

职业选择、性别歧视和工资差异

——对我国城市劳动力市场的分析

陈永伟 周 羿*

内容提要 本文利用“中国家庭动态跟踪调查”2010年调查数据，对不同性别求职者的职业选择行为、工资、晋升机会的决定进行了分析。借助于结构化估计，我们发现，源于各职业内部的工资和晋升方案差异，会对男、女求职者的职业选择行为产生重大影响，对女性进入高工资行业形成阻碍。通过对 Brown et al. (1980) 的分解方法进行扩展，本文发现，上述影响能解释近 1/5 的性别工资差异。男女在职业偏好上的不同，扮演着“自动稳定器”的作用，其对职业选择的影响对缩小性别工资差异起着较大的作用。

关键词 职业选择 性别歧视 工资差异

一 引言

劳动力市场上的性别差异是经济学家和政策制定者共同关心的热点问题。受生理条件、文化观念、社会角色等多方面因素的影响，男性和女性在劳动力市场上受到的待遇存在着重大的差别。具体来说，差别表现为如下几个方面：

首先，在工资支付上，男、女之间存在着较大差别。根据欧盟的一项报告^①，2006年瑞士和法国的女性小时工资约为男性的 84%，而这一比例在丹麦约为 82%，在荷兰和英国则约为 76%。在深受“重男轻女”文化影响的东亚地区，男女工资差异则更为

* 陈永伟（通讯作者），清华大学社会科学学院，电子邮箱：chenyongwei1982@gmail.com；周羿，美国加州大学伯克利分校人口学系，电子邮箱：yizhou@demog.berkeley.edu。

① 见 <http://epp.eurostat.ec.europa.eu>。

明显。Chang & England (2011) 的研究表明,日本女性的小时工资平均要比男性低 51%,韩国平均要低 37%,中国台湾地区平均要低 21%。

从我国劳动力市场的现状看,性别之间的工资差异正在呈现逐渐加大的趋势。全国妇联和国家统计局联合组织的“第二期中国妇女地位抽样调查”结果显示,从 1990 年至 2000 年,虽然城镇女性工资经历了大幅上升,但男女之间的工资比则从 1.29 倍扩大到了 1.43 倍。Gustafsson & Li (2000)、李实 (2003)、王美艳 (2005a)、杨朴 (2012) 等研究利用不同的调查数据,都印证了以上的发现。

其次,和男性相比,女性在职业晋升上往往更为困难。Olson & Becker (1983)、Jones & Makepeace (1996)、Ransom & Oaxaca (2005)、Blau & Devaro (2006) 等文献都发现,在欧美的劳动力市场上,女性的升迁要比男性更为困难。针对这一现象,Lazear & Rosen (1990)、Krowas (1993) 等文献从理论上进行了分析。这些文献认为,由于女性在非劳动力市场上(如做家务、照顾孩子等)有更高的效率,因此更可能因为非市场因素而中断就业。因此只有女性的生产效率高到足以弥补可能的职业中断带来的损失时,才能获得升迁。在我国,卿石松 (2011) 利用 2006 年中国综合社会调查数据对同等职位晋升的分析,基本验证了 Lazear 等人的发现。

最后,和男性相比,女性往往难以进入更高收入的职业。根据 Chzhen (2010) 的研究,尽管欧盟已经出台了大量反对性别就业歧视的政策,但女性就业者依然集中于一些收入较低的行业。Hegewisch et al. (2011) 对美国劳动力市场的研究发现,男女在从事的职业上有明显的差别。2009 年全美约有 43.6% 的男性就业者集中在“男性主导行业”,39.7% 的女性就业者集中在“女性主导行业”^①。相对来说,在“男性主导行业”就业的人的工资会高于在“女性主导行业”就业的人,并且对于高学历、高技术人群,这种趋势尤为明显。在我国,葛玉好 (2007)、李春玲和李实 (2008)、杨朴 (2012) 等也对性别之间的就业和由此带来的工资差异进行了研究。这些研究发现,男、女之间在所从事的行业和部门方面有很大的不同。相对于女性,男性更多集中于高收入部门。

究竟男、女两性在劳动力市场上面对的差别待遇是来自于两者在劳动能力上的差异,抑或是来自于性别歧视?这是一个很难评估的问题。而造成这一现象的重要原因之一,就是人们在职业选择上的复杂性。劳动力市场是由供需两方面决定的。在需求侧,用人单位可以提出自己的待遇、要求及岗位数量;而在供给侧,求职者会根据各

① “男(女)性主导行业”指行业中男(女)性所占比例达 75% 以上的行业。

职业用人单位情况，并结合自身条件，选择自己最适合的企业。无论是男性或是女性，其最终被观察到的薪酬、晋升，以及职业分布，都是供求双方共同作用下，求职者选择的结果（见图 1）。由于以上原因，如果要完整分析劳动力市场上的性别差异，就必须对两性在职业选择上的差异进行全面剖析。

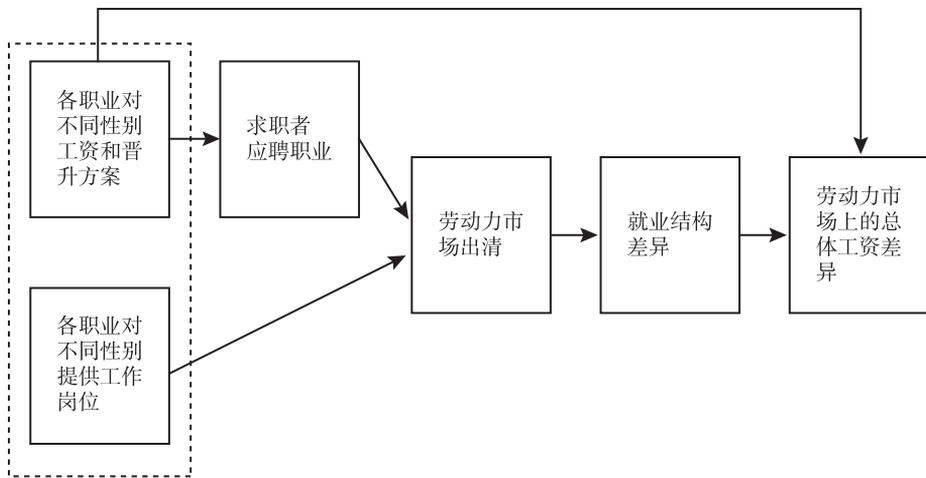


图 1 职业选择过程简单示例

在现有文献中，已有一些开始尝试对职业选择行为进行分析。例如 Brown et al. (1980)、Meng (1998)、Appleton et al. (1999)、王美艳 (2005a; 2005b)、葛玉好 (2007) 等都采用 Multinomial Logit 模型，对求职者的职业（或就业部门）选择问题进行了预测。但需要说明的是，以上文献中，都是直接根据求职者的个人特质（年龄、教育背景、经验等），以及市场信息对职业选择进行“约简式”的估计，而没有对求职过程建立完整的行为模型，进行结构化估计。尽管这样处理显得比较便捷，但却无法讨论工资、晋升机会等对职业选择过程的影响，当然也不能在此基础上分析性别差异的根源，也无法进行相应的反事实分析（counterfactual analysis）。

相比之下，对职业选择行为更可取的处理方法是 Dolton et al. (1989) 等倡导的结构化估计。这种估计能够同时处理求职者职业选择、工资决定等问题，并能较好地处理估计中面对的样本选择和内生性问题。不过，这些文献通常将更多的注意力放在考察职业分布问题本身，而较少将其应用于对歧视问题的讨论。

本文中，我们借助 Dolton et al. (1989) 提出的结构化估计，利用“中国家庭动态跟踪调查”（China Family Panel Studies，以下简称 CFPS）2010 年调查数据，对男、女

求职者在职业选择过程中的不同行为进行了分析。我们发现,源于各职业内部的工资和晋升方案差异会对男、女求职者的职业选择行为产生重大影响,对女性进入高工资行业形成阻碍。通过对 Brown et al. (1980) 的分解方法进行扩展,我们发现,上述影响能解释近 1/5 的性别工资差异。男女在职业偏好上的不同,扮演着“自动稳定器”的作用,其对职业选择的影响对缩小性别工资差异起着较大的作用。

除引言外,本文分五个部分。第二部分对本文使用的数据来源和数据处理过程进行介绍,并汇报了一些描述统计结果。第三部分对男、女求职者的职业选择行为进行了分析。第四部分对男、女的职业选择行为进行了反事实分析,考察了工资、晋升机会及偏好等差异对求职行为的影响。在此基础上,利用扩展的 Brown et al. (1980) 分解讨论了性别歧视、职业选择和工资差异的关系。第五部分是结论。

二 数据介绍

(一) 数据来源和处理介绍

本文使用的主要是 CFPS 2010 年的调查数据。CFPS 是由北京大学中国社会科学调查中心牵头,联合北京大学多个社会科学院系组织实施的一项全国性的长期跟踪调查,其宗旨是通过跟踪搜集个体、家庭、社区三个层次的历时数据,反映中国社会、经济的变迁,为学术研究和政府决策提供第一手的实证数据。在调查问卷内容上,CFPS 广泛借鉴了国际上几个著名调查(如 PSID、CDS、HRS、NYLS)的经验,包含了经济、教育、健康等多个方面的问题,这些都为我们的研究创造了良好的条件。

虽然 CFPS 开始于 2008 年,但 2008 年和 2009 年这两轮调查基本是属于前导性的,调查范围集中在北京、上海和广州。从 2010 年开始,CFPS 进行了重大的调整,调查范围扩展到了全国范围的 25 个省、市、区,并且对问题进行了较大的调整。出于研究的需要,本文只使用了 2010 年数据中的城市样本。

在 CFPS 数据中,将受访者的职业参照《第六次全国人口普查职业分类与代码表》区分为了六大类:国家机关、党群组织、企业、事业单位管理者;专业技术人员;办事人员和有关人员;商业、服务业人员;农、林、牧、渔、水利业生产人员;生产、运输设备操作人员及有关人员。其中“农、林、牧、渔、水利业生产人员”主要集中在农村样本中,在本文考察的城市样本中所占比例较小,出于研究需要,我们将这些观测值统一剔除。为方便讨论,对余下的五类职业,下文分别用罗马数字指代。

由于本文关心的是处于就业年龄段的人群的职业选择状况,因此对于数据中低于

16 周岁（法定就业年龄）和高于 60 周岁（退休年龄）的样本均予以剔除。此外，样本中有一部分人仍在学校读书，这部分人并不在劳动力市场上，不属于我们关注的对象，因此相应的观测值也予以剔除。最后，对于样本中有重要个人信息缺失的样本，我们也没有采用。

进行了以上数据清理后，我们共保留了 8246 个观测值，其中有工资收入的观测值有 4056 个。从直观上看，有工资收入的人群在整个劳动力大军中所占的比例似乎过低。造成这种状况的原因主要是在就业统计中包含了“自我雇佣”和一些工资支付模糊（如帮工、学徒等）的观测值。事实上，在我们的样本中，汇报为“有工作”的观测值有 7369 个，占了有效样本的 90.5%。

（二）描述统计

在从事有工资支付职业的人群中，男女的从业结构有很大的区别。如图 2 所示，“职业（V）”是男性选择最多的职业，其就业数量占到男性样本总量的 43.7%；而“职业（IV）”则是女性选择最多的职业，其就业数量占到女性样本总量的 39.2%。男性进入“职业（I）”的比例（11.6%）要远高于女性（5.6%）；而女性进入“职业（II）”的比例（19.0%）则要大大高于男性（10.7%）。只有在“职业（III）”中，男女的比例是近似的（男性为 13.8%，女性为 13.2%）。

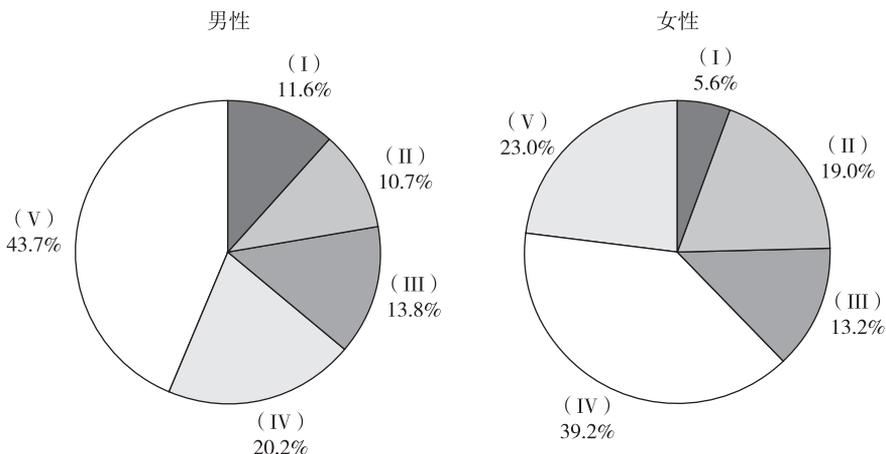


图 2 男、女职业分布示意图

注：职业（I）代表“国家机关、党群组织、企业、事业单位管理者”；职业（II）代表“专业技术人员”；职业（III）代表“办事人员和有关人员”；职业（IV）代表“商业、服务业人员”，职业（V）代表“生产、运输设备操作人员及有关人员”。下同。

资料来源：根据 CFPS 2010 年调查数据计算得到。

表1对选择各类职业及没有工资收入的人群的人口特征进行了描述统计。不难发现,在对职业做出不同选择的人群之间,其人口特征存在着较大的差别。首先,相对于有工资者,没有工资的人群的年龄偏大、受教育较少、拥有本地户口的比例较低、孩子数量较多,在女性中这些特征尤为明显。其次,在职业选择上,男女之间存在着重大的差异。以选择“职业(III)”的人为例,从事该职业的男性平均年龄较大(41.732岁)、学历较低(受教育年限为11.223年),但工作经验较为丰富(21.156年);而从事该职业的女性则正好相反,其平均年龄较小(35.470岁)、受教育较多(受教育年限为12.981年)、工作经验较少(15.574年)。

表1 各职业男女人口特征比较

	全样本		没有工资		有工资		职业类型(I)	
	男	女	男	女	男	女	男	女
年龄	41.134 (11.395)	40.835 (11.329)	43.171 (12.218)	43.128 (11.733)	39.508 (10.413)	36.513 (9.071)	41.677 (10.266)	36.347 (8.113)
教育年限	9.225 (4.097)	8.319 (4.612)	8.003 (3.937)	7.144 (4.339)	10.201 (3.959)	10.534 (4.285)	12.034 (3.381)	11.811 (4.111)
工作经验	22.408 (12.227)	21.268 (12.016)	25.080 (13.111)	24.222 (12.460)	20.565 (11.216)	16.992 (9.889)	21.903 (11.445)	16.718 (8.574)
户口	0.601 (0.490)	0.570 (0.495)	0.544 (0.498)	0.526 (0.499)	0.647 (0.478)	0.654 (0.476)	0.753 (0.432)	0.695 (0.463)
是否已婚	0.831 (0.375)	0.857 (0.350)	0.819 (0.386)	0.874 (0.332)	0.840 (0.367)	0.825 (0.380)	0.907 (0.291)	0.874 (0.334)
孩子数量	0.561 (0.718)	0.612 (0.729)	0.557 (0.747)	0.639 (0.771)	0.565 (0.693)	0.561 (0.641)	0.564 (0.704)	0.632 (0.653)
	职业类型(II)		职业类型(III)		职业类型(IV)		职业类型(V)	
	男	女	男	女	男	女	男	女
年龄	37.899 (9.774)	35.733 (8.913)	41.732 (11.067)	35.470 (9.271)	38.078 (11.043)	36.419 (9.619)	39.269 (9.997)	37.500 (8.426)
教育年限	13.878 (3.481)	13.981 (3.181)	11.223 (4.358)	12.981 (3.301)	9.645 (3.528)	9.041 (3.884)	8.849 (3.313)	8.338 (3.569)
工作经验	16.344 (10.861)	14.246 (9.961)	21.156 (12.306)	15.547 (10.136)	19.597 (11.721)	17.457 (9.926)	21.639 (10.404)	19.777 (8.996)
户口	0.833 (0.373)	0.872 (0.334)	0.799 (0.401)	0.826 (0.380)	0.602 (0.490)	0.599 (0.490)	0.563 (0.496)	0.453 (0.498)
是否已婚	0.833 (0.373)	0.808 (0.394)	0.812 (0.391)	0.776 (0.417)	0.787 (0.410)	0.822 (0.382)	0.853 (0.354)	0.858 (0.350)
孩子数量	0.535 (0.640)	0.539 (0.577)	0.432 (0.608)	0.482 (0.567)	0.561 (0.707)	0.551 (0.649)	0.598 (0.703)	0.605 (0.707)

注:括号内为标准差。

资料来源:根据CFPS 2010年调查数据计算得到。

在各项职业中，男女的工资都存在着差异，但在不同职业间，其差异大小存在着较大区别。如图 3 所示，职业（V）的男女工资差异是最大的，从事该职业的男性平均工资要比女性高近一半；在职业（I）、（II）、（IV）中，男性的工资都大约比女性平均高 30% 左右；只有在职业（III），女性的平均工资是略高于男性的。

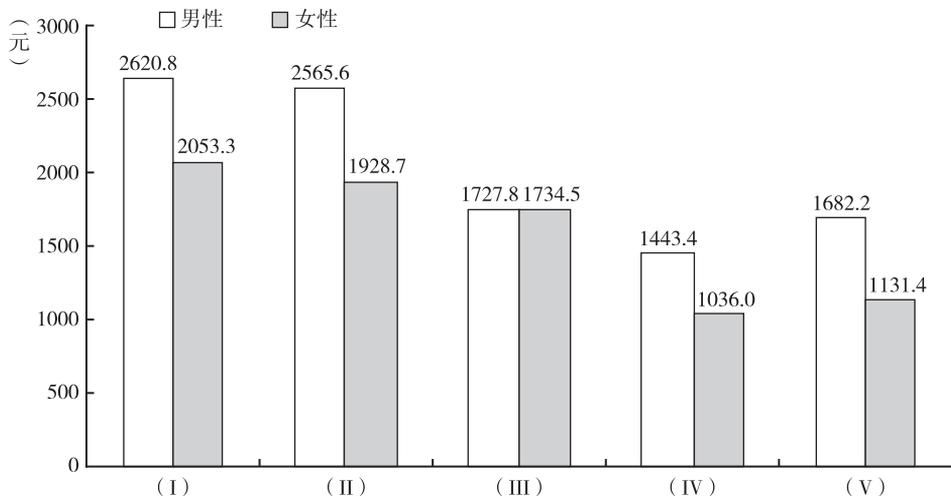


图 3 各职业男女平均工资对比

资料来源：根据 CFPS 2010 年调查数据计算得到。

图 4 进一步对各职业从业人员的工资分布进行了描绘。不难发现，除了职业（III）外，其他各项职业中男女的工资分布都存在着显著的差异。相对来说，女性的工资分布要明显偏左，这就表明了女性获得高工资支付的可能性要远远低于男性。

三 计量分析

（一）基本设定

职业选择是一个复杂的决策过程，这个过程中劳动力市场的供求因素在不断地发生交互作用。一方面，求职者自身的年龄、教育、能力、偏好等决定了他们在职业选择时的意愿；而另一方面，招工单位会根据求职者本身的特质，给出相应的工资条件、晋升机会等，从而反过来影响人们对各类职业的评价。人们最终被观测到的职业状态，事实上是供求因素交织的结果，这就决定了简单的约简式估计（reduced form estimation）并不能区分出供求的因素，因而也就无法回答在就业选择过程中人们自身

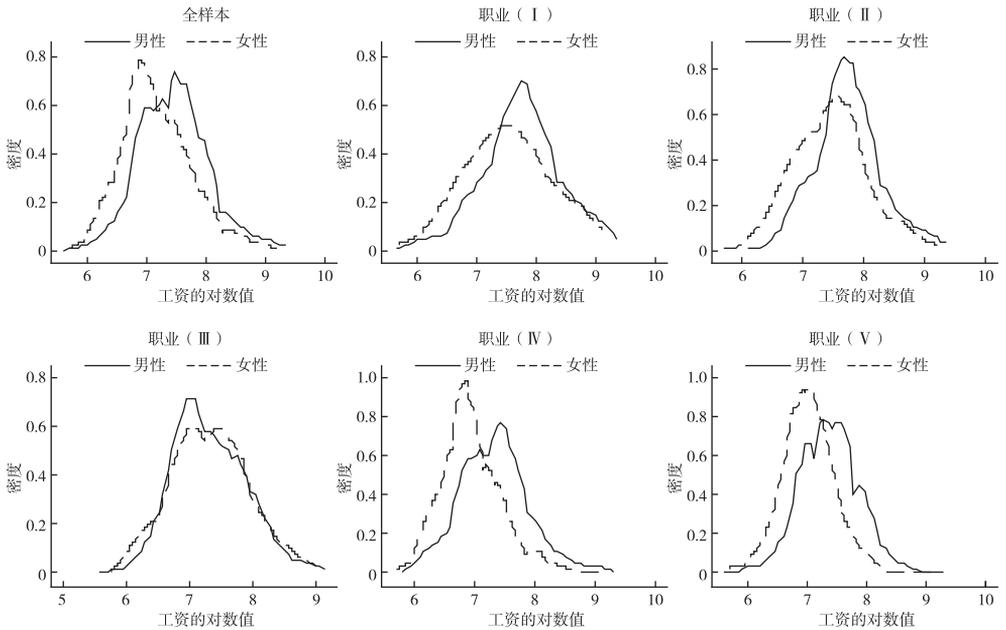


图4 各职业男女平均工资分布

资料来源：根据CFPS 2010年调查数据计算得到。

的特质和市场歧视分别起了多少作用。为了对这两类因素进行区分，我们需要构建一个基于选择行为的结构化估计 (structural form estimation)。

考察性别为 j ($j = male, female$) 的某个人 i 的决策问题，他可以在 M 类职业 ($M = I, II, III, IV, V$) 中进行选择。假设人们在进行职业选择时，会根据自身特质以及职业的工资待遇、晋升机会，以及其他条件（如工作的安全性、工作环境、工作时间）等进行选择。这样，我们可以将性别为 j 的个人 i 的效用函数形式定义如下：

$$U_{mji} = \alpha_{mj} \ln w_{mji} + \beta_{mj} W_{mji} + X_{ji} \gamma_{mj} + e_{mji} \quad (1)$$

其中 $\ln w_{mji}$ 是个人 i 选择了职业 m 后可以得到的工资， W_{mji} 是描述其选择该职业后得到的晋升机会， X_{ji} 是他在进行工作抉择时的其它参考因素，如个人的年龄、经验、学历、工作单位，以及对安全性、工作环境、工作时间的满意程度等。我们假设在选择工作类型时，目标是最大化自身的效用，即当且仅当 $U_{mji} \geq U_{nji}$ 对任意 $m \neq n$ 成立，同时 U_{mji} 超过某个保留效用（不妨设为 0）时，个人 i 才会选择工作 m 。 α_{mj} 、 β_{mj} 和 γ_{mj} 是待估计的参数， e_{mji} 是误差项。

给定 $\ln w_{mji}$ 、 W_{mji} 、 X_{ji} 等所有信息，并假设求职者按照 Multinomial Logit 进行职业选

择。根据 Train (2003) 的相关结论, 他选择工作 m 的概率为:

$$P(Y_{mji} = 1) = \frac{\exp\{\alpha_{mj} \ln w_{mji} + \beta_{mj} W_{mji} + X_{ji} \gamma_{mj}\}}{\sum_{m=1}^M \exp\{\alpha_{mj} \ln w_{mji} + \beta_{mj} W_{mji} + X_{ji} \gamma_{mj}\}} \quad (2)$$

其中 Y_{mji} 是指示函数, 当个人 i 选择了工作 m 时, Y_{mji} 取值为 1, 否则取值为 0。

但需要说明的是, 在求职者进行职业选择时, 他可以观察到一些关于该职业工作条件的客观信息 (如工作环境、工作时间等), 但对于该职业的工资、晋升机会等, 他们并不能确切得知^①, 只能根据相关信息进行推论。

假设在职业 m , 对性别为 j 的个人 i 潜在的工资支付方案如下:

$$\ln w_{mji} = Z_{mji} \theta_{mj} + \varepsilon_{mji}, m = (I), (II), (III), (IV), (V) \quad (3)$$

其中 Z_{mji} 是决定工资的参考因素, 包括求职者个人条件、用人单位的性质、本职业工作环境等。 θ_{mj} 是待估计的系数, 它刻画了工作 m 对性别为 j 的个人的工资支付结构。需要指出的是, 在我们的分析框架下, 即使是同一行业内部, 对于不同性别的支付结构也将是不同的, 即存在人们通常所说的工资“歧视”。 ε_{mji} 是误差项, 方便起见我们假设它满足均值为 0 的正态假设。

类似地, 可以定义晋升机会方程如下:

$$W_{mji} = M_{ji} \varphi_{mj} + \eta_{mji}, m = (I), (II), (III), (IV), (V) \quad (4)$$

其中 θ_{mj} 是待估计的系数, η_{mji} 是误差项, 同样我们假设它满足均值为 0 的正态假设。需要指出的是, 数据中没有客观的晋升机会信息, 我们用求职者对晋升机会的满意度来作为其代理变量 (proxy variable)。

给定 (3)、(4), 求职者在进行职业选择前, 就可以根据自身条件对 $\ln w_{mji}$ 和 W_{mji} 进行“理性预期”, 并将其作为决策行为的参考。

为获得完整的求职行为, 以及工资、晋升决定信息, 我们需要对 (2) - (4) 的参数进行估计。不过, 直接的估计会面临困难: 首先, e_{mji} 、 ε_{mji} 、 η_{mji} 并不相互独立。根据 Lee (1983)、Fishe et al. (1981)、Heckman & Li (2003) 等文献, 人们会根据自身的“比较优势”进行职业选择, 在给定其他条件的情况下, 选择某项职业的人往往

① 事实上, 劳动合同经常被作为不完全契约 (incomplete contract) 的例证。一般来说, 在签订劳动合同之前, 用人单位和求职者只会大体商定一个薪酬和升迁方案, 而对该方案的实施情况, 依赖于事后的“讨价还价”, 用人单位通常拥有最终解释权。因此即使是对于同一单位内的类似个人, 薪酬和升迁状况也会不同。

具有某种不可观测的特质，使他在该职业更容易获得高收入、高升迁机遇，即 e_{mji} 和 ε_{mji} ， e_{mji} 和 η_{mji} 可能都是正相关的。这就使得分别对以上方程进行估计，不能得到一致的估计结果。其次，如前所述，在样本中有大量没有工资收入的个体。如果我们仅利用有工资收入的观测值进行估计，则会遭遇 Heckman (1979) 所诟病的“自选择”问题，导致估计结果不一致。

(二) 估计方法

为了克服上述估计困难，Dolton et al. (1989) 提出了一个“三步估计法”：

第一步，将 (3) 和 (4) 代入 (2)，可以得到 (2) 式的“约简式 (reduced form)”：

$$P(Y_{mji} = 1) = \frac{\exp\{H_{mji}\delta_{mj}\}}{\sum_{m=1}^M \exp\{H_{mji}\delta_{mj}\}} \quad (5)$$

其中 $H_{mji}\delta_{mj}$ 是 $\alpha_m \ln w_{mji} + \beta_{mj} W_{mji} + X_{ji} \gamma_{mj}$ 的约简形式， δ_{mj} 是待估计的参数。利用极大似然估计，可以得到 δ_{mj} 的估计值 $\tilde{\delta}_{mj}$ 。将其代入 (2)，可得个人 i 选择工作 m 概率的预期值 $\bar{P}(Y_{mji} = 1)$ 。

第二步，利用 Fische et al. (1981) 的结论，在工资和晋升机会决定方程中加入两个新的控制变量，以修正样本选择问题。以工资决定方程为例，我们需要估计：

$$\ln w_{mji} = Z_{ji} \theta_{mj} + \xi_{mj} \lambda_{mji} + \eta_{mj} \mu_{mji} + u_{mji}, m = (I), (II), (III), (IV), (V) \quad (6)$$

其中 $\lambda_{ji} = \frac{\varphi(N_{ji} \zeta_j / \sigma_j)}{\Phi(N_{ji} \zeta_j / \sigma_j)}$ 是用来修正“是否工作”的自选择问题的逆 Mills 指数。它

来自于一个 Probit 模型： $\Pr(Y_{ji}^p = 1) = \Phi(N_{ji} \zeta_j / \sigma_j)$ ，其中 Y_{ji}^p 是关于个人 i 是否工作的虚拟变量，当他参加工作时 Y_{ji}^p 取值为 1，否则为 0； N_{ji} 是影响个人 i 参与工作与否则的因素， σ_j 是模型误差的标准差， Φ 是标准正态累积分布函数。 $\mu_{mji} = \frac{\varphi(J_m(Y_{mji}))}{\Pr(Y_{mji} = 1)}$ 是 Lee 指数，它用来修正“比较优势”带来的选择偏误。 Φ 和 φ 分别代表标准正态分布的累积分布函数和密度函数， $J_m(Y_{mji}) = \Phi^{-1}(\Pr(Y_{mji} = 1))$ 。

在估计中，我们假设有 $E(u_{mji} | Y_{ji}^p = 1, Y_{mji} = 1) = 0$ 成立。这样，利用最小二乘法对工资方程 (3) 进行估计，就可以得 θ_{mj} 一致估计值 $\hat{\theta}_{mj}$ 。采用完全类似的过程，我们可以得到 φ_{mj} 的一致估计值 $\hat{\varphi}_{mj}$ 。

第三步，利用第二步中得到的估计系数，可以对具有 Z_{ji} 的个人从事工作 m 时工资对数进行一致估计 $\ln \hat{w}_{mji}$ ，用它代替 $\ln w_{mji}$ ，代入 (2) 重新进行 Multinomial Logit 估计，就可以得到待估参数 α_{mj} 、 β_{mj} 和 γ_{mj} 的一致估计值 $\hat{\alpha}_{mj}$ 、 $\hat{\beta}_{mj}$ 和 $\hat{\gamma}_{mj}$ 。由此，可以进一步得

到 $\Pr(Y_{mji} = 1)$ 的一致估计值 $\hat{Pr}(Y_{mji} = 1)$ 。

(三) 计量结果

1. 工资决定方程即晋升机会决定方程的估计结果^①

表 2 和表 3 分别给出了男性和女性的工资决定方程以及晋升机会决定方程。由这两张表格，容易发现男女在工资和晋升机会的决定上存在着比较大的差异。从男性样本看，除职业（III）外，教育年限和工作经验这些通常理解的重要因素对于工资的决定并无显著的影响。但在晋升机会方面，教育年限在职业（I）、（II）、（VI）中却发挥着重要的正面作用。而从女性样本看，结果却恰好相反，较高的教育年限能够显著提升女性的工资水平，而对于其晋升机会的贡献则并不显著。比较值得注意的是，在工资决定过程中，工作的安全性、工作环境以及工作时间等条件都不产生显著的作用，这可能是我国劳动力市场发展不完全的表现之一。此外，单位性质的不同在很大程度上影响工资和升迁机会的决定。总体来说，外资和港澳台企业在工资报酬上会高于其它性质的单位（当然对于一些职业，这种影响并不显著）。

对选择行为的修正是本文关注的重点。Dolton et al.（1989）指出，如果逆 Mills 指数的系数为正，则可以解释为“选择就业的人确实能够获得更高工资（或更高的晋升机会）”；如果 Lee 指数的系数为正，则说明“以更大概率选择该项职业确实能获得更高工资（或更高的晋升机会）”。

先看逆 Mills 指数^②：在男性样本的工资方程中，该指数的系数基本都是不显著的，而在女性样本的回归中，除职业（V）外，则都在 10% 的显著性水平下显著为正。这说明，对于男性而言参与劳动力市场的决策对于工资估计的影响并不大，而对女性而言工资的决定则是和劳动力市场的参与决策紧密相连的，这一点是符合劳动经济学的基本结论的。

再看 Lee 指数：从男性样本看，在职业（I）-（IV）的工资方程回归中，Lee 指数的系数都不显著，但在这些职业的晋升机会方程中，Lee 指数的系数都显示为负（且在三个职业中，此效应是显著的）。只有在职业（V）的工资方程回归和晋升机会方程中，Lee 指数的系数都是显著为正的。这说明，除了职业（V）外，以高概率选择本职

① 出于篇幅考虑，我们将约简式的职业选择的结果放到了附录中。

② 限于篇幅，我们没有将工作参与的 Probit 回归列出。在 Probit 回归中，我们使用的自变量除了年龄、教育、经验、户籍、地区等外，还包括了婚姻状况（已婚、未婚、离异、丧偶）和子女状况。

业的人事实上并不能获得更高的工资和晋升机会，这在一定意义上说明了劳动力市场扭曲的存在。再看女性样本，除了职业（V）的晋升机会方程外，其余估计方程中 Lee 指数的估计系数都是负的或不显著的，这说明前述的劳动力市场扭曲依然存在。

值得一提的是，对于男性来说，从事职业（V）的概率是最高的，根据我们的分析，以高概率选择这个职业的人基本上是适合该职业的；而对于女性来说，从事职业（IV）的比例最高，但分析已经表明，以高概率从事该职业的人事实上并不是最适合的人选。从这个意义上来看，女性劳动力市场的扭曲程度可能要比男性劳动力市场更为严重。

表 2 男性的工资和晋升机会决定方程

	工资方程					晋升机会方程				
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)
教育年限	0.008 (0.038)	0.005 (0.048)	0.127 *** (0.023)	0.021 (0.026)	-0.022 (0.024)	0.124 *** (0.041)	0.119 ** (0.059)	0.023 (0.040)	0.066 ** (0.033)	-0.104 (0.075)
经验	-0.020 (0.027)	0.027 (0.021)	0.059 *** (0.022)	0.007 (0.022)	0.011 (0.013)	-0.028 (0.032)	-0.019 (0.032)	-0.012 (0.037)	0.060 ** (0.029)	0.000 (0.020)
经验的平方	0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.001 ** (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.001 ** (0.001)	-0.000 (0.000)
户口	0.265 *** (0.099)	0.124 (0.091)	0.075 (0.095)	-0.135 * (0.070)	-0.108 ** (0.044)	0.231 * (0.122)	0.195 (0.136)	-0.105 (0.159)	-0.002 (0.087)	-0.107 * (0.064)
机关和事业单位	0.177 (0.116)	0.176 (0.121)	-0.069 (0.133)	0.088 (0.113)	0.224 * (0.125)	-0.174 (0.148)	0.314 ** (0.158)	-0.002 (0.194)	-0.511 *** (0.154)	0.470 *** (0.113)
国有企业	-0.105 (0.246)	-0.238 (0.398)	0.200 (0.138)	0.152 (0.188)	-0.167 (0.125)	-0.269 (0.295)	-0.250 (0.561)	-0.322 (0.238)	-0.880 *** (0.249)	-0.263 (0.187)
集体企业	0.514 * (0.276)	0.694 * (0.387)	-0.401 (0.391)	0.158 (0.267)	0.122 (0.176)	-0.531 (0.342)	1.173 ** (0.567)	-0.398 (0.666)	-0.293 (0.378)	0.311 (0.233)
港澳台企业	0.741 *** (0.211)	0.753 *** (0.160)	0.385 * (0.200)	0.309 * (0.182)	0.406 *** (0.153)	-0.020 (0.265)	0.347 (0.232)	-0.212 (0.313)	-0.444 * (0.252)	0.651 *** (0.156)
外资企业	0.499 *** (0.149)	0.409 *** (0.114)	-0.195 (0.198)	0.082 (0.134)	0.095 (0.114)	-0.123 (0.159)	0.396 ** (0.162)	0.201 (0.294)	-0.588 *** (0.181)	0.284 ** (0.119)
混合所有制企业	0.245 ** (0.119)	0.383 ** (0.152)	-0.084 (0.189)	0.351 ** (0.177)	0.102 (0.077)	-0.219 (0.135)	0.463 ** (0.188)	0.160 (0.258)	-1.026 *** (0.198)	0.148 (0.095)
个体和私营单位	0.267 (0.371)	0.024 (0.207)	-0.290 (0.188)	0.025 (0.181)	0.207 (0.135)	0.343 (0.406)	0.096 (0.320)	-0.067 (0.306)	-0.645 *** (0.229)	0.394 *** (0.139)
工作安全性	0.006 (0.079)	-0.002 (0.049)	0.070 (0.043)	0.063 (0.043)	-0.009 (0.033)	0.022 (0.097)	-0.016 (0.070)	-0.065 (0.070)	0.107 ** (0.050)	0.074 (0.049)

续表

	工资方程					晋升机会方程				
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)
工作环境	-0.018 (0.053)	-0.017 (0.050)	-0.012 (0.061)	0.101 ** (0.048)	-0.008 (0.041)	0.145 ** (0.065)	0.301 *** (0.073)	0.353 *** (0.097)	0.137 ** (0.056)	0.158 *** (0.060)
工作时间	0.024 (0.050)	0.016 (0.039)	0.047 (0.040)	-0.021 (0.036)	-0.003 (0.023)	0.218 *** (0.060)	0.119 ** (0.055)	0.231 *** (0.064)	0.230 *** (0.042)	0.135 *** (0.033)
东部	0.255 * (0.152)	0.192 (0.126)	0.269 ** (0.114)	0.061 (0.123)	0.139 ** (0.068)	0.275 (0.181)	0.171 (0.188)	-0.052 (0.195)	0.246 (0.150)	-0.053 (0.102)
中部	0.026 (0.131)	-0.034 (0.097)	0.030 (0.097)	-0.153 (0.108)	0.035 (0.056)	0.204 (0.157)	-0.013 (0.147)	-0.417 ** (0.168)	-0.104 (0.127)	0.026 (0.085)
逆 Mills 指数	-1.293 ** (0.610)	-0.424 (0.528)	0.529 (0.472)	-0.557 (0.423)	-0.340 (0.276)	-0.206 (0.750)	-0.093 (0.803)	0.171 (0.800)	0.784 (0.562)	0.065 (0.416)
Lee 指数	0.129 (0.311)	-0.358 (0.343)	0.139 (0.209)	0.401 (0.277)	0.342 * (0.207)	-1.200 *** (0.209)	-1.028 *** (0.360)	-0.285 (0.277)	-1.501 *** (0.266)	1.102 *** (0.115)
常数	7.447 *** (1.446)	7.581 *** (1.294)	4.205 *** (0.754)	6.246 *** (0.764)	7.357 *** (0.448)	6.793 *** (1.181)	5.607 *** (1.536)	3.256 *** (1.237)	3.949 *** (0.919)	2.834 *** (0.654)
观测值	278	273	321	382	943	298	279	327	478	998
R ²	0.308	0.283	0.352	0.200	0.073	0.150	0.092	0.072	0.103	0.110

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下显著，括号内为标准误。

资料来源：根据 CFPS 2010 年调查数据计算得到。

表3 女性的工资和晋升机会决定方程

	工资方程					晋升机会方程				
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)
教育年限	0.107 * (0.064)	0.102 ** (0.046)	0.087 *** (0.026)	0.063 *** (0.020)	0.029 ** (0.013)	-0.070 (0.063)	0.082 * (0.048)	-0.052 (0.036)	0.040 (0.027)	-0.007 (0.037)
经验	-0.005 (0.051)	0.030 * (0.016)	0.040 * (0.023)	0.008 (0.015)	-0.006 (0.018)	-0.120 ** (0.046)	-0.051 ** (0.023)	-0.029 (0.030)	0.017 (0.021)	0.064 ** (0.027)
经验的平方	0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.003 ** (0.001)	0.002 ** (0.001)	0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.002 ** (0.001)
户口	-0.477 ** (0.231)	0.079 (0.095)	0.074 (0.126)	-0.010 (0.054)	-0.057 (0.067)	0.191 (0.218)	-0.066 (0.133)	-0.242 (0.154)	0.029 (0.076)	-0.103 (0.107)
机关和事业单位	0.138 (0.240)	-0.136 (0.126)	0.370 ** (0.179)	0.126 (0.099)	-0.210 (0.237)	-0.525 * (0.264)	0.448 *** (0.144)	0.222 (0.196)	-0.240 (0.149)	0.346 (0.258)
国有企业	0.615 (0.493)	0.504 (0.334)	-0.175 (0.192)	0.206 (0.170)	-0.851 *** (0.236)	0.241 (0.541)	0.278 (0.393)	0.173 (0.263)	0.150 (0.251)	0.362 (0.367)
集体企业	0.431 (0.649)	0.486 (0.397)	0.594 (0.382)	0.193 (0.179)	-0.079 (0.293)	0.627 (0.734)	0.315 (0.561)	0.679 (0.482)	-0.360 (0.265)	0.154 (0.386)

续表

	工资方程					晋升机会方程				
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)
港澳台企业	1.306*** (0.363)	0.632*** (0.213)	0.813*** (0.229)	0.364** (0.143)	-0.250 (0.250)	0.010 (0.369)	0.064 (0.299)	0.314 (0.268)	0.220 (0.211)	0.249 (0.285)
外资企业	0.507* (0.263)	0.355** (0.137)	0.382 (0.274)	0.105 (0.101)	-0.282 (0.207)	-0.195 (0.269)	0.136 (0.181)	0.706** (0.292)	-0.076 (0.150)	0.215 (0.247)
混合所有制企业	0.575** (0.228)	0.071 (0.165)	0.459* (0.270)	0.160 (0.148)	-0.353** (0.161)	-0.129 (0.237)	0.002 (0.177)	0.444* (0.262)	-0.439** (0.186)	0.120 (0.229)
个体和私营单位	-0.786 (0.769)	-0.425** (0.189)	0.129 (0.351)	0.129 (0.128)	-0.371 (0.269)	-1.472* (0.817)	0.260 (0.260)	0.267 (0.405)	-0.091 (0.189)	0.526 (0.340)
工作安全性	0.058 (0.122)	0.039 (0.048)	0.185*** (0.064)	0.034 (0.037)	0.009 (0.059)	-0.112 (0.130)	0.077 (0.064)	-0.003 (0.087)	0.064 (0.049)	0.227** (0.090)
工作环境	0.150 (0.152)	-0.049 (0.047)	-0.093 (0.077)	0.023 (0.033)	0.029 (0.059)	0.112 (0.167)	0.232*** (0.064)	0.072 (0.106)	0.173*** (0.046)	0.459*** (0.091)
工作时间	0.060 (0.088)	0.045 (0.043)	0.052 (0.050)	-0.018 (0.027)	0.021 (0.033)	0.142 (0.097)	0.174*** (0.057)	0.096 (0.068)	0.181*** (0.037)	0.053 (0.053)
东部	0.180 (0.325)	0.149* (0.088)	0.251* (0.128)	0.301*** (0.075)	0.017 (0.085)	-0.347 (0.342)	0.025 (0.124)	-0.045 (0.174)	0.105 (0.106)	-0.036 (0.139)
中部	0.411 (0.336)	-0.251*** (0.087)	0.031 (0.122)	0.059 (0.079)	-0.109 (0.089)	-0.500 (0.360)	0.063 (0.126)	0.075 (0.166)	0.058 (0.111)	-0.225 (0.147)
逆 Mills 指数	0.806* (0.495)	0.244* (0.143)	0.134* (0.075)	0.116* (0.068)	0.009 (0.216)	1.132 (0.727)	0.562 (0.376)	0.788* (0.444)	0.264* (0.149)	0.583 (0.355)
Lee 指数	0.466 (0.474)	-0.057 (0.354)	-0.579* (0.343)	-0.384* (0.230)	-0.099 (0.330)	-0.430 (0.325)	-0.443 (0.320)	-0.634** (0.319)	-0.811*** (0.253)	0.858*** (0.200)
常数	4.498* (2.530)	5.388*** (1.183)	5.553*** (0.829)	5.722*** (0.480)	7.011*** (0.514)	6.784*** (1.863)	5.198*** (1.119)	5.149*** (0.984)	3.404*** (0.591)	1.192 (0.808)
观测值	85	345	240	516	301	96	365	250	602	320
R ²	0.449	0.351	0.349	0.208	0.105	0.285	0.073	0.049	0.043	0.091

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著，括号内为标准误。

资料来源：根据 CFPS 2010 年调查数据计算得到。

2. 职业选择的结构化估计结果

表 4 给出了职业选择的结构化估计结果，从这些估计结果我们可以对男女在职业选择时的考虑因素进行直接的观察。在下文中，我们对系数的解释是基于“可能性比率” (odds ratio) 的。对于性别为 j 的个人 i ，“可能性比率”定义为：

$$\ln \frac{P(Y_{mji} = 1)}{P(Y_{Vji} = 1)}$$
 其中 $P(Y_{mji} = 1)$ 是个人 i 选择职业 m 的概率， $P(Y_{Vji} = 1)$ 是他选择职业 (V) 的概率。

率。根据 (2) 可得：

$$\ln \frac{P(Y_{mji} = 1)}{P(Y_{vj} = 1)} = \alpha_{mj} \ln w_{mji} + \beta_{mj} W_{mji} + X_{ji} \gamma_{mj} \quad (7)$$

其中， $\ln w_{mji}$ 是个人 i 选择了工作 m 后可以得到的期望工资， W_{mji} 是描述其选择该职业后对晋升机会的期望评价， X_{ji} 是他在进行工作抉择时的其它参考因素，如个人的年龄、经验、学历，以及工作单位的性质等。这里我们应用了 Multinomial Logit 模型的通常假设，将职业 (V) 的系数 α_{vj} 、 β_{vj} 、 γ_{vj} 标准化为 0。

由表 4，在所有回归中，工资和晋升机会这两项的系数都显著为正，这证实了以上两项因素都是人们在职业选择过程中考虑的重要因素。不过，比较男、女的选择行为容易发现，相对而言，在男性的职业选择方程中，这两项的系数都比较大，这在一定程度上说明了男性对收入以及晋升的机会都更为看重。

表 4 职业选择的结构化估计结果

	男性样本				女性样本			
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(I)	(II)	(III)	(IV)
工资	4.704 *** (0.511)	4.766 *** (0.526)	2.149 *** (0.625)	2.846 *** (0.435)	4.502 *** (0.707)	3.381 *** (0.554)	2.955 *** (0.563)	2.259 *** (0.483)
年龄	0.297 ** (0.127)	0.158 (0.130)	-0.087 (0.123)	0.055 (0.093)	0.313 (0.273)	0.065 (0.169)	-0.221 (0.167)	-0.075 (0.130)
年龄的平方	-0.004 *** (0.002)	-0.002 (0.002)	0.002 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.005 (0.004)	0.001 (0.002)	0.002 (0.002)	0.000 (0.002)
教育年限	0.109 * (0.059)	0.201 *** (0.063)	0.893 *** (0.066)	-0.211 *** (0.045)	0.267 ** (0.111)	0.084 (0.075)	0.333 *** (0.076)	-0.171 *** (0.057)
经验	-0.117 (0.075)	0.211 *** (0.075)	0.311 *** (0.072)	-0.063 (0.057)	0.053 (0.144)	0.223 ** (0.091)	0.030 (0.093)	-0.023 (0.076)
经验的平方	0.004 *** (0.001)	0.005 *** (0.001)	-0.006 *** (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.003)	0.003 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)
户口	-0.327 (0.209)	0.073 (0.221)	0.236 (0.213)	-0.172 (0.139)	0.098 (0.370)	1.047 *** (0.247)	0.913 *** (0.242)	0.616 *** (0.170)
工作安全性	-0.353 *** (0.130)	0.097 (0.123)	0.234 ** (0.117)	0.029 (0.089)	0.437 * (0.236)	0.505 *** (0.148)	0.259 ** (0.113)	0.264 (0.117)
工作环境	-0.589 *** (0.140)	0.143 (0.133)	0.116 (0.129)	-0.020 (0.099)	0.445 ** (0.236)	0.354 *** (0.144)	0.211 ** (0.114)	0.231 *** (0.112)

续表

	男性样本				女性样本			
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(I)	(II)	(III)	(IV)
工作时间	0.300*** (0.106)	-0.019 (0.100)	-0.042 (0.096)	-0.063 (0.074)	0.388*** (0.186)	0.268*** (0.119)	0.231* (0.120)	0.164* (0.090)
晋升机会	6.286*** (0.489)	6.267*** (0.489)	2.612*** (0.391)	3.488*** (0.341)	5.485*** (0.833)	5.586*** (0.603)	1.920*** (0.607)	2.685*** (0.516)
东部	-1.886*** (0.277)	-1.490*** (0.282)	1.889*** (0.289)	0.614*** (0.211)	-1.166** (0.578)	-1.403*** (0.310)	-0.513 (0.326)	0.272 (0.257)
中部	-0.210 (0.258)	0.023 (0.262)	0.337 (0.270)	0.187 (0.205)	1.105* (0.587)	0.058 (0.309)	0.274 (0.325)	0.212 (0.252)
常数项	-57.361*** (4.099)	-41.480*** (3.947)	42.280*** (4.214)	6.530** (3.065)	-79.017*** (6.880)	-40.021*** (4.540)	-21.640*** (4.504)	2.718 (3.661)
伪R ²	0.281				0.263			
似然估计值	-2543.355				-1795.974			
观测值	2404				1,652			

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著，括号内为标准误。

资料来源：根据 CFPS 2010 年调查数据计算得到。

考察工作条件在职业选择中的作用我们发现，对于女性样本，“工作安全性”、“工作环境”、“工作时间”等因素都对职业选择有正面的作用；而在男性样本的回归中，这些因素的作用却大部分不显著，对于职业 I，“工作安全性”、“工作环境”等甚至对职业选择概率有负面影响。这体现出了男女在职业选择上的一大区别，即男性往往更加重视收入、地位等因素，为达到这些目的甚至愿意选择环境更差的工作；而女性对于收入、地位的重视程度则不如男性，在她们的职业选择过程中，对工作条件的考虑扮演了更为重要的角色。

此外，我们发现，教育、经验等体现人力资本的因素在职业选择过程中也扮演着重要的作用。例如对于职业（IV），无论是男性还是女性的方程，教育年限的系数都显著为负，而经验的系数虽然并不显著，但从符号上看也是负的。这表明，只有所受教育较低、工作经验较少的人才会选择这项职业，这也是和职业（IV）在所有职业中工资最低这一事实相一致的。

四 职业选择行为和性别工资差异

本文的第三部分已对职业选择行为进行了计量分析，并阐述了男女在职业选择过

程中的不同特点。利用以上结论，我们可以进行相关的反事实分析（counterfactual analysis），并分析职业选择行为在性别工资差异中所起的作用。

（一）性别偏好和职业选择差异

根据前文的分析（如图 1 所示），男女在职业选择中的不同可能有几个来源：（1）男女对于职业的偏好有差异；（2）各职业内部工资支付方案不同；（3）各职业内部晋升方案不同。为考察这些因素对职业选择的影响程度，我们可以通过控制其它条件，逐一改变另一些条件的方法，通过公式（2）、（3）、（4）来模拟职业分布的变化^①。

具体来说，我们考虑如下五种情形下女性的职业分布状况：

模拟情形 1：假设所有职业的女性工资支付方案都和男性相同，其余条件不变；

模拟情形 2：假设所有职业的女性晋升方案都和男性相同，其余不变；

模拟情形 3：假设所有职业的女性工资支付及晋升方案都和男性相同，其余不变；

模拟情形 4：假设女性职业偏好都和男性相同，其余不变；

模拟情形 5：假设所有职业的女性工资支付及晋升方案都和男性相同，且女性职业偏好都和男性相同。

表 5 报告了五种模拟情形下的女性职业分布。我们发现，在模拟情形 1 下，女性的职业分布将会出现较大的改变。这说明各职业内部在工资方案上的性别差异实际上会对女性的就业造成重大的影响。当保持其它条件不变，仅仅取消男女在工资支付方案上的区别，就会导致大幅度增加女性求职者对于职业（I）、（II）的选择、减少对于职业（IV）、（V）的选择。和实际情况相比，职业（III）的比例变化不大，这可能是由于职业（III）本身的工资性别差异并不明显导致的。

表 5 女性职业分布模拟

	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)
实际情形的女性职业分布	5.50%	19.00%	13.20%	39.20%	23.00%
模拟情形 1 下的女性职业分布	18.80%	31.27%	14.57%	16.75%	18.59%
模拟情形 2 下的女性职业分布	5.68%	21.59%	15.30%	36.85%	20.57%
模拟情形 3 下的女性职业分布	19.71%	31.00%	14.56%	15.69%	19.01%
模拟情形 4 下的女性职业分布	5.78%	6.62%	45.10%	21.13%	21.36%
模拟情形 5 下的女性职业分布	9.80%	15.42%	13.93%	21.41%	39.42%

资料来源：根据 CFPS 2010 年调查数据计算得到。

① 类似 Brown et al. (1980)、Dolton et al. (1989) 的方法，我们用样本中所有观测值选择某职业概率的平均值来代表求职人群选择该职业的概率。

和实际情形相比,模拟情形2下,女性职业分布的变化不大,这可能是源于女性在职业选择过程中,对晋升机会相对重视较少所致。此外,模拟情形3和模拟情形1的结果很类似,其原因也是类似的。

和实际情形相比,模拟情形4的职业分布会出现较大变化,职业(II)、(IV)的从业比例大幅下降,而职业(III)的比例则有较大上升。这反映了男女在职业偏好上是存在较大差异的,如果保持市场的工资和晋升方案不变,根据现有女性就业人群的个人特质,职业(III)即“商业、服务业人员”将是女性选择最多的职业。

在模拟情形5,我们同时假设女性面临和男性相同的工资和晋升方案,且其职业偏好也和男性相同。考察这种情形下的女性职业分布,有两点较为值得重视:第一,无论是和模拟情形3或是模拟情形4相比,模拟情形5下的女性职业分布都和现实情形更为接近。这表明,在实际中,职业的性别偏好差异和劳动力市场上对男、女求职者的不同待遇方案对女性的职业选择会产生两个不同方向的影响,当两者同时发生作用时,其作用会有相互抵消。第二,对比模拟情形5下女性的职业分布和实际情况下的男性职业分布,可以发现两者仍然存在不小差异。造成这种情况的原因除了男女求职人群在本身特质上确实存在差异外,更有可能来源于用人单位对男、女提供的职位数量的差异。在已有的文献(如 Brown et al., 1980; 王美艳, 2005b; 李春玲、李实, 2008)中,通常把这一现象归结为歧视的结果。

需要指出的是,在上面的模拟中,我们是将男性求职者的状况视为标准,逐步改变女性求职者的属性,来观察其职业分布的变化。我们也可以将女性的状况为标准,逐步改变男性求职者的属性,来观察其职业分布的变化,所得到的结果是可以和上述结论相互印证的:即工资支付方案的改变,或职业偏好的变化,将大大改变男性求职者的职业分布状况;晋升方案的改变对男性职业分布影响不大;同时改变待遇结构和职业偏好,将会产生相互抵消的作用。限于篇幅,我们不再展开相关的讨论。

(二) 职业选择行为和性别工资差异

1. 工资差异的分解策略:扩展的 Brown 分解

借助于上一小节中的模拟职业分布变化状况,我们可以进一步利用分解技术来探讨性别歧视和职业选择对于劳动力市场上工资差异的影响。在文献中,对工资差异决定因素的分解可以追述到 Oaxaca (1973) 和 Blinder (1973) 的经典论文。在 Oaxaca-Blinder 分解中,只将工资差异的来源分解为工人特质的差异和市场歧视两部分,而没有考虑职业因素。Brown et al. (1980) 扩展了 Oaxaca-Blinder 分解,考虑了职业选择的

作用，从而将劳动力市场上的性别工资差异（Gender Wage Differential，简称 GWD）进行了如下的分解：

$$\begin{aligned}
 GWD = & \underbrace{\sum_m P_{m,female} \bar{Z}_{m,female} (\hat{\theta}_{m,male} - \hat{\theta}_{m,female})}_{(WD)} + \underbrace{\sum_{m=1}^M P_{m,female} (\bar{Z}_{m,male} - \bar{Z}_{m,female}) \hat{\theta}_{m,male}}_{(PD)} \\
 & + \underbrace{\sum_{m=1}^M \overline{\ln w}_{m,male} (P_{m,male} - \hat{P}_{m,female})}_{(QD)} + \underbrace{\sum_{m=1}^M \overline{\ln w}_{m,male} (\hat{P}_{m,female} - P_{m,female})}_{(OD)}
 \end{aligned} \quad (8)$$

其中 $\hat{\theta}_{m,male}$ 、 $\hat{\theta}_{m,female}$ 分别是男、女工资方程中系数的估计值， $\bar{Z}_{m,male}$ 和 $\bar{Z}_{m,female}$ 分别是职业 m 中男、女个人特质的平均值， $P_{m,male}$ 、 $P_{m,female}$ 分别是男、女从事职业 m 的概率， $\hat{P}_{m,female}$ 是假设男、女的职业选择过程一致时，预测的女性从事职业 m 的概率。这样整个工资差异就可以分解为：工资支付方案差异，即“职业内歧视”（WD）、职业内个人特质的性别差异（PD）、男女“合理”（justifiable）职业选择差异（QD），以及男女面对的职业机会差异，即“职业间歧视”（OD）四个部分。

需要指出的是，在 Brown 等人的工作中，对于男、女的职业选择过程一致时女性从事职业 m 的概率 $\hat{P}_{m,female}$ 的预测是根据男女个人的特质，用约简式 Multinomial Logit 模型得出的，而没有考虑工资、晋升机会决定，即求职者职业选择的过程。这就造成了 Brown 等人认为的“合理”（justifiable）职业选择差异本身可能并不“合理”。事实上，如前文所述，它本身包含着由于各职业内部间待遇的差异造成的影响。为考虑这些因素的影响，我们可以将（QD）项进一步分解。需要指出的是，由于在现实中，工资方案差异、晋升方案差异等因素是彼此交织、同时存在的，因此“先分离哪一个因素、后分离哪一个因素”对于分解结果会产生一定的影响。为此，我们可以考虑两种分解设定，彼此加以印证比较。

设定 1：（QD）可以分解为：

$$\begin{aligned}
 \underbrace{\sum_{m=1}^M \overline{\ln w}_{m,male} (P_{m,male} - \hat{P}_{m,female})}_{(QD)} &= \underbrace{\sum_{m=1}^M \overline{\ln w}_{m,male} (P_{m,male} - \bar{P}_{m,female})}_{(QB1)} \\
 &+ \underbrace{\sum_{m=1}^M \overline{\ln w}_{m,male} (\bar{P}_{m,female} - \hat{P}_{m,female})}_{(QD2)} + \underbrace{\sum_{m=1}^M \overline{\ln w}_{m,male} (\hat{P}_{m,female} - P_{m,female})}_{(QB3)}
 \end{aligned} \quad (9)$$

其中 $P_{m,male}$ 是男性在职业 m 工作的概率； $\bar{P}_{m,female}$ 是假设男女都面临相同工资方案和职业晋升方案时，女性在职业 m 工作的概率（即前一节中模拟情形 3 下的分布）；

$\tilde{P}_{m,female}$ 表示男女面临相同工资方案，不同晋升方案时，女性在职业 m 工作的概率（即前一节中模拟情形 1 下的分布）。这样，(QD2) 就可以表示工资支付方案的差异带来的影响，而 (QD3) 则可以表示晋升方案的差异带来的影响，剩余的 (QD1) 则类似于 Brown 等人意义上的“合理”职业选择差异的贡献份额。

设定 2: (QD) 可以分解为:

$$\begin{aligned} \sum_{m=1}^M \overline{\ln w_{m,male}} (P_{m,male} - \hat{P}_{m,female}) &= \sum_{m=1}^M \overline{\ln w_{m,male}} (P_{m,male} - \tilde{P}_{m,female}) \\ &+ \sum_{m=1}^M \overline{\ln w_{m,male}} (\tilde{\tilde{P}}_{m,female} - \hat{P}_{m,female}) + \sum_{m=1}^M \overline{\ln w_{m,male}} (\tilde{P}_{m,female} - \tilde{\tilde{P}}_{m,female}) \end{aligned} \quad (10)$$

其中 $\tilde{\tilde{P}}_{m,female}$ 表示表示男女面临相同晋升方案，不同工资方案时，女性在职业 m 工作的概率。这样，(QD2') 和 (QD3') 就分别可以表示职业内工资差异和晋升差异带来的“隐形门槛”对总体工资差异的贡献。

需要说明的是，在工资差异的分解（例如 Oaxaca - Blinder 分解）中，会出现所谓的“指数基数问题”（index number problem），即无法判断出无歧视状况下的工资分布状况。在 Brown 分解中，不光以上问题仍然存在，而且连无歧视状况下的职业选择状况也是难以确定的，这就是所谓的“双重指数基数问题”（郭继强、陆利丽，2009；郭继强等，2011）。目前已有大量文献对以上问题进行了处理（如 Reimers，1983；Neumark，1988；Appleton，1999；郭继强、陆利丽，2009），但“指数基数问题”并没有从根本上得到解决。本文的分析框架中，由于工资分布和职业选择存在着交互，因此“指数基数问题”就变得更为复杂。为回避过于复杂的讨论，我们将遵从 Brown et al. (1980) 的传统，仅将男性的状况视为无歧视状况，以此为标准进行分解。对于相关的“指数基数问题”我们将另外作文加以讨论。

另外如前所述，由于样本选择问题的存在，观察到的工资差异并不能代表实际的性别工资差异状况。因此，本文中用来分解的是修正了选择偏误后的工资差异：

$$\begin{aligned} GWD &= \overline{\ln w_{male}} - \overline{\ln w_{female}} - \sum_m (P_{m,male} \eta_{m,male} \bar{\mu}_{m,male} P_{m,female} \xi_{m,female} \bar{\lambda}_{m,female}) \\ &- \sum_m (P_{m,male} \eta_{m,male} \bar{\mu}_{m,male} - P_{m,female} \eta_{m,female} \bar{\mu}_{m,female}) \end{aligned} \quad (11)$$

其中 $\overline{\ln w_{male}} - \overline{\ln w_{female}}$ 是从样本观测到的（对数）工资差异，后面两项分别用来修正参与自选择效应和职业自选择效应。

2. 分解结果及讨论

表 6 给出了两种设定下，工资差异的分解结果。表 6 表明，职业内部的工资差异仍然是造成性别工资差异的主要原因，而男女在职业内部面对的不同工资方案又是解释职业内部性别工资差异的最重要原因。在几种不同的设定下，“职业内差异”都可以解释总差异的 98% 左右。具体考察形成职业内部差异的原因，可以发现相同职业内部不同性别员工之间的禀赋差异只能解释职业内性别工资差异的较小部分（尽管在不同设定下，具体比例有一定差别），大部分的职业内部差异则来自于对男女在工资支付方案上的差别（或者说，是职业内部的性别工资歧视）。这些结论都和已有文献是一致的（如葛玉好，2007）。

表 6 工资差异的分解

	设定 1		设定 2	
	被解释的差异量	被解释的差异比例	被解释的差异量	被解释的差异比例
个人禀赋造成的职业内差异 (PD)	0.221	37.60%	0.221	37.60%
工资支付方案差异造成的职业内差异 (WD)	0.361	61.28%	0.361	61.28%
工资支付差异造成的职业间差异 (QD1)	0.093	15.74%	0.106	18.08%
晋升机会差异造成的职业间差异 (QD2)	0.016	2.70%	0.002	0.36%
偏好差异 (QD3)	-0.094	-15.99%	-0.094	-15.99%
职业机会差异造成的差异 (OD)	-0.008	-1.33%	-0.008	-1.33%
职业内差异 (PD + WD)	0.582	98.88%	0.582	98.88%
职业间差异 (QD1 + QD2 + QD3 + OD)	0.007	1.12%	0.007	1.12%
总差异	0.589	100%	0.589	100%

注：表 6 分解的是修正过后的（对数）工资差异。在样本中，观测到的（对数）工资差异为 0.383，经修正后为 0.589，扩大了 53%。

资料来源：根据 CFPS 2010 年调查数据计算得到。

从总体上看，职业间差异只能解释总体性别工资差异的一小部分，但这一现象事实上掩盖了重要的信息。在对“职业间差异”进行分解后，可以发现由工资方案差异造成的职业间差异能够解释总体性别工资差异的 15% ~ 18%；同时，由晋升方案差异造成的职业间差异也有一定的解释力（尽管在一些设定下，其数值较小）。这验证了本文先前的观点，即职业内的工资和晋升方案差异，不仅会直接造成职业内部的性别工资差异，而且还会通过影响人们的职业选择行为，间接造成职业间工资差异。

值得注意的是，男女之间在职业选择偏好上的不同，能大大减少总体性别工资差异，这一效应基本上抵消了工资和晋升方案不同带来的职业间工资差别。从这个意义

上看,男女的职业偏好差异事实上扮演了一种“自我稳定器”的效应:男女求职者会分别根据自身的某些不可观测特质,选择自身更具有比较优势的职业,这在一定程度上可以消减性别工资差异。

另外值得一提的是,各职业对不同性别在工作机会上的差别,也是有助于减少性别工资差异的(尽管这种效应很有限),这一点似乎和直觉不相符合。对这种现象的一种解释是,一些平均收入更高的岗位男女工资差异更大,因此阻碍女性进入这些岗位,事实上能起到降低总性别工资比例的作用。具体到本文,我们发现,如果不存在工资岗位限制,那么更多的女性会从职业(IV)转入职业(V),这当然会提升女性的平均收入,但同时也会提高总的工资差异程度。

五 小结

劳动力市场上的性别差异是备受学者和政策制定者关注的问题。究竟男、女两性在工资待遇、晋升机会,以及职业选择上的巨大差异是由他们自身的特质决定的,抑或是由歧视造成的?这些问题的答案不仅有重要的理论价值,而且有很强的政策含义。以往的研究很少将工资、晋升机会决定和求职者的职业选择行为放在统一的框架下进行分析,在对职业选择分析过程中又大多依赖约简式估计,因此无法很好进行“反事实分析”,也不能准确分析工资、晋升机会差异和职业选择的交互作用。

在本文中,我们利用CFPS2010年的调查数据,对不同性别求职者的职业选择行为、工资、晋升机会的决定进行了分析。借助Dolton et al. (1989)的结构化估计方法,本文同时估计了各职业工资、晋升机会的决定方程,以及不同性别求职者的职业选择方程。我们发现,源于各职业内部的工资和晋升方案差异会对男、女求职者的职业选择行为产生重大影响,对女性进入高工资行业形成阻碍。

利用扩展的Brown分解,我们发现劳动力市场上的性别工资差异主要源于各职业内部工资支付的差异,并且男、女求职者在个体特质上的差异只能解释职业内工资差异的一小部分,这和现有文献是一致的。但通过对职业间工资差异的进一步分解,我们发现,职业内部工资和晋升差异对求职者职业选择造成的影响几乎能解释总体性别工资差异的1/5。但男女在职业偏好上的差异,几乎完全抵消了以上因素所起的作用,因此从总体上看,职业间的工资差异才显得不太重要。本文的发现有助于人们加深对劳动力市场上性别差异的理解,对相关政策的制定也有一定启发作用。

首先,在从Brown等人开始的一系列研究中,往往将性别工资差异归结为两部分:

职业内差异和职业间差异。同时，将“歧视”的来源简单分为“估价性歧视”（即我们分析中的工资、晋升机会等方面的歧视）和“分配性歧视”，并认为“估价性歧视”主要作用于职业内，而分配性歧视主要作用于职业间。而根据我们的分析，这种简单的对应关系并不确切：“估价性歧视”不仅仅会造成职业内部的性别工资差异，而且会造成一道道“隐形的门槛”，改变男女的职业选择过程，从而造成职业间差异。这表明，“分配性歧视”对于性别工资差异带来的影响可能比我们过去想象的更为严重。特别是在男女平等呼声高涨，利用“分配性歧视”简单地将女性拒之门外的举动已经越来越难以实施的今天，“分配性歧视”带来的“隐形的门槛”已经成为了限制男女公平就业的最常用手段，这是值得政策制定者关注的。

其次，在传统的分析中，由于职业间的差异对性别工资差异造成的影响很小，因此这种差异的重要性往往被忽视了。而根据本文的分析，这种现象只是两种因素相互抵消后造成的错觉。假设男女的职业偏好保持一致，我们依然可以利用政策，通过对求职者的职业分布进行合理调整，来大大缩小工资的性别差异。

当然，由于种种原因，本文的分析还有一些不足：首先，在利用扩展的 Brown 分解时，没有对“指数基数问题”进行处理；其次，由于本文使用的是截面数据，因此无法讨论性别歧视和工资差异的动态行为；最后，由于条件所限，本文没能讨论人力资本投资和职业选择的交互行为。在后续工作中，我们将设法对以上不足加以改进。

附录：职业选择的约简式估计结果

表 A1 给出了约简式的职业选择方程（5）的估计结果。我们没有具体区分供给和需求两方面的因素，对男、女的职业选择策略进行了估计。尽管约简式的方程不是本文关注的重点，但从以下估计结果中，我们可以得到一些有关男、女求职者职业选择决定因素的直观映像。首先，更高的教育程度有助于增加进入职业（I）-（III）的概率，但对于男性而言，高教育者更容易进入职业（II），而对于女性而言，高教育者更容易进入职业（I），这在一定程度上反映出了男女在职业选择特征上的区别。其次，有无户口在男性的职业选择中并不起显著的作用，而对于女性来说，其作用则是十分重大的。其原因可能在于，相对于男性，妇女在职业市场上更容易遭受到户籍歧视。再次，男性从事的职业和其工作的单位性质有较强关联；而对于女性而言，这种关联则较小。应该说，以上几个特征事实对于我们加深对劳动力市场运作的理解都有十分重要的意义，但限于篇幅，本文将不对这些发现展开讨论。

表 A1 约简式的职业选择方程估计结果

	男性样本				女性样本			
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(I)	(II)	(III)	(IV)
年龄	-0.069 (0.112)	-0.059 (0.123)	0.046 (0.111)	-0.002 (0.089)	-0.250 (0.207)	-0.030 (0.164)	-0.219 (0.162)	-0.014 (0.123)
年龄的平方	0.001 (0.001)	0.001 (0.002)	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	0.003 (0.003)	0.002 (0.002)	0.003 (0.002)	-0.000 (0.002)
教育年限	0.347 *** (0.046)	0.503 *** (0.053)	0.244 *** (0.047)	0.059 (0.038)	0.430 *** (0.084)	0.356 *** (0.065)	0.441 *** (0.066)	0.080 * (0.048)
工作经验	0.010 (0.064)	-0.019 (0.068)	-0.130 ** (0.063)	-0.092 * (0.052)	0.125 (0.117)	-0.205 ** (0.090)	0.005 (0.090)	-0.064 (0.072)
工作经验的平方	-0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	0.002 ** (0.001)	0.001 (0.001)	-0.003 (0.002)	0.002 (0.002)	0.001 (0.002)	0.002 (0.001)
户口	-0.201 (0.177)	-0.174 (0.215)	0.382 * (0.197)	0.062 (0.135)	0.364 (0.299)	0.997 *** (0.248)	0.901 *** (0.244)	0.798 *** (0.168)
机关和事业单位	2.041 *** (0.498)	1.771 *** (0.451)	1.936 *** (0.363)	0.757 ** (0.332)	0.603 (1.359)	-0.704 (0.837)	0.653 (0.845)	-0.724 (0.626)
国有企业	0.646 (0.503)	0.054 (0.461)	-0.045 (0.372)	0.202 (0.314)	-0.302 (1.535)	-1.961 * (1.043)	-0.322 (0.946)	-0.843 (0.650)
集体企业	1.890 *** (0.637)	0.190 (0.869)	1.618 *** (0.479)	1.232 *** (0.442)	-0.193 (1.164)	-2.728 *** (0.718)	-1.001 (0.740)	-1.947 *** (0.494)
港澳台企业	1.682 ** (0.711)	-0.262 (0.921)	-0.396 (0.857)	0.528 (0.602)	0.035 (1.115)	-1.835 *** (0.604)	-1.135 (0.698)	-1.220 *** (0.428)
外资企业	0.840 (0.601)	0.265 (0.550)	0.006 (0.486)	0.187 (0.429)	0.764 (1.081)	-0.808 (0.551)	0.121 (0.647)	-0.369 (0.390)
混合所有制企业	1.634 *** (0.508)	0.496 (0.479)	-0.275 (0.427)	0.386 (0.342)	0.643 (0.454)	0.042 (0.289)	0.257 (0.308)	0.192 (0.223)
个体和私营单位	1.520 *** (0.483)	0.258 (0.450)	-0.160 (0.369)	1.255 *** (0.288)	0.721 (0.476)	0.212 (0.308)	0.579 * (0.324)	0.372 (0.240)
东部地区	-0.256 (0.218)	-0.136 (0.247)	0.132 (0.234)	0.027 (0.188)	1.755 (1.124)	1.538 ** (0.601)	1.690 ** (0.696)	-0.281 (0.486)
中部地区	-0.319 (0.235)	0.047 (0.258)	0.115 (0.246)	0.052 (0.200)	-0.044 (1.125)	-0.787 (0.579)	-0.325 (0.678)	-1.134 *** (0.434)
常数项	-5.754 *** (1.744)	-6.674 *** (1.892)	-5.326 *** (1.699)	-1.759 (1.268)	-3.720 (3.097)	-3.650 (2.369)	-2.288 (2.311)	0.946 (1.697)
伪 R ²	0.145				0.187			
似然估计值	-3039.019				-1987.093			
观测值	2417				1657			

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著，括号内为标准误。

资料来源：根据 CFPS 2010 年调查数据计算得到。

参考文献：

- 葛玉好 (2007),《部门选择对工资性别差异的影响》,《经济学(季刊)》第6卷第2期,第607-628页。
- 郭继强、陆利丽(2009),《工资差异均质分解的一种新改进》,《经济学(季刊)》第8卷第4期,第1257-1280页。
- 郭继强、姜俐、陆利丽(2011),《工资差异分解方法评述》,《经济学(季刊)》第10卷第2期,第363-414页。
- 李春玲、李实(2008),《市场竞争还是性别歧视——收入性别差异扩大趋势及其原因解释》,《社会学研究》第2期,第94-117页。
- 李实(2003),《中国个人收入分配研究回顾与展望》,《经济学(季刊)》第2卷第2期,第379-404页。
- 卿石松(2011),《职业晋升中的性别歧视》,《管理世界》第11期,第28-38页。
- 王美艳(2005a),《中国城市劳动力市场上的性别工资差异》,《经济研究》第12期,第35-44页。
- 王美艳(2005b),《城市劳动力市场上的就业机会与工资差异——外来劳动力就业与报酬研究》,《中国社会科学》第5期,第36-47页。
- 杨钊(2012),《教育、行业分割与性别收入差异——基于中国大学生就业调查的分析》,《北大教育经济研究》第3期,第95-113页。
- Appleton, Simon, John Hoddinott & Pramila Krishnan (1999). The Gender Wage Gap in Three African Countries. *Economic Development and Cultural Change*, 47(2), 289-312.
- Becker, Gary (1971). *The Economics of Discrimination*. Chicago: University of Chicago Press.
- Black, Dan, Amelia Haviland, Seth Sanders & Lowell Taylor (2008). Gender Wage Disparities among the Highly Educated. *Journal of Human Resources*, 43(3), 630-659.
- Blau, Francine & Jed Devaro (2006). New Evidence on Gender Difference in Promotion Rates: An Empirical Analysis of a Sample of New Hires. *NBER Working Papers*, No. 12321.
- Blinder, Alan (1973). Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *Journal of Human Resources*, 8(4), 436-455.
- Brown, Randall, Marilyn Moon & Barbara Zoloth (1980). Incorporating Occupational

- Attainment in Studies of Male-Female Earnings Differentials. *Journal of Human Resources*, 15(1), 3 – 28.
- Chang, Chin-Fen & Paula England (2011). Gender Inequality in Earnings in Industrialized East Asia. *Social Science Research*, 40(1), 1 – 14.
- Chzhen, Yekaterina (2010). Gender Differences in Earnings and Occupational Attainment in Europe. Accessed November 1, 2012, . http://etheses.whiterose.ac.uk/1135/1/THESIS_SUBMISSION_CHZHEN.pdf.
- Dolton, Peter, Gerald Makepeace & Wilbert van der Klaauw (1989). Occupational Choice and Earnings Determination: The Role of Sample Selection and Non-Pecuniary Factors. *Oxford Economic Papers*, 41(3), 573 – 594.
- Fishe, Raymond P. H., Robert P. Trost & Phillip M. Lurie (1981). Labor Force Earnings, and College Choice of Young Women: An Examination of Selectivity Bias and Comparative Advantage. *Economics of Education Review*, 1(2), 169 – 191.
- Gustafsson, Bjorn & Shi Li (2002). Economic Transformation and the Gender Earnings Gap in Urban China. *Population Economics*, 13, 305 – 329.
- Heckman, James (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, 47(1), 153 – 161.
- Heckman, James & Xuesong Li (2003). Selection Bias, Comparative Advantage and Heterogeneous Returns to Education: Evidence From China in 2000. *NBER Working Paper*, No. 9877.
- Hegewisch, Ariane, Hannah Liepmann, Jeff Haye & Heidi Hartmann (2011). Separate and Not Equal? Gender Segregation in the Labor Market and the Gender Wage Gap. *Institute for Women's Policy Research Working Paper*, No. C377.
- Jones, David & Gerald Makepeace (1996). Equal Worth, Equal Opportunities: Pay and Promotion in an Internal Labour Market. *Economic Journal*, 106(405), 401 – 409.
- Krowas, John (1993). Time-dependent Changes in Gender-based Promotion Differences. *Economic Letters*, 42(1), 87 – 90.
- Lazear, Edward & Sherwin Rosen (1990). Male-Female Wage Differentials in Job Ladders. *Journal of Labor Economics*, 8(1), 106 – 123.
- Lee, Lung-Fei (1983). Generalized Econometric Models with Selectivity. *Econometrica*, 51, 507 – 512.
- Meng, Xing (1998). Gender Occupational Segregation and Its Impact on the Wage Differential

among Rural-Urban Migrant: A Chinese Case Study. *Applied Economic*, 30, 741 – 752.

Neumark, David (1988). Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination. *Journal of Human Resources*, 23(3), 279 – 295.

Oaxaca, Ronald (1973). Male-female Wage Differentials in Urban Labour Markets. *International Economic Review*, 14(1), 693 – 709.

Olson, Carig & Brian E. Becker (1983). Sex Discrimination in the Promotion Process. *Industrial and Labor Relations Review*, 36, 624 – 641.

Ransom, Michael & Ronald Oaxaca (2005). Sex Differences in Pay in a “New Monopsony” Model of the Labor Market. *IZA Discussion Papers*, No. 1870.

Reimers, Cordelia (1983). Labor Market Discrimination against Hispanic and Black Men. *Review of Economics and Statistics*, 65(4), 570 – 579.

Train, Kenneth (2003). *Discrete Choice Methods with Simulation*. Massachusetts: Cambridge University Press.

Occupational Choice, Gender Discrimination and Wage Differentials: An Investigation on China's Urban Labor Market

Chen Yongwei¹ & Zhou Yi²

(School of Social Sciences, Tsinghua University¹;

Department of Demography, University of California, Berkeley²)

Abstract: In this paper, we use Chinese Family Panel Studies data 2010 to investigate the occupational choices of employees of different genders, and also analyze the determinants of their wages and promotional probability. Based on a structural estimation, we find that different schemes within occupation may have great impact on the occupational choices of employees of different genders, and may build a barrier to high salary jobs for the female. By using an extension of Brown et al. (1980) decomposition, we find this impact can explain about 1/5 of male-female wage differentials. It shows that the different occupational preferences between genders work as automatic stabilizers, and may help to reduce the wage differentials.

Keywords: occupational choice, gender discrimination, wage differentials

JEL Classification: J2, J3, J7

(责任编辑: 周晓光)