第37卷 第1期　　财经研究　　Vol. 37 No. 1
2011年1月　　Journal of Finance and Economics　　Jan. 2011

城乡收入差距影响因素的非参数逐点回归解析

段景辉[1]，陈建宝[2]

(1.上海海关学院 海关管理系，上海 201204；
2.厦门大学 经济学院计划统计系，福建 厦门 361005)

摘　要：文章利用1987—2008年我国的相关统计数据构建了非参数面板数据模型，采用非参数逐点回归估计方法，估计了我国的教育投入、教育产出、城市化水平、经济开放度、产业结构和政府经济行为等变量对城乡收入差距的影响，刻画了各影响因素关于自变量系数的动态演进趋势。研究表明：各影响因素关于自变量系数的逐点估计结果共有四种类型："倒U型"、"U型"、"上升型"和"下降型"；各影响因素对缩小城乡收入差距都有积极的作用，但在不同时期所起的作用不同。

关键词：城乡收入差距；非参数面板模型；逐点回归估计

中图分类号：F061.5；F12　**文献标识码：**A　**文章编号：**1001-9952(2011)01-0101-11

一、引　言

改革开放以来，中国经济取得了举世瞩目的成绩，但在经济发展过程中，我国城乡收入差距日益扩大，严重影响了和谐社会的构建。党和政府必然采取措施调节居民收入差距。但是，什么时候调节以及采取哪些有效措施调节，取决于对我国居民收入差距出现"倒U"拐点的准确判断以及对居民收入差距出现"倒U"现象的因素分析。

著名的"倒U"假说是库兹涅茨(Kuznets，1955)于20世纪50年代提出，他根据处于经济增长早期的普鲁士(1854－1875年)和处于经济发展后期的美国、英国以及德国萨克森地区(1880－1950年)的统计数据发现：在经济发展过程中，收入差距长期变动的轨迹是先恶化、继而短暂稳定、然后逐渐缩小的"倒U"型曲线，并认为发展中国家经济增长早期的收入分配比发达国家更不平等。几十年来，库兹涅茨"倒U"假说经过许多经济学家的发展与完善，尽

收稿日期：2010-09-19

基金项目：国家社科重大基金研究项目(08&ZD034)；教育部人文社科重点研究基地基金项目(07JJD790145)；国家社科基金研究项目(09BJL022)

作者简介：段景辉(1981－)，女，河北衡水人，经济学博士，上海海关学院海关管理系讲师。
陈建宝(1965－)，男，云南曲靖人，厦门大学经济学院计划统计系教授，博士生导师。

管没有被完全证实,但已经成为多数经济学家用来分析收入分配发展趋势的一种理论依据。如赖德胜(1997)利用49个国家的相关数据研究得出,教育投资是决定收入分配的重要因素,教育投资与收入分配之间存在“倒U”关系;Gregorio和Lee(2002)利用相对完整的100多个国家的面板数据研究发现,教育发展在改变收入分配状况方面发挥着重要的作用,同时证实了居民平均受教育年限与收入差距之间存在“倒U”关系;姚耀军(2005)利用中国1978—2002年的时间序列数据,基于VAR模型证实了城市化进程在长期和短期内对缩小城乡收入差距都具有积极的作用;唐礼智和刘喜好(2008)利用1978—2006年的数据发现全国和东部地区金融发展规模与城乡收入差距之间满足Kuznets“倒U”型曲线的条件;沈毅俊和潘申彪(2008)针对外商直接投资对地区收入差距的影响进行了实证分析,发现FDI的增加是导致地区收入差距扩大的原因之一;孟翔飞(2009)将政府视为一个有意愿、有能力推动经济发展的内在要素,对“倒U”模型进行了改进,建立了“Z型”模型,发现目前辽宁省区域经济的发展轨迹是“Z型”态势。

综合现有研究文献,我们发现前人研究所使用的方法绝大部分都是参数方法,特别是对面板数据的计量分析,往往基于参数面板模型。

近年来,非参数计量理论和方法受到学者们的高度重视,并取得了不少研究成果。最主要的原因是非参数计量分析从数据本身出发,根据数据特征自由设定模型,不需要对模型的形式进行特定的设置,从而避免了模型设定可能带来的误差。与参数模型相比,非参数模型的估计结果更加稳健和精确。关于面板数据的非参数回归估计方法,Ullah和Roy(1998)首次系统地介绍了非参数固定效应和随机效应面板数据模型及其估计方法。Su和Ullah(2007)为非参数随机效应面板数据模型提出了较传统的最小二乘估计更有效的两步估计法。Henderson,Carroll和Li(2008)为非参数固定效应面板数据模型提出了迭代的非参数核估计方法。与此同时,非参数面板数据模型在各研究领域中得到了应用。Azomahou,Laisney和Phu(2006)研究了二氧化碳排放量与经济增长的关系,否定了传统的Kuznets曲线;Phu(2009)实证分析了能源消费量与收入的关系,同样否定了Kuznets曲线的存在性。这些都与参数模型的估计结果相反。据我们所知,非参数面板数据模型在我国经济研究领域的应用尚未得到足够的重视。

基于上述考虑,本文使用全国29个省、市、自治区(除重庆)的面板数据,试图采用非参数面板数据模型对影响城乡收入差距的因素进行实证分析,得出各个因素的影响大小,并进行逐点估计分析。另外,我们还与参数面板数据模型的估计结果进行了比较分析。

二、数据来源和模型设定

（一）数据来源。本文数据来源于《中国统计年鉴》、《新中国五十五年统计资料汇编》、中经网统计数据库以及各省（市、自治区）的统计年鉴，由1987－2008年除西藏和港、澳、台地区以外的29个省（市、自治区）的统计数据构成。[①]本文试图从区域教育发展、城市化水平、产业结构、经济开放度和政府经济行为等几个方面来分析这些因素可能对城乡收入差距产生的影响。

1. 区域教育发展。城乡教育水平差距对城乡收入差距有着重要的影响。本文引入教育投入和教育产出两个指标度量区域教育发展水平，这两个指标虽然不能完全说明城乡教育水平的差距，但能够反映城乡教育发展的总体趋势及其对城乡收入差距的长远影响。考虑到数据的可获得性，在实证检验中，本文采用各区域教育支出额[②]占当期名义GDP的比率代表教育投入(EI)，各区域受中等教育及以上的人数占总人数(16岁以上)的比率代表教育产出(EO)。

2. 城市化水平。城市化对缩小城乡收入差距有积极作用。在我国城乡二元经济中，只要存在城乡期望收入差距，劳动力就会流动，而劳动力的流动则会通过要素报酬的均等化缩小城乡收入差距：一方面，城镇劳动力供给的增加将加大城镇劳动力市场的竞争，降低城镇居民人均收入水平；另一方面，农村劳动力向城镇流动将减少农村剩余劳动力，提高农村劳动力的报酬水平，从而缩小城乡收入差距。由于中国城乡收入统计以户籍为基础，城镇居民中有一部分并没有城镇户籍，采用城镇人口占总人口的比重会低估城市化水平。因此，参考陆铭和陈钊(2004)的做法，采用非农业人口占总人口的比重来度量城市化水平(UR)。

3. 产业结构。产业结构是指各产业的构成及各产业之间的联系和比例关系。在工业化进程中，产业结构的变化与收入差距的演进具有很强的相关性，随着产业结构的变化，生产要素从边际生产效率较低的农业部门向边际生产效率较高的非农业生产部门转移，直到两个部门的边际生产效率相等为止。因此，某一区域内，非农产业在产业结构中的比重越高，意味着城乡收入差距可能会越小。本文采用第二、三产业产值的增加值占当期GDP的比重来表示产业结构(IS)。

4. 经济开放度。经济开放主要表现为国际间商品流动和资本流动更加频繁。改革开放以来，中国经济的开放主要推动了中国制造业以及与贸易相关的金融业和服务业的发展，由于这些产业绝大部分集中在城镇地区，所以，贸易的发展有利于提高城镇居民的收入。同样，我国引进的外资大部分也集中在城镇地区，外资的流入也有利于城镇居民。因此，我们预期经济开放将拉大城乡收入差距。本文选取外国直接投资占当期GDP的比重表示某地区的经济开放程度(REO)。

5. 政府经济行为。中国地方政府在经济生活中始终扮演着重要的角色，由于中央政府将地方GDP增长率作为考核地方政府业绩的重要指标，发展当地经济就成为各级地方政府的重要目标任务，而经济增长又主要来自非农产业，因此，地方财政支出中只有很少一部分是面向农村的。尽管我们无法在数据中严格分离地方财政支出在城镇和农村中的比重，但是，既然地方政府以经济发展为重要目标任务，那么地方财政支出必然带有城镇倾向，地方财政支出越高，城镇地区从地方政府支出中得到的好处越多，城乡收入差距就越大。本文采用地方财政支出占当期GDP的比重来衡量地方政府经济行为(GEB)。

(二)模型设定。一般地，对面板数据进行计量分析可采用的方法有参数方法、半参数方法和非参数方法。本文主要采用非参数面板数据模型估计方法。另外，我们也建立了参数面板数据模型加以对比。

在建立参数面板数据模型前，先进行模型设定检验以及决定使用哪种形式的面板数据模型。具体的检验方法是：首先利用Breusch和Pagan(1980)的拉格朗日乘数(LM)检验，判断是选取混合回归模型还是面板数据模型，检验结果显示p值小于0.01，因此选用面板数据模型；这时再利用Hausman(1978)检验来判断是选取固定模型还是随机模型，检验结果显示p值也小于0.01，因此我们建立固定效应模型。于是有：

$$\ln(IR_{it})=a_0+a_1\ln(EI_{it})+a_2\ln(EO_{it})+a_3\ln(UR_{it})+a_4\ln(IS_{it})+a_5\ln(REO_{it})+a_6(GEB_{it})+\varepsilon_{it} \tag{1}$$

其中：被解释变量IR表示城镇居民人均收入与农村居民人均纯收入的比值，是度量城乡收入差距的指标；[③] a_0是截距项；ε_{it}是残差项，服从均值为0、方差为δ^2的正态分布；下标i和t表示第t年的第i省份(市、自治区)。根据面板数据固定效应模型的标准估计方法LSDV估计(见Hsiao(2003))，可得到模型(1)各影响因素的系数(见表1)。但是，模型(1)的设定存在两方面的局限。第一，它是线性模型，解释变量之间的多重共线性问题在系数估计中难以得到彻底解决。第二，参数方法估计出来的系数不能反映解释变量对被解释变量的影响随着解释变量变化的趋势。

为克服参数模型设定中的两方面缺点，本文建立了非参数面板数据模型：

$$\ln(IR_{it})=\alpha_i+f(\ln(EI_{it}),\ln(EO_{it}),\ln(UR_{it}),\ln(IS_{it}),\ln(REO_{it}),\ln(GEB_{it}))+\varepsilon_{it} \tag{2}$$

其中：α_i为个体效应。因为多元函数$f(\cdot)$的形式是未知的，除光滑性外，未做其他限制，所以非参数模型比参数模型具有更大的灵活性。

模型(2)可由Ullah和Roy(1998)的局部线性估计方法进行估计，具体过程为：

令$y_{it}=\ln(IR_{it})$，$x_{it}=(\ln(EI_{it}),\ln(EO_{it}),\ln(UR_{it}),\ln(IS_{it}),\ln(REO_{it}),\ln(GEB_{it}))$，将函数$f(\cdot)$在点$x=(x_1,x_2,x_3,x_4,x_5,x_6)$处局部线性化，因此

模型(2)可写为：

$$y_{it}=\alpha_i+f(x)+(x_{it}-x_i)\delta(x)+\varepsilon_{it} \tag{3}$$

其中：ε_{it}中包含局部线性化后的余项，$\delta(x)=(\beta_1(x),\cdots,\beta_6(x))'$为列向量。$\delta(x)$的6个分量分别等于$f(x)$的6个一阶偏导数，即$\beta_i(x)=\partial f(x)/x_i$，$i=1,2,\cdots,6$。由式(3)可得：

$$y_{it}-\bar{y}_i=(x_{it}-\bar{x}_i)\delta(x)+\varepsilon_{it}-\bar{\varepsilon}_i \tag{4}$$

其中：$\bar{y}_i=\sum_{t=1}^{T}y_{it}/T$。将方程(4)的加权最小二乘解定义为$\delta(x)$的估计，也就是求解令$\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}(y_{it}-\bar{y}_{ig}-(x_{it}-\bar{x}_{ig})\delta(x))^2K((x_{it}-x_i)/h)$最小化的$\delta(x)$，结果为：

$$\hat{\delta}(x)=\{\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}(x_{it}-\bar{x}_{ig})'(x_{it}-\bar{x}_{ig})K[(x_{it}-x_i)/h]\}^{-1}\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}(x_{it}-\bar{x}_{ig})'(y_{it}-\bar{y}_i)K((x_{it}-x_i)/h) \tag{5}$$

其中：$K(\cdot)$为核函数，h为窗宽。由$\hat{\delta}(x)$的表达式有：

$$\hat{\beta}_i(x)=e_i\hat{\delta}(x),\quad i=1,2,\cdots,6 \tag{6}$$

其中：e_i代表第i个元素为1、其他元素为0的1×6的行向量。$\hat{\beta}_i(x)$分别表示函数$f(x)$的6个偏导数在$x=(x_1,x_2,x_3,x_4,x_5,x_6)$处的估计值。与参数估计不同的是，非参数固定效应模型的估计式$\hat{\delta}(x)$为x的函数，它反映各自变量对因变量的边际影响。

进一步，为得到各影响因素在平均水平处的估计，我们分别计算非参数估计$\delta(x)$在样本均值$\bar{x}$处的值，其中$\bar{x}=(\bar{x}_1,\bar{x}_2,\bar{x}_3,\bar{x}_4,\bar{x}_5,\bar{x}_6)$，$\bar{x}_r=(1/nT)\times\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}x_{r,it}$，$r=1,2,\cdots,6$，$x_{r,it}$表示第$r$个变量在$(i,t)$处的值。因为估计量$\delta(x)$是$x$的函数，我们可以计算$x$中某些分量为常数时的$\delta(x)=(\beta_1(x),\cdots,\beta_6(x))'$。

利用以上面板数据模型的非参数估计方法，我们可以实证研究教育投入、教育产出、城市化水平、经济开放度、产业结构和政府经济行为等6个变量对城乡收入差距的影响，并进一步刻画各个影响因素关于自变量的变化趋势。

三、实证分析

在面板数据模型的非参数回归估计中，我们取核函数为高斯函数(即标准正态函数)。根据Ullah和Roy(1998)给出的标准，选择最优窗宽$h=a\times n^{(-1/13)}$，其中a为正的常数。因为非参数估计结果对窗宽具有敏感性，通过反复检验，我们选择$a=4.2$时的估计结果，其对应窗宽为$h=2.6706$。此外，利用LSDV估计方法，我们也得到了固定效应面板数据模型(1)的参数估计结果。如表1所示，两种方法的估计结果在方向上是一致的(即正负号)，但是从系数绝对值来看，参数估计比非参数估计低估了教育投入、教育产出、经济

开放度、城市化水平、产业结构和政府经济行为对城乡收入差距的影响程度。

表1 面板数据的参数和非参数估计结果

影响因素	参数面板数据模型估计结果	非参数面板数据模型估计结果
教育投入	−0.5316	−0.4869
教育产出	0.6215*	0.6242
经济开放度	0.0913	0.1035
城市化水平	4.1278*	4.1316
产出结构	0.8310*	0.8221
政府经济行为	3.5569*	3.6015

注：* 为在10%的统计显著性水平上通过检验。

非参数估计较参数估计的优点不仅在于其灵活的函数形式，更在于它可以得到不同水平下，各因素对城乡收入差距影响的变化情况。我们运用非参数逐点估计，对各影响因素对自变量系数的变化趋势进行分析。

为考察逐点估计，我们将区间$[\min_{i,t}\{x_{it}\},\max_{i,t}\{x_{it}\}]$等分成29个子区间，共有30个端点，其中$x_{it}$是六个解释变量中的任一个变量。我们共设计了36种估计：如在考察六个变量的系数随教育投入变化的趋势时，在点$(x_{1i},\bar{x}_2,\bar{x}_3,\bar{x}_4,\bar{x}_5,\bar{x}_6)$处进行非参数估计$\hat{\beta}_j(x_{1i},\bar{x}_2,\bar{x}_3,\bar{x}_4,\bar{x}_5,\bar{x}_6)$，其中$j=1,2,\cdots,6$，这样就得到了6种非参数估计，类似地，我们可以考察其他自变量系数对任一变量的变化趋势。图1提供了六个影响因素关于教育投入系数的逐点估计结果。根据图1我们可以得到以下分析结果：

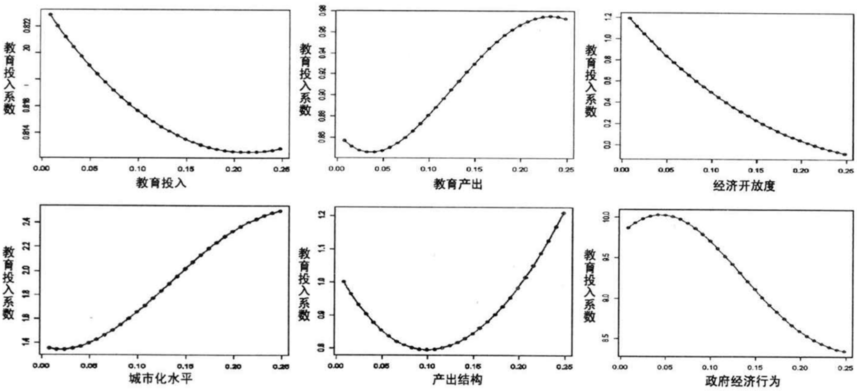

图1 各影响因素关于教育投入系数的逐点回归估计图

教育投入与教育投入的系数是先递减后增加的关系，说明随着教育投入的增加，教育投入这一因素对城乡收入差距的影响作用逐渐减弱，但是当教育投入增加到一定程度时，反而对城乡收入差距的影响作用变大，即存在一个“拐点”。

教育投入与教育产出的系数存在先下降后上升再下降的关系，说明随着教育投入的增加，教育产出对城乡收入差距的影响程度先下降后上升，当教育投入

继续增加时出现“拐点”,教育产出对城乡收入差距的影响减弱。

教育投入与经济开放度的系数呈现递减的关系,说明随着教育投入的增加,经济开放度对城乡收入差距的影响越来越小。相反,教育投入与城市化水平的系数呈现递增的关系,随着教育投入的增加,经济开放度对城乡收入差距的影响越来越大。

教育投入与产业结构的系数是先递减后递增的关系,即呈现“U型”关系,说明随着教育投入的增加,产业结构对城乡收入差距的影响越来越小,但是当教育投入达到一定数量时就出现拐点,产业结构对城乡收入差距的影响越来越大,这从侧面说明我们在加大教育投入的同时,需要优化产业结构。

教育投入与政府经济行为的系数是先增加后减小的关系,说明随着教育投入的增加,政府经济行为在初期对城乡收入差距的影响较大,但是从长期趋势看,政府经济行为对城乡收入差距的影响越来越小,这同时也是市场经济作用的结果。

类似地,我们可以分析其他五个变量关于六个变量的逐点估计结果。主要分析结果如表2所示。

表2 各影响因素的逐点回归估计结果

	倒U型	U型	上升型	下降型
β_1	经济开放度 产业结构	教育投入 城市化水平		教育产出 政府经济行为
β_2	教育投入、教育产出 经济开放度 政府经济行为			产业结构
β_3	城市化水平		政府经济行为	教育投入
β_4	教育产出 政府经济行为	经济开放度	教育投入、教育产出、 产业结构	
β_5	教育产出 城市化水平	教育投入 经济开放度	政府经济行为	
β_6	教育投入	教育产出 城市化水平 政府经济行为		

教育产出与教育产出系数、产业结构系数呈现“倒U型”关系,与政府经济行为系数呈现“U型”关系,与城市化水平系数之间存在递增趋势,而与教育投入系数、经济开放度系数之间存在递减趋势。这说明随着教育产出的增加,产业结构对城乡收入差距的影响先增强后减弱,而政府经济行为对城乡收入差距的影响先减弱后增强,进一步说明了在教育人数增加的同时,需要积极优化产业结构,其中政府行为发挥着较强的作用;随着教育产出的增加,城市化水平发挥了越来越大的作用,说明加快城镇化进程是缩小城乡收入差距的有力措施,而教育投入与经济开放程度对城乡收入差距的影响会越来越小(见图2)。

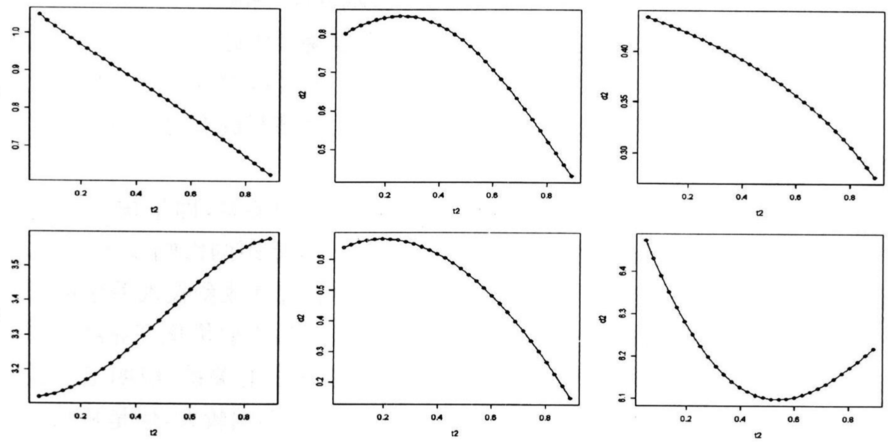

图 2　教育产出系数关于六个变量的逐点估计图

(依次为教育投入、教育产出、经济开放度、城市化水平、产出结构、政府经济行为,下表同)

经济开放度与教育投入系数、教育产出系数之间呈现倒“U 型”关系,而与城市化水平系数、产业结构系数之间呈现“U 型”关系。这说明随着中国经济开放程度的加深,教育发展对中国城乡收入差距的影响先增加后减小,存在“拐点”,充分证明了大力提倡发展教育是缩小城乡收入差距的必由之路;而随着中国经济开放程度的加深,城市化水平与产业结构对城乡收入差距的影响先减小后增加,从侧面说明了我们在加快改革开放、引进国外资金和先进技术的同时,必须加快城市化进程和优化产业结构,避免城乡收入差距的扩大。

城市化水平与经济开放度系数、产业结构系数呈现“倒 U 型”关系,与教育投入系数、政府经济行为系数呈现“U 型”关系。这说明伴随着城市化进程的加速,经济开放程度与产业结构对城乡收入差距的影响先增加后减弱,进一步说明了缩小城乡收入差距的关键在于加快城市化进程,深化改革开放和优化产业结构发挥了积极的作用;而伴随着城市化进程的发展,教育投入与政府经济行为对城乡收入差距的影响先减弱后增加,体现了教育发展和政府经济行为在缩小城乡收入差距中的重要积极作用。

产出结构与教育投入系数呈现“倒 U 型”关系,与城市化水平系数呈现“上升型”关系,而与教育产出系数呈现“下降型”关系。说明随着产业结构的调整,即第二、三产业占 GDP 的比重越大,教育投入对城乡收入差距的影响先增加后下降,城市化水平对城乡收入差距的影响逐渐增强,而教育产出对城乡收入差距的影响则逐渐减弱,这强调了在优化产业结构的过程中,教育发展和城市化进程对缩小城乡收入差距有着不可忽视的作用(见图 3)。

政府经济行为与教育产出系数、城市化水平系数之间表现为“倒 U”型关系,与经济开放度系数、产业结构系数之间表现为“上升型”关系,而与教育投

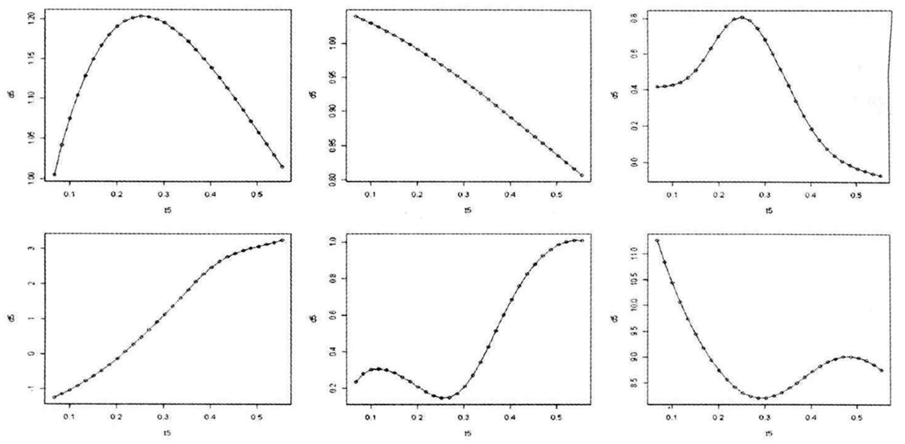

图 3　产出结构系数关于六个变量的逐点估计图

入系数之间表现为“下降型”关系,说明政府在加大发展教育、推进城市化进程中发挥了积极协调的作用,政府需要在缩小城乡收入差距中发挥重要作用。

四、结束语

诸多关于城乡收入差距影响因素的研究大多局限于分析单个影响因素与城乡收入差距的关系,且基于参数模型。但是,参数模型存在模型设定误差,无法很好地克服多重共线性的影响,且提供的信息量较为有限。本文通过建立非参数面板数据模型,利用非参数局部线性估计方法,弥补了线性模型的不足,而且非参数估计对回归模型没有太强的约束,能够提供各个因素对城乡收入差距影响的趋势分析,为我们提供了更好的发现问题、解决问题的渠道。

基于全国 1987—2008 年 29 个省、市、自治区(除重庆)的面板数据,我们对影响城乡收入差距的因素进行了非参数估计。主要结果总结如下:(1)各个影响因素关于六个变量的逐点估计结果有四种类型:“倒 U 型”、“U 型”、“上升型”和“下降型”。(2)加大教育投入、深化改革开放、优化产业结构、推进城市化进程、规范政府经济行为等对缩小城乡收入差距都有积极作用,但在不同的时期所起的作用不同。我们可以根据各要素不同的变化特征找出其影响城乡收入差距的拐点,或者调整投资方向,对政府经济行为提出有益的建议。

注释:

①东部地区包括北京、天津、上海、辽宁、江苏、浙江、山东、福建、广东、海南;中部地区包括黑龙江、吉林、河北、山西、安徽、河南、湖南、湖北、江西;西部地区包括广西、贵州、云南、甘肃、陕西、青海、宁夏、新疆、内蒙古、四川。

②教育支出额包括国家财政性教育经费、社会团体和公民个人办学经费、社会捐赠经费、事业收入和其他。

③考虑到数据的可获得性，本文选取城镇居民人均可支配收入与农村居民人均纯收入之比来衡量城乡收入差距。由于城乡价格水平不同，根据蔡昉等（2003）的做法，应该使用可比指标值来衡量收入差距，实际计算中本文以1987年为基期进行平减。

参考文献：

[1]赖德胜.教育扩展与收入分配[J].经济研究，1997，(10)：46－53.

[2]姚耀军.金融发展与城乡收入差距关系的经验分析[J].财经研究，2005，2：49－59.

[3]唐礼智，刘喜好，贾璇.我国金融发展与城乡收入差距关系的实证研究[J].农业经济问题，2008，(11)：44－48.

[4]沈毅俊，潘申彪.外商直接投资对地区收入差距影响的实证分析[J].国际贸易问题，2008，(2)：100－104.

[5]孟翔飞，政府干预对倒U模型的修正研究[J].财经问题研究，2009，(11)：14－18.

[6]Kuznets S. Economic growth and income inequality[J]. The American Economic Review，1955，45(1)：1－28.

[7]Gregorio J D，Lee J W. Education and income inequality：New evidence from cross-country data[J].Review of income and wealth，2002，48(3)：395－416.

[8]Ullah A，N Roy. Nonparametric and semiparametric econometrics of panel data[A]. Aman Ullah，David E A Giles Handbook of Applied Economic Statistics[C]. New York in the USA：CRC press，1998.

[9]SU L，A Ullah. More efficient estimation of nonparametric panel data models with random effects [J]. Economics Letters，2007，96：375－380.

[10]Henderson D J，R J Carrol，Q LI. Nonparametric estimation and testing of fixed effects panel data models[J]. Journal of Econometrics，2008，144：257－275.

[11]Azomahou T，F Laisney，N Phu. Economic development and CO2 emissions：A non-parametric panel approach[J]. Journal of Public Economics，2006，90：1347－1363.

[12]Phu N.Energy consumption and income：A semiparametric panel data analysis[J]. Energy Economics，2010，32(3)：557－563.

Non-parametric Pointwise Regression Analysis of Influencing Factors of Urban-rural Income Gap

DUAN Jing-hui[1]，CHEN Jian-bao[2]

(1. *Department of Customs Management*，*Shanghai Customs College*，*Shanghai* 201204，*China*；2. *School of Economics*，*Xiamen University*，*Xiamen* 361005，*Chian*)

Abstract：On the basis of the statistical data in China from 1987 to 2008，this paper establishes a non-parametric panel data model，and analyzes the impact of factors such as education input，education output，industrialization level，economic openness，industrial structure and government economic behavior on urban-rural income gap through nonparametric pointwise regression estimation. It also outlines the dynamic evolution trends of the coefficients of these six factors taken as independent variables. The results are showed as follows: a) there are four types of pointwise regression estimation results, namely inverted-U, U, rising and decreasing; b) the above six factors have significant positive effects on the decrease in urban-rural income gap, but the effects differ at different periods.

Key words: urban-rural income gap; nonparametric panel model; pointwise regression estimation （责任编辑　许　柏）

（上接第 15 页）

Savings Rates, Current Account Surplus and the Change of Demographic Structure

ZHU Chao, ZHOU Ye

(*School of Finance, Capital University of Economics and Business, Beijing* 100070, *China*)

Abstract: From the angle of overlapping generations model, this paper analyses the effect of family planning policy on population structure and dependency rates. It also makes the co-integration and Granger-causality test of the relation between dependency rates and savings rates and the one between relative productivity differences and current account balance. It finds that the family planning policy can be sustainable; the release of this policy in a special time has not been able to cope with the height of social support and the maintenance of this policy will lead to a balanced population structure with a lower total population. The current account balance is only the transfer of savings across time and space. The population age structure is the determinant of savings rates and the transfer of savings across time while relative productivity differences among countries are the determinant of the transfer of savings across space. Therefore, it is questionable to leave population structure out of consideration when increasing current consumption rate in order to stimulate the economy. It is also unnecessary to pay more attention to short-term current account balance.

Key words: savings rate; current account surplus; demographic structure; family planning policy （责任编辑　许　柏）