

收入不平等和经济增长非线性关系

——中国数据的实证检验

范亚舟 舒银燕

内容提要 收入不平等和经济增长的关系一直是经济学研究中的热点问题之一,尽管研究成果汗牛充栋,但仍存在诸多争论。本文在对文献综合分析的基础上,采用平滑转移模型来研究中国收入不平等和经济增长的非线性关系,并分别检验了可能是两者关系转移变量的诸多因素。研究结果表明中国收入不平等和经济增长的关系在人均收入 2115 元(以 1978 年不变价为基期)处发生转移,在此之前收入不平等对经济增长具有一定的促进作用,但在此之后,收入不平等对经济增长产生严重的损害作用。结合现状,本文也简要分析了导致该转变的原因。

关键词 收入不平等 经济增长 非线性

中图分类号:F124.7

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2013)01-0010-08

一、引言及文献综述

自库兹涅茨(Kuznets,1955)提出了著名的倒 U 型曲线后,收入分配与经济增长之间的关系便成为经济学家、政治学家及社会学家关注的焦点之一。半个世纪以来,围绕该假说的研究层出不穷。然而这些研究并没有得出一致的结论,后来一些学者所进行的研究和分析似乎也偏离了该假说。库兹涅茨发现随着收入的增加,收入分配状况将得到恶化,在达到一定的顶点之后,收入分配恶化的状况将随着收入的增加而得到改善,巴罗(R. J. Barro, 2000)、盖勒(O. Galor, 2000)、菲利克斯·鲍克特(Felix Paukert, 1973)也证实了该倒 U 型曲线的存在,^[1-3]但后来的对收入不平等和经济增长的大多数研究并没有围绕倒 U 型理论进行,他们假定收入不平等与经济增长之间是非促进即损害的线性关系,采用数据以判断收入不平等对经济增长的影响,这多少有些偏离了库兹涅茨假说。由于采用了发展不平衡和处于不同发展阶段的国家的数据,这些研究得出的不同结论也在情理之中。因此,研究收入分配和经济增长关系(而非收入分配对经济增长的线性影响)就应该回归库兹涅茨假说,从倒 U 型曲线着手。

班纳吉和迪弗洛(A. V. Banerjee and E. Duflo, 2003)首次详细分析了非线性模型对于研究收入不平等和经济增长关系的适用性,从财富途径、政治经济学途径及变量测量误差三个方面说明了收入不平等和经济增长关系的

收稿日期:2012-10-15

基金项目:国家自然科学基金项目“财政政策非线性作用、调整机制及政策目标非线性关联下政策模拟”(71103209)

作者简介:范亚舟 中央财经大学经济学院博士研究生,北京,100081;

舒银燕 中央财经大学经济学院博士研究生,广西财经学院经贸学院讲师。

线性模型的不适用性,并通过非参数回归证实了自己的论断。他认为,收入不平等和经济增长的关系是非线性的,任何方向的收入不平等降低都将促进经济增长,因此,用线性模型研究收入不平等和经济增长关系是严重不合适的。^[4]班德亚帕德耶和巴苏(D. Bandyopadhyay and P. Basu, 2005)认为工业发达的国家技术扩散的阻力较小,较大幅度的收入再分配转移和对高技能劳动力的需求将导致更为平等的收入分配和低的经济增长率,收入不平等将促进经济增长。相反,在工业不发达的国家,收入分配不平等将阻碍经济增长。^[5]陈卓(Zhuo Chen, 2007)的研究表明,在以人口规模和经济开放度作为转移变量时,收入不平等与经济增长之间存在着非线性的动态特征。^[6]王少平和欧阳志刚(2007)利用1978~2004年期间中国29个省(市、自治区)的面板数据,发现城乡收入差距对经济增长的长期效应取决于城乡收入差距水平和经济发展阶段,改革开放初期的城乡收入差距促进了经济增长,而现阶段城乡收入差距的扩大对经济增长产生了阻碍作用。^[7]饶晓辉和廖进球(2009)运用平滑转移回归方法对城乡收入差距对经济增长的影响效应进行了研究,发现经济发展水平区制是中国城乡收入差距与经济增长之间非线性的转移变量,当经济发展水平处于高区制状态时,城乡收入差距对经济增长的影响效应为负;当经济发展水平处于低区制状态时,城乡收入差距对经济增长的影响效应为正。^[8]

但并非所有的研究都支持收入不平等和经济增长之间的非线性关系的结论。苏基艾森(G. Sukiassyan, 2007)采用转型国家1988~2002的数据研究发现,收入不平等和经济增长之间并不存在显著的非线性关系,并且其研究结果并不支持“任何方向的收入不平等程度降低都将促进经济增长”的结论。^[9]另外,学者们对“拐点”的所在位置也存在争议,且多数学者在分析收入不平等和经济增长的非线性关系时并没有考虑到其他影响经济增长的因素。这些都充分说明进一步研究的必要性。同时,在当前收入不平等状况较为严重的情况下,进一步研究该问题也具有较强的现实意义,对于经济政策的制定促进经济增长以及解决收入不平等带来的问题和谐社会的构建都将具有重要的意义。

本文将从倒U型曲线着手,采用非线性模型来研究中国收入分配和经济增长的关系,以求准确判断收入不平等对经济增长影响的动态特征。由于平滑转移模型在所有非线性模型中具有较好的实际经济意义,马尔柯夫区制转移模型只能计算不同区制相互转移的概率,而不能给出区制转移的具体非线性形式,政策含义有限,而门限自回归模型只是STAR模型的一个特例,不符合经济发展的实际情况,本文将选用平滑转移模型来测定中国收入不平等和经济增长的非线性特征,通过对收入分配和经济增长线性方程的检验进而确定非线性方程的具体形式。

二、模型、数据、方法

(一)模型设定

不同的研究者采用了不同的模型来研究收入分配和经济增长的关系,但从总体上看,大部分的研究者采用了如下的模型:

$$Grow = \alpha_0 + \beta_1 Ineq + \beta_2 X \quad (1)$$

其中, $Grow$ 表示实际经济增长,一般取国内生产总值、人均国内生产总值或者对其做相应的变换如差分、对数等; $Ineq$ 表示收入差距,一般取基尼系数或者泰尔指数等; X 则是一个包罗万象的控制变量,不同的研究者采用了不同的控制变量。为严谨起见,本文引入生产函数的分析框架,同时为了消除人口变化对产出的影响,将生产函数两边同时除以 L :

$$Grow = \alpha_0 + \beta_2 k + \beta_3 a + \beta_1 Ineq + \beta_4 gf \quad (2)$$

其中, $Grow$ 为人均国内生产总值,本文以 $RGDP$ 表示 t 时期人均实际国内生产总值(1978年不变价格,下同),以此度量人均实际经济增长(以下简称实际增长)。 k 为人均资本投入,本文用人均全社会固定资产投资

(Icp)来表示,为了消除价格因素,本文以CPI为粗略的投资指数剔除价格因素。 a 为技术效率,本文引入人力资本(Human)表示公式中的 a ,对人力资本的计算则采用平均受教育年限法进行,计算公式为: $Human = \sum_{i=1}^n p_i y_i$,其中, p_i, y_i 表示一定受教育年限的人口和不同教育获得程度的教育年限,其中大学为16年,高中为12年,初中为9年,小学为6年。 $ineq$ 是收入差距,收入差距的衡量方法有多种,但一般采用基尼系数和泰尔指数,泰尔指数主要衡量组与组之间的差异,一般用于对城乡收入差距的衡量,基尼系数则度量了总体收入差距,基于此,本文采用基尼系数^①来衡量中国的收入差距状况,以Gini表示取基尼系数。 gf 为收入不平等和金融市场发展程度的交互项,引入该变量的原因在于,不少的研究者都发现金融市场的发展程度对于收入分配和经济增长的关系具有重要的影响作用^[10-12],在本文中,其斜率系数表示它的相对变化对人均国内生产总值的效应。根据阿伊汉·高斯等人(M. Ayhan Kose et al., 2006)的研究,^[13]用银行年末信贷额度占国内生产总值的份额来表示金融市场发展的程度,采用该指标的优势在于,它“切切实实”表示了商业银行执行的信贷额度。

除特殊说明外,本文所有相关原始数据均来源于各期《中国统计年鉴》。

(二) STR 模型

$$y_t = \phi' z_t + \theta' z_t G(\gamma, c, s_t) + u_t \tag{3}$$

这里 $z_t = (w'_t, x'_t)'$ 是解释变量向量,其中, $w'_t = (1, y_{t-1}, \dots, y_{t-p})'$, $x'_t = (1, x_{1t}, \dots, x_{kt})'$ 。 ϕ 和 θ 依次为线性和非线性部分的参数向量。转换函数 $G(\gamma, c, s_t)$ 是一个有界函数,它是连续转换变量 s_t 、斜率参数 γ 以及定位参数 $c = (c_1, \dots, c_k)'$, $c_1 \leq \dots \leq c_k$ 的函数。 s_t 可以为 z_t 向量当中的组成部分、组成部分的函数或一个不包括在 z_t 内的外生变量。常用的 $G(\gamma, c, s_t)$ 有 Logistic 函数与指数函数两种形式:

$$G(\gamma, c, s_t) = \{1 + \exp[-\gamma \prod_{k=1}^K (s_t - c_k)]\}^{-1}, \gamma > 0 \tag{4}$$

$$G(\gamma, c, s_t) = 1 - \exp[-\gamma \prod_{k=1}^K (s_t - c_k)^2], \gamma > 0 \tag{5}$$

式(4)、(5)分别对应于 LSTAR 模型及 ESTAR 模型。

对于平滑转移模型的识别及判断问题,泰雷斯维尔塔(T. Terasvirta, 1994)采用三阶泰勒展开方法将式(3)中的转换函数在 $r=0$ 处展开,^[14]在合并项和重新参数化之后,近似得到如下辅助回归:

$$y_t = \beta'_0 z_t + \sum_{j=1}^3 \beta'_j z_t s_t^j + u_t^*, t = 1, \dots, T \tag{6}$$

其中, $u_t^* = u_t + R_3(\gamma, c, s_t)\theta' z_t$, 余项为 $R_3(\gamma, c, s_t)$ 。此时,线性性检验的原假设记为 $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$, 拒绝原假设意味着接受非线性,而接受原假设意味着不存在非线性。为确定模型的具体类型,泰雷斯维尔塔还构造了三个序贯假设检验:^[18]

$$\begin{aligned} H_{03}: \beta_3 &= 0 \\ H_{02}: \beta_2 &= 0 \mid \beta_3 = 0 \\ H_{01}: \beta_1 &= 0 \mid \beta_2 = \beta_3 = 0 \end{aligned} \tag{7}$$

① 1978~2007年数据来源于(李树培、高连水、魏下海,2008),为保持数据连续性和可比性,2008~2010基尼系数根据其所采用方法计算。计算方法为:城镇和农村基尼系数都采用 $G = \sum_{i=1}^n X_i Y_i + 2 \sum_{i=1}^n X_i (1 - S_i) - 1$ 来计算,其中 X_i 是按收入分组后各组的人口数占总人数的比重, Y_i 是按收入分组后,各组人口所拥有的收入占收入总额的比重; S_i 是累计收入百分比, $S_i = Y_1 + Y_2 + \dots + Y_i$, 全国基尼系数根据 $G = P_u^2 \frac{Y_u}{y} G_u + P_r^2 \frac{Y_r}{y} G_r + P_u P_r \left| \frac{Y_u - Y_r}{y} \right|$ 来合成,其中 G'_u, G_r 分别表示城镇居民和农村居民收入分配基尼系数, P_u, P_r 分别表示城镇人口人数和农村人口数。

兰德伯格等人(S. Lundbergh et al., 2003)建议,若 H_{02} 检验统计量所对应的 p 值最小,应建立 ESTAR 模型;若 H_{03} 或 H_{01} 检验统计量所对应的 p 值最小,则建立 LSTAR 模型。^[15] 泰雷斯维尔塔认为,STAR 模型的转移变量通常为因变量的滞后项或者差分滞后项,为确定 STAR 模型中最合适的转移变量,建模者可以在检验式(5)中分别代入不同的 s_t ,从中选择检验统计量 p 值最小的作为转移变量 s_t 。^[14]

三、结果分析

(一) 基准模型

首先,用线性回归拟合收入分配和经济增长的关系,其最优滞后阶数由 AIC 及 BIC 准则确定,估计时去掉了不显著的滞后项,估计结果如式(1)所示。

$$Growth = -5503.50 + 5.52lcp + 1270.24Human + 19441.76Ineq - 133.26Gini \cdot Fin \quad (8)$$

(-3.34) (14.16) (3.93) (2.56) (-2.53)

$$Adjust R^2 = 0.98, F = 539.55, D. W. = 0.53, sd. r = 764$$

$$LB(2) = 20.90(0.00), ARCH(2) = 7.24(0.00), White = 2.90(0.01), Chow(2003) = 13.58(0.01)$$

其中,估计系数下方的括号中数字表示估计系数的标准差。从线性拟合回归结果上来看,方程拟合较好:投资和技术进步(人力资本)都对经济增长产生正的影响作用且在 5% 水平上显著,收入不平等对经济增长的影响为正且同时在 5% 水平上显著,与理论分析结果相同,收入不平等在金融市场发展不完善的情况下对经济增长的影响为负,且该系数在 5% 水平上显著。

$LB(q)$ 表示用于检验残差序列不存在 q 阶自相关的 Ljung - Box Q 统计量值, $ARCH(m)$ 表示用于检验残差序列不存在 m 阶 ARCH 效应的 McLeod - Li Q 统计量值, $White(m)$ 表示残差序列异方差 WHITE 检验的结果,所有统计量值括号内的值均为其所对应的 p 值。从估计结果上看,式(7)的线性模型残差序列不仅存在在自相关,也存在显著的 ARCH 效应和异方差性。同时,为了测定该方程是否存在显著的结构变化,我们采用 Chow 检验,在时间序列分析中,它通过测试两个不同数据的线性回归的系数是否相等来判断是否存在结构性变化,该检验原假设是不存在结构突变,其服从 F 分布。为了判断可能存在的突变位置,我们画出基尼系数和实际人均国内生产总值的 XY 图形,见图 1。从图 1 中可以看出,基尼系数和实际人均国内生产总值的 XY 曲线存在 4 个较为明显的转折点,经分析,分别对应于 1982 年、1994 年、1997 年和 2003 年,但从整个图形上看,又可以将整个曲线看出 2 个部分,急剧上升的部分和平稳上升的部分,而前两个转折点则都分布在急剧上升部分,因此不可能是真正意义上的库兹涅兹转折点。因此,本文选取 2003 年做 Chow 断点检验, F 值等于 2.71, 伴随概率为 0.04, 从结果上看,可以说明中国的收入不平等对经济增长的影响存在变化。为检验该结果的稳健性,同时做 Wald 检验,结果显示, $Wald(2003)$ 的 F 值等于 13.58, 伴随概率为 0.01, 这充分说明所估计方程存在结构变化,收入不平等和经济增长的作用存在变化,因此,本文将在式(7)估计结果的基础上进行非线性检验。

(二) 非线性检验及转移函数形式的确定

中国城乡收入差距对实际增长的效应是否因城乡收入差距的不同而具有显著的非线性转换,对此的准确回答基于严格的检验,尽管上文的 Chow 检验和 Wald 检验说明方程存在结构突变性,但为了严谨起见,本文根据兰德伯格、泰雷斯维尔塔和冯·戴伊克(S. Lundbergh, T. Terasvirta and D. van Dijk, 2003)的建议,^[15] 使用(6)、(7)所述检验方法,进行非线性检验以判断非线性的存在性。

本文在估计结果式(1)的基础上进行非线性检验。基于收入不平等与经济增长相关研究,本文分别选取人均国内生产总值、金融市场发展程度、基尼系数、人力资本及基尼系数和金融市场发展程度的成绩作为转移变量。

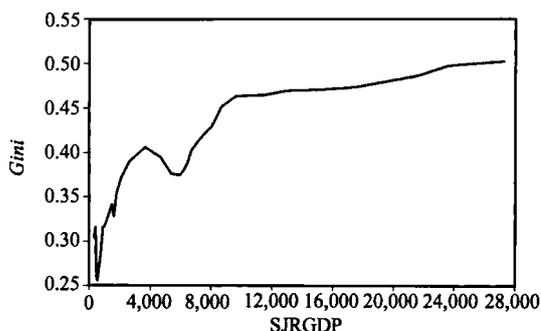


图1 基尼系数和实际人均国内生产总值 XY 图

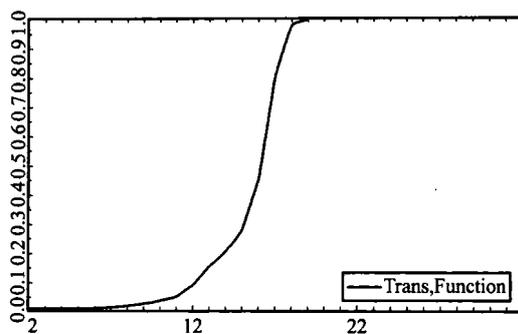


图2 LSTAR 模型转移函数

选用人均国内生产总值($RGDP(-1)$)和基尼系数($Gini$)作为转移变量的原因直接来自于库兹涅茨倒U型理论,该理论认为,收入不平等程度随着经济增长先增大后降低,因此,收入水平和基尼系数是重要的潜在的转移变量。选用金融市场发展程度(Crg)作为转移变量的原因在于一些研究者发现资本市场发展程度对于收入不平等和经济增长关系具有较大的影响。^[13,16]但也有研究认为,在相同的金融发展程度条件下,不同的收入不平等程度对经济增长的影响并不同,基于此原因,本文也选取收入不平等和金融市场发展程度的交互项(gf)作为潜在的转移变量。而选用人力资本($Human$)作为转移变量的原因则是基于一些研究^[17-20]发现收入不平等程度基于人力资本进而影响经济增长。表1给出了检验统计量所对应的P值结果,从各转移变量对应的P值来看,各P值均小于0,因此拒绝原假设 $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$,说明中国收入不平等和经济增长的关系显著具有STAR模型所描述的非线性动态结构。进而可以看出,当选取 $RGDP(-1)$ 为转移变量时,各检验所对应的P值最小,这说明选用人均国内生产总值作为转移变量最为合适,而这也同时与库兹涅茨倒U型理论相对应:收入不平等随着经济的增长先增大后减少,收入水平应该是最重要的潜在转移变量。同时,在选取 $RGDP(-1)$ 为转移变量的三个序贯检验中, H_{02}

表1 平滑转移变量的选择与非线性检验结果

转移变量	非线性检验			
	H_0	H_2	H_3	H_4
$RGDP(-1)$	1.3788E-13	3.7471E-15	1.6710E-04	8.09E-03
Crg	2.7550E-07	1.8055E-12	6.6041E-01	2.26E-01
$Gini$	9.0648E-06	2.5255E-06	1.4881E-01	2.49E-02
$Human$	7.1460E-07	9.6875E-08	5.3349E-03	2.86E-01
gf	7.7184E-08	2.3716E-12	2.0347E-01	1.91E-01

检验所对应的P值最小,根据兰德伯格和泰雷斯维尔塔和冯·戴伊克的建议应该建立一个LSTAR模型。^[19]综合上述分析,本文将采用人均国内生产总值作为转移变量同时采用LSTAR模型。

(三) ESTR 模型的估计结果

跟据表1中对非线性的检验结果,本文选取人均国内生产总值作为转移变量来估计收入不平等和经济增长的非线性转移模

型。具体而言,本文需估计的LSTAR方程如下:

$$Grow = (\alpha_0 + \beta_1 Icp + \beta_2 Humang + \beta_3 Ineq + \beta_4 gf) [1 - G(\gamma, c, s_t)] + (\alpha_2 + \beta_5 Icp + \beta_6 Human + \beta_7 Ineq + \beta_8 gf) G(\gamma, c, s_t) + \mu_t, \gamma > 0 \tag{9}$$

其中, $G(\gamma, c, s_t) = \{1 + \exp[-\gamma \prod_{k=1}^K (s_t - c_k)]\}^{-1}$ 。

经过反复拟合,剔除方程中不显著的变量再次回归,得出一个二区制的LSTAR模型^①,估计结果为式(10)。

① 因为篇幅所限,省略不显著方程结果。

$$\begin{aligned}
Grow = & (-1253.73 - 1.22Icp + 443.72Human + 4485.03Gini) [1 - G(\gamma, c, s_t)] \\
& (-4.78) \quad (-1.79) (6.54) \quad (5.18) \\
& + [1165.53 + 5.00Icp + 1769.95Human - 18928.07Gini] G(\gamma, c, s_t) + \hat{\varepsilon}_t \quad (10) \\
& (2.33) \quad (7.36) \quad (11.39) \quad (-7.19) \\
G(\gamma, c, s_t) = & \{1 + \exp[-9.95 \prod_{k=1}^k (RGDP_{t-1} - 2115)]\}^{-1} \\
& (5.04) \quad (29.17)
\end{aligned}$$

$$Adjust R^2 = 0.99, Sd. r = 68, ARCH - LM(8) = 10.18(0.25), Jacques - Bera = 1.72(0.83)$$

从结果可以看出,非线性估计结果的残差比线性结果的残差要小得多,方程拟合也比线性模型好,各项检测结果也优于线性方程检验结果,这些充分说明采用非线性的正确性和科学性。根据结果可知,收入不平等对经济增长的影响在人均2115元(以1978年不变价为基期,下同)处发生转移,在转移之前,收入不平等对经济增长产生正的影响,而在此之后,收入不平等对经济增长的影响变为负作用。

那么,为什么经济发展到一定阶段后收入分配差距会不利于经济增长呢?对于这个问题,不同的研究者持有不同的意见,巴罗、盖勒和莫维(R. J. Barro, 2000, O. Galor and O. Moav, 2004)认为,在经济增长的早期,物质资本是经济增长的主动力量,一定的收入差距有助于储蓄率提高进而导致投资的上升,进而促进经济增长,而在经济增长的后期阶段,人力资本则起主要的作用,但在收入差距过大的情况下,受限于初始财富不平等以及信用约束,穷人将很难依靠自有资本或借贷进行人力资本投资,最终导致全社会人力资本积累缓慢,不利于技术进步和经济增长。^[1, 21]一些研究者认为,过大的收入差距容易导致穷人做出一些不利于富人的活动,如抢劫、绑架等犯罪活动,而这些对经济增长不利。^[22-24]持经济激励理论的研究者认为,一定的收入差距有助于激发人们的创造力和劳动积极性,这对经济增长有利;但当收入差距过大时,政府的税收也较高——而这主要由富人来缴纳,这导致劳动积极性和创造力降低,进而对经济增长不利。^[25-27]具体到中国当前情况,收入分配差距过大导致有效需求不足应该是对经济增长不利的主要原因,特别是在看病难、上学难、住房难、生不起、死不起的情况下,不仅穷人无力消费,中等收入者也不敢消费,这不仅造成消费疲软也导致经济增长结构失衡。其次则应该在于当前收入分配差距过大导致的教育不平等,这种现象在区域之间、城乡之间尤为显著,同时,在教育产业化和毕业即失业的情况下,一些原来打算用于教育投资的资金也退出人力资本积累领域,最终导致人力资本积累迟缓和不利于经济增长。最后,由当前收入差距过大而导致的一些社会矛盾也可能是对经济增长不利的原因,内耗增加,可用生产性资源必然减少。

四、结论及建议

本文在深入分析相关文献的基础上,采用非线性模型研究中国的收入分配和经济增长的关系,在拒绝该关系为线性的基础上,运用非线性平滑转换回归模型(STR)对中国城乡收入差距与经济增长之间的关系进行了实证分析。实证分析结果表明,中国城乡收入差距对经济增长的影响具有非线性转移动态特征和非对称特征。

改革开放30年,中国经济建设取得了巨大的成就,但也应该看到,收入分配不平等状况也越来越严重,日益恶化的收入不平等状况不仅导致了一系列经济问题如消费疲软等,也导致了一些社会问题,如仇富和社会中存在的诸多不和谐现象等,这不仅意味着经济建设中存在较为严重的问题,也意味着社会建设的不足。尽管一系列的微调如政府救济和最低生活保障等制度有助于缓解收入不平等带来的压力,但解决该问题本身必须回归问题的本源,根据路易斯·戴维斯和马克·霍普金斯(Lewis Davis and Mark Hopkins, 2011)、格罗姆和卡

冈诺维奇(G. Glomm and M. Kaganovich,2008)、卢卡·斯皮内西(Luca Spinesi,2009)的研究,收入分配差距和经济增长的关系在一定程度上取决于政府的公共教育和公共卫生服务水平以及制度的完善,^[28-30]那么将存在一种最优的解决方案,政府可以提高通过公共教育、公共医疗的水平、提升整体国民素质,并不断深化市场化改革及其他经济政策及制度的完善,在降低收入分配差距程度的同时促进经济增长。而最重要的,莫过于改变当前不合理的收入分配制度,从根本上破除造成收入不平等恶化的因素,破除垄断、解决权力无边和与民争利的现象。

参考文献:

- [1] R J Barro. Inequality and Growth in a Panel of Countries [J]. *Journal of Economic Growth*,2000,5(1):5-32.
- [2] O Galor. Income Distribution and the Process of Development [J]. *European Economic Review*,2000,44(4-6):706-12.
- [3] Felix Paukert. Income Distribution at Different Levels of Development: A Survey of Evidence [J]. *International Labour Review*,1973,108(2/3):97.
- [4] A V Banerjee, E Dufo. Inequality and Growth: What Can the Data Say? [J]. *Journal of Economic Growth*,2003,8(3):267-99.
- [5] D Bandyopadhyay, P Basu. What Drives the Cross - Country Growth and Inequality Correlation? [J]. *Canadian Journal of Economics - Revue Canadienne D Economique*,2005,38(4):1272-97.
- [6] Zhuo Chen. Development and Inequality: Evidence from an Endogenous Switching Regression without Regime Separation [J]. *Economics Letters*,2007,96(2):269-74.
- [7] 王少平, 欧阳志刚. 中国城乡收入差距对实际经济增长的阈值效应[J]. *中国社会科学*,2008(2):54-66.
- [8] 饶晓辉, 廖进球. 城乡收入差距与经济增长——基于STR模型的实证分析[J]. *经济评论*,2009(3).
- [9] G Sukiassyan. Inequality and Growth: What Does the Transition Economy Data Say? [J]. *Journal of Comparative Economics*,2007;35(1):35-56.
- [10] A Fishman, A Simhon. The Division of Labor, Inequality and Growth [J]. *Journal of Economic Growth*,2002,7(2):117-36.
- [11] R Ram. Economic - Development and Income Inequality - an Overlooked Regression Constraint [J]. *Economic Development and Cultural Change*,1995,43(2):425-34.
- [12] R M Townsend, K Ueda. Financial Deepening, Inequality, and Growth: A Model - Based Quantitative Evaluation [J]. *Review of Economic Studies*,2006,73(1):251-93.
- [13] M Ayhan Kose, Eswar S Prasad, Marco E. Terrones. How Do Trade and Financial Integration Affect the Relationship between Growth and Volatility? [J]. *Journal of International Economics*,2006,69(1):176-202.
- [14] T Terasvirta. Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models [J]. *Journal of the American Statistical Association*,1994,89(425):208-18.
- [15] S Lundbergh, T Terasvirta, D Van Dijk. Time - Varying Smooth Transition Autoregressive Models [J]. *Journal of Business & Economic Statistics*,2003,21(1):104-21.
- [16] Geert Bekaert, Campbell R Harvey, Christian Lundblad. Growth Volatility and Financial Liberalization [J]. *Journal of International Money and Finance*,2006,25(3):370-403.
- [17] Dustin Chambers, Alan Krause. Is the Relationship between Inequality and Growth Affected by Physical and Human Capital Accumulation? [J]. *Journal of Economic Inequality*,2010,8(2):153-72.
- [18] Mark W Frank. Income Inequality, Human Capital, and Income Growth: Evidence from a State - Level Var Analysis [J]. *Atlantic Economic Journal*,2009,37(2):173-85.
- [19] Oded Galor, Joseph Zeira. Income Distribution and Macroeconomics [J]. *The Review of Economic Studies*,1993,60(1):35-52.
- [20] Oded Galor. Inequality, Human Capital Formation, and the Process of Development [EB/OL]. <http://www.nber.org/papers/w17058>,2011(4):441-93.
- [21] O Galor, O Moav. From Physical to Human Capital Accumulation: Inequality and the Process of Development [J]. *Review of Economic Studies*,2004,71(4):1001-26.

- [22] Andrew Hodge, Sriram Shankar, D S Prasada Rao, Alan Duhs. Exploring the Links between Corruption and Growth [J]. Review of Development Economics, 2011, 15(3):474-90.
- [23] Noel D Johnson, Courtney L LaFountain, Steven Yamarik. Corruption Is Bad for Growth (Even in the United States) [J]. Public Choice, 2011, 147(3-4):377-93.
- [24] P Mauro. Corruption and Growth [J]. Quarterly Journal of Economics, 1995, 110(3):681-712.
- [25] Oriana Bandiera, Iwan Barankay, Imran Rasul. Incentives for Managers and Inequality among Workers: Evidence from a Firm - Level Experiment [J]. Quarterly Journal of Economics, 2007, 122(2):729-73.
- [26] Kasper Lippert - Rasmussen. Inequality, Incentives and the Interpersonal Test [J]. Ratio, 2008, 21(4):421-39.
- [27] Lonnie K. Stevans. Income Inequality and Economic Incentives: Is There an Equity - Efficiency Tradeoff? [J]. Research in Economics, 2012, 66(2):149-60.
- [28] Lewis Davis, Mark Hopkins. The Institutional Foundations of Inequality and Growth [J]. Journal of Development Studies, 2011, 47(7):977-97.
- [29] G Glomm, M Kaganovich. Social Security, Public Education and the Growth - Inequality Relationship [J]. European Economic Review, 2008, 52(6):1009-34.
- [30] Luca Spinesi. Rent - Seeking Bureaucracies, Inequality, and Growth [J]. Journal of Development Economics, 2009, 90(2):244-57.

Income Inequality and Economic Growth

—An Empirical Analysis Based on Chinese Data

FAN Ya - zhou, SHU Yin - yan

(Institute of economics, Central university of finance and economics, Beijing 100081)

Abstract: The relationship between income inequality and economic growth is the focus of economic research. This paper begins with the importance of return to the Kuznets to do an empirical research. By using STR method, it tests all the factors that may reverse the relation between income inequality and economic growth as well, based on China's 1978 - 2010 data. It's found that the relationship reverses at per capita income 2115 RMB (1978's price), and income inequality promotes economic growth before that, while it turns around after that. The paper also gives explanations to illustrate the reversing reason.

Key words: Income Inequality; Economic Growth; Nonlinearity

责任编辑:周 斌