

# 城乡居民收入差距影响因素 及其作用的再分析

——基于“一连串事件”逻辑阐述的实证分析

曾小彬<sup>1</sup>, 刘凌娟<sup>2</sup>

(1. 广东商学院, 广东 广州 510320; 2. 招商银行广州分行, 广东 广州 510620)

**摘要:**文章基于“一连串事件”逻辑阐述的视角,通过构建多变量回归模型,对我国城乡居民收入差距影响因素及其作用进行了系统性的再分析。实证分析结果表明,影响我国城乡居民收入差距因素的作用大小依次序排序为:二元经济结构、城市化水平、经济增长水平、对外开放中资本流动性、金融发展规模、金融发展效率、农村物质存量水平、财政支出力度。这些因素可解释我国城乡居民收入差距的93.1%。二元经济结构对我国城乡居民收入差距的影响远大于其他因素的影响。

**关键词:**城乡居民收入差距;影响因素;实证分析

**中图分类号:**F046;F224.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2008)12-0118-11

Fisher在《利息理论》中指出:“收入是一连串的事件”。因影响城乡居民收入的因素无例外都会引起城乡居民收入差距的变化,故城乡居民收入差距的形成也是“一连串的事件”。本文拟将这些因素纳入统一的分析框架,就其对我国城乡居民收入差距的作用方向与作用强度作一实证分析。

## 一、实证分析模型的重构:“一连串的事件”的逻辑阐述

近年来,我国的许多经济学者从二元经济结构、农村物质资本存量规模、财政政策、金融发展规模与效率、对外开放程度、城市化水平、经济增长水平、就业结构等十分广阔的视角,对我国城乡居民收入差距扩大的原因进行了研究。我们首先将上述因素指标化,再建立以下多元线性回归模型:

$$y = C + \alpha x_1 + \beta x_2 + \gamma x_3 + \delta x_4 + \epsilon x_5 + \zeta x_6 + \theta x_7 + \kappa x_8 + \lambda x_9 + \mu x_{10} \quad (1)$$

$y$ ——消胀后城镇居民人均可支配收入和农村居民人均纯收入之比,表示城乡居民收入差距;

收稿日期:2008-09-20

作者简介:曾小彬(1949—),女,江西萍乡人,广东商学院教授;

刘凌娟(1983—),女,四川汉源人,招商银行广州分行职员。

$x_1$ ——农业比较劳动生产率与非农业比较劳动生产率之比，表示二元结构。其中，农业比较劳动生产率为第一产业 GDP 比重与第一产业劳动力比重之比；非农业比较劳动生产率为非农产业 GDP 比重与非农产业劳动力比重之比；

$x_2$ ——第一产业就业人数占总就业人数的比重，表示就业结构；

$x_3$ ——城镇总人口占全国总人口的比重，表示城市化水平；

$x_4$ ——人均 GDP 增长率，表示经济增长水平；

$x_5$ ——政府财政支出占 GDP 的比重，表示财政政策力度；

$x_6$ ——银行贷款占 GDP 的比重，表示金融发展规模；

$x_7$ ——出口占 GDP 的比重，表示对外开放中的商品流动性；

$x_8$ ——外商直接投资实际利用额占 GDP 的比重，表示对外开放中的资本流动性；

$x_9$ ——农村固定资产投资占全社会固定资产投资的比重，表示农村物质资本存量相对规模；

$x_{10}$ ——储蓄与贷款的比值，表示金融发展效率。

表 1 我国城乡居民收入变动情况(1978—2006 年)

单位:元

年份	城镇居民 人均可支配收入			农村居民 人均纯收入			城乡居民 人均收入差额		城乡居民 人均收入比	
	名义值	CPI(%)	实际值	名义值	CPI(%)	实际值	名义值	实际值	名义值	实际值
1978	343.4	100.0	343.40	133.6	100.00	133.6	209.8	209.80	2.57	2.57
1979	405.0	101.9	397.45	160.2	101.85	157.30	244.8	240.15	2.53	2.53
1980	477.6	109.5	436.16	191.3	109.56	174.61	286.3	261.56	2.50	2.50
1981	500.4	112.2	445.99	223.4	112.36	198.83	277.0	247.16	2.24	2.24
1982	535.3	114.4	467.92	270.1	114.68	235.53	265.2	232.39	1.98	1.99
1983	564.6	116.7	483.80	309.8	116.94	264.91	254.8	218.89	1.82	1.83
1984	652.1	119.9	543.87	355.3	120.12	295.79	296.8	248.08	1.84	1.84
1985	739.1	134.2	550.75	397.6	129.53	306.97	341.5	243.78	1.86	1.79
1986	900.9	143.6	627.37	423.8	137.43	308.38	477.1	318.98	2.13	2.03
1987	1 002.1	156.2	641.55	462.6	145.98	316.90	539.5	324.65	2.17	2.02
1988	1 180.2	188.5	626.10	544.9	171.49	317.74	635.3	308.36	2.17	1.97
1989	1 373.9	219.2	626.78	601.5	204.52	294.10	772.4	332.68	2.28	2.13
1990	1 510.2	222.0	680.27	686.3	213.85	320.93	823.9	359.34	2.20	2.12
1991	1 700.6	233.3	728.93	708.6	218.77	323.90	992.0	405.03	2.40	2.25
1992	2 026.6	253.4	799.76	784.0	229.00	342.36	1 243.0	457.41	2.58	2.34
1993	2 577.4	294.2	876.07	921.6	260.35	353.99	1 656.0	522.08	2.80	2.47
1994	3 496.2	367.8	950.57	1 221.0	321.22	380.11	2 275.0	570.46	2.86	2.50
1995	4 283.0	429.6	996.97	1 577.7	377.44	418.00	2 705.0	578.97	2.71	2.39
1996	4 838.9	467.4	1 035.28	1 926.1	407.23	472.98	2 913.0	562.30	2.51	2.19
1997	5 160.3	481.9	1 070.82	2 090.1	417.46	500.67	3 070.0	570.15	2.47	2.14
1998	5 425.1	479.0	1 132.59	2 162.0	413.32	523.09	3 263.0	609.50	2.51	2.17
1999	5 854.0	472.8	1 238.16	2 210.3	407.10	542.94	3 644.0	695.22	2.65	2.28
2000	6 280.0	476.6	1 317.67	2 253.4	406.71	554.06	4 027.0	763.61	2.79	2.38
2001	6 859.6	479.9	1 429.38	2 366.4	409.95	577.24	4 493.0	852.14	2.90	2.48
2002	7 702.8	475.1	1 621.30	2 475.6	408.26	606.37	5 227.0	1 014.93	3.11	2.67
2003	8 472.2	479.4	1 767.25	2 622.2	414.74	632.25	5 850.0	1 135.00	3.23	2.80

续表 1 我国城乡居民收入变动情况(1978—2006年)

年份	城镇居民 人均可支配收入			农村居民 人均纯收入			城乡居民 人均收入差额		城乡居民 人均收入比	
	名义值	CPI(%)	实际值	名义值	CPI(%)	实际值	名义值	实际值	名义值	实际值
2004	9 421.6	495.2	1 902.58	2 936.4	434.69	675.52	6 485	1 227.07	3.21	2.82
2005	10 493.0	503.1	2 085.67	3 254.9	444.27	732.64	7 238	1 353.03	3.22	2.85
2006	11 759.5	510.6	2 303.07	3 587.0	450.88	795.56	8 173	1 507.52	3.28	2.89

注:根据2007年《中国统计年鉴》、《新中国五十五年统计资料汇编》和2007年《中国金融年鉴》2007中的相关数据编制。

根据表 1,经计算与整理得出表 2。

表 2 城乡居民收入比及其影响因素数据表(1978—2006年)

年份	y	X <sub>1</sub>	X <sub>2</sub>	X <sub>3</sub>	X <sub>4</sub>	X <sub>5</sub>	X <sub>6</sub>	X <sub>7</sub>	X <sub>8</sub>	X <sub>9</sub>	X <sub>10</sub>
1978	2.570	0.164	0.705	0.179	0.124	0.308	0.508	0.046	0.002	0.141	0.114
1979	2.527	0.197	0.698	0.190	0.100	0.316	0.502	0.052	0.001	0.143	0.138
1980	2.498	0.196	0.687	0.194	0.105	0.270	0.531	0.060	0.001	0.146	0.165
1981	2.243	0.220	0.681	0.202	0.063	0.233	0.585	0.075	0.001	0.260	0.183
1982	1.987	0.234	0.681	0.211	0.073	0.231	0.597	0.078	0.001	0.268	0.212
1983	1.826	0.241	0.671	0.216	0.104	0.236	0.602	0.074	0.003	0.291	0.249
1984	1.839	0.256	0.640	0.230	0.192	0.236	0.661	0.081	0.005	0.302	0.255
1985	1.794	0.236	0.624	0.237	0.235	0.222	0.655	0.090	0.006	0.266	0.275
1986	2.034	0.239	0.609	0.245	0.122	0.215	0.739	0.105	0.007	0.263	0.295
1987	2.024	0.244	0.600	0.253	0.155	0.188	0.749	0.122	0.007	0.280	0.341
1988	1.970	0.237	0.593	0.258	0.228	0.166	0.701	0.117	0.008	0.278	0.362
1989	2.131	0.223	0.601	0.262	0.112	0.166	0.845	0.115	0.008	0.289	0.362
1990	2.120	0.246	0.601	0.264	0.082	0.165	0.947	0.160	0.009	0.275	0.403
1991	2.250	0.219	0.597	0.269	0.151	0.155	0.980	0.176	0.010	0.275	0.433
1992	2.336	0.198	0.585	0.275	0.221	0.139	0.978	0.174	0.022	0.248	0.447
1993	2.475	0.192	0.564	0.280	0.297	0.131	0.932	0.150	0.044	0.212	0.462
1994	2.501	0.213	0.543	0.285	0.349	0.120	0.844	0.216	0.059	0.206	0.529
1995	2.385	0.236	0.522	0.290	0.248	0.112	0.831	0.205	0.052	0.219	0.587
1996	2.189	0.250	0.505	0.305	0.159	0.112	0.859	0.177	0.049	0.233	0.630
1997	2.139	0.236	0.499	0.319	0.098	0.117	0.949	0.192	0.047	0.230	0.619
1998	2.165	0.230	0.498	0.334	0.059	0.128	1.025	0.180	0.044	0.208	0.617
1999	2.280	0.213	0.501	0.348	0.053	0.147	1.045	0.180	0.037	0.205	0.636
2000	2.378	0.196	0.500	0.362	0.098	0.160	1.002	0.208	0.034	0.203	0.647
2001	2.476	0.180	0.500	0.377	0.097	0.172	1.024	0.201	0.035	0.194	0.657
2002	2.674	0.170	0.500	0.391	0.090	0.183	1.091	0.224	0.036	0.184	0.662
2003	2.795	0.178	0.491	0.405	0.122	0.181	1.171	0.267	0.033	0.176	0.652
2004	2.816	0.175	0.469	0.418	0.170	0.178	1.115	0.307	0.031	0.162	0.671
2005	2.847	0.176	0.448	0.430	0.143	0.185	1.059	0.341	0.027	0.154	0.724
2006	2.895	0.158	0.426	0.439	0.140	0.192	1.009	0.368	0.026	0.461	0.782

## 二、实证检验:多变量系统的主成分回归

1. 多重共线性检验。在经济领域内的多元回归问题中,自变量之间普遍存在多重共线性。多重共线性是影响回归模型稳定性与结论可靠性的重要因

素。我们使用容忍度 Tolerance 和方差膨胀因子 VIF 对多元回归模型(1)进行诊断。经 SPSS15.0 的多元线性回归运算,得表 3。

表 3 回归系数表(Coefficients(a))

Model	未标准化模型 回归系数		标准化模型 回归系数 Beta 值	T 检验值	显著性 概率	共线性统计量	
	B 值	标准差				容忍度	方差膨胀因子
(常量)	4.850	1.658		2.925	0.009		
二元对比系数	-6.857	1.120	-0.637	-6.122	0.000	0.263	3.807
就业结构	-1.016	1.918	-0.264	-0.530	0.603	0.011	87.470
城市化水平	-2.768	2.112	-0.677	-1.310	0.207	0.011	93.961
人均 GDP 增长率	-0.613	0.376	-0.143	-1.629	0.121	0.371	2.696
政府财政支出	0.652	1.326	0.114	0.492	0.629	0.053	18.782
金融规模	0.018	0.342	0.012	0.053	0.959	0.059	16.973
出口/GDP	4.072	0.779	1.099	5.229	0.000	0.064	15.548
FDIS	4.774	3.311	0.286	1.442	0.167	0.072	13.801
农村固定资产 投资比例	-0.746	0.368	-0.160	-2.028	0.058	0.457	2.190
金融效率	-0.746	0.995	-0.479	-0.749	0.463	0.007	143.691

注:a 为被解释变量:收入比。

观测表 3 右侧的两个共线性统计量(Collinearity Statistics)——容忍度 Tolerance 和方差膨胀因子 VIF。自变量的容忍度 Tolerance 越小,该自变量与其他自变量的共线程度就越大。由表 3 可知,10 个变量中容忍度最大者为 0.457,最小者为 0.11(接近 1 比较好)。经验表明,当方差膨胀因子 VIF 不小于 10 时,该自变量与其他自变量之间存在严重的多重共线性,而我们得到的 VIF 绝大多数都超过临界值 10,其中最大者为 143.691。在计量经济学中,克服多重共线性有扩大样本容量、剔除存在多重共线性的变量、岭回归、主成分回归、偏最小二乘法等多种方法。在本文中,我们运用主成分回归方法对参数进行估计。

2. 主成分回归。主成分回归,是指通过适当的线性或非线性变换,将若干相关性较强的解释变量综合为彼此独立的新变量,再根据新变量的方差大小(代表有效信息量),选取若干方差最大的新变量(主成分)为解释变量对被解释变量进行回归。由于主成分是标准化原始变量的线性或非线性组合,具有可逆性,故可还原为原始变量的回归方程。采取主成分回归法,可在消除多重共线性的同时将高维空间分析降至低维空间分析。

主成分回归建立在主成分分析之上。将主成分分析得到的互不相关的若干主成分与因变量进行回归,得到主成分回归模型,再通过数据转换,将标准化的  $y$  及主成分,变换回原水平的  $y$  和  $X_i$ ,得到一般线形回归模型。

3. 模型的计算及分析。

(1)利用表 1 数据,对  $x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6, x_7, x_8, x_9, x_{10}$  进行因子分析的适合性检验,主要是 KMO 检验和 Bartlett 球体检验。检验结果见表 4。

表 4 KOM 测度和巴特利特球体检验 (KMO and Bartlett's Test)

KOM 测度	0.752	
巴特利特球体检验	Approx. Chi-Square	423.377
	df	45
	Sig.	0.000

KMO 值用于检验是否适用因子分析。该值若在 0.5—1.0 之间,表示适用因子分析;越接近于 1,表示越适用因子分析。表 3 的 KMO 值为 0.752,通过检验。Bartlett 值 423.377,相应的显著性概率(Sig)小于 0.001,为高度显著,数据适合使用因子分析法。

(2)将  $y, x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6, x_7, x_8, x_9$  和  $x_{10}$  标准化,生成的标准化变量表示为  $Z_y, Z_{x_1}, Z_{x_2}, Z_{x_3}, Z_{x_4}, Z_{x_5}, Z_{x_6}, Z_{x_7}, Z_{x_8}, Z_{x_9}$  和  $Z_{x_{10}}$ 。

$$\text{其中: } Z_y = (y - \bar{y}) / s_y, Z_{x_i} = (x_i - \bar{x}_i) / s_{x_i}。$$

$Z_y$  为标化因变量,  $y$  为因变量,  $\bar{y}$  为因变量均数,  $s_y$  为因变量标准差;  $Z_{x_i}$  为第  $i$  个标化自变量,  $x_i$  为第  $i$  个自变量,  $\bar{x}_i$  为第  $i$  个自变量均数,  $s_{x_i}$  为第  $i$  个自变量标准差。

(3)通过 SPSS Factor Analysis 过程,对自变量  $x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6, x_7, x_8, x_9$  和  $x_{10}$  进行主成分分析。分析结果见表 5。

由表 5 可见,当提取 3 个主成分时,累计贡献率已达到了 87.243%(通常取累计贡献率大于等于 80%的前  $k$  个成分为主成分)。同时可知三个主成分对应的特征根大小:

$$\lambda_1 = 5.966; \lambda_2 = 1.627; \lambda_3 = 1.132。$$

表 5 总方差解释 (Total Variance Explained)

主成分	主成分方差			因子提取结果		
	特征值	方差率	累计贡献率	特征值	方差率	累计贡献率
1	5.966	59.657	59.657	5.966	59.657	59.657
2	1.627	16.266	75.923	1.627	16.266	75.923
3	1.132	11.320	87.243	1.132	11.320	87.243
4	0.804	8.041	95.285			
5	0.199	1.990	97.274			
6	0.175	1.755	99.029			
7	0.051	0.510	99.539			
8	0.034	0.340	99.879			
9	0.007	0.069	99.948			
10	0.005	0.052	100.000			

提取方法:主成分分析法。

(4)求解主成分值。

表 6 主成分法提取因子载荷阵初始解(Component Matrix(a))

	主成分		
	1	2	3
二元对比系数	-0.394	0.770	0.165
就业结构	-0.982	-0.007	-0.084
城市化水平	0.945	-0.226	0.165
人均 GDP 增长率	0.129	0.541	-0.591
政府财政支出	-0.739	-0.582	0.086
金融规模	0.933	-0.061	0.100
出口/GDP	0.933	-0.122	0.121
FDIS	0.819	0.227	-0.385
农村固定资产投资比例	-0.002	0.530	0.732
金融效率	0.989	-0.003	0.078

提取方法：主成分分析法。

a 3 components extracted.

将表 6 每列值依次除以  $\sqrt{\lambda_1}$ 、 $\sqrt{\lambda_2}$ 、 $\sqrt{\lambda_3}$  得到每一个特征根对应的单位特征向量，例如：

$$e_1 = \frac{1}{\sqrt{5.966}} \begin{pmatrix} -0.394 \\ -0.982 \\ 0.945 \\ 0.129 \\ -0.739 \\ 0.933 \\ 0.933 \\ 0.819 \\ -0.002 \\ 0.989 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.161 \\ -0.402 \\ 0.387 \\ 0.053 \\ -0.302 \\ 0.382 \\ 0.382 \\ 0.335 \\ -0.001 \\ 0.405 \end{pmatrix}$$

据此可写出第一主成分 F1 的表达式：

$$F1 = -0.161 \times Z_{X_1} - 0.402 \times Z_{X_2} + 0.387 \times Z_{X_3} + 0.053 \times Z_{X_4} - 0.302 \times Z_{X_5} + 0.382 \times Z_{X_6} + 0.382 \times Z_{X_7} + 0.335 \times Z_{X_8} - 0.001 \times Z_{X_9} + 0.405 \times Z_{X_{10}} \quad (2)$$

同理可写出第二、三主成分 F2、F3 的表达式：

$$F2 = 0.604 \times Z_{X_1} - 0.005 \times Z_{X_2} - 0.177 \times Z_{X_3} + 0.424 \times Z_{X_4} - 0.456 \times Z_{X_5} - 0.048 \times Z_{X_6} - 0.096 \times Z_{X_7} + 0.178 \times Z_{X_8} + 0.415 \times Z_{X_9} - 0.002 \times Z_{X_{10}} \quad (3)$$

$$F3 = 0.155 \times Z_{X_1} - 0.079 \times Z_{X_2} + 0.155 \times Z_{X_3} - 0.555 \times Z_{X_4} + 0.081 \times Z_{X_5} + 0.094 \times Z_{X_6} + 0.113 \times Z_{X_7} - 0.362 \times Z_{X_8} + 0.688 \times Z_{X_9} +$$

$$0.073 \times Z_{x_{10}} \tag{4}$$

将经标准化变换后的变量值  $Z_x$  分别代入(2)(3)(4)式,计算出三个主成分值,见表 7。

表 7 标准化因变量和三个主成分结果

年份	Zy	F1	F2	F3	年份	Zy	F1	F2	F3
1978	0.81179	-3.89	-2.53	-1.41	1993	0.50686	1.01	1.02	-1.98
1979	0.67255	-3.98	-2.04	-0.91	1994	0.58967	1.65	1.90	-2.53
1980	0.58063	-3.50	-1.60	-0.84	1995	0.22031	1.54	1.86	-1.35
1981	-0.23299	-3.18	-0.38	0.80	1996	-0.40615	1.51	1.69	-0.34
1982	-1.05158	-3.10	0.01	0.91	1997	-0.56600	1.81	0.90	0.14
1983	-1.56366	-2.98	0.44	0.95	1998	-0.48166	1.87	0.25	0.31
1984	-1.52399	-2.59	1.30	0.54	1999	-0.11368	1.85	-0.41	0.44
1985	-1.66622	-2.16	1.02	-0.26	2000	0.19840	1.99	-0.73	0.12
1986	-0.89931	-1.80	0.42	0.64	2001	0.51125	2.14	-1.23	-0.03
1987	-0.93106	-1.40	1.00	0.63	2002	1.14194	2.46	-1.70	-0.04
1988	-1.10332	-1.42	1.47	-0.05	2003	1.52950	2.83	-1.52	-0.13
1989	-0.59033	-1.16	0.54	0.95	2004	1.59751	3.16	-1.42	-0.55
1990	-0.62699	-0.95	0.69	1.25	2005	1.69432	3.34	-1.76	-0.24
1991	-0.20948	-0.57	0.57	0.60	2006	1.84792	3.67	-0.37	2.93
1992	0.06378	-0.06	0.61	-0.54					

(5)计算一般线性回归方程的偏回归系数估计值。采用表 7 数据,将原变量重新线性组合成若干个互不相关的综合指标后,估计的线形回归方程为: $Zy = a_1 F_1 + a_2 F_2 + a_3 F_3 + u$ ,用 Eviews5.0 多次测试,最终得到如下结果:

$$Zy = 0.359 F_1 - 0.265 F_2 + 0.118 F_3 + 1.280 AR(1) - 0.570 AR(2) \\ t \quad (3.73) \quad (-2.73) \quad (1.79) \quad (7.79) \quad (-3.56) \tag{5}$$

$$R^2 = 0.944 \quad AdjustR^2 = 0.931 \quad F = 71.105 \quad DW = 2.284$$

取  $\alpha = 0.05$ ,查 F 分布表,得临界值  $F_{0.05}(3,27) = 4.60$ ,  $F = 71.105 > 4.60$ ,通过了 F 检验;查 t 分布表,得临界值  $t_{\alpha/2} = t_{0.025} = 1.703$ ,  $t = 3.73 > 1.703$ ,通过了 t 检验;DW 值为 2.284,通过了 DW 检验。调整后的判定系数为 0.931,表明城乡居民收入比的总变差中有 93.1% 可以通过这 3 个解释变量的变化得到解释。加入 AR 项是为了处理自相关,AR(1)消除一阶自相关,AR(2)消除二阶自相关;经主成分分析后得到的新综合指标 F1、F2 和 F3 不存在多重共线性。上述模型有效。再将(2)、(3)、(4)式代入(5)式,可计算得到由标化线性回归方程转换而来的一般线性回归方程:

$$Zy = -0.200Z_{x_1} - 0.152Z_{x_2} + 0.204Z_{x_3} - 0.160Z_{x_4} + 0.022Z_{x_5} + \\ 0.161Z_{x_6} + 0.176Z_{x_7} - 0.030Z_{x_8} - 0.029Z_{x_9} + 0.155Z_{x_{10}} \tag{6}$$

标化偏回归系数转换为偏回归系数的计算公式为:

$$b_i = b_i^* \sqrt{\frac{L_{yy}}{L_{x_i x_i}}} \quad (i=1,2,\dots,p) \tag{7}$$

式中： $b_i^*$  为标化线性回归方程的第  $i$  个偏回归系数； $b_i$  为一般线性回归方程的第  $i$  个偏回归系数； $L_{yy}$  为  $y$  的离均差平方和； $L_{x_i x_i}$  为  $x_i$  的离均差平方和。经计算、整理，得到一般线性回归方程的偏回归系数估计值，见表 8。

表 8 一般线性回归方程的偏回归系数估计表

变量	二元对比系数	第一产业就业数/总就业数	城镇人口/总人口	人均 GDP 增长率	政府财政支出/GDP	银行贷款/GDP	出口/GDP	FDI/GDP	农村固定资产投资/全社会固定资产投资	储蓄/贷款
	$x_1$	$x_2$	$x_3$	$x_4$	$x_5$	$x_6$	$x_7$	$x_8$	$x_9$	$x_{10}$
回归系数	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	$\beta_6$	$\beta_7$	$\beta_8$	$\beta_9$	$\beta_{10}$
估计值	-2.14	-0.584	0.834	-0.687	0.126	0.250	0.652	0.502	-0.135	0.241

4. 计算结果分析。由计算结果可知，我们选取的 10 个自变量可以解释我国城乡居民收入比的 93.1%。且从表 8 可以看到，我国城乡居民收入差距的影响因素按弹性绝对值的大小排序：二元对比系数  $x_1$  (2.14) > 城镇人口/总人口  $x_3$  (0.834) > 人均 GDP 增长率  $x_4$  (0.687) > 出口/GDP  $x_7$  (0.652) > 第一产业就业人数/总就业人数  $x_2$  (0.584) > FDI/GDP  $x_8$  (0.502) > 银行贷款/GDP  $x_6$  (0.250) > 储蓄/贷款  $x_{10}$  (0.240) > 农村固定资产投资/全社会固定资产投资  $x_9$  (0.135) > 政府财政支出/GDP  $x_5$  (0.126)。

### 三、实证结果的经济意义解释

由我国城乡居民收入差距影响因素的多变量实证检验结果可得出如下分析诠释：

排在第一位的是二元对比系数  $x_1$ ，其偏回归系数为 -2.14，表明二元经济结构与我国城乡居民收入差距负相关，即二元经济结构越严重，城乡居民收入差距就越大。同时，其偏回归系数绝对值远远大于排在第二位的影响因素的偏回归系数 (0.834)，足以显示二元经济结构对我国城乡居民收入差距影响的重要程度。我们认为，二元经济结构的强化之所以会扩大城乡居民收入差距，主要原因在于由二元经济结构所派生的就业机会、社会福利机会的不均等进而收益机会的不均等，以及工农业产品的剪刀差所导致的城乡居民利益关系的扭曲等。

排在第二位的是城镇人口/总人口  $x_3$ ，其偏回归系数为 0.834，表示城市化水平与城乡居民收入差距正相关，也就是说，现阶段城市化水平的提高拉大了城乡居民收入差距。曾国平、王韧经实证研究后指出，城市化与我国城乡居民收入差距的变动基本符合“倒 U”型假说的推定 (2006 年)。本文的实证分析结果则表明，我国目前正处于倒“U”型的前半段，即城市化发展会拉大城乡居民收入差距的阶段。这意味着我国现阶段的城市化在一定程度上还是靠牺

牲农村、农业的发展来支撑的。这种状况在经济不够发达的时期具有必然性,有待国家的财力提高到足以支撑城市与乡村、工业与农业协调发展时才有可能改变。

排在第三位的是人均 GDP 增长率( $x_4$ ),其偏回归系数为-0.687,与城乡居民收入差距负相关。也就是说,经济增长水平越高,城乡居民之间的收入差距越小,且这一趋势 20 世纪 90 年代后有所加强(陆丁,2002 年)。诺贝尔经济学奖获得者库兹涅茨通过对印度、锡兰、波多黎各、英国、美国等有关资料的统计分析,1954 年曾就经济增长与收入差距的变动关系指出:“收入分配不平等的长期趋势可以假设为:在前工业文明向工业文明转移的经济增长早期阶段会迅速扩大,尔后是短暂的稳定期,然后在增长的后期阶段会逐渐缩小。”诺贝尔经济学奖获得者丁伯根的研究也表明,收入差距在发展中国家不断扩大而在发达国家不断缩小。继库兹涅茨之后,阿德尔曼和莫里斯对一些发展中国家经济发展不同阶段的收入分配状况进行了分析。他们的研究也证实了发展中国家在工业化初期阶段,收入分配呈现明显的不平等特征。本文的实证分析结果则表明,我国已越过城乡居民收入差距与经济增长正相关阶段,开始进入负相关阶段。

排在第四位的是出口占 GDP 的比重( $x_7$ ),其偏回归系数为 0.652,表明对外开放中商品流动程度与城乡居民收入差距正相关。排在第六位的是外商直接投资实际利用额占 GDP 的比重( $x_8$ ),其偏回归系数为 0.520,表明对外开放中的资本流动程度与城乡居民收入差距正相关。也就是说,现阶段无论是对外开放中商品流动的增强,还是对外开放中资本流动的增强,均拉大了城乡居民收入差距。曾国平、王韧曾(2006)利用计量经济模型,运用我国 27 个省市的面板数据集(包含 476 个样本观测值),采用 GLS 方法,实证了对外开放度的提高对中国城乡居民收入差距变动具有“倒 U”型影响。本文的实证分析结果表明我国正处于“倒 U”型曲线的前期阶段。我们认为,现阶段对外开放度的提高之所以会扩大城乡居民收入差距,其主要原因在于我国现阶段城市区域的对外开放的发展速度大大快于农村区域的对外开放速度,这种发展速度的差异无疑会使城市居民获得更多的机会收益,进而拉大城乡居民的收入差距。

排在第五位的是第一产业就业人数占总就业人数的比重( $x_2$ ),其偏回归系数为-0.584,表明第一产业就业人数占总就业人数的比重与城乡居民收入差距负相关。也就是说,现阶段第一产业劳动力向第二、三产业转移扩大了城乡居民收入差距。我国现阶段农村剩余劳动力向第二、三产业转移具有以下两种情形:一是转移者的农村居民身份转变为城镇居民身份;二是转移者仅属季节性外出打工,仍然保留农村居民身份。既然前者已属城镇居民,其收入的获得便不再直接反映为农村居民收入的增加;后者仍属农村居民,其打工收入虽会增加农村居民的收入,但在农村剩余劳动力大量存在与资本替代劳动趋势所导致的劳动力

市场竞争加剧和农村打工者处于竞争劣势的情形下,农村打工者的收入增长速度会低于城镇居民收入的增长速度,进而拉大城乡居民收入差距。

排在第七位的是银行贷款与 GDP 的比值( $x_6$ ),其偏回归系数为 0.250,表明金融发展规模与城乡居民收入差距正相关。排在第八位的是储蓄与贷款的比值( $x_{10}$ ),其偏回归系数为 0.240,表明金融发展效率与城乡居民收入差距正相关。现阶段金融发展规模的扩大与金融发展效率的提高,之所以会拉大城乡居民收入差距,我们认为,主要原因在于现阶段我国金融发展的城乡失衡与金融资源配置的明显的城市化倾向。王兴力、刘颖(2002)从城乡地区获取信贷和投资有别的角度考察了城乡收入差距的存在。Greenwood 和 Jovanovic(1990)则通过研究金融发展、经济增长和收入分配动态演化间的关系,得出了在经济和金融发展的早期,由于收益率的差别,穷人和富人的收入差别会有所扩大的结论。

排在第九位的是农村固定资产投资占全社会固定资产投资的比重( $x_9$ ),其偏回归系数为-0.135,表明农村物质资本存量水平与城乡居民收入差距负相关,加大对农村物质资本的投入有利于缩小城乡居民收入差距。这是因为加大农村物质资本的投入,会加强农村与农业基础设施建设,改善农村生产条件和提高农业生产能力,进而提高农村居民的收入能力和收入水平。

排在第十位的是财政支出占 GDP 的比重( $x_5$ ),其偏回归系数为 0.126,表明财政支出力度与城乡居民收入差距正相关。现阶段政府财政支出力度的加大之所以会扩大城乡居民收入差距,我们认为,主要原因在于现阶段我国的财政支出重城镇轻农村,农村支出占财政支出的比重过低。在这种支出结构下,政府财政支出力度的加大,非但不会缩小城乡居民收入差距,反而有可能扩大城乡居民收入差距。

综上所述,我国现阶段城乡居民收入差距的扩大是诸多因素共同作用的结果。在这诸多因素中,有客观因素,也有主观因素,有历史性因素,也有现实性因素。因为现阶段城乡居民收入差距与一系列客观的、历史的因素相关,所以不能无视客观、历史条件的制约,提出不切实际的缩小城乡居民收入差距的任务。同时,因为现阶段城乡居民收入差距也与一系列主观的、现实的因素相关,所以在缩小城乡居民收入差距方面,我们并不是要毫无作为,而是要通过充分发挥主观能动性,进行制度的合理设计和政策的科学安排,以加速向城乡居民共同富裕的目标逼近。

参考文献:

- [1]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.
- [2]戴枫. 贸易自由化与收入不平等——基于中国的经验研究[J]. 世界经济研究,2005,(10).
- [3]王韧. 中国城乡收入差距变动的成因分析:兼论“倒 U”假说的适用性[J]. 统计研究,2006,(4):14—19.
- [4]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.
- [5]曾颖敏,王华. 城市倾向的经济政策和城乡收入差距[J]. 当代经济,2006,(12).

## Re-analysis on Influencing Factors of the Income Gap between Urban and Rural Residents in China and Their Effects: An Empirical Analysis Based on the Logic Explanation of “a Series of Events”

ZENG Xiao-bin<sup>1</sup>, LIU Ling-juan<sup>2</sup>

(1. *Guangdong University of Business Studies, Guangzhou 510320, China*

2. *Guangzhou Branch, China Merchants Bank, Guangzhou 510620, China*)

**Abstract:** Based on the logic explanation of “a series of events”, this paper constructs a multi-variable regression model and then systematically re-analyzes the influencing factors of the income gap between urban and rural residents in China and their effects. The results of the empirical analysis show that the influencing factors ordered by the levels of their effects on the income gap between urban and rural residents in China are the dual economic structure, the level of urbanization, the level of economic growth, the capital mobility in opening up to the outside world, the scale of financial development, the efficiency of financial development, the stock levels of rural materials, financial expenditure level. These factors can explain 93.1 percent of the income gap between urban and rural residents in China. The effect of the dual economic structure on the income gap between urban and rural residents in China is largest among these influencing factors.

**Key words:** income gap between urban and rural residents; influencing factors; empirical analysis (责任编辑 许 柏)