

收入差距、投资与经济增长的面板协整研究

陈安平*

摘要：运用最近发展起来的面板协整技术,本文分析了中国的收入差距、投资与经济增长之间的关系。1978 - 2004 年省际面板数据的研究结果表明,中国的城乡收入比、固定资产投资、人均实际 GDP 是包含单位根的非平稳变量,它们之间存在稳定的协整关系。从长期看,收入差距的拉大对经济增长有害,但投资并非是收入差距作用于经济增长的桥梁。因此,要保持经济的持续增长,必须着力解决日益恶化的收入差距问题。

关键词：收入差距 投资 经济增长 协整

一、引言

1978 年以来,中国总体经济一直保持着较快增长速度。与此同时,居民收入差距也在不断拉大。这两个相伴而生的经济现象之间是否存在内在关系?收入差距是有害还是有利于经济增长?对此类问题的研究,不仅有助于对我国现实经济的认识,也具有很强的政策含义。如果收入差距有害于经济增长,那么,要保持全国经济持续增长就必须着力缩小收入差距。相反,如果收入差距有利于经济增长,或是与经济增长没有任何联系,则没有必要急于解决收入差距问题,至少从经济增长的目标来看可以这样做。

学术界对我国经济增长绩效及收入差距影响因素的分析比较多,代表性的研究有:李实、赵人伟(1999)认为,我国收入差距的扩大主要是制度转型造成的。陈宗胜(1994)指出,体制改革跳跃式的向市场经济趋近,是造成收入差距难以缩小的主要原因。林毅夫、蔡、李周(1999)的观点是,我国收入差距恶化主要是由政府实施的违背比较优势的赶超战略造成的。蔡、都阳(2000)认为人力资本是造成经济增长绩效差异,形成收入差距的一个重要因素。陆铭、陈钊(2004)强调了城市化以及带有城市倾向的政策对收入差距的影响。王小鲁、樊纲(2005)着重分析了市场化等因素对于收入差距的贡献。彭国华(2005)从全要素生产率的视角分析了收入差距的形成原因。万广华、陆铭、陈钊(2005)分析了全球化与收入差距之间的关系。

这些研究为我们了解我国经济增长绩效差异的形成原因做出了贡献,并提出了一些改善收入差距的政策措施。然而,它们并没有对我国收入差距与经济增长之间的关系直接加以检验,从中我们并不知道收入差距的改善是否会对总体经济增长产生影响。在笔者所收集的资料中,仅有以下几篇文献对我国收入差距与经济增长的关系做了研究:刘霖、秦宛顺(2005)运用 Granger 检验分析了国内生产总值(GDP)增长率与人均收

* 陈安平,暨南大学经济学院,邮政编码:510632,电子信箱:tapchen@jnu.edu.cn。

本研究受教育部人文社会科学青年基金项目(项目批准号 07JC790029)、广东省哲学社会科学规划项目(项目批准号 07YD01)和暨南大学人文社会科学发展基金项目(项目批准号:006JSY015)的资助。感谢华中科技大学范红忠博士的讨论。感谢审稿人的修改意见。作者文责自负。

除了 20 世纪 80 年代初期和 90 年代个别年份外,中国的城乡收入差距一直在扩大。尽管 1978 - 1990 年地区之间的收入差距略有下降,但进入 90 年代以来,地区差距呈明显上升势头。

该方面研究的最新进展见蔡、万广华主编:《中国转轨时期收入差距与贫困》,北京,社会科学文献出版社,2006。

入基尼系数之间的因果关系,结果表明两者互为因果关系。倪晓宁、包明华(2006)估计了一个包含投资、城市化水平、收入差距等变量的增长方程,发现收入差距的扩大对经济增长几乎没有影响。陈安平(2007)以全国和东中西部实际 GDP 的增长率为变量,建立了一个向量自回归模型,结果表明全国总体经济增长对东中西三地的差距没有显著影响。Wan Lu 和 Chen(2006)采用分布滞后联立方程模型,结果发现,由于收入差距对物质资本投资的不利影响超过了其对教育的有利作用,因此,不论是在短期还是长期,收入差距对经济增长都有显著的负面影响。

正如国际上对收入差距与经济增长关系的研究一样,有关我国收入差距与经济增长关系研究的结论并不完全一致,甚至相反。在对两者之间的关系有清晰认识之前,仍有许多工作要做。本文拟采用最近发展起来的面板协整技术,对我国收入差距与经济增长的关系做进一步的研究。我们之所以采用面板协整分析方法,是因为协整分析能避免由于数据的非平稳性而引起的伪回归问题,并且可以有效地研究变量之间的长期稳定关系。与时间序列数据的协整研究相比,由于面板协整分析充分利用了截面单位所包含的数据信息,检验力更高。同时,考虑到有研究(Wan et al., 2006)表明投资是收入差距作用于经济增长的桥梁,但理论上对此有不同的看法。Kaldor(1956)和 Stiglitz(1969)认为由于富人的边际储蓄倾向比穷人高,收入差距的扩大将使收入向富人转移,从而可以通过提高一个国家的储蓄率和投资而推动其经济增长。Alesina 和 Rodrik(1994)则指出,收入差距会对社会再分配造成压力,从而不利于投资和经济增长。因此,我们在面板协整分析中也加入了投资变量,以进一步考察投资的作用。我们的研究发现,我国的收入差距、投资与经济增长之间存在长期的稳定关系。从长期看,收入差距对经济增长有负面影响,但投资并非是收入差距作用于经济增长的桥梁。

论文其余部分的安排如下:第二部分是对面板协整检验、估计方法以及数据的一个简要说明,第三部分报告了我国收入差距、投资与经济增长的协整关系检验和估计结果,最后是一个简短的结论。

二、面板协整检验方法与数据说明

运用协整检验来分析时间序列变量之间的长期关系已在经验研究文献中得到了广泛的应用。然而,许多研究(Perron, 1989, 1991; Pierse and Snell, 1995)发现,当时间序列变量的样本时期不够长时,协整检验的效力往往比较低。于是,一些计量学家开始考虑是否能够运用截面单位相似的面板数据,来提高协整检验的效力。Pedroni(1995)以及 Kao 和 Chen(1995)是该领域研究的开创者,他们最早提出了基于回归残差的协整检验方法。十余年来,面板协整研究已从最初的同质面板(homogeneous panel)检验(Kao, 1999)发展到异质面板(heterogeneous panel)检验(Pedroni, 2001)和动态面板检验(Pedroni, 2004),以及包含结构突变的面板检验(Westerlund, 2006),取得了丰硕的成果。

由于本文的目的是分析我国收入差距、投资与经济增长之间是否存在长期的稳定关系,使用的是省际面板数据,考虑到省份之间具有较强的同质性,我们采用了 Kao(1999)的同质面板协整检验方法。为了便于说明,假设只有两个变量 x 和 y , 并且两个变量都是包含单位根的非平稳过程,则检验模型设定如下:

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + e_{it} \quad (1)$$

其中, $i = 1, 2, \dots, N$ 代表截面单位, $t = 1, 2, \dots, T$ 代表时间单位, α 和 β 为参数, e_{it} 是随机误差项。

为了判断 x 和 y 之间是否存在面板协整关系,首先运用 OLS 估计(1)式的残差 \hat{e}_{it} , 然后设法检验 \hat{e}_{it} 是否

有关国际上对收入差距与经济增长关系的研究评述见 Wan 等(2006)和陈安平(2007b)。

国际上也有利用此类技术分析收入差距与经济增长关系的研究,比如, Frank(2005)运用面板协整分析了美国的收入差距对经济增长的作用。

我们之所以没有与 Wan 等(2006)一样,同时考虑教育或人力资本对收入差距与经济增长关系的影响,主要是因为此类变量的测度比较困难,模型估计结果对变量指标的选择比较敏感(陈安平, 2007b)。

有关时间序列变量协整检验和面板协整检验详细的比较分析见 Pedroni(2004)。

尽管各省的经济结构也具有一定的差异性,但与跨国截面单位相比,其差异性要小得多(Wan et al., 2006)。

包含单位根,或者说是否为平稳过程。若 \hat{e}_{it} 是平稳过程,则表明 x 和 y 之间存在面板协整关系;若 \hat{e}_{it} 是非平稳过程,则表明 x 和 y 之间不存在协整关系。为此,Kao(1999)分别运用了DF和ADF检验。其中,DF检验如下:

$$\hat{e}_{it} = \hat{e}_{it-1} + v_{it} \tag{2}$$

判断 \hat{e}_{it} 平稳性的零假设 H_0 是 $\rho = 1$, \hat{e}_{it} 即包含单位根,为非平稳过程。Kao(1999)提出了四个检验统计量,来检验该零假设:

$$\begin{aligned} DF &= \frac{\sqrt{NT}(\hat{\rho} - 1) - 3\sqrt{3}}{\sqrt{10.2}} \\ DF_t &= \sqrt{1.25}t + \sqrt{1.875}N \\ DF^* &= \frac{\sqrt{NT}(\hat{\rho} - 1) + (3\sqrt{N}\sqrt{2}\sqrt{\hat{\sigma}_v^2})}{\sqrt{3 + (7.2\sqrt{N}\sqrt{2}\sqrt{\hat{\sigma}_v^2})}} \\ DF_t^* &= \frac{t + (\sqrt{6N}\sqrt{2}\sqrt{\hat{\sigma}_v^2})}{\sqrt{(\hat{\sigma}_v^2/2\sqrt{N}) + (3\sqrt{N}\sqrt{2}\sqrt{\hat{\sigma}_v^2})}} \end{aligned}$$

其中, $\hat{\rho}$ 是对(2)式运用OLS估计得出的 \hat{e}_{it} 的估计值, t 是 \hat{e}_{it} 的 t 值。 $\hat{\sigma}_v^2$ 是对应长期方差的估计量。尽管DF和 DF_t 检验要求 x 是外生变量,与 \hat{e}_{it} 不相关,但 DF^* 和 DF_t^* 检验并没有此要求。对于ADF检验,估计以下模型:

$$\hat{e}_{it} = \hat{e}_{it-1} + \sum_{j=1}^p \hat{\vartheta}_j \hat{e}_{it-j} + v_{itp} \tag{3}$$

为判断 \hat{e}_{it} 是否为平稳过程,Kao(1999)构造了以下统计量:

$$ADF = \frac{t_{ADF} + (\sqrt{6N}\sqrt{2}\sqrt{\hat{\sigma}_v^2})}{\sqrt{(\hat{\sigma}_v^2/2\sqrt{N}) + (3\sqrt{N}\sqrt{2}\sqrt{\hat{\sigma}_v^2})}}$$

其中, t_{ADF} 是(3)式 \hat{e}_{it} 估计量的 t 值。在满足Kao(1999)所提出假设条件的基础上,以上五个统计量收敛于标准正态分布 $N(0,1)$ 。如上文所述,Kao检验的零假设是 $\rho = 1$,即 \hat{e}_{it} 是非平稳过程, x 和 y 之间没有协整关系。若Kao检验统计量大于 $N(0,1)$ 分布临界值,则说明零假设不成立, x 和 y 之间存在面板协整关系。否则,接受 x 和 y 之间不存在协整关系的零假设。Kao(1999)的Monte Carlo模拟实验表明,DF和 DF_t 对于模型的错误设定具有很强的稳健性,与其他三个检验统计量相比, DF^* 和 DF_t^* 具有更好的样本容忍特性和更高的检验力。

如果以上检验表明 x 和 y 之间存在面板协整关系,那么如何由(1)式估计协整参数 β 呢?Kao和Chiang(2000)提出了OLS、FM和DOLS三种估计方法。其中,OLS估计量如下:

$$\hat{\beta}_{OLS} = \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i) \right] \tag{4}$$

(4)式中, $\bar{x}_i = (1/T) \sum_{t=1}^T x_{it}$, $\bar{y}_i = (1/T) \sum_{t=1}^T y_{it}$ 。为了消除(1)式中可能存在的内生性和序列相关性问题对OLS估计的不利影响,可以利用FM和DOLS估计方法。FM方法是通过构造 \hat{y}_{it}^+ 和 \hat{O}_u^+ 代理变量,然后算出的估计量:

$$\hat{\beta}_{FM} = \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i) \hat{y}_{it}^+ - T\hat{O}_u^+ \right] \tag{5}$$

对于DOLS方法,是利用(6)式回归而得到估计量 $\hat{\beta}_D$ 的:

$$y_{it} = \alpha_i + x_{it} + \sum_{j=-q_1}^{q_2} c_{ij} x_{i,t+j} + e_{it} \tag{6}$$

计算 $\hat{\sigma}_v^2$ 的详细过程说明见Kao(1999)。

其中, q_1 为领先时期, q_2 为滞后时期。Kao 和 Chiang (2000) 的 Monte Carlo 模拟实验表明, OLS 估计量在小样本中的偏误较大, FM 估计量一般说来并不比 OLS 量有效, DOLS 估计量在面板协整估计中的表现往往比 OLS 和 FM 估计量更好。

我们用各省的人均实际 GDP (PGDP) 来衡量经济增长, 对其取了对数, 以消除 GDP 数据中可能存在的指数趋势。投资采用的是全社会固定资产投资 (以下简称为投资, INV) 数据, 由于没有连续一致的固定资产投资指数, 我们使用各省的消费者价格指数 (CPI) 对其做了平减处理。同样, 为了消除投资数据中可能包含的指数趋势, 对其取了对数。与 Wan 等 (2006) 的做法相同, 收入差距采用的是城镇家庭人均可支配收入与农村家庭人均纯收入的比值 (DIS)。我们之所以用城乡收入比, 而没有用各地区人均收入的基尼系数, 是考虑到我国的收入差距主要由城乡之间的差距所造成 (Kanbur and Zhang, 2005)。此外, 也缺少各省内部的收入数据, 难以计算各省收入差距的基尼系数。样本期间选为 1978 - 2004 年, 使用期间的年度数据。所有数据均来自《新中国五十五年统计资料汇编》(国家统计局, 2005), 对于个别省份个别年份的缺失值, 采用移动平均法做了补充。

变量包含单位根是它们之间存在协整关系的前期条件。在判断我国收入差距、投资与经济增长之间是否存在面板协整关系之前, 首先需要检验 DIS、INV 和 PGDP 三个变量的平稳性。为此我们采用了四种常用的检验方法: LLC 检验 (Levin, Lin and Chu, 2002), Breitung 检验 (Breitung, 2000), IPS 检验 (Im, Pesaran and Shin, 2002) 和 Fisher - ADF 检验 (Maddala and Wu, 1999)。

我国人均实际 GDP (PGDP)、投资 (INV) 和城乡收入比 (DIS) 三个变量的平稳性检验结果见表 1。我们在所有检验中都包含了截距项, 考虑到人均 GDP 和投资在样本期间存在明显的向上趋势, 在这两个变量的检验中也加入了时间趋势项。对于检验模型中每个截面单位方程滞后长度的选取, 采用了修正的 AIC 准则, 以 5 为最大的滞后长度。显然, 由表 1 结果可以看出, 在所有检验中, 三个变量的检验统计量都不显著, 这说明我国的人均实际 GDP、投资和城乡收入比都是包含单位根的非平稳变量。

检验方法	PGDP		INV		DIS	
	检验统计量	P 值	检验统计量	P 值	检验统计量	P 值
LLC	4.0150	1.0000	6.2018	1.0000	4.6770	1.0000
Breitung	1.7514	0.9601	1.6812	0.9536	0.5041	0.6929
IPS	2.5271	0.9942	2.9924	0.9986	3.3483	0.9996
Fisher - ADF	31.4480	0.9967	26.2121	0.9998	25.6795	0.9998

注: P 值为对应单位根检验统计量的显著水平。

三、协整检验与估计结果

为了检验我国收入差距、投资与经济增长三个非平稳变量之间是否存在协整关系, 我们采取了以下步骤: 首先用模型 1 来分析经济增长与收入差距之间是否存在面板协整关系, 用模型 2 来检验经济增长、投资和收入差距三个变量之间是否存在面板协整关系, 并通过两个模型中系数 的符号和显著性来判断收入差距是有害还是有利于经济增长。然后分别用模型 3 和模型 4 来检验投资与经济增长, 以及收入差距与投资的关系, 如果收入差距是通过投资而影响经济增长的, 可以预期两个模型中系数 应该显著。各个模型的设定具体如下:

国家统计局只公布了 1996 年后的固定资产投资价格指数。
从 2005 年起, 国家统计局对 GDP 数据的核算做了调整, 其后公布的 GDP 是所谓的经济普查数据 (见《中国统计摘要 2006》第 27 页)。为了使数据保持一致, 我们没有使用 2005 年后的数据。
由于西藏、海南、重庆数据缺失的比较多, 我们的分析没有包含这三个地区。

模型 1 $PGDP_{it} = \alpha_i + DIS_{it} + e_{it}$

模型 2 $PGDP_{it} = \alpha_i + DIS_{it} + INV_{it} + e_{it}$

模型 3 $PGDP_{it} = \alpha_i + INV_{it} + e_{it}$

模型 4 $INV_{it} = \alpha_i + DIS_{it} + e_{it}$

在运用 Chiang 和 Kao (2000) 的方法对以上模型进行估计 ,计算出协整参数 之前,需要确定变量之间是
否存在面板协整关系。为此,我们分别对每个方程计算了 Kao (1999) 所提出的 5 个统计量 ,结果见表 2。显
然 ,四个方程所对应的所有检验统计量都显著 ,因此变量之间不存在协整关系的零假设被拒绝 ,说明我国的
收入差距、投资与经济增长三个变量之间存在长期的稳定关系。

表 2协整检验结果

检验统计量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
DF	- 2. 0401 (0. 0207)	- 5. 539 (0. 0000)	- 5. 5387 (0. 0000)	- 2. 6921 (0. 0036)
DF _t	- 4. 4934 (0. 0000)	- 3. 753 (0. 0001)	- 3. 8225 (0. 0001)	- 5. 0288 (0. 0000)
DF *	- 9. 3394 (0. 0000)	- 14. 8037 (0. 0000)	- 14. 8019 (0. 0000)	- 10. 0437 (0. 0000)
DF _t *	- 5. 2159 (0. 0000)	- 4. 7833 (0. 0000)	- 4. 8315 (0. 0000)	- 5. 6753 (0. 0000)
ADF	- 3. 9828 (0. 0000)	- 6. 5454 (0. 0000)	- 6. 5571 (0. 0000)	- 4. 6567 (0. 0000)

注 :括号中为协整检验统计量的显著水平。

四个模型的 OLS 估计结果见表 3。 从中可看出 ,模型中所有系数的 *t* 值都显著 ,方程的拟合程度也比
较好。模型 1 和模型 2 结果表明 ,收入差距对经济增长有积极影响。模型 3 和模型 4 结果显示 ,收入差距有
利于投资 ,而投资又是推动经济增长的重要因素 ,因此 ,似乎可以得出收入差距是通过投资的有利影响而
促进经济增长的结论。然而 ,由于以上四个模型中可能存在内生性问题 ,比如 ,收入差距可能也受经济增长
的反馈作用 ,从而使模型中的 *DIS_{it}*和 *e_{it}*相关。这会使模型的 OLS 估计出现偏误。

表 3OLS 估计结果

解释变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
<i>DIS</i>	0. 8982 *** (22. 682)	0. 0472 *** (3. 4826)		1. 2648 *** (22. 2903)
<i>INV</i>		0. 6729 *** (99. 7695)	0. 6877 *** (130. 3382)	
R ²	0. 4053	0. 9581	0. 9574	0. 3969

注 :括号中是参数的 *t* 统计量 ,***表示在 1 %水平上显著。

为了解决该问题 ,我们接下来采用 FM 和 DOLS 估计方法 ,再对四个模型分别加以估计 ,结果列在表 4 和
表 5 中。

首先来看表 4 中 FM 估计结果。显然 ,与 OLS 估计结果一样 ,所有的估计量都显著 ,并且符号为正 ,但各
个参数的大小发生了明显变化。模型 1 中 *DIS* 的系数超过了 3 ,表明城乡收入比增加 1 单位 ,会使人均 GDP
增长 3 % ,这似乎不太可信。模型 2 和模型 3 中投资变量的系数甚至比 1 还大 ,这更令人质疑 ,因为通常来
说 ,投资增加 1 % ,不可能使 GDP 增长超过 1 %。 此外 ,四个模型的 R² 有三个为负。所有这些都表明 FM 估
计可能有偏误。根据 Kao 和 Chiang (2000) 的研究 ,在小样本情况下 ,FM 估计量可能还不如 OLS 估计量有效。

本文的协整检验和协整参数估计使用的是 Min - Hsien Chiang 和 Chihwa Kao 所写的 NPT1.3Gauss 程序包。

表 3、表 4 和表 5 中省去了截距 α_i 的估计值。

由于模型中人均 GDP 和投资数据取了对数 ,系数表示弹性。

只有在规模报酬递增的条件下 ,才有可能出现这种情况。

为了克服这些不足,需要采用被 Kao 和 Chiang(2000)认为优于 OLS 和 FM 的 DOLS 方法来估计四个模型。

由表 5 中 DOLS 的估计结果可以看出,DIS 在模型 1 和模型 2 中的符号为负,并在模型 2 中显著。这说明,从长期看,我国以城乡收入比衡量的收入差距对经济增长有负面影响。与 OLS 估计结果一样,模型 2 和模型 3 中固定资产投资(INV)系数的符号和大小符合预期。但与表 3 和表 4 相比,表 5 中 INV 系数的 t 值明显下降,说明 OLS 和 FM 的估计是上偏的。模型 4 估计结果显示,尽管收入差距对投资有正的影响,但其作用并不显著,从而不支持收入差距是通过投资而作用于经济增长的论断。对此,一种可能的解释是我国的投资(本文中的固定资产投资)主要是由政府通过国有企业而实现的,居民之间收入差距的拉大对投资的影响并不明显。比如在 2005 年,全社会固定资产投资将近 9 万亿元,其中,国有及其他经济的投资占到了 70.7%,而集体和个体经济的投资仅占 29.3%。

表 4 FM 估计结果

解释变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
DIS	3.0035 *** (47.3274)	0.6281 *** (36.3428)		2.0745 *** (24.2977)
INV		1.1434 *** (89.7702)	1.4145 *** (112.2507)	
R ²	- 1.8214	- 0.0071	- 0.1123	0.2342

注:括号中是参数的 t 统计量,***表示在 1%水平上显著。

表 5 DOLS 估计结果

解释变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
DIS	- 0.0381 (- 0.5306)	- 0.1119 *** (- 5.7295)		0.1244 (1.289)
INV		0.5567 *** (38.6661)	0.5571 *** (39.1083)	
R ²	0.0495	0.5242	0.5689	0.0571

注:括号中是参数的 t 统计量,***表示在 1%水平上显著。

总之,以上比较说明,不管是从统计特征,还是从经济理论的预期来看,DOLS 估计结果比 OLS 和 FM 估计结果更为可信。因此我们认为,我国的收入差距、投资与经济增长之间存在稳定的协整关系。从长期看,城乡收入差距的拉大不利于经济增长。这与 Wan 等(2006)的发现一致。与他们不同的是,本文研究结果表明,尽管投资对于经济增长有显著的促进作用,但收入差距对投资的作用并不显著,因此投资并非是收入差距作用于经济增长的桥梁。而在他们看来,收入差距是通过对投资的不利影响,而对经济增长产生负面影响。尽管有研究表明我国收入差距在短期有利于经济增长,这与本文的发现并不矛盾,因为本文协整分析考察的是经济增长与收入差距之间的长期关系。

既然收入差距并不是通过对投资的不利影响而作用于经济增长的,那么收入差距是通过什么渠道而妨碍经济增长的?一种可能的解释是收入差距抑制了人力资本投资(Fishman and Simhon,2002),比如对教育的投资,因为与富人相比,穷人更容易受资本市场的约束,难以对人力资本进行投资,尽管穷人人力资本投资的回报率很高。比如,对于一个穷人来说,即使他的孩子资质再高,他也很难说服银行来给他贷款,为他的孩子进行教育投资。这在我国农村是很普遍的现象。许多农村孩子由于父母的经济状况比较差,难以筹借到读书所需资金,从而被迫辍学在家,或是到外地打工,为家庭增加收入。由于农村的人口基数大,农村孩子的教育受限必然会影响到我国的平均受教育程度,从而制约了经济的持续增长。另一种可能的解释是收入差距过大会对社会稳定产生负面影响,从而不利于经济增长(Benh Habib and Rustichini,1996)。这一点在我国是显

DOLS 估计的一大难处在于确定模型中的领先和滞后期,即式(6)中的 q_1 和 q_2 。本文采用了 Kao、Chiang 和 Chen(1999)的做法,对于所有的截面单位,选取相同的领先和滞后期,令 $q_1 = 1, q_2 = 2$ 。

模型存在内生性问题时,OLS 和 FM 估计既有可能向上偏,也有可能向下偏。

参见国家统计局:《中国统计摘要 2006》,52 页,北京,中国统计出版社,2006。

特别是农村中学生,辍学是非常普遍的。

而易见的。我国的收入差距,特别城乡收入差距是很大的,根据李实、岳希明(2004)的一项研究,如果考虑医疗、教育、失业保障等非货币因素,我国的城乡收入差距是世界上最高的。如果城乡收入差距过大的现状得不到改善,可能会激起农民的不满情绪,影响社会政治的稳定,甚至引发冲突,更不用说经济增长了。

根据以上研究结果我们认为,为了保证我国经济的持续增长,必须要努力抑制乃至缩小不断恶化的收入差距,特别是城乡收入差距。最近,中央政府出台了許多措施,比如免征农业税、增加农业投入、加大教育投资等,都是朝该方向的正确选择。但要想彻底解决收入差距问题,保持经济的持久繁荣,这些举措是远远不够的。取消户籍制度、打破城乡分割、建立全国统一的劳动力市场、推动农村劳动力向非农产业转移、加快城镇化建设、推动城乡一体化进程是必由之路。

四、结论

本文首先使用最近发展起来的面板单位根检验技术,研究了1978-2004年我国省际人均实际GDP、投资、城乡收入比变量的平稳性。包括LLC、Breitung、IPS和Fisher-ADF检验在内的所有检验结果都表明,这几个变量是所谓的单位根过程。在此基础上,我们运用Kao(1999)所提出的DF和ADF协整检验方法,证实我国的收入差距、投资与经济增长之间存在长期的稳定关系。OLS、FM和DOLS三种估计结果的比较分析表明,从长期看,收入差距有害于经济增长,因此,要想保持经济的持续增长,必须着力缩小收入差距。投资对经济增长有显著的推动作用,但收入差距对投资的作用并不明显,因此投资并非是收入差距作用于经济增长的桥梁。

运用面板协整技术研究我国收入差距与经济增长的关系是一项新的尝试。我们认为可以从以下两个方向对研究加以改进:一个方向是,由于我国在1978年后经历了许多体制性的变革,或许省际面板数据中包含有结构突变,这会影响协整检验的效力。最近的一些研究,比如Westerlund(2006)所提出的包含结构突变的协整检验,为我们在这个方向的工作提供了依据。另一个方向是设法提高数据特别是收入差距数据的质量。对于经验研究者而言,数据质量一直是他们心中的噩梦。正如Forbes(2000)的研究所示,数据质量是决定经验研究结果与价值的最为重要的因素之一。可喜的是,国内一些研究者已开始使用家庭调查数据来研究我国的收入差距。但令人遗憾的是,此类数据往往不对外公开,从而制约了研究进展。与此不同的是,在国际上,正是收入数据,比如Deininger和Squire(1996)收入差距数据的分享,才催生了大量有价值的经验研究文献。

参考文献:

1. Alesina, A. and Rodrik, D., 1994. "Distributive Politics and Economic Growth." *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, pp. 465 - 490.
2. Benhabib J. and Rustichini, A., 1996. "Social Conflict and Growth." *Journal of Economic Growth*, Vol. 1, pp. 129 - 146.
3. Breitung J., 2000. "The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data." *Advances in Econometrics*, Vol. 15, pp. 161 - 178.
4. Dickey, D. A. and Fuller, W. A., 1979. "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root." *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, pp. 427 - 431.
5. Deininger, K. and Squire, L., 1996. "A New Data Set Measuring Income Inequality." *World Bank Economic Review*, Vol. 10, pp. 565 - 591.
6. Fisher, R. A., 1932. *Statistical Methods for Research Workers*, 4th Edition. Edinburgh: Oliver & Boyd.
7. Fishman, A. and Simhon, A., 2002. "The Division of Labor, Inequality and Growth." *Journal of Economic Growth*, Vol. 7, pp. 117 - 136.
8. Forbes, K. J., 2000. "A Reassessment of the Relationship between Inequality and Growth." *American Economic Review*, Vol. 90, pp. 869 - 887.

从2001年开始,中央政府的三农政策及相关政策已发生了一系列的改变,比如在2004年,中央作出了“5年内免征农业税”的决定,并进行试点。2005年部分省份已免征农业税。2006年1月1日起,全国已全面免征农业税。

9. Frank, M. W. ,2005. " Income Inequality and Economic Growth in the U. S. :A Panel Cointegration Approach. " Working Paper ,Sam Houston State University.
10. Im, K. S. ;Pesaran, M. H. and Shin, Y. ,2003. " Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. " *Journal of Econometrics* ,Vol. 115 , pp. 53 - 74.
11. Kaldor, N. ,1956. " Alternative Theories of Distribution. " *Review of Economic Studies* ,Vol. 23 ,pp. 83 - 100.
12. Kanbur, R. and Zhang, X. ,2005. " Fifty Years of Regional Inequality in China :A Journey through Central Planning, Reform and Openness. " *Review of Development Economics* ,Vol. 9 ,pp. 87 - 106.
13. Kao, C. and Chen, B. ,1995. " On the Estimation and Inference for Cointegration in Panel Data When the Cross - section and Time - series Dimensions Are Comparable. " Manuscript ,Department of Economics ,Syracuse University.
14. Kao, C. ,1999. " Spurious Regression and Residual - Based Tests for Cointegration in Panel Data When the Cross - section and Time Series Dimensions Are Comparable. " *Journal of Econometrics* ,Vol. 90 ,pp. 1 - 44.
15. Kao, C. and Chiang, M. H. ,2000. " On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data. " *Advances in Econometrics* ,Vol. 15 ,pp. 179 - 222.
16. Kao, C. ; Chiang, M. H. and Chen, B. ,1999. " International R&D Spillovers :An Application of Estimation and Inference in Panel Cointegration. " *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* ,Vol. 61 ,pp. 691 - 709.
17. Levin, A. ; Lin, C. F. and Chu, C. ,2002. " Unit Root Tests in Panel Data :Asymptotic and Finite - Sample Properties. " *Journal of Econometrics* ,Vol. 108 ,pp. 1 - 24.
18. Maddala, G. S. and Wu, S. ,1999. " A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test. " *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* ,Vol. 61 ,pp. 631 - 652.
19. Pedroni, P. ,2004. " Panel Cointegration :Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis. " *Econometric Theory* ,Vol. 20 ,pp. 597 - 625.
20. Perron, P. ,1989. " Testing for a Random Walk :A Simulation Experiment of Power When the Sampling Interval Is Varied , "in B. Jaj , ed. , *Advances in Econometrics and Modeling*. Kluwer Academic Publishers ,pp. 47 - 68.
21. Perron, P. ,1991. " Test Consistency with Varying Sampling Frequency. " *Econometric Theory* ,Vol. 7 ,pp. 341 - 368.
22. Pierce, R. G. and Snell, A. J. ,1995. " Temporal Aggregation and the Power of Tests for a Unit Root. " *Journal of Econometrics* ,Vol. 65 , pp. 333 - 345.
23. Stiglitz, J. E. ,1969. " The Distribution of Income and Wealth among Individuals. " *Econometrica* ,Vol. 37 ,pp. 382 - 397.
24. Wan, G. ; Lu, M. and Chen, Z. ,2006. " The Inequality - growth Nexus in the Short and Long Run :Empirical Evidence from China. " *Journal of Comparative Economics* ,Vol. 34 ,pp. 654 - 667.
25. Westerlund, J. ,2006. " Testing for Panel Cointegration with a Level Break. " *Economics Letters* ,Vol. 91 ,pp. 27 - 33.
26. 蔡 、都阳 :《中国地区经济增长的趋同与差异 ——对西部开发战略的启示》,载《经济研究》,2000(10)。
27. 蔡 、万广华 :《中国转轨时期收入差距与贫困》,北京,社会科学文献出版社,2006。
28. 陈安平 :《经济的持续增长与收入差距的缩小 :鱼与熊掌能否兼得》,载《财经科学》,2007a(6)。
29. 陈宗胜 :《倒 U 曲线的“ 阶梯形 ”变异》,载《经济研究》,1994(5)。
30. 国家统计局 :《新中国五十五年统计资料汇编》,北京,中国统计出版社,2005。
31. 国家统计局 :《中国统计摘要 2006》,北京,中国统计出版社,2006。
32. 李实、赵人伟 :《中国居民收入分配再研究》,载《经济研究》,1999(4)。
33. 李实、岳希明 :《中国城乡收入差距调查》,载《财经》,2004(4)。
34. 林毅夫、蔡 、李周 :《中国的奇迹 :发展战略和经济改革》,上海,上海三联书店、上海人民出版社,1999。
35. 刘霖、秦宛顺 :《收入分配差距与经济增长之因果关系研究》,载《福建论坛(人文社会科学版)》,2005(7)。
36. 陆铭、陈钊 :《城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距》,载《经济研究》,2004(6)。
37. 倪晓宁、包明华 :《地区差距对中国 GDP 增长的影响 ——一个结构分析》,载《财经科学》,2006(9)。
38. 彭国华 :《中国地区收入差距、全要素生产率及其收敛分析》,载《经济研究》,2005(9)。
39. 万广华、陆铭、陈钊 :《全球化与地区间收入差距 :来自中国的证据》,载《中国社会科学》,2005(3)。
40. 王小鲁、樊纲 :《中国收入差距的走势和影响因素分析》,载《经济研究》,2005(10)。

(责任编辑:刘成奎)