
上海居民住房需求的收入弹性分析^{*1}

——基于家庭层面的微观分析

陈杰 金珉州

(复旦大学200433)

【内容摘要】：对居民住房需求行为的分析，尤其对住房需求收入弹性的估计，是我们分析住房市场现状及判断发展趋势的重要依据，也是住房政策制定的基础前提。但目前国内相关文献有限，以微观数据为基础的研究更少。本文以国家统计局统计调查队2007年对上海居民家庭的大样本抽样调查问卷为数据基础，运用两阶段模型来估计上海居民住房需求的收入弹性。两阶段模型，即指先通过对租买选择、住户持久收入的分析，再将由此得出的IMR比率（由住户的租买概率计算而得）引入住房需求模型，从而得出参数的估计值。我们发现，在住房市场中，对住房消费的主力人群——30 — 59 岁的各个年龄组中，IMR 均显著，说明上海居民租买选择与住房需求量是联合决策。在市场化住房市场中，我们估计的住房需求收入弹性，30 — 44 岁年龄组为0.419，45 — 59 岁年龄组为0.559，收入弹性随年龄上升而增大。同时本文也分析了市场化与非市场化住房市场需求弹性的差异，及租买选择如何随年龄而变化。

【关键词】：收入弹性 住房需求 租买选择 持久收入 两阶段模型

【中图分类号】：F127 **【文献标识码】**：A **【文章编号】**：1005 — 1309(2012) 03 — 0003 — 012

一、引言

自2000 年以来，中国城市住房市场的繁荣日益引起整个社会的广泛关注，而对中国城市居民住房需求行为的研究却仍然有限。对中国居民住房需求行为的研究，对于深化理解中国城市住房市场的阶段性特征具有重要意义，也是对未来市场发展趋势进行预测（如对未来住房需求增长的预测、需求对价格等因素如何反应的预测等）的依据基础，同时也将为相关政策制定提供科学的实证支持。

对于居民住房需求行为的研究，国内运用宏观数据的为多，如邹至庄、牛霖琳（2010）^[12]运用从《中国统计年鉴2007》及以前版本中得到的年度数据，收入采用是城镇居民人均可支配收入，计算得城镇住房需求的收入弹性约为1。而相关文献以微观数据为基础的研究极少。本文以国家统计局统计调查队2007 年对上海居民家庭的大样本抽样调查问卷为数据基础，以实证计量方法来估计上海居民住房需求的收入弹性。

¹收稿日期：2012 — 01 — 09

* 基金项目：本文由国家自然科学基金“快速城市化进程与住房公共政策”（NSF71173045）和薏政基金（编号11008）资助。

本文运用两阶段模型估计上海住户住房需求的收入弹性。两阶段模型，即指先通过对租买选择、住户持久收入的分析，再将由此得出的 IMR 比率（由住户的租买概率计算而得）引入住房需求模型，从而得出参数的估计值。两阶段模型能消除选择性偏误，保证参数估计值是一致性估计。该计量方法最早由 Heckman (1976) 提出，并由 Lee 和 Trost (1978)^[4] 首先运用于住房市场的模型中，推广了该模型的运用。与之前的文献相比，考虑中国住房市场及数据的特殊性，本文引入了住户来自的不同地区。由于地区发展程度的差异，虽然本文运用的是单一城市的数据，但住户迁自的地区不同可能对其持久收入与住房需求产生影响。再者，考虑可能存在城乡差异（在社会保障方面的差异或者可能存在的歧视等因素），本文亦引入了是否来自城镇这一变量。同时，我们也分析了市场化与非市场化住房市场需求弹性的差异，并将样本按照年龄分组，探讨了在市场化住房市场中，租买选择与住房需求如何随年龄而变化。研究显示逆 IMR 比率在总体样本中并不显著，这与郑思奇 (2007) 的结论相似，但按年龄分组的数据显示，IMR 比率在 30—44 岁及 45—59 岁年龄组中均显著，说明对于住房消费市场的主力人群，租买选择与住房需求是联合决策。

以下各部分的内容有：第二部分简要回顾了国内外相关文献，第三部分提供了所用数据的详细说明与一些描述性分析，第四部分对所用的计量模型进行解释，第五部分则为统计结果与相关的经济分析。

二、文献回顾

关于住房需求的研究从上世纪六十年代起步。为了回避住房服务的异质性、空间固定性等问题，Muth (1960)^[14] 最初把住房抽象成一种同质的、可随意分割的住房服务，将其定义为“单位时间内单位住房存量提供的服务数量”。在住房需求研究的起步阶段，这种分析上的简化催生了最初的一批对住房需求弹性及收入弹性的实证研究。

实证研究的结果存在较大差异，因此出现了相关的总结，对偏误进行的修正，并且学者们对一些变量的选取达成了部分共识。这些共识包括：1) 住房需求的持久收入 (permanent income) 弹性一般明显大于住房需求的暂时收入 (current income) 弹性，换言之，住房需求主要受持久收入影响。2) 对于住房需求的研究用微观数据为佳。宏观的分组数据可能使结果产生加总性偏误，高估所得弹性 (Mayo, 1981^[9])。在我国，宏观数据存在相当多的缺陷，比如住房消费支出不包括自有住房家庭的应计房租，导致数据严重被低估；未考虑住房服务价格和其他商品价格；未将住房按照类型和租买形式进行划分等 (郑思奇, 2007^[3])。因此微观数据是更好的选择。3) 将使用模式选择 (租还是买) 与住房消费量决策在大多数情况下看作是一个联合决策。

之后出现了 Hedonic 模型，即假定住房不同的特征有其各自隐含的价格，在研究住房需求弹性时，常用 Hedonic 模型来计算各个不同地区的住房价格指数。另一方面，关注的焦点集中到了“租买选择”上，即研究人们如何选择租赁或是购买住房。Lee 和 Trost (1978)^[4] 运用 Heckman 提出的对选择性偏误的修正方法，正式建立了引入租买选择的两阶段模型，即先用 logit 模型算出住户自有住宅的概率，并将其换算成 (逆) Mill's 比率^② (在很多文献中用 LAMBDA 表示)，再将 IMR 作为自变量引入住房需求方程。由于在估计自有住宅住户的住房需求弹性时，选择租赁的住户不会出现在这部分样本中，因此由自有住宅住户的样本得出的回归系数可能会出现自选择性偏误。这种两阶段模型能够修正这一自选择性偏误。这一框架得到学者的基本认可。住房研究领域的后续发展包括引入区位选择、自有住宅成本 (包括税率、贷款利率、折旧率、通货膨胀率、房屋预期升值率等因素)，以力图完善住房需求的选择模型。例如，Ermisch, Findlay 和 Gibb (1996)^[5] 用理论和实证说明可以认为自有住宅成本是常数。Elder 和 Zumpano (1991)^[2] 认为，对于自有住房家庭，住房需求与区位选择可能是联合决策。

相关动态模型；关于交易成本、住房搜寻模型的探讨等。其中 Chinloy (1980)^[16] 将信息经济学中的序列搜寻理论引入到住房市场，使住房搜寻模型的发展进入到一个新的阶段。

² ① 逆 Mill's 比率即 Inverse Mill's Ratio (IMR)，逆 Mill's 比率与 Mill's 比率仅相差一个符号，因此也有文献直接引入 Mill's 比率。这会影响 (逆) Mill's 比率系数的正负，对住房需求的其他系数不造成影响。

国内对于住房需求弹性的研究相对国外而言起步较晚。而且由于微观数据的不完善，不少研究运用宏观数据（上文已提及宏观数据的缺陷），或者使用当前收入，使得结果存在偏误。国内的研究也较少把租赁和自有住房分开考虑，因此也较少采用两阶段模型。

就住房收入弹性的研究结果而言，对于美国住房市场，Mayo（1981）^[9]在其文献综述中认为运用微观数据所得的自有住房住户的持久收入弹性在0.36—0.87。Goodman（1988）^[1]运用两阶段方法，并加入了住房价值与房租之比这一变量，得出自有住房住户的持久收入弹性为0.206，自有住房住户的当前收入弹性为0.286。Ermisch, Findlay 和Gibb（1996）^[8]亦英国的微观数据为基础，考虑了租买选择、住房成本等因素，得到总体样本的持久收入弹性约在0.242—0.451。Zabel（2004）在文献中也通过常用的两阶段方法计算得总体样本的持久收入弹性在0.35—0.4。

对于中国的住房市场，郑思齐（2007）^[3]运用两阶段方法，以辽宁省、广东省、四川省的相关微观数据做实证分析得到三省的自有住房住户的收入弹性为0.655。中国大陆由于微观数据的可得性低，因此其他以微观数据为基础，且引入两阶段或其他能消除偏误的方法来计算收入弹性的文献几乎没有。对中国台湾，张雅慧（2002）整理了1985—2002年以台北市或者台湾地区的微观数据为基础的住房需求研究文献，这些文献采用了不同的估计方法，估计所得的自有住宅收入弹性在0.58—1.3。

三、数据Data Description

本论文采用的数据来自于国家统计局在2007年对上海住户的一份抽样调查问卷。该问卷的填制时间为2007年下半年。被访住户户主的年龄范围为16—65岁。表1列示了一些变量的分布情况。这里Orig_Prov为“迁来上海前，最后一个常住地（省份）”（若户主自出生一直在上海居住，则Orig_Prov为上海市），中国大陆地区在此划分为上海、江浙、东部（非江浙、上海）、西部、中部。若该常住地为非中国大陆则属于Special。根据国家发改委的解释，我国东\中\西部的划分，是政策上的划分，东部是指最早实行沿海开放政策并且经济发展水平较高的省市；中部是指经济次发达地区，而西部则是指经济欠发达的西部地区。总样本数为1072，其中有10个样本的Orig_Prov与Orig_Urban数据缺失。对于变量的详细解释请见附录1。

表 1		户主基本信息分布					
Age	16 – 29	30 – 44	45 – 59	60 – 65			
	43. 84%	38. 90%	16. 88%	0. 37%			
EDU	EDU0	EDU6	EDU9	EDU12	EDU15	EDU16	EDU19
	0. 37%	3. 82%	24. 16%	25. 19%	14. 55%	25. 56%	6. 34%
Orig_Prov	SH	JZ	East_notSHJZ	Central	West	Special	
	12. 52%	26. 27%	17. 89%	31. 07%	10. 36%	1. 88%	
Orig_Urban	Urban	Rural					
	68. 74%	31. 26%					

此外，根据数据可得到以下一些初步结论：1）在各个地区组中，受教育程度最高的户主的最后一个常住地在香港、澳门、台湾或海外，这一组的平均受教育年数为16.5年，而全体样本的平均受教育年数为12.9年。2）上海住户的平均人口（2.95人）大于来自其他地区住户的平均人口（2.04人）；相应的，上海住户的平均住房建筑面积（78.83平方米）大于来自其他地区住户的平均住房建筑面积（63.60平方米）；然而，上海住户的平均住房总价（50.82万人民币（按2007年价格估计的2007年住房的市场价格））却低于来自其他地区住户的平均住房总价（60.16万）。3）本地与非本地住户的住房建筑类型比例分布有明显不同。（建筑类型包括独栋住宅、普通楼房、单元房、平方及其他。）非本地住户的住房建筑类型比例分

布大体相同。

表2 是按自有住宅住户与租赁住宅住户划分的一些变量的平均值。可见总体来看，自有住宅住户的户主年龄、住户人口、在上海的定居时间、收入、住房价值、受教育年数均高于租赁住宅住户。

表 2 自有住宅住户与租赁住宅住户比较						
	Age	Hhsize	Lyear	Hinc	Hvalue	Eduyear
Owner	38.42	2.8	13.43	54880.07	78.79	13.16
	(9.19)	(0.98)	(12.22)	(30995.56)	(34.56)	(3.41)
Renter	31.45	1.84	5.66	30149.68	49.64	12.82
	(9.95)	(1.12)	(18.46)	(95566.71)	(58.31)	(3.44)

注：Eduyear 为平均受教育年数，对其他变量的说明请见附录 1，表 2 数据均为平均值。括号中为标准差。

四、理论与实证模型

（一）理论模型

参考Zabel（2004）[6] 对此的总结，通常住房需求的理论如下。由于住户的效用由所消费住房服务Hi，所消费其他服务Gi，及偏好（用家庭特征Zi表示）决定，因此

$$U_i = U(C_i, H_i, Z_i)$$

(1)

又因为预算受到住户收入的限制，因此：

$$C_i \cdot P_x + H_i \cdot P_h = y_i$$

(2)

其中，Ph：一单位住房服务的价格，Px：其他商品价格

住户在预算约束下将其效用最大化，由（2）解出Ci的表达式并将其带入（1），得

$$\max_{H_i} U\left(\frac{y_i - H_i \cdot P_h}{P_x}, H_i, Z_i\right)$$

(3)

住户通过决定Hi来达到自身效用的最大化，由（3）可以得到yi，Hi，Ph，Px，Zi之间的关系式。

（二）需求方程的实证估计

由于住房需求的方程是非线性的，因此联系 y_i ， H_i ， P_h ， P_x ， Z_i 这些变量的方程通常表示为双对数线性模型（Zabel（2004）^[6]）：

$$\ln(H) = \beta_0 + \beta_1 \ln(PI) + \beta_2 \ln(P_h) + \beta_3 \ln(P_x) + \beta_4 \ln(Z) + \mu_1 \quad (4)$$

其中 H ：住房服务量（住房需求）； PI ：家庭收入（采用持久收入）， P_h ：一单位住房服务的价格， P_x ：其他商品价格； Z ：家庭特征（反应家庭的偏好，如户主年龄、家庭人口等）， $\beta_0 \sim \beta_5$ ：待估参数， μ_1 为误差修正项。其中 β_1 为在其他条件不变的情况下，收入的百分比变化所引起的住房需求的百分比变化，即 β_1 为住房需求的收入弹性。

若 E_h 为取得特定住房服务所需的最小支出，且住房需求（ H ）对住房特征和邻里特征满足一阶齐次条件时，有下列等式成立（见Sieg et al.（2002）^[8]）：

$$E_h = P_h * H \quad (5)$$

对自有住宅住户，在实证中设 E_h 为住房市场价的一个固定比例（郑思奇，2007 [3]），即

$$E_h = Hvalue * c \quad (6)$$

其中 $Hvalue$ ：住房市场价， c ：常数。

同时，为了避免在计算自有住宅住户需求弹性时可能存在的自选性偏误，本文采用两阶段的方法，把租买选择和住房需求看成一个联合决策。两阶段方法要求在需求方程中加入一项逆Mill's比率（IMR），（IMR比率通过租买选择方程得到），因此将（2），（3）代入（1）式后，再在（1）式中加入IMR比率，得到下式：

$$\ln(Hvalue) = \beta'_0 + \beta_1 \ln(PI) + \beta_2 \ln(P_h) + \beta_3 \ln(P_x) + \beta_4 \ln(Z) + \beta_5 IMR + \mu_1 \quad (7)$$

本文研究的是上海市自有住宅居民的住房需求，因此假设 P_x 、 P_h 为常数^③。则有：

³ ① 在同一个城市通常采用同一个住房服务价格。Zabel（2004）^[9]归纳了先前的一些相关文献，提出在同一城市的不同地区也可采用不同的住房服务价格，并给出了理论解释。但相应的住房需求的概念要有所调整，算出的收入弹性的概念也有所不同，且一般高于在同一个城市采用单一住房服务价格算出的收入弹性。这一实证方法需要所属地区的数据，但我们现有的数据中没有这类数据，本文依然采用同一城市单一住房服务价格的方法。

$$\ln(Hvalue) = \beta_0 + \beta_1 \ln(PI) + \beta_4 \ln(Z) + \beta_5 IMR + \mu_1 \quad (8)$$

显然，估计需求方程需要对持久收入（PI）及租买选择（计算IMR）进行分析。

（三）持久收入（PI）的估计

收入被分为持久收入和暂时收入两部分。一般认为，持久收入受到所投入的人力资本（教育、年龄等）与非人力资本的影响。本文会考虑中国特有的一些因素，如地区发展程度不同（引入Orig_Prov），城乡差异（引入Orig_Urban）等。本文采用加权最小二乘法，并将其与最小二乘法进行了比较。

（四）租买选择

租买选择方程采用 Logit 模型，形式如下

$$T^* = \alpha_0 + \alpha_1 * I + \alpha_2 * Z + \alpha_3 * Stable + \alpha_6 * \frac{P_0}{P_r} + \mu_2 \quad (9)$$

其中 T^* ：如果 $T^* > 0$ ，则选择自有住房，否则选择租赁住房；I：户主收入，一般用持久收入，且 Goodman（1985）持久收入主要通过影响租买选择来影响住房需求。但由于中国信贷市场的不完善，户主可能无法获得信贷，因此当前收入仍可能对租买选择产生影响，在后文可以看到，这一影响在 95% 的置信区间下是显著的，因此在此 I 包括持久收入与当前收入。Z：家庭特征；Stable：表示住户居住稳定程度的变量；P0：自有住宅一单位住房存量价格；Pr：租赁住宅一单位住房服务价格。由于本文研究单个城市（上海）住户的情况，假设 P0、Pr 为常数。则有：

$$T^* = \alpha_0 + \alpha_1 * I + \alpha_2 * Z + \alpha_3 * Stable + \mu_2 \quad (10)$$

根据二元 Logit 模型，设家庭自有住房的概率为 P，则

$$\ln\left(\frac{P}{1-P}\right) = T^* \quad (11)$$

由此可求得自有住房市场的 IMR，该公式由 Lee 和 Trost 提出。

$$IMR_{ij} = -\frac{f[F^{-1}(P_{ij})]}{P_{ij}} \quad (12)$$

其中 F^{-1} ：标准正态分布的概率累积函数的逆函数；f 为标准正态分布的概率密度函数； P_{ij} 是第 i 个家庭选择自有或

租赁的概率($j = 1$ 为自有, $j = 0$ 为租赁)

五、统计结果及经济分析

(一) 持久收入

表 3 估计持久收入(因变量: $\log(\text{Hinc})$, 样本数: 1050)

变量名	年龄为离散(OLS)		年龄为连续(OLS)		年龄为连续(WLS)	
	系数	(t 统计量)	系数	(t 统计量)	系数	(t 统计量)
LOG(AGE)	—	—	68.374***	(3.10)	67.089***	(20.69)
(LOG(AGE)) ²	—	—	-19.148***	(-3.03)	-18.768***	(-20.28)
(LOG(AGE)) ³	—	—	1.781***	(2.95)	1.743***	(19.86)
AGE2	0.363***	(3.29)	—	—	—	—
AGE3	0.426***	(3.87)	—	—	—	—
AGE4	0.418***	(3.65)	—	—	—	—
AGE5	0.377***	(3.21)	—	—	—	—
AGE6	0.289**	(2.33)	—	—	—	—
AGE7	0.465***	(3.53)	—	—	—	—
AGE8	0.432***	(3.03)	—	—	—	—
AGE9	0.404***	(2.64)	—	—	—	—
AGE10	0.188	(0.52)	—	—	—	—
ORIG_URBAN	0.145***	(3.08)	0.142***	(3.01)	0.144***	(31.15)
LOG(HHSIZE)	0.615***	(15.24)	0.615***	(15.21)	0.621***	(134.31)
JZ	0.397***	(5.22)	0.391***	(5.20)	0.403***	(52.84)
EAST_NOTSHJZ	0.441***	(5.38)	0.433***	(5.34)	0.432***	(55.11)
CENTRAL	0.294***	(3.88)	0.280***	(3.76)	0.296***	(39.20)
WEST	0.196**	(2.20)	0.177**	(2.02)	0.176***	(20.11)
SPECIAL	1.019***	(6.42)	1.023***	(6.49)	1.106***	(20.72)
EDU6	0.341	(1.09)	0.250	(0.81)	0.471***	(3.31)
EDU9	0.347	(1.16)	0.276	(0.92)	0.492***	(3.46)
EDU12	0.568*	(1.89)	0.498*	(1.66)	0.712***	(5.01)
EDU15	0.956***	(3.14)	0.882***	(2.91)	1.098***	(7.72)
EDU16	1.123***	(3.69)	1.047***	(3.46)	1.261***	(8.87)
EDU19	1.287***	(4.11)	1.199***	(3.85)	1.447***	(10.13)
CAR1	0.353***	(4.82)	0.353***	(4.85)	0.350***	(44.56)
CAR2	1.058***	(4.33)	1.067***	(4.38)	1.080***	(15.09)
SECTOR1	-0.096*	(-1.68)	-0.087	(-1.53)	-0.095***	(-14.66)
SECTOR2	-0.067	(-1.39)	-0.072	(-1.50)	-0.066***	(-16.85)
Adjusted R ²	0.4649		0.4654		—	

注: *** :p 值小于 0.01, ** :p 值小于 0.05, * :p 值小于 0.10。

表3 中以家庭拥有的汽车数量作为住户非人力资本及财富的代理变量。回归中有常数项,但在表格中省略了此项。表3 的

第一列采用最小二乘法，把户主年龄作为离散变量；第二列同样采用最小二乘法，但把户主年龄作为连续变量；由于White 检验存在异方差，所以第三列在第二列的基础上采用了加权最小二乘法。对各变量的详细解释请见附录1。持久收入所用的数据样本去除了“收入超过平均值加减三倍标准差”范围外的住户，样本数1050。在附录2 中列示了各变量间的相关系数，可见各变量间的相关性不大，不存在共线性的情况。

表3 中显示各变量对持久收入的影响基本均显著。持久收入并非简单地随着年龄的增长单调递增（从第一列中各年龄虚拟变量前的系数容易看出持久收入随年龄变化的趋势），这点与Goodman（1988）[1] 的结果类似。而教育对持久收入的影响基本是单调递增的，获得大专学位、本科学位、硕士以上学位的户主的持久收入平均分别是获得高中文凭户主的1.47（e0.386，后文的相关数据以类似方法计算）、1.73、2.09 倍。城乡居民的持久收入存在一定差别，在其他条件相同的情况下（教育、年龄等），迁自城镇的户主的持久收入仍高于迁自农村的户主，前者持久收入平均是后者的1.15 倍。这可能源自于社保等社会制度、歧视或者某个其他被忽略的变量。曾经的常住地也会对持久收入造成很大的影响，其中曾在非中国大陆居住的户主的持久收入显著高于曾居住于其他地区的户主（在其他变量相同的情况下）。总体上看，居住于东部地区比居住于中部或西部地区对持久收入有更大的正面影响。代表非人力资本的汽车数量对持久收入的影响很大，拥有汽车的住户的持久收入平均是没有汽车住户收入的1.42 — 2.94 倍。另外，工作于其他经济类型单位平均比工作于国有经济单位、城镇集体经济单位能获取更高的持久收入。持久收入即是根据该回归方程所得的预测值。

（二）租买选择

1. 全部样本及市场化住房市场样本

租买选择的回归结果如表4，表中省略了常数项。表4 中第一列采用以最小二乘法估计的持久收入，第二、三列采用以加权的最小二乘法估计得持久收入。第一列与第二列比较，系数和z 统计量均相差不大。表4 中的第一、二列采用全部样本，由于部分数据缺失，样本数为1048。第二列仅采用市场化住房市场^④的中的样本进行分析，样本数为786。在市场化住房市场中，住房与家庭的匹配关系主要与偏好与支付能力有关。在非市场住房市场中，家庭与住房的匹配主要受住房政策的影响。由于非市场化住房逐渐萎缩，因此对市场化住房的研究更有意义（郑思奇，2007^[3]）。

租买选择方程显然应包括收入、家庭人口。（加入当前收入是由于信贷市场的不完善，户主可能无法获得信贷。）在方程中加入了“迁来本市前的常住地”的变量，因为这些变量用来反应可能存在的对于某些非市场化住房可得性的差异或者观念文化差异。Car 为虚拟变量，其等于1，则住户有车，这一变量可代表财富；同时，若没有车则住户出行必须乘坐交通工具，而交通便利程度不同的地区租赁住房的供给可能不同（Elder, Zupan（1991）^[2]）。方程中户主最近一次迁来本市居住的年数（lyear）及住户在未来是否有购买自家居住的新房的打算（No）反应住户的居住稳定性。对各变量的解释详见附录1。

由表4，户主年龄对租买选择的影响显著，若在方程中加入（log（age））²，则log（age）与该项都不显著，若将log（age）改为age、age²，则age²亦不显著，因此可以认为随着年龄的增长，住户选择自有住房的概率更大。持久收入对租买选择的影响非常显著，且租买选择受持久收入的影响远远大于其受当前收入的影响。但租买选择受当前收入的影响仍然显著，这可能是信贷市场不完善使得住户无法自由借贷、或由于文化等因素使得住户不愿意借贷所致。此外，未来有买房打算的住户自有住房的概率更高，这部分户主可能本身就更具有经济实力或投资意识。

对整体样本的回归结果显示，自出生一直居住在上海的住户自有住房的概率比来自其他地区或国家的住户高。但对市场化

⁴ ① 市场化住房包括：租赁私房、商品房。不包括：、经济适用房（经济适用房是否属于市场化住房可能存在争议，由于在样本中经济适用房只有1 个，不具有代表性，且对结果影响很小，在此不包括在内）、租赁公房、房改私房、原有私房。

住房市场中的样本的回归结果则不然，且在市场化住房市场中，各区域虚拟变量的系数均不显著。这表明自出生一直居住在上海的住户更可能取得非市场化的自有住房，而在市场化住房市场中，住户来自的区域不再对住房的可得性产生影响，自有住房的可得性相对公平。在全体样本中，由于上海住户自有住房的可能性更高，同时上海本地住户在上海居住时间更长，因此住户在上海居住的时间（1year）不显著。在市场化住房样本中，住户来自的区域对租买选择的解释力变弱，住户在上海居住时间（1year）成为影响租买选择的显著变量。另一方面，在市场化住房市场中，年龄和收入对租买选择的影响更大；并且，对于市场化住房样本的拟合度更高。这与“在市场化住房市场中，住房与家庭的匹配关系与偏好和支付能力的联系更紧密”一致。从表4中还可以看出，迁自非中国大陆的住户自有住房的可能性相对迁自其它地区住户而言更小（在其它条件相同的情况下），这可能与购房制度有关，也有可能源自文化或观念。

表4 租买选择(Logit), OLS, WLS 对比, 全部样本与市场化住房样本对比

变量名	PI(OLS) 样本数:1048		PI(WLS) 样本数:1048		PI(WLS) 样本数:786	
	系数	(z 统计量)	系数	(z 统计量)	系数	(z 统计量)
HHSIZE	0.300 ***	(3.44)	0.301 ***	(3.44)	0.193 *	(1.78)
LOG(AGE)	1.613 ***	(4.22)	1.610 ***	(4.22)	1.951 ***	(4.44)
NO	-0.622 *	(-1.91)	-0.624 *	(-1.92)	-0.386	(-1.03)
LYEAR	0.011	(0.60)	0.011	(0.61)	0.138 ***	(3.82)
LOG(HINCF)	1.123 ***	(4.48)	-	-	-	-
LOG(HINCF_W)	-	-	1.096 ***	(4.41)	1.465 ***	(4.97)
LOG(HINC)	0.356 ***	(2.82)	0.361 ***	(2.86)	0.369 ***	(2.49)
JZ	-0.594	(-0.76)	-0.596	(-0.76)	2.395	(1.35)
EAST_NOTSHJZ	-1.370 *	(-1.70)	-1.354 *	(-1.69)	1.604	(0.90)
CENTRAL	-0.742	(-0.95)	-0.749	(-0.96)	2.137	(1.21)
WEST	-0.319	(-0.40)	-0.308	(-0.38)	2.897	(1.62)
SPECIAL	-2.049 *	(-2.00)	-2.118 *	(-2.05)	0.475	(0.25)
CAR	0.379	(1.34)	0.387	(1.37)	-0.003	(-0.01)
Log-likelihood	-513.10		-513.39		-349.91	
Pseudo R ²	0.2256		0.2252		0.2728	

注: *** :p 值小于 0.01, ** :p 值小于 0.05, * :p 值小于 0.10。表中常数项省略。

2. 按年龄分组

若将市场化住房市场中的住户按户主年龄分为: 29 岁以下, 30 — 44 岁, 45 — 59 岁, 60 岁以上四组, 可根据类似的方法估计租买选择方程。其中60 岁以上由于只有四个样本, 因此仅估计另外三组。由表4 的第三列可知, 户主迁自的地区、户主未来是否有购房打算(No)、住户是否有车(Car)在市场化住房市场的租买选择中不显著(在各年龄分组中这些变量非常不显著), 因此在各年龄组的租买选择方程中去除了这些变量。由此得到租买选择方程的持久收入与当前收入的系数如表5。

表 5

各年龄组租买选择方程中持久收入与当前收入的系数

变量名	29 岁以下		30 - 44 岁		45 - 59 岁	
	系数	(z 统计量)	系数	(z 统计量)	系数	(z 统计量)
LOG (HINCF_W)	0.710	(1.64)	1.081 ***	(3.08)	0.474	(0.56)
LOG (HINC)	0.061	(0.26)	0.616 ***	(2.97)	1.159 *	(1.76)

注：*** :p 值小于 0.01, ** :p 值小于 0.05, * :p 值小于 0.10。在 29 岁以下年龄组中, Log(hincf_w) 系数的 p 值为 0.1009

表5 显示, 29 岁以下户主的租买选择主要受持久收入的影响, 随着年龄的增长, 户主的租买选择更多地取决于当前收入, 45 - 59 岁户主的租买选择主要受当前收入的影响。这种现象的一种解释是, 在年轻时, 人们会以预期未来的收入流为依据, 将其用于当期的消费; 随着年龄的增长, 人们可能出于谨慎的态度, 使得住房需求更多地依据当前所得收入。

(三) 需求方程

1. 自有住宅住户的收入弹性

需求方程的估计结果见表6。第一列采用了全部自有住宅样本。同样采用两阶段方法, 第二列是仅采用市场化自有住宅样本的回归结果。在全体自有住宅样本中, 逆Mill's 比率 (IMR) 不显著。在市场化自有住宅样本中, 逆Mill's 比率的系数仍然不显著。— 在后文中我们将看到, 对于30 - 44 岁年龄组及45 - 59 岁年龄组的分组数据, 逆IMR 比率均显著。

全部自有住宅住户的收入弹性为0.572, 其95% 置信区间为0.413 ~ 0.732 (系数 $\pm$ 1.96* 标准差); 市场化住房自有住宅住户的收入弹性为0.491, 其95%置信区间为0.304 ~ 0.679。收入弹性小于1, 说明大多数上海住户把住房看成一种必需品, 而非奢侈品。

表 6

需求方程, 因变量 Log (hvalue)

变量名	全部自有住宅		仅市场化自有住宅	
	系数	(t 统计量)	系数	(t 统计量)
LOG (HINCF_W)	0.572 ***	(7.03)	0.491 ***	(5.14)
HHSIZE	-0.129 ***	(-2.94)	-0.140 ***	(-2.98)
AGE	0.077 **	(2.56)	0.116 ***	(3.30)
AGE ²	-0.001 **	(-2.44)	-0.001 ***	(-3.17)
IMR	0.087	(0.55)	0.104	(0.76)
Adjusted R ²	0.2198		0.2394	

注：*** :p 值小于 0.01, ** :p 值小于 0.05, * :p 值小于 0.10。表中常数项省略。各组的逆 Mill's 比率是根据各组租买选择计算的不同变量。Hinc_w 与 Age 的相关系数约为 0.101, Hinc_w 与 Hhsize 的相关系数约为 0.397。

2. 按年龄分组

如前所述, 按29 岁以下, 30 - 44 岁, 45 - 59 岁, 60 岁以上四组, 同样可根据类似的方法估计各组的收入弹性。由于样本限制, 仅估计除60 岁以上年龄组以外的收入弹性。表7 中为市场化住房市场中各年龄组住户的统计结果。

表 7 按年龄分组,市场化住房市场自有住宅住户需求方程,因变量 $\log(Hvalue)$

变量名	29 岁以下		30 — 44 岁		45 — 59 岁	
	系数	(z 统计量)	系数	(z 统计量)	系数	(z 统计量)
LOG(HINCF_W)	-0.566	(1.41)	0.419***	(2.81)	0.559***	(4.73)
LOG(HHSIZE)	-0.502	(-0.84)	-0.217***	(-3.35)	-0.250***	(-3.70)
AGE	-0.216	(-1.48)	0.024*	(1.89)	0.324	(1.40)
AGE ²	-	-	-	-	-0.005	(-1.48)
IMR	2.588	(1.29)	0.498**	(2.51)	0.260***	(2.73)
Adjusted R ²	0.0256		0.2615		0.2581	

注:***:p 值小于 0.01, **:p 值小于 0.05, *:p 值小于 0.10。表中常数项省略。各组的逆 Mill's 比率是根据各组租买选择计算的不同变量。

由于 29 岁以下年龄组的拟合度非常低,且系数均不显著,因此在此主要分析 30 — 44 岁及 45 — 59 岁的年龄组。对 30 — 44 岁及 45 — 59 岁的年龄组, IMR 均显著,说明存在自选择性偏误,或者说,租买选择与住房需求量是联合决策。— 在市场化住房市场中, 30 — 44 岁年龄组的收入弹性为 0.419; 45 — 59 岁年龄组的收入弹性为 0.559。可见在一定年龄段,收入弹性随年龄上升而增大。郑思奇(2005)^[10]的研究的结论是:对于北京市的住户,按年龄分组的收入弹性随年龄的增长先上升后下降,且在 30 — 44 岁这个年龄段达到最大值。但该研究并没有考虑租买选择,并没有运用两阶段的方法,而且包括的是北京市当年购买商品住房的家庭。本文的研究结果所用的样本限于市场化住宅市场中的自有住户(并非限于当年购买商品住房的家庭),且同时考虑租买选择与住房需求。国外的文献中,Caroliner(1973)^[15]在总需求方程中加入了根据年龄变化的虚拟变量,结果显示自有住宅住户的收入弹性随年龄的上升而下降。值得指出的是,该文献将年龄组划分为 34 岁以下, 35 — 64 岁, 65 岁以上三组。而本文的结论基于 30 — 44 岁及 45 — 59 岁的年龄组,并且本文是将不同年龄组作为单独的样本单独分析。再者,该文献亦未考虑租买选择。郑思奇(2005)^[10]指出收入弹性随年龄的变化反应了不同年龄住户的偏好及收入与财富约束的变化。Caroliner(1973)^[15]也认为收入弹性随年龄变化可能与各年龄组的财富水平相关。

六、总结

本文用两阶段方法,采用微观截面数据对上海市住户的租买选择与住房需求做了分析。考虑到中国及中国住房市场的特殊性,本文引入了相关变量,并分析了市场化与非市场化住房市场需求弹性的差异。

在分析中本文引入了持久收入,结果显示:年龄、教育、来自城镇或农村、迁自的地区、拥有的非人力资本均会对持久收入产生显著影响,且持久收入并非简单地随着年龄增长而单调递增。持久收入与当前收入对租买选择的影响都非常显著,住户的借贷受到限制。总体上看,租买选择受持久收入的影响更大。随着年龄的增长,租买选择更多地受到当前收入的影响,且住户选择自有住房的概率更大。上海市市场化住房自有住宅住户的收入弹性为 0.491,此结果与 Zabel(2004)^[6]计算所得的 0.35 — 0.4 的持久收入弹性较为接近。在非市场化住房市场中,住房需求和租买选择是分离的。郑思奇(2007)^[3]认为在非市场化住房中的家庭,住房消费量和租买选择不会相互影响,但并没有实际验证,本文证实了这一点。此外,即使在市场化住房市场中,逆 IMR 比率也未达到显著水平,这也与郑思奇(2007)^[3]的研究结果相似。而 Goodman(1988)^[1]的研究发现逆 IMR 比率是显著的,即住房需求和租买选择是联合决策。本文根据年龄段分组的数据显示:对 30 — 44 岁及 45 — 59 岁年龄组,住房需求和租买选择是联合决策;且在一定年龄段,收入弹性随年龄上升而增大。该结果与郑思奇(2005)^[10]与 Caroliner(1976)^[16]的结果并不完全一致。与这两篇文献相比,本文同时考虑了租买选择和住房需求。若忽略租买选择,很可能使结果产生偏误(Goodman, 1988)^[1]。此外,对于年龄分组的不同也可能得出不同的结论。

参考文献:

1. Allen C. Goodman, An Econometric Model of Housing Price, Permanent Income, Tenure Choice, and Housing Demand, *Journal of Urban Economics* 23, 327 — 353 (1988) , J.
2. Harold W. Elder, Leonard V. Zumpano, Tenure Choice, Housing Demand and Residential Location, *The Journal of Real Estate Research*, (1991) , J.
3. 郑思齐, 《住房需求的微观经济分析——理论与实证》(A Microeconomic Analysis of Housing Demand in China), 中国建筑工业出版社(2007) , M.
4. L. F. Lee and R. P. Trost, Estimation of some limited dependent variable models with application to housing demand, *Journal of Econometrics*, 8, 357 — 382 (1978) , J.
5. J. F. Ermisch, J. Findlay, K. GIBB, The Price Elasticity of Housing Demand in Britain: Issues of Sample Selection, *Journal of Housing Economics* 5: 64 — 86, Article No. 0004 (1996) , J. 6. Jeffrey E. Zabel, The demand for housing services, *Journal of Housing Economics* 13 16 — 35 (2004) , J.
7. Isaac F. Megbolugbe and Peter D. Linneman, Home Ownership, *Urban Studies*, Vol. 30, Nos. 4 /5, 659 — 682 (1993) , J.
8. Sieg, H. , Smith, K. , Banzhaf, S. , Walsh, R. Interjurisdictional housing prices in locational equilibrium, *Journal of Urban Economics* 52, 131 - 153 (2002) , J.
9. Mayo S. K. , Theory and Estimation in the Economics of Housing Demand, *Journal of Urban Economics*, 10: 95 — 116 (1981) , J.
10. 郑思齐, 刘洪玉, 住房需求的收入弹性: 模型、估计与预测, *土木工程学报*, 第38 卷第7 期(2005) , J.
11. 郭晓宇. 住房需求研究综述, 《生产力研究》No. 17 (2008) , J.
12. 邹至庄, 牛霖琳. 中国城镇居民住房的需求与供给, 《金融研究》, 总第355 期(2010) , J.
13. 张雅慧, 导师: 陈彦仲. 租赁住宅之需求弹性与所得弹性, (中国台湾) 国立成功大学都市计划研究所, 硕士论文, D.
14. Muth R F. The Demand for Non — Farm Housing, in Harberger (ed.) , *The Demand for Durable Goods* (Chicago:University of Chicago Press, 1960, 29 — 96, M.
15. Geoffrey Carliner, Income Elasticity of Housing Demand, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 55, No. 4 (Nov. , 1973) , pp. 528 — 532, J.
16. Chinloy P T. An Empirical Model of the Market for Resale Homes , *Journal of Urban Economics*, Vol 17 (3) ,

pp. 279 — 292 (1980) , J.