
住房供应结构管制的市场效应

——以“90/70”政策为例¹

邓国营¹，吴耀国²

【摘要】：本文基于成都市 2004-2013 年的新建商品住房近 100 万套全样本微观交易数据，采用时间序列干扰分析模型等经验研究方法对该政策的影响效果从“量”、“价”两个方面进行全面的评估。结果发现：（1）此政策的引导起到了显著的作用，成交套型更加向 65~90 平方米面积段集中，尤其是接近 90 平方米的 85~90 平方米面积段，成交量相对增加了 330.6%，远大于其他面积段的变化幅度；（2）成交价格方面无论是从绝对均价还是从中位数价格均呈现出“套型面积越大，住房价格涨幅越大”的特点，尤其是 150 平方米以上住房，价格涨幅随着面积的增加显著提升。总体来讲，政策的实施效果基本上符合管理层的初衷，但随着计划生育政策的逐步放开，家庭户均人口的增大，和不同类型城市人口流入结构的变化，我们建议审慎大范围重启此政策，以免造成微观市场上的“供需”错配。

【关键词】：住房供应结构；“90/70”政策；住房价格；成交量

【中图分类号】：F293.3

【文献标识码】：A

【文章编号】：1000-8306（2018）04-0063-12

一、引言

任何商品的市场均取决于供应和需求两方面，住房市场供应可以分为土地供应、新增住房供应和存量住房供应三个层次。住房与普通商品不同，具有不可移动性，其供应在根本上依赖于住房建设用地供应。基于我国的基本国情，实行土地用途管制、区分城市市区国有土地和农村农民集体所有土地类别、实行耕地保护、城市国有土地上建设用地指标由国家管控等系列制度，政府作为城镇土地的唯一所有者，是城镇住宅建设用地土地使用权的垄断性供应方。住房供应在根本上受到限制，不能完全对住房市场需求和价格信号做出快速反应。大量快速释放的住房需求和相对刚性、难以快速形成有效供给之间的矛盾，使得住房价格上涨较快，住房问题广受社会关注。如何在有限的土地供应内，改善土地供应结构，提高用地效率，形成更多的住房供应，成为住房制度供给结构管制的出发点之一。

2005 年 3 月和 5 月，国务院办公厅两次就住房价格问题发文，要求“稳定住房价格”，但是“一些问题尚没有得到根本解决，少数城市房价上涨过快，住房供应结构不合理矛盾突出”。2006 年 5 月 24 日，国务院办公厅转发建设部等九部门《关于调整住房供应结构稳定住房价格的意见》（国办发〔2006〕37 号）明确指出“住房供应结构不合理矛盾突出”，要求自 2006 年 6 月 1 日起，各地要“调整住房结构”，“套型建筑面积 90 平方米以下住房面积所占比重，必须达到开发建设总面积的 70%以上”，这一政策被俗称为“90/70”政策。显然，制定这一政策的初衷是通过“切实调整住房供应结构”，以“引导合理消费”，并起到“稳定住房价格”的作用。

¹**【作者简介】**：邓国营（1980-），四川大学经济学院，副教授。电子邮箱：guoyingdeng@qq.com。吴耀国（1981-），成都市城乡房产管理局，博士。电子邮箱：yaoyuo_wu@126.com。

【基金项目】：本文受国家自然科学基金面上项目“中国的人口迁移流动与住房价格空间差异化发展：机制研究与趋势预测”的资助（71773081）。

许多学者是这一政策的积极支持者。国务院发展研究中心课题组（2007）认为“大户型比重过高的趋势不符合中国国情，也不利于节约资源”，“政府应发挥在住房供应体系中的调节作用，完善多层次住房供应体系，其重点是引导和促进市场提供大量的中低价位、中小套型的普通商品住房，满足中低收入阶层的住房需求”。^[1] 宋思涵等（2007）对我国上海与新加坡、日本、我国香港地区的住房套型面积进行了对比，并从新建家庭、改善性、被动性、人才引进、人口机械增长、投资性等不同类型角度进行需求分析，结果表明，上海新建住房供应中总体套型面积偏大，90平方米以下中小套型应是未来住房供给的主流。^[2] 郑世刚（2008）认为中小套型住房属于必需品，应该“加大必需品的供给，满足必需品的需求”。^[3] 吕江林（2010）认为规定中小套型最低占比的做法“很重要”，“为了保证中低收入阶层较适合的居住面积”，作者甚至建议设置70平方米以下单套住宅所占比例。^[4] 孟捷等（2011）基于《中国统计年鉴 2007》中我国城镇居民人均可支配收入分布数据，用F分布拟合得到人均可支配收入分布函数，在综合考虑家庭人口数、收入以及住房金融相关数据的基础上，得到意向购房面积分布情况，结果显示，意向购房面积在90平方米以下的比例为71%，与“90/70”政策规定比例基本相符。^[5] 王松涛（2011）采用北京、上海、广州、深圳、天津、重庆6个城市作为样本，对2003年以来政府干预住房市场主要政策的效果进行了定量评价，结果表明，以“90/70”政策为代表的2006年国务院主导的第二次综合干预，长期内作用效果显著。^[6] 虽然以上研究从总量结构上对此政策做了一定的正面评价，但从未有相关的学术研究对政策的实施对微观市场的量、价特征变化做出详细的分析。

显然，“90/70”政策是一个规范性政策，立场不同者自然对其持有不同态度，对此持质疑态度的声音大部分来自房地产业界。原万科董事长王石曾表示，“我们需要有一些比较不扭曲的政策”，“90/70”政策是“最需要调整的政策”^①。建业地产控股有限公司董事局主席胡葆森认为“市场对资源的配置要比我们想象的准确得多”，并以全国人大代表的身份建议取消“90/70”政策限制^②。易居房地产研究院副院长杨红旭则称“90/70”政策为“地雷”，并预测“未来将会出现中小户型、中低价住房供大于求的情况”^③。

“90/70”政策强制性改变了不同面积段的供应配比，政策从2006年6月开始执行至2015年3月取消这一限制，执行时间长达近10年之久，对住房市场影响深远，使得其成为我国住房供应结构管制中重要的政策之一。随着近期住房价格的迅速高企，部分城市也在酝酿是否重新施行这一政策，2016年9月29日北京首先重新实施，房地产业界对此讨论热烈，但学术界鲜见就这一问题的专题研究。那么政策曾经实施的实际效果如何？给住房微观市场带来了哪些影响？这些问题回答对我国各地是否进一步实施此政策提供了科学的评估依据。由于“住房”商品的特殊性，一旦错误的供给结构管制出台会造成“供需”的错配，将是一种不可逆的难题。以此为出发点，我们使用成都市2004-2013年共10年近100万条全样本微观交易数据，对此政策对微观交易的影响进行全面的评估。

二、对成交量影响的实证分析

（一）数据

本研究采用的微观住房交易数据样本来源于成都市城乡房产管理局房地产市场信息系统，为行政管理系统中的全样本数据。样本数据时间跨度为2004年1月1日-2013年12月31日共10年的交易样本，剔除部分政策性住房共计668602套。样本的数据变量包括所在区位、开发商、预售证的总建筑面积、预售证的批准预售时间（即上市时间）、房屋交易备案日期、房屋交易总价、房屋建筑面积、房屋所在楼层、是否为复式住宅、房屋建筑结构等，数据的描述性统计见表1。

表1 实证研究主要变量描述性统计

变量名称	单位	数据量	均值	标准差	最小值	最大值
房屋建筑面积	元/平方米	668602	93.94	30.33	37.77	215.04
住房交易单价	平方米	668602	6581.26	2491.55	1237.39	26939.94
销售持续时间	月	668602	8.01	8.02	1	61

房屋所在楼层	层	668602	12.71	8.16	1	55
--------	---	--------	-------	------	---	----

基于“90/70”政策的具体实施情况,根据对季度套型成交占比的初步观察,2007年4季度以后套型成交结构基本趋于稳定。为此,将样本时间划分为三个阶段,其中2004年1季度-2006年2季度为政策前阶段,2006年3季度-2007年3季度为政策调整阶段,2007年4季度-2013年4季度为政策完全实施阶段。

由于受供应结构的限制,“90/70”政策实施后90平方米以下住房成交套数占比将有所上升,而90平方米以上部分占比相应下降,对成交面积进行分段描述性统计可以发现,政策出台前,套均成交面积为101.26平方米,政策实施稳定阶段,套均成交面积下降为92.34平方米,下降幅度达8.81%。但政策对不同细分面积段住房可能会产生不同影响,包括成交量、成交价格等重要观察指标。为此,我们对住房面积按照5平方米为一个段进行详细划分。

(二) 统计观察

受到住房市场发展阶段、行情等因素影响,不同年份住房市场交易量起伏较大,因此,以不同面积段住房成交占比而非交易量绝对值作为考察“90/70”政策对住房市场成交结构影响的指标。此外,由于“90/70”政策的目的是增加住房供应套数,购房者购买住房也是以套数为购买单位,而非以平方米为单位随意切割购买,因此,本文选择住房套数占比而非住房面积占比作为考察指标。在对成交结构相对变化进行实证分析之前,首先用最直观的方式观察“90/70”政策的影响。不同阶段以5平方米为段的成交占比分布结构见图1。

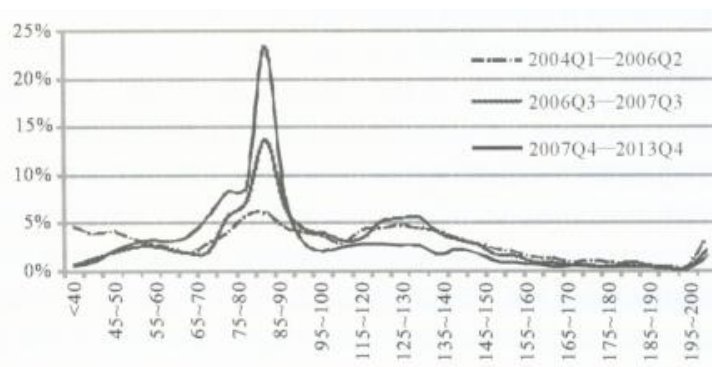


图1 政策实施前后不同套型成交占比分布情况

从图1可以看出,与政策前阶段相比,政策实施阶段的最大变化是,85~90平方米面积段成交占比大幅增加,90平方米以上大部分面积段成交占比则有所减少,但出人意料的是,55平方米以下部分成交套数占比在政策实施后也有明显减少。

(三) 对住房交易结构影响的外生干扰分析

“90/70”政策可以看成是对住房交易结构的外生干扰,为定量分析这一政策对成交结构的影响,本文采用时间序列分析中的干扰分析技术。时间序列干扰分析模型允许被解释变量(y_t)的时间路径被外生变量的时间路径所影响,已经被广泛应用于与时间序列相关的政策(包括突发事件、新技术应用等)效果评价中。Enders等(1990)使用该模型研究金属探测技术对劫机事件数量的影响;^[7]Worthington和Valadkhani(2004)应用该模型研究自然灾害对澳大利亚股市的影响。^[8]王松涛(2011)应用该模型评估中国住房市场政府干预的效果。^[6]对一般的ARMA(p, q)模型,用滞后算子重写,变为:

$$\left(1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i L^i\right) y_t = a_0 + \sum_{i=0}^q \beta_i \varepsilon_{t-i} \quad (1)$$

其中，L 为滞后算子（lag operator）， y_t 前面的 L^i 表示将 y_t 滞后 i 期：即 $L^i y_t = y_{t-i}$ 。记

$$A(L) = 1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i L^i \quad (2)$$

$$B(L) = \sum_{i=0}^q \beta_i L^i \quad (3)$$

则 ARMA (p, q) 模型可以写为：

$$A(L) y_t = a_0 + B(L) \varepsilon_t \quad (4)$$

其特解为：

$$y_t = a_0 / A(1) + B(L) \varepsilon_t / A(L) \quad (5)$$

假设 y_t 为平稳序列，即多项式 $A(L)$ 对应的特征方程的特征根均位于单位圆之外，(4) 式的稳定解为：

$$y_t = a_0 / A(1) \quad (6)$$

其中， $A(1) = 1 - a_1 - a_2 - \dots - a_p$ 。

干扰分析允许对一个时间序列的均值变化进行规范检验，其一般形式为：

$$A(L) y_t = a_0 + c_0 z_t + B(L) \varepsilon_t \quad (7)$$

其中， $A(L)$ 、 $B(L)$ 为滞后算子多项式， z_t 为干扰变量， ε_t 为白噪声。 c_0 的大小决定了外生干扰的冲击效应，可以使用标准的 t 统计量检验 c_0 统计上的显著性。

在干扰之前， z_t 的值为 0，(7) 式与式 (4) 相同，截距项为 a_0 反映不同面积段受干扰前成交套数占比；干扰之后，截距项跳跃到 $a_0 + c_0$ ， c_0 反映政策干扰的绝对影响效果，绝对影响效果和截距项的比例 c_0 / a_0 则反映政策的相对影响效果。从长期均值角度看，假设 $A(L)$ 对应的特征方程的特征根均位于单位圆之外，在受到干扰之前，序列 y_t 的长期均值为 $a_0 / A(1)$ ，受到干扰后，新的长期均值为 $(a_0 + c_0) / A(1)$ ，相对影响效果仍为 c_0 / a_0 。也就是说，无论是考虑短期效应还是考虑长期效应，相对影响效果都是相同的。

干扰分析的建模步骤为：(1) 确定合适的干扰函数；(2) 使用数据序列中较长的数据跨度（此处为干扰后的观测样本），选择合适的 ARMA 模型；(3) 在整个样本区间上估计模型；(4) 对估计方程进行诊断性检验，包括模型系数的显著性、模型整体的合理性、模型残差是否为白噪声等。

在实证分析之前，首先确定表示事件影响的干扰函数。依据前述原因，采用逐渐变化形式的干扰函数：政策前阶段干扰序列的值为 0；政策调整阶段，干扰序列的值从 2006 年第 2 季度（为 0）逐季度等幅增加，2007 年第 4 季度增加至 1；之后的政

策完全实施阶段，干扰序列的值则为 1，表示受到完全影响，即：

$$z_t = \begin{cases} 0 & t \in [2004Q1, 2006Q2] \\ z_{t-1} + 1/6 & t \in [2006Q3, 2007Q3] \\ 1 & t \in [2007Q4, 2013Q4] \end{cases} \quad (8)$$

对应的干扰函数如图 2 所示。图 2 同时给出了（对政策反应最为明显的）85~90 平方米面积段成交套数占比变化情况。从图 2 可以看出，本文给出的干扰函数是合理的。

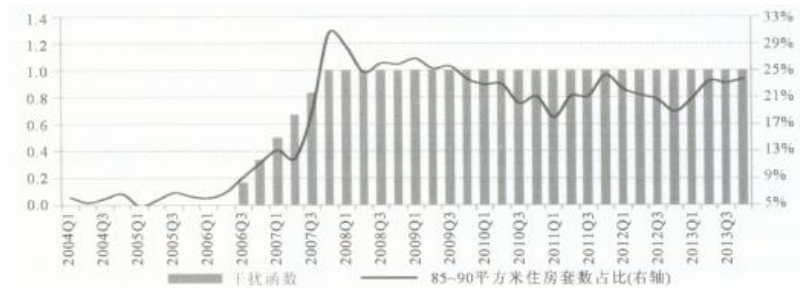


图 2 逐渐变化形式的干扰函数

（四）实证分析结果

对不同面积段住房成交套数占比，采用前述干扰模型建模步骤建模。以 85~90 平方米面积段住房成交套数占比为例，对 2007 年 4 季度-2013 年 4 季度序列进行单位根检验，结果显示序列是平稳的。进一步，观察序列自相关和偏相关系数，如图 3 所示。



图 3 85~90 平方米面积段住房成交套数占比序列相关图

由于偏相关系数具有一阶截尾的特征，采用 AR(1) 模型对序列建模，模型残差序列相关图、单位根检验均显示序列是平稳的，残差序列不存在序列相关。进一步，在整个样本区间上采用 AR(1) 模型，并在模型中加入 z_t 解释变量，回归方程为：

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + c_0 z_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

回归结果如下：

$$y_t = 0.0539 + 0.5853 y_{t-1} + 0.1783 z_t + \varepsilon_t$$

$$t = (3.2114) \quad (4.2698) \quad (9.0480)$$

$$R^2 = 0.9303 \quad D.W. = 1.7955 \quad (10)$$

由以上分析可知，“90/70”政策对85~90平方米面积段住房成交量的相对影响效果为0.1783/0.0539=330.6%。

与上述过程类似，依次对其他面积段住房成交套数占比序列选择合适的ARMA模型，在整个样本区间上估计模型，同时对估计方程进行诊断性检验，模型估计结果见表2、表3。

表2 分面积段干扰分析结果（≤90平方米）

面积段	模型	模型估计参数		相对影响效果	模型评价指标			
		截距项 a_0	影响效果 c_0		c_0/a_0	R^2	F-stat	AIC
< 40	$p_t = a_0 + a_1 p_{t-1} + c_0 z_t + \varepsilon_t$	0.037*** (0.0063)	-0.0327*** (0.0075)	-88.60%	0.64	34.41	-5.96	2.19
40~45		0.0329*** (0.0044)	-0.0242*** (0.0053)	-73.50%	0.59	28.12	-6.41	2.23
45~50		0.0367*** (0.0062)	-0.0175** (0.0072)	-47.80%	0.55	24.15	-6.6	1.8
50~55		0.0329*** (0.0032)	-0.0053 (0.0038)	-16.10%	0.08	2.59	-6.82	1.73
55~60		0.0262*** (0.0057)	0.0044 (0.0068)	16.70%	0.05	2.03	-5.83	1.84
60~65		0.0239*** (0.0028)	0.0065* (0.0034)	27.00%	0.13	3.83	-6.99	1.99
65~70		0.0166** (0.0077)	0.0194** (0.0091)	116.50%	0.41	14.08	-5.83	1.9
70~75		0.0247** (0.0121)	0.0331** (0.0142)	133.90%	0.53	22.16	-5.28	2.08
75~80		0.0420*** (0.0097)	0.0390*** (0.0114)	92.90%	0.69	42.75	-5.74	2.11
80~85		0.0611*** (0.0124)	0.0272* (0.0146)	44.50%	0.47	17.77	-5.14	2.08
85~90		0.0539*** (0.0168)	0.1783*** (0.0197)	330.60%	0.93	240.37	-4.78	1.8

注：括号中为标准差，上标*、**、***分别表示在1%、5%、10%的置信水平上显著。下同。

表3 分面积段干扰分析结果（>90平方米）

面积段	模型	模型估计参数		相对影响效果	模型评价指标			
		截距项 a_0	影响效果 c_0		c_0/a_0	R^2	F-stat	AIC
90~95	$p_t = a_0 + c_0 z_t + \varepsilon_t$	0.0461*** (0.0033)	0.0300*** (0.004)	65.00%	0.58	55.86	-6.12	1.53
95~100	$p_t = a_0 + a_1 p_{t-1} + c_0 z_t + \varepsilon_t$	0.0428*** (0.0035)	-0.0124*** (0.0042)	-29.00%	0.25	7.45	-6.52	2.16
100~105	$p_t = a_0 + a_1 p_{t-1} + a_2 p_{t-2} + c_0 z_t + \varepsilon_t$	0.0505*** (0.0141)	-0.0297** (0.0144)	-58.80%	0.64	22.51	-6.88	1.95

105~110	$p_t = a_0 + c_0 z_t + \varepsilon_t$	0.0294*** (0.0017)	-0.0035 (0.0021)	-11.80%	0.04	2.8	-7.44	1.88
110~115		0.0433*** (0.0018)	-0.0163*** (0.0022)	-37.60%	0.57	52.77	-7.29	1.57
115~120	$p_t = a_0 + a_1 p_{t-1} + c_0 z_t + \varepsilon_t$	0.0564*** (0.0113)	-0.0294** (0.0121)	-52.20%	0.83	92.34	-7.44	2.21
120~125	$p_t = a_0 + a_1 p_{t-1} + a_2 p_{t-2} + c_0 z_t + \varepsilon_t$	0.0576*** (0.0046)	-0.0305*** (0.0055)	-53.10%	0.76	41.04	-6.8	1.98
125~130	$p_t = a_0 + a_1 p_{t-1} + c_0 z_t + \varepsilon_t$	0.0512*** (0.0073)	-0.0242*** (0.0086)	-47.30%	0.68	41.55	-6.75	1.95
130~135		0.0444*** (0.0042)	-0.0273*** (0.0050)	-61.60%	0.78	69.42	-7.2	1.99
135~140	$p_t = a_0 + c_0 z_t + \varepsilon_t$	0.034*** (0.0025)	-0.0113*** (0.0031)	-33.30%	0.24	13.38	-6.64	1.67
140~145		0.0288*** (0.0021)	-0.0108*** (0.0025)	-37.40%	0.3	17.98	-7.04	1.64
145~150	$p_t = a_0 + a_1 p_{t-1} + c_0 z_t + \varepsilon_t$	0.0227*** (0.0017)	-0.0129*** (0.0021)	-56.70%	0.72	49.77	-8.39	1.82
150~155		0.0194*** (0.0030)	-0.0109*** (0.0036)	-56.00%	0.35	11.3	-7.1	2
155~160		0.0133*** (0.0014)	-0.0071*** (0.0016)	-53.40%	0.59	28.56	-8.87	2.1
160~165		0.0118*** (0.0016)	-0.0073*** (0.0019)	-62.10%	0.74	53.71	-9.34	1.8
165~170		0.0085*** (0.0009)	-0.0042*** (0.0010)	-49.40%	0.46	17.08	-9.53	1.89
170~175		0.0094*** (0.0011)	-0.0056*** (0.0013)	-59.90%	0.58	27.56	-9.3	2.24
175~180		$p_t = a_0 + a_1 p_{t-1} + a_2 p_{t-2} + c_0 z_t + \varepsilon_t$	0.0069*** (0.0013)	-0.0036** (0.0015)	-52.20%	0.55	15.94	-9.78
180~185	$p_t = a_0 + c_0 z_t + \varepsilon_t$	0.0060*** (0.0009)	-0.0019 (0.0012)	-31.00%	0.04	2.57	-8.6	2.01
185~190		0.0036*** (0.0009)	-0.0006 (0.001)	-15.60%	-0.02	0.29	-8.81	1.81
190~195	$p_t = a_0 + a_1 p_{t-1} + c_0 z_t + \varepsilon_t$	0.0037*** (0.0009)	-0.0020* (0.0010)	-54.00%	0.49	19.46	-10.53	2.08
195~200		0.0027*** (0.0005)	-0.0010 (0.0006)	-35.10%	0.17	4.86	-10.65	1.95
>200	$p_t = a_0 + c_0 z_t + \varepsilon_t$	0.0333*** (0.0018)	-0.0203*** (0.0022)	-60.90%	0.68	85.59	-7.33	1.71

模型诊断性检验方面，自回归系数的绝对值都小于1，是收敛的，其余诊断性指标也显示模型设定较为合理。此外，对模型

残差进行序列自相关检验，结果显示，残差均可以视为白噪声。

图 4 展现了不同面积段受到“90/70”政策影响的相对效果。从图 4 可以看出：（1）90 平方米以下各面积段占比并非全部增加，85~90 平方米面积段的增幅高达 330.6%，小于 40 平方米面积段降幅则达 88.6%。（2）90 平方米左右的经济实用型“套三”户型受到了市场的极大欢迎，90 平方米以上区间的 90~95 平方米面积段占比也有显著增加，增幅达 65.0%，高于 80~85 平方米区间 44.5%的相对增幅，市场需求更趋合理，更为实用的户型更受市场青睐。（3）95 平方米以上各面积区间成交占比均有所减少，但不同面积段的降幅存在差异，这可能与购房者对一些面积段的偏好有关。

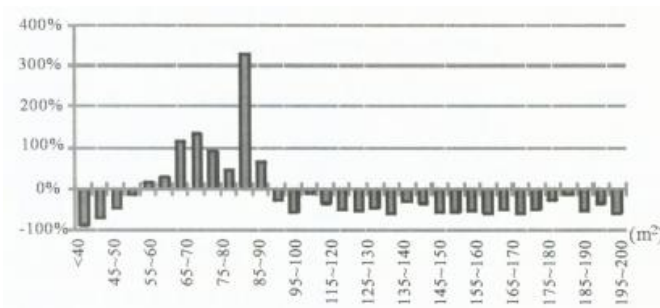


图 4 不同面积段成交量受“90/70”政策的相对影响

三、对成交价格影响的实证分析

对不同面积段住房，统计政策实施前后住房价格的变化幅度。需要特别说明的是：其一，虽然近年来住房（名义）价格整体呈现快速上涨态势，但本文关心的是不同面积段的价格涨幅之间的差异，并不关心涨幅的绝对值，因而不同面积段住房价格变化幅度之间的差异是有意义的；其二，影响城市住房价格走势的因素是多种多样的，包括长期的经济发展、人口流动、地理人文等，短期的政策、金融、土地等多方面的因素，但除“90/70”政策外，其他影响住房市场价格的因素都是整体性的，因而基于“90/70”政策实施前后的住房价格对比是可行的；其三，住房是典型的异质性商品市场，由于成交均价受地段、开发企业、时间等因素的综合影响，因此，为使得结果具有稳健性，采用中位对数价格作为度量依据。

表 4 则给出了政策实施前后不同面积段住房中位对数成交价格以及基于下式采用对数价格差计算的价格涨幅：

$$\ln p_t - \ln p_{t-1} = \ln \frac{p_t}{p_{t-1}} \approx \frac{p_t}{p_{t-1}} - 1 = \frac{p_t - p_{t-1}}{p_{t-1}} \quad (11)$$

其中约等于号“ \approx ”成立，是由于对 $\ln x$ 在 $x=1$ 处泰勒展开，即有：

$$\ln x \approx \frac{(\ln x)|_{x=1}}{0!} + \frac{(\ln x)|_{x=1}}{1!}(x-1) = x-1 \quad (12)$$

表 4 “90/70”政策实施前后不同面积段住房中位对数价格变化

面积段 (单位：平方米)	政策实施前中位对数价格 (2004Q1—2006Q2)	政策实施后中位对数价格 (2007Q4—2013Q4)	涨幅
≤40	8.2828	8.9125	63.00%

40~45	8.2959	8.8969	60.10%
45~50	8.2397	8.7972	55.70%
50~55	8.2668	8.8037	53.70%
55~60	8.2473	8.8232	57.60%
60~65	8.2298	8.8731	64.30%
65~70	8.234	8.9173	68.30%
70~75	8.2088	8.83	62.10%
75~80	8.1479	8.8268	67.90%
80~85	8.1656	8.7975	63.20%
85~90	8.1733	8.8068	63.30%
90~95	8.2358	8.8681	63.20%
95~100	8.1259	8.8728	74.70%
100~105	8.1586	8.8437	68.50%
105~110	8.1762	8.7863	61.00%
110~115	8.1618	8.8765	71.50%
115~120	8.1611	8.7257	56.50%
120~125	8.1829	8.8058	62.30%
125~130	8.173	8.8061	63.30%
130~135	8.2067	8.8628	65.60%
135~140	8.2104	8.8974	68.70%
140~145	8.2546	8.9307	67.60%
145~150	8.2533	8.9308	67.70%
150~155	8.2025	8.9469	74.40%
155~160	8.261	9.1005	83.90%
160~165	8.2368	8.9995	76.30%
165~170	8.229	8.9695	74.10%
170~175	8.2288	9.0827	85.40%
175~180	8.1722	9.136	96.40%
180~185	8.1745	9.1741	100.00%
185~190	8.2086	8.9671	75.90%
190~195	8.2874	9.2566	96.90%
195~200	8.2384	9.2457	100.70%
>200	8.3714	9.394	102.30%



图 5 不同面积段成交均价受“90/70”政策的相对影响

图 5 展现了不同面积段中位住房价格涨幅，并用抛物线对不同面积段的住房价格涨幅进行了拟合。从图 5 可以发现，由面积段划分相对较细，从小到大，不同面积段的住房涨幅变化有所波动，但总体上呈现“套型面积越大，住房价格涨幅越大”的特点，尤其是 150 平方米以上的住房，其价格涨幅随着面积的增加显著提升。

进一步对比表 4 中政策实施前后两个时间段，不同面积段对数住房价格的分布，可以发现政策实施前价格差异较小，政策实施后价格差异较大。表 5 给出了政策实施前后住房价格变异系数的变化。若采用中位对数价格，变异系数由政策实施之前的 0.62%变化到政策之后的 1.75%，变异系数增加幅度为 182%；若采用中位绝对值价格计算，变异系数则由 5.20%变化到政策实施之后的 17.27%，变异系数增加幅度为 232%；均表明政策拉大了不同面积段住房价格之间的差距。

表 5 “90/70”政策实施前后不同面积段住房中位成交价格的分化程度对比

		中位价格	标准差	变异系数
对数价格	政策实施前（2004Q1—2006Q2）	8.2177	0.0511	0.62%
	政策实施后（2007Q4—2013Q4）	8.9342	0.156	1.75%
绝对价格	政策实施前（2004Q1—2006Q2）	3710.81	192.84	5.20%
	政策实施后（2007Q4—2013Q4）	7683.65	1326.65	17.27%

四、结论与政策探讨

本文基于成都市 2004—2013 年的新建商品住房交易近 100 万全样本微观交易数据，对“90/70”政策给住房市场成交量和成交价格的影响进行了较为全面的评估。总体来讲，政策的实施效果基本上符合管理层的初衷，供给结构管制确实起到了一定的作用，90 平方米以上相对较大面积段住房成交套数占比明显下降，出人意料的是，同时 55 平方米以下较小面积段住房成交套数占比也有所下降，成交套型更加向 65~90 平方米面积段集中。尤其是接近 90 平方米的 85~90 平方米面积段，成交量相对增加了 330.6%，远大于其他面积段的变化幅度；同样出人意料的是，90~95 平方米面积段成交量也相对增加。可以说，在一定程度上，执行时间长达近十年的“90/70”政策培养了购房者的消费习惯，以前一味片面在住房面积上求大的购房思维在一定程度上得到了改变；与此同时，开发商在开发住房时，在设计上，使得 90 平方米左右的中等户型也能有“大”功能。政策对成交价格的影响方面，由于中小面积段住房供应量相对增加，其涨幅相对于较大面积段住房来说，涨幅较小；从这个方面来讲，购买大户型住房的购房者家庭在长期来看，更多地享受了住房资产带来的增值。

从政策角度可以预见的是，随着计划生育政策的放开，家庭户均人数的增加会导致对大户型住房需求进一步增大以及不同类型城市人口流入结构的变化，如果继续执行此政策，会使得大部分城市发生住房面积结构上的“供”和“需”进一步错配。因此，各地政府如果重新效仿上海和北京继续执行“90/70”政策，需要更加慎重。此政策能否具体在某个城市进行实施，需要科学的研究其城市本身恒定状态下人口结构的变化以及流入或流出人口结构的变化。☆

[注 释]:

①资料来源：《王石：90 平方米政策已不合适中国目前经济形势》，

http://news.xinhuanet.com/house/2008-12/08/content_10470363.htm。

②资料来源：《胡葆森：市场不再需要 90/70 限制》，

<http://finance.ifeng.com/topic/lianghui2009/news/20090306/424098.shtml>

③资料来源：《低迷楼市中的一颗“地雷”》，

http://blog.sina.com.cn/s/blog_48f783610100blmd.html。

[主要参考文献]:

[1]国务院发展研究中心课题组. 中国住房市场发展的基本判断与住房政策走向前瞻[J]. 改革, 2007 (12) .

[2]宋思涵, 王欣荣. 李晓龙. 上海中小型套型普通商品房需求与供应分析[J]. 上海房地, 2007 (2) .

[3]郑世刚. 我国住房市场的经济学分析及政策建议[J]. 华中师范大学学报 (人文社会科学版), 2008 (5) .

[4]吕江林. 我国城市住房市场泡沫水平的度量[J]. 经济研究, 2010 (6) .

[5]孟捷, 唐安民, 白涛珍. 新建住房套型比例的合理性研究[J]. 数理统计与管理, 2011 (3) .

[6]王松涛. 中国住房市场政府干预的原理与效果评价[J]. 统计研究, 2011 (1) .

[7]Enders, W., T.Sandler, and J. Cauley, Assessing the Impact of Terrorist-Thwarting Policies : An Intervention Time Series Approach[J].Defense Economics, 1990, 2 (1) : 1-18.

[8]Worthington, A. , and A.Valadkhani, Measuring the Impact of Natural Disasters on Capital Markets: an Empirical Application using Intervention Analysis[J].Applied Economics, 2004, 36 (19) : 2177-2186.