

中国近年体制内工资溢价趋势

——来自中国综合社会调查（CGSS）数据的证据

孙文凯 王 晶 李 虹*

内容提要 本文利用中国综合社会调查 2003 年和 2010 年的数据，主要运用倾向得分匹配的方法，考察了随着经济体制改革的深入，中国体制内工资的溢价水平和变化趋势，及其不同地区之间、不同部门内部的差异情况。本文发现，2010 年与 2003 年相比，中国的体制内工资溢价水平有着明显的下降，体制内收入由显著高于可比个体的体制外收入变为二者没有明显差异；地区间的横向和纵向比较结果则表明，东中部地区溢价水平在 2003 年较为明显，但 2010 年只有不显著的溢价，而西部地区溢价一直不显著。通过对体制内外部门内部做更细致的研究，本文发现，党政机关在早期溢价水平高于其他体制内部门，国企溢价程度最低；在体制外部门，集体企业相对溢价最低，民营企业和外资企业差别不明显；部门间溢价在 2010 年整体都变得不显著，但在不同收入分位点上仍存在体制差异。这些统计分析意味着，随着经济体制改革的完善，中国劳动力市场正在逐步迈向更合理的市场化水平。

关键词 工资溢价 倾向得分匹配 经济体制改革

一 引言

在完全市场化的劳动力市场中，具有相同人力资本的个体在不同部门间收入应该

* 孙文凯，中国人民大学经济学院，电子邮箱：sunwk@ruc.edu.cn；王晶，中国人民大学经济学院，电子邮箱：wangjing14ls@126.com；李虹，中国人民大学经济学院，电子邮箱：sunny_me@yeah.net。本文得到中国人民大学科学研究基金中国高校基本科研业务费专项资金（项目号：15XNQ008）的资助。

是近似相同的,从而部门间溢价能从一个方面反映劳动力市场的市场化程度。在对发展中经济体的分析中,由于其发展阶段特殊,国有部门和非国有部门间的工资溢价往往受到额外的关注。本文利用两年的调查数据,观察中国国有部门和非国有部门间的工资溢价程度及其变化趋势。

中国在从计划经济向市场经济转变的过程中,经济迅速发展,但由于改革不彻底,不可避免地形成了两种经济体制并存的局面。国有体制内劳动力市场和体制外劳动力市场自改革以来长期并存,这种劳动力市场结构不利于资源的有效配置,同时也会带来收入分配方面的问题,因为在体制内就业往往能够获得高于在竞争性市场就业的收入。近些年,国企成为大学生首选雇主以及公务员报考热等现象引起了社会的广泛关注,这在一定程度上表明体制内和体制外劳动力市场存在着劳动报酬差异,且引导了就业人员的流动。

一般认为,体制内部门的工资决定很大程度上受非市场因素的影响,而体制外部部门的工资决定机制则以市场竞争为主(Meng, 2000)。不同部门收入的微观决定因素(如教育回报率等)有较大差异(邢春冰, 2005)。随着中国经济体制改革的不断深化,市场经济不断成长和发育,市场机制在工资决定中会发挥越来越重要的作用,中国劳动力市场上存在的由所有制结构造成的分割从理论上讲应有所减弱。从就业者数量看,这个推测是完全成立的,近年在国有部门就业的人数占总就业的比重大幅缩小,但从就业者收入来看则未必如此,因为提高的财力供养可能使较少的国有体制内就业人员获得更高的收入。Deng & Li (2009)利用中国1998年、1995年及2002年的城市调查数据,详细地研究了影响中国收入差距的各种因素及每种因素对收入差距影响程度的变化,发现工作单位的所有制类型对收入差距的影响在逐渐增强。Xie & Wu (2008)利用中国1999年武汉、上海和西安三个城市的调查数据,研究了单位部门对中国城市居民收入的影响,表明单位部门对居民收入有着最重要的决定作用。在经济改革前,与中央计划者关系越近越容易获得较高的收入,而改革后自由度越高对收入影响越大。已有这些研究的时期相对较早,随着近年市场经济改革的推进和国有部门不断改革及私营部门的发展,劳动力的跨部门流动有可能使得体制内溢价水平减弱。总之,体制内收入溢价变动是一个需要实证检验的重要问题。

十八大报告指出,“毫不动摇鼓励、支持、引导非公有制经济发展,保证各种所有制经济依法平等使用生产要素、公平参与市场竞争、同等受到法律保护。”在深化经济改革的过程中需要充分发挥市场规律的作用,降低体制内收入溢价。自2003年以来,中国在不断继续深化市场经济体制改革,近十年来中国劳动力市场的变化情况

以及经济体制改革的成果有待于实证检验。因此，本文利用 2003 年和 2010 年的中国综合社会调查数据，通过运用倾向得分匹配的方法直接估计中国体制内工资溢价水平，并观察其变化趋势，同时也对地区之间的差异进行了比较和分析，考察不同地区体制内外的工资收入差异，借此全面反映中国不同地区的市场化进程。此外，本文对体制内和体制外部门的所有制类型进行了进一步的划分，更为细致地研究了所有制部门之间的差异。

本文其他部分构成如下：第二部分为文献综述，简单梳理了所涉及的相关理论与已有的研究成果；第三部分是本文主要应用的理论模型与估计方法，介绍了如何利用倾向得分匹配方法处理本文可能涉及的统计问题；第四部分是数据来源与描述统计，在这一部分中我们做了初步的分析；第五部分是实证分析的主要结果，主要内容为 2010 年与 2003 年体制内溢价的比较、地区间溢价的差异及其变化情况，以及体制内外部门内部的进一步细分研究；第六部分的分位数回归和稳健性检验对本文做了一点补充；最后为总结及政策讨论部分。

二 文献回顾与本文贡献

（一）劳动力市场分割与体制内溢价研究的简要回顾

现实生活中能够较为明显地感受到劳动力市场并不表现为完全竞争，因而研究者们将目光从强调劳动力市场的竞争属性转向劳动力市场的分割属性，即强调制度性和社会性因素对就业和劳动报酬的影响。这种想法早在古典经济学时期斯密、穆勒等人就已提出，分析劳动力市场问题必须考虑工会组织、社会的生产关系、相关法律制度等劳动力市场存在的现实问题。现实中难以用供需状况解释的收入差距问题、劳动力市场中大量存在的歧视现象，也促使许多学者开始吸纳古典经济学的这些论点，从不同视角对劳动力市场的运作方式提出解释。劳动力市场分割理论在 20 世纪 60 年代逐步成熟。Fields (2007) 将劳动力市场分割 (labor market segmentation) 定义为两个维度：相同生产率的劳动者在不同部门赚取的工资是不同的，且高工资部门的工作是稀缺的。在现实中，公共部门和私人部门之间的分割满足这两个概念。Smith (1976)、Krueger (1988)、Gyourko & Tracy (1988) 对美国的公有部门和私有部门工资上的差异进行了各种探讨，包括收入分解、就业单位选择的内生性等问题的处理；Mueller (1998) 采用了分位数回归的方法，研究了加拿大这两个部门间的工资差异。总体上说，公共部门工资溢价在世界范围内都不同程度地存在。

中国的劳动力市场分割状况具有典型的“中国特色”。20世纪90年代后,非公有制经济迅速扩大,市场开始发挥配置劳动力的作用,然而,中国所选择的渐进式改革道路决定着体制内劳动力市场和体制外劳动力市场将在一定时期内并存,体制内外之间的制度性壁垒阻碍劳动力的自由流动,并导致了劳动报酬的差异。这种由制度性因素引起的劳动报酬的差异通常被称为歧视(discrimination)或溢价(premium),已有一些研究证明了这种体制内溢价的存在。邢春冰(2005)发现,在中国经济转型过程中,城镇居民的劳动收入很大程度上也取决于企业的所有制性质。Knight & Song(2003)的研究表明,不同所有制、不同经营模式企业的并存对劳动力市场和城镇内部的收入分配产生了深刻的影响。陈斌开等(2007)研究了1990-2003年间中国城镇居民收入差距的演变机制,发现所有制结构变迁是中国城镇居民收入差距扩大的主要动因之一。赖德胜(1998)和陈弋等(2005)的研究证明,中国劳动力市场所有制的差别是劳动报酬差异的主要决定因素之一。张车伟和薛欣欣(2008)利用Blinder-Oaxaca分解及分位数分解,考察了中国国有部门与非国有部门的工资差异,重点对人力资本的贡献进行了分析。利用分位数回归进行分析的类似研究也可见于Disney et al.(1998)。尹志超和甘犁(2009)利用Heckman样本选择模型,估计了中国公共部门和非公共部门的工资差异,发现1989年到1997年公共部门工资低于非公共部门工资,而2000年到2006年前者却高于后者。此外,Zhao(2002)和李荻等(2005)的研究侧重点为体制内溢价对劳动力就业选择的影响。总体上看,已有研究数据偏旧,方法依赖于线性回归,并且缺乏分地区和分所有制的细分讨论。

(二) 本文贡献

本文的贡献在于:第一,我们利用倾向得分匹配的方法控制尽可能多的影响收入和就业选择的变量,以减轻可能的选择性误差。同时,该匹配方法能弱化方程线性形式约束问题,直接将人力资本、家庭背景等影响就业与收入的特征因素进行匹配,将它们对工资收入的影响分离出去,以直接对劳动力市场的体制内工资溢价进行量化,而不需要采用线性方程结合修正选择性等方法,可以比较简单直观地反映中国劳动力市场的分割程度及其变化情况。第二,本文对比2003年和2010年的数据,并分地区考察了所有制因素所造成的工资收入差距,分别进行了纵向和横向比较,由此可以反映出随着经济体制改革的深入,中国不同地区的体制内工资溢价水平和劳动力市场的市场化程度的变化。第三,本文对体制内和体制外部门的所有制类型进行了进一步划分,更为细致地研究了所有制部门之间的收入差异。

三 模型与估计方法

(一) 最小二乘 (OLS) 估计的可能问题

在研究有关工资收入在不同部门间的差异时，最常面临的问题就是内生性与选择性偏差，它们往往会对模型的估计结果造成有偏误的影响。这是项目评估类研究的常见问题，即进入项目的个体和不进入项目的个体可能存在某些差异。在实验性研究中，可以通过随机化的方法来克服这些问题，即通过随机分组找到可比的处理组和控制组，但在对观测数据的研究中，类似的随机化是不可能的。此时，一般的处理办法是在回归模型中控制尽可能多的其他影响收入的控制变量，以保证在其他因素相同的情况下观察部门差异对收入的影响，解决遗漏变量导致的内生性问题。对体制内外的工资差异进行估计时，自然会涉及对体制内外职业进入的选择性问题，即个体在选择进入体制内或体制外单位工作时不是随机的，而是受其家庭背景、社会关系、自身素质等因素的影响。此时，已有研究往往采用 Heckman (1979) 的两阶段估计模型解决选择性问题。但是，以上解决办法仍然是在普通 OLS 的参数估计框架下，虽然直观且能充分利用数据，但其在分析时存在两个潜在问题：第一，方程形式受到线性形式约束，即人为地假定了模型符合线性方程形式；第二，可能存在一些不可比的样本进入了回归模型而难以排除。

本文所应用的倾向得分匹配方法可以从一定程度上克服这个问题，它能找到可比的处理组和控制组，并且不过分依赖方程形式，属于半参数估计方法。此方法由 Rosenbaum & Rubin (1983) 最早提出，即首先通过二元离散选择回归的方法将所有变量对我们关心变量的影响归纳为一个倾向分值 (propensity score)，然后利用倾向分值将样本进行匹配，并对我们所关心的自变量的处理效应进行估计。这种匹配分析过程类似于随机分组，只要第一步估计倾向得分时控制足够多的影响样本进入对照组或处理组的变量，视其他因素影响为随机，这种估计就是一种相对可靠的准实验方法。由于基于倾向得分匹配的方法不过度依赖线性形式的模型设定，因此有可能得到偏误更小的估计结果；同时，由于匹配过程中可以删除倾向得分过大和过小的样本，寻找共同支撑 (common support) 区间，因此可以得到更可比的处理组和对照组。根据 An (2010) 统计，截至 2009 年，在《美国社会学评论》(American Sociological Review) 和《美国社会学杂志》(American Journal of Sociology) 上发表的论文中，利用倾向得分匹配技术的文章超过了 200 篇，这意味着此种方法已经发展为一种较为成熟的研究方法。倾向得分匹配方法在国内的部分

研究中也运用,如陶然和周敏慧(2012)应用该方法,研究了父母外出务工对农村留守儿童学习成绩的影响。

但是,倾向得分匹配方法也有潜在的问题:首先,简单的倾向得分匹配不能看到处理效应在分布上的影响,只能估计平均处理效应;其次,只使用部分样本在共同支撑区域内进行对照,可能存在不能充分利用样本信息的问题。因此,参照已有文献,我们在稳健性检验部分也加入了分位数回归的估计。

(二) 基本模型与变量

不同于Mincer(1974)的基于线性回归模型的估计方法,基于倾向得分匹配的平均处理效应(Average Treatment Effect on the Treated, ATT)方法通过计算一个倾向得分后,匹配得到可比的控制组和对照组。具体估计步骤如下:首先,基于各类协变量估算个体*i*会出现在处理组(本文为进入体制内工作)的概率,即用logit模型估计倾向得分:

$$p(X_i) \equiv \Pr(D_i = 1 | X_i) = \frac{\exp(\beta X_i)}{1 + \exp(\beta X_i)} \quad (1)$$

其中, $D = (0, 1)$ 表示是否处于处理组, X_i 代表协变量的向量, β 是相应的参数。此处,我们控制的协变量包括性别、工龄及其平方、是否为党员、户口类型、受教育水平、父亲的受教育水平及其是否在体制内部门工作、母亲的受教育水平及其是否在体制内部门工作、地区哑变量。引进这些变量考察其对个体是否进入体制内工作及其收入的影响,是参考了Mincer(1974)和杨瑞龙等(2010)等已有研究控制的变量。其中,父亲和母亲的受教育水平及其是否在体制内工作是反映家庭背景的代理变量,党员等变量也能在一定程度上作为个人能力的代理变量。这些变量对就业和收入的可能影响已经得到大量研究的证明,如对党员身份作用的研究(Knight & Yueh, 2008; Appleton et al., 2009)、对父亲政治身份作用的研究(杨瑞龙等, 2010)、对父亲工作性质影响的研究(Lin & Bian, 1991)、对户籍作用的研究(王美艳, 2003)、对地区差异的研究(林毅夫、刘培林, 2003; 万广华等, 2005)。

倾向得分基础上的常用匹配方法包括最相邻样本匹配、最小半径匹配、核估计匹配等(Becker & Ichino, 2002)。以最相邻样本匹配为例,设*T*和*C*分别为处理组和控制组构成的集合, Y_i^T 和 Y_j^C 为二者的被解释变量, $C(i)$ 表示与处理组中第*i*个观察值对应的控制组匹配样本构成的集合,相应的倾向得分值为 p_i ,则匹配原则可表示为:

$$C(i) = \min_j \|p_i - p_j\| \quad (2)$$

ATT的估计式相应为:

$$\tau = \frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} Y_i^T - \frac{1}{N^T} \sum_{j \in C} w_j Y_j^C \quad (3)$$

其中， N^T 为处理组的观测对象数；假设处理组中第 i 个观察值有 N_i^C 个匹配对象，若 $j \in C(i)$ ，则设定权重为 $w_{ij} = 1/N_i^C$ ，否则设定权重 $w_{ij} = 0$ ，权重 w_j 则定义为 $w_j = \sum_i w_{ij}$ 。

使用倾向得分匹配方法的前提条件有两个：第一，条件独立假设，即在控制了混淆变量 X 以后，收入独立于单位所有制类型；第二，密度函数同支撑假设，即满足 $0 < P(X) < 1$ (Rosenbaum & Rubin, 1983)。条件独立假设要求我们在估计时尽可能多地控制那些可能对收入及个体选择的工作单位所有制性质产生影响的因素，共同支撑假设可以通过软件估计时去掉处理组概率过大和控制组概率过小的部分达到。结合已有的文献和数据，我们尽可能全面地将其他影响因素纳入模型中。

四 数据来源与描述统计

(一) 数据来源

本文所使用的数据来自中国人民大学和香港科技大学调查中心联合进行的中国综合社会调查 (Chinese General Social Survey, CGSS)。该项目至本文写作时共进行了五次大型调查，获得了 2003 年到 2010 年的调查数据^①。该调查数据几乎覆盖了中国所有的省份及直辖市，具有分层随机抽样、大样本和调查信息全面的特点，近年来被社会学及经济学领域的研究广泛采用。

本文采用了中国综合社会调查 (CGSS) 2003 年和 2010 年的数据进行分析，来考察体制内工资溢价的变化情况。由于我们考察的是所有制因素对工资收入溢价的影响，所以只选取了各年份的城市调查数据。由于本文所涉及的部分变量存在缺失值，我们采用调查数据的其他相关问题进行了合理弥补，在下文中有详述。

(二) 变量定义与描述统计

1. 变量定义

如上文模型中所述，本文的被解释变量为个人的职业收入，在 CGSS 中有两种收入，一是全年总收入，二是职业内收入。由于我们所关注的是个体在不同所有制部门

^① 在我们的论文完成之后，较新的 CGSS 数据至 2012 年已经可用，本文仍使用 2010 年数据估计，因为这足以看出趋势变化。

工作获得的劳动报酬的差距,且全年总收入很可能包含了个人的灰色收入、财产收入及其他不明收入,因此,我们选取职业内收入进行分析,在模型中取全年职业收入的自然对数。当然,由于职业内外收入差异不大,因此这个收入选择并不影响结果。我们主要关心的解释变量为个体工作单位的所有制性质。在此,我们将单位所有制性质划分为两类:一是国有体制内部门,包括党政机关、国有企业和事业单位^①;二是体制外部门,包括集体所有、私有/民营、港澳台资、外资所有、中外合资所有。CGSS关于单位的类型有两个问题:一是单位所有制,具体划分为国有、集体所有、私有/民营、港澳台资、外资所有、中外合资所有、其他共7个细类;另一个是单位类型,包括党政机关、企业、事业单位、社会团体、无单位/自雇/自办(合伙)企业和其他。这两个问题可以互为补充:针对第一个问题有缺失值的样本,我们用第二个问题的答案进行填充,如第二个问题中的党政机关、事业单位自然属于体制内,而无单位/自雇/自办(合伙)企业则归为体制外。变量定义如表1。

表1 变量定义说明

变量	说明
全年职业收入的对数	2003年的数据没有直接给出全年职业收入,取月收入乘以12代替
单位所有制性质	体制内=1,体制外=0
性别	男=1,女=0
工龄	被调查年份与第一份职业开始年份之差
政治面貌	党员=1,非党员=0
户口类型	城市户口=1,非城市户口=0
受教育程度 ^②	分为6大类:从未受过正规教育、小学、初中、高中及技校、大专、本科及以上
所在行业	包括农林牧渔、制造业、建筑业等16个大类行业
父/母亲单位所有制	体制内=1,体制外=0
父/母亲受教育水平	分为6大类:从未受过正规教育、小学、初中、高中及技校、大专、本科及以上
省份	分为东部、中部、西部三个地区

资料来源:根据2003年和2010年中国综合社会调查(CGSS)数据整理得到。

- ① 根据1998年9月25日通过的《事业单位登记管理暂行条例》的规定,事业单位是指国家为了社会公益目的,由国家机关举办或者其他组织利用国有资产举办的,从事教育、科技、文化、卫生等活动的社会服务组织。
- ② 在原始问卷中,受教育程度划分为13个类型,有些类型样本过少,因此我们进行了适当合并。比如,2003年和2010年受教育程度为研究生的样本分别为28个和88个,我们将其与受教育程度为本科的样本合并。

2. 描述统计

主要变量的描述性统计如表 2 所示，我们只描述收入都存在的样本。为了使 2010 年与 2003 年的收入可比，我们使用各省 2003 - 2010 年的消费物价指数将 2010 年的调查收入调整为用 2003 年不变价格表示的收入。

表 2 主要变量的描述统计

主要变量	2003 年			2010 年		
	体制内	体制外	全部	体制内	体制外	全部
年职业收入对数	9.06 (0.76)	8.83 (0.96)	8.98 (0.84)	9.93 (0.72)	9.36 (1.01)	9.54 (0.95)
性别	0.55 (0.49)	0.52 (0.50)	0.54 (0.50)	0.60 (0.49)	0.56 (0.50)	0.57 (0.49)
工龄(年)	26.22 (12.69)	21.33 (12.64)	24.50 (12.89)	16.44 (11.37)	19.81 (12.08)	18.69 (11.95)
教育 - 未受过教育(%)	1.95	7.48	4.45	1.31	9.71	8.21
教育 - 小学(%)	10.61	17.39	13.68	2.71	16.68	14.18
教育 - 初中(%)	29.39	36.03	32.39	10.67	31.79	28.01
教育 - 高中及技校(%)	33.12	26.87	30.29	26.45	25.5	25.67
教育 - 大专(%)	16.13	7.64	12.29	27.46	8.84	12.17
教育 - 本科及以上(%)	8.79	4.6	6.89	31.4	7.47	11.76
党员身份	0.28 (0.45)	0.13 (0.34)	0.23 (0.42)	0.36 (0.48)	0.11 (0.31)	0.19 (0.39)
户口类型	0.98 (0.12)	0.87 (0.34)	0.94 (0.23)	0.95 (0.22)	0.65 (0.48)	0.75 (0.43)
父亲单位所有制	0.58 (0.49)	0.37 (0.48)	0.50 (0.50)	0.57 (0.50)	0.33 (0.47)	0.41 (0.49)
母亲单位所有制	0.26 (0.44)	0.18 (0.39)	0.23 (0.42)	0.35 (0.48)	0.19 (0.39)	0.24 (0.43)
样本量	2653	1432	4085	1108	2234	3342

注：括号内为样本标准差；受教育水平数值代表所占百分比。由于父母教育、行业等变量较多，在此不列出描述统计结果。

资料来源：根据 2003 年和 2010 年中国综合社会调查 (CGSS) 数据计算得到。

从表 2 中的数据来看，2010 年较 2003 年体制内和体制外的职业收入都有明显的提高，其中，体制内职业收入提高的幅度大于体制外。我们暂时不剔除通货膨胀的影响，提高的百分比体制内为 87%，体制外为 53%，而且体制内的职业收入一直高于体制外。观察两年数据，体制内外劳动者的性别差异并没有发生特别明显的变化，体制内的劳

动者男性居多也是比较正常的现象，且体制内的党员比体制外多，2010年体制内外党员比例差比2003年有较大提高。城市户口比例在体制内外的差也显著提高，这一现象应该与快速的农村人口进城有较大关联，他们大多在体制外部门就业。在工龄方面，较为明显的是体制内的劳动者平均工龄在减小，这与近年来大学毕业生青睐国有企业、对考公务员有更强的偏好有关。体制内“本科及以上”的劳动力明显增加，且体制内高学历比例显著高于体制外，这也进一步印证了这一在现实中我们所熟知的大学生就业偏好体制内的情况。在父母亲单位所有制方面，体制内外也存在明显的差异：体制内劳动者的父母亲也多是体制内的工作者，这反映了社会关系与社会资本在影响劳动力就业和收入方面的作用，并且随着时间的推移这一差异还在提高。可见，体制内和体制外的劳动者在个人特征和家庭背景上有较大不同。

为了更为直观地看到体制内外的收入差距及其变化情况，我们通过核密度估计图，直接从样本本身出发，展现收入分布上的对比，如图1所示。

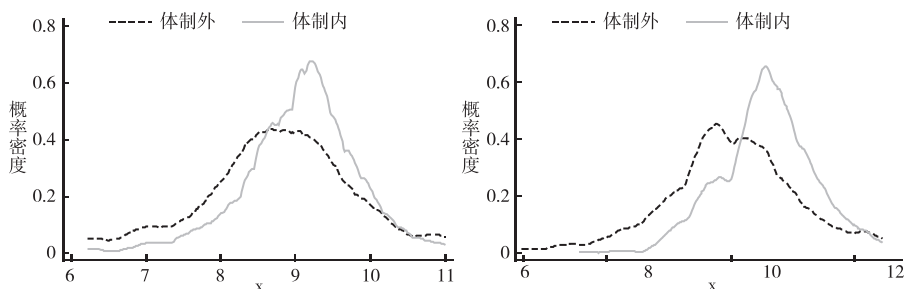


图1 2003年(左)和2010年(右)年职业收入对数的核密度估计

资料来源：根据2003年和2010年中国综合社会调查(CGSS)数据计算得到。

对比图1中的两个核密度估计图，我们可以很明显地观察到，2003年和2010年体制内职业收入的平均值高于体制外，体制外存在更多的中低收入劳动者，体制内则中高收入劳动者更多。在收入分布的尾部，即收入最高的人群中，体制外则要稍多。各年份中体制内劳动者收入的离散程度比体制外的低，这可能与体制内的工作收入更稳定、且其收入带有计划性质有关，即使打破了“铁饭碗”，但是相对于体制外的工作而言，体制内更具有“共享”的特点。以上的初步分析表明，中国劳动力市场可能一直存在体制内工资收入溢价，并且这种溢价水平从2003年到2010年有所变化，但由于就业者特征在体制内外也有显著差异且在变化，因此需要控制其他因素后进行更深入的分析。

五 实证分析结果

(一) 体制内溢价水平的变化情况

我们首先使用 logit 模型估计倾向得分，在计算倾向得分时使用 logit 模型对单位所有制类型这一变量的回归结果如表 3 所示。据此我们得到了以下几点结论和猜想：首先，总体上我们可以看到，模型中的很多变量对于个体是否在体制内工作具有显著的影响，这也证明了进入体制内单位具有选择性；其次，工龄和受教育水平对于进入体制内的影响变小；再次，2003 年，在经济越发达的东部地区，劳动者选择进入体制内工作的可能性越小，由此可推测不同地区可能存在不同水平的体制内工资溢价，这种溢价水平的变化情况将在下文考察，它可能反映出中国不同地区经济体制改革的程度不同；最后，我们还发现，父母亲的单位性质对于个体进入体制内工作有着显著的影响，并且这一影响程度并没有明显的减弱趋势。

表 3 logit 回归结果（被解释变量：是否在体制内工作）

	2003 年	2010 年
性别	-0.055 (0.043)	0.072 (0.061)
工龄	0.018 *** (0.006)	0.013 (0.009)
工龄平方	5.57E-05 (1.20E-04)	-8.48E-05 (1.83E-04)
政治面貌 - 党员	0.201 *** (0.059)	0.267 *** (0.075)
城镇户口	0.861 *** (0.103)	0.579 *** (0.094)
本人受教育水平		
小学	0.262 ** (0.137)	-0.771 (0.827)
初中	0.413 *** (0.134)	-0.823 (0.815)
高中及技校	0.546 *** (0.137)	-0.460 (0.814)
大专	0.858 *** (0.149)	-0.072 (0.815)

续表

	2003年	2010年
本科及以上	0.964 *** (0.168)	-0.036 (0.816)
东部地区	-0.226 *** (0.052)	-0.017 (0.080)
中部地区	0.040 (0.062)	-0.017 (0.091)
父亲受教育水平		
小学	-0.069 (0.059)	0.062 (0.090)
初中	-0.127 (0.073)	0.138 (0.104)
高中及技校	-0.179 ** (0.088)	-0.072 (0.112)
大专	-0.253 * (0.143)	0.123 (0.174)
本科及以上	-0.167 (0.151)	0.241 (0.177)
母亲受教育水平		
小学	-0.084 (0.059)	-0.118 (0.083)
初中	-0.107 (0.083)	-0.351 *** (0.105)
高中及技校	-0.066 (0.107)	-0.349 *** (0.121)
大专	-0.009 (0.219)	-0.298 (0.217)
本科及以上	0.215 (0.276)	-0.640 *** (0.258)
父亲就业是否体制内	0.489 *** (0.049)	0.308 *** (0.071)
母亲就业是否体制内	0.113 * (0.060)	0.180 ** (0.080)
行业变量	控制	控制
常数项	-2.292 *** (0.218)	-0.459 (0.855)
样本量	4747	3344
拟 R ²	0.20	0.43

注：括号内为标准误；*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平；受教育水平参照组为未受过教育，地区参照组为西部地区；行业由于哑变量众多没有列出结果。

资料来源：根据2003年和2010年中国综合社会调查（CGSS）数据计算得到。

在基于 logit 估计获得了每个个体进入体制内工作的概率（即倾向得分）后，我们根据这些概率匹配处理组（体制内劳动者）和控制组（体制外劳动者），计算平均处理效应，即体制内溢价。为了得到可靠结果，需要进行平衡性检验，即检验匹配效果。图 2 和图 3 分别描述了 2003 年和 2010 年处理组和控制组在匹配前后的倾向得分分布。可以看到，在匹配前，控制组和处理组的倾向得分分布差异明显，但在进行匹配后，二者的倾向得分分布高度可比，相比匹配前高度改进。并且，我们的统计检验得到了较小的卡方（ χ^2 ）值，意味着通过了变量间平衡性检验，得到了可比的处理组和控制组^①。

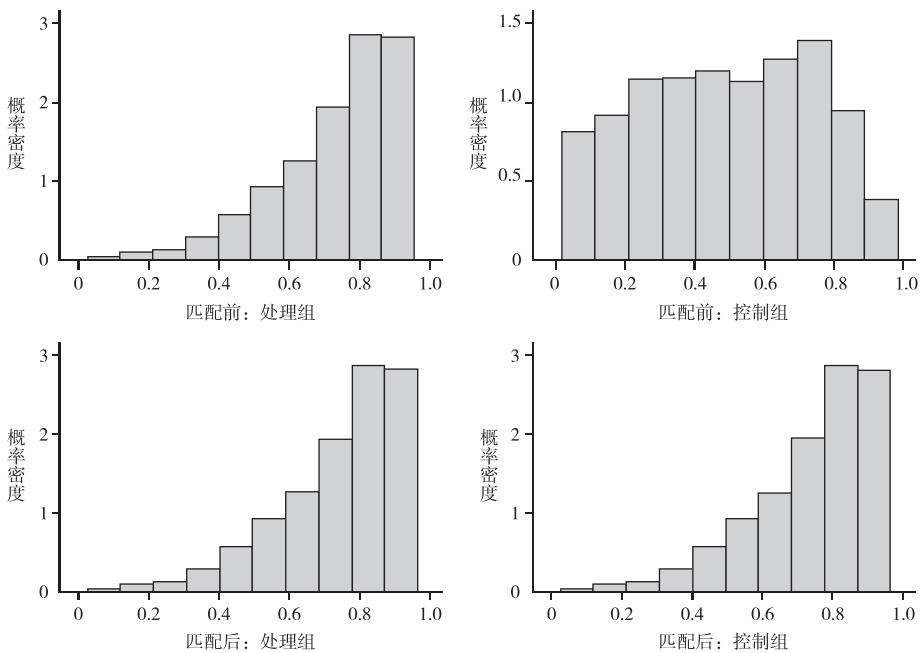


图 2 2003 年匹配前后倾向得分分布对比

资料来源：根据 2003 年中国综合社会调查（CGSS）数据计算得到。

表 4 列示的是在利用 logit 回归得到个体倾向得分后进一步的匹配对比结果，我们先采用一对一（也称为最邻近）匹配办法。在公共支撑区域内，2003 年有 1375 个在体制外工作的劳动力个体（控制组）与 2632 个体体制内劳动力个体（处理组）进行了匹配；2010 年有 1753 个体体制外劳动力个体与 1105 个体体制内劳动力个体进行了匹配。从

^① 我们的数据都通过了平衡性检验，即处理组和控制组在各个控制变量上都没有显著差异，由于结果篇幅过大没有列入文中。

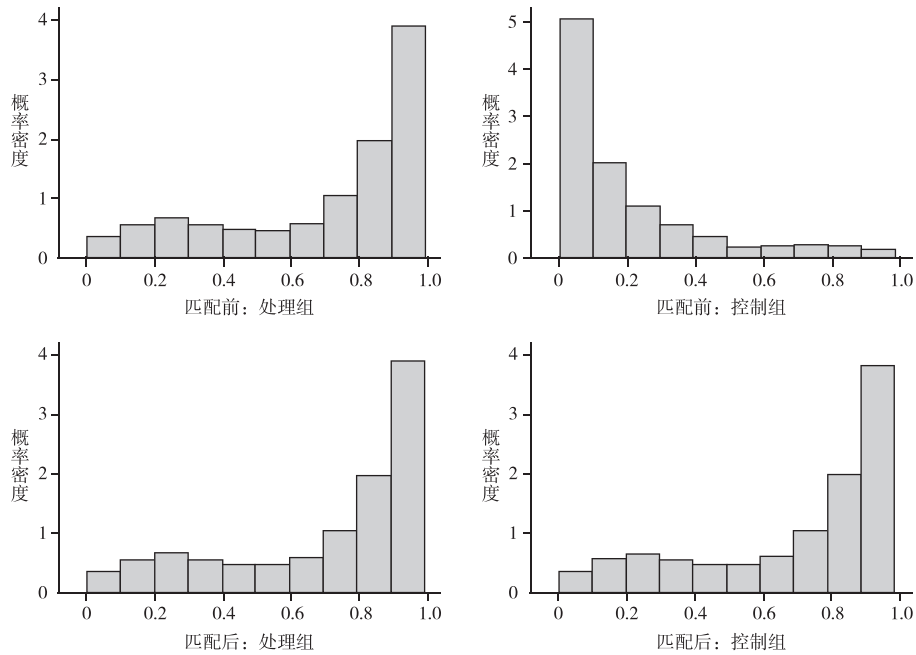


图3 2010年匹配前后倾向得分分布对比

资料来源：根据2010年中国综合社会调查（CGSS）数据计算得到。

从匹配法计算出的体制内溢价来看，由体制内劳动力市场分割所导致的收入差距缩小了：2003年体制内工资收入高于体制外16.5%左右^①，高度显著，而2010年则为不显著的负值，显然体制内溢价水平有显著降低。

表4 一对一倾向得分匹配法得到的ATT值

年份	处理组样本量	控制组样本量	体制内溢价(ATT)	标准误	T值
2003	2632	1375	0.165***	0.054	3.08
2010	1105	1753	-0.004	0.099	-0.04

注：*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

资料来源：根据2003年和2010年中国综合社会调查（CGSS）数据计算得到。

^① 如果体制内收入的对数比体制外收入的对数高ATT，那么体制内比体制外工资收入高出的准确百分比为 $\exp(ATT) - 1$ 。当然，粗略计算的话，由于收入取了对数，ATT本身也可以作为溢价百分比估计值。

(二) 分地区估计体制内溢价水平

采用相同的方法，我们对不同地区进行分析，东、中、西部地区的划分采用国家统计局的划分标准。表5分别报告了东、中、西部地区2003年和2010年的匹配对比结果。

从表5可以看到，如果没有进行匹配，三大地区在体制内的收入显著高于体制外收入，但是匹配之后我们发现，只有2003年东部和中部地区体制内有明显更高的收入，其中中部地区体制内溢价相对更高。西部地区虽然在匹配前有最高的溢价水平，但匹配后体制内外差异变得不明显。

从时间上进行纵向比较看，到2010年，所有地区匹配后的体制内收入溢价都不再显著。这意味着，虽然从简单统计上看体制内人员收入较高，但是这多半是由于其个人特征等因素造成的，当其他特征相似时，平均意义上体制内外收入差异不大。这也从侧面反映了劳动力市场资源配置能力得到全面提高的状况。

表5 不同地区体制内溢价情况

东部地区						
年份		处理组样本量	控制组样本量	体制内溢价(ATT)	标准误	T值
2003	匹配前	1596	802	0.185***	0.035	5.25
	匹配后	1294	765	0.131**	0.065	2.03
2010	匹配前	632	1159	0.298***	0.045	6.61
	匹配后	562	959	0.121	0.125	0.97
中部地区						
年份		处理组样本量	控制组样本量	体制内溢价(ATT)	标准误	T值
2003	匹配前	725	278	0.247***	0.057	4.32
	匹配后	603	276	0.192*	0.117	1.64
2010	匹配前	291	626	0.381***	0.053	7.13
	匹配后	278	468	0.275	0.218	1.27
西部地区						
年份		处理组样本量	控制组样本量	体制内溢价(ATT)	标准误	T值
2003	匹配前	704	334	0.338***	0.058	5.86
	匹配后	573	334	0.046	0.137	0.34
2010	匹配前	256	457	0.490***	0.076	6.45
	匹配后	223	326	-0.218	0.310	-0.70

注：*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

资料来源：根据2003年和2010年中国综合社会调查(CGSS)数据计算得到。

(三) 体制内外内部不同所有制部门的比较

上文的分析中我们将单位所有制划分为体制内和体制外两个大类,这样划分是为了突出经济体制改革过程中,由所有制不同造成的劳动力市场分割的程度,便于整体比较和分析。同时我们知道,两大不同体制的内部还存在不同的单位类型或者所有制形式。为了更清楚细致地描述不同所有制部门之间的工资收入差异,以及更好地观察经济体制改革过程中不同所有制部门的发展情况,我们接下来做细类之间的比较。我们将体制内部门细分为党政机关、国有企业和事业单位三个类别;将体制外部门细分为集体所有企业、民营企业和含外资成分的企业三个类别^①。在上文不同体制间比较结论的基础上,本节观察体制内和体制外内部细分部门间的收入对比,对比结果见表6。

表6 不同所有制部门内部的详细比较

		年份	处理组样本量	控制组样本量	体制内溢价(ATT)	标准误	T值
体制内	党政机关与国企及事业单位比较	2003	186	2381	0.193 *	0.104	1.86
		2010	177	578	0.080	0.127	0.63
	事业单位与国企比较	2003	613	1792	0.161 *	0.093	1.72
		2010	411	400	-0.183	0.290	-0.63
	党政机关与国企比较	2003	133	1760	0.276 **	0.122	2.26
		2010	177	181	-0.444	0.296	-1.50
体制外	集体企业与民营企业及含外资企业比较	2003	366	643	-0.364 ***	0.116	-3.13
		2010	154	1578	0.014	0.110	0.12
	民营企业与含外资企业比较	2003	542	52	0.022	0.329	0.07
		2010	1386	80	-0.234	0.313	-0.75
	集体企业与民营企业比较	2003	366	591	-0.301 ***	0.117	-2.58
		2010	168	1500	-0.020	0.137	-0.15

注:*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

资料来源:根据2003年和2010年中国综合社会调查(CGSS)数据计算得到。

通过比较可以看到,对于体制内部门,2003年党政机关与国企及事业单位之间有显著的“溢价”。对于可比的个体,党政机关和事业单位相比于国企都有较高收入水平,党政机关的工资收入溢价水平更高。对于体制外部门,2003年集体企业相对于民营企业和含外资企业的工资溢价显著为负,而民营企业和含外资企业间则差异不明显。到了2010年,无论是体制内还是体制外部门内部,工资溢价都不再明显。这

^① 含外资成分的企业具体包括港澳台资、外资所有和中外合资三种。

意味着劳动者在各部门间实现了较为充分的流动，使得各个部门间相同素质的劳动者能够获得大致可比的收入。和上文对地区的分析一样，这也意味着劳动力市场的逐步完善。

六 稳健性分析

我们采用两种方法对主要结论进行稳健性检验，一是采用分位数回归方法，二是采用另外两种匹配计算平均处理效应（ATT）的方法。

（一）分位数回归

在描述性统计部分，我们根据核密度估计图猜测了在不同收入水平上工资差异水平可能有所不同。并且，ATT 的估计结果是所有个体平均的处理效应。在本部分，我们应用分位数回归的方法观察 0.1、0.25、0.5、0.75 及 0.9 分位点上，单位所有制类型对职业收入的影响，对前文做一个验证和补充。2003 年和 2010 年的分位数回归结果分别见附表 1 和附表 2。

通过分位数回归我们发现，体制内劳动者对体制外劳动者的优势在不同分位点上呈现出明显的变化。2003 年的结果表明，从低收入群体到高收入群体，体制内劳动者的优势在减弱，0.1、0.25 和 0.5 分位点上体制内的系数分别为 0.254、0.136、0.086；0.75 分位点上回归结果不显著，说明在这一收入水平上体制内外不存在显著的工资差异；但在 0.9 分位点上，系数为 -0.106 且显著，这与体制外一些特殊的行业及特殊的职业具有高收入的实际情况也是相符的。2010 年的分位数回归结果总体上也呈现出类似的特征，不过体制内部门在更少的分位点上有优势，只有在 0.1 和 0.25 分位点上的收入高于体制外，而在 0.9 分位点上的收入反倒低 15.8%。这些数据说明，越是在高收入群体中，具有高能力的劳动者在体制外甚至能获得更高收入；但在中低收入群体中，体制内的工资决定机制使得体制内这部分群体仍有一定收入优势。但从总体平均意义上看，体制内外收入溢价随着时间变得不再显著^①。

（二）其他匹配办法

在前文中，我们得出了中国劳动力市场在 2003 年存在显著的体制内溢价，但 2010

① 我们用简单 OLS 方法估计了体制溢价。2003 年，控制其他因素后，体制内的收入水平大概高 6.78% 且高度显著；2010 年，体制内变量系数不再显著。这些结论互相验证了稳健性。限于篇幅，OLS 结果没有列入正文。

年不再明显的结果。我们上文主要采用了一对一匹配办法，为了反复验证该结论，我们采用另外两种匹配方法，即最小半径匹配和核匹配。这两种匹配方法在寻找体制内个体的可比对象时，分别采用在一个倾向得分半径内的所有控制组对比和使用核概率加权所有样本对比。表7为两种算法对应的计算结果。与表4的结果相比较，两种匹配方法得到的2003年ATT值有微小的下降，但仍然高度显著，而2010年的溢价水平仍然不显著，可以说前文的实证结果是可靠的。

表7 其他匹配方法估计

年份	匹配方法	处理组样本量	控制组样本量	体制内溢价(ATT)	标准误	T值
2003	最小半径法	2501	1375	0.101 **	0.043	2.32
	核匹配法	2501	1375	0.098 **	0.041	2.36
2010	最小半径法	1050	1753	0.049	0.087	0.56
	核匹配法	1050	1753	0.057	0.077	0.74

注：最小半径法选择了0.01为匹配半径，核匹配法选择了带宽0.01及正态核函数；当最小半径分别选择0.02、0.03、0.04和0.05时，2003年的ATT估计值分别为0.097、0.097、0.097和0.098，都在5%的显著性水平上显著；2010年的ATT估计值分别为0.0658、0.0672、0.0597和0.0513，都是不显著的；对核匹配选取不同带宽也不影响结论。

资料来源：根据2003年和2010年中国综合社会调查（CGSS）数据计算得到。

七 总结及政策建议

本文从中国的实际情况出发，在劳动力市场分割理论的基础上，研究了单位所有制类型对个体工资收入差异的影响。我们利用2003年和2010年CGSS数据进行对比分析，主要运用倾向得分匹配法，考察了随着中国经济体制改革的深入，体制内溢价水平的变化趋势以及体制内溢价在不同地区之间、不同部门内部的差异。本文得到了以下结论：第一，通过2003年与2010年的比较我们发现，中国的体制内溢价水平有明显下降的趋势；第二，通过地区间的横向比较和各地区时间上的纵向比较发现，中国东部和中部地区的体制内溢价水平相对较高，但随着时间的推移也变得不再明显；第三，我们对体制内和体制外部门的所有制类型进行了进一步的划分，更为细致地研究了所有制部门之间的差异，结果表明，早期中国党政机关和事业单位存在较高水平的溢价，集体企业的待遇最低，民营企业及含外资成分的企业所构成的市场竞争较为充分，可比个体在2010年不同部门间收入差异不大。采用分位数回归发现，体制内溢价主要体

现在中低收入者的溢价上，这意味着僵化的体制内劳动力市场可能主要保护了较低素质的劳动力，而对高素质劳动者，体制内溢价甚至是负的。这一点在2003年和2010年没有本质变动^①。

正如Fields（2007）所说，相同生产率的劳动者在不同部门赚取的工资不同，是劳动力市场分割无效率的一个重要特征。而本文发现，在中国经济体制改革的过程中，体制内高溢价的状况已经得到显著改善，目前主要是结构上存在一定问题，如低收入层面的体制内劳动者受到较多保护，而高收入层面的体制外劳动者相对市场而言收入受到一定抑制。无论怎样，中国劳动力市场的改进将有助于经济的进一步发展。

附录：

附表1 2003年分位数回归结果

全年职业收入自然对数					
	q = 0.1	q = 0.25	q = 0.5	q = 0.75	q = 0.9
工作是否体制内	0.254 *** (0.059)	0.136 *** (0.035)	0.086 *** (0.028)	-0.015 (0.030)	-0.106 ** (0.047)
性别	0.079 (0.051)	0.147 *** (0.030)	0.169 *** (0.024)	0.198 *** (0.026)	0.244 *** (0.040)
工龄	-0.015 * (0.007)	-0.005 (0.004)	0.00008 (0.003)	0.010 ** (0.003)	0.003 (0.006)
工龄平方	0.0004 *** (0.0001)	0.0002 *** (0.00008)	0.0001 (0.00007)	-0.0001 * (0.00007)	-0.00006 (0.0001)
政治面貌 - 党员	0.362 *** (0.066)	0.200 *** (0.039)	0.124 *** (0.031)	0.111 *** (0.034)	0.107 ** (0.052)
城镇户口	-0.087 (0.118)	-0.096 (0.069)	-0.128 ** (0.055)	-0.183 *** (0.060)	-0.173 * (0.093)
本人受教育水平					
小学	0.517 *** (0.167)	0.258 *** (0.098)	0.216 *** (0.078)	0.105 (0.085)	0.185 (0.132)
初中	0.639 *** (0.162)	0.283 *** (0.095)	0.283 *** (0.076)	0.223 *** (0.082)	0.337 *** (0.128)
高中及技校	0.863 *** (0.165)	0.492 *** (0.097)	0.472 *** (0.077)	0.414 *** (0.084)	0.507 *** (0.129)

① 我们只是考虑了收入，而没有考虑职业带来的其他福利，比如隐性福利以及社会地位等。如果考虑这些，体制内溢价将会更高，同时，这也能解释为什么体制内高端溢价为负但仍可维持的局面。对这个问题的进一步分析将是未来的研究方向。

续表

全年职业收入自然对数					
	q=0.1	q=0.25	q=0.5	q=0.75	q=0.9
大专	1.069*** (0.177)	0.684*** (0.104)	0.674*** (0.083)	0.640*** (0.091)	0.764*** (0.140)
本科及以上	1.366*** (0.193)	0.986*** (0.114)	0.927*** (0.091)	0.932*** (0.099)	1.043*** (0.153)
父亲受教育水平					
小学	-0.007 (0.072)	0.036 (0.042)	0.04 (0.033) ⁵	0.065* (0.036)	-0.016 (0.056)
初中	0.098 (0.089)	0.054 (0.052)	0.101** (0.041)	0.113** (0.045)	-0.007 (0.070)
高中及技校	-0.029 (0.106)	0.077 (0.062)	0.129** (0.050)	0.118** (0.054)	0.151* (0.084)
大专	0.113 (0.173)	0.205** (0.102)	0.194** (0.081)	0.162* (0.088)	0.317** (0.136)
本科及以上	-0.001 (0.178)	0.191* (0.105)	0.087 (0.083)	0.116 (0.091)	0.194 (0.141)
母亲受教育水平					
小学	0.065 (0.072)	0.059 (0.042)	0.047 (0.033)	0.046 (0.036)	0.116** (0.056)
初中	0.088 (0.100)	0.080 (0.059)	0.028 (0.047)	0.043 (0.051)	0.063 (0.079)
高中及技校	0.025 (0.128)	0.046 (0.075)	0.137** (0.060)	0.143** (0.066)	0.0008 (0.101)
大专	0.030 (0.259)	0.010 (0.152)	0.103 (0.122)	0.026 (0.132)	-0.117 (0.204)
本科及以上	0.517* (0.296)	0.175 (0.174)	0.183 (0.139)	0.111 (0.152)	0.174 (0.234)
父亲就业是否体制内	-0.076 (0.060)	-0.060* (0.036)	-0.047* (0.028)	-0.079** (0.030)	-0.147*** (0.047)
母亲就业是否体制内	0.032 (0.072)	0.088** (0.042)	0.085** (0.034)	0.0905** (0.037)	0.111* (0.057)
东部地区	0.474*** (0.062)	0.310*** (0.036)	0.306*** (0.029)	0.255*** (0.031)	0.305*** (0.049)
中部地区	-0.094 (0.073)	-0.122*** (0.043)	-0.089*** (0.035)	-0.172*** (0.037)	-0.154*** (0.057)
行业	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	6.495*** (0.267)	7.478*** (0.158)	7.892*** (0.126)	8.341*** (0.137)	8.723*** (0.211)
样本量	4007	4007	4007	4007	4007

注：括号内为标准误；*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平；q表示分位点；受教育水平参照组为未受过教育，地区参照组为西部地区；控制了16个大类行业，由于篇幅较大未列入表中。

资料来源：根据2003年中国综合社会调查（CGSS）数据计算得到。

附表 2 2010 年分位数回归结果

全年职业收入自然对数					
	q = 0. 1	q = 0. 25	q = 0. 5	q = 0. 75	q = 0. 9
工作是否体制内	0. 127 * (0. 076)	0. 090 ** (0. 044)	0. 059 (0. 044)	-0. 027 (0. 053)	-0. 158 ** (0. 065)
性别	0. 287 *** (0. 055)	0. 283 *** (0. 032)	0. 313 *** (0. 032)	0. 375 *** (0. 039)	0. 283 *** (0. 047)
工龄	0. 040 *** (0. 008)	0. 028 *** (0. 004)	0. 033 *** (0. 0049)	0. 025 *** (0. 005)	0. 034 *** (0. 007)
工龄平方	-0. 001 *** (0. 0002)	-0. 0007 *** (0. 0001)	-0. 0008 *** (0. 0001)	-0. 0006 *** (0. 0001)	-0. 0007 *** (0. 0001)
政治面貌 - 党员	0. 054 (0. 073)	0. 097 ** (0. 043)	0. 0991 ** (0. 043)	0. 013 (0. 052)	0. 116 * (0. 063)
城镇户口	0. 009 (0. 074)	0. 007 (0. 043)	-0. 008 (0. 043)	0. 039 (0. 052)	0. 096 (0. 064)
本人受教育水平					
小学	-1. 093 (0. 991)	-0. 562 (0. 579)	-0. 309 (0. 578)	-0. 002 (0. 702)	0. 291 (0. 850)
初中	-1. 037 (0. 986)	-0. 491 (0. 576)	-0. 341 (0. 574)	0. 061 (0. 697)	0. 300 (0. 845)
高中及技校	-0. 762 (0. 985)	-0. 254 (0. 576)	-0. 104 (0. 574)	0. 407 (0. 697)	0. 578 (0. 845)
大专	-0. 451 (0. 986)	0. 108 (0. 576)	0. 266 (0. 575)	0. 677 (0. 698)	0. 838 (0. 845)
本科及以上	-0. 036 (0. 987)	0. 452 (0. 576)	0. 600 (0. 575)	1. 100 (0. 698)	1. 225 (0. 846)
父亲受教育水平					
小学	0. 020 (0. 080)	-0. 012 (0. 046)	0. 030 (0. 046)	0. 0772 (0. 057)	0. 180 *** (0. 068)
初中	0. 002 (0. 092)	0. 032 (0. 054)	-0. 002 (0. 053)	0. 005 (0. 065)	0. 123 (0. 079)
高中及技校	-0. 024 (0. 103)	-0. 011 (0. 060)	-0. 008 (0. 060)	-0. 006 (0. 073)	0. 067 (0. 088)

续表

全年职业收入自然对数					
	q = 0.1	q = 0.25	q = 0.5	q = 0.75	q = 0.9
大专	0.106 (0.176)	0.044 (0.102)	-0.038 (0.102)	-0.141 (0.125)	-0.064 (0.150)
本科及以上	0.005 (0.173)	0.074 (0.101)	0.167* (0.100)	0.265** (0.122)	0.336** (0.148)
母亲受教育水平					
小学	-0.056 (0.073)	0.065 (0.042)	0.066 (0.042)	0.079 (0.051)	0.108* (0.062)
初中	0.026 (0.095)	0.075 (0.055)	0.083 (0.055)	0.101 (0.066)	0.023 (0.081)
高中及技校	0.074 (0.114)	0.143** (0.066)	0.106 (0.066)	0.112 (0.080)	0.192** (0.097)
大专	0.092 (0.222)	0.240* (0.129)	0.388*** (0.129)	0.383** (0.157)	0.185 (0.190)
本科及以上	0.397 (0.285)	0.404** (0.166)	0.371** (0.166)	0.346* (0.201)	0.245 (0.244)
父亲就业是否体制内					
	0.088 (0.066)	-0.002 (0.038)	-0.029 (0.038)	-0.074 (0.047)	-0.032 (0.056)
母亲就业是否体制内					
	-0.066 (0.077)	-0.048 (0.045)	0.024 (0.045)	0.023 (0.054)	-0.064 (0.066)
东部地区					
	0.371*** (0.071)	0.340*** (0.041)	0.392*** (0.041)	0.328*** (0.050)	0.280*** (0.060)
中部地区					
	0.003 (0.078)	-0.057 (0.045)	-0.116** (0.046)	-0.231*** (0.055)	-0.413*** (0.067)
行业					
	控制	控制	控制	控制	控制
常数项					
	9.306*** (1.023)	8.970*** (0.598)	9.033*** (0.597)	9.000*** (0.724)	9.329*** (0.877)
样本量					
	2858	2858	2858	2858	2858

注：括号内为标准误；*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平；q表示分位点；受教育水平参照组为未受过教育，地区参照组为西部地区；控制了16个大类行业，由于篇幅较大未列入表中。

资料来源：根据2010年中国综合社会调查（CGSS）数据计算得到。

参考文献：

- 陈弋、Sylvie Démurger、Martin Fournier、杨真真（2005），《中国企业的工资差异和所有制结构》，《世界经济文汇》第6期，第11-31页。
- 陈斌开、杨依山、许伟（2009），《中国城镇居民劳动收入差距演变及其原因：1990-2005》，《经济研究》第12期，第30-42页。
- 赖德胜（1998），《教育、劳动力市场与收入分配》，《经济研究》第5期，第42-49页。
- 李荻、张俊森、赵耀辉（2005），《中国城镇就业所有制结构的演变：1988-2000年》，《经济学（季刊）》第4卷第10期，第23-44页。
- 林毅夫、刘培林（2003），《中国的经济发展战略与地区收入差距》，《经济研究》第3期，第19-25页。
- 陶然、周敏慧（2012），《父母外出务工与农村留守儿童学习成绩——基于安徽、江西两省调查实证分析的新发现与政策含义》，《管理世界》第8期，第68-77页。
- 万广华、陆铭、陈钊（2005），《全球化与地区间收入差距：来自中国的证据》，《中国社会科学》第3期，第17-26页。
- 王美艳（2003），《转轨时期的工资差异：歧视的计量分析》，《数量经济技术经济研究》第5期，第94-98页。
- 邢春冰（2005），《不同所有制企业的工资决定机制考察》，《经济研究》第6期，第16-26页。
- 杨瑞龙、王宇锋、刘和旺（2010），《父亲政治身份、政治关系和子女收入》，《经济学（季刊）》第9卷第3期，第871-890页。
- 尹志超、甘犁（2009），《公共部门和非公共部门工资差异的实证研究》，《经济研究》第4期，第129-140页。
- 张车伟、薛欣欣（2008），《国有部门与非国有部门工资差异及人力资本贡献》，《经济研究》第4期，第15-25页。
- An, Weihua (2010). Bayesian Propensity Score Estimators: Incorporating Uncertainties in Propensity Scores into Causal Inference. *Sociological Methodology*, 40 (1), 151-189.
- Appleton, Simon, John Knight, Lina Song & Qingjie Xia (2009). The Economics of Communist Party Membership: The Curious Case of Rising Numbers and Wage Premium

- during China's Transition. *The Journal of Development Studies*, 45 (2), 256 – 275.
- Becker, Sascha & Andrea Ichino (2002). Estimation of Average Treatment Effects Based on Propensity Scores. *Stata Journal*, 2 (4), 358 – 377.
- Deng, Quheng & Shi Li (2009). What Lies behind Rising Earnings Inequality in Urban China? Regression-based Decompositions. *CESifo Economic Studies*, 55 (3–4), 598 – 623.
- Disney, Richard, Alissa Goodman, Amanda Gosling & Chris Trinder (1998). *Public Pay in Britain in the 1990s*. London: The Institute for Fiscal Studies Press.
- Fields, Gary (2007). Labor Market Policy in Developing Countries: A Selective Review of the Literature and Needs for the Future. *World Bank Policy Research Working Paper*, No. 4362.
- Gyourko, Joseph & Joseph Tracy (1988). An Analysis of Public- and Private-Sector Wages Allowing for Endogenous Choices of Both Government and Union Status. *Journal of Labor Economics*, 6 (2), 229 – 253.
- Heckman, James (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, 47 (1), 153 – 162.
- Knight, John & Lina Song (2003). Increasing Urban Wage Inequality in China. *Economics of Transition*, 11 (4), 597 – 619.
- Knight, John & Linda Yueh (2008). The Role of Social Capital in the Labour Market in China. *Economics of Transition*, 16 (3), 389 – 414.
- Krueger, Alan (1988). Are Public Sector Workers Paid More than Their Alternative Wage? Evidence from Longitudinal Data and Job Queues. *NBER Working Paper*, No. w2500.
- Lin, Nan & Yanjie Bian (1991). Getting ahead in Urban China. *American Journal of Sociology*, 97 (3), 657 – 688.
- Meng, Xin (2000). *Labour Market Reform in China*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Mincer, Jacob (1974). *Schooling, Experience, and Earnings*. New York: Columbia University Press.
- Mueller, Richard (1998). Public-Private Sector Wage Differentials in Canada: Evidence from Quantile Regressions. *Economics Letters*, 60 (2), 229 – 235.
- Rosenbaum, Paul & Donald Rubin (1983). The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. *Biometrika*, 70 (1), 41 – 55.

Smith, Sharon (1976). Pay Differential between Federal Government and Private Sector Workers. *Industrial and Labor Relations Review*, 29 (2), 179 – 197.

Xie, Yu & Xiaogang Wu (2008). Danwei Profitability and Earnings Inequality in Urban China. *The China Quarterly*, 195 (1), 558 – 581.

Zhao, Yaohui (2002). Earnings Differentials between State and Non-State Enterprises in Urban China. *Pacific Economic Review*, 7 (1), 181 – 197.

Trend of Wage Premium of In-system in China: Evidence from CGSS Data

Sun Wenkai, Wang Jing & Li Hong

(School of Economics, Renmin University of China)

Abstract: This paper employs propensity score matching method to estimate the wage premium of government, public institution and state-owned enterprise (SOE) with data from Chinese General Social Survey 2003 and 2010. Compared with 2003, the wage premium in 2010 significantly decreased. By region, the wage premium in eastern and central China was high and significant in 2003 while insignificant in 2010. The wage premium in western China remained insignificant from 2003 to 2010. Decomposing the institutional sector, staff in government had the highest wage premium while workers in state-owned enterprise had the lowest wage premium in 2003. For other sectors, collectively-owned enterprise had the lowest wage premium in 2003. There was no significant difference among these sectors in 2010. These findings suggest that China's labor market has developed greatly in the 21st century.

Keywords: wage premium, propensity score matching, economic system reform

JEL Classification: E24, J08, J31

(责任编辑：周敏丹)