

## 贸易开放与性别工资差距

刘 斌 李 磊\*

**摘 要** 本文在不完全竞争市场环境下, 建立贸易开放和性别工资差距的数理模型。在理论分析的基础之上, 本文运用 2002 年中国家庭住户收入项目调查数据 (CHIP) 进行实证分析。在控制了年龄、婚姻状况和受教育年限等个体层面和人均 GDP 等城市层面的工资影响因素情形下, 得出结论: 贸易开放在总体上拉大了性别工资差距; 贸易开放缩小了高技能劳动力的性别工资差距, 拉大了低技能劳动力的性别工资差距。从某种意义上说, 女性弱势群体更容易被排除在贸易开放的利益之外。因此, 提高女性的受教育程度, 并为之提供相应的制度保障具有尤为重要的政策含义。

**关键词** 贸易开放, 性别, 工资差距

### 一、前 言

20 世纪 80 年代, 由于通讯、交通和科技的迅速发展以及各国旨在消除自由市场壁垒政策的实施, 全球贸易自由化程度比过去有了很大提高。受此影响, 劳动力市场也发生了明显变化。其中重要的表现是, 贸易开放改变了不同社会群体包括不同性别之间的工资分配。在此背景下, 贸易开放与性别工资差距的问题逐渐进入了经济学者的研究视野, 而且经历了一个视角不断拓宽、探索不断深入的过程。

很多学者依据 Heckscher-Ohlin 理论, 从比较优势的角度探讨贸易开放对女性就业和性别工资差距的影响 (Wood, 1991, 1994; Standing, 1999; Fontana, 2003; Oostendorp, 2004; Fofana, Cockburn and Decaluwé, 2005)。在贸易自由化的进程中, 发达国家在生产技术密集型的产品上具有比较优势, 而发展中国家在生产劳动密集型的产品上具有比较优势。贸易自由

\* 南开大学经济学院国际经济研究所、跨国公司研究中心。通信作者及地址: 刘斌, 天津市南开区卫津路 94 号南开大学经济学院国际经济研究所, 300071; 电话: 18920012620; E-mail: liubin2004boy@126.com, liubin2010nankai@yahoo.cn。本文受到国家社会科学基金后期资助项目“跨国公司全球生产网络及其对发展中国家的影响”(编号 10FJL006)、教育部文科重点研究基地重大项目“金融危机对 APEC 的影响”(编号 2009JJD790025), 以及南开大学基本科研业务费专项资金项目“经济全球化时代的贸易、产业结构调整与我国经济增长方式转变”(编号 NKZXA10004) 的资助。作者感谢《经济学》(季刊) 编辑热忱的帮助; 感谢两位匿名审稿人富有启发性的意见和评论; 感谢南开大学国际经济研究所教授、博士生导师朱彤老师的指导, 以及伦敦政治经济学院博士生胡博的建议。当然, 文责自负。

化导致了发展中国家专门生产并出口劳动密集型产品,而进口技术和资本密集型产品。因而,发展中国家劳动密集型产品的相对价格趋于上升。由于产品的相对价格和所投入要素的相对价格之间存在着对应关系,导致发展中国家非技术工人的相对工资增加,而技术工人的相对工资趋于下降。由于在发展中国家,大部分女性劳动力的技术水平要普遍低于男性劳动力,因此,随着贸易的不断扩张,女性劳动力需求增加,女性劳动力的相对工资水平得以提高,性别工资差距会逐步缩小。还有部分学者的研究建立在 Becker 的竞争抑制歧视理论基础之上,从性别歧视角度研究性别工资差距的问题(Hazari-ka and Otero, 2004; Black and Brainerd, 2004)。假如可观测条件(例如年龄、受教育年限和政治面貌等)相同的男女具有相同的劳动生产率,那么厂商在劳动力市场的性别歧视行为就会具有较高代价,此时,性别歧视就不具有可持续性(Becker, 1971)。贸易壁垒的消除和关税的消减导致外国企业和产品大量进入本国市场,市场竞争加剧,企业所获得的超额利润减少,以利润最大化为目标的厂商自然会减少性别歧视行为,从而缩小劳动力市场的性别工资差距。总之,Heckscher-Ohlin 理论和 Becker 的竞争抑制歧视理论均认为贸易开放有利于缩小性别工资差距。

然而,Heckscher-Ohlin 理论和 Becker 的竞争抑制歧视理论对于解释贸易开放与性别工资差距间关系的合理性遭到很多学者的质疑。其主要观点是:贸易开放导致了有偏的学习效应和技能型技术进步(潘士远,2007),男性与女性相对技能差距会拉大性别工资差距。具体的,随着贸易开放程度逐步加深,发展中国家接触和学习到相对较多的与熟练劳动力匹配的技术知识,因而,与熟练劳动力匹配的技术知识的生产力水平上升相对较多,学习效应是有偏的,有偏的学习效应会使技术进步更偏向于技能密集型,从而导致对熟练劳动力需求的增加。若女性雇员的平均技能低于男性,性别工资差距必然将扩大(Zohir, 1998; Paul-Majumder and Begun, 2000; Nicita and Razza, 2003)。近年来,很多学者的实证分析也验证了贸易开放拉大性别工资差距这一结论。Berik *et al.* (2004) 运用 1980—1999 年间中国台湾和韩国的制造业数据,研究发现:国际贸易的竞争机制(特别是进口)加大了对女性劳动力的歧视,贸易自由度的提高扩大了性别工资差距。Menon and Rodgers (2007) 运用 NSSO (National Sample Survey Organization) 1983—2004 年的家庭调查数据,采用差分之差分的方法对印度制造业的性别工资差距进行了测算,研究发现:贸易开放拉大了印度制造业(concentrated manufacturing industries)的性别工资差距。

由上述文献可知,贸易开放会对性别工资差距产生重要影响。实现男女工资待遇公平合理,不仅有利于提高企事业单位的运作效率,而且有利于推进男女社会地位的平等及经济发展的可持续性(Stiglitz, 1998)。因此,对贸易开放与性别工资差距的考察对于社会和谐进步和经济可持续性发展具有非

常强的理论和现实意义。然而，目前国内关于贸易开放或贸易自由化对性别工资差距影响的研究文献并不多见，国外文献对两者关系的分析尚存在较大的争议，且已有国外文献很少建立贸易开放与性别工资差距的数理模型，缺乏理论基础。同时，大多对贸易和工资的实证研究采用的是分地区或者分行业面板数据，把贸易开放、GDP、人力资本等宏观经济因素引入到工资方程之中，优点是数据可获性强，且能有效控制宏观经济因素对个体工资的影响，但缺点显而易见，分地区或者分行业数据不能捕捉到劳动者个体特征对工资的影响，如年龄、受教育程度、婚姻状况和政治面貌等。而劳动经济学家(Mincer, 1974)已强调了这些特点的重要性。同时，Combes, Duranton and Gobillon (2008)还强调了非人力禀赋的差异、职业类别或企业所有制形式等对个体工资影响的差异，对于这一点，运用分地区或者分行业数据同样无法解决。幸运的是，Hering and Poncet (2010)给我们提供了一个解决方案，他们在研究市场潜力和工资差距的过程中，通过将微观经济变量（性别、年龄和政治面貌等）和宏观经济变量（市场潜力等）相结合，同时引入到工资方程之中，较好地解决了这个问题（我们将在后文中做详细介绍）。这种方法的好处是显而易见的，估计方程既包含了企业所有制类型、职业类别以及其他个人特征等微观经济变量，同时也较好地控制了宏观经济变量对个体工资的影响。此外，个体特征变量的微小变动对于宏观经济变量（贸易开放度、人均GDP等）的影响是微乎其微的。因此，利用微观层面数据的另一个好处是能够减轻方程的内生性问题（Hering and Poncet, 2010）。鉴于此，本文运用2002年中国家庭住户收入调查数据(CHIP)所调查的6835户城镇家庭和20632位城镇个人的数据，通过将贸易开放度引入工资方程，检验贸易开放对性别工资差距的影响。

本文的研究思路是：首先，本文构建理论模型考察贸易开放影响性别工资差距的作用机制；其次，运用2002年中国家庭住户收入项目的调查数据(CHIP)，实证检验理论分析得出的命题；最后，根据理论和实证结论，提出相应的对策建议。与以往的研究相比，本文在以下四个方面做了全新的尝试：一是本文在Menon and Rodgers (2007)分析基础之上，将性别差异参数纳入到模型中，使其理论更接近现实；二是采用2002年中国家庭住户收入项目调查数据(CHIP)作为研究样本，有效地解决了以往计量模型所面临的样本不足、自由度低等问题的困扰，提高了模型估计效果；三是基于家庭调查数据的研究能够捕捉到个人特征、职业类别与企业所有权等微观特征，同时，在估计方程中，加入城市控制变量，将微观经济因素和宏观经济因素有效结合；四是选择各城市到海岸线最短距离的倒数作为贸易开放度的工具变量，有效地解决了变量的内生性问题。

## 二、数理模型的建立和命题的提出

本部分的理论模型是在 Menon and Rodgers (2007) 研究基础之上建立的, 基本思路是: 在不完全竞争市场环境中, 通过建立市场需求函数和成本函数, 构造利润方程, 由利润最大化条件, 得出均衡工资水平与贸易开放的函数关系, 将性别差异参数引入到函数关系式中, 分别得到女性和男性的工资方程式, 两式联立最终得到贸易开放和性别工资差距的函数关系式, 通过进一步分析得出本文的主要命题。详细分析如下:

在产品市场中, 存在  $n$  个企业生产产品  $A$ , 产品  $A$  的国内总产出为  $y_1$ , 企业  $i$  的产量为  $y_{1i}$ , 其他  $(n-1)$  个企业的产量相同, 均为  $y_{1n}$ 。这样, 产品  $A$  的市场反需求函数如下:

$$p_1 = \beta_0 - \beta_1 y_1, \quad (1)$$

且有  $\beta_0 > 0$ ,  $\beta_1 > 0$ 。当存在贸易冲击  $T$  时, 市场竞争加剧, 价格趋于下降, 反需求曲线可以表示为

$$p_1 = \beta_0 - \beta_1 [y_{1i} + (n-1)y_{1n} + T]. \quad (2)$$

本文假设企业的生产成本全部是劳动力成本, 这样企业  $i$  的利润方程为

$$\pi_{1i} = p_1 y_{1i} - w_0 L_{1i}, \quad (3)$$

其中,  $L_{1i}$  代表企业  $i$  雇用劳动力的数量,  $w_0$  代表均衡工资。通常, 产品产量和劳动力数量之间存在着直接的关系, 当产量增加时, 劳动力数量会成比例地增长, 即有  $y_{1i} = \alpha L_{1i}$  (Borjas and Ramey, 1995)。为了便于分析, 本文假设  $\alpha=1$ , 在 Menon and Rodgers (2007) 的研究中也做了同样的假设。企业  $i$  以追求利润最大化为目标, 把 (1) 式和 (2) 式代入 (3) 式中, 对 (3) 式求导可得利润最大化条件, 即为

$$\frac{\partial \pi_{1i}}{\partial y_{1i}} = \beta_0 - w_0 - \beta_1 (n-1)y_{1n} - \beta_1 T - 2\beta_1 y_{1i} = 0. \quad (4)$$

为了使模型简化, 本文进一步假设厂商间达到多厂商古诺均衡, 每个厂商均接受其他厂商的产量, 且市场中每个厂商产品  $A$  的产量相同 ( $y_{1i} = y_{1n}$ )。由利润最大化条件可以得到企业  $i$  的最优产量如下:

$$y_{1i}^* = \frac{\beta_0 - w_0 - \beta_1 T}{\beta_1 (n+1)}. \quad (5)$$

(5) 式与 (2) 式、(3) 式联立可得最大化利润如下:

$$\pi_{1i}^* = \frac{(\beta_0 - w_0 - \beta_1 T)^2}{\beta_1 (n+1)^2}. \quad (6)$$

在现实情况下，由于存在工人和厂商之间的博弈，工人实际工资  $w_1^*$  会围绕均衡工资水平  $W_0$  上下波动。当利润增加时，工人要求提高工资，实际工资上调；当利润减少时，企业面临减小生产成本的压力，实际工资下调，即实际工资与利润存在一定比例关系，关系表达式如下：

$$(w_1^* - w_0)L_i = \lambda\pi_i^*, \quad (7)$$

其中， $\lambda$  为工资调整参数， $\lambda > 0$ 。实际工资  $w_1^*$  可以表示为

$$w_1^* = w_0 + \lambda \frac{(\beta_0 - w_0 - \beta_1 T)}{(n+1)}. \quad (8)$$

Becker (1971) 等学者研究认为男性劳动力与女性劳动力在生产上是可以相互替代的，且企业对女性有歧视偏好 (taste for discrimination)。与此同时，男女劳动力由于性别特征的差异而具有不同的劳动生产率，通常，条件相同的男性劳动力劳动生产率要高于女性。这就意味着在工资分配中，男性劳动力比女性劳动力获得相对较高的工资。性别工资的替代方程式可以表示为

$$w_1^m = w_1^f(1+d), \quad (9)$$

$d$  为性别差异参数 (taste for discrimination parameter)， $d > 0$ 。本文假设男性劳动力人数比例为  $s$ ，那么女性劳动力人数比例即为  $1-s$ ， $s$  为常数，实际工资可以表示为

$$w_1^* = sw_1^m + (1-s)w_1^f. \quad (10)$$

这样，由 (8) 式、(9) 式和 (10) 式，可得男性实际工资方程和女性实际工资方程，分别为

$$w_1^{m*} = \frac{(1+d)}{(1+ds)} \left( w_0 + \lambda \frac{(\beta_0 - w_0 - \beta_1 T)}{n+1} \right), \quad (11)$$

$$w_1^{f*} = \frac{1}{(1+ds)} \left( w_0 + \lambda \frac{(\beta_0 - w_0 - \beta_1 T)}{n+1} \right), \quad (12)$$

其中， $w_1^{m*}$  代表男性实际工资， $w_1^{f*}$  代表女性实际工资。则由 (11) 式和 (12) 式，可得男女相对性别工资差距  $\varphi$  的表达式，即

$$\varphi = \frac{w_1^{m*} - w_1^{f*}}{w_1^{m*}} = \frac{d}{(1+d)}. \quad (13)$$

(13) 式建立了性别差异参数  $d$  与相对性别工资差距  $\varphi$  的函数关系。那么，性别差异参数  $d$  由什么决定呢？贸易开放度 ( $T$ ) 是如何影响性别差异参数  $d$  的呢？当一个国家或地区实施贸易开放政策，当地企业面临贸易冲击时，

市场竞争突然加剧,企业获得的利润减少,企业面临降低生产成本的压力。通常,条件相同的男性劳动力的劳动生产率要高于女性(由性别特征上的差异造成的)。且女性劳动力所受到的不公平待遇(如在社会中普遍存在的职业或职位歧视、同工不同酬和同职不同晋等现象)直接降低了女性劳动力的收入预期,劳动力市场性别歧视具有“反馈效应”(Ridgeway, 1997),女性会主动减少对自身人力资本的投资或降低工作的积极性,从而进一步降低了女性劳动力的劳动生产率。这种歧视的间接效应引发的选择机制具有代际传导效应,最终被整个社会所认可。企业形成对女性劳动力性别歧视的偏好(Rosen, 2003; Menon and Rodgers, 2007)。男女性别特征差异和劳动力市场的歧视问题导致企业在面临市场冲击时会主动减少女性劳动力的雇用(Levinsohn, 1999),通常低于女性劳动力的最优雇用数量,企业雇用男性劳动力的数量相对增加。女性劳动力相对较低的讨价还价能力(bargaining power)滋长了企业降低女性相对工资水平的行为(Seguino, 2000; Rosen, 2003; Nicita and Razzaz, 2003)。市场竞争的加剧会拉大性别工资差距(Williams, 1987)。因此,贸易开放导致了性别差异参数 $d$ 的增加。为了便于分析,本文对相对性别差异参数 $d$ 与贸易开放 $T$ 的函数关系进行模型化处理,函数关系如下: $d=f(T)$ ,且有 $f'(T)>0$ ,说明性别差异参数 $d$ 随着贸易开放度的提高而增大。那么把贸易开放度( $T$ )代入(13)式,可得如下函数关系:

$$\varphi = \frac{\omega_1^{m*} - \omega_1^{f*}}{\omega_1^{m*}} = \frac{d}{(1+d)} = \frac{f(T)}{(1+f(T))}. \quad (14)$$

这样,运用(14)式,由相对性别工资差距 $\varphi$ 对贸易开放度 $T$ 求导,可得

$$\frac{d\varphi}{dT} = \frac{f'(T)}{(1+f(T))^2}. \quad (15)$$

由 $f'(T)>0$ ,所以 $\frac{d\varphi}{dT}>0$ 。

由此,可得命题:随着贸易开放度的提高,性别工资差距在扩大。

下文对这一重要命题做实证检验,验证数理分析的合理性和有效性,并结合数理分析和实证检验的结果,提出相应的对策建议。

### 三、计量模型的建立和数据说明

#### (一) 计量模型

本文利用Mincer(1974)经典的个体劳动收入方程,并且借鉴Hering and Poncet(2010)的方法,构建了个体工资的计量模型。如下:

$$\ln W_{ic} = \alpha + \beta \ln \text{open}_c + \gamma X_{ic} + \tau \ln Z_c + \mu_{ic}, \quad (16)$$

其中，下标  $i$  表示个人， $c$  表示城市； $W_{ic}$  代表城市  $c$  中个人  $i$  的工资； $\text{open}_c$  代表城市  $c$  的贸易开放度； $X_{ic}$  为个体特征变量，具体包括年龄、年龄的平方、是否共产党员（党员为 1，非党员为 0）、受教育年限和婚姻状况（结婚为 1，未婚为 0）等个人变量； $Z_c$  代表城市变量，具体包括城市人均 GDP、城市人力资本水平和城市生活成本； $\mu_{ic}$  为误差项。本文加入上述个体特征变量的原因在于：通常，工资随年龄先增加后减少；党员待遇比非党员待遇要高；受教育年限越长，工资水平越高；结婚后，生活压力和责任随之增大，人们会选择更加努力地工作，其工资水平会越高。因而需要控制以上个体特征变量。对于加入城市变量的具体原因在下文中做详细阐述。表 1 报告了主要变量的描述性统计。表 2 和表 3 分别报告了女性和男性的主要变量的相关系数矩阵。从表 2 和表 3 中可以看出，各个变量之间的 Pearson 相关系数和 Spearman 相关系数均低于 0.7。通过进一步考察方差膨胀因子（Variance Inflation Factor, VIF），发现取值介于 1.18—2.35 之间，在可接受范围之内<sup>1</sup>，因此我们不必太在意多重共线性问题。当然，更有意义的结论还有待于下文严谨的计量检验才能最终得出。

表 1 主要变量的描述性统计量

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
贸易开放度	7 685	-4.1334	1.4699	-7.2086	-1.5435
城市人均 GDP	7 685	1.0169	0.6091	-1.3430	2.5746
城市人力资本	7 685	2.2810	0.0811	1.9998	2.4249
城市生活成本	7 685	7.0678	0.3777	6.3757	8.7977
工资(女性)	3 396	1.4878	0.7008	-0.5653	3.1701
年龄(女性)	3 396	38.8648	8.4345	16	55
年龄的平方(女性)	3 396	1 581.5960	636.0475	256	3 025
是否党员(女性)	3 396	0.2147	0.4106	0	1
受教育年限(女性)	3 396	11.5807	2.7858	0	23
是否结婚(女性)	3 396	0.8634	0.3435	0	1
工资(男性)	4 289	1.6736	0.6545	-0.5653	3.1701
年龄(男性)	4 289	42.0394	9.3273	17	60
年龄的平方(男性)	4 289	1 854.2900	757.7014	289	3 600
是否党员(男性)	4 289	0.3530	0.4780	0	1
受教育程度(男性)	4 289	11.6447	3.0319	0	23
是否结婚(男性)	4 289	0.8823	0.3223	0	1

注：工资、贸易开放度、城市人均 GDP、城市人力资本水平和城市生活成本变量取了对数，年龄、年龄的平方、是否党员、受教育程度和是否结婚变量没有取对数。统计结果保留四位有效小数。

资料来源：《中国城市统计年鉴 2003》、《中国县市社会经济统计年鉴 2003》和 CHIP2002 调查数据，经作者整理所得。

<sup>1</sup> 根据经验法则，如果最大的方差膨胀因子  $VIF = \max\{VIF_1, VIF_2, \dots, VIF_n\} \leq 10$ ，则表明不存在多重共线性问题。

表 2 女性主要变量的相关系数矩阵

变量	工资	贸易开放度	城市人均 GDP	城市人力资本	城市生活成本	年龄	是否党员	受教育年限	是否结婚
工资	1.0000	0.2627	0.1111	0.2017	0.2747	0.1549	0.2218	0.3131	0.0810
贸易开放度	0.2693	1.0000	0.3425	0.6079	0.6299	0.0781	0.0344	0.0836	-0.0889
城市人均 GDP	0.1078	0.4340	1.0000	-0.0038	0.2664	-0.0449	-0.0012	-0.0034	-0.0165
城市人力资本	0.2204	0.6151	0.0775	1.0000	0.4836	0.1153	0.0879	0.1726	-0.0736
城市生活成本	0.2278	0.5278	0.1505	0.4481	1.0000	0.0920	0.0512	0.0633	-0.0628
年龄	0.1622	0.0626	-0.0479	0.1104	0.0714	1.0000	0.2485	-0.2662	0.4293
是否党员	0.2172	0.0396	-0.0017	0.0808	0.0412	0.2473	1.0000	0.1918	0.1203
受教育年限	0.3006	0.0831	0.0146	0.1798	0.0494	-0.2590	0.1848	1.0000	-0.1786
是否结婚	0.0836	-0.0831	-0.0160	-0.0676	-0.0505	0.5098	0.1203	-0.1695	1.0000

注:左下部分为 Pearson 相关系数,右上部分为 Spearman 相关系数。统计结果保留四位有效小数。



表 3 男性主要变量的相关系数矩阵

变量	工资	贸易开放度	城市人均 GDP	城市人力资本	城市生活成本	年龄	是否党员	受教育年限	是否结婚
工资	1.0000	0.2703	0.1303	0.1785	0.2477	0.1765	0.2543	0.3130	0.1568
贸易开放度	0.2656	1.0000	0.3842	0.6066	0.6002	0.0827	-0.0429	0.0523	-0.1054
城市人均 GDP	0.1304	0.4626	1.0000	0.0347	0.2787	0.0075	-0.0177	0.0158	-0.0290
城市人力资本	0.1916	0.6115	0.1158	1.0000	0.4685	0.0638	-0.0087	0.1142	-0.1001
城市生活成本	0.1899	0.4494	0.1381	0.4041	1.0000	0.0783	-0.0375	0.0251	-0.0795
年龄	0.1911	0.0582	0.0027	0.0483	0.0369	1.0000	0.2332	-0.2472	0.4907
是否党员	0.2403	-0.0391	-0.0212	-0.0154	-0.0330	0.2426	1.0000	0.2359	0.1866
受教育年限	0.2917	0.0529	0.0154	0.1223	0.0167	-0.2339	0.2263	1.0000	-0.1423
是否结婚	0.1639	-0.1075	-0.0355	-0.0978	-0.0734	0.5757	0.1866	-0.1313	1.0000

注：左下部分为 Pearson 相关系数，右上部分为 Spearman 相关系数。统计结果保留四位有效小数。

在调查数据中,有一部分个体未报告其自身的工资数据,为确保结论不受选择偏差影响,本文使用 Heckman 程序检验报告非零工资的可能性是否外生(Heckman, 1976),结论显示数据并不存在自选择问题。因此,我们可以使用普通最小二乘法(OLS)和两阶段最小二乘法(IV)进行估计。另外,本文预测在相同地区、相同职业类别、相同企业所有制类型或相同行业内的劳动者,观察到的和未观察到的特点可能是相关的,即存在聚类误差的问题,本文使用 Rogers (1993) 更正,纠正劳动者间的误差相关性。本文对于离群值的处理采用 Barnett and Lewis (1994) 的方法,即所有离群值均以仅次于(大于或小于)非离群值替代。为了克服个体间可能存在的而又无法识别的异方差,本文所报告的估计系数均经过了怀特(White)异方差修正。

## (二) 变量内生性及其处理

内生性问题是导致计量估计有偏和不一致的重要原因。在这里,个体工资水平与贸易开放度之间可能存在双向因果关系,即工资水平或增长率较高的地区,其贸易开放程度也可能较高,因此,贸易开放程度有可能是内生变量。为了尽可能地降低估计的偏移,我们使用工具变量克服内生性问题。具体的,本文选择各城市到海岸线最短距离<sup>2</sup>的倒数作为贸易开放度的工具变量。之所以选择这一工具变量主要基于以下三个方面的考虑:第一,国外市场接近度与各城市的对外贸易密切相关。海运是对外贸易运输的主要形式,从节约运输成本的角度看,城市越接近海岸线就意味着越接近国外市场(黄玖立,李坤望,2006),其贸易开放度越高。第二,无论根据历史还是现实,我们均无法断定地理因素本身决定个人工资水平。例如,在唐宋以前,中原地区居民的收入高于沿海地区的收入。在2009年,西藏地区的城镇单位在岗职工平均工资水平仅次于北京和上海,排名全国第三,而海南地区的城镇单位在岗职工平均工资水平仅高于江西,排名全国倒数第二。因而,到海岸线的距离不会直接影响居民工资水平。第三,在大样本条件下,增加工具变量通常会得到更有效的估计结果(Wooldridge, 2002),本文观测值为7685个,满足大样本条件。因此,本文选择这一指标作为贸易开放度的工具变量。

## (三) 主要变量的描述

最早引入与贸易开放度类似概念的是日本学者小岛清,他在其著作《对外贸易论》中运用对外贸易依存度,即国际贸易额与GDP的比率来反映该地区的贸易开放度。这一指标的计算简单有效,为后来的学者所广泛采用(Levine and Renelt, 1992; Rauch and Weinhold, 1999; Menon and Rodgers,

<sup>2</sup> 各城市到海岸线最短距离是通过电子地图测算来实现的。

2007)。本文对贸易开放度 ( $open_c$ ) 的衡量也以该城市贸易额除以该城市 GDP 表示。城市人均 GDP 指标以该城市 GDP 除以该城市人口总数表示。城市人力资本水平以调查数据中每个城市个体受教育年限的平均值表示。在调查数据中, 有一项为“按照您家的实际情况, 您全家每月维持最低生活水平的费用大约多少元”, 本文对每个城市的最低生活水平进行平均后, 作为该城市的生活成本。为了消除男性和女性工作时间上的差异对工资水平的影响, 且与数理分析中的工资变量保持一致, 以使得计量检验结果更加严谨可靠, 本文所需的工资变量须由个体的每小时工资额表示。CHIP 调查数据仅提供了个体的年工资额<sup>3</sup>, 因而需要计算个体的年工作时间 (小时数)。在调查问卷中, 关于个体工作时间的调查共分为三个问题, 即“您在 2002 年实际工作几个月?”, “您平均每月工作多少天 (不包括周末休息)?”, “您平均每天工作几个小时?”, 因而, 个体年工作时间 (小时数) 等于该三项调查数据的乘积。然后, 本文作了如下计算: 个体小时工资额 = 个体年工资额 (元) / 年工作时间 (小时数)。

图 1 报告了女性与男性的工资核密度 (kernel density) 图。经检验, 女性和男性劳动力工资的 JB 正态检验  $p$  值趋近于 0, 说明女性和男性劳动力工资的分布均不服从正态分布。女性工资核密度分布的偏度系数为 1.8711, 男性工资核密度分布的偏度系数为 1.6868, 女性和男性的工资分布均右偏, 说明男性和女性的中低工资人群占多数, 而高工资人群比例较小。女性和男性比较而言, 女性工资的核密度分布相对于男性工资分布更加右偏, 说明在中高工资区间内, 中等或高工资男性人群在总男性人数中的占比大于中等或高工资女性占比 (如图 1 所示), 大多数女性相对较为集中于低工资区间。造成性别工资差异的原因可以分解为两个部分: 一是个人特征解释的部分。如女性不愿意监督别人、体力不足或者面对危险、不愿意出差、在数理科技方面能力较弱, 使得女性在管理人员、建筑工人、市场营销人员和科学家等职业中的比例较低。同时, 女性在社会网络中的信息流和物质流的获得方面也处于不利的地位 (Munch *et al.*, 1997), 从而导致女性总体上在就业信息获取能力以及工作经验的积累能力等方面相对于男性较低。二是无法由个人特征解释的部分 (Oaxaca, 1973), 即性别歧视。性别歧视主要存在四种情况: (1) “职位歧视” (Ehrenberg and Smith, 1999), 雇主有时会故意将与男性雇员具有相同教育水平和劳动生产率的女性雇员安排到低工资报酬或负较低责任的工作岗位上, 而把高工资报酬的岗位留给男性; (2) “同工不同酬” (Oaxaca, 1973), 即具有相同劳动生产率的男性和女性劳动力无法获得同样的回报, 这种现象在各行各业普遍存在; (3) “同职不同晋”, 即女性职位晋

<sup>3</sup> 个体年工资额被定义为基本工资、奖金、补贴 (住房、医疗、儿童保育和地区补贴) 和其他收入 (加班收入和特殊情况下收入) 的总和。

升机会或速度显著地低于男性 (Ginther and Hayes, 2003; Ransom and Oaxaca, 2005; Blau and Devaro, 2007), 且女性在职位升迁或职称提高的过程中获益较小 (Booth and Bryan, 2004); (4) 劳动力市场歧视的“反馈机制”, 当女性劳动力的人力资本回报率偏低或受到培训、晋升等不公平待遇时, 这种劳动力市场上的歧视直接降低了女性劳动力及潜在女性劳动力的预期, 使其减少对人力资本的投资或降低工作的积极性, 从而降低了女性劳动力的劳动生产率和工资水平。

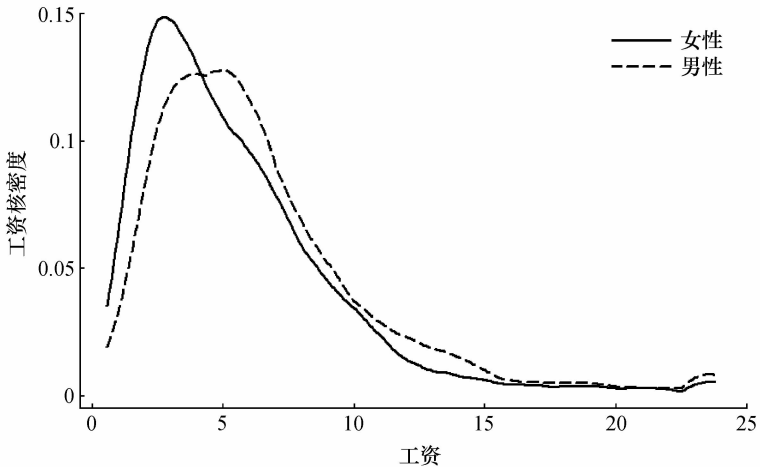


图1 女性和男性的工资核密度(kernel density)分布图

为了下文研究需要, 本文依据文化程度<sup>4</sup>对被调查居民进行技能划分 (Hering and Poncet, 2010; Yoko, 2011)。就目前中国的现实来看, 要界定与划分劳动力的技能水平, 还是要以受教育程度或文化程度为依据 (赵伟和李芬, 2007)。客观地说, 目前中国劳动力市场普遍存在四个倾向: 第一, 劳动力的初次就业存在强烈的“唯学历”倾向。通常, 具有大专及以上学历的劳动者就业比高中及以下者要容易一些。政府部门、事业单位、金融部门以及高科技行业等在人才招聘中会设置“学历”门槛, 而这些行业或部门往往对高技能劳动力需求较高。第二, 正规部门的工资调整和单位内部的职称评定存在“唯文凭”倾向, 这在各类事业部门和国有企业尤其突出。第三, 在企业或单位内部, 高学历者通常被安排到技术含量较高的部门, 低学历者往往从事简单重复的体力劳动。第四, 经过三十多年的体制改革, 计划经济时期“脑体倒挂”现象早已逆转, 目前中国劳动者收入与其受教育程度直接联系在一起, 受教育程度成为测算人力资本投资及其考核业务能力和水平的依据。实际上, 在中国的劳动力市场上, 对于高等教育的偏好要远高于成熟的

<sup>4</sup> 调查数据对文化程度进行了划分, 共分为9种。具体为: 未上过学、扫盲班、小学、初中、高中(职高、中技)、中专、大专、大学和研究生。

市场经济体，发达国家往往更强调劳动者非正规教育之外的能力和经验积累。因此，无论是出于分析的规范还是中国的现实，都可以将接受正规教育年限或文化程度作为界定中国劳动力技能水平的主要指标。考虑到大专文凭在区分高等教育与中等教育方面的“临界意义”，可将大专及以上学历的劳动力界定为高技能劳动力，将大专以下学历的劳动力界定为低技能劳动力。

图2报告了低技能女性和低技能男性的工资核密度图。经检验，低技能女性和低技能男性的工资核密度分布均右偏，女性和男性比较而言，低技能女性工资的核密度分布相对于低技能男性工资分布更加右偏，大多数低技能女性相对较为集中于低工资区间，说明在低技能人群中，性别工资差距明显。图3报告了高技能女性和高技能男性的工资核密度图。经检验，高技能女性和高技能男性的工资核密度分布的偏度系数基本相同，说明在高技能人群中，性别工资差异较小。其可能的解释是：首先，高技能的女性更有能力抵制性别歧视。高技能有助于提高女性与雇主讨价还价的能力，以及在低工资职业外寻找工作的能力。同时，教育是反映个人能力的一个重要信号，教育程度的提高反映了这些高学历女性对工作有更大的偏好，其退出劳动力市场的概率降低，企业对高学历女性的工作稳定性预期加强。因而，技能或学历的提高和歧视程度呈反向关系（Montgomery and Powel, 2003; Dougherty, 2005; 黄志岭和姚先国, 2009）。其次，教育能够提升女性的道德修养，减少性别歧视偏见，而且文化程度较高的女性更有可能与高素质的群体共同相处，从而文化程度高的女性在歧视氛围中工作的可能性降低（黄志岭和姚先国, 2009）。最后，高技能女性通常具有较高的劳动生产率，在一定程度上减少了因为劳动生产率的性别差距而造成的工资差异。同时，高技能提高了女性在社会结构网络中的信息流和物质流的获取能力以及工作经验的积累能力，减少了女性的自身性别特征所导致的不利影响。

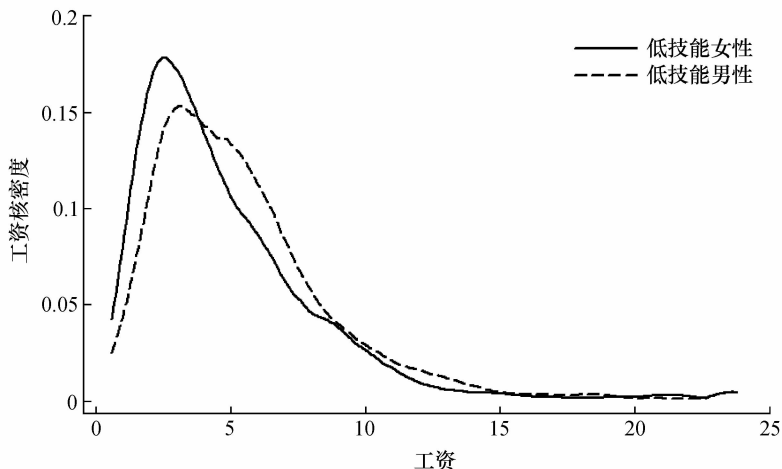


图2 低技能的工资核密度分布图

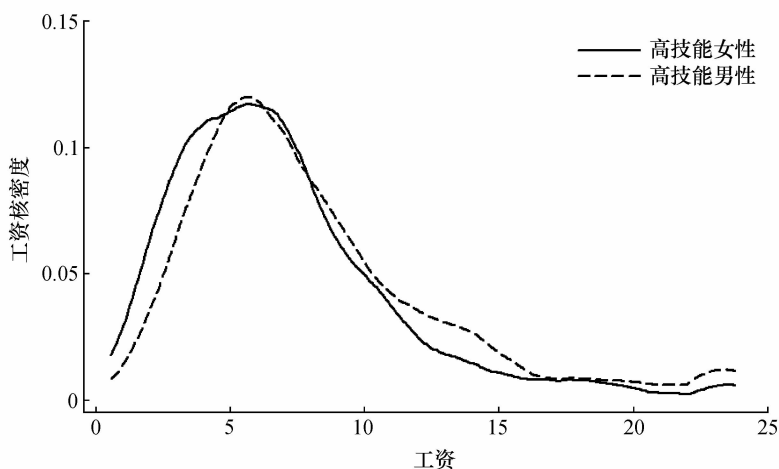


图3 高技能的工资核密度分布图

#### (四) 数据来源的说明

中国于2001年年底加入WTO, 本文所采用的2002年调查数据能够为本文研究贸易开放对性别工资差距的影响提供恰到好处的数据支持。城市贸易总额的数据来源是各城市2002年、2003年统计公报。采用统计公报而不是统计年鉴的原因是:《中国城市统计年鉴》只提供了地级市的贸易数据, 没有县级市的贸易数据, 而CHIP调查数据所调研的城市既包括地级市, 同时也包括县级市。因此, 我们查阅了CHIP数据所调研的70个城市2002年的统计公报, 以当年该城市统计公报上所提供的贸易数据为准。需要说明的是, 有些城市没有提供2002年公报, 却提供了2003年公报, 我们就用2003年公报提供的贸易数据和贸易额的增长率折算为2002年数据。城市总人口和城市GDP数据来源有两个, 地级市的数据来自于《中国城市统计年鉴2003》, 县级市的数据来自于《中国县市社会经济统计年鉴2003》。

本文使用的个体特征数据(性别、年龄、政治面貌、受教育年限和婚姻状况)来自中国社会科学院经济研究所收入分配课题组的2002年中国家庭住户收入调查数据(CHIP), 该调查分城镇、农村和农村-城镇移民三大类共10个子数据库。我们使用的是城镇个人收入、消费和就业数据库与城镇家庭收入、消费和就业数据库这两个子数据库。我们将这两个子数据库合并以获得个人以及其所在家庭的相关信息。该调查覆盖了12个省<sup>5</sup>(直辖市、自治

<sup>5</sup> 调查中的12个省(直辖市、自治区)分别为:安徽、北京、甘肃、广东、河南、湖北、江苏、辽宁、山西、四川、云南、重庆。

区), 70个城市, 6835户城镇家庭和20632位城镇个人。基于该数据集, 我们可以定量考察贸易开放度和其他因素对工资水平和工资差距的影响。需要说明的是, CHIP数据提供了城市代码(city code), 该城市代码为所在调查区域的行政区划代码, 这样, 每个行政区划代码代表一个城市。但是对于北京和重庆这两个城市, CHIP数据提供的是个体所在区的行政区划代码, 考虑到对于各类生产要素来说, 其在城市内部的流动是相对自由的, 因此将分析限定为区并不合适, 因此我们将北京和重庆各个区合并为一个整体考虑, 而对于其他城市, 调查数据中提供的是该城市的行政区划代码, 所以并不存在这一问题。具体的, 在调查数据中, 我们选择男性年龄在16—60岁, 女性年龄在16—55岁, 且工资大于0的个体。<sup>6</sup>利用《中国城市统计年鉴》、各省份统计年鉴和CHIP调查数据, 对主要变量(具体包括城市贸易开放度、城市人均GDP、城市人力资本和城市生活成本等宏观变量, 以及工资、性别、年龄、是否党员、婚姻状况和受教育年限等微观变量)进行匹配, 获得样本数为7685个, 这些个体的工资、性别、年龄、是否党员、受教育年限和婚姻状况等基本特点均不存在遗漏。

## 四、实证分析

在计量模型建立的基础之上, 本部分对女性工资和男性工资的影响因素进行计量检验, 并重点考察贸易开放对性别工资差距的影响。首先, 逐步加入固定效应和控制变量后, 同时运用普通最小二乘法和两阶段最小二乘法对工资基本模型进行计量估计, 然后, 详细探讨在不同技能水平下, 贸易开放对性别工资差距的影响。

### (一) 贸易开放与性别工资总体差距

#### 1. 基准规范分析

表4报告了基准工资模型的估计结果。表4的模型(1)报告了在加入贸易开放度变量之前的估计结果。然后, 将贸易开放度引入到模型(2)中, 导致R-squared提高了约6个百分点, 其他变量的估计系数大小和显著性与模型(1)相比变化不大, 可以推测, 贸易开放度对解释工资水平的变动有一定作用。模型(2)估计结果显示, 贸易开放对工资水平有着显著的正向效应, 贸易开放的产出增长效应导致了男性与女性工资的普遍增加。从男性与女性的贸易开放系数比较来看, 男性的贸易开放系数普遍大于女性的贸易开放系数。考虑到各省份在政策、要素禀赋和发展水平等方面有着显著不同, 且行业

<sup>6</sup> 男性的退休年龄一般为60岁, 而女性的退休年龄一般为55岁。

表 4 基准规范分析的普通最小二乘法计量结果

变量	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)	
	女性工资	男性工资	女性工资	男性工资	女性工资	男性工资	女性工资	男性工资	女性工资	男性工资	女性工资	男性工资
贸易开放度			0.1114*** (12.1448)	0.1171*** (16.1901)	0.1282*** (14.0539)	0.1307*** (18.1982)	0.0601*** (5.0645)	0.0700*** (7.9033)	0.0568*** (4.8555)	0.0637*** (7.4251)	0.0564*** (4.9613)	0.0668*** (7.8776)
年龄	0.0400*** (2.9524)	0.0510*** (3.9552)	0.0468*** (3.5481)	0.0538*** (4.2705)	0.0533*** (4.1531)	0.0557*** (4.5050)	0.0457*** (3.6937)	0.0515*** (4.1596)	0.0440*** (3.6608)	0.0510*** (4.2180)	0.0408*** (3.4437)	0.0506*** (4.3481)
年龄的平方	-0.0003* (-1.7021)	-0.0004*** (-2.9871)	-0.0004** (-2.5316)	-0.0005*** (-3.6012)	-0.0005*** (-3.2961)	-0.0006*** (-4.0005)	-0.0004*** (-2.8232)	-0.0005*** (-3.6777)	-0.0004*** (-2.7209)	-0.0005*** (-3.7601)	-0.0004** (-2.5682)	-0.0005*** (-3.9798)
是否党员	0.1713*** (6.3471)	0.1448*** (6.7370)	0.1739*** (6.7658)	0.1717*** (8.3387)	0.1575*** (6.4527)	0.1376*** (6.9027)	0.1260*** (5.3784)	0.1351*** (7.0420)	0.1139*** (4.9244)	0.1144*** (6.0858)	0.0761*** (3.2418)	0.0763*** (4.0086)
受教育年限	0.0859*** (17.7149)	0.0702*** (16.9734)	0.0799*** (17.5545)	0.0650*** (17.1564)	0.0574*** (13.5678)	0.0465*** (12.7139)	0.0620*** (14.7649)	0.0472*** (13.2363)	0.0568*** (13.7055)	0.0423*** (12.2360)	0.0427*** (10.2093)	0.0304*** (8.5643)
是否结婚	-0.0015 (-0.0340)	0.0549 (1.3447)	0.0518 (1.1932)	0.1478*** (3.7864)	0.0473 (1.1342)	0.1401*** (3.7224)	0.0580 (1.4581)	0.1496*** (4.0147)	0.0459 (1.1577)	0.1595*** (4.4037)	0.0493 (1.2585)	0.1442*** (4.0456)
带款	-0.6489** (-2.3703)	-0.5784** (-2.0450)	-0.2254 (-0.8953)	-0.0950 (-0.3567)	0.0264 (0.0930)	0.1004 (0.3700)	-0.2675 (-0.9802)	-0.1177 (-0.4149)	-0.0620 (-0.2285)	0.0612 (0.2217)	0.2139 (0.5819)	0.4229 (1.5419)
职业类别固定效应	No	No	No	No	No	No	No	No	No	No	Yes	Yes
企业所有权固定效应	No	No	No	No	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	No	No	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	3 396	4 289	3 396	4 289	3 396	4 289	3 396	4 289	3 396	4 289	3 396	4 289
R-squared	0.1615	0.1727	0.2146	0.2384	0.2938	0.3059	0.3544	0.3389	0.3775	0.3711	0.3994	0.3902

注:括号内为回归系数的  $t$  统计量, \*, \*\*, \*\*\* 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平。



特征<sup>7</sup>、企业所有权<sup>8</sup>和职业类别<sup>9</sup>等对工资水平也会产生重要影响，本文采用逐步加入虚拟变量的办法来消除这些因素对工资水平的影响。<sup>10</sup>模型(3)中加入行业固定效应进行回归，模型(4)中加入省份固定效应进行回归，模型(5)中加入劳动者所在企业所有权的固定效应进行回归，模型(6)中加入劳动者职业类别的固定效应。研究发现：引入固定效应后，贸易开放度对男性工资的影响依然大于对女性工资的影响，且均在1%显著性水平下显著。综上，可以得出初步结论：贸易开放拉大了性别工资差距。

关于工资的其他基本决定因素(年龄、是否党员、受教育年限和是否结婚)的研究结果与以往文献的研究相似。年龄与工资正相关，年龄的平方与工资负相关，年龄与工资待遇呈倒“U”形曲线关系，即工资随年龄先增加后减少，这是符合实际情况的；政治面貌(是否党员)的系数显著为正，党员工资待遇比非党员工资待遇要高(Li, 2003)；受教育年限越长，工资待遇越高。需要说明的是，同时加入四种固定效应后，模型估计的教育回报率在3%—5%(如模型(6)所示)，与Chen, De'murger and Fournier(2005)等人获得的2%—5%的范围较为接近，低于10.1%的世界平均水平和9.6%的亚洲平均水平(Psacharopoulos, 1994)，教育回报率依然偏低。值得注意的是，女性劳动力的受教育年限对其工资水平的影响比男性要大，而在现实条件下，女性的平均受教育年限比男性要少，这个结论给予我们一个重要启示：关注女性教育，减小受教育机会的性别不平等对于提高女性的经济地位和社会地位有着重要的政策含义；有意思的是，婚姻状况对男性工资和女性工资

<sup>7</sup> 调查数据中，共有16个行业。具体为：农、林、牧、渔业，采掘业，制造业，电力、煤气及水的生产和供给业，建筑业，地质勘查业和水利管理业，交通运输、仓储及邮电通信业，批发、零售贸易和餐饮业，金融保险业，房地产业，社会服务业，卫生、体育和社会福利业，教育、文化艺术和广播电影电视业，科学研究和综合技术服务业，国家机关、党政机关和社会团体，其他行业。

<sup>8</sup> 调查数据中，企业所有制形式划分为12种。具体为：(中央、省)国有独资，(地方)国有独资，城镇集体所有制，城镇私营(包括合伙企业)，城镇个体(企业)，中外合资企业，外资企业，国家控股企业，其他股份制企业(包括股份合作制企业)，农村私营企业，农村个体，其他国家机关或事业单位。由于本文只分析城镇居民工资水平，农村私营企业和农村个体企业予以剔除，只选择其他10种所有制形式的企业。

<sup>9</sup> 调查数据中，劳动者的职业类别划分为11类。具体为：私营企业主(经理)，个体工商户，各类专业技术人员，机关、企事业单位负责人，机关、企事业单位部门负责人，办事人员，技术工人，非技术工人，商业和服务业人员，农民，不便分类的其他劳动者。其中，私营企业主(经理)、个体工商户和农民属于自我雇佣，予以剔除。只选择其他8类职业类别。

<sup>10</sup> 引入行业变量、省份变量、企业所有权变量和职业类别变量的虚拟变量与面板数据固定效应模型的基本原理是近似的。通常，标准的固定效应模型可以分为时点固定效应和个体固定效应。面板数据固定效应模型既可以通过离差转换方式实现，也可以通过引入虚拟变量实现(Cameron and Trivedi, 2005)，因此，面板数据的固定效应模型(FE)亦可称为最小二乘虚拟变量模型(LSDV)。最小二乘虚拟变量模型为本文建立固定效应模型提供了思路，本文使用stata软件命令，通过引入虚拟变量的方式，建立行业、省份、企业所有权和职业类别的固定效应模型，以此控制省份间资源禀赋和政策差异、行业不同特点、企业所有权不同类型和职业类别的差异对估计结果的影响(Hering and Poncet, 2010)。以省份固定效应为例，调查数据共包含12个省(直辖市、自治区)，这样在估计方程中引入11个虚拟变量进行估计，此估计方法可以减轻省(直辖市、自治区)间的差异对估计结果的影响。设定行业、企业所有权和职业类别固定效应的方法和效果与之相同。

的影响有着明显的差异,结婚对男性工资具有较为显著的正向影响,而结婚对女性工资影响并不显著。考虑到现实情况,该结论并不难以理解,男性结婚后主要承担起家庭的重担,会选择更加努力地工作替代闲暇(比如加班),而女性在结婚后更多的时间花费在家务劳动和照顾家人上。2008年中国居民时间利用调查数据<sup>11</sup>显示:结婚后,女性无酬家务劳动的时间平均每天为204分钟,男性无酬家务劳动的时间平均每天仅为74分钟,女性照顾家人和对外提供帮助的时间平均每天为47分钟,男性照顾家人和对外提供帮助的时间平均每天仅为24分钟。当然,也有可能是工资水平高的男性更容易得到女性的青睐,从而具有更高的结婚概率(Nakosteen and Zimmer, 1987; Ginther and Zavodny, 2001)。

表5报告了使用工具变量(即该城市到海岸线的最短距离的倒数)的两阶段最小二乘的估计结果。从估计结果看,贸易开放度对男性工资水平有正向影响,且在1%显著性水平下显著,与普通最小二乘估计的结论基本吻合。但贸易开放度对女性工资水平的影响系数的显著性明显降低,且女性贸易开放度系数依然明显小于男性贸易开放度系数。进一步验证了贸易开放拉大性别工资差距这一结论。工具变量检验的统计量显示,本文选取的工具变量能够较为有效地处理回归模型中的内生性问题,使得结论具有较强的解释力。

## 2. 贸易开放、城市控制变量和其他因素

表4中模型(3)一模型(6)在逐步引入行业固定效应、省份固定效应、企业所有权固定效应和职业类别固定效应后,解释变量系数均有所变化。说明行业特征、地区特征、企业所有权特征和职业类别特征对工资水平均有着重要影响。行业特征、企业所有权特征和职业类别的影响可以通过加入固定效应后得以有效控制(Hering and Poncet, 2010),而表4中对地区特征的控制只是针对省份间差异的控制,而忽略了城市间的差异对工资水平的影响。表4中模型(4)是加入省份固定效应后的回归结果,与模型(3)估计结果相比, $R$ -squared有了显著提高,且女性和男性的贸易开放的影响系数变化较大,女性贸易开放的影响系数由模型(3)中的0.1282减小为模型(4)中的0.0601,男性贸易开放的影响系数由模型(3)中的0.1307减小为模型(4)中的0.07。同时,其他变量的系数也有了较大变化。从而可以断定解释变量对工资水平的影响表现出明显的地区特征。然而,省份固定效应只是初步消除了省份间因政策、要素禀赋和发展水平等方面的差异对工资水平的影响,但省

<sup>11</sup> 国家统计局于2008年5月在北京、河北、黑龙江、浙江、安徽、河南、广东、四川、云南、甘肃10省市开展了我国第一次居民时间利用调查。调查对象为抽中的调查户中15—74岁的人口,调查户为10省市现有城乡住户收支调查网点的全部城镇国家样本和抽取的部分农村国家样本。共调查16661个家庭户,37142人;其中城镇19621人,乡村17521人;男性18215人,女性18927人。居民时间利用调查通过详细记录调查对象一天的活动来反映各类人群的生活模式和行为方式,进而反映人们在日常生活中承担的不同责任和作用,尤其是使妇女无酬劳动得以测量与展现。

表 5 基准规范分析的两阶段最小二乘法计量结果

变量	(7)		(8)		(9)		(10)		(11)	
	女性工资	男性工资	女性工资	男性工资	女性工资	男性工资	女性工资	男性工资	女性工资	男性工资
贸易开放度	-0.0837***	0.0644***	-0.0420	0.0825***	0.0749	0.1558***	0.0800*	0.1572***	0.0753*	0.1512***
	(-2.5966)	(2.9278)	(-1.2038)	(3.4923)	(1.6119)	(4.8867)	(1.9235)	(5.0761)	(1.7911)	(4.9500)
年龄	0.0349**	0.0526***	0.0439**	0.0550***	0.0457***	0.0516***	0.0441***	0.0509**	0.0408**	0.0506**
	(2.3800)	(4.1368)	(3.1160)	(4.4215)	(3.7120)	(4.1574)	(3.6872)	(4.1997)	(3.4704)	(4.3461)
年龄的平方	-0.0002	-0.0005***	-0.0003*	-0.0005***	-0.0004***	-0.0005***	-0.0004***	-0.0005***	-0.0004***	-0.0005***
	(-1.0189)	(-3.3030)	(-1.9155)	(-3.7497)	(-2.8400)	(-3.7267)	(-2.7456)	(-3.8023)	(-2.5904)	(-4.0360)
是否党员	0.1694***	0.1596***	0.1535***	0.1279***	0.1262***	0.1415***	0.1142***	0.1216***	0.0764***	0.0803***
	(5.7816)	(7.5452)	(5.5775)	(6.2968)	(5.3975)	(7.1708)	(4.9557)	(6.2776)	(3.2646)	(4.1308)
受教育年限	0.0904***	0.0673***	0.0690***	0.0492***	0.0616***	0.0452***	0.0563***	0.0403***	0.0423***	0.0280***
	(17.0708)	(16.2303)	(13.3034)	(11.9602)	(14.6947)	(12.7617)	(13.5460)	(11.7511)	(10.0738)	(7.8437)
是否结婚	-0.0416	0.1060**	-0.0249	0.1053**	0.0596	0.1718***	0.0483	0.1837***	0.0514	0.1653***
	(-0.8413)	(2.3955)	(-0.5386)	(2.4979)	(1.5104)	(4.4914)	(1.2306)	(4.9146)	(1.3251)	(4.5114)
常数	-0.9672***	-0.3126	-0.7804**	-0.1530	-0.1895	0.3031	0.0603	0.5239**	0.3168	0.8586***
	(-3.2298)	(-1.1371)	(-2.5356)	(-0.5532)	(-0.5633)	(1.1032)	(0.1823)	(1.9781)	(0.7553)	(3.2454)
Kleibergen-Paap rk LM	139.4120	237.0360	135.0190	232.0530	190.5960	285.4000	193.4910	284.7410	198.4270	284.8860
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
Kleibergen-Paap rk	1914.0890	2396.9460	1074.7800	1691.8790	2151.2410	2880.0280	1708.0020	2640.9280	1531.3540	2605.9610
Wald F	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
第一阶段 F 值	1914.0900	2396.9500	1074.7800	1691.8800	2151.2400	2880.0300	1708.0000	2640.9300	1531.3500	2605.9600
第一阶段 partial R <sup>2</sup>	0.0906	0.1186	0.1295	0.1735	0.6621	0.6617	0.6648	0.6640	0.6658	0.6656
职业类别固定效应	No	No	No	No	No	No	No	No	Yes	Yes
企业所有权固定效应	No	No	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	3396	4289	3396	4289	3396	4289	3396	4289	3396	4289
R-squared	0.0518	0.2251	0.1762	0.2954	0.3541	0.3248	0.3766	0.3544	0.3988	0.3767

注：()内为回归系数的  $t$  统计量；\*、\*\*、\*\*\* 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平；Kleibergen-Paap rk LM 检验的零假设是工具变量识别不足，若拒绝零假设则说明工具变量是合理的；[ ] 内数值为相应检验统计量的  $p$  值。

份内各城市之间的差异并没有消除 (Hering and Poncet, 2010)。所以, 表 4 的估计对地区变量的控制还不够, 贸易开放占有了城市变量对工资水平影响的部分效应, 这种现象是可能的。因此, 需要加入城市变量对地区特征做进一步控制。城市控制变量对工资水平的影响体现了地区聚集的作用, Hanson (2003) 提出并区分了三种聚集效应影响工资的机制, 三种机制分别为: 非人力要素禀赋 (non-human factor endowments)、企业的规模报酬递增和人力资本外部化。关于第一个机制, 非人力要素禀赋 (如制度、习俗和公共机构等) 的差别更有可能在省级和行业层面发生, 无需控制城市间的差异 (Hering and Poncet, 2010)。而企业规模报酬递增效应和人力资本外部化是地区聚集的两个主要的动态竞争力效应: 一方面, 更大和更密集的地区聚集, 在企业 and 工人间产生更多的知识外溢, 导致企业规模报酬递增和工人生产力的提高, 因而劳动者具有更高的工资; 另一方面, 地区聚集导致大量劳动者面临更激烈的竞争, 且竞争对市场价格施加向下的压力, 劳动者间的竞争效应和较低的市场价格水平驱使工人工资下降。因此, 工资暴露在这两种相互矛盾的力量中。本文在借鉴了 Hering and Poncet (2010) 的研究基础之上, 选择城市人均 GDP、城市人力资本水平和城市生活成本代表城市的聚集程度。通常情况下, 城市的经济越发达, 人力资本存量越多, 城市的生活成本越高, 该城市的聚集效应体现得越明显。

表 6 报告了引入城市变量 (城市人均 GDP、城市人力资本和城市生活成本) 后的普通最小二乘回归结果。模型 (12) 引入了城市人均 GDP, 实证结果显示: 人均 GDP 对工资水平有正向效应, 居民能够从地区经济发展中获益。模型 (13) 引入了城市人力资本水平这一指标。模型 (14) 中引入了城市生活成本, 回归系数显著为正, 结果显示: 生活成本每上升 1%, 工资水平上升约 0.14%, 说明随着居民所在城市生活成本的上升, 居民工资水平有所提高, 但居民工资提高的幅度远远小于生活成本的涨幅, 居民的生活压力在增加。表 6 模型 (14) 与表 4 模型 (6) 比较, 贸易开放系数有所减小, 女性贸易开放的系数由表 4 模型 (6) 中的 0.0564 减小到表 6 的模型 (14) 中的 0.0480, 男性贸易开放系数由表 2 模型 (6) 中的 0.0668 减小到表 6 模型 (14) 中的 0.0578, 说明贸易开放占有了部分生活成本对居民工资增加的贡献。在表 6 的最后一栏模型 (15) 中, 将三种城市变量合并在一个估计方程内, 结果显示: 贸易开放的影响系数依然显著, 且男性贸易开放系数大于女性贸易开放系数。实证结果表明: 贸易开放度对男性工资的正向影响大于对女性工资的正向影响, 即贸易开放拉大了性别工资差距。

表 7 报告了使用工具变量 (即该城市到海岸线的最短距离的倒数) 的两阶段最小二乘的估计结果。从估计结果看, 与普通最小二乘估计的结论基本吻合, 但稍有不同。贸易开放度对女性工资的影响系数的显著性明显降低, 而贸易开放度对男性工资的影响系数依然在 1% 显著性水平下显著, 且女性

表6 加入城市变量的普通最小二乘计量结果

变量	(12)		(13)		(14)		(15)	
	女性工资	男性工资	女性工资	男性工资	女性工资	男性工资	女性工资	男性工资
贸易开放度	0.0508*** (4.3324)	0.0575*** (5.9177)	0.0448*** (3.5909)	0.0638*** (7.0380)	0.0480*** (4.2363)	0.0578*** (6.9137)	0.0312** (2.4137)	0.0460*** (4.5641)
城市人均GDP	0.0336* (1.6845)	0.0521** (2.0902)					0.0403** (1.9885)	0.0528** (2.1179)
城市人力资本			0.4798*** (2.6301)	0.1300 (0.8223)			0.4465** (2.3791)	0.1069 (0.6711)
城市生活成本					0.1361*** (3.7899)	0.1431*** (5.1216)	0.1245*** (3.4129)	0.1407*** (5.0196)
年龄	0.0416*** (3.5015)	0.0510*** (4.3554)	0.0400*** (3.3856)	0.0504*** (4.3207)	0.0392*** (3.3080)	0.0500*** (4.3104)	0.0394*** (3.3353)	0.0503*** (4.3013)
年龄的平方	-0.0004*** (-2.6187)	-0.0005*** (-3.9884)	-0.0004** (-2.5429)	-0.0005*** (-3.9640)	-0.0004** (-2.4384)	-0.0005*** (-3.9670)	-0.0004** (-2.4858)	-0.0005*** (-3.9658)
是否党员	0.0762*** (3.2477)	0.0758*** (3.9991)	0.0755*** (3.2092)	0.0764*** (4.0183)	0.0758*** (3.2328)	0.0770*** (4.0518)	0.0753*** (3.2100)	0.0766*** (4.0490)
受教育年限	0.0428*** (10.2257)	0.0303*** (8.5515)	0.0413*** (9.8028)	0.0301*** (8.3890)	0.0424*** (10.1059)	0.0296*** (8.3251)	0.0412*** (9.7410)	0.0292*** (8.1957)
是否结婚	0.0455 (1.1523)	0.1409*** (3.9572)	0.0552 (1.4064)	0.1458*** (4.0845)	0.0545 (1.3999)	0.1493*** (4.1936)	0.0550 (1.3993)	0.1472*** (4.1361)
常数	0.1661 (0.4469)	0.3434 (1.1655)	-0.8943* (-1.6686)	0.1227 (0.2673)	-0.7183 (-1.6263)	-0.5682* (-1.7822)	-1.7272*** (-3.0345)	-0.8788* (-1.7559)
职业类别固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业所有权固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	3396	4289	3396	4289	3396	4289	3396	4289
R-squared	0.3998	0.3914	0.4006	0.3903	0.4018	0.3938	0.4032	0.3950

注：括号内为回归系数的t统计量，\*、\*\*、\*\*\*分别代表10%、5%和1%的显著性水平。

表 7 加入城市变量的两阶段最小二乘法计量结果

变量	(16)		(17)		(18)		(19)	
	女性工资	男性工资	女性工资	男性工资	女性工资	男性工资	女性工资	男性工资
贸易开放度	0.0673 (1.2893)	0.1551*** (4.3965)	0.0817** (2.3021)	0.1417*** (5.4459)	0.0375 (0.7606)	0.1251*** (3.5288)	0.0425 (0.9558)	0.1092*** (3.5958)
城市人均 GDP	0.0231 (0.6316)	-0.0122 (-0.4425)					0.0334 (1.0553)	0.0140 (0.5756)
城市人力资本			0.2378 (0.8318)	-0.3890* (-1.6981)			0.3773 (1.1609)	-0.2792 (-1.1491)
城市生活成本					0.1439*** (2.9873)	0.0989*** (2.7460)	0.1199*** (3.1251)	0.1164*** (3.8717)
年龄	0.0414*** (3.5288)	0.0505*** (4.3181)	0.0404*** (3.4247)	0.0511*** (4.3690)	0.0391*** (3.3105)	0.0502*** (4.3193)	0.0394*** (3.3598)	0.0506*** (4.3249)
年龄的平方	-0.0004*** (-2.6350)	-0.0005*** (-4.0200)	-0.0004*** (-2.5773)	-0.0005*** (-4.0440)	-0.0004*** (-2.4327)	-0.0005*** (-3.9985)	-0.0004*** (-2.5052)	-0.0005*** (-4.0036)
是否党员	0.0764*** (3.2672)	0.0805*** (4.1274)	0.0763*** (3.2508)	0.0791*** (4.1164)	0.0756*** (3.2406)	0.0798*** (4.1339)	0.0755*** (3.2339)	0.0787*** (4.1269)
受教育年限	0.0424*** (10.0435)	0.0279*** (7.8046)	0.0413*** (9.8886)	0.0295*** (8.2825)	0.0426*** (10.0680)	0.0280*** (7.8986)	0.0412*** (9.8230)	0.0291*** (8.2278)
是否结婚	0.0483 (1.2268)	0.1665*** (4.4799)	0.0557 (1.4253)	0.1558*** (4.3523)	0.0537 (1.3967)	0.1638*** (4.4975)	0.0556 (1.4321)	0.1554*** (4.3555)
常数	0.2616 (0.5666)	0.8863*** (3.0080)	-0.1658 (-0.1964)	1.6610*** (2.7713)	-0.8271 (-1.3087)	0.0720 (0.1855)	-1.4816 (-1.3847)	0.4764 (0.6567)
Kleibergen-Paap rk LM	192.4400 [0.0000]	274.9390 [0.0000]	213.6540 [0.0000]	294.9820 [0.0000]	148.1060 [0.0000]	233.9990 [0.0000]	188.7230 [0.0000]	259.9100 [0.0000]
Kleibergen-Paap rk Wald F	827.0020 [0.0000]	1517.5210 [0.0000]	3864.1290 [0.0000]	7649.0260 [0.0000]	432.9680 [0.0000]	1058.4770 [0.0000]	799.7500 [0.0000]	1652.2450 [0.0000]
第一阶段 F 值	827.0000	1517.5200	3864.1300	7649.0300	432.9700	1058.4800	799.7500	1652.2500
第一阶段 partial R <sup>2</sup>	0.6935	0.6948	0.7362	0.7411	0.6733	0.6702	0.7611	0.7641

(续表)

变量	(16)		(17)		(18)		(19)	
	女性工资	男性工资	女性工资	男性工资	女性工资	男性工资	女性工资	男性工资
职业类别固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业所有权固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	3 396	4 289	3 396	4 289	3 396	4 289	3 396	4 289
R-squared	0.3994	0.3755	0.3987	0.3806	0.4016	0.3855	0.4030	0.3895

注：()内为回归系数的  $t$  统计量；\*、\*\*、\*\*\* 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平；Kleibergen-Paap rk LM 检验的零假设是工具变量识别不足，若拒绝零假设则说明工具变量是合理的；Kleibergen-Paap Wald rk F 检验的零假设为弱识别，若拒绝零假设则说明工具变量是合理的；[] 内数值为相应检验统计量的  $p$  值。

贸易开放度系数明显小于男性贸易开放度系数。本文进一步分析发现：使用工具变量后，贸易开放度对男性工资水平的影响系数与普通最小二乘法估计结果相比明显变大，而女性影响系数变化不大，说明变量的内生性使得贸易开放度对男性工资水平的影响系数产生向下偏移，从而倾向于低估贸易开放度对男性工资水平的影响。两阶段最小二乘估计结果进一步证实贸易开放拉大性别工资差距这一结论是稳健可靠的。

上文分析了贸易开放对女性和男性工资的影响差异，得出结论：总体而言，贸易开放拉大了性别工资差距。但哪些女性群体更容易被排除在贸易开放的利益之外呢？贸易开放对不同女性群体的影响都是一样的吗？下文将重点分析在不同技能下贸易开放对性别工资差距的影响。

## (二) 在不同技能水平下，贸易开放对性别工资差距的影响

### 1. 普通最小二乘估计结果

表8报告了贸易开放对技能劳动力性别工资差距的影响。模型(20)和模型(21)估计结果显示，女性低技能劳动者贸易开放系数为0.0269，且系数不显著，男性低技能劳动者贸易开放系数为0.0442，女性高技能劳动者贸易开放系数为0.0518，男性高技能劳动者贸易开放系数为0.0506。从中可以得出两个基本结论：从技能差异看，贸易开放对高技能劳动力的正向影响大于对低技能劳动力的正向影响，女性高低技能劳动力之间的贸易开放影响系数差距更大；从性别差异看，贸易开放拉大了低技能劳动力的性别工资差距，而贸易开放缩小了高技能劳动力的性别工资差距。下面对这两个基本的结论进行分析。

表8 技能性别工资差距的普通最小二乘计量结果

变量	(20)		(21)	
	低技能(女性)	低技能(男性)	高技能(女性)	高技能(男性)
贸易开放度	0.0269 (1.6144)	0.0442*** (3.3250)	0.0518*** (2.6604)	0.0506*** (3.2438)
城市人均GDP	0.0327 (1.3106)	0.0380 (1.2093)	0.0497 (1.2557)	0.0788*** (2.6488)
城市人力资本	0.7293*** (3.1688)	0.3603 (1.5977)	-0.2940 (-0.8596)	-0.2608 (-1.0190)
城市生活成本	0.1219** (2.5566)	0.1474*** (4.1174)	0.1523*** (2.6238)	0.1286*** (2.9963)
年龄	0.0174 (1.1479)	0.0474*** (3.2891)	0.0812*** (4.1350)	0.0503*** (3.5322)
年龄的平方	-0.0001 (-0.5043)	-0.0005*** (-3.0685)	-0.0009*** (-3.5210)	-0.0005*** (-3.0431)
是否党员	0.0789*** (2.6028)	0.0336 (1.3783)	0.0506 (1.4101)	0.1034*** (3.5483)



(续表)

变量	(20)		(21)	
	低技能(女性)	低技能(男性)	高技能(女性)	高技能(男性)
受教育年限	0.0340*** (5.4631)	0.0173*** (3.3270)	0.0198** (2.2220)	0.0119** (1.9973)
是否结婚	0.0799 (1.4637)	0.1763*** (3.5148)	-0.0019 (-0.0303)	0.1125** (2.1648)
常数	-1.9861*** (-2.8184)	-1.6899*** (-2.6406)	-0.1460 (-0.1346)	0.6563 (0.9668)
职业类别固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
企业所有权固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	2 311	2 722	1 085	1 567
R-squared	0.3585	0.3417	0.4072	0.3583

注：括号内为回归系数的  $t$  统计量，\*、\*\*、\*\*\* 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

第一个结论与经典理论并不相符，根据经典的 S-S 定理 (Stolper-Samuelson 定理)，发展中国家更容易生产具有比较优势的商品 (使用非熟练劳动力相对更密集)，非熟练劳动力将是贸易自由化的最大受益者，但本文实证分析结论却是贸易开放对高技能劳动力的正向影响大于对低技能劳动力的正向影响，高技能劳动力是贸易开放的最大受益者。造成这一结果的原因是什么呢？首先，S-S 定理要求要素数量不变，但中国尚处于二元经济向一元经济转折的阶段，农业中存在大量的剩余劳动力，大量的低技能劳动力持续从农业部门向现代工业部门转移，使现代工业部门的低技能劳动力供给量持续上升。其次，S-S 定理要求要素无摩擦、瞬时流动，而中国要素流动的成本尤其是要素在城乡之间的流动成本非常高，户籍制度的存在成为劳动力在城乡间流动的障碍，由户籍制度所引起的城乡劳动力在医疗、保险、教育等方面的不平等，也阻碍了劳动力的自由流动。因此，中国的现实情况并不满足经典理论的假设条件。再次，有偏的学习效应增加了企业对高技能劳动力的需求。中国国内市场对外开放后，企业和劳动者接触及学习到相对较多的与熟练劳动力匹配的技术知识，这种有偏的学习效应会使技术进步更偏向于技能密集型。与此同时，随着出口贸易技术复杂度的提高 (Rodrik, 2006; Schott, 2008) 和资本品进口的增多，企业对高技能劳动力的需求增加，而相对降低了对低技能劳动力的需求，进而扩大了技能工资差距。对技能工资差距的探讨有助于解释性别工资差距，因为女性在低技能人群中占了多数。

第二个结论是：贸易开放拉大了低技能劳动力的性别工资差距，验证了数理分析的命题。而贸易开放缩小了高技能劳动力的性别工资差距，这一结论似乎与数理分析并不一致，其背后深层次的原因是什么呢？由第二部分的数理分析可知，贸易开放导致了性别差异参数  $d$  的增加，但  $d$  的增加并不是无条件约束的。在高技能部门，由于高技能工人的缺乏，男性劳动力不能过

度地替代女性劳动力,同时,在高技能部门,女性劳动力的合同谈判能力相对较强,因此,贸易冲击对性别差异参数  $d$  的影响较小。而在低技能部门,考虑到中国目前的实际情况,大量的低技能劳动力持续从农业部门向现代工业部门转移,劳动力性别替代效应会很强,加之低技能女性劳动力的谈判能力相对较弱,自身劳动生产率相对男性劳动力较低,贸易开放会导致低技能部门性别差异参数  $d$  相对于高技能部门产生较大的变化。因此,企业在面临贸易冲击时,激烈的竞争使得企业会更多地减少低技能女性劳动力的雇佣。同时,低技能女性劳动力相对较低的讨价还价能力进一步滋长了企业降低低技能女性劳动力相对工资水平的行为。因此,贸易开放更多地增大了对低技能劳动力的性别歧视,更倾向于拉大低技能劳动力的性别工资差距。

## 2. 两阶段最小二乘估计结果

表9报告了使用工具变量(即该城市到海岸线的最短距离的倒数)的两阶段最小二乘的估计结果。从估计结果看,与普通最小二乘估计的结论基本吻合,但稍有差异。具体的,贸易开放度对低技能女性劳动力工资的影响系数仍然不显著,且为负值,而贸易开放度对低技能男性劳动力工资的影响系数依然在1%显著性水平下显著,且与普通最小二乘估计结果相比,低技能男性劳动力的贸易开放影响系数明显增大。贸易开放对高技能女性劳动力工资的影响系数依然在1%显著性水平下显著,且与普通最小二乘估计结果相比,高技能女性劳动力的贸易开放影响系数明显增大,而贸易开放度对高技能男性劳动力工资的影响系数变得不显著。两阶段最小二乘估计的研究结果进一步证实:贸易开放倾向于拉大低技能劳动力的性别工资差距,而贸易开放有利于缩小高技能劳动力的性别工资差距。

表9 技能性别工资差距的两阶段最小二乘计量结果

变量	(22)		(23)	
	低技能(女性)	低技能(男性)	高技能(女性)	高技能(男性)
贸易开放度	-0.0147 (-0.2847)	0.1358*** (3.9746)	0.1711*** (2.5991)	0.0547 (1.0037)
城市人均GDP	0.0579 (1.5301)	-0.0195 (-0.6131)	-0.0220 (-0.4210)	0.0763** (2.0608)
城市人力资本	0.9802*** (2.6115)	-0.1782 (-0.6401)	-1.0739** (-1.9976)	-0.2874 (-0.6935)
城市生活成本	0.1406*** (2.6331)	0.1127*** (3.0095)	0.1200** (2.1272)	0.1267*** (2.8550)
年龄	0.0170 (1.1334)	0.0483*** (3.3351)	0.0775*** (3.9900)	0.0503*** (3.6043)
年龄的平方	-0.0001 (-0.4842)	-0.0005*** (-3.1514)	-0.0008*** (-3.3197)	-0.0005*** (-3.1012)
是否党员	0.0788*** (2.6261)	0.0360 (1.4560)	0.0522 (1.4627)	0.1036*** (3.6023)

(续表)

变量	(22)		(23)	
	低技能(女性)	低技能(男性)	高技能(女性)	高技能(男性)
受教育年限	0.0342*** (5.5283)	0.0165*** (3.1327)	0.0190** (2.1985)	0.0119** (2.0341)
是否结婚	0.0799 (1.4817)	0.1861*** (3.6842)	0.0163 (0.2613)	0.1132** (2.1864)
常数	-2.8890** (-2.2824)	0.2326 (0.2747)	2.5296 (1.3985)	0.7493 (0.5834)
Kleibergen-Paap rk LM	146.6390 [0.0000]	200.1400 [0.0000]	56.8070 [0.0000]	106.7180 [0.0000]
Kleibergen-Paap rk Wald F	537.6750 [0.0000]	1067.8290 [0.0000]	243.8980 [0.0000]	434.5100 [0.0000]
第一阶段 F 值	537.6700	1067.8300	243.9000	434.5100
第一阶段 partial R <sup>2</sup>	0.7637	0.7753	0.7716	0.7548
职业类别固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
企业所有权固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	2311	2722	1085	1567
R-squared	0.3564	0.3300	0.3887	0.3582

注：()内为回归系数的  $t$  统计量；\*、\*\*、\*\*\* 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平；Kleibergen-Paap rk LM 检验的零假设是工具变量识别不足，若拒绝零假设则说明工具变量是合理的；Kleibergen-Paap Wald rk F 检验的零假设是工具变量为弱识别，若拒绝零假设则说明工具变量是合理的；[] 内数值为相应检验统计量的  $p$  值。

### 3. 稳健性检验

为了使得本文对技能工资差距的研究结论更加稳健可靠，本文依据文化程度对被调查居民做进一步的技能细分，若他的最高学历是初中及初中以下文化程度，那么此人被定义为低技能劳动力；若他的最高学历是中专或高中（职高、中技），那么此人被定义为中等技能劳动力；若他的最高学历是大专及以上文化程度，那么此人被定义为高技能劳动力。

表 10 报告了稳健性检验的计量结果。模型 (24) — 模型 (26) 估计结果显示，女性低技能劳动者贸易开放系数为 0.0217，且系数不显著，低技能男性劳动者贸易开放系数为 0.099；中等技能女性劳动者贸易开放系数为 -0.0224，且系数不显著，中等技能男性劳动者贸易开放系数为 0.1665；高技能女性劳动者贸易开放系数为 0.1711，高技能男性劳动者贸易开放系数为 0.0547，且系数不显著。结果表明：贸易开放拉大了低技能和中等技能的性别工资差距，而贸易开放有利于缩小高技能劳动者的性别工资差距。稳健性检验结果表明结论是稳健可靠的。

表10 技能性别工资差距的稳健性检验结果

	(24)		(25)		(26)	
	低技能 (女性)	低技能 (男性)	中技能 (女性)	中技能 (男性)	高技能 (女性)	高技能 (男性)
贸易开放度	0.0217 (0.2330)	0.0990** (2.0405)	-0.0224 (-0.3657)	0.1665*** (3.4642)	0.1711*** (2.5991)	0.0547 (1.0037)
城市人均GDP	0.0587 (1.0293)	0.0141 (0.3410)	0.0524 (1.0640)	-0.0492 (-0.8696)	-0.0220 (-0.4210)	0.0763** (2.0608)
城市人力资本	1.7045** (2.5057)	0.3536 (0.8516)	0.5280 (1.2428)	-0.6928* (-1.8758)	-1.0739** (-1.9976)	-0.2874 (-0.6935)
城市生活成本	-0.0051 (-0.0476)	0.1016* (1.9519)	0.2024*** (2.8882)	0.1314*** (2.7321)	0.1200** (2.1272)	0.1267*** (2.8550)
年龄	0.0743** (2.2638)	0.0322 (1.6308)	-0.0044 (-0.2553)	0.0561*** (3.1641)	0.0775*** (3.9900)	0.0503*** (3.6043)
年龄的平方	-0.0008** (-1.9733)	-0.0003 (-1.3070)	0.0002 (0.8041)	-0.0006*** (-3.0914)	-0.0008*** (-3.3197)	-0.0005*** (-3.1012)
是否党员	0.0788 (1.1485)	0.0450 (1.1391)	0.0660* (1.9173)	0.0155 (0.4837)	0.0522 (1.4627)	0.1036*** (3.6023)
受教育年限	0.0132 (1.0517)	0.0210** (2.2100)	0.0129 (1.1672)	-0.0026 (-0.2749)	0.0190** (2.1985)	0.0119** (2.0341)
是否结婚	-0.0107 (-0.1147)	0.1098 (1.0846)	0.1378** (2.1611)	0.2198*** (3.6001)	0.0163 (0.2613)	0.1132** (2.1864)
常数	-4.5715** (-2.0277)	-0.5895 (-0.4590)	-1.6322 (-1.0501)	1.4973 (1.2010)	2.5296 (1.3985)	0.7493 (0.5834)
Kleibergen-Paap rk LM	55.3380 [0.0000]	115.1670 [0.0000]	101.1740 [0.0000]	120.5740 [0.0000]	56.8070 [0.0000]	106.7180 [0.0000]
Kleibergen-Paap rk Wald F	152.8250 [0.0000]	452.4780 [0.0000]	332.5590 [0.0000]	516.1710 [0.0000]	243.8980 [0.0000]	434.5100 [0.0000]
第一阶段 F 值	152.8300	452.4800	332.5600	516.1700	243.9000	434.5100
第一阶段 partial R <sup>2</sup>	0.7469	0.7690	0.7807	0.7894	0.7716	0.7548
职业类别固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业所有权固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	749	1136	1562	1586	1085	1567
R-squared	0.3557	0.3386	0.3460	0.3420	0.3887	0.3582

注:()内为回归系数的  $t$  统计量;\*、\*\*、\*\*\* 分别代表 10%、5%和 1%的显著性水平;Kleibergen-Paap rk LM 检验的零假设是工具变量识别不足,若拒绝零假设则说明工具变量是合理的;Kleibergen-Paap Wald rk F 检验的零假设是工具变量为弱识别,若拒绝零假设则说明工具变量是合理的;[]内数值为相应检验统计量的  $p$  值。

## 五、结 论

改革开放以来,中国融入全球经济一体化的步伐明显加快。贸易开放在带来就业机会和竞争机制的同时,也在改变着不同社会群体包括不同性别之间的收入分配。在此背景下,本文建立数理模型,分析贸易开放影响性别工

资差距的微观机制。并在此基础上，运用2002年中国家庭住户收入项目调查数据(CHIP)进行实证检验，得出结论：总体而言，贸易开放拉大了性别工资差距。具体来说，贸易开放缩小了高技能劳动力的性别工资差距，拉大了低技能劳动力的性别工资差距。因此，提高女性的受教育程度，并为之提供相应的制度保障具有尤为重要的政策含义。

鉴于此，首先，社会应继续坚定不移地推进两性受教育机会的平等，提高女性的受教育水平。女性的教育程度越高，技能水平就越高，与雇主谈判能力就越强，贸易开放的竞争机制所带来的性别替代效应就越弱。同时，贸易开放会增加高技能劳动力的需求，因此，此时女性技能水平的提高对于缩小性别工资差距的作用会更加明显。其次，企业应进一步完善培训体系，加大女性职业培训的力度，增强培训的针对性、实用性和有效性。积极组织女职工去培训和充电，鼓励女职工利用业余时间进行深造，学习专业知识，以提高女性在劳动力市场的竞争力和谈判力。再次，政府应监控劳动力市场上对女性的不公平行为，为市场经济发展创造更为公平和有效率的竞争环境，特别是监督和消除企业在面对贸易冲击时对女性的歧视行为。与此同时，政府应根据当地的贸易开放程度，适当调整女性劳动者的工资水平，利用最低工资等手段，缩小性别工资差距。最后，建立有关女职工劳动保护的法律法规体系，完善社会保障体系，维护妇女劳动权益。加强对劳动力市场的监督和管理，加大执法力度，对劳动权益受损害的女性进行法律援助。妇联也要积极作用，充分运用现行法律法规，与一切歧视妇女和侵害妇女权益的现象作斗争。

## 参 考 文 献

- [1] Asuyama, Y., "Skill Sorting, Inter-industry Skill Wage Premium, and Production Chains: Evidence from India 1999—2000", IDE Discussion Paper, No. 278, 2011.
- [2] Barnett, V., and T. Lewis, *Outliers in Statistical Data*. Chichester: John Wiley, 1994.
- [3] Becker, G., *The Economics of Discrimination, 2nd edition*. Chicago: University of Chicago Press, 1971.
- [4] Berik, G., Y. Rodgers, and J. Zveglich, "International Trade and Gender Wage Discrimination: Evidence from East Asia", *Review of Development Economics*, 2004, 8(2), 237—254.
- [5] Black, S., and E. Brainerd, "Importing Equality? The Impact of Globalization on Gender Discrimination", *Industrial and Labor Relations Review*, 2004, 57(4), 540—559.
- [6] Blau, F., and J. Devaro, "New Evidence On Gender Differences in Promotion Rates: An Empirical Analysis of a Sample of New Hires", *Industrial Relations*, 2007, 46(3), 511—550.
- [7] Booth, A., and M. Bryan, "The Union Membership Wage-Premium Puzzle: Is There a Free Rider Problem?" *Industrial and Labor Relations Review*, 2004, 57(3), 402—421.

- [8] Borjas, G., and V. Ramey, "Foreign Competition, Market Power, and Wage Inequality", *Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110(4), 1075—1110.
- [9] Cameron, A., and P. Trivedi, *Microeconometrics*. New York: Cambridge University Press, 2005.
- [10] Chen, Y., S. Deamurgen, and M. Fournier, "Earnings Differentials and Ownership Structure in Chinese Enterprises", *Economic Development and Cultural Change*, 2005, 53(4), 933—958.
- [11] Combes, P., G. Duranton, and L. Gobillon, "Spatial Wage Disparities: Sorting Matters!" *Journal of Urban Economics*, 2008, 63(2), 732—742.
- [12] Dougherty, C., "Why Are the Returns to Schooling Higher for Women than for Men?" *Journal of Human Resources*, 2005, 40(4), 969—988.
- [13] Ehrenberg, R., and R. Smith, *Modern Labor Economics: Theory and Public Policy*, 7th edition. Reading, MA: Addison Wesley, 1999.
- [14] Fofana, I., J. Cockburn, and B. Decaluwé, "Developing Country Superwomen: Impacts of Trade Liberalisation on Female Market and Domestic Work", Working Paper, 2005.
- [15] Fontana, M., "Modeling the Effects of Trade on Women, at Work and at Home: A Comparative Perspective", TMD Discussion Paper, No. 110, 2003.
- [16] Ginther, D., and K. Hayes, "Gender Differences in Salary and Promotion for Faculty in the Humanities 1977—1995", *Journal of Human Resources*, 2003, 38(1), 34—73.
- [17] Ginther, D., and M. Zavodny, "Is the Male Marriage Premium Due to Selection? The Effect of Shotgun Weddings On the Return to Marriage", *Journal of Population Economics*, 2001, 14(2), 313—328.
- [18] Hanson, G., "Firms, Workers and the Geographic Concentration of Economic Activity", in Clark, G., M. Feldman, and M. Gertler (eds.), *The Oxford Handbook of Economic Geography*. New York: Oxford University Press, 2003, 477—494.
- [19] Hazarika, G., and R. Otero, "Foreign Trade and the Gender Earnings Differential in Urban Mexico", *Journal of Economic Integration*, 2004, 19(2), 353—373.
- [20] Heckman, J., "The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection, and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models", *Annals of Economic and Social Measurement*, 1976, 5(4), 475—492.
- [22] Hering, L., and S. Poncet, "Market Access and Individual Wages: Evidence from China", *Review of Economics and Statistics*, 2010, 92(1), 145—159.
- [23] 黄玖立、李坤望, "出口开放、地区市场规模和经济增长", 《经济研究》, 2006年第6期, 第27—38页。
- [24] 黄志岭、姚先国, "教育回报率的性别差异研究", 《世界经济》, 2009年第7期, 第74—83页。
- [25] Levine, R., and D. Renelt, "A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions", *American Economic Review*, 1992, 82(4), 942—963.
- [26] Levinsohn, J., "Employment Responses to International Liberalization in Chile", *Journal of International Economics*, 1999, 47(2), 321—344.
- [26] Li, H., "Economic Transition and Returns to Education in China", *Economics of Education Review*, 2003, 22(33), 17—328.
- [27] Menon, N., and Y. Rodgers, "International Trade and the Gender Wage Gap: New Evidence from India's Manufacturing Sector", *World Development*, 2007, 37(5), 965—981.

- [28] Mincer, J., *Schooling, Experience and Earnings*. New York: Columbia University Press, 1974.
- [29] Montgomery, M., and I. Powel, "Does an Advanced Degree Reduce the Gender Wage Gap? Evidence from MBAs", *Industrial Relation*, 2003, 42(3), 396—418.
- [30] Munch, A., J. McPherson, and L. Smith-Lovin, "Gender, Children, and Social Contact: The Effects of Childrearing for Men and Women", *American Sociological Review*, 1997, 62(4), 509—520.
- [31] Nakosteen, R., and M. Zimmer, "Marital Status and Earnings of Young Men: A Model with Endogenous Selection", *Journal of Human Resources*, 1987, 22(2), 248—268.
- [32] Nicita, A., and S. Razzaz, "Who Benefits and How Much? How Gender Affects Welfare Impacts of a Booming Textile Industry in Madagascar", World Bank Policy Research Working Paper, No. 3029, 2003.
- [33] Oaxaca, R., "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets", *International Economic Review*, 1973, 14(3), 693—709.
- [34] Oostendorp, R., "Globalization and the Gender Wage Gap", World Bank Policy Research Working Paper, No. 3256, 2004.
- [35] 潘士远, "贸易自由化、有偏的学习效应与发展中国家的工资差异", 《经济研究》, 2007年第6期, 第98—106页。
- [36] Paul-Majumder, P., and A. Begum, "The Gender Imbalances in the Export Oriented Garment Industry in Bangladesh", Policy Research Report on Gender and Development Working Paper Series 12, Washington, DC, World Bank, 2000.
- [37] Psacharopoulos, G., "Returns to Investment in Education: A Global Update", *World Development*, 1994, 22(9), 1325—1343.
- [38] Ransom, M., and R. Oaxaca, "Intrafirm Mobility and Sex Differences in Pay", *Industrial and Labor Relations Review*, 2005, 58(2), 219—237.
- [39] Rauch, J., and D. Weinhold, "Openness, Specialization and Productivity Growth in Less Developed Countries", *Canadian Journal of Economics*, 1999, 32(4), 1009—1027.
- [40] Ridgeway, C., "Interaction and the Conservation of Gender Inequality: Considering Employment", *American Sociological Review*, 1997, 62(2), 218—235.
- [41] Rodrik, D., "What Is So Special about China's Exports?" *China & World Economy*, 2006, 14(5), 1—19.
- [42] Rogers, W., "Regression Standard Errors in Clustered Samples", *Stata Technical Bulletin*, 1993, 3(13), 19—23.
- [43] Rosen, A., "Search, Bargaining, and Employer Discrimination", *Journal of Labor Economics*, 2003, 21(4), 807—829.
- [44] Schott, P., "The Relative Sophistication of Chinese Exports", *Economic Policy*, 2008, 23(53), 5—49.
- [45] Seguino, S., "The Effects of Structural Change and Economic Liberalisation on Gender Wage Differentials in South Korea and Taiwan", *Cambridge Journal of Economics*, 2000, 24(4), 437—590.
- [46] Standing, G., "Globalization Feminization through Flexible Labor: a Theme Revisited", *World Development*, 1999, 27(3), 583—602.

- [47] Stiglitz, J., "Distinguished Lecture on Economics in Government: The Private Uses of Public Interests; Incentives and Institutions", *Journal of Economic Perspectives*, 1998, 12(2), 3—22.
- [48] Williams, R., "Capital, Competition, and Discrimination: A Reconsideration of Racial Earnings Inequality", *Review of Radical Political Economics*, 1987, 19(2), 1—15.
- [49] Wood, A., "North-South Trade and Female Labour in Manufacturing: An Asymmetry", *Journal of Development Studies*, 1991, 27(2), 168—189.
- [50] Wood, A., *North-South Trade, Employment and Inequalities: Changing Fortunes in a Skill-driven World*. Oxford: Oxford University Press, 1994.
- [51] Wooldridge, J., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: The MIT Press, 2002.
- [52] Zohir, S., "Gender Implications of Industrial Reforms and Adjustment in the Manufacturing Sector of Bangladesh. Manchester: Economics and Social Studies", Unpublished Ph. D. Thesis, University of Manchester, 1998.
- [53] 赵伟、李芬, "异质性劳动力流动与区域收入差距: 新经济地理学模型的扩展分析", 《中国人口科学》, 2007年第1期, 第27—35页。

## Trade Openness and the Gender Wage Gap

BIN LIU LEI LI

(Nankai University)

**Abstract** This paper provides both a theoretical and empirical study on the relationship between trade openness and the gender wage gap in an imperfect market. Using CHIPs 2002 data, the paper finds that trade openness generally widens the gender wage gap. In particular, trade openness widens the gender wage gap of low-skilled workers while it reduces the gender wage gap of high-skilled workers. Therefore, there are particularly important policy implications to improve the educational level of women and provide corresponding institutional protection to their rights.

**JEL Classification** F11, J31, J71