

供给侧改革视角下我国房地产市场 财富效应研究

杜冰,席秋红,王珏

(沈阳建筑大学管理学院,辽宁 沈阳 110168)

摘要:需求和供给是经济学最为基础的概念,与之相对应的改革被称之为需求侧改革和供给侧改革。笔者对需求侧改革和供给侧改革的理论分别进行了简要综述,对我国房地产市场财富效应进行了实证检验,得出了房地产资产财富对居民消费支出的影响并不显著的重要结论,从供给侧结构性改革的角度分析了我国不存在房地产市场财富效应的根源所在以及房地产价格变化对消费行为产生负面影响的深层次原因。

关键词:供给侧;房地产市场;财富效应;实证检验

中图分类号:F293 **文献标志码:**A

2015年11月10日,习近平总书记在中央财经领导小组第十一次会议上,第一次提出了“供给侧结构性改革”的概念。习近平强调,既要保持总需求的适度扩大,又要在供给侧结构性改革方面适度加强,从而使供给体系质量和效率得到全面提高,促使我国经济保持强劲增长的动力,实现我国社会生产力水平整体跃升的目标,我国房地产市场供给侧结构性改革的序幕也由此拉开。

一、供给侧改革理论综述

需求和供给是人们比较熟悉的经济学概念,相对于需求端而言的改革称之为需求侧改革,相对于供给端而言的改革称之为供给侧改革。需求侧改革主要是指通过投资、消费和出口这3种途径来直接刺激经济增长,供给侧改革是指通过劳动力、土地、资本和创

新这4个要素来进行改革,有针对性地满足潜在的消费需求,或者通过创新需求来刺激潜在的经济增长,最后实现经济的显性增长^[1]。

针对需求端入手进行宏观经济干预的代表性人物是凯恩斯,其核心理论是政府根据经济运行的具体情况相机抉择,按照“逆经济风向”的总体方针,在经济高涨时采取紧缩的财政政策和货币政策,抑制经济的过快增长;在经济萧条时采取宽松的财政政策和货币政策,刺激经济的快速复苏。凯恩斯的需求侧改革强调有效需求,其目的是通过反周期的政府干预熨平宏观经济的快速波动^[2]。“萨伊定律”是供给侧结构性改革的理论鼻祖,萨伊认为供给能够自动创造需求。尽管短期内国民经济个别部门的需求和供给会出现失衡现象,但市场的自我调节能够促

使市场走向均衡。随后,蒙代尔在萨伊的基础上,在批判凯恩斯主义的过程中形成了供给学派的思想。拉弗、罗伯茨等推崇萨伊定律,反对政府干预经济,例如:拉弗曲线提出通过减少所得税、边际税率、资本收益税来激励工作、储蓄和投资,刺激资本家进行投资,从而增加生产和供给^[3]。

20世纪初,许多资本主义国家都执行政府不干预的自由经济,直到1929—1933年的经济危机使“萨伊定律”受到了挑战,以美国为代表的资本主义国家通过采取凯恩斯的需求侧改革走出了经济萧条。20世纪70年代,美国的“滞胀”又令凯恩斯的需求管理政策备受诟病,蒙代尔、拉弗的供给学派思想在现实中得到了肯定。

最有代表性的是“里根经济学”和“撒切尔主义”,里根在出任总统期间,通过降低税率、减少政府干预、紧缩货币供给和缩减政府开支实现了美国经济的复苏,美国经济进入“大稳健”时代,“里根经济学”成为供给学派的重要分支。与此同时,英国经济遭受“滞胀”和产业结构的双重打击,撒切尔通过降低税率和改革国企带领英国经济走出低谷,被称之为“撒切尔主义”^[4]。

我国房地产市场需求侧包括居民、企事业单位、非盈利性机构等诸多方面的因素,自1998年实行房改制度以来,需求端对房地产市场的影响一直占据着主要地位。不断上涨的房价进一步激发了居民的房地产需求,以银行为代表的金融企业提供的房屋抵押贷款服务使居民的潜在需求得以实现。影响我国房地产市场供给侧方面的因素包括土地、建设单位、房屋状态、销售单位、中介、银行等,就我国目前房地产市场的现状而言,我国房地产市场存在的库存问题不是供给量绝对大于需求量,而是供给和需求的不匹配,致使大量的高品质需求得不到满足^[5]。

我国供给侧改革的理论基础也是供给学派,但由于我国经济的现有特点,抑制通货膨胀不是这次改革的重点,这次改革的重点是优化产业结构、转变经济发展方式、提升产品

质量与效率。目前,“三去一补一降”是我国转型时期改革的主要任务,具体表现为“去产能、去库存、去杠杆、降成本、补短板”^[6]。房地产作为我国经济发展的重要产业,对其进行相应的供给侧结构性改革迫在眉睫。从财富效应的角度研究我国房地产市场需求端的特质就是为了开发新的需求,从而更好地为需求服务,而不是否认需求侧的作用。

二、我国房地产市场财富效应的实证检验

1. 变量选取

笔者选取“城市居民家庭平均每人全年消费性支出”这一统计指标作为被解释变量,解释变量包括“城市居民人均可支配收入”“股票价格指数”“房屋销售价格指数”。之所以加入“股票价格指数”这一指标,原因在于股票和房地产是目前我国城市居民两大主要资产,将股票价格指数作为解释变量,以避免计量结果出现大的偏颇。所有数据均截取自1998年第一季度—2016年第二季度的季度数据^[7]。

2. 实证检验

(1) 平稳性检验

首先对变量进行协整分析,这样可以使回归结果更加有效。单位根检验结果如表1所示。

从表1可见,模型中所使用的原始变量均为一阶单位根过程。其一阶差分序列的PP检验均在显著性水平为1%的条件下拒绝原假设,为平稳序列,可以用来作协整分析。

(2) 协整关系检验

单位根检验过后,利用Eviews6.0对相关变量进行协整关系检验,检验结果如表2所示。

从表2的迹检验可以看出,城市居民可支配收入、房地产市场财富、股票财富与消费性支出之间存在一个协整关系,显著性水平为1%。下面通过误差修正模型对1998年第1季度—2016年第2季度的数据进行分析。

表 1 单位根检验

变量	水平值检验结果				一阶差分检验结果			
	检验形式 (<i>C,T,P</i>)	ADF 统计量	PP 统计量	结论	检验形式 (<i>C,T,P</i>)	ADF 统计量	PP 统计量	结论
<i>lconpsa</i>	(<i>C,T,0</i>)	-2.657 773	-2.611 447	非平稳	(<i>C,0,0</i>)	-7.331 845 **	-8.067 816 **	平稳
<i>lincpsa</i>	(<i>C,T,0</i>)	-3.055 372	-2.954 128	非平稳	(<i>C,0,0</i>)	-8.901 119 **	-10.169 09 **	平稳
<i>lhou</i>	(<i>C,T,4</i>)	-2.100 996	-2.287 125	非平稳	(<i>C,0,3</i>)	-9.159 154 *	-6.560 854 **	平稳
<i>lsto</i>	(<i>C,T,3</i>)	-1.688 622	-0.599 758	非平稳	(<i>C,0,2</i>)	-1.732 717 *	-5.391 465 **	平稳

注:检验形式(*C,T,P*)分别表示单位根检验方程包括常数项、时间趋势和滞后项的阶数,加入滞后项是为了使残差项为白噪声;* * 和 * 分别表示在 1% 与 5% 显著水平下显著。

表 2 协整关系检验

时间	协整关系原假设	特征根	Trace 统计		最大特征根统计	
			统计量	概率 <i>P</i>	统计量	概率 <i>P</i>
1998 年第 1 季度— 2016 年第 2 季度	None	0.754 536	81.285 43	0.000 9	47.756 60	0.000 3
	At most 1	0.442 454	33.528 83	0.310 5	19.863 14	0.251 0
	At most 2	0.236 391	13.665 69	0.685 1	9.169 799	0.706 9
	At most 3	0.123 862	4.495 891	0.669 7	4.495 891	0.669 7

(3) 向量误差修正模型

因为各个变量之间存在显著的协整关系,所以通过向量误差修正模型来考察变量的短期偏离均衡^[8],结果如表 3 所示。

表 3 VEC 模型结果

变量	系数	标准差	T 统计量
<i>ECM</i> _{<i>t-1</i>}	-1.652 245	0.276 08	-5.984 88 ***
$\Delta \ln consp_{t-1}$	0.416 672	0.181 22	2.299 07 **
$\Delta \ln incp_{t-1}$	-0.690 218	0.181 03	-3.813 02 ***
$\Delta \ln hou_{t-1}$	0.788 594	0.517 68	1.523 28
$\Delta \ln sto_{t-1}$	-0.152 878	0.067 78	-2.255 89 **
常数项	0.016 057	0.009 88	1.623 27
<i>R</i> ²	0.625 207	标准误差	0.048 108
调整 <i>R</i> ²	0.558 282	F-统计量	9.341 624
残差平方和	0.064 798	对数似然比	58.224 23
AIC	-3.072 014	SC	-2.802 654

注:*** 和 ** 分别表示在 1% 与 5% 显著性水平下显著。

长期均衡的协整方程为(括号内为 T 统计值):

$$\ln consp_{t-1}=0.798\,46\ln incp_{t-1}+(-15.876\,4)$$

$$0.093\,087\ln sto_{t-1}-0.040\,472\ln hou_{t-1}-0.615\,972(-3.491\,96)\quad (0.500\,57)$$

因为误差修正模型中存在不显著变量,所以对原方程再次进行修正,结果如下:

$$\Delta \ln consp_{t-1}=-0.583\,639\,\Delta \ln incp_{t-1}-(-12.97641)$$

$$0.136\,047\Delta \ln sto_{t-1}+0.471\,202\Delta \ln consp_{t-1}-(-8.495\,515)\quad (12.978\,59)$$

$$1.554\,047ecm_{t-1}(-17.1270\,7)$$

$$R^2=0.936\,614,\quad S.E=0.015\,773$$

由误差修正模型的结果可知,城镇居民可支配收入与消费支出之间存在一个长期协整关系,显著性水平为 1%。居民可支配收入对消费支出会产生一个边际消费倾向为 0.798 的长期影响,即居民可支配收入每增加 100 元会有 79.8 元用于消费支出,由此可见,居民可支配收入是影响消费支出的决定性因素。股票资产财富对居民消费支出的影响微乎其微,股票市场财富的边际消费倾向为 0.093 1,即股票市场财富每增加 100 元仅有 9.31 元被用于消费支出。房地产资产财富对居民消费支出的影响并不显著,房地产价格与居民消费支出存在一个负相关关系,其边际消费倾向为 -0.040 5,即房地产市场财富每增加 100 元居民消费支出不但没有增加,反而减少了 4.05 元,因此,可以说我国房地产市场还不存在财富效应,房地产价格的

上涨对居民消费会产生一个负面的影响。

这一结论的得出符合我国当前的实际情况,从数据统计上看我国私有住房率并不低,但我国住宅私有率的数据来源于私有住房建筑面积占全部住宅面积的比值^[9],这一结果以面积之比代替户数之比,结果必然有失偏颇。我国正处于城市化进程的关键时期,需求端大部分是初次购房者和改善型购房者,与此同时,还有很多无力购房者和城镇租房者,因此,尽管我国有着较高的住房私有率,但是并没有形成有效的房地产市场财富效应。

三、供给侧视角下房地产市场财富效应分析

供给侧改革是相对于需求端而言的,是根据需求的变化在供给端作出相应变化的一种引致性改革。只有深入了解需求的变化,才能有的放矢地制定出操作性强、具有现实意义的改革对策,这一点在我国的房地产市场尤其如此。因此,根据实证检验结果分析我国居民对房地产资产价格变化的敏感程度,可以为房地产市场供给侧结构性改革提供必要的理论依据。

1. 房地产商品的不可替代性是抑制财富效应发挥的根本原因

相对于其他商品而言,房地产对于人们的意义尤显特殊,没有一种合适的商品能够成为房子的合理替代品。正如习近平总书记说的“房子是用来住的,不是用来炒的”,对于大多数只有一套住房的居民而言,房价上涨之后带来的财富增加没有任何的现实意义。如果将现有住房变现,将很难在原有地点找到一个可替代的商品进行替代。因此,由于房地产价格上涨所产生的家庭财富的增加是虚幻的,不会对城镇居民的消费支出产生显著的影响。

2. 变现约束和生活压力的增加共同制约财富效应的发挥

由于我国目前没有形成健全的金融市场,我国居民通过借贷和抵押房地产资产来促进消费支出的难度非常大。尤其在一线城

市和部分热点二线城市,由于房地产价格的非理性上涨,政府出台各种调控政策增加房地产资产变现的难度,如住房抵押贷款首付比例的提高、贷款政策的各种调整都会对房地产市场财富效应的发挥产生负面影响。此外,我国居民面临巨大的就业、入学和医疗压力,所以居民生活仍然存在巨大的不确定性。根据西方经济学的预防性储蓄理论,当未来存在的不确定性较大的时候,消费者不会选择去消费而是进行储蓄^[10],这种不确定性也会令房地产市场的财富效应大打折扣。

3. 强烈的遗赠动机会对房地产资产财富效应的发挥产生抵消作用

受传统文化的影响,大部分中国民众具有强烈的遗赠动机,大部分老年人在房地产资产财富增值时不会通过变现来增加自己的当期消费,而会选择将房地产资产遗赠给下一代,从而达到家庭效益最大化的目的。加之我国在遗产税方面的规定还处于真空状态,遗赠行为成本为零,这势必会使零成本的遗赠动机增强,所以强烈的遗赠动机会对房地产资产财富效应的发挥产生一个非常大的抵消作用。

4. 信息不对称和房地产增值的转移会限制房地产市场财富效应的发挥

房地产市场的信息不对称现象非常严重,相对于房地产销售者而言,房地产购买者能够获得的信息严重不足。不仅如此,房地产市场还充斥着各种各样的虚假信息,这些信息都会影响居民对房地产市场供求情况的基本判断。还有一个需要注意的问题是,房地产价格的上涨并不会增加社会财富,而只是对房地产资产价值的增值部分进行再分配,从而令社会财富实现从无房人向房屋所有者的转移。这种转移不仅不会对社会经济的发展产生任何正面影响,而且会限制房地产市场财富效应的发挥。

四、结 论

通过对我国1998年第1季度—2016年第2季度房地产市场相关数据的实证检验,

结果表明房地产资产财富对居民消费支出的影响并不显著,房地产价格与居民消费支出存在一个负相关关系,其边际消费倾向为-0.040 5。由此可见,我国房地产市场还没有形成有效的财富效应,房地产价格的上涨不但没有刺激居民消费支出的增加反而降低了居民消费支出的比例。产生这一结论的原因主要在于:①房地产商品的不可替代性是抑制财富效应发挥的根本原因;②变现约束和生活压力的增加共同制约财富效应的发挥;③强烈的遗赠动机会对房地产资产财富效应的发挥产生抵消作用;④信息不对称和房地产增值的转移会限制房地产市场财富效应的发挥。

参考文献:

[1] 贾康,苏京春.“三驾马车”认知框架需对接供给侧的结构性动力机制构建:关于宏观经济学的深化探讨[J]. 全球化,2015(3):63-69.
[2] 高鸿业.西方经济学(宏观部分)[M]. 北京:

中国人民大学出版社,2011:454.
[3] 贾康,苏京春. 探析“供给侧”经济学派所经历的两轮“否定之否定”:对“供给侧”学派的评价、学理启示及立足于中国的研讨展望[J]. 财政研究,2014(8):2-16.
[4] HELEN X H. 英国土地规划政策与房地产供给分析[J]. 中国土地科学,2013(9):60-63.
[5] 郝身永,那艺. 更加关注供给侧的宏观经济管理:因应国内外形势变化的积极调整[J]. 当代经济管理,2015,37(4):1-5.
[6] 2015 年中央经济工作会议报告[EB/OL]. (2015-12-18) [2017-08-20]. [http://finance. people. com. cn/GB/8215/392239/401049/index. html](http://finance.people.com.cn/GB/8215/392239/401049/index.html).
[7] 贺菊煌. 消费函数分析[M]. 北京:科学技术文献出版社,2000:124.
[8] 李子奈,叶阿忠. 高等计量经济学[M]. 北京:清华大学出版社,2002:157.
[9] 沈晓杰. 中国城市住房私有率并非数一数二[J]. 中国经济周刊,2007(37):28-29.
[10] 许纯祯. 西方经济学[M]. 北京:高等教育出版社,2008:179.

Research on Wealth Effect of Real Estate Market from Supply Side Revolution Perspective

DU Bing, XI Qiuhong, WANG Yue

(School of Management, Shenyang Jianzhu University, Shenyang 110168, China)

Abstract: Demand and supply are two basic concepts in economics, and the corresponding reform is called demand side reform and supply side reform. This paper generally summarizes the theory of demand side structural reform and supply side structural reform. And then it examines the wealth effects in real estate market through empirical evidence. It draws a conclusion that there is no wealth effect in the real estate market and it analyzes the deep reason why the house prices change had a negative effect on consumption in my country in terms of supply side structural reform.

Key words: supply side; real estate market; wealth effect; empirical evidence