

我国城乡收入差距的度量及其对经济增长的效应^{*}

王少平 欧阳志刚

内容提要: 本文根据我国城乡收入差距的现状计算并度量城乡收入差距的泰尔指数, 基于计算的泰尔指数和我国实际人均 GDP 的变动特征而设定面板协整模型, 以此揭示我国城乡收入差距与经济增长的长期关系, 并基于面板误差校正模型考察短期动态调节效应。本文的主要结果为: 我国的泰尔指数与经济增长之间存在异质性的面板协整关系: 城乡收入差距对经济增长的长期效应取决于城乡收入差距水平和经济发展阶段, 异质性揭示地区差异。本文的结论说明, 改革初期的城乡收入差距促进了经济增长, 而现阶段城乡收入差距的扩大对经济增长产生阻滞作用。进一步, 这种长期效应抑制了短期经济增长并对城乡收入差距的扩大产生刺激效应。因此, 为落实科学发展观, 短期内应以提高农民收入和加大农业投入为重点, 有效缓解和抑制城乡收入差距的扩大; 长期内应着力加大对农村劳动力的人力资本投资, 从根本上改变我国城乡收入差距对经济增长的抑制效应。

关键词: 科学发展观 城乡收入差距 经济增长 面板协整

一、引言

我国经济经过近 20 多年的快速发展已经进入了一个新的阶段, 2003 年的人均 GDP 已达到 1000 美元, 但与快速发展相伴随的突出问题就是收入差距特别是城乡收入差距的持续扩大。国际发展经验表明, 当人均 GDP 位于 1000 美元左右时, 收入差距的扩大很可能影响经济的长期增长。由此所提出的问题是, 如何度量我国现行的城乡收入差距? 进一步, 城乡收入差距对经济的长期增长是否已经产生阻滞效应? 按照科学发展观的要求, 我国应采取什么政策调节收入差距以促进经济的长期增长? 考察这些问题即本文的研究动机。为此我们定义并计算度量我国城乡收入差距的泰尔指数, 基于此实证研究我国的城乡收入差距与经济增长的关系, 本文基于我国的经济背景, 通过对现存文献中有关研究收入差距与经济增长的面板协整模型及其估计和检验方法的改进与扩展, 揭示我国不同经济发展阶段和不同地区的城乡收入差距对经济增长的长期影响及其短期动态调整效应。

国内外学者对收入差距与经济增长的关系进行了深入研究。Barro (1991, 1997, 2000) 认为, 由于物质资本和人力资本积累的报酬递减效应导致的条件收敛, 当潜在产出一定时, 经济增长率与实际产出负相关; 而当实际产出一定时, 经济增长率与潜在产出正相关。收入差距通过影响生产要素而影响潜在产出, 进而影响经济增长率和人均产出水平。进一步, Galor 和 Moav (2004) 认为, 在经济发展的转型时期, 作为经济增长主要发动机的人力资本积累替代了物质资本积累, 从而改变了收入差距对经济增长的影响。具体而言, 在经济发展的早期阶段或经济处于较低水平时, 物质资本积累

^{*} 王少平, 华中科技大学经济学院, 邮政编码: 430074, 电子信箱: wangspi@sina.com; 欧阳志刚, 华中科技大学, 华东交通大学经济管理学院, 邮政编码: 430013, 电子信箱: oyzg2001@sina.com。作者感谢匿名审稿人对本文提出的宝贵意见, 但文责自负。本文研究得到国家自然科学基金(70571026)和社科基金(05BJY012)的资助。

按第一次全国经济普查后重新修订的 GDP 数据计算, 我国人均 GDP 于 2001 年首次突破 1000 美元。这里列出的是按修订前数据计算的结果。详情请参见国家统计局网站。

是经济增长的主要源泉,收入差距的扩大有利于物质资本的积累,因此适当的收入差距有利于经济增长;当人均 GDP 位于较高水平时,人力资本对于推动经济增长逐渐起着主导作用,但收入差距的扩大制约了低收入者增加人力资本投资,因此收入差距不利于经济增长。众所周知,改革开放以来,我国经济历经改革初期的粗放型增长,随着经济结构升级和技术进步,近几年我国的经济增长更多地依赖于科技进步和自主创新。在农村,农民收入的提高也在很大程度上依赖于农村实用技术的推广和因地制宜地自主创新,而自主创新的核心在于人力资本的提高。从这个角度说, Galor 和 Moav (2004) 的理论研究很可能对于我国具有适用性。类似地, Persson 和 Tabellini (1994) 认为,经济人积累物质和人力资本的动机受到税收政策的影响,如果通过向富人征税来缩小收入差距,就会降低人们的生产积极性,最终使收入差距对经济增长产生负面影响。Aghion et al (1999) 认为,在信贷市场不完善时,投资机会的利用依赖于个人的资产和收入水平,穷人更倾向于对相对回报率更高的人力资本进行投资。因此,收入差距的下降,有助于促进经济增长。以上的理论文献表明,收入差距对经济增长产生影响并依赖于实际产出水平,收入差距通过影响物质资本或人力资本等投入要素而对经济增长产生正或负效应。

实证研究与上述理论结果基本一致。Perotti (1996) 使用跨国横截面数据模型的研究表明,收入差距对经济增长具有负效应。Barro (2000) 使用美国和 OECD 国家的跨国横截面数据模型,为揭示收入差距对经济增长的效应因经济发展阶段的不同而不同,他以人均产出增长率作为因变量,以收入差距等作为主要的解释变量,结果表明,发达国家收入差距与经济增长之间是正向关系;而对于发展中国家,两者之间是负向关系。特别地,尽管他的模型是以增长率作为因变量,但以收入差距和收入差距与人均产出的交互作用项作为主要的解释变量,因此这一模型所揭示的是收入差距与增长的关系,即收入差距对增长的效应随经济增长和收入差距的变化而变化,因此这一模型对研究我国的收入差距与增长的关系具有重要的借鉴意义。随着面板数据模型的发展,近期主要使用面板数据模型研究收入差距与经济增长的关系。Forbes (2000) 使用跨国面板数据的研究结论为,收入差距对经济增长的短期和中期(5 年内)效应为正。Panizza (2002) 利用 1940—1980 年美国 48 个州的面板数据,其结论为收入差距对经济增长产生负效应。随着面板单位根和协整模型的提出和发展,近期基于面板协整模型实证研究收入差距对增长的效应,构成了这一方向的前沿。Frank (2005) 将 Barro (2000) 所使用的横截面数据扩展为面板数据,为避免模型的非平衡性,将 Barro (2000) 模型中的被解释变量(经济增长率)定义为实际人均 GDP(度量人均增长),但主要的解释变量(收入差距和收入差距与人均 GDP 的交互作用项)与 Barro (2000) 的模型相同。Frank (2005) 以美国 48 个州为横截面单元,以对应的 1945—2001 年的时序数据组成面板数据,建立面板协整模型:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1 gini_{it} + \beta_2 (y_{it} \times gini_{it}) + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中, y_{it} 为第 i 个州取对数后的人均 GDP, $gini_{it}$ 为第 i 个州的基尼系数。Frank (2005) 对模型(1)的面板单位根和协整检验与估计,发现美国各州的收入差距对经济增长产生负效应。Frank (2005) 的研究不仅体现了计量方法论的进步,而且揭示了美国的收入差距对经济增长效应的地区特征。但进一步考察模型(1)不难发现,这一模型隐含的假定为,收入差距对经济增长的效应仅依赖于经济发展水平而与收入差距自身的水平无关。这一假定与我国的经济现实很可能不一致。此外,模型(1)将经济增长与收入差距的交互作用项作为解释变量,导致解释变量具有内生性,不校正这种内生性必然使估计结果有偏。

我国学者汪同三、蔡跃洲(2006)运用标准协整理论和 Granger 因果检验分析了我国居民收入差距对投资和经济增长的关系,发现城镇居民收入差距扩大导致投资结构中重工业比重增大,经济增长速度提高,农村内部收入差距对投资结构影响不显著。陆铭等(2005)基于联立方程和分布滞后模型对我国 1987—2001 年省际面板数据的研究发现,收入差距对经济增长的影响为负。

本文将根据我国收入差距与经济增长的背景对现有文献进行扩展和改进：建立体现不同收入差距水平对经济增长具有不同效应的面板协整模型，使用完全修正的最小二乘法(FMOLS)估计模型以消除内生性，并基于FMOLS的残差实现面板协整检验，进而估计由面板协整所派生的面板误差校正模型(PVECM)，由此揭示收入差距与经济增长的短期动态调节。

二、我国城乡收入差距与经济增长的面板协整模型设定

(一) 我国城乡收入差距的度量——泰尔指数及其相应的省际城乡收入差距

在现有文献中，国内学者常用城镇人均可支配收入与农村人均纯收入之比度量城乡收入差距。这一度量方法没有反映城乡人口所占的比重，因而不能准确度量我国的城乡收入差距。基尼系数是将总人口划分为不同的收入阶层，因而所度量的是总的收入差距而不是对城乡收入差距的准确度量，且城乡收入差距也不能从总收入差距中分离出来；而泰尔指数按其定义能直接度量城乡收入差距。此外，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（高收入和低收入阶层）收入的变动比较敏感，而我国城乡收入差距主要体现两端的变化，因此，本文选择泰尔指数度量我国城乡收入差距。以 $tl_{i,t}$ 表示第 i 个横截单元 t 时期的泰尔指数，其定义和计算公式为：

$$tl_{i,t} = \sum_{j=1}^2 \left(\frac{p_{ij,t}}{p_{i,t}} \right) \ln \left(\frac{p_{ij,t} / z_{ij,t}}{p_{i,t} / z_{i,t}} \right) \quad (2)$$

其中， $j=1,2$ 分别表示城镇和农村地区， z_{ij} 表示 i 地区城镇或农村人口数量， z_i 表示 i 地区的总人口， p_{ij} 表示 i 地区城镇 ($j=1$) 或农村 ($j=2$) 的总收入 (用相应的人口和人均收入之积表示)， p_i 表示 i 地区的总收入。本文样本期间选择为 1979—2004 年 (下同)。在我国大陆 31 个省、市、自治区中，重庆市的数据合并到四川省，西藏自治区由于有较多年份缺少相应的数据而没有考虑，因此我们的样本中横截面单元共有 29 个。除人口外，本文的原始数据来自 CCER 金融经济研究数据库和《中国统计年鉴》。另外，历年《中国统计年鉴》没有分地区的城镇人口和农村人口数据，而《中国人口统计年鉴》只有部分年份提供分地区的农村人口和城镇人口数据，为此，我们用农业人口代替农村人口，非农业人口代替城镇人口。1979—1998 年的人口数据来自《新中国五十年统计资料汇编》，1999—2004 年的人口数据来自相应年度的《中国人口统计年鉴》。

泰尔指数计算结果见表 1。

泰尔指数计算结果表明，1979—2004 年各地区城乡收入差距的变化先后呈现两阶段“V”型波动。第一波“V”型为 1979—1994 年，第二波“V”型为 1995—2004 年。从全国的平均值来看，泰尔指数由 1979 年的 0.071 缩小到 1984 年的 0.029，此后又逐渐扩大，1994 年达到 0.122。而 1995—2004 年，城乡收入差距进入第二波“V”型期。由于国家多次提高农产品价格，从 1995 年开始，泰尔指数逐步缩小到 1997 年的 0.090。1998 年以后，随着收入分配市场化改革的进一步深入，城乡收入差距逐年扩大，泰尔指数由 1998 年的 0.088 逐步增加到 2004 年的 0.134。特别地，两个波动阶段对应的收入差距水平不一样，1979—1994 年全国泰尔指数平均为 0.062，1995—2004 年为 0.118，扩大近一倍。

表 1 部分地区典型年份的泰尔指数

	1979	1984	1994	1998	2004
北京	0.029	0.0002	0.053	0.051	0.059
山西	0.040	0.011	0.066	0.044	0.078
内蒙古	0.066	0.017	0.11	0.076	0.158
吉林	0.036	0.004	0.061	0.040	0.109
上海	0.024	0.0004	0.026	0.020	0.038
江苏	0.041	0.008	0.058	0.038	0.077
安徽	0.031	0.021	0.136	0.093	0.138
河南	0.076	0.012	0.105	0.073	0.146
广东	0.035	0.032*	0.140	0.104	0.142
广西	0.078	0.050	0.173	0.105	0.116
甘肃	0.174	0.083	0.186	0.120	0.228
宁夏	0.092	0.056	0.186	0.091	0.157
全国平均	0.071	0.025	0.122	0.088	0.134

注：限于篇幅，本文分地域选择报告有代表性地区部分年份的数据，其余地区和年份的数据备索。*为 1983 年数据。

进一步,在城乡收入差距不同波动阶段所对应的经济发展水平也不同。1979—1994年,我国经济增长的基本特征是高速增长伴随较大的波动(人均GDP增长率的均值为8.5%,方差为13.2)。但是,1995年以后我国的经济运行与第一波V形期显著不同:这一时期的经济增长呈现高速和相对平稳的增长态势,人均GDP增长率的均值为8.3%,方差为1.2。从以上收入差距和增长两个阶段的分析可以看出,我国的城乡收入差距和经济增长呈现出明显的结构性特征,忽视这种结构特征,很可能产生错误的结论。因此,从总体看,泰尔指数基本准确地度量了我国城乡收入差距并刻画了我国不同阶段的城乡收入差距的特征:阶段性波动、省际差异,特别是近几年呈现出持续扩大的趋势;从现象和数据看,泰尔指数在不同波动阶段所对应的经济发展水平不尽相同。这一现象是否隐含着不同阶段的收入差距(不同的水平)对经济增长的影响也不尽相同(具有阶段性)?从表1可以看出,不同省的泰尔指数具有明显差异,因而不同阶段不同省份的泰尔指数对经济增长的影响是否也具有明显的差异?基于面板协整模型研究上述问题即本文的内容。为此,本文以我国各省份为横截面单位(个体),将相应变量的时间序列数据进行组合而形成面板数据,基于此建立面板协整模型,以揭示我国城乡收入差距对经济增长的影响。

(二) 面板变量的定义和面板协整模型的设定

由前述, Galor 和 Moav (2004) 的理论分析认为,在经济发展处于较低水平时,收入差距的适当扩大有助于经济增长;当人均GDP位于较高水平时,经济增长更多地依赖于人力资本,较大的收入差距制约了低收入者对人力资本的投资,从而阻滞经济增长。以上的理论文献启示我们,基于计量模型研究我国的收入差距对经济增长的效应,应立足于我国的背景,使结论不仅能揭示我国收入差距与增长的特征,也应与上述理论分析基本吻合。

为此,本文以 y_{it} 表示第 i 个横截面单元 t 时期人均实际GDP(1978年不变价格)的自然对数,以此度量经济增长。以 l_{it} 表示取自然对数后的泰尔指数,其对应的斜率系数反映城乡收入差距的相对变化而导致人均实际经济增长的变化。进一步,由 Barro (2000)、Galor 和 Moav (2004) 的分析可知,收入差距对经济增长的效应依赖于经济发展水平(阶段)和收入差距自身的水平,类似于 Barro (2000) 和 Frank (2005) 的模型,我们定义 $y_{it} \times l_{it}$ 作为解释变量之一,以此揭示在经济发展和收入差距的不同水平,我国城乡收入差距对经济增长可能具有不同效应;基于我国城乡收入差距和经济增长的阶段性结构特征,本文定义虚拟变量 D_t (若 $t \leq 1995, D_t = 0$; 否则, $D_t = 1$), 以及 $l_{it} D_t$ 和 $(y_{it} \times l_{it}) D_t$, 以此刻画城乡收入差距对经济增长效应的阶段性特征及不同的收入差距水平对增长可能产生不同的效应。这样,我国城乡收入差距与经济增长的面板协整模型设定为:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1 l_{it} + \beta_2 l_{it} D_t + \beta_3 (y_{it} \times l_{it}) + \beta_4 (y_{it} \times l_{it}) D_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

如果模型(3)的变量均服从面板单位根过程,且残差 $\epsilon_{it} \sim I(0)$, 则模型(3)为面板协整模型。进一步,根据 Granger 表述定理,面板协整模型(3)所对应的面板误差校正模型(PVECM)为:

$$y_{it} = \phi_1 ec_{i,t-1} + \beta_1 l_{it} + \beta_2 (l_{it} \times D_t) + \beta_3 (y_{it} \times l_{it}) + \beta_4 (y_{it} \times l_{it} \times D_t) + \epsilon_{it} \quad (4)$$

$$l_{it} = \phi_2 ec_{i,t-1} + \beta_1 y_{it} + \beta_2 (l_{it} \times D_t) + \beta_3 (y_{it} \times l_{it}) + \beta_4 (y_{it} \times l_{it} \times D_t) + \epsilon_{it} \quad (5)$$

模型(4)和(5)中的 $ec_{i,t-1}$ 为模型(3)的面板协整残差, ϕ_i 为误差调节系数,它反映经济增长与收入差距的长期稳定(面板协整)对经济增长或城乡收入差距的短期变化所产生的调节效应。进一步,若 ϕ_i 为负,则长期稳定对经济增长的短期变化具有抑制作用,进而印证了收入差距的扩大有碍于经济的增长。从计量的角度看, ϕ_i 为负也进一步支持模型(3)为面板协整关系。另一方面,若 ϕ_i 为正,则面板协整的存在对短期收入差距的变化具有促进作用,这可以解释我国近几年的城乡

收入差距的扩大趋势。

不难看出,模型(3)正是基于现有理论文献,针对我国的经济背景而设定的。与 Barro (2000) 的模型和数据相比较,本文所使用的是非平稳的面板数据(有待检验);与 Panizza (2002) 的面板固定(或随机)效应模型相比较,本文的模型为面板协整模型;与 Frank (2005) 的模型相比较,模型(3)反映了我国的结构特征。从这个意义上说,本文的模型是对现有文献的扩展。

三、面板协整模型的估计与检验

如前述,如果模型(3)中的变量均为面板单位根,且 $y_{it} \sim I(0)$, 则模型(3)即我国城乡收入差距与经济增长的面板协整模型。因此,本文首先应检验面板数据是否由面板单位根过程生成,然后估计模型(3),最后基于估计的残差检验面板协整。

(一) 面板变量的面板单位根检验

面板单位根检验特殊的困难是既要考虑横截面的异质性,又要形成一个具有较高“势”(power)的检验统计量。为使结论具有稳健性,本文应用 Hadri (2000) 的异质面板单位根检验,即设以下数据生成过程:

$$y_{it} = r_{i0} + b_{it}t + \sum_{j=1}^t u_{ij} + u_{it} \quad (6)$$

定义 $S_{it}^2 = \sum_{j=1}^t u_{ij}^2$, 原假设 $H_0 = 0$ (即 $y_{it} \sim I(0)$), 备择假设 $H_1 > 0$ (即 $y_{it} \sim I(1)$)。基于(6)式估计的残差,构造统计量:

$$LM = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[\frac{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T S_{it}^2}{2} \right] \int_0^1 V_2(r) dr \quad (7)$$

其中 $S_{it} = \sum_{j=1}^t \hat{u}_{ij}$, $\hat{u}_{ij}^2 = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2$, $V_2(r) = W(r) + (2r - 3r^2)W(1) + 6(r - 1) \int_0^1 W(s) ds$, $W(\cdot)$

为布朗运动。Hadri (2000) 根据随机变量特征函数计算了 $\int_0^1 V_2^2 dr$ 的均值(μ)和方差(σ^2)。据此,可以将 LM 统计量转化为服从标准正态分布。

$$V = \frac{\sqrt{N}(LM - \mu)}{\sigma} \Rightarrow N(0, 1) \quad (8)$$

应用(8)式对我国 29 个地区的 y 、 ltl 、 $(ltl \times y)$ 变量进行面板单位根检验。为保证结论的准确性,本文同时应用 Levin、Lin、Chu (2002) 的面板单位根检验对上述变量进行检验,结果一并列入表 2。

由表 2 可知,所有变量均为 $I(1)$, 其一阶差分均为 $I(0)$, 进一步支持这一结论。

(二) 面板协整向量的估计与检验

由于我国不同地区城乡收入差距和经济发展水平存在显著差异,从而城乡收入差距对经济增长的影响具有地区差异,因此,模型(3)为横截面异质模型。另外,模型(3)中的交互作用项含有被解释变量而具有内生性。因而估计模型(3)时必须校正这种内生性,否

表 2 面板数据的单位根检验

变量	Hadri (V)	LLC (t^*)	结论
y	6.83 (0.00)	1.69 (0.95)	$I(1)$
y	0.26 (0.40)	-16.29 (0.00)	$I(0)$
y × ltl	7.35 (0.00)	-0.34 (0.37)	$I(1)$
(y × ltl)	-0.39 (0.65)	-16.51 (0.00)	$I(0)$
ltl	5.73 (0.00)	-0.99 (0.16)	$I(1)$
ltl	-0.05 (0.52)	-15.59 (0.00)	$I(0)$

注:LLC 检验 H_0 : 数据为 $I(1)$, H_1 : 数据为 $I(0)$ 。在这一点上, Hadri 和 LLC 检验不同。括号内数据是对应统计检验的收尾概率,即 p 值,该值是依照渐近正态分布计算得到。另外,带虚拟变量项其实就是对不带虚拟变量项进行数据截取,因此,带虚拟变量项和对应不带虚拟变量项的平稳性相同,无需检验。

则估计结果必定是非一致的,进而基于残差的面板协整检验很可能得到错误的结论,最终估计结果所表达的经济含义也必定是扭曲的甚至是错误的。完全修正的最小二乘法(FMOLS)正是校正这种内生性的估计方法,并产生具有一致性的参数估计。进一步,若残差平稳即残差为 $I(0)$,则模型(3)即面板协整模型,估计的模型(3)即变量 y_{it} 、 l_{it} 、 $l_{it}D_t$ 、 $y_{it} \times l_{it}$ 、 $(y_{it} \times l_{it}) D_t$ 之间的长期稳定(长期均衡)关系。

我们以下简述模型(3)的 FMOLS 估计。为表述方便,将模型(3)的解释变量记为向量 q_{it} (l_{it} 、 $l_{it}D_t$ 、 $y_{it} \times l_{it}$ 、 $y_{it} \times l_{it}D_t$),并记 $W_{it} = (y_{it}, q_{it})$,则 $W_{it} \sim I(1)$ 即 $W_{it} = W_{it-1} + \varepsilon_{it}$ 。 $\varepsilon_{it} = (\varepsilon_{it}^y, \varepsilon_{it}^q)$ 为随机误差项。 Σ 表示 ε_{it} 的长期方差矩阵, Σ^0 和 Σ^1 分别表示 ε_{it} 的同期和异期协方差。 Σ

定义并分解为: $\Sigma = \lim_T [T^{-1} (\sum_{t=1}^T \varepsilon_{it} \varepsilon_{it}') (\sum_{t=1}^T \varepsilon_{it} \varepsilon_{it}')'] = \Sigma^0 + \Sigma^1 + \Sigma^2 = \begin{bmatrix} \Sigma_{11}^2 & \Sigma_{12}^2 \\ \Sigma_{21}^2 & \Sigma_{22}^2 \end{bmatrix}$, $\Sigma^0 = \lim_T$

$$\frac{1}{T} \sum_{k=1}^{T-1} \sum_{t=k+1}^T E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{it}') = \begin{bmatrix} \Sigma_{11}^0 & \Sigma_{12}^0 \\ \Sigma_{21}^0 & \Sigma_{22}^0 \end{bmatrix}, \Sigma^1 = \lim_T \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{it}') = \begin{bmatrix} \Sigma_{11}^1 & \Sigma_{12}^1 \\ \Sigma_{21}^1 & \Sigma_{22}^1 \end{bmatrix}, \Sigma^2 =$$

$$\Sigma^0 + \Sigma^1 = \begin{bmatrix} \Sigma_{11}^0 & \Sigma_{12}^0 \\ \Sigma_{21}^0 & \Sigma_{22}^0 \end{bmatrix}。为计算 $\hat{\Sigma}_{11}^0$ 和 $\hat{\Sigma}_{12}^0$,首先需要得到 $\hat{\varepsilon}_{it}^q$ 。对于 q_{it} ,其残差估计 $\hat{\varepsilon}_{it}^q = q_{it} -$$$

\hat{q}_{it} 。而对于 y_{it} 残差的估计, Pedroni (1999) 建议用 y_{it} 对 q_{it} 做回归,其残差即为 $\hat{\varepsilon}_{it}^y$ 。然后,根据 Newey—West 方法估计同期协方差 Σ_{11}^0 和异期协方差 Σ_{12}^0 的一致估计 $\hat{\Sigma}_{11}^0$ 和 $\hat{\Sigma}_{12}^0$,其中非参数估计的滞后窗宽选择为 5。进一步,定义: $\Delta_{11i} = (\hat{\Sigma}_{11i}^0 - \hat{\Sigma}_{21i}^0 \hat{\Sigma}_{22i}^{-1} \hat{\Sigma}_{12i}^0)^{1/2}$, $\Delta_{21i} = (\hat{\Sigma}_{22i}^0)^{-1/2} \hat{\Sigma}_{21i}^0$, $\Delta_{22i} = \hat{\Sigma}_{22i}^0$ 。FMOLS 面板协整向量的第 i 个估计量为:

$$\hat{\alpha}_{iFM} = (X_i' X_i)^{-1} (X_i' y_i^+ - T \alpha_i^+) \quad (9)$$

其中,序列相关校正为 $\hat{y}_i^+ = \hat{y}_i - \hat{\Sigma}_{22i}^{-1} \hat{\Sigma}_{21i}^0 \hat{\Sigma}_{12i}^0$,内生性校正为 $y_i^+ = y_i - (\hat{\Sigma}_{12i}^0 \hat{\Sigma}_{22i}^{-1} \hat{\Sigma}_{12i}^0)$; $X_i = (l_T, q_i)$, l_T 为元素全为 1 的 $T \times 1$ 向量, $\alpha_i = (0, 1, 1, 1, 1)$, $\hat{\alpha}_{iFM} = (\hat{\alpha}_{i1}, \hat{\alpha}_{i2}, \hat{\alpha}_{i3}, \hat{\alpha}_{i4})$, $i = 1 \sim N (= 29)$ 。进一步,由 FMOLS 估计产生的残差为 $\hat{\varepsilon}_{it} = y_{it}^+ - X_{it}' \hat{\alpha}_{iFM}$,面板协整检验即检验 $\hat{\varepsilon}_{it} \sim I(0)$ 。Pedroni (2004) 提出了五种检验协整的统计量,并证明这些统计量的极限分布均为正态分布,且不含未知参数。本文选择其中的 Z_v 和 Z_g 统计量,其计算方法和检验如下:

首先定义 $\tilde{\varepsilon}_{it} = (\hat{\varepsilon}_{it}, \hat{\varepsilon}_{it-1})$, $A_i = \sum_{t=1}^T \tilde{\varepsilon}_{it} \tilde{\varepsilon}_{it}'$,记 A_{22i} , A_{21i} 分别为 A_i 的第 2 行,第 2 列和第 2 行,第 1 列元素。Pedroni (2004) 的面板协整检验统计量为:

$$Z_v = T^2 N^{3/2} \Delta_{11i}^2 (\sum_{i=1}^N A_{22i})^{-1} \Rightarrow N(\sqrt{N} u_v, \Sigma_v^2) \quad (10)$$

$$Z_g = TN^{-1/2} \sum_{i=1}^N A_{22i}^{-1} (A_{21i} - T \alpha_i) \Rightarrow N(\sqrt{N} u_g, \Sigma_g^2) \quad (11)$$

其中 u 和 Σ^2 分别为对应统计量的均值和方差,且 $\hat{\Sigma}_{12i}^0 = \frac{1}{T} \sum_{s=1}^{k_i} (1 - \frac{s}{k_i + 1}) \sum_{t=s+1}^T \hat{\varepsilon}_{it} \hat{\varepsilon}_{it-s}$, $\hat{\Sigma}_{11i}^0 = \hat{\Sigma}_{12i}^0$

Pedroni (2004) 的另外三种统计量为:

$$Z = T \sqrt{N} (\sum_{i=1}^N A_{22i})^{-1} \sum_{i=1}^N (A_{21i} - T \alpha_i) \Rightarrow N(\sqrt{N} u, \Sigma^2)$$

$$Z_t = (\sum_{i=1}^N \tilde{\varepsilon}_{it} \tilde{\varepsilon}_{it}')^{-1/2} \sum_{i=1}^N (A_{21i} - T \alpha_i) \Rightarrow N(\sqrt{N} u_t, \Sigma_t^2)$$

$$Z_h = N^{-1/2} \sum_{i=1}^N (\hat{\Sigma}_{22i}^0)^{-1/2} (A_{21i} - T \alpha_i) \Rightarrow N(\sqrt{N} u_h, \Sigma_h^2);$$

其中, $\delta_i = T^{-1} \sum_{i=2}^N \hat{\varepsilon}_{it}^2$, $\hat{\Sigma}_i^2 = \delta_i^2 + 2 \alpha_i$, $\tilde{\Sigma}^2 = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\Sigma}_i^2$ 。在这些统计量中,以 Z_v 和 Z_g 最具有实用价值(Pedroni, 2004)。

$$\hat{\Delta}_{11}^2 = N^{-1} \sum_{i=1}^N \Delta_{11i}^2, k_i \text{ 为滞后窗宽, 本文选择 } k_i = 5.$$

Z_v 和 Z_g 的构造虽然类似于标准时间序列的长期方差统计量和 t -统计量, 但计算方法显著不同。 Z_v 的原假设 $H_0: \rho_i = 1$ (即残差为 $I(1)$, 等价地, 不存在面板协整), 备择假设 $H_1: \rho_i < 1$ (即残差为 $I(0)$, 等价地, 估计的模型 (3) 为面板协整关系)。 Z_g 则不要求残差的一阶自回归系数相同, 即 $H_0: \rho_i = 1, H_1: \rho_i < 1$, 因此 Z_g 正是针对异质横截面的面板协整检验。

(三) 面板协整检验与协整向量的 FMOLS 估计结果

1. 面板协整检验

从 (10) 式和 (11) 式可以看出, 应用 Z_v 和 Z_g 进行面板协整检验必须计算它们各自的均值和方差。但由于以上均值和方差收敛于随机泛函, 因此, 我们必须通过大量的 Monte Carlo 仿真试验来计算它们的精确值以实现面板协整检验。为此, 本文基于模型 (3) 设计并实现了以下仿真实验。(1) 为体现横截面异质特征, 在均匀分布 $[0, 2]$ 上随机生成横截面异质截距 α_i , 由 $[0, 2]$ 的均匀分布随机生成横截面异质四元解释变量 x_i 的系数 $\beta_{1i}, \beta_{2i}, \beta_{3i}, \beta_{4i}$ 。(2) 由均值为 0、方差为 1、协方差为 0 的四维正态分布随机生成误差项 u_{it} , 基于此生成单位根过程 $x_{it} = x_{it-1} + u_{it}$ 。(3) 进一步, 生成随机误差项 $u_{it} = \alpha_i + u_{it-1} + u_{it}$, 其中 α_i 是从均匀分布 $[0, 0.5]$ 中随机抽取的 4×1 的行向量, $u_{it} \sim N(0, 1)$ 。(4) 基于模型 $y_{it} = \alpha_i + \beta_{1i}x_{1it} + \beta_{2i}x_{2it} + \beta_{3i}x_{3it} + \beta_{4i}x_{4it} + u_{it}$ 生成 y_{it} , 于是产生了原假设下解释变量具有内生性的 5 变量面板数据 $\{y_{it}, x_{it}\}$ 。(5) 对数据进行 FMOLS 估计, 基于估计的残差计算 (8) 式和 (9) 式的均值和方差。重复以上过程 10000 次的 Monte Carlo 仿真试验得到 Z_v 和 Z_g 的样本均值和标准差, 结果见表 3。

表 3 面板协整统计量 FMOLS 的估计结果

统计量	估计值	均值 (μ)	标准差 (σ)	标准化后的估计值	5% 临界值	结论
Z_v	88.68	- 45.02	57.73	5.74(0.00)	0.57	拒绝
Z_g	- 24.55	- 1.34	7.91	- 2.19(0.01)	- 14.05	拒绝

注: 括号内数据为拒绝域的收尾概率。在备择假设下, Z_v 统计值向正无穷发散, 而 Z_g 的值向负无穷发散, 因此 Z_v 拒绝域是标准正态分布的右尾, Z_g 的拒绝域是标准正态分布的左尾。

对于 $Z_v = 88.68$, 其均值和标准差的仿真结果分别为 - 45.02 和 57.73。标准化后的 Z_v 的统计值为 5.74, 因此, 可在 1% 的显著性水平下, 拒绝不存在面板协整的原假设, 而认为存在协整。标准化后 Z_g 的统计值为 - 2.19, 同样可在 1% 的显著性水平下拒绝不存在协整关系的原假设。基于此产生的结论为 $\hat{\rho}_i \sim I(0)$, 即 FMOLS 估计的模型 (3) 为面板协整关系。这是本文最主要的结论。

进一步, 由于 Z_v 和 Z_g 渐近收敛于正态分布, 所以在小样本 (本文 $T = 26$) 下, 它们仍可能具有水平扭曲 (size distortion), 因此, 我们有必要将上述基于统计量的值的检验扩展到基于统计分布的临界值的检验, 以进一步验证前述结论。为此, 我们需要通过仿真求出 Z_v 和 Z_g 的分布在解释变量个数为 4、 $N = 29$ 和 $T = 26$ 处的临界值。具体做法是: 重复上述步骤 (1) — (5) 10000 次, 对每次仿真数据计算 Z_v 和 Z_g 的值并从小到大进行排序, 由此计算的 Z_v 和 Z_g 5% 临界值分别为: 0.57、- 14.05。于是, 由 $Z_v > 0.57$ 和 $Z_g < - 14.05$ 可知, 在 5% 的显著性水平下, 我们显著拒绝原假设而认为存在面板协整。

综上所述, 本文从两条路径进行面板协整检验, 由此产生相同的面板协整结论, 因此, 本文的主要结论具有稳健性。这一结论还说明, $\hat{\rho}_i \sim I(0)$ 意味着模型 (3) 中的解释变量的变化有效地解释了被解释变量的变化, 模型 (3) 是节约 (parsimony) 和适宜 (adequacy) 的模型。

2. 面板协整向量的 FMOLS 估计结果

以上检验结果表明,由 FMOLS 产生的估计结果即异质性协整向量,具体结果列表 4。

表 4 面板协整向量的 FMOLS 的估计结果

	$\hat{\alpha}_{1i}$	$\hat{\alpha}_{2i}$	$\hat{\alpha}_{3i}$	$\hat{\alpha}_{4i}$
北京	1.74 (4.68)	0.83 (1.38)	- 0.23 (- 4.78)	- 0.12 (- 1.53)
山西	2.64 (20.94)	- 0.36 (- 1.88)	- 0.40 (- 22.00)	0.05 (1.75)
内蒙古	1.87 (1.72)	0.95 (0.66)	- 0.30 (- 1.73)	- 0.15 (- 0.67)
吉林	2.21 (10.64)	0.77 (2.26)	- 0.34 (- 10.84)	- 0.10 (- 2.15)
上海	2.30 (4.96)	0.50 (0.91)	- 0.28 (- 5.05)	- 0.05 (- 0.80)
江苏	1.91 (14.48)	0.99 (2.79)	- 0.27 (- 13.14)	- 0.13 (- 2.75)
安徽	2.05 (19.48)	1.99 (6.16)	- 0.32 (- 20.44)	- 0.28 (- 6.07)
河南	2.43 (17.59)	- 0.31 (- 1.46)	- 0.35 (- 16.50)	0.04 (1.44)
广东	2.42 (11.92)	- 0.48 (- 0.93)	- 0.31 (- 9.25)	0.05 (0.71)
广西	1.91 (4.82)	- 1.62 (- 1.86)	- 0.28 (- 3.84)	0.22 (1.62)
甘肃	1.70 (4.27)	0.93 (1.78)	- 0.25 (- 3.28)	- 0.15 (- 1.91)
宁夏	2.15 (25.45)	2.30 (13.75)	- 0.32 (- 20.88)	- 0.34 (- 13.93)

注:括号内数据为对应的 t -统计值。所有地区 $\hat{\alpha}_i$ 都显著为正,为节省篇幅,本文没有报告。

区 $\hat{\alpha}_{1i}$ 都显著为正, $\hat{\alpha}_{3i}$ 都为负,特别是不同地区 $\hat{\alpha}_{1i}$ 和 $\hat{\alpha}_{3i}$ 具有较大差异,这一结果表明我国各省的城乡收入差距与经济增长之间存在长期稳定关系,并且各地区城乡收入差距对经济增长的长期效应不尽相同。进一步,所有的 $\hat{\alpha}_{1i}/|\hat{\alpha}_{3i}|$ 的值较大。这一结果隐含的意义为:城乡收入差距对经济增长的效应取决于经济发展水平和收入差距自身的水平,在经济发展水平较低 (y_{it} 较小) 和收入差距相对较小时,适当的城乡收入差距对经济增长有积极的影响;当经济发展水平较高时 (y_{it} 较大),城乡收入差距的扩大对经济增长的效应是负面的。进一步,本文定义的虚拟变量揭示了收入差距对经济增长效应的阶段性特征。 $\hat{\alpha}_{2i}$ 反映了城乡收入差距的不同水平(1995 年以后,城乡收入差距均值扩大)对经济增长产生的不同效应; $\hat{\alpha}_{4i}$ 揭示了不同经济发展阶段(1995 年前后,我国经济由卖方市场逐步过渡到买方市场),城乡收入差距对经济增长的不同效应。估计结果显示,山西、吉林、江苏、安徽、广西、甘肃、宁夏等的 $\hat{\alpha}_2$ 和 $\hat{\alpha}_4$ 显著不为零,这表明这些地区的城乡收入差距对经济增长的效应具有显著的阶段性特征。例如,江苏的 $\hat{\alpha}_2$ 和 $\hat{\alpha}_4$ 的 t -统计值分别为 2.79、- 2.75,在 5% 的显著性水平下拒绝城乡收入差距对经济增长的效应没有阶段性特征的原假设(即 $\alpha_2 = 0$ 和 $\alpha_4 = 0$)。进一步, $\hat{\alpha}_{1i} + \hat{\alpha}_{2i}$ 、 $\hat{\alpha}_{3i} + \hat{\alpha}_{4i}$ 反映的是在经济发展水平较高阶段,城乡收入差距对经济增长的影响。表 4 显示,所有地区 $\hat{\alpha}_{1i} + \hat{\alpha}_{2i} > 0$ 、 $\hat{\alpha}_{3i} + \hat{\alpha}_{4i} < 0$,这一结果再次表明,当经济处于较高水平时,我国城乡收入差距的扩大对经济增长产生负效应。

以上对面板协整的分析具体说明了我国改革初期的城乡收入差距对经济增长产生促进效应,而现阶段城乡收入差距的扩大对经济的长期增长产生阻滞作用,这是本文的主要结论。这一结论不仅与 Galor 和 Moav (2004) 的理论分析相一致,也比较准确地刻画了我国城乡收入差距与经济增长的关系:改革初期,物质资本积累是我国经济发展的主要推动力,适当的城乡收入差距,有助于当时物质资本积累,从而促进经济增长。随着我国经济的转型和结构升级,我国物质资本和物质资本的积累相对充裕,经济增长更多依赖于科技进步,而科技进步主要源于人力资本的提高,但我国人力资本的水平与经济增长的水平相比较还较低,城乡收入差距的扩大制约了农村居民对人力资本

本文估计的 29 个省、市、自治区的协整向量所揭示的经济意义基本一致,为节省篇幅,我们分区域选择报告中有代表性的 12 个地区的结果,其余地区的结果备案,下同。

的投资,从而阻滞经济增长。因此,本文的结论比较准确地揭示了我国城乡收入差距对经济增长的效应。

基于这一结论,从长期看,我国应着力加大对农村劳动力的人力资本投资,以此降低我国的城乡收入差距,促进经济长期稳定增长,这是本文的长期政策建议。另一方面,近两年我国加大了对农村人口的人力资本投资,如实现减免农村中小学学生的学费,加大对农村的教育投入,免费培训农村劳动力的工作技能以及免除农业税等政策。因此本文的结论不仅为上述政策提供了计量证据,同时也表明我国目前所实现的上述政策体现了科学发展观的要求,体现了科学性和适时性。

进一步,城乡收入差距对经济增长的偏效应为:

$$\partial y_{it} / \partial t_{it} = (\alpha_1 + \alpha_2 D_i + \alpha_3 y_{it} + \alpha_4 y_{it} D_i) / (1 - \alpha_3 t_{it} - \alpha_4 t_{it} D_i) \quad (12)$$

显然,这一偏效应不仅取决于经济增长水平,还与经济发展阶段和城乡收入水平有关。偏效应揭示的经济意义为:当城乡收入差距(泰尔指数)在现有水平上增加1%时人均GDP增长率的变化情况。为说明各地区城乡收入差距对经济增长偏效应的阶段性特征,我们以代表性年份1984年、2004年为例,计算各地区的城乡收入差距对经济增长的偏效应。结果见表5。

表5 地区城乡收入差距对经济增长的偏效应

表5的结果进一步印证了城乡收入差距对经济增长效应的阶段性。1984年,各地区城乡收入差距对经济增长都有正向影响。正向影响最大的是广东。该省城乡收入差距增加1%,会导致人均GDP增加0.48%;现阶段,我国各地区城乡收入差距对经济增长的效应均为负面的。2004年全国平均负向影响为-0.34;最大的是内蒙古,其效应为-

	北京	山西	内蒙古	吉林	上海	江苏
1984	0.01	0.11	0.01	0.09	0.05	0.14
2004	-0.43	-0.35	-0.56	-0.42	-0.27	-0.43
	安徽	湖南	广东	广西	甘肃	宁夏
1984	0.15	0.11	0.48	0.30	0.21	0.18
2004	-0.41	-0.30	-0.19	-0.16	-0.20	-0.42

0.56。综上所述,改革后经济发展的初始阶段,我国城乡收入差距有助于经济增长;现阶段收入差距的扩大已阻碍经济增长。Frank(2005)对美国的研究也发现,收入差距增加约1%,经济发展水平较低的州的人均GDP下降0.09%;经济发展水平较高的州的人均GDP下降1.46%;因此,与美国相比,我国城乡收入差距的扩大对经济增长的负向影响更大。

上述结果刻画了我国城乡收入差距与经济增长关系的基本特征。改革初期农村的联产承包责任制的实行推动了农业经济的发展,缩小了城乡收入差距,但GDP增长率相对不高。1979—1984年,人均GDP增长率平均为7.8%。随后1985—1994年,改革重点转向城市,全国平均泰尔指数由0.025逐步增加到0.122,这段时期人均GDP平均增长率为8.8%。因此,改革初期城乡收入差距的适当扩大有益于当时的经济增长。但是当我国经济发展到后续阶段(1995年后,我国经济逐步由短缺经济转向供给相对过剩),城乡收入差距的持续扩大阻碍了经济的长期增长。从实际背景看,我国政府在1994年、1996年连续提高农产品收购价格,提高了农民收入,缩小城乡收入差距,泰尔指数由1994年的0.122逐步下降到1998年的0.088。虽然这段时间受亚洲金融危机的影响,但人均GDP平均增长率仍达到8.9%。1998—2004年,随着收入分配改革的深化,城乡收入差距逐渐拉大,人均GDP平均增长率萎缩至8.0%。由此说明,现阶段城乡收入差距的持续拉大,影响了我国经济的持续增长。这一事实隐含了本文的结论与我国经济背景的一致性。由此还说明,我国现阶段所实施的增加农民收入的相应政策措施,将对经济的长期可持续发展产生促进作用。

3. 面板误差纠正模型(PVECM)的估计结果与分析

面板协整模型的估计和检验结果证实了我国城乡收入差距对经济增长的效应具有显著的阶段性特征,从Granger的协整表述定理可知,这种长期稳定对于经济增长和城乡收入差距的短期变化

应该具有显著的调节效应,面板误差校正模型(4)和(5)的估计结果揭示了经济增长与城乡收入差距的短期动态调节效应,这种调节效应由估计的 $\hat{\phi}_{1i}$ 和 $\hat{\phi}_{2i}$ 所刻画。

$\hat{\phi}_{1i} < 0$ 从理论上进一步印证了估计的模型(3)为面板协整模型。这一结果表明,伴随着我国经济发展所形成的城乡收入差距及其与经济增长的长期稳定(协整)关系,对短期的经济增长产生抑制效应。这一结果揭示的经济意义为:现阶段我国应以更积极的政策促进经济尤其是农业经济的长期增长,以弱化这种短期抑制效应。分地区看,安徽、河南、宁夏等省的抑制效应具有统计显著性,这意味着这些地区

表 6 面板误差纠正模型(PVECM)估计结果

	北京	山西	内蒙古	吉林	上海	江苏
ϕ_{1i}	- 0.37 (- 0.79)	- 0.18 (- 0.84)	- 0.06 (- 1.77)	- 0.27 (- 1.72)	- 0.13 (- 0.91)	- 0.37 (- 2.62)
ϕ_{2i}	0.02 (0.85)	0.07 (0.74)	0.02 (1.43)	0.15 (1.43)	0.10 (1.63)	0.19 (2.20)
	安徽	河南	广东	广西	甘肃	宁夏
ϕ_{1i}	- 0.59 (- 3.76)	- 0.40 (- 2.46)	- 0.06 (- 0.60)	- 0.04 (- 0.48)	- 0.12 (- 1.48)	- 0.49 (- 2.38)
ϕ_{2i}	0.26 (3.81)	0.12 (1.89)	0.04 (0.85)	0.02 (0.59)	0.07 (1.88)	0.18 (2.16)

注:括号内数据为 t 统计值。由于本文着重考察协整关系的调节效应,为节省篇幅,我们只报告了调节系数的估计结果。

区农业经济的发展对经济增长的作用更为重要,因此应注重将促进经济的长期增长(特别是农业经济的长期增长)和缩小城乡收入差距的短期政策相结合,以促进经济增长并弱化抑制效应。城乡收入差距相对较小的地区如北京、上海等,这种抑制作用不显著,这意味着这类地区经济增长主要源于非农经济的发展,因此这类地区应以促进经济的长期增长为主而弱化抑制效应。在这个意义上说,从根本上改变城乡收入差距的扩大及其对经济增长的效应,将是我国经济发展的一个长期的战略任务,也是贯彻科学发展观的客观要求。此外,这一结果还表明,本文的模型和估计结果也揭示了我国不同省份的短期调节效应具有不同的特征:经济较发达和城乡收入差距较小的省份(如北京、上海等),调节效应不显著,而经济相对不发达和城乡收入差距较大的省份(如安徽、河南、宁夏等),其抑制效应显著,这一结果典型刻画了这些省份的现状(城乡收入差距相对大,但经济增长相对较慢),因此这一结果隐含本文模型和估计结果的合理性。

另一方面, $\hat{\phi}_{2i} > 0$ 隐含收入差距与经济增长的长期稳定(协整)关系对城乡收入差距的扩大具有短期的刺激效应。由此解释近几年我国政府通过政策措施增加农民的收入,但城乡收入差距仍持续扩大。这一结果隐含了我国缩小城乡收入差距的艰巨性和长期性,由此所产生的经济意义为,当前我国应进一步加大缩小城乡收入差距的直接措施和短期政策的力度,如减轻农民负担,增加对农业补贴和投入以及扶持农产品的加工,提高农民工的待遇等,使之有效增加农民收入,以逐步校正上述刺激效应。分地区看,农业大省且经济增长相对慢的安徽、河南、甘肃、宁夏等, $\hat{\phi}_{2i}$ 具有统计显著性,这意味着这些地区校正上述刺激效应将更为困难。

以上有关 PVECM,特别是对 $\hat{\phi}_{1i}$ 和 $\hat{\phi}_{2i}$ 的分析表明,我国应从贯彻科学发展观的高度,以提高农民收入为缩小城乡收入差距的切入点,将提高农村居民的人力资本作为长期政策,加速弱化我国城乡收入差距对增长的抑制效应,实现经济的可持续增长。

四、结 论

本文计算并度量我国城乡收入差距的泰尔指数,针对我国的经济背景而设定我国城乡收入差

距与经济增长的面板协整模型,并应用 FMOLS 和仿真试验实现面板协整模型的估计与检验,由此所产生的结果揭示了我国城乡收入差距与经济增长的长期关系,基于此分析收入差距对增长的偏效应,并进一步估计和分析误差校正模型。由此产生的主要结论相互印证,互为补充。这些结论可概述为:

(1) 本文所计算的泰尔指数基本准确度量了我国城乡收入差距:1979—2004 年我国泰尔指数先后呈现两个“V”型波动阶段且第二波(即近期)已明显呈扩大趋势,不同波动阶段对应的城乡收入差距水平不同。1979—1994 年为第一波动阶段,城乡收入差距较小(这一阶段全国泰尔指数的平均值为 0.062);1995—2004 年,为第二波动阶段,城乡收入差距相对较大(这一阶段全国泰尔指数的平均值为 0.118)。

(2) 我国城乡收入差距与实际的经济增长已经形成异质(各省不同)长期稳定(面板协整)关系,特别是这种长期稳定关系揭示了在城乡收入差距的不同水平和经济发展的不同阶段,城乡收入差距对经济增长效应的阶段性特征及其区域差异。总体而言,我国改革开放的初期,当时的城乡收入差距有利于经济增长;而现阶段城乡收入差距的扩大对经济增长具有阻滞作用。这是本文的主要结论。这一结论不仅与 Galor 和 Moav(2004)的理论结论相吻合,也揭示了我国城乡收入差距与经济增长的关系:在我国的改革初期,物质资本积累是我国经济发展的主要推动力,城乡收入差距的适当扩大,促进了物质资本积累,从而有利于经济增长;而现阶段我国的经济增长更多地依赖人力资本的提高。但现在的城乡收入差距水平制约了农村居民对人力资本的投资,从而阻滞经济增长。基于此,旨在促进经济长期稳定增长,我国应以加大农村居民的人力资本投资为重点,以此抑制和降低现行城乡收入差距水平进而校正城乡收入差距对经济增长的负效应。基于本文的结论,我国近两年所实行的提高农村人口的人力资本投资的政策,具有科学性、适时性和长期性,体现了科学发展观的内在要求。

(3) 由面板协整所表现出的面板误差校正模型的估计结果可知,我国城乡收入差距与经济增长的长期稳定关系对短期经济增长具有抑制作用,对短期城乡收入差距的扩大具有刺激效应。因此,为落实科学发展观的要求,我国应注重将促进经济的长期增长和在短期内缩小城乡收入差距的政策相结合,长期内应以提高农村人力资本为重点,短期内应着力提高农民收入,以此抑制和缩小城乡收入差距,以实现经济的可持续发展。

参考文献

- 陆铭、陈钊、万广华,2005:《因患寡,而患不均——中国的收入差距、投资、教育和经济增长的相互作用》,《经济研究》第 12 期。
- 汪同三、蔡跃洲,2006:《改革开放以来收入分配对资本积累及投资结构的影响》,《中国社会科学》第 1 期。
- Aghion, P., Caroli, E., and Garcia-Papanicolaou, P., 1999, “Inequality and Economic Growth: The Perspective of the New Growth Theories”, *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXVII: 1615—1660.
- Barro, R.J., 1991, “Economic Growth in a Cross-Section of Countries”, *Quarterly Journal of Economics* 106: 407—444.
- Barro, R.J., 1997, *Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study*, Cambridge, MA: MIT Press.
- Barro, R.J., 2000, “Inequality and Growth in a Panel of Counties”, *Journal of Economic Growth* 5: 5—32.
- Frank, M.W., 2005, “Income Inequality and Economic Growth in the U.S.: A Panel Co integration Approach”, Working Paper, Sam Houston State University.
- Forbes, K.J., 2000, “A Reassessment of the Relationship Between Inequality and Growth”, *American Economic Review*, 90(4): 869—887.
- Galor, O., and Moav, O., 2004, “From Physical to Human Capital Accumulation: Inequality in the Process of Development”, *Review of Economic Studies*, Vol. 71(4): 1001—1026.
- Hadri, K., 2000, “Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data”, *Econometrics Journal*, Vol. 3: 148—161.
- Levin, A., Lin, C., and Chu, C.J., 2002, “Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-sample Properties”, *Journal of Econometrics*, 108: 1—24.

- Maddala, G. S. , and Kim, I. , 1998, Unit Roots Cointegration and Structural Change , Cambridge University Press.
- Panizza, U. , 2002, " Income and Economic Growth : Evidence from America Data ", *Journal of Economic Growth* , 7 : 25 —41.
- Pedroni, P. , 1999, " Critical Values For Cointegration Tests in Heterogeneous Panels With multiple Regressors ", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61 : 653 —670.
- Pedroni, P. , 2004 , " Panel Cointegration : Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests , with an Application to the PPP Hypothesis ", in *Econometric Theory* , Cambridge University Press , 597 —625.
- Perotti, R. , 1996 , " Growth , Income Distribution and Democracy : What Can the Data Say ", *Journal of Economic Growth* , 6 : 149 —187.
- Persson, T. , and Tabellini, G. , 1994 , " Is Inequality Harmful for Growth ? " *American Economic Review* 84 : 600 —621.
- Samuelson, P. A. , Koopmans, T. C. , and Stone, J. R. N. , 1954 , " Report of the Evaluative Committee for Econometrica ", *Econometrica* , Vol , 22 : 141 —146.

The Rural-urban Income Disparity and Its Effects to Economic Growth in the Case of China

Wang Shaoping and Ouyang Zhigang

(1st, 2nd: Economic School, Huazhong University of Science and Technology;
2nd: Economic and Management School, East China Jiaotong University)

Abstract: The purpose of this paper is to study the stage effects of regional rural-urban income disparity to economic growth in the case of China. To do that, we measure the Tale index and specify a panel cointegration model with respect to the Chinese situation of rural-urban income disparity and economic growth. The estimated results of the panel cointegration model indicate that there is the panel cointegration relationship with different structure depending on the level of the rural-urban income disparity and the economic stage. Such panel cointegration implies that the effect of rural-urban income disparity to economic growth is positive at the beginning of Chinese reform, however, the effect is negative at present. Estimated PVECM indicates that the long-run effects of the disparity depress the economic growth and stimulate the disparity in short run. Therefore, to implementing the view of scientific development, we should focus on increasing farmer's income so as to reduce rural-urban income disparity in short run and promoting investment to farmer's human capital so as to change long-run effects of the disparity to the economic growth.

Key Words: View of Scientific Development; Rural-Urban Income Disparity; Economic Growth; Panel Cointegration

JEL Classification: R110, C230

(责任编辑:松木)(校对:芝山)