

# 什么原因导致中国工资收入差距扩大?

——来自反事实参数分解分析的证据

夏庆杰<sup>1</sup> 宋丽娜<sup>2</sup> Simon Appleton<sup>3</sup>

( 1. 北京大学 经济学院, 北京 100871; 2. 英国诺丁汉大学 社会学与社会政策学院, 英国 诺丁汉市 NG7 2RD;  
3. 英国诺丁汉大学 经济学院, 英国 诺丁汉市 NG7 2RD)

**摘要:** 文章拟使用 1988 年、1995 年、1999 年、2002 年 CHIP 城镇入户调查数据考察中国工资收入差距扩大的原因。为此, 拟采用分位数 (quantile) 回归和反事实参数分解方法。计量经济学分析结果不能拒绝吴敬琏关于国有垄断企业高工资是导致工资差距扩大的主要原因。此外, 文章的分析结果还揭示: 职工受教育水平的提高及与教育相关的工资结构的变化均导致工资差距的扩大, 但是职工工作经验的变化及与工作经验相关的工资结构的变化却导致工资差距的下降。

**关键词:** 工资收入差距扩大; 垄断高工资; 分位数回归; 反事实分析

**中图分类号:** F812 **文献标识码:** A **文章编号:** 0257-0246 (2012) 01-0060-10

## 一、导 言

改革开放以来, 中国工资收入差距与中国国内生产总值呈快速增长态势。然而, 1990 年代以来工资收入差距扩大, 特别是国有垄断企业和其他企业之间的工资收入差距扩大已在全社会引起广泛关注和不满。例如, 工资收入最高行业与最低行业之间的人均工资之比由 1990 年的 1.76 倍上升到 2005 年的 4.88 倍。<sup>①</sup> 本文使用入户调查数据得到的分析结果进一步佐证了以上根据宏观产业数据得到的结论。在工资收入的基尼系数增加的同时, 工资收入分布的高分位数和低分位数之比在不断上升, 例如工资收入分布的第 90 个分位数和第 10 个分位数之比由 1988 年的 2.82 上升到 2002 年的 4.96 (根据本文所用 CHIP 数据)。因而, 一个应该探讨的问题是: 工资收入差距扩大是不是一个严重的社会经济问题? 如果回答是肯定的, 那么造成这个问题的原因是什么? 然而, 到目前为止还没有关于这个问题的明确答案。

根据经济理论, 即使是处于一般均衡状态的完美市场经济, 也会有局部不均衡的存在。例如, 可能会有行业间工资差距的存在。原因是在其他条件不变的情况下, 新兴高技术产业的工资总会比夕阳产业高得多。在这种情况下, 即使是工资差距很大, 也不需要对新兴高技术产业的高工资进行直接限制; 当然, 政府可以对高工资课税和实施最低工资制度等。相比之下, 处于转型过程中的中国经济市场不健全、国有企业特别是国有垄断企业在整个国民经济中处于统治地位。国有垄断企业可能制定垄

---

作者简介: 夏庆杰, 北京大学经济学院副教授, 北京大学经济与人类发展研究中心代理主任, 博士, 研究方向: 劳动经济学、收入差距及贫困值; 宋丽娜, 英国诺丁汉大学社会学与社会政策学院教授, 世界银行顾问, 博士, 研究方向: 中国经济学及社会发展问题; Simon Appleton, 英国诺丁汉大学经济学院教授, 世界银行顾问, 博士, 研究方向: 发展经济学、收入差距及贫困测算。

<sup>①</sup> 国家发改委《中国居民收入分配年度报告(2006)》, 国家发改委网站, 2007年; 岳希明、李实、史泰丽《垄断行业高收入问题探讨》, 《中国社会科学》2010年第3期。

断价格、获得垄断利润、支付给其职工高于劳动边际产品和市场价格的高工资。

国有企业群体本身也处于转型过程中。1990年代中后期国有企业改革之前，国有企业职工工资是根据国家工资制度制定的，其中职工的职称级别是工资的最主要决定因素，而职工的生产特征如受教育程度和技能得到的经济回报较低。<sup>①</sup>然而，1990年代中后期国有企业为解决人浮于事问题和提高效率而大规模裁减冗员。<sup>②</sup>与此同时，政府也开始加强具有重要战略地位的大型国有企业的地位。<sup>③</sup>国有企业的改革和重组也导致其工资和奖金大幅度上升。即使在大规模裁员期间，国有企业仍然提高了未下岗职工的工资。<sup>④</sup>国家发改委报告在1990—2005年期间国有企业、集体企业、其他所有制企业的平均工资年增长幅度分别为15.3%、13.5%、12.9%；此外，金融保险业、邮政通讯业、水电供应业的平均工资年增长幅度同期更高一些，分别为20.2%、17.0%、16.4%。<sup>⑤</sup>因此，中国著名经济学家吴敬琏认为工资收入差距扩大主要是由国有垄断企业和腐败造成的；<sup>⑥</sup>岳希明、李实等也发现国有垄断企业造成的职工收入差距过大。<sup>⑦</sup>

在国企改革的同时，中国经济的其他方面也在迅速变化。首先，对农民工进城限制的放松导致进城民工数量由1990年的1500万剧增到2003年的9800万。<sup>⑧</sup>更有趣的是绝大多数民工在城镇从事个体经营或者默默承受着低工资的工作。<sup>⑨</sup>第二，由于中国市场巨大、劳动力便宜、经济高速增长，巨额外国直接投资（FDI）流入中国，如2003年，中国超过美国成为全世界吸引FDI最多的国家（530亿美元）。<sup>⑩</sup>外资企业为吸引高技术和高能力雇员而支付大大高于内资企业的工资。<sup>⑪</sup>第三，在国有企业部门规模缩减的同时，非国有企业迅猛扩展。例如，非国有企业部门生产的增加值在中国GDP中的比重由1992年的53%增加到2001年的62%，其创造的就业份额在同期由39%上升到68%（不包括进城农民工自谋职业的数量）。<sup>⑫</sup>因而，与1980年代末期相比，21世纪以来的中国劳动力市场已大大改观、更富有竞争性。

基于以上对1980年代末期以来中国经济巨变的概述，我们假设国有垄断企业的高工资和劳动力就业配置体系、工资支付体系的市场化是推动工资收入差距扩大的主要动力。为验证这个假设，我们使用具有全国城镇职工代表性的1988、1995、1999、2002年中国家庭收入项目（CHIP）城镇入户调查数据；在方法上我们使用普通最小二乘法（OLS）之外，更主要使用分位数（quantile）回归方法及根据该方法进行的反事实参数分解分析。

① Knight J., L. Song, "Why Urban Wages Differ in China," in K. Griffin & R. Zhao (Eds), *The Distribution of Income in China*, pp. 216–284, London: Macmillan, pp. 221–239; Zhang J. S., Y. Zhao, A. Park, X. Song, "Economic Returns to Schooling in Urban China, 1988–2001," *Journal of Comparative Economics*, No. 3, 1993, pp. 730–752.

② 到2003年底，下岗职工达2818万人（国务院新闻办《中国的就业状况和政策白皮书》，北京，2004年）。换句话说，约1/4的国企职工下岗（Appleton S., J. Knight, L. Song & Q. Xia, "Urban Retrenchment in China: Determinants and Consequences," *China Economic Review*, No. 13, 2002, pp. 252–275）。

③ 如银行等金融、电讯、铁路运输、国家电网、原子能、石油、空间技术、水和煤气供应等行业的大型国有企业。

④ Appleton S., L. Song & Q. Xia, "Has China Crossed the River? The Evolution of Wage Structure in Urban China during Reform and Retrenchment," *Journal of Comparative Economics*, No. 4, pp. 644–663.

⑤ 国家发改委《中国居民收入分配年度报告（2006）》，国家发改委网站，2007年。

⑥ 吴敬琏《在“中国经济50人论坛”长安讲坛上的讲话》，北京，2006年6月25日。

⑦ 岳希明、李实、史泰丽《垄断行业高收入问题探讨》，《中国社会科学》2010年第3期。

⑧ 国务院新闻办《中国的就业状况和政策白皮书》，北京，2004年。

⑨ Appleton S., J. Knight, L. Song & Q. Xia, "Contrasting Paradigms: Segmentation and Competitiveness in the Formation of the Chinese Labour Market," *Journal of Chinese Economics and Business Studies*, No. 3, 2004, pp. 195–205.

⑩ OECD: *Trends and Recent Developments in Foreign Direct Investment*, June 2004.

⑪ Appleton S., J. Knight, L. Song & Q. Xia, "Contrasting Paradigms: Segmentation and Competitiveness in the Formation of the Chinese Labour Market," *Journal of Chinese Economics and Business Studies*, No. 3, 2004, pp. 644–663.

⑫ 国家统计局《中国统计年鉴（1992）》，北京：中国统计出版社，1993年，第99页；国家统计局《中国统计年鉴（2001）》，北京：中国统计出版社，2002年，第134页。

## 二、数据和方法

### 1. 数据

本文的研究以中国家庭收入项目 (CHIP) 中的 1988、1995、1999、2002 等 4 个年度的城镇家庭入户调查数据为基础。CHIP 入户调查是由一些研究中国经济问题的国际学者和中国社会科学院 (CASS) 经济学所的研究人员所设计 (其中包括本文作者), 样本采用国家统计局的具有全国代表性家庭调查项目的子样本。CHIP 数据样本在 1988 年抽取了中国大陆 31 个省份中的 10 个、在 1995 年抽取了 11 个、1999 年抽取了 6 个、2002 年抽取了 12 个。为 CHIP 入户调查所设计的问卷比官方收入调查问卷更加详细, 特别是关于收入和劳动问题的调查部分。我们为各年的截面数据分析构造了一个实际工资变量, 它包括: 奖金、价格补贴 (这一项在 1988 年物价补贴取消之前非常重要) 以及在边远山区工作的地区性津贴、实物收入和第二职业收入。<sup>①</sup> Griffin & Zhao、<sup>②</sup> Riskin et al.、<sup>③</sup> Li & Sato、<sup>④</sup> Gustafsson et al. <sup>⑤</sup> 等对各年的 CHIP 入户调查数据及其结果进行了详细介绍。

CHIP 城镇入户调查仅仅覆盖了具有城镇户口的家庭。因此, 我们的研究未涵盖没有城镇户口但也居住在城市里的农民工家庭。仅仅估计具有城镇户口的就业人口的工资函数在方法是恰当的。原因在于行政性的控制使出生在农村的人很难获得城镇户口, 因而任何样本选择偏差几乎都是可以忽略的。将分析限定在拥有城镇户口的子样本上使我们能够考察特定群体工资结构的改变并据此得出福利状况相应改变的推断。但是, 没有包括农民工在内也使我们不得不遗漏城镇劳动力市场中的一个重要方面。而且, 由于这一时期进城农民工急剧增加, 这种遗漏的损失也变得越来越严重。<sup>⑥</sup> 中国政府 1988 年开始允许农民进城经商, 从此以后政府逐渐放松对农民工进城的限制。<sup>⑦</sup> 进城农民工的增加可能对城镇职工中的不同群体带来了不同的影响。具体来说, 农民工可能对那些与他们具有类似特征或者在类似部门工作的城镇居民的工资增加具有抑制作用。换句话说, 对于那些受教育较少和那些在服务部门、商业部门工作的城镇职工而言, 这种抑制效应的影响更大一些。<sup>⑧</sup>

### 2. 方法

我们打算采用两个步骤来检验本文的假设, 即工资收入不平等和差距扩大主要是由国有垄断企业的高工资和劳动力配置体系的市场化造成的。

第一个步骤是分位数回归分析。OLS 的问题是它只能在均值水平上反映相关解释变量对被解释变量的影响, 即使是使用面板数据也是如此。显然, 解释变量对被解释变量的影响会随着被解释变量分

① 名义工资通过区域城镇消费物价指数调整为实际工资。

② Griffin K., R. Zhao (Eds.) *The Distribution of Income in China*, London: Macmillan & Co., 1993.

③ Riskin C., R. Zhao S., Li *China's Retreat from Equality: Income Distribution and Economic Transition*, M. E. Sharpe, Armonk, 2001, New York.

④ Li S., H. Sato (ed.), *Unemployment, Inequality and Poverty in Urban China*, London and New York: Routledge Curzon, 2006.

⑤ Gustafsson B. A., S. Li, T. *Sicular Inequality and Public Policy in China*, New York: CUP, 2008.

⑥ 与正文提到的原因一样, 到目前为止还没有关于进城农民工的高质量数据。然而, 根据官方估计, 流动人口 (也就是那些不在户籍所在地生活的人口) 从 1983 年的约 200 万增加到了 2000 年的 6100 万左右 (Fleischer B. M., D. Yang, "China's Labor Market. Paper presented at the Conference on China's Market Reform," *Stanford Center for International Development*, Stanford University, September 2003, pp. 19-20.)。虽然并不是这些人口都在较大的城镇就业, 但大多数人将会如此, 而且我们认为官方的估计是保守的。

⑦ Linge G., D. K. Forbes, "China's Spatial Development: Issues and Prospects," in: Linge, Godfrey, Forbes, Dean K. (Eds.), *China's Spatial Economy - Recent Development and Reforms*, Hong Kong: Panther Press, 1990, pp. 1-24.

⑧ 1999 年的入户调查集中于那些已经在城里稳定下来的农民工, 目的是考查他们和那些拥有城镇户口的职工的异同 (Appleton S., J. Knight, L. Song & Q. Xia, "Contrasting Paradigms: Segmentation and Competitiveness in the Formation of the Chinese Labour Market", *Journal of Chinese Economics and Business Studies*, No. 3, 2004, pp. 195-205。超过一半的农民工是个体户, 而城镇居民中仅有 1% 是个体户。因而进城民工并不会直接和城镇居民在劳动力市场上竞争。农民工所受教育更少、更年轻, 大多数是男性。农民工工作岗位的分布也和城镇居民有显著的区别, 农民工大量集中就业于服务业和零售业部门, 只有很少的农民工就业于高技术工业部门。

布的由低到高的变化而有所不同。相比之下, Koenker & Bassett 提出的分位数 (quantile) 回归则可以把解释变量对被解释变量的影响在后者的整个分布上都显示出来。<sup>①</sup> 从 Buchinsky 使用分位数回归分析美国工资结构变化以来,<sup>②</sup> 分位数回归在分析工资收入的决定因素上已获得越来越多的应用。<sup>③</sup>

在解释变量向量  $X_i$  给定的情况下,  $Q_\theta(\ln W_{it}/X_{it})$  表示第  $i$  个人第  $t$  年在第  $\theta$  个分位数点上的对数工资。对于某特定年份而言, 条件分位函数 (conditional quantile function) 可以定义为:

$$Q_\theta(\ln w_{it} | X_{it}) = X_{it}\beta_{it}(\theta) \quad (1)$$

其中,  $X_{it}$  是一个代表解释变量的向量 (包括职工的受教育年限、潜在工作经验及其平方项、性别、是否党员、是否少数民族、工作特征如职业、就业企业所有制、行业、最后是省份虚拟变量),  $\beta_{it}(\theta)$  是其对应的系数向量。当  $\theta = 0.10$  时,  $Q_\theta(\ln w_{it} | X_{it})$  描述的是给定  $X$  条件下  $\ln w$  在第 10 个分位数点的取值; 当  $\theta = 0.50$  时,  $Q_\theta(\ln w_{it} | X_{it})$  描述的是给定  $X$  条件下  $\ln w$  在中位数点的取值。

第二个步骤是反事实分析。中国经济转型过程中工资支付体系的变化可以分解为两种变化。一是工资支付决定过程中各个决定因素的变化, 即职工个人生产及非生产特征、工作特征的变化。二是工资支付决定过程中各个决定因素系数的变化, 或者说工资支付结构的变化。为得到由职工个人生产及非生产特征、工作特征的变化所导致的工资收入不平等和差距指标的变化, 我们采用 Machado & Mata 方法, 即在根据分位数回归结果模拟出来的工资收入不平等和差距等指标的基础上, 对由职工的受教育水平、职业、就业企业所有制、就业行业的变化所导致的工资收入不平等和差距等指标变化进行反事实分解。更为主要的是, 为探究工资支付结构变化即解释变量回归系数变化所引致的职工工资收入不平等和差距等指标变化, 我们在 Machado & Mata 方法的基础上进行创新, 即在根据分位数回归结果模拟出来的职工工资收入不平等和差距等指标的基础上, 对由职工的受教育年限、职业、就业企业所有制、就业行业等回归变量系数的变化 (即工资支付结构变化) 所导致的工资收入不平等和差距等指标变化进行反事实参数分解。

以上反事实分析构成了本文的第二个研究步骤。具体来说, 根据 Machado and Mata 方法, 对工资分布密度的变化可以进行如下反事实分解:

$$\begin{aligned} & \alpha(f(w(1))) - \alpha(f(w(0))) \\ &= [\alpha(f^*(w(1); X(0))) - \alpha(f^*(w(0))) ] + \\ & [\alpha(f^*(w(1))) - \alpha(f^*(w(1); X(0))) ] + residual. \end{aligned} \quad (2)$$

其中  $f(w(t))$  表示基于  $t$  年可观测的样本  $\{w_i(t)\}$  的工资对数  $w$  的边缘密度 (marginal density) 估计值,  $f^*(w(t))$  表示基于  $t$  年模拟出来的样本  $\{w_i^*(t)\}$  的工资对数  $w^*$  的边缘密度的估计值,  $t = 0, 1$ 。  $f^*(w(1), X(0))$  表示  $t = 1$  时的反事实密度, 如果所有解释变量具有  $t = 0$  时间下的分布;  $f^*(w(1), X^i(0))$  表示  $t = 1$  时的反事实密度, 即如果只有部分解释变量  $X^i$  具有  $t = 0$  时间下的分布。

进而, 某解释变量  $x_i$  变化对职工工资收入不平等和差距等指标总体变化的贡献可由下面的指标来衡量:

① Koenker R. and G. Bassett, "Regression Quantiles," *Econometrica*, No. 1, 1978, pp. 33-50; Koenker, R. and G. Bassett, "Robust Tests for Heteroscedasticity Based on Regression Quantiles," *Econometrica*, Vol. 50, 1982, pp. 43-61.

② Buchinsky M., Changes in the U. S., "Wage Structure 1963-1987: Application of Quantile Regression," *Econometrica*, Vol. 62, 1994, pp. 405-458.

③ Koenker R., K. F. Hallock, "Quantile Regression," *Journal of Economic Perspective*, No. 4, 2001, pp. 143-156; Knight, J., L. Song, "Increasing Urban Wage Inequality in China," *Economics of Transition*, No. 4, 2003, pp. 597-619; Machado J. A. F., J. Mata, "Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions Using Quantile Regression," *Journal of Applied Econometrics*, No. 3, 2005, pp. 445-465; Angrist J. D., J. Pischke, *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, Princeton: Princeton University Press, 2009, pp. 269-283.

$$\alpha(f^*(w(1))) - \alpha(f^*(w(1); x_i(0))) \quad (3)$$

根据 Machado & Mata 方法,我们也建议对由某个解释变量回归系数  $i$  跨期变化对职工工资收入不平等和差距等指标总体变化的贡献可由下面的指标来衡量:

$$\alpha(f^*(w(0); \beta_i(1))) - \alpha(f^*(w(0))) \quad (4)$$

其中  $f^*(w(0); \beta_i(1))$  表示当所有解释变量具有  $t=0$  时的分布、解释变量  $x_i$  系数取  $t=1$  时的系数  $\beta_i(1)$ 、其他解释变量系数维持  $t=0$  时的状况不变情况下的对数工资  $w$  的密度估计值。根据式(6)我们可以对由某方面的工资支付结构的变化(如职工就业企业所有制变量系数的变化或者职工受教育变量系数的变化)导致的工资不平等和差距指标变化进行反事实分解。从而,我们可以检验本文的假设,即国有垄断企业的高工资是否导致工资差距扩大进行检验。

Machado & Mata 方法的关键部分是通过大量分位回归构造实际工资分布的模拟分布  $\{w_i^*(t)\}$ 。这个过程实际上是从收入的条件分布过渡到边缘分布(或者说无条件分布)的过程:多个分位回归可以被用来刻画收入条件分布的特征,而根据分位回归的结果再加上重新抽样的过程相当于是把条件分布通过积分得到无条件分布。为此,我们首先需要对某截面数据进行  $n$  个分位数回归以得到  $n$  个分位数回归系数  $\hat{\beta}_t(u_i)$ (其中表示被解释变量分布上的分位数点  $u_i$ )<sup>①</sup>。接下来从解释变量  $X(t)$  中有放回地随机抽取  $n$  个观测值,并用  $\{x_i^*\}_{i=1}^n$  来表示,最后我们得到  $\{w_i^*(t) = x_i^*(t) \hat{\beta}_t(u_i)\}_{i=1}^n$ 。Machado & Mata 对该方法有更具体的说明。

### 三、反事实参数分析:什么因素导致职工工资收入扩大?

本文的初衷是检验假设即国有垄断企业的高工资和劳动力配置系统的市场化是导致工资差距扩大的主要因素。如上部分所述,职工工资收入不平等和差距指标变化可以被反事实地(counterfactually)分解为由分位数回归的各解释变量的变化(即职工各种就业结构的变化)所导致的变化。通过这种反事实分解,我们可以观测到职工个人的生产及非生产特征的变化、职工工作特征的变化如何导致他们收入不平等和差距指标的变化。我们也对由职工的性别、受教育年限、职业、就业企业所有制、就业行业等回归变量系数的变化(即工资支付结构变化)所导致的工资收入不平等和差距指标变化进行反事实参数分解。

在实际操作中,我们以基尼系数变化和职工工资收入分布由低到高的不同分位数之间比值的(以下称之为“直接”工资差距变化)来描述由某个解释变量变化(在其他解释变量保持不变、所有解释变量系数保持不变的情况下)对职工工资收入差距的影响(见第69—70页表1—3)。其中,职工工资收入分布由低到高的不同分位数之间的比值包括:代表高工资的第90个分位数与代表低工资的第10个分位数之间的比值即  $90^{th}/10^{th}$  及  $90^{th}/50^{th}$ 、 $75^{th}/25^{th}$ 、 $10^{th}/50^{th}$  等。我们总共对每个解释变量变化(或每个解释变量系数变化)导致的职工工资收入不平等和差距指标变化进行了10轮反事实模拟,接下来取收入不平等和差距指标变化的平均值,目的是消除单个模拟可能产生的偏差。在每次反事实模拟中,我们首先从某年的解释变量数据中有放回地随机抽取999个观测值,接下来从该年分位数回归得到的解释变量的999个分位数系数中再有放回地随机抽取999个观测值,最后根据同样程序随机抽取反事实分解分析所用的解释变量或者解释变量系数;在每轮模拟中,一旦对所用解释变量和解释变量系数进行随机抽取后,该随机样本在该轮的模拟中保持不变;在下一轮模拟中,对所用解

① 按照 Machado & Mata,需要在  $U(0,1): u_1, \dots, u_n$  中随机抽取  $n$  个  $u_i$ 。但实际应用中,我们参照 Albrecht, J., Björklund, A., Vroman, S. "Is There a Glass Ceiling in Sweden?" Author (s), Source: *Journal of Labor Economics*, Vol. 21, 2003, pp. 145-177 和 Rica S., Dolado J., Llorens, V., "Ceilings or Floors? Gender Wage Gaps by Education in Spain," *Journal of Population Economics*, Vol. 21, 2008, pp. 751-776. 的做法,只是在  $(0,1)$  均匀分布上按等距离步长取999个分位回归点。

释变量和解释变量系数进行重新随机抽取。

### 1. 职工工资收入差距扩大与职工个人的生产特征

我们首先考察教育变量,即市场因素对职工工资收入的影响。高中毕业生及其以上各层次,如技校、大专、大学等类职工在就业职工样本中占的比例在1988—2002年间不断增加;相比之下,初中、小学及小学以下各类职工所占的比例在此期间不断下降。<sup>①</sup>因而,中国就业人口的受教育水平在1988—2002年间获得大幅度提高。反事实分解分析揭示:职工受教育程度提高及结构优化首先导致整个样本的职工工资收入基尼系数在1988—1995年间下降0.01(即职工收入差距略微缩小)、在1995—1999年间上升了0.013、在1999—2002年间又增加了0.003(见第68页表1);另外,职工受教育程度提高及结构优化也导致以不同分位数之间比值表示的“直接”工资差距在1988—2002年间不断扩大(见第69页表2)。

与职工受教育结构相关的工资支付结构的变化(即职工受教育结构变量系数的变化)也导致职工工资收入不平等和差距指标扩大。其中,基尼系数在1988—1995年间上升0.01、在1995—1999年间增加0.005(见第68页表1);此外,以不同分位数之间比值表示的“直接”工资差距在这两个时期里也在上升(见第69页表3)。然而,与职工受教育结构相关的工资支付结构的变化却导致基尼系数在1999—2002年间减少了0.001;但是以不同分位数比值表示的“直接”工资收入差距在该时期依然上升,只是其幅度要小一些(见第69页表3)。总而言之,我们相信以不同分位数比值表示的“直接”工资收入差距变化比以基尼系数表示的工资收入不平等变化更具有说服力。另外,夏庆杰等揭示不同受教育水平之间的工资收入差距越来越大。<sup>②</sup>因而,与职工受教育结构相关的工资支付结构的变化在1988—2002年间导致了职工工资收入不平等和差距指标的扩大。由于改革前受教育回报被压抑,因而由经济改革释放出来的市场力量正在逐渐修正计划经济下的工资支付体系,即支付给具有较高受教育程度的职工越来越高的工资。因此,这种变化是可以理解的。

与教育因素对职工工资收入差距的影响相反,职工潜在工作经验的变化实际上减少了职工工资收入不平等和差距指标。反事实分析发现:由于职工工作经验变化导致的基尼系数在1988—1995年间下降了0.004、在1995—1999年间下降了0.005、在1999—2002年间又下降了0.005(见第68页表1);以不同分位数之间比值表示的“直接”工资差距也以类似的趋势在下降(见第69页表2)。CHIP数据显示:低经验职工群体(潜在工作经验在10年及其以下)、中低经验群体(11—20年经验)、高经验群体(41—50年经验、51—60年经验)在职工总样本中的比例在下降,低经验群体由1988年的20%下降到2002年的13%、中低经验群体由1988年28%的小幅度下降到2002年的26%、高经验群体在同一时期由4%下降到2.6%。相比之下,中等经验群体(21—30年经验、31—40年经验)在职工总样本中占的份额又1988年的47%上升到2002年的58%。一个重要的事实是中等、中低、低经验群体在1988—2002年间一直占职工总样本的95%以上。低经验群体和中低经验群体所占比重的下降、中等经验群体所占比重的大幅度增加可能与中国职工的低教育群体的下降和高教育群体的上升相对应,即经济改革期间中国人力资本的改善和优化。由于工资会随着工作经验增加而上升,因而低经验群体和高经验群体所占比重的下降有可能导致工资收入差距下降。

与职工潜在工作经验的影响一致,与潜在工作经验相关的工资支付结构的变化(即潜在工作经验回归系数的变化)也导致职工收入不平等和差距指标缩小,但1988—1995年间除外。具体来说,与潜在工作经验相关的工资支付结构的变化导致基尼系数在1988—1995年间增加了0.008、但在1995—1999年间减少了0.002、接着又在1999—2002年间大幅度减少了0.01(见第68页表1)。因而,1990年代中后期以后,潜在工作经验的经济回报不断下降。与潜在工作经验相关的工资支付结

<sup>①</sup> 由于篇幅限制,关于CHIP城镇入户数据中职工个人的生产性及非生产性特征、工作特征的分布状况没有在本文给出。

<sup>②</sup> 夏庆杰、L. Song、S. Appleton 《经济转型期间城镇工资支付结构的变迁》,《中国人口科学》2009年第6期。

构的变化也导致以不同分位数比值表示的“直接”工资收入差距在1995—1999年间上升、在1988—1995年间和1999—2002年间下降（见第70页表3）。夏庆杰等发现潜在工作经验的回报在相同年份随工资水平提高而下降、也随时间推移而下降，但是1995年除外。如前所述，改革前工资支付制度的核心是职称级别或者工作经验。因而，由改革释放出来的市场力量不过是在逐渐修正被过高的工作经验回报。或者说，与潜在工作经验相关的工资支付结构的变化正在减少职工工资收入不平等和差距。

### 2. 职工工资收入差距扩大与职工个人的非生产特征

现在我们考察职工个人的非生产性特征，如性别、是否共产党员、是否少数民族等与工资收入差距的关系。在职工性别比例（男性职工所占比例由1988年的52%逐渐增加到2002年的56%）、党员与非党员比例（党员职工所占比例由1988年的23.5%逐渐增加到2002年的28.8%）的变化造成职工工资收入差距不断扩大。由于女性职工和非党员职工在1990年代中后期的大规模国企裁员中更容易下岗，因而男职工比例增加和党员职工比例增加是预料之中的结果。反事实分析结果为：男职工比例的增加导致基尼系数在1988—1995年间上升了0.001、在1995—1999年间又上升了0.003、在1999—2002年间进一步上升了0.002；党员职工比例的增加造成基尼系数在以上3个期间分别上升了0.001、0.003、0.003；由男职工比例增加和党员职工比例增加导致的以不同分位数之间比值表示的“直接”工资差距也分别呈现出职工工资差距不断扩大，性别工资差距和党员工资溢价都在不断上升。把以上事实归纳起来可以说，男性职工增加和党员职工增加导致工资收入差距扩大是预料之中的。

对比之下，由职工性别相关的工资支付结构变化（性别变量回归系数的变化）及由职工政治面貌相关的工资支付结构变化（党员变量回归系数的变化）所导致的职工工资收入差距的变化略有不同。反事实分解分析显示：由职工性别相关的工资支付结构变化导致基尼系数1988—1995年间上升了0.003、1995—1999年间又上升了0.002、在1999—2002年间进一步上升了0.001；由职工政治面貌相关的工资支付结构变化造成基尼系数在以上3个期间分别上升了0.000、0.005、-0.001。或者说由职工性别相关的工资支付结构变化及由职工政治面貌相关的工资支付结构变化所导致的基尼系数的上升幅度在不断下降。然而，由职工性别相关的工资支付结构变化导致的以不同分位数之间比值表示的“直接”工资差距在持续上升（但1995—1999年间除外）；由职工政治面貌相关的工资支付结构变化导致的以不同分位数之间比值表示的“直接”工资差距也在不断增加。<sup>①</sup>

尽管少数民族职工比例略有增加，少数民族职工增加比例本身及与少数民族相关的工资支付结构变化（少数民族变量回归系数的变化）都没有对职工工资差距造成显著影响（见第68—70页表1—3）。因而，在中国城镇劳动力市场上没有针对少数民族职工的工资歧视。

### 3. 职工工资收入差距扩大与职工就业企业的所有制结构

表1揭示：企业所有制结构变化导致职工工资收入差距扩大，即基尼系数在1988—1995年间上升了0.001、在1995—1999年间又上升了0.003、在1999—2002年间下降了0.001。企业所有制结构变化导致的“直接工资差距”也呈现类似变化模式（见第69页表2）。企业所有制结构变化在前两个时期里造成职工工资差距上升，但是在1999—2002年间导致该差距略微缩小。实际上，1988年以来，特别是1999年以后国有企业及城镇集体企业规模在大幅度缩减、而私有企业规模急剧扩大。

与企业所有制相关的工资支付结构变化造成了职工工资收入不平等和差距指标更大幅度扩大。与企业所有制相关的工资支付结构变化造成基尼系数在1988—1995年间上升了0.012、在1995—1999年间上升了0.010，在1999—2002年间进一步大幅度上升了0.045（见第68页表1）。与企业所有制

<sup>①</sup> 就类似问题，Appleton, et al. (2005) 给出了更详尽的分析。

相关的工资支付结构变化造成“直接”工资差距同样大幅度上升（见第70页表3）。夏庆杰等的研究表明在控制所有必需的解释变量的情况下，各种回归分析中呈现的国有企业和私有企业之间的大幅度工资差距在1988—2002年的整个时期里都存在，其中外资企业是个例外；国有企业和城镇集体企业之间的工资差距在不断上升。因而，在国有企业工作存在着大量的工资升水。2002年除外，城镇集体企业所占的就业份额在各类所有制企业中处于第2位，因而国有企业和城镇集体企业之间工资差距的不断上升将造成职工之间的工资收入分布更为不均等。尽管外企比国企工资高而且这种差距在不断扩大，但是外资企业的工资是市场导向的，并且外资企业的就业份额非常微小（低于2.5%），对工资分布差距扩大的影响不会很大。因而这些发现不能拒绝本文的假设（或者说吴敬琏教授的论断），即国有垄断企业的高工资是造成工资差距扩大的主要因素。国有垄断企业可以制定垄断价格、攫取垄断利润、支付其职工高于市场价格和国企职工边际劳动产品的高工资、支付给垄断国企高层管理人员不可思议的高工资和奖金。即使在大规模裁员期间，国企依然在给其职工提高工资。

#### 4. 职工工资收入差距扩大与职工职业结构特征

职工职业结构的变化也导致职工工资收入差距不断扩大（见第68、69页表1—2）。私人企业主、白领阶层以及其他无法归类职业的职工等职业在所有职业中所占比重在1988—2002年间不断扩大，而蓝领职工所占比重在不断缩小，白领阶层特别是私人企业主阶层要远比蓝领职工收入高，而且这种工资收入差距在不断扩大。因而，职工职业结构的变化也导致职工工资收入差距不断扩大是在预料之中的（见第68、69页表1—2）。与职业结构相关的工资结构变化却导致基尼系数在1995—1999年期间和1999—2002年间略有减少，也导致“直接”工资差距在1988—1995年间和1999—2002年间有所下降（见第68页表1，第70页表3）。然而，OLS回归表明白领阶层和其他职业的工资差距在不断扩大。

#### 5. 职工工资收入差距扩大与职工就业产业结构特征

总的来说，职工就业产业结构变化（产业结构解释变量变化）和与产业结构相关的工资结构变化（产业结构解释变量回归系数的变化）均导致以基尼系数表示的工资收入不平等指标、以工资收入分布分位数之间比值表示的“直接”收入差距大幅度上升，与产业结构相关的工资结构变化在1999—2002年间造成基尼系数下降（见第70页表3）。不同产业间职工工资收入差距不断扩大已在全社会引起广泛关注。在分位数回归及反事实参数分解过程中，我们已经控制了职工个人的生产及非生产特征，如受教育程度、潜在工作经验、性别、是否共产党员、是否少数民族、职业特征、就业企业所有制特征等，因而由职工就业产业结构变化和与产业结构相关的工资结构变化导致的职工收入差距变化不是一个值得忧虑的问题。这是由于中国正在经历经济转型、高速增长、产业结构升级换代，如信息、能源、金融及其他高技术产业迅猛上升，而纺织等夕阳产业在国民经济中的地位相对下降。中国经济的这种从体制到结构的快速转型必然会带来职工工资差距变化。相反，与企业所有制相关的工资支付结构变化，特别是国有垄断企业高工资导致的职工工资收入差距扩大才是应该关注和予以解决的问题。

## 四、总 结

在利用CHIP 1988年、1995年、1999年、2002年城镇入户调查数据的基础上，本文探讨了导致中国职工工资不平等和差距指标扩大的原因。在研究过程中，使用了分位数回归方法，针对回归中每个解释变量跨期变化的反事实参数分解方法以及对回归中每个解释变量回归系数跨期变化的反事实参数分解方法。其目的是考察究竟是哪些因素导致了职工工资不平等和差距指标不断扩大。计量分析结果不能拒绝本文的原假设，即由经济改革释放出来的市场力量和国有垄断企业的高工资是驱动中国职工工资不平等和差距指标不断扩大的主要动力。

1980年末,特别是1990年中后期以来,中国企业所有制结构经历了显著变化,即国有企业和城镇集体企业大幅度缩小、而私有企业则急剧扩张。反事实分析表明,职工就业企业所有制结构变化导致职工工资收入不平等和差距指标略微上升。相比之下,与职工就业企业所有制相关的工资支付结构变化却导致职工工资收入不平等和差距指标的大幅度扩大。因而这些发现不能拒绝本文的部分假设,即国有垄断企业的高工资是造成工资不平等和差距指标扩大的主要因素。

关于由职工受教育程度代表的市场因素,反事实分解结果显示:职工受教育水平的提高、与职工受教育水平相关的工资支付结构的变化均导致职工工资不平等和差距指标扩大。

至于另一个市场因素——潜在工作经验,反事实分析表明:职工工作经验结构的变化、与职工工作经验相关的工资支付结构的变化导致职工工资收入差距在不断下降。低工作经验和高工作经验职工群体在职工总样本的比重不断下降,而中等工作经验群体的比重则不断上升。在其他条件不变的情况下,职工工资随工作经验增加而上升。因而以上中国职工的工作经验结构构成的变化可能导致职工工资收入差距下降。改革前工资支付制度的核心是职称级别或者工作经验。因而由改革释放出来的市场力量不过是逐渐在修正对过高的工作经验回报。或者说,与潜在工作经验相关的工资支付结构的变化正在减少职工工资收入差距。

关于非市场因素,反事实分析发现:由国企大规模裁员造成的男性职工比例和党员职工比例的上升(女职工和非党员职工被裁员的可能性更大)导致职工工资收入不平等和差距指标不断扩大。此外,与职工性别、是否党员相关的工资支付结构变化也导致职工工资收入不平等和差距指标不断扩大,但是其幅度在不断减小。少数民族职工比例略有增加本身、与是否少数民族相关的工资支付结构变化都没有对职工工资收入不平等和差距带来显著影响。这说明在中国没有针对少数民族职工的工资歧视。

关于职工的工作职业,反事实分析揭示:职工就业产业结构变化和与产业结构相关的工资结构变化均导致职工工资收入差距不断扩大。在分位数回归及反事实参数分解过程中,我们已经控制了职工个人的生产及非生产特征、职业特征、就业企业所有制特征等,因而由职工就业产业结构变化和与产业结构相关的工资结构变化导致的职工收入差距变化不是一个值得忧虑的问题。相反,与企业所有制相关的工资支付结构变化,特别是国有垄断企业高工资导致的职工工资收入差距扩大才是应该关注和予以解决的问题。

表1 职工工资分布跨期变化的反事实参数分解

	1988—1995	1995—1999	1999—2002
基尼系数的跨期变化	0.107	0.030	-0.027
解释变量及其系数对基尼系数跨期变化的贡献			
解释变量	-0.009 (-0.017, 0.017)	0.017 (-0.078, 0.122)	-0.005 (-0.018, 0.003)
解释变量系数	0.126 (0.095, 0.142)	0.023 (-0.044, 0.084)	-0.002 (-0.024, 0.019)
残差	-0.010 (-0.027, 0.019)	-0.010 (-0.100, 0.070)	-0.020 (-0.042, 0.015)
单个解释变量对基尼系数跨期变化的贡献			
性别	0.001 (-0.003, 0.006)	0.003 (-0.002, 0.012)	0.002 (0.000, 0.004)
党员	0.001 (0.000, 0.002)	0.003 (-0.003, 0.011)	0.003 (0.001, 0.004)
少数民族	0.000 (-0.003, 0.001)	-0.001 (-0.007, 0.001)	0.000 (-0.001, 0.001)
受教育因素	-0.001 (-0.012, 0.011)	0.013 (-0.014, 0.053)	0.003 (-0.001, 0.008)
潜在工作经验	-0.004 (-0.012, 0.004)	-0.005 (-0.014, 0.000)	-0.005 (-0.012, -0.002)
职业	0.001 (-0.007, 0.006)	0.001 (-0.009, 0.006)	0.007 (0.003, 0.010)
所有制	0.001 (-0.004, 0.007)	0.003 (-0.011, 0.013)	-0.001 (-0.005, 0.003)
产业部门	0.004 (-0.006, 0.012)	0.021 (-0.054, 0.106)	0.004 (-0.010, 0.017)
单个解释变量系数对基尼系数跨期变化的贡献			
性别	0.003 (0.002, 0.004)	0.002 (-0.002, 0.005)	0.001 (-0.012, 0.006)

党员	0.000 (-0.001, 0.001)	0.005 (0.004, 0.007)	-0.001 (-0.009, 0.002)
少数民族	0.000 (0.000, 0.001)	0.000 (-0.001, 0.000)	0.000 (-0.001, 0.000)
受教育因素	0.010 (0.008, 0.013)	0.005 (-0.003, 0.023)	-0.001 (-0.053, 0.019)
潜在工作经验	0.008 (0.006, 0.012)	-0.002 (-0.010, 0.003)	-0.010 (-0.019, -0.004)
职业	0.000 (-0.001, 0.002)	-0.008 (-0.015, -0.003)	-0.003 (-0.015, 0.001)
所有制	0.012 (0.009, 0.016)	0.010 (0.006, 0.017)	0.045 (0.028, 0.065)
产业部门	0.009 (0.005, 0.014)	0.017 (0.010, 0.026)	-0.017 (-0.112, 0.036)
常量	0.083 (0.071, 0.102)	0.109 (0.069, 0.212)	-0.044 (-0.136, 0.007)

表2 由解释变量变化带来的职工工资分布分位数比值跨期变化的反事实参数分解

	p90/p10	p90/p50	p10/p50	p75/p25
1988—1995				
性别	0.01 (-0.14, 0.06)	0.01 (-0.02, 0.04)	0.00 (-0.01, 0.01)	0.02 (-0.04, 0.07)
党员	0.05 (-0.07, 0.20)	0.00 (-0.03, 0.03)	0.00 (-0.02, 0.00)	0.02 (-0.01, 0.05)
少数民族	0.00 (-0.03, 0.03)	0.00 (-0.02, 0.02)	0.00 (0.00, 0.00)	0.00 (-0.01, 0.02)
受教育因素	-0.06 (-0.25, 0.22)	0.02 (-0.05, 0.11)	0.01 (-0.02, 0.03)	0.00 (-0.08, 0.09)
潜在工作经验	-0.24 (-0.52, 0.02)	-0.03 (-0.07, 0.05)	0.01 (-0.01, 0.05)	-0.04 (-0.14, 0.03)
职业	0.14 (0.07, 0.23)	-0.01 (-0.04, 0.04)	-0.01 (-0.03, 0.00)	0.05 (-0.03, 0.11)
所有制	0.07 (-0.21, 0.22)	0.00 (-0.04, 0.06)	0.00 (-0.02, 0.01)	0.02 (-0.10, 0.09)
产业部门	0.08 (-0.23, 0.31)	0.01 (-0.07, 0.08)	-0.01 (-0.02, 0.01)	0.02 (-0.02, 0.06)
1995—1999				
性别	0.02 (-0.16, 0.20)	0.02 (-0.04, 0.12)	0.00 (-0.01, 0.02)	0.02 (-0.04, 0.06)
党员	0.09 (-0.06, 0.32)	0.02 (-0.02, 0.06)	0.00 (-0.02, 0.02)	0.03 (-0.01, 0.06)
少数民族	0.01 (-0.01, 0.12)	0.00 (-0.01, 0.02)	0.00 (-0.01, 0.00)	0.00 (-0.01, 0.02)
受教育因素	0.05 (-0.28, 0.51)	0.04 (-0.04, 0.15)	0.00 (-0.03, 0.03)	0.05 (-0.02, 0.15)
潜在工作经验	-0.11 (-0.37, 0.22)	-0.02 (-0.11, 0.03)	0.01 (-0.01, 0.03)	-0.02 (-0.07, 0.02)
职业	0.11 (-0.09, 0.28)	0.03 (-0.02, 0.09)	0.00 (-0.02, 0.02)	0.06 (0.02, 0.10)
所有制	0.14 (0.00, 0.30)	0.02 (-0.02, 0.06)	-0.01 (-0.02, 0.01)	0.07 (0.02, 0.11)
产业部门	0.13 (-0.12, 0.51)	0.00 (-0.14, 0.09)	-0.01 (-0.03, 0.01)	0.07 (0.02, 0.12)
1999—2002				
性别	0.07 (-0.18, 0.31)	0.02 (-0.03, 0.10)	0.00 (-0.03, 0.02)	0.01 (-0.07, 0.06)
党员	0.09 (-0.09, 0.28)	0.03 (-0.02, 0.07)	0.00 (-0.01, 0.01)	0.02 (-0.01, 0.06)
少数民族	0.00 (-0.02, 0.04)	0.00 (-0.01, 0.00)	0.00 (0.00, 0.00)	0.00 (-0.01, 0.01)
受教育因素	0.18 (-0.10, 0.50)	0.04 (-0.04, 0.18)	-0.01 (-0.02, 0.01)	0.07 (-0.01, 0.19)
潜在工作经验	-0.09 (-0.34, 0.17)	-0.02 (-0.07, 0.03)	0.00 (-0.02, 0.03)	-0.05 (-0.11, 0.00)
职业	0.24 (0.06, 0.55)	0.03 (-0.04, 0.09)	-0.02 (-0.03, 0.00)	0.05 (-0.03, 0.10)
所有制	0.01 (-0.14, 0.15)	-0.01 (-0.05, 0.02)	0.00 (-0.02, 0.01)	0.02 (-0.03, 0.06)
产业部门	0.28 (-0.09, 0.45)	0.02 (-0.06, 0.08)	-0.02 (-0.03, 0.00)	0.09 (0.02, 0.13)

表3 由解释变量系数变化带来的职工工资分布分位数比值跨期变化的反事实参数分解

	p90/p10	p90/p50	p10/p50	p75/p25
1988—1995				
性别	0.23 (0.16, 0.32)	0.04 (0.00, 0.08)	-0.01 (-0.02, 0.00)	0.04 (0.02, 0.08)
党员	0.06 (0.00, 0.14)	0.01 (0.00, 0.03)	0.00 (-0.01, 0.00)	0.01 (0.00, 0.02)
少数民族	-0.02 (-0.08, 0.01)	-0.01 (-0.04, 0.00)	0.00 (0.00, 0.00)	-0.01 (-0.02, 0.00)
受教育因素	0.08 (-0.03, 0.18)	0.04 (0.00, 0.09)	0.0 (0.00, 0.01)	0.03 (0.00, 0.07)
潜在工作经验	-0.23 (-0.40, 0.02)	0.00 (-0.04, 0.06)	0.02 (0.01, 0.03)	-0.03 (-0.09, 0.03)
职业	-0.12 (-0.19, 0.00)	-0.02 (-0.06, 0.01)	0.01 (0.00, 0.01)	-0.03 (-0.04, -0.01)

所有制	0.61 (0.32, 1.17)	0.13 (0.08, 0.21)	-0.02 (-0.06, 0.00)	0.09 (0.04, 0.14)
产业部门	0.31 (0.09, 0.63)	0.06 (-0.03, 0.12)	-0.01 (-0.03, 0.01)	0.05 (0.00, 0.13)
常量	-0.35 (-0.77, 0.11)	0.18 (0.03, 0.35)	0.07 (0.03, 0.10)	0.02 (-0.12, 0.19)
1995—1999				
性别	0.06 (0.00, 0.11)	0.01 (0.00, 0.04)	-0.01 (-0.02, 0.00)	0.02 (0.00, 0.05)
党员	0.02 (-0.01, 0.06)	0.01 (0.00, 0.02)	0.00 (-0.01, 0.00)	0.01 (0.00, 0.02)
少数民族	0.01 (-0.01, 0.05)	0.00 (-0.01, 0.01)	0.00 (-0.01, 0.00)	0.00 (-0.01, 0.01)
受教育因素	0.15 (0.06, 0.28)	0.07 (0.03, 0.13)	0.00 (-0.03, 0.02)	0.05 (0.00, 0.07)
潜在工作经验	0.08 (-0.08, 0.18)	0.05 (0.01, 0.07)	0.00 (-0.02, 0.02)	0.04 (0.02, 0.07)
职业	0.00 (-0.06, 0.04)	0.01 (0.00, 0.04)	0.01 (-0.01, 0.02)	0.02 (-0.02, 0.04)
所有制	0.19 (0.15, 0.27)	0.07 (0.04, 0.09)	-0.01 (-0.03, 0.00)	0.07 (0.05, 0.09)
产业部门	0.16 (0.03, 0.21)	0.05 (0.02, 0.09)	-0.01 (-0.02, 0.00)	0.03 (0.00, 0.06)
常量	1.51 (1.10, 2.14)	0.40 (0.31, 0.49)	-0.10 (-0.15, -0.05)	0.44 (0.35, 0.52)
1999—2002				
性别	0.22 (0.04, 0.32)	0.02 (-0.02, 0.06)	-0.01 (-0.02, -0.01)	0.06 (0.01, 0.11)
党员	0.16 (0.07, 0.29)	0.04 (0.01, 0.10)	0.00 (-0.01, 0.00)	0.03 (0.02, 0.05)
少数民族	0.00 (-0.01, 0.03)	0.00 (-0.01, 0.01)	0.00 (0.00, 0.00)	0.00 (-0.02, 0.02)
受教育因素	0.06 (-0.10, 0.18)	0.07 (0.02, 0.13)	0.01 (0.00, 0.02)	0.05 (0.02, 0.07)
潜在工作经验	-0.28 (-0.74, -0.08)	-0.01 (-0.07, 0.04)	0.02 (0.01, 0.05)	-0.02 (-0.07, 0.02)
职业	-0.20 (-0.40, -0.07)	-0.01 (-0.06, 0.04)	0.02 (0.01, 0.02)	-0.02 (-0.05, 0.01)
所有制	0.26 (0.04, 0.40)	0.06 (0.02, 0.09)	-0.01 (-0.02, 0.00)	0.07 (0.04, 0.12)
产业部门	0.39 (0.19, 0.58)	0.01 (0.08, 0.17)	-0.01 (-0.02, 0.01)	0.11 (0.05, 0.21)
常量	1.11 (0.03, 2.01)	0.31 (0.11, 0.50)	-0.02 (-0.05, 0.04)	0.17 (-0.06, 0.41)

责任编辑：刘雅君