

部门选择对工资性别差距的影响： 1988—2001年

葛玉好*

摘要 基于1988—2001年的UHS数据库,本文首先研究的是男女部门选择分散程度(以Ducan分散指数来表示)和工资差距的趋势。结果发现,前者的趋势是先平稳、后下降、再上升,后者的趋势是先平稳、后上升、再下降。本文还利用Appleton分解方法研究了部门选择影响工资性别差距的具体程度,结果表明,除了中间的某些年份(1992—1996年),部门选择对工资性别差距的影响并不大,即使在那些特殊的年份,影响程度也不会超过20%。因此,缩小性别之间工资差距的关键是降低两者在部门内的工资差异。

关键词 工资性别差距, Appleton分解, 指数基准, 选择偏差

一、引言

男女平等是我国的一项基本国策,也是现阶段建设社会主义和谐社会的一项重要内容。男女平等体现在政治、经济、文化、社会和家庭等多个方面,劳动经济学主要研究男女在劳动力市场的经济地位是否相等,其中很大一部分内容是研究他们的工资决定机制是否相同。导致男女工资差距的因素有很多,大多数研究集中在技能差别和技能回报率差别两个方面。技能差别指的是男女在教育水平、经验年限等方面的差别,技能回报率差别指的是在教育回报率、经验回报率等方面的差别。后者造成的工资差距一般被视为女性在劳动力市场上所受到的歧视。

有些研究者提出,男女在各部门就业分布的不同也会影响工资的性别差距,这个因素对中国来说,重要性可能会更大。中国是一个由传统计划经济向市场经济转轨的发展中国家,随着改革开放的不断深入,我国的就业机制发生了很大的改变,由以前国家统一安排就业逐渐转变为双向自主就业。毫无疑问,这种转变会改变男女在各个部门的就业分布。但就业分布的改变到底在多大程度上影响工资的性别差距?影响的方向和趋势是否同发达国家的情况类似?与技能差别、技能回报率差别相比,它的相对重要性怎样?诸如

* 北京大学中国经济研究中心。通讯地址:北京大学中国经济研究中心,100871;电话:(010)52763689; E-mail:geyuhao1978@163.com。作者感谢国家自然科学基金委员会与香港研究资助局联合科研资助基金对此课题的资助,感谢赵耀辉、姚洋的指导和帮助,感谢北京大学中国经济研究中心劳动组所有同学的评论,他们是李嘉、廖志鹏、赵洪春、戴天然、练唯诚、盛抒扬和许敏波。匿名审稿人对本文的修改也提出了许多建设性的意见,在此一并谢过。

此类的问题都将成为该领域今后研究的重点。

在研究经济增长和经济发展问题的时候,经济学者经常讨论劳动力市场分割和资源配置效率关系的问题。男女在各部门就业分布的不同也是一种形式的劳动力市场分割,并且工资还是衡量资源配置效率的一个维度,因此,研究男女部门就业分布对工资性别差距的影响,可以帮助我们在一个具体的层面上理解劳动力市场分割和资源配置效率的关系问题。

本文选用 Appleton 分解方法研究男女部门就业分布对他们工资差距的影响,这种方法的优点是,既能解决指数基准问题(index number problem),又能解决选择性偏差问题(selection bias problem),它们是该领域研究的两大难题。本文后面的结构安排如下:第二部分是文献回顾;第三部分是数据描述和关于男女部门就业分布和工资差异的一些基本统计分析;第四部分介绍文章中用到的工资分解方法;第五部分是实证结果;第六部分是总结。

二、文献回顾

国外研究工资性别差距的文章非常多¹,总体来说可以分为两大类:一类是基于平均工资进行的研究,一类是基于整个工资分布进行的研究。无论是哪一类研究,都要涉及一个如何对工资差距进行分解的问题。²第一类研究经常用到的分解方法有:Oaxaca-Blinder 分解、Brown 分解等。³第二类研究经常用到的分解方法有:JMP 分解、分位数分解、BFL 分解和非参数分解等。⁴不同的分解方法,其研究的侧重点和适用范围会有所不同。

相对而言,研究中国工资性别差距的文章要少得多,尤其是基于微观数据的实证研究。Qian (1996) 使用 Oaxaca 分解方法研究中国工资性别差距,他发现市场歧视与技能方面的因素并存,还发现性别工资差距很小,并把此现象归因于女性的就业率较高以及中国计划经济下平均主义的延续。Gustafsson and Li (2000) 也是用 Oaxaca 分解方法研究这个问题,他们发现女性相对于男性的工资比率由 1988 年的 84.4% 下降到 1995 年的 82.5%,并且指出这种差距主要是由教育回报率的不同而引起的——男性的教育回报率较高,女性的教育回报率较低。Liu, Meng and Zhang (2000) 利用上海和济南的两个数据库,发现从国有企业、集体企业到私人企业性别工资差距不断加大,但

¹ Blau and Kahn (1996) 对该领域的文献作了很好的综述。

² 对工资差距进行分解指的是对男性和女性两者工资分布或者分布的某个特征(如均值)进行逐因素对比分析,从这个意义上来说,研究收入不平等的许多分解方法,都可用于研究性别工资差距问题。

³ Oaxaca-Blinder 分解可以参考 Oaxaca (1973)、Blinder (1973), Brown 分解可以参考 Brown et al. (1980)。

⁴ 分位数分解可以参考 Machado and Mata (2005), JMP 分解可以参考 Juhn et al. (1993), BFL 分解可以参考 Bourguignon et al. (2001), 非参数分解可以参考 Chay and Honore (1998)。

差距主要是由技能方面的原因造成的，而不是由歧视造成的；由国有企业、集体企业到私人企业，歧视所能解释的部分越来越小。王美艳（2005）使用 Brown 分解研究过同样的问题，她使用的数据库是中国社科院人口与劳动经济研究所五城市（上海、武汉、沈阳、福州、西安）的劳动力调查数据，她的研究表明，性别工资差距主要是由部门内的工资差距引起的，而由于部门选择所导致的工资差距很小。与本文联系最为密切的一篇文章是 Liu, Zhang, Zhao and Kung (2005)，该篇文章使用 JMP 分解方法研究中国工资性别差距的长期变化，用到的数据库跟本文一样，也是 UHS (Urban Household Survey) 数据库，该数据库会在后文进行详细的介绍。他们发现，男女在可观测技能方面的差距在缩小，这种缩小有利于减少工资差距，但对不可观测技能回报的上升，以及女性不可观测技能相对于男性的下降抵消了前面的正面效应。

从以上相关文献中，可以发现除王美艳（2005）以外，其余的研究都没有分析部门选择对工资性别差距的影响。王美艳（2005）没有解决指数基准问题和选择偏差问题⁵，本文的研究解决了这些问题，从而使分析的结果更加令人信服。本文对该领域做出的另外一个贡献是，不仅仅在某个横截面上做分析，而且使用 1988—2001 年共 14 年的数据进行时序分析，这样可以让我们更加清楚地了解就业分布影响工资性别差距的动态趋势。

三、数据描述及一些基本统计分析

本文使用的数据库是 UHS (Urban Household Survey) 1988—2001 年的数据库。该数据库是由国家统计局城调总队负责调查的，其主要目的是研究城市居民收入和就业问题。该调查涵盖的个人基本信息有：年龄、性别、受教育程度、工资等，涵盖的家庭基本信息有：家庭成员的个数、消费、储蓄、资产以及住房环境等。相对于其他的数据库而言，该调查包含“刚参加工作的年份”这样一个变量，它使得我们可以更加准确地界定工作经验。

从文章第四部分的分析可以看出，要使用 Appleton 分解方法估计部门选择对工资性别差距的影响，需要做两大类的回归——男性和女性在各个部门的工资决定方程以及男性和女性的部门选择方程。要做这两大类回归，一般使用的变量有个人的受教育年限、个人的经验、参加工作时的年龄、省际变量等。UHS 数据库只有受教育程度变量，没有受教育年限变量，我们根据我国现行的教育体制把受教育程度变量转化为受教育年限变量，其中本科的受教育年限为 16 年，专科为 14 年，技校和高中为 12 年，初中为 9 年，小学为

⁵ “指数基准”问题和选择偏差问题，请参见本文第四部分的相关论述。

6年。个人经验变量主要是按照刚参加工作年份的信息构造,对那些没有该信息的观测值,我们用潜在经验(年龄-受教育年限-6)表示。参加工作时的年龄定义为当前年龄减去经验年限。

针对本文的研究而言,UHS数据库的一个缺陷是没有对部门给出一个稳定的定义,各个代码所代表的含义在不同年份之间是不一致的,详细的情况请参见表1。为了使部门的定义在各年份之间保持一致,我们对1988—1991年以及1997—2001年的有关部门进行了重新定义,使之与1992—1996年的定义相同。具体的做法是:把1988—1991年的“矿业和木材采运业”、“制造业”定义为“普通工业”,把1997—2001年的“采掘业”、“制造业”定义为“普通工业”,把“电力煤气及水的生产供应业”、“房地产业”、“社会服务业”定义为“房地产管理、公共事业、居民服务和咨询服务业”。

表1 1988—2001年UHS数据库的部门定义

代码	1988—1991年定义	1992—1996年定义	1997—2001年定义
1	农林牧渔	农林牧渔	农林牧渔
2	矿业和木材采运业	普通工业	采掘业
3	制造业	地质勘探和普查业	制造业
4	地质勘探和普查业	建筑业	电力、煤气及水的生产和供应业
5	建筑业	交通运输、邮电通信业	建筑业
6	交通运输、邮电通信业	商业、公共饮食业、物资供销和仓储	地质勘查、水利管理业
7	商业、饮食业、物资供销业	房地产管理、公共事业、居民服务和咨询服务业	交通运输、仓储及邮电通信业
8	住宅管理、公用事业管理和居民服务业	卫生体育和社会福利事业	批发和零售贸易、餐饮业
9	卫生体育和社会福利事业	教育、文化艺术和广播电视事业	金融保险业
10	文化艺术事业和教育事业	科研、综合技术服务事业	房地产业
11	科研、综合技术服务事业	金融保险业	社会服务业
12	金融保险业	国家机关、党政机关和社会团体	卫生、体育和社会福利
13	国家机关、党政机关和社会团体	其他	教育、文化艺术和广播电影电视事业
14	其他	无	科研、综合技术服务事业
15	无	无	国家机关、党政机关和社会团体
16	无	无	其他

说明:UHS数据库关于部门的定义在年际之间不一致。为解决这个问题,我们按照1992—1996年的标准对其他年份的部门进行重新定义,具体做法是:把1988—1991年的“矿业和木材采运业”、“制造业”定义为“普通工业”,把1997—2001年的“采掘业”、“制造业”定义为“普通工业”,把“电力煤气及水的生产和供应业”、“房地产业”、“社会服务业”定义为“房地产管理、公共事业、居民服务和咨询服务业”。在实际分析中,我们去掉了代码为13的部门(其他部门)。

为了使得到的结果更加准确，我们对使用的样本做了如下的处理：

(1) 由于我国对男性和女性的退休年龄有不同的规定，我们选择年龄大于 16 周岁小于 60 周岁的男性样本和年龄大于 16 周岁小于 55 周岁的女性样本。

(2) 我们仅选择工作时年龄小于 50 周岁的样本，因为年龄大于 50 周岁的人其选择工作的目的跟理论预期非常不同，这部分样本的数量很少，此处理不会对结果造成大的影响。

(3) 我们去掉了职业代码为 13 的样本。这样做的原因一是因为它们的样本数量太小，二是因为它们年在际之间的定义可能不一致。⁶

基于上述处理后的样本，我们分析了男女基本变量差别、工资差别和就业分布差别等方面的基本情况。表 2 给出的是 1988—2001 年男女基本变量（教育、经验和工作时的年龄等）差别的情况，最显著的一个现象是，男性和女性的平均受教育年限越来越长，并且它们之间的差距越来越小，1988 年两者的差距约为 0.8 年，2000 年差距约为 0.1 年，2001 年几乎就没有差距。其次，男性和女性平均经验年限也是越来越长，但两者差距基本上维持在 3.5 年到 4 年左右。最后，男性和女性参加工作时年龄的差别也是越来越小。男女在这些基本变量方面的差异及趋势会影响性别工资的差距及趋势，使用 Oaxaca-Blinder 分解方法的文献对此有详细的论述。

表 2 男性和女性基本变量描述

	平均受教育年限			平均经验			参加工作时年龄		
	女性	男性	差别	女性	男性	差别	女性	男性	差别
1988	10.00	10.77	0.77	16.18	19.92	3.74	19.17	18.56	0.61
1989	10.17	10.91	0.74	16.73	20.36	3.62	18.97	18.42	0.55
1990	10.29	10.94	0.65	17.37	21.20	3.83	18.78	18.30	0.48
1991	10.38	11.02	0.64	17.01	20.98	3.97	18.94	18.30	0.64
1992	10.83	11.31	0.48	17.65	21.06	3.42	18.84	18.31	0.54
1993	10.89	11.38	0.49	18.07	21.56	3.49	18.75	18.22	0.53
1994	11.11	11.57	0.46	18.14	21.74	3.60	18.52	18.08	0.45
1995	11.16	11.62	0.46	18.58	21.99	3.41	18.39	18.08	0.31
1996	11.19	11.64	0.45	19.07	22.30	3.22	18.51	18.28	0.23
1997	11.23	11.61	0.38	19.16	22.44	3.28	18.56	18.36	0.20
1998	11.47	11.76	0.29	19.37	22.62	3.25	18.52	18.31	0.21
1999	11.70	11.93	0.23	19.62	22.76	3.14	18.50	18.26	0.24
2000	11.90	12.02	0.12	19.72	22.96	3.24	18.63	18.36	0.27
2001	11.96	11.97	0.01	20.16	23.79	3.62	18.62	18.32	0.30

数据来源：UHS 数据库。

说明：平均受教育年限、平均经验的差别都是男性的值减去相应女性的值；参加工作时年龄的差别是女性的值减去相应男性的值。

⁶ 代码为 13 的部门是其他行业。

图1给出的是1988—2001年工资性别差距的基本情况⁷，纵轴表示女性平均工资占男性平均工资的比例。从图1中可以发现：1988—1991年，女性平均工资相对于男性平均工资的比率基本保持不变；1992—1996年，该比率有所下降；1997—2001年，该比率又有所上升。另外，我们还可以看出，女性平均工资占男性平均工资的比例都在80%以上，相对于世界上其他国家，这个数字是偏高的，这可能是因为计划经济体制下平均主义的后续影响，也有可能是因为男性和女性在各种技能方面的差异不大。



图1 女性平均工资占男性平均工资的比率

说明：横轴表示年份，纵轴表示女性平均工资占男性平均工资的比率。

图2给出的是1988—2001年Duncan男女部门分布分散指数(segregation index)的基本情况。该指数的计算公式是：

$$D = \frac{1}{2} \sum_{j=1}^J \left| \left(\frac{F_j}{F} \right) - \left(\frac{M_j}{M} \right) \right|,$$

其中， $j=1,2,\dots,J$ 指的是 J 个就业部门； F_j 指的是女性在第 j 个部门的就业人数， F 指的是女性样本总数；相应地， M_j 指的是男性在第 j 个部门的就业人数， M 指的是男性样本总数。如果男性女性在各个部门的就业分布完全相同，Duncan分散指数取得最小值0；相反，如果两者就业分布完全不同，即没有一个部门是两者共同就业的部门，Duncan分散指数取得最大值1。图2给出的信息是，1988—1991年，Duncan分散指数基本保持不变；1992—

⁷ 本文使用的工资为实际工资，以1988年的消费者价格指数为基准进行计算。

1996 年，该指数有所下降；1997—2001 年，该指数急剧上升。

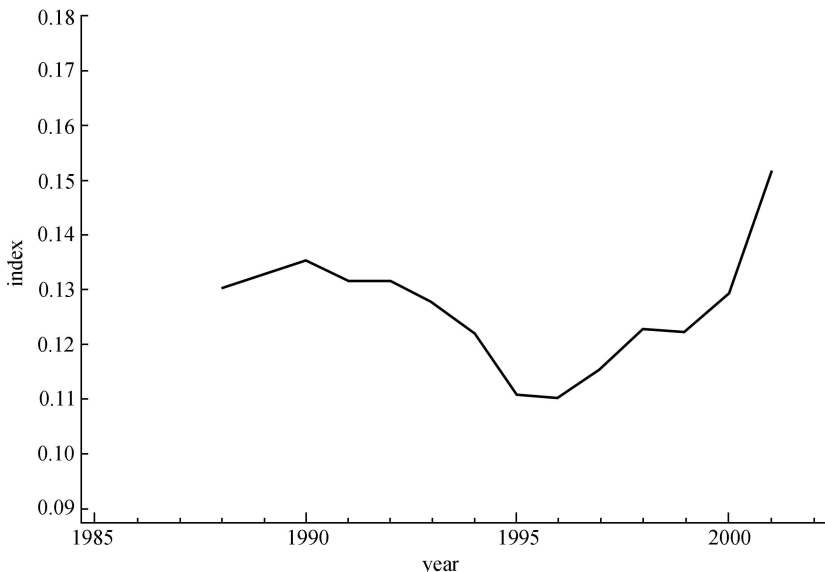


图 2 Duncan 男女部门分布分散指数

说明：横轴表示年份，纵轴表示 Duncan 分散指数。

比较图 1 与图 2，可以发现这样一个事实：Duncan 分散指数越大，女性工资相对于男性工资的比例越高，性别工资差距越小；Duncan 分散指数越小，女性工资相对于男性工资的比例越低，性别工资差距越大。这种比较可以给我们两个信息：第一个信息是，男女在各部门就业分布的差别不是造成男女工资差距的主要原因；第二个信息是，就业分布同工资的关系与预期中市场分割同资源配置效率的关系不一致。第一个信息是下文着重分析的主要内容，第二个信息也非常有趣，一般的观点认为劳动力市场分割会降低资源的配置效率，但此观点却不能在男女就业分布差别同他们工资差距的关系中得到印证。人们对市场分割的理解经常是基于生产要素不能自由流动的假设，但在实际生活中，我们很难判定资源在各个部门的配置不同到底是由什么原因引起的，一方面它可能是因为生产要素不能自由流动，另一方面也可能是因为在资源配置中“比较优势”发挥作用的结果。改革开放以后，男女在各部门就业的分散趋势可能正是资源配置效率提高的一种体现，此时，男女就业分布的差别越大，他们的工资差距可能反而越小。

我们还分析了男性和女性在各部门的就业人数以及男性和女性在各部门平均工资的情况，它们也可以给出一些男女就业分布不同对工资性别差距的有用信息。例如，在所有年份，女性在“商业、公共饮食、物资供销和仓储业”的就业比例要高于男性，而在“党政机关和社会团体”的就业比例则远低于男性。在这两个部门，男女工资差距的程度不同，前一个部门男女工资差

距较大,后一部门男女工资差距较小。另外,我们还发现,“农林牧渔业”与“地质勘探和普查业”这两个部门的观测值很少⁸,很难对这两个部门做回归分析,因而很难把这两个部门纳入工资分解的框架之中,下文的各种分析只针对其余的十个部门。⁹

四、Appleton 分解方法¹⁰

研究部门选择对工资性别差距的影响,一般使用 Brown 分解的办法。¹¹如果要解决上面提到的“指数基准”问题和选择偏差问题,则需要使用改进后的 Brown 分解方法——Appleton 分解方法,本部分将详细地介绍这种方法。首先,我们以 Oaxaca-Blinder 分解为例说明什么是“指数基准”问题以及为什么要解决这个问题,然后再说明选择偏差方面的问题。

(一) Oaxaca-Blinder 分解

通过男性的工资分布可以计算男性的平均工资,通过女性的工资分布可以计算女性的平均工资。一般而言,这两个平均工资不会相同。人们感兴趣的是,到底是哪些因素影响了男性同女性的平均工资差别?Oaxaca (1973) 和 Blinder (1973) 给出的解决方法是,分别对男性样本和女性样本做明瑟(Mincer)工资方程回归:

$$w_m = x_m \beta_m + \mu_m. \quad (1)$$

$$w_f = x_f \beta_f + \mu_f. \quad (2)$$

其中 w_i 指对数工资, x_i 指教育和经验等控制变量, β_i 指这些变量的回归系数, μ_i 指回归的残差项, $i = m, f$ 。

因为 $\bar{\mu}_i = 0$ ($i = m, f$), 男性平均工资和女性平均工资可以写为:

$$\bar{w}_m = \bar{x}_m \beta_m. \quad (3)$$

$$\bar{w}_f = \bar{x}_f \beta_f. \quad (4)$$

进而,

$$\bar{w}_m - \bar{w}_f = \bar{x}_m \beta_m - \bar{x}_f \beta_f = (\bar{x}_m - \bar{x}_f) \beta_m + \bar{x}_f (\beta_m - \beta_f). \quad (5)$$

⁸ 例如 1989 年只有 6 位女性就业于“农林牧渔业”,1995 年只有 7 位女性就业于“地质勘探和普查业”。

⁹ 王美艳(2005)把所有的部门分为四大类,这种分类方法得到的可用于分析的部门个数太少,在客观上降低了部门选择对工资差距影响的重要性,因为 Brown 分解的结果与部门个数有很大关系。

¹⁰ 请参见 Appleton et al. (1999)。

¹¹ 在 Brown 等人的文章发表之前,也有人使用在工资方程中加入部门虚拟变量的方法研究部门选择对工资性别差距的影响。但这种方法只是抓住了不同部门对工资截距项的影响,而忽略了各种变量对部门选择的影响。

在上式中，第一项表示工资性别差距中技能因素能够解释的部分，第二项是技能因素不能解释的部分，一般认为这部分是由于歧视造成的。式（5）只是给出了分解的一种方法，另外一种方法是：

$$\bar{w}_m - \bar{w}_f = \bar{x}_m \beta_m - \bar{x}_f \beta_f = (\bar{x}_m - \bar{x}_f) \beta_f + \bar{x}_m (\beta_m - \beta_f). \quad (6)$$

这两种分解方法给出的分析结果会非常不同，例如，“一项关于美国教授的收入研究表明，使用第一种方法，得出的结果由歧视所能解释的部分只占 2%，使用第二种方法，得出的结果由歧视所能解释的部分占 70%”。¹² 这种由于分析次序不同从而导致分析结果也不同的问题，在文献中被称为“指数基准”（index number）问题。

Neumark (1988) 给出解决“指数基准”问题的一个方法是：

$$\bar{w}_m - \bar{w}_f = (\bar{x}_m - \bar{x}_f) \beta + \bar{x}_m (\beta_m - \beta) + \bar{x}_f (\beta - \beta_f). \quad (7)$$

其中，

$$\begin{aligned} \beta &= \Omega \beta_m + (I - \Omega) \beta_f. \\ \Omega &= (X'X)^{-1} (X'_m X_m). \end{aligned} \quad (8)$$

X 指的是所有样本（男性样本和女性样本）的控制变量矩阵， X_m 指的是男性样本的控制变量矩阵。这种解决方法的思想是，把男性的回归系数和女性的回归系数做一个加权平均，把平均后得到的系数作为基准。比较式（5）和式（7）可以发现，式（7）把歧视分成了两部分：市场优惠男性的部分 $\bar{x}_m (\beta_m - \beta)$ 和市场歧视女性的部分 $\bar{x}_f (\beta - \beta_f)$ 。Cotton (1986) 也提出一些解决“指数基准”问题的方法。

（二）Brown 分解方法

在有多种部门可供选择的情况下，劳动者的平均工资（男性或者女性）可以表示为参与各个部门的概率与该部门平均工资乘积的总和。因此，男性与女性平均工资的差别就可以表示为：

$$\begin{aligned} \bar{w}_m - \bar{w}_f &= \sum_j (p_j^m \bar{w}_j^m - p_j^f \bar{w}_j^f) \\ &= \sum_j p_j^f (\bar{w}_j^m - \bar{w}_j^f) + \sum_j \bar{w}_j^m (p_j^m - p_j^f). \end{aligned} \quad (9)$$

其中， \bar{w}_i 为总平均工资， \bar{w}_j^i 为各个部门的平均工资， p_j^i 为进入某个部门的概率， $i=m, f$ 。我们可以把（9）式进行进一步的分解：

$$\sum_j \bar{w}_j^m (p_j^m - p_j^f) = \sum_j \bar{w}_j^m (p_j^m - \hat{p}_j^f) + \sum_j \bar{w}_j^m (\hat{p}_j^f - p_j^f), \quad (10)$$

¹² Appleton et al. (1999), 第 291 页。

$$\begin{aligned}\sum_j p_j^f (\bar{w}_j^m - \bar{w}_j^f) &= \sum_j p_j^f (\bar{x}_j^m \beta_j^m - \bar{x}_j^f \beta_j^f) \\ &= \sum_j p_j^f (\bar{x}_j^m - \bar{x}_j^f) \beta_j^m + \sum_j p_j^f \bar{x}_j^f (\beta_j^m - \beta_j^f).\end{aligned}\quad (11)$$

把式(10)、(11)代入式(9),我们可以得到:

$$\begin{aligned}\bar{w}_m - \bar{w}_f &= \sum_j p_j^f (\bar{x}_j^m - \bar{x}_j^f) \beta_j^m + \sum_j p_j^f \bar{x}_j^f (\beta_j^m - \beta_j^f) \\ &\quad + \sum_j \bar{w}_j^m (p_j^m - \tilde{p}_j^f) + \sum_j \bar{w}_j^m (\tilde{p}_j^f - p_j^f).\end{aligned}\quad (12)$$

新出现的 \tilde{p}_j^f 表示如果女性获得跟男性同样的待遇而在各个部门中的就业概率。这样,就可以把男女的总平均工资分为四大块,其中 $\sum_j p_j^f (\bar{x}_j^m - \bar{x}_j^f) \beta_j^m$ 为部门内工资差距可以被解释的部分, $\sum_j p_j^f \bar{x}_j^f (\beta_j^m - \beta_j^f)$ 为部门内工资差距不能被解释的部分, $\sum_j \bar{w}_j^m (p_j^m - \tilde{p}_j^f)$ 为部门间工资差距可以被解释的部分, $\sum_j \bar{w}_j^m (\tilde{p}_j^f - p_j^f)$ 为部门间工资差距不能被解释的部分。

(三) Appleton 分解方法

在(二)中提到的 Brown 分解方法也存在“指数基准”问题。为了说明这个问题,我们把式(9)写为:

$$\begin{aligned}\bar{w}_m - \bar{w}_f &= \sum_j (p_j^m \bar{w}_j^m - p_j^f \bar{w}_j^f) \\ &= \sum_j p_j^m (\bar{w}_j^m - \bar{w}_j^f) + \sum_j \bar{w}_j^f (p_j^m - p_j^f).\end{aligned}\quad (13)$$

按照上面同样的步骤,我们可以得到如下的分析结果:

$$\begin{aligned}\bar{w}_m - \bar{w}_f &= \sum_j p_j^m (\bar{x}_j^m - \bar{x}_j^f) \beta_j^m + \sum_j p_j^m \bar{x}_j^f (\beta_j^m - \beta_j^f) \\ &\quad + \sum_j \bar{w}_j^f (p_j^m - \tilde{p}_j^f) + \sum_j \bar{w}_j^f (\tilde{p}_j^f - p_j^f).\end{aligned}\quad (14)$$

(14)式与(12)式的两种分解结果也会不同。为解决这个问题,Appleton 采取的方法是,将男女平均工资差距分解为:

$$\begin{aligned}\bar{w}_m - \bar{w}_f &= \sum_j \bar{p}_j^* (\bar{w}_j^m - \bar{w}_j^f) + \sum_j \bar{w}_j^m (p_j^m - \bar{p}_j^*) \\ &\quad + \sum_j \bar{w}_j^f (\bar{p}_j^* - p_j^f).\end{aligned}\quad (15)$$

其中 \bar{p}_j^* 表示无歧视情况下,个人 i 在部门 j 中就业的平均概率。下面我们介绍在实际研究中如何选择 \bar{p}_j^* 。

如果假设个人 i 在部门 j 就业的概率是由 multinomial logit 机制决定的，即如果个人 i 具有特征 q_i ，那么该人在部门 j 就业的概率为：

$$p_j^i = \exp(\gamma_j^m q_i) / \sum_j \exp(\gamma_j^m q_i) \quad (\text{如果 } i \text{ 为男性}). \quad (16)$$

$$p_j^i = \exp(\gamma_j^f q_i) / \sum_j \exp(\gamma_j^f q_i) \quad (\text{如果 } i \text{ 为女性}). \quad (17)$$

根据 multinomial logit 模型可以估计出 γ_j^m 、 γ_j^f 。令

$$\gamma_j^* = \Omega \gamma_j^m + (I - \Omega) \gamma_j^f. \quad (18)$$

如果不存在歧视的话，个人 i 在部门 j 就业的概率就由 γ_j^* 决定，即

$$p_j^{i*} = \exp(\gamma_j^* q_i) / \sum_j \exp(\gamma_j^* q_i). \quad (19)$$

令 \bar{p}_j^{m*} 为式 (19) 对男性样本的平均值， \bar{p}_j^{f*} 为式 (19) 对女性样本的平均值， \bar{p}_j^* 为式 (19) 对全部样本的平均值，因为式 (15) 中的第一项仍然有一个基准问题，式 (15) 就可以被进一步分解为：

$$\begin{aligned} \bar{w}_m - \bar{w}_f &= \sum_j \bar{p}_j^* (\bar{x}_j^m - \bar{x}_j^f) \beta_j + \sum_j \bar{p}_j^* \bar{x}_j^m (\beta_j^m - \beta_j) \\ &\quad + \sum_j \bar{p}_j^* \bar{x}_j^f (\beta_j - \beta_j^f) + \sum_j \bar{w}_j^m (\bar{p}_j^{m*} - \bar{p}_j^*) \\ &\quad + \sum_j \bar{w}_j^f (\bar{p}_j^* - \bar{p}_j^{f*}) + \sum_j \bar{w}_j^m (\bar{p}_j^* - \bar{p}_j^{m*}) \\ &\quad + \sum_j \bar{w}_j^f (\bar{p}_j^{f*} - \bar{p}_j^*). \end{aligned} \quad (20)$$

式 (20) 中的前三项表示部门内的工资差距，后四项表示部门间的工资差距。其中第一项是由技能方面因素决定的工资差距，第二项是部门内对男性的优惠，第三项是部门内对女性的歧视，第四项表示男性由于具有较优的技能因素而导致的部门间差距，第五项表示女性由于具有较差的技能因素而导致的部门间差距，第六项表示部门间对男性的优惠，第七项表示部门间对女性的歧视。总的来说，第一项、第四项和第五项之和表示由于技能方面因素造成的工资差异；第二项、第三项、第六项和第七项之和表示由于市场对女性歧视而造成的工资差距。

在上面的分析中，都假设可以得到 $\beta_j^i (i = m, f)$ 的一致性估计，但在实际研究中，满足这样的假设并非易事。一个劳动者 i 在 j 部门中工作，可能是因为他在该部门的工资高于他在其他部门的工资（根据自己的比较优势决定自己的就业部门），也可能是因为他对该部门有着特殊的偏好，如果不能控制这

些因素的话, 得出来的 $\beta_j^i (i = m, f)$ 系数的估计就不是一致的¹³, 基于这些系数而进行工资分解可能就会得出错误的结果。因此, 在对各部门男性和女性工资方程进行估计的时候, 必须解决选择性偏差问题。Lee (1983) 提出的两阶段方法可以解决这种偏差。针对本文所要研究的问题, 第一步需要估计部门的选择方程, 得出各个选择性系数 $\gamma_j^i (i = m, f)$, 第二步做下面的回归:

$$\ln w_{si} = x_i \beta_i - \sigma_s \varphi(J(z_i \gamma_{si}))/F(z_i \gamma_{si}) + \omega_{si}. \quad (21)$$

其中 s 指部门, i 指男性或者女性, w_{si} 指工资, x_i 指工资方程的控制变量, z_i 指选择方程的控制变量, $J = \phi^{-1}(\cdot)$ 是标准正态分布函数的反函数, $F(\cdot)$ 为部门选择方程中残差的分布函数, 是标准正态分布的密度函数。

为了识别所涉及的各种系数, 要求 z_i 和 x_i 中的变量不能完全一样。考虑选择性偏差之后, 我们不能对观察到的性别工资差距直接进行分解, 而应该对纠正了选择偏差之后的工资差距, 即 $\bar{w}_m - \bar{w}_f - (\sigma_m \bar{\lambda}_m - \sigma_f \bar{\lambda}_f), \lambda_i = \varphi(J(z_i \gamma_{si}))/F(z_i \gamma_{si}) (i = m, f)$ 进行分解。

从上面的分析可以看出, 使用 Appleton 分解方法研究工资性别差距, 我们需要进行以下几步工作:

- (1) 计算部门选择方程的加权矩阵 Ω ;
- (2) 使用 multinomial logit 的方法分别估计男性和女性的部门选择方程, 得到选择性系数 $\gamma_j^i (i = m, f)$;
- (3) 根据选择性系数, 计算 $\varphi(J(z_i \gamma_{si}))/F(z_i \gamma_{si}), p_j^i (i = m, f)$;
- (4) 根据选择性系数和加权矩阵 Ω , 计算 \bar{p}_j^* 和 $\bar{p}_j^{i*} (i = m, f)$;
- (5) 利用 (21) 式, 分别估计各个部门男性和女性工资的方程, 得到工资方程系数 $\beta_j^i (i = m, f)$;
- (6) 根据工资方程的加权矩阵计算 β_j ;
- (7) 分别计算各部门男性和女性的平均特征 $\bar{x}_j^i (i = m, f)$;
- (8) 利用式 (20) 对性别工资差距进行分解。

五、Appleton 分解的结果及讨论

如前所述, 使用 Appleton 分解方法时, 对每个部门都要估计男性和女性的工资方程以及男性和女性的部门选择方程。在估计工资方程时, 我们使用的解释变量是受教育年限、经验、经验的平方、省份虚拟变量 (以北京为基本组)¹⁴;

¹³ 参见 Heckman (1979)。

¹⁴ 在工资方程中放入虚拟变量的时候, 选择不同的基本组会得到不同的分解结果, Yun (2005) 给出了一种解决办法。在本文中, 由于我们不关心某个省份前面的系数对工资性别差异的影响, 因此没有必要解决这个问题。

在估计部门选择方程时，我们使用的变量是受教育年限、参加工作时的年龄、参加工作时年龄的平方、省份虚拟变量等，“普通工业”部门是估计的基准部门。估计各个部门工资方程的时候，我们还依照 Lee (1983) 的方法对选择偏差作了修正，即利用式 (21) 来估计工资方程。

由于涉及的回归式个数比较多，我们没有汇报所有回归式的结果，仅汇报了所有年份全体样本各部门的工资方程和部门选择方程¹⁵，表 3 汇报的是男性工资方程的回归结果，表 4 汇报的是女性工资方程的回归结果，表 5 汇报的是男性部门选择方程的回归结果，表 6 汇报的是女性部门选择方程的回归结果。从表 3、表 4 我们可以看出，工资方程各主要系数符合我们的理论预期¹⁶，并且表示选择性问题的变量 λ 在很多年份都是显著的，这从另外一个方面也说明解决选择性偏差问题的重要性。对部门选择方程的估计，我们使用 mlogit 方法，选择“普通工业”部门为参照组。从表 6 我们可以看出，相对于普通工业部门，女性教育程度的提高会增加在其他部门的就业概率；而表 5 的结果显示，男性教育程度的提高并不会显著地增加在“建筑业”、“商业、公共饮食业、物资供销和仓储业”的相对就业概率，甚至会减少在“交通运输、邮电通信业”的相对就业概率。

估计出相关的工资方程和部门选择方程后，我们还要构造工资方程的权重矩阵和部门选择方程的权重矩阵。这两个矩阵的构造方法是一样的，但在构造工资方程权重矩阵的时候，依据的变量是受教育年限、经验、经验的平方，而在构造部门选择方程权重矩阵的时候，依据的变量则是受教育年限、工作时年龄、工作时年龄的平方。

得到工资方程和部门选择的系数及权重矩阵后，式 (20) 所要求的参数均可以得到。这些参数包括男性和女性在各个部门的实际就业概率 (\bar{p}_j^m , \bar{p}_j^f)，无歧视情况下男性和女性在各个部门的预测就业概率 (\bar{p}_j^{m*} , \bar{p}_j^{f*})，无歧视情况下平均的就业概率 (\bar{p}_j^*) ——它对男性和女性而言是相同的。

表 7 给出了 Appleton 分解的最终结果，表中的数字表示各部分对应的工资差距占总工资差距的比例，例如左上角的“0.516”表示 1988 年部门内可解释的工资差距占总工资差距的 51.6%。表中的前七列（年份列不计）分别对应式 (20) 中的七项内容，第八列为前三列的和，表示部门内工资差距占总工资差距的比例；第九列为第四列至第七列的和，表示部门间工资差距占总工资差距的比例；第十列为第一、四、五列的和，表示工资差距中能够被解释的部分；第十一列表示第二、三、六、七列的和，表示工资差距中不能被解释的部分。

¹⁵ 感谢赵耀辉老师给出的这个建议。

¹⁶ 教育的系数为正，经验的系数为正，经验平方的系数为负。

表3 男性工资方程的回归结果(所有样本)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
受教育年限	0.03 (8.87)**	0.038 (3.73)**	0.054 (11.35)**	0.026 (3.25)**	0.076 (9.36)**	0.062 (7.42)**	0.049 (8.01)**	0.046 (6.47)**	0.108 (7.92)**	0.045 (14.70)**
经验	0.06 (37.00)**	0.056 (11.26)**	0.067 (18.60)**	0.051 (16.93)**	0.05 (10.96)**	0.033 (7.07)**	0.047 (13.97)**	0.037 (6.28)**	0.048 (8.37)**	0.046 (18.72)**
经验平方	-0.001 (23.84)**	-0.001 (7.01)**	-0.001 (13.43)**	-0.001 (10.47)**	-0.001 (5.70)**	-0.0004 (3.77)**	-0.001 (8.70)**	-0.001 (3.81)**	-0.001 (4.28)**	-0.001 (11.79)**
辽宁	-0.126 (7.99)**	-0.263 (5.98)**	-0.035 (1.01)	-0.349 (10.39)**	-0.145 (3.60)**	-0.185 (3.82)**	-0.03 (0.96)	-0.051 (1.09)	-0.206 (2.78)**	-0.105 (4.05)**
浙江	0.108 (5.96)**	-0.069 (1.2)	0.323 (8.59)**	0.038 (1.06)	0.281 (5.90)**	0.206 (4.02)**	0.204 (6.22)**	0.097 (1.82)	0.084 (1.08)	0.122 (4.61)**
广东	0.529 (29.59)**	0.422 (9.58)**	0.601 (16.91)**	0.394 (11.92)**	0.43 (10.17)**	0.471 (9.46)**	0.514 (15.12)**	0.568 (11.20)**	0.354 (4.80)**	0.496 (18.90)**
陕西	-0.207 (11.58)**	-0.433 (8.74)**	-0.234 (5.69)**	-0.348 (9.73)**	-0.308 (6.26)**	-0.253 (5.33)**	-0.098 (3.15)**	-0.049 (0.98)	-0.48 (6.25)**	-0.29 (11.51)**
四川	-0.104 (5.97)**	-0.188 (4.05)**	-0.079 (1.95)	-0.343 (9.79)**	-0.303 (6.37)**	-0.063 (1.28)	0.035 (-1.1)	0.114 (2.28)**	-0.113 (-1.46)	-0.148 (5.83)**
λ	-0.051 (6.71)**	-0.005 (2.91)**	-0.0004 (-0.53)	-0.028 (4.67)**	-0.0004 (-0.1)	-0.0005 (-0.65)	-0.0003 (-0.68)	-0.0006 (-1.93)	-0.001 (3.59)**	-0.0004 (-1.86)
常数项	6.126 (149.30)**	6.002 (67.40)**	5.981 (91.40)**	6.204 (93.02)**	5.985 (68.73)**	6.204 (44.38)**	6.074 (62.27)**	6.322 (53.97)**	5.629 (26.75)**	6.254 (116.05)**
观测值	18556	1987	3797	5122	2499	1699	3056	1195	1114	6461
R-squared	0.28	0.37	0.31	0.32	0.29	0.32	0.29	0.23	0.35	0.3

说明:第一行的列数对应的部门分别是普通工业,建筑业,交通运输业,邮电通信业,商业,公共饮食,物资供销和仓储业,房地产管理,公用事业,居民服务和咨询服务业,卫生福利事业,教育,文化艺术和广播电视事业,科研和技术服务业,金融保险业,党政机关和社会团体。每个变量对应两行数值,第一行是回归系数,第二行是对应的t值,*表示5%的显著性水平,**表示1%的显著性水平,对显著的t值加括号。

表 4 女性工资方程的回归结果 (所有样本)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
受教育年限	0.047 (13.51)**	0.054 (5.35)**	0.072 (9.24)**	0.025 (3.74)**	0.079 (11.59)**	0.067 (9.23)**	0.076 (15.01)**	0.063 (6.46)**	0.117 (7.53)**	0.106 (18.87)**
经验	0.054 (24.07)**	0.043 (5.61)**	0.037 (6.37)**	0.051 (15.73)**	0.058 (11.03)**	0.052 (12.25)**	0.041 (11.57)**	0.076 (9.47)**	0.061 (8.63)**	0.053 (12.61)**
经验平方	-0.001 (13.10)**	-0.001 (2.65)**	-0.0004 (2.14)*	-0.001 (9.33)**	-0.001 (6.00)**	-0.001 (7.56)**	-0.001 (5.64)**	-0.001 (5.98)**	-0.001 (4.64)**	-0.001 (6.81)**
辽宁	-0.214 (11.48)**	-0.184 (3.00)**	-0.288 (5.54)**	-0.289 (9.80)**	-0.145 (3.45)**	-0.146 (3.71)**	-0.108 (3.58)**	-0.046 (-0.7)	-0.124 (-1.54)	-0.145 (4.09)**
浙江	0.106 (5.11)**	0.013 (0.17)	0.253 (4.15)**	0.083 (2.67)**	0.251 (5.22)**	0.271 (6.42)**	0.278 (8.59)**	0.379 (4.89)**	0.329 (4.11)**	0.196 (4.97)**
广东	0.506 (24.50)**	0.596 (9.29)**	0.631 (11.70)**	0.535 (18.26)**	0.546 (12.62)**	0.522 (12.74)**	0.536 (17.22)**	0.619 (9.69)**	0.43 (5.53)**	0.683 (20.34)**
陕西	-0.235 (11.40)**	-0.254 (3.77)**	-0.215 (3.59)**	-0.351 (11.04)**	-0.312 (6.76)**	-0.171 (4.28)**	-0.131 (4.18)**	0.051 (-0.8)	-0.304 (3.71)**	-0.227 (6.48)**
四川	-0.139 (6.88)**	-0.019 (-0.31)	-0.085 (-1.47)	-0.323 (10.30)**	-0.281 (6.00)**	0.004 (0.09)	-0.043 (-1.38)	0.261 (4.07)**	-0.087 (-1.07)	0.025 (0.73)
λ	-0.053 (5.69)**	-0.001 (-0.54)	-0.002 (-1.08)	-0.045 (7.48)**	-0.013 (4.58)**	-0.0005 (-0.09)	-0.0005 (-1.9)	-0.0004 (3.11)**	-0.001 (-1.92)	-0.002 (3.02)**
常数项	5.901 (139.72)**	6.014 (54.96)**	5.902 (60.47)**	5.96 (103.42)**	5.438 (65.08)**	5.897 (52.54)**	5.794 (73.43)**	5.524 (36.48)**	5.309 (21.93)**	5.286 (60.43)**
观测值	16788	1210	2160	6959	2728	2585	3432	783	1025	3175
R-squared	0.26	0.38	0.34	0.31	0.34	0.32	0.32	0.36	0.32	0.41

说明同表 3。

表5 男性部门选择方程的回归结果(所有样本)

	2	3	4	5	6	7	8	9	10
受教育年限	0.0002	-0.033 (4.58)**	0.011	0.054 (6.29)**	0.263 (24.04)**	0.376 (41.06)**	0.4 (28.19)**	0.317 (23.19)**	0.323 (49.75)**
工作时年龄	-0.021	0.086 (2.29)*	0.026	-0.094 (3.02)**	0.143 (3.41)**	0.065 (1.88)	-0.058 (-1.39)	-0.086 (-1.36)	-0.023 (-0.8)
工作时年龄平方	0.001	-0.002 (2.19)*	0	0.002 (3.07)**	-0.002 (-1.63)	-0.0004 (-0.46)	0.002 (2.30)*	0.001 (-0.89)	0.0005 (-0.66)
常数项	-2.092 (5.21)**	-2.128 (5.58)**	-1.873 (6.83)**	-1.618 (4.78)**	-7.609 (16.63)**	-7.412 (19.89)**	-7.256 (15.33)**	-5.453 (8.40)**	-4.615 (15.23)**

说明:以普通工业为参照组,列数对应的部门分别是建筑业,交通运输、邮电通讯业,商业、公共饮食、物资供销和仓储业,房地产业,公用事业、居民服务和咨询服务业,卫生体育和社会福利事业,教育、文化艺术和广播电视事业,科研和技术服务业,金融保险业,党政机关和社会团体。每个变量对应两行数值,第一行是回归系数,第二行是对应的 t 值,*表示5%的显著性水平,**表示1%的显著性水平,对显著的 t 值加括号。

表 6 女性部门选择方程的回归结果 (所有样本)

	2	3	4	5	6	7	8	9	10
受教育年限	0.071 (5.46)**	0.052 (5.22)**	0.04 (6.49)**	0.087 (9.73)**	0.307 (31.50)**	0.436 (47.26)**	0.469 (26.23)**	0.445 (28.48)**	0.437 (46.04)**
工作时年龄	-0.085 (2.36)*	-0.017 (0.54)	-0.028 (1.54)	-0.129 (5.81)**	0.04 (1.28)	0.099 (3.41)**	0.01 (0.18)	-0.028 (0.52)	-0.201 (8.98)**
工作时年龄平方	0.002 (2.73)**	0.0003 (0.47)	0.001 (2.66)**	0.004 (8.07)**	-0.0002 (-0.27)	-0.001 (-1.44)	0.001 (0.43)	0.001 (0.59)	0.005 (12.07)**
常数项	-2.52 (5.96)**	-2.391 (6.67)**	-1.146 (5.47)**	-1.62 (5.94)**	-6.006 (16.81)**	-8.145 (24.57)**	-8.892 (13.89)**	-7.673 (12.85)**	-4.863 (17.54)**

说明同表 5。

表7 Appleton 分解结果

年份	部门内可解释	部门内对男性的优惠	部门内对女性的歧视	部门间可解释(1)	部门间可解释(2)	部门间对男性的优惠	部门间对女性的歧视	部门内差异	部门间差异	可解释部分	不能解释部分
1988	0.516	0.266	0.249	0.003	0.017	-0.018	-0.033	1.031	-0.031	0.536	0.464
1989	0.529	0.191	0.189	0.025	0.033	0.046	-0.013	0.909	0.091	0.586	0.414
1990	0.471	0.218	0.228	0.010	0.024	0.028	0.021	0.917	0.083	0.505	0.495
1991	0.416	0.238	0.265	0.012	0.019	0.022	0.028	0.919	0.081	0.447	0.553
1992	0.307	0.276	0.295	0.011	0.019	0.063	0.028	0.879	0.121	0.338	0.662
1993	0.341	0.265	0.268	0.014	0.023	0.038	0.051	0.875	0.125	0.378	0.622
1994	0.310	0.268	0.296	0.021	0.030	0.047	0.027	0.874	0.126	0.361	0.639
1995	0.341	0.237	0.256	0.020	0.026	0.069	0.051	0.833	0.167	0.387	0.613
1996	0.266	0.273	0.298	0.025	0.033	0.056	0.049	0.837	0.163	0.323	0.677
1997	0.207	0.345	0.376	0.010	0.019	0.009	0.033	0.929	0.071	0.236	0.764
1998	0.366	0.213	0.223	0.028	0.046	0.053	0.071	0.802	0.198	0.440	0.560
1999	0.236	0.328	0.402	0.019	0.024	0.037	-0.047	0.966	0.034	0.279	0.721
2000	0.343	0.226	0.286	0.024	0.023	0.061	0.036	0.856	0.144	0.390	0.610
2001	0.165	0.360	0.470	0.004	0.010	0.007	-0.016	0.995	0.005	0.179	0.821

说明:表中的数字表示各部分对应的工资差距占总工资差距的比例,表中的前七列(年份列不计)分别对应式(20)中的七项内容,“部门间可解释(1)”列表示男性由于具有较优的技能因素而导致的部门间工资差距;“部门间可解释(2)”列表示女性由于具有较差的技能因素而导致的部门间工资差距。第八列为前三列的和,表示部门内工资差距占总工资差距的比例;第九列为第四列至第七列的和,表示部门间工资差距占总工资差距的比例;第十列为第一、四、五列的和,表示工资差距中能够被解释的部分;第十一列表示第二、三、六、七列的和,表示工资差距中不能被解释的部分。

通过表7,我们可以发现以下几个结果。第一个结果是,相对于部门内各因素,部门选择对工资性别差距的总体影响不大,在所有年份,部门选择造成的工资差距占工资总差距的比例不超过20%,表7的第九列可以看出这点。第二个结果是,相对于其他年份来说,1992—1996年间¹⁷,部门选择对性别工资差距的影响较大。第三个结果是,女性在部门选择问题上不受歧视,在某些年份(1988、1989、1999、2001)这个因素反而有利于降低工资的性别差异,这一点可以从表7的第七列看出。第四个结果是,不可解释的部分特别是部门内不可解释的部分对工资性别差距的影响显得越来越重要,这可以从表7的第十列、第二列和第三列中看出。综合第三个结果和第四个结果,我们发现,虽然女性在部门选择问题上不受歧视,但在部门内受到的歧视程度却越来越严重。¹⁸

为什么部门选择对工资的性别差距影响不大呢?一方面可能是因为我们的部门选择方程没有把影响部门选择的所有因素包括进来,而这些没有被包括进来的因素在决定部门选择方程中起的作用越来越重要,也就是说模型设定方面的偏差使得我们低估了部门选择的作用。另一方面,也可能是因为个人按照“比较优势”选择就业部门,当前的就业部门已经是适合他(或她)发展的最理想部门。

为什么1992—1996年部门选择对性别工资差距的影响较大呢?这与当时经济改革的大气候有很大关系,邓小平同志南巡讲话后,全国范围内掀起一股鼓励非公有制经济发展的浪潮,大批文化程度较低的女性进入劳动力市场,无论是相对于已经在劳动力市场上的女性而言,还是相对于新进入劳动力市场上的男性而言,她们更多地就业于工资较低的部门。在这种情况下,我们观察到的现象是女性平均工资相对于男性平均工资的下降,工资分解的结果是男性女性就业分布的不同对他们之间工资差距的影响力增加。

为什么部门内女性受到的歧视程度较为严重呢?我国的一些法律法规(如《劳动法》)会在一定的程度上保障女性在就业选择时的合法权利,保证男女就业机会的均等。就业以后,决定工资的权利转移到企业手中,企业(尤其是一些私有企业)的领导人会受到传统封建思想、自己的偏见、社会习惯等因素的影响,在报酬方面歧视女性。影响部门内工资决定的另外一个因素是工作年限,它对男性和女性的影响是不相同的,女性在此方面会受到歧视。例如,在相同工作年限的情况下,男性升迁得较快,得到的工资较高。此外,女性在部门内受到的歧视程度较大的结论也可能与模型的设定有关,

¹⁷ 1998年、2000年部门选择对工资差距的影响也较大,这可能是由于选择性问题所导致的,解决选择偏差之前的工资差距与之后的工资差距相差较大。在其他的趋势中,这两个年份也较为特殊。

¹⁸ 文献中对歧视的具体含义存在分歧,本文所指的歧视是一种广义的歧视,工资差距中所有不可解释的部分都被视为歧视。

我们在工资方程中加入的变量比较简单,仅为受教育水平、经验、经验的平方和省份虚拟变量等。而在现实生活中,一些不可观测的因素如创新能力、团队合作精神等对工资的影响越来越重要,但在本文的模型设定中,这些影响都被归入到歧视的范围之内。

六、总 结

基于1988—2001年的UHS数据库,本文的研究发现,男女部门选择分散程度(以Duncan分散指数来表示)的趋势是先平稳、后下降、再上升,而男女工资差距的趋势却是先平稳、后上升、再下降,这说明男女部门选择方面的劳动力市场分割不是男女工资差距的主要原因。本文还利用Appleton分解方法研究了部门选择对工资性别差距的影响程度,结果表明,除了中间的某些年份(1992—1996年),部门选择对工资性别差距的影响并不大,即使在那些特殊的年份,影响程度也不会超过20%。女性在工资方面受到的歧视主要是来自部门内部的歧视,因此,如果要解决男女工资不平等的问题,关键是要解决同一个部门内男女工资的不平等,而不是创造额外的条件使女性能够在更高工资的部门就业。女性的生理条件、人力资本的储蓄水平、选择职业的偏好使得女性现在的就业部门可能就是其最优的就业部门。如果要降低部门内男性和女性的工资差距,提高教育水平固然很重要,但更为重要的是提高女性的职业升迁速度、加强女性的素质培训(如加强承受新工作压力的能力,提高其创新能力等)。另外,针对某些个别企业领导人歧视女性的主观行为,国家需要制定相应的法律法规对他们加以约束,保障女性在部门内部同工同酬的权力。

本文还有许多可以改进的地方。首先,本文的结果对部门个数的选择依赖性较强,如果有更好的数据库、更多的部门分类,本文的研究方法可以得到一些更为细致的结论。其次,本文没有详细分析各分解结果背后的原因,这将是今后研究的重点。最后,本文分析的是男性和女性平均工资的差别,没有分析男性和女性在整个工资分布上的差别,对后者进行研究也会得到很多有趣的结果。

参 考 文 献

- [1] Appleton, S., J. Hoddinott and P. Krishnan, "The Gender Wage Gap in Three African Countries", *Economic Development and Cultural Change*, 1999, 47(2), 289—312.
- [2] Becker, G., *Human Capital*. Cambridge, Mass: Harvard University Press, 1975.
- [3] Blau, F. D. and L. M. Kahn, "Wage Structure and Gender Earning Differentials: An International Comparison", *Econometrica*, 1996, 63(250), 3—8.
- [4] Blau, F. D. and L. M. Kahn, "Swimming Upstream: Trends in the Gender Wage Differential in the 1980s", *Journal of Labor Economics*, 1997, 15 (1), 1—42.
- [5] Blau, F. D. and L. M. Kahn, "Gender Differences in Pay", *Journal of Economic Perspectives*, 2000, 14(4), 75—99.
- [6] Blinder, A. S., "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates", *Journal of Human Resources*, 1973, 8 (4), 436—455.
- [7] Bourguignon, F., M. Fournier and M. Gurgand, "Fast Development with A Stable Income Distribution: Taiwan, 1979—1994", *Review of Income and Wealth*, 2001, 47(2), 140—163.
- [8] Brainerd, E., "Women in Transitions: Changes in Gender Wage Differentials in Eastern Europe and the Former Soviet Union", 2000, *Industrial and Labor Relations Review*, 54(1), 138—162.
- [9] Brown, R. S., M. Moon and S. Z. Barbara, "Incorporating Occupational Attainment in Studies of Male-Female Earnings Differentials", 1980, *Journal of Human Resources*, 33 (1), 3—28.
- [10] Chay, K. Y. and B. E. Honore, "Estimation of Semiparametric Censored Regression Models: An Application to Changes in Black-White Earnings Inequality during the 1960s", 1998, *Journal of Human Resources*, 33(1), 4—38.
- [11] Cotton, J., "On the Decomposition of Wage Differentials", *Review of Economics and statistics*, 1988, 7(2), 236—243.
- [12] Gustafsson, B., and Li Shi, "Economic Transformation and the Gender Earnings Gap in Urban China", *Journal of Population Economics*, 2000, 13(2), 305—329.
- [13] Heckman, J., "Sample Selection Bias as A Specification Error", *Econometrica*, 1979, 47(1), 153—162.
- [14] Juhn, C., K. M. Murphy and B. Pierce, "Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill", *Journal of Political Economy*, 1993, 101(3), 410—442.
- [15] Lee, L. F., "Generalized Econometric Models with Selectivity", *Econometrica*, 1983, 51(2), 507—512.
- [16] Liu, Amy, Y. C., "Sectoral Gender Wage Gap in Vietnam", *Oxford Development Studies*, 2004, 32(2), 225—239.
- [17] Liu, P. W., X. Meng and J. S. Zhang, "Sectoral Gender Wage Differences and Discrimination in the Transitional Chinese Economy", *Journal of Population Economics*, 2000, 13(2), 331—352.
- [18] Liu, P. W., J. S. Zhang, Y. Zhao and C. Y. Kung, "What Has Happened to the Gender Wage Differential in Urban China During 1988—2001?" Working Paper, 2005.
- [19] Machado, Jose A. F. and J. Mata, "Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions Using Quantile Regression", *Journal of Applied Econometrics*, 2005, 20(4), 445—465.
- [20] Millimet, D. L. and Wang Le, "A Distributional Analysis of the Gender Earnings Gap in Urban China", Working Paper, 2005.

- [21] Neumark, D., "Employer's Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination", *Journal of Human Resources*, 1988, 23(3), 279—295.
- [22] Oaxaca, R., "Male-female Wage Differentials in Urban Labor Markets", *International Economic Review*, 1973, 14(3), 693—709.
- [23] O'Neill, J., and S. Polachek, "Why Gender Gap in Wages Narrowed in the 1980s", *Journal of Labor Economics*, 1993, 11(1), 205—228.
- [24] Qian, J. Y., "Gender Wage Differentials in Urban China in the 1990s", Ph. d dissertation, 1996, State University of New York at Binghamton.
- [25] Yun, M. S., "A Simple Solution to the Identification Problem in Detailed Wage Decompositions", *Economic Inquiry*, 2005, 43(4), 766—772.
- [26] 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—43 页。

Sectoral Choice and the Gender Wage Gap: 1988—2001

YUHAO GE

(*Peking University*)

Abstract Based on the Urban Household Survey of 1988 to 2001, our research finds that the gender gap in sectoral choice runs opposite to the gender gap in wage. The former is stable, decreasing and then increasing; the latter is stable, increasing and then decreasing. We also use the Appleton decomposition method to study this issue. Decomposition results show that the gender gap in sectoral choice has little influence on the gender gap in wage except in few special years. Even in these years, its importance never exceeds 20%. So the key to closing the gender wage gap is to reduce gender wage differentials within sectors.

JEL Classification J16, J31, J71