

文章编号:1674-8107(2016)02-0048-09

新时期中国城乡差距的综合测度及演变趋势研究

——基于 2003-2013 年的省级面板数据

赵 伟^{1,2},王丽强¹

(武汉大学 1.经济与管理学院;2.马克思主义理论与中国实践协同创新中心 湖北 武汉 430072)

摘 要:研究发现,自 2003 年到 2013 年,我国各地的城乡差距均有显著的缩小。不同地区缩小幅度不同,经济发达地区明显好于经济欠发达地区。经济发展水平对城乡差距的影响呈现非线性,人均 GDP 为 9 295 元与 2 8843 元时发生了转折。在第一阶段经济发展倾向于拉大城乡差距,在第二阶段会明显地缩小城乡差距,而第三阶段数据显示其缩小效果有一定的减弱。我国在 2011 年完全跨过了“倒 U 型”拐点,城乡差距已经处于持续缩小的趋势。

关键词:城乡差距;全局主成分(GPCA);门限回归

中图分类号: F124

文献标识码: A

DOI:10.3969/j.issn.1674-8107.2016.02.009

一、引言

改革开放以来,中国取得了斐然的经济成就,国民经济年均增长率超过 9.7%,但收入分配领域的矛盾也日益凸显。从理论上说,一国或地区的收入差距可以由三部分构成:城乡差距、城镇内部差距以及农村内部差距^[1]。对这三部分差距具体影响中国收入分配的研究已经基本达成一致认识,即城乡差距在我们居民收入分配差距中始终占据主导地位,是引起全国居民收入不平等的重要原因^[2-6]。另外有学者对收入分配差距进行的分解显示,随着时间的推移,城乡差距在收入分配差距中的贡献率逐年上升。如胡志军等指出其在 1985-2008 年间由 50.6%上升到 60%^[7]。而刘学良对泰尔指数分解发现的比例更高,利用收入比率

衡量其由 1995 年的 60%到了 2006 年的 70%,用消费衡量则由 70%增长到了 80%^[8]。城乡差距对收入差距如此重要,要想弄清楚收入分配的规律,必须科学地衡量与测度城乡差距。

鉴于城乡差距对国家制定分配政策的重要性,我国不少学者对其进行了有益的探索。陆铭等利用我国 1987-2001 年的时序数据发现我国城乡差距具有波动性,在 1984 年有一个低点,1990 年代初期一直扩大,直到 1997 年才略微有所下降^[9]。Lu Ding 发现,虽然 1990 年代后期我国城乡差距虽然继续扩大,但是扩大的趋势有所减缓。另外他还发现不同地区的城乡差距有明显的差异,如经济发达地区的城乡消费差距较低^[10]。

宋洪远通过生活水平、健康和教育三个方面,利用 1992-2002 年的数据,发现我国的城乡生活

收稿日期:2015-09-10

基金项目:国家社科基金项目“城市偏向、市场选择、社会资本与中国城乡经济关系演进”(项目编号:09CJL013);中央高校基本科研业务费专项资金资助项目“城市群效率测度及基于效率取向的中部地区城市群发展战略研究”(项目编号:2010xxjc36)

作者简介:赵 伟(1974-),男,白族,云南大理人,副教授,博士,主要从事中国经济改革与发展、区域与城市经济研究。

王丽强(1989-),男,山西吕梁人,硕士研究生,主要从事中国经济改革与发展研究。

水平差距处于继续扩大趋势,城乡教育趋势已经开始缩小,人均寿命差距最小,但是处于逐渐扩大的趋势^[12]。

进入21世纪以来,在更新的研究数据基础上,曹裕等发现,至2006年,城乡差距有波动性,但还处于逐渐扩大的趋势^[13]。杨华磊利用2002年至2010年的数据进行实证研究,结果表明:全国城乡人均收入的差距虽然存在波动,但基本趋势是扩大的,而全国城乡人均消费差距却呈现缩小的趋势^[12]。徐振宇指出我国的城乡差距已经出现了转折,转折点为2005年^[14]。朱诗娥利用面板数据发现,经济发展对城乡差距有重要作用,总的来说经济发展好的地方城乡差距小,而经济落后的地方差距要较大。经济发达地区的城乡差距已经有缩小的趋势,而欠发达地区还在不断扩大^[15]。

部分学者认为我国居民收入差距存在“倒U型”的发展趋势^{[1][4-5]}而作为构成收入分配差距的重要部分的城乡差距是否也存在类似的走势或者规律?这方面的分歧较大,另有部分学者认为我国的城乡收入差距不存在“倒U型”的发展规律。王小鲁通过对1996-2002年省级面板数据的研究发现,城乡居民收入的基尼系数在理论上有“倒U型”发展趋势,但是实证发现城乡收入差距还在持续扩大^[6]。陈宗胜、周云波、王德文、何宇鹏、罗楚亮也得出了类似的结论^[3]。赵红军等发现在理论模型中即使控制二元结构和经济转轨因素,我国的城乡差距也不大可能存在“倒U型”发展规律^[18]。陈斌开更是直接推翻了“倒U型”存在的可能,其实证结果发现我国城乡差距呈现“正U型”特征^[19]。而另有部分学者如程莉等分别利用收入差距和消费差距衡量城乡差距,发现收入差距呈现了“倒U型”发展趋势,而消费差距则有“M型”的规律^[20]。

我们认为,现有研究的结论不尽相同,甚至相左,可能是由于所使用的衡量城乡差距的代理指标不同。已有文献使用的代理指标有以下几种情形:(一)仅使用城乡居民人均收入比^{[9][19]};(二)利用城乡居民人均消费比,或对其进行修正,加入了城乡不同的隐性福利以及不同补贴的消费水平比^{[10][15]};(三)通过城乡居民人均收入^[21]或人均消费支出计算泰尔指数^[22];(四)利用人类发展指数^[23];(五)使用城乡基尼系数^{[1][4]};(六)使用恩格尔系数差^{[14][16]};

(七)其他;Shi^[24]利用健康与营养调查数据,骆永民^[25]利用交通、通讯、环保基础设施衡量城乡差距。还有少量文献使用多种指标,如同时使用城乡收入与城乡消费^{[1][18]};或者在此基础上再加上恩格尔系数Johnson^[26]。这种口径不一的状况造成研究结论很不一致,也难以进行比较和相互印证。

综上所述,对城乡收入差距的研究已经有丰富的成果,2000年之前城乡差距呈现不断扩大的趋势已成定论,但是对于新时期持续高强度的统筹城乡发展政策供给是否产生预期绩效,使得城乡差距出现“倒U型”的反转则没有统一的想法。究其原因,很重要的一方面是因为衡量城乡差距的代理变量不同。以最为常用的城乡居民人均收入比和人均消费比为例,单独使用有诸多不合理之处,如城乡收入形成机制缺乏透明度^[27]、忽略财富等因素^[22],且因现行城乡收入统计的口径存在一定的不严密,会对城乡差距有较高或者过低的影响;城乡消费的测量方法以及消费的口径也有所不同^[16],而若要将城乡居民所享有的教育、医疗等补贴全部纳入,则需要进行复杂的估算,且主观性较强。另外人均收入以及消费仅评价了家庭生活质量的差距,无法反映教育、医疗等公共服务的差距。

现实情况是从2004年开始,中国政府开始突出地重视城乡差距问题,做出了中国总体上已进入以工促农、以城带乡发展阶段的重大判断,并将统筹城乡发展列为优先工作。中共中央连续十二年发布以“三农”为主题的“一号文件”。国家财政对三农支出快速增长,各种惠农政策密集出台,农民人均纯收入增速在某些地区某些年份超过了城镇居民人均可支配收入增速,农村发展面貌明显改观。因此客观以及准确地衡量我国的城乡差距,对于今后制定适合不同地区的发展政策,进一步缩小中国的城乡差距尤为重要。

本文尝试使用复合指标,利用全局主成分法,提取不同指标之间的公共因子,挖掘不同指标之间的共性,从而科学地测度和评估各地区的城乡差距状况,并对我国城乡差距的发展趋势作出客观分析。

本文的创新主要体现在:第一,利用综合变量作为城乡差距的代理变量进行定量研究,突破了以往学者使用单一的收入或者消费指标的局限

性;第二,在此基础上使用门槛回归模型重点考察了我国的城乡差距是否存在“倒 U 型”发展规律;第三,对新的历史时期城乡差距的研究还很少见,本文专注于 2003 年之后,试图对已有研究进行延续和补充。

二、新时期城乡差距的衡量

(一) 指标体系

综合已有文献对城乡差距衡量的方法,并考虑数据可获得性,本文构建了由 7 项指标组成的城乡差距综合评价体系,详见表 1。

表 1 城乡差距综合评价指标名称及其含义

指标名称	指标含义
城乡收入差距	$\frac{\text{城镇人均可支配收入}}{\text{农村人均纯总收入}}$
城乡消费差距	$\frac{\text{城镇人均消费水平}}{\text{农村人均消费水平}}$
城乡消费结构差距	$\frac{\text{农村恩格尔系数}}{\text{城市恩格尔系数}}$
城乡信息差距	$\frac{\text{城镇居民每百户拥有计算机数}}{\text{农村居民每百户拥有计算机数}}$
城乡医疗设施差距	$\frac{\text{城镇每千人拥有医疗机构病床数}}{\text{农村每千人拥有医疗机构病床数}}$
城乡医护人员差距	$\frac{\text{城镇每千人拥有卫生技术人员数}}{\text{农村每千人拥有卫生技术人员数}}$
城乡教育差距	$\frac{\text{城市(区)每千学生研究生文凭教师数}}{\text{农(乡)村每千学生研究生文凭教师数}}$

我们除了考虑城乡居民的收入、消费水平以及消费结构差距外,还特别强调了城乡教育、医疗与信息等方面差距。教育差距中最重要的是教师资源的差距,本文以每千名学生拥有研究生文凭的教师数量来衡量;医疗差距则从城乡平均拥有的病床以及卫生人员数量衡量。考虑到我国非义务教育阶段的学校基本分布在城镇,且生源的户籍统计数据难以获取,我们选取了小学教育阶段的指标。现代信息服务可以通过劳动力信息扩散,技术示范以及学习效应,显著地提升居民收入^[28],并反映城乡之间的基础设施差距,为此我们使用居民每百户拥有家用电脑数量衡量城乡信息差距。

(二) 城乡差距现状

为保证指标赋权的客观性和对数据的连续分

析,本文使用了全局主成分法(GPCA),它能够避免人工赋权的主观性,并体现时序数据的动态性,保证不同时期的可比性。城乡收入、消费、消费结构以及信息差距方面的数据来自各省统计年鉴,医疗差距数据来自历年中国卫生统计年鉴,教育差距数据来自历年中国教育统计年鉴。部分缺失的数据采用以下方法补齐:计算地区缺失数据 2003 年至 2013 年的年均增长率,以缺失年份的上年数据为基数,乘以年均增长率近似得出。对名义数据的处理一般是以 1978 年为基期,因为农村居民消费价格指数在 1985 年之前为缺失,我们参考徐振宇^[22]的做法,假定之前年份城乡数据相同,然后以 1978 年为基期,计算各年实际量。

利用全局主成分法对上述指标体系提取了 5 个主成分,以各主成分方差贡献率为权重计算得到各地区城乡差距评价得分,以此综合评估各地区的城乡差距。得分越高表明城乡差距越大。

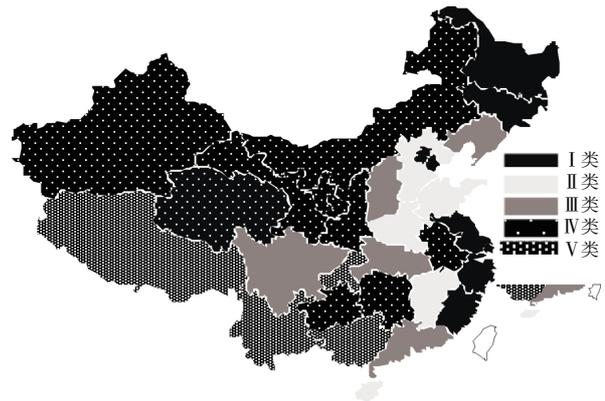


图 1 我国各地区 2003 年-2013 年城乡差距发展状况

根据这一综合得分,我们还可以对其进行聚类分析。对各地区不同年份城乡差距综合得分求均值、方差、最大值与最小值,把对二维面板数据的聚类转化为对一维截面数据的聚类,然后利用类平均法且以欧式距离为最短距离对各个地区得分进行聚类。新时期中国城乡差距的演变分为五类地区,其综合得分的均值由低到高依次为-0.84、-0.51、-0.45、-0.12 和 0.15。

第 I 类地区包括黑、吉、京、津、沪、江、浙、闽;第 II 类与第 III 类地区城乡差距综合得分的均值差异较小,除海南外,其余省份以长三角为圆心,向西呈圆环型分布;第 IV 类地区主要是西北和湘

黔皖;而第 V 类地区呈现团状发展,集中于我国的西南地区。研究期内各地城乡差距缩小的幅度可分为三种情况:第 IV 类地区缩小幅度最大,接近 100%;第 I 类地区最小,不足 1/5;其余地区介于 50%与 100%之间;若按城乡差距年均缩小速度则大致可以分为三种情形:第 II、第 III、第 IV 类地区为高速收敛地区,其年均缩小速率均接近 100%;而第 I 和第 V 类地区为低速收敛地区,前者约为 30%,后者为 60%。自 2003 年至 2013 年,第 II、第 III 类地区的年经济增长率在下降,考虑到此类地区的城乡差距还较大,这暗示着可能存在类似“未老先衰”的危险。第 IV 类地区发展态势良好,年经济增长率也处于逐步上升的趋势。最令人担忧的是第 V 类地区,起点低与发展潜力弱相互叠加,给此类地区带来严峻的挑战。

从总体看来,研究期内我国地区城乡差距的发展态势呈现以下基本规律:第一,除少数省份外,城乡差距均有较为明显的缩小,并显著地存在自东向西递增的空间分布规律;第二,各地区城乡差距的收敛弥合程度,由第一类地区向第五类地区递减;第三,城乡差距缩小趋势较快的省份基本为我国经济的核心区域;第四,从总体来看,城乡差距的地区“板结”化现象严重,虽然有少数省份进步明显,如四川,但西部地区总体上一直落后,这说明我国统筹城乡发展的重点和难点仍然在西部地区。

三、经济发展与城乡差距演变趋势关系的实证检验

已有研究认为随着我国经济的发展,城乡差距在不断扩大。^[3]但是从各地区综合得分来看,城乡差距随着经济发展有着明显的下降,这种反差可能是因为已有研究所采用单一指标不足以反映全面信息,也可能是存在地区异质性,更有可能是新时期我国城乡差距的拐点确已出现。描述性的统计结果不足以揭示深刻趋势,因此下文将使用面板数据对此进行实证检验。

(一) 计量模型

当考察解释变量对被解释变量不同时期的不同作用时,通常的做法是在模型中加入解释变量的多次项、虚拟变量以及虚拟变量与解释变量的交乘项,或者对其进行分组回归。但是这些方法都

存在一定的局限性,如加入多次项后,势必使其与原始解释变量存在严重的共线性;利用分组回归则必须确定分组的界点,但由于经验或者直觉选取的分界点科学性较差,极易造成偏误。随着面板数据越来越普遍,非线性模型的研究也更加深入,Hansen^[29]提出的面板数据门槛模型为解决此类问题提供了新的方法,可分为单一门槛模型与多重门槛模型,多门槛模型可由单一门槛模型扩展得到,因此本文将重点介绍城乡差距下的单一门槛模型。

$$\text{gap}_{it} = \mu_i + \theta x_{it} + \beta_1 \text{pgdp}_{it} I(\text{pgdp}_{it} \leq \gamma) + \beta_2 \text{pgdp}_{it} I(\text{pgdp}_{it} > \gamma) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 表示省份, t 表示年份, gap_{it} 为被解释变量(城乡差距水平), μ_i 表示不同省份的个体效应, x_{it} 为一组除经济发展水平外对城乡差距有显著影响的控制变量,包括对外开放程度、城镇化率和地区市场发育状况。 pgdp_{it} 为解释变量,同时也是门槛变量, γ 为未知的门槛值, $I(\cdot)$ 为指示函数,当条件满足时取值为 1,条件不满足时取值为 0, $\varepsilon_{it} \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$ 为干扰项。

为消去个体效应,先将每一个观察值减去对应的各省均值,得到:

$$\text{gap}_{it}^* = \theta x_{it}^* + \beta \text{pgdp}_{it}^*(\gamma) + \varepsilon_{it}^* \quad (2)$$

其中 $\text{gap}_{it}^* = \text{gap}_{it} - T^{-1} \sum_t \text{gap}_{it}$, $x_{it}^* = x_{it} - T^{-1} \sum_t x_{it}$, $\text{pgdp}_{it}^* = \text{pgdp}_{it} - T^{-1} \sum_t \text{pgdp}_{it}$, $\varepsilon_{it}^* = \varepsilon_{it} - T^{-1} \sum_t \varepsilon_{it}$

将所有观察值累叠,并将其写为矩阵形式,得到:

$$\text{gap}^* = X^*(\gamma)\beta + \varepsilon^* \quad (3)$$

首先,对于给定的 γ 值,可以用 OLS 对模型进行估计,得到估计值 $\hat{\beta}(\gamma)$ 以及对应的残差平方和 $\text{SSR}(\gamma)$ 。

$$\hat{\beta}(\gamma) = (X^*(\gamma)'X^*(\gamma))^{-1}X^*(\gamma)'\text{gap}^* \quad (4)$$

$$\text{SSR}_1(\gamma) = \hat{e}^*(\gamma)'\hat{e}^*(\gamma) = \text{gap}^* - X^*(\gamma)\hat{\beta}(\gamma) \quad (5)$$

其次可以通过最小化(5)式中的 SSR_1 获得 γ 的估计值,即

$$\hat{\gamma} = \underset{\gamma}{\text{argm}} \text{in} \text{SSR}_1(\gamma) \quad (6)$$

由此得到 $\hat{\beta}(\hat{\gamma})$ 、 $\varepsilon^*(\hat{\gamma})$ 以及残差平方和 $\sigma^2(\hat{\gamma})$ 。

得到估计值后,为检验是否存在“门槛效应”,需检验以下原假设:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2$$

检验使用的统计量为

$$F_1 = (SSR_0 - SSR_1(\hat{\gamma})) / \sigma^2 \quad (7)$$

其中 SSR_0 为原假设成立时得到的残差平方和, 此时阈值无法识别。因为 F_1 的分布依赖于样本矩(sample moments), 其分布是非标准的, 无法列出其临界表, Hansen 建议利用自抽样法(bootstrap)来获得 F_1 的渐进分布, 继而构造经验 P 值。

若拒绝了原假设 H_0 , 则存在门槛效应, 需要检验门槛值是否等于真实值, 此检验的原假设为: $H_0: \gamma = \gamma_0$, 检验统计量为:

$$LR(\gamma) = (SSR(\gamma) - SSR(\hat{\gamma})) / \sigma^2 \quad (8)$$

若 $H_0: \gamma = \gamma_0$ 成立, 则此似然比统计量的渐进分布也是非标准的, 但其累积分布函数可知, 为 $(1 - \exp(-x/2))^2$, 由此可以计算其非拒绝域。Hansen 认为, 当 $LR(\gamma) > c(\alpha)$ 时, 拒绝原假设, 其中 $c(\alpha) = -2 \log(1 - \sqrt{1 - \alpha})$, α 为显著水平。

(二) 实证分析

1. 变量的描述统计

表 2 变量的描述性统计

变量名	变量含义	单位	均值	方差	最小值	最大值
gap	城乡差距	\	0	0.77	-1.24	2.96
pgdp	人均 GDP	元/人	21411.70	14664.83	3701	79576.21
edu	财政预算中教育预算比重	%	0.04	0.02	0.01	0.14
fdi	外商投资占 GDP 比重	%	0.41	0.54	0.05	5.71
tra	进出口额占 GDP 比重	%	0.34	0.42	0.04	1.72

表 2 中城乡差距为上文计算的城乡差距得分。采用人均 GDP 衡量经济发展水平, 并将其作为门槛变量。参考已有文献, 选取了 3 项指标作为控制变量: ①地区利用外资水平。由 FDI 占 GDP 的比重来衡量, 其中 FDI 按当年美元对人民币的中间价折算。②财政预算支出中教育预算支出比重。考察地方政府对教育的支持程度。③地区经济

对外依赖程度, 由进出口总额占 GDP 的比重衡量。

以上数据除各年美元对人民币中间价来自《中国统计摘要 2014》外, 其余均来自 2004-2014 年各地统计年鉴。

2. 门槛值确定

首先需要确定门槛的个数以便确定模型的具体形式, 我们使用 Stata 对模型(1)“不存在门槛、存在单一门槛、双重门槛”等三种情形进行了估计^[30], 表 2 为列出了 F 统计量以及采用“自抽样法”(bootstrap)得出的经验 p 值。我们发现, 单一门槛在 1% 的显著水平下显著, 双重门槛在 10% 的显著水平下显著, 而三重门槛的抽样 p 值为 0.018, 并未通过显著性检验。另外通过对三个门槛值的观察(表 3, 图 2、图 3), 发现双重门槛下第一门槛值与单一门槛值基本接近。因此本文基于两个门槛值进行分析。

表 3 门槛效果检验

模型	F 值	P 值	BS 次数	临界值		
				1%	5%	10%
单一门槛	19.518***	0.008	500	18.381	11.119	8.384
双重门槛	7.394*	0.084	500	15.433	9.592	6.592
三重门槛	4.665	0.018	500	13.090	7.674	5.197

注: 利用 Stata 采用“自抽样法”(bootstrap)抽样 500 次得出

表 4 门槛值估计^①

模型	门槛估计值	95% 置信区间
单一门槛模型:	9295.391	[9098.000, 29368.063]
双重门槛模型:		
Ito1	9295.391	[9098.000, 20998.924]
Ito2	28843.834	[11956.729, 33136.215]
三重门槛模型:	12973.881	[11956.729, 75001.141]

双重门槛的估计值以及 95% 的置信区间见下图(图 2、图 3)。由图我们可以更为直观地看到两个门槛值即为 LR 值最小的取值点, 其分别为 9 295.391 元与 28 843.834 元^①, 二者相距较大, 且二者位于 LR 值小于 5% 的显著水平下的区间也较窄且接近于 0, 说明对此门槛估计的稳定性较好。

①Ito2 为双重门槛搜索出 Ito1 后对第一门槛重新搜索进行的优化。

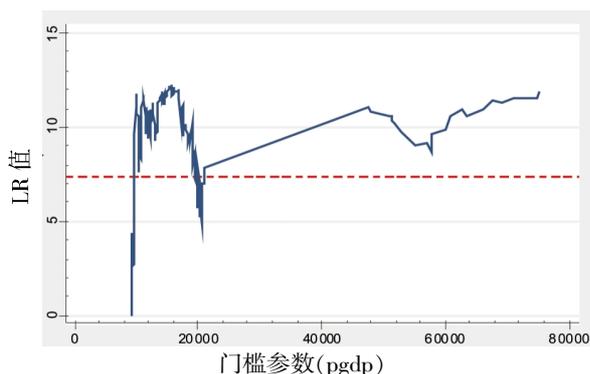


图 2 双重门槛模型

——第一个门槛值及其 95%置信区间

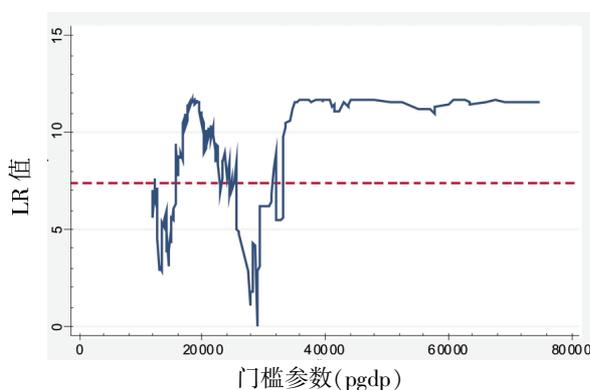


图 3 双重门槛模型

——第二个门槛值及其 95%置信区间

我们以门槛值为界,将全国各地经济发展水平按人均 GDP 指标划分为 3 类,并对研究期内处于三类中的省份个数进行了列示(表 5)。

表 5 研究期内各年人均 GDP 分属情况

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
$Pgdp \leq 9295.391$	17	13	11	5	3	2	1	1	0	0	0
$9295.39 < pgdp \leq 28843.834$	12	15	17	23	23	23	23	20	21	20	18
$28843.834 < pgdp$	2	3	3	3	5	6	7	10	10	11	13

从表 5 可以看出,各地区人均 GDP 在研究期内有极大的提升,2003 年时的第 1 与第 2 类占主体,到 2011 年所有省份均超过 9 295.391 元,同时进入第 3 类的省份也逐渐增多。因此可以说各地区已经全部通过了第一个门槛值。但是究竟经

济发展水平在两个门槛值前后对城乡差距的影响有何不同,我们需要进一步的研究。已知门槛值后,我们便可以利用门槛值为界点进行分组回归。在此我们使用固定效应模型进行分析,估计的结果列示于表 6。

表 6 经济发展对城乡差距的影响回归结果

解释变量	固定效应(同方差假定)	固定效应(异方差假定)
_cons	1.006*** (7.02)	1.006*** (3.48)
edu	-14.86*** (-4.74)	-14.86** (-2.53)
tra	-0.585** (-2.52)	-0.585 (-1.59)
FDI	0.0420 (0.79)	0.0420 (1.10)
pgdp_d1	0.00000701 (0.67)	0.00000701 (0.43)
Pgdp_d2	-0.0000200*** (-4.35)	-0.0000200*** (-3.05)
pgdp_d3	-0.0000104*** (-3.49)	-0.0000104* (-1.91)
R ²	0.352	0.352
周整的 R ²	0.352	0.352
N	341	341
F	27.47	8.269

注:括号内为标准误,*、**、*** 分表表示在 10%、5%、1%的水平下显著。根据两个门槛值设置三个虚拟变量,pgdp_d* 为虚拟变量与 pgdp 的交乘项。

从上表来看,财政预算支出中教育支出比重在 1%的显著水平下为负,即使考虑异方差后也在 5%的水平下显著,说明教育投入可以有效地缩小城乡差距。地区进出口总额占 GDP 的比重在 5%的水平下显著为负,提示外向经济在缩小城乡差距中有明显的正向作用。而 FDI 占 GDP 的比重并未通过显著性检验,但是系数也为负,说明经济开放会拉大城乡差距,这与陆铭(2004)的研究结论一致^[9]。

我们对表中三个交乘项的系数最感兴趣,它们可以说明经济发展对城乡差距的影响方向。引入三个虚拟变量后,经济发展在不同发展时期对城乡差距的影响明显不同。在经济发展的低水平时期,即第一个门槛值前,经济发展对城乡差距的影响明显为正。在两个门槛变量之间时,其影响显

①这里的人均 GDP 为以 2003 年为基期的实际值。

著变为负,而越过第二个门槛变量后,虽然影响还为负,但是系数有所下降,这说明城乡差距缩小的速度有所放缓。这证明在研究期内,我国的城乡差距随着经济发展经历了逐步扩大,然后又逐渐下降的“倒 U”型发展趋势,这与徐振宇对城乡消费差距的研究一致^[22]。另外上表回归结果表明城乡差距到达顶峰时的人均 GDP 约为 9 295 元,结合表 5 发现从 2004 年后我国有大约 1/2 的省份城乡差距开始下降,到 2011 年全部省份均完成了城乡差距由扩大到缩小的转变。这说明中央政府自 2004 年后采取的大力促进三农发展的政策已经发挥了明显的作用,但是在经济发展越过第二个门槛值后城乡差距的缩小速度有明显地放缓,这提醒我们在将来的发展中保持充分警惕,统筹城乡发展政策的边际效应可能存在递减。

四、结论

考虑到现有文献利用单一指标衡量城乡差距的不足,本文从城乡收入、消费、消费结构、信息、医疗、教育多方面考虑,构建了综合的评价指标体系,运用全局主成分法对城乡差距进行了测度和评价。基于 2003-2013 年的中国省级面板数据,利用门槛回归模型测算了经济发展对城乡差距影响效应的门槛值,最后通过固定效应回归进行了

实证分析。通过研究得出以下结论:

1. 虽然各地具体情况有别,但是研究期内我国城乡差距均有显著的缩小。2013 年各地区城乡差距的得分都显著地低于 2003 年,总体来说城乡差距持续缩小已经成为国民经济运行的新常态。城乡差距收敛弥合程度由沿海向内地递减,经济发达区域的城乡差距要明显低于经济欠发达地区。由于历史的因素,城乡差距“板结”化现象严重,我国统筹城乡发展的重点和难点仍在在西部地区。

2. 经济发展水平对城乡差距有重要的影响,且存在明显的门槛效应,呈现阶段性和非线性。具体的门槛值为 9 295 元与 28 843 元。当人均 GDP 小于 9 295 元时,经济发展与城乡差距呈现正向关系,即经济发展会拉大城乡差距。但是当人均 GDP 越过此“倒 U 型”拐点后,其对城乡差距的影响显著为负。2011 年后,我国各省人均 GDP 均突破了 9 295 元,也就意味着我国完全跨过了“倒 U 型”拐点。无论从描述统计还是实证分析都有力地证明我们各地区的城乡差距已经处于逐渐缩小的趋势。但是值得警惕的是回归模型显示在越过第二个门槛值后,经济发展对城乡差距的缩小作用有所减弱,需要保证统筹城乡发展政策供给的持续性和足够强度。

参 考 文 献

- [1] 周云波. 城市化、城乡差距以及全国居民总体收入差距的变动——收入差距倒 U 形假说的实证检验[J]. 经济学,2009,(4).
- [2] 唐东波,张军. 中国的经济增长、城市化与收入分配的 Kuznets 进程:理论与经验[J]. 世界经济文汇,2011,(5).
- [3] 陈宗胜,周云波. 城镇居民收入差别及制约其变动的某些因素——就天津市城镇居民家户特征的影响进行的一些讨论[J]. 经济学,2002,(2).
- [4] 王韧,王睿. 二元条件下居民收入差距的变动与收敛——对我国“倒 U”假说的存在性检验[J]. 数量经济技术经济研究,2004,(3).
- [5] 王韧. 中国居民收入差距的变动趋势——基于双二元动态框架的实证[J]. 财经研究,2006,(8).
- [6] 王小鲁,樊纲. 中国收入差距的走势和影响因素分析[J]. 经济研究,2005,(10).
- [7] 胡志军,刘宗明,龚志民. 中国总体收入基尼系数的估计:1985-2008[J]. 经济学,2011,(4).
- [8] 刘学良. 中国收入差距的分解:1995-2006[J]. 经济科学,2008,(3).
- [9] 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).
- [10] Lu Ding. Rural-Urban Income Disparity: Impact of Growth, Allocative Efficiency and Local Growth Welfare[J]. china Economic Review, 2002,(4).
- [11] 杨华磊,周晓波. 中国城乡及省际人均收入、人均消费数据中凸显的唯象法则[J]. 经济研究,2012,(S1).
- [12] 宋洪远,马永良. 使用人类发展指数对中国城乡差距的一种估计[J]. 经济研究,2004,(11).
- [13] 曹裕,陈晓红,马跃如. 城市化、城乡收入差距与经济增长——基于我国省级面板数据的实证研究[J]. 统计研究,2010,(3).

- [14] 徐振宇,郭志超,荆林波. 中国城乡消费差距的转折点——引入滚动虚拟变量的分段定量检测[J]. 经济学动态,2014,(6).
- [15] 朱诗娥,杨汝岱. 城乡居民消费差距与地区经济发展水平[J]. 经济评论,2012,(1).
- [16] 王德文,何宇鹏. 城乡差距的本质、多面性与政策含义[J]. 中国农村观察,2005,(3).
- [17] 罗楚亮. 城乡居民收入差距的动态演变:1988~2002年[J]. 财经研究,2006,(9).
- [18] 赵红军,孙楚仁. 二元结构、经济转轨与城乡收入差距分化[J]. 财经研究,2008,(3).
- [19] 陈斌开,林毅夫. 发展战略、城市化与中国城乡收入差距[J]. 中国社会科学,2013,(4).
- [20] 程莉,刘志文. 地区经济差距对城乡收入差距的影响机理与实证分析——以统筹城乡综合配套改革试验区重庆市为例[J]. 中国人口、资源与环境,2013,(9).
- [21] 熊婕,腾洋洋. 农村异质性劳动力转移对城乡收入差距的影响机制与检验——基于刘易斯二元经济理论的推理和实证分析[J]. 中国人口科学,2010,(S1).
- [22] 徐振宇,郭志超,荆林波. 中国城乡消费差距的转折点——引入滚动虚拟变量的分段定量检测[J]. 经济学动态,2014,(6).
- [23] 邱风,王利芳. 我国城乡差距的新解读——基于社会发展水平的视角[J]. 宏观经济研究,2009,(12).
- [24] Shi Xin-Zheng. Empirical Research on Urban-Rural Income Differentials: The Case of China[DB], unpublished manuscript, CCER, Beijing University, 2002.
- [25] 骆永民. 中国城乡基础设施差距的经济效应分析——基于空间面板计量模型[J]. 中国农村经济,2010,(3).
- [26] D.Gale Johnson. 1978 以来中国的城乡收入差距拉大了吗?[J]. 经济学,2002,(2).
- [27] 李实,罗楚亮. 中国城乡居民收入差距的重新估计[J]. 北京大学学报:哲学社会科学版,2007,(2).
- [28] 高梦滔,和云,师慧丽. 信息服务与农户收入:中国的经验证据[J]. 世界经济,2008,(6).
- [29] Hansen B.E., Threshold Effects in Non-Dynamic panels: Estimation, Testing, and Inference [J]. Journal of Econometrics, 1999, (93).
- [30] 连玉君,程建. 不同成长机会下资本结构与经营绩效之关系研究[J]. 当代经济科学,2006,(2).

Comprehensive Measurement and Evolution Trend of Urban-rural Gap in China Today: based on province-level panel data between 2003 and 2013

ZHAO Wei, WANG Li-qiang

(School of Economics and Management, Wuhan University, Wuhan 430072, China)

Abstract: This paper sets up an index system for measurement of urban-rural gap in China today, and makes measurements and assessment of the gaps through global principal components analysis (GPCA) method and analyzes the evolution trend of the gap through threshold regression. The research finds that urban-rural gaps in different Chinese regions has been remarkably narrowed from 2003 to 2013. The gap was narrowed to different extents in various regions, and economically developed area apparently better than economically underdeveloped region. The economic development level has a non-linear influence on urban-rural gap, which turns at points of GDP per capita of RMB 9295 and GDP per capita RMB 28843. In the first stage, economic development tends to enlarge the gap, and in the second stage it apparently narrows the gap, while in the third stage the narrowing extent is certainly diminished. In 2011 China completely surpassed the "Inverse U" inflection, after which the urban-rural gap has been in constant narrowing trend.

Key words: urban-rural gap; GPCA; threshold regression

(责任编辑:曾琼芳)

附表 1

中国各地区 2003 年至 2013 年城乡差距综合得分

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
安徽	-0.12989	0.10416	0.31775	1.46619	0.20636	0.15612	0.01895	-0.08852	-0.27191	-0.36496	-0.41998
北京	-0.29884	-0.77114	-0.86287	-0.87312	-0.76548	-0.80679	-0.80595	-0.88252	-0.8098	-0.80203	-0.77711
福建	-0.96264	-0.82669	-0.83095	-0.62294	-0.76507	-0.25808	-0.31517	-0.3835	-0.52441	-0.60173	-0.5888
甘肃	0.64221	0.69823	1.16036	1.20578	1.25078	0.78571	0.58761	0.27442	0.23213	0.15766	-0.02479
广东	-0.18094	-0.21322	-0.14324	0.12895	0.4792	0.17711	0.41942	0.49474	-0.17935	-0.17156	-0.07852
广西	1.27415	0.65347	0.89364	2.90368	0.56428	0.76479	0.53529	0.51608	0.02875	-0.06851	-0.2071
贵州	1.80664	1.78396	1.13827	1.25774	1.01591	1.01146	0.90863	0.80418	0.47771	0.37416	0.14839
海南	-0.18104	-0.56621	-0.03067	-0.26967	-0.15154	-0.19975	-0.25833	-0.11997	-0.07364	-0.28526	-0.34104
河北	-0.61993	-0.64697	-0.34745	-0.47432	-0.42287	-0.41506	-0.40754	-0.17727	-0.36508	-0.42707	-0.46555
河南	0.1564	0.1864	-0.01842	-0.00813	0.12487	-0.11048	-0.12478	0.01541	-0.2586	-0.3263	-0.45266
黑龙江	-0.57517	-0.46209	-0.57854	-0.56517	-0.71088	-0.89868	-0.85023	-0.74916	-0.88937	-0.97641	-0.9217
湖北	-0.28189	-0.34028	-0.12084	0.44023	-0.21507	-0.31265	0.07758	0.24881	-0.45192	-0.58349	-0.76699
湖南	0.61905	0.58704	0.68776	0.56533	0.6166	0.46216	0.4497	0.56516	0.30225	0.25639	0.12467
吉林	-0.64869	-0.21954	-0.04762	-0.21864	-0.53826	-0.72441	-0.76242	-0.76756	-1.00455	-0.89866	-0.59371
江苏	-0.98512	-0.91819	-0.71377	-0.54606	-0.56435	-0.38172	-0.49312	-0.47756	-0.83879	-0.81687	-0.8625
江西	-0.47154	-0.38635	-0.44804	-0.33555	-0.30942	-0.39305	-0.54897	-0.4916	-0.61589	-0.71923	-0.73428
辽宁	-0.59169	-0.8942	-0.86082	-0.87951	-0.28515	-0.76369	0.11249	0.59074	-0.62087	-0.7229	-0.94734
内蒙古	0.69916	0.91081	0.48001	0.39136	0.45973	0.35913	0.28009	0.2421	-0.01677	0.03645	-0.11025
宁夏	-0.00005	0.07955	0.61282	0.80226	0.40964	0.67104	0.47749	0.27071	0.0099	-0.00679	-0.04401
青海	0.63879	0.65684	0.92208	1.13233	1.19422	0.44433	0.32652	0.35172	0.16468	-0.53389	-0.05105
山东	-0.55797	-0.36187	-0.33464	-0.25539	-0.28349	-0.2668	-0.34157	-0.35001	-0.52698	-0.58527	-0.58034
山西	0.12663	0.04251	0.08066	-0.0202	-0.08297	-0.06997	-0.02933	0.09034	0.03295	-0.01631	0.02768
陕西	0.79931	0.72308	0.92137	0.79106	0.61261	0.47284	0.40066	0.23405	-0.104	-0.15376	-0.22783
上海	-1.0593	-0.96475	-0.96887	-0.91387	-0.77041	-0.72621	-0.74614	-0.74967	-0.982	-0.9483	-0.89959
四川	0.71427	-0.09354	-0.04693	0.05585	0.05419	-0.17901	-0.14657	-0.30275	-0.55241	-0.41082	-0.47814
天津	-1.08218	-0.88978	-0.9118	-0.86148	-0.64291	-0.5742	-0.73706	-0.84152	-1.05508	-1.04625	-1.0716
西藏	2.2892	2.13907	1.4506	0.48657	0.98682	1.16572	1.35331	1.72281	1.48337	0.80323	0.52002
新疆	1.01928	0.70529	0.94571	0.61072	1.18558	0.46938	0.34663	0.31072	-0.27349	-0.02889	-0.23427
云南	1.41158	1.54191	2.19367	1.80588	2.06237	1.50897	1.29935	1.24206	0.98006	0.69341	0.62287
浙江	-1.20211	-1.06385	-0.98619	-0.88021	-0.91572	-0.60417	-0.5371	-0.21621	-0.90194	-0.92302	-1.02654
重庆	1.71823	2.27786	1.55339	1.33749	0.66758	0.51747	1.06801	0.80016	0.03043	-0.32649	-0.34334