

人口红利与房地产收益率的无关性

史青青 费方域 朱微亮*

摘 要 本文通过建立一个跨期叠代 (Overlapping Generation, OLG) 模型, 研究房地产均衡收益率和人口相关变量的关系, 从理论上证明了在完全理性的市场中, 房地产投资收益率与人口增长率无关, 而与城市化水平负相关。采用中国房产价格以及人口数据, 实证结果表明房地产收益率与人口变量关系不强, 与城市化水平正相关, 支持了上述结论。

关键词 人口红利, 房地产均衡收益率, 无关性

一、引 言

“人口红利”的房地产价格效应是指劳动人口比重很大, 抚养率比较低, 而且该年龄段的人收入较高, 高储蓄率使人们需要通过追逐各种资产来保值, 对房地产价格产生了推动作用 (陈国强, 2007)。¹ 但随着近期房价的全面下跌, 人们对人口红利对房地产价格的正面作用有所怀疑, 甚至有的人认为房地产价格受到“人口负债”的打压 (尹中立, 2008)。²

20 世纪六七十年代是中国人口出生的高峰期, 政府甚至鼓励多生孩子, 出生率很高, 且出生率在高位维持了差不多 20 年的时间, 三年灾害期间曾出现波动, 但后来又反弹了, 出生率一度在 4% 到 4.5%, 这个时期出生的人在 2000 年左右正好处于买房、结婚的高峰。有的专家认为这是 2000 年以来我国房地产市场持续升温的最根本原因, 也有专家认为 2000 年左右的房地产市场火爆与投机资金进入, 特别是国外热钱的进入有很大关系 (徐滇庆, 2008)。³

尽管近年来对中国房地产市场的讨论成为理论研究和市场中的热门问题, 但讨论主要在实业界、政府管理部门和少数研究者之间进行, 并主要围绕中国房地产市场是否存在泡沫这一主题 (张涛等, 2006)。人口与房地产收益率

* 史青青、费方域, 上海交通大学安泰经济与管理学院; 朱微亮, 中国人民银行。通信作者及地址: 史青青, 上海市华山路 1954 号研二楼 1517 室, 200030; 电话: 13918548268; E-mail: tianshi_426@163.com。作者感谢两位匿名审稿专家及《经济学(季刊)》编辑的宝贵建议, 文责自负。

¹ <http://finance.qq.com/a/20080523/02301.htm>.

² <http://www.wolai.com/news/2007-07-25/80123>.

³ <http://www.wolai.com/news/2008-08-02/625343>.

之间的经济关系尚无定论,从我国实际情况来看,相关数据没有发现两者之间存在显著关系。图1描述了人口增速、劳动人口增速以及房价增速的关系,可以看出从1990年以来,我国的人口增长速度一直是回落的,劳动人口增速波动很大,但仍然存在下降的趋势,而房地产平均投资价格增长速度有上升的趋势,因此由图1数据并不能显现人口增速、劳动人口增速对房地产价格上升的正面支持。由于一些媒介的引导,人口红利已成为研究房地产价格变动的关键变量之一,并影响了宏观政策决策。

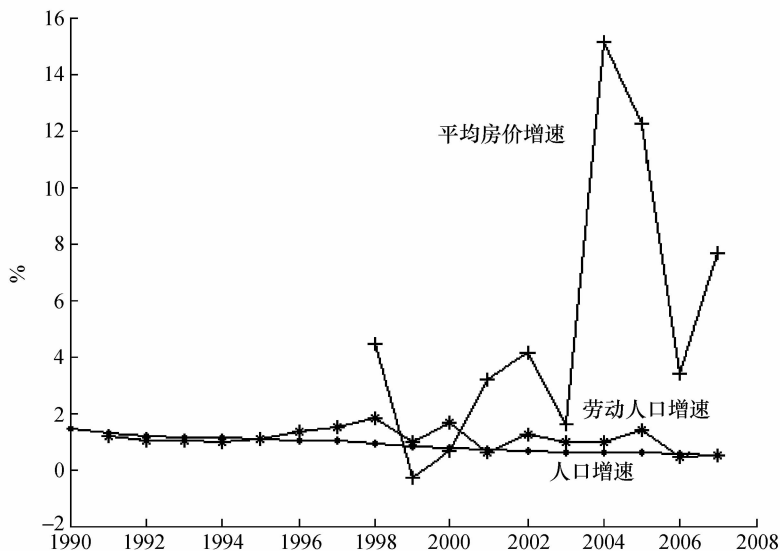


图1 人口与房价

根据定义,运用劳动人口占比增长速度和抚养比作为人口红利的代理变量,本文希望通过对人口与房地产收益率关系的研究,解答两者间是否存在正相关关系,程度怎样;进而研究中国的转轨经济形态中人口的转移对房地产收益的影响以及未来的发展趋势。这些问题的回答不仅可以对现在的房地产“拐点论”的争论提供一个理论证明或者反证,也可以为未来政府决策,进行宏观调控提供参考。

文章剩余部分的结构安排如下:第二部分回顾相关文献研究结果。第三部分建立理论模型,分析两者之间的理论联系,定量分析房地产投资收益率、人口增长、人口转移以及遗赠动机强度等关系。第四部分采用中国房地产市场的交易数据,实证检验房屋投资收益率与人口变量之间的关系。考虑到中国的人口数据序列以及房地产价格序列都较短,因此为了保证实证结论的稳健性,本文利用中国31个省市区的面板数据,进一步研究人口与房地产价格之间关系。第五部分为结论,对文章内容进行总结。

二、文献回顾

国外已经有大量学者对房地产价格与人口增长进行了研究。Mankiw (1989) 等第一次实证研究了人口变动对房地产价格的影响, 通过比较人口增速和房地产价格的时序数据, 实证结果发现 20 世纪末房地产价格的上升与“婴儿潮”有较为显著的联系。Brooks (2002) 认为 20 世纪 90 年代来, 美国资本市场上股票价格的持续上升与市场上劳动人口增速上升有明显的关系。由于 70 年代美国“婴儿潮”参加工作, 开始为未来退休而进行储蓄, 增加了对金融资产的需求。与这些结论相反, Poterba (2001) 把样本数据扩大到其他国家, 实证研究没有发现证据说明美国或者其他国家的人口变动和金融资产回报之间有显著性联系, 他认为工人退休以后并不会大批抛售股票等有价证券, 因此不可能随着“婴儿潮”这一代人的退休, 造成资本市场崩溃。Poterba 指出, 资产市场崩溃论有两点不成立: (1) 假设偏离现实, 即文献假设个体在退休期间消费完所有的资产, 这与现实不一致; (2) 预测的不一致, 这些文献一般预测个体会在退休时期快速消费年轻时积累的资产, 但事实上个体退休时期消费的速度远低于年轻时累积资产的速度。有许多专家对这个结论不以为然, Abel (2001) 假定个体具有遗赠动机, 理论证明尽管遗赠动机的引入会减弱人口增长与资本市场两者之间的联系, 但“婴儿潮”这一代人的退休的确会降低资本市场繁荣程度。Henning (2001) 也持有类似的观点。他提出最好的解决方法是采用固定收益的社会养老保障体系, 通过代际的保险有效补偿人口变动对工资和资产收益率的影响。

国内也有学者对房价的变化进行研究: 张涛等 (2006) 建立一个资产按揭贷款模型, 从理论和实证角度说明房地产价格与银行房地产贷款有较强的正相关关系, 住房按揭贷款利率的提高可以有效抑制房地产价格的上涨。梁云芳和高铁梅 (2007) 基于误差修正模型形式的面板数据模型讨论了房地产区域波动的差异, 实证结果表明政府实施的房地产信贷政策对调控东西部地区的房价是有效的, 实际利率对各区域影响差异不大, 且影响较小。贺菊煌 (2006) 利用一个世代交叠模型分析了人口变动对储蓄率的影响, 结论表明快速的生育率下降对储蓄率没有大的正面影响; 幼年-中青年人口比率变动对储蓄率的影响力远小于老年-中青年人口比率变动对储蓄率的影响; 快速的生育率下降虽然导致经济增长率的下降, 但同时引起人均消费永久的提高。高小明和李学清 (2008) 分析了 1995—2006 年我国人口抚养比的变动状况, 发现少年儿童抚养比随着经济的发展不断下降, 而老年人口抚养比随着老年人口的增多呈现缓慢上升的反向动态变化趋势, 得出我国目前仍然处在“人口机会窗口”时期。王涵语等 (2008) 从罗默的总量生产函数出发, 研究老龄化对于人均经济增长率变动的影 响, 结果表明我国在 2035 年前处于人均经济增

长率为正的人口红利期。总体说来,国内定量研究房地产收益与人口变量之间关系的文献还很少,且没有一个一致性的结论。

针对国外文献结论的不一致,本文建立了一个世代交叠的真实周期模型(real business cycle model with overlapping generations),在这个模型中,消费者具有遗赠动机,消费者在退休期并不消费完所有的财富,投资者通过选择房地产、遗赠和消费的最优组合,获得均衡状态下房地产投资的均衡收益率。模型的结论是:(1)房地产投资收益率与人口增长没有关系,人口增长率的变动不会对房地产投资收益率造成影响,这与 Poterba 的实证结论是一致的;(2)模型预测人口转移短期对房地产收益增长有正面影响,人口由低生产率的部门转移到高生产率的部门可以提高房地产的收益率,但长期来讲会降低房地产的收益率。另外,基于中国的房地产以及人口数据的实证结果支持了上述结论。

三、人口与房地产收益率模型

(一) 模型基本假定

与 Abel (2001) 的设定类似,考虑在一个封闭经济体中,代表性个体生活可分为三个阶段:儿童阶段、工作阶段和退休阶段。在儿童阶段,代表性个体没有决策能力,与其父母一起生活;在工作阶段,个体无弹性地供给自己的劳动,得到工资收入,并对自己和后代的消费数量以及投资于房地产的财富量做出决策;退休阶段决定自己消费多少以及剩下多少财富遗赠给自己的下一代。令 N_t 为 t 时期初出生的人口数,他们在 $t+1$ 时期供应 1 单位的劳动力,在 $t+2$ 时期退休。令 η_t 为 t 时期的出生率,满足

$$\eta_t = N_t / N_{t-1}. \quad (1)$$

假设出生率满足一个 AR(1) 过程,即 $\eta_t = \eta_{t-1} + \epsilon_t$, $\epsilon_t \sim N(0, \sigma_\eta)$, σ_η 为随机扰动项 ϵ_t 的均方差。为分析简便,进一步假定在一个时期中资本量不发生改变,年轻的消费者按照储蓄率 s 将他们的收入存入银行。简化假定单位人口的劳动收入为 1,则整个社会的储蓄总量为

$$s_t N_t = q_t K_{t+1}, \quad (2)$$

其中 q_t 为 t 期每单位资本的价格, K_{t+1} 为 $t+1$ 时期总的资本量,在 Poterba (2001) 的文献中,其假定储蓄率为一个固定的常数,则等式 (2) 也可以视为社会对资本的需求方程,说明随着人口数量的增长,社会对资本的需求是增加的,如果资本量在一个时期保持不变,则资本的价格会提高。

当人口数量持续增长,只要资产数量增长率低于人口增长率,等式 (2) 说明资产的价格可能持续上升。假定总资本供给曲线是向上倾斜的,具体表

示为

$$K_{t+1} = kK_t q_t^\lambda. \quad (3)$$

参数 $k > 0$ 且 $\lambda > 0$ (如果 $k = 1$ 且 $\lambda = 0$, 说明资产量不随时间而改变)。等式 (3) 为资产的供给方程, 说明资本存量的增长率是资产价格的递增函数, 令 $k_{t+1} = K_{t+1}/N_{t+1}$, 等式 (2) 和 (3) 分别除以 N_{t+1} 就可以得到均衡时的资产量和资产价格

$$\begin{cases} k_{t+1} = s_t \frac{1}{\eta_{t+1}} q_t^{-1}, \\ k_{t+1} = k k_t \frac{1}{\eta_{t+1}} q_t^\lambda. \end{cases} \quad (4)$$

等式 (4) 化简得到

$$k_t = s_t k^{-1} q_t^{-(1+\lambda)}. \quad (5)$$

利用 $k_t = s_t k^{-1} q_t^{-(1+\lambda)}$, $k_{t+1} = s_t \frac{1}{\eta_{t+1}} q_t^{-1}$, 可以进一步得到资产价格的动态表达式

$$\ln q_{t+1} = \frac{1}{1+\lambda} \left(-\ln k + \ln \frac{s_{t+1}}{s_t} + \ln q_t + \ln \eta_{t+1} \right). \quad (6)$$

等式 (6) 为动态资产定价方程, 说明当经济处于稳态 (储蓄率为一个常数, 出生率等于 1), 资产价格 $q = k^{-1/\lambda}$ 为一个常数。等式 (6) 说明房地产价格受到两个因素影响: 人口增长率和储蓄率的增长率, 这两个因素相互完全替代。实际可以将 $\ln \frac{s_{t+1}}{s_t} + \ln \eta_{t+1}$ 看成整个社会购买房地产的资金量, 如果购买房地产的资金量增长率稍高于一个常数 k , 那么房地产价格上涨, 若低于此常数, 房地产的价格则会下降。

等式 (6) 描述了房地产价格变动的影响因素, 当人口比率大于 1 或者 $\ln \eta_{t+1}$ 大于零, 未来房地产价格将上升 (这是陈国强等的观点); 国外热钱的进入, 增加了 $\ln s_{t+1}/s_t$ 的值, 从而提高了未来房地产价格 (徐滇庆等的观点)。但这两种观点都是片面的, 分开单独考虑两个因素中并不能为房地产价格的变动提供一个完整的图像。

为弥补这些不足, 本文建立一个局部均衡模型, 说明个体理性选择下, 房地产投资收益率的变动规律。本文假定个体具有遗赠动机, 但遗赠动机的加入并不能改变文章的中心结论——房地产收益与人口增长率是无关的。

为了说明这个结论, 在具体建立这个局部均衡模型之前, 图 2 对这个中心结论进行说明。在理性预期假设下, t 时期资产的需求曲线为 K_t^d , 资产供给曲线为 K_t^s , 由均衡点 A 可得到对应的均衡价格以及均衡的资产量。如果经

济体中有个体突然想把资产遗赠给后代或者人口增长率突然增加,使得资产的需求曲线变为 K_2^d ,当房产供应量不变,则在点 C 达到均衡,导致更高的房产价格。但如果企业多提供房产满足需求,最终经济在 B 点达到均衡,均衡时的房产价格并不会改变。这里的一个关键假定是供给能够自由增加。接下来本文通过个体的投资组合选择说明,人口增长与房产投资收益是无关的。

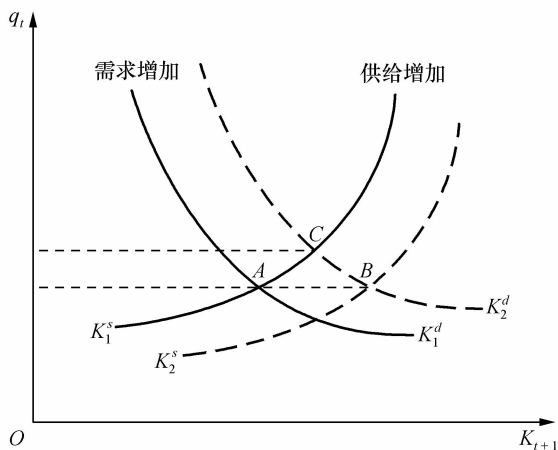


图2 房产的供需

(二) 转轨经济下的房产定价模型

如前所述,考虑在一个封闭经济体中,世代交叠的个体共生活3期,在 t 期有 N_t 个代表性个体出生,他们在 $t+1$ 期无弹性地供给1单位的劳动,赚得的工资为 \bar{w}_t 以及继承上一代的遗产,并选择消费和投资的数量, $t+2$ 期消费积累的财富,并将未消费的部分遗赠给后代。

经济体中包含两个部门:城市部门和农村部门,只有城市部门能生产房产。当工人在农村部门进行劳动,得到的工资为在城市部门工作得到工资的 m 倍 ($0 < m < 1$)。假定社会中的房产生产技术为 Cobb-Douglas 类型,令 K_t 为 t 时刻的房地产资产,假设整个社会生产的房产数量为

$$K_{t+1} = \alpha L_t (I_t)^\phi (K_t N_t)^{1-\phi}, \quad (7)$$

I 是整个社会的投资或者消费后的剩余,参数 $\alpha > 0$, $0 < \phi < 1$, 其中 $0 < \phi < 1$ 说明房产量是投资的严格增凸函数。 $L_t = n_t L_{t-1}$ 是时期 t 中由其他用途的土地转为建筑用地的数量,其中建筑用地的增长速度是外生的,严格由中央或者地方政府控制。⁴

⁴ 地方财政很大一部分收入来自土地出让收入,东南沿海一带的地方政府的财政收入最高可以达50%以上,它们有很强的动机出让土地。事实上,一方面由于中央政府对土地出让总量的控制,另一方面,经济发达地区可供住房建设的土地资源已经很少,像北京这样的经济发达城市,土地出让的总量是逐年减少的。

在均衡的状况下，房产在 t 期末的价格 q_t 应该等于为了生产 $t+1$ 期 1 单位房产而需要的 t 期消费品的数量，也就是说 $q_t = \left(\frac{\partial K_{t+1}}{\partial I_t}\right)^{-1}$ ，利用等式 (7) 可以很容易得出

$$q_t = \frac{1}{\alpha L_t \phi} \left(\frac{I_t}{K_t N_t}\right)^{1-\phi}. \quad (8)$$

等式 (8) 事实上暗含了 1 单位房产存量的消费品价格，即房产存量在 $t+1$ 时的价值为

$$q_t K_{t+1} = \frac{1}{\phi} I_t. \quad (9)$$

当要素市场完全竞争时，每种要素得到的回报只能是其生产的边际产品价值，工资在任何部门都是一致的。考虑到中国的转轨经济状态：(1) 中国的企业并不是以企业价值最大化为目标（赵志君和金森俊树，2005），而是最大化企业利润和产出的加权数；(2) 中国劳动力从农村部门转向城市部门，工资可以大幅增加。假定 $t+1$ 时期，城市部门雇用的工人人数为 BN_t ，农村部门雇用的工人人数为 $(1-B)N_t$ ，企业没有按照最大化利润而进行生产，其对企业利润的权重为 f 。在转轨经济条件下，代表性个体工资为（公式推导见附录部分）

$$\bar{w}_t = \pi \zeta \frac{\partial K_{t+1}}{\partial N_t} q_t = \frac{\pi \zeta (1-\phi)}{\phi} \frac{I_t}{N_t}. \quad (10)$$

显然，当社会中城市化人口越多，代表性个体工资会增加。

因只有城市部门能生产房产，1 单位房产的收益率应该等于其能得到的边际产品 $\frac{\partial K_{t+1}}{\partial K_t}$ ，由于企业对企业利润的权重为 f ，因此租金为（见附录）

$$v_t = \zeta \frac{\partial K_{t+1}}{\partial K_t} q_t = \zeta \frac{1-\phi}{\phi} \frac{I_t}{K_t}. \quad (11)$$

1 单位房产从 $t-1$ 期持有到 t 期所能得到的收益率 R_t ，等于房产的租金量 $v_t K_t$ 除以房产的价值（房产量乘以房产价格）：

$$R_t = \frac{v_t K_t}{q_{t-1} K_t} = (1-\phi) \zeta \frac{I_t}{I_{t-1}}. \quad (12)$$

(三) 消费者的行为

对代表性消费者而言，他们需要考虑自己本期的消费量、自己后代的本期消费量，以及将消费后的剩余作为投资，并在退休的时候决定消费额和遗赠的数量，更正式表示为， t 期代表性工人最大化一生的预期效用 U_t ：

$$\begin{aligned} \max U_t &= \ln[c_t + \eta_i c'_t] + \beta E_t[\ln c_{t+1}] + \gamma E_t[\ln b_{t+2}], \\ \text{s. t.} \quad & \eta_i c'_t + c_t + s_{\alpha} = \theta_t, \\ & c_{t+1} + \frac{b_{t+2}}{R_{t+2}} = R_{t+1} s_{\alpha}. \end{aligned} \quad (13)$$

t 期代表性个体在满足资源和财富约束下, 最大化一生的效用。由于个体刚出生时, 没有收入需要他们的父母进行抚养, 因此父母需要给其消费 c'_t 。 β 代表消费者的时间偏好的主观贴现系数。留给后代的遗产同样给个体带来效用的满足, 效用的主观贴现系数为 $\gamma = \lambda\beta^2$, 考虑中国经济改革带来的政策变动可能影响未来的生活水平, 风险厌恶的个体会增加谨慎储蓄, 从而给自己的未来消费增加安全系数 (Wakabayashi and MacKellar, 1999), 这时 $\gamma > \lambda\beta^2$ 。 s_{α} 为个体将自己的收入 θ_t 投资到房产数量, c_{t+1} 为退休后的消费量以及 b_{t+2} 为留给后代遗产的数量。代表性个体获得遗产 $\frac{b_{t+1}}{\eta_i}$, 其一生的收入为 $\theta_t = \bar{w}_t + \frac{b_{t+1}}{R_{t+1}\eta_i}$ 。

这里 $0 \leq \beta < 1$, $\lambda > 0$, $\gamma > 0$, $E_t[\cdot]$ 代表基于 t 期信息的条件期望算子。为了获得等式 (13) 的最优解, 定义 $\varphi_{t+1} = (\theta_t - \eta_i c'_t - c_t)R_{t+1}$ 以及价值函数 $V_{t+1}(\varphi_{t+1}) = \max_{c_{t+1}, b_{t+1}} \beta \ln c_{t+1} + \gamma E_{t+1}[\ln b_{t+2}]$ 满足约束条件为 $c_{t+1} + b_{t+2}/R_{t+2} = \varphi_{t+1}$, 则最优化问题 (13) 可以简化为

$$\begin{aligned} V_{t+1}(\varphi_{t+1}) &= \max_{c_{t+1}, b_{t+1}} \beta \ln c_{t+1} + \gamma E_{t+1}[\ln b_{t+2}], \\ \text{s. t.} \quad & c_{t+1} + b_{t+2}/R_{t+2} = \varphi_{t+1}. \end{aligned} \quad (14)$$

在最优条件下消费量 $c_{t+1} = \frac{\beta}{\beta + \gamma} \varphi_{t+1}$ (其中将遗产用消费量 c_{t+1} 表示出来, 这样可以将条件期望去掉), $b_{t+2} = \frac{\gamma}{\beta + \gamma} R_{t+2} \varphi_{t+1}$ 。现在最优化问题 (13) 可以简化为用最优的 c_t 和 c'_t 最大化 $\ln[c_t + \eta_i c'_t] + E_t[V_{t+1}(\varphi_{t+1})]$ 或者等价地最大化 $\ln[c_t + \eta_i c'_t] + (\beta + \gamma) E_t[\ln \varphi_{t+1}]$, 由该问题的一阶条件可以得到 $c_t + \eta_i c'_t = \frac{\theta_t}{1 + \beta + \gamma}$ 。

在 $t+1$ 期初, 经济中所有的房产 K_{t+1} 全部由 $t-1$ 期出生的 N_{t-1} 个体所有, 这些退休的个体通过持有这些房产获得 $v_{t+1} K_{t+1}$ 的租金, 因此每个拥有房产的个体得到的现金流为

$$\frac{v_{t+1} K_{t+1}}{N_{t-1}} = \frac{\zeta(1 - \phi) I_{t+1}}{\phi N_{t-1}}. \quad (15)$$

房产所有者在退休时期决定自己的消费量 c_t 和遗产 b_{t+1} , 其最大化退休期的效用函数 $\beta \ln c_t + \gamma E_t[\ln b_{t+1}]$, 满足约束条件为 $c_t + \frac{b_{t+1}}{R_{t+1}} = \frac{\zeta(1 - \phi) I_{t+1}}{\phi N_{t-1}}$ 。

由这个最优化问题的一阶条件可以得到最优的消费量 c_t 和遗产 b_{t+1} ；

$$c_t = \frac{\beta\zeta(1-\phi)I_{t+1}}{(\beta+\gamma)\phi N_{t-1}}, \quad \frac{b_{t+1}}{R_{t+1}} = \frac{\gamma\zeta(1-\phi)I_{t+1}}{(\beta+\gamma)\phi N_{t-1}}. \quad (16)$$

等式 (16) 就暗含出生在 t 期每个个体可以得到遗产的现值为 $\frac{b_{t+1}}{\eta R_{t+1}} = \frac{\gamma\zeta(1-\phi)I_{t+1}}{(\beta+\gamma)\phi N_t}$ ，因此每个个体持有的总财富量等于工资收入与遗产之和，即

$$\theta_t = \frac{\pi\zeta(1-\phi)}{\phi} \frac{I_t}{N_t} + \frac{\gamma\zeta(1-\phi)I_{t+1}}{(\beta+\gamma)\phi N_t}. \quad (17)$$

社会总财富量等于每个个体拥有的财富量的总和，即 $\theta_t N_t$ 为社会总财富量：

$$\theta_t N_t = \frac{\pi\zeta(1-\phi)I_t}{\phi} + \frac{\gamma\zeta(1-\phi)I_{t+1}}{(\beta+\gamma)\phi}. \quad (18)$$

考虑个体将消费剩余的财富投资于房产，等式 (17) 中可以得到整个社会投资量 $I_t = N_t(\theta_t - c_t - \eta c'_t)$ ，考虑最优条件下的消费量以及后代的消费量，等式 $I_t = N_t(\theta_t - c_t - \eta c'_t)$ 隐含了

$$\frac{I_{t+1}}{I_t} = \frac{\phi(1+\beta+\gamma) - \pi\zeta(\beta+\gamma)(1-\phi)}{\gamma\zeta(1-\phi)}. \quad (19)$$

因此等式 (12) 说明房产的收益率方程为

$$R_t = \frac{v_t K_t}{q_{t-1} K_t} = \frac{1}{\gamma} [\phi(1+\beta+\gamma) - \pi\zeta(\beta+\gamma)(1-\phi)]. \quad (20)$$

命题 1 均衡条件下，房产投资收益率与人口增长率无关。

这个结论是明显的，等式 (20) 两边分别对人口增长率 η 求导，有 $\frac{\partial R_{t+1}}{\partial \eta} = 0$ 。这个结论只是重复了图 2 向我们表达的内容，但其经济意义非凡。一方面，它说明房产收益率与人口的增长并没有必然的联系，有力反击了“人口拐点”导致的“房市崩溃”论，说明从人口增长或者劳动力人口增速来分析房产价格的逻辑是错误的。图 1 显示，中国人口增速以及劳动人口增速与中国房产投资收益率是相背离的，也为命题 1 提供了一个强有力的佐证；另一方面，它可以衡量房产市场是否存在泡沫，为政府进行房产市场调控提供了参考。

命题 2 房产投资收益率与城市化水平负相关。

等式 (20) 分别对人口的城市化转移参数 B 进行求导，有 $\frac{\partial R_{t+1}}{\partial B} =$

$-\frac{(1-m)\zeta(\beta+\gamma)(1-\phi)}{\gamma} < 0$, 即房产投资收益率与城市化水平负相关。当我们

们比较中美两个国家的房产投资收益率时, 这个结论是很明显的。美国的城市化水平高但房产投资的收益率低, 而中国情况刚好相反。需要说明的是, 由于城市化水平与人口从农村向城市转移有关, 当农民工进城务工的时候, 他们正处于劳动期, 会增加对房产的需求, 从而提升房产的价格导致房地产投资收益率与城市化水平正相关, 相当于图2中的 K_1^d 需求曲线转向更高的需求曲线 K_2^d , 从而市场的均衡点由A转为C点, 房产价格上升。随着这些工人的退休, 他们持有的房产要遗赠到下一代, 自然增加了下一个时期的房产供给, 降低了房产的收益率, 或者说他们遗赠的价值 $\frac{b_{t+1}}{\eta_t R_{t+1}}$ 下降了。这也就是随着 B_t 的增加, R_{t+1} 是下降了。

命题3 当人口增长率低于某个常数后, 人均储蓄率会上升; 当人口增长率高于某个常数后, 人均储蓄率会下降。

由等式(19), 定义 $\frac{I_{t+1}}{I_t} = C$, C 为一个常数, 考虑投资增长率与 $\eta_{t+1} = \frac{N_{t+1}}{N_t}$, 当人口增长率 η_{t+1} 少于常数 C 时, 等价地 $\frac{I_{t+1}}{I_t} > \frac{N_{t+1}}{N_t} \iff \frac{I_{t+1}}{N_{t+1}} > \frac{I_t}{N_t}$, 即人均储蓄是增加的; 当人口增长率 η_{t+1} 大于常数 C 时, 人均储蓄则是下降的。这个命题有非常重要的政策含义, 目前为了刺激消费, 政府出台了多种措施, 但收效甚微, 储蓄率持续上升, 消费低迷, 因此命题3说明如果想刺激消费, 降低储蓄率, 可考虑通过放开计划生育政策。

四、实证分析

(一) 描述性统计

在1998年以前, 我国实行福利分房制度, 不存在房屋的市场价格。1998年7月, 国务院发布了《关于进一步深化城镇住房制度改革, 加快住房建设的通知》, 通知要求1998年下半年停止住房的实物分配, 逐步实现住房货币化。这是我国住房制度改革和房地产发展过程中的一项重大变革, 也标志着我国房改按照向商品化、社会化全面推进。尽管目前市场上按照房屋价格水平划分为一线城市(北京、上海、广州和深圳)、二线城市(省会城市、计划单列市以及经济较为发达的城市)和三线城市(其他城市), 城市房价不仅仅由其本身的经济特征和人口特征决定, 但市场分割并未形成, 诸如温州炒房团、山西煤炭资金等资源在全社会自由流动, 房产投资行为仍然满足边际成本等于边际收益的均衡条件。其次, 为避免样本选择偏差, 保证检验结论的

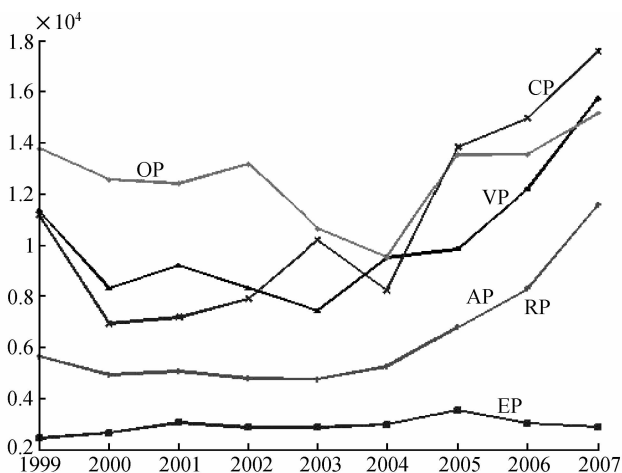
稳健性，因此本文采用 31 个省市区的面板数据进行检验。通常横截面数据或者时序数据不能同时反映经济个体本身变化以及经济个体受其他经济个体影响的变化，而面板数据能很好弥补这些缺点，特别适合“短而宽”的数据。

表 1 说明各省区面板数据的数据来源。人口序列除城市人口占比外，均来自《中国统计年鉴》。城市人口占比 1999—2004 年数据来自《人口统计年鉴》，2006—2007 年数据来自《中国统计年鉴》，2005 年数据由于两个数据库均有记录但略为不同，本文采用平均值予以修正。房屋投资价格数据来自 CEIC。样本区间为：1999—2007 年各地区的年度数据。这样计算的收益率样本区间为：2000—2007 年。平均投资价格 AP、住房投资价格 RP 包括 279 个样本点，相应的收益率数据 APR、RPR 有 248 个样本点；别墅投资价格 VP (243 个样本点) 由于甘肃、青海、新疆、西藏数据不全，予以删除，相应收益率数据 VPR 有 216 个样本点；经济房投资价格 EP (261 个样本点) 剔除了数据不全的上海、西藏数据，相应收益率数据为 EPR (232 个样本点)；办公房投资价格 OP、商品房价格 CP (270 个样本点) 删除西藏数据，相应收益率数据 OPR、CPR 有 240 个样本点。

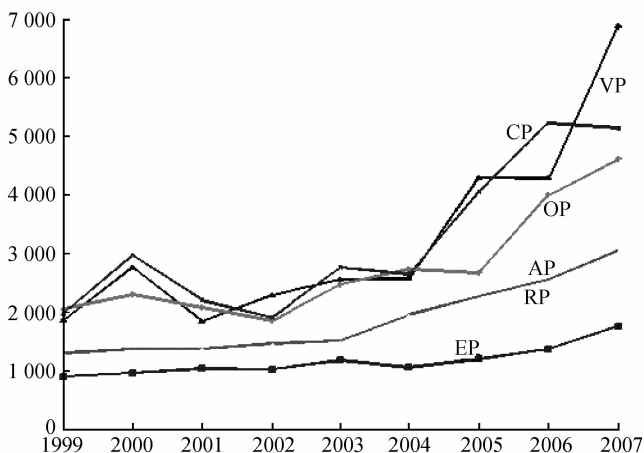
表 1 各省区数据变量类型及数据来源

各省区数据变量名	代表符号	变量类型	样本数	数据来源
城市人口增长率	rkz	年度数据	1999—2007	《中国统计年鉴》
劳动人口占比	work	年度数据	1999—2007	《中国统计年鉴》
年幼人口占比	young	年度数据	1999—2007	《中国统计年鉴》
成人人口占比	adult	年度数据	1999—2007	《中国统计年鉴》
老年人口占比	old	年度数据	1999—2007	《中国统计年鉴》
男性人口占比	male	年度数据	1999—2007	《中国统计年鉴》
平均投资价格	AP	年度数据	1999—2007	CEIC
居住房投资价格	RP	年度数据	1999—2007	CEIC
别墅投资价格	VP	年度数据	1999—2007	CEIC
经济房投资价格	EP	年度数据	1999—2007	CEIC
办公用房价格	OP	年度数据	1999—2007	CEIC
商品房价格	CP	年度数据	1999—2007	CEIC
其他房屋价格	Otp	年度数据	1999—2007	CEIC

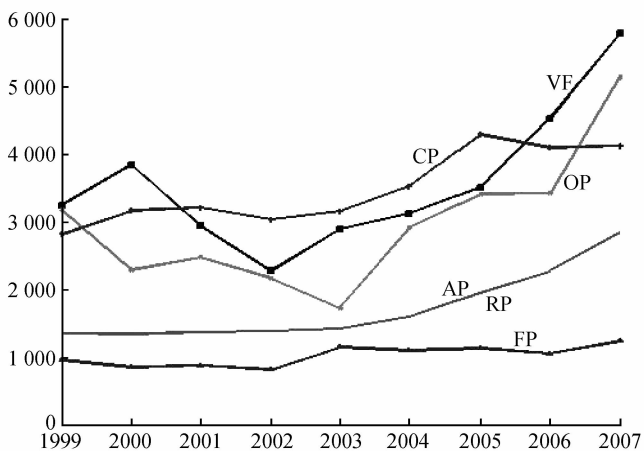
为了进一步比较各地区房价变动的情况，首先选择三个有代表性的省市：北京、湖北和四川，考察其各种类型房屋价格的增长趋势和波动状况。图 3 描述了这三个地区不同类型房屋名义价格绝对量变动的图形（样本区间为 1999—2007 年），反映各地区各类房屋销售价格的长期趋势。从图 3 可以发现，尽管各地区房价都具有上升的长期运行趋势，但是北京的房价比湖北和四川高得多。



(a) 北京不同类型房屋价格



(b) 湖北不同类型房屋价格



(c) 四川不同类型房屋价格

表 2 给出了分地区房价的各种统计特征（实际变量以 1999 年为基期）。可以看出，实际变量的变动情况与名义价格变动情况类似，住房销售价格的统计特性与平均销售价格的统计特性最为接近，就北京而言，办公房的均价最高，其次是办公房、商品房；对于湖北和四川，别墅均价最高，其次是商品房、办公房，种种细微差异与当地经济状况有关系。接下来运用面板数据对特定类型的房屋收益率与人口变量的关系进行实证分析。

表 2 北京、湖北和四川各类房屋销售价格描述性统计 单位：元/平方米

名义变量	北京	湖北	四川	实际变量	北京	湖北	四川
样本区间	1999—2007	1999—2007	1999—2007	样本区间	1999—2007	1999—2007	1999—2007
AP 房价平均值	6 333	1 868	1 723	AP 房价平均值	5 969	1 730	1 576
AP 房价标准差	2 278	630	529	AP 房价标准差	1 971	460	365
AP 房价最大值	11 553	3 053	2 840	AP 房价最大值	10 451	2 570	2 336
RP 房价平均值	5 795	1 790	1 534	RP 房价平均值	5 460	1 658	1 398
RP 房价标准差	2 069	604	562	RP 房价标准差	1 782	442	404
RP 房价最大值	10 661	2 937	2 753	RP 房价最大值	9 644	2 473	2 264
VP 房价平均值	10 196	3 255	3 566	VP 房价平均值	9 640	2 992	3 275
VP 房价标准差	2 561	1 638	1 044	VP 房价标准差	2 226	1 280	770
VP 房价最大值	15 740	6 880	5 777	VP 房价最大值	14 238	5 792	4 751
EP 房价平均值	2 913	1 159	1 014	EP 房价平均值	2 760	1 081	937
EP 房价标准差	303	264	149	EP 房价标准差	249	175	101
EP 房价最大值	3 541	1 751	1 231	EP 房价最大值	3 309	1 474	1 090
OP 房价平均值	12 698	2 747	2 964	OP 房价平均值	12 039	2 547	2 716
OP 房价标准差	1 705	939	1 003	OP 房价标准差	1 546	693	757
OP 房价最大值	15 152	4 608	5 135	OP 房价最大值	13 706	3 879	4 228
CP 房价平均值	10 881	3 205	3 486	CP 房价平均值	10 268	2 962	3 216
CP 房价标准差	3 815	1 293	543	CP 房价标准差	3 372	1 007	316
CP 房价最大值	17 585	5 225	4 283	CP 房价最大值	15 907	4 610	3 816

（二）变量设计

由于近年来经济快速增长和快速推进的城镇化进程等因素可能推高了房屋投资价格及相应的收益率，因此检验有关人口变量与房产价格变动之间关系时，加入 GDP 增速 $gGDP$ 、金融机构三年期贷款基准利率 i 作为控制变量，则相应的计量模型形式化为

$$\Phi(Y_t) = f(X_t) + \gamma Z + v_t, \quad (21)$$

Y 表示特定类型房屋的投资收益率， X 是以向量形式表示的人口相关变量， Z 表示控制变量， v 为随机干扰项。

(三) 各省区面板数据实证分析

1. 平稳性检验

为了避免伪回归,文中对各种指标的平稳性进行检验,分别选择相同根检验方法 LLC (Levin-Lin-Chu) 检验 (Levin *et al.*, 2002) 和不同根检验方法 Fisher-ADF 检验 (Maddala and Wu, 1999), 对模型中价格和人口相关序列以及一阶差分序列进行检验,其结果见表 3。

表 3 各种变量及一阶差分的面板数据平稳性检验

变量	LLC(Levin-Lin-Chu)检验		Fisher-ADF 检验		阶数
	原序列统计量	一阶差分序列统计量	原序列统计量	一阶差分序列统计量	
成年人口占比	-5.21***		61.58	238.21***	I(0)
抚养比	-8.51***		78.11*		I(0)
男性占比	5.30***		72.81	140.40***	I(0)
老年占比	0.16	-30.74***	21.63	184.42***	I(1)
城市人口增长率	-16.61***		122.33***		I(0)
年幼人口占比	-7.20***		56.55	222.63***	I(0)
劳动人口占比	-2.27**		32.45	87.59**	I(0)
GDP 增速	-11.83***		78.16**		I(0)
利率	19.96	-5.39***	3.88	24.53	I(1)
平均投资价格	1.76	-11.71***	23.72	81.35**	I(1)
商品房投资价格	-0.62	-15.52***	42.05	157.36***	I(1)
经济房投资价格	1.74	-16.55***	24.55	198.76***	I(1)
办公房投资价格	3.46	-13.98***	32.83	151.73***	I(1)
住房投资价格	4.67	-8.50***	19.64	80.53*	I(1)
别墅投资价格	5.10	-9.38***	23.89	108.83***	I(1)

注:LLC 和 Fisher-ADF 检验的零假设均为:原序列存在单位根。*,**,*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 显著性水平下拒绝原假设。平均投资价格和住房投资价格按照有时间趋势,根据 AIC 选择。

表 3 表明各类型房屋投资价格序列是非平稳序列,一阶差分后变为平稳序列;而人口序列中除老年人口占比均为平稳序列,GDP 增速 $gGDP$ 为平稳序列,金融机构三年期贷款利率变量为非平稳过程,一阶差分后变为平稳序列。

定义 t 时刻的房屋投资收益率 R_t , 而房屋投资价格以 P_t 表示,近似假定租金 $v_t = RP_{t-1}$, t 时刻的房屋投资价格 $P_t = (1 + R_t)P_{t-1}$, 则可以得出 $R_t = v_t/P_{t-1} = (P_t - P_{t-1})/P_{t-1} \times 100\%$, 同时运用相同根检验方法 LLC 检验和不同根检验方法 Fisher-ADF 检验对各类房屋收益率序列进行单位根检验。表 4 显示了其平稳性检验结果,说明各种房屋投资收益率均为平稳序列。

表 4 特定类型房屋收益率的面板平稳性检验

变量	LLC(Levin-Lin-Chu)检验统计量	Fisher-ADF 检验统计量	阶数
APR	-6.07***	111.65***	I(0)
CPR	-18.04***	253.51***	I(0)
EPR	-16.77***	301.37***	I(0)
OPR	-14.39***	255.30***	I(0)
RPR	-3.62***	85.97**	I(0)
VPR	-14.05***	226.88***	I(0)

2. 实证分析

由于房屋投资收益率序列平稳，可以运用 OLS 方法对模型进行估计。实证共分为两个步骤：

(1) 直接采用多元的 OLS 模型，将房屋投资收益率序列作为被解释变量，而房屋投资收益率滞后一期和所有的人口序列作为解释变量，得到每个经济变量的系数以及相应的 t 统计量、 P 值以及回归方程的调整 R^2 ，并检验回归余值的平稳性。

(2) 利用逐步回归的 OLS 模型，设定显著性水平为 10%，剔除不显著的解释变量，最终得到影响房屋投资价格的影响因素。

在实际运用中，一般假定模型中的参数只是在某个方向发生变化，如梁云芳和高铁梅（2007）假定在相同区域经济结构大体一致，从而采用面板数据的不变参数模型。但严格的方法应该是首先对模型设定进行检验，第一步进行 F 检验，分为截面 F 检验和时间 F 检验，如果截面 F 检验和时间 F 检验均不能拒绝零假设，则采用混合回归模型或者不变系数模型（Pooled Regression Model），如果结果拒绝，则利用 Hausman 检验判断采用固定效应模型或者随机效应模型。

表 5 列示了 F 检验和 Hausman 检验的结果。实证结果表明面板数据的随机效应不显著，在 0.10 的置信水平下，大部分的面板数据具有时点固定效应，只有经济房和办公房投资收益率接受混合回归模型。

表 5 面板数据的固定效应和随机效应检验

变量	F 检验				Hausman 检验随机效应	
	截面 F 统计量	P 值	时间 F 统计量	P 值	M 统计量	P 值
APR	0.71	0.87	7.90***	<0.0001	18.23	0.01
CPR	0.47	0.99	2.30**	0.04	19.01	0.02
EPR	1.06	0.39	0.29	0.94	11.95	0.26
OPR	0.41	0.99	1.36	0.23	9.50	0.22
RPR	0.78	0.78	11.39***	<0.0001	27.08	0.00
VPR	0.20	1.00	4.07***	0.0008	14.33	0.00

除了经济房和办公房投资收益率采用混合回归模型,其他数据均采用时点固定效应模型(由于时点固定效应模型的截距项不唯一,因此删除常数项),由于(年幼人口占比+老年人口占比)/成年人口占比=抚养比,因此为避免回归过程的共线性问题,回归方程剔除了年幼人口占比、老年人口占比以及成年人口占比,而只保留了抚养比变量,表6显示了回归结果。其中, $R(-1)$ 表示相应房屋投资收益率滞后一期变量, Δi 表示利率一阶差分。

表6 多元回归结果⁵

	$R(-1)$	gGDP	Δi	work	male	rkz	feed	(Adj)- R^2	残差平稳性检验
APR	-0.07	0.008	0.11	0.22	-1.31	0.0004	0.28	0.47	
p 值	(0.33)	(0.01)	(0.00)	(0.85)	(0.30)	(0.35)	(0.70)	0.36	平稳 $I(0)$
CPR	-0.40	0.01	-0.09	-1.33	-4.76	0.002	-1.24	0.28	
p 值	(0.00)	(0.08)	(0.05)	(0.55)	(0.06)	(0.00)	(0.37)	0.13	平稳 $I(0)$
EPR	-0.19	0.008	-0.05	0.66	0.08	-0.0009	0.45	0.24	
p 值	(0.01)	(0.20)	(0.31)	(0.74)	(0.97)	(0.18)	(0.72)	0.08	平稳 $I(0)$
OPR	-0.37	0.05	-0.11	8.57	-0.44	0.00	5.27	0.34	
p 值	(0.00)	(0.00)	(-1.43)	(0.01)	(0.88)	(0.98)	(0.02)	0.20	平稳 $I(0)$
RPR	0.02	0.005	0.16	1.12	-1.19	0.0002	0.87	0.59	
p 值	(0.78)	(0.02)	(0.00)	(0.30)	(0.32)	(0.72)	(0.21)	0.51	平稳 $I(0)$
VPR	-0.42	0.023	0.11	-6.82	-7.24	0.0002	-4.75	0.38	
p 值	(0.00)	(0.05)	(0.18)	(0.06)	(0.02)	(0.91)	(0.05)	0.25	平稳 $I(0)$

表6结果说明:(1)办公房屋投资收益率、住房投资收益率以及经济房投资收益率与抚养比正相关。也就是说,随着人口抚养比增大,房屋投资收益率上升的,这与经济理论不符,可能是解释变量之间存在的共线性等问题造成的,需要进一步检验这种关系。(2)别墅投资收益率以及办公房投资收益率与现有的人口变量无关。(3)人口增长率、男性占比以及城市人口占比与房屋投资收益率之间关系并不确切,需要进一步研究。

考虑到变量之间可能存在共线性问题以及变量可能存在的时间趋势,增加时间趋势项,采用逐步回归分析方法,剔除不显著变量,其中设定显著水平为15%,得到最终的回归结果见表7。

⁵ 逐步回归结果中 p 值为每个对应变量的 p 值,按照顺序对应每个括号。

表 7 剔除不显著变量后的回归结果

时间项 t	$R(-1)$	gGDP	Δi	work	male	rzk	feed	Adj- R^2	残差平稳性检验
APR		0.008***	0.10***					0.36	
ρ 值		(0.01)	(0.00)					DW=2.14	平稳 I(0)
CPR	0.04***	-0.45***	-0.26***	1.15***		0.002***		0.32	
ρ 值	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)		(0.00)		DW=2.31	平稳 I(0)
EPR		-0.17**						0.21	
ρ 值		(0.03)						DW=2.06	平稳 I(0)
OPR		-0.37**	0.04***	8.49***			5.50***	0.33	
ρ 值		(0.00)	(0.00)	(0.01)			(0.01)	DW=2.25	平稳 I(0)
RPR		0.006***	0.15***					0.51	
ρ 值		(0.00)	(0.00)					DW=2.32	平稳 I(0)
VPR	0.05***	-0.42***		-5.87*			-4.37*	0.37	
ρ 值	(0.00)	(0.00)		(0.10)			(0.08)	DW=2.25	平稳 I(0)

表 7 结果说明：(1) 房屋投资收益率与人口红利无关。从劳动人口占比变量来看，经济适用房及办公房投资收益率方程中劳动人口占比系数显著为正，但在别墅投资收益率方程中劳动人口占比系数显著为负，而在平均房屋投资收益率和商品房投资收益率等方程中系数均不显著，说明平均来说劳动人口占比并不是影响房屋投资收益率的关键变量；如果在 5% 的显著水平上，人口增长率与房屋投资收益率不存在显著关系，只是在 10% 的显著水平上，只有一个方程中的系数显著，且符号为负，这既与人们的直觉不符，也不满足经济理论要求，难以说明人口增长与房屋投资率之间的显著关系；尽管抚养比出现在五个方程中，但两个方程中显著为正，一个显著为负，其他两个方程中的系数在 10% 的显著水平上不显著，证明了人口红利与房地产投资收益率的无关性结论。

(2) 控制变量中，经济增长率对房屋投资收益率有正的显著影响，而利率变动以及城镇化率也对房地产投资收益率有一定积极影响。实证结果中，所有方程中 GDP 增速变量的系数显著为正，说明经济增长的财富效应有利促进了房屋投资价格的上升和收益率的增加；利率变动 Δi 在住宅房屋投资收益率方程中系数显著为正，在商品房投资收益率方程中显著为负，说明利率对住宅房地产投资收益有正影响，但对商品房投资收益率影响为负。

表 7 与表 8 的结果说明，总体而言，房产投资收益率与“人口红利”相关变量如抚养比、劳动人口占比并没有统计上的显著性，说明“人口红利”对房地产收益率的影响方向不确定。

五、结 论

本文鉴于中国经济的特殊情况,建立了一个适用于中国的房产均衡价格模型,说明在完全理性的假设下,房产投资收益率与人口红利无关。在转轨过程中,房地产投资收益率与人口城市化呈正相关,但随着人口转移的完成,当市场达到均衡后房地产投资收益率与城市化水平负相关。实证结果表明,中国的房地产市场数据支持我们的理论模型,为制定相应政策提供了参考。

由于重点研究人口变量与房地产价格之间关系,如考虑其他影响房产价格的重要变量,房地产贷款、人口生育高峰等,特别是后者对房地产的影响,将得到更为丰富的结论。我国解放以来,共出现三次人口生育高峰,每次高峰过后均可能对房地产市场产生重大冲击,因此检验三个生育高峰对房地产市场的影响,是一个非常有意义,也是我们进一步研究的重点。

附录

借鉴赵志君和金森俊树(2005)认为中国的国有企业、私营企业和其他经济实体具有偏离利润最大的多重目标,与单纯追求利润最大化的企业比较,它们更倾向利用更多的劳动力和资本生产更多的产品。尽管企业面临的目标很多,我们简单假定为多重目标的加权平均,城市部门的企业最大化问题为:

$$\begin{aligned} \max_{I, N} \text{Object} = & (1-f)aq_i L_i (I_i)^\phi (K_i N_i)^{1-\phi} \\ & + f[(1-\tau)aq_i L_i (I_i)^\phi (K_i N_i)^{1-\phi} - w_i N_i - I_i x_i], \end{aligned} \quad (\text{A.1})$$

其中 τ 为税率, x 为投资需要的收益, f 为市场化和私有化变量,代表了企业对利润最大化的重视程度,或者企业对利润最大化的倾向,当 $f=1$ 时,这个等式衡量利润最大化条件下的企业行为;当 $f=0$ 为纯粹计划经济下的企业行为方式,在通常情况下, $0 < f < 1$,反映当前中国企业的目标取向。

等式(A.1)的一阶条件为

$$\begin{aligned} w_i = & \frac{1}{f}(1-\phi)aq_i L_i \left(\frac{I_i}{N_i}\right)^\phi (K_i)^{1-\phi} [1-f+f(1-\tau)] \\ = & \zeta(1-\phi)aq_i L_i \left(\frac{I_i}{N_i}\right)^\phi (K_i)^{1-\phi} = \zeta \frac{\partial K_{t+1}}{\partial N_t} q_t, \end{aligned} \quad (\text{A.2})$$

其中, $\zeta=(1/f-\tau)$,其他要素的租用价格与此类似。需要说明的是由于在中国转轨经济条件下,劳动力从农村部门转向城市部门有许多人为的限制。由于 $1-B$ 的比例的劳动力在农村工作,个体得到的工资为 $m w_i$,而剩下的劳动力在城市部门工作,得到的工资为 w_i 。由于人口出生是一个随机的过程,或者对整个社会而言,代表性个体的平均工资为 $(B+(1-B)m)w_i$,令 $\pi=B+(1-B)m$,则平均工资可以简记为 $\bar{w}_i=\pi w_i$ 。

其他生产要素在不同部门可以自由流动,因此在均衡状态下各要素的租用价格是一致的。

参 考 文 献

- [1] Abel, A. , “Will Bequests Attenuate the Predicted Meltdown in Stock Prices When Baby Boomers Retire?” *Review of Economics and Statistics*, 2001, 83(4), 589—595.
- [2] Brooks, R. , “Asset-Market Effects of the Baby Boom and Social-Security Reform”, *American Economic Review*, 2002, 92(2), 402—406.
- [3] 陈国强,“奥运后房价跌不了”,《东方早报》,2008年5月23日第 B12 版。
- [4] 高小明、李学清,“1995—2006 年我国人口抚养比时空分析”,《西安财经学院学报》,2008 年第 3 期,第 107—113 页。
- [5] 贺菊煌,“人口红利有多大”,《数量经济技术经济研究》,2006 年第 7 期。
- [6] Henning, B. , “Retirement Savings in an Aging Society: a Case for Innovative Government Debt Management”, CESifo Working Paper No. 494, 2001.
- [7] Levin, A. , C. Lin, and C. Chu, “Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties”, *Journal of Econometrics*, 2002, 108(1), 1—24.
- [8] 梁云芳、高铁梅,“中国房地产价格波动区域差异的实证分析”,《经济研究》,2007 年第 8 期,第 133—142 页。
- [9] Maddala, G. , and S. Wu, “A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1999, 32(special issue), 631—652.
- [10] Mankiw, N. , and D. Weil, “The Baby Boom, the Baby Bust and the Housing Market”, *Regional Science and Urban Economics*, 1989, 19(2), 235—258.
- [11] Poterba, J. , “Demographic Structure and Asset Returns”, *Review of Economics and Statistics*, 2001, 83(4), 565—584.
- [12] Wakabayashi, M. , and L. MacKellar, “Demographic Trends and Household Savings in China”, Interim Report IR-99-057/November, International Institute for Applied Systems Analysis, 1999.
- [13] 王涵语、马磊、夏中泽,“老龄化下人均经济增长率变动的实证分析”,《华东经济管理》,2008 年第 1 期,第 44—49 页。
- [14] 徐滇庆,“房价一定涨! 警惕热钱炒高下轮房价”,《高端财经》,2008 年 7 月 4 日。
- [15] 尹中立,“‘2008 年房价现拐点’遭质疑 片面扩大人口因素”,《信息时报》,2007 年 7 月 25 日。
- [16] 张涛、龚六堂、卜永祥,“资产回报、住房按揭贷款与房地产均衡价格”,《金融研究》,2006 年 2 期,第 1—10 页。
- [17] 赵志君、金森俊树,“一个中国私营部门发展模型”,《经济研究》,2005 年第 4 期,第 97—107 页。

Irrelevance of Demographic Dividends and Real-Estate Equilibrium Returns

QINGQING SHI FANGYU FEI

(Shanghai Jiao Tong University)

WEILIANG ZHU

(The People's Bank of China)

Abstract In an overlapping generation model, this paper studies the relationship between demographic variables and real-estate equilibrium returns, and proves that the real-estate return is negatively related to the level of urbanization but has no relationship with demographic transition. The empirical results support the conclusion based on real-estate price data and demographic data in China.

JEL Classification G10, J10, R31