

消费者信心影响中国家庭消费的实证诠释

田金方¹ 朱倩倩²

(1. 山东财经大学统计学院, 山东 济南 250014; 2. 中国人民大学统计学院, 北京 100732)

[摘要] 作为对消费者情绪的一种概况及量化描述, 消费者信心指数可以先行揭示宏观经济的变化规律, 影响消费者的行为, 从而对家庭消费有一定的影响。利用 2003-2010 年《中国统计年鉴》中的有关资料, 利用回归模型和因果引导关系模型, 实证研究了消费者信心指数对我国城镇家庭及农村家庭消费行为的影响。研究认为: 消费者信心指数能够先行预测城镇家庭及农村家庭的消费增长, 且对两者的影响模式存在显著差异, 消费者信心指数对农村家庭消费的解释能力强于城镇家庭, 究其成因在于农村家庭消费的乐观倾向。

[关键词] 消费者信心指数; 家庭消费; 格兰杰因果检验

[中图分类号] F222 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 2095-3410(2013)02-0076-06

一、引言

消费者信心 (Consumer Confidence Index, 简记为 CCI) 能否影响到家庭消费等宏观经济变量是一个很有意义也是很有挑战性的课题。消费者信心反映了消费者情绪, 是指消费者根据国家或地区的经济发展形势, 对就业、收入、物价、利率等问题的综合判断后得出的一种看法和预期。消费者信心不能直接影响家庭消费, 作为一种心理状态, 主要是通过影响消费者的消费储蓄决策进而影响家庭消费, 消费者信心会通过影响消费者的需求决策而影响家庭消费增长。消费者信心提高, 意味着消费者对未来的乐观程度上升, 这将会影响到他们的个人消费决策, 增加个人消费, 从而从总需求层面提高家庭消费支出。家庭消费支出提高, 内需增加, 从而影响到国家的货币等宏观经济调整政策。正如 Blanchard^[1] 所指出, 准确预测家庭消费对于政策制定者来说是至关重要的。

类似于美、英等国消费者行为的预测价值, 如果中国消费者信心指数能如实反映中国消费者的信心, 进而影响中国家庭消费支出, 那么中国政府和企业界就有必要对其给予足够的重视。生产者可以根

据 CCI 的变化来调节自身的生产, CCI 上升时, 可以扩大生产来满足预期消费需求的扩大; 而 CCI 下降时, 则不再扩大生产甚至减产。而政府则可以把 CCI 作为一个先行指标用于指导宏观政策的制定, 当 CCI 下降时, 采取一些鼓励消费的措施, 比如, 调低利率、扩大消费信贷等。因此, 本文研究的主要问题是, 中国的消费者信心能否影响中国家庭消费支出? 如果中国的消费者信心具有这种预测能力, 那么消费者信心对中国城镇家庭消费及农村家庭消费的影响是否有差异?

具体来说, 本文在综述国内外相关研究文献的基础上, 从两个方面分析消费者信心如何影响中国家庭消费支出。首先使用简化的回归模型来评估 CCI 对短期家庭消费行为的预测能力, 其次通过格兰杰因果检验来检验 CCI 是否可以作为家庭消费的 Granger 原因, 最后考虑城镇家庭及农村家庭两种消费主体, 分析 CCI 对中国城镇家庭消费及农村家庭消费的影响是否有差异。

二、研究述评

关于消费者信心与家庭消费支出的关系研究尚不多见, 但是关于消费者信心和宏观经济变量的研

[基金项目] 本文是国家社会科学基金项目“金融危机后基于高频数据的新风险测度研究”(项目编号: 10CTJ003) 和“基于高频数据的已实现波动率研究”(项目编号: 09BTJ011) 的阶段性成果。

[作者简介] 田金方(1977-), 男, 山东巨野人, 山东财经大学统计学院副教授、经济学博士。主要研究方向: 金融统计。

究比较成熟,文献较多,可供我们研究借鉴。消费者信心指数最初由美国密西根大学调研中心于20世纪40年代首先提出,其初衷是为了研究消费需求对经济周期的影响,作为先行指标,与其他重要的宏观经济变量存在一定的联系,所以,作为判断消费者支出意愿(倾向)的消费者信心指数备受国内外经济学家重视。

Batchelor等^[2]发现CCI作为辅助变量有助于预测一些经济变量的走势。Joshy等^[3]的研究发现,英国CCI对家庭消费的预测功能更多地体现在耐用品消费上面,并且与美国做了比较。Dean^[4]回顾了CCI对于预测消费支出的相关文献。Rutger等^[5]主要研究了CCI测量和波动的内涵。实际上,Haugh^[6]发现在经济衰退时期消费者信心具有较强的预测力。Barsky等^[7]对于信心和通货膨胀关系的理论分析模型是建立在新凯恩斯主义的框架下。Dees等^[8]利用美国和欧洲在2007-2009年金融危机期间的数据,实证检验了消费者信心和消费支出的关系,发现在危机时期,即使控制了基本面的信息,消费者信心指数仍然是家庭消费支出的一个很好的指示器,但他们的分析重点在信心与家庭消费的关系,忽视了分析信心是否对家庭消费有直接影响。

国内学者的研究主要有,吴文锋等^[9]考察了自1998年以来CCI与宏观经济变量之间的互动关系,发现我国的CCI基本上可以预测消费者行为,但对各经济部门并没有起到明显的引导功能。杨茂^[10]研究了CCI与我国四个城市(北京、天津、广州、上海)社会消费品零售总额之间的关系,但是该文并没有注意到社会消费品零售总额主要是有形货物的零售额,最终消费中的大部分服务消费并不包括在其中;而且社会消费品零售总额除了包括个人消费之外,还包括团体性消费。王汝芳等^[11]使用CCI作为投资者情绪的测量,研究了CCI与股市收益率之间的关系,然而CCI并不完全面向投资。席晓青等^[12]的实证研究表明,CCI与CPI之间不存在宏观总量上的显著相关。张道德^[13]采用VAR方法得到的研究结果是,CPI对CCI存在负面影响。潘建成、唐诗磊^[14]通过假设成本加成定价幅度是信心的函数,构造了基于信心的新凯恩斯菲利普斯曲线,并通

过VAR模型和BVAR模型实证研究了信心如何影响中国通货膨胀。研究发现,企业家信心指数能够影响也能预测中国通胀,而消费者信心指数无法影响也无法预测中国通胀;企业家信心指数对通货膨胀的影响机制类似于总需求冲击影响机制;VAR模型和BVAR模型的结论基本一致。

纵观现有国内外文献,笔者没有发现基于中国实际数据研究CCI能否预测家庭消费以及城乡差异的相关资料,鉴于此本文利用中国国家统计局研制并发布的CCI数据,探讨CCI预测家庭消费的能力,以及CCI对中国城镇家庭消费及农村家庭消费的影响是否有差异。

三、样本数据的选取及基本特征

(一)样本描述及变量含义

自美国密西根大学编制CCI以来,许多国家都在编制消费者信心指数,如今消费者信心指数已经成为反映经济发展形势的风向标。中国国家统计局从1997年12月开始研究编制我国的消费者信心指数,每季度发布一次《中国消费者信心监测报告》,目的是从一个新的角度为各级政府、工商界和国内外投资者综合判断经济运行的状态提供参照系,为各经济主体制定和采取的决策提供辅助信息。经过几年的实践,消费者信心指数已经成为我国经济景气指数体系的有机组成部分,受到国内外的关注。

本文选取中国国家统计局对外发布的月度消费者信心指数(CCI)表示消费者情绪,家庭消费变量选取城镇家庭人均消费性支出(记为city)和农村家庭人均现金支出(记为rural),同时研究所利用的协变量是国内生产总值(GDP),样本区间为2003年1月至2010年11月共95个月度数据。所有样本数据均取自中国统计年鉴,图表处理采用Excel,计算分析采用Eviews5.0。由于统计年鉴里国内生产总值指标只有年度数据和季度数据,因而我们将GDP的季度数据采用缺失值插补处理方法转变成月度数据。

GDP和城镇家庭及农村家庭的消费支出均按当年价格计算。考虑到季节因素的影响,本文对GDP、城镇家庭人均消费性支出以及农村家庭人均现金支出采用季节调整后的数据。记GDPsa,citysa和ruralsa分别为季节调整后的国内生产总值、城镇

家庭人均消费性支出以及农村家庭人均现金支出,记 $DGDPsa$ 、 $Dcitysa$ 和 $Druralsa$ 分别为季节调整后的国内生产总值、城镇家庭人均消费性支出以及农村家庭人均现金支出的变化率。其表达式为

$$DX_t = (X_t - X_{t-1}) \div X_{t-1}$$

其中, X_t 分别代表 t 时期的 $DGDPsa$ 、 $Dcitysa$ 和 $Druralsa$ 。

(二) 样本数据的基本特征

为了观察样本数据的波动变化情况,我们绘制各个指标的样本数据折线图以展示样本数据的变动,如图 1 所示。

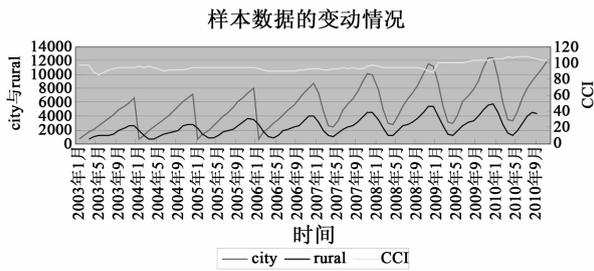


图 1 各指标样本数据的变动情况

首先,我们观察分析样本区间内消费者信心指数的基本特征。正如图 1 显示,我国的消费者信心指数在 100 附近波动,2008 年 12 月份之前,信心指数数值均在 100 以下,表明消费者信心不足,从 2009 年至今,信心指数数值均大于 100,说明消费者较乐观。此外,CCI 在当前样本期的数值处于整个样本期的最高期,CCI 在 2008 年末开始回升并达到比以前月份更高的水平,而这段 2009 至 2010 年的高峰期恰恰在我国逐渐摆脱金融危机影响期间。虽然消费者信心指数在 2008 - 2009 年全球金融危机时期处于下降阶段,特别是 2009 年初消费者信心指数突然下跌,但这没有持续很长时间。

其次,我们观察分析样本区间内城镇家庭人均消费性支出(简记为 city)以及农村家庭人均现金支出(简记为 rural)的基本特征。显然,city 与 rural 的样本数据波动呈现明显的季节性和趋势性,这体现在,两者的波动均呈现固定的季节性波动,而且两者在样本区间内都保持着增长势头。此外,城镇家庭人均消费性支出水平比农村家庭人均现金支出大,并且数据波动程度前者也比后者大,在 2007 年之前,city 与 rural 的波动步调有明显的差异,但 2007

年后,两者的波动步调基本一致。

再次,我们对比 CCI 与 GDP 的增长变动情况,为此我们绘制 CCI 及 GDP 的增长率变动图,如图 2 所示。观察图 2 可以发现 CCI 增长率与季节调整后 GDP 增长率变动总体上有这样的特点,CCI 的变动要先于 GDP 的变动,即 CCI 上升或下降时,该时期向后推移一两个季度,GDP 会有大体相一致的变动趋势。具体说来,在 2004 年 6 月份左右我国的 CCI 跌至低谷,而两个季度之后,即在 2005 年 2 月份左右,我国的 GDP 也跌至低谷;此外,在 2008 年末至 2009 年第一季度期间,CCI 由低谷升到高峰,GDP 则滞后一个季度后由低谷达到高峰。

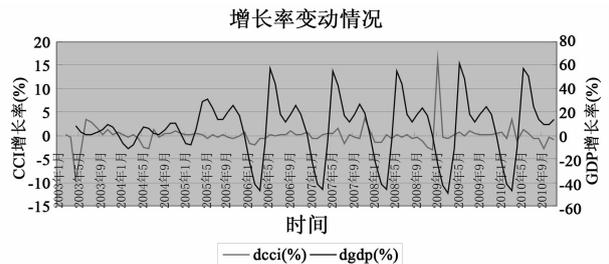


图 2 CCI 增长率及 GDP 增长率变动图

最后,我们对比分析 GDP、city 和 rural 数据经过季节调整后的增长率变动情况,为此绘制图 3。由图 3 可以看出,季节调整后的农村家庭人均现金支出增长率($druralsa$)明显剔除了季节效应的影响,变动比较平稳;季节调整后的城镇家庭人均消费性支出增长率($dcitysa$)和季节调整后的国内生产总值增长率($druralsa$)在样本区间内都还存在周期波动,且波动呈现显著的分段情况,具体地说,2006 年 8 月份之前季节调整后的城镇家庭人均消费性支出增长率呈现一致的周期波动,而此后呈现另一种一致的周期波动,对季节调整后的国内生产总值,其增长率在 2005 年 9 月份之前与之后呈现两种不同的周期波动。此外,由样本数据计算可知,季节调整后的国内生产总值($DGDPsa$)月度平均增长 2.536%,季节调整后的城镇家庭人均消费性支出($Dcitysa$)月度平均增长 10.5583%,季节调整后的农村家庭人均现金支出($Druralsa$)月度平均增长 1.27603%。

四、CCI 的预测能力:回归模型和格兰杰因果检验

这一部分评估 CCI 对家庭消费的预测能力。我们首先使用一些简化的回归模型进行评估,用以检

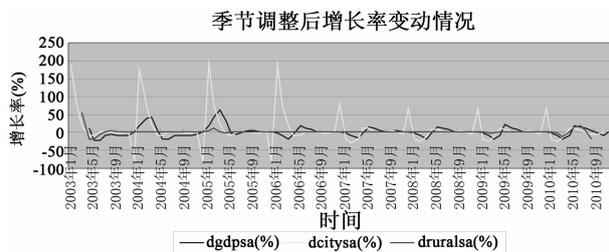


图3 季节调整后增长率变动情况

验消费者信心指数对家庭消费是否有预测作用;其次,我们通过格兰杰因果检验来检验消费者信心指数与家庭消费的引导关系问题。

(一) 回归模型

评估 CCI 的短期预测性的一个简单方法是检验

估计所得回归方程的 \tilde{R}^2 , 即检验回归方程的整体显著性。该回归模型是各种家庭支出测量指标增长情况对 CCI 及其滞后值的回归, 回归模型如下所示:

$$Ic_t = c + \sum_{i=0}^N \beta_i S_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

这里, Ic_t 代表相应时期的家庭消费支出, S_t 代表相应时期的 CCI。如果消费者信心指数对家庭消费有预测作用, 则 CCI 及其滞后变量可以解释家庭消费支出的变动, 那么, (1) 所表示的数学模型在统计上应是显著的, 即至少有一个 $\beta_i \neq 0 (i = 0, 1, \dots, N)$ 。我们这里所考虑的家庭消费支出是城镇家庭和农村家庭两个消费主体的消费支出, 考虑数据存在的季节性, 两个消费主体的消费支出数据采用季节调整后的数据, 即 citysa 和 ruralsa。针对这两个消费主体, 我们根据回归方程 \tilde{R}^2 的大小、系数显著性以及 AIC 准则, 在所有整体上显著的回归方程中分别为城镇家庭和农村家庭选择一个较优的模型。(1) 式的相应回归结果见表 1 和表 2。

我们下一步研究引入控制条件后 CCI 的预测能力是否发生变化。这需要通过引入其他可用经济预测变量(即控制变量)来实现, 估计的回归等式形式如下:

$$Ic_t = c + \sum_{i=0}^N \beta_i S_{t-i} + \sum_{j=1}^M a_j^T X_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

a_j^T 是 $1 \times M$ 维系数向量 (M 是控制变量的个数), X_t 是由控制变量构成的向量, 此处选用的控制变量是 GDP。估计等式 (2) 所用的控制变量有 $\Delta X_t, \Delta X_{t-1}, \Delta X_{t-2}, \Delta X_{t-3}$ 和 ΔX_{t-4} , 即 GDP 的增长率

及其滞后变量。(2) 式的回归结果见表 3 和表 4。

表 1 城镇家庭应用回归模型 (1) 的参数值

变量	系数	t 值
c	-13043.25 (0.0001)	-4.223535
CCI	189.4224 (0.0000)	5.872355
F 值	调整的 R ²	AIC
34.48455 (0.0000)	0.262656	17.67324

表 2 城镇家庭应用回归模型 (2) 的参数值

变量	系数	t 值
c	-6892.086 (0.0000)	-7.227717
CCI	56.87966 (0.0001)	4.024524
CCI(-3)	39.69344 (0.0112)	2.592666
F 值	调整的 R ²	AIC
48.24469 (0.0000)	0.514958	15.07469

表 3 城镇家庭应用回归模型 (2) 的参数值

变量	系数	t 值
c	-13818.97 (0.0000)	-4.822292
CCI	199.2100 (0.0000)	6.649242
dGDP	-692.4460 (0.2731)	-1.102815
F 值	调整的 R ²	AIC
22.53987 (0.0000)	0.321299	17.5308

表 4 农村家庭应用回归模型 (2) 的参数值

变量	系数	t 值
c	-6876.508 (0.0000)	-7.241951
CCI	55.27808 (0.0009)	3.45429
CCI(-3)	40.92954 (0.0176)	2.422298
dGDP(-2)	353.8369 (0.0567)	1.932499
F 值	调整的 R ²	AIC
33.06176 (0.0000)	0.525071	15.07583

注: 样本期是 2003/01 - 2010/11。() 中给出的是模型参数及总体显著性检验的 P 值。CCI(-3) 表示 CCI 滞后 3 期的变量, dGDP(-2) 表示 GDP 增长率滞后 2 期的变量。

由表 1 和表 2 给出的相应回归结果可知, 存在 CCI 及 CCI 的滞后变量使得其回归系数显著不为零, 因此可以得出结论, CCI 及其滞后变量可以解释家庭消费支出的变动。而且, 表中系数显著性检验的 P 值较小, 多数 P 值小于 0.05, 这表明指标 CCI 及其滞后变量对于家庭消费支出有相当好的解释能力。对于城镇及农村这两类消费主体, 整体显著性检验表明指标 CCI 及其滞后变量的解释能力是显著的。此外, 根据表中所给出的同一主体应用回归等式 (1) 和回归等式 (2) 所得的 \tilde{R}^2 (调整的 R²), 我们

还可以计算出等式(1)引入控制变量后所增加的 \tilde{R}^2 。引入控制变量后,总体显著性检验(F 检验)表明,在 5% 或更高的显著性水平下,CCI 对两种消费主体的消费支出解释能力显著;此外, \tilde{R}^2 增加反映引入控制变量后,CCI 的解释能力提高,对城镇家庭而言,控制变量的引入使 \tilde{R}^2 由 26.27% 增加到 32.13%,对农村家庭而言,控制变量的引入使 \tilde{R}^2 由 51.50% 增加到 52.51%,这说明增加 GDP 增长率及其滞后变量作为控制变量后,CCI 对城镇和农村两种消费主体的消费支出解释能力增强。

(二) 格兰杰因果检验

格兰杰检验是运用 F 统计量来检验变量之间因果关系的检验。如果要检验变量 X 是否是变量 Y 的原因,可以通过检验变量 X 的滞后值是否显著影响变量 Y,如果影响不显著,那么称 X 不是 Y 的“Granger 原因”(Granger cause),如果影响显著,那么称 X 是 Y 的“Granger 原因”。同理,我们也可以检验变量 Y 是否是变量 X 的原因,即通过检验变量 Y 的滞后值是否显著影响变量 X,如果影响不显著,那么称 Y 不是 X 的“Granger 原因”(Granger cause),如果影响显著,那么称 Y 是 X 的“Granger 原因”。

存在均衡关系的变量之间才有进行因果检验的意义,因此,在进行格兰杰检验之前,我们需要先确定变量 X 与变量 Y 之间是否存在长期均衡关系,这需要通过协整检验来实现。在进行时间序列分析时,传统上要求所用的时间序列必须是平稳的,即没有随机趋势或确定趋势,否则会产生“伪回归”问题。但是,在现实经济中的时间序列通常是非平稳的,我们可以对它进行差分把它变平稳,但这样会让我们失去总量的长期信息,而这些信息对分析问题来说又是必要的,协整是解决此类问题的好方法,如果非平稳序列之间具有协整关系,则不会产生虚假回归的问题,这正是协整检验的意义所在。

以下我们分别考虑 CCI 与 dcitysa, CCI 与 dtownsa 之间是否存在协整关系,并做格兰杰因果检验,以检验消费者信心指数与城镇家庭及农村家庭消费支出的引导关系,即 CCI 的变动引起家庭消费

的变动,还是家庭消费的变动引起 CCI 的变动。我们首先做了平稳性检验,皆为一阶单整。于是可以建立协整关系,并且通过了协整检验。以下是分析结果。

表 5 CCI 与 dcitysa 协整检验结果

Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob. **
None *	0.396588	47.95244	15.49471	0.0000
At most 1	0.021559	1.983366	3.841466	0.1590

表 6 CCI 与 druralsa 协整检验结果

Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob. **
None *	0.458915	53.85378	15.49471	0.0000
At most 1	0.004819	0.420276	3.841466	0.5168

由协整检验结果可知,CCI 与 dcitysa 之间以及 CCI 与 druralsa 之间存在协整关系,所以,我们可以进一步进行 Granger 因果关系检验,滞后期取 2,结果如下:

表 7 CCI 与 dcitysa 的 Granger 因果检验结果

Null Hypothesis:	Obs	F - Statistic	Probability
CCI does not Granger Cause dcitysa	92	0.56776	0.56888
dcitysa does not Granger Cause CCI		3.93986	0.02302

表 8 CCI 与 dcitysa 的 Granger 因果检验结果

Null Hypothesis:	Obs	F - Statistic	Probability
druralsa does not Granger Cause CCI	88	3.39987	0.03782
CCI does not Granger Cause druralsa		1.72343	0.18442

以上检验结果及分析表明,dcitysa 和 druralsa 分别是 CCI 的 Granger 原因,即 CCI 会受到家庭消费支出变动的的影响,这说明 CCI 对消费支出变动是敏感的、滞后的,但这种敏感性会在预期中表现出一定的倒置,即会提前表现出来,进而可以作为消费支出波动趋势的指示性变量,即体现在 CCI 具有对家庭消费支出的预测、解释能力。倒置现象可能是因为预期对实际变动有过度反应,并且这种反应带有一定的时滞。

(三) CCI 对城镇家庭及农村家庭消费行为影响的对比分析

通过前面对 2003 年 - 2010 年消费者信心指数与我国城镇家庭及农村家庭消费支出因果关系的检验发现,无论是城镇家庭还是农村家庭,其消费支出变

动均能够引导 CCI 的变动,即 CCI 对额外需求价格变动是敏感的、滞后的。同时,等式(1)和等式(2)的回归结果表明,这种敏感性会在预期中表现出一定的倒置,即 CCI 可以用于解释和预测家庭消费。当然,CCI 对于城镇家庭和农村家庭的解释预测作用大小不同,这表现在,对于城镇家庭 CCI 可以解释其支出的 26.2656%,而对于农村家庭 CCI 可以解释其支出的 51.4958%。这种 CCI 对不同消费主体消费行为解释预测能力的差异,一定程度上是由生活及消费态度的差异造成的。城镇家庭虽然收入相对于农村家庭高,但由于生活压力相对更高,因而生活及消费态度一定程度上不如农村家庭乐观,因而一定程度上影响了消费者信心指数的解释预测作用。

五、结论

本文对消费者信心指数能否准确预测我国的家庭消费支出进行了实证性的研究。利用 2003 年—2010 年中国消费者信心指数、我国城镇家庭人均消费性支出和农村家庭人均现金支出变量数据,首先对 CCI、GDP 及消费支出的相关指标数据进行描述统计分析,接着应用回归分析方法,采用简化的基本等式方法建立回归方程,检验回归关系以及各回归系数的显著性,最后,通过格兰杰因果检验确定 CCI 与家庭消费之间的引导关系,研究结论发现:

1. CCI 能在一定程度上解释和预测我国的家庭消费支出。当消费者情绪在过渡乐观时会增加个人消费,从而从总需求层面提高家庭消费支出。需求增加,影响到政府和企业的定价决策,进而影响到国家的宏观经济调控;当消费者情绪过渡悲观时就会减少当下的消费,从而导致家庭消费支出下滑。

2. 家庭消费支出变动引导消费者信心指数,但是这种引导作用会出现一定的倒置现象,这体现在消费者信心指数对家庭消费有一定的解释能力,但对于城镇家庭和农村家庭这两种不同的消费主体,消费者信心指数对家庭消费的影响则不同。

3. CCI 对农村家庭的预测解释能力是城镇家庭的两倍,这种不同消费主体消费行为的解释差异,在一定程度上是由生活及消费态度的差异造成的。城镇家庭虽然收入相对于农村家庭高,但由于生活压力相对更高,因而生活及消费态度在一定程度上不如农村家庭乐观,因而在一定程度上影响了消费者

信心指数的解释预测作用。

参考文献:

- [1] Blanchard, O. J. What caused the last recession? Consumption and the recession of 1990 - 91 [J]. American Economic Review Papers and Proceedings, 1993, (2): 270 - 274.
- [2] Batchelor, R. & Dua, P. . Improving macro - economic forecasts: The role of consumer confidence [J]. International Journal of Forecasting, 1998, 14(1): 71 - 81.
- [3] Joshy Z. Easaw, Dean Garratt, Saeed M. Heravi, Does consumer sentiment accurately forecast UK household consumption? Are there any comparisons to be made with the US? [J]. Journal of Macroeconomics, 2005, (27): 517 - 532.
- [4] Dean Croushore, consumer - confidence indexes help forecast consumer spending in real time? [J]. North American Journal of Economics and Finance, 2005, (16): 435 - 450.
- [5] Rutger van Oest, Philip Hans Franses, Measuring changes in consumer confidence [J]. Journal of Economic Psychology, 2008 (29): 255 - 275.
- [6] Haugh David L. . The Influence of Consumer Confidence and Stock Prices On The United States Business Cycle, 1953 - 2003 [J]. CAMA Working Papers 2005(3).
- [7] Barsky, Robert B. and Eric R. Sims. Information, Animal Spirits, and the Meaning of Innovations in Consumer Confidence [J]. NBER Working paper, 2009, NO. 15049.
- [8] Dees Stephane, and Soares Brinca, Pedro. Consumer Confidence as a Predictor of Consumption Spending: Evidence for the United States and the Euro Area [J]. ECB Working Paper 2011, No. 1349.
- [9] 吴文锋, 胡戈游. 中国消费者信心指数的信号引导功能 [J]. 系统工程理论方法应用, 2004, (10).
- [10] 杨茂. 中国消费者信心与消费需求拉动效应的实证分析 [J]. 经济经纬, 2006, (01).
- [11] 王汝芳, 田业钧. 消费者信心指数与股票市场收益的实证研究 [J]. 经济与管理, 2009, (12).
- [12] 席晓青, 谢荷锋, 陈南岳. CCI 与 CPI 关系的实证研究 [J]. 管理评论, 2009, (05).
- [13] 张道德, 俞林. CPI、PMI 与 CCI 的关系研究与实证分析 [J]. 中国物价, 2009, (09).
- [14] 潘建成, 唐诗磊. 信心如何影响中国通货膨胀 [J]. 统计研究, 2010, (10).