

经济波动对城乡居民 的间接福利效应差异研究

陈太明*

摘要: 本文将经济波动对经济增速的负面影响引入福利损失模型, 构建了量化经济波动对居民福利的间接影响模型, 并采用 1985 - 2007 年全国以及 28 个省市区城乡居民消费数据对异质居民在经济波动过程中承受的间接福利损失进行测度。研究结果表明, 经济波动通过负面影响经济增速给居民带来了不容忽视的间接福利损失, 忽略经济波动与经济增速的联系得到的福利损失估算值存在低估问题; 无论是全国层面, 还是省级层面, 农村居民承受的间接福利损失都倾向于大于城镇居民。因此, 为了切实提高居民的福利水平, 中国政府应在保持经济增长的同时, 更要重视保持城乡差异化经济的平稳性。

关键词: 经济波动 经济增长 间接福利损失 城乡异质居民

一、引言

经济波动究竟会给一国居民带来多大的福利损失? Lucas(1987) 率先构建了可以量化这一福利损失的理论模型并结合美国的经验数据进行定量研究, 估算结果显示经济波动的福利损失非常小。作为参照, 他也定量分析了经济增速下滑一个百分点给居民带来的福利损失, 发现经济增速下滑的福利损失却非常大。基于此, 他认为政府部门的政策对象应该放在经济增长而非经济波动上。上述逻辑依赖的前提假定是, 经济波动与经济增长相互独立。然而, 这一假定却遭到了实际经济周期(RBC) 理论的质疑。实际经济周期理论认为, 经济波动是经济主体最优化行为的真实体现, 经济增长是有波动的随机增长(Kydland and Prescott, 1982; Long and Plosser, 1983)。无独有偶, Bernanke(1983) 和 Pindyck(1991) 基于投资不可逆性的理论视角也发现经济波动不利于经济增长。此外, 大量针对经济波动与经济增长关系的经验研究均发现前者对后者存在负面影响(G. Ramey and V. Ramey, 1995; Turnovsky and Chattopadhyay, 2003; Norrbin and Yigit, 2005), 这些研究结果表明 Lucas(1987) 的估算结果可能是有偏差的。

通过经济波动与经济增长之间存在联系的这一传导渠道, 经济波动会减缓经济增长速度进而对居民的福利产生间接影响。显然, Lucas(1987) 估算经济波动的福利损失时忽略了经济波动给居民带来的间接福利损失, 因此, 其估算结果存在明显的低估问题, 进而得到了不精准的估算结果, 最终做出了有待商榷的价值判断。基于此, 将经济波动对经济增长的负面影响考虑在内来系统地定量研究经济波动的间接福利损失就变得尤为重要。探讨经济波动的福利损失的国内外研究文献有很多, 然而, 意识到这一点的国内外学者并不多, 国内该领域的研究文献基本上都没有考虑经济波动与经济增长之间的联系可能对经济波动的福利损失估算结果的影响(陈彦斌, 2005; 陈彦斌、周业安, 2006; 陈太明, 2007, 2008a), 国外只有少量文献曾经提到过这一点(G. Ramey and V. Ramey, 1995; Barlevy, 2004), 但这些文献却都没有进行针对性的细致研究, 自然也就没有构建适当的量化经济波动间接福利损失的理论模型。本文试图在这一方面做出一定的尝试。首先,

* 陈太明, 东北财经大学经济学院, 邮政编码: 116025, 电子信箱: chentaiming1123@sina.com。

本文系教育部人文社会科学研究青年基金项目“经济开放、区域市场分割与居民消费过度敏感性差异: 理论与实证”(11YJC790018)、国家社会科学基金一般项目“基于内部收益率区域差距的企业投资诱导系统——推进西部大开发战略新举措研究”(09BJL052)、教育部人文社会科学研究规划基金项目“以激励创新为目标的国家科技经费投入结构与模式研究”(09YJA790026)、国家自然科学基金青年项目“非线性财政货币政策规则: 基于中国的模型、实证和政策引申”(71003015)的阶段性成果。非常感谢匿名审稿人富有建设性的意见, 当然文责自负。

对 Lucas 基准模型进行扩展,构建能够测度经济波动的间接福利损失的理论拓展模型;然后,基于理论拓展模型来量化经济波动给中国居民带来的间接福利损失。

再者,中国具有典型的城乡二元社会特征,各地区城镇和农村居民的消费行为特征存在显著差异性,在宏观经济波动的情况下,城乡异质居民承受的间接福利损失有所不同。因此,有必要进一步探讨经济波动给城乡异质居民带来的间接福利损失差异性。在国内,陈太明(2008a)注意到了经济波动对城乡异质居民的福利影响差异性,并从实证的角度考虑了经济波动对城乡异质居民的福利影响差异性,然而,该文的局限性是其理论模型是 Lucas 基准模型,该基准模型实质上量化的是经济波动(相对于经济平稳而言)直接给居民带来的福利损失,这就意味着它没有考虑经济波动与经济增长之间的内在联系会影响经济波动的实际福利损失。也就是说,陈太明(2008a)考察的是中国经济波动的直接福利损失差异性,忽略了经济波动通过负面影响经济增速这一渠道给城乡异质居民带来的间接福利损失。基于以上理解,本文探讨的中国城乡经济波动的间接福利损失不仅考虑了经济波动与经济增长的联系,还考虑了城乡居民的异质性,这既是对经济波动的福利损失这一前沿研究领域新的发展,同时也是更好地理解中国经济波动需要回答的关键问题。

二、理论拓展模型

本文以 Lucas(1987)的理论模型为基准框架,通过引入经济波动对经济增速的负面影响进行模型拓展。整体经济由具有无限生命期限的同质消费者构成,典型消费者的目标是最大化自己的终身期望总效用,消费者即期效用函数为相对风险规避系数不变的偏好形式,消费者的总效用是所有未来消费流即期效用的加权和,具体形式如下:

$$U = E\left\{\sum_{t=0}^{\infty} u(c_t)\right\} = E\left\{\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{c_t^{1-r}}{1-r}\right\} \quad (1)$$

其中 E 为期望算子,时期 $t=0, 1, 2, \dots$, 参数 $\beta \in (0, 1)$ 是消费者的主观效用贴现因子, c_t 为消费者 t 期的实际消费量, $u(c_t)$ 为即期效用函数。关于消费函数,不同时期消费者的消费流会围绕在确定的趋势附近上下波动,即消费流服从如下随机过程:

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

其中 μ 是实际人均消费的平均增长率, ε_t 为消费序列面临的随机冲击,是一个独立同分布的随机过程,即 $\ln(\varepsilon_t) \sim N(0, \sigma^2)$, 参数 σ 度量的就是消费波动的波动率。由(2)式可知,平均消费可以表示为:

$$E(C_t) = A(1+\mu)^t \quad (3)$$

相对于较低的消费增长率,在其他条件不变情况下,消费者更偏好较高的消费增长率。遵循 Lucas(1987)补偿性等价变换的思想定义消费增长率下滑的福利损失。通过使消费者在低消费增长率和高消费增长率的两种经济中效用水平相等,能分离出经济增长率下滑对消费者福利的不利影响。具体而言,通过对低消费增长率进行补偿,使消费者对于补偿后的消费流和高消费增长率对应的消费流完全无差异。在波动率 σ 相同情况下,如果消费增长率稳定在初始水平 μ_0 上,无需补偿;如果消费增长率从初始水平 μ_0 下滑至最终水平 μ_1 ,则需要确定一个补偿参数 λ ,即通过给消费者 $\lambda = f(\mu_1, \mu_0)$ 这么大的补偿(表示为必须提高的消费者消费水平的比例)才能与初始消费增长率 μ_0 时的终身期望效用水平相同,表达式为:

$$U(f(\mu_1, \mu_0), \mu_1, \sigma) = U(0, \mu_0, \sigma) \quad (4)$$

Lucas(1987)构建估算经济波动与经济增速下滑的福利损失两个模型时,对消费者效用函数的假定不同,使用常数相对风险规避效用函数估算经济波动的福利损失,却使用对数效用函数估算经济增速下滑的福利损失。将基于不同效用函数估算出来的数值结果直接进行比较分析是存在问题的。为使最终估算结果更具可比性,应将基于对数效用函数构建的经济增速下滑的福利损失模型实现一般化(陈彦斌, 2005),即基于常数相对风险规避效用函数构建经济增速下滑的福利损失模型。基于此,将(2)式代入(4)式可得:

$$E\left\{\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{[(1+\lambda)A(1+\mu_1)^t e^{-\frac{1}{2}\sigma^2} \varepsilon_t]^{1-r}}{1-r}\right\} = E\left\{\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{[A(1+\mu_0)^t e^{-\frac{1}{2}\sigma^2} \varepsilon_t]^{1-r}}{1-r}\right\} \quad (5)$$

对(5)式两侧分别展开并整理得到:

$$(1+\lambda)^{1-r} e^{-\frac{1}{2}\sigma^2(1-r)} e^{\frac{1}{2}(1-r)^2\sigma^2} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (1+\mu_1)^{t(1-r)} = e^{-\frac{1}{2}\sigma^2(1-r)} e^{\frac{1}{2}(1-r)^2\sigma^2} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (1+\mu_0)^{t(1-r)} \quad (6)$$

对(6)式两侧分别应用等比数列求和公式并化简可得:

$$(1 + \lambda)^{1-r} = \frac{1 - \beta(1 + \mu_1)^{1-r}}{1 - \beta(1 + \mu_0)^{1-r}} \quad (7)$$

整理(7)式可以得到经济增速下滑的福利损失显示解:

$$\lambda = \left(\frac{1 - \beta(1 + \mu_1)^{1-r}}{1 - \beta(1 + \mu_0)^{1-r}} \right)^{\frac{1}{1-r}} - 1 \quad (8)$$

不难发现,估算经济增速下滑的福利损失(8)式成立的前提条件是消费波动率和消费增长率相互独立。然而,大量的理论研究和经验研究都一致发现,经济波动与经济增长不是相互独立的,前者对后者存在一定的负面影响。本文的创新之处恰恰就是考虑到二者之间的内在相关性,进而探究经济波动通过影响经济增长速度最终间接地给居民带来福利损失,因此,接下来需要将经济波动幅度这一经济变量设法引入上述理论模型框架之中。结合中国自身经济发展的实际情况,李永友(2006)、陈太明(2008b)以及卢二坡和曾五一(2008)的经验研究一致表明,中国的经济波动(对应于微观层面的消费波动率)对经济增长速度(对应于微观层面的消费增长率)存在着显著的负面影响。基于此,消费增长率遵循如下总体函数关系式为: $\mu = a + b\sigma + \gamma$ 。其中 μ 表示消费增长率, a 为常数, σ 表示消费波动率, γ 为影响经济增长率的其他因素(随机干扰项),它是一个独立同分布的随机过程,即 $\gamma \sim N(0, \sigma^2)$ 。通过选取适当样本进行经验估计得到的样本函数关系式为: $\hat{\mu} = \hat{a} + \hat{b}\sigma$ 。通过简单的数学推导可以看出,任意的消费波动率变动 $\Delta\sigma$ 对应的消费增长率变动为 $\Delta\mu = b\Delta\sigma$,其中 $\Delta\mu$ 表示消费增长率的变化, b 表示消费波动对消费增长的影响系数, $\Delta\sigma$ 表示消费波动的变化幅度。由于经济波动的间接福利损失实质上就是完全消除经济波动的间接福利收益,完全消除经济波动也就是消费波动幅度由初始状态的 σ 水平变为最终状态的零水平,因此在本文中 $\Delta\sigma = \sigma$ 。在这一过程中, $\Delta\mu = \mu_1 - \mu_0$,其中 μ_0 表示初始的消费增长率, μ_1 表示最终的消费增长率,结合上述的理论模型可以得到下式: $\mu_1 - \mu_0 = b\sigma$,也就是 $\mu_1 = \mu_0 + b\sigma$ 。将 $\mu_1 = \mu_0 + b\sigma$ 代入(8)式,得到测量经济波动的间接福利损失表达式:

$$\lambda = \left(\frac{1 - \beta(1 + \mu_0 + b\sigma)^{1-r}}{1 - \beta(1 + \mu_0)^{1-r}} \right)^{\frac{1}{1-r}} - 1 \quad (9)$$

经济波动的间接福利损失取决于消费者的相对风险规避系数 r 、主观贴现因子 β 、初始消费增长率 μ_0 、消费波动幅度 σ 、消费波动对消费增长的影响系数 b 。

三、计量模型、变量选取与参数设置

(一) 计量模型

为了量化经济波动的间接福利损失,首先需要通过计量模型估计居民的消费波动率与初始消费增长率。通过将居民消费流所服从的随机过程(如(2)式所示)取自然对数,得到对数居民消费 $\ln(c_t)$ 关于时间 t 的一元线性回归函数:

$$\ln(c_t) = (\ln A - \frac{1}{2}\sigma^2) + \mu t + \ln(\varepsilon_t) = C + \mu t + \ln(\varepsilon_t) \quad (10)$$

其中,自然对数形式的居民消费 $\ln(c_t)$ 为被解释变量, $C = (\ln A - \frac{1}{2}\sigma^2)$ 为常数项,时间 t 是解释变量,估计系数 μ 度量居民消费的平均增长率,本文采用 μ 度量初始消费增长率, $\ln(\varepsilon_t)$ 为随机误差项,该计量模型的假定恰好满足古典线性回归模型的基本假设条件,参数的 OLS 估计结果是无偏且有效的。OLS 估计性质表明,回归方程扰动项的方差 σ^2 的 OLS 估计是无偏估计,其数值 = OLS 回归残差平方和 / (样本个数 - 2),进而得到居民消费波动率 σ 。

(二) 变量选取与数据说明

本文采用全国以及省级层面城乡数据实证分析经济波动的间接福利损失城乡差异性。运用计量模型估计居民的消费波动率和初始消费增长率时,被解释变量为对数实际人均消费,实际人均消费是居民消费水平经过居民消费价格指数调整后的实际值。受制于省级城乡数据获取性,样本区间为 1985 - 2007 年。估算省级城乡居民的间接福利损失时,城乡居民的消费水平和消费价格指数来自《新中国五十五年统计资料汇编》和《中国统计年鉴》相关各期的 21 个省、4 个自治区和 3 个直辖市(未包括琼、藏、渝、港、澳、台)的农民消费水平、非农业居民消费水平、农村居民消费价格指数、城市居民消费价格指数。估算全国城乡居民的间接福利损失时,城乡居民的消费水平和消费价格指数依次为:农村居民消费水平、城镇居民消费水平;农村居民消

费价格指数、城市居民消费价格指数;关于城市和农村居民消费价格指数,1985-2004年数据来自《新中国五十五年统计资料汇编》2005-2007年数据来自《中国统计年鉴(2008)》;城镇和农村居民消费水平都来自《中国统计年鉴2008》。

(三) 参数设置

根据理论模型,估算经济波动的间接福利损失之前,除通过计量模型估计居民消费波动率与初始消费增长率,还须对模型中的参数进行校准。本文参数校准借鉴了国内外同类研究,并结合中国经济实际情形做出合理调整。对于主观贴现因子,国内学者针对中国经济实际运行情况选取的数值基本保持在0.97(李春吉、孟晓宏,2006)和0.98(陈昆亭等,2004)之间,因此,本文根据研究需要选取0.98。对于相对风险规避系数,国内外学者没有达成一致的共识,出于不同研究目的,差异性很大。在经济波动的福利损失领域,Lucas(1987)的开创性文献选定1.5、10、20这4个数值。“绝大多数经济学家认为 r 大于10(或者大于5)将会导致大部分个体的不合理行为”(Kocherlakota,1996)。鉴于此,国外文献通常将 r 取值在1~4之间,近期国内研究的取值范围为1~5之间(汪红驹、张慧莲,2006;张耿、胡海鸥,2007)。出于合理性考虑,本文选取相对风险规避系数为5。

宏观经济分析应建立在合理的微观经济基础之上,微观层面的消费波动对消费增长影响系数对应于宏观层面的经济波动对经济增长影响系数。关于波动对经济增长的影响系数 b ,国内研究结果一致表明前者对后者存在负面影响(李永友,2006;陈太明,2008b;卢二坡、曾五一,2008),但影响系数值略有不同。陈太明(2008b)使用1953-2004年省级数据构造了面板数据模型和横截面数据模型,估计结果表明影响系数的平均值为-0.17。李永友(2006)采用1954-2003年全国时序数据的估计结果显示,经济波动对经济增长的影响系数为-0.20。卢二坡和曾五一(2008)利用1979-2004年省级面板数据的实证研究发现,影响系数的平均值为-0.018。陈太明(2008b)和李永友(2006)的估计结果非常接近,他们的估计值(绝对值)明显大于卢二坡和曾五一(2008)的估计值(绝对值),二者之间的差距主要是因为后者未包括1979年之前的样本数据,而相对于1979年之后,中国1979年之前的经济波动幅度更大,经济增速更小。本文样本区间为1985-2007年,相对而言,卢二坡和曾五一(2008)采用的样本区间更适合本研究的一致性要求,因此选取影响系数 b 为-0.018展开研究。

四、经济周期波动对城乡居民的间接福利影响测度结果

(一) 全国层面城乡居民承受的间接福利损失差异

相关参数校准后,进一步就需要估计全国层面城乡居民的消费波动率和初始消费增长率,进而根据理论拓展模型量化全国城乡异质居民在经济波动中承受的间接福利损失(见表1)。

表1 全国城乡居民的消费波动率、初始消费增长率与间接福利损失						
地理范围	常数项	自变量 t	调整后 R^2	F 统计值	σ	间接福利损失
全国城镇	-114.0354 *** (2.768688)	0.060795 *** (0.001387)	0.988671	1920.945 ***	0.044127	0.002585
全国农村	-80.62443 *** (4.696698)	0.043505 *** (0.002353)	0.939366	341.8319 ***	0.074855	0.006268

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著。圆括号内数值是参数估计值的标准误差。

根据表1可发现, F 检验相伴概率 P 值都为0,表明回归方程整体上非常显著。自变量 $Time$ 估计参数的 t 统计量相伴概率 P 值也都为0,说明估计参数在1%显著水平上高度显著。调整后 R^2 最小值为0.939366,最大值为0.988671,不难判断这些模型的拟合效果很好。因此,全国城乡居民初始消费增长率和消费波动率的估计结果相当可靠。结果显示,城镇的初始消费增长率(0.060795)明显大于农村的初始消费增长率(0.043505),而城镇的消费波动率(0.044127)明显小于农村的消费波动率(0.074855)。此外,中国城镇(农村)经济波动的间接福利损失为0.002585(0.006268)。其内在经济含义是,在中国经济波动的情况下,城乡居民承受的间接福利损失存在明显差距,经济波动使城镇居民承受的福利损失相当于降低每一个城镇居民消费水平的0.26个百分点,而农村居民承受的福利损失相当于降低每一个农村居民消费水平的0.63个百分点。2007年城镇和农村居民消费水平分别为11855元和3265元(按当年价格计算),这意味着城镇和农村居民的福利损失等于每年拿走每一个城镇居民30.82元和农村居民20.24元。因此,就全国层面而言,其他相关参数相同情况下,中国经济波动给农村居民带来的间接福利损失大于给城镇居民带来的间接福利损失。

(二) 省级层面城乡居民承受的间接福利损失差异

全国层面城乡数据反映的是省级城乡数据的平均水平,其缺陷是可能掩盖了很多潜在的经济信息,无法

真实体现各省份内部城乡二元经济的微妙差异。因此,有必要进一步估计各省份城乡居民的消费波动率和初始消费增长率,进而探讨各省份经济波动给省内城乡居民带来的福利损失差异性。各省份城乡居民的消费波动率、初始消费增长率及福利损失的估计结果见表2。

表2 省级城乡居民的消费波动率、初始消费增长率与间接福利损失

省市区	城镇的初始 消费增长率	城镇的消 费波动率	城镇的间 接福利损失	农村的初始 消费增长率	农村的消 费波动率	农村的间 接福利损失
北京(1 2)	0.071617	0.241630	0.012227	0.043072	0.245945	0.021768
天津(18 7)	0.065958	0.090141	0.004872	0.050787	0.143417	0.010394
上海(27 22)	0.080075	0.059512	0.002575	0.049165	0.090036	0.006670
浙江(24 28)	0.080379	0.078790	0.003404	0.070236	0.084410	0.004251
江苏(17 23)	0.067509	0.094583	0.004986	0.060030	0.108532	0.006525
福建(23 15)	0.070842	0.069392	0.003453	0.072236	0.160652	0.007940
广东(19 25)	0.076436	0.093906	0.004306	0.056434	0.093443	0.005987
辽宁(22 21)	0.051576	0.050693	0.003541	0.051383	0.097115	0.006880
山东(25 20)	0.072946	0.069645	0.003354	0.063150	0.120884	0.006893
河北(28 13)	0.061932	0.043570	0.002501	0.053358	0.121117	0.008287
山西(5 8)	0.045625	0.113963	0.009177	0.042745	0.120304	0.010378
吉林(16 10)	0.058718	0.088008	0.005398	0.043550	0.112701	0.009519
黑龙江(11 17)	0.055586	0.103892	0.006780	0.043129	0.085740	0.007264
安徽(9 6)	0.055777	0.116759	0.007612	0.051418	0.147774	0.010580
江西(13 24)	0.065603	0.105758	0.005766	0.049623	0.085437	0.006262
河南(12 27)	0.066308	0.117018	0.006318	0.066269	0.094729	0.005098
湖北(14 12)	0.060317	0.093935	0.005602	0.035972	0.089379	0.009094
湖南(21 14)	0.059016	0.063277	0.003841	0.043025	0.095125	0.008098
内蒙古(8 19)	0.066887	0.153606	0.008268	0.043085	0.081797	0.006929
广西(20 18)	0.065653	0.078680	0.004266	0.044891	0.086900	0.007069
四川(26 26)	0.050495	0.044408	0.003167	0.042223	0.065349	0.005627
贵州(6 11)	0.052576	0.122342	0.008506	0.027374	0.069800	0.009173
云南(15 16)	0.059162	0.090754	0.005524	0.038298	0.078679	0.007499
陕西(10 3)	0.051210	0.100469	0.007148	0.033798	0.112838	0.012298
甘肃(3 4)	0.043922	0.114522	0.009593	0.031233	0.104464	0.012262
青海(4 9)	0.036659	0.092049	0.009199	0.026528	0.071322	0.009656
宁夏(7 5)	0.052558	0.120998	0.008413	0.040194	0.123839	0.011387
新疆(2 1)	0.054751	0.147758	0.009892	0.015323	0.142292	0.032565
全国所有省份 城乡平均值	0.060718	0.098574	0.00606	0.046019	0.108358	0.009513

注:括号内的第1个数字表示该省份城镇居民在经济波动过程中承受的福利损失排位,第2个数字表示该省份农村居民在经济波动过程中承受的福利损失排位。限于篇幅,未报告消费波动率和初始消费增长率的具体 OLS 估计结果,备索。

表2显示,各省份城镇的消费波动率取值范围从0.043570到0.241630,最大的是北京,最小的是河北,其余省份城镇的消费波动率按照从大到小依次为(括号内数字为位次,下同):内蒙古(2)、新疆(3)、贵州(4)、宁夏(5)、河南(6)、安徽(7)、甘肃(8)、山西(9)、江西(10)、黑龙江(11)、陕西(12)、江苏(13)、湖北(14)、广东(15)、青海(16)、云南(17)、天津(18)、吉林(19)、浙江(20)、广西(21)、山东(22)、福建(23)、湖南(24)、上海(25)、辽宁(26)、四川(27)。各省份城镇的初始消费增长率取值范围从0.036659到0.080379,最大的是浙江,青海最小,其余省份城镇的初始消费增长率按如下排序递减:上海(2)、广东(3)、山东(4)、北京(5)、福建(6)、江苏(7)、内蒙古(8)、河南(9)、天津(10)、广西(11)、江西(12)、河北(13)、湖北(14)、云南(15)、湖南(16)、吉林(17)、安徽(18)、黑龙江(19)、新疆(20)、贵州(21)、宁夏(22)、辽宁(23)、陕西(24)、四川(25)、山西(26)、甘肃(27)。通过表2可看出,各省份农村的消费波动率取值范围从0.065349到0.245945,最大的是北京,最小的是四川,其余省份农村的消费波动率由大到小排序依次是:福建(2)、安徽(3)、天津(4)、新疆(5)、宁夏(6)、河北(7)、山东(8)、山西(9)、陕西(10)、吉林(11)、江苏(12)、甘肃(13)、辽宁(14)、湖南(15)、河南(16)、广东(17)、上海(18)、湖北(19)、广西(20)、黑龙江(21)、江西(22)、浙江(23)、内蒙古(24)、云南(25)、青海(26)、贵州(27)。各省份农村的初始消费增长率取值范围从0.015323到0.072236,最大的是福建,新疆最小,其余省份农村的初始消费增长率由大到小排序依次是:浙江(2)、河南(3)、山东(4)、江苏(5)、广东(6)、河北(7)、安徽(8)、辽宁(9)、天津(10)、江西(11)、上海(12)、广西(13)、吉林(14)、黑龙江(15)、内蒙古(16)、北京(17)、湖南(18)、山西(19)、四川(20)、宁夏(21)、云南(22)、湖北(23)、陕西(24)、甘肃(25)、贵州(26)、青海(27)。

基于以上理解,通过计量分析得到各省份城乡居民的初始消费增长率和消费波动率估计值之后,根据理论拓展模型即可量化各省份城乡经济波动的间接福利损失。表2报告了各省份内部城镇和农村异质居民在经济波动情况下承受的间接福利损失以及各自的地区排序。

在每一个省份内部,经济波动的间接福利损失存在不容忽视的城乡差异性。除内蒙古和河南两个省份之外,其余省份的间接福利损失城乡差异性都表现为农村居民承受的间接福利损失大于城镇居民,因此,我们可以得到的结论是,经济波动给农村居民带来的间接福利损失倾向于大于城镇居民。省级经济波动的间接福利损失城乡差异内生于初始消费增长率和消费波动率的城乡差异。其他条件不变的情况下,经济波动的间接福利损失与初始消费增长率负相关,与消费波动率正相关。初始消费增长率的城乡差异表现为各省份城镇初始消费增长率几乎都大于农村初始消费增长率(只有福建是例外),这主要归因于改革开放后经济高速增长背景下城镇居民收入水平增长率大于农村居民。对于消费波动率的城乡差异,一些省份内的农村居民消费波动率大于城镇居民,一些省份则恰恰相反。城镇初始消费增长率大于农村是导致城镇经济波动间接福利损失小于农村的力量,而城镇消费波动率大于农村则是导致城镇经济波动间接福利损失大于农村的力量。经济波动间接福利损失的城乡差异取决于这两个力量的相对贡献。因此,那些城镇经济波动间接福利损失大于农村的省份通常是由于该省份城镇消费波动率大于农村,两个例外省份内蒙古和河南的城镇消费波动率都大于农村。此外,一个特例是福建,福建的城镇初始消费增长率和城镇消费波动率都分别小于农村的对应值,更小的城镇初始消费增长率推动城镇间接福利损失更大,更小的城镇消费波动率驱动城镇间接福利损失更小,消费波动率的相对贡献更大导致福建的农村经济波动间接福利损失大于城镇。但对于城镇经济波动的间接福利损失小于农村的省份,则没有城镇消费波动率必然小于农村的要求,因为城镇经济波动的间接福利损失小于农村有两种可能:第一,更大的城镇初始消费增长率和更小的城镇消费波动率来共同致力于使城镇波动的间接福利损失更小;第二,更大的城镇初始消费增长率使间接福利损失更小,更大的城镇消费波动率使间接福利损失更大,但第一种力量的相对贡献更大。对于城镇经济波动的间接福利损失小于农村的绝大部分省份(16个)属于第一种情况,一些省份(9个)则属于第二种情况(见表3)。^①

表3 经济波动间接福利损失与初始消费增长率和消费波动率的关系

城乡居民承受的间接福利损失差异	初始消费增长率和消费波动率的城乡差异	省市区
城镇居民承受的间接福利损失大于农村居民的情形	农村居民的初始消费增长率、消费波动率均小于城镇居民	内蒙古、河南(2个)
城镇居民承受的间接福利损失小于农村居民的情形	农村居民的初始消费增长率小于城镇居民,而农村居民的消费波动率大于城镇居民	安徽、北京、陕西、山西、宁夏、天津、吉林、河北、湖南、广西、山东、辽宁、上海、江苏、浙江、四川(16个)
	农村居民的初始消费增长率、消费波动率均小于城镇居民	广东、黑龙江、江西、湖北、贵州、云南、甘肃、青海、新疆(9个)
	农村居民的初始消费增长率、消费波动率均大于城镇居民	福建(1个)

(三) 进一步的分析

通过比较表1与表2可发现,采用省级城乡数据得到的省级城乡居民消费波动率平均值(0.098574和0.108358)都大于运用全国城乡数据得到的对应结果(0.044127和0.074855),因此,使用全国城乡数据得到的消费波动率低估了各地区城乡居民的真实消费波动率,且无法反映各地区居民的异质性。另外,通过省级城镇数据得到的省级城镇居民初始消费增长率平均值小于使用全国城镇数据得到的对应结果,因此,使用全国城镇数据得到的城镇居民初始消费增长率高估了各地区城镇居民的真实初始消费增长率,更重要的是遗漏了城镇居民的地区异质性;同时,省级农村数据得到的省级农村居民初始消费增长率平均值略大于使用全国农村数据得到的对应结果,福建农村初始消费增长率是中国农村的1.7倍,因此,使用全国农村数据估计的农村居民初始消费增长率无法真实体现各地区农村异质居民的实际初始消费增长率,是存在一定偏差的。此外,通过表2还能发现如下典型特征:第一,各省份城镇初始消费增长率几乎都大于农村初始消费增长率(例外情形是福建)。第二,大部分省份的农村消费波动率都大于城镇消费波动率。具体来讲,农村消

^①在1985-2007年间,从1994年起中国全面实行分税制改革,这一改革对中国经济的影响较为深刻,因此用于估计消费波动率和初始消费增长率的计量模型在1994年前后可能会发生结构性变化。Chow断点检验结果(备索)证实了这一点。进一步,采用截取自其中的某一段仍然对结果不产生逆转性的影响,因此本文研究结果具有相当的稳健性。非常感谢匿名审稿人就研究结果稳健性这一点所提出的宝贵意见。

费波动率小于城镇的省份是广东、黑龙江、江西、河南、湖北、内蒙古、贵州、云南、甘肃、青海、新疆这 11 个地区,其余 17 省份则都是农村消费波动率大于城镇的情形。

各省份城镇经济波动的间接福利损失(表 2)与全国城镇经济波动的间接福利损失(表 1)比较结果显示,相关参数取值相同情况下,各省份城镇经济波动的间接福利损失平均值大于中国城镇经济波动的间接福利损失,因此,采用全国层面城镇数据得到的间接福利损失存在低估问题。此外,作为城镇经济波动间接福利损失最大的地区,北京城镇的间接福利损失(0.012227)是全国城镇(0.002585)的 4.7 倍,这表明将全国层面城镇数据估算的中国城镇经济波动间接福利损失用来度量经济波动对所有城镇居民的真实福利影响是有偏差的,它没有考虑到城镇居民在经济波动情况下承受的间接福利损失存在地区差异性。另外,表 2 和表 1 还显示,所有省份农村经济波动的间接福利损失平均值为 0.009513,中国农村经济波动的间接福利损失为 0.006268。因此,采用全国层面农村数据得到的中国农村经济波动间接福利损失显然低估了农村居民真正承受的间接福利损失。对于农村经济波动间接福利损失最大的地区,新疆农村是中国农村的 5 倍。因此,各省份经济波动给农村居民带来的福利损失存在很大差别,使用全国层面农村数据得到的间接福利损失忽略了这一点,遗漏了经济波动对农村居民福利影响在各地区之间真实体现出来的差异性。

在全国层面,经济波动给农村居民带来的间接福利损失大于城镇居民。在地区层面,一些省份经济波动给城镇居民带来的间接福利损失小于农村居民,一些恰恰相反。全国层面间接福利损失城乡差异是地区层面城乡差异的平均体现,因此,农村经济波动间接福利损失大于城镇的省份占多数。农村居民承受的间接福利损失大于城镇居民由两方面原因造成:一方面,农村居民的初始消费增长率小于城镇居民;另一方面,农村居民的消费波动率大于城镇居民。进一步,农村居民的初始消费增长率为何小于城镇居民,可能的解释是:与农村居民相比,城镇居民的人均收入水平较高。城镇居民主要就业于城镇的正式部门,只有少量城镇居民在城镇的非正式部门就业;尽管越来越多的农村居民流动至城镇的非正式部门工作,但农村居民仍主要就业于农业部门。正式部门的工资水平最高,非正式部门次之,农业部门最低(王检贵 2002)。若以农民人均收入为 1,城镇居民人均可支配收入 1995 年为 2.47,若加上城镇居民享受的各种社会福利,城镇居民的实际收入相当于农民的 4 倍(叶海云 2002),1997 年至今城乡居民收入差距持续扩大(王永钦等 2007)。此外,农村居民消费波动率大于城镇居民的可能原因是:人力资本水平、流动性约束、社会福利和社会保障制度的城乡差异。实际上,这些因素最终共同起作用的传导机制可概括为:相对于城镇居民而言,人力资本水平更低的农村居民,人均收入水平较低,他们拥有的初始财富通常更少,在面临经济波动的冲击时,不仅没有足够的初始财富来平滑消费,也难以在金融部门进行借贷融资以平滑消费,已经如此窘迫,还没有相应的社会福利和社保制度来缓解收入波动,这些因素最终导致他们承受风险的能力比较弱,进而表现为消费波动性比较大,加之风险规避的普通居民偏好平稳消费流甚于有波动的消费流,因此,农村居民在经济波动中承受了更大的福利损失。概言之,城乡居民拥有着差异化的风险分担机制,进而导致具有不同的风险承受能力,在经济遭遇外界冲击的情况下,风险分担机制较少的居民平均而言风险承受能力更弱,其消费也势必会表现出更大的波动性,进而最终也将承受更大的间接福利损失。

另外,有必要探讨为何一些省份城镇经济波动福利损失大于农村,基于以上理解,这些省份城镇消费波动率大于农村是根本原因。那么,又是什么因素导致城镇消费波动率大于农村?可能的解释是:第一,与城镇居民相比,农村居民具有更为广泛的社会资本(张爽等 2007)和更强的家族意识(刘建国,1999),经济波动过程中这两个因素能够更好地平滑消费;第二,农村居民历来没有过多享受什么福利制度的好处,受到社会福利和社会保障制度改革的影响更小(王检贵 2002),这也最终导致他们的消费波动幅度更小;第三,Chetty 和 Looney(2006)研究发现居民更大的风险规避性可能也是消费波动率较小的重要原因,因此我们认为,另一个可能的原因是农村居民比城镇居民具有更大的风险规避性。在计划经济时代,与城镇居民能够在医疗、养老、住房、教育等方面享有优厚的社会福利和社会保障不同,面临来自农业经济的自然风险并迫切需要政府政策支持的农村居民没有享受到任何类似这样的待遇(蔡昉等 2003;任若恩等 2004);伴随计划经济渐进地向市场经济转型,当中国城市居民的许多特许权被逐步取消后,他们仍然能够得到一个更加良好的社会福利机构的保护,并由政府提供的足够服务来保障,与此不同,这些保护或保障在农村却不存在(万广华等 2003),农村社会保障始终处于中国社会保障体系的边缘;尽管农村的社会保障制度已经在逐步的建立和完善,但目前仍没有现代意义的社会保障制度,历来没有享受过什么福利和保障制度好处的农村居民知道自己平滑消费的手段非常有限,难以通过正规渠道进行融资;这种情况下,农村居民更害怕风险,总是小心翼翼,手头有钱也不敢花,这些钱要用来缓冲未来潜在的收入及其他方面的外在冲击,尽最大努力使自己的消费更平稳,因此他们的消费表现为具有较小波动幅度的低水平消费。简言之,农村居民较小的消费波动

率,不是因为拥有了较好的社会保障制度,而恰恰可能是因为没有较好的社会保障制度。对于这种处于极低水平的消费,尽管波动性非常小,也不是居民真正想要的,居民真正想要的是高水平的平稳消费,这种情形下的居民生活才是没有被扭曲的,这是政府政策的努力方向。

基于以上的理解可做如下总结。一方面,农村居民更为有限的平滑手段会导致他们的消费波动率更大;另一方面,居民都是理性的,会针对自己所面临的处境做出相应的动态调整,内生于自己更有限的平滑手段这一现实约束,农村居民的行为会变得更加谨慎,进而可能导致农村居民的消费波动率会更小。也就是说,有限的平滑手段对农村居民消费波动率的影响存在着方向相反的两个力量,每个省份农村居民都会受到两个方向的力量,但两个力量的大小却会由于各个省份的差异而有所不同,进而导致不同省份两个分力的最终合力方向有所不同,最终造成一些省份表现为农村大于城镇居民的消费波动率,另一些省份则完全相反。

五、结语

经济波动通过降低经济增长速度会给居民带来间接的福利损失,本文通过拓展构建了一个可量化经济波动间接福利损失的理论模型,并采用1985-2007年全国以及省级层面的城乡居民消费数据测量中国经济波动给城乡异质居民带来的间接福利损失。研究结果表明:(1)经济波动通过负面影响经济增速而给居民带来了不容忽视的间接福利损失,忽略经济波动与经济增长的内在联系而得到的结果显著低估了居民承受的实际福利损失;(2)宏观经济波动的间接福利损失存在明显的城乡差异,在其他相关参数取值相同情况下,在全国层面上,农村居民在宏观经济波动中承受的间接福利损失始终大于城镇居民;(3)地区经济波动的间接福利损失也存在一定的城乡差异,当其他相关参数取值相同时,地区经济波动给农村居民带来的间接福利损失倾向于大于城镇居民;(4)采用全国层面数据测量的中国城乡经济波动间接福利损失对应地小于采用省级层面数据量化的所有省份城乡经济波动间接福利损失的平均值,这意味着使用全国层面数据得到的间接福利损失一定程度上低估了城乡居民真正承受的间接福利损失,也表明了省级层面样本数据对于系统分析我国宏观经济情况的重要性。

本文研究结果具有重要的政策含义。第一,稳定政策的非中性意味着政府关注经济波动其实就是在重视经济增长。经济波动通过降低经济增长速度会间接影响居民福利,因此间接福利损失是通过经济波动影响经济增速的这一中介渠道实现的,从这个层面讲,传统意义上政府用于减缓经济波动幅度的稳定政策变成了一个长期非中性的工具,它还有利于经济增长,这从崭新的视角更肯定了稳定政策对于中国宏观经济的重要性。第二,城乡异质居民的间接福利损失差异表明政府的稳定政策应该具有城乡差异化的特征。经济波动的间接福利损失存在显著的城乡差异以及地区内的城乡差异,这意味着通过城乡差异化的稳定政策增进城乡平衡稳定发展并最终实现整个社会的和谐发展仍是中国转型期的一大任务。对于中国的和谐发展,经济增长固然重要,但经济波动不容忽视,政府除重视经济增长之外,还需要关注城乡差异化的经济波动。简言之,为了切实提高居民的福利水平,中国政府应该在保持经济增长的同时,更要重视保持城乡差异化经济的平稳性,尤其是农村经济的平稳性。

参考文献:

1. 蔡昉、都阳、王美艳 2003 《劳动力流动的政治经济学》,上海三联书店、上海人民出版社。
2. 陈昆亭、龚六堂、周恒甫 2004 《什么造成了经济增长的波动,供给还是需求》,《世界经济》第4期。
3. 陈彦斌 2005 《中国经济增长与经济稳定:何者更为重要》,《管理世界》第7期。
4. 陈彦斌、周业安 2006 《中国商业周期的福利成本》,《世界经济》第2期。
5. 陈大明 2007 《中国经济周期的福利成本:1978-2004》,《数量经济技术经济研究》第1期。
6. 陈大明 2008a 《中国经济周期的福利成本差异性研究》,《管理世界》第5期。
7. 陈大明 2008b 《经济波动与经济增长:来自中国的经验证据》,第九届中国经济学年会宣读论文。
8. 李春吉、孟晓宏 2006 《中国经济波动——基于新凯恩斯主义垄断竞争模型的分析》,《经济研究》第10期。
9. 李永友 2006 《经济波动对经济增长的减损效应:中国的经验证据》,《当代经济科学》第7期。
10. 刘建国 1999 《我国农户消费倾向偏低的原因分析》,《经济研究》第3期。
11. 卢二坡、曾五一 2008 《转型期中国经济短期波动对长期增长影响的实证研究》,《管理世界》第12期。
12. 任若恩、蒋云赞、徐楠楠、林黎 2004 《中国代际核算体系的建立和对养老保险制度改革的研究》,《经济研究》第9期。
13. 万广华、史清华、汤树梅 2003 《转型经济中农户储蓄行为:中国农村的实证研究》,《经济研究》第5期。
14. 汪红驹、张慧莲 2006 《资产选择、风险偏好与储蓄存款需求》,《经济研究》第6期。
15. 王检贵 2002 《劳动与资本双重过剩下的经济发展》,上海三联书店、上海人民出版社。
16. 王永钦、张晏、章元、陈钊、陆铭 2007 《中国的大国发展道路——论分权式改革的得失》,《经济研究》第1期。
17. 叶海云 2000 《试论流动性约束、短视行为与我国消费需求疲软的关系》,《经济研究》第11期。
18. 张耿、胡海鸥 2007 《损失规避与经济波动的福利成本研究》,《经济学(季刊)》第6卷第4期。

19. 张爽、陆铭、章元 2007.《社会资本的作用随市场化进程减弱还是加强》,《经济学季刊》第6卷第2期。
20. Barlevy G. 2004. "The Cost of Business Cycles under Endogenous Growth." *The American Economic Review* ,94(4):964-990.
21. Bernanke B. 1983. "Irreversibility, Uncertainty and Cyclical Investment." *The Quarterly Journal of Economics* ,97(1):85-106.
22. Chetty R. ,and A. Looney. 2006. "Consumption Smoothing and the Welfare Consequences of Social Insure in Developing Economics." *Journal of Public Economics* ,90(12):2351-2356.
23. Kocherlakota Narayana R. 1996. "The Equity Premium: It's Still a Puzzle." *Journal of Economic Literature* ,34(1):42-71.
24. Kydland F. ,and E. Prescott. 1982. "Time to Build and Aggregate Fluctuations." *Econometrica* ,50(6):1345-1370.
25. Long John B. Jr. and Charles I. Plosser. 1983. "Real Business Cycles." *Journal of Political Economy* ,91(1):39-69.
26. Lucas R. 1987. *Models of Business Cycles*. Oxford: Basil Blackwell.
27. Norrbin S. C. ,and F. P. Yigit. 2005. "The Robustness of the Link between Volatility and Growth of Output." *Review of World Economics* ,141(2):333-356.
28. Pindyck R. 1991. "Irreversibility, Uncertainty and Investment." *Journal of Economic Literature* ,29(3):1110-1148.
29. Ramey G. ,and V. Ramey. 1995. "Cross - Country Evidence on the Link between Volatility and Growth." *The American Economic Review* ,85(5):1138-1150.
30. Turnovsky S. J. ,and P. Chattopadhyay. 2003. "Volatility and Growth in Developing Economies: Some Numerical Results and Empirical Evidence." *Journal of International Economics* ,59(2):267-295.

Urban - rural Indirect Welfare Costs of China's Provincial Business Cycle Volatility

Chen Taiming

(Economic School ,Dongbei University of Finance & Economics)

Abstract: Based on a revised theoretical model ,this paper estimates indirect welfare cost of business cycle volatility through China's urban - rural data and Chinese 28 provincial urban - rural data between 1985 and 2007. The major findings are: indirect welfare cost of business cycle volatility is far from trivial; Indirect welfare cost of business cycle volatility is obviously different between urban and rural area ,and between urban and rural area within each province. Therefore ,while economic growth is attached importance to ,business cycle volatility should be paid attention to and urban - rural differences of business cycle volatility also should be taken into account.

Key Words: Business Cycle Volatility; Economic Growth; Indirect Welfare Cost; Urban - rural Heterogeneous Residents

JEL Classification: E32 ,J31 ,O40

(责任编辑: 孙永平、陈永清)

(上接第70页)

14. Davis D. ,and D. Weinstein. 2003. "Market Access ,Economic Geography and Comparative Advantage: An Empirical Test." *Journal of International Economics* 59(1):1-23.
15. Domeque N. ,C. Fillat and F. Sanz. 2005. "The Home Market Effect in Spanish Industry: An Empirical Analysis ,1965 - 1995." Available at <http://www.ets.org/ETSG2005/papers/domeque.pdf>.
16. Fujita M. ,P. Krugman and A. J. Venables. 1999. *The Spatial Economy: Cities ,Regions and International Trade*. Cambridge ,Mass: MIT Press.
17. Hanson G. ,and X. Chong. 2004. "The Home Market Effect and Bilateral Trade Patterns." *American Economic Review* 94(4):1108-1129.
18. Head K. ,and T. Mayer. 2004. "The Empirics of Agglomeration and Trade." CEPR Working Paper 3985.
19. Krugman P. 1980. "Scale Economies Product Differentiation and the Pattern of Trade." *American Economic Review* 70(5):950-959.
20. Schumacher D. 2003. "Home Market and Traditional Effects on Comparative Advantage in a Gravity Approach." DIW Discussion Paper 344.

The Home Market Effect in Industrial Development: Based on the Study of the Panel Data of Our Country from 2004 to 2009

Feng Wei and Xu Kangning

(School of Management and Economics ,Southeast University)

Abstract: In this paper ,we examine the home market effect in our industrial development based on the industrial data of 29 provinces from 2004 to 2009 ,and find that in totally ,there are no home market effects in industrial development. It may be the reason that there is relatively special heterogeneity and industrial difference in our industrial development. However ,we find that there are home market effects in partial provinces and these effects have district and industrial tendency in choosing locations. This conclusion can provide some advices on how to transfer the industrial developmental path and improve industrial developmental quality. For example ,some districts can transfer their traditional industrial developmental path by fostering industries with home market effect ,and can accelerate technological innovation and industrial upgrade by utilizing scale effect in industrial development.

Key Words: Home Market Effect; Industrial Development; Factor Endowment

JEL Classification: F12

(责任编辑: 孙永平、陈永清)