

长得好有高收入?

——中国劳动力市场的相貌歧视问题研究

刘一鹏 郑元 张川川*

摘要: 劳动力市场上的相貌歧视会损害市场的公平与效率,探究中国劳动力市场相貌歧视的存在性及其作用机制,对于保障劳动者合法权益,促进社会公平和经济稳步发展都有十分重要的意义。本文基于中国家庭追踪调查(CFPS)2010年数据,研究了劳动力市场的相貌歧视问题。普通最小二乘(OLS)回归结果表明,相貌高于平均水平不会有统计上显著的工资升水,但相貌低于平均水平使男性劳动者工资率显著降低17.8%,女性劳动者工资率显著降低9.5%。为了更好地避免参数估计的内生性问题,本文使用配偶相貌作为自身相貌的工具变量,进行了工具变量估计,结论与OLS估计基本一致。进一步的分析显示,相貌对工资的影响很大一部分是由雇主歧视造成的,但也有一部分来自相貌带来的生产率差异。

关键词: 相貌歧视;工资;劳动力市场

一、引言

相貌是指一个人的面容、身材、衣着等外在形象。相貌作为视觉传播的对象,对个人生活的影响潜移默化。从生物学角度上讲,良好的相貌是优良遗传基因的体现。个体表现在外形、声音、气味上的一些特征能够显示其健康的身体状况及可遗传的优良性状,因而良好的相貌特征可以增大择偶成功的概率(Grammer et al., 2003)。个体相貌也会对其社会经济地位产生影响。Hamermesh 和 Biddle (1994)最早研究了个体相貌与工资和就业之间的关系,发现相貌较差的劳动者其工资水平显著更低,这部分地源于劳动力市场存在的相貌歧视。以 Hamermesh 和 Biddle (1994)的研究为开端,越来越多的经济学家开始研究个体相貌对于劳动收入以及就业机会的影响,相貌的内涵也从一般性的容貌特征延伸到身高、体重、发色、种族等多个维度(Averett and Korenman, 1996; Mobius and Rosenblat, 2006; Johnston, 2010),国外有关相貌与劳动力市场表现之间关系的研究逐渐成熟和体系化,被 Hamermesh (2011)概括为“美貌经济学”。

* 刘一鹏,中央财经大学经济学院,邮政编码:102206,电子信箱:liu_allwin@163.com;郑元,中央财经大学经济学院,邮政编码:102206,电子信箱:zhengyuan_cufe@163.com;张川川(通讯作者),中央财经大学经济学院,邮政编码:100081,电子信箱:ccz.zhang@gmail.com。

作者感谢国家自然科学基金青年项目“生育水平、性别选择与女性发展”(项目编号:71503282)的资助,感谢中央财经大学经济学院应用微观计量学术讨论班与会者及匿名评审人的评论和修改建议。文责自负。

随着市场竞争日益激烈,我国劳动力市场中的相貌歧视问题逐渐凸显,劳动者合法权益由于相貌原因受到侵害的案件层出不穷。如2006年发生的“中国相貌歧视第一案”中,某大学应届毕业生在已经与用人单位签订劳动合同的情况下,被告知由于形象不符合要求,公司拒绝履行劳动合同^①;无独有偶,早在2003年就有应聘者因为“容貌丑陋”在应聘中屡屡碰壁,面试千次无一成功,并引发社会关注^②。随着市场化程度的不断加深,市场竞争日益激烈,用人单位越来越看重“形象好,气质佳”的应聘者,使上述现象屡见不鲜,成为社会关注的焦点。根据Kuhn和Shen(2010)对我国2008–2011年劳动力市场招聘信息的统计分析,市场中将近10%的企业对于求职者有相貌上的要求,而在相对低技术需求的职位招聘广告中,有明确相貌要求的企业比例更是高达15%。

在劳动经济学理论中,劳动力市场歧视是“具有相同能力、教育、培训和经历并最终表现出相同生产率的劳动者,由于一些非经济的个人特征引起的在就业、职业选择、晋升、工资水平、接受培训等方面的不公正待遇”(Ehrenberg and Smith, 2006)。这里我们应该区分“纯粹的相貌歧视”和“因相貌带来的生产率差异”,不可否认现实生活中有很多职业对从业者的形象气质有严格的要求,并且这种严格要求是基于与相貌相联系的生产率差异的,这部分要求就不属于歧视范畴。就业歧视损害劳动者的合法权益,使他们失去平等的就业机会;同时,招聘中纯粹出于歧视的相貌要求也提高了用人单位的生产成本,影响了企业的效率;站在整个社会的角度上来看,劳动歧视有碍社会的公平正义,并且降低了社会生产效率和社会总体福利水平。

尽管相貌歧视造成了劳动者福利和劳动力市场资源配置效率的损失,但国内针对劳动者相貌与劳动力市场表现之间关系的研究很少。有鉴于此,本文使用中国家庭追踪调查(CFPS)数据,从经验上考察个体相貌对工资率的影响及其作用机制,检验我国劳动力市场中是否存在相貌歧视,以弥补国内该领域研究的空白,并尝试为保护劳动者权益的法规与政策的制定提供可靠的理论支持。本文的实证研究显示,相貌低于平均水平会使男性劳动者工资率显著降低17.8%,使女性劳动者工资率显著降低9.5%,相貌对工资的影响很大一部分由雇主歧视造成,但也有一部分来自相貌差异带来的生产率差异。

本文其余部分的结构安排如下:第二部分回顾相关文献;第三部分介绍实证策略;第四部分介绍本文所使用的数据;第五部分报告实证结果;第六部分为结论和政策建议。

二、文献综述

在早期的经济学理论中,劳动力作为一种生产要素常被认为是同质的,直至人力资本理论发展起来,经济学家们才开始关注劳动力要素的特质差异,同时产生了针对不同特质的劳动歧视研究。Hamermesh和Biddle(1994)较早研究了与相貌相关的劳动力市场歧视问题。基于美国与加拿大就业及生活质量调查数据,他们估计了相貌与个体就业及工资收入的关系,发现与相貌处于平均水平者相比,相貌较差的男性员工的工资水平显著低了5%~10%,他们将由相貌造成的收入减少叫做“丑陋罚金”(Ugliness Penalty);相应地,相貌较好的男性

① 搜狐新闻:“全国相貌歧视第一案”,参见:<http://news.sohu.com/20070208/n248110755.shtml>。

② 新华网:“天津女孩张静:只因相貌丑陋 面试千次不成功”,参见:http://news.xinhuanet.com/newscenter/2003-07/31/content_1004146.htm。

员工的工资水平则有5%的“美貌溢价”(Beauty Premium)。虽然相貌较好的劳动者往往会进入相貌能促进生产效率的行业,但控制这部分影响之后相貌对工资的影响仍然存在,表明存在相貌歧视。在Hamermesh和Biddle(1994)之后,经济学者逐渐开始关注相貌歧视问题,先后用不同数据印证相貌歧视的存在。Averett和Korenman(1996)使用国家青年人口跟踪调查数据研究发现,身高体重指数(BMI)显示为肥胖的女性,其家庭收入低于BMI处于正常范围的女性。他们使用同性兄弟姐妹的数据控制家庭背景等因素的影响,结果表明肥胖的女性结婚的可能性更低,伴侣的工资也更低,从而导致较低的家庭收入。使用时间序列数据,Harper(2000)研究发现相貌较差或者身材矮小都会显著降低个体的工资收入,身材高大的男性更受雇主青睐,而肥胖的女性更难就业和结婚,尽管工资收入差距一部分是行业差异造成的,但是仍存在雇主歧视因素。Johnston(2010)研究了女性发色对于其自身以及配偶工资收入的影响,发现金发女性享有的“美貌溢价”相当于多接受一年教育,同时金发女性更容易找到伴侣,伴侣的工资也会比其他人高出6%。

那么,为什么相貌会影响就业和收入呢?理论上主要有两种解释:其一,良好的相貌在特定情况下能够提高劳动者的生产率,比如漂亮的销售员更容易说服顾客;其二,劳动力市场存在相貌歧视,这又可以区分为统计歧视和纯粹基于偏见的歧视。如果雇主因为高估了具有较好相貌的雇员的生产能力而偏好雇佣具有较好相貌的雇员,则可以认为存在针对相貌的统计歧视;如果是纯粹出于个人偏好而倾向于雇佣拥有较好相貌的雇员,则存在基于偏见的歧视。大多数学者认为以上两种原因是同时存在的。Mobius和Rosenblat(2006)利用实验经济学方法验证了“美貌溢价”的存在,并总结了相貌影响工资的三条传导机制:一是良好的相貌增强自信心;二是雇主错误地认为相貌较好的员工能力更强,即统计性歧视;三是相貌较好的人有机会锻炼出更强的社交能力和沟通能力。Judge等(2009)利用时间序列数据研究了相貌影响劳动参与和收入的传导机制,认为相貌不仅直接影响劳动者的收入,而且会通过增强劳动者的自我认同感以及受教育阶段的倾向性投入来提高劳动者的生产率,从而提高工资。Scholz和Sicinski(2015)认为相貌带来的工资差距不仅仅是歧视造成的,他们使用美国的时间序列数据研究男性高中时期的相貌与其中年时工资收入水平之间的关系,发现良好的相貌与自信度、外向性格、学生时代课外活动参与度高度相关。相貌较好的人在学生时代得到更多的锻炼机会,增强了领导力、沟通能力与合作意识等优秀的品质,而这些品质正是用人单位所重视的,为劳动者带来较高收入。Lee和Ryu(2012)从整容的角度入手,支持了Hamermesh和Biddle(1994)劳动力市场存在“美貌溢价”的观点,并且在控制家庭背景与个人特质之后这种溢价依然显著。Sean等(2012)研究了美国地产经理人相貌与其工资之间的关系,发现相貌越好的地产经理人所成交的地产价格越高,为雇主创造的财富也越多,因而有更高的工资。

尽管发达国家对于劳动力市场相貌歧视已经有了丰富的研究成果,但基于中国的研究为数不多,而且集中于劳动者的身高体重特征,缺乏对容貌的研究,有待进一步完善。高文书(2009)使用上海等十二城市住户调查数据所做的研究显示,身高对于劳动者的工资水平有很强的正向影响。江求川和张克中(2013)指出,身材“偏胖”对女性的工资收入和就业都有显著的负面影响;女性身高每增加1厘米,其工资收入会提高1.5%~2.2%。Luo和Zhang(2012)使用CFPS数据,发现身高体重指数(BMI)与就业和工资之间存在非线性关系。Pan等(2013)使用城镇居民基本医疗保险调查数据,同样发现体形与就业几率之间存在“倒U型”关

系。可见,国内有关相貌歧视问题的研究大多针对劳动者的身材特征,缺乏对于劳动者相貌影响的考察,本文利用 CFPS 数据探究相貌对工资与就业的影响,是对国内文献的重要补充。

三、实证方法

我们采用类似 Hammersh 和 Biddle (1994) 的模型设定,估计如下方程:

$$\log(wage)_i = \beta_0 + \beta_1 Above_i + \beta_2 Below_i + \sum \lambda_{ij} C_{ij} + \mu_i \quad (1)$$

其中, $\log(wage)_i$ 为第 i 个个体的工资率对数值, $Above_i$ 、 $Below_i$ 代表衡量相貌高于或者低于平均值的两个哑变量, C_{ij} 是用作控制变量的 j 个个体特征变量, 包括年龄、年龄的平方项、受教育年限、健康状况、 BMI 、 BMI 的平方项、是否少数民族和自评健康状况等, 同时, 我们在回归中也控制了省份、访员固定效应, 以及受访者所在行业和机构的固定效应。考虑到男性和女性在劳动力市场表现上存在的差异, 我们分性别进行估计。

我们首先使用 OLS 方法估计方程(1)作为基准结果。虽然相貌作为解释变量具有较强的外生性, 众多相关文献鲜有讨论其内生性的问题, 但为了能够更加准确地估计相貌对工资的因果效应, 我们用配偶的相貌作为个人相貌的工具变量^①, 对方程(1)进行 2SLS 估计, 以进一步检验实证结果的可靠性。配偶相貌与个体自身相貌存在正相关关系, 并且配偶的相貌好坏不会直接影响个体自身的工资水平, 能够较好地满足工具变量的外生性要求。2SLS 估计一阶段回归方程设定如下:

$$Above_i = \alpha_0^1 + \alpha_1^1 Mabove_i + \alpha_2^1 Mbelow_i + \sum \gamma_{ij}^1 C_{ij} + u_i^1 \quad (2)$$

$$Below_i = \alpha_0^2 + \alpha_1^2 Mabove_i + \alpha_2^2 Mbelow_i + \sum \gamma_{ij}^2 C_{ij} + u_i^2 \quad (3)$$

(2)、(3)式中: $Above_i$ 、 $Below_i$ 即是前文中衡量相貌使用的两个哑变量, C_{ij} 是 j 个控制变量, 与 OLS 一致。式(2)、(3)为一阶段方程, $Mabove_i$ 、 $Mbelow_i$ 则是工具变量, 衡量配偶相貌的两个哑变量。 u_i^1 、 u_i^2 、 μ_i 均为随机误差项。

四、数据和变量描述

本文使用的数据来自中国家庭追踪调查(CFPS)的2010年全国基线调查数据。CFPS是由北京大学社会科学调查中心负责开展的大型微观入户调查,旨在通过跟踪搜集个体、家庭、社区三个层次的数据,反映中国社会、经济、人口、教育和健康的变迁,为学术研究和公共政策分析提供数据基础。2010年的基线调查覆盖25个省份的14798户家庭,共33600人。我们选取处于工作年龄(男性16~55岁,女性16~50岁)并具有城镇户籍的成年人样本。^②因变量为工资率(小时工资),核心自变量为个体相貌^③,控制变量包括BMI、BMI的平方项、年龄、年龄的平方项、少数民族、受教育年限、自评健康状况。根据数据选取规则对信息缺失

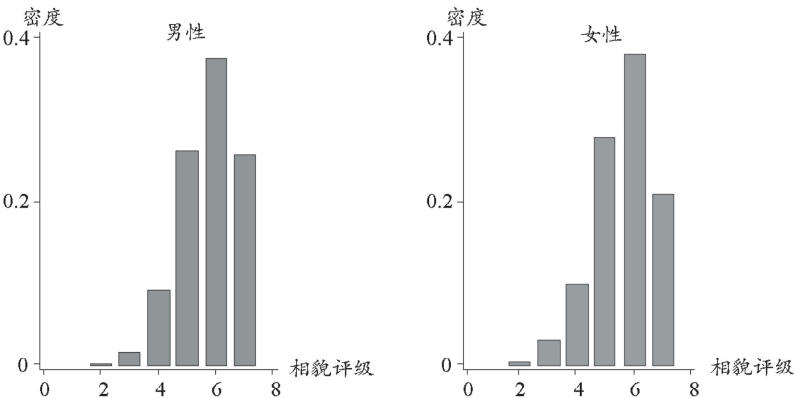
①Hunt等(2015)通过研究167对情侣的数据发现,具有相称外表的情侣在相识后较快开始约会,相貌相称的人有更大几率成为情侣,因而婚姻在一定程度上会与相貌“匹配”。

②临近退休时人们的工作选择可能会偏离以往,原因复杂多样,因而没有覆盖临近退休年龄的样本。大多数农村居民没有工资性收入,我们只保留了非农户口的样本。

③工资率由“月平均工资”、“月平均工作天数”和“日平均工作小时数”计算得出;CFPS中有由访问员填写的“被访者相貌”一项,我们将其作为衡量个体相貌特征的标准。

的个体进行剔除,最终保留了 2 876 个观测值,其中女性 1 201 人,男性 1 675 人。构造工具变量时我们选取配偶也在数据库中的在婚样本,共 1 078 人,539 户家庭。详细过程请见附录部分的附表 1 数据选取规则。

CFPS 数据将相貌变量按照 1-7 划分等级,根据原始的变量取值分布,我们定义相貌评分 7 为高于平均水平 (*Above*),相貌评分低于 6 为低于平均水平 (*Below*)。^① 相貌评级分布见图 1。可以看到男女的相貌分布基本类似,均值在 5.5 左右,分布右偏。



资料来源:CFPS(2010)。

图 1 相貌评级分布

表 1 报告了用于 OLS 估计和 IV 估计的样本情况。样本中男性的平均工资率为 16.06 元/小时,女性为 12.07 元/小时,男性工资比女性高 30%。

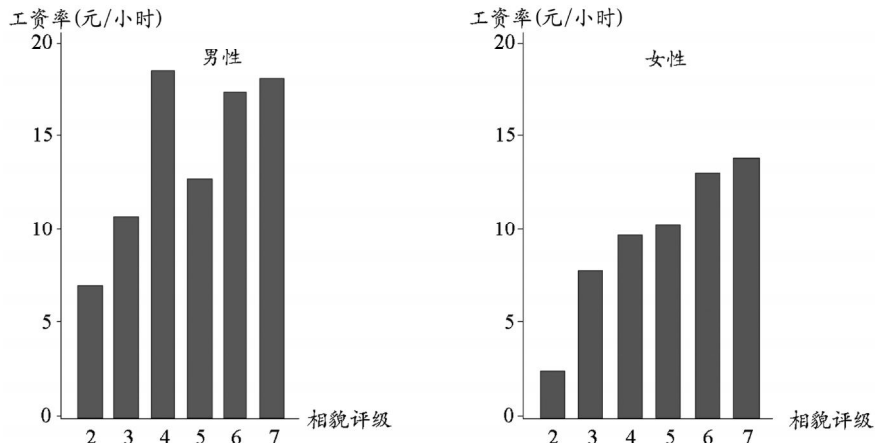
表 1 样本描述性统计

变量	OLS				2SLS			
	男性		女性		男性		女性	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
	(1)		(2)		(3)		(4)	
工资率	16.06	40.30	12.07	13.37	16.30	20.64	12.50	12.51
年龄	38.77	9.40	36.13	7.92	38.90	7.05	37.14	6.93
身高	1.72	0.06	1.61	0.05	1.71	0.05	1.60	0.04
体重	70.11	10.85	56.36	8.11	70.98	10.45	56.30	7.75
BMI	23.73	3.29	21.80	2.98	23.98	3.14	21.88	2.84
婚姻状况	1.91	0.50	1.97	0.59	1.00	0.00	1.00	0.00
Above	0.21	0.41	0.26	0.44	0.25	0.43	0.27	0.44
Below	0.41	0.49	0.37	0.48	0.35	0.47	0.36	0.48
受教育年限	11.92	3.23	12.26	3.34	12.55	2.90	12.28	3.32
是否少数民族	0.96	0.20	0.95	0.23	0.04	0.21	0.063	0.24
职业	4.95	3.24	3.78	2.78	4.56	3.21	3.72	2.77
行业	8.84	6.28	10.42	5.91	9.21	6.39	10.31	6.09
工作机构	4.48	2.86	5.02	3.23	4.21	2.78	4.72	3.21
健康状况(健康)	0.56	0.50	0.52	0.50	0.57	0.49	0.50	0.50
健康状况(一般)	0.38	0.48	0.42	0.49	0.38	0.48	0.43	0.49
样本量	1 675		1 201		539		539	

数据来源:CFPS(2010)。

①为了证明这种分类方法不会产生偏误,原始相貌分级将作为核心自变量进行相同的回归分析,结果见附表 3。

图2是工资在不同相貌评级上的分布,可见相貌与工资整体上呈现出正相关关系,相貌评级最高的7组表现出最高的平均工资水平,而且相貌评级最低的2组与较高的一组之间表现出巨大的平均工资差异。此外,男性在每一个相貌水平上都有比女性更高的工资,这表现出我国劳动力市场可能存在性别歧视问题。



资料来源:CFPS(2010)。

图2 平均工资率在不同相貌评级上的分布

综合以上的数据描述,我们能够初步推测相貌和工资收入之间存在正相关关系。当然,以上推测需要深入的回归分析进行验证。

五、实证结果

(一) OLS 回归结果

表2报告了 OLS 估计结果,其中第(1)列为男性样本的估计结果,第(2)列为女性样本的估计结果,第(3)、(4)列进一步控制了行业和工作机构固定效应。出于节约篇幅的考虑,我们没有在正文中报告控制变量的估计系数,完整的回归结果在附表2中给出。结果表明,相貌较差的男性,其工资率要比相貌处于平均水平的男性低 19.5%,相貌较差的女性,工资率显著低了 12.1%。然而,我们没有发现相貌高于平均水平会带来工资溢价。在控制行业和工作机构固定效应之后,相貌变量的参数估计值有所下降,说明相貌通过影响劳动者所进入的行业来影响收入,但是统计显著,相貌低于平均水平使男性工资率下降 17.8%,女性工资率下降 9.5%。总体而言,我们的估计结果表明,在中国的劳动力市场中相貌较差的劳动者工资率显著偏低,且相貌对男性的影响远高于女性。

表2 相貌对工资的影响:OLS 估计

变量	工资率(对数)			
	(1) 男性	(2) 女性	(3) 男性	(4) 女性
<i>Above</i>	-0.005 (0.050)	0.024 (0.059)	-0.048 (0.048)	0.005 (0.055)
<i>Below</i>	-0.195 *** (0.041)	-0.121 ** (0.048)	-0.178 *** (0.039)	-0.095 ** (0.046)

续表 2 相貌对工资的影响:OLS 估计

变量	工资率(对数)			
	(1) 男性	(2) 女性	(3) 男性	(4) 女性
<i>BMI</i>	0.000 (0.051)	0.042 (0.051)	-0.006 (0.048)	0.047 (0.049)
<i>BMI</i> ²	0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)
常数项	0.681 (0.759)	-0.085 (0.708)	1.144 (0.785)	0.441 (0.722)
地区	√	√	√	√
访员	√	√	√	√
行业	×	×	√	√
工作机构	×	×	√	√
婚姻状况	√	√	√	√
观测值	1 675	1 201	1 675	1 201
<i>R</i> ²	0.417	0.500	0.482	0.554

注:括号中为稳健标准误。*** $p<0.01$, ** $p<0.05$, * $p<0.1$ 。所有回归均已控制了年龄、年龄平方项、少数民族、受教育年限、自评健康状况。

(二)工具变量估计

OLS 估计常伴随着遗漏变量偏误问题,为了验证结果的可靠性,我们使用配偶的相貌作为自身相貌的工具变量,进行两阶段最小二乘(2SLS)估计。本部分使用的样本是匹配配偶识别编码后的在婚样本,与前文 OLS 回归使用的样本有所区别。表 3 报告了一阶段估计结果。在婚个体的外貌与配偶的外貌之间存在显著的正相关。

表 3 工具变量一阶段估计

变量	女性		男性	
	<i>Above</i> (1)	<i>Below</i> (2)	<i>Above</i> (3)	<i>Below</i> (4)
<i>Mabove</i>	0.474 *** (0.060)	-0.092 * (0.053)	0.507 *** (0.065)	-0.108 * (0.057)
<i>Mbelow</i>	-0.075 * (0.040)	0.414 *** (0.062)	-0.022 (0.046)	0.406 *** (0.063)
观测值	539	539	539	539
<i>R</i> ²	0.676	0.604	0.625	0.605
弱工具变量检验(Weak identification test)				
Kleibergen-Paap <i>rk</i> Wald <i>F</i> statistic	20.724		20.467	

注:括号中为稳健标准误。*** $p<0.01$, ** $p<0.05$, * $p<0.1$ 。所有回归均已控制了年龄、年龄平方项、少数民族、受教育年限、自评健康状况。

表 4 同时汇报了女性、男性样本下 OLS 和 2SLS 的估计结果,主要发现可以归纳为如下几点:(1)2SLS 结果中“丑陋罚金”依然显著存在,女性相貌低于平均水平会使工资率下降 33.1%,而男性相貌低于平均水平则导致工资率下降 30.1%。我们同样没有发现“美貌溢价”,相貌高于平均水平并不会带来更高的工资水平。(2)2SLS 估计得到的结果大于 OLS 估计,表明 OLS 低估了相貌带来的“丑陋罚金”。(3)OLS 估计中女性“丑陋罚金”的系数与男性基本一致,而 2SLS 估计中相貌低于平均水平给工资带来的负面影响在女性样本中更明显。从表 4 中第二行可以看出,相貌低于平均水平使女性工资率下降 33.1%,而相貌低于平均水平使男性工资率下降 30.1%。

表 4 相貌对工资的影响:工具变量估计

变量	女性		男性	
	OLS (1)	IV (2)	OLS (3)	IV (4)
<i>Above</i>	-0.055 (0.091)	-0.191 (0.166)	0.031 (0.075)	0.060 (0.155)
<i>Below</i>	-0.204** (0.083)	-0.331** (0.162)	-0.194*** (0.070)	-0.301* (0.158)
年龄	-0.053 (0.040)	-0.057* (0.033)	-0.001 (0.041)	0.001 (0.035)
地区	✓	✓	✓	✓
访员	✓	✓	✓	✓
行业	✓	✓	✓	✓
工作机构	✓	✓	✓	✓
观测值	539	539	539	539
R^2	0.654	0.650	0.666	0.664

注:括号中为稳健标准误。*** $p<0.01$, ** $p<0.05$, * $p<0.1$ 。所有回归均已控制了年龄、年龄平方项、少数民族、教育年限、自评健康状况。

(三) 稳健性检验

1. 反向因果问题

本文实证估计存在的主要内生性问题是反向因果,虽然之前的分析表明个体相貌与工资率有很强的相关性,但不代表相貌必然影响个人收入,收入可能通过影响个体健康保养投入从而影响相貌。我们通过分析发现收入与个人养护时间不存在显著的正相关,实证分析结果不支持上述假设。

CFPS 包含“卫生活动时间”变量,包括个人卫生护理和美容装饰所花的时间,人们在洗漱、如厕上的时间需求是相对固定的,而化妆、美甲、美容、美发、蒸桑拿的时间则表现出个体异质性,因此卫生活动时间变量主要的变化来自个人的美容装饰与养护。我们以年平均收入、工资率作为自变量,对周平均卫生活动时间进行了回归,没有发现收入与卫生活动时间之间存在统计上显著的相关性(见表 5)。这表明,收入并没有通过影响个人养护时间投入影响相貌,减轻了对反向因果问题的担忧。

表 5 收入是否会影响个人保养时间?

变量	周平均卫生活动时间	变量	周平均卫生活动时间
年平均收入	0.000 (0.000)	身高	0.860 (1.384)
工资率	-0.001 (0.001)	偏瘦	0.007 (0.279)
<i>Above</i>	-0.057 (0.171)	偏胖	0.004 (0.190)
<i>Below</i>	0.023 (0.134)	少数民族	-0.107 (0.297)
年龄	-0.043 (0.062)	受教育年限	0.032 (0.020)
年龄的平方	0.001 (0.001)	性别	-1.667*** (0.171)
体重	0.002 (0.011)	常数项	7.227*** (2.430)
观测值	2 876	R^2	0.201

注:括号中为稳健标准误。*** $p<0.01$, ** $p<0.05$, * $p<0.1$ 。所有回归均已控制了其他相关变量。周平均卫生活动时间=工作日平均卫生活动时间 $\times 5$ +休息日平均卫生活动时间 $\times 2$ 。根据 CFPS 问卷中的定义,个人卫生活动时间包括如厕、刷牙、洗脸、洗手、洗脚、淋浴、盆浴、桑拿、化妆、美容、剃须、美发、修甲、自我按摩、穿换衣服等。

2. 受访者其他特征的影响

CFPS 问卷中访员填写被访者相貌的同时,还要评价被访者衣着整洁程度、待人接物能力以及语言表达能力。访员的判断可能会受到这些特征的干扰,无法清晰地进行相貌评级。如衣着整洁、谈吐儒雅、待人亲和的人,就会给访员留下好的印象,而这三方面的印象会在访员评价相貌的时候不自觉地高估,产生偏误。

为了排除这种可能的偏误,我们将被访者衣着整洁程度、待人接物能力以及语言表达能力作为控制变量进行回归,结果显示于表 6,这三项的系数都不显著,而我们的核心变量系数没有受到影响,本文的基本结论仍然成立。

表 6 受访者其他特征的回归结果

变量	工资率(对数)	
	男性 (1)	女性 (2)
<i>Above</i>	-0.094 (0.057)	-0.015 (0.062)
<i>Below</i>	-0.128 *** (0.048)	-0.083 (0.056)
衣着整洁度	0.033 (0.029)	-0.004 (0.042)
待人接物	0.011 (0.025)	-0.030 (0.033)
语言表达	0.014 (0.025)	0.069 ** (0.031)
常数项	0.850 (0.788)	0.211 (0.768)
观测值	1 675	1 201
R^2	0.483	0.556

注:括号中为稳健标准误。*** $p<0.01$, ** $p<0.05$, * $p<0.1$ 。

(四) 相貌影响工资的机制分析

至此,我们已经验证了相貌对工资率存在显著影响,“丑陋罚金”会使相貌低于平均水平的男性的工资率显著降低 17.8%,使相貌低于平均水平的女性的工资率显著降低 9.5%。在本部分,我们尝试探究相貌影响工资率的途径。

1. 雇主歧视和消费者偏好

如果相貌与收入的正相关是由于消费者更偏好相貌较好的雇员而导致这类人生产率提高,那么“美貌溢价”或“丑陋罚金”将会在与顾客打交道较多的行业表现更加明显。我们按照是否经常与人打交道将 CFPS 中的行业编码分为两类:第一类是外向型的,多是业务岗位、管理岗位、服务岗位等;第二类是内向型的,主要是技术岗位,不与人打交道的工作。将职业类型以及他们与相貌的交叉项^①作为控制变量进行回归,结果在表 7 中(1)、(2)两列显示。如果男女样本中交叉项的系数都不显著,说明“美貌溢价”和“丑陋罚金”在对应行业中的加成效果并不显著,因此相貌对于收入的影响不是通过消费者的偏好实现的。相貌低于平均

①相貌高于平均水平与外向型行业交叉项、相貌低于平均水平与内向型行业交叉项。

水平依然会使男性劳动者工资率减少 18.8%。

2.相貌-个人特质-生产率-收入

以往研究提出,相貌会通过影响人的性格、价值观等个人特质来影响个人收入(Mobius and Rosenblat,2006;Judge et al.,2009;Scholz and Sicinski,2015)。比如相貌较好者更加自信,因而有更多的机会锻炼自己的能力;相貌较差的人易受到忽视,从而更懂得努力奋斗的重要性,也表现得更加努力;相貌好的人在人际交往方面具有天生优势,因而更容易当上相对高薪的管理人员等等。

CFPS 问卷中包含“是否认可影响一个人成就大小最重要的因素是努力程度”以及“您对自己未来的信心程度”两个问题,被访者按照从高到低 5 个等级对两个问题进行作答。我们将这两个问题的答案作为被访者的认同努力程度(上进心)以及自信程度。在表 7 的第(3)、(4)列,我们控制了个人的“自信程度”、“认同努力的程度”(上进心)以及“是否担任管理职位”三个变量,结果显示自信程度每上升一级,男性工资率上升 3.1%,女性工资率上升 4.4%;与非管理人员相比,管理职位使得男性劳动者工资率上升 23.1%,女性劳动者工资率上升 18.4%;而上进心对于个人收入的影响并不显著。加入个人特质控制变量之后,相貌较差对于工资的影响相对于基准回归降低了,但系数仍显著为负。这表明,相貌对收入的影响部分是由生产率差异造成的,不属于歧视,但生产率差异并不能够完全解释相貌对工资率的影响,表明劳动力市场上仍存在相貌歧视。

表 7 机制分析

		因变量:工资率(对数)				
		(1) 男性	(2) 女性		(3) 男性	(4) 女性
核心变量	Above	-0.028 (0.059)	-0.053 (0.072)	Above	-0.057 (0.047)	-0.007 (0.055)
	Below	-0.188 *** (0.054)	-0.076 (0.056)	Below	-0.176 *** (0.039)	-0.091 ** (0.046)
控制变量	外向型工作	0.101 (0.063)	-0.101 (0.08)	自信	0.031 * (0.017)	0.044 ** (0.019)
	内向型工作	0.041 (0.054)	-0.006 (0.059)	上进心	0.019 (0.025)	-0.025 (0.026)
	外向型交叉项	0.025 (0.07)	-0.049 (0.088)	管理人员	0.231 *** (0.046)	0.184 *** (0.067)
	内向型交叉项	-0.046 (0.079)	-0.088 (0.086)			
常数项		1.067 (0.799)	0.59 (0.729)		0.856 (0.777)	0.14 (0.733)
观测值		1 675	1 201		1 675	1 201
R ²		0.483	0.555		0.493	0.561

注:括号中为稳健标准误。*** $p<0.01$, ** $p<0.05$, * $p<0.1$ 。

总结而言,相貌影响工资率主要通过两个渠道:一是雇主的主观歧视,错误地将相貌的好坏与劳动者的个人能力挂钩,认为相貌较差的人工作效率较低;二是相貌差异造成生产率的差异,相貌通过影响劳动者的自信心和人际交往能力,使相貌较差的人失去很多锻炼工作能力的机会,从而在生产力上与其他人拉开差距,进而导致工资率较低。我们发现以上两种作用途径是同时存在的,相貌低于平均水平劳动者的较低工资率部分是生产率差异造成的,但仍有大部分是源于相貌歧视,因而对劳动者权益的保护仍有待加强。

六、结论

本文利用中国家庭追踪调查(CFPS)2010 年基线调查数据,分析了全国 25 个省份劳动力市场的相貌歧视问题。实证分析显示,在中国劳动力市场中相貌对劳动者收入有显著影响,虽然没有证据支持“美貌溢价”,但存在明显的“丑陋罚金”,相貌低于平均水平使男性劳动者的工资率显著降低了 17.8%,使女性劳动者的工资率显著降低了 9.5%。2SLS 估计结果进一步验证了 OLS 估计的结论。针对相貌影响工资率的作用机制的分析表明,相貌对于工资的影响是通过两种途径传导的:一是相貌通过影响个人自信程度和社交能力等个人特质而影响个人的生产率,从而影响个人收入;二是存在与个体生产率无关的相貌歧视。

虽然相貌产生的工资率差异部分反映了劳动者的生产率差异,但相貌歧视仍是工资差异的主要来源,歧视的存在损害劳动者合法权益,引起社会不公以及资源错配,值得我们高度关注。目前我国劳动法对于相貌歧视问题没有明确的规定,劳动者的权益不能得到有效保护,我们的研究为国家完善立法,切实保护劳动者平等权益提供了理论支持。另外,社会也应关注劳动力市场相貌歧视的不良影响,呼吁消除歧视,促进公平,提高效率。

附录:

附表 1 数据选取规则

筛选条件	OLS		
	观测值	剔除观测值	剩余观测值
工作年龄人口	33 600	11 400	22 200
剔除个体经营者	22 200	651	21 549
工薪阶层	21 549	15 584	5 965
身高体重信息缺失	5 965	18	5 947
相貌信息缺失	5 947	4	5 943
访员信息缺失	5 943	4	5 939
民族信息缺失	5 939	12	5 927
工作时间缺失	5 927	82	5 845
工作年限缺失	5 845	41	5 804
职业信息缺失	5 804	620	5 184
剔除退休人口	5 184	22	5 162
城镇户口	5 162	2 286	2 876
2SLS			
婚姻匹配	2 876	1 789	1 078

附表 2 OLS 回归分析

变量	工资率(对数)			
	(1) 男性	(2) 女性	(3) 男性	(4) 女性
<i>Above</i>	-0.005 (0.050)	0.024 (0.059)	-0.048 (0.048)	0.005 (0.055)
<i>Below</i>	-0.195 *** (0.041)	-0.121 ** (0.048)	-0.178 *** (0.039)	-0.095 ** (0.046)
<i>BMI</i>	0.000 (0.051)	0.042 (0.051)	-0.006 (0.048)	0.047 (0.049)
<i>BMI</i> ²	0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)
年龄	0.045 ** (0.019)	0.043 (0.027)	0.043 ** (0.018)	0.030 (0.026)

续附表 2 OLS 回归分析

变量	工资率(对数)			
	(1) 男性	(2) 女性	(3) 男性	(4) 女性
年龄的平方	-0.000 ** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 ** (0.000)	-0.000 (0.000)
少数民族	-0.040 (0.089)	-0.004 (0.092)	-0.075 (0.089)	-0.015 (0.097)
受教育年限	0.080 *** (0.006)	0.107 *** (0.007)	0.053 *** (0.007)	0.076 *** (0.008)
健康状况(健康)	0.095 (0.073)	0.127 (0.085)	0.114 * (0.068)	0.109 (0.079)
健康状况(一般)	0.074 (0.075)	0.121 (0.084)	0.099 (0.069)	0.094 (0.079)
常数项	0.681 (0.759)	-0.085 (0.708)	1.144 (0.785)	0.441 (0.722)
地区	✓	✓	✓	✓
访员	✓	✓	✓	✓
行业	×	×	✓	✓
工作机构	×	×	✓	✓
婚姻状况	✓	✓	✓	✓
观测值	1 675	1 201	1 675	1 201
R ²	0.417	0.500	0.482	0.554

注:括号中为稳健标准误。*** $p<0.01$, ** $p<0.05$, * $p<0.1$ 。所有回归均已控制了年龄、年龄平方项、少数民族、教育年限、自评健康状况。

附表 3 原始相貌分级为自变量的回归分析

变量	工资率(对数)	
	(1) 男性	(2) 女性
相貌	0.063 *** (0.022)	0.048 ** (0.024)
BMI	-0.005 (0.048)	0.048 (0.049)
BMI ²	0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)
常数项	0.803 (0.780)	0.170 (0.732)
地区	✓	✓
访员	✓	✓
婚姻状况	✓	✓
观测值	1 675	1 201
R ²	0.479	0.554

注:括号中为稳健标准误。*** $p<0.01$, ** $p<0.05$, * $p<0.1$ 。所有回归均已控制了其他相关变量。相貌评级上升一级提高男性工资率 6.3%,提高女性工资率 4.8%,没有破坏变量间原有的关系。

参考文献:

- 高文书, 2009:《健康人力资本投资、身高与工资报酬——对 12 城市住户调查数据的实证研究》,《中国人口科学》第 3 期。
- 江求川、张克中, 2013:《中国劳动力市场中的“美貌经济学”:身材重要吗?》,《经济学(季刊)》第 3 期。
- Averett, S., and S. Korenman. 1996. “The Economic Reality of the Beauty Myth.” *Journal of Human Resources* 31(2): 304–330.
- Ehrenberg, R. G., and Robert S. Smith. 2006. *Modern Labor Economics: Theory and Public Policy*. New Jersey: Addison Wesley.
- Grammer, K., B. Fink, A. P. Møller, and R. Thornhill. 2003. “Darwinian Aesthetics: Sexual Selection and the Biology of Beauty.” *Biological Reviews* 78(3): 385–407.
- Hamermesh, D. S., and J. E. Biddle. 1994. “Beauty and the Labor Market.” *American Economic Review* 84(5): 1174–1194.

- 7.Hamermesh,D.S.2011.*Beauty Pays: Why Attractive People Are More Successful*.New Jersey: Princeton University Press.
- 8.Harper,B.B.2000.“Stature and the Labour Market: A British Cohort Study.” *Oxford Bulletin of Economics & Statistics* 62(62):771–800.
- 9.Hunt,L.L.,P.W.Eastwick,and E.J.Finkel.2015.“Leveling the Playing Field: Longer Acquaintance Predicts Reduced Assortative Mating on Attractiveness.” *Psychological Science* 26(7):1046–1053.
- 10.Pan,J.,X.Qin,and G.G.Liu.2013.“The Impact of Body Size on Urban Employment: Evidence from China.” *China Economic Review* 27(4):249–263.
- 11.Johnston,D.W.2010.“Physical Appearance and Wages: Do Blondes Have More Fun?” *Economics Letters* 108(1):10–12.
- 12.Judge,T.A.,C.Hurst,and L.S.Simon.2009.“Does It Pay to Be Smart, Attractive, or Confident (or All Three)? Relationships among General Mental Ability, Physical Attractiveness, Core Self-evaluations, and Income.” *Journal of Applied Psychology* 94(3):742–755.
- 13.Kuhn,P.,and K.Shen.2010.“Gender Discrimination in Job Ads: Theory and Evidence.” NBER Working Paper17453.<http://www.nber.org/papers/w17453.pdf>.
- 14.Lee,S.,and K.Ryu.2012.“Plastic Surgery: Investment in Human Capital or Consumption?” *Journal of Human Capital* 6(3):224–250.
- 15.Luo,M.,and C.Zhang.2012.“Non-linear Relationship between Body Mass Index and Labor Market Outcomes: New Evidence from China.” CFPS Working Paper Series: WP13-003.<http://www.issf.edu.cn/cfps/d/file/wd/wp/wps/2013-10-18/517e669fae9aacd26727bc94f980edee.pdf>.
- 16.Mobius,M.M.,and T.S.Rosenblat.2006.“Why Beauty Matters.” *American Economic Review* 96(1):222–235.
- 17.Sea,P.S.,G.M.Jr Franklin,and W.K.Ernest.2012.“Broker Beauty and Boon: A Study of Physical Attractiveness and Its Effect on Real Estate Brokers’ Income and Productivity.” *Applied Financial Economics* 22(10):811–825.
- 18.Scholz,J.K.,and K.F.Sicinski.2015.“Attractiveness and Lifetime Earnings: Evidence from a Cohort Study.” *Review of Economics & Statistics* 97(1):14–28.

Does Beauty Pay? Appearance-based Discrimination in Chinese Labor Market

Liu Yipeng,Zheng Yuan and Zhang Chuanchuan

(School of Economics,Central University of Finance and Economics)

Abstract: The discrimination based on physical appearance in the labor market damages the fairness and efficiency of the market. Therefore, this paper illustrates the existence of appearance-based discrimination and its mechanism in Chinese labor market, which is important to protect employees’ rights, maintain balance of society and stabilize the development of economy. Based on the data from China Family Panel Studies (2010), we analyze the appearance-based discrimination in Chinese labor market. The results of Ordinary Least Squares regression indicates that individuals whose appearance levels are above the average show no statistical significance in wage increase, but individuals with lower than average physical appearance show a significant decline, 17.8% among male group and 9.5% among female group. Besides, we also leverage physical appearance level of sample’s spouses as an instrumental variable to solve endogeneity problem, which reaches a similar conclusion as OLS regression method. Further analysis indicates that the effects of physical appearance on wages mostly resulted from employer discrimination, occasionally also from productivity difference which is caused by appearance.

Keywords: The Appearance-based Discrimination, Wage, Labor Market

JEL Classification: I10,J31,J37

(责任编辑:彭爽)