

不动产研究

世界华人不动产学会

第1卷 第2辑

信贷约束下的住房需求：来自中国城市的证据

周京奎 于静静 平 婧

住宅价格与抵押贷款周期：基于消费者信贷指数的实证研究

Man Cho In Sik Min Hyun Ah Kim

市场是否愿意为高造价的绿色建筑支付更多

余熙明 涂 勇

中国房地产市场与股票市场动态关系的研究

——基于混合组均值的动态面板实证分析

黄必红 张 洋 黎 宁

基于成熟度模型的农村集体建设用地流转模式选择研究

施建刚 魏铭材 蔡顺明

小区居民之居住满意度、邻里关系、迁移意愿关系与住宅调整决策之研究

陈淑美 陈怡瑞

在全球化总体经济变动下中国大陆城市不动产价格影响之追踪分析

陈彦仲 吕昭宏

中国农村家庭住房状况的时空变动分析

易成栋 张中皇

不动产研究

第1卷第2辑

世界华人不动产学会

 上海财经大学出版社

图书在版编目(CIP)数据

不动产研究.第1卷第2辑/世界华人不动产学会.一上海:上海财经大学出版社,2014.8

ISBN 978-7-5642-1947-5/F·1947

I.①不… II.①世… III.①不动产-研究 IV.①F293.3

中国版本图书馆 CIP 数据核字(2014)第 142350 号

□ 责任编辑 袁春玉

□ 封面设计 张克瑶

□ 校对 王从远



BUDONGCHAN YANJIU

不 动 产 研 究

第 1 卷第 2 辑

世界华人不动产学会

上海财经大学出版社出版发行
(上海市武东路 321 号乙 邮编 200434)

网 址: <http://www.sufep.com>

电子邮箱: webmaster@sufep.com

全国新华书店经销

上海叶大印务发展有限公司印刷装订

2014 年 8 月第 1 版 2014 年 8 月第 1 次印刷

787mm×1092mm 1/16 8.5 印张(插页:2) 186 千字
定价:25.00 元

《不动产研究》介绍

《不动产研究》是世界华人不动产学会(Global Chinese Real Estate Congress, GCREC)的官方中文学术出版物。本出版物是同行匿名审稿的专业性学术图书,致力于推进不动产领域具有原创性、创新性的严谨科学研究,本书覆盖不动产及相关理论与实证问题的广泛研究领域。本书的目标是成为世界不动产研究思想、理论与方法的前沿论坛。

编辑委员会

主编:王诤教授(美国约翰·霍普金斯大学)

王洪卫教授(上海金融学院)

汪寿阳教授(中国科学院)

执行主编:姚玲珍教授(上海财经大学)

副主编:陈 杰教授(上海财经大学)

郑思齐教授(清华大学)

董纪昌教授(中国科学院)

胡 昊教授(上海交通大学)

委 员

艾保伯(Edelstein Robert,美国加州大学伯克利分校)

安玉英(美国联邦全国房贷协会,即“房利美”)

曾德铭(加拿大麦基尔大学)

陈明吉(中山大学)

陈淑美(台湾昆山科技大学)

陈彦仲(成功大学)

程 平(美国佛罗里达大西洋大学)

程天富(新加坡国立大学)

崔 裴(华东师范大学)

方 芳(上海财经大学)

冯长春(北京大学)

符育明(新加坡国立大学)

高波(南京大学)

韩璐(加拿大多伦多大学)

韩秦春(北京大学)

郝前进(复旦大学)

贾生华(浙江大学)

李金汉(香港中文大学)

黎宁(澳门大学)

廖锦贤(新加坡国立大学)

廖俊平(中山大学)

廖美薇(香港大学)

梁嘉锐(香港城市大学)

林祖嘉(台湾政治大学)

刘洪玉(清华大学)

刘鹏(美国康奈尔大学)

卢秋玲(台湾大学)

满燕云(北京大学)

莫天全(搜房控股有限公司)

彭亮(美国科罗拉多大学博尔德分校)

曲卫东(中国人民大学)

芮亭沐(Timothy Riddiough, 美国威斯康辛大学)

施建刚(同济大学)

苏司瑞(Tsuriel Somerville, 英属哥伦比亚大学)

泰瑞登(Sheridan Titman, 美国德州大学奥斯汀分校)

王能(哥伦比亚大学)

魏国强(香港科技大学)

谢林静(Shilling James, 美国德保尔大学)

许智文(香港理工大学)

薛立敏(中国科技大学)

闫妍(中国科学院研究生院)

杨靖(美国加州州立大学富尔顿分校)

杨太乐(美国安富金融工程集团)

杨赞(清华大学)

叶剑平(中国人民大学)

余熙明(新加坡国立大学)

虞晓芬(浙江工业大学)

张洪(云南财经大学)

张金鸮(政治大学)

张永岳(华东师范大学)

周京奎(南开大学)

周颖刚(香港中文大学)

周治邦(台湾大学)

编辑委员会联系方式

电话:(0086) 21-35325062 21-65908835

传真:(0086) 21-35325062 21-65104294

E-mail:JRE@shufe.edu.cn; chen.jie@mail.shufe.edu.cn

网址:<http://jre.shufe.edu.cn>

地址:上海市杨浦区武川路111号凤凰楼503室

邮编:200433

不动 产 研 究

目 录

《不动产研究》介绍/1

信贷约束下的住房需求:来自中国城市的证据 周京奎 于静静 平 婧/1
住宅价格与抵押贷款周期:基于消费者信贷指数的实证研究

Man Cho In Sik Min Hyun Ah Kim/21

市场是否愿意为高造价的绿色建筑支付更多 余熙明 涂 勇/37
中国房地产市场与股票市场动态关系的研究

——基于混合组均值的动态面板实证分析 黄必红 张 洋 黎 宁/51

基于成熟度模型的农村集体建设用地流转模式选择研究 施建刚 魏铭材 蔡顺明/63
小区居民之居住满意度、邻里关系、迁移意愿关系与住宅调整决策之研究

陈淑美 陈怡瑞/79

在全球化总体经济变动下中国大陆城市不动产价格影响之追踪分析 陈彦仲 吕昭宏/95
中国农村家庭住房状况的时空变动分析

易成栋 张中皇/111

信贷约束下的住房需求:来自中国城市的证据*

周京奎 于静静 平 婧**

摘 要:本文讨论了城市居民的住房需求决定,并用来自中国城市的微观数据集检验了房屋结构和社区特点的选择。实证分析结果表明,永久性收入在不断增加的住房需求中起重要作用,信贷约束降低了购买住房的可能性和基本的住房需求;由于家庭成员之间的住房购买决策存在相互依赖这种特别的传统文化,高信贷约束对房屋需求的邻里特征有正的影响。由于高信贷约束和收入受显著的不确定性的冲击,没有经历企业所有制改革的家庭会有递减购买房屋的可能性。

关键词:房屋需求 信贷约束 Heckman 模型

中图分类号:R21 R31 D12



一、引言

中国从 1978 年开始进行经济改革,房地产市场也经历了从中央计划经济到市场经济的巨大转变;在 20 世纪 80 年代中期以前,中国政府通过计划经济体系解决房屋问题。也就是说,政府或单位建立或者购买了房屋,并且根据工人的级别、在职与否、工作经历和其他的一些指标将住房分配给工人(Zheng, Fu 和 Liu, 2006)。与此同时,居住单元很小并且房屋需求超过供给。在 1985 年和 1990 年,人口分别增长了 1 077 万人和 655 万人,新完成的住宅建设数量分别为 8.966 百万平方米和 6.361 7 百万平方米。单位资本的住宅面积在 1990 年为 9.9 平方米,中国在 1985 年和 1990 年分别经历了 97.657 百万平方米和 58.483 3 百万平方米的房屋供给短缺。在需求方面,人们缺少储蓄并且工资很低。此外,鼓励家庭居住靠近工作单位。这虽然缩短了交通时间,但也减少了人们选择住房的自由。

这段时期,工人不能够轻易找到新工作或者搬到一个新城市,这就意味着一旦他们分配到单位住房,他们就固定下来了。考虑到房屋需求会在一个人的生命周期里发生变化,这会导致强制性约束(比如,没有孩子的家庭可能更喜欢有更多配套设施的小型住房)。

* 【致谢】作者感谢中央高校基本科研业务费专项资金资助项目“住宅市场风险、流动性约束与住宅价格波动”(NKZXA1201)的资助。

** 作者简介:周京奎,南开大学经济研究所教授,博士生导师,主要从事城市房地产经济、城市经济学研究;电子邮件:zjk2004@nankai.edu.cn;通信地址:天津市卫津路 94 号南开大学经济研究所;邮编:300071。于静静,南开大学经济研究所;天津;邮编:300071。平婧,南开大学经济系;天津;邮编:300071。

此外,中国政府追求一种与快速、过度资本积累相结合的低消费率政策以鼓励经济发展。这一政策不仅直接导致低消费,而且影响了房屋消费偏好。

1980年以前的房地产金融系统把单位房屋投资联系起来并导致了不同经济状况下工作单位的不平等性(Zhang, 2000)。20世纪90年代早期,政府开始通过引入抵押贷款和住房公积金重建房地产金融制度。然而,严格的信贷约束限制了它们的作用(Zhang, 2000)。比如,贷款只提供给在银行有足够储蓄的那些人,储蓄额应超过他们所要购买房屋价值的30%。首付不应该低于资产价值的30%(中国人民银行,1997)。然而,这些房地产金融制度也增加了住房需求。在1995年以前,超过55%的商品房被个人购买(Feng, 1997)。在深圳,1998年有71%的商品房被个人购买(深圳房地产年鉴编委,1999)。随着经济改革的深入,中国政府在1998年开始采取利伯维尔场房屋分配政策并且取消公共房屋分配系统。在这些情况之下,抵押贷款的数额快速增加。2009年,中长期消费贷款是4.8956亿元,并且在过去十年中的增长超过了76倍。然而,住房公积金只覆盖有正式工作的居民,其他居民并不能享受住房公积金的福利。此外,由于缺少公共住房金融系统,低收入家庭不能从商业银行获得贷款。因此,在房地产金融体系重建时期会有信贷约束,并且它会显著影响房屋需求。

自20世纪90年代中期以来,许多经济学家运用调查数据来研究中国的住房需求。Pudney和Wang运用来自中国两个省1986~1990年间的家庭调查数据来研究房屋资源的分配,他们发现住房资源可得性与家庭收入之间呈正相关。Zax评价了在自建和公共住房家庭属性与居住大小之间的关系。作者发现,这两种住房之间的关系是显著不同的。Lim和Lee(1993)以及Chen和Coulson(1995)都运用总体数据发现住房支出与区域收入水平呈正相关。Fu、Tse和Zhou(2000)发现中国城市居民对商品房的需求与许多因素相关,包括房屋的错配、流动性约束、风险态度、公共补助房的可得性,以及商品房价格。Zheng等人(2006)检验了中国五个城市的空间结构并发现了根据收入分类的证据,因为高收入家庭有更强的意愿来支付城市中心的住房。Zheng、Fu和Liu(2009)运用1998~2004年间的城市家庭调查数据计算城市内部土地租金和工资率的差,结果显示城市居民对地方高品质配套设施的支付意愿不断增强。

本文通过研究中国消费者如何在住房结构与社区性质之间进行权衡来研究中国房地产市场的动态变化。考虑到家庭的多样性,这篇文章运用微观数据探讨当家庭作为一个基本人口属性函数时这种权衡如何不同。实证研究也帮助我们评价所有权变革对房屋特性需求的影响。正如我们的预期,我们发现当房屋分配福利被逐步取消并且房地产金融系统被重建时便出现快速增加的房屋需求;就权属选择而言,永久性收入在增加房屋所有权可能性方面起重要作用,且信贷约束减少了购买房屋的可能性。一个高的信贷约束比起中等的信贷约束在房屋结构特性需求方面有着更加显著的负向影响。此外,因为家庭成员之间存在房屋购买相互依赖的传统文化,信贷约束对于房屋邻里特征需求没有消极影响。最后,由于高信贷约束和显著的收入不确定性冲击,没有经历所有权变革的家庭购买房屋的可能性更小。永久性收入的提高有助于增加对房屋的需求。

在简要介绍经济改革对中国住房消费的影响之后,第二部分阐述了城市居民的房屋

需求决策；第三部分介绍了数据和方法；在第四部分，我们用中国城市调查数据来研究信贷约束下城市居民的住房需求决策；第五部分为结论。

二、中国城市家庭的房屋需求决策

房屋是由多种不同属性构成的复杂商品，这些属性可以被分为两组。第一组与房屋的结构属性相关（比如大小、房间的数量、设计特性和结构属性）；第二组与邻里特征相关（如雇佣中心及其他经济、文化和社会活动的可获得性）以及环境属性（如可见的污染）（Shefer, 1986）。在缺少房地产市场的时候，由于较高的迁移成本，居民不能改变房屋消费，从而导致房屋消费的配置错位。随着房地产市场的出现，居民开始调整他们的房屋消费，并基于永久性收入和消费偏好，从房屋属性中获得更多福利。

弗里德曼的永久性收入理论表明，居民的消费是基于整个生命周期中可利用资源的状态而做出的决定（Fuhrer, 1992）。房屋是一种耐用商品，人们不能够仅利用现在的收入购买。Muth 强调，弗里德曼的永久性收入概念是一个解释房屋需求的恰当收入变量，大多数分析者同意永久性收入是房屋需求的主要决定因素（Goodman 和 Kawai, 1982；Cameron, 1986）。预期永久收入是由当期家庭收入、工作单位性质以及其他个人特性所决定的。在过去 30 年中，家庭收入发生了较大变化。相应地，这些变化影响我国家庭的特征以及城市居民对于永久性收入的预期。最终，这些变化影响了家庭房屋需求的决定。

我国城市居民的可支配收入从 1978 年到 2008 年增长了 45.95 倍。在逐步扩大的市场经济系统中，收入来源是多样化的。居民不仅获得雇佣收入（包括工资收入和私人商业收入），而且还有非雇佣收入（包括财产、养老金和政府的转移收入）。然而，部分人在工作单位作为管理人员或者从国有企业体制改革中获得大量股票份额。因此，自 1978 年以来，家庭收入的差距就在迅速扩大。1978 年和 2006 年高收入家庭的平均工资和财产性收入是相应的低收入家庭的 3.52 倍和 7.08 倍。这意味着高收入家庭与低收入家庭的收入预期是不同的。

过去 30 年，我国户主的特性也发生了变化。自 1977 年恢复高考制度以来，高等院校毕业生的数量从 1980 年的 14.7 万人增加到了 2008 年的 512 万人。2000 年的国家人口普查数据显示，全部毕业生占城市 6 岁以上人口的 11.742%。完成高等教育的房主普遍具有更高的永久性收入。此外，有丰富工作经验和具有更高地位的房主（如共产党员、接受过职业培训的人、知青或者企业的管理者）比普通工人赚取更多的收入。这就意味着不同类型的房主拥有不同的永久性收入。

1978 年开始的改革开放，几乎让每一个城市家庭都经历了国有企业所有制改革。在这个过程中，绩效工资的实施打破了大锅饭的格局（大锅饭就是指人们都从同一口大锅中吃饭，这也代表了计划经济下的均衡），这就引起了工人之间的收入差距。自 20 世纪 90 年代中期以来，公有制通过缩减在职人员名单来提高效率，从而粉碎铁饭碗（铁饭碗是指有工作保障的职位，同时也有稳定的收入和福利）。因此，1996~2004 年被解聘的员工数量约为 5 570 万人。尽管一些工人经过职业培训又重新被雇用，但年龄超过 40 岁的工人却因不能掌握新技术而失业，这些户主具有较低的永久性收入。

现有的关于城市住房需求的文献表明家庭类型应消除房屋偏好中的基本差异(Rossi, 1955; Muth, 1969; Wheton, 1977; Daniere, 1994; Dipasquale 和 Kahn, 1999)。消费动机的改变导致其房地产市场决策的变化,包括由于当前的房屋不再与他们的需求相匹配时重置房屋(Weinberg、Friedman 和 Mayo, 1981)。对于房屋服务的需求会随着收入而明显增加,如果家庭收入在近期增加或者预期增加或者房主预期会换工作,住房配置不合理就极有可能发生(Fu、Tse 和 Zhou, 2000)。其他的社会经济属性,比如房主年龄、职业、教育背景以及房屋的大小都会影响房屋的需求(Green 和 Hendershot, 1996; Vanderhart, 1998; Axel、Florian 和 Miki, 2001; Bajari 和 Kahn, 2005)。在中国经济改革的背景下,居民的社会经济属性发生明显变化,我们将分析这些变化如何影响房屋消费偏好。

此外,家庭消费的结构也会影响房屋偏好。20 世纪 90 年代中期以前,中国城市的教育和医疗领域消费水平较低。然而在过去 10 年中,教育和医疗的市场化增加了城市居民的负担,降低了低收入者购买商品房的能力。虽然地方政府为低收入家庭提供了支付得起的住房,由于供给有限以及较低的分配效率,大多数家庭还是不能购买到这类住房。因此,在教育和医疗上只花费较少总收入的家庭能购买品质更高和更大的住房。相反,其他家庭则缺少强烈的意愿来改变他们的住房需求。

在过去的 30 年,中国城市的房屋大小已经发生了非常大的变化。1979 年,中国开始实施计划生育政策控制人口增长率。在政策约束下,每一对城市夫妇只允许生一个孩子,从 1981 年到 2008 年,每个城市家庭的平均人口数量由 4.24 人下降到 2.9 人。由于支付意愿和能力的增强,小家庭减少了对房屋结构特性的需求而增加了房屋邻里特征的需求。

相对于仅接受过初等教育的人,教育程度更高的人具有不同的消费模式,后者会寻求更高品质的生活和较好的居住环境,前者只会满足于一般的生活品质和居住环境。与此相关,国有企业从竞争性市场中退出之后,许多私人企业出现了,尤其是在东部沿海地区,这些企业高薪聘用最好的工人。因此,国有企业改革改变了个人购买住房的能力。

以上的经验分析表明,被用于定义住户类型的住房经济属性会影响房屋消费偏好。然而,房屋消费偏好是与来自商业银行的金融支持相联系的。当前,中国的房地产金融系统正处于重建的过程中,正如我们在前面所讨论的,弱势群体正在忍受信贷约束的冲击。在此情况下,弱势家庭仅有有限的购房能力,并且他们的房屋需求偏好与其他类型的家庭不同。

三、数据、变量和方法

(一)数据和变量

我们采用来自中国社科院经济研究所 2002 年中国家庭收入项目(CHIP)的调查数据。这个数据集包含了 6 835 个家庭样本,覆盖了 12 个省。所有这些变量的定义和统计摘要见附表 A、附表 B、附表 C。

1. 信贷约束变量

信贷约束的测量借鉴了 Linneman 和 Wachter (1989) 以及 Bourassa (1995) 的研究。抵押贷款规模用贷款价值比(r)和房屋价值(V)来表示。基于央行 2001 年关于标准化房

地产金融业务的公告,贷款价值比不能超过 80%。因此,我们有:

$$L = Vr = 0.8V \quad (1)$$

全年抵押贷款支付(M)等于年抵押利率(i)和贷款总量的乘积。2001 年末,五年期以上贷款年利率为 0.062 1。于是:

$$M = iL = 0.062 \ 1L \quad (2)$$

基于 Bourassa(1995),我们认为全年的贷款支付低于家庭总收入(Y)的 30%,根据以上公式,我们可以得到房屋购买总额的最大值:

$$V_y = 0.3Y / 0.8i = 6.038 \ 7Y \quad (3)$$

现在来讨论家庭想要拥有的房屋服务水平。最优的购买价值是家庭永久性收入以及其他房屋服务偏好特征的函数。基于 Bourassa 的测量(1995),如果预期的购买价格高于房屋价格的 100%并且低于 120%,这个家庭就被看作中等收入约束(mid-bc);如果这一值不低于 120%,这个家庭就是高等收入约束(high-bc)。

2. 房屋变量

本文中房屋价值表示为 hp 。房屋的结构属性包括房屋的区域、房龄、房屋类型以及房屋的配套设施。可居住面积可以被表示为 $h\text{-area}$,房龄为 $h\text{-age}$ 。房屋类型包括三个 0-1 的指标: one_room ,指有一个卧室; two_room ,指有两个卧室; $more_room$,指有三个或三个以上的卧室; $other_room$,指其他的房屋类型。房屋的配套设施包括浴室、取暖设备和厨房设备,分别表示为 t_bath 、 $heat$ 和 $kitchen$ 。房屋的邻里属性包括:位置向量 c_locat ,表示房屋位于城市中心; u_locat ,表示房屋位于城市; s_locat ,表示房屋位于郊区; t_city ,表示偏好的城市的级别以及以上; $east$,表示位于东部城市。

3. 永久性收入和收入不确定性变量

借鉴 Luis 的研究(2005),我们把家庭收入分为永久性收入和暂时性收入两部分。年龄、性别、消费、家庭规模、受教育程度、工作经验和社会地位等这些家庭变量预期会产生收入的系统差异。为了测量这些系统性的差异,我们给出如下个人收入方程:

$$pr_inc_{ijt} = \alpha_1 HHC_{ijt} + \alpha_2 ERF_{ijt} + u_{ij} + \epsilon_{ijt} \quad (4)$$

方程下标 j 表示房主或是配偶,下标 i 和 t 分别表示家庭与时间。 pr_inc_{ijt} 表示个人收入; HHC_{ijt} 表示房主和配偶特点的向量,包括年龄(pr_age)、受教育年限($pr_education$)、户口类型(pr_img)、健康状况(pr_health)、是否患严重疾病($pr_seriousdis$)以及是否是党员(pr_party); ERF_{ijt} 表示经济改革因素的向量,包括产业类型($pr_indtype$)、企业盈利状况(pr_lge)、企业的所有权类型($pr_ownership$)、职业头衔类型($pr_protile$)、培训时间(pr_train)、企业类型($pr_wunitttype$)、企业所有权的改变($pr_ownchange$); u_{ij} 表示劳动收入的持久冲击; ϵ_{ijt} 表示一个关于时间变化残差的白噪声; α_1 和 α_2 表示系数。家庭的雇佣收入可以表示为如下的等式:

$$pr_inc_{it} = \sum_{j=1}^2 \alpha_{1j} HHC_{ijt} + \sum_{j=1}^2 \alpha_{2j} ERF_{ijt} + \sum_{j=1}^2 u_{ij} + \sum_{j=1}^2 \epsilon_{ijt} \quad (5)$$

因此,我们得到了如下的永久性收入($perm_inc_{it}$)和暂时性收入($tran_inc_{it}$)的方程:

$$perm_inc_{it} = \sum_{j=1}^2 \alpha_{1j} HHC_{ijt} + \sum_{j=1}^2 \alpha_{2j} ERF_{ijt} + \sum_{j=1}^2 u_{ij} \quad (6)$$

$$tran_inc_{it} = \sum_{j=1}^2 \epsilon_{ijt} \quad (7)$$

因为平均暂时性收入是 0,暂时性收入的平方是其方差的无偏估计(Luo,2004)。暂时性收入的不确定性可以通过以下的方程来进行估计:

$$tran_unc_{it} = (tran_inc_{it})^2 = \left(\sum_{j=1}^2 \epsilon_{ijt} \right)^2 \quad (8)$$

4. 家庭属性变量

户主或者家庭的特点包括婚姻状况(*marriage*)、民族(*minority*)、家庭人口(*pop*)、户主的年龄(*age*)、户主年龄的平方(*sq_age*)、家庭成员的平均教育年限(*per_eduage*)、耐用商品数量(*dur_number*)、是否有医疗保险(*dmed_ins*)、是否有人身保险(*dret_ins*)、以及父母的政治面貌(*hp_party*)。

(二)方法

我们将用三个步骤来分析收入不确定性对住房需求的影响。第一步估计房屋的特征价格方程来获得房屋服务的价格;第二步计算不同特征房屋的需求;最后一步估计信贷约束对房屋需求的影响。

1. 特征价格方程

我们运用标准的特征价格方程来估计房屋特征对房屋价值的影响。在这个方程里面,被解释变量是房屋价值的对数:

$$\ln(hp_i) = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot X_{i1} + \alpha_2 \cdot X_{i2} + \epsilon_i \quad (9)$$

在这个等式中, X_{i1} 表示家庭*i*的房屋结构属性向量; X_{i2} 表示家庭*i*的邻里属性向量; ϵ_i 表示误差项; α_0 、 α_1 和 α_2 表示被估计的参数向量。

2. 计算对房屋属性的需求

我们用以上的回归结果估计对房屋结构属性和房屋邻里属性的需求:

$$st_demand_i = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \cdot X_{i1} \quad (10)$$

$$nb_demand_i = \hat{\alpha}_2 \cdot X_{i2} \quad (11)$$

在上面的方程中,*st_demand*代表了家庭*i*对结构属性的需求;*nb_demand*代表了家庭*i*对邻里属性的需求; $\hat{\alpha}_0$ 、 $\hat{\alpha}_1$ 和 $\hat{\alpha}_2$ 是来自公式(9)的估计系数;其他的变量与公式(9)类似。

3. 信贷约束、权属选择和住房属性的需求

住房权属选择的样本可能存在选择性偏差,因为本文仅依赖于城市家庭的调查数据。因此本文运用了两阶段的 Heckman 模型来估计收入不确定性对房屋需求的影响。具体的方法见本文后面的介绍。

首先,“消费者是否拥有私人住房”在第一阶段的概率模型中视为被解释变量,估计结果被用来证实影响私人房屋所有权的因素。基础模型如下所示:

$$\text{Prob}(\text{OWN}=1 | \cdot) = \beta_0 + \beta_1 perm_inc_i + \beta_2 sqperm_inc_i + \beta_3 BC_i + \sum_f \beta_{4i,f} Z_{i,f} + \gamma_i \quad (12)$$

在这个模型中,OWN是一个0—1变量(如果家庭*i*拥有私人住房,OWN等于1,否

则就等于 0); $perm_inc$ 和 $sqperm_inc$ 代表了永久性收入以及永久性收入的平方; BC 是信贷约束的平方, 包括高信贷约束和中等信贷约束; Z 是一个控制变量, 包括家庭和房主的属性, 比如婚姻状况 ($marriage$)、民族 ($minority$)、人口数 (pop)、年龄 (age)、年龄的平方 (sq_age)、家庭成员平均受教育年限 (per_eduage)、耐用商品数量 (dur_number)、是否有医疗保险 ($dmed_ins$)、是否有人身保险 ($dret_ins$) 以及父母政治面貌 (hp_party); γ 表示误差项; β_0 表示常量; $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ 和 β_4 表示系数。

其次, 最小二乘回归结果可能存在选择性偏差, 所以我们使用 Mills Ratio 的相反数 (λ), 这是从概率模型的估计结果中得到的, 作为第二阶段估计的修正参数。最后, 一旦 λ 被引入估计方程来修正选择性偏差, 我们就可以运用最小二乘法。基本模型如下:

$$\ln demand_i = \beta_0 + \beta_1 perm_inc_i + \beta_2 sqperm_inc_i + \beta_3 BC_i + \sum_f \beta_{4i,f} Z_{i,f} + \beta_5 \lambda_i + \epsilon_i \quad (13)$$

$$\ln nb_demand_i = \beta_0 + \beta_1 perm_inc_i + \beta_2 sqperm_inc_i + \beta_3 BC_i + \sum_f \beta_{4i,f} Z_{i,f} + \beta_5 \lambda_i + \epsilon_i \quad (14)$$

在这个模型中, $\hat{Z}$ 表示控制变量 (包括人口、年龄、年龄的平方、家庭成员的平均受教育年限、耐用商品的数量、是否有医疗保险、是否有人身保险以及父母的政治面貌); β_5 是 λ 的估计系数 (如果这个估计系数在统计上是显著的, 这就意味着存在选择性偏差问题; 否则, 就没有选择性偏差, 最小二乘回归结果有效)。

四、实证分析

(一) 房屋属性的特征价格分析

本部分将使用住房结构及邻里特征数据估计住房特征价值。基于等式 (9) 房屋价值的估计结果, 如表 1 所示。

表 1 住房特征价格模型估计结果

解释变量	被解释变量=住房价值	解释变量	被解释变量=住房价值
h_area	0.011(27.14)***	Location:	
one_room	0.285(6.29)***	<i>Shanxi province</i>	0.150(3.83)***
two_room	0.410(13.99)***	<i>Liaoning province</i>	-0.054(-0.77)
$more_room$	0.434(14.81)***	<i>Jiangsu province</i>	-0.215(-3.05)***
h_age	0.002(2.53)**	<i>Anhui province</i>	0.080(2.00)**
t_bath	0.162(8.56)***	<i>Henan province</i>	0.023(0.61)
Heat	0.014(0.76)	<i>Hubei province</i>	0.021(0.55)
Kitchen	0.115(2.83)***	<i>Guangdong province</i>	-0.096(-1.31)
c_locat	0.098(5.41)***	<i>Shichuan province</i>	-0.175(-4.29)***
s_locat	-0.107(-3.56)***	<i>Yunnan province</i>	0.073(1.92)*
t_city	0.246(6.96)***	<i>Gansu province</i>	0.120(2.77)***
East	0.770(10.61)***	_cons	9.032(123.78)***
R^2	0.443		
N	5 948		

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。

在表1中,所有解释变量的系数统计上均显著,除了 *h_heat*。在这些变量中, *two_room* 和 *more_room* 的系数大于 *one_room*。这就意味着城市居民有更高的倾向购买较大的住房。此外, *c_locat* 的系数具有正的显著性,而 *s_locat* 的系数则具有负的显著性。

这个结果意味着 *bid-rent* 梯度从中心区域向周围郊区递减。以上结果与 AMM 模型一致。很明显, *east* 的系数在所有解释变量中是最大的。这就意味着东部沿海区域有更强的吸引力。四个区域变量对房屋价值有显著影响,这一发现意味着 2002 年的市场力量在决定房屋消费偏好方面起重要作用。1998 年开始实施的市场导向型房地产系统改革增加了城市居民的福利。

为了验证表1中回归结果的稳健性,我们剔除了 5%分位数和 95%分位数的样本,得到特征价格模型的回归结果(见附表 D),附表 D 与表 1 相比较,我们发现表 1 中的回归结果是稳定的。

(二)信贷约束对于房屋属性需求的影响

基于等式(10)和等式(11),在估计房屋属性的需求之后,我们转而讨论信贷约束对于房屋需求的影响。首先,我们用家庭属性变量估计最优购买价格。其次,我们检验信贷约束如何影响房屋属性的需求以及户主政治面貌的不同是否会改变他们的消费偏好。最后,我们研究了 2002 年企业的所有权改革如何影响房屋需求。

1. 信贷约束对于房屋特性需求的影响

我们估计了最优购买价格,并将回归结果呈现在表 2 中。在最优购房价格回归中,除了人口和婚姻状况的系数,其余的估计系数符号都与预期相一致。

表 2 住户最优购买价格回归结果

解释变量	回归结果
<i>perm_inc</i>	3.296(13.00)***
<i>pop</i>	4 835.221(2.98)***
<i>marriage</i>	-27 482(-4.08)***
<i>age</i>	869.522(6.19)***
<i>edu_year</i>	-399.744(-0.86)
<i>Hp_party</i>	4 524.589(1.74)*
<i>Location</i>	
<i>Berjing city</i>	69 238.57(6.60)***
<i>Shan.xi province</i>	26 553.03(5.15)***
<i>Liaoning province</i>	64 903.16(12.45)***
<i>Jiangsu province</i>	43 537.45(9.09)***
<i>Anhui province</i>	12 182.11(2.98)***
<i>Heman province</i>	14 562.27(3.62)***

续表

解释变量	回归结果
<i>Hubei province</i>	19 126.51(5.09)***
<i>Guangdong province</i>	52 470.6(9.20)***
<i>Shichuan province</i>	14 387.32(3.54)***
<i>Yunnan province</i>	92 04.670(2.30)**
<i>Gansu province</i>	9 765.141(2.66)***
<i>_cons</i>	-39 037.3(-3.04)***
<i>r</i> ²	0.286
<i>N</i>	3 038

注：被解释变量为住房价值；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。

基于以上结果，我们估计了信贷约束对于房屋属性需求的影响，结果见表 3。在没有直接测量信贷约束的标准模型中，对房屋的结构和邻里特征的权属选择分别呈现在 Reg(1) 和 Reg(2) 中。从这些结果中我们可以发现，婚姻、家庭成员平均的受教育年限、耐用商品的数量、是否有医疗保险，以及父母的政治面貌的系数为正，并且在 10% 的置信水平上是显著的。这些结果表明，在传统的“已婚夫妇应当拥有私人住房”的观点之下，已婚家庭的住房所有比高于其他家庭；拥有较高受教育水平的家庭成员具备赚取更多钱的能力，这类家庭会有更高的购房倾向，因为耐用消费品的数量与房屋所有权比率呈正相关。消费更多耐用消费品的家庭就会倾向于购买私人住房。获得医疗保险的可能性增加，从而使医疗消费减少，进而使消费者有更高的购房倾向。*hp_party* 是一个与房主父母政治面貌相关的代理变量。这个变量系数为正，而且它的系数比除了婚姻状况之外的所有变量都要大。房主的政治面貌在房屋特性的需求决定中起着重要的作用。

表 3 信贷约束下住房特征需求估计结果

	选择性模型			
	<i>h_ownership</i> (1)	<i>h_ownership</i> (2)	<i>h_ownership</i> (3)	<i>h_ownership</i> (4)
<i>perm_inc</i>	1.38×10^{-5} (1.41)	1.48×10^{-5} (1.50)	1.48×10^{-5} (1.51)	1.58×10^{-5} (1.59)
<i>sq_perm_inc</i>	-4.01×10^{-10} (-2.1)**	-4.22×10^{-10} (-2.2)**	-4.10×10^{-10} (-2.10)**	-4.31×10^{-10} (-2.20)**
<i>marriage</i>	0.199(2.41)**	0.190(2.30)**	0.173(2.08)**	0.164(1.98)**
<i>minority</i>	0.010(0.10)	0.018(0.18)	0.006(0.06)	0.014(0.14)
<i>pop</i>	0.028(1.16)	0.028(1.14)	0.025(1.00)	0.024(0.99)
<i>age</i>	0.012(0.98)	0.013(1.08)	0.015(1.20)	0.016(1.29)
<i>sq_age</i>	-0.000(-0.09)	-0.000(-0.17)	-0.000(-0.30)	-0.000(-0.37)
<i>per_education</i>	0.024(2.62)***	0.025(2.69)***	0.023(2.44)**	0.023(2.52)**
<i>dur_number</i>	0.148(12.10)***	0.148(12.06)***	0.138(10.89)***	0.137(10.86)***
<i>dmed_ins</i>	0.082(1.91)*	0.082(1.91)*	0.073(1.71)*	0.074(1.71)*
<i>dret_ins</i>	-0.056(-1.32)	-0.053(-1.25)	-0.065(-1.54)	-0.063(-1.47)
<i>hp_party</i>	0.154(3.70)***	0.156(3.75)***	0.155(3.72)***	0.157(3.77)***
<i>high_bc</i>			-0.175(-3.06)***	-0.172(-3.01)***
<i>mid_bc</i>			-0.151(-2.35)**	-0.151(-2.36)**
<i>_cons</i>	-0.885(-2.75)***	-0.926(-2.87)***	-0.865(-2.69)***	-0.905(-2.80)***
<i>N</i>	6797	6740	6797	6740
χ^2 value	695.82	688.41	707.86	700.25
χ^2 significance	0.000	0.000	0.000	0.000
Maximum likelihood ratio	-3 227.983	-3 217.505	-3 221.962	-3 211.585
Pseudo R ²	0.097	0.097	0.099	0.098

续表

	Heckman 模型			
	lnst_demand(5)	lnnb_demand(6)	lnst_demand(7)	lnnb_demand(8)
<i>perm_inc</i>	$1.57 \times 10^{-6}(5.24) ***$	$1.12 \times 10^{-5}(2.71) ***$	$1.63 \times 10^{-6}(5.56) ***$	$1.03 \times 10^{-5}(2.39) **$
<i>sq_perm_inc</i>	$-2.57 \times 10^{-11}(-4.1) ***$	$-2.10 \times 10^{-10}(-2.5) **$	$-2.72 \times 10^{-11}(-4.44) ***$	$-1.91 \times 10^{-10}(-2.13) **$
<i>pop</i>	0.004(5.68) ***	-0.038(-4.02) ***	0.004(5.83) ***	-0.038(-3.86) ***
<i>age</i>	-0.001(-1.49)	-0.005(-1.04)	-0.000(-1.02)	-0.006(-1.21)
<i>sq_age</i>	0.000(1.89) *	0.000(1.27)	0.000(1.56)	0.000(1.36)
<i>per_eduage</i>	0.000(1.36)	0.009(2.23) **	0.000(1.39)	0.008(2.04) **
<i>dur_number</i>	0.004(5.30) ***	0.002(0.15)	0.004(5.43) ***	-0.001(-0.10)
<i>dmed_ins</i>	0.003(2.65) ***	-0.062(-3.59) ***	0.003(2.46) **	-0.063(-3.49) ***
<i>dret_ins</i>	-0.004(-2.97) ***	0.074(4.37) ***	-0.004(-3.47) ***	0.078(4.35) ***
<i>hp_party</i>	0.002(1.33)	-0.029(-1.48)	0.002(1.74) *	-0.035(-1.70) *
<i>high_bc</i>			-0.011(-4.78) ***	0.057(1.76) *
<i>mid_bc</i>			-0.010(-4.35) ***	0.032(0.99)
<i>_cons</i>	2.311(131.49) ***	-1.271(-5.32) ***	2.303(129.45) ***	-1.175(-4.70) ***
<i>Inverse Mills Ratio</i>	-0.021(-1.48)	-0.435(-2.33) **	-0.013(-0.87)	-0.534(-2.72) ***
<i>N</i>	6797	6740	6797	6740
χ^2 value	1 017.00	8 456.82	1 081.28	7 848.51
χ^2 significance	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>Censored obs</i>	1 491	1 491	1 491	1 491
<i>Uncensored obs</i>	5 306	5 249	5 306	5 249

注:上述回归结果还控制了北京、辽宁等区域变量,受篇幅限制没有报告;被解释变量为住房价值;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。

表 3 中的 Reg(5) 和 Reg(6)是没有信贷约束的 Heckman 模型回归结果。在这两列,我们发现 *perm_inc* 和 *sq_perm_inc* 的系数分别有正的和负的显著性。这意味着永久性收入对房屋特性需求成倒 U 型的影响。我们发现,Reg(5)中的人口和是否有医疗保险的系数具有正的显著性,然而这两个变量在 Reg(6)中有显著为负的系数。对于这些结果,解释如下:规模大的家庭,几个家庭成员住在一起,基于预算约束,这类家庭更倾向于购买大房子而较少关注社区环境。医疗保险减少城市家庭医疗支出负担并增加家庭在其他领域的消费。本文的分析表明,是否有医疗保险增加了家庭对房屋结构属性的需求,减少了对房屋邻里属性的需求。结果显示,有医疗保险的家庭基本房屋需求弹性较大,这是上述结果的一个原因。同时,在 Reg(5)中,年龄的平方和耐用商品数量的系数具有显著性,但是在 Reg(6)中却并非如此。值得关注的是,人们在年轻时对房屋的结构属性需求较小,但这种需求会随着年龄增加而增长。但在以上回归结果中我们并没有发现这个趋势。在 Reg(6)中,家庭成员的平均受教育年限以及是否有人身保险有显著为正的系数。前半部分的结果表明具有更多受教育成员的家庭更加注重社区环境,因为他们可以从高品质的社会接触中获得更多利益。后半部分的结果表明养老保险比医疗保险对收入有更显著的影响,这也显示出居民对于改善住房有更低的消费偏好。

下面讨论信贷约束下房屋需求决策。在选择性模型中,*high_bc* 和 *mid_bc* 的系数在表 3 中的 Reg(3)与 Reg(4) 有负的显著性。这意味着面临信贷约束的家庭有较低的购房可能性。我们也发现,婚姻、家庭成员的平均受教育年限、耐用品数量、是否有医疗保险以

及家庭父母的政治面貌在 Reg(3)和 Reg(4)中有显著为正的系数。除了家庭父母的政治面貌以外,这些系数都比没有信贷约束的 Reg(1)和 Reg(2)要小。这些结果表明,在信贷约束的冲击下,家庭特征对拥有私人住房可能性的影响具有明显下降的趋势。这个结果证实了文章开头关于信贷约束对于购房决策有重要影响的假设。显然,在信贷约束下,*hp_party* 的系数比没有信贷约束时要大。比如,*hp_party* 的系数在 Reg(3) 和 Reg(4)中是 0.155 和 0.157,在 Reg(1)与 Reg(2)中是 0.154 和 0.156,这个结果表明,父母的政治面貌对于面临信贷约束的家庭购买住房的可能性有更积极的影响。

表 3 中的 Reg(7)和 Reg(8) 是有信贷约束的 Heckman 模型回归结果。在 Reg(7)中, *high_bc* 和 *mid_bc* 有显著为负的系数。此外,在 Reg(7)中,*high_bc* 的系数的绝对值比 *mid_bc* 的更大,这就意味着高信贷约束相对于中等信贷约束而言,对于房屋结构属性的需求有更加明显的负向影响。有趣的是,在 Reg(8)中 *mid_bc* 并没有统计上的显著性,但是 *high_bc* 的系数具有正的显著性。信贷约束不影响房屋购买是与家庭房屋购买相互依赖这一特殊传统文化相联系的。我国居民通常有高的储蓄倾向来应对未来的教育支出、医疗支出和住房消费等。因为在小孩年轻时,他们的父母甚至祖父母都会进行储蓄,一旦小孩要结婚,父母或者祖父母都会帮助新婚夫妇购买住房。如果父母或者祖父母没有足够的钱来购买住房,他们就会从朋友那里借钱来进行支付。考虑到这种传统文化,尽管年轻人经历信贷约束,但他们有较高的购房倾向。

在其他变量的回归结果中,我们发现,在 Reg(7)中家庭特征变量系数具有显著性,并且与 Reg(5)中的系数相似,这些结果表明信贷约束并不会改变家庭特征对结构性房屋的需求。然而,在 Reg(8)中有几个变量对房屋邻里特性的需求有显著的正向影响。更进一步,以上变量具有负显著性的系数绝对值比 Reg(6)中的更大。这些结果意味着,在信贷约束的冲击下,家庭属性的负向影响比没有信贷约束时更大。此外,父母政治面貌对于房屋需求的影响不一致,比如,对于基本的房屋需求有着显著的正向影响,而对于增加房屋需求有着显著的负向影响。以上结果的一个可能原因就是家长更倾向于为基本的房屋需求提供金融支持,但不会关心房屋需求的数量。

2. 企业改革对于房屋特性需求的影响

在过去的 30 年,企业所有权转变已经成为国有企业改革的一个主要关注点。为了理解在信贷约束下企业所有权系统的改革如何影响房屋特性的需求,我们把样本分为两组: *OWNSHIP_1*,代表在过去 10 年中经历企业所有权变革的家庭; *OWNSHIP_0*,代表在过去 10 年中没有经历企业所有权变革的家庭。回归结果见表 4。

表 4 国有企业改革对住房需求的影响估计结果

	OWNSHIP_1		OWNSHIP_0	
	选择性模型			
	$h_{ownership(1)}$	$h_{ownership(2)}$	$h_{ownership(3)}$	$h_{ownership(4)}$
$perm_inc$	$2.82 \times 10^{-6} (0.12)$	$1.68 \times 10^{-5} (0.00)$	$8.63 \times 10^{-9} (1.53)$	$1.87 \times 10^{-5} (1.70) *$
sq_perm_inc	$-5.15 \times 10^{-10} (-1.07)$	$-3.82 \times 10^{-10} (-0.99)$	$-4.77 \times 10^{-10} (-1.74) *$	$-4.17 \times 10^{-10} (-1.89) *$
$marriage$	0.146(0.54)	0.147(0.55)	0.152(1.72) *	0.140(1.59)
$minority$	0.108(0.38)	0.109(0.39)	-0.018(-0.17)	-0.010(-0.09)