

中国城镇居民住房的需求与供给

邹至庄 普林斯顿大学

牛霖琳 厦门大学王亚南经济研究院

2009年8月

摘要

本文研究了自1980年代后期中国城镇住房商品化以来城镇居民住房的需求与供给。我们从耐用消费品需求与供给的标准理论出发，在联立方程框架下估计城镇住房的需求与供给方程，得到了需求的收入与价格弹性及供给的价格弹性的估计值。通过对1987-2006年全国城镇总体水平年度数据的分析，我们发现城镇住房价格的快速上涨主要可由需求与供给的作用解释，即人均收入和建筑成本的变化决定了房价的整体趋势。城镇住房需求的（长期）收入弹性约为1，需求的价格弹性在0.5到0.6之间。住房存量总供给的价格弹性约为0.83。

关键词：住房需求、住房供给、联立方程

Abstract

This paper addresses the issue of demand and supply for residential housing in urban China since the late 1980s when the urban housing market became commercialized. We start with the basic premise that the standard theory of demand for and supply of consumer durable goods is applicable to urban housing in China after the market for housing was established. In a simultaneous equations framework we provide estimates of income and price elasticities of demand and price elasticity of supply. Analysis of aggregated annual data from 1987 to 2006 shows that the rapid increase of urban residential housing can be well explained by the forces of demand and supply, i.e., growth in income and change in construction cost determines the aggregated movement in housing price to a large extent. We have found the (long-run) income elasticity of demand for urban housing to be about 1, and the price elasticity of demand to be between -0.5 and -0.6. The price elasticity of supply of the total stock of housing is about 0.83.

Keywords: housing demand, housing supply, simultaneous equations

JEL classification: R2, C3

1. 介绍

从上个世纪八十年代后期中国城镇住房商品化开始，中国城镇的商品房住宅价格从1987年的平均每平方米408.18元迅速上升至2006年的3119.25元，年均增长率达到11.3%（数据见本文表1）。房价的上涨受到了中国政府和民众的广泛关注。政府经常把价格的上涨归咎于投机，因而采取干预住房市场的措施。比如，规定新房购买者在购房两年内转售要付相当于交易额5%的营业税；贷款购买第二套住房的，首付款比例不得低于40%。本文主要在于说明从整体和长期来看，中国城镇住房的价格主要是由需求和供给的基本经济因素决定的。如果推动价格上涨的因素部分来源于可支配收入的快速增长引致需求曲线上升，部分来源于

供给曲线因建筑成本的快速增长而向上移动,那么政府对市场价格的任何干预都会导致住房市场上资源的无效配置。(尽管以建筑材料出厂价格指数衡量的建筑成本自 1996 年后没有上升,土地购置成本作为建筑成本的主要构成自 1997 至 2007 年增幅为年均 11.8%。)而且,政府对房价的行政干预也不大可能持续奏效,因为需求与供给的基础作用即可支配收入和建筑成本变化的作用远比政府干预的力量强大。

我们研究的基本出发点是有关耐用消费品的需求与供给的标准理论也适用于 1980 年代中后期在中国建立起来的城镇住房市场。在这一前提下,我们估计出城镇居民住房需求的收入与价格弹性。尽管此前的一些研究也探讨了中国房价的决定因素,如 Hu, Su, Jin and Jiang (2006) 和 Zhang, Weng and Zhou (2007),但都没有在联立方程框架下估计城镇住房的需求与供给方程,也没有提供需求的收入与价格弹性及供给的价格弹性的估计值。

继 Chow (1957)的研究之后,经济学家认识到对诸如汽车、住房等耐用消费品存量的需求可以比照对非耐用消费品与服务性消费的需求的处理。为了解释耐用消费品存量的变化,Chow (1957)引入了局部调整假设并得到实证支持。在该假设下,耐用消费品存量在一年当中的实际变化是其“合意存量”(desired stock)与上一期存量差额的一部分(该部分以 b 表示),其中,“合意存量”决定于对该耐用品存量所产生的服务效用的需求,在这个需求方程中,收入与价格是最重要的解释变量。

本文的第二部分设定研究的理论框架。第三部分描述数据与来源。第四部分估计中国城镇住房面积的需求与供给方程,揭示该理论在多大程度上能解释中国城镇住房价格的迅速上涨。第五部分为结论。

2. 理论框架

我们以住房面积来衡量住房的存量,假设对住房存量的需求的主要决定变量是实际收入和相对价格(房价除以一个常用的价格指数)。收入效应是正的,而价格效应是负的。我们还假设同样的收入和价格变量也影响那些为职工提供补贴性住房的政府部门、事业单位以及企业对商品房的需求。为剔除人口增长的影响,我们使用人均住房面积来衡量住房存量。这里隐含的假设为,人口增加一倍会使对住房的需求加倍。需求理论应用于一个代表性消费者的行为,以平均收入和相对价格解释消费者的平均需求。

住房的供给方程以同样的价格变量和实际建筑成本解释同样的住房存量指标即人均住房面积。这里,价格影响为正,建筑成本影响为负。尽管在中国,土地是公有的,建筑用地由地方政府控制,我们假设在市场经济中影响商品住房供给的因素在中国也适用;住房建设资源的获得方式是市场化的。由于住房存量中既包括新建住房也包括原有住房,在我们的理论框架下所估计的供给的价格弹性会小于新房的供给弹性。

我们将以线性方程或变量对数化后的线性方程来估计住房的需求与供给方程。

如果标准的消费者需求理论适用于解释人们对耐用品存量产生的服务的消费,而该服务与现有耐用消费品存量成比例,那么严格地讲,我们应考虑该存量的两个组成部分,即:为消费者所有的存量部分和被消费者租用的存量部分。在第二种情况下,住房的价格应该由每单位住房的租金来衡量。我们没有引入租金作为一个单独的变量,而是假定租金与本文使用

的房价指数大体成正比。另一方面，就影响需求的价格因素来讲，如果许多消费者通过抵押贷款购房，那么贷款利率将影响住房消费的价格。我们也未引入利率作为价格因素。如果利率的历史变动幅度较小而且与住房价格指数相比其变动频率较小，那么我们的设定就是合理的。根据《中国统计摘要》(2002-2007)，房贷利率只能回溯到1999年6月；截至2006年，个人住房公积金出现过四次调整，其中5年期以上贷款利率的变动区间在4.05%与4.59%之间；5年以上商业银行自营性个人住房贷款出现过三次调整，其变动区间在5.04%到6.12%。如果上述两个涉及到住房服务价格的简单化设定不合理，那么这将在我们的价格变量中引入度量误差，从而使我们估计到的价格弹性产生趋向于零的偏误。

需求与供给方程可以写为下式：

$$\text{Demand: } q_t = b_0 + b_1 y_t + b_2 p_t + u_{1t} \quad (1)$$

$$\text{Supply: } q_t = c_0 + c_1 p_t + c_2 c_t + u_{2t} \quad (2)$$

其中 q_t 表示人均住房面积， y_t 表示实际人均可支配收入， p_t 表示相对的平均住房价格， c_t 为实际建筑成本。这是两个结构性方程。

对该结构性方程的内生变量 q_t 和 p_t 求解可得两个简化方程。它们可以由代数形式表示为：

$$p_t = d_0 + d_1 y_t + d_2 c_t + v_{1t} \quad (3)$$

$$q_t = r_0 + r_1 y_t + r_2 c_t + v_{2t} \quad (4)$$

方程(3)将用于解释中国城镇住房价格在供给与需求作用下的快速增长。以 p_t^* 表示由(3)式所预测的价格 p_t 的值。我们将把 p_t^* 代入(1)式以两阶段最小二乘法来估计 q_t 。这是因为 p_t 和 q_t 可由残差为 v_{1t} 和 v_{2t} 的简化方程(3)、(4)决定；而在结构方程(1)、(2)中的残差 u_{1t} 和 u_{2t} 则与 v_{1t} 和 v_{2t} 密切相关，因而需求方程(1)中的 p_t 和该方程的残差 u_{1t} 相关。所以我们不能直接得到(1)中系数 b_2 的一致估计。另一方面， p_t^* 是外生变量 y_t 和 c_t 的方程，而我们可假设这两个外生变量与结构性或简化方程的残差都不相关。因此我们对(1)式的估计采用两阶段最小二乘法，先如上所述由(3)式估计出 p_t^* ；在第二阶段，以 p_t^* 代替 p_t ，以最小二乘法估计(1)式。

以上需求与供给理论和住房价格的决定理论都假设住房市场总是处于均衡状态。如果我们允许局部调整过程，即：实际价格 p_t 的变化只是由(3)式所决定的均衡价格与上一期实际价格的差值 $p_t^* - p_{t-1}$ 的一部分，该部分比例为 d ，我们就得到如下描述价格变化的方程：

$$p_t - p_{t-1} = d(p_t^* - p_{t-1}) = d(d_0 + d_1 y_t + d_2 c_t) - d p_{t-1} \quad (5)$$

同理，我们可以假设实际住房存量 q_t 的年变化也只是其均衡量与上年存量的一部分，该部分比例为 b ，即，

$$q_t - q_{t-1} = b(q_t^* - q_{t-1}) = b(b_0 + b_1 y_t + b_2 p_t) - b q_{t-1} \quad (6)$$

由此，我们可以通过估计方程式(5)和(6)来推断式(3)与(1)的系数。在第四部分，我们将进行估计。

在本文的研究中，我们将中国的城镇住房市场当作一个整体市场处理，但实际上不同地区的房价差别迥异。例如，根据《中国统计年鉴 2009》表 6-38，在 2006 年，全国不同省市的平均商品房住宅价格在每平方米 1,584 和 7,375 元之间。全国平均水平为每平方米 3,119 元。北京名列前茅，为 7,375 元，而西南省份贵州的房价最低，为 1,584 元。当我们采用房价的时间序列去估计住房的需求与供给时，这里的序列数据是全国不同城市的均值。鉴于我们估计的是一个平均的中国城镇消费者的需求方程，这种对房价的处理以及将住房存量以人均住房面积衡量的做法是有效的。

3. 数据

我们的时间序列分析是基于 1987 年至 2006 年的年度数据。1987 年以前，城镇居民的住房很大程度上是由其工作单位以低于市场价格提供的。我们假设需求与供给的市场力量是在 1987 年之后开始发挥作用的。最近出版的《中国统计年鉴 2008》虽已发布大量 2007 年的数据，但由于本文所使用的关键变量——城镇人均住房面积——2007 年统计仍空缺，我们只能依据《中国统计年鉴 2007》及以前版本，从而采用截至 2006 年的数据。

城镇居民人均住房面积来源于《中国统计年鉴 2007》表 10-35 及其较早版本，见本文表 1 第二列。在统计年鉴的城镇人均住房面积以及下文提到的城镇人均可支配收入的定义中，城镇居民不包括流动性人口和农民工。

商品房住宅的销售价格由商品房住宅的销售总收入除以其销售总面积得到。1991 至 2006 年该销售收入与销售面积的数据来自《中国统计年鉴 2007》表 6-36。由此计算的销售价格列于表 1 第三列。但是在 1987 至 1990 年间，中国统计年鉴中只有商品房总类的数据，商品房的定义中包括了商品房住宅、办公楼、商业营业用房及其他。从 1991 年后的分类数据看，商品房住宅占商品房全部销售收入或面积的 85%-99%，尤以 1991-1993 年二者最为接近，单以商品房住宅或以商品房总类计算的平均售价差别只在 0-6.9% 之间。所以我们推测 1987-1990 年的商品房总类与商品房住宅的平均售价高度近似，因而对于这四个年份，我们采用商品房售价来代替商品房住宅的售价，该近似值也报告于表 1 第三列的相应年份。我们的价格变量 p_t 是由上述价格除以城镇消费者价格指数 CPI（以 1978 年为 1，报告于表 1 第四列），该指数由《中国统计年鉴 2007》表 9-2 及其较早版本获得。

收入数据采用的是城镇居民人均可支配收入，见表 1 第五列，来源于中国国家统计局的网上数据库。我们的收入变量 y_t 是上述收入数据除以前文提到的城镇 CPI 指数得到。

对于建筑成本，我们使用的是建筑材料出厂价格指数，见于《中国统计年鉴 2007》表 9-12 及其较早版本。由于该价格指数是以前一年为基期的环比形式，我们相应计算了一个以 1986 年为基期的价格指数。该指数报告于表 1 的最后一列。我们的成本变量 c_t 是以该指数除以城镇 CPI 指数得到。需要指出的是，这里忽略了住房建筑成本的一些重要组成部分，如：各环节的劳动报酬、城市基础设施配套、经营管理费用、土地购置与开发等。其中，尤以土地成本占总成本的相当大比例。以房地产开发企业本年土地购置费用除以该年土地购置面积（《中国统计年鉴 2007》表 6-30），每平方米土地购置费用从 1997 年的 373 元上升至 2006 年的 1043 元；如果将该费用与商品房总类售价之比粗略地视为土地成本占总建筑成本的比例，则该比例从 1997 年的 19% 上升至 2006 年的 31%。但是由于数据所限（如上述土地购

置及开发统计最早可及至 1997 年)，我们未能将其纳入建筑成本的度量指标。在接下来的第四部分我们将会说明，忽略土地成本并不显著影响我们所估计的住房需求的收入与价格弹性。

为了利用横截面数据计算收入弹性，我们使用了《中国统计年鉴 2007》表 10-6 和表 10-7 中的 2006 年城镇七个收入等级的平均每人消费性支出和住房支出的数据，见本文表 2。

4. 统计结果

使用第三部分描述的 1987-2006 的年度数据，我们首先估计线性简化方程式 (3)，用外生变量来解释住房价格，得到结果如下：

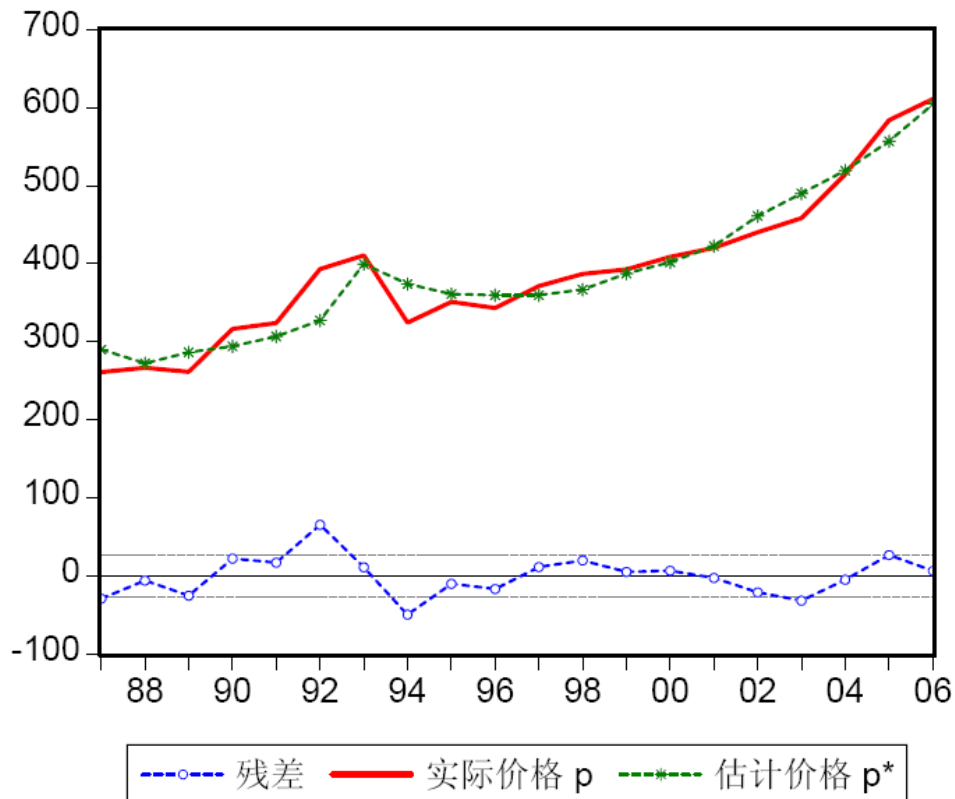
$$p_t = -86.065 (91.562) + 0.215 (0.017) y_t + 352.842 (120.185) c_t$$

$$R^2/s.e = 0.930/26.992 \quad (7)$$

括号中的数字是相对应系数的标准误差。（如果允许回归残差二阶自相关，收入与成本两个系数的 Newey-West 标准误差分别为 0.012 和 70.989，比 (7) 式中报告的普通最小二乘法的标准误差小。在以下的估计中，我们将继续报告普通最小二乘法的标准误差。）这个式子说明城镇居民住房价格可以由需求（人均实际收入 y_t ）和供给（建筑成本 c_t ）的作用很好地解释。这些变量的系数具有正确的正负方向，而且统计量显著。

图 1 比较了实际价格与方程式 (7) 预测的价格 p_t^* 。二者的残差在图的下方绘出。

图 1. 相对住房价格，其预测值及残差



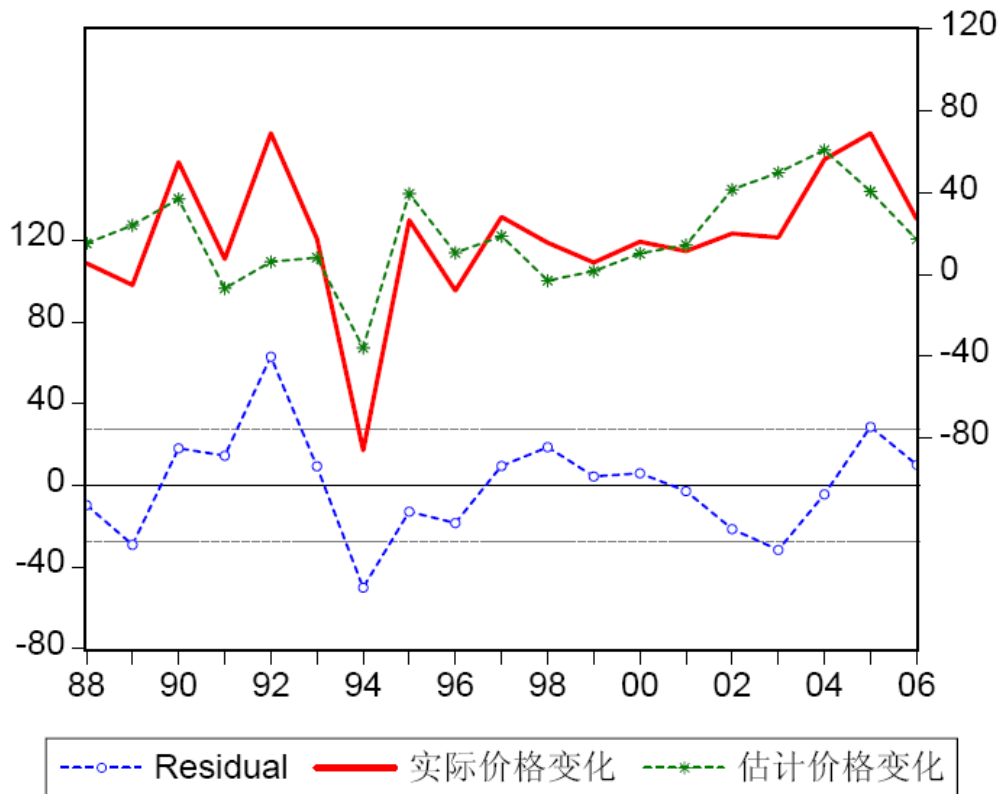
如果允许价格的局部调整，我们可以估计式（5）以解释房价的年度变化：

$$p_t - p_{t-1} = -79.254 (104.440) + 0.216 (0.069) y_t + 359.182(191.015) c_t - 1.030(0.338) p_{t-1}$$

$$R^2/s.e = 0.450/ 27.623 \quad (8)$$

报告的 $R^2 = 0.450$ 说明年度变化 45% 的方差可以由需求与供给解释。 p_{t-1} 的系数非常接近于 1 的事实表明，如果在（7）式的右边增加 p_{t-1} 这一项，所得到的系数会非常接近于零，也就是说给定 y_t 和 c_t ， p_{t-1} 在预测 p_t 时没有额外的作用。所以我们仍旧以（7）式的设定来解释住房价格。图 2 给出了实际观察到的价格变动 $p_t - p_{t-1}$ 与其预测值。由 R^2 和图 2 我们可以看出，即便是住房价格的年度变化也可以在很大程度上由需求和供给的作用予以解释。

图 2. 价格变化，价格变化的估计值及其残差



接下来，我们用两阶段最小二乘法估计住房的需求方程（1），将 q_t 对 y_t 和由（7）式所得的 p_t^* 进行回归。结果如下：

$$q_t = 10.343 (1.126) + 0.01153 (0.00111) y_t - 0.01450 (0.00610) p_t^*$$

$$R^2/s.e = 0.990/0.483 \quad (9)$$

在均值附近估计收入弹性，我们可以用 y_t 的系数 0.01153 乘以 y_t 的均值 1191.539 再除以因变量 q_t 的均值 18.39，得到 0.747。同样地，估计均值附近的价格弹性可用 p_t^* 的系数 -0.01450 乘以其均值 392.085 再除以因变量 q_t 的均值 18.39，得到 -0.309。

对（6）式两边同时加上 q_{t-1} ，我们得到允许局部调整效应的下式以解释 q_t ：

$$q_t = 2.299 (2.076) + 0.00286 (0.00215) y_t - 0.00536(0.00425) p_t^* + 0.838(0.196) q_{t-1}$$

$$R^2/s.e = 0.996/0.310 \quad (10)$$

比较（6）和（10）两个方程式，二者是等价的。从（10）中我们可以求得局部调整系数为 $b = (1 - 0.838) = 0.162$ 。我们可以将（10）式的收入与价格系数除以 b 得到住房需求方程（1）中的系数，即：0.01765 和-0.03309。如同前面的做法，我们可以将这些系数转换成均值附近的弹性。这样计算得到的收入和价格弹性分别为 1.144 和-0.705。这些弹性幅度大于（9）式估计的结果，因为这里允许收入与价格通过时间发挥作用，衡量的是长期弹性，而（9）式所得的 0.747 和-0.309 是短期弹性。同样的现象还会发生于下文中对数线性形式的需求方程。

为了检验方程形式的选取对统计结果的影响，我们将变量取自然对数，并以其线性形式来拟和需求与供给方程。解释 $\log p_t$ 的方程为：

$$\log p_t = 1.629 (0.379) + 0.657 (0.065) \log y_t + 0.602 (0.422) \log c_t$$

$$R^2/s.e = 0.903/0.079 \quad (11)$$

为了比较该式与线性式（7）对房价的解释力，我们看到（11）式中的回归标准差是被解释价格的 7.9%，而（8）式的标准差为 26.992。如果我们将后者除以价格均值 392.085 后转换为百分比，得到 6.9%。和线性方程中出现的情况一样，如果我们在（11）右边增加 $\log p_{t-1}$ ，得到的该项系数不会显著区别于零。

记上式的估计值为 $(\log p_t)^*$ ，我们用两阶段最小二乘法估计住房存量的需求方程：

$$\log q_t = -0.489 (0.224) + 0.764 (0.053) \log y_t - 0.333 (0.097) (\log p_t)^*$$

$$R^2/s.e = 0.995/0.019 \quad (12)$$

得到的收入弹性为 0.764，标准误差为 0.053。价格弹性为 0.333，标准误差为 0.097。这些估计值和不含局部调整的线性方程（9）所得的弹性估计值 0.747 和-0.309 相近。

比较线性和对数线性方程的拟合度，（12）式的回归标准差为住房存量 q_t 标准方差的 1.9%。线性式（9）的标准差为 0.483，转换成平均住房面积 q_t 的百分比为 $0.483/18.39=0.026$ ，即 2.6%。结果表明无论是线性或对数线性的需求方程都能很好地解释需求的变动。

如果我们假设 $\log q_t$ 的变化为需求理论决定的合意的 $\log q_t$ 与其前一期 $\log q_{t-1}$ 的差额的一部分，可得如下的局部调整模型：

$$\log q_t = -0.147(0.176) + 0.333(0.133) \log y_t - 0.170(0.087)(\log p_t)^* + 0.600(0.176) \log q_{t-1}$$

$$R^2/s.e = 0.997/0.013 \quad (13)$$

给定局部调整系数 b 为 $1 - 0.600 = 0.400$ ，我们对上式中 $\log y_t$ 和 $(\log p_t)^*$ 的系数除以 0.400 得到需求的收入与价格弹性分别为 0.833 和 -0.425。与线性方程的情况相似，这些弹性（绝对）值比直接估计需求方程得到的 0.764 和 -0.333 稍大。总结起来，考虑估计误差后，用局部调整模型估计的城镇住房需求的收入弹性约为 1（在线性方程中为 1.144，在对数线性方程中为 0.833），价格弹性约为 -0.57（在线性方程中为 -0.705，在对数线性方程中为 -0.425）。

为了进一步论证收入弹性，我们还考察了横截面数据。《中国统计年鉴 2007》表 10-7 提供了 2006 年中国城镇 7 个收入等级的平均每人消费性支出 (y_t) 和住房支出 ($p_t q_t$) 的数据，见本文表 2。对这两个变量取对数，我们发现在散点图上，这 7 个点几乎落在一条支线上。回归结果如下：

$$\log(p_t q_t) = -1.382 (0.345) + 0.904 (0.038) \log y_t$$

$$R^2/s.e = 0.991/0.058 \tag{14}$$

系数 0.904 可以看作是总支出的弹性，接近于收入弹性。严格地讲，要获得对总支出的弹性，我们应该将 $\log q_t$ 对 $\log y_t$ 和 $\log p_t$ 作回归，也就是等同于将 $\log(p_t q_t) = \log p_t + \log q_t$ 对 $\log y_t$ 和 $\log p_t$ 作回归。如果我们假设 $\log p_t$ 和 $\log y_t$ 不相关，那么由后一个回归得到的 $\log y_t$ 的系数将和 (14) 式的结果相同。如果不同收入水平的消费者对给定质量的住房所付价格相同，那么这个假设便可成立。

有意思的是，我们对住房需求弹性的估计结果与 Houthakker (1957, 表 3) 中的估计接近，该文中，北京 (1927 年) 的住房需求弹性为 0.940 (0.032)，上海 (1929-1930 年) 为 0.714 (0.046)。该文对食品、衣着、住房和燃料及其它这四类消费品需求在 35 个国家/城市的收入弹性进行了对比。在文章末尾，Houthakker (1957, p. 551) 写道：“如果根本无法找到一个国家的支出数据，我们可以大体有把握地推断各类商品对总支出的弹性：食品为 0.6，衣着为 1.2，住房为 0.8，其他所有商品为 1.6...” 这样看来，我们用时间序列数据得到的估计 0.747、0.764（不含局部调整）和由横截面数据的估计 0.904 是合理的。

现在，让我们以下表来总结回顾一下由不同方程设定估计所得的住房需求的收入与价格弹性。

方程式\弹性	收入弹性	价格弹性
(9) 线性	0.747	-0.309
(10) 线性局部调整	1.144	-0.705
(12) 对数	0.764	-0.333
(13) 对数局部调整	0.833	-0.425
(14) 横截面	0.904	

为完善需求与供给的研究，我们在对数线性形式下估计了住房的供给方程：

$$\log q_t = -2.385 (0.128) - 0.700 (0.049) \log c_t + 0.831 (0.024) (\log p_t)^*$$

$$R^2/s.e = 0.995/0.019 \tag{15}$$

两个系数均符号正确且高度显著。供给的价格弹性为 0.831。我们在第二部分曾指出，由于住房存量既包括新建住宅，也包括现存于市场上的住房，在我们的理论框架下得到的供给的价格弹性会小于新房供给的价格弹性。

在结束本章前我们还需指出，我们估计的价格弹性可能有向下的偏误。正如在第二部分谈到的，住房包括两部分：1) 房主自住房和 2) 出租的住房。对于 1)，正确的价格变量应该是我们使用的房价 p_t 和住房贷款利率的方程。对于 2)，住房服务消费的价格是租金。在我们的统计分析中，我们只采用了房价 p_t 作为价格变量。如果房贷利率变化远比房价变化慢（我们已就这一点在第二部分提供了事实支持），而且如果租金与房价大体成正比，则我们的价格变量可以很好地反映真实价格。如果以上两种假设不成立，那么我们的价格变量 p_t 等于真实价格变量加上一个度量误差。对自变量含度量误差的回归方程进行估计会导致其系数的向下偏误。因此，除非以上两点假设成立，我们估计的价格弹性可能具有向下的偏误。

5. 结论

我们在本文中应用消费者需求的标准理论并结合局部调整机制解释了中国城镇居民住房的需求与供给。住房的需求决定于实际收入和相对价格。住房的供给取决于相对价格和建筑成本。需求与供给的相互作用可以很好地解释中国整体城镇住房的年度价格。这一结果有助于我们驱散中国城镇住房价格主要由投机因素决定的想法。我们发现城镇住房需求的（长期）收入弹性约为 1，需求的价格弹性在 0.5 到 0.6 之间。住房存量总供给的价格弹性约为 0.83。

在介绍部分我们指出，为了使用标准的消费者需求理论来研究耐用品需求，我们采用了两点简化的假设。首先，房租与房价大体成正比。第二，相对于价格变动，影响房贷月度还款量的利率变动相对较缓。尽管这两个假设可能会在我们的模型中引入误差，本文所使用的简单的需求与供给模型还是得出了方向正确、大小合理的弹性估计值，这一事实令人放心。我们估计的收入弹性接近于文献中得出的中国及其它国家早在 1930 年代的收入弹性。本研究再次说明标准的经济学分析可以适用于中国经济。Chow (2007) 还提供了很多其它的例证。

如果过去中国城镇房价的上涨主要是收入提高的结果而不是投机所致，我们有理由认为在我们截至 2006 年的样本区间中国没有发生全国性的房价泡沫。2006 年之后中国的房价是否有泡沫要看之后的房价上涨是否在方程 (7)、(8) 预测的房价置信区间之外。这个结论是针对中国城镇整体而言，不排除房价泡沫在个别城市、地区的出现。

致谢:

我们感谢布朗大学 Vernon Henderson 教授提出的意见, 香港城市大学的 Lai Chu Lau 女士在数据收集中提供的专业帮助, 和厦门大学王亚南经济研究院学生杨伟的出色助研工作。第一作者感谢普林斯顿大学邹至庄计量经济学研究项目的研究支持。

参考文献:

Chow, Gregory C. 1957 *Demand for Automobiles in the United States: A Study in Consumer Durables*. North-Holland Publishing Co.

Chow, Gregory C. 1960, "Statistical Demand Functions for Automobiles and their Use for Forecasting," in Harberger, ed. (1960), pp. 149-178.

Chow, Gregory C. 2007 *China's Economic Transformation*, second edition. Wiley, 2007.

Harberger, Arnold C., ed. *Demand for Durable Goods*. Chicago: University of Chicago Press, 1960.

Houthakker, H.S. "An International Comparison of Household Expenditure Patterns, Commemorating the Centenary of Engel's Law." *Econometrica*, 1957, 25, pp. 532-551.

Hu, Jianying, Liangjun Su, Sainan Jin and Wanjun Jiang, 2006 "The Rise in House Prices in China: Bubbles or Fundamentals?" *Economics Bulletin*, Vol. 3, No. 7 pp. 1-8.

Muth, Richard, 1960 "The Demand for Non-farm Housing," in Harberger, ed. (1960), pp. 29-96.

Zhang, Hong, Shaoqun Weng and Xuan Zhou, 2007 "Housing Price Fluctuations Across China: An Equilibrium Mechanism Perspective" *Tsinghua Science and Technology*, Vol. 12, No. 3. pp. 302-308.

表 1. 时间序列数据

时间 (年份)	城镇居民人 均住房面积 (m ²)	商品房住宅平 均销售价格	城镇 CPI 指数 1978=1	城镇居民 人均可支 配收入	建筑材料出 厂价格指数 (1986=1)
1987	12.7	408.18	1.562	1002.1	1.056
1988	13.0	502.90	1.885	1180.2	1.198
1989	13.5	573.50	2.192	1373.9	1.480
1990	13.7	702.85	2.220	1510.2	1.474
1991	14.2	756.23	2.333	1700.6	1.564
1992	14.8	996.40	2.534	2026.6	1.738
1993	15.2	1208.23	2.942	2577.4	2.481
1994	15.7	1194.05	3.678	3496.2	2.670
1995	16.3	1508.86	4.296	4283.0	2.841
1996	17.0	1604.56	4.674	4838.9	2.963
1997	17.8	1789.80	4.819	5160.3	2.951
1998	18.7	1853.56	4.790	5425.1	2.851
1999	19.4	1857.02	4.728	5854.0	2.785
2000	20.3	1948.43	4.766	6280.0	2.774
2001	20.8	2016.75	4.799	6859.6	2.746
2002	22.8	2091.72	4.751	7702.8	2.685
2003	23.7	2197.35	4.794	8472.2	2.674
2004	25.0	2548.61	4.952	9421.6	2.768
2005	26.1	2936.96	5.031	10493.0	2.786
2006	27.1	3119.25	5.106	11759.5	2.838

表 2. 2006 年横截面数据

收入等级	住房支出	消费性总支出
1	427.16	3422.98
2	530.06	4765.55
3	655.61	6108.33
4	799.32	7905.41
5	1009.55	10218.25
6	1341.89	13169.82
7	2196.59	21061.68