

# 城乡收入差距与经济 增长:基于STR模型的实证分析

饶晓辉 廖进球\*

**摘要:** 收入不平等与经济增长之间的关系至今仍未取得统一的认识。本文在计算我国城乡收入差距的泰尔指数的基础上,运用平滑转换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。结果表明:我国城乡收入差距与经济增长之间的关系为非线性的,两者之间存在着明显的区间转换动态特征。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。同时稳健性检验结果表明本文所估计的非线性模型具有良好的动态特征。

**关键词:** 城乡收入差距 经济增长 平滑转换回归模型

## 一、引言

改革开放后,我国居民的生活水平普遍得到提高,农业和农村经济迅速发展,但农业和农村经济在发展中也存在着很多问题。农民收入的增长速度低于国民经济增长速度和城镇居民人均可支配收入的增长速度,城乡居民之间存在着较大的收入差距,并且这种收入差距还在进一步扩大。1985年城镇居民人均可支配收入为农村居民纯收入的1.86倍,而2007年这一比率达到了3.33倍,绝对差距达到了9646元。如若加入城镇居民的医疗补贴、教育补贴等因素,城乡居民收入差距将更大(李实,2003)。提高农民的收入增长速度及遏制城乡收入差距的进一步扩大关系着经济增长水平和经济社会的和谐发展。为此,政府制定了一些相应政策,以期提高农民收入增速和缩减收入差别。那么,政府采取这些宏观经济政策措施的时效性如何呢?城乡收入差距对于我国的经济增长影响效应到底是正面还是负面的?是线性关系还是非线性关系?回答这些问题具有重要的理论与现实意义,而这也正是本文研究的主旨所在。

自从1955年库兹涅兹提出关于经济增长和收入分配不平等倒U型关系的著名假说以来,国内外经济学家们对收入不平等和经济增长的关系进行了大量的理论及实证研究。

在理论研究上,收入不平等与经济增长之间的关系有三种情形,正相关、负相关及不确定性。(1)正相关。Aghion等(1999)认为,由于富人的边际储蓄倾向高于穷人的边际储蓄倾向,储蓄率与投资率呈正相关关系,而投资又可促进经济增长,于是经济不平等导致更高的储蓄及投资,从而有利于经济增长;Aghion(1999)等又认为,由于投资的不可分性,而且投资本身又是一笔巨大的沉淀成本,那么在一个没有运转良好的资本市场情形下,财富集聚在少数人手中可能导致更加有利于经济增长的活动,比如投资于人力资本,这样将导致更快的经济增长。(2)负相关。Alesina和Perotti(1996)建立了一个社会政治模型,认为资源分配的高度不公平容易导致人们心理上产生不平衡,从而更多的人从事正常市场外的一些活动(如寻租、犯罪、暴力活动等),而这些行为又会使市场具有更大的不确定性,降低了私人投资的积极性,从而长远来看,这又

\* 饶晓辉,江西财经大学应用经济学博士后流动站,江西财经大学经济学院,邮政编码:330013,电子信箱:rxh076@126.com;廖进球,江西财经大学工商管理学院,邮政编码:330013。

本文受江西高校人文社会科学研究项目“经济波动与经济增长的福利成本:理论及实证分析”(批准号:JJ0909)资助。作者感谢匿名审稿人对本文认真、专业和细致的审阅以及建设性的修改意见,当然,文责自负。

将会阻碍经济增长。Gabr和 Zeria(1993)建立信用市场不完善模型,证明了当存在信贷约束时,资源的初始分布对人力资本的积累有着非常重要的作用。在财富分配非常不平等的情况下,由于信贷市场的不完善,人们不可能自由借贷,只有少数人才能投资于人力资本,从而降低了经济增长。Persson和 Tabellini(1994)认为,物资资本及人力资本的积累受到一国税收政策的影响,如果对富人征收高额税收来降低(或缩小)收入差距,那么就会降低人们的生产积极性,从而不利于经济增长。(3)不确定性。尹恒、龚六堂和邹恒甫(2005)运用一个政治经济模型研究在财政支出同时具有生产性和消费性,同时进入生产函数和代表性个人的效用函数时收入分配不平等对经济增长的影响,其研究结论表明,在经济均衡时,经济增长率与税率呈倒U型关系,经济增长率随着税率的增加先升后降;在政治均衡时,税率与收入分配不平等呈正相关关系,因而收入分配不平等与经济增长之间存在一定程度的库兹涅兹倒U型关系。Marta Bengoa - Calvo(2004)通过拉姆齐模型证明了收入不平等与经济增长之间存在着二次型关系。

在实证经验分析文献中,同理论模型中的分歧一样,收入不平等与经济增长之间的关系也存在着类似结论。Li和 Zou(1998)、Castello(2004)等利用固定效应模型和动态广义矩估计(GMM)方法发现收入不平等对经济增长有正面效应。Forbes(2000)利用45个国家的面板数据,以经济发展水平、收入差距作为主要变量,研究结果表明收入差距对经济增长有正面效应。Alesina和 Rodrik(1994)、Persson和 Tabellini(1994)、Clarke(1995)等利用跨国横截面数据或时间序列数据,研究表明初始收入分配差距的过大不利于后续时期的经济增长。Deininger和 Squire(1998)利用更新和更具有可比性的国际数据进行的研究也表明,在绝大多数情况下收入不平等对经济增长起到了负面作用(并不总是非常显著)。他们还发现,如若以土地分配不平等的变量代替财富分配不平等变量,那么不平等与增长之间就存在着非常显著和更加强健的负向关系。Barro(2000)的研究发现,没有证据表明不平等对经济增长有什么影响,不平等与经济增长之间存在着非对称关系。Banerjee和 Duflo(2003)认为,由于忽视收入差距与经济增长之间的非线性关系,从而导致实证研究产生了不一致的结论,利用美国的数据,他们的研究表明收入不平等与经济增长之间的关系为非线性,存在着倒U型关系。Aslanidis(2004)利用69个国家的面板数据与STR模型,并分别运用政府消费、通货膨胀率及法令法规作为转移变量,研究发现,收入不平等与经济增长之间存在区间转换的动态特征。Eusufzai(1997)利用Quandt对数似然率方法,研究发现人均国民生产总值(GNP)与收入不平等之间的关系存在着结构突变,并且人均GNP的结构断点发生的区间在696~773的范围之内。Zhou 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。

上述实证研究均以国外为研究对象,国内的情况怎样呢?杨俊等(2005)选取1995-2000年和1998-2003年两个样本区间,将中国20个省份的截面数据与时序数据相结合,对中国居民收入不平等与中国经济增长之间的作用机制进行研究。结果表明我国90年代中后期的居民收入分配差距与后期经济增长之间存在较为显著的负相关关系。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,通过面板协整的方法,发现城乡收入差距与经济增长之间存在异质性的面板协整关系,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。这些实证分析均假设收入分配不平等与经济增长之间的关系为线性关系,都没有考虑可能存在的非线性关系,本文的研究结果正好弥补了这方面的缺陷。

库兹涅兹假说是否适用于中国的情况呢?有别于国内相关的实证分析,本文使用国外相关方面研究的非线性建模方法,应用非线性平滑转换回归(smooth transition regression, STR)模型,对我国城乡收入差距与经济增长之间的关系进行实证研究。以年经济增长率为转移函数的转移变量,本文的研究表明我国城乡收入差距与经济增长之间的关系为非线性的,两者之间确实存在着区间转换的动态特征。本文其余的结构安排如下:第二部分对STR模型进行了简单的说明;第三部分为数据的来源及相关说明;第四部分为模型的非线性检验、估计结果以及模型的评价;最后部分是本文的简单结论。

## 二、非线性平滑转换回归模型

本文的研究方法有别于国内研究所采用的线性方法,本文采用非线性STR模型来研究我国城乡收入差距与经济增长的关系。传统的最小二乘法估计单一回归方程用来说明被解释变量与解释变量之间可能存在的关系,但有可能此模型并非仅为单一的回归模式,而是有可能在某一时刻上,或是某个解释变量达到某一个临界值时,使整个回归模型的截距或斜率系数发生了改变,从而使回归模型产生了一种折凹的现象,该现

---

STR模型嵌套了线性模型。

象在计量经济学当中被称为非线性回归 (nonlinear regression), 而门槛模型 (threshold model) 则为解决此类非参数模型最简洁的方法之一。门槛模型的核心思想是以某个变量作为门槛值, 将所要回归的模型按照这个门槛值区分为两个或两个以上的区间, 每一个区间有不同的回归模式 (回归参数在不同区间的取值不太一样), 与用传统的最小二乘法来解释此回归模型的效果相比, 门槛回归模型可能会得到一个更佳的解释。STR 模型是门槛回归模型的一般化形式, STR 模型的主要特征是回归参数发生缓慢的变化。STR 模型的具体结构如下:

$$y_t = \phi Z_t + Z_t G(c, s_t) + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N iid(0, \sigma^2) \quad (1)$$

$$G(c, s_t) = \left\{ 1 + \exp \left[ - \sum_{k=1}^K (s_t - c_k) \right] \right\}^{-1} > 0, K=1 \text{ 或 } 2 \quad (2)$$

其中,  $Z_t = (W_t, X_t)$  为解释变量的矩阵,  $W_t$  为  $p+1$  阶列向量,  $W_t = (1, y_t, y_{t-1}, \dots, y_{t-p})$ ,  $X_t$  为  $k$  阶列向量,  $X_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{kt})$ 。  $G$  为转换函数 (其中  $G \in [0, 1]$ ), 其函数值依赖于参数  $c, s_t, c_k$ , 参数  $\phi$  ( $>0$ ) 为平滑参数, 表示为从一个状态 (或区制) 转移到另一个状态 (或区制) 的转换速度或调整的平滑性;  $s_t$  为状态变量 (转移变量), 转移变量  $s_t$  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 (如时间变量  $t$ ); 参数  $c_k$  为门限参数, 可解释为不同状态体制下的门阈值, 其决定了模型动态变化发生的位置参数。向量  $\phi$  分别表示非线性 STR 模型中的线性部分和非线性部分。向量  $X_t$  当中可以包括任何一个稳定的外生变量或确定的变量。

对于方程 (2) 转换函数  $G$  中  $K$  的取值最常见是  $K$  为 1 或者 2。当  $K=1$  (LSTR1),  $s_t \rightarrow -\infty$  时, 转移函数  $G=0$ , 使得  $y_t$  的行为表现为  $y_t = \phi Z_t + \varepsilon_t$ ; 当  $s_t \rightarrow \infty$  时, 转移函数  $G=1$ , 此时  $y_t$  的行为表现为  $y_t = \{\phi + \phi\} Z_t + \varepsilon_t$ 。这意味着当  $s_t$  变化时, 待估方程 (1) 的回归参数在这两个极值之间平滑地变化, 此时方程 (1) 刻画了变量之间具有不同的关系, 即属于不同的机制。当  $K=2$  (LSTR2) 时, 转换函数  $G$  达到最小值, 方程 (1) 中的待估系数围绕着重心  $(c_1 + c_2)/2$  而发生对称变化。还应注意, 当  $s_t \rightarrow \pm\infty$  时, 转换函数  $G$  为常数, 因而非线性的平滑转换模型从而转变为线性模型, 线性模型是平滑转换模型的特殊情形。因而 STR 模型能够刻画城乡收入分配差距和经济增长的单调关系和可能存在的非线性变化情形, 也就是说, 在这种情况下模型会生成转移参数  $s_t$  的一些动态特征, 表现为转移变量  $s_t$  大于或小于某个门阈值。

### 三、数据来源及统计特征

目前, 对中国收入差距的衡量一般采用变异系数、基尼系数。无论是基尼系数还是变异系数均以分组数据为依据, 基尼系数度量了总体收入差距, 变异系数度量了子群平均水平与总体收入水平的差异, 两者均无法准确衡量组与组之间的差异。基于此, 我们运用 Shorrocks (1980) 一文中所采用的方法来计算组与组之间的差异, 以其衡量城乡收入差距水平的泰尔指数。泰尔指数不仅可以衡量组间差距, 而且还充分考虑到了人口的作用。鉴于我国二元经济特征及农村人口基数大的特点, 以及泰尔指数的两大优点, 本文所估计的泰尔指数能够较好地衡量中国城乡收入差距。本文以  $gini_t$  衡量  $t$  时刻的城乡收入差距的泰尔指数, Shorrocks (1980) 提出的计算组间差距的泰尔指数为:

$$gini_t = T_t = \sum_{i=1}^2 (Y_i/Y) \ln [ (Y_i/Y) / (N_i/N) ]$$

其中,  $i (i=1, 2)$  表示不同收入单元, 分别表示城镇和农村地区;  $Y_1$  表示  $t$  时刻城镇居民的总收入,  $Y_2$  表示  $t$  时刻农村居民的总收入;  $N_1$  表示  $t$  时刻城镇居民的总人口,  $N_2$  为  $t$  时刻农村居民的总人口。  $Y, N$  分别表示整体的总收入和总人口水平。

本文选取人均实际国内生产总值 (GDP) 来衡量经济增长水平, 人均实际 GDP 是以实际 GDP 除以当年的总人口得到的。实际 GDP 是名义 GDP 经过价格平减后得到的。由于所有的数据来源均没有提供 GDP 的消涨指数, 因而本文按照当年价格计算的 GDP 指数和按照可比价格计算的 GDP 指数估计了隐含的 GDP 指数, 并在此基础上构建了以 1952 年为基准的 GDP 消涨指数, 本文用  $gdp$  表示人均实际 GDP 的自然对数值。

本文研究的样本总量时间序列的时间跨度为 1952 - 2004 年, 来源于《新中国五十五年统计资料汇编》, 以及各期《中国统计年鉴》。表 1 给出了我国城乡收入差距的泰尔指数及人均实际 GDP 的描述性统计。

当  $K=2$ , 且转换函数确定的两个转移变量的值比较接近时, 此时逻辑函数 LSTR2 等价于指数函数 (ESTR)。因此指数平滑转换函数 (ESTR) 应为本文备择检验中平滑函数 LSTR2 的特殊情形, 参见 Terasvirta (2004)。

表 1 变量的描述性统计

变量	观测值	均值	最小值	最大值	标准差
<i>gini</i>	53	0.101208	0.063	0.162	0.0233879
<i>gdp</i>	53	6.06102	4.77153	7.83751	0.908146

#### 四、非线性平滑转换回归模型的估计及检验

##### (一)变量的单位根检验

表 2 变量的平稳性检验

变量	ADF检验统计量 (滞后长度)	PP检验统计量 (Bandwidth)
<i>gdp</i>	-0.984(3) [0.9369]	-0.798(13) [0.9591]
<i>gdp_d1</i>	-5.26*** (1) [0.0001]	-4.78*** (33) [0.0003]
<i>gini</i>	-1.54(1) [0.8029]	-1.51(5) [0.8151]
<i>gini_d1</i>	-5.73*** (0) [0.0000]	-5.76*** (1) [0.0000]

注:\*\*\*表示在 1%的显著水平下拒绝原假设。ADF与 PP检验的原假设为存在单位根。ADF滞后长度的选择标准依据 SIC 准则, PP检验的带宽标准依据 Newey - West using Bartlett Kernel。方括号 [ ] 里面的数值为对应统计量的收尾概率,即  $p$  值。

从表 2 的结果可知,传统的 ADF 检验 (以 SIC 信息准则作为滞后长度的选择标准) 结果显示 *gdp\_d1*、*gini\_d1* 时间序列为平稳。PP 检验 (以 Newey - West 信息准则作为滞后长度的选择标准) 结果也相应地显示了 *gdp\_d1*、*gini\_d1* 时间序列均为平稳的时间序列。

##### (二)非线性检验和平滑转移函数形式的确定

对于我国城乡收入差距与经济增长之间是否具有显著的非线性转换变化,我们必须对此进行严格的统计检验。因此,我们有必要采用一些检验手段检验平滑转换模型的存在性。在正式对非线性检验之前,确定 STR 模型的线性部分的结构是我们进行后继步骤的关键。根据单变量 STR 模型的设定规则,线性 AR 部分具体结构的确定可以依照 VAR 框架来确定 (Terasvirta, 1998)。据此,依据 SIC 评判标准,本文最后确定内生变量的最优滞后期为 1 期,外生变量的最优滞后期为 2 期,平滑转换模型 STR 的 AR 部分可以记为  $gini\_d1(t-1) + \sum_{i=0}^2 gdp\_d1(t-i)$ , 其中 *gdp\_d1*、*gini\_d1* 分别表示为相应变量的一阶差分。Luukkonen 等 (1988)、Terasvirta (1994, 1998, 2004) 提出了一个通常可以检验非线性行为的框架构想,并且这种方法同时还可以确定序列是否最好可以被模型化为 LSTR1 ( $K=1$ ) 还是 LSTR2 ( $K=2$ ) 过程。这个过程是基于 STR 模型的泰勒级数展开式进行的。对于 STR 模型,我们对转换函数  $G$  在转移参数  $\gamma=0$  处进行三阶泰勒级数近似,把展开后的三阶泰勒级数表达式代入方程 (1) 中,合并同类项和重新参数化后可以得到如下辅助回归方程 (3):

$$y_t = \alpha_0 Z_t + \sum_{j=1}^3 \beta_j \tilde{Z}_t^j + \epsilon_t^*, \quad t=1, \dots, T \quad (3)$$

其中  $Z_t = (1, \tilde{Z}_t)$ , 本文  $\tilde{Z}_t = (gdp\_d1(t-1), gini\_d1(t), gini\_d1(t-1), gini\_d1(t-2))$ ,  $\epsilon_t^* = \epsilon_t + R_3(\epsilon_t, \epsilon_t^2, \epsilon_t^3)$ ,  $R_3(\epsilon_t, \epsilon_t^2, \epsilon_t^3)$  为泰勒级数展开式余项。

为了检验非线性,对方程 (3) 设定原假设  $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = 0$ 。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。在零假设成立的情况下,假设检验的统计量分布近似于  $\chi^2(3m)$ 。而 Terasvirta (1998) 指出,当样本为小样本时,卡方分布  $\chi^2$  统计量的精确程度受到严重扭曲。因此, Terasvirta 提出了用  $F$  统计量来代替卡方分布统计量。一旦我们拒绝原假设,而接受非线性假设,意味着城乡收入差距和经济增长之间存在着非线性关系。接下来我们要做的事是确定非线性转化函数形式,即须进一步确定  $G$  为 LSTR1 ( $K=1$ ) 还是 LSTR2 ( $K=2$ ) (或 ESTR 模型) 的函数形式。针对方程 (3), 函数形式的选择依赖如下的序贯检验:

$$\begin{aligned} H_{04}: \alpha_3 &= 0 \\ H_{03}: \alpha_2 &= 0 / \alpha_3 = 0 \\ H_{02}: \alpha_1 &= 0 / \alpha_2 = \alpha_3 = 0 \end{aligned}$$

如果假设  $H_{03}$  的检验统计量 ( $F$  统计量)  $p$  值最小,则表明方程 (2) 的转换函数  $G$  的形式应为 LSTR2 或者 ESTR 模型。反之,则表明方程 (2) 的转换函数  $G$  的形式为 LSTR1 模型。根据上述检验方法,对经济增长与城乡收入差距之间的关系进行线性和非线性检验,具体的检验结果如表 3 所示:

本文备择检验中的 LSTR2 模型包含了 ESTR 模型,参见 Terasvirta (2004)。

表 3

模型的设定检验结果

转移变量	$F$	$F_4$	$F_3$	$F_2$	模型形式
$gdp\_dl(t-1)^*$	$1.8205e-02$	$1.7988e-02$	$8.3955e-01$	$2.7774e-02$	LSTR1
$gini\_dl(t)$	NaN	NaN	$5.4920e-02$	$2.4037e-03$	Linear
$gini\_dl(t-1)$	NaN	NaN	$6.9487e-02$	$4.0071e-02$	Linear
$gini\_dl(t-2)$	NaN	NaN	$2.5526e-03$	$1.7224e-02$	Linear

注： $F$ 、 $F_4$ 、 $F_3$ 和 $F_2$ 分别表示 $H_0$ 、 $H_{04}$ 、 $H_{03}$ 和 $H_{02}$ 假设下的 $F$ 统计量，其对应的每一列数字为 $F$ 统计量的 $p$ 值。\*表示STR模型内生确定的最优转移变量及转换函数的形式。NaN表示逆矩阵不存在。

根据表3检验结果，当转换变量为经济增长率的滞后一阶变量时，接受线性假设的概率为0.018205，其小于0.05，因而，在5%的显著水平上，我们拒绝了经济增长与城乡收入差距呈线性关系的原假设，接受了城乡收入差距与经济增长之间存在着非线性关系的备择假设。在 $F_4$ 、 $F_3$ 和 $F_2$ 三个统计量当中， $F_3$ 统计量的 $p$ 值最大，根据上述序贯检验的原理，我们可以确定转换函数 $G$ 的形式为逻辑平滑转化函数(LSTR1模型)。

### (三)LSTR1模型的估计结果

在确定了转换变量和转换函数的形式之后，我们还需对LSTR1模型进行参数估计。依据非线性的数值优化方法，我们需要事先确定转移函数中的参数 $\phi$ 和 $c$ ，然后利用所估计的参数 $\phi$ 和 $c$ 的初始值，从而就可利用普通最小二乘法来估计方程(1)的系数。能否找到一个较优的初始估计值对于估计非线性模型是非常重要的。因为一旦转移函数方程(2)当中的 $\phi$ 和 $c$ 给定时，我们所要估计的非线性方程(1)就转化为线性模型了。这意味着为了确定平滑速度和位置函数的初始估计值，可以采用二维格点搜索方法(two dimension grid search)。具体方法是：在一定范围内，选取不同的平滑速度参数和位置参数，使得LSTR1模型系统估计所得的残差平方和最小。本文对于平滑参数 $\gamma$ 构造在 $[0.5, 10]$ 区间，步长为0.0003。对于位置参数 $c$ 的构造在转移变量排序序列的0.15至0.85之间，本文对位置参数的具体构造区间为 $[-0.31, 0.17]$ ，步长为0.0003。然后任意取一组参数 $\phi$ 和 $c$ ，计算模型的残差，依次取遍上述所构造的二维参数空间，求出使得残差平方和最小时对应的参数 $\phi$ 和 $c$ 作为进一步进行非线性优化估计的初始值。依据这种优化方法，本文对于平滑参数和位置参数的初始估计的结果如表4、图1和图2。图1为二维格点搜索下位置参数和平滑参数的等高线图，图2为二维格点搜索下位置参数和平滑参数的平面图(平面图显示的是最大化残差的相反数)。

表 4 平滑参数和位置参数的初始估计结果

最小残差平方和	$\phi$ 的初始估计值	$c$ 的初始估计值
0.1142	10	0.0386

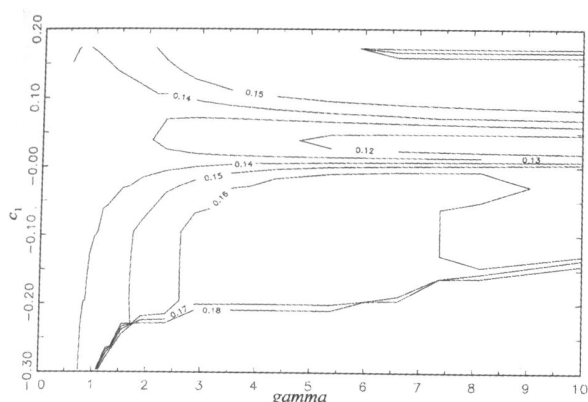


图 1 格点搜索的等高线图

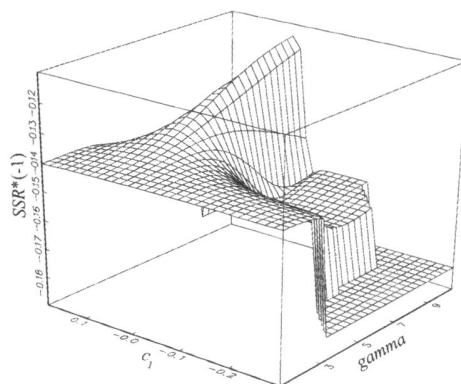


图 2 格点搜索的平面图

从表4结果可知，平滑参数 $\phi$ 和位置参数 $c$ 初始估计值分别为10和0.0386，此时，回归方程的残差平方和达到最小值，为0.1142。我们还应注意到，两个参数的初始猜测值是否落在其构造的区间内呢？如若在区间外，则不能作为非线性优化的初始值；如若在区间内，则可作为进一步优化基础(Terasvirta, 2004)。表4显示，平滑参数和位置参数的估计值都在其所构造的区间内，因此本文所估计的初始值可以作为进一步优化的初始值。

在已知平滑参数和位置参数的初始猜测值的情形下，代入方程(1)、(2)，利用递归的Newton-Raphson方法，求解出最大化条件似然函数，这样我们就可以估计出方程(1)中所要估计的参数 $\phi$ ， $\gamma$ ， $c$ 。根据

Hendry(1995)的一般到特殊的建模方法,把回归方程(1)中不显著的系数限制为0,直至剩余的其他系数达到统计上显著为止。基于上述建模思想,经济增长与城乡收入差距的非线性关系回归模型参数估计的具体结果如表5所示。图3给出了拟合数据(fitted series)与原始数据(origin series)之间关系的时间序列图。图4给出了表5中的线性部分(linear part)、非线性部分(nonlinear part)及转移变量(transition variable)之间关系的时间序列图。

表5 LSTR1模型参数估计值

线性部分	常数	城乡收入差距	平滑参数	位置参数 $c$
$G(gdp\_d1(t-1):, c) = 0$	0.5126 (5.3212)*	7.03647 (3.7395)*		
非线性部分		-7.31775 (-3.3729)*	175.28 (0.1358)	0.01598 (5.641)*
$G(gdp\_d1(t-1):, c) = 1$				

$AIC: -5.7922, HQ: -5.6612, adjusted R^2: 0.6313$

注:括号里的数值表示  $t$  统计量。\*表示在 1% 的显著水平下显著。

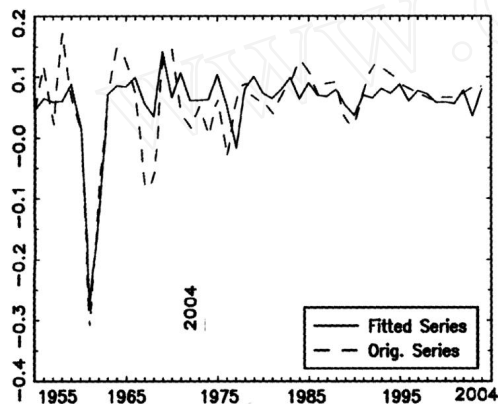


图3 原始及拟合数据的时间序列图

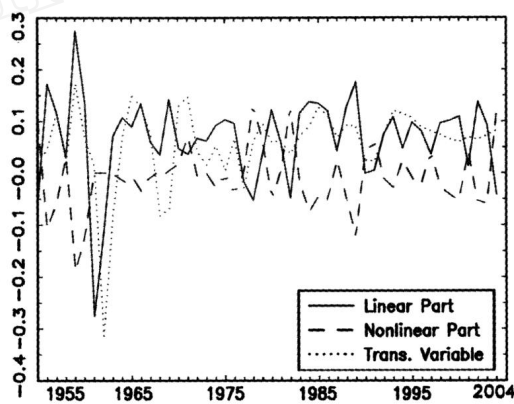


图4 线性、非线性及转移变量的时间序列图

表5表明,所要估计的参数具有合意性,符合经济理论。显示了我国城乡收入差距与经济增长之间的长期效应,因实际经济水平的差异而导致了显著的不同关系。其中位置参数  $c=0.01598$ ,落在了位置参数的取值范围之内。这也说明了我们所设定的非线性模型具有良好的合意性。实际经济增长率较低时(小于位置参数值),此时城乡收入差距的系数为 7.03647,在 1% 显著水平下显著,表明了城乡收入差距有利于促进实际经济增长;而当实际经济增长率较高时(大于位置参数值),城乡收入差距的系数值为  $-0.28128$  ( $7.03647 - 7.31775 = -0.28128$ ),城乡收入差距不利于经济增长,对实际经济增长产生负面效应。图3显示了本文对于经济增长与城乡收入差距所构造的 LSTR1 模型具有良好的解释力度。从拟合效果看, LSTR1 模型所产生的拟合数据的动态特征基本与原始数据的动态特征相似,这意味着本文所估计的非线性模型能够很好地解释经济增长与城乡收入差距之间的动态关系。

图5、图6分别给出了以经济增长率  $gdp\_d1(t-1)$  为转移变量对应的转移函数  $G(gdp\_d1(t-1):, c)$ , 以及我国历史时刻转移变量发生的位置。由于  $gdp\_d1(t-1)$  表示 1 阶差分形式,故以  $gdp\_d1(t-1)$  为转移变量的 LSTR1 模型的样本区间从 1955 年开始。图5揭示了我国经济增长与城乡收入差距的长期效应,由于实际经济增长水平的不同而导致了具有区制转换的非线性特征。其中平滑转移参数  $=175.28$ ,从而说明这种从一种区制转移到另一种区制的转换的速度非常快。另外,转移函数  $G(gdp\_d1(t-1):, c)$  的拐点  $c=0.01598$ ,表明在经济增长率大于位置参数(经济增长速率较快)和经济增长率小于位置参数(经济增长速率较慢),经济增长与城乡收入差距之间存在着非线性的过程。从转换函数  $G(gdp\_d1(t-1):, c)$  的中值点来看,经济增长率的增速较快阶段和经济增长率的增速较慢阶段存在着较为对称的分布。图6进一步给出了转换函数  $G(gdp\_d1(t-1):, c)$  对应的区制转换的时间序列图,其捕捉了经济增长率随着时间的发展变化而所处的经济状态的概率值的大小 ( $0 < G(gdp\_d1(t-1):, c) < 1$ )。时间序列图表明我国改革开放至今,城乡收入差距与经济增长的关系处于高区制的阶段,我国城乡收入差距对经济增长的影响效应为负。

一般情况下,平滑参数 的估计值通常是不准确,如仅以  $t$  统计量来检验统计量的显著性时,常常表现出不显著 (Bates and Watts, 1988)。

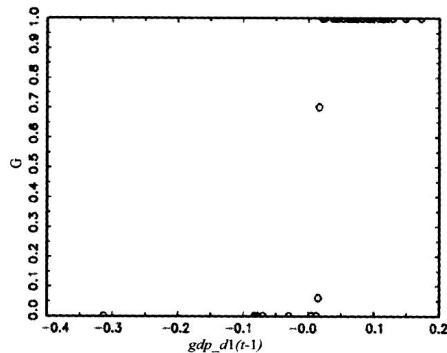


图 5 转移函数  $G(gdp\_d1(t-1))$

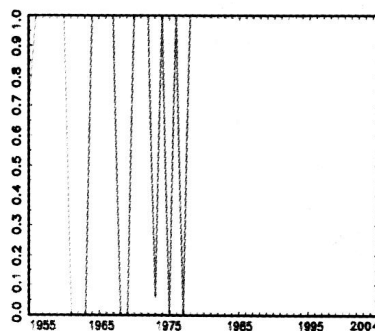


图 6 区制转换的时间序列图

上述结论刻画了我国城乡收入差距与实际经济增长之间的动态关系。这主要源于以下几方面的原因：一方面，虽然城乡收入差距的扩大提高了城镇居民的消费需求，但与此同时也降低了农村居民的消费需求，城镇人口占总人口的比重远远小于农村居民相对总人口的比重，前者消费增幅绝对量远远小于后者消费需求降幅绝对量，因而从总量上导致我国总体消费需求不足，而消费需求又决定了投资需求，消费需求不足，投资动力就会减弱，最终导致投资需求不足，从而储蓄难以转化为投资，最终不利于经济增长；另一方面，在现代世界经济发展中，人力资本是经济增长的源泉，实际经济的增长越来越依赖于人力资本的提高和科学技术的进步。人力资本形成主要依赖于教育形式，而接受教育与收入水平两者之间有着紧密正相关关系。随着城乡收入差距的不断扩大，农民收入水平减少，农村居民受教育的机会和受教育的质量远远不如城镇居民，从而不利于农村居民文化程度的提高，阻碍了农业科学技术和农业科学技能的推广，农业科技成果转化率和利用率都较低，因而对实际经济增长有着负面影响。因此，缩小城乡差距能有力地刺激消费需求，从而促进经济增长。

#### (四) LSTR1 模型的稳健性检验

在我们完成了 LSTR1 模型的估计之后，自然需要对其性质进行评价。上述所估计关于城乡收入差距与经济增长之间的非线性动态模型 (LSTR1) 是否具有好的性质呢？能否运用此模型进行预测或者用于其他用途？为回答上述问题，正如通常在线性模型估计中所采取的措施一样，我们还需对上述所估计出来的 LSTR1 模型进行稳健性检验。非线性模型的稳健性检验方法类似于线性模型稳健性检验方法，是线性模型稳健性检验方法的一般情形。非线性回归模型的误差项被假定同方差、无序列相关并且服从正态分布，那么这些假定是否成立呢？我们可通过估计方程的残差序列来对这些假定进行检验。如表 6 所示，残差的稳定性检验的结果表明，当误差项的滞后长度取值在 1~8 之间变动时，残差无序列相关的  $F$  统计量的  $p$  值均大于 10% 的显著水平，这意味着我们应接受原假设，拒绝备择假设。即本模型所估计的误差项之间无剩余结构动态性，并不存在序列相关性；根据误差项的 ARCH - LM 检验，卡方分布统计量的值为 9.1427，其统计量的  $p$  值等于 0.3304，并且  $F$  统计量的  $p$  值等于 0.2092，均大于 10% 的显著水平，故误差项之间并不存在自回归条件异方差；Jarque - Bera 统计量的卡方分布  $\chi^2 = 3.108$ ， $p$  值等于 0.2114，大于 10% 的显著水平，表明接受误差项正态性假设的概率较高，残差不存在异常点，即误差项应服从正态分布。

表 6 残差无序列相关、异方差及正态性检验的结果

Test of No Error Autocorrelation (NaN - matrix inversion problem)				
滞后长度	$F$ 统计量	$df1$	$df2$	$p$ - value
1	0.9407	1	39	0.3381
2	0.6156	2	37	0.5458
3	0.9335	3	35	0.4349
4	1.5684	4	33	0.2058
5	1.4400	5	31	0.2378
6	1.2396	6	29	0.3154
7	1.6915	7	27	0.1534
8	1.4813	8	25	0.2138
ARCH - LM TEST with 8 lags				
卡方统计量: 9.1427		$p$ - Value ( $\chi^2$ ): 0.3304		
$F$ 统计量: 1.4608		$p$ - Value ( $F$ ): 0.2092		
JARQUE - BERA TEST				
卡方统计量: 3.1080		$p$ - Value ( $\chi^2$ ): 0.2114		
skewness: -0.3514		kurtosis: 3.9990		

上述所估计的非线性模型是否已充分地抓住了时间序列的非线性特征?这是一个非常重要的问题。如若不能的话,则前面所估计的模型就存在设定错误。为此,需对已估计的方程(1)是否还存在进一步的非线性(是否存在三种区制转换)进行检验。表7列出了三种区制转换的检验结果。检验结果显示,如若以经济增长水平为转移变量, $F$ 统计量的 $p$ 值为0.32292,大于10%的显著水平,故接受原假设,拒绝备择假设。经济增长水平与城乡收入差距水平之间不存在三种区制的转换,而为二区制转换的LSTR1模型。类似地,如若以城乡收入差距增长率为转移变量时,其结果均表明接受原假设的概率都大于10%的显著水平。本文所估计的LSTR1模型已充分抓住了经济增长与城乡收入差距时间序列之间的非线性特征。

表7 多维区制转换的检验结果

Test of No Remaining Nonlinearity (NaN - matrix inversion problem)				
转移变量	$F$	$F_4$	$F_3$	$F_2$
$gdp\_dl(t-1)$	$3.2292 \times 10^{-1}$	$6.0844 \times 10^{-1}$	$1.3862 \times 10^{-1}$	$3.7730 \times 10^{-1}$
$gmi\_dl(t)$	$9.4645 \times 10^{-1}$	$8.8143 \times 10^{-1}$	$6.8442 \times 10^{-1}$	$7.4652 \times 10^{-1}$
$gmi\_dl(t-1)$	$1.6363 \times 10^{-1}$	$4.5908 \times 10^{-2}$	$3.4828 \times 10^{-1}$	$8.2128 \times 10^{-1}$
$gmi\_dl(t-2)$	$2.5658 \times 10^{-1}$	$7.1094 \times 10^{-1}$	$1.2767 \times 10^{-1}$	$2.0558 \times 10^{-1}$

注: $F$ 、 $F_4$ 、 $F_3$ 和 $F_2$ 分别表示 $H_0$ 、 $H_{04}$ 、 $H_{03}$ 和 $H_{02}$ 假设下的 $F$ 统计量,其对应的每一列数值为 $F$ 统计量的 $p$ 值。

对于线性时间序列模型而言,被解释变量与解释变量之间的关系可能会发生结构变化(即存在结构断点),它可能是由经济系统的需求或供给冲击带来的,也可能是制度转变的结果。因此需对线性模型的参数和设定关系的稳定性进行检验。同理,我们也需对非线性模型的参数和设定关系的稳定性进行检验。非线性模型的参数稳定性的检验包括了结构断点的检验形式,是线性模型稳定性检验的一般情形。其思想是:如若转移函数中的转移变量不是经济增长率或城乡收入差距的增长率,而是外在变量时间 $t$ 时,那么此时LSTR1模型就转变为时间可变的LSTR1模型(TV-LSTR1)。即LSTR1模型当中的参数随时间的变化而发生平滑变化。具体检验的辅助回归方程是:

$$y_t = \alpha_0 z_t + \sum_{j=1}^3 \left\{ \alpha_j z_t(t^*) \right\} + \sum_{j=1}^3 \left\{ \alpha_{j+3} z_t(t^*) \right\} G(\cdot, c, s_t) + \varepsilon_t \quad (4)$$

方程(4)的原假设为参数具有稳定性,等价于 $\alpha_j = 0, j = 1, \dots, 6$ ;而备择假设为参数具有可变性。表8参数稳定性检验结果表明,在10%的显著水平上,拒绝了备择假设,接受了原假设,即所估计的LSTR1模型的参数具有不变的时间特征,参数具有稳定性。

表8 参数稳定性的检验结果

Parameter Constancy Test (NaN - matrix inversion problem)				
转移函数	$F$ -value	$df1$	$df2$	$p$ -value
$H1$	0.8547	7.0000	32.0000	0.5518
$H2$	1.4147	14.0000	25.0000	0.2177
$H3$	1.2514	21.0000	18.0000	0.3178

注: $H1$ 、 $H2$ 和 $H3$ 分别表示转移函数方程(2)当中的 $K=1, 2, 3$ 。

总之,依据上述非线性模型参数稳健性检验的结果表明,本文对于城乡收入差距和经济增长之间关系所构建的LSTR1模型具有良好的特征。

## 五、结论

本文采用Shorrocks(1980)一文中用于衡量收入不平等的泰尔指数,运用我国53年相关的年度数据,计算了我国收入不平等的组间差距,以此作为我国城乡收入的差距水平。在此基础上,结合我国经济增长率的时间序列,借鉴国外相关研究的方法,运用非线性平滑转换回归模型(STR模型),对我国城乡收入差距与经济增长之间的关系进行了实证分析,并同时利用非线性检验的方法对所估计的LSTR1模型进行了稳健性检验。

本文的实证分析结果表明,我国城乡收入差距对经济增长的影响呈现出明显的非对称性,具有很强的非线性转移动态特征,城乡收入差距对经济增长的非对称影响效应是状态相依的。本文以年度经济增长率的

具体的检验方法参见Terasvirta(2004)。

对于时间可变平滑转移回归模型(TV-LSTR)的详细探讨见Lundbergh, Terasvirta和Van Dijk(2003); Terasvirta(1998)。



变化作为转移变量(由LSTR模型内生确定)度量了我国城乡收入差距与经济增长之间的状态依存性,即分别依赖于经济周期的高速增长和低速增长阶段。经济发展水平在高区制状态(高速增长阶段)与低区制状态(低速增长阶段)之间进行不断地转换,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。同时,模型的稳健性检验也表明,本文所估计的非线性模型具有良好的动态特征。在现实意义上,这一结论有助于人们了解我国一些有关收入分配的宏观经济政策的出台背景,有助于中央政府及经济学家了解这些政策的有效性,并进一步为相关宏观经济政策的制定和宏观经济的预测提供良好的理论基础和实践支持。

本文在简单的二元时间序列的基础上,估计了我国城乡收入差距与经济增长之间的非对称影响效应,但并没有考虑到其他影响经济增长的因素,在这方面的进一步扩展或采用面板区间转换模型可作为下一步研究的方向。

#### 参考文献:

1. 李实:《中国个人收入分配研究回顾与展望》,载《经济学(季刊)》,2003(2)。
2. 王少平、欧阳志刚:《我国城乡收入差距的度量及其对经济增长的效应》,载《经济研究》,2007(10)。
3. 尹恒、龚六堂、邹恒甫:《收入分配不平等与经济增长:回到库兹涅茨假说》,载《经济研究》,2005(5)。
4. 杨俊、张宗益、李晓羽:《收入分配、人力资本与经济增长:来自中国的经验(1995-2003)》,载《经济科学》,2005(5)。
5. Aghion, P.; Caroli, E. and Garcia - Penabaza, C., 1999. "Inequality and Economic Growth: the Perspective of the New Growth Theories" *Journal of Economic Literature*, Vol 37, pp. 1615 - 1660.
6. Alesina, A. and Perotti, R., 1996. "Income Distribution, Political Instability, and Investment" *European Economic Review*, Vol 41, pp. 1170 - 1189.
7. Alesina, A. and Rodrik, D., 1994. "Distribution Politics and Economic Growth" *Quarterly Journal of Economics*, Vol 109, pp. 465 - 490.
8. Aslanidis, N., 2004. "Income Inequality and Growth: A Regime - switching Approach" No. 406, Working Paper, Department of Economics, University of Crete, Greece.
9. Banerjee, A. V. and Duflo, E., 2003. "Inequality and Growth: What Can the Data Say?" *Journal of Economic Growth*, No. 8, pp. 267 - 299.
10. Barro, R. J., 2000. "Inequality and Growth in a Panel of Countries" *Journal of Economic Growth*, No. 5, pp. 5 - 32.
11. Bates, D. M. and Watts, D. G., 1988. *Nonlinear Regression and Its Applications* New York: John Wiley.
12. Castells, A., 2004. "A Reassessment of the Relationship between Inequality and Growth: What Human Capital Inequality Data Say?" *IE Working Paper*, No. 15.
13. Clarke, G. R. G., 1995. "More Evidence on Income Distribution and Growth" *Journal of Development Economics*, Vol 47, pp. 403 - 427.
14. Deininger, K. and Squire, L., 1998. "A New Ways of Looking at Old Issue: Inequality and Growth" *Journal of Development Economics*, Vol 57, pp. 259 - 287.
15. Eusufzai, Z., 1997. "The Kuznets Hypothesis: an Indirect Test" *Economics Letters*, Vol 54, pp. 81 - 85.
16. Fobes, K. J., 2000. "A Reassessment of the Relationship between Inequality and Growth" *American Economic Review*, Vol 90, pp. 869 - 887.
17. Gabr, O. and Zeria, J., 1993. "Income Distribution and Macroeconomics" *Review of Economic Studies*, Vol 60, pp. 35 - 42.
18. Hendry, D. F., 1995. *Dynamic Econometrics* Oxford: Oxford University Press.
19. Kuznets, S., 1995. "Economic Growth and Income Inequality" *American Economic Review*, Vol 45, pp. 1 - 28.
20. Li, H. and Zou, H., 1998. "Income Inequality is Not Harmful for Growth: Theory and Evidence" *Review of Development Economics*, Vol 2, pp. 318 - 334.
21. Luukkonen, R.; Saikkonen, P. and Terasvirta, T., 1988. "Testing Linearity against Smooth Transition Autoregressive Models" *Biometrika*, Vol 75, pp. 491 - 499.
22. Lundbergh, R.; Terasvirta, T. and Van Dijk, 2003. "Time - varying Smooth Transition Autoregressive Models" *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol 21, pp. 104 - 121.
23. Marta Bengoa - Calvo and Blanca Sánchez - Robles, 2004. "Economic Growth and Inequality in Latin - American Countries: Some Empirical Findings" *SSRN Working Paper Series*, April.
24. Persson, T. and Tabellini, G., 1994. "Is Inequality Harmful for Growth?" *American Economic Review*, Vol 84, pp. 600 - 621.
25. Shorrocks, A. F., 1980. "The Class of Additively Decomposable Inequality Measures" *Econometrica*, Vol 48, pp. 613 - 626.
26. Terasvirta, T., 1994. "Specification, Estimation, and Evolution of Smooth Transition Autoregressive Models" *Journal of American Statistical Association*, Vol 89, pp. 208 - 218.
27. Teräsvirta, T., 1998. "Modeling Economic Relationships with Smooth Transition Regressions," in A. Ullah and D. Giles, eds., *Handbook of Applied Economic Statistics* New York: Marcel Dekker, pp. 507 - 552.
28. Teräsvirta, T., 2004. "Smooth Transition Regression Modeling," in H. L. Ülkupohl and M. Krätzig, eds., *Applied Time Series Econometrics* Cambridge University Press.
29. Zhou Chen, 2007. "Development and Inequality: Evidence from an Endogenous Switching Regression without Regime Separation" *Economics Letters*, Vol 96, pp. 269 - 274.

(责任编辑:王红霞)