

中国劳动力市场中的“美貌经济学”： 身材重要吗？

江求川 张克中*

摘 要 本文利用中国健康和营养调查数据库 (CHNS) 中的城镇居民收入和体检数据, 分析了我国劳动力市场中的外表歧视问题。结果表明, 我国劳动力市场对女性的外表特征存在明显的歧视行为。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%。分位数回归结果表明, 在不同收入水平上, 身高和体重对收入的影响存在差异, 身材对中等收入阶层女性的收入影响最为明显。身材对男性就业和收入的影响并不明显。

关键词 外表歧视, 身材, 收入

一、引 言

“Beauty Pays”! Hamermesh (2011) 在他的著作中重申了一个似乎显然的真理: 外表影响收入, 拥有良好外表的员工比其长相平庸的同事享受更高的工资、更多的额外津贴和更好的特殊待遇。无独有偶, Rhode (2010) 也在她的著作中强调了外貌在个人求职和晋升中的重要作用。除了性别歧视、户籍歧视、残疾歧视和种族歧视以外, 劳动力市场中还存在外表歧视, Hamermesh (2011) 将其称为“美貌经济学” (Economics of Beauty)。自 Hamermesh and Biddle (1994) 的研究以来, 外表特征对个人就业机会以及收入水平的影响受到劳动经济学界的关注。身高和体重作为两个重要且容易度量的外表特征, 在我国的劳动力市场中扮演着什么样的角色呢? 本文试图从这两个变量着手, 研究中国劳动力市场中的“美貌经济学”。

随着市场竞争愈加激烈, 我国劳动力市场中的外表歧视问题逐渐凸显。自 2007 年的“中国相貌歧视第一案”¹ 以来, 我国劳动力市场中的外表歧视问

* 华中科技大学管理学院。通信作者及地址: 张克中, 华中科技大学管理学院, 430074; 电话: (027) 87544862; E-mail: kezhong_zhang@hotmail.com。作者感谢匿名评审专家提出的宝贵意见, 感谢鲁元平博士的宝贵建议。当然文责自负。

¹ 2006 年, 河南女孩秋子因相貌问题被所在单位辞退, 引发“全国相貌歧视第一案”(人民网: <http://legal.people.com.cn/GB/42733/5379972.html>, 2007 年 2 月 8 日)。

题已经引起了社会大众媒体的关注。近几年,不少企业在招聘时要求应聘者在个人简历中附上近期生活照。部分企业表示,同行竞争过于激烈使得他们不得不优先考虑形象好的求职者以维持良好的企业形象。² 近期的一则报道称,部分大学应届毕业生甚至通过整容的方式提升其在劳动力市场中的竞争优势。³ 外表歧视问题不仅存在于企业招聘过程中,甚至连我国的公务员录用标准中也存在外表歧视问题。⁴ 此外,部分实证研究也间接地为我国就业市场中的外表歧视提供了证据。Kuhn and Shen (2011) 统计了我国 2008—2010 年间的约 105.8 万份招聘广告信息,用以研究我国劳动市场中的性别歧视问题。根据他们的统计,大约有 7.7% 的企业要求应聘者具有良好的相貌,2.6% 的企业对应聘者有明确的身高要求,而在对学位要求较低的企业之中,对形象和身高有明确要求的企业分别占 15% 和 9.3%。企业的招聘条件折射出外表特征对就业的重要性。良好的外表可能会增强应聘者的竞争优势,提高就业机会。

出现以上问题的原因有两个方面:一是我国目前还没有约束外表歧视行为的明确的法律规定⁵;二是外表歧视问题在我国还没有引起足够的重视,甚至是被默许的。相对于我国劳动力市场中存在的性别歧视、户籍歧视和残疾歧视⁶,个人外表特征的歧视行为却较少受到关注。劳动力市场中的外表歧视行为有损社会公平正义的核心理念,还可能会加剧收入不平等、导致犯罪等社会问题。

本文试图证实个人身高和体重这两个外表特征对就业和收入的重要影响,为我国劳动力市场中的外表歧视问题提供经验证据。本文的贡献主要有以下三方面:第一,首次探讨了我国劳动力市场中的外表歧视问题。我们从个人身材这个角度出发,研究了身高、体重和体质系数(BMI)⁷对收入和就业的影响并探究了其中的歧视因素,这对于认识和解决当前我国劳动力市场中存在的用人制度问题具有较大的现实意义。第二,使用分位数回归(Quantile Regression)分析了在不同收入阶层上身高和体重的重要性。OLS 回归结果仅反映了外表特征对平均收入的影响。然而,在不同收入阶层中外表特征对

² 新浪网, <http://news.sina.com.cn/c/2009-03-23/070815350979s.shtml>, 2009年3月23日。

³ 近年来,“天价”简历,“天价”整容成为网络上的热议话题(凤凰网: <http://finance.ifeng.com/job/zcyw/20101014/2709929.shtml>, 2010年10月14日)。

⁴ 《公务员录用体检特殊标准(试行)》被指相貌歧视(新华网: <http://news.xinhuanet.com/legal/2011-11/18/c122302058.htm>, 2011年11月18日)。

⁵ 我国目前的相关法律主要是《中华人民共和国劳动法》和《中华人民共和国就业促进法》,这两部法律都没有明确涉及外表歧视问题。

⁶ 关于我国劳动力市场中的性别歧视、户籍歧视和残疾歧视的研究可以参考王美艳(2005)、章元和王昊(2011)以及解丕(2011)。

⁷ 在国际上,体质指数(Body Mass Index, BMI)是用来衡量体重是否标准的指标,能够计算出体重与身高的比例。BMI 的计算方式为: $BMI = \text{weight}(\text{kg}) / \text{height}(\text{m})^2$ 。

收入的影响可能不同。因此，探讨身材对不同人群收入的影响是必要的。第三，个人体重和身高是影响个体就业和收入的两个密不可分的外表特征变量，仅考虑一个变量会导致估计结果出现偏误，因此，本文同时控制了两者的效应。

本文的结构安排如下：第二部分对现有的相关文献进行简单的梳理；第三部分介绍本文的计量模型和选用的数据；第四部分是实证部分，探讨身高和体重对个人就业及收入的影响；第五部对本文结论进行讨论。

二、文献综述

早期劳动力市场中的外表特征歧视问题一直是社会学家和心理学家感兴趣的领域。⁸经济学家们通常认为外表特征与个人的生产能力并不相关（Loh, 1993）。然而，近十多年来，经济学者也逐渐关注外表特征，比如身材对工资的影响，并认为身材因素可以解释员工的工资差异（Register and Williams, 1990；Loh, 1993）。Hamermesh and Biddle（1994）进一步将相貌纳入到工资方程中，探讨了身材和相貌在劳动力市场中的作用。他们发现，好看的外表对员工的收入有积极影响，即所谓的“美貌溢价”（Beauty Premium），这一结论也被后来的研究反复证实（Harper, 2000；Price, 2008；Johnston, 2010）。

那么，身材特征为什么会引起工资差异和就业机会不均等呢？一种解释是身材特征反映了个人健康状况及能力差异。与传统的观点不同，近十多年来的研究认为身材与个人的劳动能力、认知能力和非认知能力相关（Bockerman *et al.*, 2010）。身高引起的工资差异可以用劳动能力的差异解释（Steckel, 1995；Thomas and Strauss, 1997；Lundborg *et al.*, 2009）。Averett and Korenman（1999）也认为，体重引起的工资差异可能与个人的能力有关，但是由于数据的限制，他们并没有对这一猜想进行检验。身材除了与生产能力相关以外，还可能与个人的非认知能力相关，例如，Persico *et al.*（2004）发现成人身高引起的工资差异可以很大程度上用青少年时的身高解释。他们给出的解释是，少年时期身高差异会影响个人的交际能力进而影响人力资本的积累。近期的研究则表明身高还与认知功能之间存在联系。Case and Paxson（2008）认为童年之前的生活水平差异导致了个体之间存在认知功能和身高的差异，因此，成人的身高反映了早年生活水平差异对人力资本积累的影响，并以“身高溢价”（Height Premium）的形式在劳动力市场中表现出来。然而，这些研究的结果表明，控制童年时的生活环境差异仍然无法完全解释

⁸ 参考 Loh(1993)和 Averett and Korenman(1996)的相关叙述和其中的引用文献。

身材导致的工资差异。甚至有研究表明童年生活条件不能解释身高引起的工资差异 (Behrman and Rosenzweig, 2001)。

另一种解释是劳动力市场中存在的歧视行为导致了工资差异和就业机会不均等。由于能力因素无法完全解释身材引起的工资差异,更多的学者倾向于认为劳动市场中的歧视行为是更合理的解释 (Register and Williams, 1990; Loh, 1993; Averett and Korenman 1996, 1999; Gortmaker *et al.*, 1993; Pagan and Davila, 1997; Mitra, 2001; Cawley, 2004)。这些研究的结果表明,劳动力市场中的歧视行为在女性劳动者身上反映得更为明显。身材对收入的影响存在性别差异的原因可能在于男性在不同职业之间的流动性较大,而女性往往只限制在少数特定行业,因此劳动力市场对体重偏胖的男性和女性的“惩罚”分别以职业差异和工资差异的形式表现出来 (Pagan and Davila, 1997)。Heineck (2008) 和 Case *et al.* (2009) 也认为身材引起的工资差异是由于身材扭曲了劳动者在不同行业之间的流动。为了得到更可信的结论, Rooth (2009) 进一步用实验数据证实了身材引起的工资差异是由于歧视行为导致的。

现有的文献大多认为,劳动力市场中的身材歧视行为可以源于企业,也可以源于消费者,或二者同时存在⁹,且企业的歧视行为往往是主要原因 (Harper, 2000; Baum and Ford, 2004)。企业对身材存在歧视行为的另一个证据是身材引起的就业机会不平等。研究表明,体重过重对就业机会有显著的负面影响,且对女性就业的影响甚于男性 (Morris, 2007; Han *et al.*, 2009)。Mobius and Rosenblatt (2006) 用试验数据探讨了歧视来源问题,在他们的试验中,“员工”完成某项工作所需要的能力不会与外表特征有关,然而外表特征仍然显著地引起“工资”差异,这一结论进一步证实了雇主的歧视行为是“员工”遭受歧视的主要来源。

近几年来,我国劳动力市场中的供需矛盾突出为劳动力市场中的各种歧视行为提供了现实基础。国内不少学者分别从性别歧视、户籍歧视和残疾歧视等角度进行了探讨 (王美艳, 2005; 章元和王昊, 2011; 解垚, 2011)。外貌歧视问题一直是大众媒体热议的话题,却较少受到学术界的关注。刘茜 (2008) 从法律学的角度探讨了当前毕业生中流行的“整容热”问题。高文书 (2009) 利用 12 个城市的调查数据探讨了外表特征和收入之间的关系,证实了我国劳动力市场存在“身高溢价”现象。¹⁰然而,国内的相关研究却存在三个方面的不足:一是从经济学角度进行讨论的研究还相对缺乏。由于相关法律法规的欠缺,我国的外貌歧视问题已经引起大众媒体和法律界的关注。但

⁹ 过胖或个子较低的员工往往被误认为缺乏自制力和积极性,因此与同事合作交流的机会较少;除了对能力的质疑外,同事和消费者还可能存在对外表的偏好。这些歧视行为会进一步影响被歧视员工的工作能力。

¹⁰ 据我们所知,这是目前唯一一篇涉及我国劳动力市场中外表特征与收入关系的文章。

是，相关的经济学讨论却相对较少。二是仅考虑身高特征无法反映出身材特征的全貌。¹¹从现有的研究来看，个人体重和身高是影响个体就业和收入的两个密不可分的特征变量，遗漏体重因素会导致估计出现偏误。三是在不同收入水平上，身材对工资的影响也可能不同，基于均值的回归结果所能提供的结论仍然十分有限。此外，如果劳动力市场存在歧视行为，身材差异还可能表现为就业机会不平等上。鉴于此，相关研究还有进一步完善的空间。

外貌歧视是一种隐性的歧视行为，然而，这种歧视行为可能引发的社会矛盾却不容忽视。一方面，外貌歧视行为会对被歧视者的心理造成创伤，甚至会引起一些悲剧事件的发生。¹²另一方面，劳动力市场中的外貌歧视会导致收入不均等，损害人们投资人力资本和努力工作的积极性，甚至会降低整个社会的福利水平。

三、数据和分析框架

（一）模型设定

我们利用身高和体重这两个重要的外表特征探讨我国劳动力市场中的外表歧视问题。为了避免由于性别差异产生的歧视问题，本文将男性和女性样本分别进行研究，以便于充分考虑不同变量对男性和女性收入影响的差异性。由于劳动力市场中的外表歧视可以通过基于身高和体重的工资歧视的形式表现出来，所以，我们利用下面的计量模型分析身高和体重对个人收入的影响：

$$\ln inc_i = \alpha + \beta_1 Stature_i + \beta_2 edu_i + \beta_3 hea_i + \beta_4 mar_i + \beta_5 occ_i + \Gamma X_i + \mu_i, \quad (1)$$

其中， $\ln inc$ 表示对数收入， edu 、 hea 、 mar 和 occ 分别表示个人受教育水平、健康状况、婚姻状况以及工作单位类型和行业类型的虚拟变量， X 为影响收入的其他变量，包括年龄、是否饮酒等， $Stature$ 是表示个人身材的变量。现有的文献通常用两种方法刻画个人的身材：一是直接用身高和体重作为控制变量；二是用 BMI 的虚拟变量。使用这两种指标得到的结果可能略有不同，参照 Cawley (2004)，本文同时使用这两种指标进行讨论。BMI 可以反映个体身材是否适中、偏瘦或偏胖，但是不同国家的界定不同，文献中的划分方法也不尽相同 (Finkelstein *et al.*, 2005)。本文定义 BMI 在 70% 分位点以上为偏胖，30% 分位点以下为偏瘦，其余为身材适中。¹³

¹¹ 例如，身高 175 cm、体重 70 kg 的个体与身高 175 cm、体重 90 kg 的个体在外表上存在很大差异。

¹² 例如，近两年备受关注的高考状元“因丑杀人”案。(新华网：<http://www.sx.xinhuanet.com/rdsp/2011-02/17/content22079841.htm>，2011 年 2 月 17 日。)

¹³ 我们也尝试使用其他划分方式(如 20% 和 80%)进行回归分析，但是对本文的结论影响不大。当基准组(身材适中)的范围变大时，“偏瘦”在部分回归中变得显著(10%显著水平)。

我们选用了 OLS 和 QR 两种方法估计 (1) 式。Han *et al.* (2009) 认为随着年龄、性别和职业的变化, 身材对收入的影响也随之变化。Johar and Katayama (2011) 探讨了不同收入阶层人群的身材对收入影响的差异性。这些研究表明 OLS 无法充分反映身高、体重与收入的分布关系, 为此, 我们使用 QR 方法更全面地分析身材与收入之间的分布情况。

另一种检验劳动力市场中是否存在外表歧视行为的方法是估计就业方程。分析身高和体重对个人就业的影响时, 我们考虑下面的就业方程:

$$Y_i = \alpha + \beta_1 \text{Stature}_i + \beta_2 \text{edu}_i + \beta_3 \text{hea}_i + \beta_4 \text{mar}_i + \Gamma X_i + \epsilon_i, \quad (2)$$

其中, Y 是代表个人工作状态的二值变量, Y 为 0 时表示不工作。 X 表示其他控制变量, 包括年龄和是否要照看 6 岁以下的儿童等, 其余变量与 (1) 式相同。参照 Morris (2007) 的研究, 我们选用 probit 模型分别估计男性和女性的就业情况。

一个重要的计量问题是 μ 和 ϵ 是否相关。这涉及 (1) 式的结果是否有偏以及是否需要用样本选择模型估计 (1) 式。考虑这一问题会大大增加讨论过程中的烦琐程度, 为此, 本文考虑 (1) 式的前提是总体为所有工作的个体, 这一前提假定使得我们不必考虑选择性偏误问题 (Han *et al.*, 2009; Wooldridge, 2010)。当然, 这一前提假定的代价是 (1) 式的结果仅适用于所有工作的群体。¹⁴

(二) 数据和变量

本文使用中国健康与营养调查 (CHNS) 第七次 (2006 年) 调查数据, 这是目前可以获得的最近的一次截面数据。¹⁵ CHNS 始于 1989 年, 覆盖了我国东、中、西部的 9 个典型省份, 到目前为止已经进行了八次。该调查收集了受访者的社会学、社会经济和健康水平等信息。这套数据的一个重要特点是: 每次调查都有专业的医护人员为受访者体检并记录受访者的身高和体重等重要信息。因此, 这组数据为研究身高、体重与个人收入之间的关系提供了比较精确的资料。

2006 年共有 9 788 位成人接受了访问, 其中城市户口和农村户口分别占 41.8% 和 58.2%, 由于大部分农村居民没有个人工资收入以及可能存在户籍歧视问题, 我们只保留城市户口且不从事农业劳动的样本。个人身高和体重是本文的两个主要变量, 我们剔除了这些变量缺失的样本 (248 个观测值)。考虑到退休、退休金收入与工资收入的差异以及高龄人的骨质变化可能引起

¹⁴ 我们会在以后的研究中进一步探讨这一问题。

¹⁵ CHNS 最近一次调查是 2009 年进行的, 2009 年的截面数据至本文写作时仍未发布且 2009 年的调查没有包含自评健康数据。

驼背和身材变矮，我们剔除了所有年龄大于 60 岁（包括 60 岁）的个体（1 098 个观测值）。就业方程中包含工作的和不工作的个体。然而，当个体接近退休年龄时，其不参加工作的原因可能比年轻人不参加工作的原因要更为复杂，不工作很有可能是个体自己的选择，而不是找不到工作。所以在估计就业方程时，我们剔除男性年龄大于 55 岁以及女性年龄大于 50 岁的样本。¹⁶ 收入方程中包含所有工作的个体。因为，男性年龄大于 55 岁且不工作的个体和女性年龄大于 50 岁且不工作的个体在就业方程和收入方程中都没有使用，故直接剔除这部分样本（共 373 个观测值）。本文最终的样本包含 2 304 个观测值，其中 1 223 个男性（1 161 位年龄小于 55 岁）和 1 081 个女性（992 位年龄小于 50 岁）。在估计收入方程时，还要剔除收入信息缺失或不工作的个体（1 004 个观测值），所以收入方程中只有 1 300 个样本（748 个男性和 552 个女性）。

CHNS 收集的城市居民主要收入信息包括“去年一般每月的工资收入（元）”和“去年一年奖金（元）”。¹⁷ 身高（厘米）和体重（千克）信息由专业的医护人员测量，因此具有较高的精确性。其他人口及社会经济特征主要包括年龄、出生年月、自评健康、婚姻状况、教育年限、职业和工作单位等。此外，CHNS 还收集了受访者劳动强度、营养物质摄入量（热量、脂肪、碳水化合物和蛋白质）和饮食常识及饮食偏好等重要变量¹⁸。表 1 给出了相关变量的描述性统计。

表 1 样本统计性描述

变量名	男性			女性		
	均值	方差	样本数	均值	方差	样本数
收入方程						
收入	1 402.650	2 052.913	748	1 187.714	3 551.720	552
奖金	1 541.092	3 052.484	730	1 368.241	3 430.589	540
职业类型 ^a	6.097	3.724	931	6.526	3.961	721
单位类型 ^b	4.345	2.475	923	4.716	2.467	708
每周轻度劳动小时	26.655	19.273	691	30.025	18.758	517
每周中度劳动小时	11.527	18.315	652	9.002	16.286	472
每周重度劳动小时	3.673	12.653	635	2.256	9.403	462
收入方程和就业方程						
工作	0.764	0.425	1 223	0.673	0.471	1 081
身高	168.821	8.832	1 223	158.356	6.467	1 081
体重	68.817	12.764	1 223	57.810	11.785	1 081
年龄	41.673	10.364	1 223	39.163	9.043	1 081

¹⁶ 参考匿名评审专家的意见，我们选择男性 55 岁和女性 50 岁为节点。我们也尝试了其他节点，例如男性和女性均为 50 岁、男性和女性均为 45 岁以及男性 59 岁和女性 55 岁，但是结论没有变化。

¹⁷ 除了以上两种收入，CHNS 还询问了受访者的补贴收入。不过这一数据缺失较多且数值较小。本文的主要内容将使用工资收入和奖金收入。

¹⁸ 正如匿名评审专家所说，身材反映出的工资差异可能与劳动强度有关，营养物质的消费也可能与身材特征和个人认知能力相关，这些都是影响工资水平的因素。

(续表)

变量名	男性			女性		
	均值	方差	样本数	均值	方差	样本数
教育年限	10.689	3.110	1217	10.460	3.308	1077
自评健康状况 ^c	2.134	0.751	1216	2.187	0.737	1070
婚姻状况 ^d	1.902	0.455	1217	1.953	0.480	1079
抽烟	0.544	0.498	1223	0.008	0.091	1081
饮酒	0.626	0.484	1223	0.118	0.323	1081
热量摄入量 ^e	7.728	0.309	1185	7.540	0.309	1046
碳水化合物摄入量	5.684	0.337	1185	5.505	0.335	1046
脂肪摄入量	4.318	0.541	1185	4.174	0.552	1046
蛋白质摄入量	4.280	0.349	1185	4.107	0.348	1046
膳食指南 ^f	0.205	0.404	1109	0.230	0.421	1072
高脂肪有益健康 ^g	0.854	0.353	1220	0.875	0.331	1079
越胖越健康	0.925	0.263	1220	0.937	0.243	1079
坚持健康饮食	0.030	0.172	1217	0.030	0.170	1075
就业方程						
照顾儿童(6—)	0.084	0.278	1222	0.115	0.319	1079

注：a. 职业类型是 CNHS 调查问卷中的划分的 13 种职业；b. 单位类型包括国有企业、事业单位等 9 种类别；c. 自评健康分为非常好、好、一般和差四类；d. 婚姻状况分为未婚、在婚、离婚、丧偶和分居；e. 热量、碳水化合物、脂肪和蛋白质摄入量为三天平均值；f. 膳食指南为 0—1 虚拟变量，当受访者知道中国居民膳食指南时为 1，否则为 0；g. “高脂肪有益健康”和“越胖越健康”表示受访者对这种观点的赞同程度，包括极不赞同、不赞同、中立、赞同和极赞同，“坚持健康饮食”表示受访者认为这种观点的重要程度，包括最重要、很重要、重要、不太重要和不重要；h. 照顾儿童(6—)为 0—1 虚拟变量，1 表示受访者需要照顾 6 岁以下儿童。此外，所有的回归中还包含了 8 个省份虚拟变量。

样本中男性平均月工资收入约为 1402.7 元，平均年奖金收入约为 1541.1 元。女性的月工资收入和全年奖金收入比男性略低，分别为 1187.7 元和 1368.2 元。考虑到收入通常是对数正态分布，本文使用月工资的对数值。样本中男性受访者和女性受访者的平均身高分别约为 168.8 厘米和 158.8 厘米，平均体重分别为 68.8 千克和 57.8 千克；男性与女性的平均受教育年限则相差不多。

图 1 绘制了身高及对应身高水平上平均月工资的分布情况，从中我们大致可以看出身高与工资收入之间的关系。从散点图上看，男性身高与对应的平均收入分布较为分散，而女性身高与对应平均收入的分布却相对集中。这可能是由于男性在不同行业和职业之间的流动性较大，而女性可能只能在较少的职业中流动。从拟合线上看，男性的身高与工资收入略呈正向关系，但这一趋势并不是十分明显；女性的月工资收入与身高呈现出明显的正相关关系。图 2 描绘的是 BMI 分位点和对应分位点上平均收入之间的关系。¹⁹在不考虑其他影响因素的情况下，男性的工资收入与 BMI 正相关，而女性的工资收入却随着 BMI 的上升而下降。与图 1 相比可以发现，无论是身高与收入之间的关

¹⁹ 我们也绘制了男性和女性体重与工资水平的散点图，男性体重与收入略呈正相关关系，女性体重与收入水平之间呈现出明显的负相关关系。

系还是 BMI 与收入之间的关系，在女性员工的子样本中都有较明显的趋势。

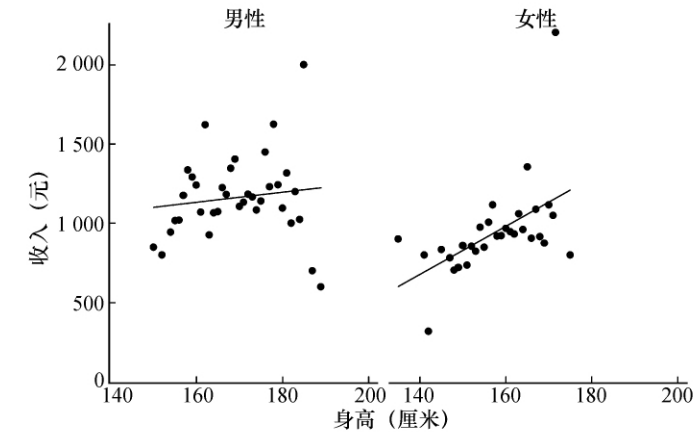


图 1 身高与月工资收入

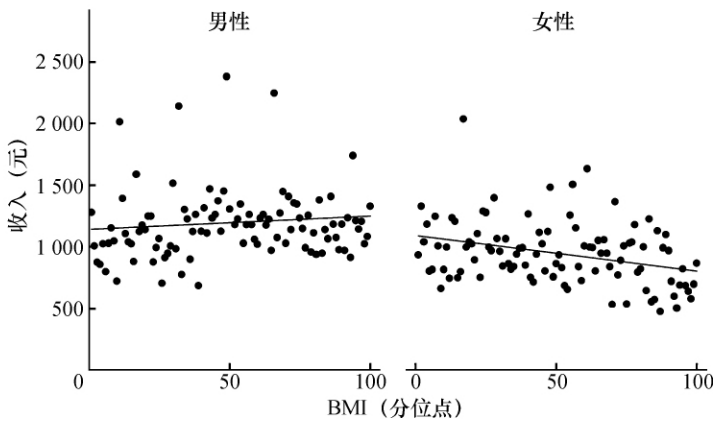


图 2 BMI 与月工资收入

四、实证结果

(一) 身材对收入的影响

1. OLS 回归结果

首先利用收入方程探讨身高和体重引起的工资差异以及我国劳动力市场中的身材歧视问题。我们将样本限定在所有工作且收入、身高和体重信息均没有缺失的观测值，其中包括 748 个男性和 552 个女性。表 2 是女性收入方程的估计结果。在 Panel A 的模型 1 中，我们只控制个人的教育年限、生活习惯、婚姻情况和省份虚拟变量。模型 1 的结果表明，女性的身高每增加 1 厘米，其月工资收入会提高 1.1%。身材偏胖的女性的月工资要比身材适中的女

性低 17.1%。由于身高和体重引起工资差异有可能是健康差异引起的 (Steckel, 1995)，因此，模型 2 考虑了受访者的自评健康状况，与自评健康“差”相比，自评健康“非常好”显著提高了工资收入。与模型 1 相比，模型 2 中身高和偏胖的估计系数几乎没有变化。这说明在我国的劳动力市场中，女性个人身高和偏胖造成的工资差异并不是由于健康差异所导致的。另一种解释是，个人的身材特征有可能扭曲了个人的职业选择，行业和职业的差异也可能解释“身高溢价”和对偏胖的“惩罚” (Pagan and Davila, 1997)。控制了职业和工作单位虚拟变量（分别为 12 个和 8 个）以后，身高和偏胖的估计系数只有微小变动，身高和偏胖对收入的影响仍然十分显著（模型 3）。在模型 4 和模型 5 中，我们进一步控制了个人的营养物质摄入量、饮食知识和劳动强度，这些变量可以反映个人的劳动能力和认知能力。另外，教育水平高的人可能更有意识控制自己的身材，雇主对教育水平不同的员工的态度也有可能不同。为了检验身材对不同教育水平的个体的影响是否有差异，我们在模型 6 中考虑了偏胖与教育的交互作用。最后，身高和体重与个人的认知能力有关，这种相关性通常由早年（尤其是幼年时期）的生活环境决定 (Persi-co *et al.*, 2004; Case and Paxson, 2008)。为了进一步控制这些影响因素，我们在模型 7 中控制了出生组虚拟变量和出生组-省份虚拟变量，这些变量可以控制不同出生组幼年时的生活环境差异。²⁰

表 2 女性收入方程估计结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
Panel A 女性身高和 BMI 指数对收入的影响							
偏瘦	-0.027 (-0.406)	-0.015 (-0.212)	0.007 (0.105)	-0.025 (-0.353)	-0.021 (-0.291)	-0.025 (-0.353)	-0.035 (-0.499)
偏胖	-0.171*** (-2.738)	-0.165*** (-2.609)	-0.148** (-2.379)	-0.142** (-2.227)	-0.170** (-2.433)	-0.143** (-2.195)	-0.154** (-2.301)
身高	0.011** (2.531)	0.011** (2.581)	0.012** (2.565)	0.015*** (3.152)	0.019*** (3.410)	0.015*** (3.140)	0.019*** (3.888)
年龄	0.013*** (4.128)	0.014*** (4.160)	0.009*** (2.653)	0.009*** (2.610)	0.008** (2.233)	0.009*** (2.608)	0.025** (2.520)
教育	0.062*** (6.751)	0.060*** (6.551)	0.025** (2.267)	0.024** (2.218)	0.029*** (2.601)	0.024** (2.209)	0.020* (1.753)
自评健康“非常好”		0.297*** (2.591)	0.222* (1.711)	0.160 (1.115)	0.212* (1.655)	0.160 (1.107)	0.185 (1.197)

²⁰ CHNS 中没有收集受访者童年时的家庭环境信息，且由于成人身高几乎不变，固定效应模型并不适合本文的研究。我们的样本中有大约 45% 的个体在 1950 年至 1963 年出生，这部分人在童年时期或胚胎发育时期会受到大饥荒的影响，因此出生组虚拟变量及其与省份虚拟变量的交互项可以在一定程度上控制早年生活条件的差异。

(续表)							
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
自评健康“好”		0.244** (2.274)	0.180 (1.485)	0.134 (0.993)	0.136 (1.109)	0.134 (0.995)	0.146 (0.980)
自评健康“一般”		0.228* (1.889)	0.141 (1.035)	0.113 (0.770)	0.066 (0.465)	0.113 (0.769)	0.115 (0.717)
热量				-0.412 (-0.857)	-0.089 (-0.177)	-0.412 (-0.855)	-0.538 (-1.030)
碳水化合物				-0.001 (-0.004)	-0.180 (-0.696)	-0.001 (-0.003)	0.061 (0.223)
脂肪				0.006 (0.037)	-0.084 (-0.497)	0.006 (0.038)	0.042 (0.245)
蛋白质				0.367*** (2.719)	0.314** (2.338)	0.367*** (2.716)	0.367*** (2.651)
膳食指南				0.028 (0.428)	0.020 (0.265)	0.027 (0.421)	0.003 (0.050)
高脂肪有益健康				0.078 (0.982)	0.019 (0.211)	0.078 (0.978)	0.081 (0.952)
越胖越健康				-0.152 (-1.293)	-0.130 (-1.222)	-0.152 (-1.292)	-0.161 (-1.334)
坚持健康饮食				0.249 (0.598)	0.386 (0.782)	0.249 (0.597)	0.120 (0.260)
偏胖×教育						0.000 (0.036)	
轻度劳动					0.004 (1.394)		
中度劳动					0.005 (1.310)		
重度劳动					0.009 (0.960)		
出生组×省份	NO	NO	NO	NO	NO	NO	YES
在婚	-0.011 (-0.145)	-0.023 (-0.285)	-0.058 (-0.691)	-0.059 (-0.655)	-0.062 (-0.696)	-0.059 (-0.656)	-0.020 (-0.185)
离婚	0.058 (0.366)	0.051 (0.318)	0.051 (0.345)	0.078 (0.526)	-0.022 (-0.167)	0.077 (0.525)	0.113 (0.706)
丧偶	0.665 (1.080)	0.660 (1.064)	0.610 (1.046)	0.604 (0.994)	0.751 (1.056)	0.603 (0.988)	0.556 (0.971)
分居	0.340 (1.516)	0.333 (1.348)	0.141 (0.507)	0.081 (0.281)	0.261 (1.167)	0.081 (0.281)	0.413 (1.040)
抽烟	-0.060 (-0.267)	-0.058 (-0.254)	-0.100 (-0.436)	-0.052 (-0.206)	0.170 (0.683)	-0.052 (-0.206)	0.109 (0.408)
饮酒	0.067 (1.084)	0.070 (1.119)	0.055 (0.891)	0.048 (0.745)	0.021 (0.330)	0.048 (0.747)	0.006 (0.079)

(续表)							
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
职业	NO	NO	YES	YES	YES	YES	YES
工作单位	NO	NO	YES	YES	YES	YES	YES
省份	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	3.747*** (5.298)	3.524*** (5.075)	4.315*** (5.644)	5.518*** (3.453)	3.588** (2.123)	5.517*** (3.453)	5.298*** (3.006)
观测值	550	546	539	523	428	523	523
调整的 R ²	0.155	0.152	0.216	0.230	0.297	0.228	0.225
Panel B 女性身高和体重对收入的影响							
身高	0.016*** (3.482)	0.016*** (3.539)	0.015*** (3.458)	0.019*** (3.938)	0.022*** (4.190)	0.018*** (2.995)	0.022*** (4.569)
体重	-0.005** (-2.197)	-0.005** (-2.211)	-0.004* (-1.963)	-0.003 (-1.562)	-0.003 (-1.497)	-0.003 (-1.586)	-0.004* (-1.906)
身高×教育						0.001 (0.089)	
调整的 R ²	0.148	0.147	0.211	0.224	0.288	0.223	0.219

注：括号内为经过异方差调整的 *t* 值；***、** 和 * 表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。出生组×省份中包括 4 个出生组（共 5 组）虚拟变量及其与省份虚拟变量的交互项。

在表 2 的 Panel B 中，我们使用体重替换了 BMI，其余变量的控制方式与 Panel A 中对应模型的变量控制方式完全相同。模型 7 表明，在其他因素不变的情况下，女性体重每增加 1 千克，其工资收入会下降 0.4%；身高每增加 1 厘米，女性工资会提高 2.2%。我们的估计结果表明，在不同的模型下，女性的身材特征都是解释女性工资差异的一个重要因素，这说明我国劳动力市场中存在对女性身材的歧视行为。

表 3 是男性收入方程估计的结果，其结构与表 2 相同。在我国劳动力市场中，男性的身高和体重对收入的影响不大。男性身高对收入的影响并不显著，这说明男性身高没有表现出明显的“身高溢价”。在不考虑健康因素时，男性体重与收入之间有显著的正相关性，偏瘦的男性收入较低，但控制自评健康以后男性体重和偏瘦与收入之间的关系不再显著。模型 7 表明控制健康、教育、职业等因素和出生组等变量以后，身高和体重几乎不影响男性的收入。这说明我国的劳动力市场对男性的外表特征并没有明显的偏好。

比较表 2 和表 3 可以发现，我国劳动力市场对女性的外表特征要求更苛刻。男性身高和体重导致的工资差异主要可以用健康和能力因素解释。女性身高和体重导致的工资差异并不能完全由这些因素解释，这说明除了这些因素以外，劳动力市场对女性外表特征的歧视也是导致女性工资差异的原因（Loh，1993）。

表 3 男性收入方程估计

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
Panel A 男性身高和 BMI 指数对收入的影响							
偏瘦	-0.145* (-1.904)	-0.121 (-1.580)	-0.124* (-1.698)	-0.134* (-1.844)	-0.133* (-1.858)	-0.159* (-1.827)	-0.113 (-1.474)
偏胖	0.018 (0.408)	0.017 (0.374)	0.014 (0.331)	0.015 (0.341)	0.025 (0.524)	0.022 (0.458)	0.006 (0.127)
身高	0.001 (0.404)	0.001 (0.440)	0.001 (0.504)	-0.001 (-0.488)	-0.000 (-0.135)	-0.001 (-0.589)	-0.001 (-0.214)
观测值	741	738	733	702	576	702	702
调整的 R ²	0.106	0.109	0.148	0.184	0.183	0.190	0.190
Panel B 男性身高和体重对收入的影响							
身高	-0.000 (-0.121)	0.000 (0.007)	0.000 (0.100)	-0.002 (-0.982)	-0.002 (-0.871)	-0.003 (-1.027)	-0.001 (-0.543)
体重	0.003* (1.718)	0.002 (1.522)	0.002 (1.522)	0.002 (1.379)	0.004* (1.926)	0.002 (1.360)	0.001 (0.891)
观测值	741	738	733	702	576	702	702
调整的 R ²	0.104	0.109	0.147	0.182	0.189	0.181	0.190

注：变量控制方式与表 2 中对应模型相同。

2. 分位数回归

OLS 结果反映了在平均收入水平上，身高和体重对收入的影响。如果在不同的收入水平上，身高和体重对收入的影响不同，条件平均收入所能提出的信息就会十分有限。Johar and Katayama（2011）发现在不同分位点上，外表特征对收入的影响存在明显差异。为了更精确全面地反映身高和体重与收入的分布情况，我们用分位数回归方法重新分析男性和女性的收入方程。为了简单起见，分位数回归时仅考虑了表 2 中的模型 7。表 4 是分位数回归的结果，表中只列示了男性和女性的身高、体重以及 BMI 对收入的影响，其余控制变量的回归结果没有报告。我们选取了 5%、10%、…、95% 共 19 个分位点进行回归，表 4 报告了其中的 7 个（分别是 5 个奇数分位点和两个偶数分位点）回归结果，这 7 个结果足以反映出回归结果的变化趋势。

表 4 Panel A 是女性身高和 BMI 指数对收入的影响。随着收入水平的上升，女性 BMI 指数对工资收入的影响呈现出倒 U 形趋势。工资收入在 10% 分位点上时，BMI 指数的系数较小且不显著，在中等收入阶层左右，BMI 指数对工资的影响较大，身材偏胖会使女性工资下降 10% 左右，在更高的收入水平上 BMI 指数的作用减弱。在较低收入阶层中，女性身高每增加 1 厘米会使月工资收入提高 1.2%；在中等收入阶层中，女性身高对工资的影响较显著，身高每增加 1 厘米会使月工资增加 1.4%；工资收入在 80% 分位点上时，身高对收入的影响最大，随后逐渐减弱。这些结果表明，不同收入阶层的女性工资受身材的影响有较大差异，较低收入阶层和较高收入阶层中的女性工资受身材的影响较小，中等收入阶层左右的女性工资受身材的影响较为显著。这可能是由于在中等收入水平左右的女性往往从事的是文员和服务员之类的

职业，这类职业对女性外表特征要求更高；在较低和较高收入水平的女性可能分别从事体力劳动和技术性劳动，这类职业可能更强调体能和专业技能而对外表要求相对较低。Panel B 是女性的身高和体重对工资收入的影响。从 Panel B 中可以得到与 Panel A 类似的结论。Panel C 和 Panel D 是男性收入回归结果。Panel C 和 Panel D 中有两点值得注意：一是随着分位点的提高，体重和偏胖对工资收入影响的符号发生变化；二是在低收入水平上，体重和偏胖都显著影响工资收入。与 OLS 的回归结果相比（表 3 模型 7），以上两点是比较大的差异。在低收入水平上，其他因素不变时，男性体重每增加 1 千克其工资收入会提高 0.6%，而偏胖的男性的工资收入比身材适中的男性的工资收入要高 10.9%。在高收入水平上，男性的体重或偏胖对其工资收入有负面影响。这说明在低收入阶层，健壮的体格是提高男性收入的因素之一，而在高收入阶层，适中的身材可能更有利提高男性的薪水。这可能是由于低收入阶层中的男性往往从事的是体力劳动，体重在一定程度上反映了男性的劳动能力，也有可能是低收入行业对男性体重存在偏好。

表 4 分位数回归

	Q 0.1	Q 0.2	Q 0.3	Q 0.5	Q 0.7	Q 0.8	Q 0.9
Panel A 女性身高和 BMI 指数对收入的影响							
偏瘦	0.091 (0.800)	0.091 (1.027)	-0.039 (-0.484)	-0.057 (-0.745)	-0.056 (-0.718)	-0.026 (-0.266)	0.070 (0.632)
偏胖	-0.018 (-0.237)	-0.014 (-0.212)	-0.099* (-1.735)	-0.104** (-2.054)	-0.105* (-1.657)	-0.109 (-1.546)	0.001 (0.009)
身高	0.012** (2.050)	0.008 (1.440)	0.011* (1.955)	0.014*** (2.760)	0.012** (2.337)	0.020*** (3.173)	0.019** (2.402)
Panel B 女性身高和体重对收入的影响							
身高	0.011* (1.862)	0.010* (1.925)	0.015*** (2.684)	0.016*** (3.012)	0.015** (2.569)	0.020*** (3.251)	0.018** (2.363)
体重	-0.001 (-0.290)	-0.000 (-0.124)	-0.002 (-1.102)	-0.004* (-1.862)	-0.003 (-1.228)	-0.003 (-1.129)	-0.001 (-0.512)
Panel C 男性身高和 BMI 指数对收入的影响							
偏瘦	-0.172* (-1.704)	-0.115 (-1.106)	-0.139 (-1.414)	-0.061 (-0.688)	-0.051 (-0.554)	-0.062 (-0.648)	-0.068 (-0.584)
偏胖	0.059 (1.239)	0.109** (2.246)	0.063 (1.452)	0.045 (1.093)	-0.013 (-0.273)	-0.012 (-0.231)	-0.066 (-0.873)
身高	-0.003 (-0.553)	-0.002 (-0.439)	0.001 (0.315)	-0.001 (-0.255)	-0.001 (-0.397)	-0.001 (-0.282)	-0.004 (-0.782)
Panel D 男性身高和体重对收入的影响							
身高	-0.004 (-1.068)	-0.006 (-1.618)	-0.001 (-0.207)	-0.003 (-0.763)	-0.001 (-0.335)	-0.001 (-0.238)	0.001 (-0.116)
体重	0.005** (2.355)	0.006*** (2.745)	0.003* (1.662)	0.002 (1.116)	0.000 (0.036)	-0.001 (-0.341)	-0.002 (-0.922)

注：括号中的 *t* 值是通过 Bootstrap 方法计算所得；所有回归的控制变量、观测值数分别与表 2 和表 3 中的模型 7 对应。

3. 企业歧视与消费者歧视

劳动力市场中的歧视行为可能来自于企业，也可能来自于消费者（Harper，2000）。为了进一步说明我国劳动力市场中的歧视行为来自企业而不是消费者。我们考虑下面的工资方程：

$$\text{linc}_i = \alpha + \beta_1 \text{Stature}_i + \beta_2 \text{Consu}_i + \beta_3 \text{Stature}_i \times \text{Consu}_i + \Gamma X_i + v_i. \quad (3)$$

Consu 是 0—1 虚拟变量，当受访者从事的职业需要直接和消费者接触时 Consu 为 1，否则为 0。如果歧视来自消费者，需要和消费者接触的员工更有可能受到歧视，而其他员工受到歧视的可能性更小，甚至不会遭受这种歧视行为，这时 β_3 显著小于 0，而 $\beta_1=0$ 。CHNS 中没有包含受访者在工作中是否要与消费者直接接触的信息。由于服务行业的工作人员往往更有可能与消费者直接接触，所以我们以受访者的职业是否属于服务行业（销售员、服务员和理发员等）作为是否要与消费者直接接触的代理变量。表 5 是（3）式的估计结果，除了从事服务业的男性身材偏胖会使工资收入下降，其余的交互项均不显著。并没有明显的证据表明我国劳动力市场中的歧视行为来自消费者，对女性身材的歧视行为主要是由于企业自身的行为。

表 5 企业歧视与消费者歧视

	男性		女性	
偏瘦	-0.120 (-1.557)		-0.030 (-0.425)	
偏胖	0.033 (0.687)		-0.180** (-2.266)	
身高	0.000 (0.013)	-0.001 (-0.402)	0.017*** (3.215)	0.021*** (3.815)
体重		0.002 (0.989)		-0.004** (-1.977)
身高×消费者	-0.007 (-0.581)	-0.005 (-0.471)	0.009 (0.864)	0.008 (0.701)
偏胖×消费者	-0.277* (-1.911)		0.142 (1.053)	
体重×消费者		-0.068 (-0.398)		0.102 (0.955)
其他变量	YES	YES	YES	YES
观测值	702	702	523	523
调整的 R ²	0.192	0.188	0.224	0.217

注：其他控制变量与表 2 和表 3 中模型 7 相同。

（二）身材对就业的影响

如果歧视行为来自企业，那么身材特征也会引起就业机会不均等。因此，

就业方程也可以用以检验劳动力市场中的外表歧视问题。表 6 是利用 Probit 模型估计（2）式所得到的结果。不同的回归结果均表明，女性的体重对就业有显著影响，体重增加或偏胖都会降低女性就业的可能性。体重对男性就业的影响并不明显，控制个人的营养物质摄入情况、饮食常识和出生组等变量后，男性的体重对就业的影响不显著。模型 3 和模型 7 中考虑了身材与教育的交互作用。偏胖对女性就业的影响并没有随着教育水平的变化有显著变化，而随着教育水平的提高，偏胖会降低男性就业的可能性。女性在择业时可能较少选择从事体力劳动的工作，教育水平较低的女性可能更多地选择服务行业，高教育水平的女性可能从事比较专业的工作。高教育水平可能提升女性就业时的竞争优势，缓解身材对就业的影响。低教育水平的男性在择业时有可能选择体力劳动，而教育水平的提高使男性倾向于选择劳动强度较低的工作，这类工作可能要求员工具有良好的身材。表 6 中其他变量对就业的影响基本上与预期的结果一致，如教育可以提高就业的可能性，有 6 岁以下儿童需要照看会降低就业可能性，饮酒可以提高就业的可能性等。

表 6 身材与就业

	男性				女性			
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
Panel A 身高和 BMI 指数对就业的影响								
偏瘦	-0.242* (-1.676)	-0.243** (-2.021)	-0.203 (-1.433)	-0.171 (-1.084)	0.076 (0.493)	0.062 (0.388)	0.061 (0.356)	0.144 (0.805)
偏胖	0.114 (1.298)	0.095 (0.890)	0.202* (1.757)	0.125 (1.265)	-0.289*** (-2.939)	-0.279*** (-2.805)	-0.276** (-2.531)	-0.231** (-2.144)
身高	0.012* (1.933)	0.012 (1.602)	0.011 (1.607)	0.013* (1.674)	-0.002 (-0.240)	-0.001 (-0.164)	0.001 (0.167)	0.003 (0.399)
偏胖×教育			-0.042** (-2.196)				0.021 (0.967)	
教育	0.079*** (4.947)	0.076*** (5.815)	0.080*** (4.724)	0.076*** (4.685)	0.117*** (7.348)	0.111*** (6.805)	0.101*** (5.682)	0.101*** (5.410)
年龄	-0.009 (-1.266)	-0.008 (-1.448)	-0.008 (-1.153)	0.058** (2.423)	-0.010 (-1.366)	-0.009 (-1.139)	-0.012 (-1.459)	0.023 (1.093)
照看儿童	-0.013 (-0.079)	-0.015 (-0.092)	0.047 (0.272)	0.093 (0.465)	-0.308** (-2.040)	-0.287* (-1.873)	-0.270* (-1.656)	-0.201 (-1.154)
在婚	0.902*** (4.705)	0.889*** (5.646)	0.934*** (5.061)	0.567** (2.193)	0.605*** (3.487)	0.595*** (3.339)	0.700*** (3.679)	0.515** (2.391)
离婚	0.805** (2.544)	0.784** (2.264)	0.668* (1.808)	0.271 (0.738)	0.532* (1.684)	0.543* (1.704)	0.651** (1.996)	0.528 (1.515)
丧偶	0.941** (2.007)	0.602 (1.524)	— —	— —	1.224** (2.114)	1.172** (2.012)	1.387** (2.129)	1.344** (2.007)
分居	0.609 (1.260)	0.726 (1.385)	0.667 (1.043)	0.318 (0.506)	-0.371 (-0.574)	-0.377 (-0.578)	-0.389 (-0.558)	-0.656 (-0.930)

(续表)

	男性				女性			
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
抽烟	Q 053 (Q 695)	Q 062 (Q 789)	Q 071 (Q 724)	Q 044 (Q 398)	Q 208 (Q 395)	Q 310 (Q 569)	Q 403 (Q 692)	Q 495 (Q 849)
饮酒	Q 322*** (3 484)	Q 296*** (3 593)	Q 265** (2 653)	Q 248* (1 882)	Q 142 (Q 995)	Q 153 (1 067)	Q 269* (1 732)	Q 327** (2 015)
自评健康“非常好”	Q 357	Q 277 (1 176)	Q 346 (1 066)	(1 276)		Q 644** (2 512)	Q 545** (1 967)	Q 562** (1 994)
自评健康“好”		Q 370 (1 258)	Q 330 (1 273)	Q 383 (1 481)		Q 416* (1 760)	Q 382 (1 485)	Q 390 (1 492)
自评健康“一般”	Q 369	Q 352 (1 267)	Q 374 (1 307)	(1 348)		Q 415* (1 716)	Q 440* (1 677)	Q 443* (1 663)
热量			-Q 009 (-Q 017)	Q 130 (Q 210)			Q 939 (1 086)	Q 752 (Q 851)
碳水化合物			Q 224 (Q 703)	Q 196 (Q 610)			-Q 362 (-Q 729)	-Q 225 (-Q 443)
脂肪			-Q 192 (-Q 936)	-Q 197 (-Q 875)			-Q 407 (-1 500)	-Q 324 (-1 170)
蛋白质			Q 606*** (2 876)	Q 587*** (2 868)			Q 076 (Q 316)	Q 064 (Q 259)
膳食指南			Q 134 (1 067)	Q 094 (Q 842)			Q 326*** (2 603)	Q 349*** (2 711)
高脂肪有益健康			Q 183 (1 434)	Q 197 (1 504)			-Q 085 (-Q 580)	-Q 072 (-Q 477)
越胖越健康			Q 000 (Q 002)	Q 052 (Q 193)			Q 475** (2 299)	Q 495** (2 360)
坚持健康饮食			Q 275 (1 014)	Q 264 (1 066)			-Q 366 (-1 124)	-Q 306 (-Q 934)
省份	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
出生组×省份	NO	NO	NO	YES	NO	NO	NO	YES
常数项	-2 354** (-2 236)	-2 712** (-2 046)	-5 659** (-2 482)	-8 244*** (-2 871)	-Q 494 (-Q 415)	-Q 993 (-Q 820)	-5 344* (-1 844)	-6 601** (-2 168)
观测值	1 149	1 142	1 086	1 086	985	974	931	931
Panel B 身高和体重对就业的影响								
身高	Q 011* (1 801)	Q 012 (1 495)	Q 010 (1 458)	Q 013* (1 744)	Q 006 (Q 724)	Q 006 (Q 734)	Q 016 (1 398)	Q 011 (1 179)
体重	-Q 001 (-Q 139)	-Q 001 (-Q 337)	-Q 002 (-Q 367)	-Q 004 (-1 000)	-Q 014*** (-3 192)	-Q 013*** (-3 006)	-Q 011** (-2 381)	-Q 011** (-2 391)

为了更直观地反映身高和体重对就业的影响，我们计算了四个主要变量的边际效应（表 7）。从表 7 中可以看出，相对于体重适中的女性，体重偏胖的女性就业可能性下降了 8%—10% 左右；女性体重每增加 1 千克，其就业的可能性下降 0.4%。这说明在进入劳动力市场前，女性的体重已经严重影响了

其进入劳动力市场的机会。无论从工资收入还是从就业情况来看，以上结果表明我国劳动力市场中存在明显的外表歧视行为，而且这种歧视行为存在着明显的性别差异。企业对男性的身材特征并没有明显的偏好，而对女性的外表特征要求更为苛刻。女性的身高和体型在其就业与收入中扮演着十分重要的角色。

表 7 身高和体重的边际效应

	男性		女性	
	模型 3	模型 4	模型 7	模型 8
偏瘦	-0.062 (-1.36)	-0.051 (-1.03)	0.021 (0.36)	0.050 (0.83)
偏胖	0.057* (1.82)	0.035 (1.28)	-0.101** (-2.51)	-0.084** (-2.12)
身高	0.003 (1.62)	0.004* (1.65)	0.000 (0.17)	0.001 (0.40)
身高	0.003 (1.29)	0.004* (1.72)	0.006 (1.40)	0.004 (1.18)
体重	-0.000 (-0.33)	-0.001 (-1.01)	-0.004** (-2.38)	-0.004** (-2.39)

（三）进一步讨论及稳健性检验

1. 调整收入

工资收入也许不能充分反映企业对身高和体重的歧视。企业的歧视行为也有可能以奖金的形式表现出来。CHNS 还调查了受访者在上一一年中是否有奖金收入以及有多少奖金收入。我们用平均月奖金收入与月工资收入之和的对数值重新估计表 2 的模型 7 和表 4，并将结果列示在表 8 中。²¹与表 4 相比，表 8 的基本结果没有明显变化。女性身高几乎在所有收入水平都显著为正，体重在中等水平收入以上都显著为负，且系数大小有上升的趋势。女性“偏胖”也在大部分收入水平上显著为负。对男性而言，体重和偏胖在低收入水平上对收入有显著的正面影响。OLS 结果与表 2 的模型 5 虽略有差异，但是各变量系数的符号和显著性没有明显变化。总之，从表 8 中我们可以得到类似的结论，也就是说企业对女性的身高和体重有显著的歧视行为。²²

²¹ 我们将这两种收入分开考虑的原因是，这两种收入的测量口径不同，且决定受访者是否得到奖金以及得到多少资金的因素与工资水平的决定因素也可能不同。

²² 我们也考虑了用补贴收入调整总收入。用 OLS 回归得到的女性身高、体重、偏瘦和偏胖的系数和 *t* 值（括号中）分别为 0.016(3.28)、-0.005(-1.75)、-0.006(-0.06)和 -0.237(-3.48)；男性“偏瘦”的系数在 5% 的显著水平上显著为负，体重的系数在 10% 的显著水平上显著为正，其余不显著。这说明 OLS 所得到的结论是一致的。分位数回归的结果表明，女性“偏胖”仍然显著为负，身高在高收入水平上显著为正，体重的系数为负，但几乎在所有收入水平上都不显著；男性体重在低收入水平上显著为正。

表 8 收入调整后的回归结果

	QR							OLS
	Q 0.1	Q 0.2	Q 0.3	Q 0.5	Q 0.7	Q 0.8	Q 0.9	
Panel A 女性身高和体重对收入的影响								
身高	0.011 (1.557)	0.017*** (2.868)	0.016*** (2.719)	0.019*** (3.700)	0.017*** (2.942)	0.021*** (3.458)	0.019** (2.245)	0.018*** (3.890)
体重	-0.001 (-0.399)	-0.002 (-1.022)	-0.003 (-1.365)	-0.004* (-1.755)	-0.004 (-1.510)	-0.005* (-1.930)	-0.006* (-1.769)	-0.005** (-2.463)
Panel B 女性身高和 BMI 指数对收入的影响								
偏瘦	0.067 (0.611)	0.018 (0.189)	-0.031 (-0.340)	0.027 (0.277)	0.081 (0.663)	0.005 (0.040)	0.099 (0.642)	0.019 (0.232)
偏胖	-0.015 (-0.211)	-0.081 (-1.337)	-0.130** (-2.206)	-0.097 (-1.599)	-0.115* (-1.771)	-0.144* (-1.874)	-0.149 (-1.432)	-0.183*** (-2.833)
身高	0.011* (1.701)	0.013** (2.146)	0.013** (2.230)	0.016*** (2.870)	0.013** (2.260)	0.015** (2.409)	0.018** (2.116)	0.013*** (2.852)
Panel C 男性身高和体重对收入的影响								
身高	-0.008** (-2.110)	-0.006 (-1.634)	-0.004 (-1.396)	-0.004 (-1.248)	-0.001 (-0.515)	-0.001 (-0.272)	0.003 (0.602)	-0.000 (-0.055)
体重	0.007** (2.466)	0.006*** (2.675)	0.004** (2.038)	0.003 (1.354)	0.001 (0.342)	-0.002 (-0.847)	-0.004 (-1.307)	0.002 (1.429)
Panel D 男性身高和 BMI 指数对收入的影响								
偏瘦	-0.143 (-1.234)	-0.155 (-1.618)	-0.151 (-1.644)	-0.051 (-0.525)	-0.063 (-0.616)	-0.076 (-0.647)	-0.121 (-0.951)	-0.157** (-2.052)
偏胖	0.125** (2.036)	0.105** (1.979)	0.065 (1.177)	0.054 (1.171)	0.036 (0.631)	-0.056 (-0.979)	-0.118 (-1.466)	0.015 (0.323)
身高	-0.007 (-1.645)	-0.003 (-0.665)	-0.001 (-0.359)	-0.003 (-0.978)	-0.001 (-0.532)	-0.001 (-0.448)	0.002 (0.442)	0.001 (0.399)

注：所有回归的控制变量与表 2 和表 3 中的模型 7 对应。

2. 分年龄组检验

企业的歧视行为在不同年龄组之间可能存在差异（Han *et al.*，2009）。为了检验这一点，我们按年龄将样本分为三等份后分别进行了回归。²³表 9 是各年龄组子样本回归所得的结果。Panel A 表明身高对中、低年龄组女性的收入影响较为显著，尤其对中等年龄组女性收入的影响较大。身高和体重对各年龄组男性的收入没有显著影响。在分析 BMI 对不同年龄组收入的影响时，我们分别以各组的 30% 和 70% 分位点划分偏瘦和偏胖。²⁴结果表明（Panel B），偏胖对各组女性收入有负面影响，对低年龄组女性收入的影响较为显著，

²³ 我们也尝试了四等分组回归，结果表明女性身高仍然在中低年龄组有显著影响，但是“偏胖”在各组都不再显著。但是由于样本较少，估计果可能存在较大偏误。

²⁴ 按总样本划分身材对结果的符号和显著性没有很大影响。

对中等年龄组女性收入的影响在 15%显著水平上显著。偏瘦对男性收入有负面影响，且对中等年龄组男性收入的影响较显著。总而言之，企业的歧视行为在中低年龄组人群中表现得更为明显。这可能是由于中低年龄组面临更激烈的职业竞争，身材特征更有可能成为其竞争的筹码。

表 9 分年龄组检验

	女性			男性		
	低年龄组	中年龄组	高年龄组	低年龄组	中年龄组	高年龄组
Panel A 身高和体重对收入的影响						
身高	0.017** (2.197)	0.032*** (2.945)	0.020* (1.967)	-0.012 (-1.570)	0.001 (0.081)	-0.003 (-0.507)
体重	-0.002 (-0.507)	-0.009** (-2.015)	-0.001 (-0.165)	0.004 (1.101)	0.002 (0.734)	0.000 (0.038)
调整的 R ²	0.433	0.275	0.278	0.044	0.145	0.321
Panel B 身高和 BMI 指数对收入的影响						
偏瘦	0.019 (0.207)	0.096 (0.638)	-0.165 (-1.248)	-0.154 (-1.276)	-0.182* (-1.737)	-0.005 (-0.057)
偏胖	-0.158* (-1.679)	-0.170 (-1.511)	-0.201 (-1.084)	-0.051 (-0.507)	0.031 (0.300)	0.011 (0.119)
身高	0.014* (1.853)	0.023** (2.179)	0.017 (1.570)	-0.006** (-2.104)	0.003 (0.292)	-0.003 (-0.454)
观测值	165	176	168	210	219	249
调整的 R ²	0.443	0.275	0.286	0.053	0.153	0.317

注：估计模型对应表 2 中的模型 7；偏瘦和偏胖在各年龄组内划分。

3. 体重内生性

以上的结果都没有考虑体重可能存在内生性问题。如果消费对收入过度敏感，那么当前的收入必然会影响当前的消费行为，此时体重和收入之间可能存在反向因果关系。当上述反向因果关系存在时，我们的估计结果就是有偏的。处理上述问题的一个简便方法是使用滞后的体重替换当前体重（Averett and Korenman, 1996），使用这一方法的隐含假定是当前收入不会影响过去的体重。我们用受访者 2004 年的体重替换（2）式中的当前体重，重新估计表 2 中的七个模型。由于部分受访者没有被包含在 2004 年的调查中，最终可以匹配的男性和女性观测值数分别为 548 个和 415 个。表 10 是使用受访者 2004 年的体重估计得到的结果。表 10 的估计过程与表 2 完全相同，我们只报告了关注变量的估计系数。从 Panel A 中可以看出，体重仍然对女性的工资收入有负面影响，且在 10%的显著性水平上是显著的。同样，偏胖也导致女性的月工资收入下降了 15%左右。Panel C 和 Panel B 是用男性样本估计的结果，基本结论与表 3 类似。这说明考虑体重的内生性对我们的估计结果影响并不大。

表 10 考虑体重内生性(用滞后 2 年的体重)

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
Panel A 女性身高和体重对收入的影响							
身高	0.015*** (3.031)	0.014*** (2.949)	0.014*** (2.885)	0.019*** (3.639)	0.020*** (3.257)	0.015** (2.286)	0.019*** (3.512)
体重	-0.003* (-1.772)	-0.003* (-1.681)	-0.003* (-1.665)	-0.003* (-1.663)	-0.004** (-2.102)	-0.003* (-1.813)	-0.002 (-1.125)
观测值	413	412	408	396	325	396	396
调整的 R ²	0.210	0.211	0.309	0.333	0.338	0.333	0.323
Panel B 女性身高和 BMI 指数对收入的影响							
偏瘦	0.030 (0.403)	0.025 (0.334)	0.021 (0.302)	0.020 (0.265)	0.046 (0.569)	0.031 (0.398)	0.038 (0.508)
偏胖	-0.162** (-2.438)	-0.160** (-2.384)	-0.130** (-2.100)	-0.131** (-2.120)	-0.142* (-1.940)	-0.127** (-2.078)	-0.149** (-2.116)
身高	0.011** (2.542)	0.011** (2.569)	0.012** (2.583)	0.016*** (3.307)	0.019*** (3.523)	0.016*** (3.275)	0.019*** (3.969)
调整的 R ²	0.153	0.151	0.213	0.228	0.293	0.227	0.224
Panel C 男性身高和体重对收入的影响							
身高	-0.001 (-0.324)	-0.000 (-0.196)	0.001 (0.434)	-0.001 (-0.578)	-0.002 (-0.735)	-0.001 (-0.577)	-0.001 (-0.253)
体重	0.002 (1.187)	0.002 (1.182)	0.002 (1.310)	0.002 (1.268)	0.003 (1.124)	0.002 (1.214)	0.001 (0.632)
观测值	545	544	541	517	427	517	517
调整的 R ²	0.153	0.163	0.216	0.245	0.242	0.243	0.244
Panel D 男性身高和 BMI 指数对收入的影响							
偏瘦	-0.040 (-0.448)	-0.028 (-0.321)	-0.014 (-0.168)	-0.035 (-0.377)	-0.012 (-0.115)	-0.016 (-0.172)	-0.039 (-0.412)
偏胖	-0.031 (-0.682)	-0.032 (-0.698)	-0.007 (-0.152)	-0.007 (-0.150)	0.042 (0.824)	0.009 (0.188)	-0.032 (-0.699)
身高	0.001 (0.261)	0.001 (0.318)	0.001 (0.417)	-0.001 (-0.567)	-0.000 (-0.151)	-0.001 (-0.525)	-0.001 (-0.331)
调整的 R ²	0.101	0.106	0.144	0.180	0.184	0.179	0.188

注：每个模型中其余变量的控制与表 2 对应的模型相同。

五、结 论

我国劳动力市场中的外表歧视问题尚未得到应有的关注。与性别歧视、户籍歧视和残疾歧视相比，外表歧视问题似乎更容易为大众所接受。然而，无论以何种方式出现，劳动力市场中歧视行为都可能导致整个社会福利水平的下降。如果外表歧视得不到充分关注，甚至是被默许，我国劳动力市场中的外表歧视问题可能会随着越发激烈的市场竞争而愈演愈烈。

本文从个人的身高和体重这两个外表特征出发,探讨了我国劳动力市场中的外表歧视问题。我们发现,我国劳动力市场对女性的外表特征要求更为苛刻,而对男性则相对宽容。女性的身高和体重不仅严重影响了个人的就业机会也影响了收入水平。企业对女性身高和体重的歧视行为是女性身高和体重导致工资差异的主要原因。在不同的收入水平上,外表特征对收入的影响也不相同。在中等收入水平左右,身高和体重对收入的影响最为明显。男性就业和收入受身高和体重的影响并不大。控制健康、教育和职业等因素以后,男性身高和体重对其收入没有显著影响。这说明企业对男性的外表特征并没有明显的偏好。

劳动力市场对女性外表特征要求更为苛刻也意味着女性在劳动力市场中的竞争更不公平。为了改善这种状况,可以从以下两个方面入手:第一是加强市场管制、消除性别歧视行为,使女性可以在更多的行业之间流动;第二是提高女性的受教育水平,让女性有更多的机会进入高收入阶层。在高收入阶层,女性身高和体重对收入的影响并不明显。当然,解决这些问题并非一朝一夕之事。完善市场的公平竞争机制,改变企业对外表特征的偏好需要一个长期的过程。

本文的研究只是初步探讨我国劳动力市场中的外表歧视行为,部分问题还有待进一步探讨。例如,为何我国劳动力市场对女性的外表要求更为苛刻,其内在原因是什么?此外,由于数据的限制,本文的研究还存在一些不足之处。例如,社会资本在我国就业与收入过程中所产生的作用也不能忽视,由于数据原因,本文没有对社会资本变量进行控制,这也是未来进一步研究的方向。

参 考 文 献

- [1] Averett, S., and S. Korenman, "The Economic Reality of the Beauty Myth", *Journal of Human Resources*, 1996, 31, 304—330.
- [2] Averett, S., and S. Korenman, "Black-White Differences in Social and Economic Consequences of Obesity", *International Journal of Obesity*, 1999, 23, 166—173.
- [3] Baum II, C., and W. Ford, "The Wage Effects of Obesity: A Longitudinal Study", *Health Economics*, 2004, 13(9), 885—899.
- [4] Behrman, J., and M. Rosenzweig, "The Returns to Increasing Body Weight", Working paper. Philadelphia: Univ. Pennsylvania. 2001.
- [5] Bockerman, P., E. Johansson, U. Kiiskinen, and M. Heliovaara, "The Relationship between Physical Work and the Height Premium: Finnish Evidence", *Economics and Human Biology*, 2010, 8414—8420.
- [6] Case, A., and C. Paxson, "Stature and Status: Height, Ability, and Labor Market Outcomes", *Journal of Political Economy*, 2008, 166(3), 499—532.
- [7] Case, A., C. Paxson, and M. Islam, "Making Sense of the Labor Market Height Premium: Evidence from the British Household Panel Survey", *Economics Letters*, 2009, 102, 174—176.

- [8] Cawley, J., “The Impact of Obesity on Wages”, *Journal of Human Resources*, 2004, 39(2), 451—474.
- [9] 高文书, “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》, 2009年第3期, 第76—112页。
- [10] Finkelstein, E., C. Ruhm, and K. Kosa, “Economic Causes and Consequences of Obesity”, *Annual Review of Public Health*, 2005, 26, 239—57.
- [11] Gortmaker, S., A. Must, J. Perrin, A. Sobol, and W. Dietz, “Social and Economic Consequences of Overweight in Adolescence and Young Adulthood”, *New England Journal of Medicine*, 1993, 329(14), 1008—12.
- [12] Hamermesh, D., and J. Biddle, “Beauty and the Labor Market”, *American Economic Review*, 1994, 84, 1174—1194.
- [13] Hamermesh, D., *Beauty Pays: Why Attractive People Are More Successful*. Princeton: Princeton University Press, 2011.
- [14] Han, E., E. Corton, and S. Stearns, “Weight and Wages: Fat Versus Lean Paychecks”, *Health Economics*, 2009, 18, 535—548.
- [15] Harper, B., “Beauty, Stature and the Labour Market: A British Cohort Study”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2000, 62(1), 771—800.
- [16] Heineck, G., “A Note on the Height-Wage Differential in The UK: Cross-Sectional Evidence from The BHPS”, *Economics Letters*, 2008, 98, 288—293.
- [17] Johar, M., and H. Katayama, “Quantile Regression Analysis of Body Mass and Wages”, *Health Economics*, 2011.
- [18] Johnston, D., “Physical Appearance and Wages: Do Blondes Have More Fun”, *Economics Letters*, 2010, 108, 10—12.
- [19] Kuhn, P., and K. Shen, “Gender Discrimination in Job Ads: Theory and Evidence”, *NBER Working Paper No. 17453*, 2011.
- [20] 刘茜, “对外貌就业歧视的法律思考”, 《法制与社会》, 2008年第3期, 第332—333页。
- [21] Loh, E., “The Economic Effects of Physical Appearance”, *Social Science Quarterly*, 1993, 74, 420—38.
- [22] Lundborg, P., P. Nystedt, and D. Rooth, “The Height Premium in Earnings: The Role of Physical Capacity and Cognitive and Non-Cognitive Skills”, *IZA Discussion Paper No. 4266*, 2009.
- [23] Mitra, A., “Effects of Physical Attributes on the Wages of Males and Females”, *Applied Economics Letters*, 2001, 8, 731—35.
- [24] Mobius, M., and T. Rosenblatt, “Why Beauty Matters”, *American Economic Review*, 2006, 96, 222—235.
- [25] Morris, S., “The Impact of Obesity on Employment”, *Labour Economics*, 2007, 14, 413—433.
- [26] Pagan, J., and A. Davila, “Obesity, Occupational Attainment, and Earnings”, *Social Science Quarterly*, 1997, 78(3), 756—70.
- [27] Persico, N., A. Postlewaite, and D. Silverman, “The Effect of Adolescent Experience on Labor Market Outcomes: The Case of Height”, *Journal of Political Economy*, 2004, 112(5), 1019—1053.
- [28] Price, M., “Fund-Raising Success and a Solicitor’s Beauty Capital: Do Blondes, Raise More Funds”, *Economics Letters*, 2008, 100, 351—354.
- [29] Register, C., and D. Williams, “Wage Effects of Obesity among Young Workers”, *Social Science Quarterly*, 1990, 71(1), 130—141.
- [30] Rhode, D., *The Beauty Bias: the Injustice of Appearance in Life and Law*. Oxford: Oxford University Press, 2010.

- [31] Rooth, D., "Obesity, Attractiveness, and Differential Treatment in Hiring a Field Experiment", *Journal of Human Resources*, 2009, 44(3), 710—735.
- [32] Steckel, R., "Stature and the Standard of Living", *Journal of Economic Literature*, 1995, 33(4), 1903—1940.
- [33] Thomas, D., and J. Strauss, "Health and Wages: Evidence on Men and Women in Urban Brazil", *Journal of Econometrics*, 1997, 77(1), 159—185.
- [34] 王美艳, "中国城市劳动力市场上的性别工资差异", 《经济研究》2005 年第 12 期, 第 35—44 页。
- [35] Wooldridge, J., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* (2nd ed.), MIT Press, 2010.
- [36] 解垩, "残疾与劳动力市场——中国城镇男性的证据", 《管理世界》, 2011 年第 4 期, 第 37—45 页。
- [37] 章元、王昊, "城市劳动力市场上的户籍歧视与地域歧视: 基于人口普查数据的研究", 《管理世界》, 2011 年第 7 期, 第 42—51 页。

“Economics of Beauty” in China’s Labor Market: Does Stature Matter ?

QIUCHUAN JIANG KEZHONG ZHANG

(Huazhong University of Science & Technology)

Abstract This paper examines the role of height and weight of a person in China’s labor market. Using data from the China Health and Nutrition Survey (CHNS), we find that weight lowers wages for females while each extra centimeter of height is associated with 1.5—2.2 percent increase in average wage for women. Quantile regression results show that stature has different effect in different income levels. The strength of the relationship is larger at middle or higher-wage levels. We also find that weight has a statistically significant and negative effect on employment of female workers. However, for male workers, the effect of stature on labor market outcomes is insignificant.

JEL Classification I10, J31, J71