

我国城镇居民储蓄存款影响因素研究

李珅光

(吉林财经大学,吉林 长春 130000)

摘要:城镇居民收入作为我国国民经济的重要组成,城镇居民的储蓄额能够直观反映出城镇居民的经济情况和消费水平,因此对我国城镇居民储蓄进行分析具有十分重要的作用。自我国改革开放以来,我国居民的储蓄存款的数额始终保持增长趋势,而这一直观增长的经济现象更引发了学术界的广泛探讨。文章选取 1991-2017 年的时间序列数据,通过协整检验和误差修正模型,对中国城镇居民储蓄存款余额及其影响因素进行了实证研究,结果表明:城镇人均可支配收入显著影响了城镇居民储蓄存款余额,GDP 对其的影响也较大;股票市价总值对居民储蓄存款余额的影响不显著。

关键词:城镇居民;储蓄存款;城镇人均可支配收入;消费品价格水平

【DOI】10.12231/j.issn.1000-8772.2022.12.010

1 引言

1.1 研究背景

改革开放以来,中国的经济发展取得了长足的进步,居民的储蓄也呈现增长的趋势,据统计显示,年底城镇居民储蓄存款余额由 1991 年的 9244.9 亿元迅速攀升到 2017 年的 672146.7 亿元,年均增长 17.93%。适当的储蓄存款对于我国经济的发展具有一定的改良作用,但是如果居民的储蓄一直在适度点居高不下,则说明我国国民的消费能力以及欲望不够强烈。虽然我国已经采取了多种方法鼓励居民进行消费,但是所取得的效果依然不够明显。基于此背景,本文将就我国城镇居民储蓄情况进行分析,并结合居民的投资以及消费等行为进行具体分析。

1.2 研究方法

本文运用 Eviews8 软件进行计量分析,利用 OLS 法构建模型:

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \mu_t \quad (t=1, \dots, n)$$

(Y_t 被称作因变量, X_t 被称作自变量, α 、 β 为需要最小二乘法去确定的参数,或称回归系数, μ_t 为随机误差项)

文章试图在引入城镇居民储蓄存款余额、城镇居民人均可支配收入、GDP 的基础上,增加了股票市场和恩格尔系数等新的影响因素,并以城乡居民储蓄存款余额为目标,全面分析了影响中国居民储蓄的因素。本文数据以 1991 年为基准,对数据进行取对数处理,对每个变量进行单位根检验,单位根检验之后进行回归分析。回归分析时,同时进行多重共线性检验和自相关性检验。构建模型,进行协整检验和误差修正模型,以 2000 年为节点,分析了这些因素对城乡居民储蓄存款的影响。

2 居民储蓄研究理论基础

2.1 我国居民存款储蓄的特点

我国当前居民储蓄存款呈现分布不均衡的特点。

2001 年,城镇居民占全国人口的 37.7%,占储蓄存款总额的 81.3%。2002 年,城镇居民占全国人口的 39.1%,占储蓄存款总额的 82.3%。根据有关资料,储蓄存款额最多的五个省分别为辽宁省、河北省、山东省、广东省以及浙江省。而储蓄存款额最少的 5 个省则为青海省、西藏自治区、宁夏回族自治区、贵州省以及海南省。

2.2 我国居民储蓄的研究现状

潘雅琼^[1]运用存款储蓄率、GDP 等因素对定期存款和活期存款进行了分析。孙波^[2]除了引进了通过膨胀率以及利率等因素外,还引入了文化变革和制度变量来建立城市存款的虚拟变量模型。此外,阮慧敏^[3]还使用可存款利率和可支配收入等因素对城市储蓄存款进行建模分析。虽然这些学者已经建立了各种模型,但他们都在分析中国城市居民总体储蓄存款余额。不同学者对于这种情况持有不同的观点。一些学者对此持肯定态度。这些现象在一定程度上满足了我国基础设施投资的要求。与此同时,这也表明中国居民的生活质量越来越高。郑其敏^[4]和谢勇^[5]对此持批判态度,他们认为高储蓄水平严重影响了我国各方面的发展。银行的主要利润来自于贷款的利息,银行广泛吸收储蓄存款,增加信贷规模,获得更多利差收入。目前,我国居民储蓄存款数额一直很高,也呈现出增长趋势。但由于我国的贷款门槛相对较高,目前的贷款规模不容乐观,造成了我国大量的资本限制。造成这一现象的原因包括银行机制不够完善、不良资产等。此外,我国信用机制相对陈旧、灵活性不足等阻碍了中国储蓄转化为投资。银行拥有大量闲置资金,业务风险也在增加。许多急需贷款的个人和企业无法获得银行贷款,这也将影响中国经济的健康发展。

3 城镇居民储蓄存款影响因素实证分析

3.1 变量的选取

根据国内外的学者对居民储蓄的决定因素的研究,

本文选取城镇居民的人均可支配收入、消费品的价格、GDP、城镇居民家庭恩格尔系数以及股票市价总值五个指标探讨 1991 年—2017 年影响我国城镇居民储蓄的主要因素,寻找后金融危机时代合理利用居民储蓄促进经济的增长的宏观调控政策。

3.2 样本数据及处理

本文选取 1991—2017 年中国城镇居民储蓄、城镇居民人均可支配收入、GDP、城镇居民家庭恩格尔系数以及股票市价总值数据进行数据分析。选取的数据涵盖了金融危机前后的所有样本,具有很强的代表性,为在分析时,数据具有可比性,将以上影响因素消除物价水平影响,利用 CPI 进行平减处理。

3.3 模型构建

基于上述理论分析,本研究构建了以下 OLS 法估计模型: $Y=k_1X_1+k_2X_2+k_3X_3+k_4X_4+\varepsilon$

其中,Y 为被解释变量,表示中国城镇居民储蓄存款余额; X_1 、 X_2 、 X_3 、 X_4 分别代表城镇居民人均可支配收入、GDP、城镇居民恩格尔系数、股票市价总值、 ε 代表随机误差项。

3.4 实证分析

3.4.1 单位根检验

根据协整关系的检验方法,首先回答 LNY、LNX1、LNX2 和 LNX3 序列是否为非平稳序列,即考察其单整阶数。经过对数处理的 LNY、LNX1、LNX2、LNX3 和 LNX4,进行了 ADF 检验,所有统计量值均大于 5% 的临界值,因此,所有变量在原水平上都是非平稳序列。经过一阶差分后,LNY、LNX1、LNX2、LNX3 的 ADF 统计量值均小于 5% 显著水平临界值,不存在单位根,即序列都是平稳的,而 LNX4 未通过 ADF 检验,所以剔除此变量。因此,LNY、LNX1、LNX2 和 LNX3 序列均是一阶单整 I(1) 序列,能进行协整检验,我们可以采用基于回归参数的 JJ 检验方法

来进行协整检验。

3.4.2 协整检验与误差修正

为了确定变量 LNY、LNX_t 之间是否存在协整关系,我们先使用几种通用标准判断出最佳滞后期,再使用 Johansen 检验方法,因为所有序列都没有趋势项,所有我们选择 Johansen 第三种情形检验,得到结果如下表 1。

根据检验结果,我们可以拒绝变量间不存在协整关系的假设,接受其最多存在一个协整关系的假设,说明变量之间可以存在 1 个协整方程。

由上述可以看出,城镇居民人均可支配收入、消费品的价格水平、GDP、城镇居民家庭恩格尔系数对城镇居民储蓄存款余额的影响是显著的;模型很高,说明该方程具有较好的拟合数据的程度。在计量经济检验中,D.W 检验结果也表明该模型不存在序列相关性。

从协整检验结果来看,在对我国城镇居民储蓄存款余额的影响弹性中,城镇居民人均可支配收入的弹性是-0.070016,对 GDP 的弹性是-43.45226,对城镇居民家庭恩格尔系数的弹性是 8.477921。

为了增强模型的精度,通过建立误差修正模型,把三者之间联系起来。以 LNY 的一阶差分 D(LNY) 为因变量,以 LNX1、LNX2 和 LNX3 的一阶差分 D(LNX1)、D(LNX2)、D(LNX3) 和向量误差修正项 VECM 的滞后项,得出模型 4 通过显著性检验,它们为分析影响中国城乡居民储蓄存款平衡的因素提供了良好的理论模型。误差修正项的回归系数为负,符合逆向修正机制,且城镇居民人均可支配收入,GDP 和城镇恩格尔系数三个影响因素的短期波动向长期均衡调整的力度为 0.655014,所以误差修正机制的调整较大。可见,在其他关系保持不变的情况下,短期内,中国城乡居民储蓄余额对城镇居民人均可支配收入的弹性为 1.297035,对 GDP 的

表 1 最优滞后表

滞后期	LogL	FPE	ATC	SC	HQ
1	191.1546	2.89e-12	-15.23083	-14.44092	-15.03217
2	215.8531	1.51e-12	-15.98723	-14.40741	-15.58991
3	235.9382	1.48e-12	-16.34245	-13.97273	-15.74647
4	277.1540	3.87e-13*	-18.53513*	-15.37550*	-17.74049*

(此表为最优滞后表,最优阶数为 4 阶)

表 2 协整检验表

	可能性	5 %	1 %	假定
特征值	比率	临界值	临界值	No. of CE(s)
0.764493	63.80478	47.21	54.46	None **
0.474343	27.65442	29.68	35.65	At most 1
0.240783	11.57674	15.41	20.04	At most 2
0.171055	4.690036	3.76	6.65	At most 3 *

*(**) 表示在 5%(1%) 显著性水平下拒绝假设

L.R. 检验表明,在 5% 显著性水平下,1 个协整方程(s)。

表 3 误差修正模型结果

解释变量	系数	t 值	p 值
C	0.000399	0.014167	0.9888
LNX1	1.297035	6.123248	0.0000
LNX2	-1.043574	-3.235907	0.0041
LNX3	-0.460307	-1.973163	0.0625
E_{t-1}	-0.308369	-1.323530	0.2006
R^2			0.161840
调整 R^2			0.078661

表 4 分时期检验表

1991-2000			2001-2017		
解释变量	系数	t 值	解释变量	系数	t 值
X1	1.422203	34.15285	X1	1.295027	39.77243
X2	-1.202848	-7.853086	X2	-0.370443	-0.539492
X4	-0.027563	-0.124380	X4	-0.173307	-0.708478
R^2	0.998985		R^2	0.996519	
调整 R^2	0.998477		调整 R^2	0.995715	
D-W 值	1.577964		D-W 值	1.641573	

弹性为-1.043574,家庭恩格尔系数的弹性为-0.460307。

3.4.3 分时期检验

根据上述被解释变量的阶段性特征和整体分析结果,以 2000 年为重点,将样本划分为 21 世纪前(1991-2000 年)和 21 世纪后(2001-2017)两个阶段。回归结果如表 4 所示。

表 4 给出了 1991-2000 年和 2001-2017 年各影响因素的回归结果,如表所见,1991-2000 年,GDP 和恩格尔系数对城镇居民储蓄存款余额是负向影响,影响系数分别为-1.202848 和-0.027563,城镇人均可支配收入是正向影响,影响系数是 1.422203。在 2001-2017 年,恩格尔系数和 GDP 对城镇居民储蓄存款余额是负向影响,影响系数分别是-0.173307 和-0.370443,而城镇人均可支配收入是正向影响,影响系数是 1.295027。

3.4.4 城镇居民储蓄余额变化的原因

通过 ADF 检验、协整检验、误差修正和分时期检验,我们得知:由于经济飞速发展,人均收入逐年提高,居民可以将闲置的薪水存进银行,导致我国储蓄余额逐年增加。随着通货膨胀的到来,消费品的物价水平逐年递增,人们日常开销增加,可用来储蓄的收入自然随之减少。虽然整体上股票市价总值对城镇居民储蓄存款余额的影响不显著,但这并不意味着股票市价的总值没有影响中国居民的储蓄。无论从长期还是短期,中国城镇居民储蓄存款余额对人均收入最为敏感。长期来看,人均可支配收入对我国城镇居民的储蓄存款余额起推动作用,这与理论预期一致。

4 结束语

随着社会老龄化的到来,养老问题已经成为亟待解决的问题,人们会通过储蓄的方式为他们的未来换取一

定的保障。研究结果对预测未来影响城镇居民储蓄存款的影响因素,为政府制定政策提供政策指导意义:第一,在未来,人均可支配收入很大程度反映了居民储蓄额的变化程度。第二,消费品的价格水平在任何一段时间内都会对城乡居民的储蓄存款产生影响,因此有必要通过政府调控物价水平来增加或缩减居民储蓄额。第三,股票确实对家庭储蓄存款产生转移效应。虽然影响系数不是很大,但它表明居民仍然对银行存款有更安全的感觉。因此,金融市场的产品多样性和安全性应该得到提高,使人们更多参与到金融投资当中,改变目前过度储蓄存款的现象。第四,从恩格尔系数来看,要继续建立和完善社会保障制度,减少居民的预防性储蓄动机,提高居民的消费意愿。

参考文献

- [1]潘亚琼.影响我国城乡居民储蓄存款因素的实证分析[J].现代商业,2015(09).
- [2]孙波,胡小武.新型城镇储蓄增长—以常熟市支塘镇为例[J].城市地理,2014(10).
- [3]阮慧敏,乌拉尔沙尔赛开,邓力源.人口红利:基于中国储蓄数据的实证研究[J].社会科学研究,2014(02).
- [4]郑其敏,王振兴.城镇化视角下的居民消费储蓄行为分析[J].海南金融,2013(11).

作者简介:李坤光(1997-),男,汉族,籍贯:吉林省长春市,在读研究生,研究方向:家庭金融。