

Review on Public Finance & Economics

財政經濟評論

中南财经政法大学财税研究所 编
湖北财政与发展研究中心

2009年·下卷



经济科学出版社
Economic Science Press

2009 年 · 下卷

No. 2 2009

Review on Public Finance & Economics

財政經濟評論

中南财经政法大学财税研究所 编
湖北财政与发展研究中心

经济科学出版社

图书在版编目 (CIP) 数据

财政经济评论. 2009 年·下卷 / 中南财经政法大学财税研究所, 湖北财政与发展研究中心编. —北京: 经济科学出版社, 2009. 12

ISBN 978 - 7 - 5058 - 8915 - 6

I. 财… II. ①中…②湖… III. 经济 - 文集 IV. F - 53

中国版本图书馆 CIP 数据核字 (2009) 第 229367 号

责任编辑: 白留杰 白 炜

责任校对: 杨 海 王肖楠

版式设计: 代小卫

技术编辑: 李长建

财政经济评论

2009 年·下卷

中南财经政法大学财税研究所 编
湖北财政与发展研究中心

经济科学出版社出版、发行 新华书店经销

社址: 北京市海淀区阜成路甲 28 号 邮编: 100142

教材编辑中心电话: 88191354 发行部电话: 88191540

网址: [www. esp. com. cn](http://www.esp.com.cn)

电子邮箱: [espbj3@ esp. com. cn](mailto:espbj3@esp.com.cn)

北京密兴印刷厂印装

787 × 1092 16 开 12 印张 250000 字

2009 年 12 月第 1 版 2009 年 12 月第 1 次印刷

ISBN 978 - 7 - 5058 - 8915 - 6 定价: 25.00 元

(图书出现印装问题, 本社负责调换)

(版权所有 翻印必究)

財政經濟評論

Review on Public Finance & Economics

编委会名单

学术顾问（以姓氏笔画为序）

马国强	王亘坚	丛树海	许毅	许建国
刘邦驰	陈共	何盛明	何振一	吴俊培
张馨	姜维壮	贾康	高培勇	梁尚敏

编辑委员会主任

杨灿明

编辑委员会副主任

陈志勇 庞凤喜

编辑委员会委员

陈光焱	王金秀	侯石安	叶汉生	刘孝诚
艾华	甘行琼	李大明	刘京焕	

《财政经济评论》编辑组

主 任：庞凤喜（兼）

编 辑：	李波	李景友	高亚军	薛钢
	程黎	王银梅		

目 录

财政理论

中国收入分配不平等的分解

——2008 年调查数据的分析

..... 杨灿明 孙群力 (1)

地方财政支出运行现状的调查与分析

..... 熊 英 (16)

地方政府发债的基础法律条件

..... 邢会强 (38)

税收理论与税制建设

我国环境税制设计研究

..... 丁 芸 (51)

涉农税收政策研究

..... 马克和 侯 伟 (63)

政府间横向税收竞争的博弈分析及效应分析

..... 潘明星 (90)

我国开征社会保障税的制度障碍

..... 孙 静 (101)

财税法制

中国—东盟自由贸易区所得税协调问题研究
..... 张智勇 (107)

论我国农业税费改革之政治启动与经济治理
..... 许多奇 (120)

优惠税制国际协调与规制的法律实践及其发展趋势
..... 蔡庆辉 (134)

税收实践

对中国反避税监管的几点思考：国际反避税实践经验的借鉴
..... 谢英峰 (159)

上市公司薪酬激励与经理人税收筹划努力
..... 解洪涛 (176)

中国收入分配不平等的分解*

——2008 年调查数据的分析

杨灿明 孙群力

摘要: 本文使用 2008 年的调查数据,采用基于回归的收入不平等的分解方法,研究了影响收入分配的因素及其对不平等的贡献。研究发现,无论是在城乡之间、地区之间还是在不同行业之间,人力资本和政治资本都有较高的收入回报率。此外,回归分解的结果表明,受教育年限是影响收入不平等的一个重要因素,且具有较稳定的解释能力,其对收入不平等的贡献在 6% 左右。

一、引言

改革开放以来,我国经济高速增长,个人收入大幅提高,同时也伴随着收入差距的不断扩大和收入不平等程度的不断上升。根据我们的调查数据计算出来的基尼系数为 0.456,从国际比较来看,已达到一个相对较高的水平。不断扩大的收入分配差距引起了社会各界的广泛关注,对经济的持续增长、社会公正与稳定都提出

* 本文为作者向中国财政学会 2009 年年会提交的论文。本文的研究得到了教育部重大攻关项目“规范收入分配秩序研究”(批准文号:07JZD0011)的资助。

了挑战。影响收入分配的原因有很多,不仅与所有制结构、市场结构、地域环境等密切相关,还与人力资本、政治资本、职业、个人地位等紧密相关。

对中国收入分配及不平等的研究文献甚多。中国的经济体制改革在为经济高速增长提供有效制度保障的同时,也意味着激励机制和分配制度的改变,其结果是中国居民收入分配格局的演变和收入差距的扩大。^①

Bian 和 Zhang 利用 1988 年和 1995 年的调查数据,研究了在市场化进程中,中国城市的收入分配。研究发现,在由计划经济向市场经济转轨进程中,垄断部门和竞争部门之间个人收入差距扩大,党员身份和干部身份等政治资本使收入回报提高,个人技能和教育等人力资本的收入回报不断提高,且在劳动力市场和资本市场,政治地位和人力资本的收入回报进一步提高。张车伟和薛欣欣利用微观调查数据,采用 Oaxaca 和 Blinder 分解的方法,^②对我国国有部门与非国有部门的工资差异进行了实证研究。通过对工资差异进行分解,发现我国国有部门的工资优势中有 80% 以上来自于人力资本的优势。李实和丁赛采用 Mincer 方法,^③利用抽样调查数据对 1990 ~ 1999 年我国城镇的个人教育收益率的动态变化进行了经验估计,从中发现个人教育收益率是逐年上升的,十年间上升了近 3 倍。并认为教育对收入增长的影响作用在很大程度上是通过就业途径的选择来实现的,且不同所有制单位之间存在着较为显著的差异,不同地区之间也有一定的差异。郝大海和李路路^④以社会主义国家经济转型的学术争论为出发点,根据 2003 年全国综合社会调查城镇部分的数据资料,通过构建收入的区域差异模型,检验了区域差异、人力资本、个人特征、政治资本以及国家垄断等因素对收入差异的作用。并特别强调“区域差异改革”和“国家垄断部门”两种策略对个人收入差异的影响。

Qin 等^⑤利用中国 1992 ~ 2003 年的省际面板数据,研究了收入不平等对经

① Khan, A. R. and Carl, R., Income Inequality in China: Composition, Distribution and Growth of Household Income, 1988 to 1995. *The China Quarterly*, Vol. 154, 1998, pp. 221 - 253; Yang, D. T., Urban-Biased Policies and Rising Income Inequality in China. *American Economic Review Papers and Proceedings*, Vol. 89, No. 2, 1999, pp. 306 - 210; Coes, D. V., Income distribution trends in Brazil and China: Evaluating absolute and relative economic growth. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 48, 2008, pp. 359 - 369; Wan, Guanghua and Zhang Xiaobo, Rising inequality in China. *Journal of Comparative Economics*, Vol. 34, No. 4, 2006, pp. 651 - 653.

② Oaxaca, R. L., 1973, Male-Female Wage Differential in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, Vol. 14, No. 3, 1973, pp. 693 - 709; Blinder, A. S., Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *Journal of Human Resources*, Vol. 8, No. 4, 1973, pp. 436 - 455.

③ 李实、丁赛:《中国城镇教育收益率的长期变动趋势》,载《中国社会科学》2003 年第 6 期; Mincer, J. *Schooling Experience and Earnings*. New York: Columbia University Press, 1974.

④ 郝大海、李路路:《区域差异改革中的国家垄断与收入不平等——基于 2003 年全国综合社会调查资料》,载《中国社会科学》2006 年第 2 期。

⑤ Qin, D., Cagas, M. A., Ducanes, G., He, X., Liu, R., Liu, S., Effects of income inequality on China's economic growth, *Journal of Policy Modeling*, Vol. 31, 2009, pp. 69 - 86.

济增长的影响,其结果表明,无论是城乡内部还是城乡之间,收入不平等与经济增长之间的关系是显著负相关的,且当城乡收入差距最小的时候,经济增长率最高。Wu 和 Perloff^①对中国城乡 1985~2001 年的数据研究表明,农村收入不平等程度高于城市,但城市不平等程度上升较快。邢春冰^②考察了不同所有制企业的工资决定机制,认为教育回报率在民营部门增加得较为明显,在其他部门则没有增加的迹象。白雪梅^③利用中国 1982~2000 年的数据对中国的经验研究表明,教育与收入不平等之间不仅存在密切关系,且这种关系比较稳定,并且认为平均受教育年限的增加不是降低而是提高了收入的不平等程度。

在以往的研究中,通常用基尼系数来衡量总体的收入差距,然而基尼系数并不能说明造成收入差距的原因;泰尔指数尽管能按不同人群组进行组间和组内的收入差距分解,但同样也不能解释导致这种差距的原因;而回归分析虽然能够说明个人特征、政治资本、职业等因素对收入的影响,但并不能解释各因素对收入不平等的贡献。因此,本文将研究不同因素对收入分配的影响,并在此基础上分析各因素对收入不平等的贡献。

为了解释不同因素对收入不平等的贡献,Oaxaca 和 Blinder 最早采用回归方法研究了男女职工的收入差异和导致收入差异的原因,并量化了个人经验、受教育程度等因素对工资收入不平等程度的贡献。^④ John、Murphy 和 Pierce 则进一步扩展了他们的方法,使得分解得以建立在两个群体间收入变量的整个分布差别中,研究的结果表明,个人技能和教育是男女收入差异的主要原因。^⑤ 在近期的研究中,Morduch 和 Sicular 采用一个标准的线性收入决定方程,通过回归分解方法,研究了中国农村的收入差距。^⑥ Fields、Yoo 和 Fields 则采用半对数收入决定函数,分别研究了多种因素对韩国和美国收入差距的影响。^⑦ 再

① Wu, X., Perloff, J. M., China's Income Distribution, 1985~2001, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 87, No. 4, 2005, pp. 763~775.

② 邢春冰:《不同所有制企业的工资决定机制考察》,载《经济研究》2005年第6期。

③ 白雪梅:《教育与收入不平等:中国的经验研究》,载《管理世界》2004年第6期。

④ Oaxaca, R. L., Male-Female Wage Differential in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, Vol. 14, No. 3, 1973, pp. 693~709; Blinder, A. S., Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *Journal of Human Resources*, Vol. 8, No. 4, 1973, pp. 436~455.

⑤ Juhn, C., Murphy, K. M., Pierce, B., Wage Inequality and the Rise in Returns to skill. *Journal of Political Economy*, Vol. 101, No. 3, 1993, pp. 410~442.

⑥ Morduch, J. and Sicular, T., Rethinking inequality decomposition, with evidence from rural China. *The Economic Journal*, Vol. 112, 2002, pp. 93~106.

⑦ Fields, G. S. and Yoo, G., Falling Labor Income Inequality in Korea's Economic Growth: Patterns and Underlying Causes. *Review of Income & Wealth*, Vol. 46, No. 2, 2000, pp. 139~159; Fields, G. S., Accounting for Income Inequality and its change: a new method, with application to the distribution of earnings in the United States. *Research in Labor Economics*, Vol. 22, 2003, pp. 1~38.

就是 Shorrocks 提出的基于夏普里值的分解方法,它适合任意不平等指数的分解,且充分考虑了回归中常数项和残差的处理,Wan 和 Zhou 以及万广华在此基础上针对中国的收入不平等,进行了很多开拓性的研究,为收入不平等的分解提供了新的视角。^① 尽管 Morduch 和 Sicular 以及 Fields 和 Yoo 的基于回归的分解方法受到了 Wan 的质疑,^② 但他们的方法还是得到了不少的应用,如岳希明等利用 Morduch 和 Sicular 提出的方法,针对 1995 年和 2002 年住户调查数据,并分别采用基尼系数和泰尔指数作为衡量收入不平等的指标,分析了中国个人收入差距及其变动,发现教育已经成为不平等的重要贡献因素,而地理位置仍然是收入不平等的最为重要的决定因素。^③ 而 Yu 和 Tsui 则利用 Fields 的方法研究了中国省际财政差距以及不同因素对各地区财政不平等的贡献。^④

在本文的研究中,将采用 Fields^⑤ 提出的基于回归的分解方法,研究个人特征、人力资本、政治资本、行业分割、地区差距、城乡差距等因素对收入分配的影响程度及其对不平等的贡献。本文余下的内容安排为:第二部分对数据来源及变量进行了说明;第三部分采用基于回归的分解方法,分析了各因素对收入分配的影响及其对收入不平等的贡献;第四部分是本文的结论。

二、数据来源及变量说明

本文数据来自于教育部《规范收入分配秩序》课题组 2008 年夏季的抽样问卷数据。调查范围包括 28 个省市区(不含新疆、西藏和四川),调查对象

① Shorrocks, Anthony F., *Decomposition Procedures for Distributional Analysis: A Unified Framework Based on the Shapley Value*. Unpublished Manuscript, Department of Economics, University of Essex, 1999; Wan, Guanghua, Accounting for income inequality in rural China: a regression-based approach. *Journal of Comparative Economics*, Vol. 32, No. 2, 2004, pp. 348 - 363; Wan, Guanghua, Zhou, Zhangyue, Income inequality in rural China: Regression-based decomposition using household data. *Review of Development Economics*, Vol. 9, No. 1, 2005, pp. 107 - 120; 万广华:《经济发展与收入不平等:方法与证据》,上海人民出版社 2006 年版。

② Wan, Guanghua, Accounting for income inequality in rural China: a regression-based approach. *Journal of Comparative Economics*, Vol. 32, No. 2, 2004, pp. 348 - 363.

③ 岳希明、史泰丽、李实、别雍·古斯塔夫森:《中国个人收入差距及其变动的分析》,载李实、史泰丽、别雍·古斯塔夫森主编:《中国居民收入分配研究Ⅲ》第 3 章,北京师范大学出版社 2008 年版。

④ Yu, Q. and Tsui, K., Factor decomposition of sub-provincial fiscal disparities in China. *China Economic Review*, Vol. 16, 2005, pp. 403 - 418.

⑤ Fields, G. S., Accounting for Income Inequality and its change: a new method, with application to the distribution of earnings in the United States. *Research in Labor Economics*, Vol. 22, 2003, pp. 1 - 38.

包括城市和农村, 以及不同行业、不同单位的居民个人收入, 共 3 414 个有效样本。不同人群组的描述性统计分析如表 1 所示。

表 1 按不同群体划分个人收入调查数据描述性统计结果 单位: 元

群组	分类	样本数	所占比例 (%)	平均工资收入	平均总收入
全国		3 414	100.00	29 064.37	37 741.98
区域	东部地区	909	26.63	33 987.8	43 899.76
	中部地区	1 920	56.24	28 050.82	37 340.95
	西部地区	585	17.14	24 740.61	29 489.94
城乡	城市	3 006	88.05	30 336.83	38 956.93
	农村	408	11.95	19 689.3	28 790.62
行业	垄断行业	291	8.52	48 936.97	58 070.31
	非垄断行业	3 123	91.48	27 212.65	35 847.79
受教育程度	小学以下	30	0.88	15 913.33	29 557.5
	小学毕业	60	1.76	24 353.65	25 728.65
	初中毕业	377	11.04	19 931.28	25 816.27
	高中毕业	900	26.36	25 426.84	34 800.89
	专科毕业	938	27.48	26 640.53	34 481.92
	本科毕业	976	28.59	34 803.13	43 500.63
	研究生毕业	133	3.90	59 640.68	79 447.18
政治面貌	党员	1 369	40.10	35 373.33	43 681.7
	民主党派	60	1.76	24 173.67	28 195.52
	无党派	1 985	58.14	24 861.08	33 934.07
行政职务	局级以上	40	1.17	59 441.72	89 810.07
	副局级	57	1.67	45 792.25	82 939.91
	正处级	148	4.34	46 350.87	59 691.98
	副处级	157	4.60	36 202.59	44 495.56
	正科级	393	11.51	36 931.49	44 184.04
	副科级	488	14.29	28 063.47	33 572.1
	副科级以下	2 131	62.42	25 098.61	33 300.52

续表

群组	分类	样本数	所占比例 (%)	平均工资 收入	平均总收入
就业部门	党政机关	596	17.46	32 774.4	38 413.06
	事业单位	1 228	35.97	27 065.35	33 675.91
	中央企业	177	5.18	52 364.33	68 010.28
	省属国企	140	4.10	34 766.02	45 043.54
	市属国企	207	6.06	30 731.3	41 635.97
	集体企业	115	3.37	21 232.4	27 329.3
	私营企业	417	12.21	26 990.52	42 786.78
	外资企业	85	2.49	29 729.41	39 087.28
	其他企业	74	2.17	22 372.57	25 834.73
	自营经商	111	3.25	33 189.19	48 600.4
	第三部门	66	1.93	25 387.21	26 655.77
	务农	98	2.87	8 926.224	13 132.09
	其他单位	100	2.93	18 451.78	29 803.31

注：工资收入包括基本工资、奖金、补贴 3 项，总收入由工资收入、经营性收入、投资收入、财产收入、利息收入、转移性收入、个人禀赋收入、遗产和继承收入、赠与收入和其他收入等 10 项构成。

资料来源：教育部《规范收入分配秩序》课题组 2008 年夏季的抽样问卷数据。

表 1 的结果表明：（1）从地区差距和城乡差距来看，东部地区的收入最高，西部地区的收入最低；城市居民收入明显高于农村居民的收入。其中，东部地区的平均工资是西部地区的 1.37 倍，是中部地区的 1.21 倍；而总收入东部地区是西部地区的 1.49 倍，是中部地区的 1.18 倍。而城市的平均工资和平均收入分别是农村居民的 1.54 倍和 1.35 倍。（2）从受教育程度方面考察，个人接受教育的程度不同对收入的影响往往很大，受教育程度越高，其收入越高。（3）通过考察个人的政治身份，发现党员收入高于非党员的收入；担任一定行政职务的干部收入要高于一般职员收入，且职位越高，其收入越多。其中，担任局级及以上领导职务的总收入是没有行政级别的职工总收入的 2.7 倍。（4）从行业分割来看，垄断性行业的收入高于竞争性行业；党政机关、事业单位、国有企业等国有部门的收入要高于非国有部门的收入。其中，垄断行业的工资收入和总收入分别是竞争性行业的 1.8 倍和 1.62 倍。

表 2 给出了用于回归分解的变量说明，在进行 OLS 回归分析时，取总收

人的对数。

表 2 变量说明及描述性统计分析

变 量	样本数	均值	标准差
总收入 (Y)	3 414	37 741.98	75 830.01
总收入对数 (lnY: 被解释变量)	3 389 ^①	10.19	0.75
解释变量			
受教育年限 ^② (educ)	3 414	13.70	2.99
年龄 (age)	3 414	38.27	9.38
性别 (gender = 1: 男性)	3 414	0.56	0.50
党员 (Party = 1: 党员)	3 414	0.40	0.49
干部 ^③ (cadre = 1: 干部)	3 414	0.38	0.48
行业 (monopoly = 1: 垄断行业)	3 414	0.09	0.28
地区 ^④ (coast = 1: 沿海)	3 414	0.29	0.45
城乡 (urban = 1: 城市)	3 414	0.88	0.32

注: ①由于存在收入为负的情况 (如个人投资亏损大于总收入), 取对数后从而使有效样本减少。

②受教育年限分别为: 小学以下 = 0、小学毕业 = 6、初中毕业 = 9、高中 (含中专、技校) 毕业 = 12、大专毕业 = 15、本科毕业 = 16、研究生及以上毕业 = 19。

③所有副科级以上定义为干部。

④由于回归分解是按两个不同的人群组进行的, 因此, 我们将 28 个省市区分为沿海和内陆两个区域。

根据 Mincer^① 的观点, 教育程度表明生产性知识和技能水平, 即教育回报的基础是生产者和管理者对企业生产力的促进作用, 这种回报是企业对人力资本的报酬。而共产党员表示个人的政治归属, 领导职务则表明在经济组织中参与或影响分配决策的能力。^② 因此, 我们把个人的人力资本用受教育年限或受教育程度来表示。此外, 调查数据中还包含了表示个人特征的一些指标, 如用性别来分析收入的性别差异; 由于调查数据中没有个人工作经历数据, 在此, 用年龄作为工作经历的代理变量。个人政治资本由共产党员身份以及是否担任

① Mincer, J., *Schooling, Experience and Earnings*. New York: Columbia University Press, 1974.

② 边燕杰、张展新: 《市场化与收入分配——对 1988 年和 1995 年城市住户收入调查的分析》, 载《中国社会科学》2002 年第 5 期。

领导职务这两个指标来表示,在调查数据中,具有副科级及以上职务的调查对象被认为是担任了领导职务。

由于不同行业存在产业分割,因此,在调查时,特意设置了被调查者是否在垄断行业就业。这里的垄断行业是指电力、电信、邮政、水电气供应部门、铁路、民航、石油石化、天然气、烟草、金融、保险、盐业专卖等行业,除此之外,其他行业则为竞争性行业。

最后,为了说明地区差异、城乡差异对收入分配的影响,我们分别设置了表示地区(沿海与内陆地区,其中沿海地区包括:北京、上海、天津、广东、浙江、江苏、福建、山东、辽宁、河北、海南、广西 12 个省区市)和城乡的虚拟变量。

三、分析方法与检验结果

1. 分析方法。分析过程分为两个步骤:(1)通过回归方法识别个人特征、政治资本和结构因素等对收入不平等的影响。(2)将整体收入差距分解成各因素对它的贡献。

设回归方程为:

$$\ln Y = \alpha + \sum_j \beta_j x_j + \varepsilon \quad (1)$$

在式(1)中, $\ln Y$ 是收入的对数,是被解释变量; x_j 为解释变量,表示影响收入的各种因素,如教育年限、年龄、性别、党员身份、职务等; β_j 为回归系数; ε 为误差项。

通过对收入决定方程式(1)的估计,援引近期由 Morduch 和 Sicular 以及 Fields 发展的基于回归的分解方法,^①在数量上确定各解释变量对收入不平等的贡献。为了表示方便,我们将(1)式写成:

$$\ln Y = a'Z \quad (2)$$

或写成:

$$\ln Y = \sum_{j=1}^{J+2} a_j Z_j \quad (3)$$

其中, $a = [\alpha, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_J]$, $Z = [1x_1, x_2, \dots, x_J, \varepsilon]$ 。

接下来计算每一项收入对总收入不平等的贡献,或根据收入来源进行收入不平等的分解。由于式(3)具有与总收入等于各项收入之和的可叠加的表示

^① 在 Morduch 和 Sicular 的分析中,使用了一个线性收入方程,但仅适合于基尼系数、变异系数以及泰尔指数的分解,他们也指出非线性收入方程仅适合于变异系数对数的分解。本文采用 Fields 的半对数收入决定方程更适合我们的研究。

形式, 即:

$$Y = \sum_j Y_j \quad (4)$$

将 Shorrocks^① 所提出的可加可分解理论应用于式 (3), 从而可以计算每项收入对总收入不平等的贡献, 即:

$$s_j(Y) = \text{cov}(Y_j, Y) / \sigma^2(Y) \quad (5)$$

$$\text{这里 } \sum_j s_j(Y) = 1$$

利用式 (3) 和式 (4) 的同质性, 用 $\ln Y$ 代替 Y , 用 $a_j Z_j$ 代替 Y_j , 当不包含 Z 中最后一个元素残差项时, 则用对数线性形式表示的收入决定方程式 (3), 其对数收入差异可分解为:

$$s_j(\ln Y) = \text{cov}(a_j Z_j, \ln Y) / \sigma^2(\ln Y) \quad (6)$$

$$\text{其中, } \sum_{j=1}^{J+2} s_j(\ln Y) = 1, \text{ 且 } \sum_{j=1}^{J+1} s_j(\ln Y) = R^2(\ln Y)。$$

这里 $s_j(\ln Y)$ 表示第 j 项收入来源对整个收入不平等的贡献份额。

在下面的分析中, 在 OLS 回归分析的基础上, 计算各因素对收入对数不平等的贡献。

2. 实证结果及分析。为了计算不同因素对收入不平等的贡献, 我们建立的对数线性回归方程如式 (7) 所示:

$$\begin{aligned} \ln Y = & \alpha + \beta_1 \text{educ} + \beta_2 \text{sex} + \beta_3 \text{party} + \beta_4 \text{cadre} \\ & + \beta_5 \text{monopoly} + \beta_6 \text{coast} + \beta_7 \text{urban} + \varepsilon \end{aligned} \quad (7)$$

各变量的含义在表 1 中已说明。下面分别给出各解释变量对全部样本以及不同人群组的收入影响程度及其对不平等的贡献。

(1) 全国样本收入不平等的分析。表 3 给出了全部样本基于回归的不平等分解结果。回归结果表明, 所有变量的回归系数在 1% 水平下显著为正。其中, 城市收入比农村高 34.31%^② (下同), 垄断行业收入比竞争性行业高 28.27%, 沿海收入比内地收入高 20.44%, 男性收入比女性高 16.42%, 党员、干部的收入分别比非党员、群众高 14% 和 15.14%, 而受教育程度每提高一个层次, 其收入增加 5.65%。

① Shorrocks, Anthony F., Inequality decomposition by factor components. *Econometrica*, Vol. 50, No. 1, 1982, pp. 193-211.

② 在保持其他条件不变的情况下, 设回归系数为 β , 对于对数线性模型, 解释变量对被解释变量的影响程度为 $(e^\beta - 1) \times 100\%$ 。

表 3 全国样本收入不平等的回归分解结果

解释变量	回归系数	t 统计值	s_j (lnY)
educ	0.055	12.96 **	5.8879
age	0.012	9.19 **	2.2819
gender	0.152	6.29 **	1.4873
party	0.131	4.92 **	1.897
cadre	0.141	5.49 **	1.6835
monopoly	0.249	5.83 **	1.1209
coast	0.186	7.06 **	1.1049
urban	0.295	7.87 **	1.8987
常量	8.449	99.83 **	
残差			82.6379
观测值	3 389		
F 统计值	88.77 **		
R ²	0.17		

注: ** 表示 1% 的统计显著性。

尽管每一个解释变量对收入的决定在统计上都是显著的,但是它们对收入不平等的贡献并不相同。表中结果表明,各因素对收入对数不平等的贡献为 17%,除残差外,受教育年限是最重要的变量,它对收入对数不平等的贡献为 5.89%,其次是年龄,它对收入对数不平等的贡献为 2.28%;其他变量对收入对数不平等的贡献也占了一定的份额,其中性别为 1.49%、党员为 1.9%、干部为 1.68%、垄断行业为 1.12%、沿海为 1.1%、城市为 1.9%。

为了探索各因素对不同人群组收入不平等的影响,将样本分别按城乡、沿海与内陆、垄断行业与竞争性行业分成两个组,通过基于回归的分组分解,比较各因素对收入不平等的贡献。

(2) 城乡收入不平等的分析。表 4 是分别按城市和农村收入不平等的回归分解结果。在城市,各因素的回归系数对收入的回报在 1% 以下都显著为正。其中,垄断行业的收入比竞争性行业的收入高 34.45%,男性收入比女性高 16%,党员和干部的收入比非党员和群众的收入高近 14%,沿海收入比内地收入高 11.74%,受教育程度每提高一个层次,其收入增加 5.55%。从各因素对收入对数不平等的贡献来看,除残差外,各因素对收入对数不平等的贡献为 14%,其中,受教育年限对收入对数不平等的贡献最大,为 5.11%,其次年龄变量对收入对数不平等的贡献为 2.19%,性别、党员、干部和垄断行业

对收入对数不平等的贡献均不超过2%。

表4 城市与农村收入不平等的回归分解结果

解释变量	城市			农村		
	回归系数	t 统计值	$s_j(\ln Y)$	回归系数	t 统计值	$s_j(\ln Y)$
educ	0.054	11.69 **	5.1063	0.053	4.85 **	6.5359
age	0.011	8.33 **	2.1939	0.017	4.00 **	3.3945
gender	0.149	5.82 **	1.5187	0.151	2.07 *	1.8392
party	0.128	4.54 **	1.8095	0.086	1.07	1.6416
cadre	0.129	4.76 **	1.442	0.135	1.69	1.9912
monopoly	0.296	6.65 **	1.6509	-0.082	0.55	0.2512
coast	0.111	3.91 **	0.4595	0.599	8.47 **	17.3238
常量	8.811	99.77 **		8.139	37.74 **	
残差			85.8191			67.0226
观测值	2 983			406		
F 统计值	70.23 **			27.98 **		
R ²	0.14			0.33		

注：*、** 分别表示5%和1%的统计显著性。

农村中教育、年龄、性别以及沿海地区等因素对收入回报具有统计显著性，其中，农村沿海地区收入比内陆高82%，男性收入比女性高16.3%，受教育程度每提高一个层次，其收入增加5.44%。从各因素对收入对数不平等的贡献来看，各因素对收入对数不平等的贡献达到了33%。其中沿海地区对收入对数不平等的贡献为17.32%，其次是农民受教育年限和年龄，对收入不平等对数的贡献分别为6.54%和3.39%，性别的贡献为1.84%，而党员、干部以及垄断行业等虚拟变量对农村收入的确定则不显著。

(3) 垄断行业与竞争性行业收入不平等的分析。表5体现了分别按垄断行业和竞争性行业收入不平等的回归分解结果。在垄断行业，除党员和沿海地区虚拟变量外，其他各因素的回归系数对收入的回报在1%以下都显著为正，其中，城市收入比农村高83.31%，干部收入比群众高37%，男性收入比女性高29.56%，受教育程度每提高一个层次，其收入增加8.44%。各因