

doi:10.3969/j.issn.1672-626x.2017.05.004

经济增长、城市化与城乡收入差距

宋凌云

(广西师范大学 经济管理学院,广西 桂林 541004)

摘要:以收入差距与经济增长或收入差距与城市化率关系的两个倒“U”形假说为前提,在三者之间的面板协整方程中同时引入经济增长和城市化率的一次项和二次项作为城乡收入差距的解释变量进行检验和估计。结果表明:三者之间存在长期协整关系,经济增长始终会加剧城乡收入差距,恶化作用随着时间递增。城市化程度的偏效应由样本期初的正有负到期末全部为负,表明城市化程度提高有利于缩小城乡收入差距。这表明,单纯追求经济增长只能加剧城乡收入差距。在保持一定的经济增长率以保证新增劳动力就业的前提下,大力加快城市化进程,用城市化对收入差距的抑制效应抵消经济增长对它的加剧效应,能够促进城乡融合及社会和谐发展。

关键词:经济增长;城市化;城乡收入差距;面板协整

中图分类号:F061.2

文献标识码:A

文章编号:1672-626X(2017)05-0026-08

一、引言

改革开放以来中国经济经历了持续30多年的高速增长,创造了经济增长的奇迹,但二元结构和“三农”问题仍制约着城乡经济的协调发展。城乡收入差距过大和收入分配不公日益成为中国社会的严重问题,威胁着国家安定与社会和谐。国际劳工组织发表的1995年36个国家的资料表明,中国的城乡差距在世界上是最高的,绝大多数国家的城乡人均收入比都小于1.6,只有三个国家超过了2.0,中国是其中之一。自20世纪90年代以来,中国城乡居民收入差距正在不断扩大^[1-2]。我国目前巨大的、极不合理的城乡差距对社会经济发展造成了不利影响。其经济影响表现为,农民收入过低导致我国农村消费市场发育缓慢,内需不足导致经济增长速度放缓,城乡差距已经成为制约我国经济发展的“瓶颈”;从社会影响来看,过大的城乡差距必然会加剧城乡间的对立,导致社会犯罪率上升等一系列社会问题,不利于社会的和谐发展。

中国的城乡收入差距是与经济增长和城市化进程相伴而生的,经济增长和城市化是中国城乡收入差距的决定性因素。许多学者研究表明,过去的30多年里我国经济高速增长带来了城乡收入差距持续扩大。另外一些学者从经济发展过程中城市化的角度,利用两部门模型从理论上证明城市化进程与城乡收入差距的“倒U形”假说。由此提出的问题是,目前我国经济增长或城市化影响城乡收入差距的方向与大小如何?城乡收入差距与经济增长和城市化程度之间是否存在着长期稳定关系?如果存在的话,该长期关系对三者之间短期波动关系的动态调整效应如何?解答这些问题有利于政府协调有关宏观经济政策,解决城乡收入差距问题,促进城乡融合,建设和谐社会。

本文以下部分结构安排:第二部分是文献回顾;第三部分是数据来源及变量说明;第四部分是面板协整模型的检验与估计;第五部分是结论与政策建议。

收稿日期:2017-04-29

基金项目:国家社科基金一般项目(15BMZ080);广西高校科学技术研究重点项目(KY2015ZD021)

作者简介:宋凌云(1972-),女,河南焦作人,广西师范大学讲师,管理学博士,主要从事产业与城市经济学研究。

二、文献回顾

国内外学者就经济增长对城乡收入差距影响进行了深入研究,相关文献侧重分析经济增长过程中收入差距的动态变动趋势:库兹涅茨提出经济增长与收入分配不平等呈“倒U形”关系的假说,他认为在收入水平较低的阶段,经济增长会带来收入差距随之扩大;然而当收入水平超过二者关系“倒U形”曲线拐点之后,经济增长有助于缓解收入分配不平等。库兹涅茨在解释该曲线时认为,收入差距在经济发展早期阶段逐步恶化的原因有两个:一是储蓄和积累集中在少数富裕阶层,而经济增长的驱动力又源于储蓄和积累,因而经济增长必然带来贫富差距增大;二是工业化和城市化是经济增长的必然结果,而城市内部居民收入差距比农村更大,所以城市化也会导致收入差距扩大。以上解释表明,经济增长对城乡收入差距的净影响是两种相反力量共同作用的结果。在经济发展水平较低阶段,社会往往更注重发展。而一定的收入差距可以提高效率,刺激经济更快发展。此时增大收入差距的力量相对于降低收入差距的力量占优,伴随经济增长的是收入差距的扩大。当经济发展到一定程度,先前不断累积的收入差距日益成为突出问题,此时公平问题转而成为社会的主要矛盾。强调公平、抑制收入差距的力量逐渐超过突出效率、扩大收入差距的力量,此时就转入库兹涅茨“倒U形”曲线的下降阶段。由此可见,经济增长对城乡收入差距的作用机制在于公平与效率的权衡,两种力量此消彼长,表现出不同的净效应。

国内外学者利用不同国家不同时期的数据对上述假说进行检验,部分成果支持“倒U形”假说^[3-5],而另外一些研究却得到了相反的结论,并不支持“倒U形”假说^[6-9]。

有关经济发展中城市化和城乡收入差距关系的研究,存在两种截然相反的理论。一种理论认为城市化进程中,城乡收入差距呈现出“先扩大,后缩小”的“倒U形”变动趋势,这种理论源自Lewis(1954)的劳动剩余模型。该模型采用李嘉图-马克思的劳动力数量供给无限的假设,经过演绎,认为二元经济向现代一元经济转换的过程中,城乡收入差距呈现出“先扩大,后缩小”的变动趋势,这与库兹涅茨“倒U形”假说是一致的。具体来讲,在城市化的初期阶段,由于转移到城市工业部门的剩余劳

动力的工资提高到资本主义部门工资水平,因此会拉大城乡收入差距。但当农村剩余劳动力被城镇吸纳完毕之后,劳动力转变为稀缺生产要素,劳动工资因而会不断上升,而资本所得会随之下降,这会缩小城乡收入差距。由此可见,城市化进程对城乡收入差距的影响是与劳动力的转移密切相关的,是由要素流动及要素报酬相对变化产生的。

国内验证城市化与城乡收入差距关系“倒U形”假说的实证研究很多,但是结论并不一致。王小鲁和樊纲利用我国除西藏外各省区城乡内部收入差距面板数据检验“倒U形”假说,结果发现虽然城乡居民收入基尼系数在数学上呈库兹涅茨曲线的变动趋势特征,但从现实角度看收入差距在今后长时期内还有持续上升趋势,距离拐点还遥遥无期^[10]。王亚芬、肖晓飞和高铁梅的研究发现,虽然我国发达地区的收入分配差距已进入“倒U形”曲线的下降阶段,但城镇内部的收入差距总体上还在继续扩大^[11]。唐平的研究表明,虽然改革以来我国城乡居民收入差距的扩大速度在不断地减缓,但仍呈持续扩大的趋势^[12]。李子叶等基于中国省际面板数据的实证研究发现,中国城市化进程显著扩大了城乡收入差距,但这种影响效应呈现“先提高后降低”的倒U形趋势^[13]。

以上研究均局限于经济增长与城乡收入差距或城市化与城乡收入差距之间关系的研究。国内仅有的对于三者之间关系的研究见曹裕等^[14]。其面板协整方程的估计结果表明,我国各省区的城市化水平和城乡收入差距、城乡收入差距和经济增长之间存在长期稳定的协整关系,这意味着城市化水平和城乡收入差距、城乡收入差距和经济增长两两之间存在双向因果关系。尽管文献回顾表明经济增长或城市化影响城乡收入差距的作用机制不同,但二者对城乡收入差距的影响同时存在。因此,单纯用经济增长或城市化率作为城乡收入差距的解释变量,就会遗漏重要解释变量,使得回归结果产生偏误。基于此,本文将在曹裕等两两之间协整关系检验的基础上,进一步估计三者之间的长期协整关系。具体而言,在模型中同时引入经济增长与城市化程度做为城乡收入差距的解释变量,探求三者之间的长期稳定关系,能够为我们分析不同地区城乡收入差距,制定相应的收入分配政策提供参考依据。本文的研究旨在这方面做一点尝试,试图建立

三者之间的长期面板协整及相应的误差修正模型,探求经济增长和城市化程度对城乡收入差距的长期影响关系以及短期动态调整关系。

本文以经济增长与城乡收入差距、城市化率与城乡收入差距关系的两个“倒U形”假说为前提,构建一个包含城市化率与经济增长二次项的三者之间的长期关系方程。各变量序列的单位根检验证明其为一阶单整序列后,进行了协整关系检验和估计,并计算了经济增长与城市化程度对城乡收入差距的偏效应。最后构建并估计了面板误差修正模型,进一步验证三者之间的长期协整关系,并对其短期动态调整关系进行分析。

三、数据来源及变量说明

(一)数据来源

综合考虑数据的可获取性,本文选择样本区间为1996—2015年。由于重庆与西藏有太多年份缺失数据,将其剔除,最终本文选取我国除重庆和西藏外的29个省、自治区和直辖市作为截面单元。本文原始数据来自《新中国60年统计资料汇编》及各省统计年鉴。对于部分年份缺失的城镇和农村人口数据,我们采用《中国人口统计年鉴》中的农业与非农业人口代替。各省份的人均GDP采用各省区相应年度的居民消费者物价指数(CPI)进行了消胀。

(二)变量说明

1. 变量定义及计算方法

城市化。我们用各地区城镇常住人口占总人口的比重(URB)来衡量其城市化水平,由于我国城镇存在着大量的农民工常住人口,因此这样计算出来的城市化水平明显高于按户籍人口计算的城市化水平。在城镇人口缺失的年份,我们用非农业人口代替城镇人口,用农业人口代替农村人口。

经济增长。我们用真实人均国民生产总值(PGDP)来衡量经济增长。

城乡收入差距。现有文献中度量收入差距的指标有基尼系数和泰尔指数。王少平和欧阳志刚

指出,基尼系数对中间阶层收入的变动比较敏感,泰尔指数对两端高收入和低收入比较阶层的收入变动比较敏感^[5]。考虑到我国城乡收入差距主要表现在两端的变化,选取泰尔指数(TL)度量我国城乡收入差距比较合理。基于此,本文选取泰尔指数来度量城乡收入差距。以 tl_i 表示第*i*个截面*t*时期的泰尔指数,其计算公式为:

$$tl_i = \sum_{j=1}^2 \left[\frac{R_{j,t}}{R_{i,t}} \right] \ln \left[\frac{R_{j,t}}{R_{i,t}} / \frac{P_{j,t}}{P_{i,t}} \right] \quad (1)$$

其中, $j=1,2$ 分别代表城镇和农村地区, $j=1$ 时, R_{j1} 表示*i*地区城镇的总收入,用该地区的城镇人均收入乘以该地区的城镇人口数计算得到; $j=2$ 时, R_{j2} 表示*i*地区农村的总收入,用该地区的农村人均收入乘以该地区的农村人口数计算得到; P_{j1} 表示*i*地区城镇($j=1$)和农村($j=2$)的总人口, $P_{i,t}$ 表示该地区的总人口。

2. 变量描述性统计

最后,为了行文的方便,下面给出计量分析时需要使用的变量、符号及其简单统计量,具体如表1所示。

四、面板协整模型的估计与检验

(一)实证模型设定

我们以 $\ln tl_i$ 表示第*i*个横截面单元第*t*时期的泰尔指数的自然对数值,以此度量城乡收入差距。以 $\ln pgdp_i$ 表示第*i*个横截面单元第*t*时期的真实人均GDP的对数(1996年不变价格),以此度量经济增长。以 $\ln urb_i$ 表示第*i*个横截面单元第*t*时期的城市化率的自然对数值,以此度量各省区城市化程度。如前所述我们假设城市化与经济增长对城乡收入差距的影响均呈“倒U形”关系,因此除了经济增长与城市化程度的一次项之外,我们在模型中引入 $\ln pgdp_i^2$ 和 $\ln urb_i^2$ 作为城乡收入差距的解释变量。最后,本文使用我国29个省、市、自治区1996—2015年的年度数据构建不变系数模型如下:

表1 变量符号及其简单统计

变量	符号	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
泰尔指数对数	$\ln tl$	-2.50	0.71	-2.35	-5.23	-1.23
城市化率对数	$\ln urb$	-1.06	0.48	-1.08	-2.71	-0.09
人均真实GDP对数	$\ln pgdp$	8.42	1.00	8.50	6.15	11.03
城市化率对数的平方	$\ln urb^2$	1.35	1.05	1.16	0.01	7.33
人均真实GDP对数平方	$\ln pgdp^2$	71.91	17.01	72.27	37.84	121.63

$$\ln ltit = \beta_0 + \beta_1 \ln urb_{it} + \beta_2 \ln pgdp_{it} + \beta_3 \ln pgdp_{it}^2 + \beta_4 \ln urb_{it}^2 + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

如果模型(2)中的所有变量均服从面板单位根过程,且残差序列平稳,则模型(2)即为面板协整模型。通过对模型进行协整关系检验,可以验证三者之间是否存在长期协整关系。估计模型(2)后,如果模型中两个二次项的系数 β_3 和 β_4 为负且显著,可以验证我们“倒U形”假设正确,同时可以验证我们的模型设定正确。需要注意的是,这里两个一次项的系数 β_1 和 β_2 并非城市化率或经济增长对城乡收入差距的净效应,它们只能在一定程度上反映二者对城乡收入差距的影响。最后,通过建立和估计面板误差修正模型,可以进一步验证三者之间的面板协整关系是否成立,并找到三者之间的短期动态调整关系。

(二)面板单位根及协整关系检验

1. 面板单位根检验

如前所述,如果模型(2)中的所有变量均为面板单位根,且该模型残差序列平稳,则模型(2)即为我国城乡收入差距、经济增长与城市化程度的面板协整模型。为了避免伪回归,必须首先对各变量进行面板单位根检验。检验结果如表2。

由表2可知,各水平序列的IPS检验都不能拒绝存在单位根的原假设,而相应的Hadri检验均显著拒绝了所有序列不存在单位根的原假设,结合两种检验的结果,可以确定各序列均为非平稳过程。而对于差分序列的IPS检验、FISHER-ADF、FISHER-PP检验,均显著拒绝了差分序列存在单位根的

原假设,综合以上结果,确定模型(2)中所有变量均为I(1)过程。

2. 面板协整检验

由面板单位根检验结果可知,方程(2)中各变量序列均为一阶单位根过程,满足方程(2)协整的必要条件。我们可以继续对方程(2)进行面板数据的协整关系检验。下面我们采用Kao(2000)提出的面板协整检验方法对我们的数据进行检验。Kao(2000)提出了5个统计量用以对残差进行平稳性检验,分别是DF_rho、DF_t、DF_rho*、DF_t*和ADF,在小样本中,ADF检验统计量的检验效果最好,因此我们主要根据这个统计量做统计推断,同时参考其他统计量提供的信息。

为了进一步分析各地区三变量之间的长期关系是否具有区域异质性,分别对全样本和东中西三个子样本进行面板协整关系检验。检验结果见表3。

表3 面板协整检验结果

样本范围/统计量	Panel df-t	Panel df-rho*	Panel ADF
全国	-2.591 (0.005)	-2.057 (0.020)	-5.199 (0.000)
东部	-1.066 (0.143)	-1.266 (0.103)	-3.310 (0.000)
中部	-2.177 (0.015)	-2.161 (0.015)	-4.208 (0.000)
西部	-1.907 (0.028)	-1.333 (0.091)	-4.851 (0.000)

注:所有检验的原假设均为变量之间不存在协整关系,括号内为统计量对应的收尾概率P值。

表2 面板单位根检验结果

变量/检验方法	水平序列		差分序列		
	IPS 检验	Hadri 检验	IPS 检验	Fisher-ADF	Fisher-PP
Lntl	-1.012 (0.16)	40.062 (0.00)	-9.495 (0.00)	150.429 (0.00)	404.265 (0.00)
Lnpgdp	3.528 (1.00)	61.884 (0.00)	-6.519 (0.00)	89.485 (0.01)	180.827 (0.00)
Lnurb	7.511 (1.00)	36.595 (0.00)	-10.002 (0.00)	158.083 (0.00)	453.043 (0.00)
Lnpgdp ²	9.443 (1.00)	62.194 (0.00)	-6.519 (0.00)	89.485 (0.01)	180.827 (0.00)
Lnurb ²	5.152 (1.00)	40.704 (0.00)	-10.002 (0.00)	158.083 (0.00)	453.043 (0.00)

注:Hadri检验的原假设H₀是序列为I(1)过程,备择假设H₁是序列为I(0)过程;括号内为各统计量对应的收尾概率P值;以上检验以整体样本的单位根检验,分地区的子样本的平稳性与整体相同,此处略。

表3中分地区子样本长期协整关系检验时,东部地区检验结果在10%的显著性水平上不完全显著。考虑到该地区包含了北京、天津和上海三个直辖市,这三个城市的城市化率大大高出全国或东部地区的平均水平。因此这三个地区的城乡收入差距、经济增长与城市化程度之间的关系具有明显的地域性特质,将其纳入东部地区会影响该地区的估计结果。因此,我们剔除这三个城市的样本,对东部地区重新进行长期协整关系检验,检验结果见表4。

表4 剔除三个直辖市的东部地区子样本协整关系检验结果

统计量名称	统计量大小	P值
Panel DF_rho	-1.431	0.076
Panel DF_t	-1.426	0.077
Panel DF_rho*	-1.996	0.023
Panel DF_t*	-1.667	0.048
Panel ADF	-3.835	0.000

表4的检验结果表明,不包含三个直辖市的东部地区子样本协整检验的所有统计量均至少在10%的显著性水平上显著。因此在下面的研究中我们将在东部地区的子样本中删除三个直辖市的样本,但在全国地区样本中仍将保留这三个直辖市的样本。

结合表3和表4的协整关系检验结果,Kao的各统计量均至少在10%的显著性水平上显著拒绝不存在协整关系的原假设,这表明方程(2)的描述的长期协整关系存在。

(三)面板协整模型估计

1. 面板协整模型估计方法

由于模型(2)中各序列均为I(1)过程,因此我们不能采用平稳序列的估计方法来估计协整方程(2)中的协整向量。Kao和Chiang^[16]提出面板动态最小二乘法估计量(DOLS)用以估计面板协整方程中的协整向量。他们同时指出,有限样本下非平稳面板数据的OLS估计是有偏的。而全面修正估计量(FMOLS)总体上并不能改善OLS估计量的有限样本性质。面板动态最小二乘法(DOLS)的有限样本性质优于以上两种方法,因此我们采用DOLS估计量来估计面板协整方程(2)。

2. 全国及各个地区面板协整回归结果分析

采用DOLS方法估计全国及各个地区的协整方程(2),结果见表5。

表5 全国及各个地区面板协整模型估计结果

变量	全国	东部	中部	西部
lnurb	-2.639*** (0.000)	-2.321*** (0.000)	-2.027*** (0.000)	-0.925*** (0.000)
lnpgdp	0.859*** (0.009)	-1.091** (0.048)	-0.757 (0.134)	0.775* (0.073)
lnpgdp ²	-0.036** (0.047)	0.097*** (0.007)	0.087** (0.019)	-0.038** (0.129)
lnurb ²	-1.113*** (0.000)	-0.892*** (0.000)	-0.671*** (0.010)	-0.360*** (0.001)

注:括号内数据为对应统计量的收尾概率P值,*表示 $p < 0.1$,**表示 $p < 0.05$,***表示 $p < 0.01$ 。

表5中全国样本的面板协整模型估计结果中所有变量系数均在1%的显著性水平上高度显著,这表明在全国范围内,我国的城乡收入差距、经济增长与城市化程度之间存在着长期稳定的协整关系。lnurb系数为负,这表明在全国平均水平上,城市化程度的提高在一定程度上会缩小城乡收入差距。lnpgdp系数为正,这表明经济增长在一定程度上会扩大城乡收入差距。但是这里lnurb和lnpgdp的系数并非城市化程度与经济增长对城乡收入差距的偏效应,各地区城市化程度和经济增长对城乡收入差距的偏效应有待后面计算和讨论。lnpgdp²和lnurb²的系数均为显著负,这验证了我们关于经济增长与城乡收入差距,城市化程度与经济增长关系的两个“倒U形”假设。同时,二次项系数显著为负也验证了我们面板协整模型(2)设定的合理性。其他相关研究仅仅选取一次项做为城乡收入差距的解释变量的模型,因为遗漏了重要解释变量而不能正确揭示三者之间的长期稳定关系。上表中各个地区的面板协整系数均至少在10%的显著性水平上显著,这说明我国各地区的城乡收入差距、经济增长与城市化程度之间存在着长期稳定的协整关系。

由各个地区的协整方程估计系数来看,与全国协整方程系数估计结果不同,东部地区lnpgdp系数为负,这表明一定程度上经济增长在一定程度上会缩小城乡收入差距。lnpgdp²系数为正,说明东部地区经济增长与城乡收入差距关系的“倒U形”曲线关系并不成立。与全国相同的是,lnurb²系数为负,支持东部地区城市化程度与城乡收入差距“倒U形”关系。中部地区的协整方程估计系数符号与东

部地区完全相同,只是系数略小,表明中部地区经济增长与城市化程度对城乡收入差距影响的方向与东部相同,影响的程度相对东部较小。西部地区协整方程估计系数符号与全国相同,说明影响方向相同。系数值除 $\ln pgdp^2$ 基本相等外,其他系数均比全国平均水平较低,表明西部地区城市化程度与经济增长对城乡收入差距的影响较小。

从表5面板协整方程回归结果不难看出,当我们将研究范围限定在更小的区域内时,我们得到的回归结果呈现出更大的区域异质性,揭示了更多的信息。可以预期,当我们设定因截面单元而变的变系数模型时,面板协整模型回归结果将表现出更大的异质性,并能向我们揭示更多的信息,这是后续研究的工作。

3. 经济增长与城市化程度对城乡收入差距的偏效应分析

为进一步剖析经济增长与城市化程度对城乡收入差距的影响弹性,下面我们首先计算经济增长与城市化对城乡收入差距的偏效应。由模型(2)得到经济增长与城市化程度对城乡收入差距的偏效应分别为:

$$\partial \ln t_i / \partial \ln pgdp_i = \beta_2 + 2\beta_3 \ln pgdp_i \quad (3)$$

$$\partial \ln t_i / \partial \ln urb_i = \beta_1 + 2\beta_4 \ln urb_i \quad (4)$$

偏效应的经济含义为:人均GDP水平或城市化率每增加1%时,反映城乡收入差距的泰尔指数变动的百分比。为了反映经济增长或城市化率对城乡收入差距影响的变化趋势,我们选取1996年、2005年和2015年为代表性年份计算各地区及其代表性省份经济增长与城市化对城乡收入差距的偏效应,结果见表6。

表6的结果表明,各地区经济增长对城乡收入差距均具有正向影响,这表明我国各地区的经济发展水平还处于“倒U形”曲线的上升阶段。

就经济增长影响城乡收入差距的趋势来看,各地区之间差异较大。其中,东部和中部地区经济增长扩大城乡收入差距的作用随时间推移逐渐增强,而西部地区则逐年变弱。从影响程度来看,东部和中部地区基本上接近,而西部地区作用大大小于其他两个地区。这并不是因为西部地区的经济发展水平已经超出了扩大收入差距的阶段,而是该地区的总体经济发展水平较低,促进经济增长的政策力

表6 经济增长与城市化对城乡收入差距的偏效应

	1996		2005		2015	
	经济增长	城市化率	经济增长	城市化率	经济增长	城市化率
东部						
辽宁	0.38	-0.73	0.73	-0.94	0.86	-1.38
河北	0.23	1.17	0.66	0.59	0.81	-0.63
广东	0.32	0.34	0.76	-0.24	0.91	-1.50
东部均值	0.37	-0.29	0.78	-0.86	0.92	-1.25
中部						
湖北	0.45	-0.18	0.78	-0.81	0.91	-0.92
河南	0.40	0.51	0.75	-0.07	0.90	-0.52
广西	0.36	-0.73	0.73	-1.65	0.86	-0.60
中部均值	0.43	-0.50	0.76	-0.93	0.90	-0.86
西部						
四川	0.28	0.75	0.12	0.29	0.07	-0.15
陕西	0.27	0.68	0.12	-0.11	0.06	-0.25
云南	0.28	-0.01	0.12	-0.12	0.08	-0.07
西部均值	0.27	0.07	0.12	-0.01	0.07	-0.17

度不大,在公平与效率之间,公平因素作用大于效率因素,从而暂时降低了收入差距。

从城市化程度对经济增长的影响来看,三大区域的影响方向基本上为负(除1996年西部地区为正之外),而且数值逐年增大。这表明各地区城市化进程对缩小城乡收入差距的作用随着时间推移逐渐增强。

就城市化程度影响城乡收入差距的程度来看,东部和中部地区的影响程度较大,西部地区影响不明显。一个可能的解释是东部和中部地区的城市化率总体水平大大高于西部地区,处于“倒U形”曲线较下部的位置,城市化程度提高的边际影响更大。

从各个省份的数据来看,辽宁、广东、湖北、广西和云南省城市化率影响收入差距的方向始终为负,其他省份则由最初的正值相继转为负值。这表明到了2015年,我国城市化进程对城乡收入差距的影响全部为抑制作用。因此城市化进程是解决我国经济发展过程中城乡收入差距扩大问题的主要途径。

以上结果具有明显的政策含义:为了缩小城乡差距,构建和谐社会,不能单纯追求经济增长。在保持一定的经济增长率来保证新增劳动力就业的前提下,应该大力加快城市化进程,以城市化带来的收入差距抑制效应来抵消经济增长对城乡收入

差距的扩大作用,保证收入差距至少不再扩大的前提下,经济增长与城市化建设协调共同发展。

结合经济增长与城市化程度对城乡收入差距的偏效应,得到二者的综合净影响。下面我们比较该综合净影响的时间变化趋势。1996年,东西部地区的综合净影响为正,表明城市化与经济增长共同作用,使城乡收入差距不断拉大。而中部地区的综合净影响为负但绝对值很小,表明该地区的经济增长与城市化进程不会明显拉大该地区的城乡收入差距。2005年,除了西部地区外,其他两个地区的综合净影响均为负值。到了2015年,中部地区的综合净影响为正值,其他两个地区为负。这表明随着我国经济发展与城市化进程的推进,不同地区城乡收入差距变动趋势不同。不同省份的综合净影响数据计算结果更加表明城乡收入差距变动的地域性特征。

(四) 面板误差修正模型的估计结果及分析

面板协整检验结果表明城乡收入差距、经济增长与城市化率之间存在长期稳定的关系,而且表现出显著的地区异质性。根据Granger定理,模型(2)存在对应的面板误差修正模型(PVECM)。将Hylleberg等^[17]提出的针对单时序变量的误差修正模型扩展到面板数据,构建面板误差修正模型如下:

$$d \ln tl_{it} = \phi_1 ecm_{it} + \delta_1 \sum_{j=1}^2 d \ln pgdp_{i-t-j} + \delta_2 \sum_{j=1}^2 d \ln pgdp_{i-t-j} \wedge 2_{i-t-j} + \delta_3 \sum_{j=1}^2 d \ln urb_{i-t-j} + \delta_4 \sum_{j=1}^2 d \ln urb_{i-t-j} \wedge 2 + \zeta_{it} \quad (5)$$

其中 ecm_{it} 为面板协整模型(2)估计残差之一阶滞后项, ϕ_1 为误差调整系数,该系数反映城乡收入差距、经济增长与城市化程度三者之间的长期稳定关系对三者之间关系短期偏离的调整效应,我们预期该系数为负。通过对误差修正项系数的显著性检验可以进一步提高前述面板协整检验的稳健性。若 $\phi_1 = 0$ 的原假设被拒绝,则说明存在误差修正机制,前述的面板协整方程(2)估计得到的长期关系是稳健的,否则相反。为满足经典假设的要求,我们选取滞后阶数为2。因为模型(5)中所有变量均为平稳序列,因此我们采用面板数据的固定效应模型估计模型(5),估计结果见表7。

表7 面板误差修正模型(PVECM)的估计结果

样本	全国	东部	中部	西部
$\hat{\phi}_1$	-0.189 (0.000)	-0.006 (0.881)	-0.163 (0.000)	-0.344 (0.000)

注:括号内为系数对应检验统计量的收尾概率P值。

由面板误差修正模型的估计结果得到以下结论:其一,全国及各个地区误差修正项的系数全部为负,除东部地区外其他系数均在1%的显著水平上高度显著,其中 $\hat{\phi}_1 < 0$ 印证了前述模型(2)为面板协整模型;其二,模型(5)的估计结果揭示了城乡收入差距与经济增长和城市化程度的短期动态调整效应,三者之间的长期稳定协整关系对于经济增长与城市化程度的短期波动具有显著的调节作用;其三,误差修正项的系数为负表明城乡收入差距、经济增长与城市化程度的协整关系对城乡收入差距的短期变动具有抑制作用;其四,误差修正项的系数又称调整速度,它反映长期协整关系调节短期波动,使其恢复长期均衡的快慢,该系数的绝对值越大,调整速度越快,由表7得到,不同地区的城乡收入差距回归至长期均衡水平的收敛速度不同,即西部地区的调整速度最快,中部地区次之,东部地区没有显著的调整作用。

五、结论及政策建议

本文计算了我国城乡收入差距的泰尔指数,针对我国的经济背景设定了引入经济增长与城市化率二次项的面板协整模型。单位根和面板协整关系检验表明所设模型中各变量之间存在着长期稳定协整关系。估计长期协整关系后,计算并分析了经济增长与城市化程度对城乡收入差距的偏效应,并进一步建立和估计了面板误差修正模型,最后得出两点结论。

第一,我国城乡收入差距、城市化程度与经济增长之间存在长期稳定的协整关系。这一方面表明三者之间是互相影响和互为因果的,另一方面表明经济增长和城市化是我国城乡收入差距的重要影响因素。当政策目标为缩小城乡收入差距时,必须同时考虑当期的经济增长目标与城市化目标对城乡收入差距的不同影响,否则政策效果可能大打折扣。

第二,经济增长始终会加剧城乡收入差距,而且此恶化作用随着时间推移递增,但城市化程度提

高有利于缩小城乡收入差距。这表明,我国现阶段如果一味追求经济增长而忽视城市化进程,导致城市化进程与经济发展阶段不匹配,会不断恶化城乡收入差距。为了缩小我国的城乡收入差距,应该控制经济发展速度同时加快城市化进程。而我国的经济增长和城市化现状恰好支持这一政策措施。陆铭、陈钊^[18]指出,中国的城市化水平不仅落后于世界平均水平,甚至落后于尼日利亚等落后国家。从纵向的发展来看,尽管中国各地区的城市化水平在改革开放以后取得了快速的提高,但大多数省份城市化水平仍然很低,这表明我国的城市化进程大大滞后于经济发展。总而言之,现阶段要缩小城乡收入差距,应该在保持一定的经济增长率以保证新增劳动力就业的前提下大力加快城市化进程,以城市化带来的收入差距抑制效应来抵消经济增长的副作用,促进经济增长与城市化建设协调发展。

根据我国的实际情况,城市化进程的推进有两条途径:一是放松户籍限制,大力鼓励农村富余劳动力向城市转移,实现农村居民的市民化;二是将城镇常住人口中的农民工市民化,逐步有序将农民工纳入城镇居民保障体系。本文认为,第二种方法更为可行。一方面,农民工常住城镇,已经适应城镇生活,不存在劳动力转移的各种成本;另一方面,我国农村存在大量的富余劳动力,完全放松户籍限制会导致大批农民盲目涌入城市,超出城镇公共服务体系的承载量,带来众多社会问题,而吸纳农民工则不会带来类似问题。因此,加快户籍制度改革,通过农民工市民化来加快我国的城镇化进程,有利于缩小城乡收入差距,实现城乡融合,确保我国经济社会健康持续协调发展。

参考文献:

- [1] 陈斌开,张鹏飞,杨汝岱. 政府教育投入、人力资本投资与城乡收入差距[J].管理世界,2010,(1):63-75.
- [2] 钞小静,沈坤荣. 城乡收入差距、劳动力质量与中国经济增长[J].经济研究,2014,(6):30-43.
- [3] Robinson, S. .A Note on the U Hypothesis Relating Income Inequality and Economic Development [J]. American Economic Review, 1976, (66): 437-440.
- [4] Ahluwalia, Montek, N. G., Carter, Hollis Chenery. Growth and Poverty in Developing Countries [J]. Journal of Development Economics, 1976, (6): 299-341.
- [5] 李国璋,赵桂婷. 城乡收入差距与经济增长之间的倒“U”形关系分析[J].湖南社会科学,2012,(2):146-149.
- [6] Deininger, Klaus, Lyn Squire. New Ways of Looking at Old Issues: Inequality and Growth [J]. Journal of Development Economics, 1998, (2): 259-287.
- [7] Anand, S. M. R. Kanbur. The Kuznets Process and The Inequality Development Relationship [J]. Journal of Development Economics, 1993, (40): 25-52.
- [8] 李实. 中国个人收入分配研究回顾与展望[J].经济学(季刊),2003,(2): 32-43.
- [9] 万广华. 转型经济中的不平等和经济发展[J].世界经济文汇,2004,(4): 18-25.
- [10] 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):63-75.
- [11] 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.
- [12] 唐平.农村居民收入差距的变动及影响因素分析[J].管理世界,2006,(5):69-75.
- [13] 李子叶,韩先锋,冯根福.中国城市化进程扩大了城乡收入差距吗? ——基于省级面板数据的经验分析[J].经济学家,2016,(2):69-74.
- [14] 曹裕,陈晓红,马跃如. 城市化、城乡收入差距与经济增长[J].统计研究,2010,(3):29-36.
- [15] 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[J].经济研究,2007,(10): 44-55.
- [16] Kao, Chihwa, Min-Hsien Chiang. On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data [J]. Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels, 2000, (15): 179-222.
- [17] Hyleberg, S., R. F. Engle, C. W. J. Granger B. S. Yoo. Seasonal Integration and Cointegration [J]. Journal of Econometrics, 1990, (1-2): 215-238.
- [18] 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.

(责任编辑:彭晶晶)

(下转第102页)