

中国城市移民的区位质量需求 与公共服务消费

——基于住房需求分解的研究和政策含义^{*}

郑思齐 任荣荣 符育明

【提 要】家庭对住房的需求体现在两个方面，即对住房自身所提供的居所服务的需求（居住空间需求）和对住房所在区位提供的公共服务的需求（区位质量需求）。其中，区位质量需求是由家庭对当地公共服务以及能够降低学习成本的社会交流活动的支付意愿所决定的。本文依据这一思路来研究户口状况对中国城市移民在住房选择方面的影响。在中国，“户口”作为一个人在城市永久居住的许可证，同时也决定了其能否享受当地的公共服务和社会保障福利的权利。北京市居民抽样调查的实证研究表明，与居住空间需求相比，居民对于住房区位质量的需求对家庭收入和户口状况的反映更加敏感。研究结果显示，一方面消费者对公共服务和便利设施的支付意愿随着收入的增加而增加，另一方面，户籍制度限制了移民获得当地公共服务的机会，阻碍其为提升人力资本而投资的意愿，这都会造成福利的损失。

【关键词】户籍制度 住房需求 居住空间 区位质量

【中图分类号】F293.3 【文献标识码】A 【文章编号】1000-114X(2012)03-0043-10

一、引言

近二十多年来，中国城市住房市场和劳动力市场逐渐开放，伴随着城市经济体制改革和制造业出口拉动的经济增长，有上亿的农村移民在城市就业，但很少有人能够在城市定居^①。其中，户籍制度仍然是农村移民实现真正城市化的主要障碍（例如：Wang 和 Guo, 1999）。中国的户籍

^{*} 本文系国家自然科学基金“‘土地利用-交通-环境’空间一体化模型的理论及应用”（项目号 70973065）、国家社会科学基金重大项目“加快保障性安居工程建设研究”（项目号 09&ZD042）、中国发展研究基金会课题“保障房建设中土地与资金的筹集模式及关联性研究”（2011 基研字第 0095 号）、清华大学自主科研计划“基于 4D-GIS 的土地利用与交通一体化模型及规划支持技术研究”（项目号 20111081017）和北京大学-林肯研究院城市发展土地政策研究中心的资助，特此致谢。

制度从 20 世纪 50 年代开始实行。尽管在改革开放之后，户口对于劳动力流动和就业的限制被逐步放松，但是在大城市获得户口的阻碍仍然很大，多数农村移民对此不抱有希望^②。许多地方公共服务（包括公共教育、医疗保健）和社会保障福利（包括失业保险、养老保险、住房保障）仍然是根据户口配给，并且难以随家庭的搬迁而转移。因此在一个城市中，没有本地城市户口的移民仍很难享受本地公共服务和社会保障。那么，户口状况对住房选择会产生什么样的影响？

住房经济学理论告诉我们，住房需求首先是对遮风避雨空间（以及基本设施）的需求；然后是对具有良好就业机会、公共服务和宜居特征的区位的需求（Rosen, 2002; 郑思齐和孙聪, 2011; 郑思齐等, 2010）。农村移民来到城市，就是为了获得更好的发展，无论是当前能够赚到钱，还是未来能够得到更好的发展机会。许多文献都已证实，城市中的公共资源、社会互动和学习环境有利于劳动力的人力资本积累。例如，Lucas（2004）以及 Glaeser 和 Mare（2001）指出，城市内部的社会互动得益于人力资本的外溢。Glaeser, Kollko 和 Saiz（2001），Costa 和 Kahn（2003）以及 Rappaport（2009）指出，在发达经济体中，随着收入的增加，人们对生活质量的需求提升，城市公共服务和社会环境在人们居住区位选择中的重要性日益突出。Rappaport（2008）根据美国大都市区域的研究发现，在大城市居住意味着更多的公共服务和社区质量消费，人口密度第二大的城市居民在这方面的平均消费要比人口密度最低的城市高出 30% 左右。在发展中经济体，Zheng, Fu 和 Liu（2009）对中国的研究同样发现了人们对生活质量需求不断增加的现象，人们更愿意选择在能够提供较好生活质量的城市中居住。

上述研究表明，选择具有良好公共服务和社会环境的区位居住，在本质上是对人力资本提升的一种投资。因此，对住房需求的分析就可以从（居住空间）消费和（人力资本）投资这两个角度展开（郑思齐等, 2011）。这种消费和投资的二分法很早就文献中提出（例如：Henderson 和 Loannides, 1983），但是传统的二分法没有区分居住空间的消费和区位质量的消费，以及住房投资中金融和非金融的部分。这种划分在分析和评价户籍制度对中国城市居民居住选择的影响上是很重要的。没有城市户口的移民不能享受良好的公共服务和社会保障，这将会降低他们长期居住于城市中的意愿，并且会进一步削弱他们对于住房区位质量（也就是人力资本积累的环境）进行投资的意愿（郑思齐等, 2011; 郑思齐, 2010）。相应地，具有良好公共服务和社会环境的区位对于没有城市户口的移民来说，其价值也将大大缩水。而无论是否拥有本市户口，都需要一定的居住空间（起码是“一张床”和基本起居设施），所以在控制收入等因素后，户口对于居住空间需求的影响并不大。

许多研究检验了中国近年来经济发展背景下劳动力迁移的动机（Wu 和 Yao, 2003; Poncet, 2006）。其中，Fu 和 Gabriel（2010）的研究发现，相对于高技能移民来说，低技能移民获得城市户口的机会更小，因此，他们对潜在的人力资本溢出效益的重视程度较小。另外有经验证据表明，户口歧视会导致人们享受公共服务的不平等并造成居住分割（陈钊和陆铭, 2008）。

本文基于北京市住户调查数据，研究户口状况对家庭住房选择的影响。北京作为中国的首都，也是对农村移民和其他城市移民的户口管制最严格的城市之一。特别地，我们将住房支出分解成两部分，一部分是居住空间，另一部分是区位质量，这样可以更好地检验我们的假设：户口状况将会主要影响人们对居住区位质量的需求，这主要是因为户口状况可以影响人们获得良好公共服务的机会和进行人力资本投资的动力。

二、住房需求模型：住房数量和区位质量

考虑一个家庭，其效用 u 源于对以下因素的消费：住房区位质量 A ，住房数量 Q （即由建筑属性相关的空间服务）以及交易商品 C ，在 CES（Constant Elasticity of Substitution，不变替代弹性）下：

$$u = \left(\theta A^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \eta Q^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + C^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

其中 $1 > \sigma > 0$ 表示替代弹性 $\theta > 0$ 和 $\eta > 0$ 分别表示家庭对区位质量 A 和住房数量 Q 的偏好。质量 A 根据区位的不同会发生变化。这种住房消费分解方法在 Rapaport(1997) 和 Zabel(2004) 研究中也有使用。在这种情况下，住房的区位质量溢价将会提高住房居住空间的成本。

家庭选择的居住区位决定了 A ，并为此支付租金 $r(A)$ 。 $r(A)$ 随着 A 的增加而增加。家庭收入为 Y ，家庭的预算约束方程为：

$$r(A) \cdot Q + C = Y \quad (2)$$

家庭在预算约束条件下实现效用最大化，即(1)式，可以得到其对住房数量的需求 Q ：

$$Q = \frac{\eta^\sigma}{\eta^\sigma + r^{\sigma-1}} \frac{Y}{r} \quad (3)$$

Q 随着租金 r 的增加而减小，随着偏好 η 的变大而增加。这里需要指出的是家庭对于区位质量的偏好 θ 已经通过租金 r 反映在住房的需求中。

假设 r 是 A 的线性函数，所以有 $r_A \equiv dr/dA$ 是每单位 A 的溢价。 $r_A A$ 就等于家庭在区位质量上的花费。通过使 A 的边际效用 $\theta(u/A)^{1/\sigma}$ 和边际成本 $(u/C)^{1/\sigma} Q \cdot r_A$ 相等，可以得到对区位质量的需求 A ：

$$A = \frac{r^{\sigma \cdot \sigma}}{(1 + \eta^\sigma r^{1-\sigma})^{1-\sigma} \eta^{\sigma \cdot \sigma}} \frac{\theta^\sigma Y^{1-\sigma}}{r_A^\sigma} \quad (4)$$

等式(4)反映出在保持 r_A 不变的条件下，家庭在区位溢价上的支出 $r_A A$ 随着偏好 θ 和收入 Y 的增加而增加，但是随着偏好 η 的增加而减小^③。

本文实证研究的关键假设是户口状况对偏好 θ （区位质量）的影响比对偏好 η （住房数量）的影响更加显著。特别地，对于没有城市户口的居民，由于不能享受当地的公共服务并且缺乏动力进行人力资本投资，所以他们对区位质量 A 的支付意愿较低（即 θ 值较低）。

三、实证分析

本文的实证研究采用的是城市家庭调查数据，分析过程分为四个步骤：(1) 从两个角度对住房价值进行回归，一个是由建筑物属性决定的居住空间的价值 Q ，另一个是反映就业机会、公共服务以及社会便利设施的区位价值 $r_A A$ ；(2) 采用明瑟工资理论估计家庭持久收入；(3) 用 *probit* 模型进行住房租买选择测算；(4) 考虑家庭持久收入和租买选择结果，测算家庭对居住空间和区位质量的需求。

1. 数据

表1 变量描述性统计

变量名	变量描述	均值	中位数	最大值	最小值	标准差
<i>H_ VALUE</i>	家庭住房市场价值估计值(万元)	60.8	52.0	500.0	1.0	41.3
<i>H_ SIZE</i>	住房面积(m^2)	75.3	70.0	240.0	6.0	32.1
<i>HHLINC</i>	家庭年均工资收入(元)	52 068	42 000	534 400	0	46 630
<i>HHLINCF</i>	家庭持久收入(元),由明瑟工资方程测算得到。	40 868	36 110	124 692	9 540	16 554
<i>HHTINC</i>	家庭总收入(元)	64 094	52 440	534 400	0	49 584
<i>HHSIZE</i>	家庭人口数	2.8	3.0	8.0	1.0	0.8
<i>H_ TYPE</i>	建筑类型:1 = 独栋住宅;2 = 单元房;3 = 普通楼房;4 = 平房。					
<i>H_ TITLE</i>	住房产权:1 = 租赁私房;2 = 租赁公房;3 = 原有私房;4 = 房改私房;5 = 商品房;6 = 经济适用房;7 = 其他。					
<i>H_ FUEL</i>	厨房使用燃料类型:1 = 电;2 = 管道煤气;3 = 天然气;4 = 液化石油气;5 = 煤炭;6 = 其他。					
<i>AGE</i>	家庭户主年龄	45.2	46.0	64.0	20.0	10.2
<i>GENDER</i>	户主性别:1 = 男;2 = 女。	1.4	1.0	2.0	1.0	0.5
<i>EDU</i>	户主的受教育年限	12.9	12.0	19.0	6.0	3.0
<i>HUKOU</i>	户主的户口情况:1 = 本地城市户口;2 = 非本地城市户口;3 = 农村户口。					
<i>RENT</i>	住房的租买情况,二元变量:1 = 租赁;0 = 购买。	0.2	0.0	1.0	0.0	0.4
<i>CBD_ EMP</i>	户主的工作行业,二元变量:1 = 城市中心区位的行业(包括金融、保险、房地产、电信、IT);0 = 其它。	0.1	0.0	1.0	0.0	0.3
<i>JD_ FE</i>	街道,由 <i>hedonic</i> 回归得到,测算住房区位质量。	-0.883	-0.764	0.602	-5.130	0.782
<i>H_ SV</i>	居住空间价值 = $\ln(H_VALUE) - JD_FE - H_TITLE$ 的影响	4.842	4.870	6.604	0.390	0.699
<i>IM_ R</i>	由租买选择模型测算得到的租赁住房的 <i>iMills</i> 概率	0.341	0.306	1.336	0.099	0.150
<i>IM_ O</i>	由租买选择模型测算得到的自有住房的 <i>iMills</i> 概率	1.450	1.486	2.109	0.385	0.230

本文的实证分析针对北京市,采用的数据来自 2007 年城市居民家庭住户调查(UHS)。该项调查由国家统计局在全国范围内的城市展开,其中北京市共有 152 个街道(JD),在每个街道随机抽取 30 ~ 40 个家庭进行调查。在所有 2459 个家庭样本中,91.5% 的家庭拥有北京城市户口(HUKOU = 1),5.8% 的家庭拥有其他城市的城市户口(HUKOU = 2),剩下的 2.7% 的家庭为农村户口(HUKOU = 3)。后面两类都被认为是非本地户口。在拥有北京市户口的家庭中,约有一半是土生土长的北京人,另外的一半则是搬迁到北京后获得的北京户口。变量描述和统计性分析如表 1 所示。

表 2 对比了不同户口状况家庭的收入和住房情况。在这三类群体中,拥有非北京城市户口的户主受教育年限最多,并且家庭收入也最高,农村户口的户主受教育年限和家庭收入最低。值得注意的是,拥有北京市户口的家庭非工资性收入最多,这体现出一些社会福利津贴仅对拥有北京市户口的家庭提供。另外,与预期一致,移民有更大的搬迁概率,因此拥有住房的比率也较小。农村户口家庭现住房的面积和市场价格是三个群体中最小的,而非北京城市户口家庭的住房面积和市场价格都要高于北京市户口家庭,这与家庭收入水平一致。

表 2 不同户口状况家庭的住房特征

户口状况	年均工资性收入 (千元)	年均总收入 (千元)	受教育年限	拥有住房比率	住房市场价值 (万元)	住房面积 (m^2)
北京城市户口 (HUKOU = 1)	50.7 (45.1)	63.3 (47.9)	12.9 (2.9)	82.7%	60.4 (39.6)	75.2 (31.4)
非北京城市户口 (HUKOU = 2)	75.4 (63.0)	83.0 (69.9)	14.3 (2.6)	65.5%	72.2 (58.4)	82.2 (36.4)
农村户口 (HUKOU = 3)	48.9 (41.6)	49.8 (41.6)	10.0 (2.4)	40.9%	49.9 (49.4)	65.8 (42.0)

注: 2459 个样本,括号内为标准差。

2. 住房价值分解

调查中家庭住房的市场价值(H_VALUE)是由调查员利用市场比较法根据临近的相似住房出售价格估算得到的。为了把家庭的住房价值分成由建筑物自身属性产生的居住空间价值和区位质量的价值两部分,我们用 $\ln(H_VALUE)$ 作为因变量,住房面积($\ln(H_SIZE)$)、建筑类型(H_TYPE)、厨房燃料类型(H_FUEL)、住房产权(H_TITLE)以及街道的固定效应(JD_FE)作为自变量进行回归。其中街道的固定效应反映了区位质量产生的溢价。我们认为 $\ln(H_SIZE)$ 的边际价值随区位发生变化,在区位价值更高的地方,建筑物本身的价值只占整个住房价值的一小部分,因此住房面积的边际价值也较小。利用最小二乘法估计的 *Hedonic* 方程回归结果如表 3 所示。住房单位面积的价格随着住房面积的增加而减小,并且在区位价值越高(JD_FE 越大)的地区住房面积对整个住房价值的边际贡献越小。住房产权对住房价值影响显著,这反映了再售限制和获得重建期权价值方面的差异。

我们定义由区位价值($r_A A$)产生的住房价值为 *Hedonic* 方程中的 JD_FE ,由建筑物属性(建筑面积、建筑类型、厨房燃料类型和不可观测到的属性)产生的住房价值为 $H_SV(\ln(H_VALUE) - JD_FE - H_TITLE)$ 。 JD_FE 和 H_SV 的统计量见表 1。由于我们只知道家庭的街道编号,而不是家庭具体位置,因此只能利用街道的固定效应作为区位质量的估算。当然,这种测算较为粗略,所以我们希望之后能够利用更确切的数据进行改进。

表3 Hedonic 方程回归结果

因变量	$\ln(H_VALUE)$	样本均值
常数项	0.929 (3.6) ***	
$\ln(H_SIZE)$	0.960 (44.1) ***	
$JD_FE^* \ln(H_SIZE)$	-0.081 (3.9) ***	
H_TYPE : 单元房	-0.534 (2.2) **	87.3%
H_TYPE : 普通楼房	-0.523 (2.2) **	2.7%
H_TYPE : 平房	-0.567 (2.4) **	9.8%
H_FUEL : 管道煤气	0.007 (0.1)	0.8%
H_FUEL : 天然气	0.009 (0.2)	68.8%
H_FUEL : 液化石油气	-0.038 (1.0)	27.9%
H_FUEL : 煤炭	-0.260 (2.4) **	1.3%
H_FUEL : 其他	-0.100 (1.8) *	0.04%
H_TITLE : 租赁公房	0.040 (1.8) *	4.6%
H_TITLE : 原有私房	0.142 (3.5) ***	3.8%
H_TITLE : 房改私房	0.033 (2.1) **	33.7%
H_TITLE : 商品房	0.095 (4.5) ***	33.8%
H_TITLE : 经济适用房	0.040 (1.7) *	7.6%
H_TITLE : 其他	-0.062 (0.9)	1.7%
街道固定效应	151 <i>fixed effects</i>	
R^2	0.932	

注: ***: 在 99% 的置信度下显著; **: 在 95% 的置信度下显著; *: 在 90% 的置信度下显著。

首先将街道固定效应引入方程,估计的结果作为 JD_FE 的值再次引入方程进行回归。

3. 家庭持久收入

住房是耐用品,家庭对住房的需求不仅受到当前收入的影响,更重要的是由家庭未来预期的长期收入所决定的。根据标准的明瑟工资模型,用家庭的人口统计特征和人力资本来估计家庭工资性收入 $HHLINC$,从而可以得到家庭持久收入,OLS 回归结果如表 4 所示。

在其他条件相同的情况下,户主受教育年限每增加一年,家庭的工资收入提高约 12.5%;这种提高效应随着户主年龄的增大会有所削减。另外,我们发现户口情况对收入和教育回报的影响很小,这在一定程度上反映出劳动力市场上并不存在户口歧视。表 4 的回归结果被用来估计家庭持久收入 $HHLINCF$,由于年龄的影响很小,所以在估计方程中删除,即持久收入不会随着户主年龄的不同而改变。样本中 $HHLINCF$ 的值为 9540 ~ 124692 元(见表 1)。

4. 住房租买选择

相关文献指出,拥有住房的可能性随着家庭收入的增加而变大,随着搬迁概率的增加而减小(Smith, Rosen 和 Fallis, 1988; Henderson 和 Ioannides, 1983; Fu, 1991)。我们建立了一个住房租买选择的 probit 模型,估计结果如表 5 所示。住房拥有率随着家庭持久收入的增加而增加,也随着家庭当前收入的增加而增加,但幅度相对要小(由方程中 $\ln(HHTINC + 1)/HHLINCF$ 的回归结果可以看出)。户口状况对于家庭住房租买选择有显著的影响:非北京市户口的家庭更多的选择租房,其

表4 持久性收入的 OLS 回归结果

因变量	$\ln(\text{HHLINC})$
常数项	7.684 (54) ***
$\text{GENDER} = 0$ (女户主)	0.075 (2.6) ***
AGE	0.003 (1.4)
$\ln(\text{HHSIZE})$	0.567 (13) ***
EDU	0.125 (21) ***
$\text{HUKOU} > 1$ (非北京市户口)	0.286 (1.4)
$\text{EDU}^* (\text{AGE} > 35)$	-0.007 (2.0) **
EDU^* (非北京市户口)	0.002 (0.2)
R^2	0.257

注: ***: 在 99% 的置信度下显著; **: 在 95% 的置信度下显著; *: 在 90% 的置信度下显著。

中拥有其他城市户口的家庭比农村户口的家庭更多的选择购买住房。这个结果表明没有本地城市户口的家庭预期搬迁的概率更大。

表5 住房租买选择模型回归结果

因变量(二元变量)	RENT
常数项	2.581 (3.0) ***
$\ln(\text{HHLINCF})$	-0.355 (3.9) ***
$\ln((\text{HHTINC} + 1) / \text{HHLINCF})$	-0.131 (3.2) ***
$35 < \text{AGE} \leq 50$	0.109 (1.2)
$\text{AGE} > 50$	-0.008 (0.1)
HHSIZE	-0.045 (1.1)
$\text{HUKOU} > 1$ (非北京市户口)	1.136 (6.9) ***
$\text{HUKOU} = 3$ (非北京城市户口)	-0.501 (2.5) **
$\text{GENDER} = 0$ (户主为女性)	0.171 (2.8) ***
$\text{LR statistic (8 df)}$	127.3

注: ***: 在 99% 的置信度下显著; **: 在 95% 的置信度下显著; *: 在 90% 的置信度下显著。

利用 *probit* 回归结果中得到的对租房潜在偏好指数的预测可以测算 *iMills* 概率,用以纠正住房需求中可能存在的选择性偏误: IM_R 等于正态概率密度除以租房的概率, IM_O 等于正态概率密度除以拥有住房的概率。 IM_R 值高表明该家庭不是租房家庭, IM_O 值高表示该家庭不拥有住房。

5. 住房需求: 居住空间和区位质量

为了测算户口状况对家庭住房需求的影响,我们建立了两个需求方程,一个是对居住空间价值(H_SV)的需求,另一个是区位质量价值(JD_FE)的需求,模型回归结果见表6。

在居住空间需求方程中,同样引入 JD_FE 变量来控制区位价格的不同。结果与预期一致,居住空间需求的价格弹性显著为负,区位质量溢价每增加 10% 将使家庭对居住空间的需求减少 5% 左右。居住空间需求对持久收入的弹性显著为正,对暂时性收入的弹性也显著为正,但影响系数要

小很多。租房者对居住空间的需求显著小于购房者,而家庭人口和家庭生命周期(由户主年龄反映)对居住空间需求的影响很小。我们把重点放在户口的影响上,可以看到两个户口变量都不显著,这表明户口状况对居住空间消费的影响正在减弱。另外,租买选择的选择性偏误对居住空间需求的影响也不显著。

表 6 居住空间和区位质量需求模型回归结果

因变量	<i>H_ SV</i>	<i>JD_ FE</i>
常数项	1. 715 (2. 6) ***	- 10. 118 (13) ***
<i>JD_ FE</i>	- 0. 506 (32) ***	
$\ln(HHLINCF)$	0. 289 (5. 1) ***	0. 842 (13) ***
$\ln((HHTINC + 1) /HHLINCF)$	0. 089 (3. 4) ***	0. 375 (10) ***
35 < AGE < = 50	0. 015 (0. 5)	0. 154 (3. 3) ***
AGE > 50	0. 005 (0. 2)	0. 404 (8. 3) ***
HHSIZE	- 0. 003 (0. 2)	- 0. 051 (2. 4) **
HUKOU > 1(非北京市户口)	0. 027 (0. 2)	- 1. 089 (4. 8) ***
HUKOU = 3(非北京城市户口)	0. 170 (1. 3)	0. 435 (3. 0) ***
RENT	- 1. 108 (2. 7) ***	3. 757 (7. 3) ***
RENT* (非北京市户口)	0. 064 (0. 5)	- 0. 495 (2. 7) ***
CBD_ EMP		0. 172 (3. 5) ***
IM_ R * RENT	0. 271 (1. 2)	- 1. 704 (5. 7) ***
IM_ O * (1 - RENT)	- 0. 250 (0. 7)	2. 171 (5. 5) ***
R ²	0. 494	0. 175

注: ***: 在 99% 的置信度下显著; **: 在 95% 的置信度下显著; *: 在 90% 的置信度下显著

与居住空间需求相比,家庭对区位质量(*JD_ FE*)的需求差异明显。首先,持久性收入和暂时性收入的弹性系数和显著性非常大。家庭对区位质量的需求随着家庭生命周期增加而增加,随着家庭人口数量的增加而减小。这可能是因为人口较多的家庭为了支付更大面积的住房而舍弃区位质量。租房者,特别是那些拥有本地户口的家庭,对区位质量的需求更强,在居住空间和区位质量的权衡中更多的选择良好的区位质量。此外,在金融和 IT 行业工作的员工更愿意居住在距离城市 CBD 更近的区位,以减少通勤成本。

我们再来看户口变量。户口状况对家庭在区位质量需求方面有重要的影响,这是由于户口会影响家庭获得当地公共服务的机会并且会影响家庭进行人力资本积累的动力。我们的回归结果同样支持这一假设。没有当地城市户口的家庭由于不能获得与区位相关的公共服务,因此对区位质量的需求显著弱于拥有当地城市户口的家庭,其中农村户口家庭对区位质量的需求又显著低于拥有其他城市户口的家庭,这可能是因为来自其他城市的移民有相对更高的收入和受教育程度,因此他们对于留在该城市的前景更加乐观。

最后,租买选择中的选择性偏误同样有比较显著的影响作用:购房者愿意牺牲住房的区位质量,租房者更愿意为高质量的区位进行消费。租买的选择性偏误反映了影响租买选择的不可观测因素,与租买选择的影响相反,结果显示选择性偏误对区位质量需求的影响更大。同户口状况一样,选择性偏误直接影响着家庭对居住区位质量的需求。这一结果进一步支持了区位质量选择中对于人

力资本投资的假设,不可观测因素削弱了人们拥有住房的意愿,与户口因素相同,反映出在城市中长期居住存在的不确定因素,因此也会削弱人们关于人力资本积累的投资动力。

四、结论

住房不仅能提供庇护场所,同时其所在的区位环境又能带来就业机会、公共服务以及便利设施服务。最新的文献中强调了公共服务和便利设施质量在影响家庭居住区位选择方面的重要性。其中人力资本外溢效益是一个重要的考虑方面,这是因为社会互动可以增加学习的收益。研究发现,在新兴经济体中(例如中国)人们也越来越愿意为提高居住质量而付出更多的成本。然而很少有研究探寻户口状况对家庭是否愿意支付城市区位质量的影响以及这种制度对新兴经济体中城市长期发展的影响。我们认为,在中国,没有当地城市户口的移民,在享受公共服务和社会保障福利方面会受到限制,长期留在城市也有很多不确定因素,因此他们对住房区位质量的支付意愿较低。这种支付意愿不仅会因为无法享受公共服务而降低,也会因为较低的人力资本投资动力而受到影响。

我们提出了一个直观的分析框架,并基于北京市家庭住户调查样本针对住房选择进行了实证研究,结果表明,在其他条件相同的情况下,尽管户口状况对于家庭在居住空间需求方面没有影响,但是没有北京城市户口的家庭对住房区位质量的支付意愿显著低于有北京城市户口的家庭。此外,农村户口移民由于其长期留在城市的不确定性较大,因此对于住房区位质量表现出相对更低的支付意愿,这与住房区位选择中人力资本投资的动机和当地公共服务消费动机相符^④。

研究发现,家庭对于住房区位质量的支付意愿与家庭收入和户口状况有着很强的相关性,在新兴国家城市中,随着居民收入的增加,与住房相关的公共服务和便利设施越来越重要。户籍制度限制了移民获得公共服务的机会,削弱了他们为提升人力资本而投资的动力,并因此导致了福利损失。由此,近年来关于中国户籍制度改革的争论越来越多。户籍制度改革意在提供更加公平的城市公共服务和社会保障福利,这将提高居民对城市公共服务的需求和对人力资本投资的动力,从而产生更大的城市住房需求,促进中国长期可持续的经济增长。

① 中国人民大学最新的研究发现,大约有 1/3 的农村移民在 20 岁到 30 岁期间更希望在自己的农村老家建房,而不是在城市中买房;只有 7% 认为自己是城市人。(“Migration in China: Invisible and heavy shackles,” *The Economist*, May 6, 2010, print edition)

② 2009 年上海宣布,在城市工作七年,同时交纳了相关税费和社会保障费用的居民可以获得城市户口。由于农民工经常没有工作合同并且不交纳税费和相应的福利基金,因此在上百万的农民工中只有大概 3000 人能够被认可为城市户口。而获得北京户口就更加困难。(“Migration in China: Invisible and heavy shackles,”

The Economist, May 6, 2010, print edition)

③ 可以验证 $\frac{1}{1-\sigma} \frac{Y}{A} \frac{dA}{dY} = \frac{1}{\sigma} \frac{\theta}{A} \frac{dA}{d\theta} = \left(1 - \frac{\sigma^2 + (2\sigma - 1) \eta^\sigma r^{1-\sigma} r_A A}{1 + \eta^\sigma r^{1-\sigma}} \frac{r_A A}{r} \right)^{-1} > 0$, 其中 r 随着 A 的增

加而增加, $1 > \sigma > 0$ 。

④ 我们的实证分析受到缺少详细的家庭区位信息以及有限的物理属性的限制,因此我们只能在街道层面测算进行居住区位价值。如果之后能够有更好的数据,可以进行更精确的住房价值分解。

参考文献:

- [1] 陈钊、陆铭 《从分割到融合：城乡经济增长与社会和谐的政治经济学》，北京 《经济研究》，2008 年第 1 期，第 21 ~ 32 页。
- [2] 郑思齐、符育明、任荣荣 《居民对城市生活质量的偏好：从住房成本变动和收敛角度的研究》，上海 《世界经济文汇》，2011 年第 2 期，第 35 ~ 51 页。
- [3] 郑思齐、霍焱、张英杰、张晓东 《城市空间动态模型的研究进展与应用前景》，北京 《城市问题》，2010 年第 9 期，第 25 ~ 30 页。
- [4] 郑思齐、廖俊平、任荣荣、曹洋 《农民工住房政策与经济增长：一个劳动力市场和住房市场的理论模型》，北京 《经济研究》，2011 年第 2 期，第 73 ~ 86 页。
- [5] 郑思齐、孙聪 《城市经济的空间结构：居住、就业及其衍生问题》，广州 《南方经济》2011 年第 8 期，第 18 ~ 31 页。
- [6] 郑思齐 《“城中村”住房问题亟待改良》，上海 《探索与争鸣》，2010 年第 2 期，第 18 ~ 19 页。
- [7] Osta, Dora L. and Matthew E. Kahn, 2003, “The rising price of nonmarket goods”, *American Economic Review*, 93: 227 – 232.
- [8] Fu, Yuming, 1991, “A model of housing tenure choice: Comment”, *American Economic Review*, 81 (1): 381 ~ 383.
- [9] Fu, Yuming and Stuart A. Gabriel, 2010, “Migration and economic growth in China: The role of knowledge and human capital spillovers”, UCLA Anderson School of Management Working Paper.
- [10] Glaeser, Edward L., Jed Kolko and Albert Saiz, 2001, “Consumer city”, *Journal of Economic Geography*, 1: 27 – 50.
- [11] Glaeser, Edward L. and David C. Mare, 2001, “Cities and skills”, *Journal of Labor Economics*, 19: 316 – 342.
- [12] Henderson, J. Vernon and Yannis M. Ioannides, 1983, “A model of housing tenure choice”, *American Economic Review*, 73: 98 – 113.
- [13] Lucas, Jr., Robert E., 2004, “Life earnings and rural – urban migration”, *Journal of Political Economy*, 112: S29 ~ S59.
- [14] Poncet, Sandra, 2006, “Provincial migration dynamics in China: Borders, costs and economic motivations”, *Regional Science and Urban Economics*, 36 (3): 385 ~ 398.
- [15] Rapaport, Carol, 1997, “Housing demand and community choices”, *Journal of Urban Economics*, 42 (2): 243 ~ 260.
- [16] Rappaport, Jordan, 2008, “Consumption amenities and city population density”, *Regional Science and Urban Economics*, 38: 533 ~ 552. ———, 2009, “The increasing importance of quality of life”, *Journal of Economic Geography*, 9: 779 ~ 804.
- [17] Rosen, Sherwin, 2002, “Markets and diversity”, *American Economic Review*, 92: 1 ~ 15.
- [18] Smith, Lawrence B., Rosen, Kenneth, T. and Fallis, George, 1988, “Recent Developments in Economic Models of Housing Markets”, *Journal of Economic Literature*, XXVI (march): 29 ~ 64.
- [19] Wang, Feng and Xuejin Zuo, 1999, “Inside China’s cities: Institutional barriers and opportunities for urban migrants”, *American Economic Review*, 89 (2): 276 ~ 280.
- [20] Wu, Zhongmin and Shujie Yao, 2003, “Intermigration and intramigration in China: A theoretical and empirical analysis”, *China Economic Review*, 14: 371 ~ 385.
- [21] Zabel, Jeffrey E., 2004, “The demand for housing services”, *Journal of Housing Economics*, 13: 16 ~ 35.
- [22] Zheng, Siqu, Yuming Fu and Hongyu Liu, 2008, “Demand for urban quality of living in China: Evolution in compensating land – rent and wage – rate differentials”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 38 (3).

作者简介：郑思齐，清华大学恒隆房地产研究中心，清华大学建设管理系副教授，博士生导师。北京 100084；任荣荣，国家发展和改革委员会投资研究所助理研究员。北京 100038；符育明，新加坡国立大学环境与设计学院房地产系教授。

[责任编辑 潘 莉]