

# 中国经济适用房政策运行的特征分析

李 培

(中国人民大学 区域经济与城市管理研究所, 北京 101300)

**摘 要:**近十年来,经济适用房在保障中低收入家庭基本住房需求的同时,也暴露出了严重的缺陷。文章利用省级人口普查资料和相关统计数据,对中国各省经济适用房住户特征和房价变动情况及其原因进行了描述和解释性的研究。结论显示,经济适用房房价变动存在显著的外溢性,城市居民经济适用房购买力下降的事实并不存在明显的地域差异。在经济适用房房价持续攀升的背景下,部分省市经济适用房住户特征变化明显。

**关键词:**经济适用房;房价收入比;住户特征;空间面板数据模型

**中图分类号:**F293.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2008)12-0129-11

## 一、引 言

1998年中国城市住房供给方式从“单位分配”向“市场流通”的转变引发了住房市场的供求矛盾,住房可支付能力的社会分层问题随之加剧(陶然、徐志刚,2005;刘玉婷等,2007)。在房价持续高位运行的情况下,城市中的大部分中低收入住房困难家庭已经难以通过购买商品房来解决自身的住房问题,经济适用房政策正是在这种特定的条件下提出的(王诚庆,2003)。作为市场经济体制和计划经济体制之间的一个“交集”,经济适用房自诞生之日起就一直备受争议(赖华东、蔡靖放,2007;林卡、高红,2007)。当前学术界对经济适用房的政策评析多数以定性分析为主,少数定量研究大多是以单个案例或以全国为单位的研究为主,而出于收集资料便利性的考虑,多数案例研究主要针对北京、上海、广州等大都市和其他东部沿海城市,而对中西部地区城市的研究较少(黄征学,2004;龙奋杰、董黎明,2005;牛毅,2007)。显然,以国家为单位的研究不能解释不同地区经济适用房政策推行效果的差异性,相关政策建议落实到地区层面也缺乏可操作性。经济适用房政策自推行近十年来,各地区迥异的推行效果为我们提供了理想的评价“标杆”,通过对不同省市经济适用房政策运行状况的对比,势必可以得到更具建设性的结论。

收稿日期:2008-07-08

作者简介:李 培(1980—),男,山东淄博人,中国人民大学区域经济与城市管理研究所博士生。

二、经济适用房政策受益群体的特征

职业和受教育程度是构建社会地位等级的主要分类标准,因为它们与每个人的经济地位、生活方式、居住状况息息相关,它们可以评定个体在社会地位的金字塔等级中所处的位置(Glass, 1954)。随着经济适用房政策受益人群的不断增加,经济适用房住户的职业类型和教育水平也开始明显分化。

1. 住户以一线产业工人初中、高中文化水平的居民为主

从住户所从事的职业类型来看,生产、运输设备操作及其相关人员购买经济适用房的比重在两次普查期间保持最高,但其增长幅度明显下降,而专业技术人员购买经济适用房的比重增加最为明显(表 1)。这与近年来经济适用房房价上升较快、单套经济适用房房价已经超出多数一线产业工人的住房可支付水平、而专业技术人员整体住房支付能力相对较高密切相关。从住户的受教育水平来看,两次普查期间,经济适用房住户的整体受教育水平虽然有所上升,但受教育程度为初中和高中文化水平的住户一直占绝对“优势”(表 1)。从整体来看,住户的受教育程度越高,选择购买经济适用房的人数就越少。由此可见,提高中低收入家庭的受教育水平,增强他们创收的能力,有利于他们通过市场购买住房,从而有效缓解经济适用房房源紧张的局面。

表 1 经济适用房住户职业与受教育程度分布 单位:户/%

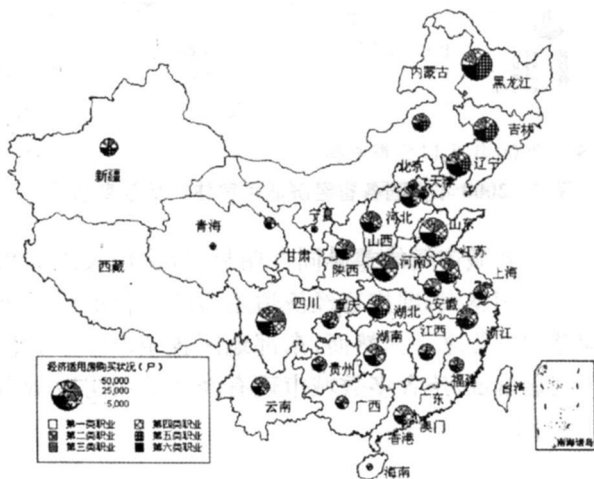
| 按职业分类 |                      | 购买经济适用房            |                    | 按受教育程度分类   |          | 购买经济适用房            |                    |
|-------|----------------------|--------------------|--------------------|------------|----------|--------------------|--------------------|
|       |                      | 2000 年             | 2005 年             |            |          | 2000 年             | 2005 年             |
| 第一类   | 国家机关、党群组织、企业、事业单位负责人 | 52 872<br>(8.24)   | 61 570<br>(6.16)   | 文盲或<br>半文盲 | 未上过学     | 28 898<br>(3.69)   | 48 150<br>(3.42)   |
| 第二类   | 专业技术人员               | 121 924<br>(18.99) | 219 230<br>(21.94) | 义务<br>教育   | 小学       | 134 519<br>(17.19) | 187 460<br>(12.62) |
| 第三类   | 办事人员和有关人员            | 93 359<br>(14.54)  | 158 970<br>(15.91) |            | 初中       | 284 343<br>(36.34) | 453 990<br>(30.65) |
| 第四类   | 商业、服务业人员             | 97 745<br>(15.23)  | 175 630<br>(17.57) | 中等<br>教育   | 高中       | 161 162<br>(20.60) | 406 000<br>(27.33) |
| 第五类   | 农、林、牧、渔、水利业生产人员      | 96 105<br>(14.97)  | 110 600<br>(11.07) | 高等<br>教育   | 大学<br>专科 | 115 794<br>(14.80) | 244 850<br>(16.48) |
| 第六类   | 生产、运输设备操作<br>人员及有关人员 | 179 097<br>(27.90) | 268 150<br>(26.83) |            | 大学<br>本科 | 54 821<br>(7.01)   | 134 950<br>(9.08)  |
| 其他    | 不便分类的<br>其他从业人员      | 798<br>(0.12)      | 5 300<br>(0.53)    |            | 研究生      | 2 938<br>(0.38)    | 10 200<br>(0.69)   |

数据来源:中国 2000 年人口普查资料,2005 年全国 1%人口抽样调查资料。  
注:(1)括号内为各种职业或不同受教育程度的购买者占同种住房类型的百分比。  
(2)由于 2000 年住房数据为第五次全国人口普查中长表数据,即各省、自治区、直辖市按 10%抽样比例的调查数据,为了便于比较,我们将 2005 年相关数据各乘以 10。

2. 住户职业特征与受教育程度的区域差异明显

从经济适用房住户职业特征的省际差异来看,从事生产、运输设备操作及其相关行业的人员在多数省份经济适用房的住户中占绝对比重,但内蒙古自

治区、西藏自治区和东北三省经济适用房住户中从事与农业相关职业的比重最高(见图 1)。此外,浙江省和上海市经济适用房住户中从事商业和服务业的比重超过了 20%,明显高于全国平均水平。北京市、河北省、江苏省和河南省的经济适用房住户中是国家机关、党群组织、企业、事业单位负责人的比重超过了 10%,这一比值明显高于全国平均水平,而东北三省经济适用房户主为专业技术人员的比重则不到 10%。显然,不同地区经济适用房户主的职业差异与当地产业结构、房价高低、经济发展水平以及从事各种类型职业住户的收入水平密切相关。



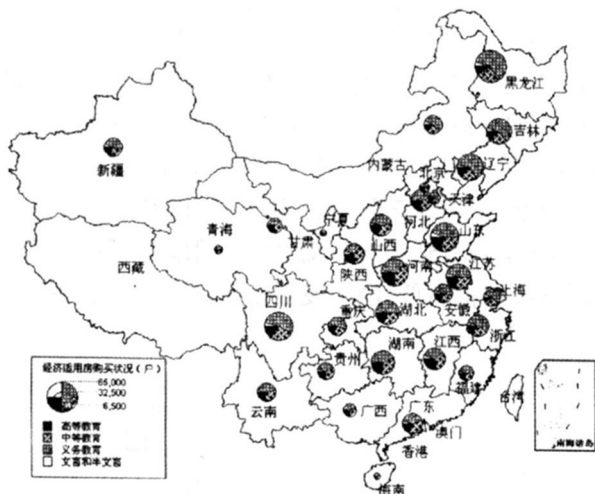
数据来源:各省 2000 年人口普查资料。

图 1 2000 年中国各省经济适用房住户职业类型

从经济适用房户主的受教育程度来看,户主受教育水平为初中文化的在所有省份中的比重均为最高(见图 2)。其中,内蒙古自治区、东北三省和上海市的经济适用房户主为初中文化的比重均超过了 40%。有意思的是,西部省份经济适用房户主接受过高等教育的比重均高于全国平均水平,其中,云南省、贵州省和广西壮族自治区这一比例超过了 40%,这与这些省份经济发展相对滞后,不同受教育水平的从业员工工资差异不明显有关。

### 3. 东部地区经济适用房政策受益群体特征变动显著

1998 年房改以来,东部地区居民住房问题相比中西部地区表现得更为严重。为了缓解房价上升的压力、改善住房供应结构,近年来东部各省市均加大了经济适用房的供应力度。1999—2006 年间,东部地区经济适用房总销售额占全国经济适用房总销售额的比重为 40.05%,同期,中部和西部地区的这一比重分别为 33.14%和 26.81%。然而,从图 3 中我们可以发现,东部地区经济适用房销售面积在各城市间的差异同样明显,且突出表现为房价越高的城



数据来源:各省 2000 年人口普查资料。

图 2 2000 年中国各省经济适用房住户受教育水平

市经济适用房销售面积越大,即推行经济适用房政策仍旧是房价较高城市中政府缓和住房问题的手段之一。然而,东部地区各城市中家庭住房来源为经济适用房的比重明显偏低,绝大多数城市现有经济适用房数量占住房数量的比重均低于 3%(见图 4)。



数据来源:各省 2004 年经济普查年鉴。

图 3 东部地区各城市经济适用房销售面积

从东部各省市经济适用房受益群体的特征变动来看,两次普查期间,虽然“生产、运输设备操作人员及有关人员”始终为多数省市经济适用房的主要住



数据来源:各省 2005 年 1%人口抽样调查资料。

图 4 东部地区各城市经济适用房住户分布

户来源,但住户受教育程度明显提高(见表 2)。其中,北京市与广东省住户职业类型变动最为明显。“专业技术人员”已经成为了北京市经济适用房住户中的主体,而“商业、服务人员”则是广东省当前经济适用房住户的主要来源。此外,根据 2005 年各省市 1%人口抽样调查,各省市经济适用房住户家庭月收入多数在 2 000 元以下。

表 2 东部地区 12 省份经济适用房供求状况对比 单位:年;元;%

| 省、市、<br>自治区名称 | 住房平均受教育的年限 |        | 住房家庭月总收入 | 住房从事比重最高的职业 |       |        |       |
|---------------|------------|--------|----------|-------------|-------|--------|-------|
|               | 2000 年     | 2005 年 | 2005 年   | 2000 年      | 比重    | 2005 年 | 比重    |
| 北京            | 9.66       | 11.02  | 2 998    | 第六类         | 27.90 | 第二类    | 33.52 |
| 天津            | 8.95       | 9.23   | /        | 第六类         | 38.72 | 第六类    | 34.02 |
| 河北            | 9.57       | 10.14  | 1 531    | 第六类         | 28.77 | 第六类    | 30.91 |
| 辽宁            | 8.54       | 9.27   | 1 359    | 第六类         | 34.18 | 第六类    | 37.70 |
| 上海            | 8.59       | /      | 2 037    | 第六类         | 36.91 | /      | /     |
| 江苏            | 9.30       | 9.61   | 1 880    | 第六类         | 30.46 | 第六类    | 35.05 |
| 浙江            | 8.49       | 9.79   | 4 020    | 第六类         | 29.80 | 第六类    | 29.56 |
| 福建            | 9.19       | 10.02  | 2 066    | 第六类         | 25.18 | 第六类    | 24.37 |
| 山东            | 9.13       | 9.94   | 1 572    | 第六类         | 30.94 | 第六类    | 30.43 |
| 广东            | 9.34       | 9.50   | 2 265    | 第六类         | 25.15 | 第四类    | 23.78 |
| 广西            | 9.73       | 10.23  | 1 425    | 第二类         | 26.32 | 第二类    | 25.05 |
| 海南            | 10.1       | 10.46  | 1 665    | 第二类         | 25.25 | 第二类    | 26.30 |

数据来源:各省 2000 年第五次人口普查资料、各省 2005 年 1%人口抽样调查资料。  
注:\表示数据缺失。

### 三、经济适用房房价变动趋势及其影响

住房问题的核心是居民收入与住房价格的关系问题,而房价的波动与政府采取的规制措施密切相关。结合中国住房制度改革的特殊性,我们主要从以下几方面描述 1998 年中国住房改革后经济适用房房价变动的主要特征:

#### 3. 房价变动对经济适用房“经济性”的影响

1998—2006 年中国经济适用房房价平均年增长速度为 6.76%,2006 年平均房价升至 1 792 元/m<sup>2</sup>。随着经济适用房房价的持续攀升,中等偏下收入家庭和低收入家庭即便购买小户型的经济适用房,其难度也有明显增加的趋势(见表 3)。在当前食品、日用品价格日益上涨的情况下,各收入阶层购买经济适用房的负担可能会有继续增加的趋势。此外,根据国内部分研究机构对全国经济适用房的建筑面积和户型结构的专项调查,许多城市经济适用房套房面积严重超标,部分城市经济适用房呈现出建设“别墅化”的倾向<sup>①</sup>。这显然与经济适用房的“经济性”相违背。

表 3 1998—2006 年各收入阶层按揭购买 60m<sup>2</sup> 经济适用房的状况 单位:元

| 年份   | 月均还贷<br>A | 月均可支配收入—常规性支出 B |       | A—B 的差额  |       |
|------|-----------|-----------------|-------|----------|-------|
|      |           | 中等偏下收入家庭        | 低收入家庭 | 中等偏下收入家庭 | 低收入家庭 |
| 1998 | 208.8     | 204.1           | 176.6 | -4.7     | -32.2 |
| 1999 | 220.5     | 209.0           | 180.2 | -11.5    | -40.3 |
| 2000 | 242.5     | 221.1           | 184.6 | -21.4    | -57.9 |
| 2001 | 250.1     | 231.1           | 192.3 | -19.0    | -57.8 |
| 2002 | 258.8     | 238.8           | 187.6 | -20.0    | -71.2 |
| 2003 | 278.4     | 261.3           | 205.1 | -17.1    | -73.3 |
| 2004 | 299.0     | 293.9           | 231.7 | -5.1     | -67.3 |
| 2005 | 341.1     | 320.5           | 251.6 | -20.6    | -89.5 |
| 2006 | 371.8     | 348.8           | 277.0 | -23.0    | -94.8 |

数据来源:1999—2007 年《中国统计年鉴》。注:(1)月均常规性支出项目具体包括:食品、衣着、医疗保障和交通通讯。(2)为了简化起见,我们假定中等收入家庭购买经济适用房首付按 30% 计算,全部用公积金按揭贷款 30 年。(3)具体计算过程中,2006 年贷款利率使用 2006 年 4 月 28 日调整的利率上限,2005 年贷款利率为 2005 年 3 月 17 日调整的利率上限,2005 年以前贷款利率使用 2005 年 1 月 1 日调整的利率上限。

#### 2. 经济适用房房价收入比的区域收敛趋势

住房的支付能力反映了家庭从市场购买或租赁住房的交易能力,其衡量的主要指标之一就是房价收入比,即居住单元的自由市场价格的中位数与家庭年收入的中位数之间的比值。国内部分学者的研究表明,近年来,中国居民的住房支付能力有明显恶化的趋势,且房价收入比具有明显的区域特征(杨文武,2003;张清勇,2007)。为了更好地反映经济适用房房价收入比在全国范围内的变动情况,我们首先引入 Levin 等(2002)提出的面板单位根方法来检验中国省际间商品房与经济适用房房价收入比的变动趋势,并考虑下式为我们

的检验方程:

$$\ln \text{inch}_{it} = \rho \ln \text{inch}_{it-1} + \mu_i + v_{it}, \mu_i \sim \text{iid}(\bar{u}, \sigma_{\mu}^2), v_{it} \sim \text{iid}(0, \sigma_v^2) \tag{1}$$

我们检验的零假设为对于所有的  $i, H_0: \rho = 1$ , 备择假设  $H_1: \rho < 1$ 。这意味着我们可以检验不同省份之间居民住房可支付能力是否趋于收敛。由于在这一模型中  $t$  值服从渐进正态分布, 因此, 我们可以用  $t$  统计量的显著性水平来检验收敛性。(1)式不但允许我们在模型中考虑由面板数据中跨区域因素存在引起的时间效应, 而且在存在确定因素的情况下, 我们可以通过在(1)式中增加省份特殊效应参数来控制房价在异常年份的波动。1994 年 7 月国务院发布了《关于深化城镇住房制度改革的决定》, 第一次明确了建设与市场经济体制相适应的新城镇住房制度为房改的根本目标。在此, 我们选择 1994 年为商品房房价收入比面板数据单位根检验的时间起点, 选择 1998 年为经济适用房房价收入比面板数据单位根检验的时间起点。根据面板数据单位根的检验结果, 我们可以发现在考虑时间特殊效应、省份特殊效应、序列相关等因素的影响后, 中国城镇居民商品房和经济适用房住房支付能力呈显著的、条件性的  $p$  收敛(见表 4), 即城市居民住房购买力下降的事实并不存在明显的地域差异。

表 4 中国城镇居民住房支付能力面板数据单位根检验(1994—2006 年)

| 检验模型                     | 商品房     |       |     | 经济适用房   |       |     |
|--------------------------|---------|-------|-----|---------|-------|-----|
|                          | 统计量     | 相伴概率  | 观测值 | 统计量     | 相伴概率  | 观测值 |
| hadri(2000)              | 8.946   | 0.000 | 378 | 29.102  | 0.000 | 232 |
| Breitung(2000)           | -4.983  | 0.000 | 320 | -2.502  | 0.048 | 154 |
| Levin, Lin 和 Chu(1992)   | -11.616 | 0.000 | 349 | -16.026 | 0.000 | 183 |
| Im, Pesaran 和 Shin(1997) | -8.388  | 0.000 | 349 | -1.772  | 0.038 | 183 |
| Maddala 和 Wu(1999)_1     | 168.584 | 0.000 | 349 | 112.889 | 0.000 | 183 |
| Maddala 和 Wu(1999)_2     | 210.138 | 0.000 | 352 | 163.984 | 0.000 | 203 |

数据来源: 1995—2007 年中国统计年鉴、2000—2007 年各省统计年鉴。注: (1) 城镇居民可支配收入以 1994 年为基期, 利用居民消费价格指数平滑后的实际值。(2) 商品房套均房价取历年各省的住宅每平方米平均售价与每户平均住房面积的乘积, 住户收入水平取历年各省住户调查中中等收入家庭年平均可支配收入。(3) 为了简化起见, 我们假定经济适用房户均面积为 90 平方米, 经济适用房套均房价取历年各省份经济适用房每平方米平均售价乘以 90, 住户收入水平取历年各省住户调查中低收入家庭年平均可支配收入。(4) 居民商品房支付能力收敛方程的样本中不包含西藏和重庆, 经济适用房住房支付能力收敛方程样本中不包含上海。

3. 经济适用房价格变动的影响因素及其空间外溢性

住房价格往往是由不同性质的、不同地区的商品房价格相互影响而最终形成的(Malpezzi, 1996; Timothy, 2003)。由于《经济适用房住房价格管理办法》中规定经济适用房价格要“与同一区域内的普通商品房住房价格保持合理差价, 切实体现政府给予的各项优惠政策”, 因此某一地区的经济适用房房价必然会对本地区其他性质的商品房房价, 以及相邻地区的房价产生影响。下文中我们将通过构建计量经济模型, 以检测经济适用房建设中可能存在的价

格外溢价效应。

(1)变量选取与数据来源。1998 年房改之初,中央明确提出经济适用房的出售价格实行政府指导价,按保本微利的原则确定,同时规定经济适用房基准价格由开发成本、税金和利润三部分组成。然而,即便在相关政府部门掌握最终定价权的情况下,经济适用房价格的变动也往往要受到居民购房建房支出水平、商品房价格以及建筑业发展状况的影响。由于经济适用房的开发建设实行招投标制度,很显然,房地产业的垄断程度也会对房价产生影响。其原因在于,如果一个地区房地产垄断程度越高,政府通过对比住房建设性价比评定开发商项目建设优劣的可能性就越小。而信息越不对称,道德风险发生的概率也就越高。一个明显的例子就是,当前许多房地产商通过开发“超标”大户型的经济适用房变相提高房价,而受制于房地产市场垄断程度过高,政府往往对其仅仅采取道义上的劝说,购房者则不得不为开发商的这一行为买单。此外,作为一种具有社会保障性质的商品房,经济适用房价格的制订也可能与当地社会保障水平密切相关。据此,我们最终确定商品房平均售价等 6 个变量为解释变量(见表 5)。分析的所有数据均来自历年的《中国统计年鉴》、《城镇居民家庭收支调查资料》、《中国城市(镇)生活与价格年鉴》和《中国劳动统计年鉴》。

(2)计量方法。传统的计量经济学由于忽视观测值之间的空间依赖性(spatial dependence),计量模型中也不考虑变量关联的空间异质性(spatial heterogeneity),从而违反了高斯马尔可夫(Gauss-Markov)定理,这也使得 OLS 估计不再是最佳线性无偏估计(Anselin,1998)。而空间面板数据分析不但继承了传统面板数据分析的优点,而且充分考虑到了样本之间可能存在的空间相依性,通过将误差项中的空间相关性加以剔除,从而使得回归结果更加可信(Anselin,2001)。由于本文的研究数据中所包含的个体成员是研究总体的所有单位,个体成员单位之间的差异可以被视为回归系数的参数变动,为此,我们选择时空固定效应面板数据模型为我们最终的计量模型(Elhorst,2003)。

(3)基本结论。从表 5 中我们可以发现,固定效应模型的残差显著存在自相关性,而利用空间面板数据回归后自相关性消除,方程的解释力相应提高。方程 B 和方程 C 的回归结果基本一致,根据两个方程的调整  $R^2$  的大小,我们确定方程 B 为我们的最终解释方程。方程 B 的回归结果显示,经济适用房建设起到了平抑整体房价的作用,而提高地区社会保障水平,降低房地产业的垄断程度和房屋造价均有利于从整体上降低经济适用房房价,从而提高居民的住房可支付能力。特别需要说明的是,空间滞后误差系数显著为正,表明不同省份经济适用房房价变动存在显著的联动效应。

表 5 经济适用房的价格影响因素

| 解释变量              | 方程 A         | 方程 B           | 方程 C            |
|-------------------|--------------|----------------|-----------------|
| 商品房平均售价           | 0.183(1.17)  | -0.033*(-5.43) | -0.022*(-5.29)  |
| 地区社会保障水平          | 16.183(1.12) | -7.434(-1.03)  | -4.421(-0.65)   |
| 购房与建房支出           | 0.090*(2.22) | 0.169*(4.88)   | 0.168*(4.71)    |
| 房屋平均造价            | 0.304*(5.98) | 0.396*(13.36)  | 0.412*(13.73)   |
| 建筑业劳动生产率          | 0.003*(2.76) | 0.005*(6.59)   | 0.004*(5.69)    |
| 房地产行业垄断程度         | 0.033(0.95)  | 0.134*(7.26)   | 0.132*(6.87)    |
| 空间滞后误差系数          |              | 0.264*(3.22)   |                 |
| 空间自回归误差系数         |              |                | 0.085*** (0.09) |
| Hausman 检验值       | 12.30**      |                |                 |
| Wooldridge 自相关检验值 | 2.531**      | 1.776          | 1.521           |
| LR 异方差检验值         | 95.83*       | 33.24*         | 22.15*          |
| 调整 R <sup>2</sup> | 0.799        | 0.825          | 0.819           |
| 样本空间              | 240          | 240            | 240             |

注:(1)括号内的值为 t 值。(2)\*、\*\*、\*\*\* 分别表示通过 1%、5%、10% 显著性水平的检验。(3)FE 估计的 Hausman 检验的零假设是 FE 和 RE 估计系数无系统性差异,Hausman 的检验结果支持固定效应模型。(4)LR 检验和 Wooldridge 检验显示计量方程 A 中存在自相关性,但不存在异方差性;方程 B 和方程 C 既不存在自相关性,也不存在异方差性。(5)社会保障水平为社会保障支出与地区 GDP 的比值,社会保障支出具体包括以下几项:社会保险支出、卫生费用支出、抚恤和社会救济支出、社会保障补助支出以及离退休职工社会保险及福利费支出。(6)房地产市场垄断程度的度量为一级开发商占总开发企业个数的比重。

四、政策建议

中国现阶段对经济适用房供应进行改进的核心内容之一就是促进政策性住房与商品房在满足不同收入阶层消费者住房需求间的分工与协作,从而实现住房分层供给体系的“无缝对接”。随着住房货币化改革的深入和城市化的高速推进,政府更应该保障中低收入家庭的居住权,而不是房产权。

考虑到当前中国住房体系没有覆盖的家庭中的住房问题很大一部分是暂时性的,因此,各地政府可以在新建和政府回购上市的经济适用房中,分离出部分房源作为“只租不售”的租赁型经济适用房,将供应对象放宽到本市“住房夹心层”群体和符合一定条件的外地中等偏下收入家庭,通过提供住房使用权的方式解决这些群体的住房需求问题。在部分房价收入比过高的城市,政府可以尝试建立“政府与低收入家庭共有产权的经济适用房”,即政府和受助家庭按出资比例共同拥有产权,对产权不属于受助家庭的部分,受助家庭应该按照廉租住房标准向政府缴纳租金。当受助家庭收入水平高于审核准入标准时,可以按当时经济适用房价格购买剩余产权,也可以出售给其他符合申请条件的低收入家庭,并按产权比例与政府分配收益。政府将用于经济适用房的投资转化为拥有部分产权的做法,不仅能够使资金保值而且会增值,也可以将住房保障范围扩大到青年创业者等“住房夹心层”,满足他们住房自住的需求。

中国各地区经济适用房政策的执行情况差异较大,为了从根本上改变中

国住房保障制度的现状,必须尽快完善符合中国国情的、统一的公共住房政策法规。各级政府需要综合运用财税、土地、金融等政策手段对住房市场加以控制和调节,引导更多的社会资源参与住房保障的供给。同时,经济适用房政策的有效实施离不开因地制宜的、科学的住房建设长期规划的出台和落实,以及适应客观条件变化的动态调控机制的建立。而确保政策协调、互动和有效运行的关键在于健全经常性的房屋统计工作,以房屋普查结果为基础,及时掌握房屋和保障人群的变更情况,为制订合理的住房政策提供依据。

住房位置的固定性和地方政府对辖区内住房状况了解的信息优势决定了经济适用房建设应坚持“量入为出”、“因地制宜”的原则。因此,中央应该放弃通过下达具体投资建设计划督促各地推行住房保障政策的做法,转而通过建立、健全科学的“地区居民住房支付能力指标评价体系”对各地政府住房保障政策落实情况进行等级评定,并将评审结果作为中央对各地政府政绩考核的内容之一。同时,在广泛征求意见的基础上,修订《宪法》第 89 条和第 107 条,将“落实经济适用房政策”补充到国务院与地方政府的职责中,为政府住房保障职责考核与监督提供长期有效的法律依据。

#### 注释:

①例如,根据 2000 年北京市开发办对在建的 23 个北京经济适用房项目中的 29 062 套经济适用房的专项调查,30.3% 的住房户型面积超过了 105m<sup>2</sup>,单套面积在 180m<sup>2</sup> 以上的户型所占比重为 2.28%;中国房地产市场工作室 2005 年对北京、太原和西安 1 679 位经济适用房住户的抽样调查显示,三个城市平均 1/3 以上的经济适用房建筑面积超过 90m<sup>2</sup>;根据惠州学院 2007 年对惠州市 300 位经济适用房住户调查,90m<sup>2</sup> 以下的户型所占比例仅为 19.3%,23.1% 的被调查者住房的户型面积超过 120m<sup>2</sup>。

#### 参考文献:

- [1] 黄征学. 经济适用房的政策效应分析[J]. 经济科学, 2004, (3): 92—101.
- [2] 赖华东, 蔡靖放. 城市住房保障政策效果及其选择——基于住宅过渡模型的思考[J]. 经济评论, 2007, (3): 136—140.
- [3] 林卡, 高红. 中国经济适用房制度发展动力和制度背景分析[J]. 中国软科学, 2007, (1): 23—32.
- [4] 刘玉婷, 何深静, 魏立华, 吴缚龙. 市场转型背景下南京市的住房分异[J]. 中国人口科学, 2007, (6): 82—92.
- [5] 龙奋杰, 董黎明. 经济适用房政策评析[J]. 城市问题, 2005, (4): 48—52.
- [6] 牛毅. 经济适用房住房政策的绩效评价[J]. 财贸经济, 2007, (11): 127—134.
- [7] 陶然, 徐志刚. 城市化、农地制度与迁移人口社会保障[J]. 经济研究, 2005, (12): 45—56.
- [8] 王诚庆. 经济适用房的历史地位与改革方向[J]. 财贸经济, 2003, (11): 70—74.
- [9] 杨文武. 房价收入比指标研究[J]. 统计研究, 2003, (1): 47—49.
- [10] 张清勇. 中国城镇居民的住房支付能力: 1991—2005[J]. 财贸经济, 2007, (4): 79—84.

- [11]Anselin L.Spatial econometrics:Methods and models[M].Kluwer Dordrecht,1998.
- [12]Anselin L.Spatial econometrics[M].A Companion to Theoretical Econometrics,2001: 310—330,Oxford:Blackwell.
- [13]Elhorst J P.Specification and estimation of spatial panel data models[J].International Regional Science Review,2003,26:244—268.
- [14]Glass D V.Social mobility in Britain[M].London:Routledge,1954.
- [15]Levin A,Lin C F,J C Chia-Shang.Unite root tests in panel data:Asymptotic and finite -sample properties[J].Journal of Econometrics,2002,108:1—24.
- [16]Malpezzi S.Housing prices,externalities,and regulation in U.S.metropolitan areas[J]. Journal of Housing Research,1996,(7):209—241.
- [17]Timothy J F,David C L,F M Gordon.Modeling spatial variation in housing prices:A variable interaction approach[J].Real Estate Economics,2003,31:623—646.

## Analysis on Performance Characteristics of Affordable Housing Policy in China

LI Pei

(*Institute of Regional Economy and City Management, Renmin University of China, Beijing 101300, China*)

**Abstract:** Over one decade, affordable housing has helped its targeted people meet their basic housing needs and some of its serious drawbacks also have been revealed. Based on provincial-level data of China Population Census, this paper states the characters of affordable housing households and its price variation. The results show that there exists significant spillover of affordable housing price variation and the fact that urban residents' purchase power of affordable housing decreases could be seen nationwide. As affordable housing price constantly increases, household characteristics of affordable housing in some provinces and cities change obviously.

**Key words:** affordable housing; housing price to income ratio; household characteristics; spatial panel data (责任编辑 许 柏)