城乡收入差距对中部地区经济增长的非线性影响研究——基于面板门限模型分析的证据*¹

陈斐^{a,b} 张晓燕^a 康松^a

(南昌大学 a. 经济管理学院, 江西南昌 330031;

b. 中国中部经济社会发展研究中心, 江西南昌 330047)

【摘要】:基于中部地区地级市层面,构建城乡收入差距对经济增长影响的非线性模型;在实证分析中,针对三种不同情形开展整体分析与不同类型区的比较分析。结果表明:城乡收入差距扩大在一定程度上对经济增长具有促进作用,但随着这一差距的持续扩大并跨越门限值后,将对经济增长产生显著性的阻碍作用;不同类型区的两种划分情形下的结果同样表明,随着城乡收入差距的持续扩大,收入差距扩大地区相对于收入差距缩小地区将可能更快地由城乡收入差距对经济增长存在正效应的阶段跨入对经济增长存在负效应的阶段。

【关键词】:城乡收入差距;经济增长;面板门限模型;中部地区

【中图分类号】:F207 **【文献标识码】**:A **【文章编号】**:1006-0448(2017)01-0067-09

DOI:10.13764/j.cnki.ncds.2017.01.011

自Kuznets^[1]于1995年提出“倒U型假说”以来,关于收入不平等对经济增长的影响研究受到了研究者的广泛关注。目前有关收入差距对经济增长的影响效应研究,已经由最初主要从线性分析的角度论证二者的关系,发展到从非线性角度来考察。

从现有文献来看,从线性分析的角度研究收入分配不平等与经济增长的关系主要有两种不同的观点:一是认为两者之间存在着负相关关系。Persson和Tabellini^[2]、Perotti^[3]、陆铭和陈钊^[4]、Frank^[5]、陈斐和孙向伟^[6-7]等人的研究结果均体现了这一观点。另一种观点则认为,收入分配不平等可促进经济增长。如Kaldor^[8]、Bourguignon^[9]、Castello等^[10]、FadiFawaz^[11]、杨孟禹^[12]等人的研究表明了收入不平等与经济增长之间存在正相关关系。此外,Forbes^[13]、Voitchovsky^[14]等、梁亚民和臧海明^[15]的研究则表明收入分配不平等与经济增长之间正向关系和负向关系的存在并不互为矛盾。

随着研究的逐步深入,一些学者认为采用线性模型研究收入不平等与经济增长之间的关系是不恰当的,他们进而从非线性角度研究收入分配不平等对经济增长的影响效应。现有文献中,学者们探究收入差距与经济增长的关系所构建或选取的非线性模型与方法大致可分为以下三类:一是在对“倒U”型曲线进行验证的基础上,采用协整检验以及误差修正模型说明经济增长与

¹收稿日期:2016-11-25

基金项目:国家自然科学基金“中国区域经济增长中潜在空间影响的显著性与效应研究(4166102)。

作者简介:陈斐(1971-),男,江西东乡人,教授,博士生导师,理学博士,从事经济增长、区域经济空间分析、空间计量经济学研究;张晓燕(1991-),女,福建泉州人,2014级数量经济学专业硕士研究生。

收入的不平等存在长期的关系,如 Barro^[16]、秦征旋^[17]、何星^[18]。二是选用平滑转换回归这一方法研究城乡收入差距与经济增长二者之间的关系。如 Aslanidis^[19]、王少平和欧阳志刚^[20]、范亚舟和舒银燕^[21]、张优智和党兴华^[22]。三是随着 Hansen^[23]提出的门限效应,部分学者开始关注经济增长中的门限问题。Woojin Lee 和 John E. Romer^[24]、Andreas Savvides 和 Thanasis Stengos^[25]、曲博和闵熙颜^[26]、陈锐和刘小二^[27]、张东辉和孙华臣^[28]、陈博等^[29]。现有的运用面板门限模型分析收入差距与经济增长的文献中,多基于全国省级层面的数据进行探究,未考虑到我国各省市间发展存在的差异。

整体而言,我国学者大多采用线性或非线性模型从全国省级层面研究城乡收入差距对经济增长的影响。考虑到我国国土范围辽阔,各省市区经济发展存在较大的差异,省级层面分析结果的有效性及其解释不尽如人意。对于一些大的经济区域而言,有必要基于地市或县级单元,从非线性角度进一步开展城乡收入差距对经济增长的影响研究。中部六省作为一个大的经济区域,各省经济发展差异相比全国整体情形而言要小,因此,本文将选择中部地区为研究区,并以地市为分析单元,以 2001—2013 年为研究时段,选用面板门限模型探究城乡收入差距对中部地区经济增长的非线性影响。研究中,本文将首先从整体上分析城乡收入差距对中部地区经济增长的影响,然后根据各地市期初与期末城乡收入差距比的变化情况将中部地区全部地级市划分为两类地区进行分析;并在两类地区分析的基础上,以各地市的经济发展水平为参照,将所有地市划分为四类地区进行分析,考察不同样本情形下城乡收入差距对经济增长所存在的非线性影响。

二 变量选取与研究方法

1. 变量说明

本文以中部六省为研究区域,所采用的 2001—2013 年间地级市数据主要来自于历年的《中国区域经济统计年鉴》、中经网,部分数据则源于各地市历年的统计公报。2010 年安徽省巢湖市由原先的地级市重新规划为县级市,原巢湖市部分地区则分别划分到临近的马鞍山市、合肥市、芜湖市。为保持地市样本的一致性,在数据处理过程中参照了 2010 年之前的行政区划,对这 4 个城市 2011—2013 间各年的数据进行了相应的调整,因此在本文的分析中选取的所有地市样本数为 88 个。

为了防止伪回归的出现,首先需要对所选用的各个变量进行平稳性的检验,在本文中,所采用的检验平稳性的方法为单位根检验方法,包括:LLC 检验、IPS 检验和 HT 检验。

2. 研究方法

Hansen1999 年提出了面板门限回归模型,这一模型为在静态面板数据下如何分析变量相互影响的非线性问题提供了很好的解决方法,其具体形式为:

$$y_{it} = \mu_i + \beta'_1 x_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta'_2 x_{it} I(q_{it} > \gamma) + e_{it} \quad (1)$$

在模型中,下标 i 指代个体,下标 t 指代时间,被解释变量 y_{it} 、门限变量 q_{it} 为标量,控制变量 x_{it} 为 k 阶矢量, μ 、 β'_1 、 β'_2 、 γ 、 e 都为待估参数,其中, γ 为门限值, β'_1 、 β'_2 为经过转制的列向量。 $I\{\cdot\}$ 为示性函数,示性函数又称指数函数或伯努利变量,是定义在某集合上的函数,表示其中有哪些元素属于某一子集,当条件成立时取 1,否则取 0,具体到模型中而言,即当 $q_{it} \leq \gamma$ 时,则 $I\{q_{it} \leq \gamma\} = 1$,反之则 $I\{q_{it} \leq \gamma\} = 0$,当 $q_{it} > \gamma$ 时,则 $I\{q_{it} > \gamma\} = 1$,反之则 $I\{q_{it} > \gamma\} = 0$ 。通过判别门限变量是否超过门限值将所有观测值划分到两种机制中,这些观测值包括变量 y_{it} 、 x_{it} 、 q_{it} 的所有取值;而这两种机制的区分是通过不同的回归斜率,即分辨参数 β'_1 、 β'_2 的不同,这又要求变量 x_{it} 是随着时间的变化而变化的,同样,门限变量也是随时间的变化而变化的。此外,假设误差项 e_{it} 服从均值为零,方差为 δ^2 的独立同分布。由于受到样本容量的限制,在建立经济计量模型

时不得不忽略个体经济行为的差异，即需去除个体效应，因此，Hansen 提出通过将所有观测值减去其组内均值来去除个体效应。

式(2)为对式(1)中变量 y_{it} 、 x_{it} 、 q_{it} 取时间指标 t 内的均值：

$$\bar{y}_i = \mu_i + \beta' \bar{x}_i(\gamma) + \bar{e}_i \quad (2)$$

由式(1)减去式(2)得出式(3)如下所示：

$$y_{it}^* = \beta' x_{it}^*(\gamma) + e_{it}^* \quad (3)$$

以上为存在一个门限值的模型方程，式(1)是模型的基本形式，式(2)、式(3)为模型的其他形式。Hansen 在其 1999 年发表的文献中同样提到，实际检验过程中可能会出现两个或多个门限值，若存在两个门限值，则模型(1)的形式将变成：

$$y_{it} = \mu_i + \beta'_1 x_{it} I(q_{it} \leq \gamma_1) + \beta'_2 x_{it} I(\gamma_1 < q_{it} \leq \gamma_2) + \beta'_3 x_{it} I(q_{it} > \gamma_2) + e_{it} \quad (4)$$

在本文中，基于 Hansen 提出的面板门限回归模型，构建了城乡收入差距对经济增长影响的面板门限模型，以研究城乡收入差距对经济增长的非线性影响。在模型构建过程中，当假定城乡收入差距对经济增长的非线性影响只存在一个门限值构建的模型形式如下：

$$\text{prgdp}_{it} = \mu_i + \beta_1 \times \text{gap}_{it} \times I(\text{gap}_{it} \leq \gamma) + \beta_2 \times \text{gap}_{it} \times I(\text{gap}_{it} > \gamma) + \theta_1 \times \text{invr}_{it} + \theta_2 \times \text{conr}_{it} + \theta_3 \times \text{hdir}_{it} + e_{it} \quad (5)$$

当假定城乡收入差距对经济增长的非线性影响存在两个门限值时，模型(5)将变成模型(6)的形式。若存在三个门限值的情况，则同理递推。

$$\text{prgdp}_{it} = \mu_i + \beta_1 \times \text{gap}_{it} \times I(\text{gap}_{it} \leq \gamma) + \beta_2 \times \text{gap}_{it} \times I(\gamma_1 < \text{gap}_{it} \leq \gamma_2) + \beta_3 \times \text{gap}_{it} \times I(\text{gap}_{it} > \gamma_2) + \theta_1 \times \text{invr}_{it} + \theta_2 \times \text{conr}_{it} + \theta_3 \times \text{hdir}_{it} + e_{it} \quad (6)$$

其中，被解释变量 prgdp_{it} 代表着第 i 个地级市在第 t 年的人均 GDP 的增长率；变量 gap_{it} 为门限变量，代表着第 i 个地级市第 t 年的城乡收入差距；控制变量 invr_{it} 、 conr_{it} 、 hdir_{it} 则分别代表着第 i 个地级市 t 年的固定资产投资增长率、社会消费品零售总额所占份额和就业人口增长率，参数 β_1 、 β_2 、 β_3 分别表示第一个门限值的系数、第二个门限值的系数、第三个门限值的系数，参数 θ_1 、 θ_2 、 θ_3 分别表示变量 invr_{it} 、 conr_{it} 、 hdir_{it} 的系数，参数 γ_1 、 γ_2 分别表示第一个门限值和第二个门限值，其余参数解释同上。本文后续的实证研究将基于模型(5)和模型(6)而展开。

三实证分析结果及解释

1. 基于中部地区所有地市的的面板门限分析本节选择中部地区所有 88 个地市为数据分析样本, 根据所构建的模型 (5) 和模型 (6), 从整体上分析城乡收入差距对中部地区经济增长的非线性影响。

表 1 列出了模型分析中所使用的各变量的三种单位根检验的结果, 即: LLC 检验、IPS 检验、HT 检验。根据表 1, 可以看出: 变量 prgdp、invr、hdir 均通过了三种检验; 变量 conr 通过了 LLC 检验和 HT 的检验, 变量 gap 通过 HT 检验。因此, 综合三种不同的单位根检验结果, 可以认为所选用的五个变量均通过了单位根检验。

表 1 各变量不同单位根检验结果

	LLC 检验	IPS 检验	HT 检验
prgdp	-14.500 0*** (0.000 0)	-10.202 6*** (0.000 0)	0.168 4*** (0.000 0)
gap	4.749 1 (1.000 0)	1.086 6 (0.861 4)	0.638 1*** (0.000 0)
invr	-13.485 1*** (0.000 0)	-10.362 1*** (0.000 0)	0.125 8*** (0.000 0)
conr	-10.577 4*** (0.000 0)	-0.286 4 (0.387 3)	0.707 1*** (0.000 4)
hdir	-13.581 7*** (0.000 0)	-15.184 6*** (0.000 0)	-0.359 7*** (0.000 0)

注: ***, **, * 分别表示在 99%、95%、90% 的显著性水平下通过检验; 各表表格内, 上方数字代表统计值, 括号内数字代表 P 值。

表 2 中列出了门限效应的检验结果以及估计结果。根据表 2 中结果可以看出城乡收入差距对中部地区经济增长存在非线性影响。情形一的假设检验表明: 在 99% 的置信水平下, 检验 P 值结果是 0.0000, 拒绝不存在门限值的原假设; 情形二的假设检验表明: 在 95% 的置信水平下, 检验 P 值结果为 0.0500, 拒绝存在一个门限值的原假设; 情形三的假设检验表明: 检验 P 值结果为 0.1233, 不拒绝存在两个门限值的原假设。综合三种情形的门限假设检验结果, 表明了城乡收入差距对中部地区经济增长的非线性影响存在门限效应, 且有两个门限值, 分别为 -0.2401 及 0.2559。第一个门限值左右两端门限系数均为正数, 可见, 城乡收入差距在一定程度内与中部地区经济增长存在正向关系; 第一个门限值左侧门限系数高于第一个门限值右侧门限系数, 说明当城乡收入差距跨越第一个门限值后, 城乡收入差距对经济增长的正效应已有明显的减弱, 城乡收入比每扩大一个单位, 对经济增长的正效应将由之前的 0.0973 个单位减小到 0.0363 个单位, 并且, 随着城乡收入差距的持续扩大, 当跨越第二个门限值, 即城乡收入差距扩大到门限值 0.2559 以上时, 城乡收入差距对经济增长的正效应将转变为负效应, 城乡收入比每扩大一个单位, 则经济增长将下降 0.0939 个单位。

表2 门限模型估计结果

	系数	残差	t 值	p 值
invr	0.064 0***	0.014 1	4.552 0	0.000 0
conr	-0.717 5***	0.068 1	-10.534 1	0.000 0
hdir	-0.014 1	0.016 8	-0.840 5	0.400 8
gap × I(gap ≤ γ ₁)	0.097 3***	0.0144	6.758 4	0.000 0
gap × I(γ ₁ < gap ≤ γ ₂)	0.036 3	0.022 9	1.581 8	0.114 0
gap × I(gap > γ ₂)	-0.093 9***	0.020 2	-4.655 2	0.000 0
第一个门限值:	-0.240 1		第二个门限值:	0.255 9
门限假设			F 值	P 值
情形一 H ₀ : 不存在门限值 H ₁ : 存在一个门限值			36.896 5***	0.000 0
情形二 H ₀ : 存在一个门限值 H ₁ : 存在两个门限值			4.853 9**	0.050 0
情形三 H ₀ : 存在两个门限值 H ₁ : 存在三个门限值			2.606 2	0.123 3

注:***、**、* 分别表示在 99%、95%、90% 的显著性水平下通过检验。

结合各地市城乡收入比数据与门槛模型估计结果,可以计算出第一门限值-0.2401 对应的城乡收入比为 2.6416,第二门限值 0.2559 对应的城乡收入比为 2.8913,即,当城乡收入比在 2.6416 以下时,城乡收入差距对经济增长存在显著的正效应;当收入比介于 2.6416 与 2.8913 时,城乡收入差距对经济增长的正效应有所减弱,但在统计意义上是不显著的;当城乡收入差距的比值比高于 2.8913 时,城乡收入差距的不断扩大将阻碍经济的增长,且这种阻碍作用是显著的。

2. 基于城乡收入比变化情况分类的两类地区的面板门限分析

根据计算出的中部地区各地市期末(2013年)、期初(2001年)的城乡收入比,并用期末数值减去期初数值,可以得出各地市的城乡收入比增加值,然后以各地市的城乡收入比增加值是否大于零作为划分基准,将中部地区所有地市分为两类地区。第一类地区为城乡收入差距呈扩大趋势的地区,其城乡收入比增加值为正值,共包含 51 个地级市;第二类地区为城乡收入差距呈缩小趋势的地区,其城乡收入比增加值为负值,其中包含 37 个地级市。根据所构建的模型(6)和模型(7)分别对两类地区进行分析,考察并比较两种不同类型区样本情形下城乡收入差距对经济增长的非线性影响。

类似地,表 3 列出了所使用的五个变量在两种不同类型区样本情形下的三种单位根检验结果,即:LLC 检验、IPS 检验、HT 检验。

表3 各变量在两种不同类型区样本情形下的单位根检验结果

	第一类地区:城乡收入差距扩大地区			第二类地区:城乡收入差距缩小地区		
	LLC 检验	IPS 检验	HT 检验	LLC 检验	IPS 检验	HT 检验
prgdp	-12.415 8*** (0.000 0)	-7.721 9*** (0.000 0)	0.180 5*** (0.000 0)	-7.579 8*** (0.000 0)	-6.668 5*** (0.000 0)	0.149 8*** (0.000 0)
gap	7.550 9 (1.000 0)	5.964 6 (1.000 0)	0.733 7** (0.044 9)	-1.291 9* (0.098 2)	-5.327 0*** (0.000 0)	0.555 6*** (0.000 0)
invr	-8.480 7*** (0.000 0)	-7.838 1*** (0.000 0)	0.084 2*** (0.000 0)	-10.956 4*** (0.000 0)	-6.778 2*** (0.000 0)	0.206 5*** (0.000 0)
conr	-9.429 1*** (0.000 0)	-1.362 8* (0.086 5)	0.652 7*** (0.000 0)	-4.972 5*** (0.000 0)	1.158 3 (0.876 6)	0.788 7 (0.532 6)
hdir	-7.323 3*** (0.000 0)	-11.782 9*** (0.000 0)	-0.204 2*** (0.000 0)	-12.036 6*** (0.000 0)	-9.584 1*** (0.000 0)	-2.060 1*** (0.000 0)

注:***、**、* 分别表示在 99%、95%、90% 的显著性水平下通过检验;各表格内,上方数字代表统计值,括号内数字代表 P 值。

根据表 3, 可以看出: 变量 $prgdp$ 、 $invr$ 、 $hdir$ 在两种不同类型区的分析中均通过了三种单位根检验; 此外, 变量 gap 在第一类地区样本情形下通过了 HT 检验, 可视为通过了 LLC 检验和 IPS 检验, 而且变量 gap 在第二类地区样本情形下通过了三种单位根检验; 变量 $conr$ 在第一类地区样本情形下亦通过了 3 种单位根检验, 在第二类地区样本情形下也通过了 LLC 检验。因此, 综合 3 种不同的单位根检验结果, 可以基本认为所选用的 5 个变量在两种不同类型区样本情形下均通过单位根检验。

表 4 两类地区的门限效应检验结果

门限模型假设检验	第一类地区: 收入差距扩大地区		第二类地区: 收入差距缩小地区	
	F 值	(P 值)	F 值	(P 值)
情形一 H_0 : 不存在门限值	19.715 0	**	35.712 0	***
H_1 : 存在一个门限值	(0.050 0)		(0.000 0)	
情形二 H_0 : 存在一个门限值	3.818 0		2.196 0	
H_1 : 存在两个门限值	(0.170 0)		(0.177 0)	
情形三 H_0 : 存在两个门限值	5.562 0		5.024 0	
H_1 : 存在三个门限值	(0.300 0)		(0.140 0)	

注: **、*、* 分别表示在 99%、95%、90% 的显著性水平下通过检验; 各表表格内, 括号外数字代表统计值, 括号内数字代表 P 值。

表 4 分别列出了两种不同类型区样本情形下的门限效应检验的结果。根据表 4, 对于第一类地区而言, 情形一的假设检验表明: 在 95% 的置信水平下, 检验 P 值结果为 0.0500, 拒绝不存在门限值的原假设, 情形二的假设检验表明: 检验 P 值结果为 0.1700, 不拒绝存在一个门限值的原假设, 故此综合情形一和情形二的假设检验, 对于城乡收入差距扩大地区而言, 城乡收入差距对经济增长的非线性影响存在一个门限值。同理, 根据表 4, 对于第二类地区而言, 城乡收入差距与经济增长间存在一个门限值。

表 5 分别列出了两类地区样本情形下的门限模型估计的结果。根据表 5 的分析结果, 可以看出, 对于第一类地区而言, 城乡之间的收入差距对经济增长的非线性影响的门限值为 -0.2391; 门限值左侧的门限系数为正, 说明城乡收入差距的扩大有利于经济增长, 且这种促进作用是显著的, 城乡收入比每扩大一个单位将使经济增长提高 0.0864 个单位; 门限值右侧的门限系数为负数, 说明城乡收入差距对经济增长存在显著的负效应, 城乡收入比每扩大一个单位将使经济增长下降 0.0617 个单位。同理, 根据表 5, 对于第二类地区而言, 城乡收入差距对经济增长的非线性影响的门限值为 0.2501, 门限值左侧的门限系数为正, 门限值右侧的门限系数为负, 说明当城乡收入差距小于门限值 0.2501 时, 城乡间扩大的收入差距对经济增长产生显著的正效应, 城乡收入比每提高一个单位将使经济增长提高 0.1154 个单位; 当城乡收入差距跨越门限值 0.2501 后, 城乡收入比每扩大一个单位将使经济增长下降 0.1054 个单位, 且城乡收入差距对经济增长的这一阻碍作用在统计意义上是显著的。结合两类地区的城乡收入比数据与两类地区的门槛模型估计结果, 可以计算出城乡收入差距扩大地区和城乡收入差距缩小地区的门限值所对应的城乡收入比分别为 2.5969、3.3962。城乡收入差距呈扩大趋势的地区的门限值所对应的城乡收入比低于城乡收入差距呈缩小趋势的地区的门限值所对应的城乡收入比, 这一结果表明, 随着城乡收入差距的持续扩大, 城乡收入差距呈扩大的地区相对于城乡收入差距呈缩小地区, 将可能更快地由城乡收入差距对经济增长存在正效应的阶段跨入城乡收入差距对经济增长存在负效应的阶段。

表 5 两类地区样本情形下的门限模型估计的结果

	第一类地区: 城乡收入差距扩大地区				第二类地区: 城乡收入差距缩小地区			
	系数	残差	t 值	p 值	系数	残差	t 值	p 值
$invr$	0.076 8	0.020 2	3.802 8	0.000 2	0.036 7	0.020 5	1.790 0	0.075 0
$conr$	-0.662 5	0.101 5	-6.525 5	0.000 0	-0.787 1	0.088 8	-8.870 0	0.000 0
$hdir$	0.005 3	0.013 3	0.403 3	0.686 9	-0.034 5	0.019 4	-1.780 0	0.076 0
$gap \times I(gap \leq \gamma)$	0.086 4	0.020 0	4.331 0	0.000 0	0.115 4	0.019 2	6.010 0	0.000 0
$gap \times I(gap > \gamma)$	-0.061 7	0.020 0	-3.080 9	0.002 2	-0.105 4	0.028 3	-3.730 0	0.000 0
门限值:	-0.239 1				门限值: 0.250 1			

注: **、*、* 分别表示在 99%、95%、90% 的显著性水平下通过检验。

3. 基于聚类分析的四类地区的面板门限分析

考虑到中部地区各地市经济发展水平的差异性，有必要在划分为城乡收入差距扩大地区、城乡收入差距缩小地区这两类地区的基础上，以各地市的经济发展水平为参照，基于聚类分析方法与 SPSS 软件，将中部地区 88 个地市划分成 4 种不同类型的区展开面板门限分析，考察并比较四种不同样本情形下城乡收入差距与经济增长的非线性影响。

类似地，表 6 列出了五个变量在四种不同类型区样本情形下的三种单位根检验结果，即：LLC 检验、IPS 检验、HT 检验。参照表 3 对单位根检验结果的解释，综合分析表 7 三种不同的单位根检验结果，大致可以认为所选用的五个变量在四种不同类型区样本情形下均通过单位根检验。

表 6 各变量在四种不同类型区样本情形下的单位根检验结果

	第一类地区			第二类地区		
	LLC 检验	IPS 检验	HT 检验	LLC 检验	IPS 检验	HT 检验
prgdp	-4.8455*** (0.000 0)	-4.711 0*** (0.000 0)	0.207 7*** (0.000 0)	-2.834 9*** (0.002 3)	-2.892 5*** (0.001 9)	0.291 9*** (0.000 0)
gap	5.944 7 (1.000 0)	5.044 3 (1.000 0)	0.781 4 (0.462 2)	0.212 7 (0.584 2)	-3.466 7*** (0.000 3)	0.619 6*** (0.004 3)
invr	-6.476 6*** (0.000 0)	-3.842 2*** (0.000 1)	0.336 2*** (0.000 0)	-6.228 1*** (0.000 0)	-3.673 1*** (0.000 1)	0.258 5*** (0.000 0)
conr	-5.439 8*** (0.000 0)	0.262 6 (0.603 6)	0.797 6 (0.602 4)	-3.148 1*** (0.000 8)	0.769 0 (0.779 1)	0.828 8 (0.752 5)
hdir	-5.600 4*** (0.000 0)	-8.116 5*** (0.000 0)	-0.350 9*** (0.000 0)	-7.084 8*** (0.000 0)	-5.422 9*** (0.000 0)	-3.502 5*** (0.000 0)
	第三类地区			第四类地区		
	LLC 检验	IPS 检验	HT 检验	LLC 检验	IPS 检验	HT 检验
prgdp	-11.950 0*** (0.000 0)	-6.167 9*** 0.000 0	0.156 2*** (0.000 0)	-7.232 2*** (0.000 0)	-6.108 6*** (0.000 0)	0.088 6*** (0.000 0)
gap	5.246 8 (1.000 0)	3.333 1 (0.9996)	0.711 4** (0.0362)	-1.733 2** (0.0415)	-4.078 7*** (0.000 0)	0.542 0*** (0.000 0)
invr	-5.551 7*** (0.000 0)	-6.867 7*** (0.000 0)	-0.036 3*** (0.000 0)	-9.019 4*** (0.000 0)	-5.701 2*** (0.000 0)	0.165 5*** (0.000 0)
conr	-7.576 0*** (0.000 0)	-1.399 7** (0.0808)	0.552 9*** (0.000 0)	-3.889 0*** (0.0001)	0.876 4 (0.8096)	0.774 0 (0.3943)
hdir	-6.338 7*** (0.000 0)	-9.006 7*** (0.000 0)	-0.196 6*** (0.000 0)	-9.707 4*** (0.000 0)	-7.902 4*** (0.000 0)	-0.391 4*** (0.000 0)

注：***、**、* 分别表示在 99%、95%、90% 的显著性水平下通过检验；各表表格内，上方数字代表统计值，括号内数字代表 P 值。

表 7 四类地区的门限效应检验的结果

门限模型假设检验	第一类地区	第二类地区	第三类地区	第四类地区
	F 值(P 值)	F 值(P 值)	F 值(P 值)	F 值(P 值)
情形一 H ₀ : 不存在门限值	8.770 2***	0.838 0	14.983 0**	34.960 0***
H ₁ : 存在一个门限值	(0.003 3)	(0.650 0)	(0.030 0)	(0.000 0)
情形二 H ₀ : 存在一个门限值	3.198 4*	4.235 0	1.981 0	1.697 0
H ₁ : 存在两个门限值	(0.093 3)	(0.150 0)	(0.270 0)	(0.570 0)
情形三 H ₀ : 存在两个门限值	4.831 0**	0.935 0	4.239 0	2.265 0
H ₁ : 存在三个门限值	(0.016 7)	(0.430 0)	(0.110 0)	(0.110 0)

注：***、**、* 分别表示在 99%、95%、90% 的显著性水平下通过检验；各表表格内，上方数字代表统计值，括号内数字代表 P 值。

表7分别列出了四种不同类型区样本情形下的门限效应检验的结果。根据表7,对于第一类地区而言,在99%的置信水平下通过了情形一的检验,在90%的置信水平下通过了情形二的检验,在95%的置信水平下通过了情形三的检验,故此可以认为,对于第一类地区而言,城乡收入差距对经济增长的非线性影响存在门限效应,且有三个门限值;对于第二类地区而言,由于地市样本数偏少,未能通过门限检验;对于第三类地区和第四类地区而言,均在99%的置信水平下通过了情形一的检验,而情形二和情形三的检验均未通过,故此对于第三类地区和第四类地区这两种样本情形而言,城乡收入差距对经济增长所存在的非线性影响均存在门限效应且均有一个门限值。表8分别列出了除第二类地区之外其他三类地区样本情形下的门限模型估计结果。根据表8,可以看出,对于第一类地区而言,城乡收入差距对经济增长所存在的非线性影响拥有三个门限值,且各门限值两侧的门限系数正负更替,城乡收入差距对经济增长的影响较为复杂。第一个门限值左端的门限系数为正值,这一现象说明,城乡收入差距扩大对经济增长具有显著的正向效应;在跨过第一门限值后,城乡间收入差距的扩大对经济增长所产生的影响在统计上不显著;在跨越第二个门限值后,城乡收入差距扩大对经济增长具有显著的正效应,相比于第一门限值之前的估计结果,门限系数增大。这表明了在第二门限值和第三门限值之间,城乡收入差距对经济增长所产生的正向效应将有所扩大,城乡收入比每扩大一个单位,对经济增长的正向效应将由第一门限值之前的0.1341个单位提高到0.1631个单位,且这一有利的影响在统计上具有显著性。随着这一收入间的差距持续扩大,当城乡之间的收入差距跨越第三个门限值后,其对经济增长将具有显著的负效应,即城乡收入比每扩大一个单位将使经济增长下降0.1458个单位。结合第一类地区样本情形下各地市城乡收入比数据与门槛模型估计结果,可以计算出第二门限值0.1921及第三门限值0.2382所对应的城乡收入比分别为2.8752和3.3548;即,当城乡收入比在介于2.8752与3.3548之间时,城乡间收入差距的扩大有利于促进经济增长,且这一积极作用是显著的,当城乡间的收入比值高于3.3548时,这一收入差距的扩大将对经济的增长造成不利影响,这一不利影响也是显著的。

表8 不同类型区样本情形下的门限模型估计结果

第一类地区					
变量	系数	残差	t值	p值	
invr	0.1265***	0.0257	4.9252	0.0000	
conr	-0.7711***	0.1220	-6.3224	0.0000	
hdir	-0.1007	0.1136	-0.8861	0.3763	
gap × I(gap ≤ γ ₁)	0.1341***	0.0377	3.5565	0.0004	
gap × I(γ ₁ < gap ≤ γ ₂)	-0.0700	0.0622	-1.1269	0.2608	
gap × I(γ ₂ < gap ≤ γ ₃)	0.1631*	0.0862	1.8913	0.0597	
gap × I(gap > γ ₃)	-0.1458***	0.0474	-3.0766	0.0023	
第一个门限值:	-0.1507	第二个门限值:	0.1921	第三个门限值:	0.2382
第三类地区					
变量	系数	残差	t值	p值	
invr	0.0455***	0.0232	1.9615	0.0507	
conr	-0.5610***	0.1405	-3.9920	0.0001	
hdir	0.0089	0.0108	0.8201	0.4127	
gap × I(gap ≤ γ)	0.0800***	0.0219	3.6445	0.0003	
gap × I(gap > γ)	-0.0781***	0.0235	-3.3283	0.0010	
门限值:	-0.2624				
第四类地区					
变量	系数	残差	t值	p值	
invr	0.0523**	0.0252	2.0750	0.0389	
conr	-0.7283***	0.0940	-7.7504	0.0000	
hdir	-0.0912	0.1074	-0.8493	0.3964	
gap × I(gap ≤ γ)	0.1121***	0.0217	5.1621	0.0000	
gap × I(gap > γ)	-0.1358***	0.0341	-3.9829	0.0001	
门限值:	0.2400				

注:***、**、*分别表示在99%、95%、90%的显著性水平下通过检验。

同理,根据表8,对于第三类地区和第四类地区而言,在这两类地区样本情形下,城乡收入差距对经济增长的非线性影响的

情况基本相同，城乡收入差距对经济增长的影响均存在门限效应，均有一个门限值，依次为 -0.2624 、 0.2400 ，而且门限值左侧的门限系数均为正，门限值右侧的门限系数均为负。即：当城乡收入差距小于门限值时，城乡收入差距的扩大对经济增长均具有显著的正效应，当城乡收入差距超过门限值并且持续扩大时，城乡收入差距将对经济增长具有阻碍作用，且在统计上是显著的。结合第三类地区和第四类地区样本情形下各地市城乡收入比数据与门槛模型估计结果，可以计算出第三类地区和第四类地区的门限值所对应的城乡收入比分别为 2.1546 及 2.8577 ，且第三类地区的门限值所对应的城乡收入比要低于第四类地区的门限值所对应的城乡收入比，这一结论与前述两种不同类型区样本情形下的分析结论类似，同样表明随着城乡收入差距的持续扩大，经济欠发达且城乡收入差距呈扩大趋势的地区相对于经济欠发达且城乡收入差距呈缩小趋势的地区，将可能更快地由城乡收入差距对经济增长存在正效应的阶段跨入城乡收入差距对经济增长存在负效应的阶段。

四结论

本文基于 Hansen 的门限模型构建了城乡收入差距对经济增长影响的非线性模型。以中部地区为研究区，并以地市为分析单元，开展了整体研究与不同类型地区样本情形下的比较研究，考察并比较了不同样本情形下城乡收入差距对经济增长的非线性影响，得到以下四点结论：

(1) 建立了分析城乡收入差距对经济增长所造成的非线性影响的面板门限模型。实证研究表明：在整体样本研究和两种不同的分类型区的研究中，构建的模型从整体上而言是可行的，可较好地反映城乡收入差距对经济增长的非线性影响。

(2) 中部地区整体样本情形下的分析表明，城乡收入差距对中部地区经济增长的非线性影响存在两个门限值。扩大的城乡收入差距在一定程度上对经济增长具有显著的正向效应；但随着城乡收入差距的持续扩大并跨越第一个门限值后，城乡收入差距对经济增长所产生的正效应将会有所减弱；当城乡收入差距继续扩大并高于第二个门限值时，这一差距的扩大将对经济增长产生显著的负面效应。

(3) 两种划分情形下的分析表明，对于各类地区而言，城乡收入差距对经济增长的非线性影响存在门限效应，且基本表现为，随着城乡收入差距的扩大，其对经济增长的影响将由显著的正效应转变为显著的负效应，与整体样本情形的分析结果大致类似。

(4) 两种划分情形下的分析也大致表明，城乡收入差距呈扩大趋势的地区相对于城乡收入差距呈缩小趋势的地区，将可能更快的由城乡收入差距对经济增长存在正效应的阶段跨入城乡收入差距对经济增长存在负效应的阶段。

城乡收入差距的扩大在一定阶段内可促进经济增长，但随着这一差距的继续扩大，将对经济增长造成阻碍作用，不利于社会的稳定，影响着我国社会主义和谐社会的实现。因此，寻求城乡收入差距对经济增长正负影响的临界点，控制城乡收入差距处于合理区间，对促进经济的增长也是尤为必要的。

参考文献：

- [1] Kuznets S. Economic Growth and Income Inequality [J]. American Economic Review, 1995, 45: 1 — 28.
- [2] Persson T, Tabellini G. Is Inequality Harmful For Growth? Theory and Evidence [J]. American Economic Review, 1994, 84: 600 — 621.
- [3] Perotti R. Democracy, Income Distribution and Growth: What the Data Say [J]. Journal of Economic Growth, 1996 (1) :149 — 187.

-
- [4] 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) : 50 — 58.
- [5] Frank M W. Inequality and Growth in the United States: Evidence From a New State — level Panel of Income Inequality Measures [J]. Economic Inquiry, 2009, 47: 55 — 68
- [6] 陈斐, 孙向伟. 中国城乡收入两极分化对经济发展的影响效应分析 [J]. 南昌大学学报: 人文社会科学版, 2014, 45(1) : 56 — 61.
- [7] Chen F, Sun X. Urban — rural Income Polarization and Economic Growth in China: Evidence From the Analysis of a Dynamic Panel Data Model [J]. Applied Economics, 2014, 46(32) : 4007 — 4023.
- [8] Kaldor N. Alternative Theories of Distribution [J]. The Review of Economic Studies, 1956, 23(2) : 83 — 100.
- [9] Bourguignon F. J. Growth and Inequality in the Dual Model of Development: the Role of Demand Factors [J]. Review of Economic Studies, 57(2) , 215 — 228.
- [10] Castello. A Reassessment of the Relationship Between Inequality and Growth: What Human Capital Inequality Data Say? [D]. IVIE Working Paper, 2004(15) .
- [11] Fadi F, Masha R, Victor J V. A Refinement of the Relationship Between Economic Growth and Income Inequality [J]. Applied Economics, 2014, 46(27) : 3351 — 3361.
- [12] 杨孟禹. 重庆市城乡收入差距演变及其对经济增长的影响 [D]. 重庆: 西南大学, 2014.
- [13] Forbes K J. A reassessment of the Relationship Between Inequality and Growth [J]. American Economic Review, 2000, 90: 869 — 887.
- [14] Voitchovsky S. Does the Pro? le of Income Inequality Matter for Economic Growth? [J]. Journal of Economic Growth, 2005, 10: 273 — 296.
- [15] 梁亚民, 臧海明. 中国城乡收入差距对经济增长影响的再探讨——基于省际面板数据的实证研究 [J]. 统计与信息论坛, 2009, 24(6) : 59 — 64.
- [16] Barro R. J. Inequality and Growth in a Panel of Countries [J]. Journal of Economic Growth, 2000, 5: 5 — 32.
- [17] 秦征旋. 1978—2011 年广东省城乡收入差距与经济增长关系的研究 [D]. 广州: 华南理工大学, 2013.
- [18] 何星. 我国城乡收入差距与经济增长关系: 理论与实证研究 [D]. 西安: 西北大学, 2014.
- [19] Aslanidis N. Income Inequality and Growth: A Regime —Switching Approach. Working Paper [D]. 2004.

-
- [20] 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.
- [21] 范亚舟, 舒银燕. 收入不平等和经济增长非线性关系——中国数据的实证检验 [J]. 经济与管理研究, 2013(1) : 10 — 17.
- [22] 张优智, 党兴华. 我国城乡收入差距与经济增长——基于非线性 STR 模型的实证分析 [J]. 运筹与管理, 2014, 23(4) : 175 — 183.
- [23] Hansen E. B. Threshold Effects in Non — dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference [J]. Journal of Econometrics, 1999(93) : 345 — 368.
- [24] Woojin L, John E. Romer. Income Distribution, Redistributive Politics, and Economic Growth [J]. Journal of Economic Growth, 1998(3) : 217 — 240.
- [25] Andreas S, Thanasis S. Income Inequality and Economic Development: Evidence from the Threshold Regression Model [J]. Economics Letters, 2000, 69(2) : 207 — 212.
- [26] 曲博, 闵熙颜. 贵州省城乡收入差距对经济增长的影响——基于面板数据模型 [J]. 经济视角, 2011(11) : 6 — 8.
- [27] 陈锐, 刘小二. 城乡收入差距与经济增长的非线性关系研究——基于面板门限模型 [J]. 金融发展评论, 2012(11) : 147 — 158.
- [28] 张东辉, 孙华臣. 城乡收入差距对经济增长的影响分析——基于门限回归的视角 [J]. 社会科学期刊, 2015(5) : 122 — 128.
- [29] 陈博, 贾占标, 倪志良. 城乡收入差距对我国经济增长的非线性作用研究——基于动态面板与门限面板模型 [J]. 现代管理科学, 2015(8) : 30 — 32, 63.