

农业经济学刊

JOURNAL OF AGRICULTURAL ECONOMY

张德元 主编

2015年第1期（总第1期）

陈文胜 / 劳动节约型技术创新、人力资源开发与
提高农业劳动生产率研究

王宇新 / 农村税费改革对村级财务状况的影响分析

徐立成 周立 石李陪 / “农消对接”：食物体系“信任共同体”的重建

王军 / 我国农民合作社变异的原因分析及对策建议

钟真 孔祥智 / “新常态”下的中国农业政策转型



社会科学文献出版社
SOCIAL SCIENCES ACADEMIC PRESS (CHINA)

农业经济学刊

JOURNAL OF AGRICULTURAL ECONOMY

2015 年第 1 期（总第 1 期）

张德元 主编

图书在版编目(CIP)数据

农业经济学报. 2015 年. 第 1 期: 总第 1 期/张德元主编. —北京: 社会科学文献出版社, 2015. 10

ISBN 978 - 7 - 5097 - 8005 - 3

I. ①农… II. ①张… III. ①农业经济 - 文集 IV. ①F3 - 53

中国版本图书馆 CIP 数据核字 (2015) 第 208997 号

农业经济学报 (2015 年第 1 期 总第 1 期)

主 编 / 张德元

出 版 人 / 谢寿光

项目统筹 / 恽 薇

责任编辑 / 于 飞

出 版 / 社会科学文献出版社·经济与管理出版分社 (010) 59367226

地址: 北京市北三环中路甲 29 号院华龙大厦 邮编: 100029

网址: www.ssap.com.cn

发 行 / 市场营销中心 (010) 59367081 59367090

读者服务中心 (010) 59367028

印 装 / 北京京华虎彩印刷有限公司

规 格 / 开 本: 889mm × 1194mm 1/16

印 张: 9.5 字 数: 215 千字

版 次 / 2015 年 10 月第 1 版 2015 年 10 月第 1 次印刷

书 号 / ISBN 978 - 7 - 5097 - 8005 - 3

定 价 / 49.00 元

本书如有破损、缺页、装订错误, 请与本社读者服务中心联系更换

 版权所有 翻印必究

农业经济学刊

(2015 年第 1 期 总第 1 期)

主 办

安徽大学中国三农
问题研究中心

安徽大学农村改革与
经济社会发展研究院
(协同创新中心)

编委会

主 编 张德元

副主编 黄祖辉 崔宝玉
编 委 邓大才 刘 奇
杜志雄 张德元
罗必良 姚 洋
常 伟 崔宝玉
黄祖辉 温铁军

编辑部主任 崔宝玉

责任编辑 李 静 高钰玲

目 录

农业经济

- 食品价格波动与居民消费预期判断 李 静 / 1
劳动节约型技术创新、人力资源开发与提高
农业劳动生产率研究 陈文胜 / 13
基于多层次主成分方法的农业综合评价指标
体系研究
——以安徽省为例 王 辉 李潇颖 / 28

农村改革

- 城市化发展失衡的成因解释与治理政策
——基于城市经济学视角的地租与人口关系分析
..... 陈利根 张耀宇 宋璐怡 / 49
农村税费改革对村级财务状况的影响分析
——基于 CHIPS 行政村调查数据的分析
..... 王宇新 / 58

农民发展

- “农消对接”：食物体系“信任共同体”的重建
..... 徐立成 周 立 石李陪 / 67

投稿邮箱 nyjjxk@126.com
00662003@aliyun.com
电 话 0551-65108001

致作者

投稿给本刊的稿件（论文、图表等）自发表之日起，其网络传播权即授予本刊，有特殊要求者敬请来稿时说明，未声明者，本刊即视为同意。本刊所付稿酬包括刊物内容上网服务报酬，特此说明。谢谢合作！

我国农民专业合作社变异的原因分析及对策建议 王 军 / 81

新生代农民工文化娱乐方式调查研究
——基于安徽调研数据 简 鹏 / 87

农业政策

“新常态”下的中国农业政策转型 钟 真 孔祥智 / 98

中俄农业合作新机遇及对策研究 于 敏 / 112

安徽美好乡村建设实践与理论探讨 谢培秀 / 120

农业经济史

早期乌江信用合作社的运营分析 蒋力兵 / 131

研究述评

社会保障的劳动力供给效应研究评述 程 杰 崔宝玉 / 136

《农业经济学报》稿约 / 147

食品价格波动与居民消费预期判断*

李 静**

摘 要：本文首先分析个人对外部环境的主观判断对消费意愿影响的机制，研究表明，引致消费意愿发生改变的不仅仅是个人预期行为本身，真正起作用的是引起预期行为之前的各种主观判断。由于食品价格和居民的实际生活息息相关，因此，食品价格波动容易引起居民的预期。当食品价格持续上涨时，居民不仅对食品价格持续上涨是否引起通货膨胀，进而对整个经济环境形势进行判断，而且对导致食品价格持续上涨的各种诱因进行判断，并最终形成个人预期。本文借助一项针对居民对食品价格波动反映情况的调查数据，实证考察面对食品价格上涨，居民对外部环境形势认识以及引起食品价格上涨诱因的各种主观判断对消费意愿影响，最后提出了本文的研究结论和相应的政策建议。

关键词：食品价格 消费者意愿 随机事件 预期

个人的消费行为不仅仅受限于当期的收入约束，而且更多考虑未来的终生预期收入（Hall，1978）。当特定个人受到外部不确定因素冲击时，其终生收入预期将会发生改变，此时，特定个人将调整当期消费行为以适配新的终生收入预算约束。但是，对于个人来说，其并不是最先考虑未来的收入预期，而是先对外部环境及其引起这种冲击的诱因进行判断，然后才产生并确定未来收入预期。因此，尽管最终的预期将影响个人消费行为，但是真正起作用的是引起预期行为之前的各种主观判断。

食品作为人们基本生活的必需品，食品价格波动直接影响居民的实际生活，对于居民来说，其最先感知的不是一般价格水平，而是各类食品价格的波动。同时，食品

* 本文获国家社科基金项目“我国食品价格波动周期及平抑机制研究”（项目批准号：12BJY105）、中央高校基本科研业务费专项资金“教育部新人奖”项目（项目批准号：T201210501）的资助。

** 李静，安徽大学中国三农问题研究中心研究员，主要研究居民主观幸福问题。

价格的另一个显著特点是容易受到外部随机因素的冲击而产生较大幅度的波动,比如国内外自然灾害事件等(李静等,2011;黎东升等,2014),因此,食品价格波动容易引起居民的注意。当食品价格持续上涨时,居民不仅对食品价格持续上涨是否引起通货膨胀,进而对整个经济环境形势进行判断,而且对导致食品价格持续上涨的诱因进行主观判断。正是这些判断组合形成了居民的最终预期,从而引致居民的消费意愿或者消费行为发生改变。因此,从这个意义上讲,影响消费行为发生改变的不仅仅是个人预期行为本身,也是引起预期行为发生之前的各种主观判断。

本文首先分析个人的主观判断对消费行为影响的机制,在此基础上考察面对食品价格上涨,居民对外部环境形势以及引起食品价格上涨诱因的各种主观判断对消费意愿的影响。我们将借助一项针对居民对食品价格波动反映情况的调查数据做一个尝试性的经验分析。

一 文献回顾

经典消费理论把决策行为中的心理因素纳入个人消费行为中,不仅丰富了消费理论,而且扩展了其适用范围。但是,关于在不确定条件下个人对外部环境的主观判断对消费行为影响的文献并不多。就所能够检索的文献来看, Hall (1978) 最早提出了不确定条件下的个人消费行为的理论模型。他研究指出,当个人面临外部不确定时,个人对外部环境的主观判断使得消费是个随机游走的过程。Kahneman and Tversky (1979) 进一步指出,个人选择行为是具有确定性效应、孤立效应和反射效应等的一系列消费意愿组合,个人的消费意愿并不符合期望效用理论原则。这表明任何引起个人对外部环境的主观判断都可能改变其心理预期,从而左右其消费意愿。不仅如此,个人不仅对外部环境进行判断,而且对引起事件发生的诱因进行判断。但是,对于个人来说,只有当外部事件发生时,他才会对外部环境形势及其引致事件发生的诱因进行判断,最主要的是个人的消费意愿将内在地决定其消费行为。Ajzen (1991) 在其计划行为理论中就指出,消费意愿直接决定了消费主体如何采取消费行为以及采取特定消费行为可能性的大小。Newberry et al. (2003) 也指出,消费行为与消费意愿直接相关,认为消费意愿是衡量消费者是否会产生购买行为的重要指标。这些研究都表明,居民消费行为不完全依赖于收入水平或者消费能力,更取决于其消费意愿的心理变化。我国学者李志兰等(2014)研究指出,家庭是一个动态的消费主体,每个生命周期阶段中的家庭,其消费意向、消费结构和水平都具有独特的特点。作为消费心理的集中表现和消费行为的前奏,家庭消费意愿的强弱直接决定了家庭未来消费行为的指向和强度,包括消费什么、何时消费以及在哪消费等。

近年来,学者们也对影响消费意愿的成因进行了相应的研究。例如, Wilkie and Alder 研究认为,家庭消费一个很重要的特征就是代际影响和代际传承,因而代际影响和代际传承可能是影响家庭当期消费意愿的成因。江林等(2009)把消费意愿操作化为消费时间、消费数量和消费努力程度3个维度,他们研究认为,消费意愿不足是导致我国居民消费需求低迷的关键心理成因,而消费意愿不足又是由一系列深层次

心理因素引起的。贺京同等(2009)认为,消费者的心理安全是决定其消费意愿的重要因素,而公共福利支出又是影响心理安全的重要因素,他们通过检验发现,当公共福利支出满足居民心理安全需求的能力下降时,居民的消费增长对收入增长的反应系数显著变小,他们进一步指出,通过对政府支出的内部结构进行调整以维持居民的心理安全可以达到提高居民消费意愿、刺激居民消费增长的目的。由于外部环境的改变是影响消费心理预期的诱因,因此,何平等(2010)研究认为,家庭进行消费或储蓄的行为受消费欲望和积累财富欲望的支配,但是家庭财富占有的欲望与消费的欲望强弱变化将受到外在的生存环境的影响。杨继生等(2011)基于中国农村经济的结构特征和居民决策行为,考察了政策环境效应对居民消费意愿的影响。他们研究指出,政策环境因素对消费意愿的影响是突变性的,并且具有记忆能力。当收入增长的政策环境效应呈上升趋势时,消费意愿政策环境效应的上升相对滞后,而当收入增长的政策环境效应呈现下降趋势时,消费意愿政策环境效应的下降相对超前。

二 基本理论分析和样本说明

(一) 理论机制

个人的当期消费意愿不仅仅受到当期收入的影响,而且更主要的是受限于未来的不确定性,因此未来所有不确定性因素都可能引发个人对外界环境的主观判断。接下来,我们借鉴不确定条件下的消费模型进行刻画。

我们假定个体的效用函数为二次型:

$$E(U) = E\left[\sum_{t=1}^T (C_t - \frac{a}{2}C_t^2)\right], a > 0 \quad (1)$$

这里, $E(U)$ 为个人终生期望效用, C_t 为 t 期消费。对于特定个人来说,由于未来的不确定性,如果个人预测收入约束条件发生变化,则个人将平滑当期消费和未来消费,从而使终生效用最大。假定利率为 0, 则特定个人的预算约束为:

$$\sum_{t=1}^T C_t \leq A_0 + \sum_{t=1}^T Y_t \quad (2)$$

其中, A_0 为个人拥有的初始财富, Y_t 为第 t 期的收入。借助欧拉方程方法,求解以上优化问题,我们得出如下关系:

$$C_t = E_1(C_t) \quad (3)$$

对特定个人来说,其期望的终生消费等于其期望的终生收入,因此将(2)式取等号并对等式两边同时取期望值,则得出个人终生消费和终生收入之间的关系式:

$$\sum_{t=1}^T E_1(C_t) = A_0 + \sum_{t=1}^T E_1[Y_t] \quad (4)$$

进一步,将(3)式代入(2)式,我们得出如下关系式:

$$C_1 = \frac{1}{T}(A_0 + \sum_{t=1}^T E_1[Y_t]) \quad (5)$$

根据 (5) 式, 我们可以看出, 个人的当期消费取决于其期望的终生收入, 因此, 如果特定个人因外界冲击而使其预期收入约束条件发生改变, 则其将改变当期消费决策。接下来我们对此进行分析。

为简化分析, 我们仅考察特定个人两个阶段的预期情况, 令第 1 阶段预期收入为 $E_1(Y_t)$, 第 2 阶段预期收入为 $E_2(Y_t)$ 。令特定个人预期收入改变为当外部事件发生时, 个人对外部环境形势及其引起事件发生的诱因的主观判断:

$$E_2(Y_t) - E_1(Y_t) = \Gamma\{X: X_{1t}, X_{2t}, X_{3t}, \dots, X_{nt}\} \quad (6)$$

这里, X 为一系列引致特定个人主观判断的因素集合, 既有确定性因素, 也有随机因素, 这些因素的主观判断集合构成了个人的最终预期。需要说明的是, 这些外部因素也可能是个人预期本身, 但是主要是个人对外部环境形势的判断及其引起事件发生的诱因的判断。如果 $X=0$, 则 $E_1(Y_t) = E_2(Y_t)$; 如果 $X \neq 0$, 则 $E_1(Y_t) \neq E_2(Y_t)$ 。也就是说, 当任何一事件发生并引致特定个人主观判断时, 个人期望收入将会改变。

进一步, 我们同样借助欧拉方程分析方法, 通过联立 (1) 式和 (2) 式, 我们得出个人第 2 期的最优消费支出的关系式:

$$C_2 = \frac{1}{T-1}(A_1 + \sum_{t=2}^T E_2[Y_t]) \quad (7)$$

由于 $A_1 = A_0 + Y_1 - C_1$, 将该式代入 (7) 式并对 (7) 式进行变形, 我们得出如下关系式:

$$C_2 = \frac{1}{T-1}\{A_0 + Y_1 - C_1 + \sum_{t=2}^T E_2[Y_t] + \sum_{t=2}^T [E_2(Y_t) - E_1(Y_t)]\} \quad (8)$$

结合 (5) 式、(6) 式和 (8) 式, 我们得出本文重要的结论:

$$\Delta C = C_2 - C_1 = \frac{1}{T-1} \sum_{t=2}^T \Gamma\{X: X_{1t}, X_{2t}, X_{3t}, \dots, X_{nt}\} \quad (9)$$

由 (9) 式可以看出, 当外部事件发生时, 个人对外部环境形势及其引起事件发生的诱因的各种主观判断集合, 使得个人平滑当期消费和未来消费以使终身效用最大化。这个结论表明, 个人消费意愿或消费行为的改变尽管表现在个人最终预期的改变上, 但是真正起作用的是引起预期行为之前的各种主观判断。

(二) 实证模型和样本说明

借助上述理论分析, 我们建立本文的实证模型。食品价格与居民实际生活息息相关, 因此, 居民不仅根据食品价格持续上涨是否引起通货膨胀, 进而对整个经济环境

形势进行判断,而且对导致食品价格持续上涨的诱因进行判断。基于上述的理论分析,我们把(9)式转变为如下线性形式:

$$\Delta C_i(X/P) = a + a_1 X_{1i} + a_2 X_{2i} + a_3 X_{3i} + \cdots + a_n X_{ni} + \varepsilon_i \quad (10)$$

其中 i 为特定个体, P 为食品价格, X 为居民的各种主观判断事件。该式表明,当面对食品价格上涨时,居民的各种主观判断对消费行为的影响。基于研究需要及数据的可得性,本文所考察居民主观判断的事件包括以下几个方面。

(1) 外部形势的判断,主要包括:①食品价格是否持续上涨;②食品价格上涨是否引发通货膨胀;③政府是否采取干预政策以及政策实施效果;④收入是否增加。

(2) 诱因判断,主要包括:①供求关系;②游资炒作;③生产成本。

(3) 由于居民的个体特征差异可能引发消费意愿差异,因此我们还考察了居民的个体特征,主要包括:①年龄;②性别;③收入。

我们令 $Y = \Delta C$,如果消费意愿下降,即 $\Delta C < 0$,则 $Y = 1$;相反,如果消费意愿增加或者不变,即 $\Delta C \geq 0$,则 $Y = 0$ 。根据以上设定,则(10)式所考察的因变量为二值选择变量。由于Probit模型可以有效地克服线形离散模型的偏效应问题,因此,本文借此Probit模型进行实证分析。通过简单的转换,(10)式相应的条件概率为:

$$P(Y_i = 1) = \Phi(C + \alpha_1 X_{1i} + \alpha_2 X_{2i} + \alpha_3 X_{3i} + \cdots + \alpha_n X_{ni} + \varepsilon_i) \quad (11)$$

本文的实证数据来自课题组于2013年1~3月一项针对北京市和荆州市居民对食品价格波动反映情况的调查。我们利用调查问卷及随机抽样的方法总共发放420份问卷,剔除其中回答前后矛盾及不完整问卷之后,收回350份有效问卷。

我们根据湖北省城镇居民平均月收入水平把调查的样本分为低收入群体、中等收入群体和高收入群体。划分标准为:低收入群体的收入水平为2000元以下,中等收入群体的收入水平为2000~4000元,高收入群体的收入水平为4000元以上。该调查的食品种类为粮食、蔬菜、猪肉、鸡蛋、食用油、水果、水产品 and 奶制品等。

调查的主要内容和变量设定为以下几方面。

(1) 居民的个体特征:①收入水平,2000元以下=0,2000元及以上=1;②性别,男=1,女=0;③年龄,35岁以下=1,35岁及以上=0。

(2) 居民对食品价格波动的关注情况、主观感受:①关注=1,不关注=0;②有影响=1,没影响=0。

(3) 食品价格波动对居民的影响方式:心理预期=1,实际生活=0。

(4) 居民对食品价格波动的选择:①增加收入=1,其他(剔除政府干预项)=0;②政府干预=1,其他(剔除增加收入项)=0。

(5) 食品价格预测:继续上涨=1,平稳波动=0;通货膨胀=1,无通货膨胀=0。

(6) 食品价格上涨的主要原因:①供求关系=1,其他(剔除游资炒作和生产成本项)=0;②游资炒作=1,其他(剔除供求关系和生产成本项)=0;③生产成本=1,其

他 (剔除游资炒作和供求关系项) = 0。

(7) 居民对政府稳定食品价格政策的主观评价: 满意 = 1, 不满意 = 0。

问卷的具体形式及变量统计描述见表 1。

表 1 变量的统计描述

选 项	变 量	变量定义	均值	标准差	样本数
消费行为	消费与否	不愿意消费 = 1; 愿意消费 = 0	0.720	0.449	350
个体特征	性别	男 = 1; 女 = 0	0.273	0.446	350
	年龄	35 岁以下 = 1; 35 岁及以上 = 0	0.298	0.458	350
	收入	2000 元以下 = 0; 2000 元及以上 = 1	0.646	0.478	350
影响方式	心理或实际生活	心理预期 = 1; 实际生活 = 0	0.110	0.314	350
预期判断	收入增加	增加收入 = 1; 其他 = 0	0.212	0.409	350
	政府干预	政府干预 = 1; 其他 = 0	0.630	0.483	350
	通货膨胀	通货膨胀 = 1; 无通货膨胀 = 0	0.935	0.246	350
	食品价格上涨	继续上涨 = 1; 平稳波动 = 0	0.520	0.500	350
诱因判断	供求关系	供求关系 = 1; 其他 = 0	0.185	0.388	350
	游资炒作	游资炒作 = 1; 其他 = 0	0.453	0.498	350
	生产成本	生产成本 = 1; 其他 = 0	0.800	0.400	350
政策评价	满意与否	满意 = 1; 不满意 = 0	0.012	0.110	350

三 实证分析

(一) 个体特征与居民消费意愿差异

我们首先考察当食品价格上涨时, 居民的个体特征与居民消费意愿差异之间的关系。借助 Probit 模型, 我们得到相应的条件概率为:

$$P(Y_i = 1/Z) = \Phi(C + \alpha_1 Gender_i + \alpha_2 Age_i + \alpha_3 Income_i + \alpha_4 X_i + \varepsilon_i)$$

其中, Z 为考察的系列解释变量, $\Phi(Z)$ 为标准正态分布的分布函数。 Y_i 为居民的消费意愿, $Y_i = 1$ 表示不愿意消费, $Y_i = 0$ 表示愿意消费。解释变量为表征个体特征的变量, 主要包括: 性别差异 ($Gender$), 其中 $Gender = 1$ 表示男性, $Gender = 0$ 表示女性; 年龄差异 (Age), 其中 $Age = 1$ 表示年龄小于 35 岁, $Age = 0$ 表示年龄大于 35 岁; 收入差异 ($Income$), 其中 $Income = 1$ 表示收入大于 2000 元, $Income = 0$ 表示收入小于 2000 元。同时, 我们在模型中还引入解释变量的交互项 (X), 用以考察它们之间的交互作用, 主要有性别和年龄的交互项和性别与收入的交互项。

表 2 个体特征与消费意愿

解释变量	被解释变量:居民消费减少的概率				
	(1)	(2)	(3)	(4)	边际效应
性别差异(男=1;女=0)	-0.403 ** (0.162)	-0.1666 (0.195)	-0.413 ** (0.200)	-0.160 (0.235)	-0.141 ** (0.058)
年龄差异(小于35岁=1;大于等于35岁=0)	-0.048 (0.165)	0.210 (0.200)	—	0.196 (0.204)	—
收入差异(大于2000元=1;小于2000元=0)	-0.098 (0.157)	—	-0.100 (0.185)	-0.063 (0.189)	—
性别×年龄(男且35岁以下=1;其他=0)	—	-0.781 ** (0.357)	—	-0.772 ** (0.360)	-0.293 ** (0.139)
性别×收入(男且收入2000元及以上=1;其他=0)	—	—	0.029 (0.340)	0.031 (0.345)	—
常数项	0.751 *** (0.121)	0.641 *** (0.105)	0.737 *** (0.112)	0.668 *** (0.132)	—
控制个体效应	✓	✓	✓	✓	✓
LR χ^2	6.54	10.97	6.46	11.19	—
Pseudo R ²	0.0170	0.0285	0.0168	0.0290	—
观察数	350	350	350	350	—

注：“***”、“**”和“*”分别表示1%、5%和10%置信水平，括号内的数值为标准差。

表2为Probit模型实证的结果。表2的第(1)列显示，当引入居民的性别、年龄和收入3个表征居民个体特征的变量后，我们发现仅性别变量的系数在5%置信水平下显著，而年龄和收入变量的系数不显著。通过求解Probit模型的边际效应，得出性别变量的边际效应为-0.141，这表明，男性居民和女性居民面对食品价格的上涨具有不同的消费意愿，女性居民相比男性居民更倾向于减少消费的可能性。但是我们发现，面对食品价格的上涨，不同年龄段的居民和不同收入层次的居民并没有表现出显著的消费意愿不同。

尽管如此，当我们在表2的第(2)列中引入性别和年龄交互项后，性别和年龄交互项的系数显著为负值，这表明，虽然整体年龄差异面对食品价格上涨没有表现出消费意愿的不同，但是这种差异主要体现在35岁的男性和女性中。进一步，通过求解Probit模型的边际效应，我们得出35岁及以上的女性居民比其他男性或女性居民减少消费支出的可能性高出29.3%。由于不同收入阶层的恩格尔系数（家庭食品支出占消费总支出的比重）不同，因此食品价格波动对不同收入阶层的影响方式和影

响程度也不同, 尽管实证结果显示收入差异系数并不显著, 但是其系数为负值, 这表明低收入群体 (2000 元以下) 比高收入群体 (2000 元以上) 在食品价格上涨时更倾向于减少消费支出。

(二) 食品价格上涨的外部形势判断与居民的消费意愿

这一节考察居民在食品价格上涨时对外部形势的主观判断对消费意愿的影响, 借助 Probit 模型我们得到相应的条件概率为:

$$P(Y_i = 1/Z) = \Phi(C + \alpha_1 EIA_i + \alpha_2 EGI_i + \alpha_3 EPI_i + \alpha_4 EIF_i + \alpha_5 X_i + \varepsilon_i)$$

其中, Z 为一系列表征对外部形势判断的解释变量, 主要包括: 收入增加 (EIA), 其中, $EIA = 1$ 表示收入将增加, $EIA = 0$ 表示其他情况; 政府干预 (EGI), 其中, $EGI = 1$ 表示政府干预得力, $EGI = 0$ 表示其他情况; 食品价格持续上涨 (EPI), 其中, $EPI = 1$ 表示食品价格持续上涨, $EPI = 0$ 表示其他情况; 通货膨胀 (EIF), 其中, $EIF = 1$ 表示食品价格上涨将引发通货膨胀, $EIF = 0$ 表示其他情况; X 为解释变量的交互项, 主要有政府干预与食品价格的交互项和政府干预与通货膨胀的交互项, 用以考察政府稳定食品价格波动和通货膨胀的政策效果。 $\Phi(Z)$ 为标准正态分布的分布函数。

表 3 外部环境判断与消费意愿

解释变量	被解释变量: 居民消费减少的概率			
	(1)	(2)	(3)	边际效应
收入增加 (判断收入将增加 = 1; 其他 = 0)	-0.860 *** (0.193)	-0.816 *** (0.192)	-0.632 *** (0.179)	-0.295 *** (0.069)
政府干预 (判断政府干预得力 = 1; 其他 = 0)	-1.317 *** (0.210)	—	—	-0.338 *** (0.041)
价格上涨 (判断食品价格持续上涨 = 1; 其他 = 0)	0.557 *** (0.164)	—	1.114 *** (0.273)	0.167 ** (0.048)
通货膨胀 (判断食品价格引致通货膨胀 = 1; 其他 = 0)	—	1.117 *** (0.347)	—	0.413 ** (0.128)
政府干预 × 食品价格 (判断干预食品价格得力 = 1; 其他 = 0)	—	—	-0.903 ** (0.283)	-0.308 ** (0.096)
政府干预 × 通货膨胀 (判断干预通货膨胀得力 = 1; 其他 = 0)	—	-1.287 *** (0.214)	—	-0.355 *** (0.047)
常数项	1.476 *** (0.209)	0.602 ** (0.302)	0.514 *** (0.111)	—
控制个体效应	✓	✓	✓	✓
LR χ^2	67.73	56.27	30.27	—
Pseudo R^2	0.1757	0.1462	0.0785	—
观察数	350	350	350	—

注: “***”、“**”和“*”分别表示 1%、5% 和 10% 置信水平, 括号内的数值为标准差。

表3的第(1)列考察了居民对收入判断、对政府干预的判断以及对食品价格是否持续上涨的判断对消费意愿影响的实证结果。检验结果显示收入增加的系数显著为负,这表明,当居民判断将来收入增加时,即使食品价格上涨,也不引致居民消费支出的减少。我们在前文的实证分析中指出,居民的当期收入差异不是居民消费差异的原因。这说明,居民未来收入的变化是居民改变其消费行为的诱因,面对食品价格上涨,居民更多考虑的是将来的收入,而不是当前的食品价格波动幅度。

政府干预变量的系数显著为负,这表明,面对食品价格上涨,如果居民判断政府将采取措施稳定食品价格上涨,居民将不倾向减少当期消费。相反,如果居民认为政府不会采取措施稳定食品价格波动,居民将减少当期消费。由求解 Probit 模型的边际效应的值可以看出,认为政府会采取干预政策的居民比不认为政府会采取干预政策的居民大约高出 33.8%。

面对食品价格上涨,居民对食品价格是一次性上涨还是持续上涨进行判断,从而形成预期。表3显示,食品价格变量系数显著为正,这表明,如果居民判断食品价格将持续上涨,居民将减少当期消费。同时,食品价格持续上涨引发居民对通货膨胀的判断,使得居民对未来的经济社会形势产生悲观情绪,因此,接下来我们进一步分析面对食品价格的上涨,居民对通货膨胀的判断是否会对消费意愿的产生影响。表3的第(2)列显示,通货膨胀变量系数也显著为正,这进一步佐证了当居民判断食品价格持续上涨会引发通货膨胀时,居民的消费意愿显著下降。

以上实证检验表明,如果居民判断食品价格将持续上涨,或者认为食品价格上涨将引发预期通货膨胀,则居民将倾向于减少当期消费。但是,如果居民判断政府将采取干预政策,则居民将不会因为食品价格上涨或者通货膨胀而减少当期消费。为检验以上结论的稳健性,我们在表3的第(2)列和第(3)列引入政府干预变量和食品价格变量的交互项以及政府干预变量和通货膨胀变量的交互项。实证结果显示,它们的交互项系数都显著为负值,并且各自边际效应分别为 -0.308 和 -0.355。这表明,如果居民判断政府将采取稳定政策并且干预效果得力的话,居民将不会因为食品价格上涨而减少当期消费。

(三) 食品价格上涨诱因的主观判断与居民的消费意愿

这一节考察引致食品价格上涨诱因的主观判断对消费意愿的影响,借助 Probit 模型我们得到相应的条件概率为:

$$P(Y_i = 1/Z) = \Phi(C + \alpha_1 COST_i + \alpha_2 SAD_i + \alpha_3 HYPE_i + \alpha_4 X_i + \varepsilon_i)$$

其中, Z 为一系列居民主观判断食品价格上涨诱因的解释变量,主要包括:生产成本 ($COST$), 其中, $COST = 1$ 表示判断生产成本是食品价格上涨的诱因, $COST = 0$ 表示其他原因 (剔除供求关系和游资炒作项); 供求关系 (SAD), 其中, $SAD = 1$ 表示判断供求关系是食品价格上涨的诱因, $SAD = 0$ 表示其他原因 (剔除生产成本和游资炒作项); 游资炒作 ($HYPE$), 其中, $HYPE = 1$ 表示判断游资炒作是食品价格上涨的诱因, $HYPE = 0$ 表示其他原因 (剔除生产成本和供求关系项); X 表示政府干预情

况的变量,用以体现政府调节生产成本和政府调节供求关系的政策效果。同样, $\Phi(Z)$ 为标准正态分布的分布函数。

表 4 的第 (1) 列显示,生产成本变量系数和供求关系变量系数显著为正,其边际效应分别为 0.105 和 0.113,但是游资炒作变量系数不显著。这表明,当居民主观认为食品价格上涨是由于生产成本提高或者供求关系紧张造成时,居民倾向于减少当期消费;当居民认为食品价格上涨是由游资炒作引起时,居民并不会改变其当期消费行为。导致以上实证结果的原因可能是:当居民认为食品价格上涨是由于生产成本或者供求引起时,居民将预测食品价格会持续上涨;当居民不确定政府是否采取干预政策时,居民倾向于减少当期消费。但是游资炒作是生产商的短利行为,不会引致食品价格持续上涨,因此居民不会因为厂商的游资炒作行为而改变其当期消费行为。

以上分析表明,当居民判断是生产成本或者供求关系引起食品价格上涨时,居民将形成食品价格持续上涨的预期;如果居民不确定政府是否采取干预政策,居民将倾向于减少当期消费。但是如果居民认为政府将采取干预政策,那么居民会采取什么样的消费行为呢?为进一步分析,我们在第 (2) 列和第 (3) 列引入政府干预与生产成本交互项以及政府干预与供求关系的交互项。检验结果显示,政府干预与生产成本交互项的系数以及政府干预与供求关系交互项的系数都显著为负,他们的边际效应分别为 -0.291 和 -0.331。这个结果表明,如果居民判断政府将对生产成本和供求关系进行调节,居民将不会因为生产成本和供求关系引致食品价格上涨而减少当期消费。

表 4 食品价格上涨诱因主观判断与消费行为

解释变量	被解释变量:居民消费减少的概率			
	(1)	(2)	(3)	边际效应
生产成本(认为生产成本增加造成=1;其他=0)	0.300* (0.182)	0.301* (0.183)	0.958*** (0.241)	0.105* (0.066)
供求关系(认为供求关系造成=1;其他=0)	0.366** (0.205)	0.938** (0.375)	0.314* (0.211)	0.113** (0.058)
游资炒作(认为游资炒作造成=1;其他=0)	0.102 (0.150)	—	—	0.0340 (0.050)
政府干预×生产成本(预期干预生产成本得力=1;其他=0)	—	—	-0.924*** (0.205)	-0.291*** (0.059)
政府干预×供求关系(预期干预供求关系得力=1;其他=0)	—	-0.886** (0.431)	—	-0.331** (0.164)
常数项	0.238 (0.181)	0.285* (0.168)	0.294 (0.168)	—

续表

解释变量	被解释变量:居民消费减少的概率			
	(1)	(2)	(3)	边际效应
控制个体效应	✓	✓	✓	✓
LR χ^2	67.73	9.88	27.85	—
Pseudo R^2	0.1757	0.0256	0.0723	—
观察数	350	350	350	—

注：“***”、“**”和“*”分别表示1%、5%和10%置信水平，括号内的数值为标准差。

四 主要结论和政策启示

本文分析了个人对外部环境的主观判断对消费意愿影响的机制，研究表明，个人的消费决策不仅仅受限于当期收入，当面临外部事件冲击时，其也会受到对外部环境判断的影响，不同的主观判断会形成不同的最终预期。因此，使得消费意愿发生改变的不仅仅是个人预期行为本身，真正起作用的是引起预期行为之前的各种主观判断。

由于食品价格和居民的实际生活息息相关，因此，食品价格波动容易引起居民的注意。当食品价格持续上涨时，居民不仅对食品价格持续上涨是否会引起通货膨胀，进而对整个经济环境形势进行判断，而且对导致食品价格持续上涨的诱因进行主观判断。借助一项针对居民对食品价格波动反映情况的调查数据的实证分析，本文得出以下几点主要结论。

第一，面对食品价格上涨，居民的性别差异和消费意愿也有显著的差异，女性居民相比男性居民更倾向于减少消费。同时，研究发现，虽然整体年龄差异面对食品价格上涨没有表现出消费意愿的不同，但是这种差异主要体现在35岁的男性和女性上。通过求解Probit模型的边际效应，得出35岁及以上的女性居民比其他男性或女性居民减少消费支出的可能性高出29.3%。

第二，食品价格上涨引致居民对未来形势判断。研究表明，居民的当期收入差异不是居民消费差异的原因，但是，居民未来收入的变化是居民改变其消费行为的诱因。当居民判断未来收入增加时，即使食品价格上涨，也不会引致居民当期消费意愿的下降；食品价格的持续上涨导致居民对未来经济社会形势持有悲观态度，直接引发对通货膨胀的预期和消费信心下降，但是居民对政府的干预政策抱有积极的态度，如果居民主观认为政府会采取稳定政策，居民将不会因为食品价格持续上涨而减少当期消费支出。

第三，当出现食品价格持续上涨时，居民对食品价格上涨诱因进行主观判断。研究表明，当居民主观认为食品价格上涨是由于生产成本提高或者供求关系紧张造成时，居民倾向于减少当期消费，但是当居民认为食品价格上涨是由于游资炒作引起时，居民并不改变其当期消费行为。同时，如果居民判断政府将对生产成本和供求关

系进行调节的话,居民也不会因为生产成本和供求原因引致的食品价格上涨而减少当期消费。

根据前述研究结论,本文得出以下政策启示。首先,对外部环境形势的各种主观判断是确定个人最终预期的基础,因此,营造稳定的社会经济环境是个体能够形成正确预期的关键。就食品价格波动对居民消费愿意影响来讲,需要建立食品市场良好的运行环境,缓和食品供需关系以及防止生产成本过度扭曲,并且实施建立食品供给长效机制、进一步完善食品流通和市场体制建设,做好食品价格预期管理措施应对食品价格波动的无规律特征。其次,本文研究表明,居民持久性收入的增多是应对非预期冲击的一个主要方面,因此,提高社会保障基金和提供更多非农就业机会等都会显著提高居民的持久性收入,特别是对靠短期工作获得收入的个人来说,应通过培训和就业政策提供稳定的就业机会使其获得长期稳定的收入。最后,政府应采取有效手段稳定食品价格波动,使人们对国家调控政策抱有积极态度。由于食品价格波动容易受到随机因素冲击而出现大幅度波动且不具有规律性的属性特征,因此政府应实施“相机抉择”的灵活稳定政策以使微观个体预期和政策效果一致,同时政府要增强政策的信用度和持续性,实现微观个体对外部环境的合理判断以形成良好的最终预期。

参考文献

- [1] 李静、熊航:《我国食品价格波动的属性特征:基于1996~2010年季度数据的实证分析》,《经济管理》2011年第9期。
- [2] 黎东升、李静、马敬桂:《国内外随机事件对中国食品价格波动影响研究》,《农业经济问题》2014年第3期。
- [3] Hall R. E., Stochastic Implications of Life Cycle-permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence, *Journal of Political Economy*, 1978, (86).
- [4] Kahneman, D. and Tversky A., Prospect Theory: an Analysis of Decision under Risk [J], *Econometrica*, 1979, (47).
- [5] Ajzen, The Theory of Planned Behavior, *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 1991, (50).
- [6] Newberry, C. Robert, Bruce R., Klemz and Christo Boshoff, Managerial Implications of Predicting Purchase Behavior from Purchase Intentions: a Retail Patronage Case Study, *Journal of Services Marketing*, 2003, (17).
- [7] 李志兰、江林:《家庭生命周期对我国居民消费意愿的影响研究》,《上海经济研究》2014年第2期。
- [8] 江林、马椿荣:《我国最终消费率偏低的心理成因实证分析》,《中国流通经济》2009年第23期。
- [9] 贺京同、那艺:《调整政府支出结构、提升居民消费意愿:一个财政政策视角的分析》,《南开学报》(哲学社会科学版)2009年第2期。
- [10] 何平、高杰、张锐:《家庭欲望、脆弱性与收入——消费关系研究》,《经济研究》2010年第10期。
- [11] 杨继生、司书耀:《政策环境变迁与农村居民收入和消费意愿的动态变化》,《中国农村经济》2011年第7期。