

文章编号:1005-0523(2015)04-0001-10

# 中国城乡经济一体化对城乡收入差距的非线性效应

欧阳志刚

(华东交通大学经济管理学院,江西 南昌 330013)

**摘要:**根据中国经济转型和城乡二元结构背景,设定协整向量和调节参数都为非线性的阈值协整模型,以此揭示中国城乡经济一体化对城乡收入差距的非线性效应。主要结论为:中国城乡经济一体化对城乡收入差距的长期效应随着经济发展阶段的变化(经济转型)而产生非线性转换,转换时机为人均GDP 7 100元,也就是说,改革初期城乡经济的持续分割推动了城乡收入差距的扩大,现阶段城乡经济一体化的推进显著阻滞了当前城乡收入差距的扩大,且这种阻滞效应具有长期性。长期阻滞效应促进了短期城乡经济趋向一体化并对城乡收入差距的扩大产生短期抑制效应。上述结论意味着,当前城乡经济一体化的推进是从根本上改善中国城乡收入差距扩大的主要措施之一。

**关键词:**城乡经济一体化;城乡收入差距;经济转型;非线性

**中图分类号:**C812

**文献标志码:**A

## 1 引言

2010年中国人均GDP超过4 000美元,真正进入了国际社会公认的中等收入阶段,但该阶段同时也是社会经济矛盾集中以及经济发展重要的转折时期。国际经验表明:在这个重要的转折时期,如果不能恰当地处理经济社会中的各种矛盾和实现经济发展方式的转型,经济发展可能出现反复震荡,甚至倒退的局面。一些拉美发展中国家正是在这一阶段由于自身经济发展的难以克服的矛盾,导致经济增长回落或长期停滞,陷入所谓“中等收入陷阱”。中国能否成功跨越“中等收入陷阱”,实现由生存型社会向发展型社会转变,经济增长由数量型增长向质量型增长转变,其关键的问题就是要统筹城乡经济,实现城乡经济社会发展一体化,阻止当前城乡收入差距的继续扩大。由此而提出的问题是:如何揭示城乡经济一体化对城乡收入差距的效应?出于对上述问题的研究动机,本文针对中国的经济转型与城乡二元结构变化的背景,设定协整向量和调节系数都为非线性的阈值协整模型,基于模型的估计结果回答上述问题。

近年来,收入差距的持续扩大一直是中国经济社会发展的重要难题,而城乡收入差距不仅是中国收入差距中的重要组成部分<sup>[1]</sup>,也是能否实现中国城乡经济协调发展的关键所在。许多学者从不同的角度解析了中国城乡收入差距变化的原因。蔡昉<sup>[2]</sup>指出,中国政府重工业优先发展战略和由此衍生的一整套政府干预政策是中国城乡收入差距扩大的主要原因。林光彬<sup>[3]</sup>认为中国城乡收入差距扩大的根本原因是社会等级秩序格局、失衡的财富与收入分配格局、资源的流动性障碍格局与市场等级化格局等一系列社会安排的相互作用,国家在调控城乡差距的政策发生错位与缺位,进一步加快了城乡收入差距的扩大。任太增,王

收稿日期:2015-03-26

基金项目:国家自然科学基金项目(71371189,71161010);全国优秀博士论文基金项目(201305);江西省“赣鄱英才555”领军人才项目

作者简介:欧阳志刚(1971—),男,教授,博士生导师,全国百篇优秀博士论文奖获得者,主要研究方向为计量经济学前沿理论及相关的经济和金融问题。近年来,在《中国社会科学》《Social Sciences in China》《经济研究》《管理世界》《世界经济》《数量经济技术经济研究》《统计研究》等学术期刊上发表论文30多篇。主持国家自然科学基金课题3项,教育部等省部级课题6项。获得第六届高等学校科学研究优秀成果(人文社会科学)一等奖;江西省社会科学优秀成果奖一、二、三等奖。

现林<sup>[4]</sup>的研究表明,中国城乡收入差距的真正原因是权力的不平等。陈斌开,林毅夫<sup>[5]</sup>分析了政府重工业优先发展战略对城市化和城乡工资差距的影响,发现落后国家推行重工业优先发展战略将导致更低的城市化水平和更高的城乡工资差距。除了上述理论探讨外,在实证研究方面:李实(1999)<sup>[6]</sup>发现,农村劳动力向外流动减少了农村剩余劳动力,提高了其他劳动力的劳动生产率,从而有助于提高农村居民的收入。郭剑雄<sup>[7]</sup>将人力资本、生育率以及二者的互动影响作为分析中国城乡收入差距的基本变量,研究发现农村地区的高生育率和低人力资本积累率是农民收入增长困难的根本原因。陆铭,陈钊<sup>[8]</sup>基于省级面板数据的估计结果显示,城市化对降低城乡收入差距有显著的作用。张立军,湛泳<sup>[9]</sup>分析了农村金融发展与城乡收入差距之间的关系,发现农村资金的不断外流和非正规金融的不规范发展,加剧了城乡收入差距的扩大。孙永强等<sup>[10]</sup>的研究表明,长期内金融发展和对外开放均显著扩大了城乡居民收入差距,且金融发展的影响大于对外开放的影响。叶志强等<sup>[11]</sup>发现金融发展显著扩大了城乡居民的收入差距,金融发展与农村居民收入负相关。

国内文献仅有欧阳志刚<sup>[12]</sup>研究了城乡经济一体化对城乡收入差距的影响,但仅着重考察城乡经济一体化对城乡收入差距影响的地区效应不同,本文着重考察城乡经济一体化对城乡收入差距的长期效应和短期效应,特别是考察不同经济发展阶段,长期效应和短期效应的非线性特征。

## 2 城乡经济一体化对城乡收入差距效应的模型设定

### 2.1 城乡经济一体化与城乡收入差距的度量

中国城乡经济一体化包含商品市场一体化和要素市场一体化。要素市场一体化的进程难以直接度量,商品市场一体化的度量虽有不同方法,但基于一价定律的度量方法相对较好(桂琦寒等,2006)<sup>[13]</sup>。所谓一价定律是指在市场经济下,如果不考虑运输成本、贸易壁垒和信息成本,商品套利机制将导致同种商品在不同国家通过汇率折算的价格相等。将一价定律运用在国内市场上,表现为国内市场的分割使同种商品在不同地区出现不同价格,但是市场的力量将使商品市场趋向整合,商品价格将趋同;因此,如果中国城乡商品市场趋向整合,城乡商品价格将趋于相等。本文基于一价定律度量中国城乡商品市场一体化,以城乡商品市场一体化近似代替城乡经济一体化。以  $p_{1t}$  表示 1977 年为基期城市居民消费价格指数,  $p_{2t}$  表示对应的农村居民消费价格指数。根据一价定律,城乡商品市场价格趋同的度量为  $p_t = \ln(p_{1t}/p_{2t})$ 。容易看出,  $p_t$  值越小表示城乡经济一体化程度越高,特别是若  $p_t$  约为零,表示城乡经济完全一体化。1978—2013 年  $p_t$  的计算结果见图 1<sup>①</sup>。

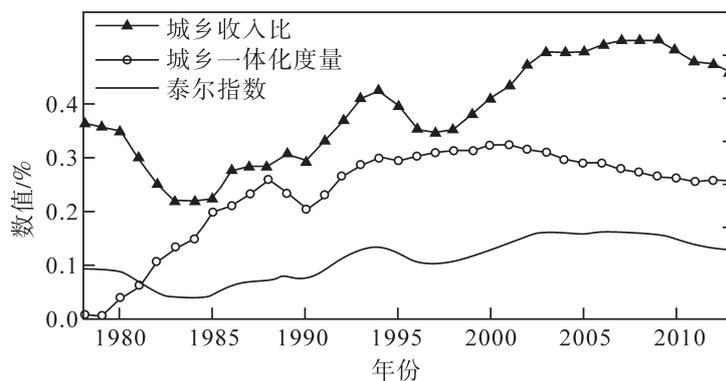


图1 城乡经济一体化与城乡收入差距的度量结果

Fig.1 The measurement results of urban-rural integration and urban-rural income disparity

① 1985年后的数据来自《中国统计年鉴》。由于国家统计局没有报告1985年前的农村居民消费价格指数,因此我们无法得到1985年前的城乡居民消费价格指数趋同的数据。图1中1978—1984年的数据是使用城乡商品零售价格指数计算得到。数据来自CEIC,作者计算。

从城乡价格趋同(经济一体化)的运行态势看,上世纪90年代后期至本世纪初是中国城乡价格趋同与分离演化的转折时期。改革开放至上世纪90年代后期,城乡价格分离呈逐步扩大趋势,本世纪以来城乡价格呈逐步趋同趋势。这就意味着上世纪90年代后期以前中国城乡经济一体化分割程度在逐步拉大,2000年后城乡经济逐步趋向一体化。中国城乡经济一体化进程形成上述特征的主要原因如下:中国的经济体制改革虽然自农村开始,但改革的重点很快转向城市,并且在随后的相当长一段时期内忽视了对农村的改革。这就直接导致了到上世纪末期,中国城市已初步建立较为完善的市场经济和现代化经济,而在农村地区还仍然处于较为原始的自然经济状态。这种城市偏向的发展政策使社会资源不合理地流入城市居民所在地区,加深了城、乡经济发展的差距,也使得城市居民获得的市场机会更多、市场能力更强,获得的收入也越高,与此同时,改革早期典型的二元经济结构和二元体制,在城乡之间形成了资金、商品、技术、劳动力进入壁垒,这在很大程度上阻碍了生产要素和商品在城乡之间的流动。正是城市化、工业化的偏向政策与城乡二元结构的阻碍,共同导致了改革初期至上世纪末期城乡经济分割程度的逐步加深。在上世纪90年代中期以后,由于农民收入增长迟缓,农村经济发展滞后,“三农”问题成为中国经济和社会发展的“瓶颈”,中央政府开始致力于探讨并实施解决中国“三农”问题的政策与措施。特别是本世纪初以来,中国二元经济结构和二元体制得到显著改善,城乡户籍制度得到放松,由此形成的阻碍城乡要素、商品流动的“壁垒”明显削弱,再加上近年来中国政府着力推进的以城乡经济协调发展为目标的城乡一体化政策逐步取得显著成效,城乡商品流通的运输成本和信息成本得到显著降低;因此,从本世纪开始,中国城乡经济一体化程度逐步深化。上述对度量结果的分析说明,基于城乡价格趋同的方法适合近似度量中国城乡经济一体化。

现有文献中,度量城乡收入差距常用2种方法:城、乡居民收入比和泰尔指数(*Iteil*)。王少平,欧阳志刚<sup>[14]</sup>认为泰尔指数不仅反映城乡居民的收入比,而且还揭示了城乡人口的变化,因此,相对而言泰尔指数更适合度量中国城乡收入差距。泰尔指数计算公式为

$$Iteil_t = \sum_{j=1}^2 \left( \frac{s_{jt}}{s_t} \right) \ln \left( \frac{s_{jt}}{s_t} / \frac{r_{jt}}{r_t} \right) = \left( \frac{s_{1t}}{s_t} \right) \ln \left( \frac{s_{1t}}{s_t} / \frac{r_{1t}}{r_t} \right) + \left( \frac{s_{2t}}{s_t} \right) \ln \left( \frac{s_{2t}}{s_t} / \frac{r_{2t}}{r_t} \right) \quad (1)$$

其中: $j=1,2$ 分别表示城镇和农村地区; $r_{jt}$ 表示 $t$ 时期城镇或农村人口数量; $r_t$ 表示 $t$ 时期的总人口; $s_{jt}$ 表示城镇或农村的总收入(用相应的人口和人均收入之积表示); $s_t$ 表示 $t$ 时期的总收入<sup>①</sup>。泰尔指数计算结果见图1,为便于比较,图1中同时给出了城镇居民人均可支配收入与农村居民人均纯收入之比(*srb*)数据。从泰尔指数的整体变化轨迹看,本世纪以前*Iteil*虽有较大幅度的波动,但整体呈现较快速度的递增趋势,本世纪开始,泰尔指数虽然仍保持上升趋势,但上升的速度明显小于以前的平均上升速度<sup>②</sup>。由于城乡经济一体化的度量曲线也大约在2000年前后呈先升后降的变化特征,由此是否意味着早期的城乡经济分割刺激了城乡收入差距的扩大,现阶段城乡经济一体化的进程阻滞城乡收入差距的扩大?针对于上述经济背景和数据特征,本文将使用非线性阈值协整模型进行研究。

## 2.2 城乡经济一体化对城乡收入差距效应的非线性阈值协整模型

发展中国的经验表明,人均GDP达到1 000~3 000美元是经济发展的转型时期,伴随着经济转型,一些社会矛盾如失业、贫困以及城乡差距开始凸显出来;因此,经济转型期必然涉及到与社会经济相关的政策、制度的重新设计和安排。中国进入经济转型期正好处于上世纪90年代后期与本世纪初,这一时期中国政府推出了一系列新的收入分配政策,注重解决“三农”问题,积极推进城乡经济协调发展,强调产业结构升级和经济结构调整。与之相伴随的是,这一时期城乡经济开始由分割转向逐步融合,城乡收入差距由快速提高转向缓慢上升并基本稳定。上述事实意味着,转型期的经济结构和相关经济体制的变化,可能改

① 有关计算收入差距的原始差距来自于《中国统计年鉴》和《新中国50周年统计资料汇编》,下文若未加特别说明,所使用的数据来源与此相同。

② 这一点在*srb*曲线中也可以看出。

变了城乡经济一体化对城乡收入差距的效应。为揭示这种效应,本文模型设定如下

$$Iteil_t = \begin{cases} \alpha_0 + \alpha_1 p_t + \delta_1 kf_t + \delta_2 tzb_t + \delta_3 jr_t + u_{1t}, & q_{t-d} < \gamma; \\ \beta_0 + \beta_1 p_t + \lambda_1 kf_t + \lambda_2 tzb_t + \lambda_3 jr_t + u_{2t}, & q_{t-d} \geq \gamma. \end{cases} \quad (2)$$

式中:  $q_{t-d}$  为人均GDP,是反映经济发展程度的阈值变量;  $d$  为发生机制转移的位置参数,用于确定机制转移发生的位置;  $\gamma$  为阈值。模型(2)揭示了城乡经济一体化对城乡收入差距的影响随经济发展阶段的变化而具有非线性阈值效应。特别地,若  $\gamma$  位于 1 000 ~ 3 000 美元之间,则表明这种效应的非线性转换发生于经济转型期。另一方面,从现有实证文献可以发现,影响中国城乡收入差距的其余它主要因素为城市化、金融发展程度、对外开放程度等。本文参考陆铭,陈钊<sup>[8]</sup>,孙永强,王玉琳<sup>[10]</sup>等的研究,模型(2)中控制变量分别选择对外开放度( $kf$ )、城乡固定资产投资比( $tzb$ )和农村金融发展( $jr$ )<sup>①</sup>。进一步地,如果模型(2)的变量均服从  $I(1)$  单位根过程,且残差  $u_t \sim I(0)$ ,则模型(2)为阈值协整模型,它揭示了模型(2)中各变量之间的长期均衡关系。由格兰杰表述定理,协整残差  $u_t$  将向协整系统短期回复,  $u_t$  的短期回复必然通过协整关系对模型(2)各变量的短期变化产生调节效应。向量误差校正模型(VECM)正是用来刻画  $u_t$  向均衡的回复及其对模型(2)各变量的短期调节效应。由于模型(2)为两机制阈值协整模型,这就意味着不同机制中的协整残差分别向各自机制的长期均衡关系回复,因此,根据欧阳志刚<sup>[15]</sup>的推导,模型(2)对应的向量误差校正模型(TVECM)可表述为

$$\begin{cases} \Delta y_t = C_1 - B_1 A_1 y_{t-1} + \Gamma_1^1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2^1 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1}^1 \Delta y_{t-p+1} + u_{1t}, & q_{t-d} < \gamma; \\ \Delta y_t = C_2 + B_2 A_2 y_{t-1} + \Gamma_1^2 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2^2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1}^2 \Delta y_{t-p+1} + u_{2t}, & q_{t-d} \geq \gamma. \end{cases} \quad (3)$$

式中:  $y_t = (teil_t, p_t, kf_t, tzb_t, jr_t)'$ ;  $B_1, B_2$  为误差调节系数矩阵;  $A_1, A_2$  为模型(2)所表述的协整向量矩阵。  $B_1, B_2$  分别反映在不同机制下模型(2)中的长期稳定(协整)关系对城乡收入差距、城乡经济一体化的短期变化所产生的非线性调节效应。

### 3 非线性阈值协整模型的估计与检验

本文模型(2), (3)是协整向量和调节参数都为非线性的两机制阈值协整模型,其估计和检验的步骤如下:①使用通常的ADF或PP方法检验模型(2)中的变量是否为  $I(1)$  过程,若是,使用Gonzalo, Pitarakis (2006)<sup>[16]</sup>的方法检验模型(2)的协整向量是否存在非线性;②使用Choi, Saikkonen<sup>[17]</sup>的方法检验是否存在协整关系;③使用非线性最小二乘法估计模型(2),并获得阈值  $\gamma$  和位置参数  $d$  的估计。④根据欧阳志刚<sup>[15]</sup>,模型(3)的阈值参数和机制转移位置由模型(2)确定。因此,在  $q_{t-d}$  和  $\gamma$  已知的条件下,使用Hansen, Seo<sup>[16]</sup>的方法估计模型(3)。

#### 3.1 阈值效应与协整关系的检验

本文首先使用ADF检验,发现模型(2)的变量都是  $I(1)$  过程。定义  $\beta = (\beta_0, \beta_1, \lambda_1, \lambda_2, \lambda_3)'$ 。没有阈值效应的原假设为  $\beta = 0$ , 非线性阈值效应的备选假设为  $\beta \neq 0$ 。为表述方便,令  $X_t = (1, p_t, kf_t, tzb_t, jr_t)$ ,  $Z_t = (1, p_t, kf_t, tzb_t, jr_t)I(\cdot)$ ,  $M = I - X(X'X)^{-1}X'$ 。Gonzalo, Pitarakis (2006)<sup>[17]</sup>提出阈值效应的检验统计量为

$$\text{SupLM} = \text{Sup}_{\{\gamma, d\} \in \Gamma} LM(\gamma, d) = \frac{1}{\hat{\sigma}^2} teil' MZ (Z' MZ)^{-1} Z' M teil \quad (4)$$

式中:  $\Gamma$  为参数  $\gamma, d$  可能的取值区间;  $\hat{\sigma}^2$  为原假设下模型(2)估计的残差方差。由于阈值  $\gamma$  是刻画中国的经济转型以及相应的制度变化,因此对照前述的实际数据特征和中国的经济背景,选择人均GDP的 5 000 ~ 13 000 元为其可能区间。参照现有多数文献,参数  $d$  的可能区间为  $-3 \sim 0$ , 由此构成  $\gamma, d$  的二维搜

①由于本文在城乡收入差距泰尔指数的计算过程中,使用了城乡人口比,在一定程度上反映了城市化,因此,模型(2)的控制变量中没有加入城市化变量。引入农村金融发展和对外开放度为控制变量的原因见相关参考文献,不赘述。引入城乡固定资产投资比为控制变量是为了反映城市偏向政策对城乡收入差距的影响。后文的实证研究中农村金融发展数据的定义与来源参照王修华,邱兆祥(2011)<sup>[18]</sup>。

索区间。使用本文样本数据,计算得到的  $SupLM = 100.5$ ,该值远大于 Gonzalo, Pitarakis(2006)<sup>[17]</sup>所提供的不同数据生成过程下的5%显著性水平所对应的临界值<sup>①</sup>,也大于 Andrews<sup>[20]</sup>所给出的相同极限分布的1%显著性水平的临界值;因此,可以拒绝不存在阈值效应的原假设,说明城乡经济一体化对城乡收入差距的影响具有阈值效应。基于此,本文还需要进一步检验模型(2)的协整关系是否成立。Choi, Saikkonen<sup>[18]</sup>提出了对模型(2)的协整检验方法。基本思想是,若模型(2)的残差平稳,则模型(2)即为阈值协整关系。阈值协整的原假设  $H_0^1: \hat{u}_i \sim I(0)$ ,不存在阈值协整的备择假设  $H_1^1: \hat{u}_i \sim I(1)$ 。Choi, Saikkonen<sup>[18]</sup>建议选择模型(2)的部分残差,由此得到的 KPSS 检验统计量的极限分布不依赖未知参数,即

$$C_{b_i} = b^{-2} \hat{\omega}_u^2 \sum_{i=1}^{i+b+1} (\sum_{j=i}^i \hat{u}_j)^2 \Rightarrow \int_0^1 w^2(s) ds \tag{5}$$

式中:  $\hat{\omega}_u^2$  为模型(2)中  $u$  的长期方差  $\omega_u^2$  的一致估计;  $b$  为所选择的部分残差样本容量;  $i$  为部分残差的起始点 ( $i, b$  的选取见下文);  $w(s)$  为标准布朗运动。使用部分残差计算的检验统计量虽不含未知参数,相对于使用全部残差,其检验的势可能降低。为提高检验势,对上述不同的  $b$  和  $i$ , 从中选取最大的 KPSS 统计量

$$C_{b_i}^{\max} = \max(C_{b,i^1}, \dots, C_{b,i^H}) \Rightarrow \int_0^1 w^2(s) ds \tag{6}$$

式中  $H$  为部分残差的容量  $b$  固定时,需计算统计量  $C_{b_i}$  的次数,  $C_{b_i}^{\max}$  的计算步骤如下。

第1步:给定部分残差的容量  $b$ ,确定  $H$ 。

1) 令  $H = [T/b]^*$ ,  $[T/b]^*$  表示大于或等于  $T/b$  的最小整数,  $T$  为样本数量。

2) 记  $i_1, \dots, i_H$  分别表示  $H$  个容量为  $b$  的部分残差样本的起始点,并令  $i_1 = 1, i_2 = T - b + 1, i_3 = b + 1, i_4 = T - 2b + 1, \dots$ 。这样设定,可以确保所有的残差都可以分别被用来计算  $C_{b_i}^{\max}$ ,而又使得计算次数  $H$  最小<sup>②</sup>。

第2步:确定部分残差的容量  $b$ 。

1) 残差容量  $b$  应是在其可能的区间  $[b_{small}, b_{big}]$  进行选择。具体做法是,从  $b_i = b_{small}$  至  $b_{big}$ , 分别计算相应的  $C_{b_i}^{\max}$ 。由于本文样本为 36,因此,选择  $b_{small} = 17, b_{big} = 29$ 。

2) 对每一个  $b_i$  ( $i = small + m, \dots, big - m$ ), 计算统计量  $C_{b_i-m}^{\max}, \dots, C_{b_i+m}^{\max}$  的标准差,本文设定  $m = 2$ 。

3) 最小标准差所对应的  $b_i$  即为要选择的残差容量  $b$ ,而其相对应的  $H$  即为对残差划分子样本的个数。

根据上述计算方法,利用中国样本期内数据对模型(2)做 NLS,并基于估计的残差计算统计量  $C_{b_i}^{\max}$  值。若该统计值小于其分布对应的临界值,则不拒绝原假设,模型(2)即为阈值协整模型。进一步,从(6)式可以看出,应用  $C_{b_i}^{\max}$  进行阈值协整检验,必须计算其分布的临界值。我们通过 Monte Carlo 仿真试验来计算它的精确临界值以实现有限样本的阈值协整检验。 $C_{b_i}^{\max}$  的 5% 临界值,结果见表 1。

表 1 阈值协整统计检验结果

Tab.1 The statistical test results of threshold cointegration

统计量	估计值	5%临界值	结论
$C_{b_i}^{\max}$	0.082	14.11	接受原假设

注:在备择假设下,  $C_{NLS}^{b_i, \max}$  统计值向正无穷大发散,故其拒绝域为右尾。

$C_{b_i}^{\max}$  统计量估计值为 0.082, 小于其极限分布的 5% 临界值 14.11; 因此,接受原假设,估计的模型(2)即为

① 不同数据生成过程下, Gonzalo, Pitarakis(2006)<sup>[17]</sup>的 5% 显著性水平的临界值在 12 左右。

② 这里的  $H$  实质上是将全部残差分为  $H$  个长度为  $b$  的子样本,因此  $H$  的确定是分划样本,使所有样本点落入不同的子样本区间中且子样本的个数最小。

中国城乡经济一体化对城乡收入差距效应的阈值协整模型。

### 3.2 阈值协整模型(2)的估计结果

基于本文前述对  $d$ 、 $\gamma$  所确定的可能区间,对其中每一个可能的阈值  $\gamma$  和  $d$ ,我们对模型(2)进行非线性最小二乘估计,由此产生的估计量具有一致性,估计结果(括号内为  $t$  统计值)如下:

$$\begin{aligned} teil_i = & -0.031 + 0.22p_i - 0.034kf_i + 0.034tzb_i + 0.029jr_i + (0.275 + 0.754p_i \\ & (-2.56)(1.33)(-0.64)(1.87)(2.76)(4.33) (3.01) \\ & -0.029kf_i - 0.018tzb_i - 0.256jr_i)I_i(y_{i-1} \geq 7100) + \hat{u}_i \\ & (-3.42) (-5.31) (-1.92) \quad R^2 = 0.92 \end{aligned} \quad (7)$$

由阈值协整检验结果可知,对应模型(2)的估计(7)式即为中国的城乡收入差距与城乡经济一体化的长期阈值协整关系。位置参数  $d$  的估计结果为 1,表明城乡经济一体化对城乡收入差距的影响是随着已有的经济发展水平变化而发生机制转移,阈值参数  $\gamma$  ( $=7100$ )的估计值揭示了发生机制转换的经济发展水平。从中国的实际数据看,  $y_{i-1} \geq 7100$  对应 1999 年及以后,换言之,城乡经济一体化对城乡收入差距影响的机制转换时期是发生在上世纪末,这一结果正好对应了中国在这一时期的经济转型背景,也印证了本文图 1 中的数据变化特征。由此说明,本文的估计结果较为准确地刻画了由中国经济转型以及与之相伴随的制度改革而导致的城乡经济一体化对城乡收入差距效应的改变。

参数  $\hat{\alpha}_1$  ( $=0.22$ )的估计揭示了 1978—1998 年样本期间(对应  $y_{i-1} < 7100$ ),城乡经济一体化进程对城乡收入差距的偏效应,  $\hat{\alpha}_1 + \hat{\gamma}_1$  ( $0.22+0.754=0.974$ )反映了 1999—2010 年样本期间内(对应  $y_{i-1} \geq 7100$ ),城乡经济一体化对城乡收入差距的偏影响。 $\hat{\alpha}_1$ ,  $\hat{\alpha}_1 + \hat{\gamma}_1$  的估计结果都为正,意味着不同时期城乡经济一体化对城乡收入差距都具有正向长期效应。从图 1 的计算结果看,由于 1978—1998 年期间中国以城市为中心的经济发展方式以及城乡二元经济和二元社会体制的阻碍,导致中国在这一时期城乡经济的分割程度持续扩大,根据(7)式估计结果,这一时期内城乡经济的分割长期推动了城乡收入差距的扩大,该结果也与中国收入差距在 1978—1998 年期间持续较大幅度扩大趋势相一致。1999 年及以后,随着中国二元经济结构和二元体制得到改善,城乡户籍制度逐步放松,以及中国政府着力推进的以城乡经济协调发展为目标的城乡一体化政策逐步取得显著成效,中国城乡经济逐步融合,一体化趋势逐步显现。城乡经济一体化的推进显著改善了城乡间的要素和商品流动,带动了农村经济的发展,提高了农村的收入水平。由(7)式估计结果可知,这一时期城乡经济一体化进程显著阻滞了城乡收入差距的扩大,且这一效应具有长期性。由此意味着,当前中国城乡经济一体化的持续推进是从根本上改善城乡收入差距拉大的主要措施之一。上述研究结论也吻合了中国的实际经济背景。中国政府早期推行的重工业优先发展战略,并由此形成中国城市偏向政策。城市偏向政策的直接后果就是政府采取歧视农业和农村的政策,如农产品价格剪刀差、农产品和投入品流通的干预,以及偏向于工业部门的财政与金融政策,由此导致了改革初期城乡市场的分割。城市偏向的政策使得收入大规模从农村向外转移至城市,而城乡市场的分割又使得农民及农村经济难以分享城市经济相对高效率的好处,从而加速了城乡收入差距。1978 年的改革虽然自农村开始,但这种改革主要是以家庭联产承包制为主,虽然解决了人民公社制度下因平均分配原则而长期解决不了的激励问题,缩小了城乡收入差距,也在一定程度上推动了生产要素、产品在农村内部和城乡之间流动,但范围相对较小,无助于显著改善城乡市场的分割状态。1985 年后,中央政府公开宣布了加快城市改革步伐的计划,改革重点快速转向城市,并且所有改革方式都倾向于提高城市的相对收入(蔡昉,杨涛,2000)<sup>[22]</sup>。城市经济的快速发展与农村经济的相对停滞,深化了城乡经济的分割,扩大了城乡收入差距。这一时期农民虽然可以通过进城务工的形式分享城市经济发展的成果,但由于城市居民和农村居民的社会等级和人力资本的差异,农民工只能从事一些低收入的工作,难以和城市居民直接竞争,无助于城乡收入差距的缓解。

上世纪 90 年代中后期开始,“三农”问题成为中国经济、社会发展的主要“瓶颈”,中央政府开始致力于

实施解决中国“三农”问题的政策、措施。例如,政府实施的推进农村信息网建设、加快农村基础设施建设、构建覆盖农村的现代流通网络、万村千乡市场工程、大力推动农业科技教育、着力推进农村实用科技入户等等。这些措施一方面提升了农村流通信息化水平,加强了农村商品和生产资料的配送能力,磨平了城乡商品流通过程的市场摩擦,降低了交易成本,促进了城乡商品市场的一体化进程,另一方面,这些措施也增加了农民所拥有的知识、技能、劳动的熟练程度,提高了农民的人力资本水平,从而有助于农民收入的提高。与此同时,城乡户籍制度明显得到放松,二元经济结构和二元体制得到显著改善,由此形成的阻碍城乡生产要素的“壁垒”明显削弱,许多歧视农民工的不合理管理制度被取消,由此推动了城乡要素市场的一体化。城乡商品市场和要素市场的一体化推进,以及农民人力资本水平的提高,抑制了城乡收入差距的扩大,促进了城乡经济的协调发展。

总之,中国城乡收入差距持续扩大的根本原因是政府城市偏向政策和工业化发展战略,如果没有相伴的城乡经济的分割,城市的发展将通过产品和要素在城乡间的自由的流动而快速带动农村发展,中国城乡收入差距不可能持续扩大。正是因为政府城市偏向政策导致城乡经济发展的差距,加上相伴的城乡市场分割使得农民无法平等参与市场活动而导致城乡收入差距的不断扩大。随着中国经济发展阶段的变化和经济转型,城乡经济一体化的推进抑制了城乡收入差距的扩大,这种抑制效应具有长期性。本文阈值协整模型(2)的估计结果较准确地刻画了中国城乡经济分割与整合的变化对城乡收入差距的长期效应。

### 3.3 非线性阈值协整向量误差校正模型的估计结果

阈值协整模型(2)的估计和检验结果证实了,中国城乡经济一体化对城乡收入差距的效应具有显著的随经济发展阶段而变化的机制转移特征。非线性阈值协整向量误差校正模型(3)的估计结果揭示了城乡经济一体化与城乡收入差距的短期调节效应,这种调节效应由估计的  $B_1, B_2$  刻画。为简便,这里仅报告模型(3)中本文关注的两个方程

$$\Delta teit_t = 0.002 - 0.423u_{t-1} + \dots + (0.001 - 1.542u_{t-1} + \dots)I(y_{t-1} \geq 7100) + u_{1t} \quad (8)$$

(0.19) (-2.74) (0.84) (-1.79)

$$\Delta p_t = 0.019 - 0.245u_{t-1} + \dots + (0.017 - 0.068u_{t-1} + \dots)I(y_{t-1} \geq 7100) + u_{2t} \quad (9)$$

(1.36) (-0.81) (-0.94) (-0.76)

$\hat{b}_1 (= -0.423) < 0$ ,  $\hat{b}_1 + \hat{c}_1 (-0.423 - 1.542 = -1.965) < 0$ ,从理论上进一步印证了估计的模型(2)为阈值协整模型。这一结果表明,伴随中国经济发展、经济转型以及制度变迁所形成的城乡经济一体化与城乡收入差距的长期稳定(协整)关系,对短期的城乡收入差距具有抑制效应。换言之,中国城乡长期经济发展规律具有城乡收入差距缩小的内在要求,如果没有政府政策和制度的阻碍,城乡收入差距不会持续扩大。这一结果再次印证了中国城乡收入差距的扩大是源于制度与政策因素,其揭示的经济意义为:当前中国缩小城乡收入差距的措施应从制度与政策入手,切实改善农民和农民工的不平等待遇,加大对农业的投入,减轻农民负担、增加对农业补贴和扶持农产品的加工,提高农民工的待遇等,除此以外,政府还应采取措施,消除城乡二元体制,降低城乡商品流通的交易成本,加速城乡经济一体化,以此推动城乡收入差距的缩小。

$\hat{b}_2 (= -0.245) < 0$ ,  $\hat{b}_2 + \hat{c}_2 (-0.245 - 0.068 = -0.313) < 0$ ,隐含城乡经济一体化与城乡收入差距的长期稳定(协整)关系对城乡经济的分割具有短期的抑制效应,因此,中国城乡经济的长期发展将推动城乡市场趋向整合。这一结果揭示的经济意义为:改革开放初期,中国政府为追求经济发展速度而实施的城市化偏向政策和城乡经济的制度分割,违背了城乡经济协调发展的内在经济规律要求。本世纪以来,中国政府所采取的一系列推动城乡商品、城乡要素市场一体化的政策措施吻合了城乡经济长期协调发展的内在要求,必将对中国经济的长期持续发展产生深远而有益的影响,由此也进一步说明,近期推动城乡经济一体化的政策具有科学性、适宜性。

#### 4 稳健性检验<sup>①</sup>

本文上述研究是基于泰尔指数计算城乡收入差距,不同的城乡收入差距度量方法也许影响本文的结论,为此,使用城乡收入比(*srb*,见图1)度量城乡收入差距。使用前述方法重新对模型(2)进行阈值协整检验,发现非线性 *SupLM* 检验统计量为 97.45,非线性阈值协整  $C_{b_i}^{\max}$  统计量为 0.065,检验结果不改变原有结论。本文进而使用前述方法估计模型(2),结果如下

$$\begin{aligned} srb_i = & 0.58 + 5.36p_i - 1.87kf_i + 0.55tzb_i + 0.49jr_i + (7.25 + 7.36p_i) \\ & (1.81) (0.97) (-1.49) (2.54) (2.79) (1.45) (0.97) \\ & + 0.97kf_i - 7.64tzb_i - 0.85jr_i)I_i(y_{i-1} \geq 7400) + \hat{u}_i \\ & (0.54) (-1.97) (-1.73) \quad R^2 = 0.90 \end{aligned} \quad (10)$$

从模型(10)的结果容易看出,反映城乡经济一体化对城乡收入差距效应的系数都为正号,与前述结果一致,阈值参数(=7 400)与其余参数估计结果的符号也基本不变。进一步地,为检验模型(2)增加或减少控制变量是否显著改变本文的结论,参照陆铭,陈钊<sup>[8]</sup>等的研究,我们分别在模型(2)中增加控制变量:城乡就业比(*jyb*),高校在校人数/总人口(*gxrs*),城镇人口/农村人口(*csh*),此外,本文还对模型(2)中原有的控制变量分别剔除。这样改变设定后,对模型(2)的非线性 *SupLM* 检验和阈值协整  $C_{b_i}^{\max}$  检验的结果分别列于表3的第3,4行。在上述不同情形下,分别对模型(2)进行非线性 NLS 估计,反映城乡经济一体化对城乡收入差距效应的参数  $\alpha_1$ ,  $\beta_1$  的估计结果见表3中的第1,2行。表3结果表明,对模型(2)增、减一部分控制变量后,非线性检验和阈值协整检验的结论与原有结论相同。另外,除了剔除农村金融发展(*jr*)控制变量导致  $\alpha_1$  估计的符号变为负号外,其余情形下,  $\alpha_1$ ,  $\beta_1$  估计的符号与原有模型的符号相同,都为正号。上述结果说明农村金融发展是影响城乡收入差距的重要变量,剔除后将导致显著的模型设定偏误并扭曲估计结果。不同情形下模型(2)估计与检验结果基本稳定也说明,本文的模型设定具有较好的稳健性,本文的估计结果基本准确地揭示了城乡经济一体化对城乡收入差距的效应。

表2 稳健性检验结果

Tab.2 Robustness testing results

参数	增加 <i>jyb</i>	增加 <i>gxrs</i>	增加 <i>csh</i>	去掉 <i>kf</i>	去掉 <i>tzb</i>	去掉 <i>jr</i>
$\alpha_1$	0.16(0.87)	0.15(1.54)	0.17(0.98)	0.056(1.13)	0.43(1.86)	-0.076(-0.69)
$\beta_1$	1.14(3.01)	0.84(2.79)	1.42(2.81)	0.76(2.43)	1.46(3.89)	0.61(0.92)
<i>SupLM</i>	89.21	91.24	89.57	97.64	101.67	100.46
$C_{b_i}^{\max}$	0.054(12.54)	0.028(15.54)	0.035(17.32)	0.073(19.24)	0.025(16.25)	0.094(11.85)

注:表中前两行括号内数据为 *t* 统计量值,第4行括号内数据为仿真实验得到的5%显著性水平的临界值。

#### 5 结论与注释

本文针对中国经济背景和相关理论而设定中国城乡经济一体化与城乡收入差距的阈值协整模型,应用非线性最小二乘估计和仿真试验实现阈值整模型的检验与估计,由此所产生的结论揭示了中国城乡经济一体化与城乡收入差距的长期关系。本文进而基于阈值协整模型设定非线性误差校正模型,研究长期协整关系对城乡经济一体化和城乡收入差距短期变动的调节效应。研究结论可概述为

1) 本文基于一价定律和泰尔指数度量了中国城乡经济一体化与城乡收入差距,结果表明:上世纪90年代末期以前,中国城乡经济一体化分割程度在逐步拉大,2000年后城乡经济逐步趋向一体化。泰尔指数的度量结果表明本世纪以前城乡收入差距虽有较大幅度的波动,但整体呈现较快速度的递增趋势,从本世

<sup>①</sup> 由于模型(2)是本文的核心模型,这里仅列出对模型(2)稳健性检验的结果,本文也相应地对模型(3)做了稳健型检验,发现模型(3)的估计结果是稳健的。

纪开始,泰尔指数虽然仍保持上升趋势,但上升的速度明显小于以前的平均上升速度。上述数据变化特征意味着城乡经济一体化对城乡收入差距的影响在上世纪末发生改变。

2) 中国经济转型发生于上世纪90年代中后期,这一转型不仅使中国经济发展进入新的阶段,也使中国与城乡经济发展相关的制度发生变化。针对这一背景,本文设定了城乡经济一体化对城乡收入差距效应的阈值协整模型。阈值协整模型的估计结果说明,城乡经济一体化对城乡收入差距的长期效应因经济发展阶段的变化而产生非线性的转换与演变:1978—1998年,中国城乡市场持续分割,分割的城乡经济长期推动了城乡收入差距的扩大。1999年以后,中国城乡经济逐步转向一体化,这一时期城乡经济一体化对城乡收入差距的扩大具有长期抑制效应。非线性误差校正的估计结果印证了上述结果,也就是说,长期协整关系对城乡经济一体化与城乡收入差距的短期变化具有抑制效应。上述结果说明,中国近几年所实施的推动城乡经济协调发展的政策,对于缩小中国的城乡收入差距必将产生积极效应。基于本文的结果,缩小城乡收入差距不仅要为农民、农村采取多予少取、工业反哺农业等直接增加农民收入的政策,还要着力推进统一城乡市场的建设,彻底改变城乡二元体制,有效地克服产品和要素流动的障碍,使得产品和要素在城乡自由流动,农民平等地进入市场交换产品和生产要素,并能在等价交换的基础上保障农民收益。此外,还应进一步加大对农村科技和农村教育的投入,大力发展农村职业教育,加大对农村人力资本的投入,提高农村居民的科学文化素质和人力资本水平,以此提高农民获得收入的能力。

#### 参考文献:

- [1] 林毅夫,蔡昉,李周. 中国经济转型时期的地区差距分析[J]. 经济研究,1998(6):3-10.
- [2] 蔡昉. 城乡收入差距与制度变革的临界点[J]. 中国社会科学,2003(5):16-25.
- [3] 林光彬. 等级制度、市场经济与城乡收入差距扩大[J]. 管理世界,2004(4):30-40.
- [4] 任太增,王现林. 权利不平等与城乡差距的累积[J]. 财经科学,2008(2):97-100.
- [5] 陈斌开,林毅夫. 重工业优先发展战略、城市化和城乡工资差距[J]. 南开经济研究,2010(1):3-18.
- [6] 李实. 中国农村劳动力流动与收入增长和分配[J]. 中国社会科学,1999(2):16-33.
- [7] 郭剑雄. 人力资本、生育率与城乡收入差距的收敛[J]. 中国社会科学,2005(3):27-37.
- [8] 陆铭,陈钊. 城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距[J]. 经济研究,2004(6):1-10.
- [9] 张立军,湛泳. 中国农村金融发展对城乡收入差距的影响——基于1978—2004年数据的检验[J]. 中央财经大学学报,2006(5):34-39.
- [10] 孙永强,万玉琳. 金融发展、对外开放与城乡居民收入差距——基于1978—2008省际面板数据的实证分析[J]. 金融研究,2011(1):28-39.
- [11] 叶志强,陈习定,张顺明. 金融发展能减少城乡收入差距吗? [J]. 金融研究,2011(2):42-56.
- [12] 欧阳志刚. 中国城乡经济一体化的推进是否阻滞了城乡收入差距的扩大? [J]. 世界经济,2014(2):116-135.
- [13] 桂琦寒,陈敏,陆铭,等. 中国国内商品市场趋于分割还是整合:基于相对价格法的分析[J]. 世界经济,2006(2):1-14.
- [14] 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.
- [15] 欧阳志刚. 协整向量、调节参数同为非线性的阈值协整检验[J]. 数量经济技术经济研究,2014(9):138-149.
- [16] HANSEN B E, SEO B. Testing for two-regime threshold cointegration in vector error correction models[J]. Journal of Econometrics, 2002,110:293-318.
- [17] GONZALO J, PITARAKIS J Y. Threshold effects in cointegrating relationships[J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 2006,68:813-833.
- [18] CHOI IN, SAIKKONEN P. Tests for nonlinear cointegration[C]//Working Paper from Hong Kong University of Science and Technology, 2005.

- [19] 王修华,邱兆祥. 农村金融发展对城乡收入差距的影响机理与实证研究[J]. 经济学动态,2011(2):71-75.
- [20] ANDREWS D W K. Tests for parameter instability and structural change with unknown change point[J]. *Econometrica*, 1993, 61: 821-856.
- [21] ALDERSON A, NIELSEN F. Globalization and the great u-turn: income inequality trend in 16 OECD countries [J]. *American Journal of Sociology*, 2002,107:1244-1299.
- [22] 蔡昉,杨涛. 城乡收入差距的政治经济学[J]. 中国社会科学,2000(1):11-22.

## Nonlinear Effects of Economic Integration on Income Disparity of Urban and Rural Areas in China

Ouyang Zhigang

(School of Economics and Management, East China Jiaotong University, Nanchang 330013, China)

**Abstract:** Based on the background of dual structure and economic restructuring of urban-rural areas, this paper sets up the threshold cointegration model with cointegration vector and adjustment parameter which are nonlinear to reveal the nonlinear effects of urban-rural integration on urban-rural income disparity. Results show that there is a nonlinear cointegration relationship between urban-rural income disparity and urban-rural integration depending on the economic stage, and the switch opportunity is at the 7 100 yuan per capita GDP. The nonlinear cointegration implies that the urban-rural segmentation promotes urban-rural income disparity at the beginning of Chinese reform, while blocking the urban-rural integration block urban-rural income disparity at present. Furthermore, the long-run nonlinear cointegration relationship promotes the integration of short-run urban-rural economy and inhibits the expansion of short-term urban-rural income disparity. Those results show that urban-rural integration is one of the most important measures of blocking the widening of income disparity of urban-rural areas in China.

**Key words:** urban-rural integration; urban-rural income disparity; economic restructuring; nonlinear

(责任编辑 姜红贵)