场财富效应显著且比股市财富效应的系数大^[5]。Tan和Voss(2003)利用澳大利亚的股市和房地产市场数据检验了房地产市场的财富效应,发现房地产市场财富效应不显著^[6]。Campbell和Cocco(2004)根据英国的居民支出和全国一系列地区的住房价格资料,观察住房价值的改变对租房者和房屋所有者的影响,研究结果表明:住房价格对年老的房屋所有者有显著影响,但对于年轻的租房者影响不显著^[7]。此外,Ludwig和Slok(2002)^[8]、Dvornak和Kohler(2003)^[9]、

作者简介:袁薇 (1982-),女,中央民族大学经济学院 硕士研究生;研究方向:对外经济关系。

收稿日期:2010年4月2日

Edelsteina 等 (2004)^[10]等也进行了相关研究。尽管结果不同，但多数国家都证实了财富效应的存在，进而揭示了房地产价格对消费的影响。

国内学者也开始关注我国房地产市场的财富效应。例如：张存涛(2007)利用 1987~2005 年年度数据，通过协整分析和误差修正模型，对中国房地产财富效应进行实证分析，认为中国房地产价格对社会品消费存在负向抑制影响，而财富效应尚未显现^[11]。

宋勃(2007)分析了房地产市场财富效应的传导以及对宏观经济的影响，利用我国 1998~2006 年的房地产价格和居民消费的季度数据建立误差纠正模型，使用 Granger 因果检验方法对我国的房地产价格和居民消费的关系进行实证检验，认为短期内两者存在 Granger 因果关系，长期内房价上涨是居民消费增加的 Granger 原因，我国房地产市场存在财富效应^[12]。

黄平(2006)以房地产财富效应作为切入点，分析了房地产财富效应传导货币政策的机制，以及房地产财富效应对货币政策可能产生的影响，并对我国的房地产财富效应作了初步检验，结果显示：我国房地产市场存在微弱的财富效应^[13]。

李亚明和佟仁城(2007)以持久收入假说与生命周期理论下的财富效应为基础构建了协整分析与误差修正模型，得出中国房地产财富效应在一定范围内存在，长期的房地产财富效应基本是正向的，而短期的房地产财富效应的发挥形式存在一定的差异^[14]。

陈淑云和王志彬 (2007) 运用我国 1998~2007 年的上证综合指数、房地产价格和居民消费的月度数据建立计量经济模型，进行单位根、协整分析和 Granger 因果检验，认为股票市场和房地产市场的财富效应不显著，但相比之下，房地产市场的财富效应应大于股票市场的财富效应^[15]。

肖宏(2008)在标准的生命周期——持久性收入假说基础上建立了估计我国房地产市场财富效应的计量模型，并利用 1998~2005 年省际面板数据检验我国房地产市场的财富效应，认为，房地产财富的边际消费倾向为负值^[16]。

赖溟溟和白钦先 (2008) 基于 1998 年 1 月至 2007 年 10 月的我国居民消费、股票市场和房地产

市场有关数据，运用协整分析、误差修正模型和 Granger 因果检验方法，对我国居民消费的财富效应进行了实证研究，认为我国存在房地产市场的财富效应，长期房地产市场发展与居民消费有协同趋势，短期内房地产市场发展抑制居民消费支出^[17]。

上述文献一般采用误差修正模型和 Granger 因果检验进行研究，由于数据年限处理方法不同，尚未有一致结论，但大都认为存在财富效应。

目前，有关房地产财富效应文献的理论框架，基本上是建立在持久收入假说和生命周期假说上。在这一框架下，消费水平是根据家庭的当期收入和预期未来收入的现金流，加上他们已经拥有的财富存量来决定的。财富效应见下式：

$$\text{consume} = \alpha + \beta \text{house} + \gamma \text{income} \quad (1)$$

其中：consume 代表居民消费；house 代表房地产财富；而 income 代表居民收入， α 、 β 和 γ 为待估参数。

由于我国经济结构不断发生改变，经济变量影响关系也随之改变。但国内研究均以固定系数模型进行研究，忽略了系数的动态变化，故本文拟用动态分布滞后模型和可变系数的状态空间模型对房地产市场财富效应再检验，以揭示房地产市场财富效应的动态变化。

二、房地产财富效应：基于动态分布滞后模型的实证检验

本文选取 1999 年第一季度至 2009 年第二季度的房地产财富、居民消费支出和收入的季度数据进行分析。我们以房屋销售价格指数作为房地产销售财富指标值，以城镇居民人均消费支出作为居民消费额指标值，以城镇居民人均可支配收入作为收入指标值，以 1999 年为基期进行了指数化处理，并使用 X-12 法进行了季节性调整。所有数据均来源于国家统计局，数据如图 1 所示。

从图 1 我们可以看出：城镇居民消费支出曲线 (consume)、城镇居民可支配收入曲线 (income) 和房屋销售价格曲线 (house) 的波峰和波谷存在一定程度的重合，两者之间存在一定的相关性。

我们应用 spss16.0 对我国城镇居民消费支出 consume、城镇居民可支配收入 income 和房屋销售价格 house 之间进行相关性分析，得到相关系数矩

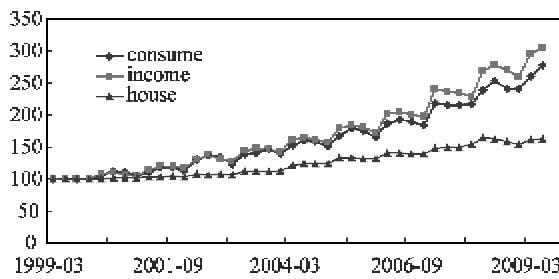


图 1 consumehouse income 曲线(横轴为时间,纵轴为数值)

阵见表 1:

由以上的相关系数我们可以看出:consume 与

表 1 变量相关系数矩阵

| | consume | house | income |
|---------|--------------|--------------|--------------|
| consume | 1 | 0.935(0.000) | 0.979(0.000) |
| house | 0.935(0.000) | 1 | 0.932(0.000) |
| income | 0.979(0.000) | 0.932(0.000) | 1 |

注:括号内为显著性水平

house 和 income 之间有较强的相关性,并且均在 1% 显著性水平上显著。并且,房地产销售价格和我国居民消费的相关系数达 0.9 以上,二者存在着内在经济联系,房地产对居民消费增长可能起到了一定的推动作用。下面利用动态分布滞后模型对其内在关系进行深入地探讨。

首先,考察 3 个变量时间序列的稳定性,对变量进行单位根检验。由表 2 检验结果可知:consume、house 和 income 时间序列的 ADF 的统计量大于 5% 的显著水平下的临界值,接受原假设,时间序列含有单位根,是非平稳序列,而其一阶差分序列的 ADF 值小于 5% 显著水平下的临界值,是一个平稳序列。由于 consume、house 和 income 都是一阶单整序列,需进一步检验三者之间的协整关系。

采用 Johansen 协整检验法,检验 consume、house 和 income 三变量之间是否具有协整关系。表

表 2 单位根检验结果

| 变量 | 原序列 | | 差分序列 | |
|---------|---------|--------|---------|--------|
| | ADF 统计量 | 5% 临界值 | ADF 统计量 | 5% 临界值 |
| consume | -0.599 | -3.526 | -10.528 | -3.526 |
| house | -2.404 | -3.526 | -3.6734 | -3.533 |
| income | -0.815 | -3.523 | -8.0577 | -3.526 |

3 检验结果表明:consume、house 和 income 三变量在 5% 的显著性水平下均拒绝 $\gamma \leq 0$ 的零假设,不能拒绝 $\gamma \leq 1$ 和 $\gamma \leq 2$ 的零假设。说明 consume、house 和 income 三变量之间存在一个协整关系。即在短时间内 consume、house 和 income 三变量可能偏离均衡状态,但长期来看,consume、house 和 income 三变量之间保持着长期均衡关系。

弗里德曼的持久收入假说提出:消费者的消费

表 3 Johansen 协整检验结果

| 零假设 | 迹统计量 | 秩统计量 | P 值 |
|-----------------|--------|-------|--------|
| $\gamma \leq 0$ | 49.381 | 0.538 | 0.0008 |
| $\gamma \leq 1$ | 18.473 | 0.309 | 0.0865 |
| $\gamma \leq 2$ | 3.6591 | 0.087 | 0.4652 |

支出不仅取决于即期的可支配收入和财富水平,还取决于其前期的可支配收入和财富水平。莫迪利安尼的生命周期假说也认为,理性人根据自己一生的收入和财产来安排一生的消费并保证每年的消费水平保持在一定水平。基于以上假说,这里用动态分布滞后模型来考察房地产市场发展、可支配收入和居民消费支出间的作用关系。其中被解释变量为城镇居民人均消费支出变量 consume,城镇居民人均可支配收入变量 income、房屋销售价格指数变量 house 及城镇居民人均消费支出变量 consume 的滞后变量为解释变量。动态分布滞后模型为:

$$\begin{aligned} \text{consume}_t = & \alpha + \sum_{i=0}^n \beta_i \text{income}_{t-i} + \sum_{j=0}^n \gamma_j \text{house}_{t-j} \\ & + \sum_{k=1}^n \lambda_k \text{consume}_{t-k} + \mu_t \end{aligned} \quad (2)$$

其中: $\alpha, \beta_i, \gamma_j$ 和 λ_k 为待估参数, μ_t 为随机误差项。

滞后阶数 i, j 和 k 的选择,要使得动态模型的随机扰动项满足同方差、无自相关且服从正态分布的特征。结果如表 4 所示: $i=4, j=2, k=4$ 。

模型结果显示:1. 即期城镇居民人均可支配收入变量 income 对城镇居民人均消费支出变量 consume 的影响为正,并且在 5% 的水平上显著,滞后三期的城镇居民人均可支配收入变量 income (-3) 对城镇居民人均消费支出影响依然为正,但系数较小,在 1% 的水平上显著,而滞后四期的城镇居民

表 4 动态分布滞后模型

| 变量 | 系数 | t-统计量 | Prob. |
|----------------|--------|--------|--------|
| 常数项 | 13.611 | 2.220 | 0.0341 |
| income | 0.840 | 8.848 | 0.0000 |
| house(-1) | 0.423 | 2.818 | 0.0085 |
| house(-2) | -0.377 | -2.636 | 0.0131 |
| consume(-3) | -0.385 | -2.672 | 0.0121 |
| income(-3) | 0.381 | 3.237 | 0.0029 |
| consume(-4) | 0.615 | 3.699 | 0.0009 |
| income(-4) | -0.611 | -3.246 | 0.0029 |
| R ² | | 0.9979 | |

人均可支配收入变量 income(-4) 对城镇居民人均消费支出影响为负, 在 1% 的水平上显著, 表明即期和前期城镇居民人均可支配收入都对城镇居民人均消费支出产生影响, 且即期大于前期。2. 当期的房屋销售价格指数变量 house(-1) 对城镇居民人均消费支出变量 consume 无明显影响, 滞后一阶的房屋销售价格指数变量 house(-1) 对城镇居民人均消费支出变量 consume 影响为正, 在 1% 的水平上显著, 滞后二阶的房屋销售价格指数变量 house(-2) 对城镇居民人均消费支出变量 consume 的影响为负, 在 5% 的水平上显著, 表明前期的房屋销售价格指数变量对消费支出的影响不在于当期而在于前期。

对于分布滞后模型, 除了关注即期回归系数影响外, 还应重点关注所有回归系数的和, 即城镇居民人均可支配收入 income 和房屋销售价格指数变量 house 对城镇居民人均消费支出的长期影响关系。其中, 城镇居民人均可支配收入对城镇居民人均消费支出的长期影响为:

$$(0.840 + 0.381 - 0.611) / (1 + 0.385 - 0.615) = 0.7922$$

房地产发展对城镇居民人均消费支出的长期影响为:

$$(0.423 - 0.377) / (1 + 0.385 - 0.615) = 0.0597$$

数据表明: 从长期来看, 收入的边际消费倾向为 0.7922, 随着人均可支配收入的增加, 消费支出也相应增加, 当其它影响因素保持不变时, 人均可支配收入每增加 1 元, 城镇居民人均消费支出将增加 0.7922 元; 房地产发展对居民人均消费支出影响

为正, 系数为 0.0597, 即随着房地产市场的发展, 消费增加, 但财富效应较小。动态分布滞后模型结果表明, 我国的房地产市场从长期上看存在财富效应。也就是说, 房地产市场的逐步发展, 促进了居民的消费支出。

三、房地产财富效应: 状态空间模型的再检验

(一) 可变系数的状态空间模型

时变参数模型 (Time-Varying Parameter Model) 的信号方程(Signal Equation)为:

$$y_t = \beta_t x_t + \alpha_t z_t + u_t \quad (3)$$

其中: y_t 表示被解释变量; x_t 表示具有时变参数的解释变量矩阵; β_t 表示时变参数, β_t 随被解释变量和解释变量的作用关系变化而随时间变化; z_t 表示具有固定参数的解释变量矩阵; α_t 是固定参数向量。 β_t 的元素是不可观测的, 但可以表示成一阶马尔可夫(Markov)过程。假定变参数 β_t 由 AR(p), 则状态方程(State Equation)为:

$$\beta_t = \phi \sum_{i=1}^p \beta_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

并且假定:

$$(u_t, \varepsilon_t)' = N \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma^2 & 0 \\ 0 & \Omega \end{pmatrix} \right), t=1, 2, L, T \quad (5)$$

其中: u_t 和 ε_t 相互独立, 且服从均值为 0, 方差为 σ^2 和协方差矩阵为 Ω 的正态分布。

结合经济理论模型, 利用状态空间模型的时变参数模型来研究三者的关系, 其信号方程为:

$$\text{consume} = c(1) + sv1 \times \text{house} + sv2 \times \text{income} + [\text{var.}$$

$$= \exp(c(2))]$$

状态方程有两个, 分别为

$$sv1 = sv1(-1)$$

$$sv2 = sv2(-1)$$

(二) 可变系数状态空间模型的估计

利用 Eviews6.0 对方程进行估计, 结果如下, 其中括号内的数字为 z -统计量。

$$\text{consume} = 5.271 + sv1 \times \text{house} + sv2 \times \text{income} + [\text{var.} = \exp(2.276)] \\ (0.842) \quad (7.825)$$

利用 z -统计量检验, 可知上述估计结果在 1% 的水平上显著, 进而得到房地产市场发展和可支配

收入的边际消费倾向分别如图 2 和图 3 所示。

图 2 显示：房地产市场的边际消费倾向均值为 0.0759，在 -0.224~0.4736 之间波动。即从 2000 年一季度开始急速下降，当年四季度达到最小值；然后迅速上升，到 2002 年一季度达到极大值 0.0892；随后开始下跌，2002 年第四季度到达低谷 -0.0472；之后，缓慢螺旋上升，近两年来总体保持平稳态势。

可以看出：我国房地产市场的边际消费倾向以

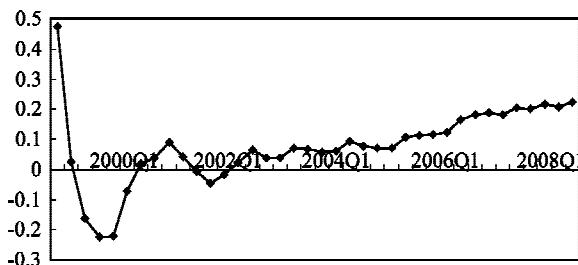


图 2 房地产市场的边际消费倾向(横轴为时间，Q 代表季度，纵轴为边际消费倾向值)

2002 年第四季度为界，大体分为两个阶段：

第一阶段，从 2000 年第一季度至 2002 年第四季度，在这期间经历了急速大幅波动，1998 年实行住房市场化改革的结果逐渐显现，人们心理上逐渐接受，已分房者的财富预期加上部分福利分房的延迟效应，使得 2000 年初财富效应较高，但宏观经济不景气，居民收入下降，购房意愿不足，边际消费倾向一度下降至低谷，之后围绕坐标横轴上下波动，居民消费信心的摇摆，限制房地产市场财富效应的发挥。

第二阶段，2002 年第四季度之后，政府积极的宏观经济政策开始见效，人们的消费信心回升，房地产市场进一步发展，边际消费倾向开始缓慢上升，尽管伴随着宏观经济的扩张，住房市场迅速发展，但居民的边际消费倾向并没有相应大幅增加，而是在平缓回升，表现出居民消费心理趋于成熟，2008 年金融海啸尽管带来了经济环境和收入的急剧改变，但房地产市场的边际消费倾向依然平稳。

当然，我国房地产市场起步较晚，投资规模有待进一步加强，加之城市化进程中巨大的住房需求，使得近年来房地产销售价格不断攀升，一定程度上加大了房地产市场的替代效应。尽管如此，从

图 2 可以看出：2003 年二季度以后房地产市场的边际消费倾向为正，且逐年稳步上升，房地产市场规模日益扩大，对消费的影响也逐渐增加，印证了近年来房地产市场存在一定的财富效应。

图 3 显示：收入的边际消费倾向均值为 0.8810，在 0.4736~1.1714，即从 2000 年一季度开始急速上升，当年四季度达到峰值 1.1714；之后开始下降，在 2002 年一季度达到低点 0.8638；随后平稳上升，至当年四季度达到小高峰 0.9943；2003 年以后呈现逐年缓慢下降趋势，基本保持在 0.8475 左右。可以看出，与房地产市场的边际消费倾向相比，收入的边际消费倾向变动相对平缓。收入的边际消费倾向很高，并且自 2003 年以后一直呈平缓的下降态势。

这表明，随着收入的增加，居民用于消费的支出也在增加，尽管增加的比例呈下降态势，但依然保持在 0.7 以上。

比较图 2、图 3，可以发现：2003 年以前，房地产市场的边际消费倾向和收入的边际消费倾向都有较大幅度的波动，后者较前者略为平缓。房地产市场的边际消费倾向经历大幅下降—迅速回升—再次下降—缓慢平稳回升，与之相悖，收入边际消费倾向则经历迅速上升—下降—再次回升—平缓下

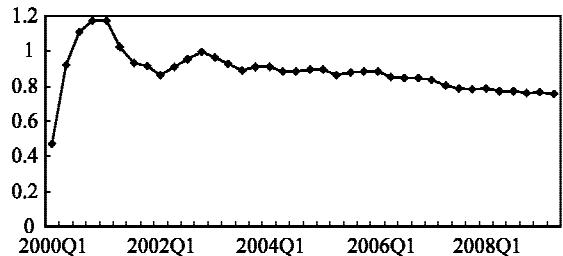


图 3 收入的边际消费倾向(横轴为时间，Q 代表季度，纵轴为边际消费倾向值)

降，时间上二者一直保持同步。

综上所述，房地产销售价格的波动明显影响我国居民的边际消费倾向。房地产市场边际消费倾向下降时，收入的边际消费倾向上升；反之，房地产市场的边际消费倾向上升时，收入的边际消费倾向则下降。

近年来，居民收入的边际消费倾向呈现缓慢下

降趋势，新增收入中用于增加消费的比例依然很高，正处于逐年下落的态势。随着居民收入的增加，尽管边际消费倾向在下降，但增加的财富依然是大比例地用于消费。

四、结论

本文借助动态分布滞后模型和状态空间模型的时变参数模型，利用1999~2009年第二季度的数据，对我国房地产市场的财富效应进行了实证检验，表明：我国房地产市场自实行市场化改革以来，有了较大发展，影响力不断加大。

动态分布滞后模型的结果显示：从长期来看，我国房地产销售额每上涨一个单位，会引起消费平均上涨0.0597个单位，房地产的边际消费倾向为正值，表现出对消费的促进作用，并发挥了理论预期中的积极的财富效应，这与宋勃（2007）、李亚明和佟仁城（2007）等研究结果相一致，不同于肖宏（2008）的结论。可变系数的状态空间模型结果显示：房地产市场的边际消费倾向均值为0.0759，近几年呈现缓慢螺旋上升的平稳态势。房地产市场的边际消费倾向与收入的边际消费倾向同步波动，表现为此消彼长的相悖关系。

近年来，收入的边际消费倾向呈现逐年平缓下降的趋势，但依然数值很大，表明随着收入的增加，居民用于消费的支出也在增加，尽管增加的比例在缓慢下降，但依然占据了70%以上。

人们的生活方式和生活水平正发生巨大变化，人们开始注重生活质量的提高。房地产市场的波动影响了我国居民的边际消费倾向。两模型研究结论基本一致，我国房地产市场存在一定的财富效应。

当前，我国虚拟经济迅速发展，合理利用其财富效应，实现经济增长由出口和投资拉动转变为由消费拉动，扩大内需。既可以加强国家抵御金融危机等外部冲击的影响，保证国家经济安全，又能保持经济稳定发展，实现可持续发展战略。

因此，政府应从政策导向上保持房地产市场的持续、稳定、健康发展，从而稳定居民对房地产的财富预期，发挥房地产市场的积极的财富效应，拉动地区经济增长。具体讲，一方面给予房地产市场发展必要的政策支持，打击人为的房地产炒作，维护房地产市场的公平竞争，另一方面限制房价过快增

长，有利于防止泡沫过度膨胀和破裂的风险。关注中低收入阶层的住房问题，当房地产价格出现大幅度上涨时，中低收入家庭面对过高的房价，不得不减少其它消费开支，用于住房支出，从而导致财富效应受到削弱，福利受损。政府要力求保持房地产价格的稳定，保证中等收入居民可以购买，加大廉租住房建设，解决低收入水平居民住房问题。

此外，提高居民人均可支配收入，建立并完善的医疗、养老和教育等方面的保障制度，提高居民消费的信心指数，这样居民才会放心消费，才能真正实现房地产市场的财富效应和保障经济增长方式的转变。

房地产市场的财富效应还需要大量的理论模型支持和实证检验，随着我国宏观经济变量数据的丰富和健全，随着房地产市场的进一步发展壮大，我们将获得更为全面的认识。■

参考文献：

- [1] Milton,Friedman. A Theory of The Consumption Function [M]. Princeton University Press.1957.
- [2] Modigliani,F. and Brumberg,R.Utility Analysis and the Consumption Function:An Interpretationof Cross – SectionData [M].Post Keynesian Economics.Rutgers University Press.1954:388–436.
- [3] Skinner and Jonathan,Housing Wealth and Aggregate Saving,Regional Science and Urban Economics,1989,19, pp305–324.
- [4] Muellbauer,J.and Murphy,A., Booms and Busts in the UK Housing Market, Economic Journal, 1997,Vol.107, No. 445, 1701–1727.
- [5] Case, E., and Quigley, M.,Comparing Wealth Effects:The Stock Market Versus the Housing Market. University ofCalifornia, 2003.
- [6] Tan and Voss. Consumption and wealth in Australia[J].The Economic Record, 2003, 244(79): 39–56.
- [7] Campbell and Joao Cocco, How Do House Prices Affect Consumption? Evidence from Micro Data. [R],unpublished paper,Harvard University. 2004.
- [8] Ludwig A.,Slok T.M.,The Impact of Changes in Stock Prices and Housing Prices on Consumption in OECD Countries,IMF Working Paper, 2002,(2):11.
- [9] Dvornak,N.,Kohler,M.,Housing Wealth,Stock Market

- Wealth and Consumption:A Panel Analysis for Australia, Reserve Bank of Australia Research Discussion Paper, 2003,(7):23.
- [10] Robert H. Edelsteina, Sau K L. House prices, wealth effects, and the Singapore macroeconomy [J]. Journal of HousingEconomics,2004, (13): 342–367.
- [11] 张存涛. 中国房地产财富效应——基于 1987–2005 年数据的实证分析[J].世界经济情况,2007,(11).
- [12] 宋勃. 房地产市场财富效应的理论分析和中国经验的实证检验:1998–2006[J].经济科学,2007,(5).
- [13] 黄平. 我国房地产财富效应与货币政策关系的实证检验 [J].上海金融,2006,(6):32–34.
- [14] 李亚明.佟仁城.中国房地产财富效应的协整分析和误差修正模型[J].系统工程理论与实践,2007,(11).
- [15] 陈淑云.王志彬.中国股票市场与房地产市场财富效应比较:1998–2007[J].华中师范大学学报(人文社会科学版),2008,(5).
- [16] 肖宏.我国房地产市场的财富效应及其传导机制[J].统计与决策,2008,(1).
- [17] 赖溟溟,白钦先.我国居民消费财富效应的实证研究[J].上海金融,2008,(8).

Overview of Wealth Effect of the Real Estate Market in China

YUAN Wei

(College of Economics, Minzu University of China, Beijing 100081)

Abstract: This paper analyzes wealth effect based on the data of Household consumption expenditure and income, the Price Index of Real Estate Sales from Q1.1999 to Q2.2009 in China, and the use of dynamic distributed lag model and variable coefficients of state space model. The result shows that the positive MPC of the real estate can promote consumption and display wealth effect. Government policy guidance should keep the real estate market sustainable, steady and healthy in order to against housing speculation, curb the excessive growth of house prices and prevent over inflation and bubble bursting risk.

Key words: the Real Estate Market; Wealth Effect; City Management; Regional Economy ; the Real Estate Management