

收入不确定性、住宅权属选择与 住宅特征需求

——以家庭类型差异为视角的理论与实证分析

周京奎*

摘要 本文利用城市住户调查数据检验了收入不确定性对不同类型家庭住宅需求的影响。本文的主要发现是,在住宅权属选择方面,收入不确定性具有负的影响效应;社会经济地位较高的家庭更倾向于拥有住宅;而社会经济地位较低的家庭受到不确定性的冲击大于其他类型家庭。在住宅结构特征需求方面,社会经济地位高的家庭有更高的消费偏好,受不确定性的影响也相对较弱。而在住宅邻里特征需求方面,收入不确定性存在弱影响效应。

关键词 收入不确定性,住宅需求,Heckman模型

一、引言

我国住房制度改革过程中,住宅需求模式发生了巨大变化,并呈现了三个阶段特征:第一阶段是以租住公房为主,私有住宅为辅;第二阶段是以租住公房和私有住宅为主;第三阶段是以私有住宅为主,租住公房和私人房屋为辅。随着住宅权属选择的变化,住宅需求也正从基本需求向改善需求转变。值得注意的是,城镇居民住宅需求模式演化阶段与我国经济转轨历程相一致,而在经济转轨过程中,收入分配制度改革使城镇家庭面临着显著的收入不确定性,对家庭持久收入预期、消费偏好产生了巨大影响(罗楚亮,2005)。

以租住公房为主、私有住宅为辅的住房需求模式发生在20世纪80年代。在1979年,国家城市开发总局开始在西安、南宁、柳州、桂林和梧州试点出

*南开大学经济研究所。通信地址:天津市南开大学经济研究所,300071;电话:13752337069;E-mail: zjk2004@nankai.edu.cn。作者感谢国家社会科学基金项目“我国公共住房融资主要问题研究”(08BJY052)的资助,本文也是作者在加州大学洛杉矶分校经济系(UCLA)访学期间所写的一篇工作论文。感谢 Inter-university Consortium for Political and Social Research(ICPSR)提供的数据支持,感谢 UCLA 经济系 Matthew Kahn 教授、新加坡国立大学房地产系 Fu Yuming 教授以及西南财经大学经济与管理研究院傅十和副教授、南开大学经济研究所帅杰博士对本文写作及修改所提出的建设性意见,同时感谢两位匿名审稿人提出的宝贵修改意见,当然文责自负。

售新建住宅。到1985年年底,已有超过160个城市和300个县实行了该政策。¹但由于协调不同部门间利益难度较大,最终该政策没有推广到全国。²随后,住房制度改革的目标转向了调整公共住房的租金上。在这一时期,城镇家庭私有住宅比例相对较低。例如,在1990年,广东省、山西省、广西壮族自治区城镇家庭租住单位公房的比例分别为71.8%、84.2%、86.2%,城镇家庭自己拥有住房的比例分别为24.8%、13.4%、13.8%。³上述数字表明,在这一时期我国城镇居民住宅消费的特征是以租住公房为主,私有住宅为辅。此外,在20世纪80年代,我国国有企业改革的侧重点是扩大企业自主权和建立承包责任制。这些改革政策并没有对职工的“铁饭碗”形成实质上的冲击,企业员工的收入仍具有较高的稳定性。由于这一时期城镇家庭尚不面临收入不确定性的影响,因此在该时期住房分配模式是影响住宅消费选择的关键因素。

以租住公房和私有住宅为主的住房需求模式发生在1991—1998年间。在1991年,国务院提出了如下住房制度改革目标:解决公房租金过低的问题,住房分配模式逐渐从实物分配转向货币化分配。然而,在设计改革规划时,地方政府过度强调出售住房的优惠政策,使得许多中小城市出售住房时的优惠比例过大。最后,住房制度改革进入了低价出售的怪圈。在1993年,第三届全国住房制度改革会议召开。为加速住房制度改革和培育住房市场,这次会议鼓励地方政府出售公产房和提高公房租金。在这些政策的引导下,城镇家庭住房消费模式发生了显著变化。例如,在1998年,广东省、山西省、广西壮族自治区城镇家庭租住单位公房的比例分别为29.56%、37.8%、26.7%,城镇家庭自己拥有住房的比例分别为44.86%、23.2%、73.3%。⁴这些数字表明该时期住房消费特征是以租住公房和自己拥有住宅为主。此外,在该时期国有企业改革的侧重点是构建现代企业制度。在建立新的企业制度后,国有企业通过实行岗位工资扩大了职工间的收入差距。由于在国有企业制度改革之前,职工技能培训的时间较少,许多职工仅拥有较低的技术水平。在现代企业制度下,这些低技术或者无技术职工面临着更高的转换工作的风险,他们的收入水平也因此具有一定的不确定性。由于这一时期还没有出现职工大量下岗现象,说明企业职工面临的收入不确定性还相对较低。因此,该时期住宅消费模式的变化主要是由住房分配模式的调整决定的,同时也存

¹ 邹东涛,《中国经济发展和体制改革报告(No. 1):中国改革开放30年(1978—2008)》。北京:社会科学文献出版社,2008年。

² 出售新建住房政策实施后,地方政府、企业和个人要各自承担1/3的住宅价格。然而,地方政府通常将这部分负担转给了企业,使职工较多、历史负担重的企业面临更大的压力,因此这类企业极力反对该政策。

³ 数据来源于《广东统计年鉴(2006)》、《山西统计年鉴(2001)》、《广西统计年鉴(1999)》。

⁴ 数据来源同注3。

在收入不确定性影响住宅消费的可能性。

以私有住宅为主，租住公房和私人房屋为辅的住宅需求模式发生在1998年以后。在1998年，国务院发布了《关于进一步推进住房制度改革加快住房建设的通知》，强调停止住房福利分配制度对于构建住房市场的重要性。从此在制度上建立了市场化住房体制，并把住宅产业看做推动经济增长的一个重要支柱产业。市场化住房分配体制的建立极大地提高了商品房需求规模。在2002年，广东省、山西省、广西壮族自治区城镇家庭租住单位公房的比例分别为12.19%、15.7%、18.32%，城镇家庭自己拥有住房的比例分别为84.85%、72.4%、81.68%。⁵近些年在住宅市场异常火爆的背景下，自有住宅比例则有了进一步提高。这表明在住房分配制度市场化改革基本完成后，城镇家庭的住房需求模式呈现了以私有住宅为主，租住公房和私人房屋为辅的特征。此外，20世纪90年代中后期，国有企业改革的侧重点是推出竞争性行业和减少企业冗员。国有企业退出竞争性行业的目的是促进产权多样化。在企业产权转变过程中，一部分工作技能较低、受教育程度低的职工不得不转换工作岗位，甚至下岗。据统计，在1998—2005年间我国共有2175万下岗职工。⁶与此同时，我国行政机构改革也将减少冗员作为改革的目标之一。这意味着该时期城镇居民面临着较高的收入不确定性。上述分析表明，在该时期城镇家庭住宅消费模式受到了住房制度改革和收入不确定性的双重影响。

在建立了以市场为导向的住房分配制度后，城镇居民可以从市场上购买或租住自己需要的住宅。由于随着我国经济改革的推进，城镇居民面临的收入不确定性的影响也日益显著，这一方面会影响居民的持久收入预期，另一方面也会降低居民现期的住房支付能力，进而改变他们的住宅消费偏好。住宅是由结构特征和邻里特征共同组成的复合商品（Zabel, 2004），前者代表了居民基本住房需求，后者代表了居民改善型住房需求。然而，收入不确定性的外生冲击对不同类型家庭的住宅需求决策有哪些影响呢？它们之间的差异又如何呢？

为反映收入不确定性对基本住房需求和改善型住房需求的差异影响，本文所讨论的住宅特征需求将由住宅结构特征需求和住宅邻里特征需求组成，并在引入住宅特征价格和收入不确定性测量工具的基础上，采用1995年、2002年中国城市住户调查数据进行实证分析。考虑到我国经济转轨过程中，家庭类型发生了巨大变化，我们还将从家庭类型角度分析上述影响效应。本文的结构安排如下：第二部分是文献综述，分析和总结现有理论和实证研究结论及局限性；第三部分提出理论分析框架，构建不确定性、权属选择与住宅特征需求模型；第四部分为数据描述、变量选择与计量分析方法；第五部分计算住宅特征价格及住宅特征需求，并利用城市住户调查数据，验证不确

⁵ 数据来源于《广东统计年鉴(2004)》、《山西统计年鉴(2004)》、《广西统计年鉴(2005)》。

⁶ 数据来源于《中国劳动和社会保障年鉴(2006)》。

定性对不同类型家庭住宅需求选择的影响;第六部分得出结论。

二、文献综述

收入变化对住宅需求选择的影响是学者们极为关注的重要研究内容之一,并取得了大量研究成果。Friedman (1957) 的持久收入理论暗示,在考虑了整个生命周期内所能获得的资源后,消费者才能做出其消费决策 (Fuhrer, 1992)。住宅是典型的耐用品,显然人们不能完全用当前的收入购买这类商品。自从 Muth (1960) 强调 Friedman 的持久收入理论在解释住宅需求变化上的重要性以来,学者们大都认同该观点,即持久收入是决定住宅需求的主要因素 (Goodman and Kawai, 1982; Cameron, 1986)。持久收入是由个人特征和工作单位特征决定的。上述特征的变化将通过影响持久收入间接影响住宅需求。

已有的研究表明,住宅消费偏好差异还与家庭类型有关 (Rossi, 1955; Muth, 1969; Wheaton, 1977; Daniere, 1994; Dipasquale and Kahn, 1999)。家庭进入住宅市场的决策可能是基于其消费动机发生变化,如认为现有住宅难以满足其需求 (Weinberg, Friedman and Mayo, 1981)。住宅服务需求将随着收入的增加而提高,而对住宅的消费偏好则会随着家庭收入预期或者户主就业预期的变化而发生改变 (Fu, Tse and Zhou, 2000)。其他社会经济特征变化,例如家庭规模、户主的年龄、职业、教育背景等也都会影响住宅需求偏好 (Green and Hendershot, 1996; VanderHart, 1998; Axel Börsch-Supan, Florian Heiss, and Miki Seko, 2001; Bajari and Kahn, 2005)。

然而,户主或者家庭主要成员社会经济特征频繁变化将会导致收入不确定性,因此收入不确定性对住宅需求选择的影响也备受学者们的关注。在已有的理论研究中,一些学者主要从单期和多期框架下讨论不确定性对住宅权属选择的影响。在单期分析框架下,DeSalvo and Eeckhoudt (1982) 讨论了现期收入不确定性对住宅消费的影响,认为在单中心城市中那些遭受收入不确定性的家庭的住宅消费与失业概率呈反比,但与失业补偿水平呈正比。不确定性条件下的消费行为模型通常假定现期收入是确定的,未来收入是不确定的 (例如, Dreze and Modigliani, 1972; Leland, 1968; Sandmo, 1971)。Haurin and Gill (1987) 在 Dreze and Modigliani 研究的基础上用一个两期模型分析了收入流的不确定性是否影响私有住宅需求。然而,在该理论模型中,不确定收入与住宅消费偏好之间的关系仍具有不确定性。Henderson and Ioannides (1983) 在一个消费者效用最大化的两期模型中引入了不确定性变量,并比较了投资和消费两种选择下消费者效用差异。此外,Turnbull, Glascock and Sirmans (1991) 进一步扩展了 DeSalvo and Eeckhoudt (1982) 的理论分析

框架，利用二元效用函数模型研究不确定收入与住宅区位选择关系时发现，较高的收入风险降低了任意区位上的住宅需求和边际距离收益。Fu (1995) 认为 Henderson and Ioannides (1983) 构建的投资-消费模型以及其扩展模型 (例如，Ioannides and Rosenthal, 1994) 均忽略了家庭流动性的作用，进而导致住宅消费和投资行为间的冲突；只有控制了家庭流动性，才能在住宅价格不确定的条件下正确判断住宅消费行为。

早期的经验研究发现，消费者持久收入的私有住宅需求弹性要高于持久收入的租赁需求弹性，并且持久收入的住宅需求弹性还高于现期收入 (de Leeuw, 1971; Mayo, 1981; Goodman and Kawai, 1982; Jimenez and Keare, 1984)。在随后的经验研究中，Haurin and Gill (1987) 发现住宅消费随着收入不确定性的增加而减少，对于军队雇员更是如此。Haurin (1991) 认为暂时性收入冲击是影响住宅自有率的重要因素。其实证研究发现，收入不确定性增加 10% 将导致住宅自有率降低 5%。然而，收入不确定性对住宅需求数量没有影响。Robst, Deitz and McGoldrick (1999) 用三种方法测算了收入不确定性，其研究结果暗示收入不确定性在居民购买和租赁住宅决策方面扮演着重要角色。Luis Diaz-Serrano (2005) 分别构建混合 Probit 模型、随机效应 Probit 模型以及混合和随机效应模型，利用德国和西班牙数据进行检验时发现，当家庭面临高收入不确定性时，将更倾向于选择租房，而那些收入具有非正态分布的家庭则对拥有住宅有更高的偏好。

在上述国外学者的研究中，持久收入、收入不确定性变化都是影响住房支付能力的重要因素，因此我们可以把改变家庭住房支付能力看做产生上述影响效应的机理。目前，国内学者的研究大部分集中在房地产价格和房地产市场运行上 (平新乔和陈敏彦, 2004; 张涛、龚六堂和卜永祥, 2006; 梁云芳、高铁梅和贺书平, 2006; 史永东和陈日清, 2009; 况伟大, 2010)，并得出了大量有建设性的研究成果。由于微观数据的缺乏，有关我国城镇居民收入不确定性对住宅消费选择影响的研究较少。郑思齐 (2007) 认为家庭因素、住房特征和制度因素是影响住宅权属选择的主要因素。其中，收入低、年轻和流动性强的家庭倾向于选择租赁住房。其他学者对住宅权属选择的研究仅限于定性分析，而且没有考虑不确定性等外生冲击对住宅权属决策的影响 (沈健, 2001; 刘美霞, 2004)。虽然 Fu (2000) 利用 1996 年的调查数据研究了中国城市工人的住宅选择问题，并认为公共住房补贴与商品房的可支付性在提高自有住房率方面都具有重要作用，但是他仍然没有深入讨论收入不确定性的外生冲击对住宅权属和住宅需求的影响。此外，国内外学者尚鲜有讨论收入不确定性对基本住宅需求和改善型住宅需求的影响。

三、理论模型

住宅既是消费品又是投资品,住宅需求决策不仅取决于当期获得的效用水平,还与未来资产增值幅度及维护成本有关。因此,本部分将借鉴 Fu (1995) 和 Henderson and Ioannides (1983) 构建模型的方法,把未来资产增值及维护成本引入约束条件中。同时,为简化分析,我们扩展 DeSalvo and Eeckhoudt (1982) 的分析方法,考虑消费者生命周期收入不确定性的影响。

假设消费者生命周期分为两部分,整个工作期间设为时期 1,退休后的期间设为时期 2。在第 1 期,家庭效用取决于购房消费或租房消费 (q 为住宅结构特征,代表基本住宅需求)⁷,另一部分收入用于其他商品消费 (x)。其中,自有住宅和租赁住宅的概率分别为 ϕ 和 $1-\phi$,消费者住宅消费支出为 $P(A)q$ 或 $R(A)q$, P 和 R 代表住宅单位面积价格和单位面积租金, A 代表家庭对住宅所在区位邻里特征 (neighborhood amenity, 代表改善型住宅需求) 的需求数量,且 $dP/dA > 0$ 和 $dR/dA > 0$; 消费者在第 2 期的效用取决于储蓄 (s) 和住宅维护成本 (自有住宅单位面积维护成本为 T , 租赁住宅单位面积维护成本为 τ); 在第 1 期和第 2 期内,家庭成员的受教育水平、工作经验以及所面对的社会环境都将发生变化,使得家庭类型也随之发生变化。但消费者无法准确预测未来家庭类型,因此我们把家庭按照面临收入不确定性的差异分为两种类型 h_1 和 h_2 (其中, h_1 代表面临收入不确定性的家庭,如普通职工的家庭、技术职称较低的家庭、低收入行业的家庭等; h_2 代表没有收入不确定性的家庭,如管理者的家庭、技术职称较高的家庭、高收入行业的家庭等),并假设同一家庭分属这两种家庭类型的概率依次是 π 和 $1-\pi$ ⁸; 在第 1 期 h_1 和 h_2 家庭的收入分别用 y_1 和 y_2 表示,在第 2 期 h_1 和 h_2 家庭的收入分别用 y_{w_1} 和 y_{w_2} 表示。给定上面的定义和假设,家庭关于 q 、 A 和 ϕ 的预期效用最大化问题可用如下公式表示:

$$E(U) = \pi[U_1(x, q) + U_2(w)]_{h_1} + (1 - \pi)[U_1(x, q) + U_2(w)]_{h_2}, \quad (1)$$

$$\text{s. t. } x_{h_1} = y_1 - s - (\phi P(A)q + (1 - \phi)R(A)q),$$

$$w_{h_1} = y_{w_1} + s(1 + r) + \phi(1 + \eta)P(A)q - (\phi Tq + (1 - \phi)\tau q),$$

$$x_{h_2} = y_2 - s - (\phi P(A)q + (1 - \phi)R(A)q),$$

⁷ 消费者住宅购买数量一般是指住宅面积、卧室数量、客厅数量、卫生间数量等住宅结构特征,不包括住宅区位特征,因此我们可以用 q 来代表住宅结构特征需求数量。

⁸ 20 世纪 90 年代中后期,国有企业改革的主要目标是退出竞争性行业和减少企业冗员。国有企业退出竞争性行业的目的是促进产权多样化。在企业产权转变过程中,一部分工作技能较低、受教育程度低的职工不得不转换工作岗位,甚至下岗。此外,在该时期我国行政机构改革也将减少冗员作为改革的目标之一。这意味着该时期城镇居民面临的收入不确定性主要体现为失业不确定性,因此本文所谈及的收入不确定性主要是指失业概率。

$$\omega_{h_2} = y_{w_2} + s(1+r) + \phi(1+\eta)P(A)q - (\phi Tq + (1-\phi)\tau q).$$

其中， ω 为第2期的资产， η 代表资产收益率。⁹

一阶条件为

$$E_q = \pi[U_q - (\phi P + (1-\phi)R)U_x + (\phi(1+\eta)P - (\phi T + (1-\phi)\tau))U_w]_{h_1} + (1-\pi)[U_q - (\phi P + (1-\phi)R)U_x + (\phi(1+\eta)P - (\phi T + (1-\phi)\tau))U_w]_{h_2} = 0. \quad (2)$$

$$E_A = \pi[\phi(1+\eta)P_A U_w - (\phi P_A + (1-\phi)R_A)U_x]_{h_1} + (1-\pi)[\phi(1+\eta)P_A U_w - (\phi P_A + (1-\phi)R_A)U_x]_{h_2} = 0. \quad (3)$$

$$E_\phi = \pi[((1+\eta)P - (T-\tau))U_w - (P-R)U_x]_{h_1} + (1-\pi)[((1+\eta)P - (T-\tau))U_w - (P-R)U_x]_{h_2} = 0. \quad (4)$$

二阶条件为 $E_{qq} < 0$ 、 $E_{AA} < 0$ 和 $E_{\phi\phi} < 0$ ：

$$E_{qq} = \pi[U_{qq} - 2\beta_1 U_{qx} + \beta_1^2 U_{xx} + \beta_2^2 U_{ww}]_{h_1} + (1-\pi)[U_{qq} - 2\beta_1 U_{qx} + \beta_1^2 U_{xx} + \beta_2^2 U_{ww}]_{h_2}. \quad (5)$$

$$E_{AA} = \pi[\phi(1+\eta)P_{AA} U_w - (\phi P_{AA} + (1-\phi)R_{AA})U_x + (\phi P_A + (1-\phi)R_A)^2 q U_{xx} + (\phi(1+\eta)P_A)^2 q U_{ww}]_{h_1} + (1-\pi)[\phi(1+\eta)P_{AA} U_w - (\phi P_{AA} + (1-\phi)R_{AA})U_x + (\phi P_A + (1-\phi)R_A)^2 q U_{xx} + (\phi(1+\eta)P_A)^2 q U_{ww}]_{h_2}. \quad (6)$$

$$E_{\phi\phi} = \pi[(P-R)^2 q U_{xx} + ((1+\eta)P - (T-\tau))^2 q U_{ww}]_{h_1} + (1-\pi)[(P-R)^2 q U_{xx} + ((1+\eta)P - (T-\tau))^2 q U_{ww}]_{h_2}. \quad (7)$$

其中， $\beta_1 = \phi P + (1-\phi)R$ ， $\beta_2 = \phi(1+\eta)P - (\phi T + (1-\phi)\tau)$ 。

下面我们运用比较静态方法，分析收入不确定性、家庭类型及家庭收入对住宅权属选择、住宅结构特征需求和住宅邻里特征需求的影响。对公式(2)进行全微分，可得关于 dq 的表达式如下：

$$dq = -E_{qq}^{-1} \{ [(U_q - \beta_1 U_x + \beta_2 U_w)_{h_1} - (U_q - \beta_1 U_x + \beta_2 U_w)_{h_2}] d\pi + \pi(U_{qx} - \beta_1 U_{xx})_{h_1} dy_1 + (1-\pi)(U_{qx} - \beta_1 U_{xx})_{h_2} dy_2 \}. \quad (8)$$

从(8)式首先可得到有关收入不确定性与住宅结构特征需求的关系：

$$\frac{\partial q}{\partial \pi} = -E_{qq}^{-1} [(U_q - \beta_1 U_x + \beta_2 U_w)_{h_1} - (U_q - \beta_1 U_x + \beta_2 U_w)_{h_2}] < 0. \quad (9)$$

⁹ 住宅资产是居民最主要的资产之一，消费者对住宅资产增值的预期是影响住宅消费决策的一个重要因素。因此，在约束条件中引入资产变量是可行的。与资产增值相对应的另一个影响消费者住宅消费决策的重要因素是住房持有成本。目前，我国尚未对城镇居民全面征收住宅保有税，居民持有住宅的成本以维护成本为主。因此，我们把维护成本引入该模型的目的就是表明住宅持有成本将影响住宅消费决策。为简化分析，本文假定家庭面临着固定的资产增值率和单位面积住宅维护成本。因此，是否引入这两个变量不会改变本模型的结论。

根据 DeSalvo and Eeckhoudt (1982) 的方法, 我们可以得出 $(U_q - \beta_1 U_x + \beta_2 U_w)_{h_1} < (U_q - \beta_1 U_x + \beta_2 U_w)_{h_2}$ 。由此可以得出 (9) 式的符号为负。¹⁰ 上述分析表明随着家庭面临收入不确定性的概率增加, 其住宅结构特征需求规模将下降, 同时也意味着收入不确定性在抑制消费者的基本住宅需求方面扮演着重要角色。下面将继续讨论家庭收入变化对住宅结构特征需求的影响:

$$\frac{\partial q}{\partial y_1} = -E_{qq}^{-1} \pi (U_{qx} - \beta_1 U_{xx})_{h_1} > 0. \quad (10)$$

$$\frac{\partial q}{\partial y_2} = -E_{qq}^{-1} (1 - \pi) (U_{qx} - \beta_1 U_{xx})_{h_2} > 0. \quad (11)$$

由于 $\beta_1 > 0$, $U_{qx} > 0$, $U_{xx} < 0$, 因此 (10) 式和 (11) 式的符号均为正。上述公式表明无论家庭类型如何, 增加家庭收入都将提高住宅结构特征需求。从上面的分析, 我们可以得出命题 1:

命题 1 若住宅和其他商品均为正常商品, 且满足上述假设条件, 则

$$\frac{\partial q}{\partial \pi} < 0, \quad \frac{\partial q}{\partial y_1} > 0, \quad \frac{\partial q}{\partial y_2} > 0.$$

命题 1 的经济含义为: 随着收入不确定性的提高, 家庭基本住宅需求规模将下降。由于社会经济地位较低的家庭遭受收入不确定性的概率较高, 其家庭持久收入预期和住房支付能力受收入不确定性的影响也相对较大, 因此收入不确定性对这类家庭的基本住宅需求规模的影响也会更显著。同时, 该命题也表明, 无论家庭类型如何, 增加家庭收入都将提高住宅结构特征需求, 即基本住宅需求。

下面继续讨论家庭类型、不确定性以及家庭收入对住宅邻里特征需求的影响。对 (3) 式进行全微分, 可得关于 dA 的表达式如下:

$$\begin{aligned} dA = & -E_{AA}^{-1} \{ [(\phi(1 + \eta)P_A U_w - (\phi P_A + (1 - \phi)R_A)U_x)_{h_1} \\ & - (\phi(1 + \eta)P_A U_w - (\phi P_A + (1 - \phi)R_A)U_x)_{h_2}] d\pi \\ & - \pi((\phi P_A + (1 - \phi)R_A)U_{xx})_{h_1} dy_1 \\ & - (1 - \pi)((\phi P_A + (1 - \phi)R_A)U_{xx})_{h_2} dy_2 \}. \end{aligned} \quad (12)$$

从 (12) 式得到收入不确定性与住宅邻里特征需求的关系表达式为

$$\begin{aligned} \frac{\partial A}{\partial \pi} = & -E_{AA}^{-1} [(\phi(1 + \eta)P_A U_w - (\phi P_A + (1 - \phi)R_A)U_x)_{h_1} \\ & - (\phi(1 + \eta)P_A U_w - (\phi P_A + (1 - \phi)R_A)U_x)_{h_2}] < 0. \end{aligned} \quad (13)$$

同 (9) 式的证明方法类似, 假设资产 w 对其他商品消费 x 的边际替代率是

¹⁰ 具体计算过程见附录 A。

递增的,即可得出 $(\phi(1+\eta)P_A U_w - (\phi P_A + (1-\phi)R_A)U_x)_{h_1} < (\phi(1+\eta)P_A U_w - (\phi P_A + (1-\phi)R_A)U_x)_{h_2}$ 。由此可以得出(13)式的符号为负。这暗示着随着收入不确定性的增加,住宅邻里特征需求规模将下降,它与住宅结构特征需求的变化趋势相同。下面将继续讨论家庭收入变化对住宅邻里特征需求的影响。

$$\frac{\partial A}{\partial y_1} = -E_{AA}^{-1} \pi(-(\phi P_A + (1-\phi)R_A)U_{xx})_{h_1} > 0. \quad (14)$$

$$\frac{\partial A}{\partial y_2} = -E_{AA}^{-1} (1-\pi)(-(\phi P_A + (1-\phi)R_A)U_{xx})_{h_2} > 0. \quad (15)$$

由于 $U_{xx} > 0$, 因此(14)式和(15)式的符号均为正。上述公式表明无论家庭类型如何,增加家庭收入都将提高住宅邻里特征需求。从上面的分析,我们可以得出命题2:

命题2 若住宅和其他商品均为正常商品,且满足上述假设条件,则

$$\frac{\partial A}{\partial \pi} < 0, \frac{\partial A}{\partial y_1} > 0, \frac{\partial A}{\partial y_2} > 0.$$

命题2的经济含义为:随着收入不确定性的提高,家庭改善型住宅需求将减少;反之,当收入不确定性较低时,家庭改善型住宅需求将增加。由于购买改善型住宅通常需要较高的住房支付能力,且具有稳定的收入预期,而在收入不确定性的冲击下,社会经济地位较低的家庭的收入预期和住房支付能力都会降低,因而其改善型住宅需求下降的幅度要显著高于其他类型家庭。此外,该命题也表明,无论家庭类型如何,增加家庭收入都将提高改善型住宅需求。

对(4)式进行全微分,可得关于 $d\phi$ 的表达式如下:

$$\begin{aligned} d\phi = & -E_{\pi\pi}^{-1} \{ [((1+\eta)P - (T-\tau))U_w - (P-R)U_x]_{h_1} \\ & - (((1+\eta)P - (T-\tau))U_w - (P-R)U_x)_{h_2}] d\pi \\ & - \pi((P-R)U_{xx})_{h_1} dy_1 - (1-\pi)((P-R)U_{xx})_{h_2} dy_2 \}. \end{aligned} \quad (16)$$

从(16)式首先可得到有关收入不确定性与住宅权属选择的关系:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \phi}{\partial \pi} = & -E_{\pi\pi}^{-1} [(((1+\eta)P - (T-\tau))U_w - (P-R)U_x)_{h_1} \\ & - (((1+\eta)P - (T-\tau))U_w - (P-R)U_x)_{h_2}] < 0. \end{aligned} \quad (17)$$

与公式(9)的符号判别方法类似,我们可以证明如下关系式成立:

$$\begin{aligned} & (((1+\eta)P - (T-\tau))U_w - (P-R)U_x)_{h_1} \\ & < (((1+\eta)P - (T-\tau))U_w - (P-R)U_x)_{h_2}. \end{aligned}$$

由此可以得出(17)式的符号为负。这说明随着收入不确定性的增加,消费者自有住宅拥有率将下降。下面将继续讨论家庭收入变化对住宅权属选择的影响:

$$\frac{\partial \phi}{\partial y_1} = -E_{\pi}^{-1}[-\pi((P-R)U_{xx})_{h_1}] > 0. \quad (18)$$

$$\frac{\partial \phi}{\partial y_2} = -E_{\pi}^{-1}[-(1-\pi)((P-R)U_{xx})_{h_2}] > 0. \quad (19)$$

由于 $P-R > 0$, $U_{xx} < 0$, 因此公式(18)和(19)的符号均为正。上述公式表明无论家庭类型如何, 增加家庭收入都将提高自有住宅率。从上面的分析, 我们可以得出命题3:

命题3 若住宅和其他商品均为正常商品, 且满足上述假设条件, 则 $\frac{\partial \phi}{\partial \pi} < 0$, $\frac{\partial \phi}{\partial y_1} > 0$, $\frac{\partial \phi}{\partial y_2} > 0$ 。

命题3的经济含义为: 在收入不确定性的冲击下, 家庭将在购买住宅和租赁住宅间进行权衡; 随着家庭面临收入不确定性概率的增加, 其拥有住宅的概率也会相应下降。由于社会经济地位较低的家庭遭受收入不确定性冲击的概率更高, 因此这类家庭的住宅权属福利水平受收入不确定性的负向影响要比其他类型家庭更显著。

四、数据、变量与方法

(一) 数据与变量

本文所使用的数据主要来源于中国社会科学院经济研究所收入分配课题组在1995年、2002年对全国城镇居民的住户调查(CHIPS), 历次调查的内容涉及住户成员个人特征及收入、家庭资产、家庭支出、家庭规模等内容。其中, 1995年的样本为6931户, 2002年的样本为6835户。¹¹ 本文将使用这两个年度的混合截面数据进行分析, 所涉及的变量包括收入不确定性、住宅权属选择、住宅特征需求、家庭类型、家庭人口统计特征。另外, 我们以1995年为基年, 经各省CPI将模型中所有价值型变量转化为实际变量。城市虚拟变量、城市代码及其数量描述详见附表1, 主要变量定义及统计描述详见附表2。

1. 收入不确定性变量、持久收入变量

建立现代企业制度的一个直接影响是打破了大锅饭制度, 企业职工开始

¹¹ 在CHIPS数据库中, 1995年的家庭样本数是6931, 2002年的样本数是6835。本文在计算住宅特征价格时, 需要每个家庭的住宅价值数据。然而, 在1995年和2002年, 被调查家庭现有住宅价值大于200元的样本量分别为2481和5779。由于该变量的缺漏值较多, 为此我们采取了一个折中的办法, 就是把除了上述样本外, 住宅购买价格大于200元的样本也作为我们的研究对象。因此, 本文计算住宅特征价格使用的数据包括1995年的3000个样本和2002年的5989个样本。

通过竞争获得相应的工作岗位，一部分职工由于缺少职业技能培训而不得不转向收入较低的工作岗位，另一部分非技术工人甚至处于失业状态。该制度在提高企业经营效率的同时，也加剧了职工收入的不确定性。因此，本文在实证分析中用失业概率作为收入不确定性的代理变量。为计算失业概率，首先要估计失业概率函数。我们将利用 Probit 模型估计失业概率函数。假设失业状态是一个离散变量， $pr_unemploy=1$ 代表失业状态， $pr_unemploy=0$ 代表就业状态。那么，失业状态函数可表述为

$$pr_unemploy_{ijt} = \alpha_1 HHC_{ijt} + \alpha_2 HTH_{ijt} + \alpha_3 ERF_{ijt} + \epsilon_{ijt}. \quad (20)$$

其中，下标 i 、 j 、 t 分别代表第 i 个家庭、第 j 个家庭成员（户主或配偶）和时间；HHC 代表户主和配偶的人口学特征向量，包括受访者的年龄等级（ $pr_agerank$ ）、受教育水平（ $pr_edulevel$ ）、性别（ pr_gender ）、户籍状况（ pr_img ）；HTH 代表健康状况向量，包括患过严重的疾病（ $pr_seriousdis$ ）、身体健康状况（ pr_health ）、病假天数（ pr_s_day ）；ERF 代表工作特征向量，包括就职的行业（ $pr_indtype$ ）、单位效益状况（ pr_lge ）、职业类型（ $pr_occupation$ ）、单位类型（ $pr_wunittype$ ）、企业所有制类型（ $pr_ownship$ ）、是否有职称或行政职务（ $pr_protitile$ ）、接受就业培训的时间（ pr_train ）、获得工作的途径（ pr_wayjob ）、是否更换过工作单位（ $pr_jobchange$ ）、工作单位是否经历了改制（ $pr_ownchange$ ）、工作条件（ pr_satcon ）； ϵ 是误差项。给定 (20) 式，我们可以得到失业概率的计算公式：

$$\begin{aligned} UNC_{it} &= \sum_{j=1}^2 pr_unemploy_{ijt} = \sum_{j=1}^2 \hat{\alpha}_{1j} HHC_{ijt} + \sum_{j=1}^2 \hat{\alpha}_{2j} HTH_{ijt} \\ &+ \sum_{j=1}^2 \hat{\alpha}_{3j} ERF_{ijt} + \sum_{j=1}^2 \epsilon_{ijt}. \end{aligned} \quad (21)$$

其中， $j=1,2$ ，分别代表户主和配偶；UNC 代表家庭失业概率； $\hat{\alpha}_1$ 、 $\hat{\alpha}_2$ 、 $\hat{\alpha}_3$ 为公式 (20) 中各变量的估计系数。

此外，CHIPS 数据给出了包括调查年份的过去 5 年家庭收入水平数据。因此，本文借鉴 Meng (2003) 计算持久收入的方法，把家庭“过去 5 年收入水平的加权平均”作为持久收入变量，用 $perm_inc$ 表示。

2. 住宅相关变量

在本文所使用的数据中，居民住宅的市场价值用 hP 表示。住宅权属类型包括：租住公房、租住私人房屋和个人自有住宅。在 1995—2002 年间，我国住房租赁市场发展相对滞后，大部分租房人都是租住公房，只有小部分租房人租住私人房屋。因此，本文把租住公房和私人房屋的人均看做租房人，其他消费者被看做拥有私人住宅，并用 $h_ownship$ 代表住宅权属选择变量。

住宅结构特征包括住宅面积、房龄、房型、住宅设施。其中,住宅面积是指住宅使用面积,用 h_area 表示;房龄用 h_age 表示;房型是指住宅卧室数量, one_room 代表一室、 two_room 代表二室、 $more_room$ 代表三室以上;住宅设施是指住宅是否有浴室、暖气和厨房,分别用 t_bath 、 $heat$ 、 $kitchen$ 表示。住宅邻里特征包括区位特征向量,其中 c_locat 代表住宅位于城市中心区, s_locat 代表住宅位于城市中心区以外的地区, t_city 代表住宅位于地级以上城市, $east$ 代表住宅位于东部城市。

3. 家庭社会经济特征及家庭类型变量

户主或家庭社会经济特征包括婚姻状况 ($marriage$)、是否是少数民族 ($minority$)、家庭人口 (pop)、户主年龄 (age)、户主年龄的平方 ($age1$)、户主受教育年限 (edu_year)、户主获取工作的途径 (j_way)、家庭工作人口平均年龄 (per_w_age)、家庭工作人口平均受教育年限 (per_w_eduage)、家庭成员平均年龄 (per_age)、家庭成员平均受教育年限 (per_eduage)、家庭教育支出 (edu_exp)、家庭医疗支出 (med_exp)、主要耐用品拥有数量 (dur_number)、家庭是否缴存公积金 (dh_fund)、户主是否有医疗保险 ($dmed_ins$)、户主是否有养老保险 ($dret_ins$)。

本文从家庭收入、单位类型、职业类型、职称类型和行业收入类型等能代表家庭或户主社会地位的五个角度来划分家庭类型:(1)家庭收入类型。与黄静和屠梅曾(2009)的研究类似,本文把家庭按照总收入从低至高的顺序平均分成5个组,依次为低收入组 (l_inc)、较低收入组 (cl_inc)、中等收入组 (m_inc)、较高收入组 (ch_inc) 和高收入组 (h_inc),分别代表5种家庭收入类型。(2)户主单位类型。单位类型分为企业 ($unit1$), 党政机关、事业单位 ($unit2$), 以及其他类型单位 ($unit3$)。(3)户主职业类型。职业类型分为单位负责人 ($occup1$)、专业技术人员 ($occup2$)、职员 ($occup3$) 及其他职业类型 ($occup4$)。(4)户主职称类型。职业类型分为高级职称 (p_title1)、中级职称 (p_title2)、初级职称 (p_title3) 以及技术员级以下 (p_title4)。(5)户主行业类型。陈钊、陆铭和佐藤宏(2009)以及陈钊、万广华和陆铭(2010)利用 CHIPS 数据分析了1995年和2002年行业收入差别,并以制造业为参照系,将行业收入类型分成3类,即低收入行业、中等收入行业和高收入行业。¹² 本文也将采用该行业类型分类方法,并用 l_indus 、 m_indus 、 h_indus 依次代表上述行业。

¹² 1995年高收入行业包括交通、运输、邮电、通信业,教育、文化、艺术事业和金融、保险业;中等收入行业包括农、林、牧、渔业,采掘业,勘探业,建筑业,商业,房地产业,卫生、体育与社会福利业,科研及技术服务业,以及政府、党政机关及社会团体和制造业;低收入行业为其他行业。2002年高收入行业包括电力、煤气及水的生产和供给业,建筑业,交通运输、仓储及邮电通信业,金融保险业和房地产业;低收入行业为社会服务业;中等收入行业包括制造业及其他行业。

(二) 计量模型

本文将通过三个步骤分析收入不确定性对权属选择、住宅特征需求的影响。首先，利用住宅特征价格模型 (house price hedonic model) 估计住宅特征价格。然后，利用所估计的住宅特征价格计算住宅特征需求。最后，给出收入不确定性、权属选择与住宅特征需求的基准计量模型及扩展模型。

1. 住宅特征价格模型

我们使用标准的特征价格模型估计住宅特征价格，在该模型中被解释变量取住宅价值的对数。

$$\ln(hP_i) = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot X_{i1} + \alpha_2 X_{i2} + \epsilon_i, \quad (22)$$

其中， X_{i1} 代表第 i 个家庭的住宅结构特征向量，其中住宅面积是指住宅使用面积，用 `h_area` 表示；房龄用 `h_age` 表示；房型是指住宅卧室数量，`one_room` 代表一室、`two_room` 代表二室、`more_room` 代表三室以上；住宅设施是指住宅是否有浴室、暖气和厨房，分别用 `t_bath`、`heat`、`kitchen` 表示； X_{i2} 代表第 i 个家庭的住宅邻里特征向量，其中 `c_locat` 代表住宅位于城市中心区，`s_locat` 代表住宅位于城市中心区以外的地区，`t_city` 代表住宅位于地级以上城市，`east` 代表住宅位于东部城市； ϵ_i 代表误差项； α_0 、 α_1 、 α_2 代表各向量的系数。

2. 住宅特征需求

利用上面模型的回归结果，计算住宅结构特征需求和邻里特征需求¹³：

$$\text{st_demand}_i = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \cdot X_{i1}, \quad (23)$$

$$\text{nb_demand}_i = \hat{\alpha}_2 \cdot X_{i2}, \quad (24)$$

其中，`st_demand` 代表第 i 个家庭的住宅结构特征需求，`nb_demand` 代表第 i 个家庭的住宅邻里特征需求， $\hat{\alpha}_0$ 、 $\hat{\alpha}_1$ 、 $\hat{\alpha}_2$ 为 (22) 式中各变量的估计系数，其他变量同 (22) 式类似。

3. 收入不确定性、权属选择与住宅特征需求

为避免选择性偏误问题，Chou and Shih (1995)、Goodman (1988, 1990)、Rosenthal *et al.* (1991)、Gillingham and Hagemann (1983) 以及 Hansen, Formby and Smith (1998) 在研究住宅需求决策时均讨论了 Heckman 两阶段估计方法。在本文所使用的城镇住户调查数据中，家庭住宅权属选择可能存在选择性偏误问题，因此本文也将采用该模型进行分析，具体方法表述如下：

首先，以“是否自有住宅”作为第一阶段估计的解释变量进行 probit 估计，以确定自有住宅决策的决定因素。该基准模型如下：

¹³ 本文中的住宅需求用货币值表示，以反映居民对住宅特征的需求程度和规模。

$$\text{Prob}(\text{OWN} = 1 | \cdot) = \beta_0 + \beta_1 \text{UNC}_i + \beta_2 \ln(\text{perm_inc}_i) + \sum_f \beta_{3i,f} Z_{i,f} + \gamma_i, \quad (25)$$

其中, OWN 代表自己拥有住宅(如果家庭 i 自己拥有住房, 则该变量值为 1; 反之, 该变量值为 0); UNC 代表收入不确定性向量; $\ln \text{perm_inc}$ 代表家庭持久收入的对数; Z 代表控制变量(包括家庭和户主特征 f , 具体包括: 婚姻状况、是否是少数民族、家庭人口、户主年龄、户主年龄的平方、家庭成员平均年龄、家庭成员平均受教育年限、家庭教育支出、家庭医疗支出、主要耐用品拥有数量、家庭是否缴存公积金、户主是否有医疗保险、户主是否有养老保险); γ 是误差项; β_0 是常数项; $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ 是系数。

本模型解释变量包含了持久收入变量, 但“家庭持久收入”测算中可能存在统计误差, 进而导致内生性的问题(樊潇彦、袁志刚和万广华, 2007)。为此, 我们需要用 ivprobit 模型对持久收入是否具有内生性进行判断, 如果检验结果显示, 持久收入不具有内生性, 则说明前面 probit 的估计结果是无偏的、可信的, 可以继续采用下面标准的 Heckman 两阶段模型进行估计。¹⁴

其次, 由于 OLS 估计中可能存在选择性偏误, 所以需要从 probit 估计式中得到转换比率(inverse mills ratio) λ , 作为第二阶段的修正参数。

最后, 利用 OLS 方法进行估计, 使用 λ 作为方程估计的一个额外的变量以纠正选择性偏误, 基准模型为

$$\ln \text{st_demand}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{UNC}_i + \beta_2 \ln(\text{perm_inc}_i) + \sum_f \beta_{3i,f} \hat{Z}_{i,f} + \beta_4 \lambda_i + \epsilon_i, \quad (26)$$

$$\ln \text{nb_demand}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{UNC}_i + \beta_2 \ln(\text{perm_inc}_i) + \sum_f \beta_{3i,f} \hat{Z}_{i,f} + \beta_4 \lambda_i + \epsilon_i, \quad (27)$$

其中, \hat{Z} 代表控制变量(包括家庭人口、户主年龄、户主年龄的平方、家庭成员平均年龄、家庭成员平均受教育年限、家庭教育支出、家庭医疗支出、主要耐用品拥有数量、家庭是否缴存公积金、户主是否有医疗保险、户主是否有养老保险)¹⁵; β_4 为转换比率的待估系数, 如果该系数是显著的, 则证明存在选择性偏误, 反之, 则表明选择性偏误不存在, 在这种情况下, 就可以认为 OLS 的估计结果是有效的。

¹⁴ 如果 ivprobit 模型的估计结果显示, 持久收入具有内生性, 则说明上述模型属于在可能的样本选择性偏误之外含有内生解释变量的模型。对于这类模型, 伍德里奇(2007)建议首先找出与持久收入相关的外生因素, 然后用工具变量法估计。简单来说, 该方法就是首先估计选择方程, 其中解释变量包含所有外生变量, 然后计算逆米尔斯比, 再用 2SLS 估计包含逆米尔斯比的需求方程, 并检验是否存在样本选择性偏误。

¹⁵ 在处理样本选择问题时, 通常要求需求方程的解释变量是选择方程的解释变量的一个子集, 详细的讨论参见伍德里奇(2007, 第 599—600 页)。

为了检验收入不确定性对不同家庭的影响差异，我们构造了收入不确定性与家庭类型虚拟变量的交叉项，扩展方程如下：

$$\begin{aligned} \text{Prob}(\text{OWN} = 1 | \bullet) &= \beta_0 + \beta_1 \text{UNC}_i + \beta_2 \ln(\text{perm_inc}_i) \\ &+ \sum_f \beta_{3i,f} Z_{i,f} + \sum_k \beta_{4i,k} V_{i,k} \\ &+ \sum_k \beta_{5i,k} \text{UNC} \times V_{i,k} + \gamma_i, \end{aligned} \quad (28)$$

$$\begin{aligned} \ln \text{st_demand}_i &= \beta_0 + \beta_1 \text{UNC}_i + \beta_2 \ln(\text{perm_inc}_i) + \sum_f \beta_{3i,f} \hat{Z}_{i,f} \\ &+ \sum_k \beta_{4i,k} V_{i,k} + \sum_k \beta_{5i,k} \text{UNC} \times V_{i,k} \\ &+ \beta_6 \text{lambda}_i + \epsilon_i, \end{aligned} \quad (29)$$

$$\begin{aligned} \ln \text{nb_demand}_i &= \beta_0 + \beta_1 \text{UNC}_i + \beta_2 \ln(\text{perm_inc}_i) + \sum_f \beta_{3i,f} \hat{Z}_{i,f} \\ &+ \sum_k \beta_{4i,k} V_{i,k} + \sum_k \beta_{5i,k} \text{UNC} \times V_{i,k} \\ &+ \beta_6 \text{lambda}_i + \epsilon_i, \end{aligned} \quad (30)$$

其中， $V_{i,k}$ 代表家庭类型， $\text{UNC} \times V_{i,k}$ 代表第 i 个家庭的收入不确定性与家庭类型虚拟变量 k 的交叉项。

五、估计结果

(一) 住宅特征价格估计结果

下面利用 (22) 式估计住宅特征价格，回归结果详见表 1。序列 (1) 是 1995 年数据回归结果。从该序列可以看出，住宅结构特征变量，如 h_area 、 one_room 、 t_bath 的系数具有显著性，而且该系数符号均为正。这说明城市居民愿意为高质量的住宅结构特征支付更高的价格。值得关注的是仅有小部分代表住宅邻里特征的变量具有显著性，即在代表住宅区位特征的变量中仅有 s_locat 的系数具有显著性。由于 east 的系数没有通过显著性检验，这说明沿海地区的区位优势并没有资本化到住宅价格中。这与当时严格的户籍限制和劳动力的弱流动性有直接关系。1995 年我国城市人口户籍限制十分严格，例如，大学生毕业后必须回到自己的生源地工作，而想到其他地区工作则十分困难。在这种制度下，城市居民很难为获取较好区位的住宅迁移到其他城市，从而导致 east 的影响效应极为不显著。

表1 住宅特征价格回归结果

变量	1995	2002
	(1)	(2)
h_area	0.009(7.49)***	0.0159(26.74)***
one_room	0.180(1.79)*	0.215(5.61)***
two_room	0.082(1.42)	0.422(14.89)***
more_room	0.093(1.56)	0.501(17.34)***
t_bath	0.151(3.30)***	0.110(6.18)***
heat	-0.073(-0.93)	0.0295(2.02)**
h_age	—	0.002(3.06)***
kitchen	-0.010(-0.15)	0.078(2.28)**
c_locat	—	0.292(10.46)***
s_locat	0.143(2.67)***	0.168(6.31)***
t_city	-0.441(-0.56)	1.586(10.73)***
east	0.030(0.04)	1.928(8.12)***
常数项	9.479(39.59)***	7.042(27.86)***
观察值	3 000	5 948
调整后的 R ²	0.383	0.652

注:被解释变量为住房价值的对数;括号内的数字为 t 统计量,*、**、*** 代表在 10%、5%、1% 水平上具有显著性;上述回归结果还同时控制了城市固定效应。

序列 (2) 是 2002 年数据的回归结果。在该序列的回归结果中,所有变量系数均通过了显著性检验。其中, two_room、more_room 的系数要大于 one_room,这说明人们愿意为大户型住宅支付较高的价格。c_locat 的系数高于 s_locat,它表明从城市中心到城市边缘区城市房价梯度是递减的,这与 AMM 单中心城市模型中土地竞价租金空间递减规律相一致。值得关注的是,east 的系数值最大,这表明东部经济发达地区具有很强的吸引力,使得人们愿为在该地区居住支付更高的价格。从表 1 我们还可以发现,4 个区位变量对住宅价值都有显著影响,由此表明人们可以通过支付较高的价格来获得更好的居住区位,市场在引导住宅消费偏好方面发挥了重要作用,也说明我国住宅消费市场化改革在相当程度上达到了提高居住福利水平的目的。

对比序列 (1) 和 (2) 不难发现,1995 年和 2002 年间消费者对住宅特征的意愿支付 (willing to pay) 价格有较大差异。首先是对住宅结构特征支付意愿的差异。在 1995 年消费者对住宅户型、浴室等基本特征表现出了较高的支付意愿,对供暖设施、厨房条件等特征的支付意愿则不具有显著性,但是这两个住宅结构特征在 2002 年则被资本化到了住宅价格中。其次是对住宅邻里特征支付意愿的差异。在 2002 年全部住宅邻里特征变量均具有显著性,而且区位特征变量系数的符号均为正,这说明无论是城市内部空间结构还是区域内部空间结构对居民的住宅消费偏好都有显著影响,居民住宅特征需求已经从基本需求向舒适型需求转变。最后是住宅特征支付意愿程度上的差异。在 2002 年住宅特征变量的系数不但具有显著性,而且其系数绝对值远高于 1995 年的回归结果,这一方面是由于在 2002 年消费者的支付能力有了显著提高,另一方面是由于消费者对住宅特征质量需求和需求规模有了大幅度增加。

(二) 收入不确定性、权属选择与住宅特征需求

将表1中的数据代入(23)式和(24)式,计算住宅结构特征需求和住宅邻里特征需求。¹⁶同时,根据(21)式计算失业概率,从而得到收入不确定性数据。¹⁷根据前文的分析,在进行Heckman两阶段模型估计之前,首先要对持久收入变量的内生性进行检验。附表6给出了住宅权属选择的IVprobit模型的估计结果,其最下方的Wald外生性检验(P 值=0.266)没有拒绝零假设,这说明我们构造的“家庭持久收入”指标不存在严重的统计误差,进而导致内生性的问题。

下面将按照标准的Heckman两阶段模型进行估计,具体估计结果见表2。其中,序列(1)—(4)是根据(25)式估计住宅权属选择模型的回归结果,与其一一对应的根据(26)式和(27)式估计的Heckman回归结果见序列(5)—(8)。

表2 收入不确定性、权属选择与住宅特征需求(基本模型估计)

	选择模型			
	h_ownership(1)	h_ownership(2)	h_ownership(3)	h_ownership(4)
UNC	-1.931(-3.30)***	-0.882(-1.40)	-3.973(-2.75)***	-1.587(-0.75)
UNC×t2002			2.446(1.55)	0.778(0.35)
t2002	0.920(20.02)***	1.756(32.71)***	0.883(17.00)***	1.745(28.49)***
lnperm_inc	0.154(4.12)***	0.135(3.14)***	0.155(4.14)***	0.135(3.15)***
marriage	0.177(2.63)***	0.153(2.07)**	0.178(2.65)***	0.153(2.08)**
minority	0.134(1.78)*	0.241(2.81)***	0.133(1.77)*	0.241(2.80)***
pop	0.068(3.20)***	0.065(2.59)***	0.068(3.20)***	0.065(2.59)***
age	-0.001(-0.11)	0.003(0.29)	-0.001(-0.09)	0.003(0.30)
age1	0.000(0.08)	-0.000(-0.09)	0.000(0.05)	-0.000(-0.10)
per_age	0.006(2.54)**	0.008(2.99)***	0.006(2.56)**	0.008(2.99)***
per_eduage	0.011(1.72)*	0.013(1.77)*	0.012(1.91)*	0.014(1.80)*
lnedu_exp	0.008(0.80)	0.024(1.97)**	0.009(0.88)	0.024(1.99)**
lnmed_exp	0.000(0.03)	-0.016(-1.39)	0.001(0.09)	-0.015(-1.37)
dur_number	0.059(5.73)***	0.077(6.68)***	0.060(5.77)***	0.077(6.68)***
dh_fund	-0.001(-0.03)	0.090(2.37)**	-0.001(-0.03)	0.090(2.37)**
dmed_ins	-0.165(-4.78)***	-0.108(-2.76)***	-0.165(-4.78)***	-0.109(-2.77)***
dret_ins	0.058(1.81)*	-0.009(-0.24)	0.059(1.82)*	-0.009(-0.23)
常数项	-2.288(-6.25)***	-3.256(-7.66)***	-2.308(-6.30)***	-3.260(-7.67)***
样本数	10 719	9 351	10 719	9 351
χ^2 检验值/	2 545.10/0.000	4 421.97/0.000	2 547.49/0.000	4 422.10/0.000
χ^2 显著性				
最大似然率/	-5 780.058/0.180	-4 156.346/0.347	-5 778.859/0.181	-4 156.284/0.347
虚拟 R^2				

¹⁶ 具体回归结果见附录B。

¹⁷ 附表5给出了失业概率的回归结果;失业概率模型中各变量定义及统计描述详细参见附表3和附表4。

(续表)

	Heckman 回归模型			
	lnst_demand(5)	lnnb_demand(6)	lnst_demand(7)	lnnb_demand(8)
UNC	-0.209(-7.91)***	0.523(1.12)	-0.087(-0.98)	2.270(1.04)
UNC×t2002			-0.131(-1.42)	-1.810(-0.81)
t2002	-0.126(-22.03)***	0.863(4.86)***	-0.125(-22.47)***	0.885(4.97)***
lnperm_inc	0.020(10.24)***	0.001(0.03)	0.020(10.20)***	0.001(0.02)
pop	0.009(8.28)***	-0.037(-1.92)*	0.009(8.25)***	-0.037(-1.91)*
age	-0.001(-2.37)**	0.000(0.02)	-0.001(-2.37)**	0.000(0.02)
age1	0.000(1.85)*	0.000(0.10)	0.000(1.86)*	0.000(0.11)
per_age	0.001(4.58)***	-0.003(-1.49)	0.001(4.55)***	-0.003(-1.49)
per_eduage	0.000(0.44)	-0.001(-0.25)	0.000(0.28)	-0.002(-0.30)
lnedu_exp	0.000(0.72)	-0.006(-0.64)	0.000(0.65)	-0.006(-0.67)
lnmed_exp	-0.000(-0.86)	0.016(1.87)*	-0.000(-0.90)	0.016(1.83)*
dur_number	0.006(11.04)***	-0.032(-3.31)***	0.006(11.01)***	-0.032(-3.31)***
dh_fund	-0.006(-3.64)***	0.035(1.14)	-0.006(-3.69)***	0.035(1.13)
dmed_ins	0.001(0.60)	-0.002(-0.07)	0.001(0.64)	-0.001(-0.04)
dret_ins	-0.004(-2.48)**	-0.035(-1.21)	-0.004(-2.49)**	-0.036(-1.25)
常数项	2.058(71.33)***	1.050(1.81)*	2.059(71.35)***	1.043(1.80)*
逆米尔斯比率	0.030(2.67)***	-0.963(-6.18)***	0.029(2.62)***	-0.961(-6.18)***
样本数	10 719	9 351	10 719	9 351
χ^2 检验值/	9 130.11/0.000	4 090.51/0.000	9 170.54/0.000	4 092.86/0.000
χ^2 显著性				
删失样本数/	3 946/6 773	3 946/5 405	3 946/6 773	3 946/5 405
未删失样本数				

注:括号内的数字为 t 统计量,*、**、*** 代表在 10%、5%、1% 水平上具有显著性;在基本模型的回归中,我们均控制了地区变量,这些地区包括北京、山西、辽宁、江苏、安徽、河南、湖北、广东、重庆、四川、云南和甘肃等 12 个省市。

表 2 序列 (1) 给出了为满足住房结构特征需求而进行的权属选择,序列 (2) 则是为满足住房邻里特征需求而进行的权属选择。对比序列 (1) 和 (2),我们发现,序列 (1) 中 UNC 系数具有负显著性,且其系数绝对值明显高于后者,表明失业不确定性对居民基本住宅权属的负向影响要大于对改善型住宅权属的影响。在这两个序列中,时间虚拟变量表明,与 1995 年相比,2002 年住宅拥有概率显著提高。该结果与表 1 中关于消费者对住宅结构特征和邻里特征支付意愿的回归结果相一致。同时该结果也与实行取消住房福利分配制度后,城镇居民的住房需求,特别是改善型住宅需求得到了释放有直接关系。在序列 (3)、(4) 中引入了收入不确定性与时间交叉项,进一步讨论在不同年度收入不确定性对住宅权属选择影响效应的差异。以收入不确定性与 1995 年的交叉项为参照组所进行的回归结果显示,时间交叉项系数为正,但不具有显著性。该结果表明在这两个样本调查年度,收入不确定性对住宅权属消费的影响没有明显差异。

在序列 (1) — (4) 中,lnperm_inc、marriage、minority、pop、per_age、per_eduage、dur_number、dmed_ins 的系数在 10% 的水平上均具有显著性。

上述结果说明：较高的持久收入预期，有助于提高消费者进入住房市场的能力，进而提高了住宅购买概率；在“结婚必须先有住房”婚嫁理念的支配下，已婚户主拥有住房概率远高于其他居民；家庭人口数量也是决定住宅权属的重要因素；家庭成员平均年龄越大、受教育年限越长，其筹集购房资金的能力就越强，因此这类家庭购买住宅的概率也就越大；耐用品消费数量与住宅权属概率具有正相关性，这说明耐用品消费较多的家庭更倾向于购买住宅；随着户主参与医疗保险的概率提高，消费者购买住房的欲望反而下降了，这从一个侧面表明住房资产还在一定程度上发挥着社会保障的功能。

下面继续讨论 Heckman 模型的估计结果，如表 2 中的序列 (5) — (8)。对比各序列回归结果，我们发现，在序列 (5) 中收入不确定性变量具有负显著性系数，而在序列 (6) 中该变量系数则不具有显著性。该结果说明在进行基本住宅权属选择时，失业不确定性降低了居民获得自有住房的能力，而在进入住房市场后，该不确定性对住宅结构特征和住宅邻里特征需求的影响则产生了差异，即收入不确定性降低了住宅结构特征需求，但对住宅邻里特征需求则没有影响。我们还发现，与 1995 年相比，2002 年住宅结构特征需求有所下降，而住宅邻里特征需求明显提高。上述结果的产生与住房消费偏好和持久收入预期改变有关，我们将在结果讨论中做进一步分析。

(三) 收入不确定性、家庭类型交叉项与住宅消费选择

为讨论收入不确定性对不同类型家庭住宅消费选择的影响，本部分根据 (28) — (30) 式，引入了家庭类型变量以及收入不确定性与家庭类型的交叉项，具体回归结果如表 3 所示。

首先讨论收入不确定性与家庭收入类型交叉项的回归结果，并分别以低收入组、低收入组与收入不确定性的交叉项为参照组。在选择模型中，序列 (1) 的回归结果显示， h_inc 的系数具有负显著性，这说明相对于低收入家庭而言，高收入家庭对基本住宅权属的偏好相对较低。产生该结果的一个可能的原因是，低收入家庭受住房支付能力的约束，其基本住宅消费目标需要长期的资金积累才能实现，而高收入家庭则不存在该约束和类似的资金积累过程。在 Heckman 模型的回归结果中， h_inc 在序列 (4) 中具有正显著性系数，这说明高收入家庭更倾向于扩大改善型住宅需求。下面继续讨论收入不确定性与收入类型交叉项的影响效应。在选择模型中， UNC_h_inc 、 UNC_m_inc 在序列 (1) 中具有正显著性，而在序列 (3) 中仅有 UNC_ch_inc 的系数具有负显著性。这说明大部分中高收入家庭的基本住宅权属需求受收入不确定性的影响较大，但在改善型住宅权属需求方面，这些家庭受收入不确定性的影响则不显著。在 Heckman 模型中，序列 (2) 的回归结果显示，收入不

表3 收入不确定性、家庭类型交叉项与住宅消费选择

	住宅结构特征需求		住宅邻里特征需求	
	选择模型	Heckman 模型	选择模型	Heckman 模型
	h_ownership(1)	lnst_demand(2)	h_ownership(3)	lnnb_demand(4)
控制收入不确定性与收入类型交叉项				
UNC	-2.933(-3.11)***	-0.393(-8.53)***	-0.405(-0.37)	0.739(0.82)
lnperm_inc	0.174(3.66)***	0.016(6.37)***	0.124(2.26)**	-0.035(-0.80)
h_inc	-0.152(-1.86)*	-0.003(-0.82)	0.043(0.42)	0.178(2.12)**
ch_inc	-0.068(-0.97)	-0.001(-0.34)	0.109(1.22)	-0.024(-0.32)
m_inc	-0.086(-1.29)	-0.002(-0.61)	0.035(0.41)	0.004(0.05)
cl_inc	-0.079(-1.23)	-0.005(-1.49)	-0.091(-1.07)	0.043(0.59)
UNC_h_inc	3.215(2.19)**	0.317(4.79)***	-1.016(-0.62)	-2.118(-1.68)*
UNC_ch_inc	0.032(0.02)	0.265(4.14)***	-3.222(-2.03)**	1.243(0.97)
UNC_m_inc	2.513(1.86)*	0.245(3.95)***	0.875(0.57)	-0.240(-0.20)
UNC_cl_inc	0.105(0.08)	0.184(3.08)***	0.351(0.24)	0.009(0.01)
t2002	0.910(17.76)***	-0.125(-21.88)***	1.765(29.51)***	0.878(4.86)***
常数项	-2.437(-5.37)***	2.108(66.32)***	-3.146(-5.98)***	0.889(1.50)
逆米尔斯比率		0.026(2.32)**		-0.979(-6.24)***
样本数	10 719	10 719	9 351	9 351
删失样本数/未删失样本数		3 946/6 773		3 946/5 405
χ^2 检验值/ χ^2 显著性	2 557.46/0.000	9 411.46/0.000	4 437.22/0.000	4 084.11/0.000
最大似然率/虚拟 R^2	-5 773.876/0.181		-4 148.721/0.348	

(续表)

	住宅结构特征需求		住宅邻里特征需求	
	选择模型 h_ownership(5)	Heckman 模型 lnst_demand(6)	选择模型 h_ownership(7)	Heckman 模型 lnnb_demand(8)
控制收入不确定性与单位类型交叉项				
UNC	0.236(0.21)	-0.119(-2.32)**	1.845(1.48)	-1.009(-1.06)
lnperm_inc	0.153(4.08)***	0.020(10.16)***	0.136(3.16)***	0.003(0.09)
t2002	0.899(19.28)***	-0.126(-22.40)***	1.751(32.01)***	0.871(4.91)***
unit1	0.047(0.68)	-0.000(-0.08)	0.153(1.83)*	-0.103(-1.56)
unit2	0.165(2.33)**	0.014(3.91)***	0.176(2.07)**	-0.144(-2.16)**
UNC_unit1	-2.188(-1.81)*	-0.012(-0.21)	-3.322(-2.43)**	1.471(1.38)
UNC_unit2	-1.997(-1.09)	-0.168(-1.99)**	-1.388(-0.67)	1.423(0.93)
常数项	-2.405(-6.47)***	2.045(69.17)***	-3.422(-7.93)***	1.126(1.90)*
逆米尔斯比率		0.036(3.18)***		-0.963(-6.19)***
样本数	10717	10717	9349	9349
删失样本数/未删失样本数		3945/6772		3945/5404
χ^2 检验值/ χ^2 显著性	2562.65/0.000	9089.33/0.000	4431.60/0.000	4099.67/0.000
最大似然率/虚拟 R^2	-5769.823/0.182		-4150.119/0.348	

(续表)

	住宅结构特征需求		住宅邻里特征需求	
	选择模型	Heckman 模型	选择模型	Heckman 模型
	h_ownership(9)	lnst_demand(10)	h_ownership(11)	lnmb_demand(12)
控制收入不确定性与行业收入类型交叉项				
UNC	-0.641(-0.73)	-0.097(-2.33)**	-0.882(-0.87)	1.051(1.32)
lnperm_inc	0.149(3.96)***	0.020(10.13)***	0.131(3.04)***	0.004(0.11)
t2002	0.885(18.44)***	-0.127(-22.95)***	1.770(30.84)***	0.862(4.91)***
h_indus	0.141(2.45)**	0.010(3.25)***	0.039(0.52)	0.039(0.63)
m_indus	0.131(3.11)***	0.009(3.98)***	-0.018(-0.32)	0.037(0.79)
UNC_h_indus	0.180(0.13)	-0.038(-0.60)	0.989(0.64)	-1.617(-1.38)
UNC_m_indus	-2.433(-2.41)**	-0.191(-3.83)***	-0.586(-0.51)	-0.257(-0.29)
常数项	-2.329(-6.33)***	2.049(70.56)***	-3.240*(-7.60)**	0.979(1.72)*
逆米尔斯比率		0.033(2.99)***		-0.948(-6.22)***
样本数	10718	10718	9350	9350
删失样本数/未删失样本数		3946/6772		3946/5404
χ^2 检验值/ χ^2 显著性	2564.14/0.000	9121.19/0.000	4428.06/0.000	4125.11/0.000
最大似然率/虚拟 R ²	-5770.075/0.182		-4152.753/0.348	

(续表)

	住宅结构特征需求		住宅邻里特征需求	
	选择模型 h_ownership(13)	Heckman 模型 lnst_demand(14)	选择模型 h_ownership(15)	Heckman 模型 lnnb_demand(16)
控制收入不确定性与职业类型交叉项				
UNC	-1.128(-1.32)	-0.118(-2.96)***	1.452(1.49)	-0.989(-1.29)
lnperm_inc	0.156(4.16)***	0.020(10.15)***	0.131(3.03)***	0.006(0.18)
t2002	0.918(19.88)***	-0.125(-21.95)***	1.764(32.64)***	0.872(5.01)***
occup1	0.125(2.10)**	0.015(5.15)***	0.264(3.47)***	-0.151(-2.43)**
occup2	-0.009(-0.16)	0.005(1.93)*	0.144(2.04)**	-0.126(-2.21)**
occup3	0.041(0.81)	0.007(2.73)***	0.221(3.34)***	-0.144(-2.57)**
UNC_occup1	-3.512(-2.38)**	-0.122(-1.72)*	-5.027(-3.06)***	2.485(1.92)*
UNC_occup2	-0.727(-0.41)	-0.141(-1.73)*	-0.812(-0.40)	1.256(0.85)
UNC_occup3	-0.794(-0.73)	-0.114(-2.23)**	-3.200(-2.58)***	1.872(1.91)*
常数项	-2.327(-6.30)***	2.054(70.88)***	-3.365(-7.84)***	1.075(1.86)*
逆米尔斯比率		0.033(2.91)***		-0.953(-6.25)***
样本数	10 717	10 717	9 349	9 349
删失样本数/未删失样本数		3 945/6 772		3 945/5 404
χ^2 检验值/ χ^2 显著性	2 554, 10/0.000	9 133, 43/0.000	4 439, 33/0.000	4 119, 68/0.000
最大似然率/虚拟 R^2	-5 774, 098/0.181		-4 146, 257/0.349	

(续表)

	住宅结构特征需求		住宅邻里特征需求	
	选择模型	Heckman 模型	选择模型	Heckman 模型
	h_ownership(17)	lnst_demand(18)	h_ownership(19)	lnmb_demand(20)
控制收入不确定性 与 职称类型交叉项				
UNC	-1.709(-2.72)***	-0.188(-6.65)***	-0.676(-1.00)	0.301(0.61)
lnperm_inc	0.156(4.15)***	0.020(10.09)***	0.131(3.05)***	0.006(0.17)
t2002	0.922(19.92)***	-0.126(-22.21)***	1.770(32.71)***	0.900(5.36)***
p_title1	0.175(1.94)*	0.011(2.81)***	0.311(2.93)***	-0.087(-1.15)
p_title2	-0.035(-0.71)	0.004(1.86)*	-0.032(-0.53)	-0.019(-0.43)
p_title3	0.134(2.24)**	0.003(1.09)	0.181(2.37)**	-0.099(-1.75)*
UNC_title1	-8.570(-1.95)*	-0.435(-2.24)**	-5.380(-1.07)	0.765(0.23)
UNC_title2	0.634(0.31)	0.009(0.10)	0.157(0.07)	0.118(0.07)
UNC_title3	-1.899(-0.84)	-0.009(-0.09)	0.627(0.24)	-0.058(-0.03)
常数项	-2.337(-6.35)***	2.058(71.22)***	-3.267(-7.64)***	0.958(1.73)*
逆米尔斯比率		0.031(2.80)***		-0.929(-6.32)***
样本数	10717	10717	9349	9349
删失样本数/未删失样本数		3945/6772		3945/5404
χ^2 检验值/ χ^2 显著性	2556.54/0.000	9158.24/0.000	4442.32/0.000	4163.86/0.000
最大似然率/虚拟 R ²	-5772.875/0.181		-4144.759/0.349	

注:括号内的数字为 t 统计量,*、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 水平上具有显著性;在上述模型中,我们控制了家庭及户主社会经济特征,因篇幅所限没有汇报,需要者可以向作者索取,其中家庭及户主社会经济特征包含了婚姻状况、是否是少数民族、家庭人口、户主年龄,户主年龄的平方、家庭成员平均年龄、平均受教育年限、家庭教育支出、家庭医疗支出、主要耐用品拥有数量、家庭是否缴存公积金、户主是否有医疗保险、户主是否有养老保险等;此外,我们还控制了地区变量,具体参见表 2。

确定性与收入类型交叉项系数具有正显著性，其系数值随着家庭收入的增加而提高。值得注意的是，在序列（4）中，高收入家庭受收入不确定性的影响要低于其他类型家庭。上述结果表明，收入不确定性对住宅需求的影响随着家庭收入类型的不同有显著差异，其中收入不确定性对中高收入家庭的基本住宅需求的影响不仅高于低收入家庭，同时也要高于中低收入家庭，但受消费偏好和住房支付能力的影响，收入不确定性对高收入家庭的改善型住宅需求的影响则相对较小。

下面继续以其他单位类型以及收入不确定性与其他单位类型交叉项为参照组，讨论收入不确定性与单位类型交叉项的影响效应。在选择模型中，unit2的系数均具有正显著性，而其与收入不确定性交叉项 UNC_unit2 的系数则没有通过显著性检验，但 UNC_unit1 的系数在序列（5）、（7）中则具有负显著性。在 Heckman 模型回归结果中，unit2 的系数仅在序列（6）中具有正显著性，其与收入不确定性的交叉项在该序列中则具有负显著性。这说明就职于政府机关和事业单位的家庭比就职于企业的家庭更倾向于提高基本住宅权属需求和改善型住宅权属需求；收入不确定性对就职于政府机关和事业单位的家庭的基本住宅特征需求的影响要远小于其他类型家庭。产生该结果的一个可能的原因是，就职于政府机关和事业单位的家庭的住房支付能力明显高于其他类型家庭，例如，1995—2002 年间，就职于事业单位的家庭的年均收入为 22 043.62 元，而就职于企业和其他单位的家庭的平均收入分别为 18 794.04 元、16 768.66 元，较高的收入水平使得该类型家庭具有较高的住房支付能力和较高的住宅需求。此外，上述结果还与行政体制改革对政府机关和事业单位职工失业风险的影响不够显著有关。

在讨论行业收入类型差异、收入不确定性与行业收入类型交叉项的影响效应时，我们将借鉴陈钊、陆铭和佐藤宏（2009）的行业收入分类方法，并以低收入行业以及收入不确定性与低收入行业的交叉项作为参照组。首先讨论不同行业类型家庭的住宅需求差异。在选择模型中，h_indus、m_indus 的系数在序列（9）中呈现正显著性，而它们的系数在序列（11）则不具有显著性，这说明不同行业收入类型家庭在住宅权属选择方面有显著差异。Heckman 模型回归结果与选择模型类似，即中高收入行业家庭的基本住宅需求要显著高于就职于低收入行业的家庭。此外，上述通过显著性检验的变量的系数值随着行业收入水平的提高而增加。该结果表明家庭基本住宅需求受户主职业地位的影响较大。在收入不确定性与行业收入类型交叉项的影响效应中，仅有 UNC_m_indus 的系数在序列（9）、（10）中均具有负显著性，这表明在基本住宅需求方面，收入不确定性对中等收入行业家庭的影响要弱于低收入行业家庭和其他类型家庭。同时，该结果也表明在改善型住宅需求方面，收入不确定性的影响效应不存在显著的行业收入类型差异。

在以其他职业类型以及收入不确定性与其他职业类型交叉项为参照组，

控制职业类型以及收入不确定性与职业类型交叉项得到的回归结果显示,在选择模型中, $occup1$ 在序列(13)、(15)中均具有正显著性系数,尤其值得注意的是,后者的系数值要大于前者。这说明户主职业地位高的家庭对改善型住宅有更强烈的购买欲望。此外, $occup3$ 仅在序列(15)中具有显著性,而且其系数值要低于 $occup1$ 的系数值。这进一步证明,职业地位高的家庭改善型住宅的消费偏好要显著高于其他职业类型家庭。下面继续讨论收入不确定性与职业类型交叉项的影响效应。在序列(13)中, UNC_occup1 的系数具有负显著性,而在序列(15)中, UNC_occup1 和 UNC_occup3 的系数均呈现负显著性。在 Heckman 模型中,各职业类型变量在序列(14)、(16)中分别具有正、负显著性。但它们与收入不确定性交叉项的影响效应则存在较大的职业类型差异。在序列(14)中, UNC_occup1 、 UNC_occup3 的系数具有负显著性,且后者的系数的绝对值要大于前者,而 UNC_occup1 、 UNC_occup3 在序列(16)中则具有正显著性。这说明在住宅结构特征需求方面,中低职业地位的家庭受收入不确定性的影响则相对较小。产生上述结果的原因主要有两个方面:一是职业间收入差距过大。例如,1995—2002年间户主是单位负责人、专业技术人员和普通职员的家庭的持久收入分别比其他职业类型家庭高3323.32元、2990.27元、1258.61元,职业间收入差距过大直接降低了职业地位较低的家庭的住房支付能力。二是职业间失业概率差异过大。在1995—2002年间,低职业类型家庭的平均失业概率为0.03,而中高职业类型家庭的失业概率则为0.01—0.02。较高的失业概率不仅会降低城镇居民的持久收入预期,同时也会进一步降低其住宅消费偏好和住房支付能力。

以无职称家庭以及收入不确定性与无职称家庭交叉项为参照组,在控制职称类型差异、收入不确定性与职称类型交叉项的回归结果中,我们发现,在选择模型(17)和(19)中, $ptitle1$ 、 $ptitle3$ 的系数均具有正显著性,而且前者的系数明显小于后者。该结果表明相对于无职称家庭来说,有职称家庭倾向于购买住宅,尤其对改善型住宅有更高的消费偏好。在 Heckman 模型回归结果中,代表中高职称的变量 $ptitle1$ 、 $ptitle2$ 在序列(18)中具有正显著性,但序列(20)中,这些变量的影响效应则不显著。这说明中高职称家庭更倾向于扩大基本住宅需求。此外,收入不确定性与职称类型交叉项 $UNC_ptitle1$ 的系数在序列(17)、(18)中均具有负显著性,但在其他序列中交叉项变量系数均不具有显著性,这表明在基本住宅特征需求方面,户主职称高的家庭受收入不确定性的影响相对较弱。

(四)对实证结果的一些讨论

通过上述分析,我们可以得出以下一些主要发现:

(1) Heckman 模型估计结果的进一步说明。首先,显著的逆米尔斯比率说明,城镇居民住宅权属选择中存在选择性偏误问题,也表明在本研究中使用 Heckman 备择模型是合适的;在住宅邻里特征需求回归结果中,负的逆米

尔斯基率表明，那些未进入住宅市场的居民的住宅邻里特征需求要高于进入该市场的居民对此类住宅的需求。

(2) 收入不确定性对基本住宅权属选择与特征需求存在负向影响。从本文基本模型的实证结果可以看出，收入不确定性对基本住宅权属需求和结构特征需求呈现了显著的负向影响。这表明在国有企业改革从减少冗员阶段向制度创新阶段转变过程中，城镇居民面临着巨大的收入不确定性，并通过改变城镇家庭住房支付能力来影响其基本住宅消费选择。值得注意的是，收入不确定性对基本住宅权属选择的影响效应与 Robst, Deitz and McGoldrick (1999) 的研究比较接近。在他们的研究中，收入不确定性对住宅权属选择的影响系数为 -1.262 — -1.75 ，而在表 2 序列 (1) 中，该变量的系数则为 -1.931 。此外，失业不确定性对住宅结构需求的影响系数值为 -0.209 。但 Haurin (1991) 同样利用 Heckman 模型进行研究时发现，收入偏差对住宅需求规模的影响不显著。产生上述差异的原因主要是 Haurin 使用收入标准差作为收入偏差的代理变量，而本文则用失业概率作为收入不确定性的代理变量。综上所述，收入不确定性对城镇居民住房支付能力的冲击是产生上述影响效应的关键渠道。¹⁸

(3) 收入不确定性对改善型住宅权属选择与特征需求存在差异影响。本文基本模型的实证结果显示，收入不确定性对改善型住宅权属选择具有负影响效应，但对住宅邻里特征需求则呈现正的影响效应。虽然上述影响效应均没有通过显著性检验，但导致影响系数符号差异的原因仍值得去解读。我们认为导致上述结果的一个可能原因是国有企业制度改革、行政体制改革以及社会保障体制改革直接或间接提高了城镇居民收入水平，而居民住房支付能力是由收入水平决定的，因此在该背景下居民住房支付能力得到了大幅提升，使得城镇居民对改善型住宅有了更高的偏好，从而导致收入不确定性没有对住宅邻里特征需求产生负向影响。有关城镇居民住宅消费偏好的变化可以从表 1 住宅特征价格的回归结果得到印证。对比表 1 中 1995 年与 2002 年的回归结果，我们发现，在 2002 年代表改善型住宅特征的变量，如区位变量，均通过了显著检验，而在 1995 年这些变量大都没有通过显著性检验。这说明随着住房制度改革的完成和住房支付能力的提高，城镇居民的住宅需求已经向改善型住宅需求转变。从上面的分析不难看出，城镇居民住宅消费偏好的改变是产生上述影响的主要渠道。

¹⁸ 目前，衡量住房支付能力的指标主要包括 RIR(收入租金比)、PIR(房价收入比)、EIR(住房支出收入比)、CIR(住房成本收入比)和 HAI(住房可支付能力)指数等。由于本文使用的是住户调查数据，因此房价收入比可以从一个侧面反映被调查家庭的住房购买能力。以本文使用的住户调查数据为例，房价收入比=被调查年份每套住宅价值/家庭收入。该比值越高，说明住房支付能力越低。我们以房价收入比为因变量，收入不确定性为自变量，在控制了家庭特征和户主就业特征变量后得到的线性回归结果显示，收入不确定性对房价收入比的影响系数为 3.465。这就是说，家庭住房支付能力随着收入不确定性的提高而下降。因此，我们可以把上述关系看做收入不确定性影响城镇居民基本住房需求的一个重要渠道。

(4) 收入不确定性对不同类型家庭住宅消费福利的影响存在较大差异。具体来说,就是大部分社会经济地位处于中等以及中等以下水平的家庭的基本住宅需求,受收入不确定性的影响要低于其他类型家庭,也就是说,即使存在着收入不确定性的冲击,这类家庭仍表现出较高的住宅消费倾向。本文用失业概率代表收入不确定性,而失业概率的度量方程中包含了就业层次、工作性质和工作的稳定性等变量,由此可见失业概率变量还反映了家庭脆弱性特征,即失业概率越高,其家庭脆弱性就越强。何平等(2010)认为家庭脆弱性制约着家庭的消费欲望,脆弱性程度越高的家庭越注重提高家庭应对风险的能力和生存条件的改善,其消费欲望就越容易被抑制,而积累财富的欲望就越强。因此,产生上述差异性结果的一个可能的渠道是,失业概率提高了家庭脆弱性,使得社会经济地位处于中等以及中下等水平的家庭具有较强的积累财富的欲望,最终导致他们的基本住宅需求受收入不确定性的影响相对较弱。

(5) 较高的持久收入预期有助于提高居民的住宅消费水平。在本文基本模型的回归结果中,持久收入对住宅结构特征需求的影响系数均为0.020,比较接近Haurin(1991)的研究结果。这说明提高持久收入预期,有助于增进居民的基本住宅消费福利。本文的实证结果还显示,持久收入对基本住宅权属需求和改善型住宅权属需求的影响系数均具有正显著性,这与经典文献,如Goodman(1988)的研究结果一致。在上述结果中,持久收入对改善型住宅权属需求也呈现正向影响,这表明城镇居民在住宅区位选择方面受到的制度约束正逐渐消失。本文用城市中心区、沿海城市和地级以上城市等区位特征代表改善型住宅所应具有的特征。在我国经济转轨的初期,城镇居民就业及其子女的安置受户籍限制较强,使得人们为获得自己偏好的住宅区位而进行迁移的成本过大。但在1998年国务院批转公安部《关于当前户籍管理中几个突出问题的意见》确定了严格控制大城市规模、合理发展中等城市和小城市的改革目标后,户口管理制度改革和配套措施极大地促进了城乡劳动力流动(孙文凯等,2011)。在这一背景下,城镇居民有机会以较低的成本选择自己居住的区位,从而导致城镇居民的改善型住宅购买概率随着持久收入的增加而提高。

六、结论及政策含义

收入不确定性是影响城镇居民住房支付能力和住房消费偏好的重要因素,然而随着我国社会经济制度变迁的深化,家庭分层日益清晰化,收入不确定性对居民住房消费福利水平的影响是否也出现了分层呢?为探讨该问题,本文首先构建了收入不确定性、权属选择与住宅特征需求模型,然后利用Hedonic模型估计了住宅特征价格,将其分解后分别计算住宅结构特征需求和住宅邻里特征需求,最后利用Heckman两阶段估计模型和1995年、2002

年城市住户调查数据，检验了收入不确定性对不同类型家庭住宅消费选择的影响。

本文基本计量模型及扩展模型的实证结果表明，即使控制了一些可能影响需求的家庭社会经济特征，如家庭人口、受教育年限、年龄等，收入不确定性仍是影响住宅权属选择和住宅特征需求的重要变量，从而验证了本文所提的理论命题。在住宅权属选择方面，失业不确定性的影响效应为负；社会经济地位较高的家庭，如户主职称较高的家庭，更倾向于拥有住宅；而社会经济地位较低的家庭受收入不确定性的负向影响更显著。在基本住宅需求方面，失业不确定性存在负向影响效应，社会经济地位相对较高的家庭倾向于扩大基本住宅需求，社会经济地位处于中等以及中下等水平的家庭的基本住宅需求，受收入不确定性的影响要小于其他类型家庭。在改善型住宅需求方面，由于城镇居民具有较高的消费偏好，使得收入不确定性对该类型住宅需求的影响相对较弱。

本文的政策含义主要有两点：一是应采取有效措施降低收入不确定性。收入不确定性是影响城镇居民尤其是弱势群体住房福利的重要因素，该福利影响不仅体现在能否提高住宅拥有率上，更体现在基本住宅和改善型住宅需求能否得到满足上。因此，在收入差距持续扩大和家庭分层日益明显的背景下，针对不同类型家庭实行有差别的收入提升政策，特别是降低失业风险，将有助于实现社会资源配置的帕累托效率。二是通过构建住房梯级供给机制与需求过滤机制来降低收入不确定性的负向影响。目前，虽然存在商品房市场、二手房市场和租赁市场，但消费者更青睐于商品房市场和二手房市场，尤其是前者。政府和企业往往把进入这两个市场的消费者看做同质的，不同类型家庭不得不为获得同质的商品房而相互竞争，结果为开发商进一步拉升房价创造了条件，在收入不确定性存在的背景下，也再次降低了居民住房支付能力和在高房价下解决居住问题的能力。因此，通过政策引导，逐步在商品房市场和二手房市场中构建梯级供给模式，通过住宅质量和价格把消费者过滤到相应的梯级上，从而使市场参与者的利益得到极大化。显然，上述政策对于稳定房地产市场、创造和谐的社会经济环境将发挥积极的作用。

附录 A

与 DeSalvo and Eeckhoudt (1982) 的证明方法类似，假设 q 对 x 的边际替代率是 x 的增函数，即

$$\frac{\partial}{\partial x} \left(\frac{U_q}{U_x} \right) > 0. \quad (\text{A-1})$$

利用反证法，假设 $(U_q - \beta_1 U_x)_{h_1} > 0$ ， $(U_q - \beta_1 U_x)_{h_2} < 0$ ，由于 $U_x > 0$ ，因此有，

$$\left(\frac{U_q}{U_x} - \beta_1\right)_{h_1} > 0, \quad \left(\frac{U_q}{U_x} - \beta_1\right)_{h_2} < 0. \quad (\text{A-2})$$

已知上述两个不等式中 β_1 相同, 上式进一步简化为

$$(U_q/U_x)_{h_1} > (U_q/U_x)_{h_2}. \quad (\text{A-3})$$

显然公式 (A-3) 与公式 (A-1) 相矛盾。也就是说必然有如下不等式成立:

$$(U_q - \beta_1 U_x)_{h_1} < 0, \quad (U_q - \beta_1 U_x)_{h_2} > 0. \quad (\text{A-4})$$

由于 $\beta_2 U_w > 0$, 可以得到如下不等式:

$$(U_q - \beta_1 U_x + \beta_2 U_w)_{h_1} < (U_q - \beta_1 U_x + \beta_2 U_w)_{h_2}. \quad (\text{A-5})$$

由此可以证明 (9) 式的符号为负。

附录 B

将表 1 中的数据代入 (23) 式和 (24) 式计算住宅结构特征需求和住宅邻里特征需求。由于各城市虚拟变量反映了城市区位特征, 因此这些变量被包含在住宅邻里特征需求方程中。1995 年、2002 年城镇居民住宅特征需求的具体计算方程如下:

1. 1995 年住宅结构特征需求和住宅邻里特征需求

$$\text{st_demand} = 9.47856 \times _cons + 0.0092166 \times h_area + 0.1803146 \times \text{one_room} + 0.1508309 \times t_bath.$$

$$\text{nb_demand} = 0.1429436 \times s_locat + 1.718818 \times \text{dum44} + 1.328264 \times \text{dum49} + 1.528665 \times \text{dum45} + 0.9163406 \times \text{dum9} + 1.049017 \times \text{dum48} + 0.5065351 \times \text{dum66} + 0.6643811 \times \text{dum1} - 0.6300646 \times \text{dum41} - 0.9237222 \times \text{dum58}.$$

2. 2002 年住宅结构特征需求和住宅邻里特征需求

$$\text{st_demand} = 0.00207 \times h_age + 0.0159 \times h_area + 0.0295 \times \text{heat} + 0.0781 \times \text{kitchen} + 0.110 \times t_bath + 0.215 \times \text{one_room} + 0.422 \times \text{two_room} + 0.501 \times \text{more_room} + 7.042 \times _cons.$$

$$\text{nb_demand} = 0.292 \times c_locat + 0.168 \times s_locat + 1.928 \times \text{east} + 1.586 \times t_city - 2.280 \times \text{dum1} + 1.308 \times \text{dum11} + 0.703 \times \text{dum12} + 0.713 \times \text{dum13} + 0.564 \times \text{dum14} + 2.027 \times \text{dum15} - 0.594 \times \text{dum16} - 0.420 \times \text{dum17} - 1.076 \times \text{dum18} - 0.940 \times \text{dum19} + 0.290 \times \text{dum2} - 0.888 \times \text{dum22} - 1.074 \times \text{dum23} - 1.335 \times \text{dum24} - 0.830 \times \text{dum25} - 1.465 \times \text{dum26} - 0.744 \times \text{dum27} - 1.232 \times \text{dum28} - 1.436 \times \text{dum29} - 1.637 \times \text{dum3} + 0.874 \times \text{dum30} + 0.773 \times \text{dum31} + 0.446 \times \text{dum32} + 2.011 \times \text{dum34} + 0.426 \times \text{dum35} + 0.534 \times \text{dum36} + 0.526 \times \text{dum37} + 0.422 \times \text{dum38} + 1.676 \times \text{dum39} + 0.432 \times \text{dum41} + 1.909 \times \text{dum42} + 1.837 \times \text{dum43} + 0.897 \times \text{dum44} + 0.625 \times \text{dum45} + 1.664 \times \text{dum49} + 0.269 \times \text{dum5} - 1.507 \times \text{dum52} - 0.661 \times \text{dum53} - 1.258 \times \text{dum54} - 1.169 \times \text{dum55} - 1.187 \times \text{dum56} - 1.084 \times \text{dum57} - 1.369 \times \text{dum58} + 0.506 \times \text{dum59} - 0.912 \times \text{dum6} + 0.453 \times \text{dum60} + 0.814 \times \text{dum61} + 0.859 \times \text{dum67} + 0.384 \times \text{dum68} - 2.168 \times \text{dum7} + 0.489 \times \text{dum71} + 1.815 \times \text{dum72} + 0.526 \times \text{dum73} + 2.832 \times \text{dum74} + 0.744 \times \text{dum75} + 0.409 \times \text{dum76} + 0.443 \times \text{dum77} - 1.054 \times \text{dum8} + 0.710 \times \text{dum9}.$$

在上述方程中, 城市虚拟变量所对应的城市代码参见附表 1。

附表1 1995年、2002年城市虚拟变量、城市代码及其数量描述

1995年

城市虚拟变量	城市代码	样本量	占总样本比例(%)	城市虚拟变量	城市代码	样本量	占总样本比例(%)	城市虚拟变量	城市代码	样本量	占总样本比例(%)
dum1	1111	500	7.21	dum24	3412	100	1.44	dum47	4415	50	0.72
dum2	1411	200	2.89	dum25	3414	100	1.44	dum48	4417	50	0.72
dum3	1412	100	1.44	dum26	3415	100	1.44	dum49	4418	50	0.72
dum4	1413	100	1.44	dum27	3432	50	0.72	dum50	4431	50	0.72
dum5	1414	100	1.44	dum28	3433	50	0.72	dum51	4433	50	0.72
dum6	1431	50	0.72	dum29	4111	100	1.44	dum52	5111	200	2.89
dum7	1432	50	0.72	dum30	4113	100	1.44	dum53	5112	200	2.89
dum8	1433	50	0.72	dum31	4114	100	1.44	dum54	5113	98	1.41
dum9	2111	300	4.33	dum32	4115	100	1.44	dum55	5114	100	1.44
dum10	2112	200	2.89	dum33	4131	50	0.72	dum56	5116	100	1.44
dum11	2115	100	1.44	dum34	4132	50	0.72	dum57	5117	100	1.44
dum12	2131	50	0.72	dum35	4133	50	0.72	dum58	5135	50	0.72
dum13	2132	50	0.72	dum36	4134	50	0.72	dum59	5311	100	1.44
dum14	3211	200	2.89	dum37	4211	299	4.31	dum60	5312	100	1.44
dum15	3212	100	1.44	dum38	4213	100	1.44	dum61	5313	100	1.44
dum16	3213	100	1.44	dum39	4214	100	1.44	dum62	5314	100	1.44
dum17	3215	100	1.44	dum40	4222	93	1.34	dum63	5315	98	1.41
dum18	3219	100	1.44	dum41	4231	50	0.72	dum64	5331	50	0.72
dum19	3231	50	0.72	dum42	4232	50	0.72	dum65	5332	50	0.72
dum20	3232	50	0.72	dum43	4233	50	0.72	dum66	5333	50	0.72
dum21	3233	50	0.72	dum44	4411	193	2.78	dum67	6211	200	2.89
dum22	3237	50	0.72	dum45	4412	50	0.72	dum68	6213	100	1.44
dum23	3411	100	1.44	dum46	4413	50	0.72	dum69	6215	100	1.44

(续表)

2002年

城市虚拟变量	城市代码	样本量	占总样本比例(%)	城市虚拟变量	城市代码	样本量	占总样本比例(%)	城市虚拟变量	城市代码	样本量	占总样本比例(%)
dum1	110101	60	0.88	dum27	321000	93	1.36	dum53	440600	50	0.73
dum2	110102	84	1.23	dum28	321283	49	0.72	dum54	440681	49	0.72
dum3	110103	53	0.78	dum29	321300	50	0.73	dum55	440800	50	0.73
dum4	110104	60	0.88	dum30	340100	100	1.46	dum56	441200	50	0.73
dum5	110105	78	1.14	dum31	340200	96	1.4	dum57	441300	50	0.73
dum6	110106	35	0.51	dum32	340300	99	1.45	dum58	445281	50	0.73
dum7	110107	34	0.5	dum33	340400	100	1.46	dum59	500100	196	2.87
dum8	110108	80	1.17	dum34	341021	50	0.73	dum60	500101	83	1.21
dum9	140100	200	2.93	dum35	341600	48	0.7	dum61	510100	196	2.87
dum10	140200	93	1.36	dum36	410100	196	2.87	dum62	510500	97	1.42
dum11	140225	50	0.73	dum37	410200	97	1.42	dum63	510800	99	1.45
dum12	140400	99	1.45	dum38	410400	99	1.45	dum64	511000	49	0.72
dum13	140800	100	1.46	dum39	410526	48	0.7	dum65	511181	50	0.73
dum14	142303	49	0.72	dum40	410700	100	1.46	dum66	511300	94	1.38
dum15	142325	49	0.72	dum41	410782	50	0.73	dum67	530100	100	1.46
dum16	210100	250	3.66	dum42	411025	45	0.66	dum68	530200	98	1.43
dum17	210200	249	3.64	dum43	411525	45	0.66	dum69	530381	50	0.73
dum18	210281	50	0.73	dum44	420100	244	3.57	dum70	530500	94	1.38
dum19	210700	98	1.43	dum45	420500	91	1.33	dum71	532501	95	1.39
dum20	211224	50	0.73	dum46	420600	98	1.43	dum72	532722	50	0.73
dum21	320100	149	2.18	dum47	421000	96	1.4	dum73	532901	99	1.45
dum22	320200	99	1.45	dum48	421083	49	0.72	dum74	533221	50	0.73
dum23	320282	48	0.7	dum49	421125	46	0.67	dum75	620100	198	2.9
dum24	320300	97	1.42	dum50	421200	49	0.72	dum76	622301	97	1.42
dum25	320600	94	1.38	dum51	440100	195	2.85	dum77	622701	100	1.46
dum26	320982	50	0.73	dum52	440200	50	0.73				

附表2 Hedonic模型及Heckman模型中各变量定义及统计描述

变量	1995			2002		
	均值	标准差	样本量	均值	标准差	样本量
h_ownership	二元变量,1=拥有住宅,其他情况为0,下同	0.42	6931	0.78	0.41	6835
st_demand	住宅结构特征需求,具体计算方法见(23)式	10.07	3000	8.47	0.49	5948
nb_demand	住宅邻里特征需求,具体计算方法见(24)式	0.12	3000	2.46	0.56	5989
hp	被调查年份每套住宅价值(大于200元)	39126.76	3000	78132.85	73857	5989
h_area	住宅使用面积(平方米)	47.8	6931	69.81	34.21	6835
h_age	住宅房龄(年)			14.66	10.47	6787
one_room	二元变量,1=一室	0.07	6931	0.06	0.24	6835
two_room	二元变量,1=二室	0.36	6931	0.46	0.5	6835
more_room	二元变量,1=三室以上	0.23	6931	0.26	0.44	6835
t_bath	二元变量,1=有独立卫生间和浴室	0.35	6931	0.58	0.49	6835
heat	二元变量,1=该住宅有供暖系统	0.48	6931	0.29	0.45	6835
kitchen	二元变量,1=该住宅有独立厨房	0.83	6931	0.93	0.25	6835
c_locat	二元变量,1=该住宅位于城市中心	0.87	6931	0.34	0.47	6835
s_locat	二元变量,1=该住宅位于城市郊区	0.13	6931	0.54	0.5	6835
t_city	二元变量,1=该住宅位于地级以上城市	0.8	6931	0.93	0.26	6835
east	二元变量,1=该住宅位于东部地区	0.37	6931	0.36	0.48	6835
hp_party	二元变量,1=户主父母为中共党员	0.01	6931	0.3	0.46	6831
age	户主年龄	46.09	6931	47.93	11.16	6835
age1	户主年龄的平方	2257.22	6931	2421.41	1143.96	6835
gender	户主性别	0.66	6931	0.67	0.47	6835
edu_year	户主受教育年限	10.24	6931	10.71	3.32	6835
perm_inc	家庭持久收入	9509.35	6931	18174.62	11467.26	6835
UNC	家庭失业概率,根据(21)式计算	0.01	6931	0.04	0.03	6835
pop	家庭人口数	3.13	6931	3.02	0.79	6835
per_age	家庭人口平均年龄	36.75	6931	39.25	11.99	6835
per_eduage	家庭人口平均受教育年限	8.76	6931	9.57	2.57	6835

(续表)

变量	变量解释	1995			2002		
		均值	标准差	样本量	均值	标准差	样本量
per_w_age	家庭工作人口平均年龄	34.89	14.3	6931	35.1	15.91	6835
per_w_eduage	家庭工作人口平均受教育年限	9.4	4.26	6931	9.75	4.67	6835
edu_exp	家庭教育支出(元)	652.33	1409.45	6931	2493.42	3548.91	6835
med_exp	家庭医疗支出(元)	463.3	1375.09	6931	1144.24	2146.41	6835
dur_number	家庭拥有耐用消费品的数量(个)	3.37	1.36	6931	4.25	1.86	6835
marriage	二元变量,1=已婚家庭	0.96	0.2	6931	0.94	0.24	6835
minority	二元变量,1=少数民族家庭	0.04	0.2	6931	0.04	0.19	6835
dh_fund	二元变量,1=家庭缴存公积金	0.38	0.49	6931	0.55	0.5	6835
dmed_ins	二元变量,1=户主有医疗保险	0.83	0.38	6931	0.4	0.49	6835
dret_ins	二元变量,1=户主有养老保险	0.3	0.46	6931	0.51	0.5	6835
j_way	二元变量,1=户主依靠社会网络取得工作	0.08	0.27	6931	0.18	0.38	6835
h_inc	二元变量,1=高收入家庭	0.2	0.4	6931	0.2	0.4	6835
ch_inc	二元变量,1=中收入家庭	0.2	0.4	6931	0.2	0.4	6835
m_inc	二元变量,1=中等收入家庭	0.2	0.4	6931	0.2	0.4	6835
cl_inc	二元变量,1=中低收入家庭	0.2	0.4	6931	0.2	0.4	6835
l_inc	二元变量,1=低收入家庭	0.2	0.4	6931	0.2	0.4	6835
unit1	二元变量,1=户主在企业就职	0.62	0.49	6931	0.45	0.5	6833
unit2	二元变量,1=户主在事业单位就职	0.31	0.46	6931	0.25	0.43	6833
unit3	二元变量,1=户主在其他类型单位就职	0.02	0.16	6931	0.06	0.24	6833
occup1	二元变量,1=户主为单位负责人	0.17	0.38	6931	0.14	0.35	6833
occup2	二元变量,1=户主为专业技术人员	0.23	0.42	6931	0.16	0.37	6833
occup3	二元变量,1=户主为普通职员	0.39	0.49	6931	0.31	0.46	6833
occup4	二元变量,1=户主为其他工作人员	0.16	0.37	6931	0.15	0.36	6833
p_title1	二元变量,1=户主具有高级职称	0.04	0.21	6931	0.04	0.19	6833
p_title2	二元变量,1=户主具有中级职称	0.15	0.36	6931	0.12	0.32	6833
p_title3	二元变量,1=户主具有初级职称	0.11	0.32	6931	0.07	0.25	6833
p_title4	二元变量,1=户主没有职称	0.04	0.2	6931	0.01	0.11	6833
h_indus	二元变量,1=户主就职于高收入行业	0.13	0.34	6931	0.15	0.35	6834
m_indus	二元变量,1=户主就职于中等收入行业	0.33	0.47	6931	0.55	0.5	6834
l_indus	二元变量,1=户主就职于低收入行业	0.01	0.08	6931	0.07	0.25	6834

附表3 失业概率模型中各变量定义

变量	变量解释
pr_unemploy	二元变量,1=失业状态
pr_agerank	受访者的年龄等级:1=低于20;2=20—29;3=30—39;4=40—49;5=50及以上
pr_edulevel	二元变量,1=初中以下的受教育水平
pr_gender	二元变量,1=男性
pr_img	二元变量,1=1978年以后获得的城市户口
pr_indtype	二元变量,1=就职的行业属于第三产业
pr_lge	二元变量,1=就职的单位属于亏损企业
pr_occupation	二元变量,1=职业类型是工人
pr_ownership	二元变量,1=就职于国有企业或集体企业
pr_protittle	二元变量,1=没有职称和行政职务
pr_train	接受就业培训的时间(月)
pr_waysjob	二元变量,1=就业途径属于自己寻找工作
pr_wunitttype	二元变量,1=就职于企业
pr_jobchange	二元变量,1=在最近3年中更换过就业单位
pr_ownchange	二元变量,1=在最近10年中工作单位经历了改制
pr_seriousdis	二元变量,1=在2002年患过严重的疾病
pr_health	二元变量,1=在2002年身体状况较差
pr_s_day	二元变量,1=在1995年病假天数
pr_satcon	二元变量,1=在1995年工作条件低于一般水平

附表4 失业概率模型中各变量统计描述

变量	1995					
	户主			配偶		
	均值	标准差	样本量	均值	标准差	样本量
pr_unemploy	0	0.07	6 929	0.02	0.13	6 520
pr_agerank	3.99	0.9	6 929	3.9	0.91	6 520
pr_edulevel	0.41	0.49	6 929	0.49	0.5	6 520
pr_gender	0.66	0.47	6 929	0.32	0.47	6 520
pr_img	0.08	0.28	6 929	0.11	0.32	6 520
pr_indtype	0.47	0.5	6 929	0.44	0.5	6 520
pr_lge	0.23	0.42	6 929	0.24	0.42	6 520
pr_occupation	0.56	0.5	6 929	0.6	0.49	6 520
pr_ownership	0.83	0.37	6 929	0.71	0.45	6 520
pr_protittle	0.55	0.5	6 929	0.65	0.48	6 520
pr_train	3.8	9.93	6 929	2.77	7.92	6 520
pr_waysjob	0.79	0.41	6 929	0.69	0.46	6 520
pr_wunitttype	0.62	0.49	6 929	0.59	0.49	6 520
pr_s_day	4.15	23.07	6 929	4.15	23.2	6 520
pr_satcon	0.6	0.49	6 929	0.61	0.49	6 520

(续表)

变量	2002					
	户主			配偶		
	均值	标准差	样本量	均值	标准差	样本量
pr_unemploy	6 766	0.1	0.3	6 351	0.08	0.27
pr_agerank	6 809	3.42	1.4	6 382	3.33	1.44
pr_edulevel	6 835	0.39	0.49	6 407	0.45	0.5
pr_gender	6 835	0.67	0.47	6 407	0.3	0.46
pr_img	6 835	0.14	0.35	6 407	0.15	0.36
pr_indtype	6 835	0.62	0.48	6 407	0.66	0.47
pr_lge	6 835	0.08	0.27	6 407	0.07	0.25
pr_occupation	4 808	0.59	0.49	3 794	0.64	0.48
pr_ownership	6 835	0.21	0.41	6 407	0.23	0.42
pr_protitle	6 835	0.68	0.47	6 407	0.76	0.43
pr_train	6 835	1.3	4.6	6 407	0.82	3.62
pr_waysjob	6 835	0.2	0.4	6 407	0.19	0.39
pr_wunitttype	6 835	0.77	0.42	6 407	0.81	0.39
pr_jobchange	6 835	0.07	0.25	6 407	0.04	0.19
pr_ownchange	6 835	0.12	0.33	6 407	0.09	0.28
pr_seriousdis	6 766	0.06	0.25	6 351	0.06	0.24
pr_health	6 835	0.06	0.25	6 407	0.08	0.26

附表5 失业概率的 Probit 模型回归结果

变量	1995		2002	
	户主	配偶	户主	配偶
	pr_gender	-0.139(-0.80)	-0.166(-1.18)	0.0826(1.66)
pr_agerank	-0.117(-1.19)	-0.399(-6.79)***	-0.0946(-6.23)***	-0.0348(-2.20)*
pr_img	0.411(1.79)	0.0365(0.28)	0.0179(0.26)	0.0052(0.07)
pr_edulevel	-0.123(-0.77)	0.0328(0.26)	0.271(5.97)***	0.300(6.04)***
pr_ownership	-1.013(-6.65)***	-0.404(-3.43)***		
pr_occupation	-0.619(-2.88)**	-0.615(-5.01)***		
pr_protitle	1.155(3.49)***	1.146(5.00)***	0.227(3.73)***	0.395(5.04)***
pr_indtype	-0.397(-2.04)*	-0.545(-3.87)***		
pr_wunitttype	-0.224(-1.17)	-0.534(-3.48)***	0.398(5.48)***	0.197(2.39)*
pr_waysjob	-0.536(-3.17)**	-0.160(-1.47)		
pr_train	-0.279(-1.19)	-0.239(-1.56)	-0.256(-3.80)***	-0.325(-3.64)***
pr_lge	0.962(4.87)***	0.699(5.08)***	-0.273(-2.96)**	-0.438(-3.67)***
pr_satcon	0.0773(0.49)	-0.238(-2.43)*		
pr_s_day	-0.0959(-0.41)	-0.107(-0.69)		
pr_jobchange			-0.260(-2.53)*	-0.0216(-0.18)
pr_ownchange			-0.181(-2.55)*	0.275(3.60)***
pr_health			0.128(1.56)	0.107(1.27)
pr_seriousdis			-0.0343(-0.37)	-0.0993(-1.01)

(续表)

变量	1995		2002	
	户主	配偶	户主	配偶
常数项	-3.166(-5.45)***	-1.732(-4.41)***	-1.480(-4.91)***	-1.784(-5.85)***
Wald chi2(35)	255.56	411.67	328.38	266.09
Log pseudo likelihood	-109.927	-347.243	-1968.141	-1650.312
样本数	6929	6530	6591	6146
Pseudo R ²	0.431	0.349	0.084	0.077

注：被解释变量 pr_unemprob 为离散变量，pr_unemprob=1 代表失业状态，pr_unemprob=0 代表就业状态；括号内的数字为 z 统计量，*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上具有显著性；上述回归结果还同时控制了城市固定效应。

正如前文所述，家庭持久收入变量在测算中可能存在统计误差，进而导致内生性的问题。为此，需要对住宅权属选择方程是否存在内生性解释变量进行检验。借鉴樊潇彦、袁志刚和万广华（2007）有关“家庭永久收入”工具变量的选取方法，本文在进行住宅权属选择的 IVprobit 模型估计时，把 age、age1、gender、hp_party、edu_year、j_way、per_w_age、per_w_eduage 看做持久收入的工具变量，具体回归结果如附表 6 所示。

附表 6 住宅权属选择的 IVprobit 回归结果

解释变量	住宅权属选择的 IVprobit
lnperm_inc	-0.185(-0.63)
UNC	-2.400(-3.18)***
marriage	0.221(2.93)***
minority	0.155(2.06)**
pop	0.101(2.52)**
per_age	0.008(3.05)***
per_eduage	0.015(1.35)
lnedu_exp	0.020(1.41)
lnmed_exp	0.014(0.89)
dur_number	0.092(3.14)***
dh_fund	0.047(0.87)
dmed_ins	-0.131(-3.21)***
dret_ins	0.039(1.18)
t2002	1.053(7.18)***
常数项	0.206(0.10)
样本数	10896
Wald test of exogeneity(P 值)	0.266

注：括号内的数字为 t 统计量，*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上具有显著性；在模型的回归中，我们均控制了地区变量，这些地区包括北京、山西、辽宁、江苏、安徽、河南、湖北、广东、重庆、四川、云南和甘肃等 12 个省市。wald test of exogeneity 是对“被工具”的变量是否外生的检验。

参考文献

- [1] Axel, B., F. Heiss, and M. Seko, "Housing Demand in Germany and Japan", *Journal of Housing Economics*, 2001, 10(3), 229—252.
- [2] Bajari, P., and M. Kahn, "Estimating Housing Demand with An Application to Explaining Racial Segregation in Cities", *Journal of Business and Economic Studies*, 2005, 23 (1), 20—33.
- [3] 陈钊、陆铭、佐藤宏, "谁进入了高收入行业——关系、户籍和生产率的作用", 《经济研究》, 2009年第10期, 第121—132页。
- [4] 陈钊、万广华、陆铭, "行业不平等: 日益重要的城镇收入差距成因", 《中国社会科学》, 2010年第3期, 第65—76页。
- [5] Cameron, T., "Permanent and Transitory Income in Models of Housing Demand", *Journal of Urban Economics*, 1986, 20(2), 205—210.
- [6] Chou, W., and Y. Shih, "Hong Kong Housing Markets: Overview, Tenure Choice, and Housing Demand", *Journal of Real Estate Finance Economics*, 1995, 10(1), 7—21.
- [7] Danriere, A., "Estimating Willingness to Pay for Housing Attributes: An Application to Cairo and Manila", *Regional Science and Urban Economics*, 1994, 24(5), 577—599.
- [8] De Leeuw, F., "The Demand for Housing: A Review of Cross-section Evidence", *Review of Economics and Statistics*, 1971, 53(1), 1—10.
- [9] DeSalvo, J., and L. Eeckhoudt, "Household Behavior under Income Uncertainty in a Monocentric Urban Area", *Journal of Urban Economics*, 1982, 11(1), 98—111.
- [10] Diaz-Serrano, L., "Labor Income Uncertainty, Skewness and Homeownership: A Panel Data Study for Germany and Spain", *Journal of Urban Economics*, 2005, 58(1), 156—176.
- [11] Dipasquale, D., and M. Kahn, "Measuring Neighborhood Investments: An Examination of Community Choice", *Real Estate Economics*, 1999, 27(3), 389—424.
- [12] Dreze, J., and F. Modigliani, "Consumption Decisions under Uncertainty", *Journal of Economic Theory*, 1972, 5(3), 308—335.
- [13] 樊潇彦、袁志刚、万广华, "收入风险对居民耐用品消费的影响", 《经济研究》, 2007年第10期, 第124—136页。
- [14] Friedman, M., *A Theory of the Consumption Function*. Princeton, NJ: Princeton University Press, 1957.
- [15] Fu, Y., "Uncertainty, Liquidity and Housing Choices", *Regional Science and Urban Economics*, 1995, 25(2), 223—236.
- [16] Fu, Y., Tse, D., and N. Zhou, "Housing Choice Behavior of Urban Workers in China's Transition to Housing Market", *Journal of Urban Economics*, 2000, 47(1), 61—87.
- [17] Fuhrer, J., "Do Consumers Behave as the Life-Cycle/Permanent-Income Theory of Consumption Predicts?" *New England Economic Review*, 1992, Sept./Oct., 3—14.
- [18] Gillingham, R., and R. Hagemann, "Cross-Sectional Estimation of a Simultaneous Model of Tenure Choice and Housing Services Demand", *Journal of Urban Economics*, 1983, 14(1), 16—39.
- [19] Goodman, A., "An Econometric Model of Housing Price, Permanent Income, Tenure Choice, and Housing Demand", *Journal of Urban Economics*, 1988, 23(3), 327—353.
- [20] Goodman, A., "Demographics of Individual Housing Demand", *Regional Science and Urban Economics*, 1990, 20(1), 83—102.
- [21] Goodman A., and M. Kawai, "Permanent Income, Hedonic prices, and Demand for Housing: New Evidence", *Journal of Urban Economics*, 1982, 12(2), 214—237.
- [22] Green, R., and P. Hendershott, "Age, Housing Demand, and Real House Prices", *Regional Science and Urban Economics*, 1996, 26(5), 465—480.

- [23] Hansen, J., J. Formby, and W. Smith, "Estimating the Income Elasticity of Demand for Housing: A Comparison of Traditional and Lorenz-Concentration Curve Methodologies", *Journal of Housing Economics*, 1998, 7(4), 328—342.
- [24] Haurin, D., "Income Variability, Homeownership, and Housing Demand", *Journal of Housing Economics*, 1991, 1(1), 60—74.
- [25] Haurin, D., and H. Gill, "Effects of Income Variability on the Demand for Owner-occupied Housing", *Journal of Urban Economics*, 1987, 22(2), 136—150.
- [26] 何平、高洁、张锐, "家庭欲望、脆弱性与收入——消费关系研究", 《经济研究》, 2010年第10期, 第78—89页。
- [27] Henderson, J., and Y. Ioannides, "A Model of Housing Tenure Choice", *American Economic Review*, 1983, 73(1), 98—113.
- [28] 黄静、屠梅曾, "房地产财富与消费:来自于家庭微观调查数据的证据", 《管理世界》, 2009年第7期, 第35—45页。
- [29] Ioannides, Y., and S. Rosenthal, "Estimating the Consumption and Investment Demands for Housing and their Effect on Housing Tenure Status", *Review of Economics and Statistics*, 1994, 76(1), 127—141.
- [30] Jimenez, E., and H. Douglas, "Housing Consumption and Permanent Income in Developing Countries: Estimates from Panel Data in El Salvador", *Journal of Urban Economics*, 1984, 15(2), 172—194.
- [31] Leland, H., "Saving and Uncertainty: The Precautionary Demand for Saving", *Quarterly Journal of Economics*, 1968, 82(3), 465—473.
- [32] 刘美霞, "自有和租赁住房消费结构研究", 《城市开发》, 2004年第5期, 第55—58页。
- [33] 罗楚亮, "经济转轨、不确定性与城镇居民消费行为", 《经济研究》, 2004年第4期, 第100—106页。
- [34] Mayo, S., "Theory and Estimation in the Economics of Housing Demand", *Journal of Urban Economics*, 1981, 10(1), 95—116.
- [35] Meng, X., "Unemployment, Consumption Smoothing, and Precautionary Saving in Urban China", *Journal of Comparative Economics*, 2003, 31(3), 465—485.
- [36] Muth, R., "The Demand for Nonfarm Housing", in Harberger, A., (ed.), *The Demand for Durable Goods*. Chicago: University of Chicago Press, 1960.
- [37] Muth, R., *Cities and Housing*. Chicago: University of Chicago Press, 1969.
- [38] Robst, J., R. Deitz, and K. McGoldrick, "Income Variability, Uncertainty and Housing Tenure Choice", *Regional Science and Urban Economics*, 1999, 29(2), 219—229.
- [39] Rosenthal, S., J. Duca, and S. Gabriel, "Credit Rationing and the Demand for Owner-Occupied Housing", *Journal of Urban Economics*, 1991, 30(1), 48—63.
- [40] Rossi, P., *Why Families Move*. New York: Free Press, 1955.
- [41] Sandmo, A., "The Effect of Uncertainty on Saving Decisions", *Review of Economic Studies*, 1970, 37(3), 353—360.
- [42] 沈健, "住房制度改革要形成租买并举格局", 《中国软科学》, 2001年第2期, 第121—123页。
- [43] 孙文凯、白重恩、谢沛初, "户籍制度改革对中国农村劳动力流动的影响", 《经济研究》, 2011年第1期, 第28—41页。
- [44] Turnbull, G., J. Glascock, and C. Sirmans, "Uncertain Income and Housing Price and Location Choice", *Journal of Regional Science*, 1991, 31(4), 417—433.
- [45] VanderHart, P., "The Housing Decisions of Older Households: A Dynamic Analysis", *Journal of Urban Economics*, 1998, 7(1), 21—48.
- [46] Wheaton, W., "A Bid-rent Approach to Housing Demand", *Journal of Urban Economics*, 1977, 4(2), 200—217.
- [47] Weinberg, D., J. Friedman, and S. Mayo, "Intraurban Residential Mobility: The Role of Transaction Cost, Market Imperfections, and Household Disequilibrium", *Journal Urban Economics*, 1981, 9(3), 332—348.

- [48] 伍德里奇, J. M., 《计量经济学导论: 现代观点》, 费剑平译。北京: 中国人民大学出版社, 2007 年。
- [49] Zabel, J., “The Demand for Housing Services”, *Journal of Housing Economics*, 2004, 13(1), 16—35.
- [50] Zheng, S., and M. Kahn, “Towards a System of Open Cities in China: Home Prices, FDI Flows and Air Quality in 35 Major Cities”, NBER Working Paper No. 14751, 2008.
- [51] 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。

Income Uncertainty, Tenure Choice and Demand for Housing Characteristics: A Theoretical and Empirical Analysis Based on Family Types

JINGKUI ZHOU
(*Nankai University*)

Abstract This paper empirically analyzes the effects of income uncertainty on tenure choice and demand for housing characteristics using urban survey data. The results show that income uncertainty has negative effects on housing tenure choice. Families with high social-economic statuses prefer to own private housing. However, in terms of neighborhood characteristics, income uncertainty has weak effects for all families.

JEL Classification R21, R31, D12