

中国物价波动与经济增长关系研究

——基于城乡居民消费差距视角的分析

张东辉 孙华臣*

摘要：物价波动与经济增长之间的关系是经济学传统的研究课题。本文在测量城乡居民消费差距的基础上,利用 TARCH 模型研究了物价波动对城乡居民消费差距的非对称影响,并从城乡居民消费差距的视角分析了物价波动对经济增长的影响。研究表明:物价波动使得城乡居民消费差距的变化越来越小;物价波动与城乡居民消费差距之间呈负相关关系,当物价变动 1%时,城乡居民消费差距反向变动 0.579%;物价波动对经济增长有着负的直接影响;物价波动通过影响城乡居民消费差距而对经济增长产生负的间接影响。

关键词：物价波动 城乡居民消费差距 经济增长 非对称效应

一、引言

改革开放 30 年来,中国经济迅速增长,居民消费水平有很大提高,但城乡居民消费差距十分明显。2008 年,占全国人口总数 54.32% 的农村居民消费总额只占全国消费总额的 24.93%。由此可以看出,我国居民消费呈现出明显的二元结构特征。目前,国内关于消费的研究主要集中于消费的影响因素等方面,关于城乡居民消费差距的研究还不多见。在日常生活中,普遍存在这样一种现象:当物价上涨时,低收入者趋向于减少消费,而高收入者对此并不在意;当物价下降时,低收入者趋向于增加消费,而高收入者对此也没有多大反应。也就是说,低收入者的消费需求弹性要大于高收入者。因此,从上述现象中,我们可以得出初步的结论:物价上涨和物价下降对低收入者和高收入者之间消费差距变化的影响不同。本文用城乡居民消费差距来代替上述低收入者和高收入者之间的消费差距,以便检验物价上涨和物价下降对城乡居民消费差距是否存在非对称影响。所谓非对称影响是指物价上涨和物价下降对城乡居民消费差距变化的影响程度不同。

居民消费是国内生产总值(GDP)的重要组成部分,物价波动对居民消费差距的影响也必然影响我国经济增长。关于物价波动与经济增长的关系,国内学者王彦彭(2008)从物价波动和经济增长波动理论出发,利用误差修正模型和 Granger 因果关系检验研究了我国物价波动与经济增长的短期和长期关系,结果表明:从短期看,物价波动是经济增长的格兰杰因,而从长期看,两者存在动态均衡关系。姚远(2007)利用协整与方差分解的方法在研究货币供应量、通货膨胀与经济增长三者之间关系的框架内,分析了通货膨胀与经济增长之间的关系,实证研究表明:长期内,经济增长与通货膨胀负相关;短期内,经济增长与通货膨胀正相关。王双正(2009)认为,通货膨胀和经济增长之间表现出显著的、长期稳定的均衡关系,适度的通货膨胀有利于经济保持较快增长,但通货膨胀持续恶化则不利于经济增长。刘金全和谢卫东(2003)从动态的角度研究了经济增长率和通货膨胀率之间的关系,经过大量的经验检验,从中发现经济增长率和通货膨胀率存在显著的正相关关系,并且比较稳定。Sarel(1995)发现通货膨胀和经济增长之间的关系存在结构突变,即当通货膨胀率低于突变点时,通货膨胀对经济增长有着并不显著的正向影响,而当高于突变点时,通货膨胀对经济增长有着显著的负作用;De Gregorio(1992)通过构建内生增长模型研究了通货膨胀影响经济增长的路径,并得出两者负相关的结论。以上研究或者单纯利用计量方法研究了物价波动与经济增长的关系,而未阐述其中的作用机制,或者只研究了通货膨胀对经济增长的影响,而未提及通货紧缩对经济增长的影响。本文的主

* 张东辉,山东大学经济学院,邮政编码:250100,电子信箱:zdh@sdu.edu.cn;孙华臣,山东大学经济学院,邮政编码:250100,电子信箱:sunhc1018@yahoo.com.cn。

数据来源于《中国统计年鉴》(2009)并经过计算得到。

要贡献在于:在测量城乡居民消费差距的基础上研究了物价波动对城乡居民消费差距的非对称影响,并以城乡居民消费差距为中介研究了物价波动对经济增长影响的“直接效应”和“间接效应”。

本文旨在从城乡居民消费差距的视角研究物价波动对经济增长的影响,并试图解释物价波动对城乡居民消费差距影响的“非对称效应”。本文剩余部分的结构安排如下:第二部分对我国城乡居民消费差距进行测量;第三部分描述我国物价波动的趋势并分析其对我国城乡居民消费差距的非对称影响;第四部分研究物价波动影响城乡居民消费差距进而影响经济增长的机制;最后对“非对称效应”的原因给出合理的解释。

二、中国城乡居民消费差距测量及变化特征

随着中国经济的增长,城乡居民消费水平有很大提高,在剔除价格变动的影响后(价格指数以1978年=100为基准),城镇居民人均消费水平由改革开放初期的311.16元提高到2007年的2025.39元,而农村居民人均消费水平也由改革开放初期的116.06元提高到2007年653.12元。在城乡人均消费水平提高的同时,城乡居民消费差距逐渐扩大,而且还呈现出明显的二元结构特征:即占我国人口总数60%左右的农村居民的消费总额只占全国居民消费总额的30%左右。现有文献中,关于我国城乡居民消费差距的介绍多是定性分析,还缺乏准确的定量分析。由于我国城乡经济具有明显的二元结构特征,因此利用一种既能反映城乡居民消费结构又能反映城乡人口结构的方法来测量城乡居民消费差距将更为准确。王少平和欧阳志刚(2007、2008)针对我国的二元经济结构,基于Shorrocks(1980)的研究提出了度量我国城乡收入差距的泰尔指数(Theil, 1967)。本文借鉴王少平和欧阳志刚(2007、2008)的做法来测量我国城乡居民消费差距的泰尔指数(Theil Index)。以 $Theil_t$ 表示 t 时期我国城乡居民消费差距的泰尔指数,其计算公式为:

$$Theil_t = \sum_{j=1}^2 \left(\frac{c_{jt}}{c_t} \right) \ln \left(\frac{c_{jt}/p_{jt}}{c_t/p_t} \right) = \left(\frac{c_{1t}}{c_t} \right) \ln \left(\frac{c_{1t}/p_{1t}}{c_t/p_t} \right) + \left(\frac{c_{2t}}{c_t} \right) \ln \left(\frac{c_{2t}/p_{2t}}{c_t/p_t} \right) \quad (1)$$

其中, $j=1, 2$ 分别表示城镇和农村地区, p_{jt} 表示 t 时期城镇($j=1$)或农村($j=2$)的人口总数, p_t 代表 t 时期的人口总数,即 $p_t = p_{1t} + p_{2t}$; c_{jt} 表示 t 时期城镇($j=1$)或农村($j=2$)的消费总额(通过相应的人口总数乘以人均消费得到), c_t 表示 t 时期的总消费,即 $c_t = c_{1t} + c_{2t}$ 。从(1)式可以看出,这种度量方法既反映了我国城乡居民的消费结构的变化($\frac{c_{jt}}{c_t}$),同时也反映了我国城乡人口结构的变化($\frac{p_{jt}}{p_t}$)。根据这种方法,对我国改革开放30年(1978-2007年)的城乡居民消费差距的泰尔指数进行度量,度量结果如表1和图1所示。

表1 1978-2007年间中国城乡居民消费差距的泰尔指数

	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987
泰尔指数	0.1008	0.1113	0.0925	0.0812	0.0613	0.0537	0.0558	0.0630	0.0741	0.0733
	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
泰尔指数	0.0823	0.0779	0.0715	0.0861	0.1039	0.1233	0.1293	0.1201	0.1020	0.1113
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
泰尔指数	0.1238	0.1416	0.1468	0.1506	0.1686	0.1717	0.1651	0.1497	0.1459	0.1464

注:农村人口和城镇人口数据来源于《中国人口和就业统计年鉴》(2008);城镇居民人均消费和农村居民人均消费分别用城镇居民人均消费性支出和农村居民人均生活消费支出表示,消费支出数据来源于相关年度《中国统计年鉴》。

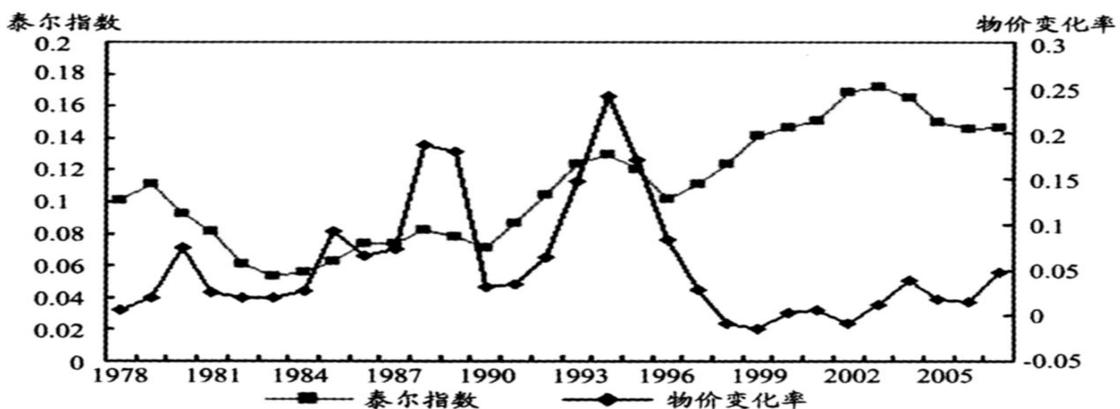


图1 中国城乡居民消费差距的泰尔指数变化图

表 1 和图 1 分别描述了我国城乡居民消费差距的数值结果及其变化轨迹。整体上看,改革开放 30 年来,随着经济的增长,我国城乡居民消费差距在波动中呈逐渐扩大趋势,1996 年后我国城乡居民消费差距持续扩大,2003 年后城乡居民消费差距稍有缩小,但仍在高位运行。从局部来看,我国城乡居民消费差距呈现明显的阶段性特征。第一阶段为 1978 - 1990 年,城乡居民消费差距呈“M 型波动变化:1978 - 1979 年,城乡居民消费差距扩大,虽然我国于 1978 年底开始实行家庭联产承包责任制,但 1979 年才开始全面推广,因此这两年农民的收入和消费并未受到改革的影响,城乡居民消费差距扩大;1980 - 1983 年,随着我国农村家庭联产承包责任制改革的进行和深入,充分的自主经营权使农民的生产积极性有很大提高,农民的收入水平提高,购买力得以增强,因此与城镇居民的消费差距有所减小,泰尔指数从 0.0925 下降到 0.0537;1984 - 1988 年,城乡居民消费差距开始在波动中逐渐扩大,主要因为从 1984 年开始,我国改革重点开始转向城市,城市化和工业化进程加快,城乡收入差距逐步扩大,消费差距随之扩大,泰尔指数从 0.0558 上升到 0.0823;1989 - 1990 年,城乡居民消费差距小幅缩小,泰尔指数从 0.0779 下降到 0.0715。20 世纪 80 年代中后期,乡镇企业异军突起,带动了农村劳动力的转移,推进了农村产业结构调整,农民收入提高,购买力增强,进而缩小了与城镇居民的消费差距。第二阶段为 1991 - 2007 年,城乡居民消费差距虽然仍呈“M 型波动变化,但上一阶段城乡居民消费差距是在“M 型波动中缩小,而本阶段城乡居民消费差距是在“M 型波动中扩大。1991 - 1994 年,我国进入了城市化全面推进阶段,城市化进程明显加快,城镇居民收入迅速提高,消费能力得到大幅提升,城乡居民消费差距扩大,泰尔指数由 0.0861 上升到 0.1293;1995 - 1996 年,随着农村劳动力有序转移就业,泰尔指数从 0.1201 下降到 0.1020,此后 1997 - 2003 年,城乡居民消费差距持续扩大,并于 2003 年达到改革开放 30 年的最高点;2004 - 2007 年,社会主义新农村建设、工业反哺农业、城市支持农村等政策效果逐渐显现,促进了农业发展和农民收入水平的提高,城乡居民消费差距逐步缩小,泰尔指数下降到 0.1464。

三、物价波动与城乡居民消费差距:非对称影响

改革开放以来,我国物价经历了几次比较严重的通货膨胀,还经历了一次长时期的通货紧缩,物价波动很大。如图 2 所示,1980 年、1984 - 1985 年、1988 - 1989 年和 1993 - 1995 年我国经历了四次通货膨胀,其中后两次通货膨胀比较严重,1998 - 2002 年我国的通货膨胀率在零附近波动,经历了长达五年的通货紧缩期,而我国城乡居民消费差距从整体看呈现出在波动中逐步扩大的趋势。上文中提到,物价波动可能对我国城乡居民的消费差距产生非对称影响,从图 2 看,1983 年前两者变化趋势基本相同,但物价变化似乎滞后于城乡居民消费差距的变化,而 1996 年后两者变化趋势相反,1983 - 1996 年两者无明显的变化关系。两者的变化特征蕴含两者存在怎样的关系?是否正如上文分析的物价波动对我国城乡居民的消费差距存在非对称影响,本文由此构建计量模型加以验证。

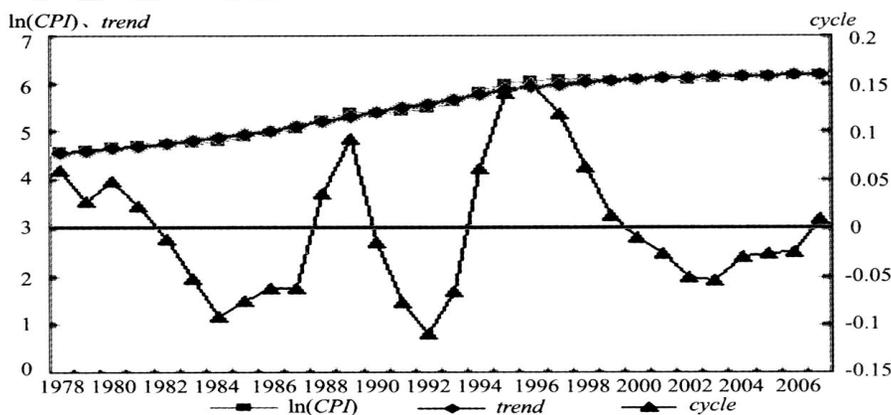


图 2 物价波动和城乡居民消费差距变化图

(一)物价波动分解

在分析物价上涨和物价下降对我国城乡居民消费差距的非对称影响之前,应解决如何区别物价上涨和物价下降的问题。由于改革开放以来我国物价波动较大,而且在区别物价上涨和物价下降时没有统一的标准,故难以单纯地根据物价变化率来区别物价上涨和物价下降。因此,本文采用以下方法判断物价上涨还是

物价变化率数据来源于历年《中国统计年鉴》。

下降。首先对 $\ln(CPI)$ 取自然对数后的序列进行 H - P 滤波 (Hodrick and Prescott, 1980), 计算 H - P 滤波即是 将 $\ln(CPI)$ 序列中的趋势成分 (图 3 中用 $trend$ 表示) 从 $\ln(CPI)$ 序列中分离出来, $\ln(CPI)$ 减去 H - P 滤波便是 $\ln(CPI)$ 序列中的波动成分, 记为 $V\ln(CPI)$ (在图 3 中, $cycle$ 表示 $V\ln(CPI)$)。当 $V\ln(CPI) > 0$ 时, 说明物 价波动相对于其趋势水平是扩张的, 物价处于上涨阶段; 当 $V\ln(CPI) < 0$ 时, 说明物价波动相对于其趋势水 平是紧缩的, 物价处于下降阶段。H - P 滤波的结果如图 3 所示。

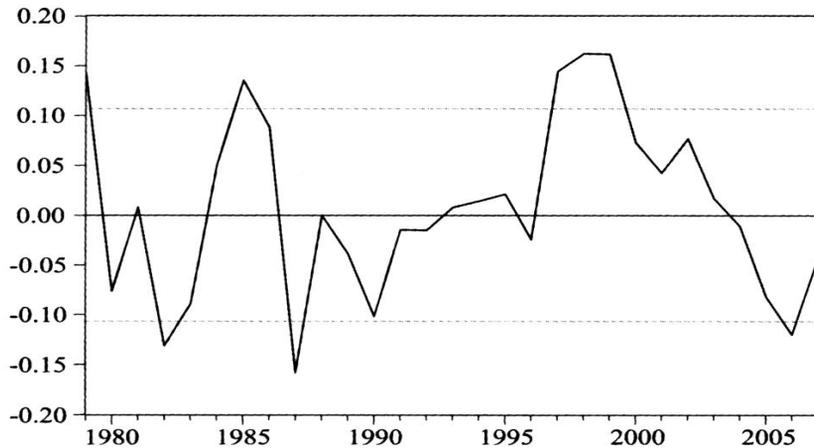


图 3 $\ln(CPI)$ 序列 H - P 滤波结果

从图 3 中可以看出, 物价波动有明显的阶段性。第一阶段是 1978 - 1981 年, 物价上涨, 但涨幅在波动中 逐渐变小; 第二阶段是 1982 - 1987 年, 物价下降, 呈近似“V 型变化”; 第三阶段是 1988 - 1989 年, 物价上涨; 第四阶段是 1990 - 1993 年, 物价下降, 呈“V 型变化”; 第五阶段是 1995 - 1999 年, 物价上涨, 呈倒“V 型变 化”; 第六阶段是 2000 - 2006 年, 物价下降, 呈扁平的“W 型变化”; 第七阶段是 2007 年, 物价上涨。此外, 从物 价变化的趋势序列看, 物价波动一直呈上涨趋势, 因此, 即使在通货紧缩时期也应预防由环境变化导致通货 紧缩转化为通货膨胀的风险。

(二) 物价波动对城乡居民消费差距的非对称效应

城乡居民消费倾向、消费预期及购买力的不同, 导致物价在波动的不同阶段对城乡居民消费差距产生不 同的影响, 我们称之为“非对称效应”。本文利用 TAR 模型来分析物价波动对消费差距产生的非对称影 响。

Zakoian (1990) 以及 Glosten, Jagannathan 和 Runkle (1993) 在 Engle (1982) 建立的自回归条件异方差模型 (ARCH) 的基础上, 提出了门限 (threshold) ARCH 模型, 即 TAR 模型:

$$\text{均值方程: } Y_t = \mu + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{jt} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\text{条件方差方程: } \sigma_t^2 = \mu + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \sigma_{t-1}^2 \quad (3)$$

在式 (3) 条件方差方程中的 $\alpha_2 d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2$ 代表非对称效应项, 当 $\varepsilon_{t-1} < 0$ 时, $d_{t-1} = 1$; 当 $\varepsilon_{t-1} > 0$ 时, $d_{t-1} = 0$ 。 条件方差方程表明 σ_t^2 不仅依赖于条件方差 σ_{t-1}^2 的大小, 而且还依赖于前期的残差平方和 ε_{t-1}^2 的大小。而且 $\varepsilon_{t-1} > 0$ 和 $\varepsilon_{t-1} < 0$ 对条件方差有不同的影响: 当 $\varepsilon_{t-1} > 0$ 时, 有一个 α_1 倍的冲击; 当 $\varepsilon_{t-1} < 0$ 时, 有一个 $(\alpha_1 + \alpha_2)$ 倍的冲击。只要 $\alpha_2 > 0$, 就存在非对称效应: 当 $\varepsilon_{t-1} > 0$ 时, 称之为杠杆效应, 非对称效应使得波动效果 变大; 当 $\varepsilon_{t-1} < 0$ 时, 非对称效应使得波动减小。

本文以 1978 - 2007 年为样本区间建立以城乡居民消费差距为被解释变量的 TAR 模型。城乡居民消 费差距 (Theil) 在上文中已做过详细介绍, 在此不再说明。本文选取城乡收入差距 $ineq$ 、实际利率 rr 、物价 波动成分 $\ln(CPI)$ 、城乡居民消费差距的一期滞后项为解释变量。根据凯恩斯消费理论, 消费取决于收入, 因此, 城乡收入差距对消费差距有着一定的解释作用。此外, 当利率降低时, 居民倾向于减少储蓄从而增加 消费, 利率上升时减少消费, 因此, 利率对城乡居民的消费有着重要影响。由于本文研究物价波动对城乡居 民消费差距的影响, 因此本文在选取利率变量时剔除了通货膨胀率, 选取实际利率为解释变量以避免由于变 量间的多重共线性产生伪回归。由于居民当期消费会受到前期消费水平的影响, 因此当期的城乡居民消费 差距也与前期的消费差距有关, 鉴于此, 本文在解释变量中加入被解释变量的一期滞后项来考察其对城乡居

城乡收入差距的数据来源于王少平和欧阳志刚 (2008); 实际利率由名义利率减去通货膨胀率而得到, 名义利率数据来 源于 IFS 数据库并经过计算得到, 通货膨胀率来自于历年《中国统计年鉴》并经过简单计算得到。

民消费差距的影响。

考虑到计量模型分析时变量的平稳性要求,我们首先对以上变量序列进行 ADF 单位根检验。单位根检验的结果如表 2 所示。从表 2 中可以看出,四个变量的水平序列均在 1% 的显著性水平下通过平稳性检验,四个变量序列均为平稳序列,可以进行计量模型分析。

表 2 ADF 单位根检验结果

变量	检验类型	水平序列	临界值	
$\ln(\text{Theil})$	(c, k, 1)	- 4.87	- 4.32***	- 3.58**
rr	(c, 0, 1)	- 4.39	- 3.69***	- 2.97**
$\ln(\text{ineq})$	(c, k, 1)	- 4.41	- 4.32***	- 3.58**
$\ln(\text{CPI})$	(c, 0, 1)	- 3.96	- 3.69***	- 2.97**

注: ***代表 1% 的显著性水平的临界值, **代表 5% 的显著性水平的临界值。

由 TAR 模型的均值方程和条件方差方程得到的回归结果为:

$$\ln(\text{Theil})_t = -0.1421 + 0.4709 \ln(\text{Theil})_{t-1} - 0.579 \ln(\text{CPI}) - 0.0013 rr + 0.4556 \ln(\text{ineq})$$

(0.16) (0.17) (0.35) (0.006) (0.113)

(-0.88) (2.77) (-1.65) (-0.2) (4.03)

(4)

$$\sigma_t^2 = 0.0035 + 0.0632 \sigma_{t-1}^2 - 0.4048 \sigma_{t-1}^2 d_{t-1} + 0.5869 \sigma_{t-1}^2$$

(0.0036) (0.35) (0.35) (0.6494)

(0.98) (0.18) (-1.16) (0.90)

(5)

方程 (4) 和 (5) 中下面第一行括号内数值为标准差,第二行为 T 统计量。从条件方差方程 (5) 中可以看到,非对称效应项的系数不为零,说明存在非对称效应, < 0 ,说明物价波动对城乡居民消费差距的非对称效应是:物价波动使得城乡居民消费差距的变化越来越小。由于城乡居民消费需求弹性的差异,随着物价波动,农村居民消费的变化大于城镇居民。但经过长时间的积累,农村居民消费能形成对物价波动的一个理性预期,即在理性预期下,农村居民消费受物价波动的影响将会减弱。在城镇居民消费变化不大和农村居民消费形成预期的背景下,物价波动使得城乡居民消费差距的变化将会越来越小。

从城乡居民消费差距残差图(如图 4 所示)可以看出,在物价波动的不同阶段,其对城乡居民消费差距的影响是不同的:2000 - 2002 年,我国处于通货紧缩期,由均值方程 (4) 可以看出,由于 $\ln(\text{CPI}) < 0$ 导致城乡居民消费差距扩大,而此时 $\sigma_{t-1} > 0$, $d_{t-1} = 0$,说明不存在非对称效应;2004 - 2007 年,我国经济高速增长,由方程 (4) 可知,城乡居民消费差距越来越小,此时 $\sigma_{t-1} < 0$, $d_{t-1} = 1$,说明存在非对称效应,而且由于非对称效应的存在使得城乡居民消费差距的波动变小。此外,我们还可以发现城乡收入差距对消费差距有着显著的正向影响,这与 Knueger 和 Perri(2006) 的研究结论恰好相反。

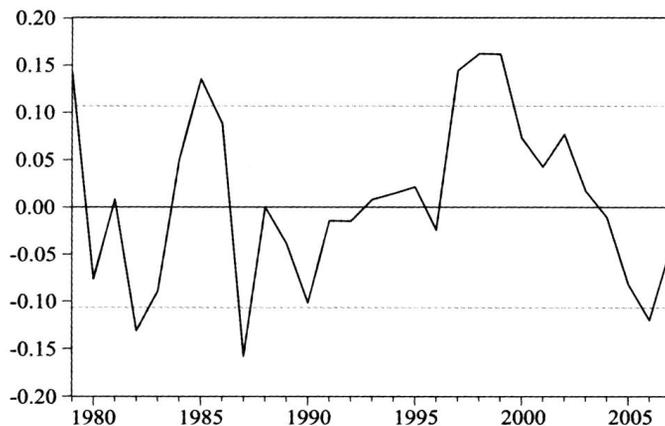


图 4 $\ln(\text{Theil})$ 残差序列图

四、物价波动、城乡居民消费差距与经济增长

已有研究表明,物价波动对经济增长有着重要的影响。本文通过实证研究发现物价波动对居民消费差距的影响存在“非对称效应”,居民消费需求是经济增长的主要动力,那么物价波动是否通过影响居民消费差距进而影响经济增长呢?

本文以 1978 - 2007 年为样本区间建立以经济增长 为被解释变量的多元回归模型,研究相关解释变量对其的影响。本文选取的解释变量有就业水平、固定资产投资、物价波动成分、城乡居民消费差距和居民消费水平,其相关数据均来自于历年《中国统计年鉴》。本文构建的多元回归模型如下:

$$\ln (agdp) = \beta_0 + \sum_i \beta_i \ln (X_i) + \varepsilon_t \quad (6)$$

其中, $agdp$ 代表人均 GDP, X_i 代表不同的影响因素, ε_t 代表随机扰动项。

(一)变量的描述性统计

在对模型进行计量分析之前,首先对相关变量给予说明并进行描述性统计,变量说明及描述性统计如表 3 所示。

表 3 变量说明及描述性统计

变量名称	变量说明	均值	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度
人均 GDP ($agdp$)	用 GDP/人口总数表示	2 364259	3 644399	1 338236	0 687463	0 216957	1 905066
就业水平 (Emp)	用就业人数 / 人口总数表示	- 0 65194	- 0 5401	- 0 87437	0 117828	- 0 6666	1 795118
物价波动 ($V \ln(CPI)$)	用物价波动成分表示	6 67e - 11	0 149113	- 0 1095	0 068563	0 5651	2 496282
城乡消费差距 ($Theil$)	用泰尔指数衡量	- 2 26834	- 1 76219	- 2 92402	0 34905	- 0 27739	1 904678
固定资产投资 (Inv)	用各年固定资产投资总量表示	1 166895	3 046544	- 0 37088	0 975342	0 142724	2 16144
居民消费水平 (Con)	用全国居民消费水平表示	1 616109	2 654207	0 609766	0 593177	0 062405	1 878462

(二)模型的计量分析

本文利用 Eview s6. 0 软件对模型进行计量分析,模型的分析结果如表 4 所示。

表 4 模型的计量分析结果

解释变量	系数	标准差	T 值
C	1 035	0 195	5 31***
$\ln(Emp)$	- 0 199	0 124	- 1 61
$V \ln(CPI)$	- 0 007	0 097	- 0 07
$\ln(Theil)$	0 143	0 031	4 68***
$\ln(Inv)$	0 20	0 054	3 73***
$\ln(Con)$	0 799	0 099	8 06***
R - squared	0 998		

注:由于物价波动成分在 H - P 滤波时已经进行了取对数处理,因此现在不需要进行取对数运算;***表示在 1% 的显著性水平下显著。

由表 4 可以看出,模型的拟合优度为 0 998,而且大部分变量在 1% 的显著性水平下通过了显著性检验,说明模型的整体显著性较好,有较强的解释能力。从具体变量看,城乡居民消费差距与经济增长呈正相关关系,这与我国经济发展的现状基本符合:城镇居民消费占我国居民消费的绝大部分比重,在城乡居民消费水平均提高的情况下,城乡居民消费差距的扩大意味着城镇居民消费增加的速度大于农村居民,城镇居民消费的快速增加促进了经济增长,因此城乡居民消费差距的扩大促进了经济增长;就业水平与经济增长呈负相关关系,但并不显著,这主要是因为:我国就业人口中农村就业人口占相当大的比重,而农村就业不存在门槛,农村人口文化整体水平不高,劳动生产率较低,农村人口就业增加对我国经济增长的拉动作用不明显,因此就业水平的提高并未起到良好的促进经济增长的作用;物价波动对经济增长有抑制作用,但这种作用并不明显;固定资产投资和消费水平对经济增长有着积极的影响,而且影响系数高度显著,“投资、消费”这两驾马车的拉动作用再次得到验证。

(三)物价波动对经济增长的影响效应分析

从上文的实证分析看到,物价波动对经济增长有着“直接影响”,但这种影响并不显著,而城乡居民消费差距对经济增长有着显著的正向影响,第三部分已经发现物价波动对城乡居民消费差距的影响存在“非对称效应”,由此得出物价波动通过影响城乡居民消费差距进而对经济增长有着“间接影响”。

本文用人均 GDP 衡量经济增长,并用物价指数(以 1978 = 100 为基准)进行平减,其数据来源于历年《中国统计年鉴》。由于篇幅关系,变量单位根检验的结果在此并未列出。经检验,各变量取对数后满足回归分析要求。

由(4)式均值方程回归结果可知,物价波动与城乡居民消费差距呈负相关关系,当物价变动1%时,城乡居民消费差距反向变动0.579%。由(5)式条件方差方程可知,物价上涨对城乡居民消费差距波动有0.0632倍的冲击,而物价下降对城乡居民消费差距波动有-0.3416倍的冲击;由方程(6)的回归结果可知,城乡居民消费差距对经济增长有着正向影响,当城乡居民消费差距增加1%时,经济增长0.143%,而物价波动对经济增长有着负的直接效应,影响系数为-0.007,由此我们可以计算出物价波动对经济增长影响的“直接效应”和“间接效应”。各年度的具体影响效应如表5所示。

表5 物价波动对经济增长的影响效应

年度	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987
直接效应	-0.0004	-0.0002	-0.0003	-0.0002	0.0001	0.0004	0.0006	0.0005	0.0004	0.0004
间接效应	-0.0049	-0.0023	-0.0041	-0.0019	0.0010	0.0043	0.0075	0.0062	0.0051	0.0052
波动幅度	0.0038	0.0018	0.0031	0.0014	-0.0042	-0.0177	-0.0310	-0.0256	-0.0211	-0.0214
年度	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
直接效应	-0.0002	-0.0007	0.0001	0.0005	0.0008	0.0005	-0.0004	-0.0010	-0.0010	-0.0008
间接效应	-0.0029	-0.0077	0.0013	0.0064	0.0091	0.0054	-0.0052	-0.0115	-0.0123	-0.0098
波动幅度	0.0022	0.0059	-0.0053	-0.0262	-0.0374	-0.0223	0.0039	0.0088	0.0094	0.0075
年度	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
直接效应	-0.0004	-0.0001	0.0001	0.0002	0.0004	0.0004	0.0002	0.0002	0.0002	-0.0001
间接效应	-0.0053	-0.0011	0.0009	0.0021	0.0042	0.0045	0.0025	0.0021	0.0020	-0.0008
波动幅度	0.0040	0.0008	-0.0036	-0.0087	-0.0175	-0.0186	-0.0103	-0.0088	-0.0083	-0.0006

注:直接效应由方程(6)物价波动的回归系数乘以各年度的物价波动值得到;间接效应由均值方程(4)物价波动的回归系数、方程(6)的城乡居民消费差距回归系数和各年度的物价波动值三者相乘得到;波动幅度由条件方差方程(5)得到的非对称效应系数乘以各年度的物价波动值得到。

由表5可以看出,物价波动对经济增长的“直接效应”和“间接效应”作用方向相同,但作用大小不同。由于物价波动对城乡居民消费差距的“非对称效应”,导致了物价波动对经济增长的“间接效应”由于城乡居民消费差距的影响也呈现非对称性,而且各年波动幅度大小不一。

五、“非对称效应”的解释及启示

以上研究表明,物价波动对城乡居民消费差距的影响存在“非对称效应”,物价波动对经济增长的“间接效应”由于城乡居民消费差距的影响也存在“非对称性”。物价波动对城乡居民消费差距的“非对称效应”是如何产生的呢?结合经济现实,笔者认为以下三个原因可以部分解释“非对称效应”的存在:

(一)城乡居民消费对象的差异

由城镇和农村居民家庭的恩格尔系数可以看出:食品等生活必需品在农村家庭支出中占据相当大的比重,2008年达到43.7%,说明农村居民消费以食品等生活必需品为主,而城镇居民消费中高端消费品占很大比重。当物价上涨时,人们趋向于减少消费,由于农村居民消费对象主体是生活必需品,消费减少空间不大,而城镇居民消费中包含大量高端消费品,消费变动空间大于农村居民消费空间,因此物价上涨有减少城乡居民消费差距的倾向。同样,物价下降时,根据上述分析可知将扩大城乡居民消费差距。由此可见,物价波动对城乡居民消费差距的变化有着非对称影响。

(二)居民消费倾向的差异

近年来,随着我国经济的增长,城乡居民消费差距也有扩大趋势。城乡居民消费差距扩大有收入差距扩大的原因,此外,城乡居民消费倾向的差异也不可忽视。当城乡居民具有相同的消费倾向时,消费差距主要来自于收入差距。由于农村居民收入主要来自于农产品的销售收入,物价波动对农民收入的冲击很大,而城镇居民的工资性收入受到的影响则很小,因而物价波动对城乡居民的收入差距有着很大影响,进而影响城乡居民消费差距。现实情况是物价波动时,城乡居民消费倾向也存在差异,因此物价波动对城乡居民消费差距的影响不仅来自于城乡收入差距,还受城乡居民消费倾向差异的影响。由于城乡收入差距的变化和居民消费倾向的差异,物价波动对城乡居民消费差距的变化有着不同的影响。

(三)我国城市化进程的加快

数据来源于《中国统计年鉴》(2009)。

根据凯恩斯消费理论,假设自主性消费为零,可推导出:城乡居民消费差距=城乡居民收入差距×农村居民消费倾向+城乡居民消费倾向差异×城镇居民收入。

随着我国城市化进程的加快,城镇人口在总人口中的占比越来越大,由于测量城乡居民消费差距时不仅考虑了城乡居民消费总额的差异,而且考虑了城乡人口结构的变化,在物价波动对农村居民消费冲击较大的情况下,农村人口向城镇人口的迁移弱化了这种冲击,因此,物价波动对城乡居民消费差距变化的非对称性表现为使城乡居民消费差距的变化越来越小,与本文的实证研究相符。

以上三点原因部分解释了我国物价波动对城乡居民消费差距产生的“非对称效应”,但两者之间的实际关系目前尚没有明确的理论标准。本文从实证角度分析了两者之间的关系,并进而研究了物价波动影响经济增长的“直接效应”和“间接效应”。实证研究表明:无论是“直接效应”还是“间接效应”,物价波动对经济增长都有着消极的影响,由此可以得出:政府在制定政策时,应充分考虑物价稳定的因素,物价稳定不仅仅是宏观调控政策的落脚点,而且应该是宏观调控政策的出发点。此外,还需考虑保持物价稳定持续性的因素,农民生产时物价处于上涨期,原材料价格高,而农民收获时物价处于下降期,农产品价格低,价格的反差使得农民的利益受损,打击了农民生产积极性,不利于农民收入的提高和消费能力的增加,从而影响我国扩大内需目标的实现。

参考文献:

1. 高铁梅, 2006:《计量经济分析方法与建模》,清华大学出版社。
2. 高铁梅、刘玉红、王金明, 2003:《中国转轨时期物价波动的实证分析》,《中国社会科学》第6期。
3. 王少平、欧阳志刚, 2007:《我国城乡收入差距的度量及其对经济增长的效应》,《经济研究》第10期。
4. 王少平、欧阳志刚, 2008:《中国城乡收入差距对实际经济增长的阈值效应》,《中国社会科学》第2期。
5. 王彦鹏, 2008:《中国物价波动与经济增长的实证关系分析》,《工业技术经济》第6期。
6. 姚远, 2007:《中国货币供应、通货膨胀及经济增长关系实证研究》,《经济与管理》第2期。
7. 王双正, 2009:《基于VAR模型的通货膨胀与经济增长关系研究》,《经济理论与经济管理》第1期。
8. 刘金全、谢卫东, 2003:《中国经济增长与通货膨胀的动态相关性》,《世界经济》第6期。
9. Engle, Robert F. 1982. "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U. K. Inflation" *Econometrica*, 50: 987 - 1008
10. Glosten, L. R., R. Jagannathan, and D. E. Runkle. 1993. "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks" *Journal of Finance*, 48: 1779 - 1801.
11. De Gregorio, Jose. 1992. "The Effects of Inflation on Economic Growth: Lessons from Latin America" *European Economic Review*, 36: 417 - 425.
12. Hodrick, R., and E. C. Prescott. 1980. *Post-war U. S. Business Cycles: An Empirical Investigation*. Mimeo, Pittsburgh: Carnegie - Mellon University
13. Krueger, Dirk, and Fabrizio Perri. 2006. "Does Income Inequality Lead to Consumption Inequality? Evidence and Theory" *Review of Economic Studies*, 73 (1): 163 - 193.
14. Sarel, Michael. 1995. "Nonlinear Effects of Inflation on Economic Growth" MFW Working Paper 95/56
15. Shorrocks, A. F. 1980. "The Class of Additively Decomposable Inequality Measures" *Econometrica*, 48 (3): 613 - 626
16. Theil, H. 1967. *Economics and Information Theory*. Amsterdam: North - Holland
17. Zakoian, J. M. 1994. "Threshold Heteroskedasticity Models" *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18: 931 - 944.

On the Relationship between Price Volatility and Economic Growth: In the Perspective of Urban - rural Consumption Inequality

Zhang Donghui and Sun Huachen

(School of Economics, Shandong University)

Abstract: Based on measuring the urban - rural consumption inequality, this paper investigates the asymmetric effects of price volatility on urban - rural consumption inequality by TARCh model, and analyzes the impact of price volatility on economic growth from the perspective of urban - rural consumption inequality. The results show that the price volatility makes the change of the urban - rural consumption inequality get smaller, and it is negative relevant to the urban - rural consumption inequality. If price level changes 1%, then the urban - rural consumption inequality changes 0.579% conversely. The price volatility not only has negative and direct impact on economic growth, but also has negative and indirect impact on economic growth by influencing the urban - rural consumption inequality.

Key Words: Price Volatility; Urban - rural Consumption Inequality; Economic Growth; Asymmetric Effect

JEL Classification: E21, E30, O15

(责任编辑:彭爽)