基于 PI—LC理论的现阶段居民消费行为研究

孙 巍, 王文成, 李 何

(吉林大学 数量经济研究中心, 吉林 长春 130012)

摘 要: 本文首先以持久收入假说(Permanent Income, PI)和生命周期理论(Life Cycle, LC)相结合的分析框架为基本出发点, 通过适当扩展, 从理论上确定了消费函数的形式, 并采用 2000年至 2006年我国各地区不同收入人群的人民生活水平、房地产价格以及相关的利率数据, 选择固定效应的面板数据模型, 从不同角度对我国房地产市场的财富效应进行了检验, 并分析了收入差距、利率政策对居民消费行为的影响。实证分析结果表明, 收入仍然是决定消费的最主要因素; 对各收入阶层来讲, 房地产市场价格的不断攀升并未对消费行为产生任何促进作用。另外, 不断紧缩的长期贷款利率政策严重制约了中等收入人群的生活质量。

关键词: 收入差距; 利率政策; 房地产价格; 财富效应

中图分类号: F293.3 文献标识码: A 文章编号: 1002—9753(2008)10—0148—08

Panel Data Analysis of Current Resident Consumption Behavior Based on PI—LC Theory

SUN Wei, WANG Wen-cheng, LI He

(Center for Quantitative Economics, Jilin University, Changchun 130012, China)

Abstract: This paper determines the consumption function form based on permanent income hypothesis and life cycle theory at first, and makes use of regions' people life data of different income households, house price and interest rate data of China from 2000 to 2006, choosing the fixed effect model of panel data to examine China's house wealth effect and study the effect of income disparity and interest rate policy on consumption. The empirical result shows that income is still the decisive factor to consumption. For every income households, the increasing house price does not promote consumption. Furthermore, the retrenched long-term loan interest rate policy restricts the living quality of the middle income households seriously.

Key words: income disparity; interest rate policy; house price; wealth effect

一、引言

1998年, 国务院发布了《关于进一步深化城镇住房制度改革, 加快住房建设的通知》, 要求自1998年下半年起停止住房的实物分配, 逐步实现住房货币化, 目的是要通过房地产的发展来拉动社会消费, 促进经济增长。同时, 伴随改革的不断深入, 全国住宅房地产的平均价格已从 2000年的 1843元/平方米逐年上升到了 2006年的 3132元/平方米。按照财富效应理论, 一种资产价格的增加将导致资产所有者消费的增长。那么, 我国房

收稿日期: 2008—06—10 修回日期: 2008—09—15

基金项目: 国家自然科学基金项目(70572030); 教育部人文社会科学重点研究基地 2006年度重大研究项目(06JJD790014)

作者简介: 孙 巍(1963—), 男, 吉林省吉林市人, 吉林大学数量经济研究中心、吉林大学商学院教授, 博士生导师, 研究方向: 数量经济学。

?1994-2015 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

地产价格的不断攀升是否也产生了一定的财富效应呢？另外，由房价的飞速上涨所引发的投资过热、供需结构失衡以及泡沫等问题也引起了社会各方的关注，中央政府为控制和稳定房价多次采取了宏观调控政策，2004年至今，央行 10次加息，那么这种紧缩的货币政策会对城镇居民的生活质量产生怎样的影响呢？此外，伴随着收入差距的加大，城镇居民的消费选择行为有何差异，是否加剧了各收入阶层消费的不平衡？这一系列问题都是目前我国学术界和有关部门关注的热点和难点。

一般的经济学理论认为，房地产价格的上升将导致房产所有者财富的增加，进而促进其消费的增长。但是，学术界关于房地产市场是否真正存在财富效应一直存在较大分歧。Skinner（1989）、Engelhardt（1996）以及 Case、Quigley和 Shiller（2005）等人通过对美国、英国、日本以及加拿大房地产市场的财富效应进行研究，发现房地产财富的增加对消费有积极显著的作用[1—3]；而 Elliott（1980）、Sheiner（1995）、Levin（1998）以及 Tracy、Schneider和 Chan（1999）等人则从房产性质、消费心理以及居住时间等不同角度论证了房地产市场价格的增加对消费没有影响[4—7]。由于我国房地产的市场化起步较晚，国内学者对房地产市场财富效应的研究大多停留在定性讨论阶段[8—10]，定量研究相对较少，具有代表性的研究包括李亚明、佟仁城（2007）和姚玲珍、刘旦（2007），前者通过对典型城市的比较研究发现长期内房地产存在正的财富效应[11]，而后者则利用 1978—2006年的数据，分阶段研究了住宅资产对消费的影响，认为中国房地产不具有财富效应[12]。

通过对已有文献的比较研究我们不难发现，关于房地产财富效应的研究一直以来都是在持久收入假说（Permanent Income，PI）或生命周期理论（Life Cycle，LC）的传统框架下展开的，那么尽管由于样本的选择及定量研究方法不同，但理论背景选择的差异却是造成房地产市场是否存在财富效应争议的主要原因。持久收入假说认为由于房地产价格上升而得到的收益应当属于暂时性收入，与持久性消费没有固定的比例关系；而生命周期理论则认为消费者会在较长时间内规划其消费和储蓄行为，在整个生命周期内实现消费的最佳配置。对于我国，臧旭恒（1994）通过对消费函数进行深入地研究，认为自 1978年以来持久收入假说和生命周期理论对于中国的适用性同时增强[13]。那么，究竟选取哪一种消费理论成了制约国内学者对我国房地产市场财富效应进行研究的主要因素，这也是目前国内学者存在分歧的一个至关重要的原因。本文试图打破使用一种消费函数理论的束缚，采用持久收入理论和生命周期理论相结合的分析框架（PI—LC），并适当加入货币政策因素，以一种全新的视角分析我国房地产市场的财富效应。

另外，大部分学者对房地产财富效应的研究采用“协整—误差修正机制”直接定量分析房价对消费的作用机理，然而一个被普遍忽略的问题却是中央政府为了控制和稳定房价而不断上调利率，那么这种紧缩的货币政策也可能是抑制消费甚至抵消房地产财富效应的一个重要的因素。同时，这种方法的选择也存在着遗漏变量的问题，将对实证分析的结果造成一定的偏差。此外，由于我国收入水平差距相对较大，那么房价的上升以及相关利率政策的调整对不同收入人群消费行为的影响也是不同的。

鉴于此，本文首先拟采用持久收入假说和生命周期理论相结合的分析方法，重新确定中国的消费函数，并应用 2000年至 2006年我国各地区不同收入人群的生活水平数据、房地产价格数据以及相关利率数据，通过固定效应的面板数据模型，研究在不同收入人群和相关利率政策背景下，房地产价格上涨对消费行为的影响关系，进而检验我国房地产市场的财富效应，目的是为中央政府制定合理的宏观调控政策提供一定的理论依据，从而促进我国房地产业和国民经济健康稳定的发展。

二、基于 PI—LC理论的居民消费行为的数理分析

（一）理论分析

从早期凯恩斯的绝对收入理论，至近期的预

?1994-2015 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

防性储蓄理论，现代消费函数理论考虑了越来越多影响消费的因素。然而，无论是凯恩斯的绝对收入理论还是在此基础上发展起来的弗里德曼的持久收入假说均未将财富考虑到消费函数当中。莫迪里安尼的生命周期理论才把居民的资产作为影响其消费行为的重要因素纳入到消费函数，认为消费者会在较长时间内规划其消费和储蓄行为，并在整个生命周期内实现消费的最佳配置。此后，Hall(1978)和 Flavin(1981)综合研究了理性预期理论、生命周期理论和持久收入假说的内涵，把持久收入理论对未来预期的强调和生命周期理论对财富和人口统计变量的强调结合起来，把财富作为总消费最重要的因素，他们的研究成果形成了 LC—PIH模型[14-15]。本文对居民消费行为和房地产市场财富效应的研究将以持久收入假说和生命周期理论相结合的分析框架为基本出发点[11]，并进行适当地扩展，以确定影响消费的因素。于是，在持久收入假说和生命周期理论下的消费函数的一般形式为：

$$C=\alpha_0+\alpha_1 IN+\alpha_2 W \quad (1)$$

其中，C表示消费水平，IN表示收入水平，W表示实际财富。在上式中，财富一般包含两大类，即金融资产和实物资产。金融资产是指居民持有的以货币、银行存款以及有价证券等形式存在的有形资产，其中股票和储蓄是其主要组成部分；实物资产则是指包括家电、汽车、住宅等在内的耐用消费品，考虑到数据的可获得性，本文以住宅资产代表实物资产。此外，本文认为我国大多数的购房者均采用贷款形式买房，那么当期的按揭支出也影响着居民的消费行为，因此，(1)式可写成更一般的形式为：

$$C=\alpha_1+\alpha_2 IN+\alpha_2 S+\alpha_3 PR+\alpha_4 DRA+\alpha_5 IRA \quad (2)$$

其中，S表示股票，PR表示住宅资产，DRA表示储蓄，IRA表示房产的按揭支出。从(2)式可以看出影响居民消费的因素包括收入、股票、住宅资产、储蓄以及房产的按揭支出，本文随后用于分析收入差距、房地产价格以及利率政策对消费影响的计量经济模型正是在(2)式的基础之上建立起来的。

(二)模型设定

本文拟采用我国各地区不同收入人群的数据对居民消费行为和房地产市场的财富效应进行分析，那么由于没有分地区股票价格数据，因此本文将对(2)式的理论模型进行适当修改，剔除股票对消费的影响。然而这种处理方式将会导致对实证模型进行估计时产生遗漏变量的问题，致使对估计量的无偏性和一致性造成破坏；同时，由于还存在着其他不可直接观测到的影响消费行为的因素(如文化、习俗等)，若在建立模型时不予以考虑，将使模型估计的可信程度大大降低。为了解决这一问题，可以选择工具变量或面板数据回归。但在上述问题中，合适的工具变量很难找到。所以本文收集了相关的面板数据，利用面板数据回归来解决模型设定中的遗漏变量问题。

于是，结合(2)式，本文建立如下的面板数据模型来进行实证分析：

$$C_{it}=\alpha_i+\beta_1 IN_{it}+\beta_2 PR_{it}+\beta_3 IRA_{it}+\beta_4 DRA_{it}+u_{it} \quad (3)$$

其中：i表示横截面单元，指中国各省、自治区、直辖市的横截面样本；t表示时间序列单元，在本文是指从 2000年至 2006年。IN_{it}表示 t时期样本 i的收入；PR_{it}表示 t时期样本 i的住宅资产，由于住宅资产总量难以计算，本文选择住宅房地产市场价格来替代住宅资产水平，因为房价的涨跌直接决定着住宅资产的增减；IRA_{it}和 DRA_{it}分别表示 t时期样本 i的房产按揭支出和储蓄，同样由于难于直接获得各收入人群房产按揭支出和储蓄的数据，于是采用长期贷款利率和存款利率来间接反映房产按揭支出水平和储蓄水平，这也为后文分析利率政策对消费的影响奠定基础。α_i为非观测效应，它概括了影响消费的全部观测不到的以及在时间上恒定的因素，因此 α_i就克服了由于未考虑股市对消费的影响而造成的估计结果的偏差。此外，α_i也反映了模型中被忽略的个体差异变量对消费的影响。β_1、β_2、β_3和 β_4为各解释变量的待估参数。u_{it}为模型的随机扰动项。

由于 2003年以前我国实行的是松弛的利率政

?1994-2015 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

策，而在此之后则实行的是紧缩的利率政策，因此，为分析降息和加息阶段利率对消费的不同影响，本文以 2003年为分界点，将 2000年至 2006年的样本数据分为两组分别进行估计，即以 2000年至 2003年的面板数据记为模型 Ⅰ，以 2004年至 2006年的面板数据记为模型 Ⅱ。

需要特别说明的是，为考虑收入差距对消费行为的影响，本文按可支配收入水平分组，将全社会的居民分为低收入人群、中等收入人群，高收入人群以及高收入人群中的最高收入人群四类，这四类人群所占比重分别为 20%、60%、20%和 10%。此外，这一划分也可直接看出面对房价的不断上涨以及利率政策目标发生转变时，各收入阶层消费行为所特有的变化趋势。

三、我国城镇居民消费行为的实证分析

（一）样本选取和数据处理

样本是由 1999年至 2006年中国各省、自治区、直辖市的相关数据组成。房地产价格数据来源于《中国房地产市场年鉴》，人民生活水平的数据来源于各地区统计年鉴，利率数据来源于《中国统计年鉴》。

本文的被解释变量为消费水平，其计算方法是用城镇居民平均每人全年的消费性支出减去居住支出。各解释变量所涉及的数据和计算方法如下：收入水平为城镇居民平均每人全年的可支配收入；房地产的价格水平为住宅房地产的价格，其计算方法是用住宅房地产市场的销售额除以其销售面积；长期贷款利率采用五年期以上名义贷款利率；存款利率则采用一年期实际存款利率，具体计算方法是用一年期名义存款利率减去各地区城镇通货膨胀率。

值得注意的是：由于要分析多个时间截面的数据，各年的价格因素将对分析问题的结论产生很大的影响，进而可能会导致结果出现很大的偏差。因此，为了使数据具有可比性，本文通过各个指标的价格指数平减的方法，将各个指标的现值转变为以 1999年的不变价格值。具体的处理方法是：消费和可支配收入采用城镇居民的消费价格指数进行平减，住宅房地产价格采用住宅房地产销售价格指数进行平减。

此外，本文将采用各数据指标的变化率对模型进行实际估计，这样，模型中的待估参数 β_1、β_2、β_3和 β_4就分别表示了消费对收入、房价、五年期以上贷款利率和一年期存款利率的估计弹性。之所以未采用对数线性模型进行估计是因为我们计算的实际存款利率值大多为负，无法进行对数处理。另外，也正是由于采用变化率，模型的实际估计区间为 2000年至 2006年。

（二）模型的设定检验

在使用面板数据模型进行推断时，必须对模型进行两方面的设定性检验（Specification Test）。如果在模型形式上存在着误设（Misspecification）问题，会导致后面有关模型的推断的可信程度大大降低，甚至得到毫无用处的分析结果。第一检验是检验模型的形式是变截距模型还是变系数模型。第二个检验是在上一个检验的基础上通过 Hausman设定性检验，以判定所使用的变截距模型是固定效应模型还是随机效应模型。对于模型是否是变截距模型的设定检验中，是通过协方差检验的思想构造 F统计量进行检验的；Hausman设定性检验，是通过检验变截距项 α是否与其他解释变量相关，构造 W统计量来进行有关检验的，在原假设变截距项 α与其他解释变量无关（此时应选用随机效应模型）成立的情况下，W统计量服从 χ^2分布。本文所构造的模型使用了我国分地区 2000－2006年的数据，那么由于样本区间较短，无法进行面板数据模型形式选择的 F检验，因此本文假定在相同区域内经济结构大体一致，故

表 1　模型的设定性检验结果低收入人群

	低收入人群		中等收入人群		高收入人群		最高收入人群	
	模型Ⅰ	模型Ⅱ	模型Ⅰ	模型Ⅱ	模型Ⅰ	模型Ⅱ	模型Ⅰ	模型Ⅱ
Hausman检验值	6.0577	0.87897	4.1134	2.9774	1.5325	4.3929	0.8888	33.936

注：由于本文的模型中含有 4个解释变量，因此 Hausman检验值是自由度为 4的卡方值。

?1994-2015 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

表 2 模型的回归结果低收入人群

	低收入人群		中等收入人群		高收入人群		最高收入人群	
	模型Ⅰ	模型Ⅱ	模型Ⅰ	模型Ⅱ	模型Ⅰ	模型Ⅱ	模型Ⅰ	模型Ⅱ
截距	0.0287**	−0.0110	0.0330***	0.0458***	0.0045	0.0410	0.0132	0.0415
	(2.1141)	(−0.4585)	(3.3301)	(2.7978)	(0.3326)	(1.2386)	(0.6170)	(0.8979)
IN	0.1979***	0.1183**	0.3758***	0.5875***	0.5667***	0.7067***	0.5865***	0.7856***
	(3.4656)	(2.3579)	(4.1944)	(3.6936)	(9.1177)	(4.3523)	(8.4033)	(4.8192)
PR	0.1151	0.0911	−0.0160	0.0305	−0.0796	0.0742	−0.1614	0.0857
	(1.3672)	(1.0544)	(−0.3624)	(0.7111)	(−1.0212)	(0.6804)	(−1.2837)	(0.5487)
LRA	−1.0157*	1.8938***	−0.5477	−0.8114***	−0.5736	−0.3806	0.1081	−0.2711
	(−1.9084)	(3.1949)	(−0.9535)	(−2.7018)	(−1.1293)	(−0.5218)	(0.1281)	(−0.2480)
DRA	0.2695**	−0.9933*	0.0802	0.3690*	−0.0161	0.1476	−0.1479	0.0809
	(2.5661)	(−1.9059)	(1.4262)	(1.9797)	(−0.1577)	(0.2927)	(−0.8866)	(0.1152)
R^2	0.3370	0.5306	0.4038	0.6795	0.6197	0.4674	0.5924	0.4992
Adj R^2	0.2756	0.2449	0.3687	0.4845	0.4698	0.3431	0.4266	0.3829
F值	2.8916	8.5728	7.1751	3.4836	4.1323	4.4158	3.5727	5.7807
样本数	100	75	100	75	100	75	84	63

注：括号内为经过修正了的 t检验值；***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的水平下显著。

选择变截距模型。于是，本文仅进行了变截距模型选择的 Hausman检验，模型的估计和检验均使用 Gauss6.0软件计算。表 1给出了各个模型 Hausman检验的结果。

Hausman检验是用来判断如何对固定效应模型和随机效应模型进行选取的。在 Gauss6.0软件的估计和检验结果中，当 Hausman检验值低于 50时，选用固定效应模型的回归结果，反之则选用随机效应模型估计的结果进行分析。从表 1的结果来看，各个模型的 Hausman检验值均低于 50，所以，所有的模型都应选用固定效应模型的回归结果进行实证分析。

（三）模型的回归结果及实证分析

表 2给出了固定效应面板数据模型的回归结果。在有关地区、产业或企业等微观数据的面板数据建模中，往往存在着一定的异方差性，这会使有关的方程解释变量的显著性检验的结果失真。所以本文利用了面板数据的异方差——稳健性标准误差（Heteroskedasticity—Robust Standard Error）来修正有关的 t检验值。

从表 2的模型回归结果来看，各个模型的回归效果较为理想。首先分析收入对消费的影响。从模型的估计结果来看，收入对消费的影响对不同收入人群、在两个时间段都有十分显著的正的影响，说明目前城镇居民的消费行为主要取决于收入水平。然而，模型的回归结果也表明不同收入人群的居民消费行为差异很大：2000年至 2003年低收入人群、中等收入人群、高收入人群和最高收入人群消费的收入弹性分别为 0.1979、0.3758、0.5667和 0.5865；2004年至 2006年各收入人群消费的收入弹性分别为 0.1183、0.5875、0.7067和 0.7856。这一结果说明，自 2000年以来，高收入和最高收入居民不仅收入高而且增长迅速，同时伴随着新的奢侈品消费热点的出现，高收入和最高收入人群的购买力需求发生转移，以不断改善和提高其消费质量和消费水平；中等收入人群虽然收入有所提高，但增幅并不大，而且他们处于消费结构的升级转换过程当中；对于低收入人群来讲，值得注意的是，消费的收入弹性很低，并非表明他们的基本需求已得到满足，而是由于他们收入水平的低下，不可能有很高的购买动机。此外，从模型的回归结果也可看到对于同一类收入人群而言，随着时间的推移，消费的收入弹性在不断扩大（低收入人群除外），表明随着收入的提高、生活水平的改善，城镇居民追求享受的欲望日趋增强，居民消费由生存型消费向享受型和发展型的方向转变；而对于低收入人群而言，这一弹性在减小，一方面表明低收入人群购买力水平的低下，另一方

?1994-2015 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

面则表明伴随着社会保障、教育等多项制度的改革，弱化了低收入等级城镇居民在医疗、文教等方面自给性的消费需求和支出。

再分析房价对消费的影响。模型的估计结果表明，对于任何收入阶层的城镇居民、在任何时间段上，均不存在财富效应。本文最初关于房地产财富效应问题的研究，仅考虑了低收入人群、中等收入人群和高收入人群，发现占整个人群 20%的高收入阶层伴随着房价的不断攀升并没有表现出财富效应，而在进一步挖掘占全社会 10%的最高收入人群后，发现即使在 2004年至 2006年房价飞速上涨时期，这一最高收入阶层也未表现出一定的财富效应。这一结果表明，在我国房地产市场上，至少有 90%的消费者把房子视为家庭环境的一部分而不是可以实现的购买力。本文认为，造成这一结果的主要原因有两方面，一方面是由于我国金融市场不健全，房地产财富难以转变为实际购买力。目前，我国城镇居民的房地产信贷资金主要来源于银行住房贷款、住房公积金以及单位和城市的住房基金等，但由于居民住房贷款限制过多，并且按照有关规定购买住房的首付款要超过 30%（远高于房地产市场发展成熟的国家），这就使得房地产信贷资金主要投向了生产环节，个人住房信贷的比例较低，那么在金融体制不完善的情况下，我国城镇居民不可能像西方发达国家那样，以房地产作为质押，将未来财富变现为当期消费。另一方面，从自住需求和投资需求的购房行为角度来看我国房地产市场，最高收入阶层亦未表现出财富效应，也说明在我国房地产市场上，即使存在投资需求，这一比例也远远低于 10%，因此，从这一意义上来讲，我国的房地产市场仍是以自住需求为主的市场需求特征，投资需求极少，即对于绝大多数居民，房地产是作为必需品存在的，不会去变现以增加消费。

五年期以上长期贷款利率对消费的影响在各种收入人群中的反映差异巨大。由于 2003年以前我国实行的是松弛的利率政策，而 2003年以后则实行的是紧缩的利率政策，那么从表 2模型的回归结果来看，对于高收入和最高收入人群来讲，无论是松弛的还是紧缩的长期贷款利率政策，都未对其消费行为产生任何影响，即表明长期贷款利率政策并不影响高收入和最高收入阶层的生活质量。对于中等收入人群，在降息时期，长期贷款利率对其消费行为没有显著的影响（经过修正了的 t 检验值为 -0.9535），说明松弛的长期贷款利率政策并未影响中等收入人群的生活质量。然而，在加息时期，中等收入人群消费对长期贷款利率的估计弹性为 -0.8114（经过修正了的 t 检验值为 -2.7018），表明长期贷款利率对中等收入人群的消费行为具有十分显著的负的影响，即长期贷款利率增加 1%将造成中等收入人群消费下降 0.8114%，说明紧缩的长期贷款利率政策严重降低了中等收入人群的生活质量。造成这一结果的主要原因是，伴随着房价的飞速上涨和日渐紧缩的长期贷款利率政策以及与之不相匹配的收入的增长幅度，迫使购房者不得不增加当期房产支出和支付更多的未来贷款还款，由此产生的预算约束效应和替代效应抑制了这类收入人群对社会商品的消费。对于低收入人群，本文认为，他们并不是房产的购买者，因此长期贷款利率不应该影响他们的消费行为，然而从模型的回归结果来看，在降息时期，长期贷款利率每下降 1%将造成其消费下降 1.0157%，而在加息时期，长期贷款利率每增加 1%将造成其消费增加 1.8938%，这一结果与本文的预期相差甚远。那么本文认为，造成这一结果的可能原因是：在降息的 2000年至 2003年，房价的增长幅度相对缓慢，低收入户预期将来自己也可能购房，故减少当前的消费以备未来购房之需；而在 2004年至 2006年，一方面是长期贷款利率不断上调，另一方面是在此时期房价飞速上涨，那么相对自己缓慢的收入增长，低收入户可能预期自己将来购房无望，故此增加了当前的消费。当然，对于造成这一结果的更深层次的原因，也是我们今后进一步研究的重点。

最后，分析一年期存款利率对消费的影响。从表 2的结果看，对于高收入和最高收入人群来讲，类似于五年期以上长期贷款利率，无论是松弛的还是紧缩的利率政策，都未对其消费行为产生

?1994-2015 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

任何影响，亦表明高收入和最高收入人群的生活质量并不受利率政策的影响。对于中等收入人群，降息对其生活质量没有影响，而在加息时期，一年期存款利率每增加 1%将使其消费上升 0.3690%，表明加息刺激了消费，本文认为这是由于相对于低收入人群而言，中等收入人群拥有一定的金融资产，那么在存款利率增加的情况下，中等收入人群预期自己的金融财富将增加，故增加当期的消费支出，即对于中等收入人群而言表现出了一定的储蓄财富效应。而对于低收入人群而言则完全符合利率政策调控的目标，降息刺激消费，加息抑制消费。

综上所述，尽管房地产价格不断上涨，但并未给各收入人群的消费带来任何拉动作用，我国城镇居民的消费行为仍然依赖其收入水平，同时，利率政策对不同收入人群消费行为的影响，也使得我们不得不关注这样一个十分严峻的问题：紧缩的长期贷款利率政策严重制约了中等人群的生活质量。虽然中央政府在面对目前我国经济运行中固定资产投资过快、货币信贷投放过多、外贸顺差过大、通货膨胀压力加大、流动性过剩加剧等问题以及美国次贷危机等外部环境压力下所采取的紧缩的货币政策取得了一定的成效，并在一定程度上挤出了房地产市场消费中的非理性因素，使房地产市场健康稳定发展，但我们也应意识到中等收入人群占整个社会人群的 60%，是整个国民经济发展的中流砥柱，一旦其消费受到影响必然会减缓甚至阻碍国民经济“又好又快”地向前发展，因此本文认为，紧缩的长期贷款利率政策存在着一定的危害性。结合紧缩的一年期存款利率政策对中等收入人群消费行为正的影响以及存贷款利率政策对高收入人群的无影响，本文认为，我国的利率政策应进行结构性调整，即维持或降低长期贷款利率，增加一年期存款利率。对于低收入人群而言，应进一步完善现行的社会福利制度。

四、基本结论

本文以持久收入假说和生命周期理论相结合的分析框架为基本出发点，并采用 2000年至 2006年我国各地区不同收入人群的生活水平数据、房地产价格数据和相关的利率数据，应用固定效应的面板数据模型，研究了基于不同收入人群和相关利率政策背景下，房地产价格上涨对消费行为的影响关系，并实证检验了我国房地产市场的财富效应，得到的基本结论如下：

（1）本文所提出的消费函数不仅反映了目前我国城镇居民的消费特征，而且对现阶段我国房地产市场是否真正存在财富效应具有较强的解释能力，说明我们所采用的方法具有一定的合理性；同时，消费函数中纳入存贷款利率的实证分析结果，也与当前我国的货币政策效果相吻合。

（2）现阶段，在房价不断上涨和利率不断增加的情况下，收入仍然是决定各人群消费支出的最主要因素，但收入差距导致了不同人群的消费行为的差异，高收入人群的消费对收入的弹性最大，中等收入人群次之，低收入人群最小。

（3）2000年至 2006年，房地产价格的快速上涨对我国城镇各收入人群的消费均未产生任何促进作用，即我国房地产市场不存在财富效应，同时，占 10%的最高收入人群也没有财富效应，也从一定意义上说明我国的房地产市场仍是以自住需求为主的市场需求特征，投资需求极少；2004年至 2006年，伴随房价的飞速上涨，中央政府所采取的紧缩的长期贷款利率政策严重制约中等收入人群的生活质量，说明政策缺乏一定的合理性，应对利率政策进行结构性调整，即维持或降低长期贷款利率，增加一年期存款利率。

参考文献：

[1] Skinner J. Housing Wealth and Aggregate Saving[J]. Regional Science and Urban Economics, 1989, 19(2): 305—324.

[2] Engelhardt Gary V. House Price and Home Owner Saving Behavior[J]. Regional Science and Urban Economics, 1996, 26(3): 313—336.

[3] Case K. E., J. M. Quigley and R. J. Shiller. Comparing Wealth Effects: The Stock Market versus the Housing Market[J]. Advances in Macroeconomics, 2005, 5(1): 1235—1235.

（下转第 160页）

?1994-2015 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

直接进口,上游企业也可以选择自己利润较高的下游企业销售,因为下游是竞争开放的。所以下游和上游企业都可以通过努力降低生产成本而获得更多利润。政府只需要按上述原则制定运输价(T_0),运输价短时间比较固定。最终用户价 $P=P_0+W_1\times(C-C_0)+W_2\times(E-E_0)+W_3\times(S-S_0)$是与替代能源挂钩,可以反映市场需求。资源补偿 T主要用来调节上游的超额利润,防止产业过度扩张,也可以用来促进进口天然气以保护国内资源。这个定价方法不仅能促进我国天然气工业的发展,而且有利于天然气的进口,从而比较好地解决了我国天然气产业现行定价机制的不足。完整的天然气定价机制结构见图 4。

五、结论

本文结合国内外的经验,就我国天然气定价机制改革,提出了拆分中上游,打破垄断,实现上游准入,中游监管,下游竞争的市场结构设计建议;并通过对我国天然气井口价(进口价)、管输价、终端消费价进行的深入剖析,提出了符合我国国情的天然气总体定价方案;同时,从我国能源安全和天然气工业战略发展考虑,建议建立国家天然气储存库。

参考文献:

[1]杨凤玲,等.美国天然气价格研究及启示[J].天然气工业,2004(4).

[2] C Weir Regulation and the Development of Competition in the UK gas Supply Industry[J]. Review of Industrial Organization,1999,135—147.

[3] Aad F. Correlje. The Re—regulation of the Du DB. www. IEA. org. 2003.

[4] BP世界能源统计. 2007(27).

[5] Robert Priddle. Natural Gas Pricing in Competitive Markets DB. www. IEA. org. 1998. 32

[6] Energy Information Administration[M]. World Energy Outlook 2004.

[7]靳光辉.关于天然气价格定价方法的探讨[J].华北航天工业学院学报,2004(3).

[8]白兰君.从经济学角度解读天然气产业垄断问题[J].天然气技术,2007(1).

[9]樊明武.我国天然气行业的垄断性与价格机制研究[J].天然气工业,2006(6).

[10]何春蕾.我国天然气管道运价定价方法及参数取值探讨[J].天然气技术,2007(1).

[11]蒋哲峰,陈红盛.我国 LNG产业的未来——健康、有序、多元[J].国际石油经济,2007(10).

(本文责编:海 洋)

(上接第 154页)

[4] Elliott J. Walter. Wealth and Wealth Proxies in a Permanent Income Model[J]. Quarterly Journal of Economics,1980,95(3):509—535.

[5] Sheiner Louise. Housing Prices and the Savings of Renters[J]. Journal of Urban Economics,1995,38(1):94—125.

[6] Levin Laurence. Are Assets Fungible? Testing the Behavioral Theory of Life—Cycle Savings[J]. Journal of Economic Behavior & Organization,1998,36(1):59—83.

[7] Tracy J., Schneider H., Chan S. Are stock overtaking real estate in household portfolio[J]. Federal Reserve Bank of New York Current Issues in Economics and Finance,1999,5:1—5.

[8]唐建伟.股票与房地产价格变化对消费的影响[J].上海金融学院学报,2004(1):48—51.

[9]刘建江,杨玉娟,袁冬梅.从消费函数理论看房地产财富效应的作用机制[J].消费经济,2005(2):93—96.

[10]邬丽萍.房地产价格上涨的财富效应分析[J].求索,2006(1):27—29.

[11]李亚明,佟仁城.中国房地产财富效应的协整分析和误差修正模型[J].系统工程理论与实践,2007(11):1—6.

[12]姚玲珍,刘 旦.中国房地产市场财富效应分析——基于生命周期假说的宏观消费函数[J].云南财经大学学报,2007(6):21—27.

[13]臧旭恒.中国消费函数分析[M].上海:上海人民出版社,1994.

[14] Hall R. E. Stochastic Implications of the Life Cycle—Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence[J]. The Journal of Political Economy,1978,86(6):971—987.

[15] Flavin M. The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income[J]. The Journal of Political Economy,1981,89(5):974—1009.

(本文责编:海 洋)

?1994-2015 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net