

中国通货膨胀福利成本城乡差异及动态调节机制

吴锦顺

内容提要 本文利用消费者剩余方法分别估计了中国城乡通货膨胀福利成本,并利用误差修正模型(VEC)和改进的信息共享模型(MIS)分析了城乡通货膨胀福利成本动态调整机制。根据估计结果,本文认为城乡通货膨胀动态调整的过程十分缓慢,缩小城乡通货膨胀福利成本差距不能完全依靠市场力量,应该充分发挥宏观经济政策的作用,并提出缩小城乡通货膨胀福利成本的政策建议。

关键词 通货膨胀 福利成本 贡献度 城乡差异

中图分类号:F126

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2013)01-0018-09

一、引言

通货膨胀会带来福利损失是人们普遍共识,经济学家把通货膨胀成本归纳为鞋跟成本、菜单成本、税收负担不合意变动、社会财富的任意再分配,等等。但是具体衡量通货膨胀的福利成本却是十分困难的问题。直到贝利(Bailey, 1956)开创性研究使得通货膨胀福利成本度量问题得到解决。他假定实际货币余额是名义利率和实际收入的半对数形式函数 $\Phi(R) = Ae^{-\xi R}$,并把名义利率作为持有货币的机会成本,把实际货币余额作为一种消费品,当名义利率因为通货膨胀而提高时,持有货币的成本增加会减少货币持有量。利用消费者剩余方法,通过积分算出持有货币而带来的无谓损失就是通货膨胀福利成本^[1]。

卢卡斯(Lucas, 2000)利用贝利(Bailey)同样的方法,在需求函数为半对数形式时,假定货币需求的利率弹性为-0.5;在双对数货币需求函数时,假定货币需求弹性为-7,分别计算了美国的通货膨胀福利成本^[2]。中国也有一些学者对通货膨胀福利成本进行了一些研究^[3-6]。尽管中国的通货膨胀福利成本研究沿着国外思路取得了一些进展,但仍然处于起步阶段。现有文献都研究全国总体的福利成本状况,还没有涉及地区和城乡通货膨胀福利成本差异的研究。

本文将在改进贝利和卢卡斯所使用的半对数货币需求函数基础上分别计算中国城乡通货膨胀福利成本,并使用改进的信息共享模型(Modified Information Share Model)研究城乡通货膨胀福利成本相互牵制、相互影响的机制,最后提出政策建议。

收稿日期:2012-11-20

作者简介:厦门大学经济学院博士研究生,厦门市,361005。

二、理论基础

本文把卢卡斯使用的半对数货币需求函数中名义利率改变为通货膨胀率,以此作为持有货币的机会成本变量。这一改进是符合中国现实的:一方面中国利率没有市场化,居民货币持有量对于利率还不是十分敏感;另一方面中国作为发展中国家通货膨胀水平较高,用通货膨胀率作为货币需求的机会成本更合理。所以通过设定如下的货币需求函数,利用消费者剩余方法也可以计算出中国城乡通货膨胀福利成本:

$$M/p = L(\pi, y) \quad (1)$$

M/p 表示实际货币余额, p 表示价格水平, y 表示实际收入水平, π 表示通货膨胀率(作为持有货币的机会成本)。按照卢卡斯的方法,货币需求函数采取这种形式: $L(\pi, y) = \Phi(\pi)y$, 用 m 表示实际货币余额 M/p , d 表示单位实际收入所需的实际货币余额, 货币需求函数重写为:

$$d = m/y = \Phi(\pi) \quad (2)$$

设定具体货币需求函数形式是估计通货膨胀福利成本的关键。亚威利和萨利迪斯(Yavari and Serletis, 2011)的研究^[7]表明发展中国家由于通货膨胀水平一般较高,采取半对数形式的货币需求函数比较合理。所以设定如下货币需求函数:

$$\ln \Phi(\pi) = \alpha - \eta \pi \quad (3)$$

或者写为这种形式:

$$\Phi(\pi) = \beta e^{-\eta \pi}, \text{ 其中 } \eta_0, \beta = e^\alpha \quad (4)$$

遵循贝利的思路,把通货膨胀福利成本定义为把通货膨胀从某一个正水平降低到更低水平(比如通货膨胀为0)人们福利水平的增加,在图形上表示为逆货币需求曲线下方的面积——消费者剩余。如图1所示,当通货膨胀率从 π_0 升高到 π_1 时,实际货币余额从 $(M/p)_0$ 减少到 $(M/p)_1$, 积分算出三角形面积就是通货膨胀福利成本——“福利三角”。

设货币需求反函数为 $\pi = \Pi(d)$, 通货膨胀福利成本可按如下方式计算:

$$w(\pi) = \int_{\Phi(\pi)}^{\Phi(0)} \Pi(x) dx = \int_0^\pi \Phi(x) dx - \pi \Phi(\pi)$$

对于半对数形式的货币需求函数,通货膨胀福利成本为:

$$w(\pi) = \int_0^\pi \beta e^{-\eta x} dx - \pi \beta e^{-\eta \pi} = \left[\frac{\beta}{-\eta} e^{-\eta x} \right]_0^\pi - \pi \beta e^{-\eta \pi} = \frac{\beta}{\eta} [1 - (1 + \eta \pi) e^{-\eta \pi}] \quad (5)$$

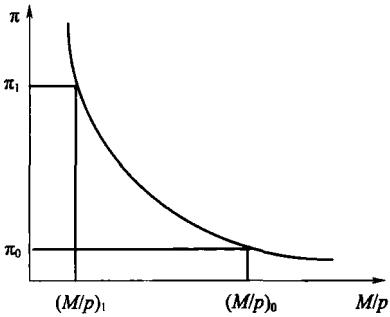


图1 福利三角

三、计量经济方法

信息共享模型(IS)是基于新信息反应速度的实证模型,可以用来研究具有协整关系的变量之间由于信息的非对称和信息消化时间的不同,在市场力量作用下相互牵制,最终达到均衡的动态过程。这一模型一般用于金融市场,研究相同或者相似金融产品由于信息不对称,价格在短期内发生偏离,但在长期会趋于一致。该模型可估计出在决定有效价格过程中,不同市场的贡献度大小,贡献度越大的市场在价格决定中作用越大。该模型最早由海斯布鲁克(Hasbrouck, 1995)^[8]提出,后来经过利恩和雪雷斯特(Lien and Shrestha, 2009)^[9]改进。本文利用改进后的信息共享模型(MIS)来分析中国城乡通货膨胀福利成本的动态调整过程,利用信息份额大小来判别在决定全国均衡的通货膨胀福利成本过程中,城乡市场的贡献度。信息份额越大说明遭受通货膨胀福利成本损失越严

重,而且还能够反映出这种调整过程的快慢。

信息共享模型(IS)是建立在向量误差修正模型(VEC)基础上的。设 Y_t 表示 $n \times 1$ 单位根序列向量,且具有 $n-1$ 个协整关系,即这个系统具有一个共同趋势。根据恩格尔和格兰杰(Engle and Granger,1987)^[10],这个系统可以表示为如下向量误差修正模型:

$$\Delta Y_t = c + \varphi \omega' Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k A_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (6)$$

其中, c 表示常数项构成的 $n \times 1$ 向量, ω 和 φ 都为 $n \times (n-1)$ 秩为 $n-1$ 的矩阵, ω 的列包含了 $n-1$ 个协整向量, φ 的列是协整方程的调整系数,扰动项的方差协方差矩阵表示为 $E[e_t e_t'] = \Omega, \forall t=1,2,\dots,T$ 。

斯托克和威斯通(Stock and Watson,1988)的研究^[11]表明方程(6)可以用向量移动平均来表示: $\Delta Y_t = \Psi(L)e_t$ 。如果把它分为长期趋势部分和短期波动部分(6)式可表示成如下形式:

$$Y_t = Y_0 + \Psi(1) \sum_{i=1}^t e_i + \Psi^*(L)e_t \quad (7)$$

$\Psi(1)$ 是扰动项的长期影响矩阵, $\Psi^*(L)$ 是滞后算子多项式矩阵。由于序列是协整的,恩格尔—格兰杰定理表明:

$$\omega' \Psi(1) = 0, \Psi(1) \varphi = 0 \quad (8)$$

因此方程(7)可以表示为:

$$Y_t = Y_0 + \omega_{\perp} \varphi'_{\perp} \sum_{i=1}^t e_i + \Psi^*(L)e_t \quad (9)$$

$\varphi_{\perp}, \omega_{\perp}$ 分别是 φ, ω 的正交阵。由于系统有 $n-1$ 个协整关系,系统只有一个长期趋势,这意味着长期影响矩阵 $\Psi(1)$ 的秩为 1。因此 $\Psi(1)$ 的各行是一样的,设 $\psi = (\psi_1, \psi_2, \dots, \psi_n)$ 表示 $\Psi(1)$ 的每一行,那么 ψe_t 表示新息对每一序列的长期影响。如果扰动项之间是相互独立的,协方差阵 Ω 是对角阵,海斯布鲁克定义第 j 个市场的贡献度为:

$$S_j = \frac{\psi_j^2 \Omega_{jj}}{\psi \Omega \psi'} \quad (10)$$

在一般情况下,干扰项是相关的,方差协方差矩阵是非对角阵,这时为了求出该市场的贡献度需要对 Ω 作乔里斯基分解: $\Omega = FF'$,这时第 j 个市场贡献度表示为:

$$S_j = \frac{([\psi F]_j)^2}{\psi \Omega \psi'}, [\psi F]_j \text{ 表示 } (1 \times n) \text{ 向量 } \psi F \text{ 的第 } j \text{ 个元素} \quad (11)$$

由于方差协方差矩阵的分解方式不唯一,利恩和雪雷斯特没有利用乔里斯基分解方法克服干扰项之间同期相关性的问题,而是将相互不独立的扰动项进行标准化,从而克服市场贡献度依赖于序列在 VEC 模型中顺序的缺陷,使估计的贡献度数值是唯一的。他们以扰动项相关系数矩阵为基础,选取一个矩阵 F^* ,使扰动项因子结构满足 $e_t = F^* z_t^*$ 。通过这种转换后的扰动 z_t^* 的协方差阵具有零均值、单位阵,且不存在同期相关的特性: $E[z_t^*] = 0$, $E[z_t^* (z_t^*)'] = I$,而且也同时满足 $\Omega = F^* (F^*)'$ 。其中 $F^* = [GA^{-1/2}G'Y^{-1}]^{-1}$, Λ 是对角阵,其对角线元素为扰动项相关系数矩阵的特征值,相应的特征向量为矩阵 G 的各列; Y 也是对角阵,其对角线上的元素为扰动项方差协方差阵对角线元素的标准差,即 $Y = \text{diag}(\sqrt{\Omega_{11}}, \sqrt{\Omega_{22}}, \dots, \sqrt{\Omega_{nn}})$ 。

在这种因子结构下,设 $\psi^* = \psi F^*$,第 j 个市场的贡献度可由以下方程计算:

$$S_j^* = \frac{\psi_j^{*2}}{\sum_{i=1}^n \psi_i^{*2}} = \frac{\psi_j^{*2}}{\psi^* \Omega \psi^*} \quad (12)$$

利恩和雪雷斯特通过严格的数学推导证明出这样算出的信息份额是独立于序列排序的,(12)式为改进的信

息共享模型(MIS)。

四、变量选取与数据处理

本文选取变量为全国、城市与农村 CPI 环比指数及同比指数、GDP 和货币总量 M1。样本时间跨度为 1990 年 1 月至 2012 年 9 月,采用季度数据,数据来源于财新网。由于数据可得性问题,城市和农村 CPI 数据的时间跨度为 1992 年 1 月到 2012 年 9 月。货币总量采用季末 M1 数据,CPI 环比与同比指数季度数据利用本季度的月度平均值。由于 GDP 与货币总量季节性较强,通过 X-12 方法进行季节调整。为了得到物价水平 P,把 CPI 环比和同比指数换算为定基比指数。全国 CPI 定基比指数选择 1990 年第 1 季度为 100;城市和农村 CPI 定基比指数都选取 1992 年第 1 季度为 100。实际收入 y 和实际货币需求量 m 分别用 GDP 和 M1 除以全国 CPI 定基比指数得到。因为本文选取半对数形式的货币需求函数估计通货膨胀福利成本,所以必须算出单位实际收入所需货币量的对数 $\ln d = \ln(m/y)$ 。通货膨胀率定义为各期 CPI 定基比指数相对于基期的增长率,即: $\pi_t = (P_t - P_0)/P_0, P_0 = 100$ 。为了防止出现伪回归,数据应经过单位根和协整检验,各变量的 ADF 检验结果和詹森(Jahansen)协整检验结果如表 1 和表 2 所示。

表 1 变量单位根检验结果

变量名	符号	ADF 检定		% 的临界值	判定
		设定	t 统计量		
货币收入比对数	$\ln d$	C T 4	-2.198	-3.464	I(1)
货币收入比对数差分	$\Delta \ln d$	C 0	-8.194	-2.899	I(0)
通货膨胀率(全国)	π	C T 2	-1.819	-3.462	I(1)
通货膨胀率差分(全国)	$\Delta \pi$	C 1	-6.135	-2.900	I(0)

注:C 表示检验模型中含有常数项;T 表示含有趋势项;整数表示检验中用到的滞后阶数。滞后阶数以 AIC 准则确定。

从表 1 可以看出, $\ln d$ 和 π 都是一阶单整的,接着检验它们之间是否存在协整关系。

表 2 詹森(Johansen)协整检验

原假设:协整个数 r	特征值	迹统计量	5% 的临界值	判定
$r=0$	-	10.1798 *	15.41	不存在协整关系
$r=1$	0.07958	2.7995	3.76	

注:滞后阶数为 2。

五、通货膨胀福利成本估计

由于 $\ln d$ 和 π 都是非平稳序列,它们之间又不存在协整关系,所以为了避免伪回归问题,不能利用方程(3)来估计货币需求弹性。利用费雪和西特(Fisher and Seater,1993)^[12]提出的长期回归法可以得到方程(3)中的货币需求弹性系数。通过作如下辅助回归,可估计得到 $\hat{\eta}_k$:

$$[\sum_{j=0}^k \Delta d_{t-j}] = \mu_k + \eta_k [\sum_{j=0}^k \Delta \pi_{t-j}] + \nu_{kt}, k = 1, 2, \dots, K$$

上式可转换为以下更加明了的形式:

$$d_t - d_{t-k-1} = \mu_k + \eta_k [\pi_t - \pi_{t-k-1}] + \nu_{kt} \tag{13}$$

根据费雪和西特(Fisher and Seater,1993)的研究,回归方程(13)利用调整的 R^2 和 F 统计量标准综合考虑选取滞后阶数 K ,这时模型(13)拟合效果最好。经过检验,本文取 $k=16$ 为最优滞后阶数,通过估计方程(13),可得到方程(3)式中的估计值 $\hat{\eta}=0.507$ 。方程(4)中常数项 β 估计值利用卢卡斯的方法得到,他把方程(4)中的 β 规定为逆货币需求曲线通过数据几何平均值时所确定的值。按照这种方法估计 $\hat{\beta}=2.455$ 。这样把参数估计值和城

乡通货膨胀率代入(5)式可以计算出通货膨胀福利成本,结果如图1所示。

从图2左边子图可以看出:

总体上农村通货膨胀福利成本要比城市高,2003年以前两者相差不多,2004年开始农村通货膨胀福利成本与城市逐渐拉开。图2右边子图描绘了通货膨胀福利成本随通货膨胀率变化而变化的状况,80%通货膨胀率给居民造成的福利损失占GDP的30%;20%的通货膨胀率各居民造成的福利损失占GDP的2%,随着通货膨胀率的升高,通货膨胀福利成本急剧上升。这比陈彦斌和马莉莉(2007)^[13]估计结果稍微偏低了

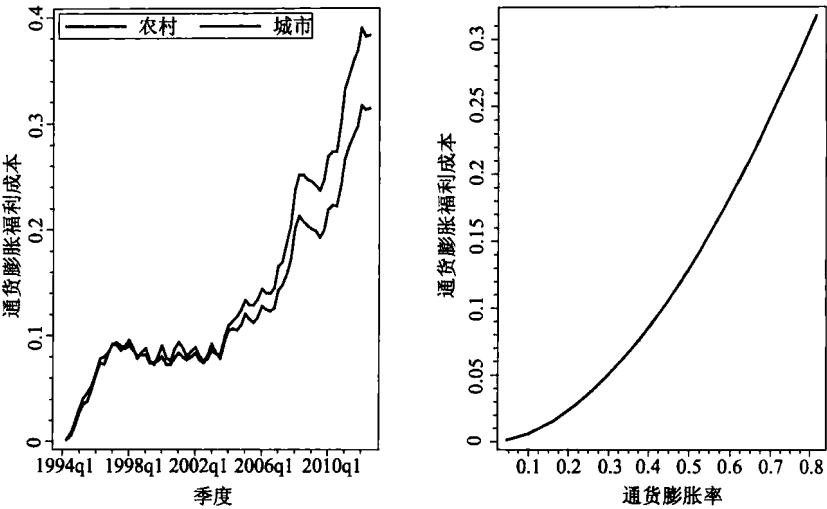


图2 通货膨胀福利成本

一些,他们使用的机会成本变量为银行间7天同业拆借利率,估计出在通货膨胀率为10%时,给居民造成的福利损失接近于产出水平的4%。

六、城乡通货膨胀福利成本动态调整分析

利用MIS模型必须满足一定的条件:首先变量必须都是一阶单整的;其次各变量之间必须存在协整关系,有 n 个变量就必须存在 $n-1$ 个协整关系。所以对模型估计之前需要对变量进行单位根和协整检验。所以上面估计得到的城市和农村通货膨胀福利成本必须是一阶单整且存在一个协整关系才能使用MIS模型。单位根、协整关系及格兰杰(Granger)因果关系检验结果如表3、表4和表5所示:

表3 变量单位根检验结果

变量名	符号	ADF 检定		% 的临界值	判定
		设定	t 统计量		
农村通胀福利成本	w^r	C T 4	-1.641	-3.480	I(1)
农村通胀福利成本差分	Δw^r	C 0	-5.239	-2.912	I(0)
城市通胀福利成本	w^c	C T 4	-0.630	-3.479	I(1)
城市通胀福利成本差分	Δw^c	C 1	-6.811	-2.912	I(0)

表4 詹森(Johansen)协整检验

原假设:协整个数 r	特征值	迹统计量	5% 的临界值	判定
$r=0$	-	24.2755	15.41	
$r=1$	0.18140	1.8345 *	3.76	存在协整关系

注:滞后阶数为1。

表5 格兰杰(Granger)因果关系检验

零假设	F 统计量	概率值	判断
w^n 不是 w^c 的 Granger 原因	3.69	0.0093	拒绝
w^c 不是 w^n 的 Granger 原因	3.34	0.0154	拒绝

从表5可以看出,在1%的显著性水平上, w^c 是 w^n 的格兰杰原因, w^n 也是 w^c 的格兰杰原因。

(一) 误差修正模型估计

通过以上单位根和协整关系检验可知,城乡通货膨胀福利成本的动态调整可以在MIS模型框架下进行分析。在

式(6)向量误差修正模型中,令 $Y_t = \begin{bmatrix} w_t^c \\ w_t^n \end{bmatrix}$,利用AIC准则确定最优阶数,并用软件Stata 12对式(6)进行估计,结果如下:

$$\begin{bmatrix} \Delta w_t^c \\ \Delta w_t^n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0.00031 \\ (-0.26) \\ 0.00034 \\ (0.25) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.4601 \\ (-3.42^*) \\ -0.4212 \\ (-2.68^*) \end{bmatrix} [z_t] + \begin{bmatrix} -0.7952, 0.3914 \\ (-0.33), (1.60^{***}) \\ -0.2041, 0.54467 \\ (0.73), (1.91)^{**} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta w_{t-1}^c \\ \Delta w_{t-1}^n \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -1.1473, 0.8753 \\ (-4.77^*), (3.50^*) \\ -0.6563, 0.5252 \\ (-2.33)^{**}, (1.80^{***}) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta w_{t-2}^c \\ \Delta w_{t-2}^n \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t^c \\ e_t^n \end{bmatrix}, \text{误差修正方程为: } z_t = -0.0238 + \begin{bmatrix} 1, -0.7671 \\ (-40.79^*) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} w_t^c \\ w_t^n \end{bmatrix} \quad (14)$$

(注:上式中括号内数值表示t统计量。*表示在1%水平上显著;**表示在5%水平上显著;***表示在10%水平上显著。)

估计结果中重点应该关注的是误差修正方程的调整系数,其符号与经济现实是相吻合的,而且都在1%水平上显著。两个方程的调整系数都是负值,说明城市通货膨胀福利成本上升时,农村通货膨胀福利成本有牵制城市福利成本继续上升的趋势;农村通货膨胀福利成本有上升趋势时,城市通货膨胀福利成本也有牵制它继续上升的趋势。从后续分析可以看出这种影响的大小是非对称的。

1. 脉冲响应函数

从脉冲响应函数图3可以更清晰看出城乡通货膨胀福利成本的动态调整过程。左图为城市通货膨胀福利成本的脉冲响应,城市通货膨胀福利成本在受到自身冲击的时候开始时迅速上升,随后逐渐下降,经过30个季度的调整后达到较低的稳定值。农村通货膨胀福利成本上升会导致城市通货膨胀福利成本缓慢上升,经过30个季度调整后维持在较高的水平,所以农村通货膨胀福利成本具有累积的影响。右图表示农村通货膨胀福利成本在受到冲击时的动态调整过程。农村通货

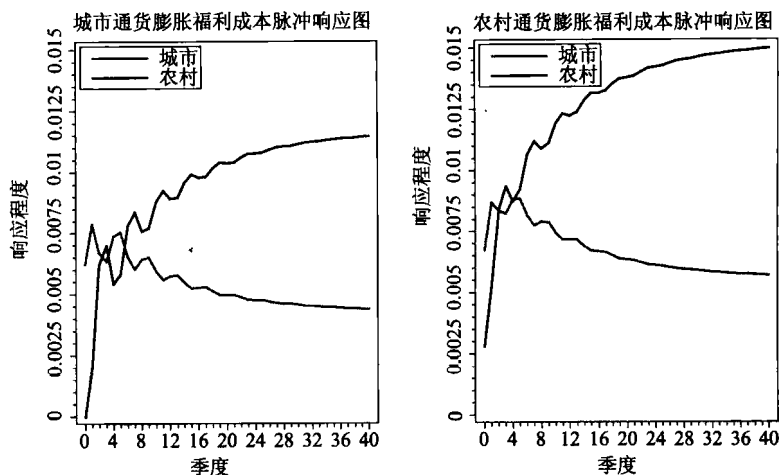


图3 脉冲响应函数

膨胀福利成本在受到冲击的时候对自身的影响同样具有累积的影响,在受到正冲击的时候,它会缓慢上升,并且经过长时间的调整后稳定在很高的水平上。农村通货膨胀福利也会受到城市通货膨胀福利成本的影响,但这种

表6 城市与农村通货膨胀福利成本的方差分解

期数	城市通胀福利成本方差分解(%)		农村通胀福利成本方差分解(%)	
	城市	农村	城市	农村
1	100	0	85.22	14.78
4	66.93	33.07	57.11	42.89
8	56.81	43.2	47.66	52.34
12	48.18	51.82	40.56	59.44
16	41.51	58.49	35.29	64.71
20	36.45	63.55	31.35	68.66
24	32.6	67.4	28.35	71.65
28	29.63	70.37	26.03	73
32	27.3	72.7	24.21	75.79
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
∞	19.48	80.52	18.02	82.00

影响会随时间而逐渐降低,最终稳定在较低水平。从两个脉冲响应函数图可以看出:农村通货膨胀福利成本是十分顽固的,一旦升高就很难降低下来。而且农村通货膨胀福利成本的升高也会影响到城市通货膨胀福利成本,这种影响同样具有持久性。所以国家因为超发货币等原因而使居民承受通货膨胀福利成本的时候,农村是最大的受害者。农村居民收入水平较低,投资机会少,主要以储蓄的形式保存其资产。即使通货膨胀相当严重的时候也必须持有较高水平的货币性存款,这样农村通货膨胀福利成本随着货币发行

量的增加而不断升高。

2. 方差分解

表6显示了各期城乡通货膨胀福利成本发生变动可由不同冲击作出解释的状况。在通货膨胀福利成本的长期调整过程中,城市通货膨胀福利成本的一个标准差变动有80.52%可以由农村通货膨胀福利成本改变来解释;而农村通货膨胀福利成本的改变只有18.02%可以由城市通货膨胀福利成本发生改变作出解释。所以无论是农村还是城市通货膨胀福利成本变动的根源都主要在于农村。

(二) 信息共享模型估计

为了进一步考察城乡通货膨胀福利成本的动态调整机制,利用利恩和雪雷斯特(Lien and Shrestha)改进后的信息共享模型(MIS)度量城市和农村在全国通货膨胀福利成本中的贡献度,更精确地估计出在受到各种冲击影响(如货币超发)后城乡通货膨胀福利损失的比率大小。为了估计MIS模型,首先必须估计出长期影响矩阵,比较(7)式和(9)式可得 $\Psi(1) = \omega_{\perp} \varphi_{\perp}'$ 。从(14)式的误差修正模型估计结果可知:(6)式的协整向量 $\omega' = (1, -0.7602)$,调整系数向量 $\varphi' = (-0.4592, -0.4204)$ 。通过求出它们的正交向量并代入 $\Psi(1) = \omega_{\perp} \varphi_{\perp}'$

可以得到长期影响矩阵: $\Psi(1) = \begin{bmatrix} -4.6849828 & 5.1168645 \\ -6.1628552 & 6.7309735 \end{bmatrix}$ 。这一矩阵各行成比例,因此秩 $rank = 1$,所以

无论用那一行计算结果都相同。把误差修正模型估计的方差协方差阵进行乔利斯基分解可得到下三角阵:

$F = \begin{bmatrix} 0.0039930 & 0 \\ 0.0044049 & 0.0017866 \end{bmatrix}$,把这些结果代入(11)式可求出城市和农村对全国通货膨胀福利成本的贡献度。交

换城乡通货膨胀福利成本在误差修正模型中的顺序,再次估计VEC模型,按照上述同样方法估计城乡通货膨胀

福利成本的贡献度,可得到贡献度的上下界,然后取平均值为城市和农村通货膨胀福利成本的贡献度。如表7所示:

表7 城市与农村对全国通货膨胀福利成本的贡献度

残差相关系数	IS 模型		MIS 模型	
	城市	农村	城市	农村
0.8527	0.32937 (0.118 0.541)	0.67063 (0.4593 0.882)	0.1603	0.8397

由表7可以看出,城市和农村通货膨胀福利成本基于IS模型的上界和下界均偏离得比较远,这主要是由于误差修正模型估计的扰动项相关系数比较大所致。利用MIS模型

(12),通过类似IS模型相同的估计过程得出城市和农村的MIS值。从估计结果看,无论变量在误差修正模型中出现的顺序如何,其得出的结果是一致的。MIS提供了测度城乡通货膨胀福利成本贡献度的一个更为准确的方法。两种方法估计结果都表明,农村对全国通货膨胀福利成本的贡献度要远大于城镇,这与前文脉冲响应函数和方差分解分析的结果相吻合。

七、结论与政策建议

本文得出农村通货膨胀福利成本要高于城市的结论与霍比金和莱格括斯(Hobijn and Lagakos, 2003)^[14]的观点是一致的,即贫困家庭通常面临更高的通货膨胀福利成本。城市富有的人数比例大,更有能力通过改变金融资产组合以及社会经济资源来抵抗通货膨胀的冲击;农村低收入群体多,投资组合单一,现金及储蓄所占比例过高,从而在通货膨胀中面临更大的损失。虽然城乡通货膨胀福利成本具有相互牵制的动态调整机制,但是这种调整过程是十分漫长的。这在很大程度上可归因于中国长期城乡分割的二元经济结构,使得农村的发展严重滞后于城市的发展。本文结论充分表明不能完全依靠市场力量来缩小城乡通货膨胀福利成本差距,必须发挥宏观经济政策的作用,使城乡通货膨胀福利成本达到良性互动的状态。

第一,要重点关注货币供应量对通货膨胀的影响。通货膨胀从长期看是一种货币现象,从中国前三次比较大的通货膨胀形成机制来看,通货膨胀确实与货币超发密切相关。1984年,M0增长率为40.22%,比上年同期增速加快了21.4%;1992年,M0增长率为31.1%,比上年同期增速加快12.7%。开始于2007来的新一轮通货膨胀尽管成因复杂,但M0增速也达到14.76%。所以要控制货币发行量,从源头上避免货币超发给农村低收入家庭带来巨大的通货膨胀福利损失。

第二,应该给予农村更多的财政转移支付。要扶持农业生产发展,稳步提高粮食收购价格,同时做好农村劳动力向非农部门转移工作,增加农民收入。使农村更多的人拥有财产性收入,在发生严重通货膨胀时能够增强抵御福利成本损失的能力。

第三,要发展和完善金融市场。中国金融市场还不发达,尤其是农村金融市场更加薄弱,居民参与度较低。特别是农村居民收入水平低,可选择的投资工具很少,而且对金融产品的了解也很少。其以银行存款为主的保存财富方式最易受到通货膨胀的影响,存款实际利率在通货膨胀时极有可能为负值,这使得农村居民很难规避通货膨胀风险。

第四,应该完善社会保障制度和医疗保障体系。农村居民即使在负利率时仍然愿意选择银行存款的投资方式,主要与中国农村社会保障和医疗保障体系不完善有关,他们的存款主要是为了防病、养老。一旦农村社会保障体系完善,就可以降低这部分储蓄所承担的通货膨胀福利损失,从而把更多储蓄转化为投资,增加他们的财产性收入。

参考文献:

- [1] Bailey M J. The Welfare Cost Inflationary Finance[J]. Journal of Political Economy, 1956, 64(2): 93 - 110.
- [2] Lucas R. Inflation and Welfare[J]. Econometrica, 2000, 68(2).
- [3] 龚六堂, 邹恒甫和叶海云. 通货膨胀与社会福利损失[J]. 财经问题研究, 2005(8).
- [4] Liu - Tang Gong, Heng - Fu Zou. Money, Social Status and Capital Accumulation in a Cash - in - Advance Model[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2001, 33(2): 284 - 274.
- [5] 陈彦斌, 马莉莉. 中国通货膨胀福利的福利成本研究[J]. 经济研究, 2007(11).
- [6] 陈昆亭, 郑文凤. 中国通货膨胀的福利成本[J]. 世界经济文汇, 2007(3).
- [7] Yavari, Serletis. Inflation and Welfare in Latin America[J]. Open Economy Review, 2011(22): 39 - 52.
- [8] Hasbrouk J. One Security, Many Markets: Determining the Contributions to Price Discovery[J]. Journal of Finance, 1995(50): 1175 - 1199.
- [9] Lien, Shrestha. A New Inflation Share Measure[J]. The Journal of Futures Markets, 2009, 29(4): 377 - 395.
- [10] Engle, Granger. Co - integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing[J]. Econometrica, 1987(55): 251 - 276.
- [11] Stock, Watson. Testing for Common Trends[J]. Journal of the American Statistical Association, 1988(83): 1097 - 1107.
- [12] Fisher, Mark, Seater. Long - Run Neutrality and Super - Neutrality in an ARMA Framework[J]. American Economic Review, 1993(83): 402 - 415.
- [13] 陈彦斌. 中国通货膨胀的预期、形成机制和治理政策[M]. 北京: 科学出版社, 2010: 116 - 132.
- [14] Hobbijn B, Lagakos D. Inflation Inequality in the United States[R]. FRB Staff Report, 2003(173).

Differences and Dynamic Interaction between the Urban and Rural Welfare Cost of Inflation in China

WU Jin - Shun

(School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005)

Abstract: Based on Bailey's consumer surplus approach, this paper estimates the urban and rural welfare cost of inflation in China respectively. Furthermore, employing vector error - correction model and modified information share model, a dynamic analysis of interaction mechanics between the urban welfare cost and its rural counterpart is made. The analytic results show the process to equilibrium is too slow to reduce the gap between the urban and rural welfare cost of inflation by market power only. As a result, macroeconomic policies play an important role in reducing the gap. In the last section, a conclusion is made and a few suggestions are proposed to solve the problem.

Key words: Inflation; Welfare Cost; Contribution Share; Gap between Urban Region and Rural Counterpart

责任编辑: 周 斌