

DOI:10.3969/j.issn.1674-8131.2014.04.01

# 中国农村居民信息消费的福利效应研究<sup>\*</sup>

丁志帆

(河南大学 经济学院,河南 开封 475004)

**摘要:**引入常数相对风险规避效用函数,构建信息消费增速变动的福利效应模型,采用1993—2011年中国农村居民信息消费数据,从总体和收入分层视角对农村居民信息消费增速变动的福利效应进行数值模拟,分析表明信息消费增速变动具有相当大的福利效应:信息消费增速提升1%,相当于在农户无限生命期界内每年增加0.39%~17.73%的信息消费产品或服务;而信息消费增速下降1%,相当于在其无限生命期界内每年减少0.52%~22.28%的信息消费产品或服务。同时,信息消费增速变动的福利效应具有明显的群体差异性,对高收入农户的影响比对低收入户的影响更为显著。因此,在促进农村居民信息消费总量增长的同时,应稳步推进制度改革,从而缩小不同收入水平农户间的信息消费鸿沟。

**关键词:**信息消费;农村居民;收入分层;福利效应;异质偏好;消费偏好;风险偏好;信息消费素养;信息消费鸿沟

中图分类号:F014.5;F302.5

文献标志码:A

文章编号:1674-8131(2014)04-0001-08

## 一、引言

信息消费是指直接或间接地以信息产品和服务为消费对象,通过对信息的获取、占有、加工、分享和使用,来满足人们日益丰富的物质和精神需求的活动。20世纪90年代以来,计算机、通讯和网络传输技术快速发展,中国逐渐步入了信息社会,信息消费也成为新的消费热点。1993—2011年,我国居民人均信息消费支出从166.08元上升到3150.21元,增长了18.97倍;居民信息消费系数也从14.50%上升到63.62%,提高了49.12个百分点。作为“扩内需”与“调结构”的良药,信息消费必将随着经济社会发展和居民收入水平的提高不断增加。

但是,由于城乡二元结构下非均衡信息化发展

战略的实施,中国城乡居民间信息消费鸿沟日趋严重。1993年,城镇居民人均信息消费支出为331.53元,农村居民人均信息消费支出为101.7元,二者相差229.83元,后者是前者的30.67%;到2011年,虽然农村居民人均信息消费支出增长为1127.6元,但城乡居民间信息消费的绝对差额扩大到3944.97元,农村居民人均信息消费支出降为城镇居民人均信息消费支出的22.23%。现阶段,农村仍然是我国占地最广、人口最多的地区,随着互联网、智能手机的普及以及移动增值业务、电子商务的发展,农村地区信息消费市场潜力巨大。研究农村居民信息消费问题,对于促进我国经济结构战略性调整、加快农业现代化进程及社会主义新农村建设具有极强的现实意义。

<sup>\*</sup> 收稿日期:2014-03-30;修回日期:2014-05-02

基金项目:中央高校基本科研业务费专项资金资助项目(JBK1207023)

作者简介:丁志帆(1986—),男(满族),河南信阳人;副教授,博士,在河南大学经济学院任教,主要从事经济周期与货币政策研究;E-mail:dingzhifan@163.com。

郑英隆(1994)在《信息消费论纲》中首次提出了“信息消费”命题,并在信息消费概念界定与内涵分析的基础上,深入剖析了我国信息消费的历史与现状。鹤修铭(1996)从情报科学视角提出了信息消费概念,论证了消费经济学、信息经济学和认知科学作为其理论基础的可行性。蒋怀仁(2000)探讨了我国居民信息消费的现状与存在的问题。进入21世纪后,相关研究方法和分析工具日趋成熟,信息消费研究从定性分析为主转向定量分析为主,研究主题也更为细化。根据研究主题,可将与农村居民信息消费相关的研究分为两类。

第一类研究主要探讨居民信息消费的城乡差异性及其形成机制。利用根据持久收入假说构建的信息消费函数,张鹏(2001)研究发现,收入增加对城镇居民信息消费支出的影响更为显著。利用根据绝对收入假说构建的信息消费函数,陈燕武等(2006)研究发现,福建省收入提高给农村居民家庭带来的信息消费增加在少数年份可能超过城市居民家庭。郭妍等(2007)拓展了张鹏(2001)和陈彦武等(2006)的研究,构建了基于绝对收入假说、相对收入假说和生命周期假说的信息消费函数,印证了张鹏(2001)的研究结论。基于ARMA模型和1990—2007年居民信息消费数据,王平等(2009)预测未来中国城乡居民间信息消费差距有拉大趋势,控制物价、增加农村居民收入和改善农村基础设施有助于缩小城乡居民间的信息消费鸿沟。

第二类研究侧重于探讨农村居民信息消费的影响因素。基于误差修正模型和Granger因果关系检验,刘嘉等(2009)研究发现,1993—2008年农村居民纯收入与信息消费间存在长期稳定的均衡关系,纯收入与农村居民信息消费存在双向影响,这一观点与马哲明等(2011)的研究结论一致。基于ELES模型和2002—2008年农村居民信息消费数据,刘晓红(2012)研究发现,纯收入增加1个百分点,农村居民信息边际消费增加约0.3个百分点。陈立梅等(2013)根据收入和地域将全国划分为4个收入组,运用ELES模型的研究结果表明,不同收入组的农村居民信息消费均具有较高的收入敏感性,但不同收入组农村居民信息消费的边际消费倾向和需求收入弹性存在差异。

现有文献对农村居民信息消费研究的深入开展具有很好的参考价值,但仍存在一些不足:第一,

多数研究只是对农村居民总体信息消费状况的统计核算与比较,少有研究基于经济结构视角对不同收入水平农村居民的信息消费进行分类测度;第二,国家只公布了1994年及以后的分类消费品价格指数,现有研究要么直接对绝对数展开讨论,要么采用的是农村居民消费价格指数,而不是分类消费品价格指数对农村居民信息消费进行平减,这一处理方法会影响到研究结论的稳健性;第三,决策层认为推动居民信息消费持续增长有助于改善民生,但未有研究就农村居民信息消费变动对社会福利的影响展开过定量研究。鉴于此,本文借鉴Lucas(1987)的研究,尝试构建信息消费增速变动的福利效应模型,在此基础上运用1993—2011年中国农村居民总体和2002—2011年不同收入户农村居民的信息消费数据,就信息消费增速变动对不同收入水平农村居民福利的差异化影响展开数值模拟分析,期冀为国家出台更具针对性的信息消费政策提供理论参考和经验依据。

## 二、理论模型

1987年, Lucas在《经济周期模型》中构建了测算消费增速变动的福利效应模型。为简化分析, Lucas在描述消费者主观偏好时采用了对数效用函数,即假定消费者的风险态度不对研究结论构成影响。事实上,消费增速变化给风险偏好不同的消费者带来的福利效应理应有不同。鉴于对数效用函数是常数相对风险规避(Constant Relative Aversion,简称CRRA)效用函数的特例,本文参考丁志帆等(2013)和陈太明(2013)的研究,采用CRRA效用函数对Lucas(1987)所构造的理论模型进行拓展,然后运用所构造的理论模型对我国农村居民信息消费增速变动的福利效应进行测算。

### 1. 偏好结构

假设时间离散,经济中包含了众多无限寿命的行为人,行为人的跨期最优决策表示为:

$$U(c_t) = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t) \quad (1)$$

其中, $E_0$ 是期望算子, $\beta \in (0, 1)$ 是主观贴现率, $U(c_t)$ 是总效用函数, $c_t$ 代表消费者在 $t$ 期的消费, $u(c_t)$ 为即期效用函数。消费者的偏好结构采用如下CRRA效用函数:

$$u(c_t) = \frac{c_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad (2)$$

其中,参数  $\gamma$  ( $\gamma > 0, \gamma \neq 1$ ) 是相对风险规避系数。如果  $\gamma = 1$ , CRRA 效用函数退化为对数效用函数。于是,消费者的跨期最优决策表示为:

$$\max E_0 \left[ \left( \frac{\beta^t}{1-\gamma} \right) c_t^{1-\gamma} \right] \quad (3)$$

本文关于随机信息消费流的假定与 Lucas (1987) 一致,即假设随机信息消费流的生成过程服从如下随机过程:

$$c_t = A(1+\mu)^t e^{-0.5\sigma^2} \varepsilon_t \quad (4)$$

其中,  $\varepsilon_t$  为信息消费序列面临的随机冲击,其满足如下分布:  $\ln(\varepsilon_t) \sim N(0, \sigma^2)$ 。由此可得:

$$E(e^{-0.5\sigma^2} \varepsilon_t) = 1 \quad (5)$$

联立(3)式和(4)式可得:  $E(c_t) = A(1+\mu)^t$ 。对数信息消费增长率的无条件均值  $E \left[ \ln \left( \frac{c_t}{c_{t-1}} \right) \right] \approx \mu$ , 标准差  $\text{var} \left[ \ln \left( \frac{c_t}{c_{t-1}} \right) \right] = 2\sigma^2$ 。因此,  $\mu$  和  $\sigma$  分别决定了对数信息消费增长率的均值和标准差。

## 2. 理论模型的构建

依据 Lucas (1987) 采用的“补偿性等价变换”思想,将信息消费增速提升的福利效应  $\eta$  定义为实际人均信息消费额外增加固定比例(消费增长率由  $\mu_0$  上升至  $\mu$ ) 时信息消费变化的百分比。换句话说,就是如果信息消费增长率额外增加  $\mu - \mu_0$ , 但信息消费波动性  $\sigma$  维持不变,要想使两种状态下消费者福利水平无差异,其需要放弃的信息消费数量,即  $\eta$  需要满足:

$$U(\eta, \mu, \sigma) = U(0, \mu_0, \sigma) \quad (6)$$

将信息消费函数代入(6)式,则可以得到信息消费增速变动的福利效应的显性解(为节约篇幅,具体推导过程略去,如有兴趣可向作者索取):

$$\begin{aligned} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ (1-\beta) \frac{[(1+\eta)A(1+\mu)^t e^{-0.5\sigma^2} \varepsilon_t]^{1-\gamma}}{1-\gamma} \right\} \\ = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ (1-\beta) \frac{[A(1+\mu_0)^t e^{-0.5\sigma^2} \varepsilon_t]^{1-\gamma}}{1-\gamma} \right\} \quad (7) \end{aligned}$$

解(7)式可得信息消费增速变动的福利效应显示解为:

$$\eta = \left[ \frac{1-\beta(1+\mu)^{1-\gamma}}{1-\beta(1+\mu_0)^{1-\gamma}} \right]^{\frac{1}{1-\gamma}} - 1 \quad (8)$$

可以发现,信息消费增速变动福利效应的大小取决于信息消费的初始增长率  $\mu_0$  和最终增长率  $\mu$ , 以及描述消费者主观偏好结构的主观贴现因子  $\beta$  和相对风险规避系数  $\gamma$ 。当相对风险规避系数趋于 1 时,(8)式退化为 Lucas (1987) 的估算结果:

$$\lim_{\gamma \rightarrow 1} \eta = \left( \frac{1+\mu_0}{1+\mu} \right)^{\frac{\beta}{(1-\beta)}} - 1 \quad (9)$$

为简化运算,我们暂且考虑信息消费增速变动 1% 对居民经济福利的影响,即假定  $\mu = \mu_0 \pm 1\%$ 。于是,信息消费增速变动 1% 时福利效应显示解如下:

$$\eta = \left[ \frac{1-\beta(1.01+\mu_0)^{1-\gamma}}{1-\beta(1+\mu_0)^{1-\gamma}} \right]^{\frac{1}{1-\gamma}} - 1 \quad (10)$$

$$\text{或 } \eta = \left[ \frac{1-\beta(0.99+\mu_0)^{1-\gamma}}{1-\beta(1+\mu_0)^{1-\gamma}} \right]^{\frac{1}{1-\gamma}} - 1$$

需要注意的是,(10)式成立的关于收敛的充分条件是:

$$\beta < 1; (1+\mu_0)^{1-\gamma} < 1 \quad (11)$$

上述收敛条件是否成立依赖于相应经济参数和行为参数的选取。其中,信息消费初始增长率的取值通常小于 0.1, 主观贴现因子  $\beta < 1$  是通常的假设,合理的相对风险规避系数  $\gamma$  取值小于 10。容易验证,上述收敛条件在所选参数范围内均成立,并且远小于 1,也就是说其在一个较大的参数取值范围内成立。至此,我们得到基于 CRRA 效用函数的信息消费增速变动的福利效应模型。

## 三、数据处理、增长率估计与参数校准

理论模型表明,信息消费增速变动的福利效应大小取决于主观贴现率、相对风险规避系数和信息消费的初始增长率。下面首先说明本文分析的数据来源和处理过程,然后根据滤波法估算农村居民总体和不同收入户农村居民信息消费初始增长率  $\mu_0$ , 最后对模型参数  $\beta$  和  $\gamma$  进行校准。

### 1. 数据来源与处理

目前国家尚未有针对信息消费的专项统计,学者们在信息消费的概念内涵和测度标准上也没有达成共识。国外研究通常将“信息消费”限定为个人消费中除去衣、食、住以外的其他杂费消费,但是该统计标准过于宽泛,会将与信息消费无关的消费项目统计在内,直接影响研究结论的准确性。现有

研究大都采用尹世杰(2007)的定义,即信息消费由医疗保健、交通通讯、文教娱乐用品与服务等信息消费含量高的消费项目构成。本文参照现有研究的统计核算方法,用以上三项分项消费支出的加总数据来衡量农村居民是信息消费支出。

《中国统计年鉴》(1994—2012)提供了1993—2011年中国农村居民总体和2002—2011年农村五等分收入户居民医疗保健、交通通讯、娱乐文化三项消费支出的数据,以及相应年份的居民分类消费价格指数。我们以1993年为基期对相应的分类消费支出数据进行平减,进而得到中国农村居民总体和不同收入户农村居民实际人均信息消费支出数据(见图1)。

由图1可知:第一,我国农村居民总体信息消费呈现较快增长态势,但也呈现出明显的阶段差异性。2000年之前农村居民信息消费增长相对平缓,2000年以后信息消费增速明显加快。第二,不同收入户农村居民信息消费增长呈现出差异化增长态势。2002年,高收入户和低收入户农村居民人均信息消费支出分别为806.4元和157.25元,二者相差649.15元,后者是前者的19.5%;到2011年,最低收入户和最高收入户农村居民人均信息消费支出分别增长至449.18元和2202.14元,虽然二者间绝对差额扩大为1754.96元,但前者占后者的比重提高为20.40%。

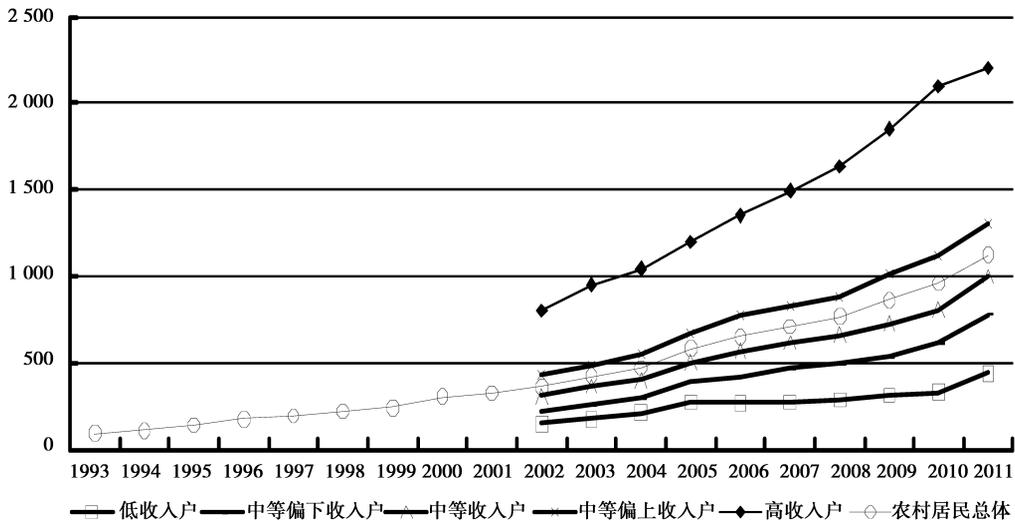


图1 1993—2011年中国农村居民总体和不同收入户人均信息消费

## 2. 去势与滤波

ADF单位根检验结果表明,1993—2011年中国农村居民总体实际人均信息消费支出的对数时间序列为一阶差分平稳过程,2002—2011年五等分收入户农村居民实际人均信息消费支出的对数时间序列为二阶差分平稳过程;利用HP滤波法和CF滤波法将周期成分从原始信息消费序列中分离出来,计算出趋势成分的年均增长率(见表1)。

根据表1的计算结果,采用HP滤波法和CF滤波法得到的农村居民总体与不同收入户农村居民信息消费的初始增长率几近相同;随着农村居民收入等级提高,信息消费增速逐级增加。另外,2002—2011年,农村居民总体人均信息消费支出变动曲线

位于中等收入户与中等偏上收入户人均信息消费支出曲线之间,这一结果表明收入不平等在信息消费领域演化为信息消费鸿沟,而且这种偏态分布不仅体现于信息消费的绝对水平,也体现于信息消费增速。上述量化测算结果与图1的定性分析一致,可以相互印证。鉴于统计结果的一致性以及CF滤波法的优良统计特性,在数值模拟环节本文采用CF滤波法的估算结果。

## 3. 参数校准

根据国内外有关经验研究,递归效用函数中相对风险规避系数和跨期替代弹性参数通常取 $\gamma \in \{1.5, 2, 2.5, 5, 10\}$ 和 $\rho \in \{1.5, 2, 2.5, 5, 10\}$ 。考虑到模拟结果的可比较性,本文遵循 $\gamma \in \{1.5, 2, 2.5,$

5, 10} 和  $\rho \in \{1.5, 2, 2.5, 5\}$  的经验设定。关于年度数据主观贴现因子的合理取值,多数研究者认为应

当在 0.95~0.97 的范围内选取,本文取  $\beta=0.96$  为基准值。

表 1 中国农村居民实际人均信息消费的 ADF 检验和初始增长率的估计

变量	ADF 单位根检验			HP 滤波 ( $\lambda^* = 100$ )	CF 滤波
	对数 序列	一阶差分 对数序列	二阶差分 对数序列	增长率 (%)	增长率 (%)
低收入户	-1.92	-1.31	-3.73*	5.59	5.60
中等偏下收入户	-1.71	-3.41	-3.22*	6.06	6.06
中等收入户	-1.91	-1.84	-3.45*	6.34	6.34
中等偏上收入户	-2.21	-2.04	-3.57*	6.64	6.64
高收入户	-2.48	-2.51	-3.81*	7.24	7.24
总体人均(2002—2011)	-1.91	-2.15	-4.22	6.49	6.49
总体人均(1993—2011)	-2.58	-4.19***	—	5.91	5.91

注:(1)计算数据来源于《中国统计年鉴》(1994—2012)和《中经网统计数据库》;(2)\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著;(3)由于假定的随机信息消费流的形式同时具有趋势项和截距项,所以进行 ADF 检验时选择包含常数与时间趋势的检验方程;(4)在 ADF 检验结果中报告的是 t 值。

#### 四、数值模拟分析

在初始信息消费增速估计与参数校准的基础上,本文依据理论模型测算和比较初始消费增速变动给不同收入水平的农村居民带来的差异化福利效应。

##### 1. 不同收入户农村居民信息消费增速变动福利效应的数值模拟

表 2 报告了在给定主观偏好参数和信息消费初始增长率的情况下,依据理论模型的数值模拟结果。从表 2 可以得出如下研究结论:

第一,信息消费增速提高和放缓对农村居民的福利影响不尽相同,信息消费增速放缓对消费者经济福利的影响更为显著。根据 1993—2011 年农村居民总体的信息消费数据,当  $\mu_0$  为 5.91%、 $\gamma$  为 1.1 时,信息消费增速下降 1% (降为 4.91%) 的福利效应为 22.28%,这意味着信息消费增速下降 1%,要想保持经济福利不变,必须给予消费者相当于其现有信息消费水平 22.28% 的消费补偿;同样的,信息消费提升 1% (升至 6.91%),相当于在消费者未来无限生命期界内每年增加 17.73% 的信息消费产品或服务。按照国家统计局报告的 2011 年农村居民总

体人均信息消费支出 1 127.64 元(1993 年可比价)计算,信息消费增速下降或提高 1% 给经济社会带来的福利影响,相当于给予消费者货币减损或补贴 251.24 元和 199.93 元。如果将数亿农村居民的消费补贴加总,信息消费提升的福利效应相当可观。近年来,随着社会主义新农村建设的不断深入,我国农村地区的信息基础设施得到极大改善,全国有 99.5% 的行政村接通了电话,87.9% 的行政村开通了宽带,为农村信息消费市场的发展奠定了坚实的基础。随着互联网、智能手机的普及以及移动增值业务、电子商务的发展,我国农村居民信息消费保持 14.45% 的年均增速。但是,信息基础设施投资建设周期长、资金投入大,仅靠市场机制难以有效发展。另外,农村居民收入提高迟缓、适合“三农”的信息消费产品与服务缺乏等因素,也制约了农村居民信息消费水平的提升,而《国务院关于促进信息消费扩大内需的若干意见》的出台,势必会为中国未来经济的发展释放更多的制度红利。

第二,在初始消费增长率相同的情况下,信息消费增速变动的福利效应与相对风险规避系数反向变动,而与主观贴现因子正向变动。以农村居民总体为例,当  $\gamma$  取 1.1 时,信息消费增速提高 1% 的福利收益相当于每年补贴消费者 17.73% 的信息消

费产品或服务;如果  $\gamma$  提高到 20,信息消费增速提升 1%的福利收益仅相当于每年补贴消费者 0.39%的信息消费产品或服务。

第三,在相同的主观偏好下,信息消费增速变动的福利效应与居民信息消费的初始增长率负相关。因为在主观偏好和信息消费增速变动幅度相同的情况下,初始消费增长率的大小是影响信息消费增速变动福利效应的关键因素,所以信息消费增速变动的福利效应随着收入水平的提高而下降。

第四,在相同的主观偏好下,信息消费增速变动对收入水平不同的农村居民的福利影响迥然不同。具体而言,取  $\beta$  为 0.96、 $\gamma$  为 5,从低收入户到高收入户,信息消费增速减缓(或提升)1%带来的福利效应依次为 3.58%(-2.91%)、3.29%(-2.70%)、3.13%(-2.59%)、2.97%(-2.48%)和 2.70%(-2.28%)。因此,忽视农村居民内部的结构差异性,将无法准确评估信息消费增速变动的真实社会福利影响,容易误导决策层的政策制定。

表 2 1993—2011 年中国农村居民总体和五等分收入户信息消费增速变动的福利效应/%

低收入户					中等偏下收入户				
信息消费增速	相对风险规避系数 $\gamma$				信息消费增速	相对风险规避系数 $\gamma$			
	1.1	5	10	20		1.1	5	10	20
$\mu = 4.60\%$	22.51	3.58	1.53	0.57	$\mu = 5.06\%$	22.17	3.29	1.38	0.50
$\mu_0 = 5.60\%$	0.00	0.00	0.00	0.00	$\mu_0 = 6.06\%$	0.00	0.00	0.00	0.00
$\mu = 6.60\%$	-17.88	-2.91	-1.21	-0.43	$\mu = 7.06\%$	-17.66	-2.70	-1.11	-0.38
中等收入户					中等偏上收入组				
信息消费增速	相对风险规避系数 $\gamma$				信息消费增速	相对风险规避系数 $\gamma$			
	1.1	5	10	20		1.1	5	10	20
$\mu = 5.34\%$	21.96	3.13	1.30	0.46	$\mu = 5.64\%$	21.74	2.97	1.22	0.42
$\mu_0 = 6.34\%$	0.00	0.00	0.00	0.00	$\mu_0 = 6.64\%$	0.00	0.00	0.00	0.00
$\mu = 7.34\%$	-17.52	-2.59	-1.05	-0.35	$\mu = 7.64\%$	-17.38	-2.48	-0.99	-0.33
高收入户					农村总体人均				
信息消费增速	相对风险规避系数 $\gamma$				信息消费增速	相对风险规避系数 $\gamma$			
	1.1	5	10	20		1.1	5	10	20
$\mu = 6.24\%$	21.32	2.70	1.08	0.36	$\mu = 4.91\%$	22.28	3.38	1.42	0.52
$\mu_0 = 7.24\%$	0.00	0.00	0.00	0.00	$\mu_0 = 5.91\%$	0.00	0.00	0.00	0.00
$\mu = 8.24\%$	-17.11	-2.28	-0.89	-0.28	$\mu = 6.91\%$	-17.73	-2.77	-1.14	-0.39

## 2. 异质性偏好下居民信息消费增速变动的福利效应分析

值得注意的是,以上是在假定不同收入水平的农村居民具有相同偏好的前提下进行的定量测算与比较。事实上,不同的消费主体有着不同的风险偏好。通常情况下,消费主体的风险规避程度与收入状况反向相关,即富人相对偏好风险而穷人相对厌恶风险,或者说,富人有能力承担风险但穷人承担不起。为此,下文采用参数  $(\mu, \gamma)$  的变化来刻画不同收入水平农村居民信息消费增速变动的福利效应。

由表 2 可知,高收入户(低收入户)农村居民的信息消费增速  $\mu$  较大(小),而相对风险规避系数  $\gamma$  较小(大)。固定参数  $\beta = 0.96$ ,以步长 0.25% 将农村居民信息消费的初始增长率  $\mu$  从 1% 取到 10.25%,

同时将相对风险规避系数  $\gamma$  以步长 0.5 从 1.5 取到 20,令高收入户与低收入户农村居民分别从方阵的副对角线上取值,对  $\eta$  进行数值模拟,结果见图 2 和图 3。

由图 2 和图 3 可知,信息消费增速变动的福利效应与相对风险规避系数和信息消费初始增长率均反向相关。尽管信息消费增速变动对农村居民福利水平均存在影响,但相对而言,促进信息消费增长的经济政策对高收入户的影响更加显著。根据本文的测算,信息消费增速变动 1% 给高收入户带来的福利增益或减损效应相当于低收入户的数十倍。对于不同收入水平农村居民信息消费增速变动福利效应的差异性,可以从如下几个方面进行解释:

一是不同收入水平农户的收入差距。1993 年,低收入户和高收入户农村居民人均年纯收入分别

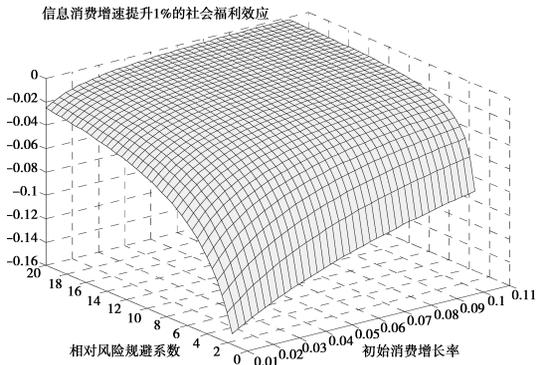


图2 信息消费增速提升1%的社会福利效应

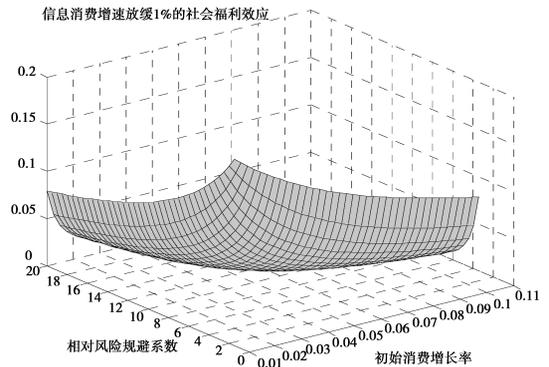


图3 信息消费增速下滑1%的社会福利效应

为857.13元和5895.63元,二者相差5038.5元,前者是后者的14.54%。到2011年,虽然低收入户农村居民人均年纯收入提高了近3倍,达到2000.51元,但与高收入户农村居民人均年纯收入的绝对差额不降反增,扩大到14782.52元,所占比重也降为11.92%。收入差距与信息消费差距的交互作用,造成农村居民内部的“信息鸿沟”有加强趋势。

二是不同收入水平农户的信息消费素养差异。不同于传统的物质消费,信息消费是一种较高层次的精神消费和文化消费,它要求消费主体拥有良好的消费意识以及获取、甄别和处理消费信息的能力。而作为决定消费主体信息消费素质的人力资本,往往取决于消费主体对教育、医疗和保健等的人力资本投资,因此受教育程度和医疗服务投入上的差别,加剧了农村居民内部的信息消费差距。

三是不同收入水平农户的流动性约束差异。高收入农户具有良好的收入预期和低廉的信贷成本,可以确保信息消费支出的稳步增长。而中、低收入农户收入偏低,在当前信贷市场尚不发达的情况下,不能或较少能从信贷市场融资,进而造成他们的支出谨慎性更强,信息消费增速也相对缓慢。

### 五、主要结论与政策建议

本文在Lucas(1987)提出的模型中引入CRRA效用函数,构建了测度信息消费增速变动的福利效应的理论模型,并采用1993—2011年我国农村居民总体和2002—2011年农村居民五等分收入户的信息消费数据测算了消费增速变动对农村居民经济福利的影响。研究表明:对于农村居民总体而言,在合理的参数取值范围内,信息消费增速提升1%,相当于在其无限生命期界内每年增加0.39%~

17.73%的信息消费;信息消费增速下降1%,相当于在其无限生命期界内每年减少0.52%~22.28%的信息消费;信息消费增速变动1%对收入水平不同的农村居民具有差异化的福利影响;在同质性偏好假设下,信息消费增速变动对高收入农户的福利改善作用略大于低收入农户;而在异质性偏好假设下,信息消费增速变动1%对高收入户农村居民的福利影响是低收入户农村居民的数十倍。根据本文研究结论,可得到如下政策启示:

第一,政府应当深化收入分配制度改革,积极拓宽农民增收渠道,通过鼓励创业、进城务工和土地的规模经营等措施,稳步推动农村居民收入增长,从根本上增强农村居民的信息消费能力。第二,加大农村地区的教育投入,为农村居民提供优质的教育服务,引导农村居民转变消费观念,提高农村居民信息消费能力与素养。第三,建立健全农村公共服务体制,特别是推动社会保障体系改革,加快建立包括合作医疗、医疗保险和大病统筹在内的多层次农村医疗保障制度,加大财政支持力度和补贴水平,从而稳定农村居民的收支预期,解除农村居民扩大信息消费的后顾之忧。第四,加快农村金融体制改革,充分发挥商业性金融、政策性金融和合作金融在保障农村居民信息消费中的积极作用,弱化农村居民的流动性约束。第五,综合运用投资、税收减免与转移支付等财政政策工具,加大对农村地区特别是经济欠发达地区信息基础设施建设的支持力度。第六,针对不同收入群体设计与推广不同的信息消费产品与服务,既可以是互联网、语音通讯、可视电话、数字传媒等新型信息消费品,也可以是报刊、书籍、电视、电话、录音机等传统信息消费品。

## 参考文献:

- 陈立梅,刘东辉,胡星颖,欧阳亚菲.2013.中国农村居民信息消费的差异分析[J].郑州航空工业管理学院学报(2):32-35.
- 陈大明.2013.经济增速放缓与经济变动对居民福利影响的阶段差异分析[J].统计研究(1):44-52.
- 陈彦斌.2005.中国经济增长与经济稳定:何者更为重要[J].管理世界(7):16-21.
- 陈燕武,翁东东.2006.福建省城乡居民信息消费比较及对策建议[J].泉州师范学院学报(2):45-49.
- 丁志帆,刘嘉.2013.启动消费引擎需要贫富兼济——异质收入群体消费增速提升的福利效应分析[J].云南财经大学学报(1):34-44.
- 董志勇,朱晓明.2007.递归偏好、情绪波动与降低经济增长的福利成本分析[J].经济科学(3):36-52.
- 郭妍,张立光.2007.我国居民信息消费函数的实证研究[J].当代财经(8):16-19.
- 贺修铭.1996.信息消费概念的确立及其理论基础——兼论信息消费学的建设[J].图书馆情报工作(4):45-51.
- 李凌,王翔.2010.中国城镇居民消费增长与波动的福利成本比较[J].数量经济技术经济研究(6):111-125.
- 刘嘉,朱琛.2009.20世纪90年代以来中国农村居民信息消费的实证研究[J].铜陵学院学报(6):12-14.
- 刘晓红.2012.我国农村居民信息消费需求实证分析[J].西北农林科技大学学报(1):21-27.
- 蒋序怀.2000.略论我国居民信息消费的现状及其存在的问题[J].消费经济(5):33-37.
- 马永哲,李永和.2011.我国农村居民信息消费与其收入关系研究[J].情报科学(11):1701-1704.
- 饶晓辉,廖进球.2008.递归偏好、经济波动与增长的福利成本:基于中国的实证分析[J].经济科学(4):17-27.
- 田凤平,周先波,林健.2013.中国城乡居民信息消费的半参数估计分析[J].统计与信息论坛(1):32-40.
- 王平,陈启杰.2009.基于ARMA模型的我国城乡居民信息消费差距分析[J].消费经济(5):3-6.
- 尹世杰.2007.消费经济学[M].北京:高等教育出版社.
- 张鹏.2001.我国城镇和农村居民信息消费的比较分析[J].统计与信息论坛(6):25-28.
- 郑英隆.1994.信息消费论纲[J].上海社会科学院学术季刊(2):51-59.
- LUCAS R E. 1987. Model of Business Cycles [M]. New York: Basil Blackwell.

## Research on the Welfare Effect of Information Consumption of Chinese Rural Residents

DING Zhi-fan

(School of Economics, Henan University, Henan Kaifeng 475004, China)

**Abstract:** This paper introduces constant relative risk aversion utility function to construct a welfare utility model with information consumption growth rate changes, by using the information consumption data of Chinese rural residents during 1993 ~ 2011, makes numerical simulation on the welfare effect of rural residents information consumption growth rate changes from overall and income-stratified angle, indicates that information consumption growth rate change has relatively big welfare effect by analysis, i.e., when information consumption growth rate increases 1 percent, per rural household in its unlimited lifetime increases 0.39 ~ 17.73 percent information consumption products or service annually, however, when information consumption growth rate decreases 1 percent, per rural household in its unlimited lifetime decreases 0.52 ~ 22.28 percent information consumption products or service annually, and meanwhile, the welfare effect of information consumption growth rate changes have obvious group difference and have more significant effect on the rural households with higher income than the rural households with lower income. Thus, China should stably push forward institutional reform to narrow the information consumption gap of the rural households with different income levels while boosting total quantity growth of information consumption of the rural residents.

**Key words:** information consumption; rural residents; income stratification; welfare effect; heterogeneous preference; consumption preference; risk preference; information consumption attainment; information consumption gap

CLC number: F014.5; F302.5

Document code: A

Article ID: 1674-8131(2014)04-0001-08

(编辑:夏冬)