

收入不确定性、公积金约束 与住房消费福利^①

——基于中国城市住户调查数据的实证分析

周京奎

(南开大学经济研究所)

【摘要】 本文构建两期不确定性模型，利用城市住户调查数据检验收入不确定性条件下公积金约束对家庭住宅消费福利的影响。实证结果显示，失业不确定性对居民基本住宅消费有显著的负向影响；放松公积金约束有助于提高居民住宅权属福利，对改善型住宅需求规模也有显著影响；收入不确定性通过改变公积金约束对不同类型家庭住房消费产生差异性影响，其中在改善型住宅需求福利方面，社会经济地位较低的家庭受影响更显著。

关键词 收入不确定性 公积金约束 Heckman 模型

中图分类号 F293.3 **文献标识码** A

Income Uncertainty , Provident Fund Constraint and Housing Welfare

Abstract : Based on a two-period uncertainty model, this paper empirically analyses effects of income uncertainty and provident fund constraint on housing welfare using the urban survey data. The results show that income uncertainty has negative effects on basic housing consumption and the welfare of housing tenure choice. Relaxing the restriction of housing provident fund, the housing consumption welfare of urban resident is increased. Through changing the restriction of housing provident fund, income uncertainty has different effects on the housing consumption. Among of them, in the field of the improving housing consumption, the family that has low social-economics status suffers an evident effect of income uncertainty.

Key words : Income Uncertainty; Provident Fund Constraint; Heckman Model

^① 本文获得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)、教育部人文社会科学基金项目“房地产税、土地利用效率与住宅供给结构：动态影响机制与政策选择”(09YJC790197)、南开大学2011年度文科科研创新基金项目(NKC1120)、中国经济改革研究基金会2011年度资助研究项目“保障性住房制度若干主要问题研究”的资助。

引 言

中国于20世纪90年代初引入住房公积金制度,其发展历程大致分为4个阶段(谷俊青等,2006):1991~1994年为第1阶段,也就是制度建立阶段;1994~1999年为第2阶段,也是公积金制度全面推行阶段;1999~2002年为第3阶段,在该阶段公积金制度得到进一步发展;2002年至今为第4阶段,也是公积金制度进一步完善阶段。截至2008年年末,全国住房公积金缴存余额已经超过1.2万亿元,累计为961万户家庭发放1.06万亿元优惠个人住房贷款(陈杰,2011)。公积金制度无可置疑地成为中国住房制度的重要组成部分,对职工住房支付能力有着极为重要的影响,并在提高住房保障水平方面发挥了重要作用(曹艳春,2009)。

然而,公积金缴存与贷款过程中存在明显的强制性缴存机制与市场化配贷机制错位问题(汪利娜,2003)。所谓的强制性缴存与市场化配贷模式,是指企业职工必须缴纳公积金,并按照市场规则配置公共住房消费贷款。显然,在市场规则下家庭要获得公积金融资必须以贷款机构盈亏平衡为条件。为满足这一条件,还款能力较低的中低收入家庭将难以获得金融支持。世界银行数据显示,截至2005年年底,只有45%的住房公积金被用来发放住房贷款,而且只有17%的缴费者获得了公积金贷款^①。虽然近几年住房公积金的覆盖范围有所扩大,但住房公积金缴存与工资收入直接挂钩,使得公积金制度的受益群体仍以高收入家庭为主。以2008年为例,高收入家庭住房贷款、归还住房贷款、个人交纳公积金分别为195.74元、614.15元、948.09元,而低收入家庭则分别为33.39元、52.84元、96.94元^②。这说明在错位机制下低收入家庭的住宅消费融资能力远低于高收入家庭,对低收入家庭来说,公积金社会福利性质的融资功能尚未体现。

值得注意的是,自住房公积金制度实施以来,中国城镇居民的就业环境发生了巨大变化。1991~1998年中国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更高的转换工作风险,他们的收入水平也因此具有一定的不确定性。而在20世纪90年代中后期,中国国有企业改革的侧重点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、受教育程度较低的职工不得不转换工作岗位,甚至下岗。据统计,1998~2005年中国共有2175万名下岗职工^③。与此同时,中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(周京奎,2011)。

较高的收入不确定性必然会对持久收入预期产生影响,而Friedman(1957)的持久收入理论暗示,在考虑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),这就意味着收入不确定性将通过影响持久收入来改变消费者住宅消费偏好。更为重要的是,公积金缴存额是由工资收入水平决定的,当城镇居民面临较高的收入不确定

① 世界银行:《中国经济季报》2005年第4期。

② 资料来源:《中国城市(镇)生活与价格年鉴2009》,中国统计出版社,2009。

③ 资料来源:《中国劳动和社会保障年鉴(2006)》,中国劳动社会保障出版社,2006。

性时,其公积金缴存规模也将受到影响,并将通过影响公积金约束来进一步影响家庭住宅消费福利。从上述分析不难看出,收入不确定性、公积金约束以及两者间的关联关系都对住宅需求有重要影响,但目前鲜有学者关注它们之间的互动关系。本文将根据中国实际情况,以家庭类型多样化为前提,重点讨论收入不确定性、公积金约束对住宅消费福利的影响效应。

住宅是由结构特征和邻里特征共同组成的复合商品(Zabel, 2004)。其中,住宅结构特征代表基本住宅需求,而邻里特征需求则主要代表改善型住宅需求^①。另外,中国居民有先安而后乐业的传统,同时又把自有住宅看做是财富、社会地位的象征,这表明住宅权属状况也是衡量住房消费福利的一个重要指标。因此,本文将用基本住宅需求、改善型住宅需求以及住宅权属的变化来反映住房福利水平。考虑到中国经济转轨过程中,家庭类型发生了巨大变化,本文还将从家庭类型角度讨论住房福利损失的差异性。

一、理论模型

本文借鉴 DeSalvo 和 Eeckhoudt (1982)、Henderson 和 Ioannides (1983)、Fu (1995) 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,讨论收入不确定性和公积金约束对住房消费福利的影响。

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),另一部分收入用于其他商品消费(x)^②。其中,自有住宅和租赁住宅的概率分别为 ϕ 和 $1-\phi$,家庭住宅消费支出为 $P(A)q$ 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),表示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 期的效用取决于退休金(y)、住房资产(w)、储蓄(s)和住宅维护成本(自有住宅的单位面积维护成本为 T ,租赁住宅的单位面积维护成本为 τ)^③。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,因此我们根据家庭面临收入不确定性的可能性将其分为两种类型 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 代表不面临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 $1-\pi$ ^④;第 1 期 h_1 和 h_2 家庭的收入分别用 y_1 和 y_2 表示,第 2 期 h_1 和 h_2 家庭的收入分别用 y_{w1} 和 y_{w2} 表示。另外,假定家庭自有资金为 θPq ,并将其作为购买商品房的首付款,其中 θ 代表首付

① 住宅结构特征包括住宅面积、房龄、房型、住宅设施等,代表基本的住宅需求。因此,本文用住宅结构特征需求规模代表消费者的基本住宅需求。另外,只有在基本的住宅需求得到满足后,人们才会考虑居住环境问题,如住宅区位、城市区位等。由此可见,改善型住宅需求最显著的特点是对居住环境有极高的需求,因此可以用住宅邻里特征需求代表改善型住宅需求。

② 虽然本文构建的是两期模型,但由于家庭住房购买行为发生在第 1 期,因此可以用比较静态分析方法讨论收入不确定性、公积金约束变化对住宅消费福利的均衡影响效应。

③ 中国城镇居民购买住房通常是由家庭成员共同出资购买,其消费行为具有家庭消费行为特征,因此本文的研究对象是家庭而非个人。

④ 20 世纪 90 年代中后期,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。

款比例；由于只有缴纳公积金（fund）的家庭才能获得公积金贷款，其占住房贷款的比例可用 α 表示，而同一家庭获得的商业贷款占住房贷款的比例则为 $1-\alpha$ ，且 $d\alpha/dfund > 0$ ；公积金贷款利率和商业贷款利率分别为 r_g 、 r_i 。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式（1）表示：

$$\begin{aligned}
 E(U) &= \pi [U_1(x, q) + U_2(w)]_{h_1} + (1-\pi) [U_1(x, q) + U_2(w)]_{h_2} \quad (1) \\
 \text{s.t. } x_{h_1} &= y_1 - s - [\phi(P(A)q - \theta P(A)q + (\alpha(1-\theta)P(A)qr_g + (1-\alpha)(1-\theta) \\
 &\quad P(A)qr_i)) + (1-\phi)R(A)q] \\
 w_{h_1} &= y_{w_1} + s(1+r) + \phi(1+\eta)P(A)q - (\phi Tq + (1-\phi)\tau q) \\
 x_{h_2} &= y_2 - s - [\phi(P(A)q - \theta P(A)q + (\alpha(1-\theta)P(A)qr_g + (1-\alpha)(1-\theta) \\
 &\quad P(A)qr_i)) + (1-\phi)R(A)q] \\
 w_{h_2} &= y_{w_2} + s(1+r) + \phi(1+\eta)P(A)q - (\phi Tq + (1-\phi)\tau q)
 \end{aligned}$$

其中， w 为第 2 期的资产， η 代表资产收益率。一阶条件为：

$$\begin{aligned}
 E_q &= \pi [U_q - (\phi\beta_1 P + (1-\phi)R)U_x + \beta_2 U_w]_{h_1} \\
 &\quad + (1-\pi) [U_q - (\phi\beta_1 P + (1-\phi)R)U_x + \beta_2 U_w]_{h_2} = 0 \quad (2)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 E_A &= \pi [\phi(1+\eta)P_A U_w - (\phi\beta_1 P_A + (1-\phi)R_A)U_x]_{h_1} \\
 &\quad + (1-\pi) [\phi(1+\eta)P_A U_w - (\phi\beta_1 P_A + (1-\phi)R_A)U_x]_{h_2} = 0 \quad (3)
 \end{aligned}$$

$$E_\phi = \pi [\beta_3 U_w - (P\beta_1 - R)U_x]_{h_1} + (1-\pi) [\beta_3 U_w - (P\beta_1 - R)U_x]_{h_2} = 0 \quad (4)$$

其中， $\beta_1 = 1 - \theta + (\alpha(1-\theta)r_g + (1-\alpha)(1-\theta)r_i) > 0$ ， $\beta_2 = \phi(1+\eta)P - (\phi T + (1-\phi)\tau) > 0$ ， $\beta_3 = (1+\eta)P - (T - \tau) > 0$ 。二阶条件 $E_{qq} < 0$ 、 $E_{AA} < 0$ 、 $E_{\phi\phi} < 0$ 有：

$$\begin{aligned}
 E_{qq} &= \pi [U_{qq} - 2(\phi\beta_1 P + (1-\phi)R)U_{qx} + (\phi\beta_1 P + (1-\phi)R)^2 U_{xx} + \beta_2^2 U_{ww}]_{h_1} \\
 &\quad + (1-\pi) [U_{qq} - 2(\phi\beta_1 P + (1-\phi)R)U_{qx} + (\phi\beta_1 P + (1-\phi)R)^2 U_{xx} + \beta_2^2 U_{ww}]_{h_2} \quad (5)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 E_{AA} &= \pi [(\phi(1+\eta)P_A)^2 q U_{ww} + (\phi\beta_1 P_A + (1-\phi)R_A)^2 q U_{xx}]_{h_1} \\
 &\quad + (1-\pi) [(\phi(1+\eta)P_A)^2 q U_{ww} + (\phi\beta_1 P_A + (1-\phi)R_A)^2 q U_{xx}]_{h_2} \quad (6)
 \end{aligned}$$

$$E_{\phi\phi} = \pi [(P\beta_1 - R)^2 q U_{xx} + \beta_3^2 q U_{ww}]_{h_1} + (1-\pi) [(P\beta_1 - R)^2 q U_{xx} + \beta_3^2 q U_{ww}]_{h_2} \quad (7)$$

下面我们将运用比较静态方法，分析不确定性、公积金贷款比例、公积金缴存额以及家庭收入对基本住宅需求福利的影响。对式（2）进行全微分，可得关于 dq 的表达式如式（8）：

$$\begin{aligned}
 dq &= -E_{qq}^{-1} \{ [(U_q - \beta_1 U_x + \beta_2 U_w)_{h_1} - (U_q - \beta_1 U_x + \beta_2 U_w)_{h_2}] d\pi + [\pi (-\phi P \beta_5 (U_{qx} \\
 &\quad + U_x - \beta_2 U_{xx}))_{h_1} + (1-\pi) (-\phi P \beta_5 (U_{qx} + U_x - \beta_1 q U_{xx}))_{h_2}] da \\
 &\quad + \pi (U_{qx} - \beta_1 U_{xx}) dy_1 + (1-\pi) (U_{qx} - \beta_1 U_{xx}) dy_2 \} \quad (8)
 \end{aligned}$$

其中， $\beta_4 = \phi\beta_1 P + (1-\phi)R > 0$ ， $\beta_5 = (1-\theta)(r_g - r_i) < 0$ 。从式（8）首先可得到有关家庭收入不确定性对基本住宅需求的影响：

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

根据 DeSalvo 和 Eeckhoudt (1982) 的方法，可以得出 $(U_q - \beta_1 U_x + \beta_2 U_w)_{h_1} < (U_q -$

$\beta_1 U_x + \beta_2 U_w)_{h_2}$ ，由此可以得出式(9)的符号为负，这暗示随着收入不确定性的增加，基本住宅需求规模将下降。这主要是由于消费者面临的收入不确定性越高，即失业概率越高，其持久收入预期将下降，从而导致消费者缩减当前消费，尤其是耐用品消费，最终抑制消费者的基本住宅需求。公积金贷款比例与基本住宅需求福利的关系为：

$$\frac{\partial q}{\partial \alpha} = -E_{\pi}^{-1} [\pi (-\phi P\beta_3 (U_{qx} + U_x - \beta_1 q U_{xx}))_{h_1} + (1-\pi) (-\phi P\beta_5 (U_{qx} + U_x - \beta_1 q U_{xx}))_{h_2}] > 0 \quad (10)$$

由于 $\beta_1 > 0$ 、 $\beta_5 < 0$ 、 $U_{xx} < 0$ ，所以式(10)的符号为正，这说明随着住房公积金贷款比例的增加，消费者的基本住宅需求也会随之扩大。这与住房公积金贷款大幅降低消费者购房成本，进而提高其住房支付能力有直接关系。基于前面的假定，公积金缴存额越高，获得公积金贷款的概率也越高。一旦确定了公积金贷款比例与基本住宅需求的关系，就能得出公积金贷款额与基本住宅需求的关系。由此我们可以得出 $dq/dfund > 0$ ，表明公积金缴存额对基本住宅需求也存在正向影响。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 $\partial q / \partial \pi < 0$ ， $\partial q / \partial \alpha > 0$ ， $dq/dfund > 0$ 。

命题1的经济含义为：遭受较高收入不确定性冲击的家庭，其基本住宅需求要低于其他类型家庭，因而这类家庭住房福利损失也相对较大。该命题同时也表明，缴纳住房公积金提高了获得住房公积金贷款的概率，最终提高家庭住宅需求；反之，将降低其住房消费福利。

同理，可推导出有关家庭收入不确定性、公积金贷款比例与住宅邻里特征需求关系的命题2^①。

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 $\partial A / \partial \pi < 0$ ， $\partial A / \partial \alpha > 0$ ， $dA/dfund > 0$ 。

命题2的经济含义为：随着收入不确定性的增加，居民对住宅邻里特征需求规模将下降，进而影响其改善型住宅消费福利。此外，缴纳住房公积金越高的家庭获得住房公积金贷款的概率也就越高，该类家庭的住宅邻里特征需求越高；反之，将降低其改善型住宅消费福利水平。

下面继续讨论收入不确定性、公积金贷款比例对住宅权属福利的影响。对式(4)进行全微分，可得关于 $d\phi$ 的表达式如式(11)：

$$d\phi = -E_{\pi}^{-1} \{ [(\beta_3 U_w - (P\beta_1 - R) U_x) - (\beta_3 U_w - (P\beta_1 - R) U_x)_{h_2}] d\pi + [\pi \beta_5 ((P\beta_1 - R) \phi U_{xx} - P U_x)_{h_1} + (1-\pi) \beta_5 ((P\beta_1 - R) \phi U_{xx} - P U_x)_{h_2}] d\alpha + [\pi (- (P\beta_1 - R) U_{xx})_{h_1}] dy_1 + [(1-\pi) (- (P\beta_1 - R) U_{xx})_{h_2}] dy_2 \} \quad (11)$$

从式(11)可得到有关家庭收入不确定性与住宅权属福利的关系：

$$\frac{\partial \phi}{\partial \pi} = -E_{\pi}^{-1} [(\beta_3 U_w - (P\beta_1 - R) U_x)_{h_1} - (\beta_3 U_w - (P\beta_1 - R) U_x)_{h_2}] < 0 \quad (12)$$

① 受篇幅限制，本文没有给出具体推导过程，有需要的读者可向作者索取。

同式(9)的证明方法类似,可以证明 $(\beta_3 U_w - (P\beta_1 - R) U_x)_{h_1} < (\beta_3 U_w - (P\beta_1 - R) U_x)_{h_2}$, 由此可以得出式(12)的符号为负,这表明随着收入不确定性的增加,消费者的住房支付能力将下降,抑制了消费者自有住宅需求,最终降低其拥有住宅的概率。公积金贷款比例与住宅权属选择的关系为:

$$\frac{\partial \phi}{\partial \pi} = -E_{\beta}^{-1} [\pi \beta_3 ((P\beta_1 - R) \phi U_{xx} - P U_x)_{h_1} + (1 - \pi) \beta_3 ((P\beta_1 - R) \phi U_{xx} - P U_x)_{h_2}] > 0 \quad (13)$$

由于 $\beta_3 < 0$ 、 $P\beta_1 - R > 0$ ^①、 $U_{xx} < 0$, 所以式(13)的符号为正。式(13)表明获得住房公积金贷款比例较高的家庭更倾向于自己拥有住宅。该结论进一步证明住房公积金制度在提高消费者住房支付能力方面发挥着重要作用。同理,我们也可以得出 $d\phi/dfund > 0$ 。从上面的分析,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 $\partial \phi / \partial \pi < 0$, $\partial \phi / \partial \alpha > 0$, $d\phi/dfund > 0$ 。

命题3的经济含义为:收入不确定性降低了家庭自有住宅拥有率,从而使消费者面对较低的住宅权属福利水平;公积金缴存额较高的家庭更倾向于自己拥有住宅,其住宅权属福利水平也相对较高。

此外,命题3显示,收入不确定性和公积金缴存额对住宅权属选择和住宅需求具有相反的影响效应^②。但由于公积金缴存额与工资收入存在紧密的联动关系,较高的收入不确定性将通过工资收入降低公积金缴存额,进而间接影响住宅消费福利。由此可得出如下推论:

推论 收入不确定性通过影响公积金缴存额,间接影响消费者住宅权属选择和住宅需求,最终进一步降低消费者住房福利水平。

二、数据、变量与方法

1. 数据与变量

本文使用2002年中国社会科学院经济研究所的中国城市住户调查数据(CHIPS)进行实证分析。剔除房价缺漏值后,2002年的样本为6835户。使用该年度的截面数据进行分析,所涉及的变量包括不确定性、住房公积金、住宅价值、住宅户型特征、住宅邻里特征和户主或家庭社会经济特征。

(1) 收入不确定性。建立现代企业制度的一个直接影响是打破了大锅饭制度,企业职工开始通过竞争获得相应的工作岗位,从而一部分职工由于缺少职业技能培训而不得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。本文在理论和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。本文利用Probit模型估计失

① $P\beta_1$ 代表单位面积住宅贷款本金及利息支出, R 代表住宅单位面积租金。为比较二者的大小,需要讨论住宅租售比和住宅按揭贷款比例。国外住房租售比价一般平均为1:8,在中国该比例更低。另外,我国普通住宅按揭贷款比例在70%~80%。因此可以得出,住宅贷款本金及利息支出大于住宅单位面积租金,即 $P\beta_1 - R > 0$ 。

② 本文的理论模型主要受 DeSalvo 和 Eeckhoudt (1982) 构建的收入不确定性与住宅需求模型的启发,虽然所得出的理论命题相对简单而直白,但其推导过程反映了收入不确定性、公积金约束及其交叉项影响住宅消费福利的机理,因此构建此类理论模型仍是非常必要的。

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，失业状态函数可表示为：

$$PR_UNEMPLOY_{ijt} = \alpha_1 HHC_{ijt} + \alpha_2 ERF_{ijt} + \alpha_3 HTH_{ijt} + \epsilon_{ijt} \quad (14)$$

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、受教育水平、性别、户籍状况；HTH 代表健康状况向量，包括患过严重的疾病、身体健康状况、病假天数；ERF 代表工作特征向量，包括就职的行业、单位效益状况、职业类型、单位类型、是否有职称或行政职务、接受就业培训的时间、获得工作的途径、是否更换过工作单位、工作单位是否经历了改制以及工作条件； ϵ 是误差项。给定式（14）后，可以得到失业概率计算公式：

$$UNC_{it} = \sum_{j=1}^2 PR_UNEMPLOY_{ijt} = \sum_{j=1}^2 \alpha_{1j} HHC_{ijt} + \sum_{j=1}^2 \alpha_{2j} HTH_{ijt} + \sum_{j=1}^2 \alpha_{3j} ERF_{ijt} + \sum_{j=1}^2 \epsilon_{ijt} \quad (15)$$

其中， $j=1, 2$ ，分别代表户主和配偶；UNC 代表家庭失业概率。

（2）住宅相关变量。在与住宅相关的变量中，住宅价值是指住户对其住宅的估价值，用 hP 表示；由于缴存公积金的家庭一般具有较高的公积金贷款概率和比例，即具有较低公积金信贷约束，因此本文用住户每年缴存公积金的数量来代表公积金信贷约束（ $fund$ ）。公积金缴存额越高，公积金信贷约束越低；反之，公积金信贷约束越高。

为利用 Hedonic 模型计算住宅结构特征需求和邻里特征需求，本文还给出住宅结构特征变量和住宅邻里特征变量。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 代表两室， $more_room$ 代表三室及以上， $other_room$ 代表其他类型住宅；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。住宅邻里特征中， c_locat 代表住宅位于城市中心区， u_locat 代表住宅位于城市中心区以外的市区， c_locat 代表住宅位于城市郊区； t_city 代表该住宅位于地级以上城市， $east$ 代表该住宅为东部城市。

（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年龄（ age ）、婚姻状况（ $marriage$ ）、是否少数民族（ $minority$ ）、是否是知青（ i_youth ）、教育年限（ edu_year ）、相对党龄（ p_age ）、工龄（ w_age ）、户主父母的政治背景（ hp_party ）、家庭人口（ pop ）^①。

本文从家庭收入、单位类型和行业收入类型等能代表家庭或户主社会地位的三个角度来划分家庭类型：一是家庭收入类型。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 个家庭收入类型。二是户主单位类型。单位类型分为企业（ $unit1$ ）、党政机关和事业单位

① 按照陈钊等（2009）的计算方法，相对党龄等于党龄与年龄的比值，用以衡量政治身份，相对党龄越高的人更有可能获得较高的社会地位。本文借鉴他们的观点，也考虑了党龄的非线性影响。

(unit2)以及其他类型单位 (unit3)。三是行业类型。陈钊等 (2009)、陈钊等 (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^①。本文也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。

2. 计量模型

本文将通过 3 个步骤分析不确定性、公积金约束对住宅消费福利的影响。首先, 利用住宅特征价格模型 (House Price Hedonic Model) 估计住宅特征价格 (周京奎, 2011); 然后, 利用所估计的住宅特征价格计算住宅邻里特征需求, 并以此代表消费者的改善型住宅需求; 最后, 给出检验不确定性、公积金约束对住宅福利影响的基准计量模型。

(1) 住宅特征价格模型。本文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为住宅价值的对数。

$$\ln(hP_i) = \alpha_0 + \alpha_1 X_{i1} + \alpha_2 X_{i2} + \epsilon_i \quad (16)$$

其中, X_{i1} 代表第 i 个家庭的住宅结构特征向量; X_{i2} 代表第 i 个家庭的住宅邻里特征向量; ϵ_i 代表误差项; α_0 、 α_1 、 α_2 代表各向量的系数。

(2) 计算住宅特征需求。住宅结构特征需求和邻里特征需求的计算方程为:

$$st_demand_i = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 X_{i1} \quad (17)$$

$$nb_demand_i = \hat{\alpha}_2 X_{i2} + \hat{\epsilon}_i \quad (18)$$

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, $\hat{\alpha}_0$ 、 $\hat{\alpha}_1$ 、 $\hat{\alpha}_2$ 为式 (16) 中各变量的估计系数, $\hat{\epsilon}$ 为式 (16) 中的残差项^②, 其他变量同式 (16) 类似。

(3) 不确定性、公积金约束与住房消费福利损失。本文所使用的城镇住户调查数据中住房市场参与者的选择仍可能存在选择性偏误问题, 因此本文采用 Heckman 两阶段估计模型进行分析, 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被解释变量进行 Probit 估计, 以确定自有住宅决策的决定因素。该基准模型如式 (19):

$$\text{Prob}(OWN = 1 | \bullet) = \beta_0 + \beta_1 UNC_i + \beta_2 \ln(fund_i) + \beta_3 FU_i + \sum_i \beta_{4i,f} Z_{i,f} + \gamma_i \quad (19)$$

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; 反之为 0); *hrp* 代表住宅单位面积价格与单位面积租金估计值的比值; *UNC* 代表收入不确定性变量, 用失业概率变量表示收入不确定性; $\ln(fund)$ 代表公积金的对数; *FU* 代表收入不确定性向量与公积金的交叉项 $UNC \times \ln(fund)$; *Z* 代表控制变量 (包括家庭和户主特征 f , 具体包括年龄、婚姻状况、教育年限、职业培训时间、父母的政治背景); β_0 是常数项; β_1 、 β_2 、

^① 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。

^② 邻里特征变量过少是本部分研究的一个不足, 为此本文在计算邻里特征需求时加上残差项, 因为很多无法量化的区位因素会在残差中 (如与中小学、医院、绿地和轨道交通的交通可达性)。

β_3 、 β_4 是系数； γ 是误差项。

其次，由于 OLS 估计中可能存在选择性偏误，所以需要从 Probit 估计式中得到逆米尔斯比率（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变量以纠正选择性偏误，基准模型为^①：

$$\ln st_demand_i = \beta_0 + \beta_1 UNC_i + \beta_2 \ln(fund_i) + \beta_3 FU_i + \sum_i \beta_{4i,f} \hat{Z}_{i,f} + \beta_5 \lambda_i + \epsilon_i \quad (20)$$

$$\ln nb_demand_i = \beta_0 + \beta_1 UNC_i + \beta_2 \ln(fund_i) + \beta_3 FU_i + \sum_i \beta_{4i,f} \hat{Z}_{i,f} + \beta_5 \lambda_i + \epsilon_i \quad (21)$$

其中， \hat{Z} 代表家庭和户主特征的控制变量（包括性别、婚姻状况、是否是少数民族、家庭人口、教育年限、相对党龄、相对党龄的平方、工龄、是否是知青、获取工作的途径）； β_5 为转换比率的待估系数，如果该系数是显著的，则证明选择性偏误是存在的，反之则表明选择性偏误不存在，可以认为 OLS 的估计结果是有效的。

三、估计结果

1. 住房福利损失的基本模型估计

首先利用式（16）估计住宅特征价格，将其代入式（17）、式（18）计算住宅结构特征需求和邻里特征需求。根据式（19）～式（21）估计基本模型的回归结果见表 1^②。表 1 中序列（1）和序列（2）依次给出了为获得基本住宅需求、改善型住宅需求而进行的权属选择。对比这两个序列的回归结果发现，失业不确定性极大地降低了居民拥有基本住宅和改善型住宅的概率，但其对后者的负向影响效应要高于前者，说明越高层次的需求对收入不确定性的敏感程度越大；公积金变量对基本住宅和改善型住宅拥有概率有显著的正向影响，而且其对后者的影响要显著高于前者，说明公积金制度的实施不仅有助于提高基本需求型住宅拥有率，更有助于提高城市居民改善型住宅拥有率。

Heckman 模型的估计结果见表 1 中的序列（5）～序列（8）。对比序列（5）和序列（6）发现，在前者的回归结果中， UNC 的系数为负，且具有显著性，而在后者的回归结果中， UNC 的系数则不具有显著性。该结果说明在进行住宅权属选择时，失业不确定性降低了居民获得自有住房的能力，而在进入住宅市场后，该不确定性对基本住宅需求和改善型住宅需求的影响则发生了分异，即收入不确定性降低了基本住宅需求水平，但对改善型住宅需求规模则没有显著影响。该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。与住宅权属选择形成鲜明对比的是，公积金对基本住宅需求的影响系数不具有显著性，但对改善型住宅需求则有显著影响。这说明公积金制度在提高居民改善型住宅消费福利方面发挥着重要作用。此外，在序列（7）和序列（8）中控制收入不确定性与公积金的交叉项后发现，失业不确定性的交叉项对这两类住宅需求均呈负向影响，但仅

① 为检验公积金与收入不确定性交叉项对不同类型家庭的差异影响，本文还构建了扩展模型，因篇幅限制，没有给出扩展模型方程，有需要的读者可向作者索取。

② 受篇幅限制，本文没有给出住宅特征价格及失业概率的回归结果，有需要的读者可向作者索取。

对改善型住宅需求的影响具有显著性。这说明收入不确定性通过影响公积金缴存进一步降低了居民在改善型住宅消费方面的福利。

表 1 收入不确定性、公积金约束与住宅特征需求 (基本模型估计)

	选择模型			
	<i>h_ownership</i>	<i>h_ownership</i>	<i>h_ownership</i>	<i>h_ownership</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
UNC	-2.949*** (-3.17)	-3.092*** (-3.14)	0.528 (0.14)	2.748 (0.68)
lnfund	0.097*** (4.63)	0.114*** (5.16)	0.119*** (3.77)	0.151*** (4.54)
FU			-0.577 (-0.93)	-0.966 (-1.48)
<i>p_age</i>	0.685 (1.49)	0.512 (1.07)	0.690 (1.50)	0.516 (1.08)
<i>p_age1</i>	-0.371 (-0.45)	-0.105 (-0.12)	-0.386 (-0.47)	-0.125 (-0.14)
<i>marriage</i>	0.179 (1.63)	0.212* (1.77)	0.176 (1.59)	0.205* (1.71)
<i>edu_year</i>	0.008 (0.87)	0.013 (1.37)	0.008 (0.88)	0.013 (1.37)
<i>j_train</i>	0.006 (1.03)	0.006 (1.12)	0.005 (1.03)	0.006 (1.12)
<i>hp_party</i>	0.152*** (2.79)	0.176*** (3.07)	0.151*** (2.76)	0.173*** (3.03)
常数项	-0.070 (-0.32)	-0.429* (-1.82)	-0.205 (-0.78)	-0.654** (-2.33)
样本数	3754	3118	3754	3118
χ^2 检验值	478.42	463.25	479.28	465.46
χ^2 显著性	0.000	0.000	0.000	0.000
最大似然率	-1624.233	-1476.99	-1623.80	-1475.89
虚拟 R ²	0.128	0.136	0.129	0.136

(续)

	Heckman 模型			
	<i>ln st_demand</i>	<i>ln nb_demand</i>	<i>ln st_demand</i>	<i>ln nb_demand</i>
	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>UNC</i>	-0.172*** (-5.23)	0.615 (0.65)	-0.069 (-0.65)	8.418*** (2.76)
<i>lnfund</i>	0.001 (1.25)	0.122*** (4.77)	0.002 (1.52)	0.158*** (4.91)
<i>FU</i>			-0.017 (-0.98)	-1.236** (-2.53)
<i>gender</i>	0.002 (1.36)	-0.083** (-2.03)	0.002 (1.36)	-0.083** (-2.02)
<i>marriage</i>	0.006* (1.70)	-0.050 (-0.49)	0.006 (1.64)	-0.073 (-0.72)
<i>minority</i>	0.004 (1.31)	0.264*** (2.92)	0.004 (1.27)	0.260*** (2.88)
<i>pop</i>	0.006*** (5.90)	0.017 (0.65)	0.006*** (5.95)	0.019 (0.76)
<i>edu_year</i>	0.001** (2.21)	0.011 (1.49)	0.001** (2.19)	0.010 (1.38)
<i>p_age</i>	0.040*** (3.41)	-0.155 (-0.46)	0.040*** (3.39)	-0.190 (-0.58)
<i>p_age1</i>	-0.039* (-1.92)	0.634 (1.09)	-0.038* (-1.92)	0.645 (1.14)
<i>w_age</i>	-0.000** (-2.55)	0.003** (1.99)	-0.000** (-2.53)	0.003** (2.06)
<i>i_youth</i>	-0.002 (-1.07)	0.046 (1.03)	-0.002 (-1.07)	0.044 (0.99)
<i>j_way</i>	-0.002 (-1.06)	0.019 (0.38)	-0.002 (-1.05)	0.021 (0.43)
常数项	2.327*** (176.46)	-2.190*** (-5.55)	2.323*** (165.05)	-2.356*** (-5.58)
逆米尔斯比率	-0.009 (-0.54)	0.674* (1.71)	-0.009 (-0.55)	0.551 (1.41)
样本数	3754	3118	3754	3118
χ^2 检验值	787.48	1203.41	788.19	1245.28
χ^2 显著性	0.000	0.000	0.000	0.000
删失样本数	740	740	740	740
未删失样本数	3014	2378	3014	2378

注：括号内的数字为 t 统计量，*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著；在基本模型的回归中，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 12 个省份。

2. 收入不确定性、公积金约束转变与不同类型家庭住房福利差异

下面继续讨论收入不确定性通过改变公积金约束给不同类型家庭住房特征需求带来的影响，该扩展模型的回归结果详见表 2。

表 2 收入不确定性、公积金约束与不同类型家庭住宅特征需求（扩展模型）

	选择模型					
	<i>h_ownership</i>	<i>h_ownership</i>	<i>h_ownership</i>	<i>h_ownership</i>	<i>h_ownership</i>	<i>h_ownership</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>UNC</i>	3.002 (0.59)	4.608 (0.87)	0.066 (0.01)	1.520 (0.30)	0.641 (0.13)	2.136 (0.42)
<i>lnfund</i>	0.111*** (2.85)	0.135*** (3.30)	0.111*** (2.83)	0.134*** (3.29)	0.108*** (2.77)	0.131*** (3.22)
<i>FU</i>	-0.732 (-0.75)	-1.056 (-1.04)	0.056 (0.07)	-0.172 (-0.20)	-0.010 (-0.01)	-0.276 (-0.32)
<i>FU_h_inc</i>	0.209 (0.43)	0.254 (0.49)				
<i>FU_ch_inc</i>	0.375 (0.77)	0.301 (0.59)				
<i>FU_m_inc</i>	0.301 (0.65)	0.311 (0.64)				
<i>FU_cl_inc</i>	-0.801* (-1.82)	-0.807* (-1.73)				
<i>FU_unit1</i>			-0.434 (-1.52)	-0.558* (-1.88)		
<i>FU_unit2</i>			-0.916* (-1.82)	-1.001* (-1.91)		
<i>FU_h_indus</i>					-0.136 (-0.37)	-0.173 (-0.45)
<i>FU_m_indus</i>					-0.591** (-2.03)	-0.689** (-2.26)
常数项	-0.214 (-0.68)	-0.595* (-1.78)	-0.256 (-0.81)	-0.640* (-1.92)	-0.267 (-0.85)	-0.641* (-1.92)
样本数	3331	2712	3330	2711	3331	2712
χ^2 检验值	344.64	344.00	330.97	332.95	334.57	336.39
χ^2 显著性	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
最大似然率	-912.50	-840.03	-917.04	-843.46	-917.54	-843.83
虚拟 R ²	0.159	0.170	0.153	0.165	0.154	0.166

(续)

	Heckman 模型					
	<i>lnst_demand</i>	<i>lnnb_demand</i>	<i>lnst_demand</i>	<i>lnnb_demand</i>	<i>lnst_demand</i>	<i>lnnb_demand</i>
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>UNC</i>	0.144 (1.21)	12.215*** (3.82)	-0.097 (-0.67)	7.420** (2.46)	-0.072 (-0.58)	7.526** (2.50)
<i>lnfund</i>	0.003*** (3.09)	0.152*** (5.56)	0.003** (2.48)	0.142*** (5.23)	0.003*** (2.73)	0.143*** (5.33)
<i>FU</i>	-0.087*** (-3.83)	-2.147*** (-3.51)	-0.004 (-0.15)	-0.215 (-0.42)	-0.010 (-0.48)	-0.264 (-0.52)
<i>FU_h_inc</i>	0.054*** (4.95)	0.982*** (3.27)				
<i>FU_ch_inc</i>	0.047*** (4.39)	0.452 (1.51)				
<i>FU_m_inc</i>	0.031*** (2.94)	0.235 (0.82)				
<i>FU_cl_inc</i>	0.001 (0.10)	-0.227 (-0.71)				
<i>FU_unit1</i>			-0.017* (-1.82)	-0.985*** (-5.00)		
<i>FU_unit2</i>			-0.016 (-0.99)	-0.620* (-1.85)		
<i>FU_h_indus</i>					-0.001 (-0.10)	-1.06*** (-4.81)
<i>FU_m_indus</i>					-0.019** (-2.29)	-0.85*** (-4.06)
常数项	2.30*** (169.49)	-2.28*** (-5.82)	2.29*** (126.27)	-2.397*** (-6.02)	2.29*** (148.71)	-2.41*** (-6.08)
逆米尔斯比率	0.036** (1.99)	0.704 (1.62)	0.049** (1.99)	0.569 (1.28)	0.042** (2.02)	0.586 (1.33)
样本数	3331	2712	3330	2711	3331	2712
χ^2 检验值	667.15	1154.10	494.82	1175.62	577.68	1175.00
χ^2 显著性	0.000	0.000	0.000	0.000		
删失样本数	334	334	333	333	334	334
未删失样本数	2997	2378	2997	2378	2997	2378

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著；上述模型还控制了户主社会经济特征变量，因篇幅所限没有列出，需要的读者可以向作者索取；此外，本文还控制了地区变量，具体见表1。

(1) 控制收入类型交叉项,并以低收入组交叉项 (l_inc) 为参照组。在选择模型中,序列 (1)、序列 (2) 的结果显示, FU_cl_inc 的系数具有负显著性,而且这两个系数值比较接近。在 Heckman 模型中,序列 (7) 的结果显示,除了 FU_cl_inc 外,其他家庭类型交叉项的系数均具有正显著性,而且这些系数值按照家庭收入的高低也呈现由高到低的变化趋势。此外,在序列 (8) 中 FU_h_inc 的系数具有正显著性,该系数值还远大于序列 (7) 中回归结果。上述实证结果显示,在收入不确定性冲击下,不同类型家庭的住宅消费福利存在显著差异:第一,在住宅权属福利方面,中低收入家庭的福利损失要小于其他收入类型家庭,而且这类家庭在改善型住宅权属福利方面遭受收入不确定性的影响要小于其在基本住宅权属福利方面受到的影响。由于中低收入家庭缴存公积金数额远低于中等收入以上类型家庭,这是导致上述结果的一个关键的原因。第二,在基本住宅需求方面,中高收入家庭的住宅消费福利受不确定性的影响大于其他类型家庭,这表明高收入群体既是改革的受益者,同时也承担着改革带来的不确定性成本。但在改善型住宅需求方面,低收入家庭的福利损失要大于中等以上收入家庭。第三,在改善型住宅需求方面,高收入家庭受到的影响远高于其他类型家庭,这说明收入水平越高的家庭,其高层次消费需求对收入不确定性的敏感程度也相对较高。

(2) 控制单位类型交叉项,并以其他单位类型 ($unit3$) 为参照组。对比选择模型的回归结果发现,在序列 (4) 中 FU_unit1 的系数具有负显著性, FU_unit2 则在这两个序列中均具有负显著性。同时,在序列 (4) 中 FU_unit2 系数的绝对值远高于 FU_unit1 的系数。在 Heckman 回归模型中,收入不确定性交叉项在序列 (9) 中的回归结果恰好与序列 (3) 中的回归结果相反,仅有 FU_unit1 的系数具有负显著性,但在序列 (10) 中,这两个收入不确定性变量均具有负显著性,与选择模型的回归结果不同的是, FU_unit1 系数的绝对值要明显大于 FU_unit2 的系数。上述回归结果表明:第一,在住宅权属选择方面,就职于政府机构和事业单位的家庭受收入不确定性的影响明显低于户主在企业和其他类型单位就职的家庭。导致上述结果的一个直接原因是政府机构和事业单位的工作相对于企业来说具有较高的稳定性,从以下数据可以更清楚地看到这一点:在本文使用的调查数据中,就职于政府机构和事业单位的家庭的收入不确定性的均值为 0.01,而就职于企业的家庭的收入不确定性的均值则为 0.05。第二,在基本住宅需求方面,就职于企业的家庭受收入不确定性的影响小于就职于政府部门和其他类型家庭,在改善型住宅需求方面,也存在类似的回归结果。对上述结果的一个可能的解释是,政府机构和事业单位缴存的公积金要高于企业单位,例如在本文所使用的样本中,上述两种类型家庭每年缴纳公积金的平均值分别为 524.48 元、413.68 元,这使得在失业概率上升情况下,就职于政府机构和事业单位的家庭受到的冲击高于就职于企业的家庭^①。

(3) 控制行业类型,并以低收入行业 (l_indus) 为参照组。对比选择模型的回归结果发现,在序列 (5) 和序列 (6) 中 FU_h_indus 的系数为负,但不具有显著性, FU_m_indus 则在这两个序列中均具有负显著性。同时,在序列 (6) 中 FU_m_indus 的系数绝对值要大于序列 (6) 中该变量的系数。Heckman 回归模型中,序列 (12) 中 FU_h_indus 的系数具

^① 我国行政体制改革起步于 1983 年,在这一时期改革的目标是调整和加强地方政府的领导能力,缩减地方机构;第二阶段的行政体制改革始于 1994 年,其特点是强化宏观经济管理功能,加速企业所有制改革和提高公共服务水平;第三阶段的行政体制改革发生在 1999~2002 年,改革的特点是缩减富余人员,提高管理效率。由此可见,随着行政体制改革的深化,事业单位职工所面临的失业风险也在逐渐增强。

有负显著性, UNC_m_indus 则在这两个序列中均具有负显著性。上述回归结果表明: 第一, 在住宅权属选择福利方面, 就职于中等收入行业的家庭受收入不确定性交叉项的影响弱于低收入行业家庭。本文所谈及的高收入行业是指在交通、运输、邮电、通信业、金融等部门就职的居民, 而中等收入行业则主要指制造业。在本文使用的样本中, 就职于高收入行业和中等收入行业的家庭面临的收入不确定性为 0.04、0.03。由此可见, 收入不确定性的差异是导致上述结果的一个可能的原因。第二, 在基本住宅需求方面, 收入不确定性交叉项的影响效应同住宅权属选择模型的回归结果类似, 但在改善型住宅需求方面, 就职于高收入行业的家庭受收入不确定性的影响要远低于其他两类家庭。在本文使用的样本中, 就职于高收入行业和中等收入行业的家庭缴存公积金的平均值分别 728.05 元、566.73 元。由于公积金缴存额越高的家庭, 其住房支付能力也就越强, 这类家庭也将有能力扩大改善型住宅消费规模, 由此可见, 公积金缴存额的差距过大以及由此导致消费偏好的差异是产生上述结果的一个可能的原因。

3. 对实证结果的一些讨论

通过上述分析, 我们可以作出以下探讨。

(1) Heckman 模型估计结果的进一步说明。在本文表 1 和表 2 的部分回归结果中, 逆米尔斯比率通过了显著性检验。显著的逆米尔斯比率说明, 城镇住户调查数据中住房市场参与者的选择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。

(2) 降低公积金约束有利于提高居民住宅消费福利水平。基本模型的回归结果显示, 公积金缴存变量对基本需求型住房和改善需求型住房自有率有显著的正向影响, 尤其值得注意的是, 公积金缴存变量对后者的影响要大于前者。此外, 从上述回归结果中还可以发现, 公积金缴存变量对于改善型住宅需求规模有显著的正向影响。这一方面表明公积金制度的实施在提高住宅消费福利方面发挥着积极的作用, 另一方面也说明公积金约束的存在将极大地降低居民住宅消费福利。从公积金制度设立之初, 到该制度得到全面推行的 2002 年, 甚至到公积金制度成为消费者抵御高房价冲击的重要制度依托的今天, 社会弱势群体始终难以成为公积金制度最直接的受益者, 甚至还被排除在公积金制度保障对象之外。例如在 2008 年, 中等偏上收入和高收入家庭的公积金缴存额分别是低收入家庭的 9.780 和 5.996 倍^①, 该差异最终会传导到公积金住房贷款概率、贷款额度和还款能力上。上述公积金约束的存在, 导致社会弱势群体购房成本或者购房负担远高于其他类型家庭。因此, 进一步降低公积金约束将有助于提高城市居民, 尤其是城市化移民的住房消费福利水平。

(3) 收入不确定性对基本需求型住宅和改善需求型住宅消费福利的影响有显著差异。与周京奎 (2011) 的研究结果类似, 在基本模型中, 收入不确定性对基本需求型住宅消费和改善需求型住宅消费存在差异化影响。收入不确定性对前者有负向影响, 而对后者的影响效应则存在不确定性。产生上述结果的原因主要是, 在收入分配制度改革和就业模式改革后, 城镇居民收入大幅度提高, 人口流动性也迅速增强, 这时城镇居民, 尤其是经济状况更好的家庭的改善型住宅需求也随之提高。在这种情况下消费者面临的不确定性还不足以改变已经形成的消费偏好, 从而导致失业不确定性没有对改善型住宅需求产生负向影响。另外, 从扩展模型的回归结果中可以发现, 在住宅需求福利方面, 收入不确定性对拥有较高社会经济地位家庭的间接影响要低于社会经济地位较低的家庭, 如户主就职于其他类型企业的家庭 ($unit3$)、户主就职于低收入行业的家庭 (l_indus)。这一方面说明拥有较高社会地位的家

^① 资料来源于《2009 中国城市 (镇) 生活与价格年鉴》[M], 中国统计出版社, 2009。

庭对不确定性的冲击有较高的承受力,从而使其福利受到的影响较小;另一方面也进一步表明公积金制度存在严重的错位现象,从而导致失业不确定性对社会经济地位较低家庭的间接影响远高于其他类型家庭。

(4) 住宅需求呈现梯级发展的态势。在住宅权属与特征需求的回归方程中,我们引入了多个家庭或者户主特征变量,如婚姻、人口规模、受教育程度、政治地位、工龄、户主父母的政治背景等变量。这些家庭特征变量对住宅消费选择有显著的影响,也就是说,住宅消费需求随着家庭类型的不同而呈现较大差别。例如,政治地位较高的家庭,其拥有住宅概率和住宅特征需求规模都相对较高;人口较多的家庭更倾向于扩大基本住宅需求规模;工龄代表工作经验,本文的回归结果显示,户主工龄长的家庭对改善型住宅有较高的需求,这也说明居民的住宅消费偏好还与其工作经验有关。中国改革开放不仅给社会经济结构带来了巨大变化,还使家庭类型呈现多样化。因此,家庭类型多样化对住宅市场的影响,是导致住宅需求呈现多样化,即住宅需求呈现梯级发展的态势。

四、结论及政策含义

本文首先构建了收入不确定性、公积金约束与住房消费福利模型,然后利用 Hedonic 模型估计住宅特征价格,将其分解后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 2002 年城市住户调查数据,检验在收入不确定性和公积金约束冲击下不同类型家庭住宅福利变化趋势。

基本计量模型及扩展模型的实证结果表明,在控制家庭社会经济特征后,收入不确定性和公积金约束仍是影响住宅权属福利和住宅需求福利的重要变量,从而验证了本文所提出的理论命题。具体来说,失业不确定性对居民基本住宅消费有显著的负向影响,同时该变量对住宅权属福利也呈现负向影响;放松公积金约束有助于提高居民住宅权属福利,对改善型住宅需求规模有显著影响;收入不确定性通过改变公积金约束对不同类型家庭住房消费产生差异性影响。在住宅权属选择方面,就职于政府机构和事业单位的家庭受收入不确定性的影响明显低于户主在企业和其他类型单位就职的家庭;在基本住宅需求方面,就职于企业的家庭受收入不确定性的影响小于就职于政府部门和其他类型家庭;在改善型住宅需求方面,高收入家庭受收入不确定性的影响显著高于其他收入类型家庭。

结论的政策含义主要有两点:一是应采取有效措施降低不确定性,减少其对公积金缴存的影响。目前,非技术劳动者群体和高学历群体均面临着高失业风险,这一方面拉大了社会收入差距,另一方面也使家庭分层日益明显,因此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。二是重新定位住房公积金制度。公积金制度本身具有社会保障性质,也就是说它应该保障那些需要得到保障的人,而非那些本身具有较高住房支付能力的家庭。然而,现行公积金制度安排出现错位现象,致使公积金成为导致商品房高需求、居民对高房价有高承受力的主要因素之一。因此将住房公积金制度定位为中低收入家庭提供住房保障,将有利于实现该制度的帕累托效率。

参考文献

[1] 曹艳春:《我国城镇公积金保障水平测度及其与经济发展水平适应性分析》[J],《当代财经》2009年第11期。

(下转第 121 页)

ing Grouped Data and the Generalized Beta Distribution [J], Review of Income and Wealth, 1 (53), 127~147.

[2] Robert D., 1979, *A Formula for the Gini Coefficient* [J], Review of Economics and Statistics, 1 (61), 146~149.

[3] Kendall M. G., Alan S., 1958, *The Advanced Theory of Statistics* [M], Hafner Publishing Company.

[4] James B. M., 1984, *Some Generalized Functions for the Size Distribution of Income* [J], *Econometrica*, 3 (52), 647~663.

[5] Daniel J. S., 1989, *The Structure of Earnings and the Measurement of Income Inequality in the U. S* [M], Amsterdam: North-Holland.

[6] 程永宏：《二元经济中城乡混合基尼系数的计算与分解》[J]，《经济研究》2006年第1期。

[7] 程永宏：《改革以来全国总体基尼系数的演变及其城乡分解》[J]，《中国社会科学》2007年第4期。

[8] 徐宽：《基尼系数的研究文献在过去八十年是如何拓展的》[J]，《经济学（季刊）》2003年第4期。

[9] 胡志军、刘宗明、龚志民：《中国总体基尼系数的估计：1985~2008》[J]，《经济学（季刊）》2011年第4期。

（责任编辑：彭 战）

（上接第110页）

[2] 陈杰：《关于住房公积金改革的若干思考》[J]，《中国市场》2011年第3期。

[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》[J]，《经济研究》2009年第10期。

[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》[J]，《中国社会科学》2010年第3期。

[5] 谷俊青、孙兰、施美程：《中国住房公积金制度现状与发展》[M]，社会科学文献出版社，2006。

[6] 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》[J]，《管理世界》2009年第7期。

[7] 汪利娜：《住房公积金信贷政策与收入分配》[J]，《中国房地产金融》2003年第2期。

[8] 周京奎：《收入不确定性、权属选择与住宅特征需求》[J]，《经济学（季刊）》2011年第4期。

[9] DeSalvo J. S., Eeckhoudt L. R., 1982, *Household Behavior under Income Uncertainty in a Monocentric Urban Area* [J], *Journal of Urban Economics*, 11 (1), 98~111.

[10] Friedman M., *A Theory of the Consumption Function* [M], Princeton University, 1957.

[11] Fu Y., 1995, *Uncertainty, Liquidity and Housing Choices* [J], *Regional Science and Urban Economics*, 25 (2), 223~236.

[12] Fuhrer J. C., 1992, *Do Consumers Behave as the Life-Cycle/Permanent-Income Theory of Consumption Predicts?* [J], *New England Economic Review*, Sept /Oct, 3~14.

[13] Henderson J. V., Ioannides Y., 1983, *A Model of Housing Tenure Choice* [J], *American Economic Review*, 73 (1), 98~113.

[14] Zabel J., 2004, *The Demand for Housing Services* [J], *Journal of Housing Economics*, 13 (1), 16~35.

（责任编辑：陈星星）