

中国居民收入差距的变动趋势

——基于双二元动态框架的实证

王 韬

(清华大学 经济管理学院 北京 100084)

摘要:为揭示城乡转换和经济开放双重约束下中国居民收入差距变动的总体趋势和特征,文章构建了一个四部门的双二元动态分析框架,并检验了其现实适用性,实证结果较好地支持了这一分析框架的有效性,研究表明:巨大城乡差距的存在决定了我国居民收入分配总体上仍将呈现出“倒U”趋势,而对外经济开放则会显著影响到这一过程的实现形式;从根本上看,重新审视二元结构政策,消除收入分配的平均主义倾向,进一步加快城镇化进程、逐步有序地推动对外开放构成了优化我国收入分配结构、逐步缩小居民收入差距的基本约束。

关键词:城乡转换;经济开放;收入差距;变动趋势

中图分类号:F124.7;F224.0 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2006)08-0004-13

一、理论述评与问题提出

经济发展过程中一国居民收入差距的整体变动趋势历来备受关注,而其理论发展主要遵循于两条主线:一是国际贸易学中基于经济开放,围绕 Stolper-Samuelson 定理(1941)所展开的研究;二是发展经济学中基于二元经济结构转换,围绕 Kuznets“倒 U”假说(1955)所展开的争论。

但在实践中,上述两条研究主线无论在理论上还是在实证上均未能达成一致,国际贸易学中一直存在关于要素价格均等化力量的争论,关于经济开放对国内居民收入差距影响的实证研究也存在较大分歧(G S Fields(1984)、William R Cline(1999)、ICC(The world business organization)(2003)、Bran-ko Milanovic (DEC)(2002)、Vincent A Mahler(2002))。而在发展经济学中,形成了两种相互对立的理论:即支持 Kuznets“倒 U”假说的两部门劳动力转移模型(Lewis(1954)、Fei 和 Ranis(1964)、S Robinson(1976))和否定这一假说的城乡劳动转移模型(Todaro(1969)、Anand Kanbur(1993));且无论是支持或否认“倒 U”假说的观点,在实证上都得到了相应的经验支撑(Fishlow

收稿日期:2006-06-12

作者简介:王 韬(1981—),男,湖南株洲人,清华大学经济管理学院博士生。

(1972)、Cline(1975)、Bourguignon(1994)、Jha(1996); Saith(1983)、G S Fields(1984)、Bruno(1995)、Barro(2000))。

传统分析框架的不完善推动了我国学者从新的角度探究居民收入差距的整体变动趋势问题,陈宗胜(1994)提出了“阶梯形”变异的倒U曲线,以解释我国居民收入差距变动的动态特征;林毅夫、蔡昉、李周(1994、1999)认为,一个国家或地区收入差距的变化,决定于该国在全球竞争压力下所选择的经济发展战略和所实行的社会政策;李实(2001)认为我国居民收入差距的持续扩大主要是制度转型所造成的,城乡二元结构的变动并没有推动居民收入差距“倒U”变动的效果。

总体上看,虽然理论界在我国居民收入差距的变动趋势研究方面已取得了众多成果,但其研究基本上是围绕城乡二元经济结构展开的,而缺乏对经济开放与二元结构双重约束的综合考虑。因为二元结构和经济开放日益成为发展中国家居民收入差距变动的双重约束条件,而在我国,改革收入分配制度和规范收入分配秩序也正成为政府和社会公众共同关注的重要问题,因此本文力图在借鉴已有研究成果的基础上,将城乡二元结构变动与经济开放对收入差距变动趋势的影响综合于一个统一性的动态分析框架内,以探求城乡转换和经济开放双重约束下我国居民收入差距的基本变动趋势和内在动因,并提出相应的政策建议。

二、模型推导与双二元动态分析框架的构建

本文的模型推导主要在传统两部门模型的基础上展开,假设一国内部主要区分为城镇和乡村两大部门,经过特定的形式转换,可以得到一国总体收入不平等指数 δ^2 的表达方程为:

$$\delta^2 = AT_1^2 + BT_1 + C \quad (1)$$

$$A = -(Y_1 - Y_2)^2, B = (\delta_1^2 - \delta_2^2) + (Y_1 - Y_2)^2, C = \delta_2^2$$

其中: T_1 为城镇居民在一国总人口中所占的比重, Y_1 和 Y_2 分别为城镇居民和农村居民人均收入的对数均值, δ_1^2 为城镇内部居民收入分配的对数方差, δ_2^2 为农村内部居民收入分配的对数方差。在此基础上,经济发展过程中一国居民收入差距的变动趋势主要由方程(1)的曲线对称轴 $K = -B/2A$ 决定:

$$\begin{aligned} K &= -B/2A = [(\delta_1^2 - \delta_2^2) + (Y_1 - Y_2)^2]/2(Y_1 - Y_2)^2 \\ &= (\delta_1^2 - \delta_2^2)/2(Y_1 - Y_2)^2 + 1/2 \end{aligned}$$

当 $K = -B/2A \geq 1$ 时,城镇化过程中一国总体居民收入差距将不断扩大;当 $K = -B/2A \leq 0$ 时,城镇化过程中一国总体居民收入差距将逐步缩小;而当 $0 < K = -B/2A < 1$ 时,则随着城镇化进程的发展,一国总体居民收入差距将呈现出“倒U”型变动趋势。

上述曲线还可以从两个方向进行动态化改进。首先,从横向看,在一国经

济发展过程中,随着城乡二元结构的变动, δ_1^2 、 δ_2^2 、 $(Y_1 - Y_2)^2$ 三者变动的不一致性将带来曲线对称轴的“横向迁移”,由此影响一国收入差距的总体变动趋势,其判别的标准是曲线对称轴的相对位置。具体而言,当曲线对称轴右移至定义区间之外时,曲线 $0 \leq T_1 \leq 1$ 之内的具体形状将会从原有的倒U型变成单调递增,由此导致一国的整体收入差距将伴随城镇化进程而逐步拉大;而当曲线对称轴左移到定义区间之外时,曲线在 $0 \leq T_1 \leq 1$ 中的具体形状会变成单调递减,由此导致一国整体收入差距随城镇化进程而逐步缩小。实质上,曲线“横向迁移”现象反映的是城乡收入分配结构变动对一国收入分配整体变动趋势的影响。

其次,从纵向的角度看,根据曲线顶点的高度方程: $L = C - B^2/4A = \delta_2^2 + [(\delta_1^2 - \delta_2^2) + (Y_1 - Y_2)^2]^2/4(Y_1 - Y_2)^2$,当L变小时(即曲线顶点下降),一国总体居民收入差距曲线向下收缩,表明在既定的经济发展程度上,一国的总体居民收入差距水平得到降低;而当L变大时(即曲线顶点上升),收入差距曲线向上延伸,表明在既定的经济发展程度上,该国的总体居民收入差距将被扩大。这一现象又可以称之为曲线的“纵向伸缩”,它实质上反映了一国的收入分配体制改革对其整体收入分配变动趋势的影响。

下面再引入经济开放因素,综合考虑国际贸易价值增值理论和发展中国家普遍推行的经济赶超战略,可以将发展中国家经济划分为产品价格高于实际价值的城镇封闭部门、产品价格低于实际价值的农村封闭部门、产品价格基本符合真实价值的农村开放部门和城镇开放部门四个部门,并可推断各部门劳动者利益分摊的不平等将导致农村部门到城镇部门、农村封闭部门流向农村开放部门、城镇封闭部门流向城镇开放部门三条劳动力转移路线。重复前面推导,可以得到城镇内部居民收入差距的分解公式为:

$$\begin{cases} T_1 Y_1 = EY_E + \alpha Y_\alpha \\ T_1 \delta_1^2 = E\delta_E^2 + \alpha\delta_\alpha^2 + E(Y_E - Y_1)^2 + \alpha(Y_\alpha - Y_1)^2 \end{cases} \quad (2)$$

同理可以得到农村内部居民收入差距的分解公式为:

$$\begin{cases} T_2 Y_2 = FY_F + \beta Y_\beta \\ T_2 \delta_2^2 = F\delta_F^2 + \beta\delta_\beta^2 + F(Y_F - Y_2)^2 + \beta(Y_\beta - Y_2)^2 \end{cases} \quad (3)$$

其中,城镇开放部门和城镇封闭部门在一国总人口中所占比重分别用E和 α 表示;农村开放部门和农村封闭部门在一国总人口中所占比重分别用F和 β 表示;城镇开放部门和城镇封闭部门内部的居民收入对数方差分别用 δ_E^2 和 δ_α^2 表示;农村开放部门和农村封闭部门内部的居民收入对数方差分别用 δ_F^2 和 δ_β^2 表示;而四个部门的居民人均收入的对数均值分别用 Y_E 和 Y_α 、 Y_F 和 Y_β 表示。

再考虑二元经济条件下的城乡居民收入差距问题,根据发展经济学相关理论,发展中国家内部的城乡收入差距变动可以用以下函数加以描述:

$$(Y_1 - Y_2)^2 = Af(O, U, M, N) + \epsilon \quad (4)$$

其中, O 是一国经济开放度的度量; U 是对一国城镇化程度的测度; 而 M 则刻画了一国相应的制度环境; N 表示国家推行经济赶超政策的程度; A 为“乘法不确定性”; 而 ϵ 是“扰动项”, 反映了其他不可控制因素的影响, 可称之为“加法不确定性”。

综合公式(1)~(4), 可以最终确立一国总体居民收入差距变动的双二元动态分析框架, 用联立方程组表示为:

$$\begin{cases} \delta^2 = -(Y_1 - Y_2)^2 T_1^2 + [(\delta_1^2 - \delta_2^2) + (Y_1 - Y_2)^2] T_1 + \delta_2^2 \\ \delta_1^2 = -(Y_E - Y_a)^2 (E/T_1)^2 + [(\delta_E^2 - \delta_a^2) + (Y_E - Y_a)^2] (E/T_1) + \delta_a^2 \\ \delta_2^2 = -(Y_F - Y_B)^2 (F/T_2)^2 + [(\delta_F^2 - \delta_B^2) + (Y_F - Y_B)^2] (F/T_2) + \delta_B^2 \\ (Y_1 - Y_2)^2 = Af(O, U, M, N) + \epsilon \end{cases} \quad (5)$$

三、基于中国的经验研究与实证结果

1. 城乡转换过程中我国收入差距变动的基本趋势描述。根据公式(5)中所描述的双二元动态分析框架, 经济发展过程中一国总体居民收入差距的变动趋势由方程 $\delta^2 = -(Y_1 - Y_2)^2 T_1^2 + [(\delta_1^2 - \delta_2^2) + (Y_1 - Y_2)^2] T_1 + \delta_2^2$ 加以刻画和衡量。而考虑到方程中 Y_1 和 Y_2 对每个居民的收入先取对数再取均值缺乏实证检验的可能, 则本文采用了以下的替代做法: $\ln y = T_1 \ln y_1 + T_2 \ln y_2$, 其中, y 表示居民整体的实际人均收入, y_1 表示城镇居民人均可支配收入, y_2 表示农村居民人均纯收入, 这时虽有一定的偏差, 但因为对最终结果的影响较小而且可以满足实证分析的需要, 故具有一定的可行性, 这时我国总体居民收入差距的决定函数变为:

$$\delta^2 = AT_1^2 + BT_1 + C \quad (6)$$

$$A = -(\ln y_1 - \ln y_2)^2, B = (\delta_1^2 - \delta_2^2) + (\ln y_1 - \ln y_2)^2, C = \delta_2^2$$

这里, 我国在经济发展过程中居民收入差距的变动趋势同样可以用 $0 \leq T_1 \leq 1$ 和 $\delta^2 \geq 0$ 范围内 δ^2 的曲线形式来描述, 而定义域内的具体曲线形式则取决于对称轴 $K = -B/2A = (\delta_1^2 - \delta_2^2)/2(\ln y_1 - \ln y_2)^2 + 1/2$ 的所在区间。

为进一步的判断, 本文收集了 1978~2004 年间我国城镇居民人口比重 (T_1)、城镇居民人均可支配收入 (y_1)、农村居民人均纯收入 (y_2)、城镇内及农村内居民收入分配基尼系数 ($GINI_1, GINI_2$) 五项指标的相关数据, 其中城乡基尼系数来自于国家统计局城调队和农调队公布的相关数据, 其他数据援引自相关年份的《中国统计年鉴》。根据 Aitchison 和 Brown(1963)的研究, 在个体数量充分大的情况下, 总体收入不平等指数 δ^2 将近似地服从正态分布, 且与基尼系数 ($GINI$) 之间存在关系式: $GINI = 2\Phi(\delta/\sqrt{2}) - 1$, 在此基础上, 根据已有的曲线对称轴方程:

$$K = -B/2A = [(\delta_1^2 - \delta_2^2) + (\ln y_1 - \ln y_2)^2]/2(\ln y_1 - \ln y_2)^2 \quad (7)$$

以及描述曲线顶点高度的方程:

$$C - B^2/4A = \delta_2^2 + [(\delta_1^2 - \delta_2^2) + (\ln y_1 - \ln y_2)^2]^2 / 4(\ln y_1 - \ln y_2)^2 \quad (8)$$

可求出曲线对称轴的具体位置和倒 U 型曲线顶点的实际高度(见表 1)。

表 1 我国总体居民收入差距变动的实证检验结果

年份	城镇居民 收入的 对数方差 δ_1^2	农村居民 收入的 对数方差 δ_2^2	城镇居民 收入的对 数均值 $\ln y_1$	农村居民 收入的对 数均值 $\ln y_2$	居民收入 差距曲线 对称轴 k	居民收入 差距曲线 顶点高度 $C - B^2/4A$	城镇人 口比重 T_1	城乡居 民收入差 距 $(\ln y_1 -$ $\ln y_2)^2$
1978	0.08152	0.1452	5.8389	4.8949	0.4643	0.3373	0.1792	0.8912
1979	0.08152	0.1878	5.9584	5.0764	0.4317	0.3328	0.1896	0.7779
1980	0.07153	0.1876	6.1688	5.2538	0.4307	0.3429	0.1939	0.8371
1981	0.07153	0.1894	6.1983	5.409	0.4054	0.2918	0.2016	0.623
1982	0.07153	0.1892	6.2664	5.5988	0.368	0.2496	0.2113	0.4458
1983	0.07153	0.2031	6.3351	5.7359	0.3168	0.2391	0.2162	0.359
1984	0.08152	0.193	6.4219	5.873	0.3151	0.2229	0.2301	0.3014
1985	0.11561	0.166	6.6054	5.9854	0.4345	0.2385	0.2371	0.3844
1986	0.11561	0.3058	6.802	6.0493	0.3322	0.3683	0.2452	0.5665
1987	0.12837	0.3064	6.91	6.1369	0.3511	0.3801	0.2532	0.5977
1988	0.17097	0.3024	7.0745	6.3006	0.3903	0.3936	0.2581	0.5988
1989	0.17097	0.318	7.2267	6.3994	0.3926	0.4235	0.2621	0.6844
1990	0.17097	0.318	7.32	6.5313	0.3818	0.4086	0.2641	0.622
1991	0.18664	0.3121	7.4387	6.5633	0.4181	0.4461	0.2694	0.7664
1992	0.20306	0.3256	7.6141	6.6644	0.4321	0.494	0.2746	0.9019
1993	0.23822	0.3613	7.8545	6.8261	0.4418	0.5678	0.2799	1.0577
1994	0.29694	0.3425	8.1594	7.1074	0.4794	0.5969	0.2851	1.1067
1995	0.25699	0.3907	8.3624	7.3637	0.433	0.5777	0.2904	0.9974
1996	0.25699	0.3468	8.4844	7.5633	0.4471	0.5164	0.3048	0.8486
1997	0.27655	0.3597	8.5487	7.645	0.4491	0.5245	0.3191	0.8168
1998	0.29694	0.3796	8.5988	7.6788	0.4512	0.5519	0.3335	0.8464
1999	0.29694	0.3776	8.6749	7.7009	0.4575	0.5762	0.3478	0.9487
2000	0.34025	0.4194	8.7451	7.7202	0.4623	0.6439	0.3622	1.0505
2001	0.34025	0.4375	8.8334	7.7691	0.4571	0.6741	0.3766	1.1327
2002	0.338	0.4534	8.9493	7.8142	0.4552	0.7204	0.3909	1.2885
2003	0.3798	0.4587	9.0445	7.8718	0.4713	0.7642	0.4053	1.3754
2004	0.4118	0.462	9.1508	7.9849	0.4815	0.7771	0.4176	1.3591

由计算结果可以看出,我国总体居民收入差距曲线的对称轴基本上位于 0.3~0.5 的区间之内,由于 $0 < K = -B/2A < 1$,所以城镇化过程中我国居民收入差距的变动将基本符合“倒 U 假说”的推定。而当前我国总体居民收入差距持续扩大的基本原因则在于城镇化程度仍然低于收入差距曲线的对称轴,即尚未达到使居民收入差距缩小的区间要求。

再考虑曲线对称轴的“横向迁移”因素,以上实证研究结果显示,我国总体居民收入差距曲线的对称轴本身也存在着不断迁移的趋势。其中,20世纪 80 年代中期以前曲线对称轴是逐步左移的,其具体数值从 1978 年的 0.4643 下降到 1986 年的 0.3322;而从 1986 年开始,我国的曲线对称轴开始不断右移,到 2000 年,曲线对称轴的具体数值上升到 0.4623,基本回复到 1978 年时的位置;而从 2000 开始,在经历了短期的下降之后,曲线对称轴的绝对数值又开始迅速上升,2004 年已经达到 0.4815 的高位。

从总体趋势看,因为同一时期我国的城镇化速度(表 1 中体现为 T_1 值的上升)一直平稳上升,而且从上世纪 90 年代中期开始呈现加速趋势,因此城镇化程度与曲线对称轴间是不断趋近的;也就是说,随着经济发展和城镇化的推进,我国的总体居民收入差距正在向逐步缩小的区间逼近。具体如图 1 所示。

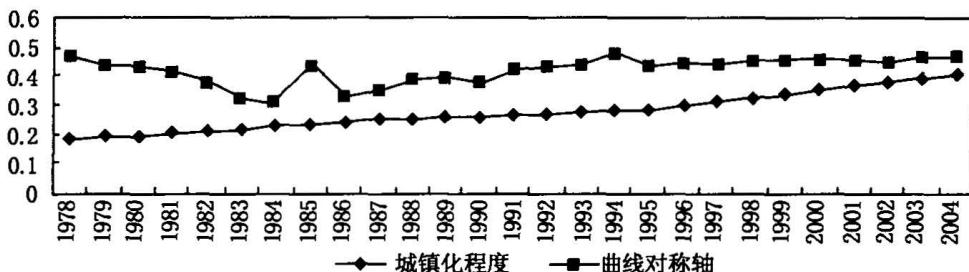


图 1 我国总体居民收入差距曲线“横向迁移”的趋势描述

最后再考虑总体居民收入差距曲线的“纵向伸缩”因素。根据以上计算结果,从 1978~2004 年,我国总体居民收入差距曲线的顶点高度也基本上经历了一个“先降后升”的过程。其中,80 年代中期以前我国收入差距曲线的顶点高度是不断收缩的,其具体数值从 1978 年的 0.3373 下降到 1984 年的 0.2229;而从 1985 年开始,该曲线的顶点高度又开始不断向上伸展,到 2004 年,曲线顶点的具体数值上升到了 0.7771,几乎为 1984 年的四倍,这足以体现我国总体居民收入差距曲线“阶梯形”变动的幅度之大(见图 2)。

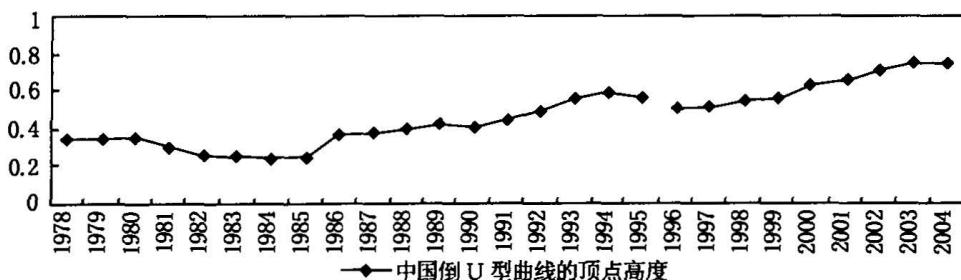


图 2 我国总体居民收入差距曲线“纵向伸缩”的趋势描述

2. 城乡转换过程中居民收入差距变动趋势的决定因素分析。

(1) 我国总体居民收入差距曲线“横向迁移”的决定因素分析。根据前述居民收入差距曲线的数学推导过程,经济发展过程中一国总体居民收入差距的横向变动趋势主要取决于城镇化程度和居民收入差距曲线的对称轴这两个因素。根据公式(7)的推导,要使一国在城镇化过程中总体居民收入差距出现“倒 U”变动趋势,则要求曲线对称轴 $0 < K = -B/2A < 1$ 。因为当 $0 < -B/2A < 1$ 时,有 $(\ln y_1 - \ln y_2)^2 > \delta_2^2 - \delta_1^2$ 或 $(\ln y_1 - \ln y_2)^2 > \delta_1^2 - \delta_2^2$ 。因此要求一国内部的城乡居民收入差距大于城镇内居民收入差距与农村内居民收入差距的相减值。

从表 1 数据看,在我国, $(\ln y_1 - \ln y_2)^2$ 的值远大于 $\delta_1^2 - \delta_2^2$,因此在经济发

展过程中我国的居民收入差距变动将基本呈现“倒 U”型趋势。可以说,较大城乡差距的存在是决定我国在城乡转换过程中总体居民收入差距变动呈现为倒 U 趋势的基本原因。

上述过程的实现还要受曲线对称轴“横向迁移”因素的影响,如果曲线对称轴不断右移以至持续高于同时期的城镇化程度,则我国的居民收入差距将很难进入逐步缩小的区间。下面运用计量模型来测度经济发展过程中我国居民收入差距曲线对称轴的横向迁移状况,考虑前面得出的曲线对称轴方程: $K = -B/2A = (\delta_1^2 - \delta_2^2)/2(\ln y_1 - \ln y_2)^2 + 1/2$,可以建立以下多元回归模型:

$$K = \beta_0 + \beta_1 \delta_1^2 + \beta_2 \delta_2^2 + \beta_3 (\ln y_1 - \ln y_2)^2 + u$$

其中, β_0 为常数项, u 为随机扰动项, β_1 、 β_2 分别刻画城镇内居民收入差距、农村内居民收入差距以及城乡居民收入差距的变动对曲线对称轴移动的实际影响效果。运用表 1 中的数据进行回归分析,发现回归残差可能存在正的序列相关,因此须进行自回归修正,设方程随机误差项服从以下过程: $u_t = \rho_1 u_{t-1} + \epsilon_t$, 将其代入方程进行一阶自回归修正,可以得到以下估计结果:

$$K = 0.433249 + 0.638703\delta_1^2 - 0.814028\delta_2^2 + 0.136131(\ln y_1 - \ln y_2)^2 + 0.582186 AR(1)$$

$$(0.031433) (0.121025) (0.130370) (0.042041) (0.211248)$$

回归结果中, R^2 值为 0.893806, 同时 F 检验值为 44.18775(0.000); 而 D-W 检验值提高到 1.883753, 序列相关性基本消除, 回归结果比较可信。

根据以上估计结果, 在曲线“横向迁移”的决定因素方面, 城镇内居民收入差距和城乡居民收入差距的扩大都将导致曲线对称轴的向右迁移(即 K 值变大), 其中城镇内居民收入差距对我国居民收入差距曲线右移的影响系数达到 0.638703, 而城乡居民收入差距对曲线对称轴右移的影响系数仅为 0.136131; 与此同时, 农村内居民收入差距的扩大对我国总体居民收入差距曲线的向左迁移起着较大的推动作用, 其具体影响系数为 -0.814028。

由此可见,要在城镇化过程中实现我国居民收入差距曲线对称轴的稳定甚至逐步左移,一方面必须防止城乡居民收入差距尤其是城镇内居民收入差距的进一步扩大;另一方面又可以适当拉开农村内部居民收入差距,这样才能保证我国的城镇化程度(T_1)最终向曲线对称轴的“靠拢”,这也是城乡转换过程中我国居民收入差距逐步得到缩小的基本条件。

(2) 我国总体居民收入差距曲线“纵向伸缩”的决定因素分析。根据前述分析,我国总体居民收入差距的实际变动趋势还要受曲线沿纵轴“阶梯形”变动的影响。实践中,曲线的“纵向伸缩”因素可以用特定收入差距曲线的顶点高度刻画。根据方程(8),曲线顶点的高度方程为:

$$C - B^2/4A = \delta_2^2 - [(\delta_1^2 - \delta_2^2) + (\ln y_1 - \ln y_2)^2]^2 / [4(\ln y_1 - \ln y_2)^2]$$

$$= \delta_2^2 + (\delta_1^2 - \delta_2^2)^2 / 4(\ln y_1 - \ln y_2)^2 + (\ln y_1 - \ln y_2)^2 / 4 + (\delta_1^2 - \delta_2^2) / 2$$

故可以建立以下多元回归方程:

$$C - B^2 / 4A = \alpha + \beta_1 \delta_1^2 + \beta_2 \delta_2^2 + \beta_3 (\ln y_1 - \ln y_2)^2 + \epsilon$$

其中, α 为常数项, ϵ 为随机扰动项, β_0 、 β_1 、 β_2 分别刻画城镇内居民收入差距、农村内居民收入差距以及城乡居民收入差距变动对曲线顶点高度变动的实际影响效果。同样运用表 1 中的数据进行回归分析, 并进行一阶自回归修正以消除序列相关性, 又可以得到城乡收入分配结构的转换对我国总体居民收入差距曲线顶点高度的影响方程为:

$$C - B^2 / 4A = -0.000205 + 0.423195 \delta_1^2 + 0.587153 \delta_2^2 + 0.242139 (\ln y_1 - \ln y_2)^2 + 0.316694 AR(1)$$

(0.002042) (0.010346) (0.010909) (0.003007) (0.233596)

回归结果中, R^2 值为 0.999924, 表明该方程具有较高的解释度; 而且该方程通过了 F 检验和针对各解释变量的 T 检验, D-W 检验值为 1.829272, 表明一阶序列相关性基本被消除, 常数项系数虽未通过 T 检验, 但对回归结果的有效性影响不大。

根据回归结果, 在曲线“纵向伸缩”的决定因素上, 城镇内居民收入差距、农村内居民收入差距以及城乡居民收入差距的扩大都将导致曲线顶点的向上跳跃, 其中农村内居民收入差距扩大的影响尤为显著, 其影响系数达到了 0.587153, 而城镇内居民收入差距扩大的影响系数为 0.423195, 城乡居民收入差距扩大的影响系数仅为 0.242139。

由此可见, 要防止我国总体居民收入差距沿着更高水平的曲线变动, 就必须对城镇内部、农村内部以及城乡居民收入差距的扩大都加以相应的限制, 其中控制农村内部以及城镇内部居民收入差距的扩大显得尤为重要。

(3) 优化我国收入分配变动的政策选择。综合“横向迁移”和“纵向伸缩”的分析结果, 可以得到不同政策工具(城镇内、农村内和城乡间居民收入差距变动)对不同政策目标(曲线“横向迁移”和“纵向伸缩”)的具体影响效果(见表 2)。

表 2 不同政策工具对政策目标的影响

影响因素	δ_1^2		δ_2^2		$(\ln y_1 - \ln y_2)^2$	
	具体效果	弹性系数	具体效果	弹性系数	具体效果	弹性系数
曲线纵向伸缩	向上延伸	0.423195	向上延伸	0.587153	向上延伸	0.242139
曲线横向迁移	向右迁移	0.638703	向左迁移	0.814028	向右迁移	0.136131

根据丁伯根模型所确立的线性分析框架, 政策目标被描述为政策工具的线性函数, 于是可根据前述的计量结果建立理论模型:

$$\left\{ \begin{array}{l} K = 0.433249 + 0.638703 \delta_1^2 - 0.814028 \delta_2^2 + 0.136131 (\ln y_1 - \ln y_2)^2 + 0.582186 AR(1) \\ C - B^2 / 4A = -0.000205 + 0.423195 \delta_1^2 + 0.587153 \delta_2^2 + 0.242139 (\ln y_1 - \ln y_2)^2 + 0.316694 AR(1) \end{array} \right.$$

在这一理论模型中, 因为政策工具的数目(三个, 即 δ_1^2 、 δ_2^2 和 $(\ln y_1 - \ln y_2)^2$)要大于政策目标的数目(两个, 分别为 K 和 $C - B^2 / 4A$), 而且因为两个方程中同一解释变量的系数之商:

$$\frac{0.638703}{0.423195} \neq \frac{-0.814028}{0.587153} \neq \frac{0.136131}{0.242139}$$

所以,两个方程不存在线性相关性,根据经济政策的规范理论,在这种情况下将可以同时实现两个不同的政策目标,即在实现曲线对称轴 K 数值变小(左移)的同时,实现曲线顶点高度 C-B²/4A 的降低,问题的关键则在于相关政策工具的协调。

根据以上模型,因为 δ_2^2 的扩大一方面会引起曲线对称轴左移,另一方面又会造成曲线顶点的向上跳跃,因此会产生政策实施的抵消效应。合理的政策选择应是着重缩小城镇内部和城乡间的居民收入差距,这样将可以在实现曲线对称轴 K 左移的同时,同步实现曲线顶点高度 C-B²/4A 的收缩,从而推动我国总体居民收入分配的良性变动。

3. 经济开放对我国居民收入差距变动趋势的影响分析。根据公式(5)中所列模型,城镇内居民收入差距可以表示为城镇部门开放程度的二次函数,而农村内居民收入差距可以表示为农村部门开放程度的二次函数;假设方程中其他影响因素相对稳定,则可以建立以下回归模型: $\delta_i^2 = \alpha + \beta_0 x_i^2 + \beta_1 x_i + \epsilon_i$, 其中, δ_i^2 表示城镇内部(或农村内部)总体居民收入差距, x_i 表示城镇部门(或农村部门)的开放程度, ϵ_i 为随机扰动项。

考虑到居民收入主要取决于其所参与生产的产品价格,而经济开放对国内相同产品价格的差异化影响主要通过按国际市场价格进行的出口贸易实现,因此可分别用农产品出口比重与非农产品出口比重表示农村部门和城镇部门内部的经济开放程度。因此本文收集了 1980~2004 年间我国农产品出口额、非农产品出口额、农业总产值、非农产业总产值的相关数据,其中,农产品出口额由初级产品出口额减去非农初级产品出口额得到,非农产品出口额由出口贸易总额扣除农产品出口贸易额得到,开放程度由农产品(或非农产品)出口额与农业总产值(或非农产业产值)相除得到。具体数据来源于各年度的《中国统计年鉴》。

运用以上计算所得到的农村部门开放度 x_2 以及农村内部居民收入对数方差 δ_2^2 的相关数据进行回归分析,可得到经济开放对我国农村内部居民收入差距变动的影响方程为:

$$\delta_2^2 = -0.307734 - 54.17902x_2^2 + 12.17902x_2$$

(0.164129) (23.12064) (3.949923)

整体方程通过了 F 检验,虽然方程的解释度较低($R^2=0.581305$),但解释变量均通过了 T 检验,说明其对农村内部居民收入差距的影响是显著的, x_2^2 项的系数为负说明经济开放对农村部门居民收入差距的影响呈现出“倒 U”特征。

实证结果可以得到经验验证,因为长期以来我国一直借助于工农业产品价格“剪刀差”来筹集经济“赶超战略”实施所需的部分资金,这使得农产品价格被严重低估;而在出口贸易中,农产品价格主要由国际市场价格决定,这就使得农

村开放部门与封闭部门间的产品平均价格存在巨大差异，并由此带来两部门间的巨大收入差距；根据前述二次函数的对称轴公式，当两部门间的居民收入差距大于各自内部居民收入差距的相减值时，曲线对称轴将位于定义域 $x_2 \in [0, 1]$ 之间，表明随着农村部门经济开放程度的不断提高，农村内居民收入差距的变动将呈现出“倒 U”趋势。这也从另一角度证明了方程的合理性。

再运用城镇部门的相关数据进行回归分析，可以得到影响方程为：

$$\delta_1^2 = -0.078993 - 1.891489 x_1^2 + 1.994717 x_1$$

(0.0278713) (0.643233) (0.282377)

其中： x_1 表示城镇部门的开放程度， δ_1^2 表示城镇部门总体居民收入差距的对数方差；整体方程 F 检验值为 160.8813，通过检验， $R^2 = 0.936002$ 。虽然 x_1^2 项未通过 T 检验，但 x_1 项检验显著的事实说明对外经济的不断开放具有持续拉大城镇内部居民收入差距的作用。

这同样可以得到经验证，长期以来，我国城镇内部收入分配的平均主义倾向更甚于农村（李实，2002），由此使得城镇封闭部门内部居民收入差距极小，而在开放条件下，因为面临国际经济竞争压力，城镇开放部门内部的收入分配更充分地承认了不同居民的自然禀赋差异，这就使得其内部的居民收入差距远大于城镇封闭部门内部的居民收入差距；与此同时，由于城镇部门总体的社会保障制度更完善，劳动力流动也更自由，因此彼此之间的收入差距并不太大，这就使得城镇内居民收入差距变动的二次曲线对称轴将大于等于 1，即在定义域 $x_1 \in [0, 1]$ 内，随着经济开放度的不断提高，城镇内部居民收入差距将呈现逐步扩大的趋势。

综合以上分析，随着经济开放的推进，我国农村内居民收入差距将经历一个先扩大、后缩小的过程；而城镇内居民收入差距将持续扩大。因此经济开放将对我国整体居民收入差距的缩小产生了一定的不利影响，而要在开放条件下优化我国的收入分配结构，就必须考虑以下几点：

第一，在农村内部，逐步放弃二元结构政策，并通过经济开放纠正农产品价格体系，这样既可以避免放弃原有赶超战略所造成的城镇部门发展资金短缺，又可以推动农产品价格体系的合理化；另外，开放所带来的初期农村内居民收入差距扩大也有助于总体居民收入差距曲线对称轴的左移，从而对我国总体居民收入差距进入逐步缩小区间产生有利影响。

第二，在城镇内部，必须纠正封闭部门收入分配上的平均主义倾向，使城镇封闭部门和城镇开放部门内部的居民收入差距逐步趋于一致，这样将有利于城镇内居民收入差距曲线的对称轴逐步左移，最终避免开放条件下城镇内部居民收入差距不断扩大的趋势，并以此降低其对我国总体居民收入差距曲线对称轴“动态迁移”的不利影响。

第三，在农村内和城镇内居民收入差距都要受经济开放影响、难以直接加

以控制的条件下,应致力于缩小城乡居民收入差距,即通过放弃赶超战略,加强对农业的扶持逐步消除二元结构,推动城镇化进程。这将有助于总体收入差距曲线对称轴的左移,从而保证城镇化程度向曲线对称轴的收敛并最终使我国总体居民收入差距进入逐步缩小的区间。

4. 我国城乡收入差距的影响因素分析。根据公式(5)中最后一个方程,城乡收入差距的解释变量主要包含经济开放、城镇化进程、制度性变量以及政策性变量四类。因此可以考虑以下计量方程:

$$DIF_{it} = C + \alpha_1 OPEN_{it} + \alpha_2 OPEN_{it}^2 + \alpha_3 URB + \alpha_4 URB^2 + \sum_j \beta_j M + \sum_l \gamma_l N + \epsilon_{it}$$

其中:下标 i 和 t 分别代表第 i 个省份和第 t 年, ϵ 是残差项,DIF 用于反映城乡居民收入差距,实证中采取城市与农村居民收入水平的比值数据;OPEN 和 OPEN² 用于反映经济开放程度及其倒 U 效果,采用出口占 GDP 的比重数据,URB 和 URB² 用于反映城镇化程度及其倒 U 作用,采用非农人口占总人口的比重数据;M 用来控制制度性变量,采用家庭联产承包责任制推广进度及国有经济单位职工人数比重两项数据;N 用来控制二元政策变量,采用农业财政支出比重、工农产品价格指数比、农业贷款比重三项数据。

利用上述计量经济模型,运用我国 27 个省市的 PANEL 数据集(包含 476 个样本观测值),采用 GLS 方法得出了以下结论:经济开放对我国城乡居民收入差距的影响很可能是倒 U 型的,但这一“倒 U”型影响随时间的变动可能呈现出一定的动态特征。由于中国的制度和政策环境以及独特的地区级制度变迁过程,城镇化过程中城乡居民收入差距的“倒 U”型变动趋势只体现在了省区内部,而在中国的地区截面上并不成立。在影响我国城乡居民收入差距变动的制度性变量上,以家庭联产承包责任制为代表的农村经济体制改革的推进有利于缩小我国的城乡居民收入差距,而以国有单位精简为代表的城镇部门市场化改革则有可能同样有利于我国城乡居民收入差距的缩小。在影响城乡居民收入差距的政策性变量方面,财政支农支出的影响作用不显著,说明我国的财政支农效率有待提高;农业金融支持则对我国城乡居民收入差距的变动发挥了显著作用,但这一效应的作用形式较为复杂,在地区内部,农村金融支持力度的增强可以缩小城乡居民收入差距;而在地区截面上,农村金融支持的力度与城乡居民收入差距呈负向关系,这一特点与我国二元赶超政策条件下的金融控制有关。最后,工农业产品相对价格的降低对于我国城乡居民收入差距的缩小具有积极的促进作用。

总体而言,这一面板数据回归结果与前面各项分析较相吻合,从而进一步证实了本文所提出的双二元动态分析框架的合理性。

四、研究结论及政策建议

本文以城乡转换与经济开放的双重约束条件为基础,构建了一个双二元动态分析框架,并以此对中国改革开放以来的收入分配变动趋势进行了全面的实证检

验,其结果不仅验证了所建分析框架的合理性,也得出了许多富有意义的结论。“问题和解决问题的手段往往同时产生”,本文研究所得出的以上基本结论实际上已经蕴涵了解决相关问题的途径和对策,也提供了可资借鉴的相关政策建议:

(1)考虑到一国居民收入分配变动的“倒U”型趋势并非是铁的规律,而会受到经济发展战略和市场化改革方式的影响,并随相关条件变化呈现出一定的时间特性,因此在实践中,必须克服在经济发展初期任由居民收入差距扩大的传统思路,而要通过经济发展战略的合理规划、市场化改革的有序推进等方式,最终实现国内居民收入差距的良性变动。这一点也充分表明了最近中央提出改革收入分配制度和规范收入分配秩序的正确性和重要性。

(2)借鉴丁伯根模型所确立的线性分析框架及利用经验数据的实证,要同步实现我国居民收入分配曲线横向上的“向左迁移”以及纵向上的“向下收缩”,就必须主要借助于缩小城镇内部和城乡间居民收入差距这两个政策工具,因此我国当前提出大力推进社会主义新农村建设和完善城镇社会保障制度具有相当程度的合理性。

(3)根据面板数据集的实证分析结果,经济开放对于我国城镇内部、农村内部以及城乡间居民收入差距的变动都产生了一定程度的不利影响,而要在开放条件下实现我国居民收入分配的良性变动,就必须做到:在城镇部门内部,纠正其封闭部门内部收入分配上的平均主义倾向,逐步消除城镇封闭部门和开放部门间收入分配方式的差异,最终实现两者的趋同;在农村部门内部,应逐步放弃原有的二元结构政策,并通过对外经济开放逐步推动农产品内部价格体系的合理化;另外,为在开放条件下缩小我国的城乡居民收入差距,还必须积极推动城镇和农村部门内部经济体制改革的进程,并逐步纠正长期以来的二元赶超政策,提高财政支出效率,实现工农业产品相对比价的合理化,同时加大对农业的金融支持力度。

参考文献:

- [1]Anand and S M R Kanbur. The Kuznets process and the inequality development relationship[J]. Journal of Development Economics, 1993, 40: 25~52.
- [2]Deininger K, L Squire. Inequality and growth: Results from a new data set[J]. Journal of Development Economics, 1998, 57: 259~287.
- [3]Cline W R. Distribution and development: A survey of literature[J]. Journal of Development Economics, 1975, 1: 28~45.
- [4]G Fields, G Jakubson. New evidence on the Kuznets curve[M]. Cornell University. Mimeo, 1994.
- [5]Kuznets S. Economic growth and income inequality[J]. American Economic Review, 1945, 45: 1~28.
- [6]Bruno M, M Ravallion, L Squire. Equity and growth in developing countries: Old and new perspectives on the policy issues[R]. Policy Research Working Paper no. 1518. World Bank, 1995.

- [7] Saith A. Development and distribution: A critique of the cross-country U-hypothesis [J]. Journal of Development Economics, 1983, 13(3): 367~382.
- [8] Clarke G. More evidence on income distribution and growth[J]. Journal of Development Economics, 1995, 47(2): 403~427.
- [9] Knight J B. Explaining income distribution in less developed countries: A framework and an agenda[J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1976, 38(3):95~213.
- [10] 赵人伟. 中国居民收入分配再研究[M]. 中国财政经济出版社,1999.
- [11] 陈宗胜. 倒U曲线的“阶梯形”变异[J]. 经济研究,1994,(5):55~59.
- [12] 王检贵. 倒U现象是不是一条经济法则? ——对罗宾逊经典结论的质疑[J]. 北京: 经济研究,2000,(7):63~67.
- [13] 章奇,刘明兴,陶然. 中国的金融中介增长与城乡收入差距[R]. 北京:CCER 内部讨论稿,2003,10.
- [14] 王韧. 城乡转换、经济开放与收入分配的变动趋势——理论假说与双二元动态框架 [J]. 财经研究,2006,(2):67~77.

The Moving Trend of Chinese Residents' Income Differential ——An Empirical Analysis Based on the Dual-Binary Dynamic Framework

WANG Ren

(Tsinghua University, School of Economics and Management, Beijing 100084, China)

Abstract: To evaluate the overall moving trend and attributes of Chinese residents' income differential under the dual restriction of economy opening-up and dualistic structure switch, this paper puts forward a four sector dual-binary dynamic framework and tests its realistic applicability. The empirical results turn out to support the validity of this analytic framework and our findings indicate that the great differences between urban and rural areas are the main reasons for the inverted-U developing trend of Chinese residents' income differential, while economy opening-up significantly affecting the actual process. Essentially speaking, abolishing the two-sector policy gradually, eliminating the egalitarianism in income distribution, speeding up the process of urbanization and further promoting the economy opening-up in a good order are the preconditions for China to optimize its income distribution structure and to eliminate its income disparity step by step.

Key words: dualistic structure switch; economy opening-up; income gap; moving trend

(责任编辑 许 柏)