

房龄、折旧与住房价格：基于上海的实证研究¹

郝前进 陈杰

(复旦大学住房政策研究中心, 200433)

作者简介:

郝前进, 男, 经济学博士, 讲师, 复旦大学环境科学与工程系, 复旦大学住房政策研究中心, Email: haoqianjin@fudan.edu.cn, 联系地址: 上海市国定路 400 号综合楼 106 室。 邮编: 200433

(通讯作者) 陈杰, 男, 经济学博士, 副教授, 复旦大学管理学院, 复旦大学住房政策研究中心, Email: jiech@fudan.edu.cn; 电话: 25011106, 13162373965。联系地址:

摘要: 房龄是居民购买住房时必须考虑的一个因素: 随着房龄的增加, 住宅质量出现下降, 修缮成本上升, 导致住房价值出现下降, 即折旧。房屋折旧速度还会影响住房潜在需求, 关系购房者贷款的额度以及住房成交的相关税费, 对房地产投资决策和金融市场衍生品开发都具有重要意义。本文利用上海二手房住宅的数据, 在控制与房龄相关的住宅“群体效应”后, 发现房龄对住宅价格具有显著的非线性影响效应, 且不同价格住房的房屋折旧速度有显著的差异。中等价格住房对房龄相关的住房贷款和营业税更加敏感, 中等价格住房折旧速度最快; 低价住房和高价住房的折旧速度则相对比较慢。这些实证结果对于房地产开发决策、房屋交易评估和城市规划都具有重要的应用价值。

关键词: 房龄、折旧、住房价格、特征价格法

Dwelling Age, Depreciation and Housing price: evidence from Shanghai

Hao Qianjin, Chen Jie

(Fudan University)

Abstract: Dwelling age influences housing price through the housing quality and mortgage amount accessible. We build our empirical analysis on a large-scale database of repeated-sale prices of dwelling in September 2010 in Shanghai. Our analysis suggests dwelling age has a significant and nonlinear impact on real estate prices and depreciation index is high for the middle-price house while low for low-price house and high-price house.

Keywords: dwelling age, depreciation, housing price, hedonic price method

¹基金项目: 教育部人文社会科学研究项目“基于空间计量的内涵资产定价法及其在城市环境价值评估中的应用”(编号: 10YJC790079)、国家自然科学基金“快速城市化进程与住房公共政策”(编号: NSF71173045)和复旦大学“985工程”三期整体推进社会科学研究项目“中国住房模式选择及其对国家建设和发展的战略性影响”的阶段性研究成果。

房龄、折旧与住房价格：基于上海的实证研究

摘要：房龄是居民购买住房时必须考虑的一个因素：随着房龄的增加，住宅质量出现下降，修缮成本上升，导致住房价值出现下降，即折旧。房屋折旧速度还会影响到购房者贷款的额度以及住房成交的相关税费，对房地产投资决策和金融市场衍生品开发都具有重要意义。本文利用上海二手房住宅的数据，在控制与房龄相关的住宅“群体效应”后，发现房龄对住宅价格具有显著的非线性影响效应，且不同价格住房的房屋折旧速度有显著的差异。中等价格住房对房龄相关的住房贷款和营业税更加敏感，中等价格住房折旧速度最快；低价住房和高价住房的折旧速度则相对比较慢。这些实证结果对于房地产开发决策、房屋交易评估和城市规划都具有重要的应用价值。

关键词：房龄、折旧、住房价格、特征价格法

1 引言

房龄是消费者购买住房时需要考虑的重要因素。房屋折旧直接影响到既有住房存量的居住功能发挥和提供的住房服务(housing services)品质水平。一般而言，房龄越长，住房品质下降的程度越多；但同样房龄的房屋，又因为建成时候的建筑品质和业主修缮投入等方面的差别而可能存在折旧速度的较大差异，所以房龄与折旧之间并不是严格对等，而是有所区分的两个概念（Goodman and Thibodeau, 1995）。

研究房屋的房龄与折旧，具有多方面的显著运用价值。首先，由于不同年代家庭对住房的功能需求并不一致，比如老式住宅的功能跟现代家庭的需求通常会存在不一致，这样房龄越大的住宅与居民住宅需求的不匹配性就越高。所以研究房龄分布和房屋折旧速度是住宅需求的一个重要出发点；其次，房龄和折旧还会影响到购房时银行贷款的数量，在中国，通常情况下，贷款期限或期供计算期最长不得超过 30 年，贷款期限与房产竣工年限合计最长不得超过 40(或 50)年；第三，房龄同时还会影响到所售住房是否需要交额外的营业税、所得税；房屋折旧速度还会影响到新购住房是否需要重新装修和多大程度需要修缮投资；等等。综合上述因素，房龄因素是房地产开发投资和交易活动中的重要影响变量。

此外，住房折旧率的研究还可以为政府设定住宅折旧年限、出台住宅相关法律和宏观经济政策提供依据。如 Fisher 等（2005）使用美国房地产投资受托人理事会 1983-2004 年的数据，发现住房实际折旧率为每年 3.25%，加上 2%的通货膨胀率，名义住房折旧率为每年 5.25%。因此，应当设定 30.5 的住房折旧年限（美国 1986 年税务改革法令规定折旧年限是 27.5 年；1981 年经济复苏税收法案规定住房加速折旧，15 年折旧）。进一步，由于房屋是居民财富的最重要组成部分，房屋折旧直接影响资产的市场价格评估和资产抵押价值，因此在国外，有很多金融衍生工具都是基于房屋折旧而开发（Fisher 等，2005）。

但是，由于国内住房市场化改革的时间较短，住宅成交数据也比较缺乏，关于国内住房折旧速度的研究还非常少，尤其实证方面的研究更是罕见。这对房地产市场的成熟发育、房地产业的持续发展、城市规划乃至金融市场工具创新都带来制约性影响。本文的研究试图弥补这一方面的空白。

2 文献综述

关于住房折旧的内涵，学术界对此的理解有一个演进的过程。通常讲起住房折旧，人们

首先想起的是住房建筑质量的物理性贬值 (physical depreciation) (Goodman and Thibodeau, 1995), 即“由于增加的修缮成本和降低的使用价值使住宅价格随房龄增加而下降”, 这是对住房折旧最初也是最简单的认识。但是, 住房除了物理性贬值之外, 房龄还可以通过功能性贬值¹ (functional obsolescence, 建筑物在功能方面的落后所造成的建筑物价值的损失) 和外部性贬值 (external obsolescence, 由于周围外部环境变化而带来的折旧) 带来住房价值的下降。业主可以通过修缮来降低建筑物物理质量变化而带来的折旧, 但是业主并不能消除住房由于功能性缺陷或者外部性条件变化而带来的折旧, 功能性贬值和外部性贬值也应该归入折旧的范畴 (Clapp and Giaccotto, 1998), 至少应该把不同类型的贬值区分开来。

关于住房折旧率的衡量, 自从 Rosen (1974) 的文章以来, 特征价格法成为研究住宅特征隐含价格的主要研究方法, 通过特征价格模型中房龄的系数就可以研究住房折旧率。但是, 大量学者发现, 特征价格模型中房龄的系数并不能简单代表住房的经济贬值情况。Maplezzi 等(1987)发现, 直接用建筑年龄的系数来估计住房折旧可能会存在三个问题, 房龄与区位变量具有相关性; 一些建筑质量很老的房子, 其折旧效果并不明显; 土地并不折旧; 所以不能简单用房龄前的系数来表示住房折旧。Randolph(1988)认为, 特征价格模型中房龄的隐含价值, 除了包括住房的经济折旧, 还可能包括随着房龄变化的住房各特征变化的“群体效应”, 包括 (1) 随房龄变化带来的住宅建造技术和材料的差异; (2) 位置优越土地被优先开发的城市发展模式; (3) 随时间住宅建筑质量的提升; (4) 随房龄变化住房翻新或整修机会的增加。上述群体效应都有可能反映在房龄的隐含价值中。只有忽视这些群体效应、或这些住宅特征不随时间发生变化, 或者在特征价格模型中加入这些变量, 特征价格法中房龄的系数才能准确反映住房价值的建筑性或物理性折旧情况。

其他一些研究也发现特征价格模型中房龄的系数并不简单的反映住房折旧情况。Clapp and Giaccotto(1998)发现特征价格模型中房龄的系数除了反映住房折旧, 还反映了消费者对于特定年代建造房子的偏好或者需求, 这种特定需求可能会增加房子的租金, 从而影响特征价格模型中房龄的系数。Lee 等 (2005) 发现房龄还反映了住房被重新开发的机会和可能性, 随着房龄的增加, 尽管其物理性贬值和功能性贬值越强, 但是其被开发的机会和可能性越大, 这种可能性对住宅价格就具有正面价值。Lee 等通过韩国首尔 2001 年的数据, 发现在房龄 15-19 年之前, 物理性折旧效应始终超过再开发机会的效应, 而在 15-19 年之后, 再开发效应将超过住房折旧效应。以房龄为 27 年的住宅为例, 住房折旧会使其原有价值降低 45-53%, 而再开发效应将使其价格增加 28-32%, 所以 27 年住宅的价格可以达到原有价值的 76-87%。

住房修缮情况会直接影响住房建筑质量的恶化速度, 从而影响住房折旧率。Wilhelmsson (2008) 使用 2000 年斯德哥尔摩市的住宅数据, 研究了住房修缮情况与住房价格之间的关系, 发现长期拥有住房的家庭和短期拥有住房的家庭, 其住房折旧率会有显著的差异。由于长期住房的家庭可能会更勤于修缮, 从而降低住房建筑质量的下降程度, 从而折旧率相对较低。以建造 40 年的住房为例, 经常修缮的住宅折旧率只有 10%, 而不修缮的住宅折旧率则有 23%。Knight 和 Sirmans (1996) 使用路易斯安那州的数据, 发现相对平均修缮水平的住宅, 修缮较差的住宅具有明显较高的折旧率, 而修缮较好的住宅折旧率相对较低。

住房并不是随着房龄增加而线性折旧的, Goodman and Thibodeau(1995)建议住房价格可能和房龄之间存在非简单的线性关系, 所以应在特征价格模型中加入房龄的多次项来捕捉这种关系, 并使用美国德克萨斯州 Dallas 城的住房交易数据, 发现房龄对住房价格具有非线性

¹ Hall (1971) 将这种耐用消费品由于生产时间不同而可能存在的功能性缺陷, 称为“群体效应”或“群体效应” (Vintage Effect)。

的影响效应。Malpezzi 等（1987）也发现房龄系数具有非线性效应，住房折旧率随着房龄增加而逐步降低。另外，房龄的差异是带来特征价格回归模型异方差的主要原因之一。

3 数据描述和理论模型：

3.1 数据描述

为了实证研究房龄对住房价格的影响，估测房屋折旧速度及其在不同类型房屋的分布情况，本次研究收集了 2010 年 9 月上海外环以内 708 个楼盘，25761 户二手房住宅的数据¹，其中包括住房价格、住宅总建筑面积、竣工时间、楼层、户型、建筑结构、装修情况（简装或精装）等住宅的建筑类特征，并根据楼盘的具体位置，利用 GIS 信息，补充了各个楼盘到市中心距离、到最近轨道交通站点的距离、到最近大型超市的距离、楼盘的绿化率、容积率、所属环线、所属行政区等住宅区位性和邻里特征。另外，由于 2010 年上海住房成交的税费政策规定 5 年内转让的住房以及是否普通住房²需要交纳额外的税费，这里增加了两个变量：ageD 表示住房是否在 5 年以内成交，abnormal 表示是否为非普通住房，以观察这两个变量对住房成交价格的影响。

表 1 住宅特征的变量定义

变量名称	名称
price	每户住宅的平均价格（单位：元/平方米）
dis_CBD	到市中心（人民广场）的直线距离（单位：千米）
dis_rail	到最近地铁站点的直线距离（单位：千米）
dis_Supermarket	到最近大型超市的直线距离（单位：千米）
area	住宅的建筑面积（单位：平方米）
green	楼盘的绿化率
far	楼盘的容积率
unit_2bed	是否拥有 2 个卧室（2 个卧室为 1，其余为 0）
unit_3bed	是否拥有 3 个卧室（3 个卧室为 1，其余为 0）
unit_material	是否为钢混结构（钢混结构为 1，其余为 0）
unit_devor1	住宅是否简单装修（简装为 1，其余为 0）
unit_devor2	住宅是否精装（精装为 1，其余为 0）
age	住房年龄
ageD	住房年龄是否在 5 年以内（5 年内为 1，5 年以上为 0）
abnormal	住宅是否为普通住房（非普通为 1，普通为 0）

从收集的 25761 户二手房成交的数据来看（见表 2），住宅单价平均值达到 26964.54 元/平方米，住宅单价最便宜的仅为 3022 元/平方米，最贵的达到 59991.73 元/平方米不等。从住宅的建筑面积来看，平均建筑面积达到 127 平方米，户型最小的总建筑面积仅为 25 平方

¹ 原始数据收集了 26166 户二手房成交数据，为了控制回归中的异常值效应，本文根据偏离平均值 3 倍标准差的原则，删除了单价高于 60000 元/平方米的观测值，最终留下 25761 户二手房成交数据。

² 普通住房的标准：住房面积 140 平方米以下，内环线总价 245 万以下/套，内环线以外外环线以内 140 万以下/套，外环线以外 98 万以下/套。五层以上（含五层）的多高层住房，以及不足五层的老式公寓、新式里弄、旧式里弄等。90 平方米以下普通住房首次购买契税 1%，其他普通住房契税 1.5%，非普通住房契税 3%。5 年以内的普通住房和 5 年以上的非普通住房，营业税及附加为买卖住房差额的 5.55%，5 年以内的非普通住房营业税及附加为住房价格全额的 5.55%，5 年以上的普通住房暂免营业税及附加。

米，而户型最大的住宅总建筑面积则达到 469.44 平方米。从楼盘的绿化率来看，708 个楼盘的平均绿化率为 0.4361，绿化率最低的楼盘绿化率为 0.15，最高的绿化率为 0.73。从楼盘的容积率来看，708 个楼盘平均容积率达到 2.47，容积率最小的楼盘仅为 0.29，而容积率最高的楼盘高达 8。

表 2 住宅特征的统计性描述

变量名称	观察值的个数	平均值	标准差	最小值	最大值
price	25761	26964.5400	10071.8800	3022.0610	59991.7300
dis_CBD	25761	7.1319	3.1010	0.4635	17.9578
dis_rail	25761	2.1447	1.9137	0.0450	13.0297
dis_Supermarket	25761	1.0800	0.7110	0.0544	6.4836
area	25761	127.5077	45.6612	25.0000	469.4400
green	25610	0.4361	0.0921	0.1500	0.7300
far	25653	2.4664	0.9230	0.2900	8.0000
unit_2bed	25761	0.5228	0.4995	0	1
unit_3bed	25761	0.4031	0.4905	0	1
unit_material	25761	0.9191	0.2727	0	1
unit_devor1	25761	0.0343	0.1820	0	1
unit_devor2	25761	0.1241	0.3297	0	1
age	25761	5.3209	2.5362	0	20
ageD	25761	0.6480	0.4776	0	1
abnormal	25761	0.8558	0.3513	0	1

从本文研究的房龄变量来看，平均房龄为 5.34 年，最老的房子房龄为 20 年（1990 年建造的房子）。从楼盘的房龄分布来看，成交楼盘的房龄主要集中在 2-8 年。为了控制住房“群体效应”对于住房折旧率可能的影响，本文在加入房龄变量的同时，增加了住房更多的建筑特征和区位邻里特征。从房龄与住房总建筑面积的关系来看，通过图 1 可以看出，房龄为 3-8 年（2002-2007 年建造的房子）的房子其建筑面积最大，大户型住宅最多。这也说明在上海住宅市场化改革初期，在住房价格还不太高的情况下，大户型住宅是市场供给的主流户型，也正好满足购房者改善性需求的目的。而在 2007 年以后，在住房价格快速上涨的背景下，消费者可能更希望购买性价比比高些的小户型建筑。从房龄与其他相关变量的相关性来看，房龄与房屋建筑结构的相关性最强，房龄越小，钢混结构的可能性越大；房龄越大的房子，绿化率通常会更高一些；房龄越大，简装住房的比例会更高一些。

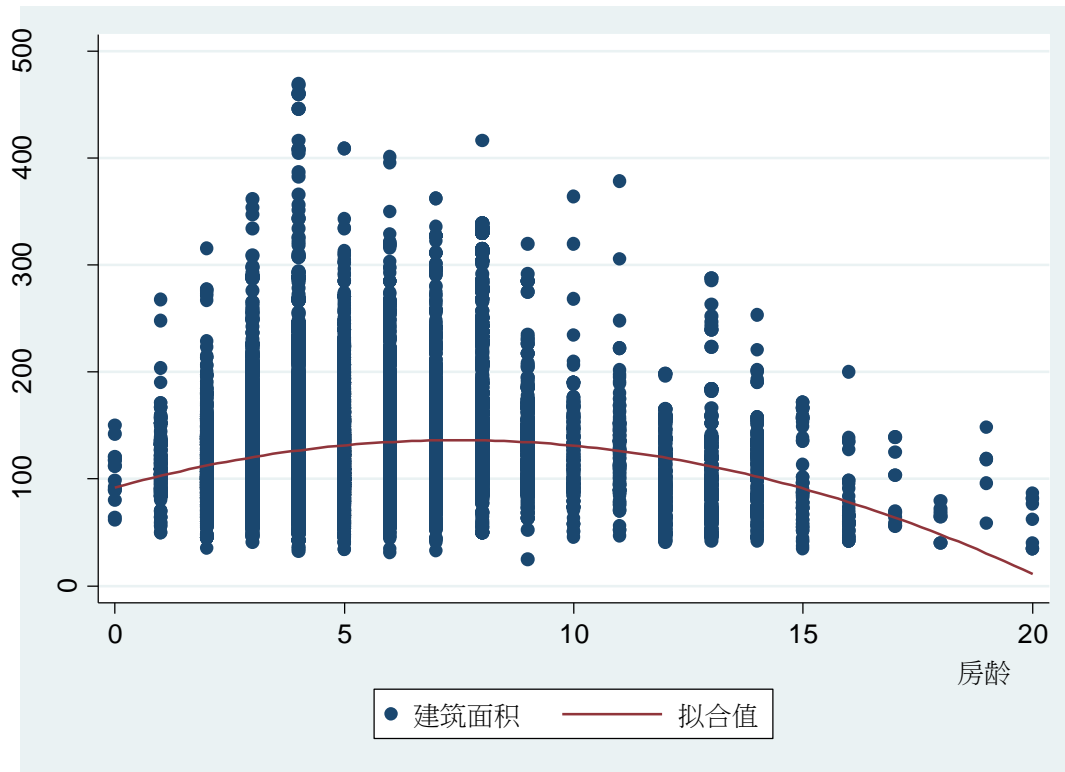


图 1 房龄与住房建筑面积的关系

3.2 理论模型

本文使用常用的特征价格法来估计住宅特征的隐含价格。特征价格理论的基本思想是，消费者对住宅的出价，实际上是先对地段、房型、面积、楼层、小区环境、周边设施等品质要素按照自己的偏好出价，每一个品质要素都具有独立的效用贡献，不同品质要素的不同组合形成独一无二的集合来打包出售。家庭购买房子这样的异质性商品，看似对仅在最后阶段给打包的集合进行总出价，实际上对每个品质要素和要素的数量进行投入，然后转化为效用，效用的大小主要取决于所购买住宅所包含特征要素的数量，购房者所愿意支付的住房价格是各个特征要素的函数，这就是 Lancaster(1966)的隐形商品效用理论。Rosen (1974) 建立了特征价格模型的基本理论框架和技术路线。

一般认为，住宅的特征要素主要分为：建筑结构特征、区位可达性特征、邻里特征和环境特征 (Sirmans et al., 2005)，用函数形式可表达为：

$$P = f(X_1, \dots, X_i, Y_1, \dots, Y_m, Z, \dots, Z_n, u_1) \quad (1)$$

其中，P为住宅成交价格， X_i 为住宅具有的建筑结构特征， Y_m 为住宅的区位可达性特征， Z_n 为住宅的邻里环境特征， u_1 为影响住宅价格的其他特征， $f(\cdot)$ 为待定的具体函数形式。

本文使用的函数模型为：

$$\ln(\text{hprice}_i) = \beta_0 + \beta_1 \text{dis_CBD} + \beta_2 \text{dis2} + \beta_3 \text{dis_rail} + \beta_4 \text{dis_supermarket} + \beta_5 \text{Green} + \beta_6 \text{far} + \beta_7 \text{area} + \beta_8 \text{unit_2bed} + \beta_9 \text{unit_3bed} + \beta_{10} \text{unit_decor1} + \beta_{11} \text{unit_decor2} + \beta_{12} \text{age} + \beta_{13} \text{age2} + \beta_{14} \text{ageD} + \beta_{15} \text{abnormal} + \varepsilon_i$$

在模型中加入了房龄的变量。为了进一步验证房龄是否对住房价格影响具有非线性，本文在模型中加入了房龄平方 (age2) 的变量。另外，由于到 CBD 距离对住宅价格可能存在

非线性的影响关系(Chen and Hao, 2010), 本文在模型中也加入了到市中心距离的平方(dis2)变量, 来观察住房价格随着离市中心距离变化的非线性。

4、实证结果

4.1 标准 OLS 的特征法结果

表 3 上海住房特征隐含价格的特征价格模型

dis_CBD	-0.0824***	unit_material	0.0350***
	(-23.17)		(4.92)
dis_CBD2	0.00265***	unit_devor1	-0.0518***
	(12.62)		(-5.55)
dis_rail	-0.0302***	unit_devor2	0.0665***
	(-21.50)		(12.24)
dis_Supermarket	-0.00648*	age	-0.0418***
	(-2.16)		(-14.93)
area	0.000214***	age2	0.00163***
	(3.50)		(9.95)
green	0.320***	ageD	-0.0335***
	(13.71)		(-5.78)
far	0.0182***	abnormal	0.357***
	(6.37)		(63.05)
unit_2bed	-0.139***	_cons	10.22***
	(-19.60)		(368.29)
unit_3bed	-0.185***	行政区虚拟变量	YES
	(-23.51)	R ²	0.4609

注: 1、括号内为 t 值; 2、***表示系数在 99%的置信水平下显著, **表示系数在 95%的置信水平下显著, *表示 90%的置信水平下显著。3、回归中加入了住宅所属行政区的虚拟变量, 以控制行政区子市场对特征价格模型的影响。

(1) 在控制房龄相关“群体效应”的情况下, 房龄对住房价格有负的贡献, 且随着房龄的增加, 住宅建筑折旧的速度逐渐下降, 房龄与住房价格之间呈现显著非线性特征, 这和 Malpezzi 等(1987)和 Goodman 和 Thibodeau(1995)的研究结论相一致。在其他变量不变的情况下, 房龄每增加一年, 住房建筑折旧约 4%。随着房龄的增加, 住房折旧的速度逐渐下降, 房龄系数的这种非线性体现了折旧率的边际递减规律。另外, 当房龄达到 6-7 年以后, 住房折旧的效果就不太明显了, 说明上海消费者在购买住房时当房龄超过 7 年后, 对于房龄增加导致的折旧并不敏感。这与 Wang(2011)研究发现中国房龄在 5-9 年折旧率最高, 而超过 10 年的住房折旧率反而下降的结论基本一致。

(2) 对于政府出台的 5 年期转让和是否普通住房的相关税费政策, 购房者的偏好具有差异。对于属于 5 年内再转让的住宅, 由于额外增加的税费完全是因为卖家行为带来的, 购房者对属于 5 年内再转让的住宅具有明显的负面支付意愿, 卖家要承担额外增加的费用。但

对于由于总价原因导致的非普通住房,购房者并未有负面偏好,反而有明显的正面偏好,买家要承担额外增加的费用。这可能是因为由于这类非普通商品住房普遍住宅品质较高,购房者也不会对买房者这方面的原因产生负面支付意愿。

(3) 住宅特征的隐含价值具有理论一致性。到市中心距离越远,住房价格越低,且具有非线性的特征,这和 Chen 和 Hao (2010) 的研究结论相一致;离地铁越近,交通便利性越高,住宅价格越高;居民更加偏好于靠近大型超市和绿化率高的住宅。和直观上感觉不一致的是,尽管 2010 年住房单价已经很高,但是消费者依然偏好大户型的住宅。容积率反而对住房价格有正的贡献,可能容积率越高的住房,其住房质量越好,越有可能有电梯,其居住人群比多层住宅的居住人群层次高。

(4) 装修程度的差异对购房者的影响具有较大的差异,精装对住宅销售有正的贡献,而简装则对住宅销售有负的贡献。从回归结果来看,消费者来购买住宅时,住宅精装修对住宅价格有正的贡献,因为很多购房者购买精装住宅后可以直接居住,可以节省装修的时间和费用。消费者面对简单装修的住宅,则有负支付意愿。这是因为,对于简单装修的住宅而言,家庭在购买住宅以后通常还需要重新装修,此时,简单装修的住宅还需要支付拆装的费用。

4.2.基于分位数回归的进一步分析

住房的不可移动性使得异质性成为住房市场的主要特征,这使得住宅特征可能在各个住房子市场具有不同的隐含价格,如不同收入的人群对住宅特征的认识和隐含价格可能就会存在较大的差异 (Malpezzi, 2003)。Zietz, Zietz 和 Sirmans (2008) 研究发现住房建筑面积、浴室数、楼层等住宅特征对于高价位住房具有更大的影响效应。

为了研究国内住宅不同子市场之间住宅特征隐含价格可能存在的差异,以及住宅特征隐含价格在各个住宅子市场间的稳定性,本文根据住宅价格的差异分布,对所有数据进行了十等分的分位数回归,回归结果如图 3 所示:

从分位数回归的整体结果来看,住宅各特征的隐含价格具有相对的稳定性,住宅各特征的显著度和正负贡献度在不同的住宅子市场并未有很大的变动,分位数两端估计系数的依然比较显著,且标准误差并没有明显变大的迹象,这显示了本文回归结果具有较强的稳定性。但从住宅特征在各个子市场的系数来看,随着住宅价格的增加,由于高收入家庭拥有私家车的可能性更大,其对到 CBD 距离的贡献度在逐渐下降;但是,由于上海属于超大城市,高收入家庭对靠近地铁的重要性反而逐渐加深;在生活便利性方面,高收入家庭认为靠近大型超市也非常重要;对购买二手房的装修方面,高收入家庭对简装住房的反感程度在逐渐降低,这可能是由于高收入家庭对简装房重新装修产生的成本并不在意,但对于精装房,高收入家庭和低收入家庭的偏好并未有明显的差异;对是否属于普通住房,低价位住宅相对高价位住宅具有更高的敏感性,这是因为购买低价位住宅的家庭收入水平相对较低,对于非普通住房增加的税费更加敏感,且非普通住房增加的税费基本都加入了住房总价中,导致了住房价格的上升。

从本文最关心的房龄各相关特征来看,住房折旧率与住房价格间存在一定的“U 型”曲线的规律。这可以从需求与供给两个角度分析。从需求角度来说,房价较低的住宅,由于家庭收入水平较低,潜在居民在选择住房时对房龄的敏感程度较低,建筑折旧率较慢;价格很高的高端住宅,潜在购买者对房龄也不敏感,这可能是由于超高收入家庭购房时候对银行贷款依赖度低,对与房龄相关的住房银行贷款不敏感;中等价位住宅居民对房龄最为敏感,这可

能是因为中等收入家庭对住房贷款的年限最为敏感。此外,对所购买的住房是否属于5年内,低收入家庭对由此增加的相关费用更加敏感,随着收入水平的提高,对由此产生税费增加的敏感程度在不断降低。从供应角度来说,高端住宅的建筑质量相对较高,随着房龄增加住房折旧的速度可能较慢;低端住宅建筑质量已经相对较低,房龄影响不会很大;中间收入住宅的品质则对房龄十分敏感。另外,这也可以用来表明,不同价位住宅的业主对住房品质维护的重视程度不同,或者修缮投入不同。

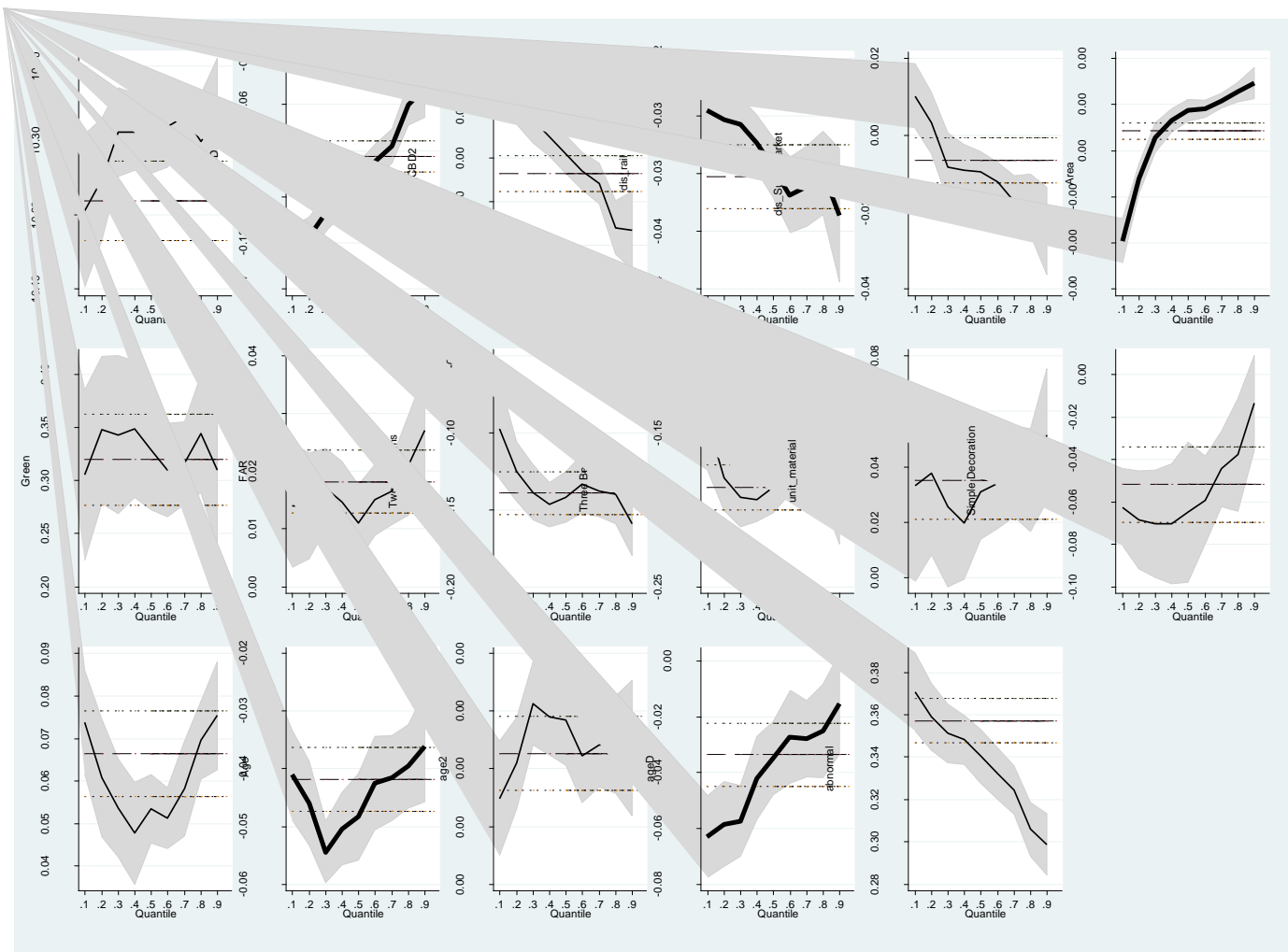


图 2 不同价位住宅特征价格模型分位数回归结果

5 主要结论及政策含义

本文通过上海 2010 年 9 月 25761 户二手房成交数据,研究了随着房龄增加上海市不同价位住宅的建筑折旧速度。基于特征价格法的计量研究结果显示,在控制与房龄相关的地理区位、房屋类型、建筑品质、“群体效应”等特征变量后,随着房龄的增加,住房平均建筑折旧率约为每年 4%。另外,随着房龄的增加,住房折旧的速度会逐渐减缓,超过 6-7 年以后,住房折旧就不太显著,房龄与住房价格存在显著的非线性关系。

为了研究建筑折价率在不同价位住宅的分布差异性,我们应用了分位数回归与特征法价格模型结合的新方法。从分位数回归结果来看,不同价位住宅的建筑折旧率具有一定的差异,价位较低的住宅和价位很高的住宅,其折旧率相对较低,而中等价位的住宅,其折旧率最高,每年住宅价格折旧约 5%。这可以用来表明,不同价位住宅的建筑质量存在差异,同时不同价位住宅的业主对住房品质维护的重视程度不同,或者修缮投入不同。

特征价格模型的分位数回归结果还显示,从上海住宅市场的经验来看,住宅各特征的隐含价格在住宅各子市场具有相对稳定性。但是,由于低收入家庭和高收入家庭的偏好差异,本文发现了诸多特征贡献度在各个子市场间的演变规律,这对于更好理解低收入家庭和高收入家庭的购房行为和偏好具有很好的借鉴作用。

住房折旧率的研究,可以为我国税法中关于房屋建筑物的折旧年限提供支撑,住房折旧率的研究也可以帮助地方政府城市更新时选择合适的拆迁改造率,以使得城市提供的住房服务保持持续发展,这些方面本文尚没有进行讨论,还有待进一步研究。

参考文献:

- [1] Clapp, J.M. and Giaccotto, C., Residential hedonic models: a rational expectations approach to age effect [J], *Journal of Urban Economics*, 1998, 44(3):415-437.
- [2] Fisher, J.D., B.C. Smith, J.J. Stern and R.B. Webb, Analysis of Economic Depreciation for Multi-Family Property [J], *Journal of Real Estate Research*, 2005, 27(4):355-370.
- [3] Goodman, A.C. and T.G. Thibodeau, Age-related heteroskedasticity in hedonic house price equations [J], *Journal of Housing Research*, 1995, 6(1):25-42.
- [4] Chen, Jie. and Qianjin Hao, Submarket, heterogeneity and hedonic prediction accuracy of real estate prices [J], *International Real Estate Review*, 2010, 13(2):190-217.
- [5] Hall, R.E., The measurement of quality change from vintage price data. In *Price Index and Quality Change* [M], ed. Zvi Griliches, 1971, 240-271, Cambridge, Harvard University Press.
- [6] Knight J., Sirmans CF. Depreciation, maintenance, and housing prices [J]. *Journal of Housing Economics*. 1996, 5(4):369-389.
- [7] Lancaster, K. J., A new approach to consumer theory [J]. *Journal of Political Economy*, 1966, 74:132 -157.
- [8] Lee, B. S., Chung, E.-C., & Kim, Y. H. Dwelling Age, Redevelopment, and Housing Prices: The Case of Apartment Complexes in Seoul. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 2005, 30(1), 55-80.
- [9] Malpezzi, S., L. Ozanne and T. G. Thibodeau, Microeconomic Estimates of Housing Depreciation [J], *Land Economics*, 1987, 63(4): 372-385.
- [10] Randolph, W. C., Estimation of Housing Depreciation: Short-term quality change and long-term vintage effects [J]. *Journal of Urban Economics*, 1988, 23, 162-178.
- [11] Rosen, S., Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition

- [J]. *Journal of Political Economy* ,1974, **82**(1): 34-55.
- [12] Sirmans, G. S., D. A. Macpherson, et al., The Composition of Hedonic Pricing Models [J]. *Journal of Real Estate Literature*, 2005, 13(1): 3-41.
- [13] Wang, S.Y., State Misallocation and Housing Prices: Theory and Evidence from China. *American Economic Review*, forthcoming 2011,101(August): 2081-2107.
- [14] Wilhelmsson, M., House price depreciation rates and level of maintenance [J], *Journal of Housing Economics*, 2008, 17(1):88-101.
- [15] Zietz, J., Zietz, E.N. and Sirmans, G.S., Determinants of house prices: a quantile regression approach [J], *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 2008, 37:317-333.