

户籍与家庭住房模式选择

何兴强 费怀玉*

摘 要 本文研究户籍对家庭四种住房模式选择的影响。随着投资性住房需求与消费性住房需求之差的增大,住房模式由低向高转换;户籍背后公共服务的不均等,加大了具有定居意愿的外地居民的定居成本,降低了其投资性需求进而倾向于选择较低住房模式。利用 CHFS 2011 数据实证发现:投资性与消费性需求之差对家庭住房模式选择具有较好的解释力;经济发展水平、城镇化程度高定居成本大的地区,外地居民更倾向于较低模式。

关键词 家庭住房模式, 户籍, 住房需求

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2018.01.04

一、引 言

我国的城镇化进程产生了大量流动人口,不断以“流动就业”或“定居”方式融入流入地,带来大量租、购房需求。在关于住房需求的研究中,家庭住房模式选择是一项重要内容。本文分析我国家庭住房模式的选择及户籍制度特点对居民住房模式选择的影响。

借鉴 Henderson and Ioannides(1983)及 Ioannides and Rosenthal(1994)的思想,本文在区分投资性和消费性住房需求的基础上,对家庭住房模式选择进行理论分析。住房模式分为仅租赁住房(Rent1)、拥有自住住房同时租赁住房(Rent2)、拥有自住住房(Own1)及同时拥有自住和非自住住房(Own2)四种模式。随着投资性与消费性住房需求之差的增大,家庭住房模式由低向高逐渐转变(Rent1-Own2)。已有文献基于我国转轨经济现实,认为市场力量和“单位”及“户籍”等体制性规则共同影响了家庭的住房模式选择(Li, 2000; Huang and Clark, 2002)。本文进一步分析我国户籍制度特点对居民住房模式选择的影响机制,认为户籍背后本、外地居民间公共服务的不均等,增大了

* 何兴强,中山大学岭南学院;费怀玉,中国人民银行广州分行。通信作者及地址:费怀玉,广州市越秀区沿江西路 137 号中国人民银行广州分行,510120;电话:13570566759;E-mail:feihuaiyu@126.com。本文感谢国家自然科学基金面上项目(71573288)、国家自然科学基金群体项目(71721001)、教育部人文社会科学规划基金项目(11YJA790042)、广东省人文社会科学研究基地重大项目(11JDXM79001)以及中山大学中国转型与开放经济研究所“广东海丝建设中的对外贸易与投资战略研究”等项目的资助。本文作者感谢匿名审稿人宝贵的意见和建议,当然文责自负。

有定居意愿外地居民的定居成本,降低了其投资性需求,外地居民倾向于选择较低住房模式。

结合 2011 年“中国家庭金融调查数据”(CHFS),运用有序 Probit 回归分析发现:第一,投资性与消费性住房需求之差对我国家庭住房模式选择有较好的解释力。第二,相比本地居民,外地居民倾向于较低住房模式。进一步,以地区城镇化程度和经济发展水平作为外地居民定居成本的代理变量,发现城镇化程度越高、经济越发达的地区外地居民更倾向选择较低住房模式。本文与我国此前研究的主要区别在于:第一,区分了四种不同的住房模式而不是仅租和买两种;第二,分析了户籍及其背后的公共服务不均等对外地居民定居成本进而住房模式选择的影响。

二、文献回顾

Henderson and Ioannides(1983)基于家庭消费和投资决策建立了一个住房租买选择的基础理论框架:住房作为消费品可提供居住服务,家庭可通过租房实现消费性需求;住房资产作为投资品可带来收益,家庭可通过购房实现投资性需求。当投资性需求远小于消费性需求时,家庭选择仅限于租房;当投资性与消费性需求相差不大、或投资性远大于消费性需求时,家庭选择购买自住住房。Fu(1991, 1995)在此框架下,进一步考察了风险规避及流动性约束等因素对住房租买选择的影响。Megbolugbe *et al.* (1991)认为,除收入与财富等经济因素外,住房需求也受年龄、婚姻状况、家庭构成等人口统计特征影响。Ioannides and Rosenthal(1994)、Arrondel and Lefebvre(2001)对美、法两国家庭的研究,发现投资性与消费性住房需求之差对家庭住房模式选择有解释力,但 Hausman 检验却表明二者之差仍不能完全解释家庭住房选择。学者们也考察了家庭社会身份的影响。Painter *et al.* (2001)按移民和非移民、以及亚裔和拉丁裔等区分对洛杉矶家庭的研究,发现移民家庭更倾向于租房,但亚裔移民家庭的住房自有率却和当地白人家庭几乎一样。国外关于家庭住房模式的实证研究,早期主要是运用截面数据,纵贯数据和面板数据逐渐丰富后,学者们多采用生存分析法研究家庭的动态选择(Ahn, 2001; Goodman, 2003; Li and Li, 2006; Smits and Mulder, 2008)。

关于我国家庭的实证研究多强调“体制性规则”的影响,主要归结为家庭是否有资格获得福利房的“单位”和“户籍”因素。计划经济时代,单位行政级别越高、职工职位越高、拥有本地户籍的家庭,更易获得福利房。进入转轨经济时代后,商品房出现、住房市场逐渐形成和发展,基于家庭经济实力和偏好的市场力量与体制性规则并存,共同影响家庭的住房选择(Li, 2000; Huang and Clark, 2002)。

1998 年房改后,市场力量逐渐占据主导地位,体制性规则中“单位”的

影响已不再显著,但“户籍”的影响仍存在分歧。郑思齐(2007)利用2002年辽宁、广东、四川三省会调数据对家庭住房租买选择的Logit回归分析,发现在商品房和福利房样本中,“单位”和“户籍”因素对家庭住房选择的影响都不再显著。但Huang and Yi(2010)利用2005年“中国综合社会调查”数据的研究,却发现“户籍”因素的影响仍然显著。另外,Zhou(2011)分析了我国家庭的收入、医疗和教育支出等因素对家庭住房租买选择的影响。孙玉环和张金芳(2014)基于CFPS 2010调查数据,从收入水平、受教育程度等角度探讨了家庭住房模式产生分化的原因。

三、理论模型

(一) 投资性住房需求、消费性住房需求与家庭住房模式选择

借鉴Henderson and Ioannides(1983)、Ioannides and Rosenthal(1994)的思想,我们在一期两期模型中区分消费性和投资性住房需求来研究家庭住房模式选择。家庭效用函数为 $U(\cdot) + E[V(\cdot)]$, $U(\cdot)$ 为第一期效用, $E[V(\cdot)]$ 为第二期预期效用。家庭对住房服务 h 的消费量取决于可用于消费的住房存量 h_c 和使用率 u ,即 $h = h_c f(u)$ 。其中, $f(u)$ 为家庭从单位住房存量中获取的住房服务,使用率 u 越高从单位住房中获得的住房服务 $f(u)$ 越多,但边际效应递减,即 $f'(u) > 0$, $f''(u) < 0$ 。

假设家庭可通过租房满足消费性需求,通过购房满足投资性需求。对于消费性需求,家庭在第一期对两期内租住的住房存量 h_c 及使用率 u 进行决策,两期内分别支付租金 $R_1 h_c$ 和 $R_2 h_c$,其中 R_1 和 R_2 分别为两期的租金率。除支付租金外,家庭每一期还需支付维护费用 $h_c \tau(u)$, $\tau(u)$ 为租户为单位住房存量支付的维护费用,使用率 u 越高边际维护费用越高,即 $\tau'(u) > 0$, $\tau''(u) > 0$ 。对于投资性需求,家庭在第一期以价格 P_1 购买 h_I 存量住房,两期内出租住房赚取租金收入 $R_1 h_I$ 和 $R_2 h_I$,并向租户收取维护费用 $\tau(\bar{u}) h_I$,其中 $\bar{u}$ 为租户对单位住房存量的使用率,为房东决策的外生变量。最后在第二期末以价格 P_2 卖出 h_I 。另外,假设家庭无法卖空住房,即 $h_I \geq 0$ 。作为房东,要承担所购住房全部的维护成本 $T(\bar{u}) h_I$, $T(\bar{u})$ 为房东因租户对住房的使用而承担的单位住房存量的维护成本,使用率 $\bar{u}$ 越高边际维护成本越高,即 $T'(\bar{u}) > 0$, $T''(\bar{u}) > 0$ 。不确定性源于第二期的租金 R_2 与价格 P_2 ,以及租户的使用率 $\bar{u}$ 。

基于“租赁外部性”的考虑,Henderson and Ioannides(1983)假设 $\tau(u) < T(u)$, $\forall u$; $\tau'(u) < T'(u)$, $\forall u$ 。即虽然房东与租户均要承担维护责任,房东也可向租户收取一定维护费用,但作为住房所有者,房东最终得承担全部的维护成本。因此,对单位住房存量的任意使用率 u ,房东承担的维护成本都大于租户支付的维护费用,即存在“租赁外部性”。

家庭决策由效用最大化式(1)和预算约束式(2)构成。其中, x_1 与 x_2 分别为第一、二期的一般商品消费, $h_c f(u)$ 为住房服务消费, y_1 与 y_2 分别为两期获得的确定性收入。家庭储蓄 S 的无风险总收益率为 $(1+r)$ 。

$$\begin{aligned} & \text{Max}_{S, h_c, u, h_I} \{U(x_1, h_c f(u)) + E[V(x_2, h_c f(u))]\}, \quad (1) \\ \text{s. t. } & y_1 + R_1 h_I + \tau(\bar{u}) h_I = x_1 + R_1 h_c + \tau(u) h_c + P_1 h_I + T(\bar{u}) h_I + S \\ & y_2 + P_2 h_I + R_2 h_I + \tau(\bar{u}) h_I + S(1+r) = x_2 + R_2 h_c + \tau(u) h_c + T(\bar{u}) h_I \quad (2) \end{aligned}$$

利用拉格朗日优化可得家庭决策的一阶条件。关于储蓄 S 的一阶条件见式(3), U_1 、 V_1 分别为第一、二期一般消费的边际效用。家庭选择最优储蓄水平, 直至第一期一般消费的边际效用等于储蓄在第二期的预期边际效用。

$$S: U_1 = E[V_1](1+r). \quad (3)$$

关于租住住房存量 h_c 的一阶条件见式(4)。租住住房存量 h_c 获得的边际收益, 为第一期租房的边际效用 $U_2 f(u)$ 与第二期预期边际效用 $E[V_2] f(u)$ 之和, U_2 、 V_2 分别为第一、二期住房服务消费的边际效用。边际成本为第一期支付的租金和维护费用在第二期的预期边际效用 $E[V_1(1+r)(R_1 + \tau(u))]$, 与第二期支付的租金和维护费用的预期边际效用 $E[V_1(R_2 + \tau(u))]$ 之和。最优租房量 h_c 由边际收益等于边际成本决定。

$$h_c: U_2 f(u) + E[V_2] f(u) = E\{V_1[(1+r)R_1 + R_2 + (2+r)\tau(u)]\}, \quad (4)$$

家庭对租房的最优使用率 u 由其边际收益 $(U_2 + E[V_2])f'(u)h_c$ 与边际成本 $(U_1 + E[V_1])\tau'(u)h_c$ 决定, 即式(5)。

$$u: (U_2 + E[V_2])f'(u)h_c = (U_1 + E[V_1])\tau'(u)h_c. \quad (5)$$

投资性住房需求 h_I 未直接进入效用函数, 家庭最优住房投资量由式(6)决定, 其中 $T(\bar{u}) - \tau(\bar{u})$ 为房东对单位住房存量收取维护费用后、需额外承担的维护成本。式(6)为典型的住房资产均衡条件;

$$[P_2 + (1+r)(R_1 - (T(\bar{u}) - \tau(\bar{u}))) + R_2 - (T(\bar{u}) - \tau(\bar{u}))]$$

为住房资产提供的收益; V_1/U_1 为边际替代率, 反映投资者以第二期消费替换第一期消费的意愿程度。

$$h_I: E\left\{\frac{V_1}{U_1}[P_2 + (1+r)(R_1 - (T(\bar{u}) - \tau(\bar{u}))) + R_2 - (T(\bar{u}) - \tau(\bar{u}))]\right\} = P_1. \quad (6)$$

综上, 家庭的最优消费性住房需求 $\tilde{h}_c$ 和投资性住房需求 $\tilde{h}_I$ 分别由式(4)和式(6)决定, 且二者在空间上可以分离。家庭可租房满足消费性需求、同时

购买其他住房满足投资性需求，也可以购房并入住同时满足两种需求。但考虑到“租赁外部性”，在相同收入禀赋下，入住“满足投资性需求而购买的住房”可以带来比租房更高的效用，家庭会选择“购买并入住”（own-occupy）模式，此时两种需求在空间上不会产生分离。¹

购房通常涉及的交易成本较高，也会面临最小购买面积约束。在投资性与消费性住房需求之差、租赁外部性及最小购买面积和交易成本因素的共同作用下，家庭住房模式选择可分为下述四种。

仅租赁住房（Rent1）：投资性需求 $\tilde{h}_I$ 远小于消费性需求 $\tilde{h}_C$ 、即 $\tilde{h}_I \ll \tilde{h}_C$ 时，由于存在最小购买面积约束和交易成本，家庭将忽略投资性需求，只租赁住房量 $\tilde{h}_C$ 满足消费性需求。

部分拥有自住住房同时租赁住房（Rent2）： $\tilde{h}_I$ 较小即 $\tilde{h}_I < \tilde{h}_C$ 时，家庭将购买住房量 $\tilde{h}_I$ 并入住，并通过租房满足余下的住房消费需求 $\tilde{h}_C - \tilde{h}_I$ 。

拥有自住住房（Own1）： $\tilde{h}_C$ 与 $\tilde{h}_I$ 相等即 $\tilde{h}_I = \tilde{h}_C$ 时，家庭购买 $\tilde{h}_I$ 并入住。 $\tilde{h}_C$ 和 $\tilde{h}_I$ 近似相等时，考虑到租赁外部性，家庭会扭曲最优投资性需求和消费性需求，使两者相等。

同时拥有自住住房和非自住住房（Own2）： $\tilde{h}_I$ 较大或远大于 $\tilde{h}_C$ 、即 $\tilde{h}_I > \tilde{h}_C$ 或 $\tilde{h}_I \gg \tilde{h}_C$ 时，家庭购买住房量 $\tilde{h}_I$ ，入住部分住房 $\tilde{h}_C$ 满足消费性需求，将剩余住房 $\tilde{h}_I - \tilde{h}_C$ 出租。

图1直观反映了上述分析的结果。其中，纵轴代表住房存量，横轴代表影响两种住房需求的共同因素。消费性需求 $\tilde{h}_C$ 的弹性小于投资性需求 $\tilde{h}_I$ ，表现出一定“刚性”。随着 $\tilde{h}_I$ 与 $\tilde{h}_C$ 之差 $J \equiv \tilde{h}_I - \tilde{h}_C$ 的增大，住房模式在 Rent1、Rent2、Own1 和 Own2 之间由低到高逐渐转换，相应转换的临界值 $\alpha_1 < \alpha_2 < \alpha_3$ ，且 $\alpha_1 < 0$ ， $\alpha_2 < 0$ ， $\alpha_3 > 0$ 。因此有命题一。

命题一：家庭的住房模式选择由投资性住房需求与消费性住房需求之差 $\tilde{h}_I - \tilde{h}_C$ 决定，随着二者之差的增大，住房模式选择由低向高逐渐转变（Rent1—Own2）。

（二）户籍制度特点对外地居民住房模式选择的影响

在我国现行制度下，居民对公共服务的享用常与其户籍身份挂钩，公共服务的分配在本、外地居民间普遍不均等。李强（2003）认为，在一般推拉因素（主要是经济因素）和户籍制度共同作用下，城市农民工出现准备定居和

¹ 关于租赁外部性引致家庭更偏好“购买并入住”住房模式的推导，如读者感兴趣我们乐意提供，也可参见 Henderson and Ioannides（1983）。

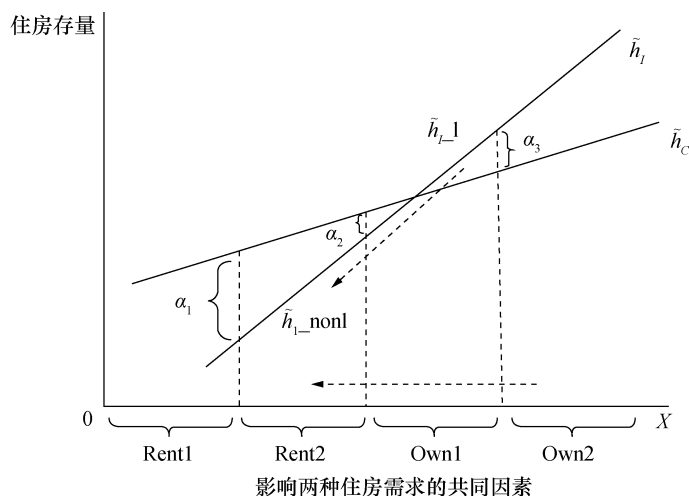


图 1 投资性需求、消费性需求与住房模式选择

单纯外出打工两种生存策略，户籍制度对已进入本地但尚未购房定居的外地人形成定居限制。Boehm *et al.* (1991) 有关家庭迁移(定居)决策和租买选择的研究，认为家庭定居决策与住房投资决策高度相关，对前者产生影响的因素通常也影响后者。因此，有定居意愿的外地居民在购房时，不得不考虑户籍背后医疗、教育等公共服务不均等所带来的影响。

对于有定居意愿的外地居民，最为重视的公共服务可能是子女教育。在一些教育资源相对短缺的城市，公立学校将入学资格与户籍相联系，也与房产证进行挂钩，方便层层筛选。这样，家庭对教育等公共服务的享用与其住房投资捆绑在一起。高波等(2013)也认为“相对于租赁住房，在中国自有住房可以使所有者更充分享受以公共教育资源为代表的基本公共服务”。

考虑到户籍背后福利制度，我们将效用函数中一般商品 x 进一步区分为公共服务 g 与其他一般商品 z ，最大化问题变为式(7)。

$$\text{Max}_{S, h_c, u, h_l} \{U(z_1, g, h_c f(u)) + E[V(z_2, g, h_c f(u))]\}. \quad (7)$$

公共服务 g 的价格为 a ，设在两期内保持不变。对于外地居民，为达到与本地居民同样的公共服务使用水平，他们将面临更高的价格，即 $a_{\text{nonl}} > a_1$ 。设家庭在第一期决策公共服务需求，并在第二期保持不变，家庭的预算约束变为式(8)。

$$\begin{aligned} y_1 + R_1 h_l + \tau(\bar{u}) h_l &= z_1 + ag + R_1 h_c + \tau(u) h_c + P_1 h_l + T(\bar{u}) h_l + S, \\ y_2 + P_2 h_l + R_2 h_l + \tau(\bar{u}) h_l + S(1+r) &= z_2 + ag + R_2 h_c + \tau(u) h_c + T(\bar{u}) h_l. \end{aligned} \quad (8)$$

鉴于家庭对子女教育等公共服务的享用常与住房投资捆绑在一起，作为

一种简化处理，我们用线性关系式(9)刻画两者之间的相关性。其中 $b > 0$ ²，即1单位的住房投资承载了 b 单位的公共服务，为获得更多或更高水平的公共服务，家庭需进行更多的住房投资。

$$g = bh_I. \quad (9)$$

利用拉格朗日优化方法，类似可得关于 S 、 h_C 、 u 及 h_I 的一阶条件，分别为式(10)、式(11)、式(12)、式(13)。与未考虑户籍影响的一阶条件式(3)、式(4)、式(5)、式(6)相比，除投资性需求 h_I 外，储蓄、消费性需求及住房使用率的一阶条件基本保持不变。

与式(6)相比， h_I 的一阶条件式(13)左边增加了一项因投资住房而带来的公共服务的边际收益 $(U_2 + E[V_2])b/U_1$ ，右边多了一项与住房投资相联系的公共服务的边际成本 $(2+r)ab/(1+r)$ 。此时出现了“公共服务资本化”现象³，实际房价 $P_1 + \frac{2+r}{1+r}ab$ 既反映了公共服务价格 a 的影响，也反映了公共服务数量或质量差异 b 的影响。⁴

$$S: U_1 = E[V_1](1+r), \quad (10)$$

$$h_C: U_3 f(u) + E[V_3]f(u) = U_1(R_1 + \tau(u)) + E[V_1(R_2 + \tau(u))], \quad (11)$$

$$u: (U_3 + E[V_3])f'(u) = (U_1 + E[V_1])\tau'(u), \quad (12)$$

$$h_I: E\left\{\frac{V_1}{U_1}[P_2 + (1+r)(R_1 - (T(\bar{u}) - \tau(\bar{u}))) + R_2 - (T(\bar{u}) - \tau(\bar{u}))]\right\} + \frac{U_2 + E[V_2]}{U_1}b = P_1 + \frac{2+r}{1+r}ab. \quad (13)$$

由于外地居民面临的公共服务价格 a_{nonl} 高于本地居民 a_1 ，这加大了外地居民的定居成本，降低了定居意愿，最终降低投资性需求 h_I 。如图2中所示，MR表示本、外地居民投资住房时共同的边际收益曲线。MC₁和MC_{nonl}分别表示本、外地居民的边际成本曲线， $(2+r)a_{\text{nonl}} \times b/(1+r)$ 大于 $(2+r)a_1 \times b/(1+r)$ ，因此MC_{nonl}高于MC₁。因此，在同样收入禀赋下，外地居民的投资性需求 $\tilde{h}_{I\text{nonl}}$ 小于本地居民的 $\tilde{h}_{I1}$ 。在图1中， $\tilde{h}_{I1}$ 沿着投资性需求曲线向下运动至 $\tilde{h}_{I\text{nonl}}$ ，投资性与消费性需求之差 J

² 现实中住房投资通常有最低面积要求， $g = \begin{cases} g_0 & h_I \geq h_{I0} \\ 0 & h_I < h_{I0} \end{cases}$ 可能是更贴近现实的假设，即当住房投资达到或超过某一临界值 h_{I0} 时，家庭才有资格享有以位置为基础的公共服务 g_0 。我们以 $g = bh_I$ 进行刻画，主要是想集中体现与户籍捆绑的公共服务享用 g_0 与必需的一定数量的住房投资 (h_{I0}) 的正相关性，同时考虑了模型的简洁性和易驾驭性。

³ 梁若冰和汤韵(2008)、冯皓和陆铭(2010)对我国地方公共服务特别是教育资本化的现象进行了更为详细的讨论。

⁴ 当 b 取值较大时，少量的住房投资 h_I 就可以享用较多或更高水平的公共服务，即较大的 g ，此时便会出现“天价微小学区房”现象。

逐渐降低, 家庭住房模式由 Own2 向 Rent1 转变。这构成了命题二。

命题二: 户籍背后外地居民与本地居民间公共服务的不均等, 增大了有定居意愿的外地居民的定居成本, 降低了其投资性住房需求, 外地居民更倾向选择较低的住房模式。

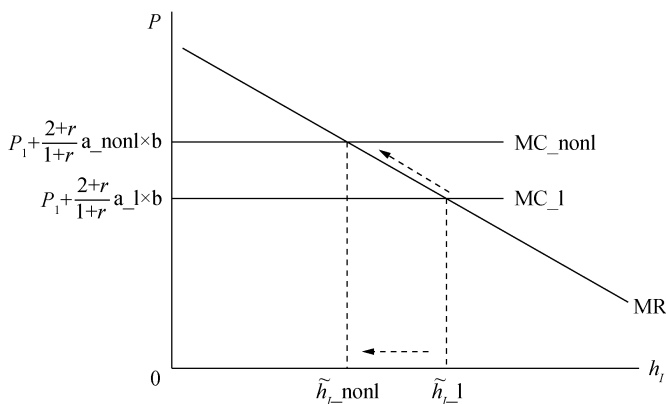


图 2 外地与本地居民的投资性住房需求

四、实证模型与数据

(一) 实证模型

1. 有序 Probit 回归

在前面理论分析中, 投资性与消费性需求之差 J 由低到高决定了四种住房模式。借鉴 Ioannides and Rosenthal (1994) 的研究思路, 我们也采用有序 Probit 回归进行分析。根据命题一, 两种需求之差决定住房模式选择时, 四种模式之间转换的临界值须满足 $\alpha_1 < \alpha_2 < \alpha_3$, 且 $\alpha_1 < 0$, $\alpha_2 < 0$, $\alpha_3 > 0$ 。因此, 预期 4-celled 有序 Probit 估计的三个截距项将呈现出前两个为负而第三个为正的征。

2. Hausman 检验

利用 4-celled 有序 Probit 回归与相应 3 个 Probit 回归的参数估计构造 Hausman 统计量, 可对投资性与消费性需求之差能否完全决定家庭住房模式选择进行规范的检验。3 个 Probit 回归对应的二元选择分别为: Rent1 与 Rent2/Own1/Own2、Rent1/Rent2 与 Own1/Own2, 以及 Rent1/Rent2/Own1 与 Own2。Hausman 检验的零假设为投资性与消费性需求之差完全决定了家庭住房模式选择, 随着 J 的增大住房模式由低向高有序转变, 此时有序 Probit 回归的参数估计一致且有效; 而 Probit 回归由于未完全利用“有序”信息, 其参数估计一致但并不有效。备择假设为两种需求之差并不能完全决

定住房模式选择,此时有序 Probit 回归错误地利用了“有序”信息,其参数估计并不一致,但 Probit 回归的估计却是一致的。

检验统计量 H 的构造见式(14)。其中, $k = \{1, 2, 3\}$, q_{sk} 为相应 Probit 回归的参数估计值,包括截距项; q_{ok} 为 4-celled 有序 Probit 回归的参数估计值,其中截距项为相应的 α_k 。 V_{ok} 和 V_{sk} 分别为参数估计的协方差矩阵。 H 服从一个渐近 χ^2 分布。

$$H = \sum_k^3 (q_{ok} - q_{sk})' [V_{ok} - V_{sk}]^{-1} (q_{ok} - q_{sk}). \quad (14)$$

(二) 数据和变量

本文数据主要来自“中国家庭金融调查数据”(CHFS 2011)⁵、《中国区域经济统计年鉴 2012》以及《中国 2010 年人口普查资料》。CHFS 2011 包含了较详细的家庭收入支出、资产负债及住房状况数据。关于主要变量的说明如下。

1. 住房模式

本文根据 CHFS 2011 调查问卷中 5 项问题对“家庭是否拥有自有住房、现居住住房为自有住房还是租赁住房以及居住套数与自有套数之比”三个维度进行辨别并最终形成四种住房模式,见表 1。其中,居住套数与自有套数之比反映消费性与投资性住房需求之间的相对大小。5 项问题分别为:(1) A1010 “在本村/小区内,除本处住宅外,您家还有几套用于居住的住宅?包括租来的房子,不包括租出去的房子”;(2) A1011 “除在本村/小区的住宅外,您家在国内其他地方还有几套用于居住的住宅?包括租来的房子,不包括租出去的房子”;(3) C1001 “目前,您家所居住的房屋是属于? 1. 家庭成员自有的, 2. 租赁的, 3. 免费居住的”;(4) C2001 “您家拥有自有的房屋吗? 1. 有, 2. 没有”;(5) C2002 “您家共拥有几套房子? ”。根据问题 A1010 与 A1011 可获得家庭居住总套数;根据 C2002 可获得家庭拥有总套数。根据 C2001 可判定家庭是否拥有自有住房。根据 C1001、C2001、A1010、A1011 和 C2002 可判定家庭现居住住房属于租赁、自有还是自有+租赁。⁶

根据前述 5 项问题设置和相关回答,我们无法精确衡量家庭在本地的住房数量,因而无法准确刻画家庭在本地的住房模式选择。本文理论分析中主

⁵ CHFS 2011 覆盖 25 个省、80 个县、320 个社区共 8 438 户家庭。

⁶ 具体地,当 $A1010 + A1011 > C2002$, $C1001 = 2$ 或 3 , $C2001 = 2$ 时,家庭住房模式为 Rent1;当 $A1010 + A1011 > C2002$, $C1001 = 1$, $C2001 = 1$ 时,家庭住房模式为 Rent2;当 $A1010 + A1011 = C2002$, $C1001 = 1$, $C2001 = 1$ 时,家庭住房模式为 Own1;当 $A1010 + A1011 < C2002$, $C1001 = 1$, $C2001 = 1$ 时,家庭住房模式为 Own2。

要是针对户籍及本地相关的公共服务展开讨论,相应地实证分析中也应以家庭在本地(本市)住房模式作为目标被解释变量。但由于家庭在本地的住房模式无法准确衡量,本文以前述四类住房模式作为目标被解释变量的替代变量。此外,本文也分析了替代变量与目标被解释变量的差异对实证结果可能的影响,发现本文的基本研究结论具有良好的稳健性。⁷

表 1 家庭住房模式的定义

家庭住房模式	自有住房	现居住住房	居住套数与自有套数之比	家庭数(户)
Rent1	无	租赁	居住套数>自有套数	775
Rent2	有	自有+租赁	居住套数>自有套数	559
Own1	有	自有	居住套数=自有套数	6 378
Own2	有	自有	居住套数<自有套数	153
合计				7 865 ⁸

2. 户籍状况

家庭户籍状况利用虚拟变量来反映。户籍不在本市/县时 hukou _ nonlocal=1, 否则 hukou _ nonlocal=0。农业户籍时 hukou _ agriculture=1, 否则 hukou _ agriculture=0。城镇化程度越高、经济越发达的地区,外地与本地居民在公共服务享受方面的差距越大,外地居民的定居成本也越大。我们设置了相应的城镇化程度虚拟变量,urbanization _ low=1、urbanization _ middle=1 和 urbanization _ high=1 时分别为低、中等和高城镇化地区。在经济发展水平上,东部地区更高,我们用东、中、西部地区虚拟变量直观反映, east=1、middle=1 和 west=1 时分别为东、中、西部地区。

表 2 反映了不同户籍状况下家庭的各种住房模式占比。表 2 中 1—2 行为本、外地居民各住房模式占比。45.53%的外地居民选择 Rent1, 仅 7.93%的本地居民选择 Rent1。8.13%的外地居民选择 Rent2, 也高于本地居民的 7.00%。城镇化程度越高、经济越发达的地区,本、外地居民在公共服务享受方面的差距越大,当地政府设立的落户门槛通常也更高,外地居民的定居成本更大、投资性住房需求更小。表 2 中 3—5 行反映了不同城镇化程度地区外地居民中各住房模式占比。⁹高城镇化地区 55.31%的外地居民选择 Rent1, 远高于中低城镇化地区。表 2 中 6—8 行是东、中、西部地区外地居民中各住房模式占比。东部地区 51.88%的外地居民选择 Rent1, 远高于中西部地区。

⁷ 感谢匿名评审人的宝贵意见。限于篇幅,如有读者感兴趣我们乐意提供相关稳健性分析结果。

⁸ 本文样本不包含诸如“拥有住房但并不自住反而租赁其他住房”的住房模式,CHFS 2011 中共有 563 个此类家庭。这一住房模式投资性需求与消费性需求空间上出现分离,本文没有详细讨论这种情形。另外,选择这种住房模式的家庭中外地农业户籍占比很大,他们对住房模式的选择很大程度上是依工作地点的选择而定的,对住房模式选择与劳动力市场选择进行联合建模更适合研究这种情形。

⁹ 借鉴陆铭等(2014)对城镇化程度的定义,外来人口占常住人口的比例越高,城镇化程度越高。本文以 25 个省(直辖市)在 2010 年外来人口占常住人口比例的 75 分位数和 25 分位数作为划分高中低城镇化地区的临界值。

表2 各类户籍状况下家庭的住房模式占比

(单位:%)

户籍	住房模式			
	Rent1	Rent2	Own1	Own2
本地居民	7.93	7.00	83.09	1.98
外地居民	45.53	8.13	45.53	0.81
低城镇化地区	34.78	15.94	46.38	2.90
中等城镇化地区	25.68	9.46	64.86	0
高城镇化地区	55.31	5.31	38.94	0.44
西部地区	21.21	15.15	60.61	3.03
中部地区	32.86	15.71	50.00	1.43
东部地区	51.88	5.26	42.48	0.38

3. 其他影响因素

(1) 收入与财富。家庭可支配收入 income 利用 CHFS 2011 中家庭收入项与必要支出项之差构造。收入项主要有：工资薪金类收入、经营性、财产性和转移性收入。必要支出主要由负债利息支出与社会保险和商业保险的缴费支出构成。家庭净资产价值 wealth 根据非金融资产净值(不含住房)、金融资产净值、保险与保障项目价值及其他负债计算得到。

(2) 家庭人口统计特征。户主年龄 age 及其平方项 age² 反映家庭选择的生命周期特征；家庭规模 hsize 为家庭人口数；家庭为女性户主 female=1，否则 female=0；户主教育水平 educationlevel 为类别变量，未上过学 educationlevel=1、初等教育 educationlevel=2、中等教育 educationlevel=3、高等教育 educationlevel=4；户主已婚 maritalstatus=1，否则 maritalstatus=0；家庭具有政治身份 politicalaffiliation=1，否则 politicalaffiliation=0。¹⁰

(3) 地区特征。本文以区域平均房价与平均可支配收入之比、即房价收入比 piratio 反映购房与租房的相对成本¹¹，以常住人口总数 pop 和人口密度 denpop 反映地区规模。考虑到人口结构对住房市场的影响(Mankiw and Weil, 1989；徐建炜等，2012；陈斌开等，2012；Wei and Zhang, 2012)，本文以年轻人口占比 youngshare、性别比例 sexratio 刻画不同区域的人口结构特征。¹²

表3是前述其他影响因素的基本统计描述分析。income 在四种住房模式中未表现出明显趋势，wealth 的均值在 Rent1 下最小、在 Own2 下最大，住

¹⁰ 本文将已婚、同居、分居、离婚或丧偶统一定义为已婚；若受访者的政治面貌是中共党员、民主党派或其他党派，我们认为其具有政治身份。

¹¹ 关于购房与租房相对成本的衡量，房价租金比可能更适宜，但对于房价租金比的跨区域比较存在数据可获得性上的问题，本文以房价收入比作为房价租金比的一个代理变量。

¹² CHFS 的区域标识为省(直辖市)一级，本文的区域特征变量均为省(直辖市)层面上的。piratio 中房价与收入分别为商品房(住宅)平均销售价格与城镇居民人均可支配收入；人口密度 denpop 为年末常住人口数与土地面积之比；年轻人口占比 youngshare 为 2010 年 20—49 岁人口占常住人口比重；性别比例 sexratio 为婚育年龄(20—29 岁)男、女性人口之比。

房模式转换主要靠家庭净资产价值推动。家庭人口统计特征方面,随着户主平均年龄 (age) 从 45.5 岁上升至 50.2 岁,住房模式逐渐从 Rent1 转换至 Own1, Own2 模式下户主平均年龄有所下降。hsize 的均值在 Rent1 下最小、Own2 下最大,意味着规模大的家庭会选择较高住房模式。随着 maritalstatus 均值的由小变大,住房模式从 Rent1 转变为 Rent2—Own2 等三种。另外, female 和 educationlevel 的均值在四种住房模式中未表现出明显趋势, politicalaffiliation 的均值在 Own1、Own2 中较大。地区特征方面, piratio 较高、youngshare 较大、sexratio 较高的地区,家庭更倾向选择 Rent1。最后, hukou_agriculture 的均值在 Rent1 中最小,农业户籍家庭倾向于较高住房模式。与城镇居民购买商品住房相比,农村居民自建住房的成本相对更低,住房自有率相对较高。

表 3 家庭住房模式选择与其他影响因素(均值)

变量	Rent1	Rent2	Own1	Own2	Total
hukou_agriculture (农业户籍)	0.362	0.554	0.543	0.470	0.524
income (家庭可支配收入,元)	22 666	39 474	22 109	16 108	23 229
wealth (家庭净资产价值,元)	76 938	190 344	125 611	365 294	128 901
age (户主年龄)	45.50	48.30	50.22	47.38	49.57
hsize (家庭规模)	2.663	3.750	3.586	3.928	3.513
maritalstatus (户主婚姻状态)	0.865	0.958	0.969	0.926	0.957
female (户主性别)	0.546	0.425	0.458	0.441	0.464
educationlevel (户主教育水平)	2.892	2.800	2.683	3.013	3.011
politicalaffiliation (户主政治面貌)	0.139	0.137	0.155	0.208	0.152
piratio (地区房价收入比)	0.275	0.252	0.242	0.245	0.246
pop (地区常住人口,万人)	5 045	6 076	5 930	6 516	5 865
denpop (地区人口密度,万人/平方公里)	752.6	764.4	592.9	609.5	621.1
youngshare (地区年轻人口占比,%)	53.07	51.72	51.21	51.69	51.44
sexratio (地区婚姻人口性别比例,%)	103.2	101.3	100.9	101.7	101.2
N (样本大小)	775	559	6 378	153	7 865

五、实证分析

(一) 投资性、消费性住房需求与家庭住房模式选择

表 4 为对四类住房模式进行的 4-celled 有序 Probit 回归结果。¹³ 模型 1 的

¹³ 误差项出现异方差时会导致有序 Probit 回归的系数估计不一致。Litchfield *et al.* (2012)认为,若试图识别解释变量对被解释变量影响的平均效应,那么这种系数估计的不一致性将是显著的;但系数估计的方向受异方差的影响相对较小。对此,本文也基于模型 2 做了对异方差调整后的有序 Probit 估计,并与模型 2 对比,发现二者系数估计的绝对值有所不同,方向却全部一致。

解释变量包括经济因素、家庭人口统计特征、地区特征等；模型2纳入“户籍”因素；针对家庭净资产价值易产生内生性问题，模型3引入工具变量进行估计。¹⁴ 主要结论如下：

表4 家庭住房模式选择

	模型1	模型2	模型3
log(income)	0.0109 (0.73)	0.0194 (1.28)	0.00868 (0.40)
log(wealth)	0.0955*** (7.43)	0.0919*** (7.12)	0.133** (2.16)
hsize	0.113*** (7.34)	0.0968*** (6.20)	0.0917*** (5.33)
female	0.0231 (0.52)	0.0339 (0.75)	0.0461 (0.95)
age	0.0548*** (5.80)	0.0425*** (4.42)	0.0419*** (4.34)
age ²	-0.000439*** (-4.95)	-0.000340*** (-3.79)	-0.000328*** (-3.55)
educationlevel=1	0.0481 (0.64)	0.00879 (0.11)	0.0314 (0.38)
educationlevel=2	0.0270 (0.51)	0.000920 (0.02)	0.0158 (0.26)
educationlevel=4	-0.0305 (-0.39)	0.00536 (0.07)	-0.0285 (-0.30)
maritalstatus	0.127 (1.05)	0.116 (0.95)	0.102 (0.83)
politicalaffiliation	0.159** (2.31)	0.154** (2.21)	0.147** (2.07)
log(piratio)	-0.0200 (-0.11)	0.0464 (0.25)	0.0566 (0.31)
log(pop)	0.00727 (0.15)	-0.00288 (-0.06)	-0.000755 (-0.02)
log(denpop)	0.0320 (1.09)	0.0409 (1.38)	0.0370 (1.24)
youngshare	-0.0312** (-2.55)	-0.0239* (-1.91)	-0.0226* (-1.79)
sexratio	-0.00461 (-0.86)	-0.00646 (-1.20)	-0.00601 (-1.11)
hukou_nonlocal		-0.916*** (-9.73)	-0.907*** (-9.55)
hukou_agriculture		0.129** (2.43)	0.114** (2.02)

¹⁴ 审稿人指出引入家庭资产价值易引起内生性问题。本文以 CHFS 中家庭月度食物支出作为工具变量进行条件(递归)混合过程估计。据 Roodman and Washington(2011)研究,这种估计方法可用于应对出现内生性问题的有序 Probit 回归,得到一致估计量。下文模型 5、7 以及 8—11 均采用了这一估计方法。

(续表)

	模型 1	模型 2	模型 3
cut1	-0.945	-1.307	-1.204
_ cons	(-1.04)	(-1.41)	(-1.28)
cut2	-0.610	-0.961	-0.859
_ cons	(-0.67)	(-1.03)	(-0.91)
cut3	2.683***	2.351**	2.445***
_ cons	(2.95)	(2.54)	(2.62)
N	4 379	4 377	4 629
pseudo R ²	0.054	0.071	

注：括号内为对异方差稳健的标准误差，***，**和*分别代表估计系数在1%，5%和10%置信水平上显著。

经济因素方面，可支配收入、净资产越多的家庭选择的住房模式越高。模型1—3中， $\log(\text{income})$ 和 $\log(\text{wealth})$ 的影响均为正，且 $\log(\text{wealth})$ 的影响统计显著。家庭可支配收入越多、净资产价值越大，对住房的投资性需求越大，远超消费性需求，家庭逐渐从较低住房模式转换到较高模式。

家庭人口统计特征方面，家庭规模越大住房模式越高，户主年龄与住房模式选择之间呈“倒U”形关系。模型1—3中，家庭规模(hsize)以及户主年龄(age)的影响均在1%水平统计显著。hsize越大，投资性与消费性需求之差J越大，家庭逐渐向较高住房模式转换。age的影响呈现出“倒U”形，在62—64岁时J达到最大。类似地，美国和法国家庭户主年龄的影响也呈“倒U”形，分别在75岁和64岁达到最大(Ioannides and Rosenthal, 1994; Arrondel and Lefebvre, 2001)。户主性别(female)、户主教育水平(educationlevel)及婚姻状况(maritalstatus)的影响统计不显著，具有政治身份的家庭倾向选择较高住房模式。

地区特征方面，人口密度大的地区，家庭倾向较高住房模式；年轻人口占比高、性别失衡较重的地区，家庭倾向较低住房模式。模型1—3中，人口密度[$\log(\text{denpop})$]的系数为正，年轻人口占比(youngshare)和性别比例(sexratio)的系数均为负，且youngshare的影响统计显著。最后，房价收入比[$\log(\text{piratio})$]对住房模式选择的影响不显著，可能是两种方向相反的机制共同作用所致：房价收入比高的地区，相较于买房，租房成本相对更低，家庭倾向于租房；同时，在房价持续走高情形，家庭会有“晚买不如早买”的心理(况伟大, 2010; 周京奎, 2013)，家庭则更倾向于购房。

“户籍”因素显著影响家庭住房模式选择，外地居民倾向于选择较低住房模式。模型2—3中，hukou_nonlocal的系数均为负，且在1%水平统计显著，表明外地居民显著倾向于较低住房模式。即使具有相同的收入与财富、对住房模式的偏好相似且处于相同住房市场，与本地居民相比，外地居民也仍更倾向于选择较低住房模式。另外，农业户籍家庭更倾向于较高住房模式，

模型2—3中 hukou_agriculture 的系数显著为正。一个重要原因是，与在城镇地区购买商品住房相比，农村地区农户自建房的成本相对更低。

此外，模型1—3中，三个截距项的符号与前面理论分析一致，即前两个为负值而第三个为正值，表明考虑了“户籍”因素的投资性与消费性住房需求之差对住房模式选择有较好的解释力。

（二）不同城镇化程度和经济发展水平地区外地居民的住房模式选择

表4的回归分析，发现外地居民倾向选择较低住房模式，但尚未对“户籍”因素发挥影响的机理进行验证。前面的理论分析认为，外地居民会面临一些“隐性限制”，医疗、教育等公共服务上的户籍障碍会加大其定居成本，抑制其投资性需求，导致外地居民倾向选择较低住房模式。通常在城镇化程度越高、经济越发达的地区，外地与本地居民在公共服务的差距越大，当地政府对外地居民设立的落户门槛更高，有定居意愿的外地居民其定居成本也越大。¹⁵

本文以城镇化程度和经济发展水平作为外地居民定居成本的代理变量，进一步考察“户籍”因素对外地居民住房模式选择的影响。表5中模型4—5分析不同城镇化程度地区外地居民住房模式选择，模型4仅考虑了“户籍”因素，模型5控制了其余变量。相应地，模型6—7分析东、中、西部地区外地居民住房模式选择。主要结论如下：

高城镇化地区外地居民比中低城镇化地区外地居民更倾向于选择较低住房模式。第一，模型4—5中 hukou_nonlocal 的系数估计值均为负，且在1%水平统计显著，表明即使在低城镇化地区，外地居民也倾向于选择较低住房模式。第二，模型4—5中外地户籍与中等城镇化地区虚拟变量的交叉项 nonlocal×urbanization_middle 的系数估计值统计不显著，表明中低城镇化地区外地居民的住房模式选择无显著差异。但外地户籍与高城镇化地区虚拟变量的交叉项 nonlocal×urbanization_high 的系数估计值均为负，且分别在5%和10%水平统计显著，表明高城镇化地区外地居民比中低城镇化地区更加倾向选择较低住房模式。

表5 不同城镇化程度和经济发展水平的地区下外地居民的住房模式选择

	模型4	模型5	模型6	模型7
hukou_nonlocal	-0.956*** (-5.79)	-0.708*** (-3.34)	-0.602** (-2.50)	-0.499** (-2.01)
hukou_agriculture	0.217*** (6.98)	0.122** (2.15)	0.216*** (6.94)	0.120** (2.11)

¹⁵ 吴开亚等(2010)编制的落户门槛指数反映了上述事实。

(续表)

	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
nonlocal×urbanization _ middle	0.234 (1.07)	0.157 (0.57)		
nonlocal×urbanization _ high	-0.473 ** (-2.53)	-0.444 * (-1.80)		
nonlocal×middle			-0.353 (-1.25)	-0.196 (-0.63)
nonlocal×east			-0.737 *** (-2.91)	-0.550 ** (-1.99)
log(income)		0.00897 (0.42)		0.00836 (0.39)
log(wealth)		0.132 ** (2.14)		0.131 ** (2.13)
hsize		0.0911 *** (5.30)		0.0901 *** (5.25)
female		0.0416 (0.86)		0.0459 (0.94)
age		0.0419 *** (4.33)		0.0414 *** (4.29)
age ²		-0.000330 *** (-3.56)		-0.000325 *** (-3.51)
educationlevel=1		0.0318 (0.39)		0.0308 (0.37)
educationlevel=2		0.0154 (0.26)		0.0131 (0.22)
educationlevel=4		-0.0207 (-0.22)		-0.0184 (-0.19)
maritalstatus		0.0766 (0.62)		0.0877 (0.71)
politicalaffiliation		0.142 ** (2.00)		0.143 ** (2.01)
log(piratio)		0.0918 (0.50)		0.0536 (0.30)
log(pop)		-0.00176 (-0.04)		0.00445 (0.09)
log(denpop)		0.0408 (1.35)		0.0451 (1.48)
youngshare		-0.0210 * (-1.66)		-0.0213 * (-1.70)
sexratio		-0.00603 (-1.11)		-0.00569 (-1.05)
cut1	-1.291 **	-1.190	-1.292 ***	-1.040
_ cons	(-47.42)	(-1.27)	(-47.46)	(-1.13)

(续表)				
	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
cut2	-0.932***	-0.844	-0.933***	-0.695
_ cons	(-38.18)	(-0.90)	(-38.22)	(-0.75)
cut3	2.168***	2.458***	2.168***	2.608***
_ cons	(53.21)	(2.64)	(53.21)	(2.84)
N	7 736	4 629	7 736	4 629
pseudo R ²	0.040		0.039	

注：括号内为对异方差稳健的标准误差，****，***和*分别代表估计系数在1%，5%和10%置信水平上显著。

东部地区外地居民比中西部地区外地居民更倾向于选择较低住房模式。第一，模型6—7中hukou_nonlocal的系数估计值均为负，且在5%水平统计显著，表明即使在西部地区，外地居民也倾向于选择较低住房模式。第二，模型6—7中外地户籍与中部地区虚拟变量的交叉项nonlocal×middle的系数估计值统计不显著，表明中、西部地区外地居民的住房模式选择无显著差别。但外地户籍与东部地区虚拟变量的交叉项nonlocal×east的系数估计值均为负，且分别在1%和5%水平统计显著，表明东部地区外地居民比中西部地区更倾向选择较低住房模式。

另外，模型5和7中其他控制变量，如农业户籍、经济因素、家庭人口统计特征以及地区特征等对家庭住房模式选择的影响，与表4中模型3的基本结论一致。同时，模型4—6的三个截距项符号也与理论预期一致。

(三) 投资性与消费性住房需求之差对住房模式选择解释力的进一步考察

表4和表5的三个截距项中前两个为负第三个为正的估计结果表明，考虑了“户籍”因素的投资性与消费性住房需求之差对家庭住房模式选择有较好的解释力，可借助Hausman检验考察二者之差能否完全决定住房模式选择。表6中模型3和8分别为4-celled与3-celled有序Probit回归，模型9—模型11均为Probit回归，通过有序Probit回归和Probit回归可以构造Hausman统计量。模型8中3-celled有序Probit回归的三个有序单元由低到高分别为Rent1/Rent2、Own1与Own2。模型9—11的二元选择分别为Rent1与Rent2/Own1/Own2、Rent1/Rent2与Own1/Own2、Rent1/Rent2/Own1与Own2。对比有序Probit与Probit回归的估计结果，发现除模型11外，模型3、模型8、模型9、模型10的估计系数，在作用方向及统计显著性上基本一致，这与美国与法国家庭情况类似(Ioannides and Rosenthal, 1994; Arrondel and Lefebvre, 2001)，再次表明考虑“户籍”因素后投资性与消费性住房需求之差对家庭住房模式选择具有解释力。

但Hasman检验的零假设被拒绝，考虑了“户籍”因素后的投资性与消费性住房需求之差并不能完全决定家庭住房模式选择。零假设下，4-celled有

序回归与三个 Probit 回归的估计值应当无显著差异, 3-celled 有序回归与后两个 Probit 回归的估计值也应当无显著差异。然而, 表 6 中 Hausman 检验的 χ^2 统计量分别为 6 350 和 216, 远大于临界值, 拒绝了零假设。可见, 即使考虑“户籍”因素, 两种需求之差仍不能完全决定我国家庭住房模式的选择。

表 6 有序 Probit 回归、Probit 回归以及 Hausman 检验

	模型 3	模型 8	模型 9	模型 10	模型 11
hukou_nonlocal	-0.907 *** (-9.55)	-0.860 *** (-8.91)	-0.975 *** (-9.05)	-0.864 *** (-9.11)	-0.369 (-1.00)
hukou _ agricul- ture	0.114 ** (2.02)	0.0919 (1.58)	0.290 *** (3.86)	0.140 ** (2.22)	-0.130 (-0.98)
log(income)	0.00868 (0.40)	0.00985 (0.45)	-0.0104 (-0.40)	0.00367 (0.15)	0.0546 (1.04)
log(wealth)	0.133 ** (2.16)	0.0983 (1.49)	0.282 *** (4.44)	0.0832 (1.12)	0.167 (1.22)
hsize	0.0917 *** (5.33)	0.0803 *** (4.68)	0.175 *** (5.24)	0.0847 *** (4.14)	0.0973 *** (2.77)
female	0.0461 (0.95)	0.0456 (0.92)	0.0467 (0.75)	0.0262 (0.48)	0.145 (1.33)
age	0.0419 *** (4.34)	0.0401 *** (4.12)	0.0519 *** (4.49)	0.0436 *** (4.30)	0.0349 (1.27)
age ²	-0.000328 *** (-3.55)	-0.000323 *** (-3.48)	-0.000349 *** (-3.13)	-0.000353 *** (-3.60)	-0.000307 (-1.14)
educationlevel=1	0.0314 (0.38)	0.0517 (0.62)	-0.00670 (-0.06)	0.129 (1.25)	-0.648 * (-1.80)
educationlevel=2	0.0158 (0.26)	0.0210 (0.34)	0.0233 (0.28)	0.0533 (0.76)	-0.155 (-0.99)
educationlevel=4	-0.0285 (-0.30)	-0.00500 (-0.05)	-0.136 (-1.29)	-0.0373 (-0.37)	0.0872 (0.45)
maritalstatus	0.102 (0.83)	0.0768 (0.63)	0.0318 (0.23)	0.0754 (0.61)	-0.154 (-0.58)
politicalaffiliation	0.147 ** (2.07)	0.151 ** (2.11)	0.144 (1.56)	0.175 ** (2.25)	0.0693 (0.46)
log(piratio)	0.0566 (0.31)	0.0252 (0.14)	0.226 (0.89)	0.101 (0.46)	-0.393 (-0.88)
log(pop)	-0.000755 (-0.02)	-0.0108 (-0.22)	-0.0224 (-0.37)	-0.0479 (-0.91)	0.122 (0.95)
log(denpop)	0.0370 (1.24)	0.0358 (1.16)	0.0683 * (1.79)	0.0503 (1.51)	-0.0287 (-0.35)

(续表)					
	模型 3	模型 8	模型 9	模型 10	模型 11
youngshare	-0.0226 *	-0.0251 **	-0.0202	-0.0341 **	0.0185
	(-1.79)	(-2.05)	(-1.18)	(-2.27)	(0.53)
sexratio	-0.00601	-0.00458	-0.0132 *	-0.00644	0.00145
	(-1.11)	(-0.87)	(-1.96)	(-1.14)	(0.11)
cut1	-1.204		1.264		
_ cons	(-1.28)		(0.99)		
cut2	-0.859	-1.063		1.937 *	
_ cons	(-0.91)	(-1.28)		(1.76)	
cut3	2.445 ***	2.226 ***			-6.060 **
_ cons	(2.62)	(2.68)			(-2.31)
Hausman Test	6 350	216			
N	4 629	4 629	4 629	4 629	4 629

注：括号内为对异方差稳健的标准误差，***，**和* 分别代表估计系数在 1%，5%和 10%置信水平上显著。

六、结论和政策建议

本文主要考察户籍因素对我国居民家庭住房模式选择的影响，区分了仅租赁住房(Rent1)、拥有自住住房同时租赁住房(Rent2)、拥有自住住房(Own1)及同时拥有自住住房和非自住住房(Own2)四种由低到高的住房模式。在理论分析的基础上，基于 CHFS 2011 截面数据，采用有序 Probit 回归和 Probit 回归进行实证研究，主要发现如下：

第一，投资性与消费性需求之差对家庭住房模式选择有较好的解释力。有序 Probit 回归中，住房模式 Rent1 向 Rent2 转换的阈值为负，此时家庭的投资性需求远小于消费性需求，Rent2 向 Own1 转换的阈值为负但大于前一个阈值，此时投资性需求略小于消费性需求，Own1 向 Own2 转换的阈值为正，此时投资性需求超过消费性需求。

第二，家庭可支配收入、净资产价值、家庭规模显著推动家庭选择较高住房模式。户主年龄的影响成“倒 U”形。另外，具有政治身份的家庭选择较高住房模式；年轻人占比大、性别失衡较重地区的家庭更倾向选择较低住房模式。经济因素中可支配收入和净资产价值以及家庭人口统计特征中家庭规模和户主年龄影响显著，表明市场力量对家庭的选择发挥重要作用。

第三，外地居民倾向于较低住房模式；高城镇化地区、东部地区的外地居民比中低城镇化地区、中西部地区的外地居民更倾向于较低住房模式。由于外地与本地居民在公共服务特别是子女教育上的不均等，加大了有定居意愿的外地居民的定居成本，抑制了其投资性需求，因而更倾向于较低住房模

式。而高城镇化地区、经济发展水平较高的东部地区,通常落户门槛更高、定居成本更大。可见,体制性“户籍”因素及与之关联的公共服务对家庭住房模式选择仍有重要影响。

第四,针对“投资性与消费性需求之差决定家庭住房模式选择”的假设,利用 Hausman 统计量进行规范检验,发现即使考虑了“户籍”因素,投资性与消费性住房需求之差仍不能完全决定家庭住房模式选择。

我国住房市场有两个重要背景:其一,城镇化进程形成大量流动人口;其二,附着了医疗、养老、教育等众多福利的户籍制度是一项重要制度壁垒。在此背景下,大量有定居意愿的外地居民,其购房需求受到抑制,而这种“抑制”并非源于经济因素与家庭偏好,而是源于户籍背后本、外地居民间公共服务的不均等。地方政府应当减少使用在住房市场不景气时“购房入户”或过热时针对外地居民限购之类的行政手段,切实依靠市场机制选择有能力的外地居民在当地购房定居,同时加快福利制度与户籍制度脱钩的改革步伐。

参 考 文 献

- [1] Ahn, N., “Age at First-time Homeownership in Spain”, *Fundacio'n de Estudios de Economi'a Aplicada Working Document* No. 2002—23, 2001.
- [2] Arrondel, L., and B. Lefebvre, “Consumption and Investment Motives in Housing Wealth Accumulation: A French Study”, *Journal of Urban Economics*, 2001, 50(1), 112—137.
- [3] Boehm, T. P., H. W. Herzog, Jr., and A. M. Schlottmann, “Intra-Urban Mobility, Migration, and Tenure”, *The Review of Economics and Statics*, 1991, 73(1), 59—68
- [4] 陈斌开、徐帆、谭力, “人口结构转变与中国住房需求: 1999~2025”, 《金融研究》, 2012 年第 1 期, 第 129—140 页。
- [5] 冯皓、陆铭, “通过买房而择校: 教育影响房价的经验证据与政策含义”, 《世界经济》, 2010 年第 12 期, 第 89—104 页。
- [6] Fu, Y., “A Model of Housing Tenure Choice: Comment”, *The American Economic Review*, 1991, 81(1), 381—383.
- [7] Fu, Y., “Uncertainty, Liquidity and Housing Choices”, *Regional Science and Urban Economics*, 1995, 25(2), 223—236.
- [8] 高波、王文莉、李祥, “预期、收入差距与中国城市房价租金‘剪刀差’之谜”, 《经济研究》, 2013 年第 6 期, 第 100—112 页。
- [9] Goodman, A. C., “Following A Panel of Stayers: Length of Stay, Tenure Choice, and Housing Demand”, *Journal of Housing Economics*, 2003, 12(2), 106—133.
- [10] Henderson, J. V., and Y. M. Ioannides, “A Model of Housing Tenure Choice”, *The American Economic Review*, 1983, 73(1), 98—113.
- [11] Huang, Y., and C. Yi, “Consumption and Tenure Choice of Multiple Homes in Transitional Urban China”, *International Journal of Housing Policy*, 2010, 10(2), 105—131.

- [12] Huang, Y., and W. A. V. Clark, "Housing Tenure Choice in Transitional Urban China: A Multilevel Analysis", *Urban Studies*, 2002, 39(1), 7—32.
- [13] Ioannides, Y. M., and S. S. Rosenthal, "Estimating the Consumption and Investment Demands for Housing and Their Effect on Housing Tenure Status", *The Review of Economics and Statistics*, 1994, 76(1), 127—141.
- [14] 况伟大, "预期、投机与中国城市房价波动", 《经济研究》, 2010年第9期, 第67—78页。
- [15] 李强, "影响中国城乡流动人口的推力与拉力因素分析", 《中国社会科学》, 2003年第1期, 第125—136页。
- [16] Li, S., "The Housing Market and Tenure Decisions in Chinese Cities: A Multivariate Analysis of the Case of Guangzhou", *Housing Studies*, 2000, 15(2), 213—236.
- [17] Li, S., and L. Li, "Life Course and Housing Tenure Change in Urban China: A Study of Guangzhou", *Housing Studies*, 2006, 21(5), 653—670.
- [18] 梁若冰、汤韵, "地方公共品供给中的 Tiebout 模型——基于中国城市房价的经验研究", 《世界经济》2008年第10期, 第71—83页。
- [19] Litchfield, J., B. Reilly, and M. Veneziani, "An Analysis of Life Satisfaction in Albania: An Heteroscedastic Ordered Probit Model Approach", *Journal of Economics Behavior & Organization*, 2012, 81, 731—741.
- [20] 陆铭、欧海军、陈斌开, "理性还是泡沫: 对城市化、移民和房价的经验研究", 《世界经济》, 2014年第1期, 第30—54页。
- [21] Mankiw, N. G., and D. N. Weil, "The Baby Boom, The Baby Bust, and The Housing Market", *Regional Science and Urban Economics*, 1989, 19(2), 235—258.
- [22] Megbolugbe, I. F., A. P. Marks, and M. B. Schwartz, "The Economic Theory of Housing Demand: A Critical Review", *Journal of Real Estate Research*, 1991, 6(3), 381—393.
- [23] Painter, G., S. Gabriel, and D. Myers, "Race, Immigrant Status and Housing Tenure Choice", *Journal of Urban Economics*, 2001, 49(1), 150—167.
- [24] Roodman, D., and D. C. Washington, "Fitting Fully Observed Recursive Mixed-process Models with CMP", *Stata Journal*, 2011, 11(2), 159—206.
- [25] Smits, A., and C. Mulder, "Family Dynamics and First-time Homeownership", *Housing Studies*, 2008, 23, 917—933.
- [26] 孙玉环、张金芳, "中国家庭住房产权类型分化研究", 《数量经济技术经济研究》, 2014年第3期, 第89—103页。
- [27] Wei, S., and X. Zhang, "Status Competition and Housing Prices", *NBER Working Papers* No. 18000, 2012.
- [28] 吴开亚、张力、陈筱, "户籍改革进程的障碍: 基于城市落户门槛的分析", 《中国人口科学》, 2010年第1期, 第66—74页。
- [29] 徐建炜、徐奇渊、何帆, "房价上涨背后的人口结构因素: 国际经验与中国证据", 《世界经济》, 2012年第1期, 第24—42页。
- [30] 郑思齐, 《住房需求的微观经济分析——理论与实证》。北京: 中国建筑工业出版社, 2007年。
- [31] Zhou, J., "Uncertainty and Housing Tenure Choice by Household Types: Evidence from China", *China Economic Review*, 2011, 22(3), 408—427.
- [32] 周京奎, "住宅市场风险、需求倾向于住宅价格波动——一个理论与实证分析", 《经济学》(季刊), 2013年第13卷第1期, 第81—102页。

HuKou and the Household's Choice of Housing Modes

XINGQIANG HE

(Lingnan (University) College, Sun Yat-sen University)

HUAIYU FEI*

(The People's Bank of China, Guangzhou Branch)

Abstract We study the impact of Hukou on household's choice of four housing modes. The divergence between investment and consumption demands for housing drives the low-to-high transition of housing modes; the inequality of public services behind HuKou increases nonlocal residents' settlement costs, driving down investment demands and housing modes. Using CHFS 2011, we find empirically follows: First, the divergence between investment and consumption demands is an important determinant of household's housing modes choice. Second, nonlocal residents are inclined to inferior modes. Third, nonlocal residents in more developed and higher urbanization cities are more inclined to inferior modes.

Key Words housing modes, Hukou, housing demand

JEL Classification R21, P25, H31

* Corresponding Author; Huaiyu Fei, The People's Bank of China Guangzhou Branch, No. 137, Yanjiang Xi Road, Guangzhou, 510120, China; TEL: 86-13570566759; E-mail: feihuaiyu@126.com