

湖南省城乡收入差距与经济增长关系研究

李爱芬

(湖南大学金融与统计学院, 湖南省长沙市, 410079)

摘要: 本文基于 2001-2014 年湖南省各市州面板数据, 构建变截距模型, 利用面板数据分析了湖南省及湘东、湘西、湘南、湘北、湘中各区域城乡收入差距与经济增长的非线性关系, 在验证各区域“倒 U 型”关系的同时, 测算出经济增长对城乡收入差距影响的临界值。结果表明, 湖南省各区域经济增长水平都已跨越各自的临界值, 经济增长与城乡收入差距关系均已处在“倒 U 型”曲线的右端, 应充分发挥经济增长的积极效应, 加快经济增长的步伐, 促进城乡收入差距进一步缩小。

关键词: 城乡收入差距; 经济增长; 倒 U 型

中国分类号: F0 **文献标识码:** B

Study on the relationship between the urban-rural income gap and economic growth in hunan province

(Li Aifen)

(Hunan university institute of finance and statistics, Changsha/Hunan, 410079)

Abstract: This article based on the various cities panel data of hunan province in 2001-2014 to build variable intercept model, by using the panel data of hunan province and eastern, western, southern northern and central of hunan to analyze the nonlinear relation between economic growth and income gap. After verifying the "inverted U" relationship between each area, we measure the critical value of the impact of the income gap between urban and rural areas of economic growth. Results show that the regional economic growth in hunan province have across their critical value, the relationship between economic growth and income gap of urban and rural areas have been at the right end of the "inverted U" curve, thus we should give full play to the positive effects of economic growth and accelerate the pace of economic growth to promote the further narrow of income gap between urban and rural areas.

Key words: The income gap between urban and rural areas; Economic Growth; Inverted U shape

1. 引言

改革开放以来, 中国经济水平发生了翻天覆地的变化, 经济持续快速增长。但与此同时, 我国居民的收入差距也进一步拉大。收入差距的不断扩大大意味着中国经济高速增长创造出来的社会福利, 并没有通过收入扩散机制让全体居民平等地分享这个成果, 是一种缺乏公平的效率提高。作为中部地区经济强省之一的湖南省, 是典型的农业大省, 2007 年长株潭被批准为全国资源节约型和环境友好型试点建设基地, 是为了落实国家推动区域协调发展方针和中部崛起战略, 推动东、中、西部协调发展, 湖南省的经济发展对于中部崛起计划有实践性的意义。改革开放以来, 湖南省收入差距呈现与全国一致的发展趋势, 但绝对额的增幅大于全国平均水平。

城乡收入差距与经济增长的关系一直是学术界领域研究的热点问题。根据西方发达国家的经验表明: 收入差距和经济增长之间存在经典的库兹涅茨“倒 U 形”关系^[1], 即在收入差距与经济增长的长期关系中, 当经济增长超过某一水平时, 经济增长与收入差距的关系会由一种机制转移到另一种机制, 对应的经济增长对收入差距的效应也将发生转换。

本文通过对湖南省城乡收入差距和经济增长的关系进行研究, 以湖南省 2001-2014 年数据为参考, 验证湖南省及湖南省各区域倒 U 型。有利于政策制定者, 根据湖南省各区域间现

行的经济状况,科学地制定城乡发展政策,改善城乡收入差距,进而构建新型工农城乡关系,推进湖南省“两型社会”建设,最后实现城乡经济协调和可持续发展。

2. 文献综述

对于收入差距与经济增长之间的关系研究,国外学者的研究主要有以下观点:库兹涅茨是最早研究经济增长与收入差距变化关系的学者之一。他以英国、美国和德国作为研究对象进行分析,得出了收入差距与经济增长之间的相互关系是符合“倒 U”型曲线的结论^[1]。而当时的实证研究也都支持了这一观点,如 Linder-Williamson (1985)以英国现状为基础的研究、Paukert (1973)对 56 个国家(地区)的跨国数据的实证检验,都支持了库兹涅茨的假说,Ahluwalia (1976)在扩大样本后进行的研究也得到了与 Paukert 类似的结论^[2]。Anand 和 Kanbur (1993)则是以库兹涅茨提出的人口理论为基础,从静态和动态两个方面对库兹涅茨“倒 U”假说进行了论证,结论是:静态比较中库兹涅茨“倒 U”假说是存在的,相反从动态的角度分析库兹涅茨“倒 U”假说是不存在的^[3]。

我国对于城乡收入差距与经济增长之间关系的研究,起步较晚,随着改革开放的进一步深化,我国城乡收入进一步拉大,才逐步引起学者们的重视。从总体上看与国外的研究趋势相一致,但也呈现出自身的特点,文献基本上可以分为二类:

第一类:即讨论库兹涅茨的“倒 U 形”曲线在全国的适用性。王亚芬、肖晓飞和高铁梅 (2007)研究发现,我国发达地区的经济发展和收入差距已呈现出倒 U 型规律^[4]。周云波 (2009)利用两部门模型也得出了类似的结论,即我国收入差距与经济增长之间存在倒 U 型关系,其中城市化是导致“倒 U”出现的主要原因^[5]。霄鹏、高伟 (2013)研究我国 1978-2011 年的面板数据后,认为库兹涅茨倒 U 理论基本适应我国的情况,但我国还未达到城乡收入差距的拐点^[6]。周文和赵方 (2013)进一步指出,我国目前正处于库兹涅茨倒 U 型曲线的“转折点”,政府必须对收入差距问题给予高度重视,进而通过降低收入不平等程度的措施来实现越过“中等收入陷阱”的目标^[7]。

第二类:聚焦于经济增长与城乡收入差距关系的区域性特征。张菲、赵凯 (2011)基于陕西省 1980-2007 年数据的研究表明,短期内,陕西省的经济增长拉大了城乡收入差距,但城乡收入差距的扩大却不能刺激其经济增长,两者存在单向格兰杰因果关系;长期内,两者则存在稳定的双向格兰杰因果关系^[8]。陈宇 (2011)研究广东省 1978-2009 年的时间序列数据和 2009 年的面板数据后,认为广东省城乡收入差距与经济增长之间的关系基本满足库兹涅茨倒 U 曲线,并预测广东省的拐点将在 2010-2015 左右出现,二元经济结构理论基本适应于广东省,广东省经济增长是广东省城乡收入差距扩大的单向格兰杰原因^[9]。秦征旋 (2013)对广东省城乡收入差距与经济增长之间的关系的研究则基本验证了陈宇的结论,他认为广东省城乡收入差距与经济增长之间基本满足库兹涅茨倒 U 曲线,并且拐点已于 2011 年出现,虽然并不稳定。与陈宇观点不同的是,秦征旋认为在过去的三十余年内,城乡收入差距促进了广东省的经济增长,但广东省的经济增长并未表现为城乡收入差距的格兰杰原因^[10]。

3. 湖南省及各区域倒 U 型验证

本部分以湖南省 14 个市州的面板数据为基础构建模型的同时,还将湖南省数据分为东部、中部、西部、南部、北部五个区域进行分析,这样可以更加深入的研究湖南省城乡收入差距与经济增长之间的非线性关系。这部分选取的样本数据是 2001 到 2014 年湖南省 14 个市州的面板数据,所选的指标为泰尔指数、人均 GDP。由于主要研究的是城乡收入差距与经济增长之间的关系,本部分不再考虑其他变量的影响,而是加入了经济增长的平方项以

及经济增长与城乡收入差距的交叉项分别构建模型来研究二者的非线性关系。本文数据主要来源于万德数据库。

3.1 变量选取

城乡收入差距指标：泰尔指数。泰尔指数，又称为泰尔熵标准，常用来衡量不同群体之间（比如个人或者地区之间）的收入差距。运用泰尔指数度量城乡收入差距时，计算公式为：

$$T_t = \sum_{i=1}^2 \frac{Y_{it}}{Y_t} \ln \left(\frac{Y_{it}}{Y_t} / \frac{P_{it}}{P_t} \right)$$

其中 T 表示城乡收入泰尔指数；Y 表示居民总收入；P 表示总人口；下标 t 表示统计时期；下标 i 取值 1、2，分别表示城镇地区和农村地区。从城乡收入泰尔指数的计算公式可以看出，泰尔指数在衡量城乡收入差距的同时还考虑了人口的影响，这非常适合我国农村人口比重大，城镇人口增长速度快的特征。此处泰尔指数我们用 Theil 表示。

经济增长指标：人均国内生产总值。人均国内生产总值是一个国家或地区在一定时期内的生产总值与所属地区常住人口的比值，是被普遍认可的用来代表某一地区经济发展状况的指标。此处我们用 RGDP 表示。

3.2 模型设定

估计面板数据的一个极端策略是将其看成截面数据进行回归 (Pooled Regression)，即要求样本中每个个体都有完全一样的回归方程；另一个极端是为每个个体估计一个单独的回归方程。前者忽略了个体间不可观测或被遗漏的异质性，而该异质性可能与解释变量相关而导致估计不一致，后者则忽略了个体间的共性。因此在实践中采取折中的办法，即假定个体的回归方程有相同的斜率但是可以有不同的截距，以此来捕捉异质性，反应这种异质性的模型称为变截距模型。如果代表异质性的随机变量与某个解释变量相关，则称之为固定效应模型 (Fixed Effects model，简称 FE)，在这种情况下最小二乘估计是不一致的，要将模型进行诸如差分之类的转换消去代表异质性的随机变量，从而获得一致估计量；如果代表异质性的随机变量与所有解释变量均不相关，则称之为随机效应模型 (Random Effects model，简称 RE)，从经济学理论角度讲随机效应很少见，但仍需通过检验来确定是否使用固定效应模型。

基于上述分析，本文采用变截距模型进行实证研究，在判断用固定效应变截距模型还是随机效应变截距模型时，本文通过 hausman 检验来实现。变截距模型的形式如下：

$$Y_{it} = c_i + \alpha X_{it} + \varepsilon_{it} \quad i=1, \dots, n; \quad t=1, \dots, T$$

其中，Y 表示泰尔指数，X 表示经济， c_i 表示个体差异， α 为变量系数， ε_{it} 为随机误差项，下标 i 为湖南省各市州，t 为年份 (t=2001...2014) 变截距模型采用最小二乘估计，标准差的估计使用聚类稳健的标准差。

3.3 描述性统计分析

本文对湖南省及全省五大区域的经济增长以及城乡收入差距变量进行描述性统计 (见表 1)。从全省样本看，2001 年至 2014 年全省经济增长对数的均值达到 9.5525，泰尔指数均值为 0.1352，其中泰尔指数最大值 0.2808 出现在 2009 年的湘西州，最小值 0.009278 出现在 2014 年衡阳市。分区域看，2001 年至 2014 年湘东地区经济增长均值最大，表明湘东整体经济增长速度较快，其次为湘北、湘南；经济增长最大值出现在 2014 年湘东地区的长沙市，最小值出现在 2001 年湘西的湘西州；2011 年至 2014 年，湘西泰尔指数均值最大，表明研究期间湘西相对其他四个区域城乡收入差距较大，而湘东地区泰尔指数均值最小，表

明其城乡收入差距在五大区域中最小。

表 1 各变量描述性统计分析

样本	变量	观测	均值	最小值	最大值	标准差
全省	Lnpdp	196	9.5525	7.9175	11.5869	0.7535
	Theil	196	0.1352	0.0093	0.2808	0.534
湘东	Lnpdp	42	10.1742	9.0489	11.5869	0.7269
	Theil	42	0.0853	0.0233	0.1357	0.0301
湘西	Lnpdp	42	9.1552	7.9175	10.2055	0.6357
	Theil	42	0.1914	0.1293	0.2808	0.0341
湘南	Lnpdp	42	9.4736	8.3903	10.5966	0.6267
	Theil	42	0.1053	0.0093	0.1637	0.0351
湘北	Lnpdp	28	9.8252	8.8087	10.773	0.6147
	Theil	28	0.1257	0.0626	0.1644	0.0289
湘中	Lnpdp	42	9.2258	8.1161	10.356	0.6342
	Theil	42	0.1651	0.0884	0.2626	0.0452

3.4 模型构建

(1) 面板数据单位根检验

在建立面板回归模型前,需对各变量的平稳性进行检验,以避免伪回归。面板数据的单位根检验方法包括 LLC 检验、IPS 检验、Breitung 检验、ADF-Fisher 检验等,不同检验方法得出的结论可能存在差异,为避免这种差异,本文选取了适用于相同根情况下的 LLC 检验和适用于不同根情况下的 IPS 检验,若两种检验方法均拒绝存在单位根的原假设,则表明该变量为平稳序列,反之则为非平稳序列。全省及各区域各个变量单位根检验结果如表 2 所示,原始数据中各个变量,无论全省还是各区域,四个变量均存在接受单位根原假设的情况,表面各个变量均为非平稳序列,故本文对各个变量进行一阶差分进行单位根检验。由表 2 可知,部分区域的部分变量一阶差分值存在未通过 LLC 检验和 IPS 检验,为非平稳序列的情况,因此本文对所有变量进行二阶差分。由检验结果可知,全省以及五大区域的各个变量的二阶差分值均通过 LLC 检验和 IPS 检验,表明各个变量均为二阶单整序列,满足了建立面板回归模型的前提条件。

表 2 各变量单位根检验结果

变量	原始数据		一阶差分		二阶差分		
	LLC	IPS	LLC	IPS	LLC	IPS	
全省	Lnpdp	-1.4072 (0.0797)	-0.9147 (0.1802)	-8.0932 (0.0000)	-3.5202 (0.0002)	-19.8135 (0.0000)	-10.9410 (0.0000)
	Theil	-0.7645 (0.2223)	2.7639 (0.9971)	-8.8217 (0.0000)	-5.7332 (0.0000)	-12.2613 (0.0000)	-7.9712 (0.0000)
	Lnpdp 2	-1.6643 (0.0480)	1.6577 (0.9513)	-10.0772 (0.0000)	-6.6673 (0.0000)	-15.4033 (0.0000)	-10.0768 (0.0000)
	Theil*Lnpdp	-0.0612 (0.4756)	3.6364 (0.9999)	-8.3678 (0.0000)	-5.6891 (0.0000)	-10.2049 (0.0000)	-7.4187 (0.0000)
湘东	Lnpdp	1.2975 (0.9028)	0.5708 (0.7159)	-2.9296 (0.0017)	-0.3245 (0.3728)	-12.4612 (0.0000)	-7.2114 (0.0000)
	Theil	-0.6852 (0.2466)	0.5292 (0.7017)	-2.7693 (0.0028)	-2.4338 (0.0075)	-9.9382 (0.0000)	-7.2113 (0.0000)
	Lnpdp 2	0.2279 (0.5902)	1.7066 (0.9561)	-1.5149 (0.0649)	-2.4659 (0.0068)	-11.2171 (0.0000)	-8.7101 (0.0000)
	Theil*Lnpdp	0.7674	0.8943	-2.8814	-2.6588	-7.1162	-5.7121

变量	原始数据		一阶差分		二阶差分		
	LLC	IPS	LLC	IPS	LLC	IPS	
湘西		(0.2214)	(0.8144)	(0.0020)	(0.0039)	(0.0000)	(0.0000)
	Lnpdp	0.1569	0.8726	-2.2151	-1.5887	-7.4779	-4.4791
		(0.5623)	(0.8086)	(0.0137)	(0.0561)	(0.000)	(0.0000)
	Theil	-1.6640	1.1612	-5.5751	-2.7582	-4.5340	-2.2586
		(0.0481)	(0.8772)	(0.0000)	(0.0029)	(0.0000)	(0.0120)
	Lnpdp 2	-1.3635	1.0826	-5.7046	-2.7869	-4.8109	-2.7104
	(0.0864)	(0.8605)	(0.0000)	(0.0027)	(0.0000)	(0.0034)	
	Theil*Lnpdp	-1.1571	1.5402	-5.5567	-2.7319	-4.2911	-2.2407
		(0.1236)	(0.9382)	(0.0000)	(0.0031)	(0.0000)	(0.0125)
湘南	Lnpdp	-1.4652	-1.2292	-5.2591	-2.2320	-10.5436	-4.9803
		(0.0714)	(0.1095)	(0.0000)	(0.0128)	(0.000)	(0.0000)
	Theil	1.3545	3.4859	-2.7327	-1.0752	-4.2530	-1.9468
		(0.9122)	(0.9998)	(0.0031)	(0.1412)	(0.0000)	(0.0258)
	Lnpdp 2	-0.6410	1.9408	-6.8558	-3.3539	-8.3383	-4.4965
		(0.2696)	(0.9739)	(0.0000)	(0.0004)	(0.0000)	(0.0000)
	Theil*Lnpdp	-1.9584	4.0824	-2.4974	-0.7670	-3.9724	-1.8551
		(0.9749)	(1.0000)	(0.0063)	(0.2215)	(0.0000)	(0.0318)
湘北	Lnpdp	0.2007	-0.0516	-2.7911	-0.7171	-6.4148	-3.3666
		(0.5796)	(0.4794)	(0.0026)	(0.2367)	(0.0000)	(0.0004)
	Theil	0.7632	2.0268	-4.5009	-3.6249	-3.1179	-3.3054
		(0.7773)	(0.9787)	(0.0000)	(0.0001)	(0.0009)	(0.0005)
	Lnpdp 2	0.3995	1.4262	-4.9825	-3.8165	-4.2369	-3.6494
		(0.6552)	(0.9231)	(0.0000)	(0.0001)	(0.0000)	(0.0001)
	Theil*Lnpdp	0.9983	2.2635	-3.6601	-3.5691	-2.9403	-3.2952
		(0.8409)	(0.9882)	(0.0001)	(0.0002)	(0.0016)	(0.0005)
湘中	Lnpdp	-3.0196	-2.1040	-5.8328	-2.7072	-8.3749	-4.1938
		(0.0013)	(0.0177)	(0.0000)	(0.0034)	(0.0000)	(0.0000)
	Theil	-0.9757	-0.8604	-3.3428	-3.1321	-3.9399	-3.4483
		(0.1646)	(0.1948)	(0.0004)	(0.0009)	(0.0000)	(0.0003)
	Lnpdp 2	-2.1125	-2.1715	-2.5467	-2.7061	-3.8499	-3.2141
		(0.0173)	(0.0149)	(0.0054)	(0.0034)	(0.0001)	(0.0007)
	Theil*Lnpdp	-0.5177	-0.5094	-3.2656	-3.1878	-4.1777	-3.6475
		(0.3024)	(0.3053)	(0.0005)	(0.0007)	(0.0000)	(0.0001)

(2) 面板数据协整检验

由以上平稳性检验结果可知,所有变量均为同阶单整,存在协整的可能性,故对各变量间进行协整检验,以考察2个模型中各变量间是否存在长期均衡的关系。面板协整检验方法包括 Pedroni 检验、Kao 检验、Johansen 检验等,本文主要采取了 Pedroni 检验方法。Pedroni 检验包括7个检验统计量,而 Pedroni 认为7个检验统计量中 Pane ADF 和 Group ADF 的检验效果最好,为避免各检验统计量检验结果不一致的情况,本文选用了 Pedroni 检验中的 Pane ADF 和 GoupADF 统计量作为主要的参考值。表3、表4显示了带有经济增长平方项、泰尔指数与经济增长交叉项模型两个模型中各变量协整检验的结果,由表3可知,带有平方项模型中,除湘南、湘北地区外,全省及其他区域 Panel ADF 和 Group ADF 值均通过显著性检验,表明这些区域内各个变量存在长期均衡关系,而湘南和湘北地区 Panel ADF 未通过显著性检验,但考虑到 Group ADF 等其他统计量存在通过显著性检验情况,因此本文认为湘南、湘北地区的各变量仍存在协整关系。由表4可知,带有交叉项模型中,除湘南地区外,全省及其地区域的 Panel ADF 和 Group ADF 值均通过显著性检验,表明这些区域内各个变量存在长期均衡关系,针对湘南地区,与表3结果相似,虑到该模型下湘南地区 Group ADF 等其他统计量存在通过显著性检验的情况,故本文认为湘南地区各变量仍存在协整关系。有上述分析可知,本文可针对两个模型进行下一步面板回归分析。

表 3 带有平方项的各区域样本面板协整检验 (Pedroni 检验) 结果

统计量	全省	湘东	湘西	湘南	湘北	湘中
Panel ADF	-3.8561 (0.0001)	-1.6141 (0.0533)	-3.9504 (0.0000)	-1.2391 (0.1077)	-7.9995 (0.2219)	-1.4323 (0.0760)
Group ADF	-5.8031 (0.0000)	-2.6737 (0.0038)	-4.6422 (0.0000)	-1.5297 (0.0630)	-1.9336 (0.0266)	-2.1115 (0.0174)

表 4 带有交叉项的各区域样本面板协整检验 (Pedroni 检验) 结果

统计量	全省	湘东	湘西	湘南	湘北	湘中
Panel ADF	-3.5343 (0.0002)	2.4245 (0.0077)	-3.5013 (0.0002)	-1.2805 (0.1002)	-0.5246 (0.2999)	-2.8240 (0.0024)
Group ADF	-5.2719 (0.0000)	-2.9686 (0.0015)	-2.8734 (0.0020)	-2.4145 (0.0079)	-1.4285 (0.0766)	-3.1459 (0.0008)

(3) hausman 检验

在进行面板回归分析前,首先需要通过 hausman 检验来判断采用固定效应模型还是随机效应模型,当拒绝原假设,则表明采用固定效应模型,反正则采用回归效应模型。本文对全省及五大区域的带有平方项和带有交叉项的两个模型分别进行了 hausman 检验,检验结果如表 5 所示。全省样本中,带有平方项模型的 hausman 检验接受了原假设,故采用随机效应模型,而带有交叉项模型的 hausman 检验拒绝了原假设,故采用固定效应模型。同理,五大区域的两个模型的 hausman 检验结果可见表 5。

表 5 全省及各区域 hausman 检验结果

模型	检验统计量	全省	湘东	湘西	湘南	湘北	湘中
带有平方项	W 统计量	3.82	620.85	0.33	1.79	11.28	19.11
	P 值	0.148	0.0000	0.8471	0.4077	0.0036	0.0001
	检验结果	随机效应模型	固定效应模型	随机效应模型	随机效应模型	固定效应模型	固定效应模型
带有交叉项	W 统计量	89.04	6.81	14.40	32.02	83.43	3.23
	P 值	0.0000	0.0332	0.0007	0.0000	0.0000	0.1988
	检验结果	固定效应模型	固定效应模型	固定效应模型	固定效应模型	固定效应模型	随机效应模型

4. 模型估计结果与分析

根据以上检验,我们可以设定以下两个模型,

$$\text{Model1: Theilit} = c_i + a_1 \ln \text{pgdpit} + a_2 \ln \text{pgdpit}^2 + \varepsilon_{it}$$

$$\text{Model2: Theilit} = c_i + b_1 \ln \text{pgdpit} + b_2 (\text{theilit} * \ln \text{pgdpit}) + \varepsilon_{it}$$

表 6 分别给出了加入经济增长平方项和泰尔指数与经济增长交叉项的非线性模型的估计结果。从表 6 可知,大部分模型拟合优度均大于 0.8,且所有模型 F 统计量均通过显著性检验,表明全省及五大区域 6 个样本的两个模型整体拟合效果较好。

表 6 模型估计结果

	全省		湘东		湘西	
	Model1	Model2	Model1	Model2	Model1	Model2
C	-1.4864 (0.00)	0.1301 (0.00)	-0.8956 (0.00)	0.1118 (0.00)	-4.0038 (0.00)	0.1745 (0.00)
Lnpdp	0.3633 (0.00)	-0.0126 (0.00)	0.2282 (0.00)	-0.0101 (0.00)	0.9418 (0.00)	-0.0187 (0.00)
Lnpdp 2	-0.0201 (0.00)		-0.01289 (0.00)		-0.0526 (0.00)	
Theil*Lnpdp		0.0990 (0.00)		0.0893 (0.00)		0.1075 (0.00)
拟合优度 R2	0.4318	0.9959	0.9455	0.9970	0.4598	0.9977
F 统计量	73.3306	2922.4760	160.3654	3046.4170	16.5986	3950.8670
P 值	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

续表 6 模型估计结果

	湘南		湘北		湘中	
	Model1	Model2	Model1	Model2	Model1	Model2
C	-3.8545 (0.00)	0.0942 (0.00)	-4.2555 (0.00)	0.1369 (0.00)	-2.9375 (0.00)	0.1595 (0.00)
Lnpdp	0.8494 (0.00)	-0.0094 (0.00)	0.9324 (0.00)	-0.0131 (0.00)	0.6918 (0.00)	-0.0164 (0.00)
Lnpdp 2	-0.0453 (0.00)		-0.0493 (0.00)		-0.0384 (0.00)	
Theil*Lnpdp		0.1011 (0.00)		0.0958 (0.00)		0.1033 (0.00)
拟合优度 R2	0.2517	0.9976	0.8851	0.9984	0.6498	0.9973
F 统计量	6.5578	3881.7300	61.6524	4853.9090	17.16475	7191.3940
P 值	0.0035	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

针对模型 1,从全省样本上看,经济增长及其平方项的回归系数分别为 0.3633、-0.0201,且在 1%的显著性水平下通过检验,表明全省城乡收入差距与经济增长间存在显著的“倒 U 型”关系,即在起初阶段全省经济发展水平较低时,随着经济的增长,将会促使城乡收入差距进一步扩大,当经济增长跨越临界值后,经济增长将对城乡收入差距将转为显著的负向影响,经济快速增长将会促使城乡收入差距逐步缩小。根据平方项模型的估计结果可计算出城乡收入差距与经济增长的“倒 U 型”关系的临界值,依据临界值满足的条件以及模型的估计结果,得出全省经济增长的临界值为 9.0373。整体来看,研究期间全省经济增长均值为 9.5525,高于临界值,表明全省整体经济增长与城乡收入差距关系已处在“倒 U 型”曲线的右端,经济增长水平的提高,将促进城乡收入差距缩小。细分到各市州上看,则 2009 年起全省 14 个市州经济增长均跨越了临界值,表明 2009—2014 年期间全省各市州经济增长均处在“倒 U 型”曲线的右端,而长沙、株洲、湘潭等经济发达地区在研究期间均处在“倒 U 型”曲线的右端。

分区域上看,湘东、西、南、北、中五大区域的经济增长及其平方项回归系数均通过显著性检验,且平方项回归系数显著为负,表明五大区域经济增长与城乡收入差距间均呈显著的“倒U型”关系,当经济增长跨越某个临界值后,经济增长对城乡收入差距的作用将由正向影响转变为负向影响,缩小城乡收入差距的积极作用将显现。与上同理,计算出湘东、西、南、北、中经济增长的临界值分别为8.8449、8.9525、9.3753、9.4564、9.0078。2001至2014年湘东地区三个市经济增长均跨越临界值8.8449,整个湘东地区经济增长水平处在“倒U型”曲线的右端,对城乡收入差距缩小具有显著促进作用。湘西地区张家界市经济增长水平于2006年跨越临界值8.9525,怀化市、湘西州分别于2007年、2008年跨越临界值,表明自2007年起湘西地区整体经济增长水平处在“倒U型”曲线的右端。湘南地区衡阳市、郴州市、永州市分别在2007年、2006年、2009年跨越临界值9.3753;湘北地区岳阳市、常德市均在2006年跨越临界值9.4564;湘中地区邵阳市、益阳市、娄底市分别在2008年、2007年、2005年跨越临界值9.0078。

针对模型2,从全样本上看,城乡收入差距与经济增长交叉项回归系数为0.0990,且通过显著性检验,表明全省经济增长对于城乡收入差距的影响受到城乡收入差距自身水平的影响,当城乡收入差距扩大时,会加快促进经济增长对城乡收入差距的扩大作用,即城乡收入差距较大时,经济增长对城乡收入差距的积极作用并不明显。分区域上看,湘东、西、南、北、中五大区域交叉项的回归系数均显著为正,经济增长系数均显著为负,与全省模型估计结果相似,五大区域经济增长对城乡收入差距的效应受到各自城乡收入差距自身水平的影响,当城乡收入差距较小时,会缩小经济增长对城乡收入差距的负向效应;当城乡收入差距较大时,将扩大经济增长对城乡收入差距的负向作用。

总体来说,五大区域经济增长水平都已跨越各自的临界值,经济增长与城乡收入差距关系均已处在“倒U型”曲线的右端,应充分发挥经济增长的积极效应,加快经济增长的步伐,从而促进城乡收入差距进一步缩小。

参考文献

- [1]Kuznets& Simon, Economic Growth and Income Inequality [J]. American Economic Review, 1955, (1): 1-28
- [2]Ahluwatia, M., Inequality, Poverty and Development [J]. Journal of Development Economics, 1976(3) : 307-342
- [3]Anand, S. and Kanbur, R., The Kuznets Process and the Inequality-Development Relationship [J]. Journal of Development Economics, 1993a (40): 25-52
- [4] 王亚芬,肖晓飞,高铁梅.我国城镇居民收入分配差距的实证研究[J].财经问题研究,2007,6:65-71
- [5] 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假
- [6] 说的实证检验[J].经济学(季刊),2009,7: 1239-1256
- [7] 马霄鹏,高伟.对我国城乡收入差距与经济增长关系的研究对“库兹涅茨倒U型曲线假说”的实证分析[J].价格理论与实践,2013,1:64-65
- [8]李红霞.内蒙古经济增长与城乡收入差距的实证分析[D].内蒙古大学,2009
- [9]张菲.陕西省收入分配差距及其与经济增长关系研究[D].西北农林科技大学,2010
- [10]城乡居民收入差距与经济增长关系的研究[D].暨南大学,2011.