



中国社会科学院研究生院

博士学位论文

农民工的劳动市场表现：性别差异的角度

王 震

导师姓名及职称：朱玲 教授

系 别：经济系

专 业：政治经济学

研 究 方 向：发展经济学

2008 年 4 月

目 录

摘要	1
Abstract	2
正文	
第一章 绪论	1
1.1 研究背景	1
1.2 问题的提出	3
1.3 研究方法与技术路线的讨论	3
1.4 分析框架	4
1.5 本文研究的意义及特点	5
第二章 劳动市场表现性别差异的理论解释及已有研究综述	7
2.1 劳动市场表现性别差异的三种理论解释	7
2.2 性别差异与性别歧视：理论与实证研究	14
2.3 农民工的劳动市场表现及其性别差异：已有研究的综述	15
2.4 小结	18
第三章 描述统计告诉我们什么？	19
3.1 数据介绍	19
3.2 家庭与人口学特征	22
3.3 人力资本与社会资本的性别差异	24
3.4 农民工的就业特征	29
3.5 劳动市场表现的性别差异	33
3.6 小结	34
第四章 农民工的职业获得与性别职业隔离	35
4.1 职业获得与性别职业隔离的方法讨论	35
4.2 性别职业隔离的特征性事实	38
4.3 农民工的职业分布及性别职业隔离的指数测度	42
4.4 农民工职业获得的MNL模型估计结果及其解释	45
4.5 农民工职业获得的性别差异及性别职业隔离的分解	49
4.6 小结	52
第五章 农民工的劳动供给	54
5.1 劳动供给研究的理论与方法	55
5.2 关于劳动供给的一些特征性事实及已有研究的综述	62
5.3 农民工的劳动供给特征	66
5.4 农民工劳动供给函数的估计结果及其解释	68

5.5 小结.....	73
第六章 农民工的性别工资差异.....	75
6.1 性别工资差异研究方法的讨论.....	75
6.2 性别工资差异的一些特征性事实及已有的研究.....	82
6.3 农民工 Mincer 工资方程的估计结果及其解释.....	89
6.4 农民工工资性别差异的 Oaxaca-Blinder 分解结果.....	92
6.5 农民工工资性别差异的 Cotton 分解.....	94
6.6 小结.....	95
第七章 结论及政策含义.....	96
7.1 主要发现及结论.....	96
7.2 政策讨论.....	98
7.3 需要注意的问题及进一步的研究方向.....	99
参考文献.....	102
中文文献.....	102
英文文献.....	105

摘要:

本文在中国社会科学院经济研究所课题组 2006 年 6 月到 7 月在大连、上海、武汉、深圳、重庆五城市农民工调查数据的基础上,从性别差异的角度,分三个方面研究了农民工的劳动市场表现:职业获得与性别职业隔离、劳动供给、工资性别差异,并在研究发现的基础上,给出了相应的政策建议。

在给出了性别差异研究的理论解释及已有研究的综述后,本文首先从描述统计的角度对农民工可观察的个人特征及就业特征进行分析。描述统计的结果发现,女性农民工的人力资本和社会资本积累都显著低于男性农民工。职业获得上,在蓝领职业中,女性主要集中在非技术工种上;在白领职业中,女性则主要集中在办事人员职业上;农民工群体中存在性别的职业隔离。在劳动供给上,农民工的劳动时间超过法定劳动时间,女性的劳动时间显著低于男性。在工资上,农民工群体的工资普遍偏低,女性农民工的工资显著低于男性。

本文第四章首先使用杜肯指数测算了农民工群体的性别职业隔离程度,发现农民工性别职业隔离的杜肯指数为 0.199。在估计了农民工职业获得的 MNL 模型后,本文使用基于 Oaxaca-Blinder 分解的方法,对影响农民工性别职业隔离的因素进行分解。分解结果显示,包括性别歧视在内的不可观测因素导致的性别职业隔离占到了实际性别职业隔离的 77.97%。

第五章估计了农民工的劳动供给函数。估计结果显示,农民工的工资与劳动供给时间显著负相关,工资越低的农民工工作时间越长。这可能是因为在城市劳动市场的目标函数的特点所致:农民工以既定外出打工收入作为自己的目标函数。估计结果还显示,健康越差的农民工,其劳动供给时间越长。这可能存在反向因果关系,即劳动时间过长影响了农民工的健康状况。社会保险项目对劳动供给时间的影响,具有性别敏感性。

第六章使用 Mincer 方程、Oaxaca-Blinder 分解以及 Cotton 分解,研究了农民工的工资方程及工资的性别差异。分性别的 Mincer 方程回归显示,人力资本等变量对农民工工资的回报率存在着性别差异:女性的回报率低于男性。使用 Oaxaca-Blinder 分解的结果显示,包括性别歧视在内的不可观察因素导致的工资差异,占到了全部性别工资差异的 60%左右;使用 Cotton 分解的结果显示,可观察特征差异所导致的性别工资差异,只占到了全部性别工资差异的不到 40%;在其余的大约 60%的性别工资差异中,男性因为市场结构所获得的“好处”占到了 37.11%,女性因为市场结构所获得的“坏处”占到了 31.29%。

本文在研究发现的基础上,给出了相应的政策建议。一方面,针对因为人力资本所导致的性别差异,应提高对农民工,特别是女性农民工的人力资本积累水平;另一方面,针对性别歧视导致的性别差异,应加强政策干预力度,以消除劳动市场中针对女性农民工的性别歧视。

关键词: 农民工, 劳动市场表现, 职业获得, 性别职业隔离, 劳动供给, 性别工资差异

Abstract:

Based on the survey data in five cities in China carried by research team of Economic Institute of CASS in June and July of 2006, the paper attempts to study the market presentation of rural-urban migrant workers from three aspects: occupational attainment and gender occupational segregation, labor supply and gender wage gap from a gender perspective and gives corresponding policy suggestions.

The paper firstly gives the three main theoretic explanations on gender difference in labor market presentation and reviews the relative literatures on this topic. Then, the paper analyzes these observable individual characteristics of migrant workers. The descriptive analysis shows that female migrant workers' human capital and social capital cumulation is significantly lower than males'. The occupational distribution shows that there is gender occupational segregation of migrant workers. The migrant workers' working time is longer than the legal working time. The female migrant workers' wage is lower than male workers' significantly.

The fourth chapter measures the gender occupational segregation using the Duncan index, which is about 0.199. Based on the MNL model of occupational attainment of migrant workers, this chapter decomposes the gender occupational segregation into two parts: the explained components and unexplained components using decomposing method of Oaxaca-Blinder. The decomposition result shows that the unobservable components, including unobservable gender discrimination, accounts for about 77.97% of the real gender occupational segregation.

The fifth chapter estimates labor supply function of rural-urban migrant workers. The results show that migrant workers' wage and labor supply are negatively related. This result can be explained as that the migrant workers have special target function in city labor market: to reach a fixed income level in city. The results also show that those migrant workers with worse health condition work more time than those with better health condition. There could be reverse causal relationship between health condition and labor supply: longer working time may harm migrant workers' health. Moreover, the effects of social security programs on labor supply have gender sensitivity.

The sixth chapter studies migrant workers' wage and gender wage gap using Mincer function, Oaxaca-Blinder decomposition method and Cotton decomposition method. The Mincer function estimation shows that the return rates of these variables such as human capital are different between male and female workers: the female's lower than male's. The Oaxaca-Blinder method shows that more than 60% of the gender wage gap comes from unobservable components. The Cotton method shows that the male "advantage" in the labor market structure accounts for about 37.11% of the 60% gender wage gap caused by unobservable characteristics and the female "disadvantage" accounts for 31.29%.

Based on these findings, the paper also gives corresponding policy suggestions. The human capital investment should be increased for migrant workers, especially female migrant workers. And policy intervention should take effects in eliminating gender discrimination in city labor market.

Key Words: rural-urban migrant workers, labor market presentation, occupational attainment and gender occupational segregation, labor supply, gender wage gap

第一章 绪论

农民工是中国二元经济条件下,向市场经济转轨过程中产生的劳动者群体。按照官方的定义,农民工主要是指“户籍仍在农村,进城务工和在当地或异地从事非农产业的劳动者。农民工是我国工业化和城镇化进程中产生的独特现象”(中共中央宣传部理论局,2006)。国务院2006年颁布的《关于解决农民工问题的若干意见》中指出,“农民工是我国改革开放和工业化、城镇化进程中涌现的一支新型劳动大军。他们户籍仍在农村,主要从事非农产业,有的在农闲季节外出务工、亦工亦农,流动性强,有的长期在城市就业,已成为产业工人的重要组成部分。”^①在国务院研究室课题组编写的《中国农民工调研报告》中,将农民工定义为“户籍身份还是农民、有承包土地,但主要从事非农产业、以工资为主要收入来源的人员”(国务院研究室课题组,2006)。

从上面的定义中可以发现,“农民工”这个概念有两个本质属性:一是身份仍然是农民,具有农村户籍;二是主要从事非农产业。前者是一种制度属性,后者则是一种职业属性。但是,随着近几年经济的发展以及政府政策的放开,农民工的制度属性和职业属性都在发生着变化。从制度属性上讲,政府有关农村剩余劳动力的流动逐渐由原来的“控制流动”、“允许流动”、“控制盲目流动”放松为“规范流动”和“公平流动”(宋洪远等,2006)。国务院2006年颁布的《关于解决农民工问题的若干意见》更是提出了“公平对待、一视同仁”的政策。一些省、市、自治区也开始放松了户籍制度对人口流动的限制,取消了农业户籍和城镇户籍的差别。在这种条件下,由户籍制度规定的农民工的制度属性逐渐变得模糊起来。“农村”对于常年进城务工的农民工而言,已经不再与“农业”、“农民”这些范畴相关,而正在逐渐简化为“家乡”这一含义;对于他们在城市生育的子女而言,那就更是仅仅具有“祖籍”的意义(朱玲,2007a)。从职业属性上讲,对于第一代农民工来说,“农业”可能是其从事的第一个职业,而后转移到非农产业中;但是,对于年轻一代的农民工而言,特别是对于在城市出上和成长的农民工的下一代而言,“农业”与他们基本没有职业上的联系。

因此,“农民工”概念的含义需要重新进行界定,“农民工”的称谓需要重新进行考察。结合本文的研究目的,我们将“农民工”界定为:相对于所在调查城市而言的外来农村户籍人员;他们在调查城市工作和生活,主要收入来源是在城市的打工收入,但是仍不具有所在城市的户籍。从这个定义出发,使用“乡城流动工人”(rural-urban migrant workers)的称谓可能更符合其身份特征和行为特征。但是,鉴于学术界和政策界的惯常用法,我们还是使用“农民工”这一概念来概括本文的研究对象。

1.1 研究背景

1.1.1 农民工已经成为中国产业工人的重要组成部分

根据国家统计局最新的统计数据,2006年中国农村的外出从业劳动力已经达到13181万人^②。如此庞大的进城农民工为中国经济的发展,特别是中国的城市化进程做出了重要的贡献。农民工每年给城市经济创造1~2万亿人民币的GDP增量,并为农村增加5000~6000亿元人民币的收入(国务院研究室课题组,2006)。他们的劳动不仅为城市劳动市场提供了源源不断的廉价劳动供给,为城市的经济发展做出了贡献,而且还是关系着解决中国庞大的农村剩余劳动力的出路问题,关系着中国“三农问题”的解决。

^① 国务院:《关于解决农民工问题的若干意见》,新华社2006年3月27号。

^② 国家统计局综合司(2008):《第二次全国农业普查主要数据公报》(第五号),

http://www.stats.gov.cn/tjgb/nypcgb/qgnypcgb/t20080227_402464718.htm, 2008年2月27号下载。

数量如此庞大的农民工涌入到城市劳动市场中，必然对城市就业人员的构成产生影响。农民工广泛分布在国民经济的各个行业中。按照国家统计局的统计，在外出从业劳动力中，从事第一产业的劳动力占 2.8%，从事第二产业的劳动力占 56.7%，从事第三产业的劳动力占 40.5%^①。而按照中共中央宣传部理论局（2006）的数据，农民工在加工制造业中占从业人员的 68%，在建筑业、采掘业中占到近 80%，在环卫、家政、餐饮服务业中占到 50%以上。在企业员工中，农民工已占其总数的近 60%。国务院《关于解决农民工问题的若干意见》中指出，农民工“已成为产业工人的重要组成部分”。

1.1.2 女性外出劳动力的增加

近年来，中国农民工群体出现的另一个重要特征是女性外出劳动力的增加。根据 1986 年全国百村外出农村劳动力抽样调查资料显示，外出劳动者中，女性比例为 21.8%；进入 20 世纪 90 年代，农民工中的女性比例上升到了 30%左右。根据农业部有关课题组调查，1988 年全国农村外出劳动力中，女性比例为 21.1%，1991 年上升到 23.7%，1993 年为 28.0%，1994 年达到了 30.4%^②。在 2004 年，农民工群体中女性所占比例为 34%（劳动和社会保障部调研组，2006）；到 2006 年，女性在全部外出劳动力中所占的比例上升到了 36%^③。可以说，当前中国的农民工群体已经出现了“女性化”的趋势（李路路，2003）。

女性外出劳动力的增加，对中国女性的历史发展而言，无疑是一个重大的进步。外出打工使她们逐渐摆脱了传统女性的“从属地位”，提高了她们参与经济活动的能力和程度，获得了较高的收入。当然，这一进步是与新中国建立以来政府在劳动和就业领域中性别平等政策的实行分不开的。从整体上看，中国已经形成了促进性别平等与妇女发展的国家机制^④，中国女性在劳动市场中的地位已经得到了国际社会的认可（世界银行，2002）。

但是，对于从农村走出来的女性农民工而言，一方面她们离开农村，摆脱了农村传统女性所受到的束缚；另一方面，她们来到城市，接受了城市的工作方式和生活观念。这种变化对她们意味着什么？与男性农民工相比，她们在城市劳动市场中的地位和表现有哪些特点？是否得到了城市就业市场中性别平等政策的保护？

1.1.3 女性农民工在城市劳动市场中的“双重困境”

中国农村外出务工劳动力中女性的增加，反映了农村女性经济参与度以及选择自由度的增加。但是，已有的调查也显示，女性农民工在城市劳动市场中面临着“双重困境”（李路路，2003）：一方面，作为农民工她们与男性农民工一样，受到了户籍制度的歧视；另一方面，作为女性，她们在农民工群体中，又受到了相对于男性农民工的性别歧视。

根据已有的调查（例如，李培林、李炜，2007；国家统计局服务业调查中心，2006；国务院研究室课题组，2006；郑功成、黄黎若莲，2006；李强，2002；杨军勇、柴定红，2004；Du，2000；蔡昉，1996 等），相对于城镇工人，农民工的工作条件差、劳动时间长、工资待遇低、社会保障覆盖面低；相当一部分农民工进入了非正规就业中。他们与城镇工人从事相同的劳动，但是却没有得到相同的待遇。按照陆学艺（2003）的分析，针对农民工的歧视，主要表现在：政治上，农民工干了工人的活，但没有得到工人的身份；经济上，农民工和正式工人同工不能同酬，同工不能同时，同工不能同权；社会方面，农民工由于没有城镇居民的户籍，所以他们在一个城市打工多年，始终是这个城市的边缘群体。女性农民工作为中国农民工群体中的一部分，自然也不能避免这种歧视。

此外，虽然向城市的迁徙能够使女性农民工获得了更多的发展机会，但是城市劳动力市

^① 来源同上。

^② 数据转引自翟振武、段成荣（2006）。

^③ 来源同国家统计局综合司（2008）。

^④ 可参见国务院新闻办公室（2005）：《中国性别平等与妇女发展状况》白皮书。

场也给女性带来了包括性别歧视在内的诸多不利因素（金一虹，2000；2001）。根据已有的调查，女性农民工在行业和职业获得、劳动供给以及工资收入等方面，都与男性农民工存在较大差异，处于相对不利的地位（翟振武、段成荣，2006；侯慧丽，2005；叶文振、葛学凤、叶妍，2005；戴霞，2005；Huang，2001）。

可以说，相对于男性农民工，女性农民工更加脆弱，在劳动市场上不仅与男性一样受到来自城镇的歧视，而且还受到来自男性的歧视，处于身为农民工和女性的“双重困境”之中。

1.2 问题的提出

基于上述研究背景，本文提出的主要问题是：

（1）在城市劳动市场中，农民工的劳动市场表现有哪些特征？

（2）这些特征的性别差异如何？相对于男性农民工，女性农民工在城市劳动市场中的表现有何特征？

（3）导致这些性别差异的原因何在？其中可以观察到的人力资本等因素起到了多大的作用？不可观察的包括制度性或社会性歧视的因素在性别差异中占到了多大的比重？

对农民工的劳动市场表现，可以进一步细化为三个主要方面：即职业获得和性别职业隔离、劳动供给和工资的性别差异。这三个方面基本上描述了农民工进入城市劳动市场后的主要行为特征：首先，农民工需要决定自己所从事的职业，职业不仅决定着农民工的经济和社会地位，而且还影响其劳动供给时间的选择以及工资收入；其次，农民工需要决定自己的劳动供给时间；最后，是农民工的工资收入，这是农民工在劳动市场中进行经济活动的直接经济后果，也是农民工进入城市劳动市场的主要目的。这三个方面的特征以及性别差异，在劳动市场上具有逻辑上的一致性，也基本上表现了一种顺序上的先后关系。

1.3 研究方法与技术路线的讨论

根据本文的主要研究问题，我们选择使用基于微观家计调查数据基础上的实证研究方法作为本文的主要研究方法。在经济学的实证研究中，一般存在着两种实证研究的方法（朱玲，2007b）：一种可以称之为理论实证；一种可以称之为经验实证。根据笔者的理解，理论实证的基本特征是首先通过一般经济学理论，经过演绎推理，得到可以验证的结论；然后通过实证研究，来验证这个结论，从而间接验证理论的解释力和正确性^①；在这里，理论的作用主要表现在推导出可以验证的结论上。而后者一般不先验地给出一个理论结论，而是通过对现实情况（主要是数据）的分析，得到经验性的结论，而后对之进行理论解释，或验证已有的理论，或提出新的理论解释。在这里，理论的作用主要表现在给出分析框架以及对结论进行解释。经验实证在主流经济学的文献中，一般称作“经验研究”（empirical study）。本文的研究问题是发现农民工劳动市场表现的特征及其性别差异，并分析导致这种性别差异的原因。因此，本文更适合采用经验实证的方法，即通过对数据的分析，得到经验性的结论，并对之进行理论解释^②。

在这个方法论的基础上，本文所采取的技术路线主要是基于 Oaxaca-Blinder 分解（Oaxaca, 1973; Blinder, 1973）的思想。在早期对女性劳动市场进行研究的文献中，一般都是专门针对女性来进行研究，缺乏与男性对比的视角。Oaxaca-Blinder 分解则将对女性的研究纳入到与男性的对比中进行。这种分解方法的基本假设是劳动市场表现中，性别差异主要来源于两个方面：一个是可观察到的与生产率相关的个人特征差异；另一个方面是不可

^① 在主流经济学的发展过程中，这种理论实证曾经是实证研究的主要方法。

^② 当然，在实际的实证研究中，对这两种方法的区分并不是那么清楚。

观察因素，包括制度性或社会性歧视，所导致的差异。那么，如何将性别之间的总差异分解为这两个部分所导致的差异呢？Oaxaca-Blinder 分解认为，在男性和女性的回归方程中（以工资方程为例），回归的系数分别代表了男性和女性所面对的特征回报率，即男性和女性所面对的劳动市场结构。将女性的个人特征数据代入到男性的回归系数中，得到的结果是女性在男性的市场结构中的表现；这个使用男性系数得到的预测的女性表现应该是这样一种表现：即如果女性在劳动市场中，被以对待男性的方式所对待，而实现的表现。这样，使用男性系数预测的女性劳动市场表现就是剔除了不可观测因素的女性劳动市场表现。将这个预测结果与实际结果进行比较，就可以得到总差异中可观察的特征所导致的差异与不可观察因素所导致的差异所占的比重。

这种分解方法的思想源于心理学和哲学中的“反事实（counterfactual thinking）”思维方法^①。反事实思维通常是在头脑中对已经发生了的事件进行否定，然后表征原本可能发生但现实并未发生的心理活动。反事实思维的具体形式可以表述为：如果……，那么……。比较形式化的反事实思维是 Kahneman and Tversky（1982）提出的。在经济学的研究中，特别是在歧视的经验研究中，将女性的特征事实代入男性的情境中，即如果女性面对的是与男性相同的市场结构，那么就可以获得女性没有歧视条件下的市场结果。

Oaxaca（1973）和 Blinder（1973）提出的这种研究性别差异的方法，刚开始时是用来估计工资的性别差异的。但是，这种方法现在已经扩展到诸如职业获得、劳动供给、社会地位获得等领域的性别研究中。基于这种分解方法，本文的技术路线可以概括为：

（1）在职业获得研究中，我们首先对农民工群体中的性别职业隔离程度进行测度；其次，对全部样本使用 MNL（Multinomial Logit）模型估计农民工的职业获得，并在其中加入性别虚拟变量，以求发现性别对农民工的职业获得的影响是否显著；第三，我们分别估计男性和女性职业获得 MNL 模型，发现不同性别的职业市场结构差异；最后，我们将女性的个人特征数据代入到男性的回归系数中，得到女性假设的没有性别歧视的职业分布，并将之与实际的女性职业分布进行比较，发现不可观测因素在农民工职业获得中的影响。

（2）在对农民工的劳动供给研究中，主要使用 OLS 方法估计农民工的劳动供给函数；并分别估计男性和女性的劳动供给函数，以发现影响不同性别农民工劳动供给函数的诸因素；为了控制可能存在的内生性，可以采用 2SLS 方法进行估计。

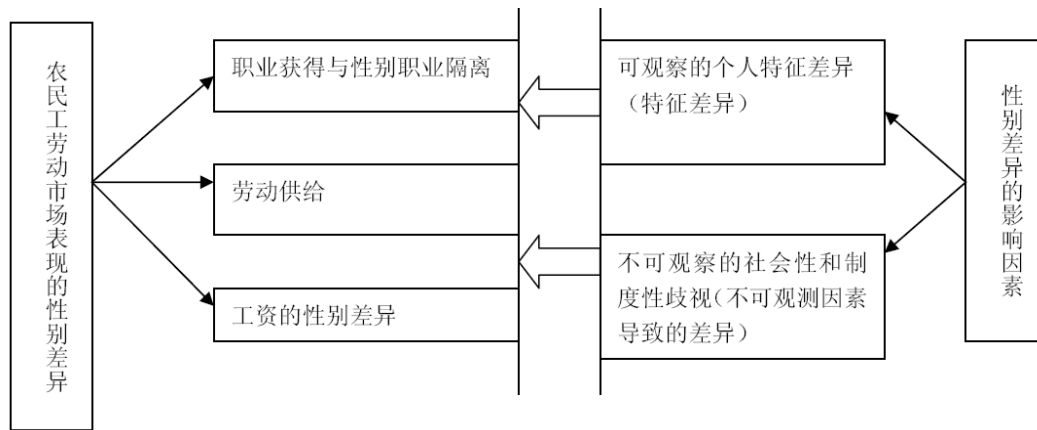
（3）在对农民工的工资性别差异的研究中，我们首先估计全部样本的 Mincer 工资方程，并在解释变量中加入性别虚拟变量，以发现不同性别的工资差异是否在统计上显著；其次，我们分别估计男性和女性的工资方程，求得男性和女性工资方程的回归系数，并进行标准的 Oaxaca-Blinder 分解，以发现性别歧视对性别工资差异的影响；为了解决 Oaxaca-Blinder 的指数问题，我们还使用 Cotton 方法来分解性别工资差异，将总工资差异分解为可观测因素导致的差异和不可观测因素导致的差异。

1.4 分析框架

根据本文研究的主要问题以及所使用的方法和技术路线，本文的分析框架可以用“三个方面，两个层次”来概括。三个方面是指农民工的劳动市场表现可以分为为三个主要方面：职业获得与职业的性别隔离、劳动供给以及工资的性别差异；两个层次是指将影响农民工劳动市场表现的诸因素分解为可观察的个人特征所导致的差异和不可观察因素所导致的差异两部分。图 1.1 给出了分析框架的图示。

^① 对这种思想的综述与进展，可见陈俊、贺晓玲、张积家（2007）。

图 1.1 分析框架图示



在这个分析框架之下，本文的具体内容安排如下：

第一章 绪论：给出研究背景，提出问题，并讨论方法和技术路线

第二章 理论及已有文献综述：给出性别差异研究的主要理论解释，并对已有的研究进行综述

第三章 描述统计：介绍数据特点，并通过对数据的描述给出影响农民工劳动市场表现的基本特征

第四章 农民工的职业获得与性别职业隔离：通过估计职业获得 MNL 模型分析影响农民工职业获得各种因素；并通过基于 Oaxaca-Blinder 分解的方法，估计不可观测因素导致的性别职业隔离程度

第五章 农民工的劳动供给：通过估计不同性别农民工的劳动供给函数，发现影响农民工劳动供给的因素

第六章 农民工的工资性别差异：通过估计 Mincer 工资方程以及 Oaxaca-Blinder 分解和 Cotton 分解，发现影响农民工性别工资差异的因素，并定量给出特征差异和不可观测因素导致的差异在总差异中所占的比重

1.5 本文研究的意义及特点

选择对农民工群体劳动市场表现性别差异进行研究，不论在理论上还是在现实都具有重要的意义。在理论上，以新古典经济学为核心分析框架的主流经济学研究中，所有做决策的人都被同质化为同一的“理性人”，在理性人决策过程中，人与人之间的社会差别，包括性别差异都被抽象掉了 (Nelson, 1993; Strassmann, 1994)。这种理论抽象，固然有其必要性，但是忽视性别差异的经济学研究可能就会忽视女性自身的生理和社会特征，从而使得经济学理论在解释占人口一半的女性的经济行为时，出现“性别偏误” (Gender Bias) (Dijkstra and Plantenga, 1997)。因此，在经济学界出现了将性别视角纳入经济学研究的一股潮流 (Gustafsson, 1997)。中国作为一个正处于向市场经济转型中的发展中大国，为检验和促进经济学理论的发展提供了丰富的经验。对于大规模向城市流动的农民工而言，中国的经济发展路径和制度安排都不同于其他发展中国家。那么，从性别视角分析，中国大规模地乡城人口流动和急剧地城市化过程对劳动市场中不同性别的农民工会产生怎样的影响呢？不同性别的农民工在职业获得、劳动供给和工资等方面的差异如何，影响其差异的原因何在？本文对这些问题的回答，在理论上正是对性别视角纳入主流经济学分析框架的一个回应，同时也检验和丰富了经济学关于社会性别差异的解释能力。

从中国经济发展的现实分析，农民工作为中国社会经济转型的一个结果，已经成为中国

产业工人的重要组成部分；这个劳动群体是链接中国城乡社会的一个纽带，他们在城市劳动市场的工作和生活，关系到城乡统筹发展的方向，不仅与新农村建设有密切关系，而且也关系到城市和谐社会建设。进入城市的女性农民工在劳动市场中的表现和地位，不仅关系到她们这一代农民工的命运，而且还关系到即将成为城市建设主力军的下一代工人的素质。提高她们的人力资本积累，并通过政策手段逐渐消除城市劳动市场中存在的性别歧视，这不仅仅是一个追求性别平等的问题，而且也关系到整个劳动市场的效率问题。而要通过政策手段对农民工群体中的性别差异进行有效干预，首先需要做的是发现导致这种性别差异的诸原因，针对不同的原因选择正确的政策手段。本文的研究在现实意义和政策含义上，正是力图通过较为精确的分析，找出导致农民工群体劳动市场表现差异的诸因素，并以之为基础提出合理的政策建议，使政策制定更加具有针对性、具有性别敏感性，从而取得良好的政策效果。

本文研究的特点，既来源于所使用数据的特点，也来源于使用方法的特点。本文使用的数据在抽样过程中遵循了两个原则：一是进入企业调查，从而获得了农民工所在企业的信息^①；二是在抽样过程中，并不是简单的随机抽样，而是遵循性别平衡的抽样。在使用的研究方法上，本文强调对女性农民工的研究必须纳入到与男性农民工的比较中进行。这样，本文研究的特点可以概括为：

- (1) 基于企业信息，可以发现需求方因素对农民工劳动市场表现性别差异的影响；
- (2) 在研究中，贯彻性别视角，从性别差异的角度对农民工的劳动市场表现进行较为系统的研究；
- (3) 使用较为合适的计量方法，对影响农民工劳动市场表现性别差异的诸因素进行定量分析；给出特征差异和不可观测因素在总的性别差异中所占的比重。

^① 上海的调查是在社区进行的；但是也获得了农民工所在企业的信息。在武汉的调查，也抽取了一些“门点”，但是这样的样本数量极少。

第二章 劳动市场表现性别差异的理论解释及已有研究综述

2.1 劳动市场表现性别差异的三种理论解释

在经济学中，对劳动市场表现性别差异的理论解释，主要有三种：即人力资本理论的解释、劳动市场分割理论的解释和性别歧视的解释^①。下面我们依次对这三种解释进行分析。

2.1.1 人力资本理论的解释

人力资本理论对劳动市场表现性别差异的解释首先是从工资差异开始的。基于 Becker (1962) 的经典文献，女性之所以在劳动市场上工资低于男性，主要是因为其人力资本积累低于男性所致。而这种人力资本积累的差异是不同性别工人理性选择的结果。女性预期自己参与劳动市场的时间少于男性，这种预期上的差异导致女性的人力资本投资少于男性。女性人力资本投资少于男性，导致了在劳动市场上其工资回报低于男性。

使用 Becker (1965) 给出的家庭时间配置模型，可以说明女性的人力资本投资倾向。在家庭时间配置模型中，家庭不仅是一个消费单位，而且也是一个“生产单位”；家庭所消费不是直接从市场中购买的商品，而是“基本商品 (Basis commodities)”，基本商品通过市场购买的商品和家庭成员的时间进行生产：

$$Z_i = f_i(x_i, T_i); (2.1)$$

Z_i 为基本商品， x_i 和 T_i 分别为市场购买商品和家庭成员的时间投入， f_i 为家庭生产函数。家庭的联合效用函数：

$$u = u(Z_1 \dots Z_m) \equiv u(f_1 \dots f_m) \equiv u(x_1 \dots x_m; T_1 \dots T_m); (2.2)$$

这个家庭效用函数说明，家庭消费需要两类投入，即市场商品投入和家庭劳动时间投入。这两类投入需要家庭成员进行分工：或者进入劳动市场获得收入，以购买市场商品，或者进行家庭劳动。而分工的基本原理是比较优势原理。女性在生育和照料小孩以及家庭劳动上具有比较优势，因此，为了实现家庭效应的最大化，女性需要将更多的时间投入到这种家庭劳动上。这势必导致女性在其生命周期内比男性更多的从劳动市场退出。从劳动市场的退出会导致其人力资本的贬值，从而导致人力资本市场回报的减少。女性预期到这一点，在一开始便选择较少的人力资本投资。

早期人力资本模型，包括扩展到生命周期的效用最大化模型 (Ben-Porath, 1967; Blinder and Weiss, 1976; Heckman, 1976)，将工资差异归结为人力资本投资水平的差异，其引申出的一个含义是工资差异仅在于投资于人力资本上的时间差异。要得出这个结论，需要一个假定：即人力资本是同质的 (Polachek, 1981)。但是，这一框架忽略了人力资本在类别上的差异，从而不能解释为什么具有相似人力资本存量的男性和女性进入到不同的职业中。虽然早就有学者认识到了这个问题 (如 Fuchs, 1971)，但是正式将人力资本的类别纳入到职业获得和职业性别隔离中来的是 Polachek (1979; 1981)。Polachek (1981) 认为收入不仅与人力资本的

^① 女性主义者和一些社会学家还提出了女性主义和父权制的理论。女性主义是一系列庞杂的理论的总称。林志斌、李小云 (2001) 将女性主义理论流派区分为七类：自由女权主义、激进女权主义、马克思女权主义、社会主义女权主义、文化女权主义、后结构女权主义和生态女权主义。女性主义主要关注那些经济学家认为既定的变量。一个基本的假设是女性在劳动市场中的弱势地位主要是由于父权制以及女性在家庭和社会中的从属地位造成的。在女性主义理论中，社会规范和习俗对的女性“刻板印象” (stereotype) 是柔弱、从属；而对男性的“刻板印象”是强大、主导。在这种刻板印象的作用下，女性在一开始的人力资本形成中，就倾向于那些与家务劳动、照料小孩相关的工作。而这种差异并不是因为其理性选择如此，而是因为社会性别观念的差异所致。可以参见 Anker (1997) 以及林志斌、李小云 (2001)。

量有关，而且与人力资本的类别有关。为了分析人力资本类别与职业获得的关系，Polachek（1981）引入了一个表示职业特征的享乐主义指数（hedonic index）向量 δ 。在最大化生命周期收入的框架内，个人的目标函数为：

$$\underset{s, \delta}{\text{Max}}(T - H - S)W(\delta, \mathbf{I})K(S, \delta); (2.3)$$

其中 T 为退休年龄减去 5， H 为退出劳动市场的时间（例如照顾小孩）， S 为学校教育年限， δ 为描述人力资本类别以及职业特征的向量， \mathbf{I} 为个人特征向量， W 为人力资本的回报率函数， K 为生命周期中的人力资本存量。个人通过选择教育年限和人力资本的类别最大化收入。将上述框架应用到性别职业隔离中，并将向量 δ 简化为只有一个分量 δ ，以 δ 为标准对职业进行分类。 δ 的含义是退出劳动市场带来的损失率（atrophy）^①。

为简化起见，假设男性和女性除了从劳动市场上退出的时间 H 上存在差异外，平均而言具有相同的个人特征。对人力资本生产函数 K 进行设定：

$$K(S, \delta) = (1 - \delta)^H \kappa(S); (2.4)$$

(2.4) 式的含义是从劳动市场退出的时间会对人力资本带来贬值；如果 $H = 0$ ，即从不退出劳动市场，那么 $(1 - \delta)^H$ 等于 1，从而得到经典人力资本投资的公式。将 (2.4) 代入 (2.3)，得到：

$$\underset{s, \delta}{\text{Max}} Y = (T - H - S)W(\delta, \mathbf{I})(1 - \delta)^H \kappa(S); (2.5)$$

一阶条件：

$$Y_s = -W(\delta, \mathbf{I})K(S, \delta) + (T - H - S)W(\delta, \mathbf{I}) \frac{\partial \kappa}{\partial S}; (2.6a)$$

$$Y_\delta = (1 - \delta)^H \kappa(S) \frac{\partial W}{\partial \delta} - W(\delta, \mathbf{I}) \kappa(S) H (1 - \delta)^{H-1}; (2.6b)$$

条件 (2.6b) 的含义是一个人选择某种职业，使得在此职业中，由于退出导致的人力资本贬值的边际货币价值 $W(\delta, \mathbf{I}) \kappa(S) H (1 - \delta)^{H-1}$ ，正好等于生命周期中所获得的边际收益 $(1 - \delta)^H \kappa(S) \frac{\partial W}{\partial \delta}$ 。

上面的模型是标准人力资本框架的拓展；从最大化生命周期收入为出发点，个人的人力资本投资决策，不仅要最优化投资数量 S ，还要最优化人力资本的类别 δ 。那么，从劳动市场退出的时间 H 如何影响到职业类别（或人力资本投资类别）的选择呢？对 (2.6a) 和 (2.6b) 进行全微分，得到：

$$\frac{d\delta}{dH} = \frac{Y_{s\delta} Y_{SH} - Y_{\delta H} Y_{sS}}{Y_{\delta\delta} Y_{sS} - Y_{s\delta} Y_{\delta S}} < 0; (2.7)$$

(2.7) 式的含义是随着退出时间的减小，所选择职业的退出损失率会变大；即如果男性预期自己从劳动市场上退出的时间比较小，那么就会选择那些退出损失率比较大的职业。而女性基于其性别角色，诸如家务劳动、生养小孩等，在劳动市场上比之于男性更容易间断退出。因此，女性在对其人力资本进行投资决策时，为最大化整个生命周期的收入，选择那些退出损失率 δ 比较小的人力资本种类。当其进入劳动市场并选择职业时，也就只能进入到那些退出损失率比较小的职业。而这些职业正是我们通常所认为的“女性”职业。

人力资本理论对性别之间劳动市场表现的解释，将性别之间的劳动供给差异、职业差异

^① 其逻辑在于工资会随着在职培训和工作经验的增加而增长。如果退出劳动市场，则原先积累的人力资本会因为技术进步而贬值，从而导致收入损失。

以及工资差异都归结为不同性别的理性选择;而这种理性选择的基础是不同性别之间的生理差异。基于人力资本理论,之所以在劳动市场中出现性别差异,不是因为制度性的和社会性的性别歧视,而是因为不同性别的生理特征决定了他们的理性选择就是如此。但是,这种解释不仅受到了来自其他学科理论的批评,而且也受到了来自经济学内部的批评,这些批评中最具代表性的是劳动市场的分割理论和性别歧视理论。

2.1.2 劳动市场的分割理论

人力资本理论对性别差异的解释,是在新古典经济学的框架中给出的,认为性别差异来源于人力资本投资数量和种类的差异。如果按照人力资本的解释,如果女性的人力资本积累水平提高到与男性相同的水平,那么劳动市场表现的性别差异就会消失。但是,现实的逻辑并没有证实人力资本理论对性别差异的解释和预测。在世纪 60 年代,美国曾实行了大规模的“向贫困挑战”的政策,加大对少数人群(例如黑人和妇女)的人力资本投资,以减少少数人群的贫困。但是, Cain (1976) 指出,这些政策并没有从根本上消除女性在劳动市场中的弱势地位,贫困和收入不平等依然存在,教育和培训计划没有取得预期的效果。England (1982) 使用 NLS^①数据对以人力资本理论为基础的性别职业隔离进行了验证,实证结果并不支持 Polachek 的理论框架。人力资本的分析框架不能完全预测劳动市场中的性别差异。

这就引出下面的问题:除了人力资本外,还有其他原因导致了劳动市场表现的性别差异。以劳动市场分割为基础的“拥挤”模型将女性在劳动市场中的弱势地位解释为女性受到了制度性的排挤,被“拥挤”到少数几个职业和行业。由于这种劳动市场的分割,使得大部分女性被排除在工作环境好、报酬高、社会地位高的职业之外,大量“拥挤”到工作环境差、报酬低、社会地位低的“女性”职业中,并造成这些职业中女性劳动供给的大量增加,压低了她们的工资收入。

Cain (1976) 给出了劳动市场分割理论的一个综述。女性之所以被“拥挤”到少数几个职业和行业,其前提是劳动市场的分割。这一理论也建立在新古典经济学分析框架之内,其出发点是假设一些机构,例如工会、大公司,在工人的雇佣、解聘、提升、工资等方面起决定性的作用;假定劳动市场是分割的,每一个被分割的局部劳动市场都按照新古典模式运行,而工人则由于社会性的或制度性的原因很难跨越这种分割。在这一理论中,劳动市场一般被区分为“高级”部门和“次级”部门(Doeringer & Piore, 1971),或者区分为“静态”职业和“进步”职业(Standing, 1989),或者区分为“正规”部门和“非正规”部门(ILO, 1972)。在“高级”部门的企业具有一定的市场能力可以避免激烈的竞争,而在“次级”部门,市场竞争激烈,导致二者之间在报酬等方面的差异。劳动市场的这种分割,导致了“男性”职业和“女性”职业的出现。在劳动市场分割的条件下,即使与男性拥有相同的人力资本积累水平,女性也会由于大量“拥挤”到少数几个职业和行业,获得低于男性的报酬。

Fawcett (1918) 通过比较一战前和一战后英国女性的就业状况,指出战前的工会法规将女性排除在所有技术部门之外,降低了对女性劳动力的需求;大量女性劳动力进入到非技术部门工作,造成非技术部门的过度拥挤(overcrowded),从而导致了女性劳动力工资的下降。Edgeworth (1922) 比较正式地提出了“拥挤假说”,认为男性和女性之间工资的差异主要原因在于女性“拥挤”到了相对较少的几个职业中,造成这些职业中的劳动力过度供给,并且这些职业都是社会所认为的“低等”职业。Bergmann (1971; 1974) 则将这种劳动市场分割导致的职业性别隔离及其对性别工资差异的影响纳入到一个“拥挤”模型中,并给出了正式的模型化表述。

^①即美国的 National Longitudinal Survey。

2.1.3 性别歧视理论

人力资本理论对劳动市场表现性别差异的解释基于不同性别人力资本的水平差异,而且这种人力资本积累水平的差异是不同性别理性选择的结果,不存在系统性的针对女性的歧视。而制度分割理论则将女性在劳动市场中的弱势地位解释为女性被“拥挤”到少数几个职业和行业,造成女性在这几个职业和行业中的“过度供给”,从而产生性别的职业隔离和工资报酬的差异。这里已经涉及到对女性的歧视问题。

在经济学中,歧视的理论模型主要有两类(Autor, 2003):一类属于竞争模型(competitive models);第二类是集体模型(collective models)。竞争模型以个人的理性行为为基础,在这个理性行为中也包含了歧视行为的产生。在集体模型中,则研究不同集团之间的集体对抗行为。绝大多数对歧视进行分析的经济学模型都以竞争模型为基础,因此,此处我们对歧视理论的介绍只涉及竞争模型。而歧视的竞争模型则包括偏好歧视(taste-based discrimination)和统计歧视(statistical models of discrimination)两类模型。

(一) 定义歧视

在理论上,劳动市场中的歧视可以定义为具有相同生产力的不同群体,所获得的报酬不同,即同工不同酬。令 Y 为工资, \mathbf{X} 为外生的与生产能力相关的特征变量^①,并假设 \mathbf{X} 代表了所有与生产能力相关的特征, Z 为表示性别的二值变量($Z=1$ 男性; $Z=0$,女性), β 为每一种生产能力变量相应的生产技术^②, ε 为其他影响收入的因素,那么收入可以表示为(2.8)式:

$$Y = \mathbf{X}\beta + \alpha Z + \varepsilon; (2.8)$$

如果 $\alpha > 0$,即如果其他条件相同,只是因为男性而获得更高的收入,那么就存在对女性的歧视;若 $\alpha < 0$,则存在对男性的歧视。

(二) 偏好歧视

Becker (1957; 1971) 首先提出了偏好歧视模型。在偏好歧视模型中,雇主被假定持有对女性的“歧视偏好(taste for discrimination)”,即如果雇佣女性工人,那么雇主会得到一个负效用。如果雇主雇佣了女性工人,那么这个女性工人需要对雇主的这个负效用进行补偿;补偿的方式或者是在相同的工资下具有更高的生产能力,或者是在相同的生产能力下,获得较低的工资。令 M 为男性群体, F 为女性群体; d 为雇主的偏好参数,或者Becker (1957; 1971) 所称的“歧视系数”。雇主最大化其效用:

$$U = pPF(N_m + N_f) - w_m N_m - w_f N_f - dN_f; (2.9)$$

其中 p 为给定的价格水平, PF 为生产函数, N_x 和 w_x 为男性和女性工人的数量,

$x \in \{M, F\}$ 。具有偏好歧视的雇主($d > 0$),雇佣女性工人的条件是:

$$w_m - w_f \geq d; (2.10)$$

也就是说,具有歧视偏好的雇主雇佣女性工人的条件是给女性工人的工资低于男性工人;低出的数量至少与其偏好系数相等。在这个条件下,我们来推导偏好歧视的市场含义。令 $G(d)$ 为所有雇主歧视参数的累积分布函数(CDF)。那么每一个雇主雇佣的最优工人数

^① 这里有一个强假设,即具有相同生产特征的工人,其生产力相同。我们将在下文进行详细分析。

^② 即若变量 $X^i \in \mathbf{X}$,那么 X^i 可以通过 β^i ($\beta^i \in \beta$)生产出相应的产品,从而获得相应的收入。

量由下面两式的解给出：

$$pPF'(N_m) = w_m; (2.11)$$

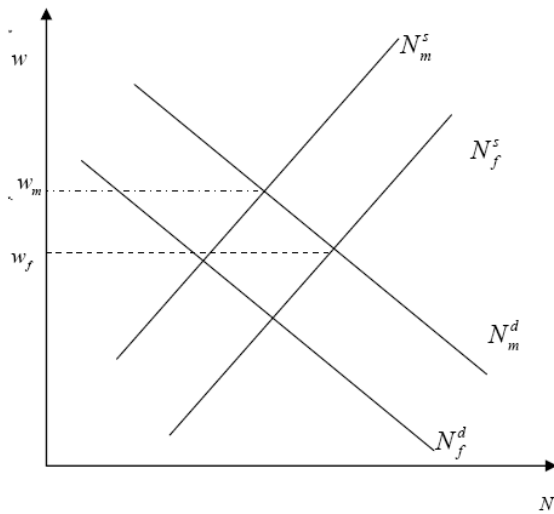
$$pPF'(N_f) = w_f + d; (2.12)$$

式 (2.11) 和 (2.12) 可以导出男性和女性工人的劳动需求函数 $N_m^d(w_m, w_f, G(d))$ 和 $N_f^d(w_m, w_f, G(d))$ 。令男性和女性的劳动供给函数为 $N_m^s(w_m)$ 和 $N_f^s(w_f)$ ，那么劳动市场中的工资由下列方程的解给出：

$$N_m^d(w_m, w_f, G(d)) = N_m^s(w_m); (2.13)$$

$$N_f^d(w_m, w_f, G(d)) = N_f^s(w_f); (2.14)$$

图 2.1 劳动市场均衡与歧视的产生



从图 2.1 中可以看出，如果想保持性别之间的工资差异 $d = w_m - w_f$ ，那么从需求方来说，需要的条件是歧视性雇主（或歧视性职位）的数量足够大，以至于当 $w_m = w_f$ 时对女性工人的需求少于女性劳动力的供给，即当 $w_m = w_f$ 时，还有一部分女性工人不能找到工作。当歧视性雇主数量足够大时，一些女性工人只能在 $d > 0$ 的条件下为歧视性雇主工作，这就造成了性别之间的工资差异。

上述情况是在局部均衡条件下的情况。当在市场一般均衡条件下时，在完全市场竞争条件下，假设规模报酬不变，那么非歧视性雇主将具有劳动成本的优势，歧视性雇主将承担歧视所造成的成本，竞争将把歧视性雇主排出在市场之外。消除歧视，从而减少歧视导致的成本是一个潜在的帕累托改进。这个模型的现实含义是如果市场竞争“足够强大”，那么偏好歧视将被消除。

（二）统计歧视

早期关于统计歧视的文献是 Phelps (1972) 以及 Arrow (1973)。Aigner and Cain (1977) 则对统计歧视的理论框架进行了比较系统的研究，并将之形式化和模型化。下面对统计歧视的分析基于 Aigner and Cain (1977) 以及 Autor (2003)。

统计歧视的基本逻辑是首先假设雇主（厂商/企业）对求职者具有不完全信息。在不完

全信息的条件下，对雇主而言有动力使用比较容易观测到的特征，例如种族、性别，来推断求职者的期望生产能力（雇主假设这些容易观测到的特征与生产能力相关）。在这个基本逻辑下，统计歧视是一个信号精炼问题（signal extraction problem）的解。如果雇主观察到了关于求职者生产能力的噪音信号，并且雇主拥有对生产能力特征相关的前期信息（例如某一特殊群体的平均生产能力），那么雇主对求职者生产能力的预期将主要建立在群体平均值以及求职者发出的信号上面。下面我们以性别歧视为例，分三种情况分析统计歧视。令所有的工人/求职者属于两个群体，即 $x \in \{M, F\}$ ， M 为男性， F 为女性。

情况 1：群体平均值不同，但方差相同

这种情况是最基本的情况。假设雇主观察到了求职者的性别（容易观测到的群体特征）

以及求职者发出的关于生产能力的信号 $\tilde{\eta}$ ；并假设雇主已经具有如下信息：

$$\eta_x \sim N(\bar{\eta}_x, \sigma_\eta^2), \text{ 且有 } \bar{\eta}_m > \bar{\eta}_f$$

按照假设，男性和女性的 σ_η^2 相等。即女性的平均生产能力低于男性，但是生产能力的离散程度相同。

注意到，我们可以将某一个工人的真实生产能力写成群体的真实生产能力加上一个误差：

$$\eta_i = \eta_x + \varepsilon_i; (2.15)$$

这样，工人发出的生产能力的信号就有如下形式：

$$\tilde{\eta}_i = \eta_i + \tau_i; (2.16), \text{ 其中 } \tau_i \sim N(0, \sigma_\tau^2), \text{ 且 } \sigma_\tau^2 > 0$$

将 (2.16) 代入 (2.15)，有

$$\tilde{\eta}_i = \eta_i + \varepsilon_i + \tau_i; (2.17),$$

并假设 $E(\tilde{\eta}_i | \eta_i) = \eta_i$ ，即发出的信号对真实生产能力是无偏的。现在，我们求在观察到工人发出的信号以及工人的性别后，雇主对工人生产能力的期望。求 η 对 $\tilde{\eta}$ 的回归，得到期望的生产能力：

$$E(\eta | \tilde{\eta}_i, x) = \bar{\eta}_x(1 - \gamma) + \tilde{\eta}_i \gamma = \bar{\eta}_x + (\tilde{\eta}_i - \bar{\eta}_x) \gamma; (2.18),$$

其中 $\gamma = \sigma_\tau^2 / (\sigma_\tau^2 + \sigma_\eta^2) < 1$ ，为回归系数。根据假设，我们有 $\gamma_m = \gamma_f$ 以及 $\bar{\eta}_m > \bar{\eta}_f$ 。

按照假设，由于雇主不能观测到每个工人的真正生产能力，因此将根据对每个工人的期望生产能力支付工资。现在假设一位女性工人具有男性相同的生产能力 k ，其差别仅在于性别。那么，这两位工人的工资差异等于：

$$w_m - w_f = E(\eta | \tilde{\eta} = k, x = m) - E(\eta | \tilde{\eta} = k, x = f) = (\bar{\eta}_m - \bar{\eta}_f) \gamma; (2.19)$$

注意到 $\bar{\eta}_m > \bar{\eta}_f$ 以及 $\gamma < 1$ ，所以 (2.19) 式小于 0，即仅由于性别差异，就导致了性别之间的工资差异。女性工人仅仅因为是女性，其工资就会小于具有同等生产能力的男性。应

该注意的是此处的歧视只对高于女性群体中高于平均生产能力的女性工人造成了损害。

情况 2：群体平均值相同，但是方差不同

第一种情况是说，在男性和女性具有不同的平均生产能力条件下，女性受到了歧视。但是，即使男性和女性的平均生产能力相同，如果其方差不同则也可能产生歧视。现在假设 $\bar{\eta}_m = \bar{\eta}_f$ 以及 $\sigma_{\eta m}^2 = \sigma_{\eta f}^2 = \sigma_{\eta}^2$ 。考虑到对雇主而言，一个群体发出的信号含有比另一个群体更多的信息；此处假设雇主对男性发出的信号可以获得更多的信息^①。这意味着 $\sigma_{\tau m}^2 < \sigma_{\tau f}^2$ ，即对男性发出的信号，雇主/经理的判断更准确，偏离平均值的程度较低。已知 $\gamma_x = \sigma_{\eta}^2 / (\sigma_{\eta}^2 + \sigma_{\tau x}^2)$ ，则可以得到：

$$\gamma_m - \gamma_f = \sigma_{\eta}^2 / (\sigma_{\eta}^2 + \sigma_{\tau m}^2) - \sigma_{\eta}^2 / (\sigma_{\eta}^2 + \sigma_{\tau f}^2) > 0; (2.20)$$

此处，男性和女性工人不仅发出的关于生产能力的信号相同，而且男性和女性的平均生产能力也相等。雇主依然根据预期生产能力支付工资，此时有：

$$w_m - w_f = E(\eta | \tilde{\eta} = k, x = m) - E(\eta | \tilde{\eta} = k, x = f) = (\gamma_f - \gamma_m) * (\bar{\eta}_x - \tilde{\eta}); (2.21)$$

则对于这位女性工人而言，如果她的生产能力低于平均生产能力（注意到此时男性和女性具有相等的平均生产能力），那么根据（2.21），有 $w_m < w_f$ ，此时这位女性工人获得了高于其生产能力的工资；如果这位女性工人的生产能力高于平均生产能力，那么根据（2.21），有 $w_m > w_f$ ，此时这位女性工人获得了低于其生产能力的工资。这里的含义是歧视只对那些高于平均生产能力的女性工人造成了损害。

情况 3：风险规避的雇主

在上述两种情况下，歧视只对那些高于女性平均生产能力的女性工人造成了损害。第三种可能导致歧视的情况是风险规避的雇主。在这种情况下，歧视不仅对高于女性平均生产能力的女性工人造成了损害，而且对所有的女性工人都造成了损害。这里的假设是雇主风险规避。雇主仍然按照对工人的期望生产能力支付工资。仍然假设雇主从男性的生产能力信号中获得更多的信息。我们来看雇主对工人期望生产能力的估计误差。由（2.18）式可以得到雇主对工人期望生产能力的估计误差：

$$e = E(\eta | \tilde{\eta}_i, x_i) - \eta = (\tau\sigma_{\tau}^2 - \varepsilon\sigma_{\eta}^2) / (\sigma_{\tau}^2 + \sigma_{\eta}^2); (2.22)$$

估计误差的方差等于：

$$\text{Var}(e) \equiv \sigma_e^2 = \sigma_{\tau}^2 \sigma_{\eta}^2 / (\sigma_{\tau}^2 + \sigma_{\eta}^2); (2.23)$$

因为 $\partial \sigma_e^2 / \partial \sigma_{\tau}^2 = \sigma_{\eta}^4 / (\sigma_{\tau}^2 + \sigma_{\eta}^2)^2 > 0$ ，所以这个方差随着 σ_{τ}^2 的增加而增大。如果雇主根据女性发出的生产能力信号来形成对女性工人的生产能力预期，那么由于雇主对于女性的信号所获得的信息较少，即女性生产能力分布的方差更大，那么雇主对女性的期望生产能力的估计误差就更大，其所获得工资就越不容易与其生产能力相匹配，从而产生对女性的歧视。

^① 例如，雇主/经理是男性，那么雇主/经理对男性工人发出的信号可以获得更多的信息；男性雇主/经理对男性真实生产能力的判断更加准确。

2.2 性别差异与性别歧视：理论与实证研究

在现实世界中，观察到的劳动市场表现的性别差异主要是由哪些因素导致的呢？上述三种理论给出了不同的答案。人力资本理论认为，这种性别差异主要是男性和女性之间人力资本积累的差异所导致的，而且这种人力资本积累差异也是不同性别的理性选择，从而否定了性别歧视的存在。建立在劳动市场二元分割基础上的“拥挤”模型和性别歧视理论则认为，人力资本的差异不足以解释劳动市场表现的差异；导致劳动市场中，女性弱于男性的主要原因在于制度性的和社会性的针对女性的歧视。那么，哪种理论解释更符合现实世界发生的情况？人力资本和性别歧视在劳动市场表现的性别差异中，所起的作用如何？这乃是一个经验性问题，需要对之进行实证研究。

而上述三种理论则为实证研究提供了基本的分析框架。基于人力资本理论，劳动市场表现性别差异的第一个来源是不同性别的人力资本积累差异，以及由此导致的生产力差异。而基于劳动市场二元分割理论和性别歧视理论，劳动市场表现性别差异的第二个来源是对女性的歧视。如何区分这两个来源，并给出其对劳动市场表现性别差异的定量影响，实际上已经是一个计量技术问题了。

需要注意的是，本文研究的是劳动市场表现的性别差异以及导致这种差异的各种因素。性别差异与性别歧视在理论上是截然不同的两个概念。性别差异可能是由于性别歧视导致的，也可能与性别歧视无关。在(2.8)式定义的性别歧视中，实际上隐含着是一个非常强的假设，即如果男性和女性与生产能力相关的个人特征（可观察到的以及未观察到的）是相同的，那么男性和女性的生产能力也是相同的。这样，如果一个男性工人和一个女性工人具有相同的与生产能力相关的个人特征，那么他们的生产力也是相同的；如果他们得到了不同的报酬，那么就说存在歧视。

从理论的角度出发，要测度导致劳动市场表现性别差异的不同因素，首先需要测度不同性别工人的实际生产力水平；在控制了生产力水平后，才能得到性别歧视所导致的性别差异。但是，在实证研究中，研究者能够观察到的与生产能力相关的个人特征是不完全的。研究者经常使用的个人特征主要是教育、健康、培训、经验等人力资本特征。但是，研究者并不能够保证具有观察到的相同人力资本特征的男性和女性具有相同的生产力。至少男性和女性不同的工作偏好是很难获得的。

如果从歧视的理论定义出发，那么最有效的方法是测度不同性别工人的实际边际生产力；如果具有相同生产力的不同性别工人，得到了不同的对待，那么就可以肯定存在性别歧视。但是，观测实际生产力水平是非常困难的。对实际生产力水平的测度，需要两个条件：第一是所生产的产品是可以比较的；第二是所使用的投入是可以比较的。而且为了剔除不同工人所面对的市场结构（即价格因素），也不能使用产值的概念，而只能使用实物产品进行比较。这在数据采集中，基本是不可能完成的，特别是在微观家计调查数据中，一般不能保证抽样在生产同一产品的工厂中进行。

因此，在大多数对性别差异进行的研究中，都使用可观察到的个人特征变量（集合）作为生产能力的代理变量，并隐含地假设具有相同的可观察特征的工人具有相同的生产能力。这样得出的估计结果，实际上并没有完全测度性别歧视，而是将全部性别差异分解为可以观察到的变量导致的差异和不能由这些变量解释的差异，而不能由可观察变量解释的部分，在实证研究中一般被定义为“歧视”。这种“歧视”效应是在剔除了可观察到的变量所导致的差异后的“残差”歧视，即不可解释部分导致的差异。当然，在这种“残差”歧视中，也包含着性别歧视的因素在内。一般而言，在劳动市场关于歧视的研究中，这种“残差”歧视要大于或等于实际的歧视程度。

在本文后面的分析中，由于数据的原因，模型估计结果和分解结果得到的“歧视”效应，

实际上也是这种“残差”歧视，即不可解释因素所导致的性别差异。

2.3 农民工的劳动市场表现及其性别差异：已有研究的综述

当前学术界已经积累了大量的针对农民工和女性农民工劳动市场表现的研究(农村移民特点和经济分析的研究综述可见：赵忠，2006)。针对中国劳动市场上的性别差异和性别歧视进行的研究，也积累了大量文献。首先，我们对中国农民工劳动市场的研究进行回顾；其次，对经济学中研究劳动市场表现性别差异的理论和方法进行回顾，并对中国转型期劳动市场中的性别差异进行综述；再次，对研究女性农民工及农民工劳动市场表现性别差异的文献进行评述；最后，在原有研究的基础上，提出本文研究的出发点。

2.3.1 对农民工整体特征的分析

对农民工劳动市场表现整体特征进行的研究主要以全国性的统计调查或者某些城市的家计调查为依据，对进城农民工的就业、劳动时间、工资收入等状况进行了分析。如国务院研究室课题组编的《中国农民工调研报告》(国务院研究室课题组，2006)，包括了农业部、劳动和社会保障部、国家统计局等部委的调查数据和分析，以及其他调查，对近几年来中国农民工的迁移状况、进入城市劳动市场后的就业分布、劳动时间、工资收入、消费状况、性别比例等进行了可靠的估计和分析。比较早的对农民工的整体状况进行调查分析还有杜鹰、白南生(1997)，他们对上世纪90年代初期和中期农村移民进入城市劳动市场的就业分布、劳动时间、工资收入以及社会保障等问题进行了分析。刘爽、武晓萍(1999)利用1997年北京外来人口普查资料对大城市外来劳动力的群体特征、外部就业环境、城市对外来劳动力的潜在需求等问题进行了分析。高文书(2006)以2005年在北京、石家庄、沈阳、无锡和东莞五城市的调查数据分析了决定进城农民工就业状况和收入的各种因素。李培林(2003)和蔡昉、白南生(2006)则是不同时期社会学家和经济学家对农民工经济和社会状况进行分析的两本论文集，其中集中了近十年以来针对中国农民工研究的优秀论文。

进城农民工所面对的劳动市场是一个被各种制度性因素分割的劳动力市场，其中户籍制度则是这种分割的主要根源(张智勇，2005)。除了户籍制度之外，各个城市还形成了一系列的针对农民工就业的限制政策，这些政策限制农民工进入某些行业和职业就业，从而形成了对农民工的就业歧视(李萌，2005)。宋洪远等(2006)不仅对国家农民工政策的演进进行了分析，而且还对各地政府针对农民工的政策进行了梳理和研究，其分析显示，虽然中央政府已经逐渐开始放开城市劳动力市场的诸多限制，但是地方政府还是存在着针对农民工就业的各种歧视性政策。

孟昕、张俊森(2000)针对上海市一些大企业中的外来劳动力和城镇职工在职业获得和收入上的差距进行了分析，其研究发现城市职工不成比例的集中在白领职业，而外来者则不成比例的集中在蓝领职业。宋丽娜、Simon Appleton(2006)使用2000年国家统计局所做的城市家计调查(SSB, 2001)，对进城农民工和城镇下岗职工之间的工作搜寻和就业决策进行了研究，认为进城农民工与城市下岗工人基本上存在于劳动力市场的不同空间，不存在农民工对城镇下岗职工的工作替代；造成这种劳动力市场分割局面的原因就在于城市政府对城镇职工的制度性保护。Yao(2001)则分析了决定农民工和本地居民工资收入的不同因素，他使用中国四个村庄的调查数据对本地居民和农民工的工资差距进行了解释，发现对于本地工人工资主要由婚姻状况和政治面貌决定，而对于移民工资主要决定于年龄、教育程度和从事现有工作的时间。而Meng and Zhang(2001)的研究则发现，教育水平对城镇职工的就业获得影响较大，但对农民工的工资回报影响较大；家庭结构对于城镇职工的就业状况无关紧要，但对农民工的就业状况至关重要。

通过对这些文献的梳理,可以发现当前中国的进城农民工相比于城镇职工而言,在劳动市场上整体处于劣势。农民工主要处于职业层级的下层,主要集中在建筑业、制造业和服务业等技术含量比较低的行业中;相比于城镇职工,劳动时间过长,而工资偏低。造成这种状况的原因,则可以总结为两个方面:一是农民工自身的人力资本、社会资本等个人特征造成了农民工生产力低于城镇职工;而在一个完全竞争的劳动市场中,农民工获得与其边际生产力相对应的回报;但是,另一方面,除了影响农民工边际生产力的因素外,城市劳动市场中对农民工的各种制度性歧视也导致了农民工劳动市场回报过低。

2.3.2 劳动市场表现性别差异的理论和方法以及中国转型期劳动市场中性别差异的研究

针对劳动市场表现中工资性别差异的实证研究和经验研究一般都建立在 Mincer 收入方程的基础上。但是, Mincer 回归方程中的性别虚拟变量仅进入了回归方程中的截距中,而忽略了回归系数斜率所包含的信息。为了充分挖掘 Mincer 回归方程中回归系数所包含的有关性别差异的信息, Oaxaca (1973) 和 Blinder (1973) 几乎同时提出了性别工资差异的一个分解方法。Cotton (1988) 针对 Oaxaca 的分解方法指出, Oaxaca 分解混淆了前市场歧视(即人力资本获得上的歧视)和后市场歧视,从而低估了被歧视群体的价值,高估了受益群体的价值。基于此, Cotton (1988) 将 Oaxaca 分解中不能解释的部分(即歧视部分)重新分解为受益群体生产率被高估的部分和被歧视群体生产率被低估的部分。

劳动市场表现性别差异研究的另一个路径是男性和女性之间的职业隔离。Duncan (1955) 提出了性别职业隔离的测度指数 (Duncan Index), 来测度劳动市场上性别之间的职业隔离程度。在主流经济学中,性别的职业隔离所导致的性别歧视的分析框架由 Bergmann (1974) 给出。性别之间职业隔离导致女性大量涌入少数几个职业之中,造成这几个职业中女性劳动力的过度供给,压低了女性的工资收入,导致对女性的歧视。对由于职业获得而导致的职业隔离和性别歧视的经典经验研究模型则由 Brown et al. (1980a) 给出。在 Brown 分解中,性别之间的工资差异被分解为职业间由于个人特征造成的差异、职业间由于歧视造成的差异、职业内由于个人特征造成的差异和职业内由于歧视造成的差异四部分,从而可以清晰地发现性别之间工资差异的来源。

易定红、廖少宏 (2005) 使用历年中国劳动统计年鉴和 2000 年第五次全国人口普查的数据,通过对性别职业隔离的杜肯指数(Duncan Index; Duncan, 1955)和平方根指数(Hutchens, 2001; 2004) 的估计对中国的产业职业隔离情况进行了检验和估计,发现在产业内部的职业隔离程度较大,而且不同地区的产业性别职业隔离程度也存在差异。赵瑞美 (2004) 三次中国人口普查数据以及 1995 年 1%人口抽样调查数据,计算了改革开放以来中国的职业隔离指数(杜肯指数),发现改革开放以来中国的性别职业隔离指数发生了轻微的上涨。而李军峰 (2003) 则通过对就业质量的估算,研究了性别之间就业的职业隔离,发现不论从哪一个方面女性的就业质量都低于男性。姚先国、谢嗣胜 (2006) 估算了性别职业隔离所导致的资源配置扭曲带来的经济损失。在劳动供给的性别差异方面, Li and Zax (2003) 使用 1995 年中国家庭收入调查的数据估计了中国城镇职工分性别的劳动供给函数。

除了上述有关性别之间职业隔离和劳动供给的经验研究外,大量的文献集中在劳动市场工资收入的性别差异分解上。对于处于向市场化转型的中国劳动市场而言,研究转型对性别工资差异的影响是一个主要方面。中国在计划经济时代通过严格的计划手段,控制了企业对女性的就业和工资歧视,女性在许多方面取得了同男性相同的待遇 (Bauer, Wang and Zhao, 1992)。但是向市场经济的转型,削弱了政府的性别平等政策对企业的控制能力。同其它转型国家一样,女性在劳动市场中的地位遭到了削弱,女性受到了来自市场的歧视 (Reilly, 1999; Pailhe, 2000)。但是,市场经济的建立也为女性扩大就业机会和充分发挥人力资本的潜力提供了条件,从而可能提高了女性在劳动市场中的地位。在这两种力量中,哪一种会占据主导

地位呢？大量的研究发现：向市场经济的转型，基本上扩大了性别之间的工资差异。Gustafsson and Li Shi（2000）使用 1988 和 1995 年中国居民收入调查数据研究发现 20 世纪 90 年代，中国城市男女职工的工资差异有所扩大，其中职业对男女工资差异有显著影响。Demurger, Fournier and Yi（2006）利用中国居民收入调查 1988 年和 1995 年的数据，通过一个扩展了的 Oaxaca 模型，研究了 20 世纪 90 年代以来城镇职工性别工资差异的动态变化，同样发现了性别工资扩大的趋势。Shu（2005）使用 1995 年中国住户收入调查以及各年《中国统计年鉴》和《劳动统计年鉴》的数据对性别之间的工资差异进行了分析，发现与所有制相关的性别隔离在减轻；但是，行业间的收入差异和性别隔离却随着市场化程度的上升而上升；市场化加剧了女性职业（feminization of jobs）对收入的负面影响。李实、马欣欣（2006）使用 1999 年中国城市居民收入调查的数据，使用 Brown 模型估算了职业对中国城镇职工性别工资差异的影响，发现相比于 1990 年，1999 年中国城镇职工性别工资差异扩大了 7.4%；在全部工资差异种，职业内差异占总差异的 67.9%，职业间差异占总差异的 32.1%；由于个人特征差异导致的工资差异占总差异的 20.5%，而由于性别歧视导致的差异占总差异的 79.5%。

2.3.3 女性农民工与农民工劳动市场表现的性别差异

女性农民工作为农民工群体中的一部分，也带有农民工劳动市场表现的上述特征；但是，在农民工群体内部，女性农民工与男性农民工相比，又处于劣势地位。对于农民工群体而言，女性农民工就业层次偏低、年龄结构偏轻、工资收入偏低；而逐步开放的城市劳动力市场则进一步促进了不同性别农民工在劳动分工上的差异（谭深，1997）。

黄祖辉、宋瑜（2005）、肖云（2005）、刘旗、张冬平（2005）等人的文章分别以在杭州、重庆以及河南省的抽样调查为基础，对女性农民工进入城市劳动市场后的就业状况、劳动时间、工资收入以及社会保障等进行了描述统计研究，为深入了解女性农民工在城市劳动市场的表现提供了背景。郑真真、解振明（2004）专门研究了农村人口的乡城流动对农村妇女的影响，其中讨论了当前女性农民工外出模式的变化（第九章）。文章利用 2000 年在安徽和四川的调查发现，在过去的十年中，妇女外出打工的情况发生很大的变化：约三分之二的妇女在初次外出时已经结婚，再次外出时已婚的比例更高。农村妇女普遍都在 20 岁出头结婚，但她们没有终止外出打工；大约一半的已婚妇女与丈夫一同外出，还有一半是自己单独外出。

Huang（2001）使用 1990 年中国人口普查 1% 样本数据，研究了女性农民工的职业获得，发现男性主义的文化传统和户口制度都对女性农民工的职业获得产生影响；男性主义的文化传统不仅在家庭中降低了女性的地位，而且还导致了劳动市场中对女性的歧视；相比于男性农民工，女性农民工的人力资本积累本来就低，而且在劳动市场相同人力资本水平对女性的就业获得产生的正面影响要小于男性。

上述的这些研究仅从女性农民工劳动市场表现入手进行研究，缺乏与男性进行比较的视角。而使用性别视角，通过对不同性别农民工劳动市场表现进行研究的文献并不多，这一方面可能是由于数据获得上的困难，另一方面可能是缺乏性别对比研究的视角。钟甫宁、徐志刚、栾敬东（2001）使用 1998 年在江苏省苏州市和无锡市 9 个乡镇雇佣外来劳动力的企业调查数据，通过估计一个 Mincer 收入方程，研究了不同性别外来劳动力的职业获得和工资差异，发现男性进入的行业平均工资较高；而女性进入的行业，平均工资较低；而性别系数解释了大约 40% 的收入差异。但是，他们的论文没有对这些性别差异进行进一步的分解，从而无法得知这些性别差异在量上有多少来自歧视，有多少来自人力资本差异。

Fan（2003）使用多个数据集进行比较研究的方法（Multiple source approach），利用两个宏观数据集和三个微观数据集对中国的乡城移民进入城市劳动市场后的性别分工、职业隔离以及工资收入进行了研究，发现不论在那个数据集中，女性农民工与男性农民工相比在劳

动市场上都处于劣势地位。但是他的研究主要集中在通过多个数据集的比较，确定农民工群体中的性别差异，并没有对这种性别差异所造成的经济上的影响进行分析。

Meng and Miller (1995) 研究了中国农村乡镇企业中的工人所存在的工资性别差异。他们通过对 Brown 全要素分解模型的估计，发现在性别工资的总差异中，职业内差异占 76.7%，职业间差异占 23.3%。这个研究虽然使用比较成熟的计量模型定量分析了在乡镇企业中工作的农民工的性别工资差异，但是进入乡镇企业的农民工在劳动市场上的表现与进入城市的农民工在劳动市场上的表现毕竟存在较大的差别，不是本文的研究对象。Meng (1998) 的研究使用 1995 年中国社会科学院人口研究所在济南的调查数据，研究了进入济南的农民工的性别工资差异。通过估计一个 Brown 全要素分解模型，Meng (1998) 发现在农民工性别工资总差异中，职业内差异占 79.3%，职业间差异占 20.7%。但是，他的研究所使用的数据局限在一个城市中，而且样本的行业分布过于集中；其对职业的分类更应该是一种行业分类。

通过对已有研究的梳理，可以发现，当前针对中国农民工群体劳动市场表现性别差异的系统性研究还比较少。针对中国劳动市场上性别差异的研究，主要的研究群体集中在城镇职工上；针对中国农民工群体劳动市场表现的研究主要集中在总体特征的描述和分析上，以及农民工与城镇职工的比较分析上；针对女性农民工的研究则缺少与男性相比较的视角。在这方面，Fan (2003)、Meng and Miller (1995) 以及 Meng (1998) 的研究比较典型，但是他们的研究也存在数据和方法上可以改进的地方。

2.4 小结

本章首先给出了解释劳动市场表现性别差异的三种理论。人力资本理论将性别之间在劳动市场表现上的差异解释为不同性别的人力资本投资数量和类型的差异，并认为这种人力资本积累差异是女性理性选择的结果，在劳动市场中不存在系统性的针对女性的歧视。而劳动市场二元分割理论和性别歧视理论则将劳动市场中女性的弱势地位归因于制度性和社会性的性别歧视。

劳动市场性别差异的实证研究则主要分析可观察到的与生产能力相关的个人特征差异与不可观察到的制度性和社会性歧视所导致的差异在总差异中所占的比重。由于很难得到有关不同性别工人生产力的数据，一般的实证研究都是用可观察到的人力资本变量作为生产能力的代理变量；这些可观察变量不能解释的部分，即定义为“歧视”对性别差异的效应。但是，这种“歧视”与理论上定义的歧视有不同，是一种“残差”歧视。

针对中国农民工问题的研究，主要集中在农民工进入城市劳动市场后的总体特征分析以及农民工与城镇职工的比较上；对女性农民工的研究则缺少与男性进行比较研究的视角。而针对中国劳动市场中的性别差异，则主要集中在城镇职工的性别差异上。从与男性农民工比较的角度研究农民工群体劳动市场表现性别差异的文献还比较少。本文的研究基于这些已有研究，从性别差异的角度，对中国农民工群体中劳动市场表现的特征进行分析，以期发现农民工在城市劳动市场表现的特征，并提出相应的政策建议。

第三章 描述统计告诉我们什么？

3.1 数据介绍

本文使用的数据来自中国社会科学院经济研究所课题组 2006 年 6 月到 7 月在大连、上海、武汉、深圳、重庆五城市进行的“农民工健康及社会经济状况调查”。五城市 2006 年（调查年份）的主要社会经济指标见表 3.1。从人均地区生产总值和城镇居民人均可支配收入来比较，五城市的经济发展排序依次为深圳、上海、大连、武汉、重庆。这五个城市经济发展状况的排序也大体上体现了中国经济发展的地区差异，即经济发展水平由南向北、由东向西依次下降。这种地区间经济发展的不平衡，也导致了我国农村剩余劳动力的基本流向，即由西部地区向东部沿海地区流动，由经济不发达地区向经济发达地区流动。在每一个地区之内，由于所调查的城市都是本地区的经济中心，因此人口的流动呈现出由农村和边缘城镇向中心城市的流动趋势。在我们所调查的五城市中，除了深圳和上海外，大连、武汉和重庆也都吸引了大量的外来劳动力。特别是大连，在我们所调查的大连市经济开发区，其农民工中来自大连市下辖县、市、区的农民工占到了一半以上。

表 3.1 五城市主要社会经济主要统计指标（2006 年）

	地区生产 总值 (亿元)	地区生产 总值比上 年增长	人均生 产总值 (元)	常住人 口 (万人)	户籍人 口 (万人)	居住半年 以上外来 人口	城镇居民可 支配收入 (元)	农村居民人 均纯收入 (元)
大连	2569.7	16.5%	42579	603	572.1	—	13350	6984
上海	10366.37	12.0%	57659	1815.08	1347.82	467.26	20668	9213
武汉	2590.75	14.8%	29500	875	818.84	—	12359.98	4748
深圳	5813.56	16.6%	69450	846.43	196.83	649.6	22567.08	—
重庆	3491.57	12.2%	12457	2808	3198.87	—	11569.74	2873.83

1、人均地区生产总值以常住人口计算；2、大连数据来源于大连市 2006 年统计公报，其他城市来源于各城市统计年鉴；3、上海农村居民收入为农村居民人均可支配收入；4、深圳的收入状况统计不区分城镇和农村，为居民人均可支配收入。

根据课题组的研究目标，本次调查具有以下几个特点：（1）调查对象为相对于所在调查城市而言的外来农村劳动力，他们在调查城市工作、居住和生活，但仍不具有当地城市的户籍；（2）除上海外，其余四个城市的样本都从企业抽取，因此样本偏向于反映生产线上被雇佣的劳动力，自我雇佣型的农民工并不在本研究的范围内^①；（3）样本的抽取并不遵循简单随机原则，而是对企业的所有制类型、经营行业等特征按比例分割，对不同类型样本都要求其性别结构遵循一定的比例。这些特征使得本次调查的数据比较适合进行性别差异的研究。需要说明的是，本研究全部样本均来自农民工群体，所以农民工与当地城镇居民的差异并不在本研究的范围内。

3.1.1 样本的地域分布

五城市的样本分布见表 3.2。全部样本共 2398 个；大连的样本量比较少，只有 366 个，占 15.26%^②；上海的样本较多，占到了 22.64%，其次是重庆和深圳。这次调查的一个重要

^① 在武汉的调查中，也有部分来自所谓“门点”上的调查者，实际上是租赁某企业的门面从事自我经营活动，但这类样本数量非常少；在上海的调查虽然是在社区中进行的，但是也获得了样本工作单位的信息。

^② 大连样本中去掉了一些不符合本文农民工定义的样本；这些样本主要来自大连市开发区。他们基本上是

特征是力求样本的性别平衡。在全部样本中，女性占到了 51.98%，男性占到了 48.02%；女性稍多于男性，基本上达到了性别之间的平衡。在不同城市中，大连的女性比例为 73.97%，高于男性，这主要是数据清理所致^①；上海、武汉和重庆的女性比例分别为 46.22%、42.27%、48.76%，男性比例高于女性。

表 3.2 五城市农民工的样本分布情况

	全部		女性		男性	
	频数	频率 (%)	频数	占比 (%)	频数	占比 (%)
大连	366	15.26	270	73.97	95	26.03
上海	543	22.64	251	46.22	292	53.78
武汉	466	19.43	197	42.27	269	57.73
深圳	498	20.77	272	54.62	226	45.38
重庆	525	21.89	256	48.76	269	51.24
五城市	2,398	100	1,246	51.98	1,151	48.02

3.1.2 样本在不同类型企业之间的分布

这次调查的另一个特征是进入企业调查。进入企业调查可以发现劳动市场需求方的一些特征，而这些特征无疑对农民工的劳动市场表现产生影响。我们从三个方面给出企业的特征：一个是企业的所有制性质；第二是企业所在的行业；第三是企业的规模。

（一）企业的所有制性质

根据我们的研究目的，区分企业的所有制性质，主要是为了发现不同类别的资本对待工人的态度。因此，我们将调查中涉及的企业所有制性质分为 5 类：一是国有企业和事业单位，包括国有控股企业、国有联营企业和国有独资企业。之所以将事业单位也放到这一类中，有两个原因：一是大部分进入事业单位的农民工从事并不是“事业性”的工作，而是诸如后勤、保安、清洁等工作，这些工作在性质上与在企业生产线上从事的工作类似，特别是与服务业的工作性质相似；第二个原因则在于事业单位一般都是政府投资 and 管理的，这与国有企业接受政府投资和管理相似。第二类是集体企业，包括农村集体企业和城镇集体企业。此处的农村集体企业是指在城市或城市郊区的农村集体企业^②。这些农村集体企业虽然属于“农村”，但是其活动范围主要还是在城市。第三类是私营企业。第四类是外资及合资企业（包括港澳台企业）。之所以将外资与合资企业联系在一起，主要是考虑到合资企业的管理方式已经在很大程度上与外方接轨。第五类是其他股份制企，包括股份合作制企业、股份有限公司以及有限责任公司。

在 5 类所有制企业中，私营企业所占比例最高，占到了全部样本的 46.53%；其次是外资及合资企业，占到了全部样本的 25.27%；国有企业和事业单位以及其他股份制企业都占到了大约 10% 左右；集体企业的比例最低，只有 6.93%。从性别分布的角度看，外资及合资企业中女性农民工所占比例最高；而男性农民工则在其他股份制企业中所占比例最高。

（二）企业所在行业

为了控制不同行业对性别差异的影响，我们将企业所在的行业分为三类。根据我们的研究目的，行业分类的标准主要是对不同性别工人的体力、素质等方面的要求。例如，建筑业可能需要更强的体力，从而对男性农民工更加偏好；而保洁等服务业行业可能更偏好女性。这样，我们将建筑业、采掘业及农林牧渔业^③等作为第一类行业。制造业作为第二类行业。

被征地的农民，当地政府已经给与了他们城市户籍，在就业和社会保障上享受城市居民待遇。

^① 见上一条注释。

^② 在我们的样本中，主要是深圳郊区的一些企业。

^③ 此处的农林牧渔业不是农村的农林牧渔业，而是在城市中进行的种植业和养殖业。例如，在城市经营的

第三类行业则比较复杂，主要包括如下几类：交通运输邮电通讯业、商业、服务业以及房地产业中的物业管理，还包括在卫生、体育、教育等机关团体中从事服务业的农民工；总体而言，主要还是第三产业中的部分行业。在总样本分布中，制造业所占比例最高，为 60.26%；其次是第三产业，占到了 32.57%；建筑业、采掘业及农林牧渔业所占比例最低，只有 7.17%。在性别分布中，男性在建筑业、采掘业及农林牧渔业中占主要部分，占这个行业中样本的 72.09%；而女性则主要分布在制造业中，占这个行业样本的 56.72%；在第三产业中，性别的分布则比较均匀，女性占 48.53%，男性占 51.47%。

（三）企业规模

根据国家统计局《统计上大中小型企业划分办法（暂行）》，划分大中小型企业指标有三个：即从业人员、销售额、资产总额；并且这三个指标在不同行业的企业之间是不同的。按照这个规定，某一行业的企业需要在这三个指标都达到其上限时，才能定为上一个类型的企业（例如，一个工业企业只有实现从业人员 2000 人以上、销售额 30000 万元、资产总额 40000 万元及以上才能定为大型企业）。在本文中，我们将这个规定进行变通处理，即一个企业只要在这三个指标中达到一个，即定为上一个类型的企业（例如，一个工业企业，只要从业人员达到 2000 人，或者销售额达到 30000 万元，或者资产总额达到 40000 万元，即定为大型企业）。按照这个标准，我们将调查中所涉及的企业分为大型企业、中型企业和小型企业三类。

在这三类企业中，样本主要集中在小型企业上；其次是中型企业，占 34.71%；大型企业所占比例最小，为 18.46%。从性别分布看，在中型企业中，女性所占比例较高，为 61.2%；而在小型企业中，男性样本所占比例较高，为 56.38%。

表 3.3 农民工在不同类型企业间的分布情况

	全部		女性		男性	
	频数	频率 (%)	频数	占比 (%)	频数	占比 (%)
企业所有制性质						
国有企业、事业单位	242	10.11	111	45.87	131	54.13
集体企业	166	6.93	74	44.58	92	55.42
私营企业	1,114	46.53	532	47.76	582	52.24
外资及合资企业	605	25.27	418	69.21	186	30.79
其他股份制企业	267	11.15	107	40.07	160	59.93
Total	2,394	100	1,242	51.9	1,151	48.1
企业所在行业						
第一类行业	172	7.17	48	27.91	124	72.09
第二类行业	1,445	60.26	819	56.72	625	43.28
第三类行业	781	32.57	379	48.53	402	51.47
Total	2,398	100	1,246	51.98	1,151	48.02
企业规模						
大型企业	442	18.46	245	55.43	197	44.57
中型企业	831	34.71	508	61.2	322	39
小型企业	1,121	46.83	489	43.62	632	56.38
Total	2,394	100	1,242	51.9	1,151	48.1

花草种植业。这一点符合我们对农民工的定义。

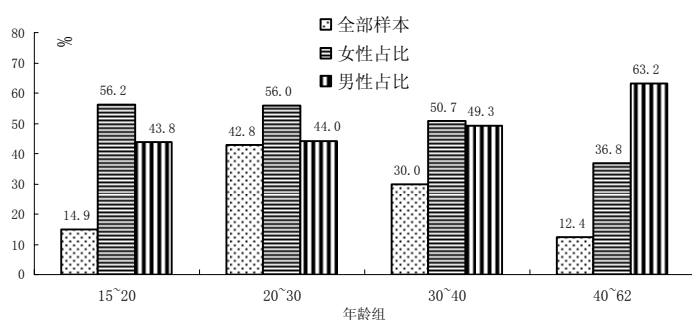
3.2 家庭与人口学特征

(一) 年龄：农民工平均年龄较低；女性农民工的平均年龄低于男性

已有的调查显示，从农村地区转移到城市劳动市场就业的农民工的平均年龄较低。在我们的调查中，也显示出了这一特征。五城市调查样本的平均年龄为 29.12^①岁，最小为 15.83 岁，最大为 62.25 岁。在全部样本中，20~30 岁之间所占比例最大，为 42.75%；30~40 岁之间的所占比例为 30%。从分性别的年龄分布来看，男性的平均年龄（30.25 岁）要显著高于女性的平均年龄（28.08 岁）^②；在不同性别的年龄分布上，从最小值到 40 岁之间，女性比例高于男性，在 40 岁以上，则男性比例高于女性。

上述特征都表明，相对于男性而言，女性农民工的年龄更小，而且更为集中；年龄较大的女性或者表现为更少地外出，或者更早地从城市劳动市场中退出。

图 3.1 农民工的年龄分布：分性别



(二) 农民工在城市的家庭规模小，只身外出比例高

农民工的一个显著特征是在农村老家和打工地城市之间频繁流动，因此，按传统方式定义的家庭并不能概括其在打工城市的居住和家庭特征^③。根据我们的研究目的，我们将“家庭”定义为：在打工地共同居住并具有血缘或姻缘关系得家庭成员。

表 3.4 农民工的家庭人口分布状况

家庭人口	全部		女性占比	男性占比
	Freq.	Percent (%)	(%)	(%)
1	1,467	61.18	46.86	53.14
2	515	21.48	59.03	40.97
3	331	13.8	61.93	38.07
4	58	2.42	56.9	43.1
5	23	0.96	60.87	39.13
6	2	0.08	100	0
7	2	0.08	50	50
Total	2,398	100	51.98	48.02

我们所调查的五城市农民工的平均家庭人口为 1.61 人；其中大连的平均家庭人口为 1.73 人，上海为 1.84 人，武汉为 1.58 人，深圳为 1.38 人，重庆为 1.54 人；所有城市的平均家庭人口都不超过 2 人。从平均家庭人口分析，我们所调查的农民工的家庭规模比较小，这与中国农民工“候鸟”式的乡城频繁流动有密切的关系。由于户籍制度的阻隔，农民工很难获得

^① 本文年龄以及非农务工经商年限的计算都已以调查月份（2006 年 7 月）为准；以调查月份减去出生年月（第一次外出务工经商年月）得到以月计算的年龄（非农务工经商年限），除以 12 得到以年计算的年龄（非农务工经商年限）。

^② 这个差异在统计上显著；男性和女性平均年龄差异 F 检验的 F 值为 39.96。

^③ 按照社会学和人类学的定义，家庭“是指一个包括父母及未成年子女的生育单位”（费孝通，2001，p41）。这是所谓核心家庭的定义。

所在打工城市的户籍，以及依附于户籍上的城市人口的社会保障和社会福利，大部分农民工选择了只身进入城市打工的模式。表 3.4 给出了五城市农民工的家庭人口的分布状况。从中可以看出，只身进入城市打工的样本占到了全部样本的 61.18%；2 口人的样本占到了 21.48%；单身和 2 口人占到了全部样的 82.65%。虽然近年来中国农民工的迁移模式越来越带有居家迁移的特征（劳动和社会保障部调研组，2006），但是，从我们的调查中仍然可以发现，只身进入城市农民工还是占大多数。

（三）婚姻状况与小孩数量

在我们使用的问卷中，被调查者的婚姻状况分为 6 类：未婚、初婚、再婚、离婚、丧偶、其他。根据我们的研究目的，将这 6 类重新分组为 2 类：已婚和未婚。初婚、再婚两类为已婚，其他类别则为未婚。样本农民工的婚姻状况见图 3.2。在全部调查样本中，未婚比例为 41.53%；其中男性占 48.14%，女性占 51.86%。已婚比例为 58.47%；在已婚者中，与配偶共同外出的比例为 48.72%；其余 51.28% 为单独外出^①，在单独外出者中，男性比例为 42.98%，女性比例为 57.02%。在我们所调查的打工地，与其配偶共同外出者中，女性所占比例高于男性。

图 3.2 农民工的婚姻状况与外出结构图

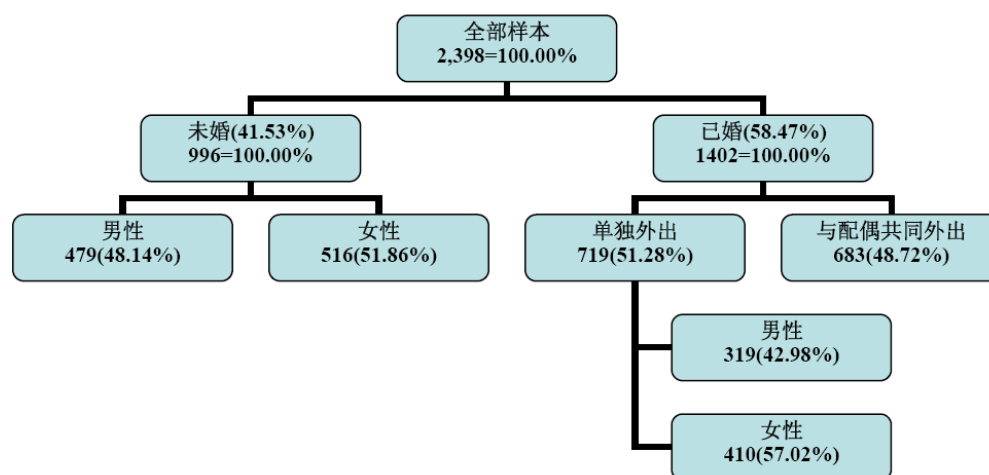


表 3.5 农民工子女数量状况

子女数量	全部		女性占比	男性占比
	Freq.	Percent (%)	(%)	(%)
0	1,032	50.76	48.64	51.36
1	693	34.09	50.07	49.93
2	267	13.13	43.45	56.55
3	35	1.72	31.43	68.57
4	4	0.2	0	100
5	2	0.1	50	50
Total	2,033	100	48.06	51.94

在家庭中，女性是抚育小孩的主要承担者；抚育小孩对需要占用大量的时间和精力，不能不对其劳动市场的表现产生影响。对于农民工而言，小孩数量较少，这可能与其平均年龄较低有关。从被调查者子女数量来看，平均小孩数量 0.68 个；没有子女的样本所占比例超过了 50%；有 34.09% 的被调查者有一个子女。在没有子女的样本中，女性占了 48.64%，低于男性；在 1 个孩子的样本中，则女性所占比例高于男性。在全部样本中，女性小孩数量的

^① 已婚者单独外出的含义是已经结婚，但是在调查地其配偶没有与其一起外出。

平均值为 0.63 个，低于男性（0.70 个）。

3.3 人力资本与社会资本的性别差异

人力资本和社会资本是与工人生产能力直接相关的个人特征变量。我们的调查显示，对于农民工而言，不论是可观察到的人力资本变量还是可观察到的社会资本变量，女性都显著低于男性。

3.3.1 人力资本特征：在人力资本存量上，女性农民工显著低于男性

人力资本是影响农民工劳动市场表现的主要因素。按照人力资本理论的解释，教育、健康、工作经验和培训构成了人力资本的主要组成部分（Schultz, 1971; Becker, 1964）。下面我们就从这 4 个方面入手，对五城市农民工的人力资本状况及其性别差异进行分析。

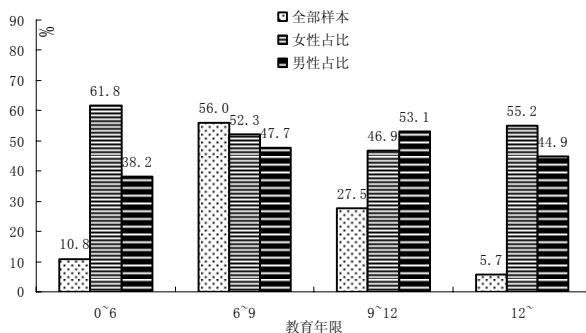
（一）教育：农民工的教育主要集中在初中水平；女性平均教育年限显著低于男性

表 3.6 农民工的教育状况

全部				
教育程度	Freq.	Per (%)	女性占比 (%)	男性占比 (%)
文盲	24	1	70.83	29.17
小学	239	9.97	61.92	38.08
初中	1,352	56.4	52.66	47.34
高中	416	17.36	38.7	61.3
职高技校	120	5.01	67.23	32.77
中专	166	6.93	52.41	47.59
大专	67	2.8	49.25	50.75
大学及以上 ^①	13	0.54	53.85	46.15
Total	2,397	100	51.96	48.04

教育年限				
平均值 (年)	全部	女性	男性	性别差异 F 检验 p 值
全部	9.40	9.23	9.55	0.0025

图 3.3 农民工教育年限的分布：分性别



从教育程度看，五城市农民工中初中教育程度的比例最高，占全部样本的 56.4%；其次

^① 在原有体制下，如果农村居民接受了大学及以上教育，那么一般会获得城市户籍，成为城市居民；但是，随着户籍制度的改革，一部分省市（例如山东、河北等）逐步取消了城市户籍和农村户籍的区别；一些农村居民虽然接受了大学及以上教育，但是还保留了农村户籍，或户籍所在地仍然留在农村或县城。这部分人在进入大城市工作后，其户籍仍然保留在老家农村或县城，因此在我们的调查中，他们也被定义成了农民工。

是高中教育程度，占 17.36%。在文盲、小学和初中阶段的农民工中，女性所占比例都高于男性；而在高中教育阶段，男性比例明显高于女性。虽然在职业高中、技校和中专阶段，女性所占比例高于男性，但是这三个阶段在全部样本中所占比例则比较小，只有 5.01% 和 6.93%。

从平均教育年限来看，全部样本平均接受教育年限为 9.4 年，稍高于初中水平的教育年限；女性农民工的平均教育年限为 9.23 年，低于男性的 9.55 年。从教育年限的分布上看（图 3.3），女性在 9 年以内的教育年限组别中，所占比例都高于男性；但是，在 9~12 年的组别中，女性所占比例要低于男性。

（二）健康：农民工的自评健康状况较好，但是女性的自评健康状况显著低于男性

健康不仅是人类发展的目标之一，而且也是一项重要的人力资本投资（Mushkin, 1962; Grossman, 1972），它对人们在劳动市场中的表现有重要的影响。在劳动市场上，健康对劳动市场表现的影响已经被已有的研究所证明（例如 Fein, 1958; Luft, 1975; Grossman and Benham, 1980; 樊明, 2002; 魏众, 2003 等）。

在实证研究中，一般有三类健康测度指标：即自评健康指标、因病损失的工作天数/效率、死亡率等客观指标以及自评与客观指标相融合的综合指标。在劳动经济学中，使用最为广泛的是自评健康指标（self-ranked health）。一些研究（如 Ferro, 1980）发现自评健康状况和由医生根据医疗记录所作的健康评价是高度相关的。对自评健康指标的批评主要集中在其偏差性上；例如两个健康状况完全一样的人未必对其自己的健康状况做出同样的评价（Bartel and Taubman, 1979）。

本文借鉴樊明（2002）的方法，构造一种自评健康测度指标对农民工的健康进行测度。根据樊明（2002），在调查问卷中，有 6 个涉及到健康的问题。这 6 个问题分为三个方面：一是功能障碍，包括：（1）最近一个月里，您是否有举手/弯腰困难；（2）最近一个月里，您是否有行走一公里的困难；（3）最近一个月里，您是否有爬楼梯的困难；第二个是身体症状，包括：（4）过去 3 个月里是否经常头疼/头晕；（5）最近一个月，您是否感到体弱疲劳；第三是精神症状，包括：（6）最近一个月，您是否经常感到心情烦躁^①。根据樊明（2002），这一健康测度能很好地适应对劳动市场的研究，即能回答一般健康状况对劳动市场表现的影响。

表 3.7 健康测度的赋值

	变量格式	子测度
1、举手/弯腰困难	是/否	如果是，hh=6； 如果否，hh=0
2、行走一公里的困难	是/否	如果是，hh=6； 如果否，hh=0
3、爬楼梯的困难	是/否	如果是，hh=6； 如果否，hh=0
4、过去 3 个月经常头疼/头晕	是/否	如果是，hh=3； 如果否，hh=0
5、感到体弱/疲劳	是/否	如果是，hh=4； 如果否，hh=0
6、感到心情烦躁	1~6 等	对应 0~5 分

上述 6 个问题的选项，前 5 个为“是、否”格式，第 6 个为排列格式，对应如下 6 个选项：“没有、有一点、有些日子、相当多日子这样、多数时间这样、总是如此”。1~3 项的功能限制直接影响农民工的劳动市场表现。一个人在这些功能上有障碍将难以从事相当的生产活动，所以凡有此类功能限制，设定一个子测度 hh=6。4~5 项的身体症状对工作有一定影响，但不如 1~3 项那样严重，所有此类症状赋值为 hh=3 或 4；出现这些功能限制和症状可反映一定疾病的严重程度。对许多疾病，在初发阶段，人会感到头疼和易于疲劳，而在后期，

^① 上述 6 个问题根据樊明（2002）进行了修改，使得问题更加适合中国城市劳动市场中工作的农民工进行回答；但是，问题的含义与樊明（2002）相同。

人的某些身体功能会受到限制，他们可能难以走得比较远，或者上楼梯有困难等。一个人能否感觉平静在一定程度上反映了其精神状态，这也是和劳动市场表现相关的。将每一个样本的健康子测度 hh 相加，就得到这个样本的健康测度得分 h ， h 值越大，则健康状况越差。健康自评测度得分的赋值过程见表 3.7。

按照上面的健康构造，全部样本健康得分的平均值为 2.33948。其中，得 0 分的，即在上述 6 个问题中，全部回答“否”的，占到了一半以上（50.58%）；得分在 1~6 分之间的，即至少没有任何功能障碍，只回答有身体症状和精神症状的占到了三分之一以上（36.86%）；而得分在 13 分以上的只占到了全部样本的 4.42%。这个状况说明，在我们所调查的农民工中，其自评健康状况比较好^①。这种情况，可能与我们的调查样本有关，因为我们的调查是在企业中进行的，所调查的农民工在进入企业之前，都经过企业的筛选，所以其健康状况可能要好于平均水平。除此样本偏差之外，另外一个原因可能是大部分进入城市劳动力市场的农民工年龄主要在 20—30 岁之间，正处在一个最健康的年龄段；而进入城市务工，本身就是一个筛选过程，那些健康状况较差的个体可能已经在迁移过程中被筛选掉了。

农民工的健康状况也显示出了比较明显的性别差异：女性农民工的自评健康状况显著低于男性。女性健康得分的平均值为 2.619355，高于男性（2.037555）；性别差异的 F 检验显示，这个差异在统计上是显著的。我们将所有样本分为 4 组，那么在第 1 组，即没有回答任何健康问题的组别，男性所占比例（51.44%）要高于女性（48.56%）；而在第 2 组、第 3 组和第 4 组中，女性所占比例都要高于男性。这表明在回答有健康问题的样本中，女性的比例要高于男性。特别是在第 4 组中，女性比例高于男性，这说明在健康状况最差的组别中，女性要多于男性。

表 3.8 农民工的健康测度得分情况

	全部		女性		男性	
	频数	频率 (%)	频数	占比 (%)	频数	占比 (%)
分组 1 (0 分)	1, 213	50. 58	589	48. 56	624	51. 44
分组 2 (1~6 分)	884	36. 86	473	53. 57	410	46. 43
分组 3 (7~12 分)	195	8. 13	118	60. 51	77	39. 49
分组 4 (13 分以上)	106	4. 42	66	62. 26	40	37. 74
Total	2, 398	100	1, 246	51. 98	1, 151	48. 02
	平均值	标准差	最小值	最大值	性别差异 F 检验	
全部	2. 33948	4. 202975	0	29	F=11. 45; p=0. 0007	
女性	2. 619355	4. 44955	0	26		
男性	2. 037555	3. 89968	0	29		

（三）非农务工经商年限：女性农民工显著低于男性农民工

工作经验是人力资本的重要组成部分之一。对于农民工而言，他们是从农村和农业产业中进入到城市第二产业和第三产业中工作的劳动者。他们在农村和农业中已经有过工作经验。但是，我们假设农业中的工作经验对第二产业和第三产业中的工作的影响非常微小，可以忽略不计。在本文的研究中，我们只关心农民工的非农工作经验。

表 3.9 给出了农民工非农务工经商年限的基本情况。全部样本的平均非农务工经商年限为 7.14 年，最大值为 31 年。非农务工年限低于 1 年的样本只占 9.38%；而非农务工经商年限在 1 到 5 年、5 到 10 年以及 10 年以上的分别占到了全部样本的 32.15%、31.23% 和 27.23%。女性农民工的平均非农务工年限为 6.42 年，比男性低大约 1.5 年，而且这个差异在统计上显

^① 其他的一些调查也表明农民工的健康状况比其他人要好。例如卫生部统计信息中心编（2004）（转引自房莉杰（2006）、关信平、姜妙屹（2002）在沈阳和成都的调查、国家统计局服务业调查中心（2006）、北京市统计局人口就业统计处（2006）等。

著的。如果将非农务工经商年限分为 4 组，那么在低于 10 年的组别中，女性所占比例都低于男性；而在高于 10 年的组别中，男性所占比例（55.9%）则高于女性（44.1%）。总体而言，在非农务工经商年限上，女性要低于男性。

表 3.9 农民工非农务工经商年限（单位：年）

	全部		女性		男性	
	频数	频率 (%)	频数	占比 (%)	频数	占比 (%)
低于 1 年	225	9.38	114	50.67	111	49.33
1~5 年	771	32.15	451	59	320	41.5
5~10 年	749	31.23	393	52.54	355	47.46
10 年以上	653	27.23	288	44.1	365	55.9
Total	2,398	100	1,246	51.98	1,151	48.02
	平均值	标准差	最大值	性别差异的 F 检验		
全部	7.1434	5.533094	30.91703			
女性	6.417664	4.766757	29.16626			
男性	7.925861	6.162729	30.91703	F=44.89; p=0.0000		

（四）培训：在接受培训的比例上，女性农民工低于男性

培训是人力资本的重要组成部分。对于农民工而言，在其决定迁移到城市之前，可能已经在老家接受了培训；这种在老家接受的培训无疑会影响到他们在城市劳动市场的表现。因此，在我们使用的问卷中，设计了两个与培训有关的问题，一个农民工在老家接受培训的情况，另一个是进入城市后接受培训的情况。为了区分不同的培训类型，在老家接受的培训分为 5 类：即自费接受的技能培训（包括学徒）、政府组织的培训、用工单位组织的培训、其他类型培训以及没有接受过培训；进入城市后接受的培训分为 6 类：即自费接受的培训（包括学徒）、政府组织的培训、用工单位组织的技能培训、用工单位组织的上岗安全培训、其他培训以及没有接受过培训。

表 3.10 农民工接受培训情况 (%)

	老家				进入城市后			
	全部	女性 占比	男性 占比	Pearson chi (2) 检验 p 值	全部	女性 占比	男性 占比	Pearson chi (2) 检验 p 值
自费技能培训	13.21	39.11	60.89	0.001	9.54	49.49	50.51	0.709
政府组织的培训	2.2	44.44	55.56	0.611	1.13	73.91	26.09	0.013
用工单位组织的 培训	5.7	44.44	55.56	0.385	—	—	—	—
用工单位组织的 技能培训	—	—	—	—	45.6	55.33	44.67	0.000
用工单位组织的 上岗安全培训	—	—	—	—	39.06	54.41	45.59	0.02
其他类型培训	4.46	46.32	53.68	0.708	5.77	59.66	40.34	0.013
没有培训	80.03	54.51	45.49	0.000	35.9	50.41	49.59	0.122

在老家没有接受过任何类型培训就进入城市劳动市场的比例占到了 80.03%。自费接受的技能培训（包括学徒）占到了 13.21%；而政府组织的培训及用工单位组织的培训都只占到了极小的比例。在老家接受培训上的性别差异比较明显。在老家没有接受培训的样本中，女性占到了 54.51%，高于男性（45.49%），而且这个差异在统计上是显著的。在自费接受的技能培训、政府和用工单位组织的培训以及其他类型的培训中，女性所占比例也低于男性。

这说明，以培训表示的人力资本存量上，女性农民工要显著低于男性。

这个状况在进入城市后发生了变化。在进入城市后，没有接受培训的比例下降到 35.9%；用人单位组织的技能培训和上岗安全培训的比例分别上升到了 45.6% 和 39.06%；这说明在进入城市后，农民工所接受的培训大部分都是由所在单位组织的。女性与男性在进入城市后接受的培训上，基本上已经没有显著差异。在没有接受培训的样本中，虽然女性所占比例（50.41%）还是稍微低于男性（49.59%），但是这个差异在统计上并不显著。

3.3.2 社会资本特征：女性的社会资本存量也显著低于男性

社会资本^①是“个人通过他们的成员身份在网络或者在更宽方的社会结构中获取稀缺资源的能力。获取能力不是个人固有的，而是个人与他人关系中包含着的一种资产（Portes, 1995）；“与物质资本和人力资本相比，社会资本指的是社会组织的特征，例如信任、规范和网络，它们能够通过推动协调和行动来提高社会效率。社会资本提高了投资于物质资本和人力资本的收益”（Putnam, 1993）。

本文无意对社会资本的概念进行深入讨论。根据本文的研究目的，以及已有的对社会资本的研究，本文假设作为影响劳动市场表现的社会资本，至少具有如下特征：第一，是一种社会网络或社会关系；第二，工人可以通过这种社会网络或社会关系提高其生产效率，获得某种回报；第三，这种社会网络或社会关系产生劳动市场回报的途径可以是促进信息交流，减少信息成本，或者是表现为社会交际能力，或者是增加信任，减少因为不确定性导致的成本等；第四，作为社会资本的社会网络或社会关系在现实中很难观察到，需要某种代理变量。在上面四个特征下，根据我们使用的问卷，本文使用如下四个指标作为社会资本的代理变量，来测度农民工的社会资本存量：一是中共党员的身份；在当前中国的社会制度和政治制度下，加入中国共产党至少代表了此人在其活动群体中的群众信任度和政治活动能力^②；二是参军经历；农民工在未流动之前，一般是农村居民，参军是他们第一次比较正式地参与到现代化的集体生活中，可能会增加其社会交际的能力；三是在老家的干部经历；第四个是在打工地经常交往的朋友/老乡个数。

在全部样本中，中共党员的比例为 4.32%，有参军经历的比例为 3.67%，在老家有过干部经历的比例为 6.72%，在打工地经常交往的朋友/老乡个数的平均值为 8.13 个。

表 3.11 还显示农民工的社会资本存量存在着显著的性别差异：女性农民工在四个指标上都显著低于男性农民工。在具有中共党员身份的样本中，女性只占到了三分之一（33.01%），显著低于男性（66.99%）；在参军经历中，女性更是大大低于男性比例，只有 8.05%；在老家的干部经历上，女性要稍微好一些，所占比例低于男性大约 11 个百分点，但

^①社会资本（social capital）的概念是社会学家首先提出并使用的。在学术界，对于社会资本的定義还没有达成共识。最先提出并使用社会资本概念的是法国社会学家 Bourdieu（1986）。他认为“社会资本是现实或潜在的资源的集合体，这些资源与拥有或多或少制度化的共同熟识和认可的关系网络有关，换言之，与一个群体中的成员身份有关。它从集体拥有的角度为每个成员提供支持，在这个词汇的多种意义上，它是为其成员提供信任的‘信任状’”。除了 Bourdieu 对社会资本的定义外，其他主要的社会资本的定義还有 Coleman（1988; 1990）的功能主义定义。Coleman（1988; 1990）按照社会资本的功能，将其定义为“个人拥有的社会结构资源”。与其它形式的资本一样，社会资本是生产性的；是否拥有社会资本，决定了行动者能否实现某个特定的工具性行动。社会资本存在于人际关系的结构中，它既不依附于独立的个人，也不存在于物质的生产过程中。林南（Lin, 1999）把社会资本界定为“在具有期望回报的社会关系中进行投资”。个人为了创造收益才参与互动和建立网络。他把社会资本的功能概括为四个方面（Lin, 1999）：第一，促进了信息的流动；第二，社会关系人可以对代理人施加影响，这些代理人在有关行动者的决定（如雇佣或提升）中发挥关键性作用；第三，社会关系资源及其被确认的与这个人的关系，也被组织及其代理人视作这个人的社会信任的证明，某些信任反映了个人通过社会网络和关系汲取资源的能力；第四，社会关系被期待着强化身份和认可。其他对社会资本的定義还有 Burt（1992）的“结构洞”社会资本观等。有关社会资本理论和经验研究的文献综述可以参见张文宏（2003）以及陈柳钦（2007）。

^② 在中国的政治制度下，加入中国共产党，需要经过许多环节，其中一个很重要的环节是党员和群众的投票。使用党员作为社会资本或政治资本的代理变量在劳动经济学的研究比较普遍，例如王美艳（2005）。

是也表现出显著低于男性的特点。在打工地经常交往的朋友/老乡个数上，女性平均比男性要少大约 2 个，而且这个差异在统计上显著。

表 3.11 农民工社会资本拥有情况

	全部		女性		男性		Pearson chi2 检验 p 值
	频率	比例 (%)	频率	占比 (%)	频率	占比 (%)	
中共党员	103	4.32	34	33.01	69	66.99	0.00
参军经历	87	3.67	7	8.05	80	91.95	0.00
干部经历	161	6.72	71	44.1	90	55.9	0.039
朋友/老乡个数	平均值		平均值		平均值		性别差异 F 检验
	8.13151		7.320833		9.017226		F=16.88; p=0.0000

3.4 农民工的就业特征

(一) 就业稳定性：农民工的就业稳定性较低；女性农民工的就业稳定性好与男性，但是失业后女性重新找到工作的等待时间要显著长于男性

就业稳定性反映了农民工在城市就业中与工作单位的联系紧密程度。此处我们从如下三个方面来讨论农民工的就业稳定性：一是在当前单位的工作时间；二是此前换过工作的次数；三是失业经历以及失业持续时间。

首先来看农民工在当前单位的工作月数。平均而言，所调查的乡城流动工在当前单位的平均工作时间不到 3 年 (34.23 个月)；在当前单位工作时间在 1 年之内的占到了全部样本的 40.33%；在 1 年到 2 年之间的占到了 16.1%；在 2 年到 5 年之间的占到了 23.19%；在 5 年以上的占到了 20.39%。

在当前单位工作时间内存在较为明显的性别差异。平均而言，女性农民工在当前单位的工作时间要比男性农民工长出大约半年 (6 个月)，而且这个差异在统计上显著。从在当前单位的工作时间看，女性农民工的就业稳定性要好于男性。

表 3.12 农民工在当前单位的工作月数

	全部		女性		男性	
	频数	频率 (%)	频数	占比 (%)	频数	占比 (%)
1~12 个月	967	40.33	458	47.36	509	53
12~24 个月	386	16.1	212	54.92	174	45.08
24~60 个月	556	23.19	308	55.5	247	44.5
60 个月以上	489	20.39	268	54.81	221	45.19
Total	2,398	100	1,246	51.98	1,151	48.02
平均值 (月)	34.22915		37.01372		31.13707	
性别差异的 F 检验	F=12.24; p=0.0005					

表 3.13 农民工的工作变换次数和失业经历

	全部		女性		男性		Pearson chi2 检验 p 值
	频数	频率 (%)	频数	占比 (%)	频数	占比 (%)	
有过失业经历	648	27.02	253	39.04	395	60.96	0.0000
失业持续时间 (天)	平均值		平均值		平均值		性别差异 F 检验
	51.73611		62.27668		44.98481		F=5.43
工作变换次数	1.601516		1.168684		2.075838		F=59.61

从全部样本看，农民工有过失业经历的比例高达 27.02%；在有过失业经历的样本中，

平均而言，失业的持续时间大约为 2 个月左右（51.74 天）。农民工在进入城市工作后变化工作的次数平均为 1.6 次。这些指标都可以说明，对于农民工而言，其就业的稳定性较低。从工作变换次数看，女性农民工在进入城市工作后，平均变换或 1.17 次工作，显著低于男性（2.08 次）。

在失业和工作变换上，农民工群体中存在着显著的性别差异。在有过失业经历的样本中，女性所占比例为 39.04%，显著低于男性所占比例（60.96%）。但是，需要注意的是，在有过失业经历的样本中，女性的平均失业持续时间（62.28 天）要显著高于男性（44.98 天）。

（二）就业正规化程度：没有与单位签订劳动合同的农民工占到了三分之一以上；虽然女性签订劳动合同的比例高于男性，但是签订劳动合同的期限却显著低于男性

我们使用农民工与工作单位签订劳动合同的比例以及劳动合同的期限来分析农民工的就业正规化程度。在全部样本中，没有与用工单位签订劳动合同的比例超过了三分之一（34.56%）；与用工单位签订固定期限劳动合同的比例超过了一半以上（55.16%）；没有固定期限劳动合同的比例只有不到一成（9.23%）；季节工的比例为 1.05%。

在签订劳动合同的样本中，劳动合同规定的期限平均为 1 年多一点（13.39 个月）；这说明，虽然有大约三分之二的农民工与用工单位签订了劳动合同，但是劳动合同期限比较短。

在签订劳动合同上，农民工群体中存在着比较明显的性别差异。具体而言，在没有劳动合同的样本中，女性所占比例低于男性；仅从这一点而言，女性就业的正规化程度要好于男性。在固定期限劳动合同中，女性所占比例要高于男性，而且在无固定期限劳动合同中，女性所占比例低于男性。值得指出的是，在签订劳动合同的样本中，女性的劳动合同期限平均要比男性低出大约两个月，而且这个差异在统计上显著。

表 3.14 农民工签订劳动合同情况

	全部		女性		男性	
	频数	频率 (%)	频数	占比 (%)	频数	占比 (%)
固定期限	1,315	55.16	720	54.79	594	45.21
无固定期限	220	9.23	98	44.55	122	55.45
季节工	25	1.05	11	44	14	56
没有劳动合同	824	34.56	411	49.88	413	50.12
Total	2,384	100	1,240	52.04	1,143	47.96
劳动合同期限	平均值		平均值		平均值	
(月)	13.38631		12.58367		14.33173	
性别差异 F 检验	F=14.06; p=0.0002					

（三）社会保险覆盖率与组织化程度：农民工的社会保险覆盖率较低，组织化程度较低；在社会保险覆盖率和组织化程度上女性农民工好于男性

从当前中国的社会保障制度分析，现行社会保障制度没有排斥正规就业的农民工参加到社会保障体系中来。但是，从总体上来看，农民工的社会保险覆盖率比较低（国务院研究室课题组，2006；郑功成、黄黎若莲，2006）。当前中国并没有建立起全国统一的农民工的社会保障制度；但是随着中央政府对农民工工作的日渐重视以及农民工对当地经济建设的作用越来越大，各地政府纷纷在探索适应当地情况的农民工的社会保障体系。在我们所调查的五城市中，截止到调查日，农民工的社会保障体系可以分为两类：一是没有专门建立农民工的社会保险，但是允许农民工参与到城镇职工的社会保障体系中来；武汉和重庆实行的是这种制度^①；二是建立了专门的农民工的社会保障体系，农民工的保险基金单独列帐。大连、上

^① 两城市从 2007 年开始也准备建立专门的农民工的社会保障体系。武汉市 2007 年 1 月开始实施《武汉市

海和深圳属于后者^①。

我们的调查显示，农民工社会保险的覆盖率也比较低。表 3.15 给出了五城市农民工 4 项社会保险的覆盖率。五城市农民工参加打工地养老保险的比例为 23.46%，参加打工地医疗保险的比例为 33.32%，参加打工地工伤保险的比例为 46.69%，参加打工地失业保险的比例为 8.32%。工伤保险的覆盖率最高，但是也不超过 50%；失业保险的覆盖率最低，只有不到 10%。

农民工四项社会保险的覆盖率也存在比较明显的性别差异。在养老保险覆盖的样本中，女性所占比例（65.44%）显著高于男性（34.56%）；在医疗保险和失业保险覆盖的样本中，女性的比例都显著高于男性。在工伤保险覆盖的样本中，女性所占比例（53.48%）也要高于男性，虽然这个差异在统计上不显著。总体而言，在农民工的社会保险覆盖中，女性要优于男性。

表 3.15 农民工社会保险覆盖率的性别差异

	全部		女性		男性		Pearson chi2 检验 p 值
	频数	频率 (%)	频数	占比 (%)	频数	占比 (%)	
养老保险	545	23.46	356	65.44	188	34.56	0.000
医疗保险	736	33.32	427	58.1	308	41.9	0.000
工伤保险	1,106	46.69	591	53.48	514	46.52	0.139
失业保险	186	8.32	123	66.13	63	33.87	0.000

已有的研究发现工人的组织程度提高了与雇主的谈判能力，从而提高了工人总补偿中附加福利的份额（Freeman, 1981）。对于农民工而言，其组织化程度可能会提高其谈判能力，也可能通过其他一些方式，来影响农民工的劳动市场表现。在当前中国城市劳动市场中，工人的组织形式有职工代表大会、工会等；但是，对于农民工而言，他们的流动性以及就业的非正规型，往往使他们游离于这种正式的组织之外。

我们使用三个指标来刻画农民工的组织化程度。第一个是参加其他类型工会的比例。此处“其他类型”的工会，主要是指由政府或单位组织的正式工会。第二个是参加农民工自己组织的工会的比例。在中国的正式官方文件中，没有允许自己组织工会的条款。但是，在实际调查中，我们发现在农民工群体中，确实存在农民工自己组织的类似工会性质的组织。使用“自己组织的工会”只是为了说明这一中情况。第三个指标是一年以来有工会或其他组织帮助增加工资或提高福利待遇的比例。

表 3.16 农民工参加工会的比例 (%)

	全部		女性		男性		Pearson chi2 检验 p 值
	频数	频率 (%)	频数	占比 (%)	频数	占比 (%)	
参加其他类型的工会	324	13.54	227	70.28	96	29.72	0.000
参加自己组织的工会	76	3.18	43	56.58	33	43.42	0.411
有工会或其他组织帮助提高福利	325	13.64	230	70.77	95	29.23	0.000

在五城市全部样本中，参加其他类型工会的比例为 13.64%；参加自己组织的工会的比

农民工参加医疗保险实施意见（试行）》。重庆市则拟出台《重庆市农民工住院医疗保险暂行办法》。

^①大连市 2005 年 11 月开始实行《大连市农民工社会保险暂行办法》，规定与本市用人单位形成劳动关系的农民工，可以参加城镇职工的社会保障，也可以参加专门的农民工社会保障。上海在 2002 年 9 月开始实行《上海市外来从业人员综合保险暂行办法》，并在 2005 年 4 月颁布了综合保险的实施细则，规定不论是由单位的还是无单位的外来务工人员，可以参加包括工伤保险、住院医疗保险和老年补贴三部分在内的综合保险；综合保险基金实行集中管理、单独立户、专款专用。深圳自 2005 年 3 月开始试点劳务工合作医疗试点，并于 2006 年 6 月实行《深圳市劳务工医疗保险暂行办法》，《暂行办法》规定，劳务工医疗保险实行现收现付、当年收支基金基本平衡的原则，基金纳入财政专户，不设立个人帐户。

例为 3.18%；在最近一年来，有组织帮助提高福利待遇的比例为 13.54%。

农民工的组织化程度还存在明显的性别差异。在组织化程度上，女性农民工要好于男性。表 3.16 显示，在参加其他类型工会的样本中，女性所占比例（70.28%）要高出男性所占比例（29.72%）。参加自己组织工会的样本中，女性所占比例（56.58%）也要高出男性所占比例（43.42%），虽然这个差异在统计上不显著。在最近一年来得到工会或其他组织的帮助的样本中，女性也显著高于男性所占比例。

（四）工作环境安全性测度：女性农民工所处的工作环境安全性高于男性

农民工工作环境的安全性直接影响到他们的身心健康，从而对其劳动市场表现产生影响。但是，对工作环境安全性的测度比较困难。此处我们通过构造一个工作环境安全性的测度，来分析农民工在工作中面临的环境风险。工作环境的安全性实际上有两个维度：一是对工作环境安全性的客观测度，即在客观上，工作环境如何；二是农民工主观上对工作环境是否安全的判断，这个判断的根据是工作环境是否影响到了在其中工作的人的健康。

首先看客观测度。在我们使用的问卷中，设计了 5 个有关工作环境的问题：是否接触有毒有害物质、空气中粉尘含量是否很高、噪音是否很大、环境是否很潮湿、是否经常从事高空作业。对这 5 个问题设计了 3 个选项：即“是”、“一般”和“否”。我们将这 3 个选项分别赋值为“2”、“1”和“0”^①。但是，这个指标对工人健康的影响是不同的，需要根据工人的主观判断对其重要性进行区分。这就涉及到工作环境安全性测度的主观维度。在我们使用的问卷中，设计了这样的问题，来测度工人对工作环境安全性的主观判断：您认为当前工作是否会影响到您的身体健康？这个问题的选项有两个，即“是”和“否”。将回答“是”的设定为 1，回答“否”的设定为 0。为了从主观判断上给出 5 个客观测度的重要性，我们以主观测度为因变量，以 5 个客观测度为自变量进行 Logistic 回归，得到比数比（Odds Ratio）。而比数比的含义正是自变量对因变量产生作用的重要性。

Logistic 回归的比数比显示，对工人主观判断产生影响的重要性排序依次为：有毒、粉尘、噪音、潮湿、高空。这个结果显示，对于农民工而言，工作环境中的有毒有害物质对其健康的影响最大；而高空作业的影响最小，而且在统计上不显著。这个结果可能与我们的抽样有关。在我们的抽样中，没有专门到建筑企业，特别是室外建筑工地上进行调查。

表 3.17 农民工工作环境安全性测度得分

	全部		女性		男性	
	频数	频率 (%)	频数	占比 (%)	频数	占比 (%)
0 分	1,043	43.49	579	55.51	464	44.49
1~4 分	496	20.68	248	50	248	50
4~10 分	582	24.27	283	48.71	298	51.29
10 分以上	277	11.55	136	49.1	141	50.9
Total	2,398	100	1,246	51.98	1,151	48.02
Pearson chi2 检验			Pearson chi2 (3) =9.4069; p=0.024			
	全部		女性		男性	
平均值	3.959849		3.709911		4.225413	
性别差异 F 检验 (全部)			F=6.32; p=0.0120			

根据上面的回归结果，我们将上述 5 个客观测度赋值如下：有毒赋值为 4，粉尘赋值为 3，噪音赋值为 2，潮湿赋值为 1，高空赋值为 0；高空赋值为 0 实际上是认为高空对农民工工作环境的安全性没有影响。将这 5 个客观测度的值相加，得到农民工工作环境安全性的一

^① 此处的赋值过程以及下面根据主观判断的赋值过程实际上取了其序数含义，即赋值越高的选项，其安全性越低，对工人健康的影响越严重。但是，序数相加没有意义。为了部分地解决这个问题，我们将不同权重之间的间隔设定为 1 个相等单位，并控制在 0~5 之间。赋值为 0 实际上是说这个指标对因变量没有影响。

个测度。从上面的赋值过程可以看出，测度得分越高，农民工所在的工作环境的安全性越差。

全部样本工作环境安全性测度得分的平均值为 3.96；得分为 0 分，即工作环境非常安全的占到了 43.49%；得分在 1~4 分之间的占到了 20.68%；得分在 4~10 分的占到了 24.27%；其余 11.55% 的得分在 10 分以上。

相对于男性农民工而言，女性农民工所面临的工作环境的安全性要好一些。女性工作环境安全性测度得分的平均值为 3.71，低于男性（4.23），而且这个差异在 5% 的显著水平上显著。从分布上看，除了在 0 分组别中女性所占比例高于男性外，在其他三个组别中，男性所占比例都等于或大于女性，这也说明男性农民工所面临的工作环境安全性比女性要差；列联表的 Person chi² 检验显示，这种分布差异在 5% 的显著水平上显著。总体而言，可以大致得出这样的结论：女性农民工所面临的工作环境在安全性上优于男性。

3.5 劳动力市场表现的性别差异

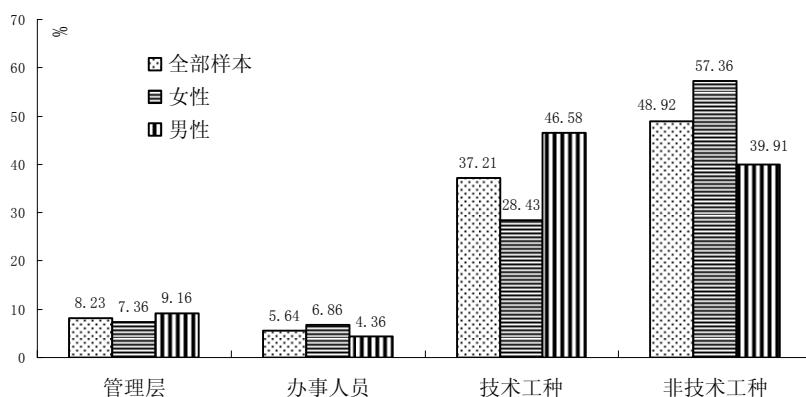
那么，在职业获得、劳动供给和工资三个方面的劳动力市场表现上，农民工表现出了什么样的特征？这些特征的性别差异如何呢？从已有的研究看，进入城市的农民工群体的职业层次较低、劳动时间过长、工资较低（国务院研究室课题组，2006）。我们的调查也显示出了这个特征^①。

（一）农民工的职业获得和性别职业隔离：农民工的职业层次较低；女性主要集中在办事人员和非技术工种上

虽然我们的抽样是在企业中进行的，所抽样本多为生产第一线的工人，但是从农民工的职业分布上，还是可以看出在农民工工作的企业中，农民工主要集中在生产工人职业上；进入管理层以及办公室人员的比例都很低（分别为 8.23% 和 5.64%）。如果将管理层以及办事人员作为白领职业，技术工种和非技术工种作为蓝领职业，那么，至少从我们的数据看，农民工主要还是集中在蓝领职业上。

在农民工群体中，已经发生了职业的性别隔离。在白领职业中，女性在办事人员中的比例（6.86%）高于男性所占比例（4.36%）；而在管理层职业中，男性所占比例（9.16%）则高于女性（7.36%）。

图 3.4 农民工的职业分布



（二）劳动供给：农民工的劳动时间超出法定劳动时间；男性劳动时间显著高于女性

我们所调查的数据显示，农民工每月的平均工作天数为 25.60 天（每周大约平均工作 6 天半）；每天平均的工作时间为 9.14 小时；每月平均工作时间高达 234.97 小时。按照法定工作时间，每周工作 5 天，每天 8 小时，农民工的劳动时间要大大超长。

^① 此处仅从描述统计的角度给出农民工劳动力市场表现的主要特征；在后文将对之进行全面分析。

从劳动供给时间的性别差异看，女性的每月工作天数要显著低于男性；每天工作时数也低于男性（虽然在统计上不显著）。

表 3.18 农民工的劳动供给状况

	全部	男性	女性	性别差异的 F 检验
每月平均工作天数	25.60	25.99	25.24	F=32.37; p=0.0000
每天平均工作小时	9.14	9.17	9.12	F=0.47; p=0.4940
每月平均工作小时	234.97	238.89	231.42	F=9.43; p=0.0022

（三）农民工的工资：农民工的工资较低；女性农民工的工资显著低于男性

五城市农民工的月工资平均只有 1002.05 元；其中女性平均月工资只有 910.78 元，男性平均月工资为 1100.24 元。女性农民工的月工资显著低于男性。因为男性农民工的每月工作时间显著高于女性，为了剔除劳动时间的影响，使用小时工资来对男性和女性的工资差异进行比较。全部样本小时工资平均为 4.51 元，其中女性为 4.17 元，显著低于男性的 4.87 元。以月工资计算的性别工资比为 0.83%，以小时工资计算的性别工资比为 0.86 元。

表 3.19 农民工的性别工资差异（单位：元）

	全部	女性	男性	性别差异 F 检验	工资性别比
月工资（均值）	1002.05	910.78	1100.24	F=99.62	0.83
小时工资（均值）	4.51	4.17	4.87	F=51.40	0.86

3.6 小结

本章首先介绍了本文所使用数据的特点以及样本的地域分布和企业分布。在以教育、健康、非农工作经验和培训表示的人力资本存量中，农民工整体的人力资本存量较低，而且女性农民工的人力资本存量都显著低于男性；在以中共党员、参军经历、干部经历和打工地经常交往的朋友/老乡个数表示的社会资本存量上，女性农民工也显著低于男性。从就业特征上看，农民工的就业稳定性较差；从性别差异上看，女性农民工的就业稳定性好于男性，但是在失业后，女性再就业的等待时间显著长于男性。农民工就业的正规化程度较低，与所在单位签订劳动合同的比例低，劳动合同的期限较短；虽然女性农民工与所在单位签订劳动合同的比例高于男性，但是在签订劳动合同的农民工中，女性劳动合同的期限要比男性短。农民工的工作环境较为恶劣，工作环境的安全性较低；从性别差异看，女性的工作环境安全性要好于男性。农民工的社会保险覆盖率较低，组织化程度较低；从性别差异看，女性的社会保险覆盖率要好于男性，组织化程度也高于男性。

从劳动市场表现的特征来看，农民工的职业层次较低，主要集中在蓝领职业中；劳动时间超过法定劳动时间；工资较低。从劳动市场表现的性别差异分析，相对于男性农民工，在白领职业中，女性农民工主要集中在办事人员职业中，在蓝领职业中，女性农民工主要集中在非技术工种中。女性的劳动时间低于男性；女性的工资也显著低于男性。在城市劳动市场中，农民工的劳动市场表现存在着显著的性别差异。

上述特征属于可以观察到的个人特征。人力资本和社会资本存量属于劳动市场中的供给方特征，而企业特征和就业特征基本上属于劳动市场中的需求方特征。从本章的分析中，可以看出，在这些可观察的个人特征中，存在比较明显的性别差异；而且在劳动市场表现的三个方面，也存在着性别差异。现在的问题是：在劳动市场表现的性别差异中，这些可观察到的个人特征起到了多大的作用？那些不可观察的因素，在劳动市场表现的性别差异中，起到了多大的作用？在后面的三章中，我们将依次对之进行详细分析。

第四章 农民工的职业获得与性别职业隔离

职业获得 (Occupational Attainment) 是指工人在既定条件下, 获得某种职业的可能性。职业获得不同于职业选择 (Occupational Choice), 后者主要涉及个人能够控制的变量, 主要是供给方的变量; 前者则涉及劳动供给和劳动需求两个方面; 在职业选择中, 并不是所有的个人特征变量都是外生的。职业选择是一个自我选择过程, 在这个选择过程中, 工人需要比较各种职业的潜在收益和成本, 并选择净收益最大化的职业; 在职业选择过程中, 工人考虑的主要是供给方的决策。而在职业获得中, 不仅要考虑供给方的因素, 而且也要考虑到需求方因素, 而需求方因素是工人不能自我选择的^①。

如果男性工人和女性工人在各种职业上的分布是不平衡的, 那么, 就会产生职业的性别隔离 (Gender Occupational Segregation)。一般而言, 性别职业隔离是指男性和女性在不同职业中就业的倾向 (tendency), 即性别的职业分布^② (Anker, 1997; Anker, 1998)。性别的职业隔离所导致的一个后果是劳动市场中的职业被分为“男性”职业和“女性”职业^③ (Anker, 1997)。相对于男性, 女性大多集中到那些诸如秘书、服务员、护士等技术要求低、工资收入低、工作环境差的职业中。性别的职业隔离会对劳动市场产生一系列的不良影响。性别的职业隔离将占人口一半的女性排出在某些职业之外, 扭曲了资源配置, 使劳动市场严重僵化, 浪费了大量的人力资源, 损失了效率。性别的职业隔离不仅影响到女性的收入和经济、社会地位, 损害了性别之间的公平。不仅如此, 性别的职业隔离还会通过对女性的歧视, 将这种不平等遗传到下一代 (Korupp, Sanders and Ganzeboom, 2002)。

在上一章中, 我们已经看到, 农民工群体的职业层次较低, 而且不同性别的职业分布是不同的。那么, 有哪些因素影响了农民工的职业获得? 农民工群体中的性别职业隔离程度如何? 如何定量地测度农民工群体的性别职业隔离? 可观察到的个人特征在性别职业隔离中起到了怎样的作用? 这是本章的主要问题。

在本章中, 我们首先对职业获得和性别职业隔离研究的方法进行讨论; 然后给出性别职业隔离的一些特征性事实, 作为了解农民工性别职业隔离的背景; 其次, 我们对农民工的职业分类进行说明, 并给出农民工的职业分布以及性别职业隔离程度; 在职业分类的基础上, 我们估计一个农民工职业获得的 MNL 模型; 最后, 我们通过基于 Oaxaca-Blinder 的分解方法, 估计可观察的个人特征以及包括性别歧视在内的不可观察因素在农民工总性别职业隔离中所占的份额。

4.1 职业获得与性别职业隔离的方法讨论

4.1.1 职业获得的 MNL 模型

在经济学关于职业获得的实证研究中, 多值选择模型 (MNL, Multinomial Logit Model) 是应用最为广泛的方法。早期的职业获得模型基本上是在人力资本理论基础之上的。

^① 对职业选择的详细分析, 可见 Boskin (1974); 对职业获得的详细分析, 可见 Brown, et al. (1980b)。

^② 隔离不同于“集中 (concentration)”, 后者指劳动市场中, 一种职业或几种职业内劳动力的性别结构, 一般表示为女性占此职业人数的比例。职业中的性别“集中”, 是性别不对称的, 除非男性和女性各占 50%。而职业中的性别隔离是性别对称的, 女性隔离于男性, 那么男性也同样隔离于女性 (Blackburn and Jarman, 2005)。此外, 隔离也不同于“暴露 (exposure)”, 暴露是指一个性别在工作中与另一性别接触的机会或程度, 它同样是性别不对称的; 在劳动市场中, 男性的数量多于女性, 那么男性对女性的暴露就是低的 (Blackburn and Jarman, 2005)。一些文献不区分“隔离”与“集中” (Anker, 1997; Anker, 1998)。在本文中, 我们对此做出区分, 并将性别职业隔离定义为男性和女性在不同职业中的分布。

^③ 比较正规的定义是: 如果一个职业中女性 (男性) 所占的比例高于整个劳动市场中女性 (男性) 所占的比例, 那么, 这个职业就是“女性 (男性)”职业 (Watts, 1998)。

Boskin (1974) 发展了一个条件 Logit 模型来验证人力资本理论对职业选择的预测。按照人力资本理论,工人进入到某个职业中,是在比较收益(预期的潜在收入)与成本(教育、培训成本与机会成本)的基础上,在其财富水平的约束下收益最大化的结果。设第 i 个工人选择职业 j 的概率是每一种职业的预期收入、机会成本以及与财富水平相关的成本的函数:

$$p_{ij} = f(E_{i1}, \dots, E_{ij}, E_{ij+1}, \dots, E_{im}; U_{i1}, \dots, U_{ij}, \dots, U_{im}; T_{i1}/W_i, \dots, T_{ij}/W_i, \dots, T_{im}/W_i); (4.1)$$

其中, E 为预期收入的现值; U 为因失业导致的预期收入现值的损失; T/W_i 为相对于财富水平的人力资本投资成本。在上述结构模型的基础上可以推导出职业选择的 MNL 模型:

$$\ln(p_{ij} / p_{iJ}) = \ln(e^{X_i \beta_j} / e^{X_i \beta_J}) = X_i \beta_j; (4.2),$$

X_i 为自变量, β_j 为要估计的系数, J 为基准职业。需要说明的是这个模型是从人力资本理论推导出来的职业选择的结构模型。要得到职业获得的多值选择模型,需要进一步的假设。Schmidt and Strauss (1975) 在 Theil (1969) 发展的多值选择模型 (Multinomial Logit Model, MNL) 的基础上,发展了职业获得的 MNL 模型。Schmidt and Strauss (1975) 使用种族、性别、教育年限和工作经验作为自变量,估计了 5 种职业的获得概率;并且在这个模型中,讨论了种族和性别歧视对职业获得影响。如果种族和性别的估计系数不为 0,既可以说明在控制了教育、工作经验等人力资本特征后,种族和性别影响了工人的职业获得。但是,得到这个结果需要假设在人力资本水平相同的条件下,不同种族和不同性别的工人具有相同的职业偏好^①。此外,在这个职业获得模型中,如果不考虑歧视的影响,那么这个模型可以看作是 Boskin (1974) 的职业选择模型。更为完善的职业获得 MNL 模型是由 Brown, et al. (1980b) 给出的。在 Brown, et al. (1980b) 首先对职业获得与职业选择进行区分,并假设那些在职业选择中的非外生变量,在职业获得中可以设定为外生的;这样,第 i 个工人获得第 j 类职业的概率设定为:

$$p_{ij} | X_i = f(X_{i1}, \dots, X_{ik}); (4.3)$$

其中, X_i 为第 i 个工人可观察的特征向量。如果将 (4.3) 式中 $f(X_{i1}, \dots, X_{ik})$ 的形式设定为多值 Logit 模型,那么,立即就得到与 (4.2) 式形式相同的职业获得 MNL 模型。

在本文对农民工职业获得的研究中,我们使用的是 (4.2) 式给出的 MNL 模型。

4.1.2 性别职业隔离的指数测度

对职业隔离程度的描述涉及到对职业隔离的数量测度,即用一个数值指标描述性别职业隔离的程度。性别职业隔离的数量测度主要可以分为三大类 (Mora and Ruiz-Castillo, 2003): 一类是以差异指数 (Index of Dissimilarity, ID, 即杜肯指数) 为基础的指标;以差异指数为基础,发展起了多种指数 (Grusky and Charles, 1998; Karmel and MacLachlan, 1988)。第二类对性别职业隔离测度的指标涉及到收入不平等的测度方法,将性别的职业隔离视为不同性别在职业中的分布的不平等。在此类测度中,诸如收入不平等测度中的基尼系数、阿特金森指数、泰尔指数等,被应用到性别职业隔离的测度中 (Butler, 1987; Hutchens, 1991; Hutchens,

^① 这个问题是职业获得模型中的一个比较重要的问题,即不同性别的职业偏好不同。Brown, et al. (1980b) 解决这个问题的办法是选择年龄段相同的男性和女性样本,以大致上控制偏好差异。实际上这种方法没有从根本上解决问题。

2004)。第三类测度指标是近期发展起来的性别职业隔离的结构方法。这种方法认为，传统的使用标量指标描述职业性别隔离的方法需要嵌入到一个可以加以验证的模型中进行研究。Grusky and Charles (1998)、Charles and Grusky (1995) 使用一个 Log-multiplicative 模型对这一问题进行了研究；Kakwani (1994) 则在 F-分布的基础上，发展了一个模型用以检验两时期或两个国家之间性别职业隔离的变化是否显著。

本章只介绍比较常用的性别职业隔离指数：差异指数 (Dissimilarity Index)。差异指数又称作杜肯指数 (Duncan Index)。1955 年社会学家杜肯在其对种族隔离居住的研究中首先提出了这个指数 (Duncan and Duncan, 1955)。从隔离曲线 (segregation curve) 出发，杜肯推导出了一个表示隔离的指数：

$$D = \frac{1}{2} \sum_{j=1}^k |x_j - y_j|; (4.4),$$

其中， x_j 表示第 j 类职业中男性/女性占全部男性/女性劳动力的比例； y_j 表示第 j 类职业中女性/男性占全部女性/男性劳动力的比例。D 的含义在于为了使每个职业中女性/男性的比例等于整个劳动市场中女性/男性的比例，女性/男性需要改变职业的比例数。美国 2000 年的 $D=0.463$ (Anker, Malkas and Korten, 2003)，即当年需要有 46.3% 的女性改变其职业才能达到女性劳动力在整个美国劳动市场中所占的比例。

本文对农民工性别职业隔离的指数测度，使用的是杜肯指数。使用杜肯指数对性别职业隔离进行测度，需要明白这个指数的优点和缺点。

D 指数的好处在于容易计算、含义明确、简单明了，但是，它也存在许多缺点。其中一个缺点就是 D 的计算依赖于对职业的分类，职业分类不同，计算出来的 D 也不同。这样，如果不同时期或不同国家/地区的职业分类发生了变化，那么就无法进行跨期或跨国比较。基于此，一些学者通过确定一个职业分类标准，并以此标准计算出一个调整因子，对 D 指数进行调整。如 Anker (1998; 2003) 以 75 类职业为标准，设计了一个调整的 D 指数，来研究 2000 年世界不同国家和地区的性别职业隔离状况。但是，即使对职业结构进行了调整，D 指数还是会依赖于性别-职业分布的边际比例，即对劳动市场的性别结构敏感 (Charles and Grusky, 1995; Watts, 1998)。

D 指数的另一个局限是这个指数所测度的是总体隔离程度。使用 D 指数对一些国家的研究发现，如果以联合国的三个测度女性发展水平的指标：HDI、GDI、GEM^① 作为女性经济和社会地位的指标，以经过调整的 D 指数作为性别职业隔离的指标，那么，女性经济和社会地位与隔离程度正相关 (Blackburn, et al., 2000)：在那些女性地位高、发展程度高的国家，性别职业隔离的程度也较高。为了解释这种现象，一些文献将总体性别职业隔离分解为垂直隔离和水平隔离 (Blackburn and Jarman, 2005; Blackburn, et al., 2002)。垂直隔离指在不同等级职业（按照不同的收入、社会地位、所需要的教育水平、技能、经验等来划分的职业等级）之间的隔离；水平隔离指在相似等级职业（有相似的收入、社会地位、所需要的教育水平、技能、经验等）之间的隔离 (Blackburn, et al., 2002; Fortin and Huberman, 2002)。垂直隔离表示了性别职业隔离中的不平等成分；而水平隔离则不包含不平等的成分。通过将总体隔离分解为垂直隔离和水平隔离，就可以解释收入水平与性别职业隔离之间的关系了：高收入国家的高性别职业隔离是因为水平隔离的上升，而表示不平等程度的垂直隔离却在下降 (Blackburn, et al., 2002)。

^① 即人类发展指数 (Human Development Index)、性别相关发展指数 (Gender-related Development Index) 和性别赋权测度 (Gender Empowerment Measure)。以这三个指数作为衡量女性经济和社会地位的指标。

4.1.3 性别职业隔离的分解方法

在对性别职业隔离理论的叙述中,已经知道人力资本理论不能穷尽影响职业获得所有因素,还有一些制度性和社会性的对女性的歧视影响了不同性别的职业获得。那么,如何在实证研究中量化歧视因素对职业获得的影响?这就引出了使用职业获得模型分析歧视对不同性别职业获得的影响的方法。在已有文献中,比较传统的方法是基于 Oaxaca-Blinder 分解的方法 (Brown, et al., 1980b; Chzhen, 2006)。

首先需要注意的是此处的“歧视”是一种“残差(residual)”歧视,即在控制了与生产能力相关的个人社会经济特征变量后,模型不能解释的“残差”来表示“歧视”;实际上,此处的歧视也包括了那些不能观测到的变量所产生的影响 (Brown, et al., 1980b)。方法的第一步需要分别估计男性和女性职业获得的 MNL 模型。首先在逻辑条件概率方程:

$p_{ij} | \mathbf{X}_i = e^{\mathbf{X}_i \beta_j} / \sum_j e^{\mathbf{X}_i \beta_j}$ 的基础上 (j 为职业种类), 得到所要估计的 MNL 模型:

$$\ln(p_{ij} / p_{iJ}) = \ln(e^{\mathbf{X}_i \beta_j} / e^{\mathbf{X}_i \beta_J}) = \mathbf{X}_i \beta_j; (4.5), (J \text{ 为基准职业}).$$

第二步利用第一步中得到的男性模型的估计系数,来模拟女性的职业获得,即将女性的数据代入到男性的系数中,得到模拟的女性职业获得概率:

$$\ln(\hat{p}_{ij} / p_{iJ}) = \mathbf{X}_f \hat{\beta}_{mj}; (4.6),$$

\mathbf{X}_f 为女性的个人数据, $\hat{\beta}_{mj}$ 为第一步估计中得到的男性模型的系数。上式经过转换得到职业概率密度方程 (occupational probability density function):

$$\hat{p}_{fij} = e^{\mathbf{X}_f \hat{\beta}_{mj}} / \sum_j e^{\mathbf{X}_f \hat{\beta}_{mj}}; (4.7)$$

第三步利用上述职业概率密度方程,对所有的女性劳动力求和得到每个职业中预测的女性劳动力人数:

$$E_{fj} = \sum_j \hat{p}_{fij}; (4.8)$$

E_{fj} 为预测的第 j 种职业中的女性劳动力的人数。这样就得到了预测的女性职业分布。

通过职业概率密度方程模拟出的女性职业分布,乃是不存在“歧视”的女性的职业分布 (discrimination-free female occupational distribution)。此处的一个假设是在男性的职业分布结构中,不存在歧视性因素;而且男性和女性的职业分布的内在结构是相同的:即如果不存在歧视,那么与男性具有相同个人特征的女性应该获得与男性相同或相似的职业。

第四步,根据实际的职业分布和预测的职业分布分别计算职业隔离指数,实际的职业隔离指数与预测的职业隔离指数(没有歧视因子)的差即是“歧视”对女性职业获得的效应。Brown, et al. (1980b) 使用这种方法,利用 1966 和 1971 年美国的 NLS 数据,估计了歧视对性别职业隔离的影响,发现实际的杜肯指数为 0.505,而预测的杜肯指数为 0.15,二者的差可以看成是歧视对性别职业隔离的效应。

4.2 性别职业隔离的特征性事实

4.2.1 世界范围内的性别职业隔离

性别职业隔离是劳动市场中广泛和持久存在的一种现象;它存在于不同经济发展水平、不同经济体制、不同文化的国家和地区 (Anker, 1997)。鉴于性别职业隔离所导致的效率损

失和性别之间的不平等，早在上世纪 50 年代末国际劳工组织（ILO）就在其《就业与职业歧视公约》（Discrimination (Employment and Occupation) Convention, No. 111, 1958）中将消除职业的性别隔离作为国际劳工组织的一项基本目标。自上世纪 90 年代开始联合国、国际劳工组织等国际组织又开始在就业和职业领域广泛推动性别主流化运动（Gender Mainstreaming）（United Nations, 2001），以期引起国际组织和世界各国的重视。

表 4.1 部分国家和地区女性在非农业劳动力中的比例（PFEM）及杜肯指数（ID）的变化：1990-2000

国家/地区	年份	PFEM (%)	PFEM (%) 的变化 1990-2000	非农业职业数	调整的 ID*	未调整的 ID	ID 的变化 1990-2000
发达国家							
奥地利	2000	43.3	2.7	71	0.572	0.569	-0.032
法国	1999	45.5	2.9	119	0.525	0.554	-0.036
西班牙	2000	37.7	3.9	78	0.526	0.528	-0.03
美国	2000	47.2	0.8	104	0.443	0.463	-0.034
平均(未加权)		44.8	2.6		0.517		-0.033
转型国家							
捷克	2000	43.5	-4.9	84	0.584	0.591	0.004
波兰	2001	45.3	0.6	100	0.598	0.616	0.026
平均(未加权)					0.591		0.015
亚洲							
中国香港	2001	45.3	0.4	48	0.473**	0.465	0.005
韩国	2000	36.1	5	149	0.487	0.549	0.04
泰国	2000	48.2	3.5	111	0.381	0.405	-0.029
平均(未加权)		42.3	3		0.447		0.005
拉美							
哥斯达黎加	2001	37.5	0.4	55	0.545	0.526	-0.04
厄瓜多尔	2000	37	3.1	75	0.498	0.498	-0.038
乌拉圭	1996	42.9	3.9	71	0.533	0.53	-0.022
平均(未加权)		41	2.5		0.525		-0.033
中东							
埃及	1996	17.1	3.5	129	0.51	0.528	-0.069
约旦	2001	14.2	3	26	0.616	0.627	-0.006
伊朗	1996	13.1	2.6	108	0.675	0.639	-0.113
平均(未加权)		14.8	3		0.6		-0.063

资料来源：Anker, Malkas and Kortten (2003)。*根据职业数量调整的 ID 指数；详见 Anker (1998)。

**中国香港调整的 ID 使用的职业数量为 122 个；使用 122 个职业数量计算出的未调整 ID 为 0.503。

从世界范围看，随着女性在劳动市场中地位的提高，性别职业隔离现象出现了一定程度的减轻，但是隔离的程度仍然较高。表 4.1 给出了 1990~2000 年部分国家和地区非农业职业中的性别隔离情况。在 2000 年，女性在非农劳动力中的比例，发达国家平均为 44.8%，美国达到了 47.2%。但是，这些国家调整的杜肯（ID）指数却达到了 0.517。在欧洲一些国家，例如奥地利，未调整的 ID 指数达到了 0.569。在东欧的转型国家中，像捷克，女性在非农劳动力中所占比例还发生了下降的趋势；捷克 2000 年女性在非农劳动力中的比例为 43.5%，比 1990 年下降了 4.9 个百分点。这些转型国家的 ID 指数也居高不下，捷克和波兰调整的 ID 平均为 0.591。亚洲国家和地区的性别职业隔离状况比其他地区要稍好些，但是 ID 的平均值也高达 0.447。特别是一些中东国家，由于对女性进入劳动市场的偏见，其女性在非农劳

动力中所占的比例比较低，埃及只有 17.1%，而伊朗则只有 13.1%；中东部分国家的平均 ID 只有 0.6。从变化趋势上看，虽然大部分国家的女性在非农劳动力中所占的比例在上升，但是，性别职业隔离的变化却小于女性非农劳动参与率的变化，大部分女性进入了所谓的“女性”职业中。以美国为例（表 4.2），在 1970 年，男性职业中的女性劳动力仅占全部非农劳动力中女性的 8.5%；而女性职业中的女性劳动力占全部非农劳动力中女性的 54.6%。随着时间的变化，女性职业中女性占全部非农劳动力中女性的比例虽然在下降，但是女性在男性职业中的人数占全部非农劳动力女性的比例却一直在下降。在 1970 年，男性职业中的女性占全部非农劳动力中女性的比例为 8.5%，这个比例到 2000 年下降为 3.2%；这说明女性进入男性职业越来越困难。从男性职业和女性职业在全部非农劳动力中的比重来看，男性职业的比重一直高于女性职业，虽然男性职业的比重也在下降。

表 4.2 美国非农劳动力中男性和女性职业：1970-2000

年份	职业类型	A	B	C
1970	男性职业	8.5	70.3	46.3
	女性职业	54.6	3.5	23.4
1980	男性职业	5.7	51.7	31.6
	女性职业	46.9	3.6	22.4
1991	男性职业	4.1	43.7	25.3
	女性职业	46	4.4	23.7
2000	男性职业	3.2	37.4	21.2
	女性职业	35.7	3.3	18.6

A：男性/女性职业中女性占全部非农劳动力中女性的比例（%）；B：男性/女性职业中男性占全部非农劳动力中男性的比例（%）；C：男性/女性职业劳动力人数占非农劳动力人数的比例（%）

数据来源：ILO SEGREGAT database；转引自：Anker, Malkas and Kortten（2003）。

4.2.2 中国劳动市场中的性别职业隔离

自新中国建立以来，女性在劳动市场中的地位有了极大的提高；女性在就业获得了与男性相同的权利（国家统计局人口和社会科技统计司，2006）。同时，在计划经济条件和社会主义的意识形态下，女性在职业发展上也开始向男性看齐，性别的职业隔离程度大幅度减轻（潘锦棠，2002）。

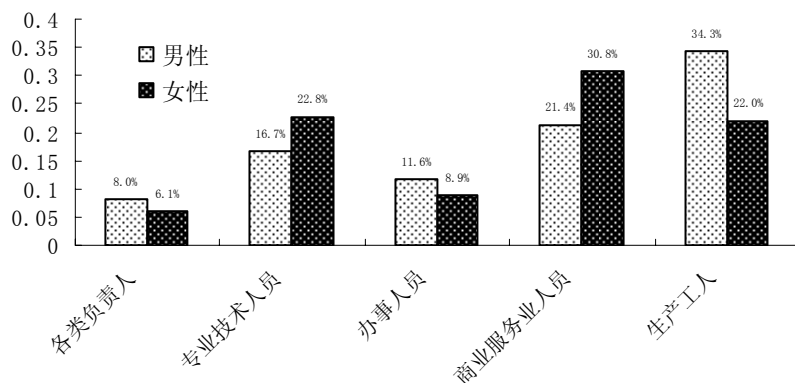
由国家统计局和全国妇联 2000 年组织实施的第二期中国妇女社会地位抽样调查专门调查了中国城镇女性的就业状况，其结果见图 4.1。同男性相比，中国的女性在技术性较强的专业技术人员中的比例超过了男性；而在各类负责人职业中，女性占全部城镇女性劳动力的比例也达到了 6.1%；而男性的这个比例只比女性高不到 2 个百分点。从趋势上看，女性在这些职业中的比例都有了较大的提高。

在性别职业隔离方面，与世界其他国家和地区相比，中国以杜肯指数计算的性别职业隔离程度要小于世界平均水平。通过表 4.1 可以看出，世界一些国家的杜肯指数都在 0.3 以上，最高的达到了 0.6。而赵瑞美（2004）利用中国第三次、第四次和第五次人口普查以及 1995 年全国 1% 人口抽样调查资料，计算了 1982、1990、1995 和 2000 年中国四年的杜肯指数（表 4.3），发现中国就业人口的杜肯指数从 1982 年的 0.1013 上升到 2000 年的 0.1144。但是，这个数字与世界其他国家和地区相比，还是比较低的^①。赵瑞美（2004）还发现中国性别职业隔离的其他两个趋势是：职业性别隔离的上升与较低职业结构的改善同时发生；不同职业间的性别分布及其变化差异显著。蓝李焰（2004）利用 1997~2001 年《中国统计年鉴》的数据，

^① 值得注意的是，此处的比较是不完全的；因为根据杜肯指数的特征，如果职业分类数目不同，计算出来的指数也不同，如果增加职业数目，那么指数有增加的趋势。此处的比较仅为了表明大概的情况。

通过比较每一个职业中的性别比与全部劳动力的性别比，并辅之以案例，说明中国女性的就业正在边缘化。谭琳、李军锋（2003）利用第二次全国妇女地位抽样数据，测算了中国非正规就业中的性别职业隔离，发现中国非正规就业中的性别隔离明显存在，并对性别的收入差距产生影响。在非正规就业中，女性主要集中在技术要求低、劳动时间长、劳动内容琐碎的职业中，包括社会服务和居民服务业、裁剪、缝纫、皮革、毛皮制品制作人员以及餐厅服务人员等。

图 4.1 2000 年中国分性别的职业分布情况



数据来源：国家统计局、全国妇联（2001）。

表 4.3 中国的性别职业隔离指数

	妇女占总劳动力比重	D 指数
1982	43.69%	0.1013
1990	44.96%	0.0945
1995	45.74%	0.1003
2000	45.34%	0.1144

资料来源：赵瑞美（2004）。

易定红、廖少宏（2005）根据历年《中国劳动统计年鉴》数据、2000 年人口普查数据以及中国妇女统计资料的数据，分行业和地区测算了性别职业隔离的杜肯指数和平方根指数，并对平方根指数在行业之间和地区之间进行了分解。他们的研究发现中国的杜肯指数在 1978~2002 年间的平均值为 0.1893，平方根指数为 0.0253，变化趋势比较平稳；相对于其他国家较高的杜肯指数和平方根指数而言，中国的性别职业隔离还是比较小的。分行业计算的性别职业隔离指数显示，在不同的行业内，男性与女性在不同职业之间存在较大差异，例如差别最大的交通运输、仓储及邮电通讯业，行业内部杜肯指数达到了 0.459，平方根指数达到了 0.1158。分地区计算的性别职业隔离指数显示，性别的职业隔离程度与经济发展水平正相关，如浙江、福建、广东省是典型的东南沿海开放地区，其职业隔离指数较高，平方根指数达到了 0.0546，比其他地区要高出很多。将平方根指数在第一、第二和第三产业之间进行分解，发现第二产业内部男性与女性的职业隔离程度呈上升趋势；而第三产业内部的性别职业隔离程度呈下降趋势；在产业内部和产业之间进行的分解显示，产业内部保持了较高的隔离程度，而产业之间的差异比较小，性别职业隔离主要体现在不同产业内部的职业隔离上。

徐林清（2004）设计了一个行业-工资倾向指数来分析女性就业是否集中在收入比较低的行业中。令行业-工资倾向指数为：

$$P_w = \frac{\sum F_i W_i}{FW}; (4.9)$$

F 为所有行业女性劳动者数量, W 为所有行业的平均工资; F_i 为 i 行业女性劳动者人数, W_i 为第 i 行业的平均工资。 $P_w = 1$, 则表明性别在行业上的分布是平等的; $P_w > 1$, 则女性分布在平均工资较高的行业中; 否则, 分布在较低的行业。使用《中国统计年鉴》和《中国劳动统计年鉴》的数据, 徐林清 (2004) 计算了 1992~2001 年 16 个行业大类的行业-工资倾向, 结果发现女性在行业间的不均匀分布是客观存在的, 但是 P_w 值并不低, 有些年份还超出了 1; 从时间序列看, 女性就业的行业-工资倾向有逐步提高的趋势; 说明我国女性劳动力在行业分布上受到歧视的可能性较低。姚先国、谢嗣胜 (2006) 将上述指数改变为职业-工资倾向指数, 使用 2002 年《中国城市住户调查资料》测算了中国的职业-工资倾向指数, 发现女性职业分布的工资倾向指数为 0.73, 说明性别的职业隔离程度较大, 女性主要分布在低工资的职业中。

4.3 农民工的职业分布及性别职业隔离的指数测度

4.3.1 农民工的职业分类

在我们使用的调查问卷中, 职业种类分为 8 类: 私营企业主 (经理)、各类专业技术人员、单位负责人、部门负责人、办事人员、技术工种工人、非技术工种工人、不便分类的其他劳动者。由于我们的研究目的是进入企业工作的农民工, 因此参考《中华人民共和国职业分类大典》以及相关文件, 对数据库中的职业进行了重新分类。

《中华人民共和国职业分类大典》^①将职业分为 8 个大类, 66 个中类, 413 个小类和 1838 个细类。在分类中, 职业的概念之下是工种的概念, 工种的概念之下是岗位的概念。实际上, 从对职业的定义分析, 工种是从不同的角度对职业进行的划分。

按照传统的做法, 在工厂企业中, 企业的职工按照工作岗位的性质可以分为: 工人、学徒、工程技术人员、管理人员、服务人员和其他人员。其中, 从不同的角度, 工人又可以分为: 基本生产工人和辅助生产工人; 技术工人和非技术工人; 熟练工人和非熟练工人 (刘传济, 1985)。对技术工人的定义, 一般为掌握一定的专业技能, 从事某种技术型较强的工种工作的工人; 需要一定时期的专门培养和训练^②。

劳动和社会保障部 2000 年颁布的《招用技术从业人员规定》^③中, 对技术工种工人所下的定义为: “从事技术复杂以及涉及到国家财产、人民生命安全和消费者利益”的工种 (职业)。这个定义实际上包括两部分: 一部分是从事技术复杂的工种; 另一部分是从事的职业涉及到国家财产、人民生命安全和消费者利益的工种。

在我们的研究中, 实际上主要关心的是那部分从事技术复杂的工人的状况, 因此, 我们对技术工种和非技术工种的分类, 主要以所从事工作需要的技术复杂程度进行。例如, 在建筑业中, 泥瓦匠 (俗称“大工”) 被定义为技术工种; 而从事一般的体力劳动, 诸如搬砖、和泥等的工人 (俗称“小工”) 被定义为非技术工种。再例如, 在理发店工作的理发师, 定义为技术工种; 从事一般工作的被定义为非技术工种。在大型饭店、酒店、餐厅工作的工人, 厨师被定义为技术工种, 而一般的服务员则被定义为非技术工种。在制造业的工厂中工作的工人, 所从事工作需要一定的技能、工作较为复杂的被定义为技术工种; 而从事一般简单劳动, 不需要特定技术支持的工人被定义为非技术工种。诸如钳工、电工、精细木工、大型机

^① 国家职业分类大典和职业资格工作委员会:《中华人民共和国职业分类大典》, 中国劳动社会保障出版社, 1999。

^② 刘传济主编:《劳动经济学辞典》, 河南人民出版社, 1985, 第 122 页。

^③ 劳动和社会保障部:《招用技术工种从业人员规定》, 劳动和社会保障部 2000 年第 6 号令。

械操作人员等被定义为技术工种；在生产线上从事一般工作，像不需要复杂技术的装配工等，则定义为非技术工种。技术工种和非技术工种的分类，只考虑所从事工作的技术复杂程度，不考虑熟练工人与非熟练工人的区别^①。

按照上面的原则，根据我们的研究目的，我们去掉了那些具有自我雇佣特征的样本以及不便分类的其他劳动者，将专业技术人员、部门负责人和单位负责人作为第1类，即已经进入到管理层或企业上层的农民工；办事人员作为第2类，指那些担负办公室日常工作和文秘事务的工人；技术工种工人作为第3类；非技术工种作为第4类。

表 4.4 农民工的职业分类及描述

职业	描述	举例
管理层	已经进入企业的中上层，担负一定的管理和技术责任；包括单位负责人、部门负责人和专业技术人员。	部门经理、销售主管、技术主管等
办事人员	担负企业日常行政工作、文秘工作和办公室事务，不在生产第一线劳动的劳动者。	秘书、行政助理、办公室文员、前台等
技术工种	在生产第一线劳动，掌握一定的技术特长，担负的工作比较复杂，需要一定的技术。	钳工、电工、木工、厨师等
非技术工种	在生产第一线劳动，担负的工作相对比较简单，不需要特定的技术。	装配工、服务员、清洁工、保安等。

4.3.2 农民工的职业分层：蓝领职业和白领职业

职业分层指按照一定的标准，例如职业声望、社会经济地位、阶级地位等对所有的职业进行等级排列^②。根据我们的研究目的和所使用的数据结构，我们仅从工资、社会福利和工作环境三个方面来对农民工的职业分层进行分析。

表 4.5 农民工的职业分层

职业	平均月工资（元）	有医疗保险的比例（%）	有失业保险的比例（%）	有养老保险的比例（%）	有工伤保险的比例（%）	工作环境测度得分
管理层	1462.304	45.3	18.78	45.21	49.47	2.431579
办事人员	1215.4	50.41	14.4	36.51	60.31	1.748092
技术工种	1095.516	30.61	7.75	23.49	44.55	5.397912
非技术工种	821.543	31.45	6.16	18.21	47.54	3.508834

对于社会福利而言，我们从四个方面来分析，一是医疗保险，二是失业保险，三是养老保险，四是工伤保险。表 4.5 显示了四类职业在工资、医疗保险、失业保险、养老保险、工伤保险以及工作环境测度得分方面的差异。从每个职业的平均工资看，管理层的平均工资最高，为 1462.3 元，超过非技术工种工资大约 640 元。从社会福利分析，办事人员的社会福利最高，有上述四类保险的比例最高；管理层中有四类保险的比例虽然不如办事人员高，但是管理层和办事人员中有四类保险的比例还是远远高于技术工种工人和非技术工种工人。从工作环境测度得分分析，办事人员的工作环境测度得分最低，说明办事人员的工作环境最好，次之是管理层，再次之是非技术工种工人，而工作环境最差的是技术工种。虽然这里的职业

^① 在企业管理中，也有将熟练工人（skilled worker）和非熟练工人（unskilled worker）却别为技术工人和非技术工人的例子。

^② 建立一种连续的和可比较的指数来测度分层体系中的职业地位，是职业分层研究的重要方面。学术界已经发展了多种不同的职业分层测度方法（Huang, 2001）。例如，Blishen（1967）发展的针对加拿大职业分层的社会经济指数；Duncan（1961）发展的针对美国的职业分层指数；Treiman（1977）设计的国际职业声望测度指数以及 Ganzeboom, et al.（1992）发展的国际社会经济指数（International Socio-Economic Index, ISEI）。Huang（2001）使用 1990 年中国人口普查 1% 样本数据，建立了 Ganzeboom, et al（1992）年发展的 ISEI 指数，并通过这个指数研究了进入城市劳动市场的女性农民工的职业获得。

分层是粗糙的，但是大致可以看出管理层和办事人员是一个层次，而技术工种和非技术工种工人是一个层次。从平均工资来看，四个职业的等级为管理层最高，办事人员次之，技术工种第三，而非技术工种最低。按照这些职业特征，我们将管理层和办事人员定义为白领职业，将技术工种和非技术工种定义为蓝领职业。

4.3.3 农民工的职业分布

在五城市农民工调查数据中，农民工的职业主要集中在蓝领职业中。图 3.4 给出了我们所调查的农民工的职业分布状况。从农民工的职业分布看，非技术工种占到了 48.9%；技术工种占了 37.23%；技术工种和非技术工种的工人占到了全部样本的 80% 以上。而工作比较轻松的办事人员只占到了 5.64%。进入管理层的农民工占到了 8.23%。

从不同性别之间的分布上看，女性和男性之间的差异比较大。女性主要集中在办事人员和非技术工种这两种职业中；而男性则主要分布在技术工种中。管理层中的男性占 53.93%，稍微高于女性所占的比例（46.07%）。在办事人员中，性别之间的差异比较大，女性占到了 62.6%，是男性（37.4%）的将近两倍。在技术工种中，男性所占比例比女性高出将近 20 个百分点；而在非技术工种中，女性则高出男性大约 25 个百分点。

上面的趋势可以看出，在职业等级的下端，女性所占比例高于男性；而在职业等级的上端，性别之间的差异比较小；在职业等级的中间，女性在办事人员上占优势，而男性则在技术工种上占优势。

4.3.4 性别职业隔离的指数测度

从农民工的职业分布中，可以发现性别之间的职业隔离是存在的。那么，这种性别的职业隔离到底程度如何？不同的行业和所有制性质企业的性别职业有何差异？这需要利用性别职业隔离指数来进行说明。我们首先计算性别职业隔离的杜肯指数（D 指数），以说明农民工的总体性别职业隔离程度；而后，我们计算不同行业和不同所有制的性别职业隔离指数，以发现不同行业和不同企业中的性别职业隔离程度。

表 4.6 农民工性别职业隔离指数

	D 指数	男性比例 (%)	职业种类	观测值
全部	0.199474	48.47049	4	2321
大连	0.225015	27.24638	4	345
上海	0.103452	54.98982	4	491
武汉	0.101504	57.57576	4	462
深圳	0.232366	45.38153	4	498
重庆	0.295655	51.23809	4	525

全部五城市的 D 指数为 0.199474；其中最高的是重庆，达到了 0.295655，最低的是武汉（0.101504），上海也比较低，只有 0.103452。与全国的性别职业隔离相比^①，农民工的性别职业隔离程度要高。实际上，仅从职业的分布而言，比较图 4.1 和图 3.4，可以发现农民工群体的性别职业差异也比较大。

上面的 D 指数测度的只是总体的性别职业隔离程度。实际上，由于工作性质的差异，在不同的行业中，性别的职业隔离程度是不同的。此处，我们将农民工所在的行业分为三类：第一类是建筑业、采掘业及农林牧渔业^②，这些行业需要较大的体力和耐力；第二类是制造

^① 这里的比较是不精确的；因为职业分类不同所计算出来的 D 指数也不相同。随着职业分类的增加，D 指数也增加。但是，全国的 D 指数的计算使用的职业种类远比本章使用的种类多，因此，如果按照全国的职业总类计算，此处的 D 指数只会增加，而不会减小。

^② 此处的农林牧渔业与传统的农村的农林牧渔业不同，是指在城市经营的农产品种植、养殖业，例如城市

业；第三类包括商业服务业，以及在交通运输、房地产业^①和卫生、体育、教育机关团体从事服务业的人员。

从不同行业的性别比例看，女性主要进入了制造业中；在建筑业、采掘业中，女性的比例不到 30%；而在第三类行业，即商业服务业中，男性和女性所占比例相近。在第一类行业中，性别的职业隔离比较严重，D 指数达到了 0.42；第二类行业，即制造业中，性别的职业隔离也比较高；而在第三类行业中，性别的职业隔离比较轻，D 指数只有 0.10。这种状况也确实反映了不同行业对不同性别的要求。在第三类行业中，由于对体力和耐力的要求不高，所以性别的职业隔离就比较轻。

表 4.7 农民工分行业和分所有制的性别职业隔离指数

行业	D 指数	男性比例	职业种类	观测值
总体	0.199474	48.47049	4	2321
行业 1	0.421128	72.45509	4	167
行业 2	0.237097	43.78075	4	1423
行业 3	0.106457	52.12038	4	731
所有制性质 1	0.107174	54.04255	4	235
所有制性质 2	0.258189	55.75758	4	165
所有制性质 3	0.198668	52.67104	4	1067
所有制性质 4	0.204624	31.74061	4	586
所有制性质 5	0.173394	59.84848	4	264

分行业的性别职业隔离主要反映的是不同行业工作性质对性别职业隔离的影响；它是一种与生产相关的隔离。企业的所有制性质则更多地反映了农民工所面临的社会关系对性别职业隔离的影响。我们将所调查的农民工所在企业的所有制性质分为 5 类：第一类是国有企业和事业单位，这一类企业更多的受到政府政策的影响，对政府的劳工政策履行比较好；第二类是集体企业，主要是城市集体企业；第三类是私营企业，这一类企业更多地受到市场环境的影响，其劳动政策更多地服从企业盈利的需要；第四类是外资和合资企业；第五类是其他股份制企业。

性别职业隔离程度最高的是集体所有制企业；而国有企业和事业单位的性别职业隔离程度最轻，其 D 指数只有 0.107174。而且国有企业的性别职业隔离指数比其他四类企业都要低很多。这一点也验证了国有企业和事业单位在执行政府性别平等政策上的优势。外资和合资企业的性别职业隔离程度也比较重，D 指数为 0.204624，私营企业的性别职业隔离指数为 0.198668，也比较高。

4.4 农民工职业获得的 MNL 模型估计结果及其解释

4.4.1 MNL 模型设定

我们使用在第一节中提出的 MNL 模型来估计农民工的职业获得。MNL 模型的因变量是上一节给出的四类职业：管理层、办事人员、技术工种和非技术工种，以非技术工种作为基准职业。MNL 估计结果中的自变量系数表示相对于非技术工种而言，该自变量对农民工获得技术工种、办事人员、管理层职业概率的边际效应。农民工职业获得 MNL 模型中的自变量，既包括供给方变量，也包括需求方变量，具体而言，设定为如下四组：

第一组：人力资本变量，包括：教育年限、老家是否接受培训、健康测度得分、进入本单位之前的非农务工经商年限

的温室花卉种植。这些样本主要出现在上海。

^① 此处的房地产业主要是物业管理，例如保安等。

基于人力资本理论 (Becker, 1962; Schultz, 1964; Rosen, 1987), 农民工的个人人力资本存量直接影响到其生产能力, 人力资本存量的多寡与职业地位获得和收入能力相关: 人力资本存量高的工人可以预计有更高的概率进入收入能力高的职业中。按照人力资本理论的解释, 教育、健康、培训和工作经验是人力资本的四个主要组成部分。我们使用农民工的学校教育年限^①作为测度教育的变量。由于我们考察的是职业获得, 因此, 培训是指在获得此项工作之前进行的培训。我们所调查的一部分农民工在进入城市之后也获了培训, 主要是工作单位进行的岗位安全培训和技能培训。由于我们不能区分这种培训是否是在获得此项工作之前进行的, 因此, 我们使用是否在老家得到过培训作为自变量^②。

健康不仅是人类发展的目标之一, 也是一项非常重要的人力资本 (Mushkin, 1962; Grossman, 1972)。工作经验对于职业获得的影响需要考虑在获得此项职业前的工作经验, 在我们的数据中, 只有在当前单位之前的工作经验。此外, 考虑到农民工进入城市劳动市场后, 主要从事非农业生产, 因此其农业生产经验对于非农业生产的影响不大; 所以我们使用的工作经验变量为从第一次开始外出务工经商开始, 到当前工作单位之前的经历。

第二组: 社会资本变量, 包括: 是否中共党员、是否有参军经历、是否有干部经历、在打工地经常交往的朋友/老乡个数

影响农民工生产能力的还有社会资本。社会资本作为一种生产性的资本 (Coleman, 1988; Putnam, 1993; Portes, 1998), 可以提高农民工的生产能力。此外, 社会资本的作用还表现在农民工的社会交际和社会活动能力上。特别是在管理层和办事人员的职业上, 这种社会活动能力可能更为重要。对于农民工而言, 他们从农村进入到一个陌生的城市寻找工作, 其社会交际能力和社会活动能力对其找到合适的工作具有重要意义。社会资本是作为一种社会网络存在的, 在形式上难以测度; 因此, 一些文献使用是否是中共党员作为社会资本的代理变量 (例如王美艳, 2005a)。本文使用的社会资本的代理变量包括是否中共党员、是否有过参军的经历、在老家是否有过当干部的经历、在打工地交往的、比较熟悉的老乡和朋友的数量。

第三组: 家庭和人口学特征变量, 包括: 婚否、小孩数量

影响农民工职业获得除了上述人力资本和社会资本外, 家庭层面的原因也很重要。特别是对于女性, 按照人力资本理论的解释 (Polachek, 1981), 其职业获得之所以与男性不同, 主要的原因在于女性要进行家务劳动和照顾小孩。孩子的影响对男性和女性的职业获得是不同的。

第四组: 需求方变量, 包括: 企业的所有制性质、企业所在的行业、地域变量

上面的变量属于劳动市场中的供给方变量; 实际上, 影响农民工职业获得的因素还包括需求方, 即雇佣工人的企业。我们使用企业所在行业和企业的所有制性质来刻画企业特征。企业所在的行业分为三类, 企业所有制性质分为五类。

此外, 由于不同调查城市的性别职业分布是有差异的, 因此为了控制地域因素对职业获得的影响, 我们还加入了不同城市的变量^③。自变量的描述统计可见第三章。

4.4.2 农民工职业获得 MNL 模型估计结果及其解释

农民工职业获得的 MNL 模型估计结果见表 4.8。

(一) 人力资本对农民工职业获得影响

首先我们来看人力资本的效应。教育和是否在老家接受过培训对农民工进入技术工种、办事人员和管理层都有显著的正影响。与预期相反的是进入本单位工作之前的务工经商经历

^① 此处的教育年限不包括留级导致的上学年数的增加, 而是实际的受教育年限。其逻辑在于留级导致的教育年限的增加对人力资本形成的影响不大。

^② 使用在老家的培训作为获得此项工作之前进行的培训的代理变量, 实际上是低估了获得此项工作之前的培训, 因为有一部分乡城农民工是在进入城市后、获得此项工作前获得培训的。

^③ 地域变量实际上控制了不同城市的制度性差异。

对农民工的职业获得没有显著影响。一个可能的解释是部分农民工在获得一份比较正式的工作之前,进入了非正规就业中;而非正规就业的工作经历对形成有效的人力资本的作用不大,特别是对当前工作有用处的技能。此外,有部分农民工在进入大城市之前可能是在中小城市^①,特别是农村或小城镇中进行非农活动;这种经历形成的人力资本对当前的工作可能也没有多大的用处。

健康在农民工的职业获得中并没有显著作用。其原因可能在于农民工的就业市场高度市场化;企业在雇佣农民工时已经将那些健康状况差的人排除在外了。此外一个很重要的原因是农民工与企业的关系是不固定的,企业可以随时解雇他们;在我们的调查中,没有与企业签订劳动合同的占到了 33.15%,而即使那些与企业签订劳动合同的工人,也大部分签订的是一年、半年或季节性的劳动合同。当农民工到了一定的年龄,健康状况开始变差时,企业便会解雇他们,重新招用年轻的农民工;而这部分健康状况不适合当前工作的农民工则回到农村老家。在我们的调查中,那些大型的纺织和电子厂中,基本都是年轻的女性农民工;她们的黄金年龄就是 18 岁到 25 岁;过了 25 岁,其身体状况就不能适应快速、重复的装配工作了,只能回家。

(二) 社会资本对农民工职业获得影响

社会资本对职业获得影响比较复杂。党员对农民工的职业获得并没有显著影响;参军经历只对技术工种的获得有作用,但是符号与预期的相反。干部经历对农民工获得技术工种有显著的负作用;但是对获得办事人员和进入管理层有显著的正影响。这与预期相一致。具有干部经历的农民工,其管理和日常办公的能力要高于其技术能力。在打工地经常来往的老乡和朋友个数只对农民工进入管理层有显著的正影响。这说明管理层对社会交际和社会活动的能力的要求要比其他三类职业高。

参军经历对农民工获得技术工种的工作不但没有帮助,而且还有负的作用。这种结果的原因可能在于在参军期间没有形成有效的人力资本。一般而言,在中国当前的兵役制度下,农民工大部分是从农村入伍参军的,进入军队后如果没有特殊情况,例如提干和考入军校,一般只能作为普通士兵退伍,很少成为军官。他们在军队中所掌握的技能大部分不能适应地方工作的要求。退伍后,也不能享受到政府对退伍军官的就业照顾。因此,他们中的大部分人都进入了保安职业,而在我们的数据中,保安被处理成为非技术工种。

家庭因素,包括婚姻状况和小孩的数量对农民工的职业获得都没有显著影响。

(三) 需求方变量对农民工职业获得的影响

相对于第一类行业,第二类和第三类行业对农民工职业获得的影响都是负的。对于农民工而言,进入制造业和商业服务业,获得技术工种和办事人员,以及进入管理层的概率显著降低了。

相对于国有企业和事业单位,企业的所有制对农民工职业获得的影响,凡是显著的其系数都是正的。对于农民工而言,进入非国有企业和事业单位,更容易获得技术工种、办事人员的职位,以及更容易进入企业的管理层。这一结果从一个侧面说明了国有企业和事业单位中的劳动市场分割。农民工一般很难获得国有企业和事业单位的正式编制,只能从事非技术工种的工作,甚至是正规单位中的非正规就业。

地域的影响也很显著。相比于大连,进入其他四个城市从而获得技术工种、办事人员和进入管理层的概率大大提高了。

最后我们来看性别的影响。估计结果显示,在控制了其他条件后,男性进入技术工种和管理层的概率显著提高了;但是,性别对获得办事人员的职位没有显著影响。这说明在技术工种和管理层职业的获得中,存在着不能解释的“歧视性”因素。而办事人员这个职业,也是人们认为的比较典型的“女性职业”;在这个职业的获得上,男性并没有显著优势,与我

^① 我们的调查是在五个大城市进行的。

们的预期相一致。

表 4.8 农民工职业获得 MNL 模型估计结果

	管理层	办事人员	技术工种
男性	.4059449*	0.072679	.6276679***
教育年限	.4683534***	.3995071***	.1442234***
老家培训	.7160918***	.8920234***	.8578979***
非农工作经验	0.001529	-0.00322	0.000365
健康得分	-0.0374	-0.00259	0.006394
中共党员	0.347105	-0.48391	0.356454
参军经历	-0.75822	-1.30286	-.6792371**
干部经历	.808007**	.7522058*	-.5587792**
朋友个数	.0217349***	0.010797	0.007646
已婚	0.205095	0.295623	0.100586
小孩数量	0.194129	0.013112	-0.08059
企业所在行业			
行业 2	-.6851561*	-1.078923**	-0.03221
行业 3	-1.081527***	-.8435037*	-1.000687***
企业规模			
中型企业	0.122454	-0.32345	.3277514*
小型企业	0.222046	-0.50442	.4940447**
企业所有制性质			
所有制性质 2	1.452579**	0.884854	0.434382
所有制性质 3	1.320433***	1.223296**	.3717173*
所有制性质 4	0.647426	1.200218**	-0.36513
所有制性质 5	.9956455**	0.606523	-0.11666
城市			
上海	11.91898***	12.24625***	14.61037***
武汉	10.96961***	11.58349***	14.70044***
深圳	10.9128***	11.96768***	13.97399***
重庆	10.84846***	10.76273***	14.15655***
截距	-18.9196	-17.8917	-16.5605
Log likelihood	-1616.1		
Pseudo R2	0.1325		
Number of obs	1732		

*10%显著水平；**5%显著水平；***1%显著水平。以非技术工种为基准职业；行业以建筑及采掘业为基准；所有制以国有企业和事业单位为基准；城市以大连为基准；企业规模以大型企业为基准。

上面的模型估计结果只能告诉我们，性别在农民工的职业获得上有显著影响；在控制了可观察变量对职业获得影响后，男性在蓝领职业中的技术工种上以及在白领职业的管理层上都存在优势。

那么，不可观察因素对不同性别职业获得的影响到底有多大？性别的职业隔离在多大程度上是因为与生产相关的个人特征导致的，在多大程度上是由于不可观察的“歧视性”因素导致？下一节我们使用更进一步的模型和分解方法来回答这些问题。

4.5 农民工职业获得的性别差异及性别职业隔离的分解

4.5.1 分性别的农民工职业获得 MNL 模型估计结果

我们首先分不同性别对农民工的职业获得 MNL 模型进行估计，以发现同一自变量对不同性别职业获得的不同效应。表 4.9 给出了分性别的农民工职业获得的 MNL 模型估计结果，所使用的因变量和自变量同上一节。

表 4.9 农民工分性别职业获得 MNL 模型估计结果

	女性			男性		
	管理层	办事人员	技术工种	管理层	办事人员	技术工种
教育年限	.5037648***	.5356158***	.1268581***	.4199417***	.2705152***	.152562***
老家培训	.8891807**	.99228***	.4331194**	.6740321**	.7798129**	1.157339***
非农工作经验	-1.6E-05	-0.00027	-6.2E-05	0.001287	-0.00463	-0.0002
健康得分	-0.00536	-0.00581	0.00723	-0.05362	0.024666	0.016246
中共党员	-0.59845	-39.5259	0.500361	0.776824	0.685544	0.203013
参军经历	-40.3668	0.745091	0.593509	-.9269773*	-2.402821**	-.7498324**
干部经历	0.990295	0.453867	-0.04801	.6883443*	.917097*	-.9233432***
朋友个数	0.009022	0.007106	0.011634	.0249622**	0.017589	0.005665
已婚	-0.00363	-0.25912	-0.37733	.7194137*	1.083545**	.7300908***
小孩数量	0.066417	0.103926	0.006498	0.150049	-0.20905	-0.18252
企业所在行业						
行业 2	-1.196872*	-1.29132	1.146436**	-0.64496	-1.14784	-.6018438*
行业 3	-1.245273*	-1.08122	0.181085	-1.261462***	-0.82106	-1.478731***
企业规模						
中型企业	-0.58579	0.0033	0.36195	0.592236	-0.5694	0.148409
小型企业	-0.13845	-0.11499	0.354058	0.586246	-.9803417*	.5303427**
企业所有制性质						
所有制性质 2	2.182239**	0.58493	0.033562	0.992019	1.468545	.9419838**
所有制性质 3	1.91987**	1.857468*	0.290442	.9767539*	1.236163*	.5397945*
所有制性质 4	1.230529	2.095507*	-.8945253**	0.555214	0.951002	0.241039
所有制性质 5	1.602025*	1.511953	-0.13521	0.892937	0.279274	0.098639
城市						
上海	12.03701***	11.70953***	16.23859***			
武汉	11.40308***	10.82109***	16.12711***	0.661247	0.502966	0.366284
深圳	10.66822***	11.60877***	15.35318***	-0.375	0.137972	.6362059**
重庆	10.74146***	9.832504***	15.18858***	0.045283	-0.38415	.6360549**
截距	-18.9847	-19.3847	-18.3952	-7.218238***	-4.854637***	-2.1137***
Log likelihood		-726.045			-835.54523	
Pseudo R2		0.1542			0.1444	
Number of obs		831			901	

*10%显著水平；**5%显著水平；***1%显著水平。以第四类职业非技术工种为基准；行业以第一类行业建筑、采掘业为基准；所有制以第一类国有企业和失业单位为基准；企业规模以大型企业为基准。

(一) 供给方变量对不同性别的影响

对于男性和女性而言，教育年限和是否在老家接受培训对获得技术工种、办事人员的职业以及进入管理层都有显著的正影响。而进入本单位之前的非农务工经历和健康状况对男性

和女性的职业获得都没有显著影响。

在社会资本方面，所有表示社会资本的4个变量对于女性的职业获得都没有显著影响；对男性而言，则有显著影响。参军经历对男性获得技术工种、办事人员和管理层的职业都有显著的负面影响；干部经历对男性获得技术工种的工作有负面影响，但是对男性获得办事人员和管理层的工作则有显著的正影响。在打工地经常交往的朋友个数，对于男性进入管理层有显著的正影响。从社会资本的方面来讲，社会交际和社会活动能力对男性的影响要比对女性的影响大，特别是对男性获得办事人员职业以及进入管理层而言，这种社会交往显得更加重要。

家庭层面的因素对女性的职业获得也没有显著影响。这一点出乎意料之外；因为根据人力资本理论对男性和女性职业选择的分析，家庭对女性的影响是非常大的；正是因为家务劳动和照顾小孩，女性才选择进入到特定的职业中。此处出现这样的结果，可能的解释是我们所调查的农民工的年龄比较轻，特别是女性，她们离开家乡来到城市工作，家庭的影响相对比较弱。

对于已婚男性而言，获得技术工种、办事人员、管理层的职位的概率要显著高于单身男性。出现这样的结果，可能有两个原因，一是已婚男性在家庭中受到妻子的照顾，可以免于家务劳动；二是已婚男性的家庭责任感高于单身男性，在工作上更加努力。此外，还可能是因果关系的倒置：即那些获得了技术工种、办事人员、管理层职位的男性，由于其收入能力以及其它能力较高，从而更容易结婚。

（二）需求方变量对不同性别农民工职业获得的影响

需求方企业所在行业和企业所有制性质的影响比较复杂。相对于非技术工种而言，女性进入制造业从而获得技术工种的概率显著增加了。但是，在制造业中女性获得办事人员和管理层职位的概率却显著降低了。女性进入商业服务业中的情况与进入制造业中的情况类似。

对于男性而言，相对于非技术工种，在制造业、商业服务业中，获得技术工种、办事人员、管理层的职位的概率显著降低了。女性在外资及合资企业中，获得技术工种职位的概率，相对于获得非技术工种的概率显著降低了；女性进入外资企业和合资企业中，更难获得技术工种的职业。

除此之外，相对于非技术工种，进入非国有企业和事业单位，对男性和女性在获得技术工种、办事人员、管理层的职位上都有显著的正影响。国有企业对农民工的职业性别隔离没有表现出其执行政府性别平等政策的优势。对于这一点，可能的解释是进入国有企业和事业单位的农民工主要进入了这些部门的非正规就业中。国有企业执行政府性别平等政策的优势没有覆盖到非正规就业的农民工群体。

不同城市的影响与我们上一小节对全部样本的估计相一致，只要不在大连，那么获得技术工种、办事人员、管理层的职位的概率都会显著提高。

上面的结果显示，各个自变量对男性和女性农民工职业获得的边际效应是不同的。除了可观察到的变量对职业获得影响外，一些不可观察因素也对不同性别农民工的职业获得产生了影响。不同的性别在其它条件相同的情况下，获得了不同的职业，这说明还存在不可观察因素对农民工职业获得产生了影响。下面我们使用第一节中提出的基于 Oaxaca-Blinder 的方法，对农民工性别职业隔离进行分解，以发现可观察因素和不可观察因素在农民工性别职业隔离中的影响。

4.5.2 性别职业隔离的 Oaxaca-Blinder 分解结果

基于 Oaxaca-Blinder 分解方法，我们将上一小节估计的男性职业获得 MNL 模型的系数代入到女性的数据中，以获得模拟的女性的职业分布。根据 Oaxaca-Blinder 分解的思想，男性系数代表了男性所面对的劳动市场结构；使用女性特征数据和男性估计系数的模拟女性职

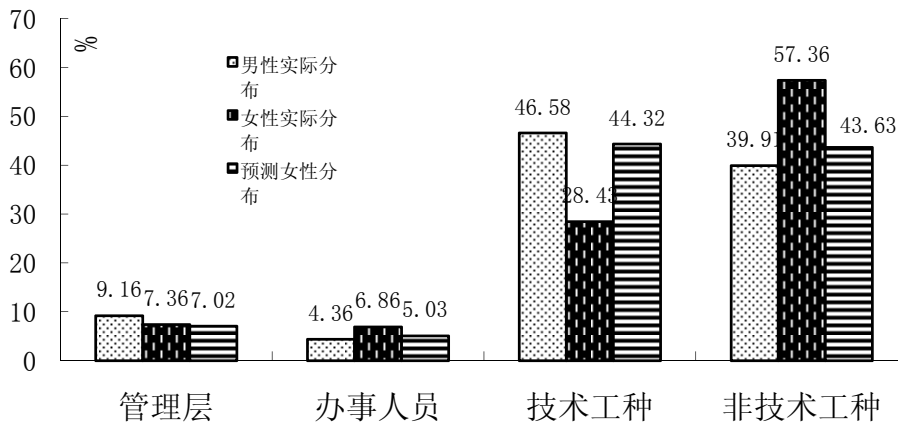
业分布，乃是女性在面临不存在“歧视”的市场结构下的职业分布。图 4.2 和表 4.10 给出了预测的女性农民工的职业分布和性别职业隔离的 Oaxaca-Blinder 分解结果。

在白领职业中，预测的女性农民工职业分布，在管理层中没有发生多大的变化。在实际分布中，女性在管理层中所占的比例为 7.36%；在剔除不可观察因素的影响后，女性在管理层中所占的比例只下降了大约 6.28%，为 7.02%。但是，在办事人员职业中，女性所占比例却下降较大，下降了大约 33.47%，由实际的 6.86%，下降到 5.03%。

变化比较大的是蓝领职业。在女性职业的实际分布中，技术工种中女性所占全部样本女性的比例为 28.43%；在预测的职业分布中，女性的这个比例上升到了 44.32%，上升了 57.78%；而在非技术工种中的比例由 57.36%下降到了 43.63%，下降了 23.12%。

如果将不可观察到的因素所导致的职业分布差异视作性别歧视的影响，那么，可以发现，越是在下端职业中（蓝领职业），性别歧视的影响越大；而越是在上端职业中（白领职业），性别歧视的影响越小。

图 4.2 女性农民工的职业分布：实际的和预测的



那么，在性别职业隔离中，这种不可观察的因素所导致的性别职业隔离占到了多大的比重呢？使用男性 MNL 模型回归系数所预测的女性职业分布，可以视作全部由可观察因素导致的职业分布。因此，使用预测的女性职业分布和实际男性职业分布所得到的性别职业隔离指数，就是只有可观察因素导致的性别职业隔离指数；而使用实际女性的职业分布和实际男性的职业分布所计算的性别职业隔离指数，就是包括可观察因素和不可观察因素在内的总性别职业隔离指数。

表 4.10 性别职业隔离的 Oaxaca-Blinder 分解结果

	女性实际分布	预测女性分布	男性实际分布	女性职业变化
	A (%)	B (%)	C (%)	(B-A) / A
管理层	7.36	7.02	9.16	-0.06284
办事人员	6.86	5.03	4.36	-0.3347
技术工种	28.43	44.32	46.58	0.577762
非技术工种	57.36	43.63	39.91	-0.23118
Total	100	100	100	
实际职业分布的 D 指数 (不可观察因素和可观察因素在内的总性别职业隔离指数)	0.1994738	预测职业分布的 D 指数 (仅由可观察因素导致的性别职业隔离指数)	0.04393519	不可观察因素导致的性别职业隔离占总性别职业隔离的比重
				77.97%

在农民工的实际职业分布中，我们计算的性别职业隔离的杜肯指数为 0.1994738；现在

使用预测的女性职业分布和男性实际的职业分布计算杜肯指数，只有 0.04393519；如果将这个性别职业隔离指数作为仅由可观察因素导致的性别职业隔离指数，那么，不可观察因素导致的性别职业隔离占到了总性别职业隔离的 77.97%。这说明不可观察因素，或者“性别歧视”在农民工的性别职业隔离中所起的作用，超过了四分之三，而可观察因素所导致的性别职业隔离只占了不到四分之一。

4.6 小结

职业获得与性别职业隔离是劳动市场中的一个重要现象。本章首先讨论了研究职业获得和性别职业隔离的主要方法，并给出了性别职业隔离的一些特征性事实。性别的职业隔离是一个长期存在的现象。虽然近几十年来，性别的职业隔离程度有所减轻，但是其程度依然较高。

对于我们所调查的农民工群体而言，他们的职业层次较低，主要集中在蓝领职业上。而且，在农民工群体中已经存在着较为严重的性别职业隔离。我们将农民工的职业分为白领职业和蓝领职业，前者包括管理层职业和办事人员职业，后者包括技术工种和非技术工种职业。分析结果显示，就我们调查的农民工而言，女性主要集中在非技术工种和办事人员职业中。性别职业隔离的杜肯指数达到了 0.1994738。

对农民工职业获得的 MNL 模型的估计结果显示，教育和在老家接受的培训对农民工从非技术工种进入技术工种、办事人员和管理层的职业有显著的正向影响。但是健康状况和本单位工作之前的非农务工经商经历对农民工的职业获得并没显著的影响。社会资本变量对于男性获得办事人员和管理层的工作有显著的正影响，而对女性则没有显著影响。家庭因素对女性农民工的职业获得没有显著影响，但已婚男性比之于单身男性则更容易从非技术工种进入技术工种、办事人员和管理层中。

需求方变量也对农民工的职业获得产生了较为显著的影响。从我们的估计结果来看，对于男性而言，相比于建筑业和采掘业，在制造业和商业、服务业中就业的男性获得技术工种和管理层职业的概率显著降低了；对于女性而言，从相对于建筑业和采掘业，女性进入制造业中其获得技术工种的概率显著提高了。从所有制方面看，不论男性还是女性，相对于国有企业和事业单位，在其他所有制企业中就业，更有可能获得技术工种、办事人员以及管理层的职业；但是，在外资和合资企业中，女性获得技术工种职业的概率要比在国有企业和事业单位中低。

基于 Oaxaca-Blinder 分解的方法，我们估计了可观察因素和不可观察因素对农民工性别职业隔离的影响。分解结果显示，可观察因素导致的性别职业隔离指数只有 0.04393519，不可观察因素导致的性别职业隔离占到了总的性别职业隔离的 77.97%。

这个分解结果与中国城镇下岗再就业工人的性别职业隔离分解结果相似。杜凤莲(2005)利用中国国家统计局城市社会经济调查总队 2003 年 17 个省市的城市再就业者调查数据，使用同样的方法，将职业分为管理和技术人员、办事人员、商业服务业和生产工人四类，估计了城市再就业者的性别职业隔离的杜肯指数，其实际的 D 指数为 0.243278，预测的杜肯指数为 0.03497，不可观察因素导致的性别职业隔离占到了总的性别职业隔离的 85.63%。从所遭受的性别歧视程度而言，农民工与城市中的下岗再就业者相似，都属于性别职业隔离和性别歧视比较严重的劳动群体。

对本文的研究结果，需要进行谨慎地解释。本文使用的方法，主要是基于 Oaxaca-Blinder 分解的思想。其实质是将女性放入到男性面临的环境中，分析女性的职业获得。这个方法的一个前提对于女性而言，其对职业的偏好与男性是相同的，只要具有了与男性相同的劳动

市场结构，那么女性就会选择同男性相同的职业。这实际上排除了不同性别的职业“偏好”对职业获得的影响。而偏好是很难观测到的。一些文献对此的处理，要么是假设偏好对职业获得的影响可以忽略不计（如 Schmidt and Strauss, 1975），要么在选择样本时，对样本的年龄段进行限制，从而间接地控制偏好的影响（如 Brown, et al., 1980b）。在本章模型的估计中，也是假设了男性和女性农民工在职业偏好上是相同的。这是需要注意的第一个问题。

第二个问题是在实证研究中如何界定“歧视”。在本章所使用的方法中，所谓的“歧视”实际上是不可观察因素的效应。如果自变量中的可观察因素增加了，那么不可观察因素的效应就会减小。在本章的模型估计中，我们将企业的所有制和地域变量也纳入了模型，而如果不同的所有制和不同的城市对具有同样个人特征的农民工的职业获得有显著影响，这显然是一种歧视：所有制的歧视和地域歧视。但是，为了获得比较精确的农民工的职业获得模型，我们还是把这两个变量作为控制变量纳入了模型。这样的结果，实际上会减少不可观察因素的效应，即减少了“残差歧视”。因此，对于本章的分解结果，理解为可观察因素导致的性别职业隔离和不可观察因素导致的性别职业隔离，可能更合适。

第五章 农民工的劳动供给

劳动供给是劳动市场表现的一个重要方面。一般而言，劳动经济学中对劳动供给的定义是指在一定的市场工资率下，劳动供给的决策主体（家庭或个人）愿意并且能够提供的劳动数量。从短期来看，一般使用三个指标来测度劳动供给：一是在既定规模的人口，愿意供给劳动的人数（劳动参与率）；二是进入劳动市场的个人向劳动市场供给的工时数量（劳动时间）；三是与个人相联系的工作努力程度^①。而短期内个人提供劳动的努力程度在很大程度上是不可测度的，因此，在本文中，我们主要涉及劳动参与率和劳动时间。

劳动参与率（Labor Force Participation Rate, LFPR）测度的是一个国家或地区从事经济活动的工作年龄人口的规模，它等于“实际参与劳动人口”与潜在劳动人口的比值，即 $LFPR = (\text{实际劳动人口} / \text{潜在劳动人口}) \times 100\%$ 。在实际参与劳动的人口中，包括两部分：一部分是已经就业的人口，一部分是失业但具有工作意愿并一直在寻找工作的人口。劳动时间是指参加劳动的人口向市场提供的实际工作时间量，它一般以每年的工作周数、每周的工作天数或者每天的工作小时数来测度。

从上世纪 60 年代以来，劳动经济学的一个重要发展就是在理论和经验研究中区分了广延边际（extensive margin）上的劳动供给，即劳动参与率和就业选择，和密集边际（intensive margin）上的劳动供给，即劳动时间选择（Heckman, 1993; Meyer, 2002）。对这两个指标的研究，不仅在理论上存在区别，而且在实证研究和经验研究中也存在重要区别。Heckman（1993）指出，在上实际 60 年代之前，大多数的研究都没有正确区分劳动的参与率和工作时间，这导致了对劳动供给函数各参数估计的偏误。因此，在实证研究中，对这两个指标进行区分，并确定研究对象，是选择正确的研究方法的前提。

在本节对农民工劳动供给的研究中，我们主要研究农民工的工作小时数。其原因主要有如下几点：首先，从劳动参与率的定义看，凡是已经迁移到城市的农民工，一般都具有参与劳动市场的意愿，即使一时处于失业状态，那么也属于实际参与劳动人口。实际上，农民工在城市的劳动参与决策，在迁移之前就已经做出了。因此，对进入城市的乡城流动工而言，研究其劳动参与实际上等同于研究其迁移决策，而这并不是本文的研究目标。其次，从数据限制看，我们使用的数据是那些已经进入到企业工作的农民工的数据，无法获得其迁移决策的个人信息，这也限制了我们对农民工劳动参与率的研究。

当前中国农民工群体的劳动供给，实际上出现了两个看似“矛盾”的现象：宏观上，出现了所谓的“民工荒”，农民工劳动供给不足；而在微观上，则又普遍存在着劳动时间过长的现象。从劳动者权益的角度分析，过长的劳动时间无疑影响了农民工正当的劳动权益。本文不打算对这两个方面的关系进行深入分析；但是，这两个方面无疑使得农民工的劳动供给研究具有了宏观和微观上的重要意义。根据本文的研究目的，我们不涉及宏观上的“民工荒”问题，而着重从微观角度分析农民工个体的劳动供给时间。

在劳动供给的研究中，男性和女性的劳动供给决策有不同的行为模式，其时间配置也有比较明显的性别差异（McConnell, Brue and Macpherson, 2003）。工资、家庭收入、家庭结构、社会保障等因素对男性和女性劳动供给决策的影响是不同的。因此，有必要从性别差异的角度对农民工的劳动供给行为进行研究。

这样，本章的主要问题可以归纳为：农民工的劳动供给有何特征？其性别差异如何？有

^① 劳动供给可以从长期和短期来进行测度。从长期来看，还需要考虑人口规模、人口结构以及劳动力的质量，因此，在长期可以通过如下两个指标来测度劳动供给：一是由人口因素（出生、老龄化、死亡、人口迁移等）引起的人口规模和结构的变动；二是包括干中学（learning by doing）在内的教育、培训和经验的水平，这些因素能够影响每个人提供的技能水平。上述定义和分类主要来自 Bosworth and Dawkins（1996），Chapter 2。实际上，对劳动供给的定义和测度有多种不同的表述。本文不涉及长期劳动供给的研究。

哪些因素影响了农民工的劳动供给时间？

本章从如下几个方面对这些问题进行分析。首先，我们给出经济学中研究劳动供给的主要理论和方法；其次，对劳动供给的一般趋势进行分析，给出研究农民工劳动供给时间的背景；然后，对农民工的劳动供给特征及其性别差异进行分析；并对农民工的劳动供给函数进行估计，试图发现影响农民工劳动供给的各种因素，分析其中存在的性别差异；最后给出本章的结论。

5.1 劳动供给研究的理论与方法

5.1.1 劳动供给理论概述^①

早期的劳动供给理论主要是基于个体决策的劳动供给模型。个体决策的劳动供给模型将新古典经济学中的消费者理论应用到劳动供给理论中，研究劳动供给主体在既定的预算约束下，在消费和闲暇之间配置时间资源，以实现效用最大化。在效用最大化下，劳动供给时间通过总时间资源减去最优的闲暇时间获得。

基于个体决策的劳动供给函数将工资率的变化分解为替代效应和收入效应，并以此来解释劳动市场中的劳动供给现象。劳动供给时间的下降可以解释为工资率变化所导致的收入效应超过了替代效应，从而随着工资率的上升，劳动供给时间呈现出下降的趋势，即劳动供给的工资弹性为负。但是，以新古典框架为基础的个体劳动供给模型存在如下缺陷：即个体劳动供给模型没有考虑劳动供给的性别差异和家庭劳动供给的特征（Dijkstra and Plantenga, 1997）。

Miner（1962）的研究指出，从时间序列的数据分析，在过去几十年中，女性的实际收入在增长，但是她们的劳动参与率和劳动时间也呈现出长期连续上升的趋势，已婚女性更是如此；而男性则相反，虽然其工资和收入也在增长，但是他们的劳动参与率和劳动时间却没有随之上升。因此，对劳动供给的分析需要从性别差异和家庭的角度出发。Mincer（1962）指出，基于个体的劳动供给模型，其决策单位是个体；但是，在现实中，大部分劳动供给的决策是由家庭做出的。大部分的研究也表明，个体劳动供给模型仅适用于解释上世纪60年代之前男性的劳动供给行为，却不足以解释已婚女性的劳动供给行为在上个世纪的巨大变化（Lundberg and Pollak, 1996）。从这一点出发，以Becker（1965）年的研究为基础，经济学中发展出了家庭劳动供给模型，将劳动供给的决策单位建立在家庭的基础上。在家庭劳动供给模型的发展过程中，根据效用函数和预算约束的不同假设，经历了两个阶段，第一个阶段是“共同偏好模型（unitary model or common preference model）”，第二个阶段是“集体博弈模型（collective model）”。

在共同偏好模型中，家庭具有一个共同的效用函数，面临着共同的家庭预算约束（pooling restrictions）。如果家庭共同的效用函数是由一个家庭成员做出的，通常是男性成员，而不考虑其他家庭成员的意见，独自做出其劳动供给决策；而女性家庭成员则将丈夫的收入看成是外生的，并以此决定自己的劳动供给，那么就是“沙文主义模型（Chauvinist model）”。如果假设这个共同的家庭效用函数是所有家庭成员共同做出的，而且每个家庭成员所面对的是共同的家庭预算约束，那么就是“一致同意模型（consensus model）”。

共同偏好模型没有考虑到不同家庭成员的偏好差异，将家庭作为一个“黑箱”来处理（Lundberg and Pollak, 1996）。而在现实中，家庭成员是否具有共同的效用函数是不确定的。家庭的共同消费对不同性别家庭成员的效用是不同的。例如，看一场电影和购买一包香烟，

^① 对劳动供给理论的概述，主要参考了谭岚（2006）、都阳（2001）、周业安、章泉（2006）以及 Killingsworth（1983）、Pencavel（1986）、Killingsworth and Heckman（1986）、Blundell and MaCurdy（1999）、Bosworth and Dawkins（1996）。

对妻子的效用和丈夫的效用可能是不同的。因此，家庭劳动供给模型又发展出了“集体博弈模型”。集体博弈模型认为，家庭成员通过谈判来决定劳动供给和消费的配置，而谈判则建立在家庭成员之间相对的谈判力量基础上。根据分析方法的不同，家庭劳动供给的集体博弈模型又可以细分为合作博弈模型和非合作博弈模型。合作博弈模型最初由 Manser and Brown (1980)和 McElroy and Horney(1981)给出，新近的发展则是 Chiappori(1988)以及 Chiappori, Fortin and Lacroix (2002)给出的。非合作博弈模型则主要由 Lundberg and Pollak (1994; 1996; 2001) 给出。合作博弈的家庭劳动供给模型的一个重要特征是定义了家庭成员个人的可分离的效用函数。此外，合作博弈模型的另一个特征是其博弈结果是帕累托最优的。而在非合作博弈模型中，则可能存在着多种可能的结果。文化和制度特征都可能影响非合作博弈的均衡解，从而影响家庭内资源的配置。但是，集体博弈模型存在的一个最严重的问题是在实证研究中很难对其进行验证（都阳，2001）。

家庭劳动供给模型的另一个发展方向是对时间的配置：由闲暇和市场劳动的“两分法”发展到闲暇、家庭劳动和市场劳动的“三分法”（Bosworth and Dawkins, 1996）。在 Becker (1965) 年的模型中，以及在个体劳动供给模型中，个人的时间资源一般被处理为闲暇和市场劳动两部分，而忽略了家庭劳动和闲暇的差别。不考虑家庭劳动和闲暇的区别，则主要是根据如下两个假设：一是家庭劳动和闲暇对外部社会经济变化的反应是一致的；因此，分别对这两个部分进行研究在研究结论上没有意义；二是这两个部分都满足家庭生产的联合投入条件，其相对价格是同一的（Gronau, 1977）。但是，Gronau (1977) 指出，这两个假设在现实中不能被满足。Bloch (1973) 以及 Gronau (1976) 对美国和以色列的研究结果表明：外部环境的变化，例如工资率的变化、收入、教育水平以及孩子数量的变化等，对妻子和丈夫的家庭劳动和闲暇的效应是不同的。家庭劳动和闲暇的最重要区别在于，家庭劳动是可替代的，但是闲暇却是不能被替代的。在此基础上，Gronau (1977) 建立了三分法的家庭劳动供给模型。

不论是个体劳动供给模型还是家庭劳动供给模型，其分析方法都是静态的，即只分析当期的劳动供给行为，不考虑跨期劳动供给决策。因此，劳动供给理论的另一个拓展方向是其动态化；而所谓劳动供给理论的动态化实际上就是将静态的劳动供给模型放在生命周期框架下进行讨论^①。这类模型也主要可以分为两类：一类是将工资作为外生变量，并从储蓄角度出发，认为过去的劳动供给行为会影响到资产的积累，从而影响到当期的劳动供给决策；第二类将工资视为内生变量，并从人力资本投资的角度出发研究动态的劳动供给。第一类动态劳动供给模型主要由 Killingsworth and Heckman (1986) 以及 Blundell and MaCurdy (1999) 给出。传统静态劳动供给模型与动态劳动供给模型的一个主要区别就在于前者的保留工资独立于当期的劳动供给行为，而后者各期的保留工资均为当期劳动供给的函数。第二类动态劳动供给模型使用了“干中学”模型和传统的人力资本模型。个人如果选择增加当前的工作努力程度或者在职培训，那么他对当期闲暇的消费就要减少，但是人力资本的积累则能够提高未来的生产能力，进而提高未来的工资（Shaw, 1989; Altug and Miller, 1998）。

上述劳动供给的理论模型各有其优缺点，各有其适用的范围和领域。在本章的对农民工的研究中，根据我们的研究对象，我们使用基于个体决策的劳动供给模型作为理论基础。这样选择的原因在于本文的研究对象的特征，即大多数农民工是单身；而且根据我们使用的问卷，家庭与传统意义上的家庭概念不同，不是传统意义上的“家庭”。表 5.1 给出了我们使用的数据中，农民工的家庭人口和婚姻状况的分布情况。在全部样本中，家庭人口为 1 人，即单身的比例占到了 61.16%；而单身的情况并不是指没有结婚，而是只身一人在城市工作和居住。在 1 人家庭中，无配偶的比例占到了 62.28%，而其他 37.72% 则是有配偶，但是只

^① 对动态劳动供给理论模型的详细综述与评论，可以参见 Card (1991)。

身一人在城市工作和居住。2口人的家庭占到了21.49%，但是，在2口人的家庭中，并不是传统意义上的夫妻关系；其中没有配偶的占到了9.9%。3口以上的家庭占到了17.36%；但是，这3口人并不是传统意义上的一对夫妻加一个孩子；因为其中还包括了7.45%的没有配偶样本。这种情况说明，使用家庭劳动供给模型来分析农民工有所偏颇。因此，比较适合本章研究的劳动供给理论还是个体劳动供给模型。

表 5.1 农民工家庭人口与婚姻状况

家庭人口	Total	无配偶	有配偶
1口	1,466	913	553
(%)	61.16	62.28	37.72
2口	515	51	464
(%)	21.49	9.9	90.1
3口以上	416	31	385
(%)	17.36	7.45	92.55
Total	2,397	995	1,402
(%)	100	41.51	58.49

5.1.2 劳动供给的理论模型^①和实证研究研究中的劳动供给函数

(一) 个体劳动供给模型

在个体劳动供给模型中，个体劳动供给函数实际上从一般的消费者选择模型中得出的（Pencavel, 1986）。在个体劳动供给模型中，时间作为个人的禀赋资源，被分为两个部分：即市场劳动时间和闲暇。为了简化起见，我们首先考虑劳动供给的个人除工资外，没有其他收入的情况。劳动供给的个人所面临的问题是：

$$\begin{aligned} \max : & u(L, x) \\ \text{s.t.} : & px = w(T - L); (5.1) \end{aligned}$$

其中， L 是闲暇时间， x 为消费的商品， w 为工资， p 为商品的市场价格， T 为总的
时间。个人的效用函数为 $u(L, x)$ 。此处我们全部假定内点解^②，因此，预算约束取等号。定义劳动供给时间： $H \equiv T - L$ ；并定义个人的全收入为： $Y \equiv wT$ 。假定个人的效用函数是行为良好的，满足二阶条件；那么，问题（5.1）的一阶条件为：

$$\frac{\partial u}{\partial L} = \lambda w; (5.2)$$

$$\frac{\partial u}{\partial x} = \lambda p; (5.3)$$

$$px + wL = wT \equiv Y; (5.4)$$

由上述一阶条件，可以得到对闲暇的需求函数：

$$L = L(p, w, Y) = L(p, w, wT) \equiv \bar{L}(p, w); (5.5)$$

^① 个体劳动供给函数的分析主要基于 Takayama (1997), Chapter 4；家庭劳动供给函数的分析主要基于 Ashenfelter and Heckman (1974)。

^② 如果出现角点解，那么就成为劳动参与决策问题了。排除角点解实际上是将我们的问题限定在已经参与劳动市场的人群中；主要问题不是决定是否参与劳动市场，而是决定在劳动市场中提供多少数量的劳动时间。这是劳动供给问题的密集边际（intensive margin），见 Heckman (1993)。而这也正好符合我们对乡城农民工群体的研究；本章限定，我们所研究的乡城农民工是那些已经就业的工人，不研究他们的劳动参与决策问题。

因为时间资源是完全两分的，因此，从总时间资源中减去闲暇时间，即得到个人的劳动供给函数：

$$H = T - \bar{L}(p, w) = H(p, w); (5.6)$$

下面我们通过 Slutsky 方程讨论劳动供给函数的性质。令 $S \equiv [s_{ij}]$ 为 2×2 的净替代矩阵，由我们对效用函数的假定， S 是半负定的，且满足：

$$s_{11} < 0, s_{22} < 0, s_{11}p + s_{21}w = 0, s_{21}p + s_{22}w = 0; (5.7)$$

对闲暇需求函数 (5.5) 进行 Slutsky 分解，得到：

$$\frac{\partial \bar{L}}{\partial w} = s_{22} - L \frac{\partial L}{\partial Y}; (5.8)$$

考虑到 $Y \equiv wT$ 以及 $H \equiv T - L$ ，并利用从一阶条件中得到的商品需求函数和闲暇需求函数，可以得到：

$$\frac{\partial \bar{L}}{\partial w} = \frac{\partial L}{\partial w} + \frac{\partial L}{\partial Y} \frac{\partial Y}{\partial w} = (s_{22} - L \frac{\partial L}{\partial Y}) + T \frac{\partial L}{\partial Y} = s_{22} + H \frac{\partial L}{\partial Y}; (5.9)$$

从而，我们得到工资对劳动供给的效应：

$$\frac{\partial H}{\partial w} = -\frac{\partial \bar{L}}{\partial w} = -s_{22} - H \frac{\partial L}{\partial Y}; (5.10)$$

上式第一项为净替代效应，第二项为收入效应。已经知道 $s_{22} < 0$ ；如果闲暇是劣等品，那么 $\frac{\partial L}{\partial Y} < 0$ ，则 (5.10) 大于 0，即随着工资的上升，劳动供给时间上升，我们得到向右上方倾斜的劳动供给曲线；如果闲暇是正常品，那么 $\frac{\partial L}{\partial Y} > 0$ ，工资对劳动供给的效应不能先验地确定符号。如果正的收入效应大于负的替代效应，那么随着工资的上升，劳动供给时间下降，我们得到向左上弯曲的劳动供给曲线。如果在工资较低的情况下，收入效应小于替代效应；在工资较高的情况下，收入效应大于替代效应，那么我们就得到通常的向后折弯的劳动供给曲线。

对劳动供给函数进行全微分，可以得到：

$$dH = [ws_{22} + wH \frac{\partial L}{\partial Y}] (\frac{dp}{p} - \frac{dw}{w}); (5.11)$$

现在将商品的市场价格标准化为 1，那么，(5.11) 变为：

$$dH = -s_{22}dw - H \frac{\partial L}{\partial Y} dw; (5.12)$$

(二) 加入家庭和非工资收入的劳动供给模型

下面我们加入家庭和非工资收入的情况。假设丈夫和妻子组成的两人家庭，拥有非工资收入 Y 。家庭劳动供给决策面临的问题是：

$$\begin{aligned} \max : u &= (L_m, L_f, x) \\ \text{s.t.} : w_m(T - L_m) + w_f(T - L_f) + Y &= px; (5.13) \end{aligned}$$

其中， $L_i (i = m, f)$ 和 $w_i (i = m, f)$ 分别为丈夫和妻子的闲暇时间和工资。一阶条件为：

$$\frac{\partial u}{\partial L_i} = \lambda w_i; (5.14)$$

$$\frac{\partial u}{\partial x} = \lambda p; (5.15)$$

$$w_m(T - L_m) + w_f(T - L_f) + Y = px; (5.16)$$

由上述一阶条件，可以得到家庭成员对闲暇的需求函数：

$$L_i = L_i(w_m, w_f, p, Y); (5.17)$$

考虑到 $H_i \equiv T - L_i$ ，得到家庭每个成员的劳动供给函数：

$$H_i \equiv T - L_i(w_m, w_f, p, Y) = H_i(w_m, w_f, p, Y); (5.18)$$

与在个体劳动供给函数中的分析相同，使用 Slutsky 方程，得到工资对不同家庭成员劳动供给的效应：

$$\frac{\partial H_i}{\partial w_j} = -s_{ij} + H_j \frac{\partial H_i}{\partial Y}; (5.19) \textcircled{1}$$

在这里，与个体劳动供给函数的区别是此处出现了家庭其他成员的工资和家庭非工资收入对家庭成员劳动供给的影响。若 $i = j$ ，则（5.19）中的第一项为成员自身的净替代效应；如果 $i \neq j$ ，则（5.19）中的第一项为交叉替代效用。（5.19）中的第二项为收入效应，也可以做同样的解释。在负半定替代矩阵的条件下，家庭其他成员的工资对劳动供给的影响也是不能先验地加以确定的。

现在将商品的市场价格标准化为 1，那么对劳动供给 H_i 进行全微分，可以得到：

$$dH_i = \frac{\partial H_i}{\partial w_m} dw_m + \frac{\partial H_i}{\partial w_f} dw_f + \frac{\partial H_i}{\partial Y} dY; (5.20)$$

（三）实证研究中的劳动供给函数

由（5.12）式和（5.20）式，可以得到实证研究中的劳动供给函数，其过程可以参见 Ashenfelter and Heckman（1974）^②。在实证研究中经常使用的劳动供给函数的形式为：

$$H_i = \beta_0 + \beta_1 w_i + \beta_2 Y + \beta_4 \mathbf{Z}_i + u_i; (5.21)$$

其中， $i = 1, 2, \dots, N$ 为观测值， \mathbf{Z}_i 为其他控制变量， u_i 为误差项， Y 为家庭其他成员的工资收入以及家庭的非工资收入。在实证研究中，一般使用工资的对数形式，这也是本文要估计的劳动供给函数：

$$H_i = \beta_0 + \beta_1 \ln(w_i) + \beta_2 Y + \beta_4 \mathbf{Z}_i + u_i; (5.22)$$

^① 与（4.10）相同；此处的收入效应中使用的是 $\frac{\partial H_i}{\partial Y}$ ；实际上与 $\frac{\partial L}{\partial Y}$ 是相同的，只是符号相反。考虑到

$H \equiv T - L_i$ ，从而有 $dH = -dL$ 。

^② 其方法是将微分变为差分，即将 dZ 处理为 ΔZ 。在 Ashenfelter and Heckman（1974）中，是将 dZ 处理为 $\Delta Z = Z - \bar{Z}$ ，即将观测值的差分定义为观测值与其平均值的差。

根据上式，可以得到： $\beta_1 = \frac{\partial H}{\partial w} w$ ；所以，未补偿的工资弹性（或总工资弹性）为：

$$\eta = \frac{\beta_1}{H}; (5.23)$$

再次使用（5.22），得到： $\beta_2 = \frac{\partial H}{\partial Y}$ ；所以劳动供给时间的收入弹性为：

$$\zeta = \beta_2 \frac{Y}{H}; (5.24)$$

那么，根据 Slutsky 方程，劳动供给的经过收入补偿的工资弹性就可以表示为：

$$\eta' = \eta - \beta_2 w; (5.25)$$

5.1.3 劳动供给函数的估计问题讨论

在实证研究中，对（5.22）的估计涉及到三个主要的问题：一个是自选择（self-selection）问题，第二个是劳动供给时间的制度限制问题，第三个是工资和劳动供给的内生问题。下面我们对这三个问题进行讨论。

（一）自选择问题

样本的自选择问题（self-selection）是劳动经济学实证研究中的重要问题。特别是在使用抽样数据进行研究时，一般都会遇到样本的自选择问题。当研究者无法观测到不参与抽样的人的特征时，就会发生样本的自选择问题。这样，在使用数据进行回归的过程中，所得到的结果只适合于那些被观测到的样本；从而使用样本对总体的估计就出现了选择行偏误（selection bias）。在对劳动供给时间的研究中，我们只观测到了那些参与就业，并提供劳动时间的样本，而无法获得那些退出劳动市场或者不提供劳动时间的人的特征，从而也就无法得到这些人的劳动时间对工资变化的反应。使用这样的数据所获得的结果也就只能适合于那些提供劳动时间的人群的特征，而不能获得全部劳动人口的劳动供给特征。针对劳动供给中的自选择问题，主要使用两种方法解决，一是使用截取模型（Tobit 模型），另一个是使用 Heckman 两阶段方法（Heckman, 1977）。

产生自选择问题的前提是所研究的总体中，有一部分不向劳动市场提供劳动时间，即所研究群体的劳动参与率低于 100%。如果所研究的总体的劳动参与率比较高，那么，自选择问题不会对估计结果产生大的影响（Pencavel, 1986）。

从这一点出发，我们来看本文所研究的农民工群体。中国农民工群体的一个重要特征是，其迁移基本上是“自愿”的，他们在农村拥有户籍和土地^①。在这种制度安排下，他们进入城市劳动市场的主要目的并不是在城市定居，而是在城市获得收入后回农村老家消费。即使在城市政府的政策发生转变后，大部分农民工的迁移目的还是进入城市劳动市场获得收入。在这种条件下，转移到城市劳动市场的农民工基本上都有参与劳动市场的愿望，可以判断这一劳动群体的劳动参与率接近 100%。再从就业角度分析，从已有的调查中（例如国务院研究室课题组，2006）可以发现，中国大规模的农民工并没有出现在城市大量失业的现象；即使出现失业，那么在当前的制度安排下，他们会选择退出城市劳动市场，回到农村；而回到农村后，这部分人也就不再具有农民工的特征了。因此，可以判断，进入城市工作的农民工其劳动参与率接近 100%，失业率也不会太高；样本的自选择问题所导致的偏误基本上可以控制在忽略不计的范围内。

^① 当然在现实中，也有“被动”迁移的农民工；他们一般属于土地被征用的农民。但是，按照中国现行的制度安排，当农民的土地被政府征用后，一般会成为城市居民，获得当地城市户口和征地补偿，虽然有些地方的征地补偿非常低。这样一来，拥有城市户籍的这部分流动工人，已经失去了农民身份。

此外,本文所研究的总体是进入企业工作的农民工。这部分农民工都是已经参与劳动市场的工人;在企业工作中,很少发现有不提供劳动时间的案例。因此,从数据角度,我们可以排除样本的自选择问题^①。

(二) 劳动时间的制度限制问题

对劳动供给函数的估计存在的第二个重要问题是劳动时间的制度限制问题。自二战以来,大多数国家的劳动法规都对工人的工作时间进行了限制。大部分国家都实行8小时工作制,每周工作5天。中国的《劳动法》也明文规定了工人的劳动时间,实行8小时工作制。这种制度限制使得工人对劳动时间的选择是不完整的。在选择受到限制的条件下,对劳动供给函数的估计也不能真实地反映工人对劳动时间的选择,从而也就不能真实地估计工资弹性和收入弹性。

在劳动供给函数的实证研究中,解决这个问题的主要方法是假定工人可以选择不同的行业、职业和不同的企业,甚至选择不同的工作地点来间接选择劳动时间(Killingsworth, 1983; Blundell and MaCurdy, 1999)。但是,这种间接选择在现实中是否真正存在却不能先验地加以判断。

在此,我们使用如下的方法来对农民工间接选择劳动时间进行判断。假设农民工可以通过对不同职业、不同行业、不同所有制企业、不同规模的企业来间接选择自己的劳动供给时间^②,那么,不同职业、不同行业、不同所有制企业、不同规模企业农民工的劳动时间差异应该在统计上是显著的。我们使用F检验来检验不同职业、不同行业、不同所有制企业、不同规模企业农民工的工作时间的差异。如果其劳动时间存在着显著的差异,那么可以判断农民工可以通过对职业和企业的选择来间接选择自己的劳动时间。

表5.2给出了农民工每月平均工作时数在不同职业、不同所有制企业、不同行业、不同企业规模的分布。F检验显示,在这4个指标中,农民工的劳动时间存在着显著的差异。

对于我们所研究的农民工而言,其平均每月工作时数存在着显著差异,而且差异的绝对值也比较高,一般都在20个小时以上,相差最大的是不同所有制企业之间的差异,最高和最低之间相差48个多小时,相当于在集体企业工作的农民工每月要比外资及合资企业工作的农民工多工作两天多。

因此,在本章对劳动函数的估计中,对劳动时间的制度限制问题可以通过在不同职业、不同企业的选择来加以间接选择。如果这样分析,那么职业、企业特征变量就不能再作为劳动供给函数估计中的自变量进行处理。

表5.2 农民工每月平均工作时间的分布情况(小时/月)

企业所有制		职业		企业行业		企业规模	
所有制1	232.36	职业1	223.94	行业1	249.07	规模1	222.62
所有制2	257.39	职业2	214.35	行业2	228.47	规模2	230.41
所有制3	246.99	职业3	238.05	行业3	244.57	规模3	243.79
所有制4	209.24	职业4	235.84				
所有制5	234.2						
F=46.26; p=0.000		F=8.16; p=0.000		F=22.66; p=0.000		F=23.24; p=0.000	

*企业的所有制、行业和规模的分类见第二章;职业的分类见第三章。

(三) 内生性问题

在劳动供给函数的估计中,个人工资与其劳动供给时间之间的内生性可以说是最重要的

^① Li and Zax (2003)对中国城镇职工劳动供给时间的研究也采取了这种办法;在他们所使用的数据中,有97.5%的样本是就业样本。

^② 没有将通过选择不同城市作为间接选择劳动时间的途径,主要是因为我们的抽样是在距离较远的五个城市进行的;因此,可以认为距离基本上排除了农民工通过选择不同工作城市来间接选择劳动时间的可能性。

问题之一 (Morz, 1987)。工资与劳动供给时间的内生性导致劳动供给函数的估计系数出现偏误,直接影响到估计结果的可靠性。在计量经济学中,内生性的产生可以是因为省略变量产生 (omitted variables),也可以是因为测量误差 (measurement error) 产生,也可以是因为联立方程所产生的偏误 (simultaneous bias) (Wooldridge, 2002)。在对劳动供给函数的估计中,这三种原因都可能导致内生性问题。工资和劳动供给时间可能因为理论上的以及数据中的问题而相互影响,即工资和劳动供给时间的因果关系可能是相互的 (Fortin and LaCroix, 1997)。从理论上分析,诸如个人的动机等一些无法在现实中观测的因素可能会同时影响到工资和劳动供给时间;工资在影响劳动供给时间的同时,劳动供给时间也可能同时影响工资,这既是一种忽略变量所导致的内生性,也是一种联立方程所导致的内生性。从经验研究的角度,一般而言,工资率的测算都是使用年(或月)工资收入除以劳动供给的年(或月)小时数获得的,这样在工作小时中的测量误差会进入到工资的测量误差中,从而导致解释变量与误差项的相关,造成内生性问题。

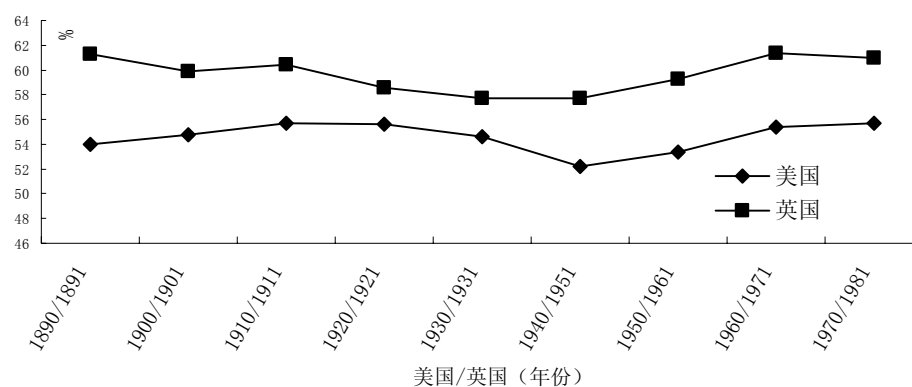
解决内生性问题的一般方法是寻找合适的工具变量。一个合适的工具变量需要满足两个条件:一是与产生内生性问题的自变量显著相关,二是与误差项不相关。但是,在实际研究中,找到合适的工具变量并不容易。

5.2 关于劳动供给的一些特征性事实及已有研究的综述

5.2.1 主要发达国家劳动供给的历史发展趋势

自工业化以来,主要发达国家劳动参与率的总体趋势变化不大;图 5.1 给出了 19 世纪末 20 世纪初至 20 世纪 70 年代主要工业国家美国和英国的劳动参与率趋势。可以发现,除了二战期间两国劳动参与率稍有降低外,其他年份的劳动参与率变化都不大。

图 5.1 美国和英国的劳动参与率



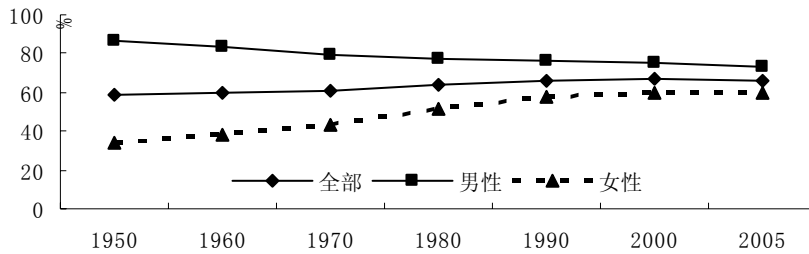
数据来源: Pencavel (1986)。美国所有年份的数据包括 14 岁以上的男性和女性;英国所有年份的数据包括 20 岁以上的男性和女性。图中横轴年份,前者为美国数据的年份,后者为英国数据的年份。

但是,从长期趋势看,特别是二战以来,不同性别之间的劳动参与率却发生了较大的变化:男性的劳动参与率出现了下降的趋势,而女性的劳动参与率出现了上升的趋势。图 5.2 显示,美国自 1950 年至 2005 年全部人口的劳动参与率基本上没有大的变化。但是,不同性别的劳动参与率却发生了较大的变化:男性的劳动参与率从 1950 年的 86.4% 下降到 2005 年的 73.3%;而女性的劳动参与率却从 1950 年的 33.9% 上升到 2005 年的 59.3%。并且根据预测,这个趋势还将持续下去 (Toossi, 2006)。

虽然女性的劳动参与率有升高的趋势,但是从当前劳动市场的情况看,男性的劳动参与率还是要高于女性。根据 OECD (2005) 的统计,所有 OECD 国家 16~64 岁人口的劳动参

与率为 70.1%，其中男性的劳动参与率为 80.3%，女性的劳动参与率为 60.1%，男性比女性高出大约 20 个百分点。欧盟 19 国的全部劳动参与率为 69.9%，男性为 77.7%，女性为 62.2%，男性比女性高出大约 15 个百分点。在 OECD 所有国家中，男性的劳动参与率都高于女性。

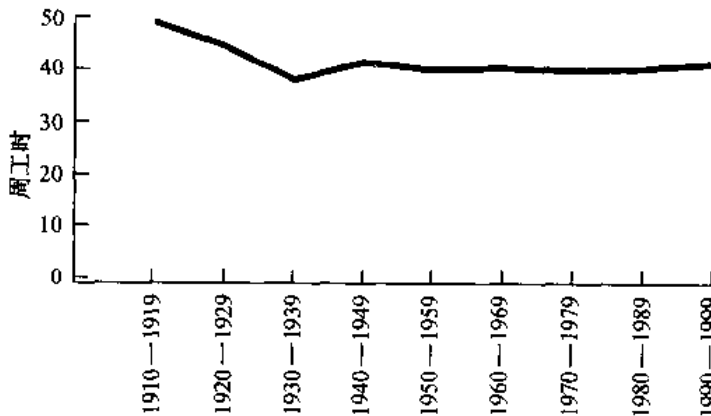
图 5.2 美国部分年份分性别的劳动参与率



数据来源：美国劳工统计局，<http://www.bls.gov/cps>。16-64 岁人口。

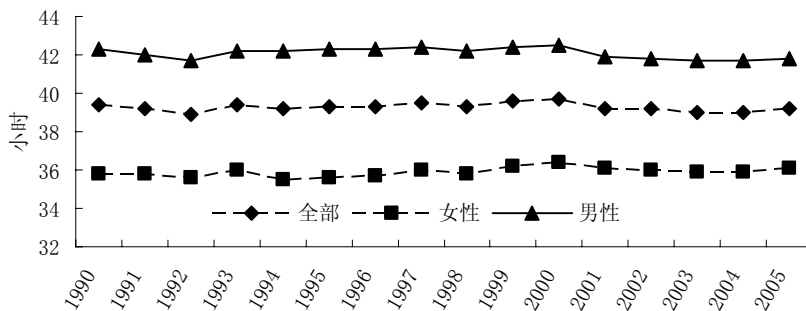
从劳动时间上看，工业化到二战之前，平均周工时呈现下降趋势。从图 5.3 中可以看出，从 1910 年到二战期间美国制造业工人的周工作时数平稳下降；从 1940 年以来平均周工时则变化很小。出现这样的原因，一方面是劳动市场中工资的提高减少了个人愿意提供的劳动时间，即劳动时间的工资弹性大部分时间表现为负，工资的收入效应超过了替代效应 (Addison and Siebert, 1979)；另一方面，也有劳动市场制度上的原因。自二战以来大部分国家都在其劳动法规中对工人的每周工作时间数进行了规定。

图 5.3 美国制造业工人 1910-1999 年平均周工时变化



数据来源：McConnell, Brue and Macpherson (2003), Chapter 3.

图 5.4 美国工人周工时数的性别差异



数据来源：美国劳工统计局，<http://www.bls.gov/cps>。

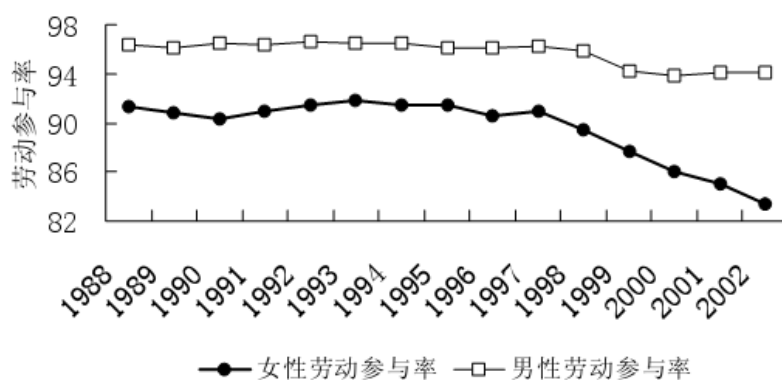
在劳动时间的性别差异上，则表现出男性的劳动时间高于女性的特征。以美国为例 (图

5.4), 在上世纪 80 年代以来, 全部就业人员的平均周工时数一直保持在 38~40 小时之间, 其中男性则一直维持在 41~42 小时之间, 女性明显低于男性, 维持在 34~36 小时之间。从变动趋势上看, 男性每周的劳动时间有稍微下降的趋势, 但并不明显; 女性则呈现出缓慢上升的趋势。但是, 从总体情况看, 女性每周的劳动时间低于男性则是比较明显的。

5.2.2 经济转轨与中国劳动供给的特点

中国的劳动参与率, 无论是按经济发达程度比较还是按照区域比较, 都是较高的国家, 特别是女性的劳动参与率(潘锦棠, 2002)。形成中国劳动参与率较高, 特别是女性劳动参与率较高的原因, 一方面有在计划经济下需要调动大量人口参与劳动的原因外, 还有社会主义的意识形态的作用(潘锦棠, 2002)。从这两个方面看, 虽然我们没有长时段的中国劳动时间的数据, 但是大致可以判断中国就业人口的劳动时间也是比较长的^①。

图 5.5 部分年份中国城镇职工劳动参与率变化趋势: 分性别



数据来源: 姚先国、谭岚(2005)。

发生在上世纪 80 年代末、90 年代初的社会主义国家向市场经济的转轨对这些转轨国家的劳动参与率也产生了影响。在转轨之前, 这些国家的劳动参与率和就业人口的劳动时间都高于本地区的市场经济国家(谭岚, 2006)。男性和女性之间的劳动参与率差异以及劳动时间差异也小于本地区的市场经济国家。女性的劳动参与率和劳动时间高于本地区的市场经济国家。但是, 向市场经济的转轨减少了这些国家的劳动参与率和劳动供给时间(UNICEF, 1999)。中国自上世纪 70 年末开始的向市场经济的转轨, 也伴随着劳动参与率降低的趋势, 特别是女性的劳动参与率。使用宏观数据计算的 1978~1997 年中国城镇的总人口劳动参与率显示, 自改革开放以来, 中国城镇地区的劳动参与率呈现出逐年下降的趋势(陆铭、葛苏勤, 2000)。

从分性别的劳动参与率看, 虽然中国城镇地区男性和女性的劳动参与率都有下降的趋势, 但是女性劳动参与率的下降幅度要高于男性。图 4.10 给出了通过抽样调查数据获得中国城镇地区 1988~2002 年的分性别劳动参与率变化趋势。从 1988 年到 2002 年, 越来越多的女性退出了劳动市场。

向市场经济的转轨不仅对劳动参与率产生影响, 而且也对劳动供给时间产生了影响。我们虽然没有长时段的劳动供给时间的数据, 但是根据一些抽样调查数据显示(谭岚, 2006), 2002 年中国城镇地区 25~55 岁男性和女性的每月工作小时数大约在 176 小时左右, 性别之间不存在显著的差异。这也说明劳动供给时间受到了来自劳动市场制度的限制。转轨对劳动供给时间的影响主要在于使得劳动供给时间的分布更加分散(谭岚, 2006)。

^① 大部分原计划经济国家女性的劳动时间都比较长。在中欧和东欧原计划经济国家, 女性平均每周的劳动时间为 70 小时, 超过当时西欧国家大约 15 个小时(UNICEF, 1999)。

5.2.3 劳动供给函数的一些已有研究

(一) 第一代和第二代劳动供给函数研究的主要发现

早期对劳动供给函数的实证研究主要使用 OLS 进行估计。这些研究一般被称为第一代劳动供给函数研究 (Killingsworth, 1983), 以区别上世纪 70 年代之后对自选择、内生性问题进行处理的研究; 后者一般被称为第二代劳动供给函数研究。

表 5.3 归纳了第一代研究和第二代研究关于劳动供给的工资弹性和收入弹性的估计范围。在第一代研究中, 大多数男性未补偿工资弹性的估计值在 0.0~0.4 之间; 男性的收入弹性为负值, 但是绝对值相当小。女性工资弹性的估计值范围则比较大, 这表明与男性相比, 女性劳动供给对工资的变化更加敏感。第二代劳动供给研究大多数考虑了估计中的自选择问题和内生性问题, 但是对工资和收入弹性的估计范围仍然很宽。从第二代研究中, 可以发现男性的未补偿工资弹性为负值, 绝对值很小; 与第一代研究相同, 男性的劳动供给曲线向后弯曲。男性和女性的收入弹性都是负值, 女性劳动供给对工资更加敏感。对此, Killingsworth (1983) 总结道“男性劳动供给与女性劳动供给相比, 对工资变化的敏感性差得多; 男性劳动供给曲线在工资率提高时向后轻微弯曲, 而女性劳动供给曲线的斜率则有较大的递增”。这说明, 当工资提高时, 男性的收入效应大于替代效应, 而女性的替代效应要比收入效应大。

表 5.3 劳动供给函数实证研究中对工资和收入弹性的估计

	未补偿工资弹性	补偿工资弹性	收入弹性
第一代研究估计的工资和收入弹性的范围			
男性	0.0~0.4	0.00~0.36	0.00~0.16
女性	0.2~0.9	0.1~2.0	-0.1~0.2
第二代研究估计的工资和收入弹性的范围			
男性	-0.23~-0.05	0.13~0.23	-0.1~-0.4
女性	0.6~1.1	0.7~1.2	-0.1~0.2

资料来源: Killingsworth (1983)。

不同性别工人对工资变动的不同反应也在其它一些研究中得到了证实。对 9 个实证研究结果进行仔细考察后, Borjas and Heckman (1978) 估计, 工资率提高 10% 将使男性的劳动供给量减少大约 1%~2%; 而 Keeley (1981) 的估计也表明, 工资率提高 10% 将使已婚女性的工作时间增加约 10%。Renaud and Siegers (1984) 对荷兰的研究也表明, 在家庭劳动供给框架下, 妻子的劳动供给对工资和非工资收入的反应要比丈夫的反应更加敏感。

对劳动供给中的这种性别差异的解释, 主要是从男性和女性在时间配置上的差异来进行 (McConnell, Brue and Macpherson, 2003)。对于成年男性而言, 超过 90% 的人从事全职工作, 并且平均而言, 男性的家务劳动时间较少; 这样由于工资率提高而引起的工作时间的增加必须以牺牲纯粹的闲暇时间为代价。对男性而言, 纯粹闲暇的时间和劳动市场的工作时间之间不具有较大的替代性, 从而工资率提高的结果是较小的替代效应; 表现在劳动供给曲线上就是近似垂直或者稍微向后弯曲的劳动供给曲线。相比之下, 女性的劳动市场参与率比男性要小, 许多女性还从事兼职工作; 而且在家庭中, 女性承担了大部分的家务劳动时间。或者说, 男性基本上在闲暇和劳动时间两个部分之间配置时间资源; 而女性则在闲暇、家务劳动以及劳动市场工作时间三部分之间配置时间资源。在工资率提高的情况下, 女性的家务劳动时间具有较大的可替代性, 从而可以用市场工作时间替代家务劳动时间。从而女性的劳动供给具有较大的替代效应; 表现在劳动供给曲线上, 女性的劳动供给曲线向上倾斜, 具有递增的正斜率。

(二) 中国劳动供给函数实证研究的主要发现

建立在家计调查数据基础上, 对中国劳动市场供给函数的实证研究, 已有不少。都阳 (2001) 研究了中国贫困农村地区的农民的劳动供给时间; 魏众 (2003) 使用 Heckman 两

阶段方法，使用 1993 年中国经济、人口、营养与健康调查的数据，研究了健康对劳动供给时间的影响；弓秀云、秦富（2007）利用四川和安徽 12 个县的调查数据，使用 Heckman 两阶段方法研究了农村的家庭非农劳动供给时间的影响因素；Putterman（1990）使用上世纪 70 年代的数据，研究了在农村公社体制下，集体化对农民的劳动供给时间的影响。但是，这些研究主要还是集中在农村地区的劳动供给时间研究上，而且其主要的研究目的也不是研究劳动供给时间的工资和收入弹性。例如，都阳（2001）的研究主要是讨论贫困减少问题；魏众（2003）的研究主要发现健康对劳动供给时间的影响。

Li and Zax（2003）使用两阶段最小二乘法，利用 1995 年中国社会科学院经济研究所收入分配调查数据，对中国城镇地区的劳动供给时间进行了研究。他们的估计结果显示，在上世纪 90 年代中期，中国城镇地区劳动供给的收入弹性为负，而工资弹性为正。经过收入补偿的工资弹性远高于未补偿的工资弹性；对此的一个解释是当时中国城镇地区的收入水平较低；因为存在大量的实物补贴和社会福利，工人的名义工资要低于全部实际工资。在这种条件下，名义工资的上涨所引致的劳动供给较小；而经过收入补偿的工资弹性则较大；即相应的其他收入的减少对工资上升的补偿引致了较大的工作时间的上升。

郭继强（2005）提出了在最低必须支出约束下，向右下方倾斜的劳动供给曲线，并使用上海统计局、上海社会科学院人口与发展研究所《上海市 1995 年流动人口调查》以及国家统计局《2002 年城市住户调查》的数据，使用 OLS 以及 2SLS 方法估计了农民工的劳动供给函数。在经典经济学中，不论是基于个体效用函数的劳动供给模型还是基于家庭时间配置的劳动供给模型仅仅刻画了向后弯曲的劳动供给曲线；而以发展中国家或者发达国家工业化初期为背景的“低收入者或贫困者的劳动供给曲线随工资增加而减少”的现象，只能作为经典劳动供给曲线的例外。对于这个“例外”，Lewis（1954）、Berg（1961）认为这是由于穷人的“非理性”导致的；Lewis（1966）则将其归结为“贫穷文化”；Schultz（1964）、Miracle and Fetter（1970）以及 Barzel and McDonald（1973）认为这主要是消费机会受到限制所导致的；Mellor（1963）、Huang（1976）、Dessing（2002）使用生存收入，Berg（1961）、Dunn（1978）、Altman（2001）引入目标收入（目标支出），Sharif（1991）用替代弹性递增的效用函数给以解说^①。郭继强（2005）则通过引入最低必需支出约束解释在低工资下的向下弯曲的劳动供给曲线。在他的分析中，满足最低必需支出是工人的第一层次的需要，而追求效用最大化则可归类于第二层次，即较高层次的需要；劳动者只有在较低层测得欲望得到满足之后才会产生第二层次的欲望。最低必需支出构成了劳动者追求效用最大化的硬约束条件。在最低必需支出的约束下，如果非工资收入加上闲暇的市场价值小于最低必需支出，那么就可以推导出在低工资下向下倾斜的劳动供给曲线。他的实证研究结果显示，当对数工资率小于或等于 1.25 时，农民工非常显著地存在向右下方倾斜的劳动供给曲线；当对数工资率大于 1.25 时，农民工的劳动供给曲线显著地向右上清晰。

5.3 农民工的劳动供给特征

根据已有的调查（例如国务院研究室课题组，2006；国家统计局服务业调查中心，2006），中国农民工群体的劳动供给时间是长的。我们的调查也显示，不论在每月工作天数上，还是每天的工作时数上，农民工的劳动时间都超出了法定劳动时间。这一点已经在第三章中指出了。现在我们对农民工的劳动时间进行更进一步的分析。

（一）总体特征：农民工的劳动时间超长；男性农民工的劳动时间超出女性农民工

首先来看农民工每月的工作天数。全部样本每月的平均工作天数为 25.6 天；按照法定每周工作 5 天计算，那么农民工每月将比法定工作天数多出 5 天半的工作时间。平均而言，

^① 上述文献主要参考郭继强（2005）。

每周农民工将比法定工作时间多出一天以上。男性每月的工作天数为 26 天，女性每月的工作天数为 25.24 天，男性比女性多出大约半天的时间。

其次，我们看农民工每天的工作时间^①。全部样本每天的工作时间平均为 9.14 个小时。如果按照法定每天 8 小时工作制，那么平均而言，农民工每天要比法定时间多工作 1.14 个小时。男性每天的工作时间平均为 9.18 个小时，女性每天的工作时间平均为 9.12 个小时；这个差异在统计上并不显著。此处的结果大大超过了其他一些调查农民工的每日工作时间。例如国家统计局服务业调查中心（2006）的调查显示，农民工每日的平均工作时间为 8.93 小时；中国人民银行货币政策分析小组（2006）的调查显示，农民工每日的平均工作时间为 8.15 小时。出现这种情况的一个原因可能是我们所使用的数据主要是基于在企业工作的农民工，排除了那些自我雇佣者。这个结果也显示出，在企业工作的农民工每日劳动时间过长。

再来看每月的工作小时数。全部样本每月的平均工作小时数为 235 个小时；男性的每月工作时数要显著高于女性，高出大约 7.47 个小时。每月工作时数在不同的城市之间存在显著差异。每月平均工作时数最高的是武汉，达到了 244.01 个小时，最低的是大连，只有 204.88 个小时；相差 39.14 个小时。在不同城市中，只有大连的每月平均工作时数存在显著的性别差异：大连的男性农民工平均每月要比女性多工作 35.91 个小时。

从上面三个指标分析，都可以得出这样的结论：农民工的工作时间过长；而且在工作时间上存在着显著的性别差异，男性的工作时间要高于女性。

表 5.4 农民工的劳动供给状况

	全部	男性	女性	性别差异的 F 检验
每月平均工作天数	25.5993	25.9886	25.2447	F=32.37; p=0.0000
每天平均工作小时	9.1416	9.1672	9.1189	F=0.47; p=0.4940
每月平均工作小时	234.9694	238.8883	231.4159	F=9.43; p=0.0022
大连	204.8789	231.5403	195.6346	F=37.28; p=0.0000
上海	236.4216	237.6203	235.0319	F=0.18; p=0.6684
武汉	244.0140	243.3638	244.9031	F=0.07; p=0.7925
深圳	242.5539	239.8529	244.7683	F=1.18; p=0.2784
重庆	239.3028	237.5965	241.0957	F=0.60; p=0.4407

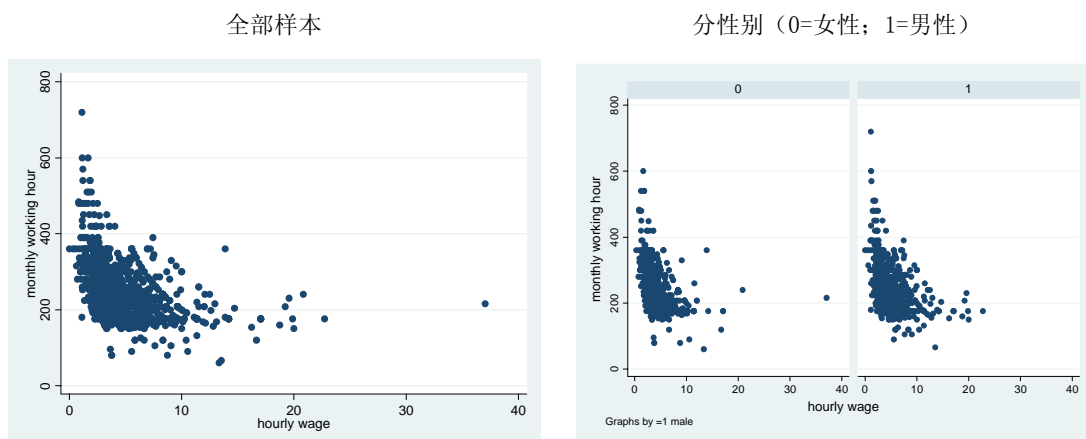
（二）农民工的工资与劳动时间

按照传统的劳动供给理论，工资是影响劳动供给的主要原因。现在我们从描述统计的角度来分析农民工的劳动供给时间与工资率之间的关系。图 4.13 给出了农民工小时工资率与每月工作时数的散点图。散点图的特征显示，农民工的小时工资率与每月工作时数呈现负相关关系，即随着工资率的提高，每月工作时数在下降；在小时工资上升到 10 元之后，出现一个拐点，工资率与工作时间开始出现正相关关系。分性别看，这种负相关关系对男性和女性农民工都很明显。

根据劳动供给的理论模型，推导出的标准劳动供给曲线是一条向后折弯的曲线；在工资率较低条件下，随着工资率的上升，替代效应超过了收入效应，劳动供给增加；当工资率上升到一个拐点之后，收入效应则超过替代效应，工资率的进一步上升导致劳动供给的下降。一些发达工业国家劳动供给的事实以及针对这些工业化国家的已有研究也显示，当工资率上升到一定程度后，出现了向后折弯的劳动供给曲线。对于中国的农民工而言，我们上面的描述性统计也显示其劳动供给曲线是负斜率的，即随着工资的上升劳动供给时间下降。出现这种情况的原因，可以一下几个方面来分析：

^① 有 13 个样本的日工作时间大于 16 个小时；这些样本一般是保安、守业或者看车工人。但是，可以推断，一个人不可能长期每天工作超过 16 小时。因此，我们将这 13 个样本的日工作时间都改成 16 个小时，即日工作时间的最大值限定为 16 个小时。

图 5.6 农民工小时工资率与每月工作时数散点图



首先，可能是技术上的原因。劳动供给时间和工资率之间存在内生性，低估了工资对劳动供给的影响。Li and Zax (2003) 对中国城镇职工劳动供给函数的估计显示，如果不解决内生性问题，使用 OLS 估计劳动供给函数，那么工资的系数也是负的，即存在向下倾斜的劳动供给曲线；但是在使用工具变量法解决了内生性问题后，工资的系数成为正的，劳动供给曲线向上倾斜。此外，可能还存在其他一些变量与工资同时影响了劳动供给时间。

其次，如果单纯从标准劳动供给的理论模型分析，当工资上升到一定程度后，也会出现正斜率的劳动供给曲线。但是，对于农民工而言，这一点是不太可能的。不论是已有的调查（国务院研究室课题组，2006），还是本文所使用的数据，都显示农民工的工资处在比较低的水平上，其工资水平远没有达到使得劳动供给曲线向后折弯的程度。

第三，还存在一种可能，即对于中国的农民工而言，存在着“低工资下向下倾斜的劳动供给曲线”。郭继强（2005）的研究也证明了这一点。按照郭继强（2005）的解释，在最低必需支出的约束下，工人为了满足其最低必需支出的需要，在低工资下，只能依靠增加劳动供给时间来提高月或年的总工资收入。

对上述两个可能的原因，如果在解决了技术性问题后，工资率的系数成为正的，那么我们可能得到与标准劳动供给理论相符合的结果；如果在解决了技术性问题后，依然存在向下倾斜的劳动供给曲线，那么就可能证实在中国农民工群体中，存在着低工资下向下倾斜的劳动供给曲线。至于那种结果会出现，我们在后面的章节中将进行详细分析。

5.4 农民工劳动供给函数的估计结果及其解释

5.4.1 模型设定及估计

我们使用 (5.22) 式估计农民工的劳动供给函数。设定的因变量是每月的工作时数。在我们使用的问卷中，并没有每月工作时数这个问题。每月的工作时数是通过每月工作天数和每天工作时数相乘计算得到的。但是，实际上，我们并不能断定农民工在每月的工作天数里，每天工作相同的工作时数；因此，使用计算的每月工作时数，可能会高估或者低估其每月实际的工作时数。此处使用每月工作时数，出于两个原因：第一，农民工回答的工资是每月的工资，以此计算的小时工资，是每月工作时数的小时工资；第二，使用每月工作天数或者每天工作时数，会出现因变量变异幅度过小的问题。

所使用的自变量主要包括如下五组：

第一组：工资和收入，包括：小时工资（对数）、家庭收入、每年向老家的汇款数量

在传统的劳动供给函数估计中，工资是最主要的变量。此处，使用的是小时工资的对数形式。家庭收入定义为农民工在打工地其他家庭成员的月收入加上本人在本单位外的收入。

之所以加上本人在本单位外的收入，是因为因变量（每月工作时数）是在本工作单位的工作时间；在单位外的收入相当于本人的非工资收入。向老家汇款的数量，除了现金汇款外，还包括带回实物的折价^①。

按照劳动供给理论的解释，在工资较低的水平下，随着工资的上升，劳动供给时间应该上升；家庭收入的增加则会减少其劳动供给时间。对于农民工而言，在城市打工，回农村消费是主要的收入-消费模式，因此可以判断，向老家汇款的数量会增加其在城市劳动市场中的劳动供给。

第二组：社会保险项目，包括：医疗保险、工伤保险、养老保险、失业保险

为了考察社会保障状况对农民工劳动供给时间的影响，我们将农民工的医疗保险、养老保险、失业保险以及工伤保险的覆盖率作为虚拟变量作为第二组解释变量。在原始数据中，除了工伤保险外，其他3个都有4个或5个选项，以区分所参加保险的种类。而本章的研究目的并不在于不同种类保险的影响，而是有没有保险的影响，因此我们将医疗保险、养老保险、失业保险都处理为二值变量，具体过程是将“没有”设为0；只要参加任一类型的保险即设为“1”；将“不知道”的样本去掉。

第三组：身体状况及家庭信息变量，包括：年龄、年龄平方、健康状况、婚姻状况、家庭人口总数、小孩数量

随着年龄的增加，从体力和精力讲能够提供的劳动时间可能会减少；此外，从生命周期的角度分析，年龄越大则其剩余的生命周期越短，也可能降低其劳动供给时间。而健康状况对劳动供给的影响是比较明显的：从理论上推断，健康状况越差的工人，其劳动供给时间越短。但是，我们使用的自评健康测度指标，所以也可能存在反向的因果关系：劳动时间越长的工人，可能由于过长的劳动时间损害了其健康状况。

加入家庭人口有如下两个原因，首先是我们计算的家庭其他成员收入是所有其他家庭成员的月收入之和；人口多的家庭可能其家庭收入越高，因此为了控制家庭人口对家庭收入的影响，加入家庭人口变量；其次，家庭人口多，其需要处理的家庭事务可能就越多，这将减少能够提供的劳动时间；但是，也有可能是家庭人口多，需要的家庭支出就越多，为了满足家庭的最低必需支出，可能会增加其劳动供给时间。家庭人口总的效应不能事先确定。有小孩的家庭需要提供带孩子的时间，特别是对于女性而言；小孩数量越多，则可能提供的劳动时间越少。

第四组：影响农民工劳动供给态度的变量，包括：教育年限、非农务工经商年限、在老家的培训、在城市的培训、是否党员、是否有过干部经历、是否有过参军经历

教育、非农务工经验和培训属于人力资本变量。这些人力资本变量从两个方面影响工人的劳动供给。一方面，可能通过影响家庭生产的效率间接影响到劳动供给时间（Da Vanzo, et al., 1976）；另一方面，具有不同人力资本水平的工人如果接受了相似的工资，那么就显示了他们对工作具有不同的态度，从而影响到劳动供给时间的提供。教育水平高的人，可能更偏好于闲暇及精神享受，从而降低其劳动供给时间；也可能因为教育水平高，更具有职业素质，从而提高其劳动供给时间。特别是工作经验和培训，它们实际上给出了对职业的偏好（Nakamura and Nakamura, 1981）。

按照中国共产党的规定，中共党员是工人阶级的先锋队，要在实际工作中起带头和榜样的作用。因此，具有中共党员的身份，可能会在工作中更加努力，从而增加其劳动供给时间。具有参军经历的工人，受到部队的严格纪律熏陶，在工作中也可能更加努力。在老家做过干部的工人，也可能会更加努力。这三个变量非常明显地显示工人的工作态度，从而影响其劳动供给状况。

第五组：地域变量，即五城市的虚拟变量

^① 对于那些外出打工不足一年的工人，向老家汇款的数量是外出打工以来到调查日的汇款数量。

加入地域变量,是为了控制可能存在的不同城市的劳动制度差异,以及城市整体的文化差异对劳动供给态度的影响。

如前所述,在劳动供给函数的估计中,从理论上讲,工资可能与劳动供给时间是同时决定的,存在由于联立方程产生的内生性,从而使得 OLS 估计产生偏误。此外,健康与劳动供给时间也可能存在内生性。因此,较为理想的估计方法应该是适用工具变量的 2SLS 估计。本文在估计过程中,尝试了多种工具变量^①,但是都没有通过内生性检验和过度识别检验。因此,我们还是回到了 OLS 的估计结果。

5.4.2 农民工劳动供给函数的估计结果及其解释

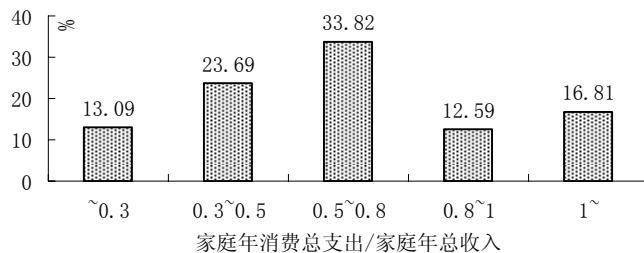
(一) 工资、家庭收入及向老家汇款数量对农民工劳动供给时间的影响

如果使用 OLS 估计,不论是全部样本回归还是分性别的回归,工资对农民工的劳动供给有显著的负影响,即随着工资的增长劳动供给时间显著下降。而且这个效应对女性的影响要大于男性。工资上升 1%,男性的每月劳动时间将下降大约 78 个小时,女性的每月劳动时间将下降大约 87 个小时。以此为基础计算的劳动供给的未补偿工资弹性为-0.3383;男性的未补偿工资弹性为-0.3278,女性未补偿的工资弹性为-0.3599。

这个结果较为出乎意料。根据传统劳动供给理论的解释,向后折弯的劳动供给曲线一般出现在工资较高的阶段。显然,农民工群体的工资水平远没有达到这个阶段。农民工出现工资和劳动供给的负向关系,不是因为较高的工资水平上,工资的收入效应超过替代效应所致,而是另有原因。其中的一个原因是技术性的,即存在内生性,这个估计是有偏的。此处,我们不讨论这个原因。

对这个结果的解释,一个是如郭继强(2005)所表明,农民工存在最低生活支出的刚性约束。工资越低的工人,为了达到其最低生活支出,需要工作更长的时间。但是,针对我们的调查,这个解释未必正确。存在最低生活支出约束的一个前提条件是,大部分农民工的收入不足以支付其在城市的生活支出。但是,在我们的调查中,这个前提条件并不存在。五城市农民工的家庭消费总支出占家庭年总收入的比例平均为 70.51%,其中家庭年消费支出超过家庭年总收入的只占 16.81% (图 5.7)。家庭年消费总支出占家庭年总收入的比例在 80% 以下的占到了 70.6%。大部分农民工的家庭总收入足以支付其在城市的家庭消费总支出。

图 5.7 农民工年家庭消费总支出占家庭年总收入的比例:分组



本文认为,之所以出现农民工工资与劳动供给时间的负向关系,主要是因为农民工在城市劳动市场中目标函数的特点。对于农民工而言,城市对于他们只是一个“打工获取收入”的地方;他们的消费还是要回到农村进行。农民工进入城市后,由于建立在户籍制度基础上的劳动市场的二元分割,他们并不是要在城市定居,而是在赚够一定数目的收入后,就

^① 本文尝试过的工具变量包括:在打工城市缴纳的证件费用、工作环境的安全性、在打工地经常交往的朋友/老乡个数、打工地的居住情况、主要饮用水、老家距离最近县城的距离、老家到打工地的交通费用、每月与老家的电话联系次数、老家的人均土地、年龄与非农务工年限的乘积、非农务工年限的平方等。也尝试了这些工具变量不同组合。但是,都未能通过检验。

回到农村。对于大部分农民工而言，不管他们有没有在城市定居的意愿，实际上能够定居的只能是少数；大多数农民工在城市工作一段时间后，还是要回到农村老家。实际上，对于大多数农民工而言，外出打工的目的就是增加收入，攒够一定数目的钱。在我们的调查中，有 64.15% 的工人外出打工的目的就是增加收入、攒钱。如果将因为税费很重、需要偿还欠债、支付其他家庭成员的教育费用和增加收入、攒钱作为经济目的，那么有 70.79% 的工人是为了经济目的的外出的。

在这种情况下，农民工在城市劳动市场上关于劳动供给的目标函数，就不是在城市的商品消费和闲暇之间进行选择，而是有一个总收入目标。其约束条件也不是传统劳动供给函数的约束条件，而是满足在城市的最低生活支出，包括最低的恢复体力和精力的休息时间。因此，农民工在城市劳动市场的目标函数可以写成：

$$w(T - \bar{L}_e) = \bar{Tinc}; (5.26)$$

其约束条件是：

$$pc_e + w\bar{L}_e = \bar{\psi}; (5.27)$$

c_e 和 L_e 是在城市生活的最低商品消费和最低休息时间； $\bar{\psi}$ 是在城市的最低必需支出（包括最低的恢复体力和精力的休息时间）。

如果假设农民工在城市的总目标收入处于大致相同的水平，那么由（5.26）和（5.27）式，可以得到农民工在城市的劳动供给特点：为了实现既定的目标总收入，工资越低的农民工其工作时间越长。当然，对于这个解释，还需要进一步加以验证。

农民工以外出打工收入作为目标函数，还可以通过向老家汇款的数量加以间接说明。向老家汇款的数量，实际上是农民工将在城市打工的收入拿到农村进行消费。农民工劳动供给函数的估计结果显示，向老家的汇款数量对其劳动供给有显著的正影响：向老家汇款数量越多，则其在城市劳动市场的工作时间越长，而且不论对于男性还是女性农民工，都是显著的。

家庭收入（此处等于家庭其他成员收入以及本人在本单位外的收入）的系数虽然为正，但是这个结果不显著；也就是说家庭收入对农民工的劳动供给没有显著影响。

家庭收入对农民工的劳动供给没有显著影响，可能出于如下两个原因：一是此处使用的家庭收入是农民工在城市的“家庭收入”。根据中国当前的户籍制度，他们中的大多数人根本无法在城市定居，而是在工作一段时间后重新回到农村。因此，他们不太可能在城市拥有家庭收入。第二个原因在于农民工都比较年轻，属于刚刚进入劳动市场的阶段，不可能积累家庭收入；此外，大部分农民工来自于比较贫困的农村，也不可能从老家带来收入。因此，农民工的家庭收入处于比较低的水平^①。在这种情况下，家庭收入的变化可能不会对其劳动供给产生影响。这也是本章为什么选择基于个体的劳动供给模型作为理论基础。

（二） 社会保险项目对农民工劳动供给的影响：存在政策的性别敏感性

在四个社会保险项目中，对全部样本进行的回归结果显示，只有医疗保险和工伤保险对农民工的劳动供给有显著影响。参与医疗保险会降低农民工的劳动供给时间，而参与工伤保险则显著增加了农民工的劳动供给时间。具体而言，参与医疗保险的农民工比没有参与医疗保险的农民工每月少工作大约 8.51 个小时；参与工伤保险的农民工则比没有参与工伤保险的农民工每月多工作大约 9.01 个小时。

社会保险项目对农民工劳动供给的影响存在着较为显著的性别敏感性：分性别农民工劳动供给函数的回归结果显示，医疗保险对女性农民工劳动供给的影响要大于对男性农民工的

^① 在我们的数据中，家庭其他成员收入加上本人在单位之外的收入的平均值只有 431.88 元；有 67.26% 的农民工根本没有家庭其他成员收入。

影响，而工伤保险对女性农民工劳动供给的影响要小于对男性农民工的影响。对于女性农民工而言，参与医疗保险每月大约降低 9.94 个小时的工作时间，而男性农民工则只降低 7.97 个小时；参与工伤保险的女性农民工每月大约要多工作 9.25 个小时，男性农民工则要多工作 9.56 个小时。

表 5.5 农民工劳动供给函数的 OLS 估计结果

	全部	女性	男性
小时工资（对数）	-81.65727***	-87.66641***	-78.44087***
家庭收入（元/月）	0.0009296	0.0030334	-0.0000502
向老家汇款（元/年）	.0030708***	.0035631***	.002789***
医疗保险	-8.513605**	-9.937809*	-7.970351*
养老保险	-2.087626	1.313817	-2.712399
失业保险	-6.579788	2.621264	-16.02154*
工伤保险	9.012949***	9.248283**	9.589501**
年龄	0.30362	-1.786024	3.003143**
年龄平方	-0.0110964	0.0120707	-.0419429**
有配偶	0.8315601	9.548649	-8.884236
家庭人口	0.8312232	-1.86083	2.892631
小孩数量	-2.525505	-8.173629**	1.109408
教育年限	1.75059***	0.1990587	2.839108***
健康得分	1.296328***	1.382544***	1.097358**
非农工作年限	1.007332***	1.11321**	.6634778*
老家培训	6.209358**	9.422071*	4.47211
城市培训	-4.501153*	-5.508437	-2.807679
中共党员	4.108459	6.973759	1.72558
干部经历	9.262581*	11.10899	5.624409
参军经历	-9.098936	0.1357778	-9.873797
城市（大连为基准）			
上海	31.65754	30.99458	(dropped)
武汉	10.35965	0.8910861	-15.86996***
深圳	8.045162	1.921998	-21.79542***
重庆	3.760142	0.0870232	-24.89234***
男性	8.70206***		
截距	299.8239***	363.5346***	276.0482***
Number of obs	1611	762	849
F	34.7	19.4	18.8
Prob > F	0	0	0
Adj R-squared	0.3436	0.3672	0.3256
未补偿的工资弹性	-0.3383	-0.3599	-0.3278
收入弹性	0.0017	0.0071	-0.0001
经过补偿的工资弹性	-0.3420	-0.3708	-0.3275

1、*10%显著水平；**5%显著水平；***1%显著水平；2、家庭收入（月收入）=家庭其他成员收入+本人在本单位外的收入。

此外，失业保险对女性农民工的劳动供给没有显著影响；但是对男性农民工的劳动供给却存在显著的负影响，而且其影响还比较大。参与失业保险，对于男性农民工而言，其每月

的工作时间大约降低 16.02 个小时。

（三）年龄、健康与家庭层面变量对农民工劳动供给时间的影响

在全部样本回归中，年龄对农民工的劳动供给时间没有显著影响；在分性别回归中，只有男性的年龄对其劳动供给时间有显著影响。具体而言，男性农民工的年龄每增长一岁，那么其每月的劳动供给时间将增加大约 3 个小时。男性年龄的平方为负，说明年龄对男性农民工劳动供给的边际影响是递减的。这个结果与理论上的预测相反，其原因可能在于我们所调查的农民工平均年龄较轻，集中在 30 岁左右；年龄较大的农民工平均而言也不过 40 岁左右，这个年龄段的男性，由于负担较大，可能会增加其劳动供给时间。

婚姻状况和家庭人口数量对农民工的劳动供给时间没有显著影响。这与农民工在城市的“家庭”结构有关。按照我们的定义，农民工在城市的“家庭”并不是传统意义上的家庭，而是有血缘关系、共同居住的人口。实际上，农民工在城市的“家庭”并没有起到传统意义上的家庭的作用；“家庭”不过是一个居住的场所。婚姻状况的影响，也可以做这样的解释，大部分已婚的农民工并没有与他们的配偶共同外出打工。

小孩数量对女性农民工劳动供给的影响是显著的，但对男性没有显著影响。小孩数量增加一个，那么女性农民工的每月劳动时间将下降大约 8.17 个小时。这与理论上的预期一致。

比较出乎意料的是健康对农民工劳动供给时间的影响。不论男性还是女性，健康测度得分越高（健康状况越差），农民工的劳动供给时间却越长。出现这个结果的原因可能是存在健康与劳动供给的反向因果关系：过长的劳动时间损害了农民工的健康。解决这个问题一个方法为健康寻找合适的工具变量，使用 2SLS 回归。但是，经过多次尝试，并没有找到合适的工具变量。

（四）影响农民工工作态度的变量

教育年限对农民工劳动供给时间的影响显著为正，但是教育对不同性别农民工的劳动供给有不同的影响。对于全部样本而言，教育年限每增加一年，那么其每月的工作时间增加 1.75 个小时；教育年限对女性农民工劳动供给没有显著影响；对于男性农民工而言，教育年限每增加一年，其每月的工作时间将增加大约 2.84 个小时。基本上可以判断，随着教育年限的提高，农民工的劳动供给时间在增加。

非农工作经验和在老家的培训与教育的影响方向相一致：非农工作年限的增加以及在老家接受培训，都显著增加了农民工在城市的劳动供给时间。在城市接受的培训则出现了相反的结果，在城市接受培训的农民工比之于没有接受培训的农民工，其劳动供给时间要短。但是，分性别的估计显示，在城市的培训对其劳动供给时间没有显著影响。

上述人力资本变量对农民工劳动供给时间的影响，基本上可以总结为，随着人力资本积累水平的提高，农民工的劳动供给时间增加。这可能是因为人力资本积累水平高的农民工，其工作态度较为积极，愿意提供更多的劳动时间。

中共党员和参军经历对农民工的劳动供给没有显著影响。干部经历对农民工的劳动供给时间存在显著影响，但是，分性别回归显示，干部经历对男性和女性农民工的劳动供给并没有显著影响。

5.5 小结

本章主要分析了农民工的劳动供给特征及其性别差异。在给出了劳动供给函数的形式后，本章还给出了劳动供给的历史发展趋势。从发达工业国家劳动供给的历史发展趋势看，自 20 世纪以来，男性的劳动参与率有下降的趋势，而女性的劳动参与率则有上升的趋势。从劳动供给时间的发展趋势看，男性的劳动供给时间比较稳定，而女性的劳动供给时间则略有上升；但从总体上看，特别是二战以来，劳动供给时间都维持在一个较为稳定的水平上，

而且女性劳动供给时间低于男性。

与其他国家相比，中国的劳动参与率一直都较高，劳动供给时间也比较长。向市场经济转轨降低了中国的劳动参与率，特别是女性的劳动参与率。从总体上分析，中国的劳动供给在向市场经济转轨的过程中有下降的趋势。

对于农民工而言，本文的数据显示其劳动供给时间过长，远超过法定劳动时间。这种状况无疑影响了农民工的合法劳动权益。

对农民工劳动供给函数的估计结果显示，工资越低的农民工，其劳动供给时间越长。对于这个结果，本文认为是农民工在城市劳动市场中的目标函数特点所致。对于农民工而言，在城市的“家庭”收入对其劳动供给时间没有显著影响；而像老家的汇款数量则显著提高了其在城市劳动市场中的劳动供给时间。

健康是影响农民工劳动供给时间的重要变量。本文的估计结果显示，健康越差的农民工，其劳动供给时间却越长。这可能是由于存在健康与劳动供给时间的反向因果关系所致：过长的劳动时间，损害了农民工的健康状况。

此外，社会保险项目也对农民工的劳动供给有显著影响；而且社会保险项目对农民工的劳动供给有性别敏感性：各种保险项目对男性和女性农民工劳动供给时间的影响是不同的。

需要指出的是，本章所得到的估计结果需要谨慎对待。首先是数据的问题。本文所使用的数据，主要限制在那些已经在企业中就业的生产线上的农民工，而不是所有的农民工。在中国的农民工群体中，还有一部分是非正规就业，他们的劳动供给行为无法从本章的研究结果中得到推断。其次，是估计方法上的问题。从理论可以判断，工资与劳动供给时间、健康与劳动供给时间都可能存在内生性，从而影响估计结果。解决的方法是寻找合适的工具变量，使用 2SLS 回归。但是，虽然经过了多次尝试，我们没有找到通过检验的合适的工具变量。使用 OLS 进行估计，可能存在着偏误。因此，对本章的估计结果需要谨慎解释。

第六章 农民工的性别工资差异

性别之间的工资差异是劳动经济学中的一个重要研究主题 (McConnel, Brue and Macpherson, 2003), 也是现实劳动市场中长期存在的一个问题。相对于其他国家而言, 中国劳动市场中性别之间的工资差异较小, 但是, 随着中国向市场经济的转轨, 政府对劳动市场的控制减少, 性别之间的工资差异表现出逐渐扩大的趋势 (Maurer-Fazio, et al., 1999; Gustafsson and Li, 2000)。

对于农民工而言, 他们属于流动就业的群体, 已经脱离农村的就业网络; 但是, 在进入城市后, 又没有得到城镇职工的待遇。政府的劳动保护政策以及有关性别平等的政策, 基本上无法覆盖到他们。在这种状况下, 他们的工资收入以及性别工资差异, 更应该受到关注。但是, 对中国劳动市场中性别工资差异的研究, 已有文献主要集中在城镇职工群体中。对农民工群体工资收入以及性别工资差异的研究, 主要是建立在调查数据基础上的描述性分析。对农民工性别工资差异进行较为深入分析的文献还不多。

已有的调查显示, 女性农民工的工资低于男性。那么, 在农民工的性别工资差异中, 可观察到的因素起到了多大的作用? 不可观察的制度性或社会性的歧视因素占到了多大的份额? 这是本章的主要问题。对这些问题的详细分析和回答, 不仅可以从理论上发现歧视性因素在劳动市场中的作用, 而且在政策层面上, 可以使劳动市场中的性别平等政策更具性别敏感性和性别针对性。

针对上述问题, 本章首先给出研究性别工资差异的主要方法; 其次对工资性别差异的一些特征性事实以及相关的研究进行梳理, 给出农民工工资性别差异研究的一个背景; 在这个背景下, 我们首先给出农民工工资性别差异的描述性特征, 然后对农民工的工资方程进行估计, 以发现影响农民工工资的主要变量; 在工资方程的基础上, 我们通过性别工资差异的 Oaxaca-Blinder 分解和 Cotton 分解, 给出农民工性别工资差异中可观察因素解释的部分所占的比重, 以及不可观察的包括制度性歧视和社会性歧视在内的因素导致的差异所占的比重。

6.1 性别工资差异研究方法的讨论

6.1.1 Mincer 工资方程

在实证研究中, 劳动市场中的性别工资差异一般是将性别工资差异分解为与生产能力相关的个人特征所造成的差异以及不能解释的残差两部分, 并将这部分残差作为“歧视”所导致的工资差异。这种分解方法的基础是工资方程, 而工资方程一般都使用 Mincer 方程。可以说, Mincer 方程是研究劳动市场中工资决定以及性别工资差异的基石 (Mincer and Ploachek, 1974; Heckman and Lochner, 2003)。

作为研究工资决定基石的 Mincer 方程首先由 Mincer (1958) 给出; 在 Mincer (1974) 中, 对 Mincer 方程进行了进一步的完善。Mincer (1958; 1974) 的模型设定如下:

$$\ln(w(s, x)) = \alpha_0 + \rho_s s + \beta_0 x + \beta_1 x^2 + \varepsilon; (6.1);$$

其中, $w(s, x)$ 为在教育水平 s 和工作经验 x 下的工资水平; ρ_s 为对教育的回报率; ε 是一个残差项, 且有 $E(\varepsilon | s, x) = 0$ 。这个模型是由两个不同的理论框架导出的^①, 在此处我们只给出建立在会计平衡模型 (accounting-identity model) 基础上的 Mincer 方程^②。

^① Mincer (1958) 给出的工资方程是补偿差异模型 (the compensating differences model)。

^② Mincer (1974); 本文的推导过程建立在 Heckman and Lochner (2003) 的基础上。

Mincer (1974) 的模型建立在由 Becker (1964) 以及 Becker-Chiswick (1966) 年发展的会计平衡模型之上。这个模型所关注的是工资收入在生命周期内的动态；其基础建立在观测到的工资收入、潜在工资收入以及包括正规教育和在职培训在内的人力资本投资三者的关系之上。观测到的工资收入等于潜在工资收入减去人力资本投资的成本；而每一期潜在工资收入都依赖于前一期的人力资本投资。令 E_t 为时期 t 的潜在工资收入； t 期的人力资本投资可以表示成本期潜在收入的一部分，即令 t 期的人力资本投资： $C_t = k_t E_t$ 。令 ρ_t 为 t 期培训投资的回报。这样，有：

$$E_{t+1} = E_t + C_t \rho_t = E_t(1 + k_t \rho_t); (6.2)$$

对 (6.2) 式进行重复替代，得到：

$$E_t = \prod_{j=0}^{t-1} (1 + k_j \rho_j) E_0; (6.3)$$

首先分析学校教育 with 潜在工资收入之间的关系。学校教育定义为一年内所有时间都在进行人力资本投资，即有 $k_t = 1$ 。假设对学校教育的回报率在所有年份的学校教育都相等，即假设学校教育的回报率 $\rho_t = \rho_s$ ；并假设学校教育在生命周期开始时就发生。再假设学校后的人力资本投资的回报率也为相等，并且为一常数， ρ_0 。将这些条件代入 (6.3)，并求对数，得到：

$$\ln E_t = \ln E_0 + s \ln(1 + \rho_s) + \sum_{j=s}^{t-1} \ln(1 + \rho_0 k_j); (6.4)$$

考虑到当 x 较小时，有 $\ln(1 + x) \approx x$ 。对 (6.4) 进行变形，得到：

$$\ln E_t \approx \ln E_0 + s \rho_s + \rho_0 \sum_{j=s}^{t-1} k_j; (6.5)$$

现在分析劳动市场工作经验与潜在工资收入之间的关系。Mincer (1974) 在 Porath (1967) 的模型的基础上，进一步假设学校后人力资本具有线性递减特征：

$$k_{s+x} = \kappa(1 - x/T); (6.6)$$

其中， $x = t - s \geq 0$ 表示年龄为 t 时的工作经验；并假设工作期限 T 独立于学校教育年限。在上述假设之下，将 (6.6) 代入 (6.5)，并整理，得到潜在工资收入、学校教育以及工作经验之间的关系：

$$\ln(E_{x+s}) \approx [\ln E_0 - \kappa \rho_0] + \rho_s s + (\rho_0 \kappa + \rho_0 \kappa / 2T)x - (\rho_0 \kappa / 2T)x^2; (6.7)$$

观测到的工资收入等于潜在工资收入减去人力资本投资的成本：

$$\begin{aligned} \ln w(s, x) &\approx \ln(E_{x+s}) - \kappa(1 - x/T) \\ &= (\ln E_0 - \kappa \rho_0 - \kappa) + (\rho_0 \kappa + \rho_0 \kappa / 2T + \kappa / T)x - (\rho_0 \kappa / 2T)x^2 \\ &= \alpha_0 + \rho_s s + \beta_0 x + \beta_1 x^2; (6.8) \end{aligned}$$

这样，我们就得到了标准的 Mincer 方程。式 (6.8) 暗含的假设是方程的截距和斜率在不同的人之间是相等的。这实际上是假设了 E_0 、 κ 、 ρ_0 和 ρ_s 在不同的人之间相等，并且

不依赖于教育水平。这种假设不符合现实世界的情况。如何解决呢？Mincer（1974）发展了一个更一般的模型，允许 κ 和 ρ_s 在不同的人之间产生变化。这实际上是通过在（6.8）式右边加入一个误差项来实现的：

$$\ln w(s_i, x_i) = \alpha_{0i} + \rho_{si}s_i + \beta_{0i}x_i + \beta_{1i}x_i^2 + \varepsilon_i; (6.9)$$

而（6.9）正是我们在实证研究中使用的用于估计 Mincer 方程的计量模型。

在实证研究中对 Mincer 方程进行估计，可以发现除了学校教育和工作经验外，还有其他的一些因素影响到工资收入。在只有教育和工作经验的估计方程中，其他的影响因素都进入了误差项中。这会产生严重的内生性问题，从而影响到方程的估计结果。因此，需要将其他的因素也纳入到自变量矩阵中。这些除教育和工作经验外的因素既包括人力资本的其他组成部分，例如健康、在职培训等，以及其他因素，例如性别、种族等。这些因素都是劳动供给方因素。此外，劳动需求方的因素也会影响到工人的工资收入，例如企业所在地、企业的所有制性质、企业所在的行业、政府的政策等。将这些因素纳入到自变量向量 \mathbf{X} 中，并将系数写成向量形式 $\boldsymbol{\beta}$ ，这样我们就得到了实证研究中的 Mincer 方程：

$$\ln w = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \varepsilon; (6.10)$$

在（6.10）式的计量估计中，如果性别的系数在统计上是显著的，那么就意味着对于其他条件都相等的男性和女性而言，其工资收入有显著差异。而且这种差异仅仅是由于性别的原因造成的。这实际上证明了存在着影响收入的不可观测因素，包括性别歧视。如果在估计结果中，性别的系数为正，那么意味着在其他条件相同的情况下，仅仅由于是男性其工资就会高于女性工资^①。

6.1.2 性别工资差异的 Oaxaca-Blinder 分解方法

在实证研究中，多数研究者为了控制性别对工资收入的影响，都将性别作为虚拟变量纳入到自变量矩阵中。但是，在 Mincer 方程中纳入性别变量以研究性别之间的工资差异的方法，只是利用了估计方程的截距信息。看图 6.1，图中的两条直线是回归的拟合线。当性别变量为男性时，即性别虚拟变量等于 1，此时“男性”对工资的影响实际上加入到了回归的截距中；如果“男性”的回归系数为正，那么实际上是将回归拟合线平行提高到了“女性”回归拟合线的上方。两条平行拟合线之间的距离等于性别变量对工资差异的影响。

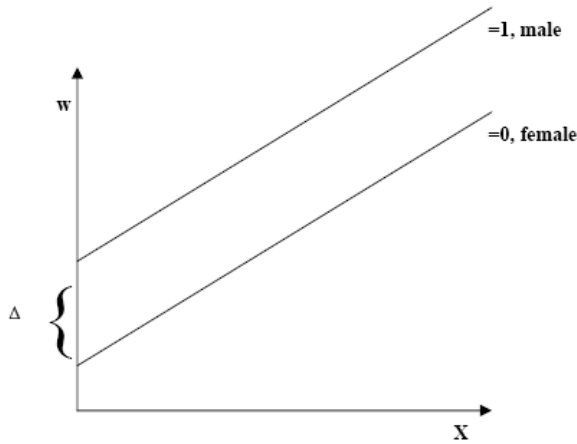
实际上，这种方法对性别工资差异的解释是不完整的。在性别工资差异中，除了与生产能力相关的个人特征外，还存在着包括性别歧视在内的不可观测因素的影响。但是，在 Mincer 方程中，我们无法区分这两部分对性别工资差异的定量影响。那么，如何解决这个问题呢？Blinder（1973）和 Oaxaca（1973）几乎在同时提出了一种方法^②。这种方法认为在 Mincer 方程的回归中，除了截距提供的信息外，斜率中也蕴含着有关性别差异的信息。使用男性样本进行回归得到的系数反映了男性在劳动市场中所受到的待遇，代表了男性所面临的市场结构；而使用女性样本进行回归得到的系数则反映了女性在劳动市场中所受到的待遇，代表了女性所面对的市场结构。如何通过对 Mincer 方程回归中的系数进行充分利用，并得到性别工资差异中歧视的影响，这正是 Oaxaca-Blinder 分解方法的一个重要目的。由于 Blinder（1973）和 Oaxaca（1973）提出方法在原理上并没有本质区别，此处我们的讨论主要基于

^① 性别虚拟变量中，等于 1 为男性，等于 0 为女性。

^② 这种方法首先是在人口学中发展起来的（Kitagawa, 1955）；此后在社会学中也得到了发展（Duncan, 1968; Althausen and Wigler, 1972）。在经济学中，这种分解方法则开端于 Blinder（1973）以及 Oaxaca（1973）。

Oaxaca (1973)。

图 6.1 Mincer 方程中的性别变量



首先需要对歧视进行测度。基于 Becker (1971) 提出的歧视系数，将之一般化，得到如下的歧视系数：

$$D = \frac{w_m / w_f - (w_m / w_f)^0}{(w_m / w_f)^0}; (6.11)$$

其中， w_m / w_f 为观测到的男性-女性的工资比； $(w_m / w_f)^0$ 为在没有歧视条件下的男性-女性工资比。对 (6.11) 式求对数，得到歧视系数的对数形式：

$$\ln(D+1) = \ln(w_m / w_f) - \ln(w_m / w_f)^0; (6.12)$$

假设劳动市场中，没有歧视的雇主根据工人的边际生产力支付工资，那么，有：

$$(w_m / w_f)^0 = MP_m / MP_f; (6.13)$$

其中， MP_m 为男性工人的边际生产力； MP_f 为女性工人的边际生产力。

下面的问题是如何估计出 (6.13) 中的歧视系数。通过 (6.12) 和 (6.13) 式，可以发现要估计歧视系数，只需要估计出没有歧视的男性-女性工资比 $(w_m / w_f)^0$ 。为了估计出没有歧视的性别工资比，我们给出如下两个假设：如果不存在性别歧视，那么 (1) 女性面对的劳动市场结构适用于男性；(2) 男性面对的劳动市场结构适用于女性。上面的两个假设是说，平均而言，如果与生产相关的特征相同，那么如果消除了性别歧视，女性/男性将获得与男性/女性相同的工资；如果与生产相关的个人特征相同，那么如果存在工资差异，肯定是由于歧视造成的。而在计量估计中，Mincer 方程回归得到的系数可以认为是劳动市场的内在结构，这些系数反映了如何对工人生产付酬的结构。因此，如果将女性的平均个人特征代入到男性 Mincer 方程的回归系数种，那么得到的结果就是女性在面临与男性相同的市场结构时的工资；这实际上是得到了没有歧视条件下的女性工资。用同样的方法，可以得到没有歧视条件下的男性工资。这样，我们就可以将性别之间的工资差异分解为两部分：一部分是由于与生产相关的个人特征所引起的差异，一部分是由于不可观察的包括制度性或社会性歧视在内的因素引起的差异。下面我们给出这种分解方法的具体步骤。

首先针对男性和女性分别估计其 Mincer 回归方程。我们将 (6.12) 重新写成 (6.14)：

$$\ln w_i = \mathbf{X}_i \hat{\boldsymbol{\beta}} + \varepsilon_i; (6.14)$$

其中， w_i 为第 i 个工人的工资， \mathbf{X}_i 为第 i 个工人的与生产能力相关的个人特征向量， $\boldsymbol{\beta}$ 为系数向量， ε_i 为误差项。代入数据后，分别得到男性工资方程和女性工资方程的估计系数： $\hat{\boldsymbol{\beta}}_m$ 和 $\hat{\boldsymbol{\beta}}_f$ 。

设定男性和女性之间的工资差异为：

$$G = \frac{\bar{w}_m - \bar{w}_f}{\bar{w}_f}; (6.15)$$

取对数，得到：

$$\ln(G+1) = \ln \bar{w}_m - \ln \bar{w}_f; (6.16)$$

其中， \bar{w}_m 和 \bar{w}_f 分别是男性和女性的平均工资。取男性和女性个人特征向量的平均值：

$\bar{\mathbf{X}}_m$ 和 $\bar{\mathbf{X}}_f$ 。根据最小二乘回归的性质，有：

$$\ln \bar{w}_m = \bar{\mathbf{X}}_m \hat{\boldsymbol{\beta}}_m; (6.17)$$

$$\ln \bar{w}_f = \bar{\mathbf{X}}_f \hat{\boldsymbol{\beta}}_f; (6.18)$$

将 (6.17) 和 (6.18) 代入 (6.16)，有：

$$\ln(G+1) = \bar{\mathbf{X}}_m \hat{\boldsymbol{\beta}}_m - \bar{\mathbf{X}}_f \hat{\boldsymbol{\beta}}_f; (6.19)$$

取男性和女性个人特征向量的差以及男性和女性工资方程回归系数的差，令：

$$\Delta \bar{\mathbf{X}} = \bar{\mathbf{X}}_m - \bar{\mathbf{X}}_f (6.20)$$

$$\Delta \hat{\boldsymbol{\beta}} = \hat{\boldsymbol{\beta}}_m - \hat{\boldsymbol{\beta}}_f; (6.21)$$

将 (6.21) 整理，并代入 (6.19)，得到性别工资差异的分解式：

$$\ln(G+1) = \Delta \bar{\mathbf{X}} \hat{\boldsymbol{\beta}}_f - \Delta \hat{\boldsymbol{\beta}} \bar{\mathbf{X}}_m; (6.22)$$

按照我们的假设，在没有劳动市场歧视的条件下，女性所面对的市场结构也适用于男性。即有：

$$\ln(\bar{w}_m / \bar{w}_f)^0 = \Delta \bar{\mathbf{X}} \hat{\boldsymbol{\beta}}_f; (6.23)$$

$$\ln(\bar{D}+1) = -\Delta \hat{\boldsymbol{\beta}} \bar{\mathbf{X}}_m; (6.24)$$

(6.22)、(6.23) 和 (6.24) 式表示男性和女性之间的工资差异可以分解为两项：第一项为由于个人特征的差别而导致的工资差异；第二项为在个人特征相同的条件下，由于歧视导致的性别工资差异。按照假设，在没有劳动市场歧视的条件下，男性所面对的市场结构也适用于女性。因此，也可以将性别之间的工资差异分解为：

$$\ln(G+1) = \Delta \bar{\mathbf{X}} \hat{\boldsymbol{\beta}}_m - \Delta \hat{\boldsymbol{\beta}} \bar{\mathbf{X}}_f; (6.25)$$

$$\ln(w_m/w_f)^0 = \bar{X}\hat{\beta}_m; (6.26)$$

$$\ln(D+1) = -\hat{\beta}\bar{X}_r; (6.27)$$

Oaxaca 分解将性别之间的工资差异区分为与生产能力相关的因素所导致的差异以及包括歧视在内的不可观测因素所导致的差异两部分。但是，对于 Oaxaca 分解而言，存在着两个问题。一个是对“歧视”的定义问题。从分解过程可以发现，此处的歧视与理论上的歧视并不一致，而是一种“残差歧视”，即在控制了可观测到的影响工人生产能力的变量后，由不能被这些变量所解释的残差所代表的歧视。因此，估计结果与研究者个人对“歧视”的主观理解以及数据的可获得性相关。例如，劳动市场中需求方的因素也会导致工资的性别差异；如果将需求方的企业的所有制性质纳入到工资方程的自变量矩阵中，那么因为进入不同所有制企业所导致的工资差异就不会出现在“残差歧视”中。而不同所有制性质的企业如果对存在对女性的性别歧视，那么这个歧视就不会在回归结果中出现。再例如工人所在的地域变量，如果将其纳入到自变量矩阵中，那么因为在不同地域就业而导致的性别工资差异也不会出现在“残差歧视”中。

我们令所有与生产能力相关的个人特征变量的个数为 K 个，但是我们只能获得 G 个有效变量， $K > G$ 。那么第 i 个工人的工资方程可以写成：

$$\ln w_i = \sum_{j=0}^G \beta_j x_{ij} + \delta_i; (6.28)$$

$$\delta_i = \sum_{j=G+1}^K \beta_j x_{ij}; (6.29)$$

(6.28) 中的第一项为所有与生产相关的个人特征中可以获得数据的自变量，第二项为无法获得数据的自变量。那么，当且仅当 $E(\delta_i) = 0$ 时，(6.28) 式的估计才能与真实的工资方程相等。如果这个假设不成立，即当 $E(\delta_i) = \bar{m} \neq 0$ 时，工资方程估计结果的期望值为：

$$E(\ln w_i) = \sum_{j=0}^G \beta_j E(x_{ij}) + E(\delta_i) = \sum_{j=0}^G \beta_j \bar{x}_{ij} + \bar{m} = (\beta_0 + \bar{m}) + \sum_{j=1}^G \beta_j \bar{x}_{ij}; (6.30)$$

可以看到，不能获得数据的变量的效应进入到工资方程的截距项中了。使用 (6.28) 式进行 Oaxaca 分解，得到：

$$\ln \bar{w}_m - \ln \bar{w}_f = \sum_{j=1}^G \beta_j^m (\bar{x}_j^m - \bar{x}_j^f) + \sum_{j=1}^G \bar{x}_j^f (\beta_j^m - \beta_j^f) + (\beta_0^{*m} - \beta_0^{*f}); (6.31)$$

(6.31) 式第一项为个人特征差异导致的工资差异；第二项和第三项则是残差导致的工资差异，其中 $\beta_0^{*m} = \beta_0 + \bar{m}$ 。Jones (1983) 指出使用这种方法对工资差异进行分解，对“残差歧视”的估计结果会因为研究者对工资方程自变量的决定或者数据的可获得性而不同，即“歧视”在这种估计方法中并不是唯一的。

针对这个问题，本文首先在供给方变量的 Mincer 方程的基础上，进行分解；而后使用供给方变量和可观察到的需求方变量进行 Mincer 方程回归，并在此基础上进行 Oaxaca-Blinder 分解。这样做，可以对不同变量基础回归的分解进行比较，以确定不可观察因素所导致的性别工资差异。

Oaxaca 分解存在的第二个问题是指数问题 (index number problem)，即使用男性的回归系数还是女性的回归系数作为没有劳动市场歧视的市场结构。在 Oaxaca 分解中，这个问题

通过一个简单的假设回避掉了。实际上，使用男性的回归系数还是女性的回归系数作为没有歧视的劳动市场结构，估计结果是不同的。下面要讨论的 Cotton 分解，则在一定程度对这个问题进行了解决。

6.1.3 性别工资差异的 Cotton 分解

Oaxaca-Blinder 分解存在着指数问题：在分解中，将男性或女性所面临的市场结构假设为没有歧视的市场结构所得到的估计结果是不同的。那么，哪一个才是真实的没有歧视的市场结构呢？针对这个问题，Butler（1982）证明 Oaxaca-Blinder 分解混淆了供给方面和需求方面的因素，从而不能得到 Becker（1957; 1971）从理论上定义的歧视系数。因为教育、培训以及技术获得的机会等方面的差异，女性已经在进入劳动市场前受到了歧视，因此相比于男性，劳动市场对女性的需求更有弹性。即使女性在劳动市场上得到与男性相同的待遇（treatment），男性的工资方程回归系数也要比女性的回归系数大，因此如果使用男性的系数来估计没有歧视条件下女性的平均工资，那么就会高估歧视对工资差异的效应；相反，如果使用女性的回归系数来估计男性的平均工资，那么就会低估歧视对工资差异的效应。

对于这个问题，Cotton（1988）提出了一个解决方法。我们称之为性别工资差异的 Cotton 分解方法^①。Cotton（1988）首先指出，不论是使用男性的回归系数还是女性的回归系数来代表没有歧视的市场工资结构，都会高估或低估歧视的效应。因此，假设在没有歧视的条件下，市场工资结构的真实系数为 $\hat{\beta}^*$ 。现在 $\hat{\beta}_m^* \bar{X}_m$ 乃是在没有市场歧视条件下男性个人特征估计出来的男性平均工资。男性和女性对数平均工资估计值的差异为：

$$\ln \bar{w}_m - \ln \bar{w}_f = \hat{\beta}_m^* \bar{X}_m - \hat{\beta}_f^* \bar{X}_f; (6.32)$$

现在，通过引入新的没有歧视的工资方程的回归系数，可以发现使用男性系数估计出的男性的平均工资 $\hat{\beta}_m^* \bar{X}_m$ 也是存在“歧视”的估计值。将（6.32）式的第一项减去没有歧视条件下的男性工资的估计值，得到：

$$\hat{\beta}_m^* \bar{X}_m - \hat{\beta}^* \bar{X}_m = \bar{X}_m (\hat{\beta}_m^* - \hat{\beta}^*); (6.33)$$

如果（6.33）式为正，那么这就是男性从歧视中获得的“好处（treatment advantage）”。同理，对于女性而言，有：

$$\hat{\beta}^* \bar{X}_f - \hat{\beta}_f^* \bar{X}_f = \bar{X}_f (\hat{\beta}^* - \hat{\beta}_f^*); (6.34)$$

如果（6.34）式为正，那么这就是女性从市场歧视中得到的“坏处（treatment disadvantage）”。这样，性别之间的工资差异就可以分解为如下三项：

$$\ln \bar{w}_m - \ln \bar{w}_f = \hat{\beta}^* (\bar{X}_m - \bar{X}_f) + \bar{X}_m (\hat{\beta}_m^* - \hat{\beta}^*) + \bar{X}_f (\hat{\beta}^* - \hat{\beta}_f^*); (6.35)$$

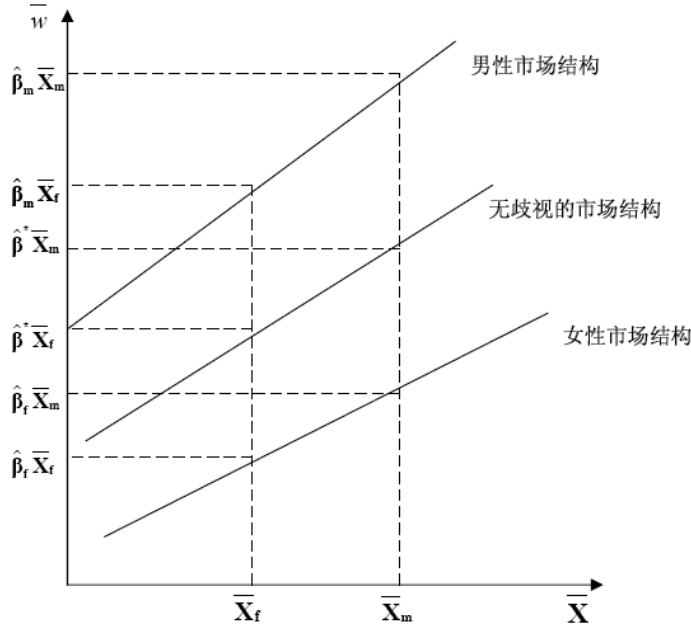
第一项是在没有歧视条件下，因为男性和女性之间的与生产能力相关的个人特征所导致的差异；第二项是男性个人特征被高估所导致的差异，或作为男性所获得的“好处”；第三项是女性个人特征被低估所导致的差异，或作为女性所得到的“坏处”。图 6.2 显示了 Oaxaca 分解与 Cotton 分解的区别。图中的三条线由上到下分别表示男性所面临的市场结构、没有歧视条件下的市场结构以及女性所面临的市场结构。在 Oaxaca 分解中，如果以男性所面临的市场结构作为没有歧视的市场结构，分解的结果是： $(\hat{\beta}_m^* \bar{X}_m - \hat{\beta}_f^* \bar{X}_f) + (\hat{\beta}_m^* \bar{X}_f - \hat{\beta}_f^* \bar{X}_f)$ ，实

^① Cotton（1988）是针对种族歧视来进行分析的；但是同样也可以适用于性别歧视。

实际上高估了个人特征所造成的差异，低估了“歧视”造成的差异。而 Cotton 分解的结果为：

$$(\hat{\beta}_m \bar{X}_m - \hat{\beta}^* \bar{X}_m) + (\hat{\beta}^* \bar{X}_m - \hat{\beta} \bar{X}_r) + (\hat{\beta} \bar{X}_r - \hat{\beta}_f \bar{X}_r)。$$

图 6.2 Oaxaca-Blinder 分解与 Cotton 分解



对于 Cotton 分解而言，现在的问题是如何得到 $\hat{\beta}^*$ ？因为这是一个假设出来的值，要得到这个值需要一些假定。首先，需要假设在没有市场歧视的条件下，男性将获得低于其实际平均工资的平均工资，而女性将获得高于其实际平均工资的平均工资，即假设：

$$\hat{\beta}_m \bar{X} > \hat{\beta}^* \bar{X} > \hat{\beta}_f \bar{X}; (6.36)$$

其次，需要假设没有歧视的市场结构为男性和女性市场结构的线性函数，即 $\hat{\beta}^*$ 为 $\hat{\beta}_m$ 和 $\hat{\beta}_f$ 的线性函数。第三个假设是男性的市场结构更接近没有歧视的市场结构。第三个假设在操作中，可以确定通过男性和女性工人占全部工人的比例来对男性和女性的市场结构加权。这样， $\hat{\beta}^*$ 的估计可以通过下式得到：

$$\hat{\beta}^* = f_m \hat{\beta}_m + f_f \hat{\beta}_f; (6.37)$$

其中， f_m 和 f_f 分别为男性工人和女性工人在全部工人中的比重。

最后需要指出的是，不论对于 Oaxaca 分解还是 Cotton 分解，都有一个暗含的假设，即分解结果不改变总产出；即使在假设消除了性别歧视后，总产出也不发生改变；改变只是收入的重新分配而已。而这一点则与消除歧视后市场总产出应该增加的理论推断不相符合 (Thurow, 1969)。

6.2 性别工资差异的一些特征性事实及已有的研究

针对劳动市场中由于性别歧视引起的性别工资差异，联合国、国际劳工组织等一些国际

机构对此十分重视，制定了许多条约、条款，来消除对女性的歧视以及由歧视引起的工资差异^①。各个国家也都在一定程度上采纳了男女同工同酬的法律和各种规定，但是男性和女性之间的性别工资差异仍然是世界范围内劳动市场的一个重要现象。自工业化时代以来，女性越来越多的参与到劳动市场中来，但是，女性在工资收入方面一直低于男性。二战以来，相比于男性，女性的工资虽然有了一定的增长，但是从总体上看还是低于男性；从趋势看，自二战以来，特别是上世纪 80 年代以来，性别工资差异有逐渐缩小的趋势，但是这个趋势不甚明显，并且缩小的速度有所减慢。

6.2.1 主要国家和地区的性别工资差异状况

(一) 欧盟国家

表 6.1 部分欧盟国家的性别工资比 (%)；性别工资比=(女性工资/男性工资)%

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	私人部门	公共部门
比利时	88	90	90	91	89	88	85	107
丹麦	85	85	87	88	86	85	84	87
德国	79	79	79	78	81	79	79	80
西班牙	87	86	86	84	86	85	77	97
希腊	87	87	88	88	88	87	—	—
法国	87	87	88	88	88	87	—	—
爱尔兰	80	79	81	80	78	81	77	85
意大利	92	92	93	93	91	95	85	100
卢森堡	81	82	—	—	—	—	—	—
荷兰	77	77	78	79	79	79	—	—
奥地利	78	80	78	79	79	80	76	86
葡萄牙	95	94	93	94	95	92	—	—
芬兰	—	83	82	81	81	83	85	75
瑞典	85	83	83	82	83	82	—	—
英国	74	76	79	76	78	79	74	82
欧盟	83	84	84	84	84	84	79	88

数据来源：Eurostat, ECHP^② UDB, version June 2003; 转引自 EU Commission Staff (2003)。

欧盟国家对于劳动市场中的性别平等比较重视^③。但是，欧盟国家的性别工资差异却一直存在，并且大体上保持了一个比较稳定趋势。2000 年全部欧盟国家的性别工资比为 84%；

^① 1951 年国际劳工组织通过了《男女工人同工同酬公约》，对各成员国消除性别歧视提出了原则性的规定，其中第二条第一款规定“凡成员国，应通过与现行决定报酬率的方法相适应得各种手段，促使并在与这种方法相一致的条件下保证男女工人同工同酬原则适用于全体工人”。联合国《经济、社会及文化权利国际公约》专门在第三条规定“本公约缔约各国承担保障男子和妇女在本公约所载一切经济、社会及文化权利方面有平等的权利”，其中经济方面的权利就包括消除由于对女性歧视所导致的性别工资差异。专门针对就业及职业中的歧视，国际劳工组织还于 1958 年专门通过了《歧视（就业及职业）公约》，以反对劳动市场中的性别歧视。世界妇女大会历次会议的宣言，包括 1975 年第一次会议的《墨西哥宣言》、1980 年第二次会议的《消除对妇女一切形式歧视宣言》、1985 年第三次会议的《内罗毕宣言》、1995 年的《北京宣言》，都对劳动市场中的性别歧视以及由此导致的性别工资差异做出了规定；特别是《消除对妇女一切形式歧视宣言》，其中第 11 条第 1 款，专门对男女同工同酬做出了规定：“同等价值的工作享有同等报酬（包括福利）和享有平等待遇的权利，在评定工作的表现方面，也享有平等待遇的权利”。

^② European Community Household Panel.

^③ 早在 1957 年欧洲共同体成立的《罗马条约》中，其第 2 条中就对同工同酬的原则做出了规定。此后，在欧洲共同体在 1975 年颁布了《平等付酬指令》(Equal Pay Directive, 75/117/EEC)，对男性和女性的同工同酬进行了详细的定义。2000 年欧盟提出了里斯本战略 (Lisbon Strategy)，其中强调了在欧盟劳动市场中推进性别平等，包括缩小性别之间的工资差异，并且对各成员国提出了女性就业率的目标。

自 1995 年到 2000 年，欧盟的性别工资比一直维持在 83% 和 84% 之间（表 5.1）。在欧盟国家内部，性别工资比最高是意大利，在 2000 年为 95%，其次是葡萄牙，2000 年为 92%；性别工资比最低国家是德国和英国，为 79%。从欧盟部分成员国 1995 到 2000 年性别工资比的发展趋势看，变动都不大。

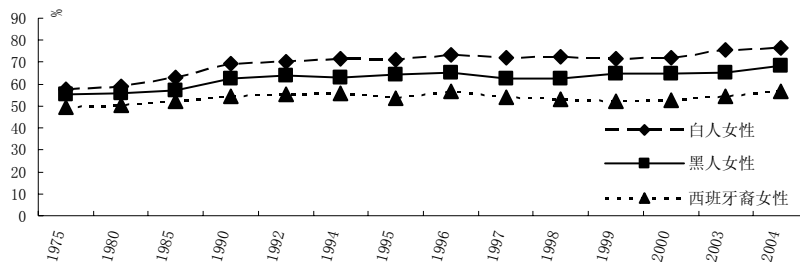
欧盟国家性别工资差异还有另一个特点，即公共部门的性别工资差异小于私人部门的性别工资差异。表 5.1 的最后两栏显示了欧盟国家在 2000 年私人部门和公共部门的性别工资比。欧盟全部国家私人部门的性别工资比为 79%，公共部门为 88%，公共部门比私人部门高出 9 个百分点。在一些国家，如比利时和意大利，公共部门基本上消除了性别工资差异。

在欧盟国家的性别工资差异中，研究结果显示（Beblo, et al, 2003），个人与生产相关的特征在全部工资差异中，只解释了不到 50% 的比例。不管使用哪种回归方法和分解方法，Beblo, et al. (2003) 的研究都发现，个人特征所能解释的工资差异总是低于 30%，也就是说大部分性别工资差异是由于包括未观测到的因素在内的劳动市场歧视导致的。

（二）美国的性别工资差异

在美国的法律体系中，也对劳动市场中的性别歧视进行规定，为劳动市场中的性别平等扫清了障碍^①。但是，在美国劳动市场上，相比于欧洲一些国家，性别之间的工资差异还是比较大的。图 6.3 显示了美国 1976 年到 2004 年的性别工资比（女性工资/男性工资），在 1976 年到 1978 年，美国白人女性小时工资收入是男性的大约 65%；从 1979 年到上世纪 90 年代中期，性别工资差异发生了显著的缩小，1996 年，女性工资占男性工资的比例达到了 78%，此后这一比例没有发生大的变化。

图 6.3 美国的性别工资差异（占男性工资的百分比）



数据来源：美国 Current Population Survey and the National Committee on Pay Equity.

Blau and Kahn（2000）年的研究发现美国的性别工资差异比其他 16 个发达国家都大；2000 年在澳大利亚、比利时、法国、意大利、新西兰、瑞典等国家，性别工资比大约在 80%-90% 之间，而美国只有 76%。Blau and Kahn（2003）使用 PSID^② 数据对美国的性别工资差异趋势的研究发现，在上世纪 90 年代，性别工资差异缩小的速度明显减慢；在 1979-1989 年间，美国的性别工资比上升了 17.8%，从 63.2% 上升到 74.5%；但是从 1990 年到 1998 年，仅上升了 7.2%。Blau and Kahn（2003）使用 Juhn, Murphy and Pierce（1991）的方法，对美国性别工资差异的这种趋势进行了解释，其结果发现，90 年代性别工资差异缩小速度的减慢主要不是人力资本的作用，因为在这 10 年间女性的人力资本有了大幅度的上升；性别工资差异速度的减慢主要是“未解释因素”引起的，这些未解释因素包括劳动力选择的变化、不能测度的性别差异的变化以及劳动市场性别歧视的变化和劳动市场中供给和需求方的变化。

^① 美国在 1963 年颁布了《平等报酬法案（Equal Pay Act, EPA）》，专门对劳动市场中的性别歧视以及由性别歧视导致的性别工资差异进行了规定。在《平等报酬法案》的宗旨中指出，劳动市场中基于性别的歧视不仅会降低劳工的生活标准，损害劳动市场中的平等，而且还会降低劳动市场中的生产效率，此法案的目的就在于消除劳动市场中的性别歧视，从而实现性别之间劳动报酬的平等。1964 年美国人权法案修正案第七条也提出了禁止劳动市场中对女性的就业歧视。

^② Michigan Panel Study Income Dynamics.

（三）部分转型国家的性别工资差异

自上世纪 80 年代末 90 年代初以来，一批原社会主义国家开始向市场经济转轨。向市场经济的转轨极大地改变了这些国家的经济结构，并对这些国家人民的生活水平和生活方式产生了影响。与此同时，劳动市场的市场化趋势也影响了劳动市场中的性别关系和性别结构。这些特点都使得这些国家的性别差异不同于其他国家和地区（World Bank, 2002）。向市场经济转轨一方面打破了原先社会主义计划经济下的性别关系，减弱了政府对劳动市场中性别平等政策的实施力度；另一方面刺激了女性劳动力加入到劳动市场的竞争中，充分发挥其自身的生产能力。这两方面的作用都影响了对劳动市场中的性别关系。

UNICEF（1999）以及 Brainerd（2000）提供了东欧和中亚转型国家部分年份的性别工资比。总体来看，这些国家的性别工资差异同一些西欧国家的相近。在 17 个国家中，性别工资比一般都在 70% 左右，有 5 个国家的性别工资比超过了 80%。从性别工资差异的发展趋势上看，大多数国家的性别工资比有所上升，性别工资差异有所下降。只有保加利亚和爱沙尼亚的性别工资比下降了 5% 左右。俄国和乌克兰的性别工资比波动比较大。而这个波动也可能是由于数据方面的原因导致的（World Bank, 2002）。

虽然这些国家的总体性别工资差异比较小，但是相比于世界其他国家，这些转型国家影响性别工资差异的因素中，未解释因素所导致的差异还是比较大。UNICEF（1999）的研究显示，如果将性别工资差异分解为工作特征差异、人力资本差异和未解释因素差异三部分，那么在东欧和中亚 11 个国家中，未解释因素所占性别工资差异的比重，最高的占到了 35.9%（阿塞拜疆，1995 年）；其次是哈萨克斯坦，占到了 29.6%；这 11 个国家的平均值为 21.3%。对转型国家的单个国家的研究也显示劳动市场中的未解释因素或歧视性因素在性别工资差异中所占的比重比较大，例如 Glinskaya and Mroz（2000）、Pailhe（2000）、以及 Orazem and Vodopivec（2000）等。一项对俄国的研究（Ogloblin, 1999）发现，在这些未解释的因素所导致的工资差异中，主要是因为性别隔离所造成的；而对捷克和斯洛文尼亚的研究（Jurajda, 2001）则发现，在导致性别工资差异的未解释因素中，工作场所的内部工资差异是主要原因。

6.2.2 中国劳动市场中的性别工资差异

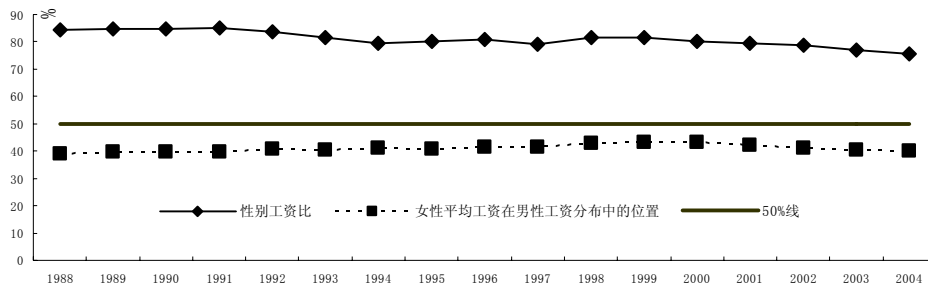
自 1949 年新中国建立以来，中国政府在劳动市场的性别关系上采取了极为平等的政策，男女平等平等成为一项基本国策。在计划经济条件下，政府对劳动市场，特别是城市劳动市场拥有完全的控制权，企业在招工、劳动力的使用、工资的制定等方面没有或只有很少的自主权。这种状况对政府在企业中贯彻和执行性别平等的政策极为有利。中国成为当时世界上劳动市场性别差异比较小的国家之一（国务院新闻办公室，2005）。但是，这种性别之间工资上的平等主要是依靠政府政策来实现的，劳动者人力资本方面的差别不能在工资中得到反映（王美艳，2005b）。

改革开放以来，劳动市场逐渐开放，这种市场化对劳动市场中性别工资差异产生了两个方面的影响：一是企业和用工单位的自主权逐渐扩大，政府对企业的控制减弱，企业在摆脱了政府的影响后，可能会放弃实行政府的性别平等政策；二是在市场化条件下，企业在利润最大化的目标下，更有可能按照工人的人力资本和生产能力制定其工资政策。这两个方面的影响，前者可能会扩大性别工资差异，后者可能则可能会缩小性别工资差异。劳动市场中的实际性别工资差异则可能因为这两个方面的影响而发生变化。

大部分根据抽样调查数据进行的研究显示，向市场经济的转轨扩大了性别之间的工资差异。根据国家统计局历年城镇住户抽样调查的数据，在 1988 年性别工资比为 84.2%，到 90 年代中期的 1995 年则减小为 80%，到 2004 年中国城镇劳动市场中的性别工资比下降到 75.5%。图 5.8 显示了中国城镇劳动市场中性别工资差异的变化趋势，可以发现中国城镇劳动市场中的性别工资比有下降的趋势；而且，女性的平均工资在男性工资分布中的位置一直

低于 50%。

图 6.4 中国城镇性别工资差异趋势



数据来源：历年中国城镇住户调查；转引自 Zhang, et al. (2007)。

表 6.2 给出了有关中国劳动市场中性别工资差异的一些研究结果。在这些研究中，一般都是将性别工资差异分解为可以由那些与生产能力相关的个人特征所引致的工资差异、未观测到的因素所引致的工资差异两部分，而后者一般都被认为是性别歧视所导致的工资差异。

但是，这些研究的结论却存在较大的差别，未观测到的因素所引致的工资差异占全部性别工资差异的比例由最低的 20%~30%，到最高的 80%~90%。从总体上看，这些未观测到的因素所导致的性别工资差异一般在 40%~70%之间。这是一个比较宽的区间。从时间序列的研究看，大部分研究显示性别工资差异的扩大中，未解释因素所占的比例有加重的趋势。但是，也有研究显示，歧视性因素所占的比重是在下降的。

已有的研究也显示了企业的所有制性质、行业、地域以及职业都对中国劳动市场中的性别工资差异产生了明显的影响。Demurger, et al. (2006) 年的研究发现，性别工资差异在很大程度上来源于所在企业的所有制性质，企业的所有制性质对性别工资差异的直接贡献在 3%~4%之间。Wang and Cai (2006) 的研究发现，行业内部的性别工资差异占到了全部性别工资差异的 93.1%，其中未解释因素所占比例为 86.91%；行业之间的性别工资差异占到了全部工资差异的 6.9%，其中未解释因素所占比例为 6.14%。Ng (2004) 的研究发现，性别工资差异中未解释因素所占的比例东部地区高于中部地区，中部地区高于西部地区，1997 年东部地区未解释因素占性别工资差异的比例为 71.71%，中部为 58.24%，西部为 54.45%；如果以东部、中部、西部地区分别代表劳动市场的市场化程度的高低，那么可以发现市场化使得性别歧视的作用增大了。李实、马欣欣 (2006) 的研究发现，工人所在的职业也影响了性别之间的工资差异，Brown 分解的结果显示，职业内部的性别工资差异占到了全部工资差异的 67.9%，其中歧视性差异占到了 43.4%；职业之间的性别工资差异占到了全部性别工资差异的 32.1%，其中歧视性因素占到了 36.1%。

表 6.2 有关中国劳动市场中性别工资差异的研究

作者	方法/研究群体	数据	性别工资差异	解释
Zhang, et al. (2007)	JMP 方法 城镇职工	国家统计局城镇住户调查 (UHS), 1988-2004	性别工资比从 1988 年的 84.2% 下降到 2004 年的 75.7%。	主要原因：观测到的和未观测到的对技术的回报对女性而言更加不利；未观测到的技术因素或者对女性歧视的增加。
Gustafsson and Li (2000)	Oaxaca-Blinder 城镇职工	中国社科院经济所收入分配调查 (1988, 1995)	性别工资比由 1988 年的 84.4% 下降到 1995 年的 82.5%。	在可解释的差异中，最重要的因素是教育；但是也有很大部分差异是由性别歧视导致的。
Knight and Song (1993)	Oaxaca-Blinder 城镇职工	中国社科院经济所收入分配调查 (1988)	1988 年性别工资比为 84.4%。	观测到的个人特征差异所占的比例不到 50%。
Maurer-Fazio, and Hughes (2002)	Oaxaca-Blinder; Neumark (1988); JMP; 城镇职工	中国劳动市场研究项目 (Chinese Labor Market Research Project,	1992 年国有企业的性别工资比为 89.3%；集体企业为 84.8%；合资企业为	未解释部分占性别工资差异的比例 (Oaxaca-Blinder 分解/Neumark 分解)：国有企业为 22.96%/20.99%；集体企业为 40.82%/43.23%；合资

		CLMRP, 1992)	79.7%。	企业为 47.35%/47.45%。
Demurger, et al. (2006)	Oaxaca-Blinder 方法的动态扩展; 城镇职工	中国社科院经济所收入分配调查 (1988, 1995)	性别工资差异=(男性-女性)/女性; 1988 年为 18.7%; 1995 年为 17.8%; 性别工资差异缩小。	性别工资差异在很大程度上来源于所在企业的所有制性质; 企业的所有制性质对性别工资差异的直接贡献在 3%-4%之间;
Wang and Cai (2006)	Brown 分解; 城镇职工	中国城镇劳动力调查 (五城市) (China Urban Labour Survey, CULS, 2001)	性别工资比: 第一组行业为 83.85%; 第二组行业为 81.35%; 第三组行业为 78.43%; 第四组行业为 84%。	占性别工资差异的百分比: 行业内部 93.1%, 其中未解释因素占 86.91%; 行业之间 6.9%, 其中未解释因素占 6.14%; 全部未解释因素占性别工资差异的百分比为 93.05%。
Rozelle, et al. (2002)	Oaxaca-Blinder; Neumark 方法; 农村地区	8 省 230 个村庄的农村调查数据 (1988, 1995)	1988 年的性别工资比为 77.51%; 1995 年的性别工资比为 68.63%; 性别工资差异有扩大的趋势。	未解释部分占性别工资差异的百分比: Oaxaca-Blinder 分解 1988 年为 73.65%, 1995 年为 69.41%; Newmark 分解 1988 年为 50.16%, 1995 年为 48.82%。
Ng (2004)	Oaxaca-Blinder 的动态扩展及 Wellington (1993) 的方法; 城镇地区	国家统计局城镇住户调查 (UHS, 1988-1992, 1993-1997)	分地区性别工资差异: 东部和中部有扩大的趋势, 而西部有缩小的趋势。	未解释部分占性别工资差异的百分比东部地区高于中部地区, 中部地区高于西部地区; 1997 年东部地区未解释部分占性别工资差异的百分比为 71.71%, 中部为 58.24, 西部地区为 54.45%。
Bishop, et al. (2005)	分位数回归; 城镇地区	中国社科院经济所收入分配调查 (1988, 1995)	1988 年工资性别比 (男性/女性) 为 1.19; 1995 年为 1.20。	性别歧视对末端分位数上的女性影响更大; 这种性别歧视有减小的趋势。
Li and Gustafsson (2004)	Oaxaca-Blinder; JMP; 城镇地区	中国社会科学院经济研究所收入分配调查 (1995, 2002)	1995 年性别收入比 (女性/男性) 为 81%, 2002 年为 76%; 有扩大的趋势。	失业和下岗以及女性较早的退休年龄对性别收入差异有较大的影响。1995 年个人特征差异解释了性别收入差异的近 50%, 2002 年则超过了 60%。女性失业和下岗的增加成为性别收入扩大的一个主要原因。
Meng and Miller (1995)	Brown 分解 乡镇企业工人	乡镇、村企业及私人企业抽样调查 (Township-, Village-, or Privately-Owned Enterprises Sample Survey, 1985)	女性工资比男性工资低 20%。	职业内差异占性别工资差异的 76.7, 职业间差异占 23.3%; 职业内性别歧视差异占性别工资差异的 98.9%, 职业间性别歧视占性别工资差异的 13.2%; 性别歧视所导致的性别工资差异占性别工资差异的 112.1%。
Meng (1998)	Brown 分解; 农民工	济南农民工抽样调查 (1995)	男性农民工比女性农民工的平均工资高出 30%; 性别工资比约为 74.08%。	职业内差异占性别工资差异的 67.9%; 职业间差异占 32.1%; 职业内歧视导致的差异占性别工资差异的 43.4%; 职业间歧视导致的差异占性别工资差异的 36.1%。
李实、马欣欣 (2006)	Brown 分解; 城镇职工	中国社会科学院经济研究所 1999 年城市居民收入调查。	管理人员性别工资比 (女性/男性) 为 80%; 专业技术人员 82%; 办事人员 79%; 制造业和运输业工人 63%; 服务业人员 75%。	职业内差异占性别工资差异的 67.9%, 其中歧视性差异占 43.4%; 职业间差异占 32.1, 其中歧视性因素占 36.1%; 歧视性因素总计占全部性别工资差异的 79.5%。
魏巍、岳昌君 (2006)	Oaxaca-Blinder 城镇职工	国家统计局 2004 年中国城市住户调查数据。	性别工资比 (女性/男性) 为 75.91%。	歧视系数为 0.2768; 由于性别歧视导致的差异占到了性别工资差异的 44.2% (男性为基础) 和 58.9% (女性为基础)。
谢嗣胜、姚先国 (2005)	Oaxaca-Blinder; 城市职工	国家统计局中国城市住户调查数据 2002。	女性月平均工资及补贴收入比男性少 248 元。	在 25% 的总差异中, 个人特征差异占 13.6%, 性别歧视差异占 11.4%。
王美艳	Brown 分解;	五城市劳动力调	性别工资比 (女性/	行业内差异占性别工资差异的

(2005a)	城市地区	查数据 2001: 上海、武汉、沈阳、福州、西安。	男性): 80.29%。	93.10%，其中不可解释部分占 86.91%；行业间差异占性别工资差异的 6.90%，其中不可解释部分占 6.14%；不可解释部分共占 93.05%。
杜凤莲、王晶 (2005)	Oaxaca-Blinder； 城镇失业及再就业者。	国家统计局城镇居民再就业状况调查，2003。	失业前性别工资比（女性/男性）为 80.84%；再就业后为 81.43%；再就业后工资差异缩小。	失业前性别工资差异中不能由个体特征解释的部分占 99.19%；再就业后不能由个体特征解释的部分占 109.05%。
刘文忻、杜凤莲 (2005)	Brown 分解； 城镇失业及再就业者。	国家统计局城镇居民再就业状况调查，2003。	同上。	失业者再就业后职业内差异占性别工资差异的 101.45%，其中不能由个人特征解释的部分占 216.17%；职业间差异占 -1.45%，其中不能由个人特征解释的部分占 0.68%。
张丹丹 (2004)	Oaxaca-Blinder； Cotton 城镇及农村	中国营养健康调查数据，1989、1991、1993、1997。	性别工资比（女性/男性）：1989 年为 94.2%，1991 年为 76.4%，1993 年为 82.9，1997 年为 77.5%。	各年份歧视系数（Cotton 分解）：1989 年为 0.0172，1991 年为 0.2054，1993 年为 0.1617，1997 年为 0.2。性别工资差异中，不能由个体特征解释的部分所占比例：1989 年为 25.23%，1991 年为 71.07%，1993 年为 78.67%，1997 年为 71.07%。
李实、古斯塔夫森 (1999)	Oaxaca-Blinder； Jenkins (1994) 的方法； 城镇地区	中国社会科学院经济研究所收入分配调查数据 (1988, 1995)	1988 年女性职工的平均工资比男性职工低 15.6%；1995 年低 17.5%；性别工资差异有扩大的趋势。	1988 年性别工资差异的一半以上可以由个人特征解释；1995 年则有所下降；性别歧视的影响有所上升。

6.2.3 关于农民工群体工资性别差异的研究

如前所述，关于中国农民工群体中性别工资差异的研究还比较少见。究其原因，一是农民工是伴随着中国向市场经济转轨而来的一个劳动群体，是一个新生事物，对之进行的研究主要还集中在总体特征的研究上；第二，对于这个群体，学术界和政策界比较关注的是他们与城镇工人相比所受到的歧视；第三，由于这个劳动群体的流动性，对其进行调查要比对有固定职业和居住地的城镇职工以及农村居民而言要困难；第四，在改革开放初期，甚至在上世纪 90 年代中期之前，大部分农民工都是男性，女性比较少，而且这些农民工一般都是单独外出，将其家庭留在农村，而且每年在城市的居住时间比较短，属于短期流动。

但是，随着政府对农民工控制政策的逐渐放开以及中国城市化进一步深入，农民工群体发生了一些较大的变化，其中很重要的一点就是女性农民工越来越多，乡城流动呈现出“女性化趋势”；举家迁移到城市务工的农民工所占比例越来越多，在城市的居住时间越来越长（国务院研究室课题组，2006）。女性农民工在进入城市之后，不仅面临着相对于城镇职工的歧视，还面临着来自同一群体内部的男性农民工的性别歧视，从而陷入“双重困境”之中（李路路，2003）。鉴于农民工已经成为中国城市化建设的主力军之一，女性农民工在劳动市场中的工资收入不仅直接决定着女性农民工的经济和社会地位，还影响着农民工的家庭稳定以及下一代的成长，因此对农民工群体中性别工资差异的研究成为必要。

在已有的研究中，对农民工性别工资差异的研究主要集中在描述统计上^①，分析性的研究比较少见。

Meng (1998) 的研究使用 1995 年中国社会科学院人口研究所在济南的调查数据，研究

^① 如黄祖辉、宋瑜 (2005)、肖云 (2005)、刘旗、张冬平 (2005) 等人的文章分别以在杭州、重庆以及河南省的抽样调查为基础，对女性农民工进入城市劳动市场后的就业状况、劳动时间、工资收入以及社会保障等进行了描述统计研究；侯慧丽 (2005) 使用 2003 年中国社会科学院人口与劳动经济研究所在沈阳、北京、石家庄、无锡和东莞五个城市所作的流动人口移民社区的抽样调查数据，研究了迁移女性的职业分布和工资差异。

了进入济南的农民工的性别工资差异。通过估计一个 Brown 全要素分解模型, Meng (1998) 发现在农民工性别工资总差异中, 职业内差异占 79.3%, 其中由于性别歧视导致的工资差异占 43.4%; 职业间差异占 20.7%, 其中由于性别歧视导致的工资差异占 36.1%。但是他的研究存在如下几个问题: 首先数据仅来源于一个城市, 从而使得来自山东省的农民工占到了总样本的 93.6%, 这会产生选择性偏误, 并且无法估计来源地对性别工资差异的影响; 其次, 样本过于集中, 54.7% 的男性集中在建筑业工人中, 而在制造业和服务业中女性比例占到了 38% 和 39.8%; 第三, 他的研究没有区分行业 (industry) 和职业 (occupation)。

这种状况使得使用新的调查数据对农民工群体中的性别工资差异的研究成为必要。针对这种情况, 本章利用中国社会科学院经济研究所课题组 2006 年 6~7 月在大连、上海、武汉、深圳、重庆五城市的农民工调查数据, 对农民工群体中的性别工资差异进行研究。

6.3 农民工 Mincer 工资方程的估计结果及其解释

6.3.1 模型设定

在第三章中, 我们已经给出了农民工工资的描述统计结果 (表 3.19)。从农民工的总体特征看, 农民工的工资水平偏低, 月平均工资只有 1002 元; 男性的月平均工资 (1100.24 元) 要显著高于女性 (910.78 元)。月工资的性别比为 0.83。在第五章中, 我们已经知道, 男性的月平均工作时间显著高于女性, 因此, 为了剔除劳动时间的影响, 我们计算了小时工资 (工资率)。全部样本的工资率为 4.51 元, 男性工资率 (4.87 元) 显著高于女性的工资率 (4.17 元); 剔除劳动时间差异后, 工资率的性别比上升到 0.86。

为了发现不同因素对农民工工资的影响, 我们估计了农民工的 Mincer 工资方程。因变量为小时工资 (对数)。使用小时工资可以剔除劳动时间对工资的影响。自变量分为供给方和需求方两个方面, 包括如下六组:

第一组为农民工的人力资本变量, 包括教育年限、非农工作年限、非农工作年限的平方、是否在老家接受培训、是否在进入城市后接受培训、健康状况;

第二组为社会资本变量, 此处我们只使用在打工地交往的朋友/老乡个作为社会资本的代理变量;

第三组为家庭层面变量, 包括婚姻状况、小孩个数;

第四组为职业分布, 包括管理层职业、办事人员职业、技术工种职业、非技术工种职业;

第五组为企业特征, 包括企业所在的行业、企业规模、企业的所有制性质;

第六组为农民工工作的城市变量, 以控制地域对工资的影响。

第一、第二和第三组为供给方变量, 第四、第五和第六组为需求方变量。这些变量的描述性统计见第二章。

我们依次估计如下模型: 模型 A 为只包括供给方变量的全部样本的 Mincer 方程; 模型 B 为包括供给方和需求方全部变量的全部样本的 Mincer 方程; 模型 C 为只包括供给方变量的男性样本的 Mincer 方程; 模型 D 为包括全部变量的男性样本 Mincer 方程; 模型 E 为只包括供给方变量的女性样本 Mincer 方程; 模型 F 为包括全部变量的女性样本 Mincer 方程。估计的结果见表 6.3。

6.3.2 Mincer 工资方程的估计结果及其解释

(一) 性别的影响

在模型 A 和 B 的估计中, 可以发现, 性别确实在工资方程中显著。作为男性农民工, 在其他条件都相同的情况下, 要比女性农民工的小时工资高出 11.41%; 如果不控制需求方因素, 而只使用农民工的人力资本变量、社会资本变量和家庭变量, 那么作为男性农民工要

比女性农民工的小时工资高出 12.88%。这个差异可以看作是劳动市场中性别歧视导致的工资差异。仅仅作为男性，其小时工资就会比女性高出 10% 以上。

表 6.3 农民工 Mincer 方程估计结果

	Model A	Model B	Model C	Model D	Model E	Model F
Male	.1287899***	.1140805***				
Edu	.0433605***	.0298858***	.0442052***	.0324965***	.0402492***	.0256998***
H-score	-.0145989***	-.0103131***	-.0111596***	-.007696**	-.0165573***	-.0120564***
Nonagri	.0274076***	.0214779***	.0333793***	.0291938***	.0237457**	.0148164*
Nonagrisq	-.0007809***	-.0004545**	-.0010217***	-.0007736***	-0.0007629	-0.0003329
Train_home	.0745401***	-0.0027402	.0974193***	0.0151852	0.0358125	-0.0388282
Train_city	.0984442***	.1016524***	.0875863***	.0790498***	.1130365***	.1396291***
Friend	.0043483***	.004065***	.0043492***	.0036887***	.004169***	.0047034***
Married	.1226967***	.1134106***	.1988033***	.1569261***	0.0512181	.0759162**
Kid	-0.0101992	-.0289317*	-0.0078424	-0.0282094	-0.0221202	-0.0362945
Occupation						
Occu_2		-0.0586504		-.1639338**		0.0225389
Occu_3		-.1832168***		-.2008345***		-.1884141***
Occu_4		-.3724765***		-.4119995***		-.3377796***
Sector						
Sec_2		-0.0085202		-0.0112473		0.0327857
Sec_3		-.1386176***		-.1022775**		-.1445456**
Size						
Size_2		-0.0073827		-0.0095859		0.0087565
Size_3		-0.0353297		0.0001715		-.0799687**
Ownership						
Owner_2		.1038834**		0.0306376		.1878611***
Owner_3		.0978226***		0.0479533		.1213376***
Owner_4		.1509412***		0.088446		.1695798***
Owner_5		.1021597***		0.0713189		.1137865**
City						
Shanghai		0.0802116		(dropped)		0.1909838
Wuhan		-0.3051366		-.3215078***		-0.2954139
Shenzhen		-0.214791		-.2775722***		-0.1356885
Chongqing		-0.3267643		-.3592082***		-0.2768234
_cons	.639106***	1.230815***	.6832606***	1.362595***	.7432259***	1.194644***
R-squared	0.1769681	0.3451462	0.1646722	0.3104522	0.1285527	0.3438893
N	1888	1832	983	959	905	873

1、因变量为小时工资对数，Ln(hwage)；2、自变量依次为：男性、教育年限、健康得分、非农务工年限、非农务工年限平方、在老家接受培训、进入城市接受培训、打工地经常交往的朋友/老乡个数、已婚、小孩个数、职业、企业所在行业、企业规模、企业所有制性质、上海、武汉、深圳、重庆；职业以管理层职业为基准，行业以行业 1 为基准，所有制性质以所有制性质 1 为基准，城市以大连为基准；3、*10%显著水平，**5%显著水平，***1 显著水平。

(二) 教育、健康、工作经验、培训对不同性别农民工工资率的影响

教育、健康、工作经验和培训是构成人力资本的主要部分。这 4 个人力资本变量对农民

工的小时工资都有显著的作用。在包括供给方和需求方全部自变量的回归中,教育的收益率^①为 2.99%,即多接受一年的教育,其小时工资就会提高 2.99%。在只有供给方变量的回归中,教育的收益率提高到了 4.34%。但是,教育的收益率对男性和女性农民工而言是不同的:在女性的回归模型中,教育收益率为 2.57% (4.02%),男性回归模型中的教育收益率则为 3.25% (4.42%);不论是在全部变量回归中还是在供给方变量回归中,女性的教育收益率都要低于男性。

健康对农民工的工资率也有显著的影响。具体而言,对于全部样本,健康测度得分每提高一个单位,那么小时工资就会下降 1.03% (1.46%),健康状况越差,那么工资越低。而且健康对男性和女性农民工的影响是不同的。如果将健康的系数看作健康的对工资率的负效应,那么对于男性农民工而言,健康测度每增加一个单位,那么工资下降约 0.77% (1.12%);但是,对于女性而言,健康测度每下降每增加一个单位,那么工资下降约 1.21% (1.66%)。不论是全部变量回归还是供给方变量回归,都会得到这个结果:健康对女性工资收入的负效应要高于男性。

我们使用非农工作年限作为农民工工作经验的代理变量。回归结果显示,工作经验对农民工的工资率有显著的正影响,非农工作经验每增加一年,那么农民工的小时工资率提高 2.15% (2.74%)。但是,这个效应随着工作经验的增加呈现出边际递减的趋势:非农工作经验的平方的系数显著为负。非农工作经验对不同性别农民工工资率的效应是不同的:对于男性农民工而言,工作经验的效应 (2.92%, 3.34%) 要高于女性农民工 (1.48%, 2.37%)。对于女性农民工而言,非农工作经验的平方项的回归系数虽然也为负值,但是在统计上并不显著。

使用供给方和需求方变量的回归结果显示,在老家是否进行过培训对城市工作的工资率没有显著影响;但是如果只使用供给方变量进行回归,则在老家进行过培训对在城市工作的工资率有显著的正效应:在老家进行过培训将提高在城市工作的工资率约 7.45%。对于男性而言,在老家进行过培训对其在城市工作的工资率有显著的正效应;但是对于女性而言,在老家进行培训并没有显著影响其在城市工作的工资率。

进入城市后进行过培训对于农民工的工资率有显著的正效应,而且这个效应还比较大:在城市进行过培训将提高其工资率约 10.17% (9.84%),高出了其他人力资本变量的效应。在城市进行培训对于女性而言,其对工资率的效应要高出男性:男性在城市进行培训对其工资率的效应为 7.9% (8.76%),低于女性 (13.96%, 11.3%)。这说明在城市进行的培训对于女性而言,非常有利于提高其工资收入。

总结上述分析,可以发现女性在教育、健康、工作经验方面对工资的回报都要低于男性;但是,在城市进行的培训上,女性的回报率要高于男性。

(三) 社会资本和家庭变量。

我们使用在打工地经常交往的朋友/老乡个数作为农民工社会资本的代理变量。从工资方程的回归结果来看,这个变量对工资率具有显著的正效应,在打工地经常交往的朋友/老乡个数每增加一个,那么将提高工资率约 0.41% (0.43%)。而且在这个方面,女性每增加一个在打工地经常交往的朋友/老乡,那么将提高其工资率的 0.47%,高于男性 (0.38%),虽然在供给方变量回归中,男性 (0.43%) 高于女性 (0.42%)。

再来看家庭变量。已婚的农民工要比未婚的农民工的工资率高出 11.34% (12.27%);特别对于男性农民工而言,已婚对于其工资率的效应比较高:具体而言,已婚男性要比未婚男性的工资率高出 15.69% (19.9%)。对这个结果的解释可以参见第四章婚姻状况对男性农民工职业获得的影响的解释。

^① 此处是教育的 Mincer 收益率;与教育的内部收益率不同。教育内部收益率与 Mincer 收益率的区别可参见: Belfield (2000)。

但是,对于女性农民工,在只有供给方变量的回归中,是否结婚对于其工资率没有显著的影响;在全部变量的回归中,已婚女性的工资率比未婚女性提高约 7.59%。家庭因素对工资率的影响还体现在农民工家庭中小孩的数量上。回归结果显示,有小孩对于农民工的工资率有负面影响,但是其系数只在全部样本、全部变量回归(模型 A)中显著,而且只是在 10%显著水平下显著。在其他模型中并不显著。总体而言,家庭因素对农民工工资率的影响并不明显。特别是对于女性农民工,不论是否结婚还是是否有小孩,基本对其工资率没有影响。出现这种情况的一个可能解释在于,对于农民工而言,城市仅仅是工作谋生的地方,而不是安家的地方;大部分农民工都比较年轻,家庭负担比较轻,而且一般都是单身进入城市,而将家属留在老家;即使那些将家属带到城市的农民工,也并不是将家属养在城市里。这样,家庭对农民工的工作乃至工资的影响就减弱了。

(四) 需求方变量对农民工工资率的影响

现在我们来看需求方变量的影响。首先看职业的影响。我们将职业分为四类:管理层、办事人员、技术工人、非技术工人。回归结果显示,对于全部样本而言,管理层和办事人员之间的工资率没有显著差异,但是技术工人和非技术工人的工资率显著低于管理层,而且这个负效应还比较大:作为技术工人,其工资率要比管理层低 18.32%,作为非技术工人其工资率要比管理层低 37.25%。男性农民工的工资在四个职业中都有显著差异,对于男性农民工而言,非技术工人的工资率要比管理层低 41.2%。但是,对于女性农民工而言,办事人员和管理层之间的工资率没有显著差异;技术工种和非技术工种虽然也对其工资率有负面影响,但是这个负效应要比男性低。

企业所在的行业对农民工工资收入的影响,只有第三类行业,即商业和服务业有显著的影响。对于农民工而言,进入到商业服务业中,其工资率将有一个显著的下降(-13.86%);这个效应对男性工资率的影响(-10.23%)要低于女性(-14.45%)。相对于第一类行业而言,进入到第二类行业(制造业)对农民工的工资率没有显著影响。

企业的规模对农民工的工资收入没有显著影响。但是,企业的所有制性质对农民工工资收入的影响就比较显著了。对于全部样本而言,相对于第一类所有制企业(国有企业和事业单位),进入集体企业、私营企业、外资及合资企业、其他股份制企业,其工资率将分别提高 10.38%、9.78%、15.09%、10.22%。

但是,企业的所有制性质对男性农民工的工资收入没有显著影响。对于女性农民工而言,相对于进入国有企业事业单位,进入集体企业、私营企业、外资及合资企业、其他股份制企业,其工资率将分别提高 18.79%、12.13%、16.96%、11.38%。这个结果说明,国有企业和事业单位并没有提高女性的工资收入。其解释可能在于进入国有企业和事业单位工作的农民工主要是进入了国有企业和事业单位的非正规就业中。

6.4 农民工工资性别差异的 Oaxaca-Blinder 分解结果

Oaxaca-Blinder 分解的基本思想是充分挖掘 Mincer 工资方程回归系数的所包含的信息。在 Mincer 方程中,如果仅通过加入性别虚拟变量来获得性别对工资的影响,那么这仅将性别之间的工资差异归结为回归方程中截距的差异。但是,在现实劳动市场中,导致性别工资差异的不仅是截距项,而且对于每个可观测到的自变量,男性和女性的 Mincer 方程回归的系数会有所差异。上一小节分性别的 Mincer 方程回归结果已经说明了这一点。系数差别实际上说明了劳动市场对男性和女性可观测变量的回报是不同的(王美艳, 2007)。如何将系数中包含的信息挖掘出来,并对性别之间的工资差异提供合理的解释呢? Oaxaca-Blinder 分解提供了一种分解方法。

我们曾讨论过 Oaxaca-Blinder 分解存在的两个问题,第一个问题涉及到将哪些变量纳入

到工资方程的回归中。工资方程的自变量不同，那么得到的分解结果是不同的。在这里，我们分别使用两个回归为基础来进行分解。第一个 Mincer 方程回归我们仅使用供给方变量作为自变量，即将需求方的变量作为“未观测”到的因素。这样做实际上是将需求方对性别工资差异的影响放到了“歧视”因素中。第二个 Mincer 方程回归，我们使用供给方和需求方的所有观测变量为基础进行回归。这样做实际上是将需求方特征所导致的性别工资差异也作为可观察特征导致的差异了。Oaxaca-Blinder 分解存在的第二个问题是指数问题，即以男性还是女性回归的系数作为不存在性别歧视的真正的劳动市场结构。此处，我们分别使用男性和女性的回归系数为基础进行分解。Mincer 方程回归中所使用的变量以及结果见上一节。表 6.4 给出了 Oaxaca-Blinder 分解的结果。

我们首先看以供给方变量为基础进行的 Mincer 方程回归的结果。男性和女性农民工的对数工资总差异为 0.195455。如果以女性回归系数作为没有歧视的真正的劳动市场结构，那么在这个总差异中，个人特征差异所导致的工资差异为 0.05591，占对数工资总差异的 28.6052%；不可观测因素^①导致的性别工资差异为 0.139539，占对数工资总差异的 71.3921%。如果以男性的回归系数为基准进行分解，那么特征差异所导致的工资差异为 0.0681，占对数工资总差异的 34.8419%；不可观测因素导致的差异为 0.142428，占对数工资总差异的 65.1554%。可以看到，以哪个性别的回归系数为基准进行分解，得到的结果是不同的。不可观测到的因素所导致的性别工资差异，可以看作是男性和女性农民工在城市劳动市场中所受到的待遇不同而导致的性别工资差异，即可以看作是因为劳动市场中的性别歧视所导致的工资差异。在农民工群体中，大约有 70% 的性别工资差异是因为歧视导致的。

以供给方和需求方全部可观测变量为基础进行 Mincer 方程回归，并在此基础上进行 Oaxaca-Blinder 分解，得到的分解结果见表 6.4 的第 4 和第 5 栏。对数性别工资总差异为 0.19579。以女性回归系数为基准进行的分解显示，农民工个人特征所导致的性别工资差异为 0.053362，占对数工资总差异的 27.2548%；不可观测因素导致的工资差异为 0.142428，占对数工资总差异的 72.7453%。以男性回归系数为基准进行的分解结果显示，个人特征差异导致的性别工资差异为 0.095316，占对数工资总差异的 48.683%；不可观测因素导致的工资差异为 0.100474，占对数工资总差异的 51.3171%。如果以男性回归系数为基准进行分解，那么仅使用供给方变量回归和使用全部变量回归的分解结果中，不可观测因素所导致的差异所占的比例下降了。

表 6.4 农民工性别工资差异 Oaxaca-Blinder 分解结果

总差异	供给方变量回归为基础		供给方和需求方变量回归为基础	
	0.195455		0.19579	
	以女性回归系数为基准	以男性回归系数为基准	以女性回归系数为基准	以男性回归系数为基准
特征差异	0.05591	0.0681	0.053362	0.095316
占总差异百分比	28.6052%	34.8419%	27.2548%	48.683%
系数差异	0.139539	0.127349	0.142428	0.100474
占总差异百分比	71.3921%	65.1554%	72.7453%	51.3171%
歧视系数	0.149744	0.135814	0.15307	0.105695

我们再来看通过 Oaxaca-Blinder 分解得到的歧视系数（式 6.11）。以供给方变量回归为基础，以女性回归系数为基准的歧视系数为 0.149744，以男性回归系数为基准的歧视系数为 0.135814；以全部变量回归为基础，以女性回归系数为基准的歧视系数为 0.15307，以男性

^① 在实证研究中，不可观测因素导致的差异、歧视导致的差异、系数导致的差异、未解释因素导致的差异，实际上代表了一个概念，即没有进入 Mincer 方程回归的那些变量导致的差异，也就是回归残差导致的差异。本文对这些概念不做区分。

回归系数为基准的歧视系数为 0.105659。

对于农民工群体而言，不管使用哪种回归、使用女性还是男性的回归系数为基准，我们得到结果都显示，男性和女性之间可观测因素，特别是人力资本等与生产能力相关的变量解释了性别工资差异的不到一半，甚至低于三分之一；超过一半以上的性别工资差异来自于劳动市场中的包括性别歧视在内的不可观测因素。

6.5 农民工工资性别差异的 Cotton 分解

Oaxaca-Blinder 分解存在的第二个问题是指数问题，即以男性还是女性的回归系数作为没有性别差别待遇的劳动市场结构。Oaxaca-Blinder 分解结果也显示，使用男性和使用女性的回归系数进行分解，得到的分解结果是不同的。为解决这个问题，我们使用 Cotton 分解对农民工的性别工资差异进行分解。Cotton 分解的基本思想是男性和女性的回归系数都不能作为没有差别待遇 (treatment) 的市场结构；因为在进入市场之前，男性和女性已经受到了“前市场歧视”。Cotton (1988) 提出的解决方法是使用男性和女性回归系数的加权平均作为没有差别待遇 (没有歧视) 的市场结构^①。在一系列假设下，可以认为，相对于通过加权平均得到的市场结构，男性的工资中含有“性别歧视”所带来的“好处”，而女性的工资中含有“性别歧视”所带来的“坏处”。男性得到的“好处”是市场对男性回报的“高估”部分，女性得到的“坏处”是市场对女性回报的“低估”部分；这两个部分实际上就是劳动市场中“性别歧视”所导致的性别工资差异。表 6.5 给出了农民工性别工资差异的 Cotton 分解结果。

为了获得没有差别待遇的劳动市场结构，我们使用全部样本中男性和女性的比重作为获得 (6.37) 式的权重。在我们的全部样本中，女性所占的比例为 51.98%，男性所占的比重为 48.02%。通过加权，获得 (6.37) 中没有市场差别待遇的系数。同样，我们分别使用供给方变量回归的 Mincer 方程和供给方、需求方全部变量回归的 Mincer 方程作为基础。在仅使用供给方变量回归为基础的分解中，对数性别工资总差异为 0.195455；其中特征差异导致的工资差异为 0.061764，占全部对数性别工资差异的 31.60%；男性工资的高估部分为 0.072533，占对数性别工资差异的 37.1096%；女性工资被低估的部分为 0.061153，占对数性别工资差异的 31.2876%。

表 6.5 农民工性别工资差异 Cotton 分解结果

	供给方变量回归为基础	供给方和需求方变量回归为基础
总差异	0.195455	0.19579
特征差异	0.061764	0.073509
占总差异百分比	31.60%	37.5446%
男性高估部分	0.072533	0.074034
占总差异百分比	37.1096%	37.813%
女性低估部分	0.061153	0.048248
占总差异百分比	31.2876%	24.6425%

以全部供给方和需求方变量回归为基础的分解结果显示，全部对数性别工资差异为 0.19579，其中特征差异导致的性别工资差异为 0.073509，占对数工资差异的 37.5446%；男性被高估部分为 0.074034，占对数性别工资总差异的 37.813%；女性被低估部分为 0.048248，占对数性别工资总差异的 24.6425%。也就是说，在 Cotton 分解中，只有不到一半，甚至只有三分之一的性别工资差异可以由可观测到的因素解释；不可观测因素所导致的性别工资差

^① Neumark (1988) 提出的解决方法是使用男性和女性全部样本进行回归得到的系数作为没有差别待遇的市场结构。

异占到了全部工资差异的一半，甚至三分之二以上。如果将除特征差异导致的性别工资差异之外的因为不可观测因素导致的性别工资差异视为劳动市场中性别歧视导致的差异，那么性别歧视所导致的工资差异占到了全部性别工资差异的 60% 以上。这其中，男性农民工通过劳动市场中针对女性农民工的性别歧视，获得的“好处”要高于女性农民工因为性别歧视所得到的“坏处”。

虽然分解方法有所差异，但是，Oaxaca-Blinder 分解和 Cotton 分解结果都显示，在农民工群体中，性别歧视导致的性别工资差异占到了全部性别工资差异的一半以上。

6.6 小结

本章主要研究了农民工群体中的性别工资差异问题。在实证研究中，对性别工资差异的研究方法主要是在 Mincer 方程基础上的 Oaxaca-Blinder 分解方法。针对 Oaxaca-Blinder 分解方法中的指数问题，Cotton 分解方法提出了一种解决方法，将全部性别工资差异分解为三部分：一部分是可观察的个人特征导致的差异，一部分是男性因为“性别歧视”所获得的“好处”，一部分是女性因为“性别歧视”所获得的“坏处”。

在劳动市场上，性别之间的工资差异是一个长期存在的问题；不论是发达国家（欧盟、美国），还是转型国家，女性工资都要低于男性。中国自改革开放以来，性别之间的工资差异也出现了逐渐扩大的趋势。但是，由于种种原因，对农民工群体中的性别工资差异进行的研究还比较少见。本文在五城市调查数据基础上，对农民工的性别工资差异进行研究。

从描述统计上看，不论是月工资还是小时工资，女性农民工都显著低于男性农民工。农民工 Mincer 方程的回归结果显示，大部分人力资本和社会资本变量的回报率都存在性别差异：女性的回报率要明显低于男性。

针对农民工群体存在的性别工资差异，本章分别使用 Oaxaca-Blinder 分解和 Cotton 分解方法进行了研究。分解结果显示，农民工群体中的性别工资差异中，由与生产能力相关的个人特征所解释的差异不到总差异的一半，甚至低于三分之一；而由于劳动市场中的差别对待而产生的工资差异占到了全部工资差异的一半以上，甚至高于三分之二。例如，在以供给方和需求方全部可观测变量的回归中，以女性系数作为劳动市场没有性别歧视的市场结构，那么因为市场的差别对待而产生的工资差异占到了全部性别工资差异的 72.75%。Cotton 分解的结果显示，在性别歧视导致的工资差异中，男性因为针对女性的性别歧视所获得工资上的“好处”占到了全部性别工资差异的 37.81%；而女性因为针对女性的性别歧视导致的“坏处”占到了全部性别工资差异的 24.64%。Brown 分解的结果显示，在全部性别工资差异中，职业内部的差异占了 73.79%，而职业之间的差异占到了 26.21%。因为性别歧视导致的差异占到了全部性别工资差异的 67.4%。

上述结果虽然因为使用的分析方法而有所差异，但总的结论可以认为，在农民工的性别工资差异中，由于劳动市场中对不同性别的差别待遇（或性别歧视）而导致的工资差异占到了全部性别工资差异的至少 50%。这说明在农民工群体中，包括性别歧视在内的不可观察因素对性别工资差异的效应占到了一半以上。这种状况对女性农民工而言无疑是非常不利的。

第七章 结论及政策含义

7.1 主要发现及结论

本文在中国社会科学院经济研究所课题组 2006 年农民工调查数据的基础上，从性别差异的角度，对农民工劳动市场表现的三个方面进行了研究。本章从以下几个方面总结全文的主要结论及研究发现：特征差异、职业性别隔离、劳动供给以及工资差异。

7.1.1 农民工基本特征的性别差异

本文的研究发现，在家庭及人口特征、人力资本存量、社会资本存量、就业特征上，农民工群体中都存在显著的性别差异。

(1) 从总体看，农民工群体的平均年龄较轻；女性农民工的平均年龄低于男性，而且女性农民工的年龄分布更加集中。这说明，对于女性农民工而言，其有效的外出打工时间要比男性农民工短。在城市的单身农民工比例较高，占到了 61.18%。

(2) 以教育、健康、培训和非农工作年限表示的人力资本存量上，女性农民工都要显著低于男性农民工。在老家接受培训的比例，男性要显著高于女性；但是，到城市之后接受培训的比例没有显著的性别差异。

(3) 以中共党员、参军经历、干部经历和打工地经常交往的朋友/老乡个数表示的社会资本存量上，女性农民工要显著低于男性农民工。

(4) 在就业特征上，也存在显著的性别差异。以在本单位的工作时间以及在城市的失业次数表示的就业稳定上，女性农民工要好于男性；但是，一旦失业，女性农民工的失业持续时间要长于男性。女性农民工与企业签订劳动合同的比例显著高于男性，但是在签订的劳动合同中，男性劳动合同的期限要显著长于女性。

(5) 在打工地的医疗保险、养老保险、失业保险和工伤保险的覆盖率上，女性农民工要高于男性；在工作环境的安全性测度上，女性的工作环境也要好于男性；在以参加工会的比例表示的工人组织化程度上，女性好于男性。

那么，上述这些基本特征的性别差异是否是导致不同性别农民工劳动市场表现性别差异的全部原因呢？在劳动市场表现的性别差异中，是否存在性别歧视的因素？如果存在，其程度如何？本文的研究给出了下面的结论。

7.1.2 农民工的性别职业隔离

本文将农民工的职业区分为四类：即进入管理层的农民工、办事人员、技术工种和非技术工种职业。在蓝领职业中，相对于男性农民工，女性农民工更多地集中在非技术工种上；在白领职业中，相对于男性农民工，女性农民工更多地集中在办事人员职业上。以这四类职业为基础，农民工群体中性别职业隔离的杜肯指数为 0.199474。也就是说，要达到性别之间在职业分布上的平衡，需要有大约 20% 的农民工更换其职业。对农民工职业获得的 MNL 模型估计以及职业获得的 Oaxaca-Blinder 分解给出了如下结果：

(1) 不论是男性还是女性农民工，教育年限和在老家的培训都会显著提高农民工的职业层次；相对于非技术工种，更多的教育年限以及在老家接受培训，都会显著提高他们进入技术工种、办事人员和管理层的概率。

(2) 企业所在的行业、企业的所有制性质以及企业规模等需求方因素对农民工的职业获得有显著的影响。国有企业及事业单位并没有显示出其在执行政府性别平等政策上的优

势。这主要是因为，进入国有企业和事业单位的农民工主要还是进入了国有企业和事业单位的非正规就业中。

(3) 如果剔除性别包括性别歧视在内的不可观测因素的影响，那么女性农民工将更多进入技术工种和管理层职业中。在剔除性别歧视因素后，以四类职业为基础测算的性别职业隔离的杜肯指数下降到 0.04393；包括性别歧视在内的不可观测因素导致的性别职业隔离指数的提高占到了实际性别职业隔离指数的 77.97%。

7.1.3 农民工的劳动供给及其性别差异

本文的研究发现，农民工群体中存在着较为严重的过度劳动，劳动时间过长；在农民工的劳动时间供给中，也存在性别之间的差异。具体而言，农民工的平均月工作天数为 25.60 天，其中男性农民工每月平均工作 25.99 天，女性农民工每月平均工作 25.24 天；每天的工作时间平均为 9.14 小时，其中男性农民工平均每天工作 9.17 小时，女性农民工每天平均工作 9.12 小时，超过法定日工作时间 1 个小时以上；每月的平均工作时数为 234.97 小时，其中男性农民工每月平均工作 238.89 小时，女性农民工平均每月工作 231.42 小时。虽然女性的平均工作时间低于男性，但是也都超出了法定的工作时间。对劳动供给函数的估计给出了一下结果：

(1) 在 OLS 估计下，工资对农民工的劳动时间有显著的负效应，工资越低，农民工的劳动供给时间越长。对这个结果的一个解释是农民工在城市劳动市场的目标函数特征所致：农民工以外出打工收入作为自己的目标函数，而不是如经典劳动供给理论所言，在城市的商品消费和闲暇之间进行选择。

(2) 打工地的社会保险项目，包括医疗保险、养老保险、失业保险和工伤保险的覆盖将对农民工的劳动供给时间有显著影响。具体而言，医疗保险将显著降低农民工的劳动时间，而工伤保险则显著增加其劳动供给时间。但是，不同的社会保险项目对不同性别的农民工有不同的影响，存在着政策的性别敏感性。

(3) 健康状况越差的农民工，其劳动供给时间越长。这个结果较为出乎意料。这极有可能存在着健康和劳动供给时间之间的内生性

(4) 对农民工劳动供给函数的估计是用的 OLS 估计，可能存在内生性导致的估计偏误，因此，对劳动供给函数的估计结果需要进行谨慎的解释。

7.1.4 农民工的性别工资差异

工资是劳动市场表现的主要结果。本文的研究显示，农民工的平均工资较低，而且存在较为显著的性别差异。具体而言，农民工的平均月工资为 1002.05 元，其中男性农民工的平均月工资为 1100.24 元，女性农民工的平均月工资为 910.78 元，男性比女性高出 189.46 元，工资性别比为 0.83；如果剔除劳动时间的影响，那么农民工的平均小时工资为 4.5078 元，其中男性农民工为 4.8689 元，女性农民工为 4.1717 元，性别工资比为 0.86。性别之间的工资差异在统计上显著的。从工资率的分布看，女性的分布更加集中，而男性农民工的工资率分布较为分散，不平等程度比女性要高。对农民工工资的 Mincer 方程估计，以及对性别工资差异的 Oaxaca-Blinder 分解和 Cotton 分解，给出了以下结果：

(1) 人力资本的回报率，对男性农民工和女性农民工是有差异的。具体而言，男性农民工的教育、健康和非农工作经验的回报率都要高于女性；但是进入城市之后进行的培训，女性的回报率要高于男性。此外，诸如企业的所有制性质、企业所在的行业以及企业的规模等需求方变量也对农民工的工资有显著影响。

(2) Oaxaca-Blinder 分解的结果显示，在仅以供给方变量为基础的回归中，如果以女性系数作为基准，那么系数差异占到了对数工资差异的 71.3921%；如果以男性系数作为基

准，那么系数差异占到了对数工资差异的 65.1554%。以供给方变量和需求方变量为基础的回归中，如果以女性系数作为基准，那么系数差异占到了对数工资差异的 72.7453%；如果以男性系数作为基准，那么系数差异占到了对数工资差异的 51.3171%。不管以那种方式计算，都可以发现，包括性别歧视在内的不可观察因素在性别工资差异中起到了一半以上的作用。

(3) Cotton 分解的结果显示，在仅以供给方变量为基础的回归中，男性从性别歧视中获得“好处”占到了对数工资差异的 37.1096%，女性因为性别歧视而遭受的“坏处”占到对数工资差异的 31.2876%。在以供给方变量和需求方变量为基础的回归中，男性从性别歧视中获得“好处”占到了对数工资差异的 37.813%，女性因为性别歧视而遭受的“坏处”占到对数工资差异的 24.6425%。不管以哪一种方式计算，包括性别歧视在内的不可观测因素导致的工资差异占到了全部工资差异的 60% 以上。

7.2 政策讨论

中国政府已经制定了许多反对劳动市场中性别歧视的法律、法规。在当今中国，已经形成了以《宪法》为基础，以《中华人民共和国妇女权益保障法》为主体，包括各种单行法律、法规、地方性法规和政府各部门行政规章在内的一整套保护妇女权益和促进性别平等的法律体系。此外，政府还制定并实施了妇女发展纲要，将女性发展纳入到经济社会发展总体规划中。在《中国妇女发展纲要（1995-2000）》目标基本实现的基础上，为适应国家经济与社会协调发展的需要和联合国《千年发展目标》的要求，中国政府又于 2001 年颁布了《中国妇女发展纲要（2001-2010）》^①。这些政策措施在保护女性在劳动市场中的平等地位方面发挥了重大作用。

但是，农民工是一个比较特殊的劳动群体，他们常年往来于农村和城市之间，流动性比较大，这导致了维护他们的权益比较困难。他们离开农村，脱离了农村的就业网络；而进入城市后，又因为以户籍制度为基础的劳动市场的二元分割，不能被城市的劳动保护政策所覆盖。特别是农民工中的女性，相对于男性农民工，她们在城市劳动市场中所处的地位更加脆弱。

从政策的路径选择上看，基于本文的研究发现，解决农民工群体劳动市场表现的性别差异，可以从以下几个方面入手：

(1) 从解决整个劳动力市场政策存在的体制性偏差角度来对待和解决农民工群体中的性别差异和性别歧视问题。

如前所述，当前中国的劳动力市场保护政策已经基本形成，但是随着经济成分的多样化，劳动力市场政策没有同等的覆盖到所有劳动群体（张本波，2006）。农民工显然是没有被覆盖的群体之一。这是与计划经济体制下形成的城乡二元分割相联系的。在本文的研究我们也发现，虽然中国政府已经改变了对农民工的政策，鼓励农村剩余劳动力向城市劳动市场的转移，但是一些城市仍然在执行对农民工的歧视性政策。在政府的劳动市场保护政策体系中，少见农民工的影子。而农民工群体中的女性更加脆弱。要解决农民工群体中实际存在的性别歧视，还需要从解决劳动市场分割体系入手，建立统一的劳动市场，给与农民工城市居民待遇，政府对劳动市场的保护不仅要针对城镇职工，而且也要针对农民工。将已有的劳动保护政策和性别平等政策覆盖到农民工群体。

(2) 要改变农民工在劳动市场中的弱势地位，特别是女性农民工的弱势地位，还应该从“前市场歧视”入手，提高农民工的人力资本存量。

^① 中国针对保护女性实施的法律法规以及其他政策措施，详见中华人民共和国国务院办公厅《中国性别平等与妇女发展状况》，2005。

从我们的分析结果可以发现，在人力资本的积累上，女性显著低于男性。而在职业获得和工资方程中，也发现教育、健康、培训和工作经验都对职业获得和工资有显著的影响。要想减轻农民工群体劳动市场表现的性别差异，改善女性农民工的不利地位，增加她们的人力资本是根本的措施。分解结果还显示，可观测的与生产能力相关的因素所导致的性别工资差异还是占到了将近一半。提高女性农民工的人力资本存量不仅可以大为改善女性在劳动市场中的工资收入，提高她们在职业等级中的地位，而且特别重要的是可以从整体上提高农民工，特别是女性农民工的生产能力。

提高农民工的人力资本存量，除了教育外，进入城市后所进行的培训尤为重要。从我们的分析结果可以发现，进入城市后进行的培训对于女性的回报率要高于男性。而且这种培训需要的投入并不是很大。除了企业进行的岗前安全培训和技能培训外，政府或其他组织可以针对女性农民工的特征，专门组织培训，提高她们的技能水平。

(3) 加大劳动市场政策的性别敏感度，对劳动市场政策进行性别审计；对企业的用工政策进行性别审计。

在中国有关的劳动法规体系中，针对性别歧视已经有了具体的规定。但是，在制定针对农民工的政策时，对其中存在的性别差异却关注不够。实际上，根据本文的研究，在农民工群体中，不论是职业获得、劳动供给还是工资，都存在显著的性别差异。各项政策对不同性别的影响也不尽相同。例如，不同的社会保险项目对不同性别农民工劳动供给时间的影响是不同的。政策制定过程中的性别审计以及性别敏感性检验，会使政策更具针对性，从而实现更大的效果。

本文的研究还发现，企业特征对农民工的劳动市场表现有较为显著的影响。因此，要想有效地保护农民工的合法劳动权益，特别是保护女性农民工的合法权益，也应该对企业的用工政策进行干预，加大对企业保护农民工合法权益的监督，并对其用工政策进行性别审计，以避免企业对女性农民工的歧视。

(4) 加大对农民工的社会保障程度，使更多的农民工为社会保障所覆盖。

农民工在城市工作，面临的是工业化中的风险，而其社会保障还主要依靠农村的传统保障方式；这不仅降低了他们承担风险的能力，而且还会把城市的工业化风险转嫁到本来就薄弱的农村保障体系上。这不仅是一个公平问题，还是一个效率问题。参与社会保障项目可以增加农民工对城市和工作地的归属感和安全感，从而部分地改变其外出收入最大化目标。在不能尽快解决农民工在城市的定居问题之前，加大社会保障的覆盖是一个较好的选择。在加大社会保障的覆盖过程中，需要注意的是不同的社会保障项目对不同性别的农民工的影响是不同的，也需要对政策的性别敏感性进行评估。

(5) 本文的研究显示，在职业获得和工资性别差异中，性别歧视起到了重要的作用。虽然在本文的研究中，性别歧视是一种“残差”歧视，但是不可否认，具有相同个人特征的不同性别农民工在城市劳动市场中，受到了不同的对待。

歧视的产生是一个复杂的过程；不仅有企业内部的因素，它还受到整个社会对女性职业定位的“僵化”模式的影响。对于农民工而言，他们从农村进入城市劳动市场，不仅有农村性别定位的“僵化”模式的影响，而且又受到城市性别定位的“僵化”模式的影响。特别是对于女性农民工，农村给她们的影响是女孩子还是要回家结婚生子；工作几年之后还是要回家的。这种社会的性别态度，无疑会影响到企业对待女性的方式，从而产生性别歧视。因此，要改变女性农民工的弱势地位，还需要从改变整个社会的性别态度入手。

7.3 需要注意的问题及进一步的研究方向

我们从两个方面对本文存在的问题进行讨论，并在此基础上指出对这个主题进一步的研究

究方向。明了本文研究存在的局限性，有助于对本文结论的正确理解。

7.3.1 数据存在的局限性

本文的研究建立在中国社会科学院经济研究所课题组 2006 年五城市的调查数据基础上。这个数据对研究农民工问题提供了非常好的基础。但是，这次调查的特点也使得本文的研究只能局限在这个数据所能说明的问题上。

首先，这个数据所调查的是在企业生产线上的农民工，因此，本文的结论也就只能适用于这个群体的农民工。但是，大量的农民工并没有能够进入到企业中，而是从事自我雇佣型的工作。相比较而言，我们所研究的在企业工作的农民工，其经济状况要比那些在非正规就业中的农民工好。这是需要注意的第一个问题。

其次，这个数据是在五个大城市进行的，只能代表那些进入到大城市工作的农民工。按照国家统计局调研组（2006）的估计，中国全部的农民工数量大约在 2 亿左右，进入城市工作的大约在 1.2 亿左右。虽然没有确切的数字，但是可以肯定进入到大城市工作的农民工数量要少于 1.2 亿。还有一些进入中小城市以及县城、镇的农民工，没有进入到本文研究的视野中。而大城市的劳动市场结构与中小城市，特别是与县城、镇的劳动市场结构是有差异的。这些农民工的劳动市场表现与大城市农民工的劳动市场表现也会存在差异。

第三，这次调查的抽样主要是在生产线上的农民工，因此势必会导致抽样偏误。那些不在生产线上的农民工的信息被忽略掉了。这一点也在本文的研究中体现出来。例如，本文对性别职业隔离的研究中，技术工种的工人和非技术工种的工人所占的比例达到了 86%。

第四，这次调查主要抽取了制造业中的农民工。但是，从已有的调查可以发现，在建筑业中工作的农民工也占到了较大的比例。虽然在调查中也抽取了部分在建筑业中工作的农民工，但是这些建筑业并不是那些建筑工地上的建筑业，而主要是建筑装修、室内装修等行业。此外，还有大量农民工进入了服务业，特别是餐饮服务业中。本文中也有部分服务业行业就业的农民工，但是这些样本主要是在大中型餐饮服务业中就业的农民工。这些特点都导致了抽样在行业上的偏差。

7.3.2 研究方法上的局限性

本文对性别差异的研究，主要是建立在回归基础上的 Oaxaca-Blinder 分解方法。这种分解方法，将性别之间的总差异分解为以系数差异表示的歧视性差异和特征差异两部分。在对劳动供给的研究中，则使用了 OLS 估计方法。这些方法都存在一定的局限性。

首先，在 Oaxaca-Blinder 分解中，不论是在性别职业隔离的研究中，还是在工资差异的研究中，所谓的“歧视”是一种“残差”歧视；这种歧视与理论上的歧视定义有差别。在理论上，只要相同条件相同，而受到了不同的对待，那么就产生歧视。但是，在经验研究中，残差歧视是在控制了可观测变量之后，不能解释的差异所导致的差异就定义为歧视。这样，经验研究中对歧视大小的估计就受限制与可能找到的解释变量以及研究者的主观判断。尽可能多的加入解释变量，其结果是降低了对歧视的估计；而减少解释变量则增大了对歧视的估计。这一点在本文对工资差异的研究中已经表现出来。加入需求方变量对歧视的估计减小了。

其次，Oaxaca-Blinder 分解所面临的另一个问题是“指数问题（problem of index number）”，即使用男性还是女性的市场结构作为没有性别歧视的市场结构。虽然 Cotton 分解部分地解决了这个问题，但是以男性和女性回归系数的加权平均作为没有性别歧视的市场结构，也不能彻底解决问题。加权平均的结果直接受到抽样误差的影响。女性样本多的数据得出的结果与女性样本少的数据得到的结果是有差异的。

第三，在对农民工劳动供给函数的估计中，使用了 OLS 估计。正如在第五章中指出的，工资与劳动供给时间在很大程度上是同时决定的，二者存在着内生性；健康与劳动供给时间

也存在着内生性。在存在内生性的条件下，OLS 的估计结果可能存在偏误。一般的解决方法是寻找合适的工具变量。但是，经过多次尝试后，我们没有找到合适的工具变量。只好回到 OLS 估计结果。

上述这些局限，包括数据上的和研究方法上的局限，要求对本文的研究结果持一种审慎的态度。这些结果只对那些进入大城市、在企业中工作的农民工有效；这些结果的获得受到研究方法的限制。

7.3.3 进一步的研究建议

对农民工群体劳动市场表现的性别差异的研究，无疑具有重要的理论和现实意义。在本文研究的基础上，进一步的研究方向有如下几点：

第一，使用更全面的数据和更全面的抽样方法，研究整个农民工群体中的性别差异，特别是那些非正规就业的农民工和自我雇佣型的农民工。这些农民工面对的劳动市场结构与在企业工作的农民工所面多的劳动市场机构是不同的。

第二，除了进入大城市的农民工外，对进入中小城市和县城、镇的农民工进行研究。如前所述，这些进入中小城市和县城、镇的农民工所面对的劳动市场结构与大城市的农民工也不同。使用包括更多层次和更多地域的抽样数据，可能会产生更加可信的结论。

第三，本文的对性别差异的研究，是基于截面抽样数据基础之上的，无法获得性别差异在时间序列中的变化情况，从而无法把握随着经济结构和市场结构的变化，性别差异的变化趋势。此外，抽样数据无法避免抽样误差，而如果使用宏观数据，则可以对性别差异的全面变化进行研究。基于这两点，使用宏观统计数据，研究中国劳动市场中的性别差异在时间序列上的变化也是一个可能的方向。

第四，在研究方法上也存在进一步改进的可能。已有研究显示，在不同层次上的性别差异是不同的。例如在教育层次较高的人群中，性别之间的收入差异可能要小于教育层次低的人群。而最小二乘回归只能给出平均的性别差异。使用分位回归的方法对性别差异进行研究，也是一个可能的方向。此外，大量的实证研究使用的最小二乘回归是一种参数估计，需要假定数据的分布。而使用非参数估计则可以避免对数据分布的假设。

参考文献:

中文文献

- 蔡昉 (1996): 劳动力迁移和流动的经济分析,《中国社会科学季刊》, 1996 年春季卷, p120-135。
- 蔡昉、白南生 (主编) (2006):《中国转轨时期劳动力流动》, 北京: 社会科学文献出版社, 2006。
- 蔡昉、都阳、王美艳 (2005): 户籍制度与劳动力市场保护, 载蔡昉主编,《转型中的中国劳动力市场》, 北京: 中国人口出版社, 2005。
- 陈俊、贺晓玲、张积家 (2007): 反事实思维两大理论: 范例说和目标-指向说,《心理科学进展》, 2007.15 (3)。
- 陈柳钦 (2007): 社会资本及其主要理论研究观点综述,《东方论坛》, 2007.3。
- 戴霞 (2005): 流动人口工资收入影响因素中的性别差异——以厦门市流动妇女为例,《妇女研究论丛》, 2005.11, p14-19。
- 杜凤莲 (2005): 中国城镇失业与性别的职业分割,《中国劳动经济学》, 2005.2 (1)。
- 杜凤莲、王晶 (2005): 中国城镇人口失业与性别工资差异,《市场与人口分析》, 2005.4。
- 都阳 (2001):《中国贫困地区农户劳动供给研究》, 北京: 华文出版社, 2001。
- 杜鹰、白南生 (1997):《走出乡村——中国农村劳动力流动实证研究》, 北京: 经济科学出版社, 1997。
- 高文书 (2006): 进城农民工就业状况及收入影响因素分析——以北京、石家庄、沈阳、无锡和东莞为例,《中国农村经济》, 2006.1, p28-34。
- 弓秀云、秦富 (2007): 家庭非农劳动供给时间的影响因素分析,《技术经济》, 第 26 卷第 6 期。
- 关信平、姜妙屹 (2002): 城市外来人口的基本生活与健康服务——来自成都和沈阳的调查, 载 李培林 主编:《农民工: 中国进程农民工的经济社会分析》, 北京: 社会科学文献出版社, 第 252-263 页。
- 郭继强 (2005): 中国城市次级劳动力市场中民工劳动供给分析——兼论向右下方倾斜的劳动供给曲线,《中国社会科学》, 2005.5。
- 国家统计局、全国妇联 (2001):《第二期中国妇女社会地位抽样调查主要数据报告》, 北京: 国家统计局、全国妇联, 2001 年 9 月。
- 国家统计局调研组 (2006): 当前农民外出务工情况分析, 载国务院研究室课题组编 (2006):《中国农民工调研报告》, p99-111。
- 国家统计局服务业调查中心 (2006):《农民工生活质量调查》, 国家统计局网站。
- 国家统计局人口和社会技术统计司 (2006):《中国社会中的男人和女人——事实与数据》, 国家统计局网站, 2006。
- 国家统计局综合司 (2008):《第二次全国农业普查主要数据公报》(第五号), http://www.stats.gov.cn/tjgb/nypcgb/qgnypcgb/t20080227_402464718.htm, 2008 年 2 月 27 号下载。
- 国家职业分类大典和职业资格工作委员会:《中华人民共和国职业分类大典》, 中国劳动社会保障出版社, 1999。

- 国务院（2006）：《国务院关于解决农民工问题的若干意见》，2006.3。
- 国务院新闻办公室（2005）：《中国性别平等与妇女发展状况》，2005.8。
- 国务院研究室课题组编（2006）：《中国农民工调研报告》，北京：言实出版社，2006。
- 樊明（2002）：《健康经济学——健康对劳动市场表现的影响》，北京：社会科学文献出版社。
- 房莉杰（2006）：农村流动人口医疗保障研究综述，《甘肃理论学刊》，第177期。
- 费孝通（2001）：《江村经济》，北京：商务印书馆，2001年3月第一版。
- 黄祖辉、宋瑜（2005）：对农村妇女外出务工状况的调查与分析——以在杭州市农村务工妇女为例，《中国农村经济》，2005.9。
- 侯慧丽（2005）：市场转型时期农村迁移女性的职业地位获得——对五城市流动人口移民社区的研究，《市场与人口分析》，Vol. 11, No. 1, (2005.1), p15-21。
- 金一虹（2000）：非正规劳动力市场的形成和妇女就业，《妇女研究论丛》，2000.3, p16-18。
- 金一虹（2001）：城市化——妇女发展的又一机遇与挑战，《妇女研究论丛》，2001.6, p4-10。
- 劳动和社会保障部、国家统计局：《2006年度劳动和社会保障事业发展统计公报》，劳动和社会保障部网站。
- 劳动和社会保障部调研组（2006）：当前农民工流动就业数量、结构与特点，载国务院研究室课题组编《中国农民工调研报告》，北京：中国言实出版社，2006, p77。
- 蓝李焰（2004）：女性就业的边缘化——中国目前的职业性别隔离状况及其原因，《中共福建省委党校学报》，2004.9。
- 李军峰（2003）：就业质量的性别比较分析，《市场与人口分析》，Vol. 9, No. 6, (2003.11), p1-7。
- 李路路（2003）：向城市移民：一个不可逆转的过程，载李培林主编：《农民工——中国进城农民工的经济社会分析》，北京：社会科学文献出版社，2003, p116-133。
- 李萌（2004）：劳动力市场分割下乡城流动人口的就业分布与收入的实证分析——以武汉市为例，《人口研究》，Vol. 28, No. 6, (2004.11), p70-75。
- 李强（2002）：城市农民工与城市中的非正规就业，《社会学研究》，2002.6。
- 李强（2003）：影响中国城乡流动人口的推力与拉力因素分析，《中国社会科学》，2003.1。
- 李强（2004）：《农民工与中国社会分层》，北京：社会科学文献出版社，2004。
- 李培林（主编）（2003）：《农民工：中国进城农民工的经济社会分析》，北京：社会科学文献出版社，2003。
- 李培林、李炜（2007）：农民工在中国转型中的经济地位和社会态度，《社会学研究》，2007.3。
- 李实、古斯塔夫森（1999）：中国城镇职工收入的性别差异分析，载赵人伟、李实、卡尔·李思勤 主编：《中国居民收入分配再研究》，北京：中国财政经济出版社，1999, 第556页-593页。
- 李实、马欣欣（2006）：中国城镇职工的性别工资差异与职业分割的经验分析，《中国人口科学》，2006.5, p2-13。
- 林志斌、李小云（2001）：《性别与发展导论》，北京：中国农业大学出版社，2001。
- 刘传济主编：《劳动经济学辞典》，郑州：河南人民出版社，1985, 第122页。

- 刘爽、武晓萍（1999）：对大城市外来劳动力注入的思考，《中国人口科学》，1999.9。
- 刘旗、张冬平（2005）：外出务工农村劳动力的性别特征及差异分析——以河南省农村劳动力转移为例，《农业经济问题》，2005.5。
- 刘文忻、杜凤莲（2005）：中国城镇再就业者性别分割的实证研究，《经济学家》，2005.5。
- 陆铭、葛苏勤（2000）：经济转轨中的劳动供给变化趋势：理论、实证及含义，《上海经济研究》，2000.4。
- 陆学艺（2003）：农民工问题要从根本上治理，《新华文摘》，2003.12。
- 孟昕、张俊森（2000）：上海若干大企业外来劳动力研究，《中国人口科学》，2000.3。
- 潘锦棠（2002）：经济转轨中的中国女性就业与社会保障，《管理世界》，2002.7。
- 世界银行（2002）：《中国国别社会性别报告》，世界银行，2002.6。
- 宋洪远、黄华波、刘光明（2006）：关于农村劳动力流动的政策问题分析，载蔡昉、白南生主编：《中国转轨时期劳动力流动》，北京：社会科学文献出版社，2006，p59-76。
- 宋丽娜、Simon Appleton（2006）：中国劳动力市场中有权益阶层与无权益阶层的抗衡：寻求就业与政府干预，载蔡昉、白南生主编：《中国转轨时期劳动力流动》，北京：社会科学文献出版社，2006，p167-188。
- 谭岚（2006）：中国经济转型中城镇女性劳动供给行为分析，浙江大学博士论文。
- 谭琳、李军锋（2003）：我国非正规就业的性别特征分析，《人口研究》，2003.5。
- 谭深（1997）：农村劳动力流动的性别差异，《社会学研究》，1997.1，p42-47。
- 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》，2005.12。
- 王美艳（2005b）：中国劳动力市场男女两性就业机会和工资差距分析，载谭琳主编：《1995~2005：中国性别平等与妇女发展报告》，北京：社会科学文献出版社，2005。
- 王美艳（2007）：《中国城市劳动力市场回报因素分析》，中国社会科学院研究生院博士论文。
- 魏巍、岳昌君（2006）：性别工资差异研究，《北大教育经济研究》，第4卷第3期。
- 魏众（2003）：健康与非农就业的关系，中国社会科学院研究生院博士论文。
- 杨军勇、柴定红（2004）：非正规经济发展与农民工就业状况变化分析——以上海市为例，《南阳师范学院学报（社会科学版）》，第3卷第1期。
- 姚先国、谭岚（2005）：家庭收入与中国城镇已婚妇女劳动参与决策分析，《经济研究》，2005.7。
- 姚先国、谢嗣胜（2006）：职业隔离的经济效应——对我国城市就业人口职业性别歧视的分析，《浙江大学学报（人文社会科学版）》，Vol.36, No.2, 2006.3，p73-79。
- 易定红、廖少宏（2005）：中国产业职业性别隔离的检验与分析，《中国人口科学》，2005.4，p40-47。
- 肖云（2005）：女性农民工就业现状及特点——对重庆市375名女性农民工的调查，《中国人口科学》，2005.s1。
- 徐林清（2004）：女性就业的行业——工资倾向与性别歧视，《妇女研究论丛》，2004.2。
- 谢嗣胜、姚先国（2005）：我国城市就业人员性别工资歧视的估计，《妇女研究论丛》，2005.6。
- 叶文振、葛学风、叶妍（2005）：流动妇女的职业发展及其影响因素分析——以厦门市流动人口为例，《人

口研究》，Vol. 29, No. 1, 2005.1, p66-73。

翟振武、段成荣（2006）：农民工问题现状和发展趋势，载国务院研究室课题组编：《中国农民工调研报告》，北京：中国言实出版社，p523-534。

张本波（2006）：中国劳动力市场发展的战略框架和政策选择，载国家发改委、世界银行：《中国劳动力市场发展政策研究》，北京：2006.3，p1-23。

张丹丹（2004）：市场化与性别工资差异研究，《中国人口科学》，2004.1。

张文宏（2003）：社会资本：理论争辩与经验研究，《社会学研究》，2003.4。

张智勇（2005）：户籍制度：农民工就业歧视形成之根源，《农村经济》，2005.4。

赵瑞美（2004）：改革开放以来我国职业性别隔离状况研究，《甘肃社会科学》，2004.4，p58-60。

赵忠（2006）：农村移民的特点和经济分析，载 蔡昉、白南生 主编：《中国转轨时期劳动力流动》，北京：社会科学文献出版社，2006，p97-117。

郑功成、黄黎若莲（2006）：中国农民工问题：理论判断与政策思路，《中国人民大学学报》，2006.6。

郑真真、解振明 主编：《人口流动与农村妇女发展》，北京：社会科学文献出版社，2004。

钟甫宁、徐志刚、栾敬东（2001）：经济发达农村地区外来劳动力的性别差异研究，《人口与经济》，2001.2，p31-37。

中共中央宣传部理论局编（2006）：《理论热点面对面（2006）》，第16章，北京：学习出版社、人民出版社，2006。

中国人民银行货币政策分析小组（2006）：中国货币政策执行报告（2006年第一季度），《金融时报》，2006年5月31日。

朱玲（2007a）：女性迁移劳动者生殖健康保障问题，《经济学动态》，2007.5。

朱玲（2007b）：实地调查基础之上的研究报告写作，《经济研究》，2007.1。

英文文献：

Addison, John T, and W. Stanley Siebert (1979) : *The Market for Labor: An Analytical Treatment*, Santa Monica CA: Goodyear Publishing Company, Inc., 1979.

Aigner, Dennis J. and Glen G. Cain (1977) : Statistical theories of discrimination in labor market, *Industrial and Labor Relations Review*, January, 1977, p175-187.

Altman, M. (2001) : A behavioral model of labor supply: casting some light into the black box of income-leisure choice, *Journal of Socio-Economics*, Vol. 33, p199-219.

Altug, S., and R. A. Miller(1998): The effect of work experience in female wages and labor supply, *The Review of Economic Studies*, Vol. 65, p45-85.

Anker, Richard (1997) : Theories of occupational segregation by sex: an overview, *International Labour Review*, Vol. 136, No.3, p315-339.

Anker, Richard (1998) : *Gender and Jobs: Sex Segregation of Occupations in the World*, Geneva, ILO.

- Anker, Robert, H. Malkas and A. Korten (2003) : Gender-based occupational segregation in the 1990's, ILO Working Paper. 16.
- Arrow, Kenneth (1973) : *The theory of discrimination*, in Orley Ashenfelter and Albert Rees (eds), *Discrimination in Labor Market*, Princeton: Princeton University Press, 1973, p3-33.
- Ashenfelter, Orley and James Heckman (1974) : The estimation of income and substitution effects in a model of family labor supply, *Econometrica*, Vol. 42, No. 1, p73-86.
- Autor, David H. (2003) : The economics of discrimination--Theory, Lecture Note of Labor Economics, MIT 14.661, Fall, 2003.
- Bartel, A. and P. Taubman. (1979) : Health and labor market success: the role of various diseases, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 61, No. 1, p1-8.
- Barzel, Yoram and R. J. McDonald (1973) : Assets, subsistence and the supply curve of labor, *American Economic Review*, Vol. 63, No. 4, p621-633.
- Bauer, J., F. Wang, N. E. Riley and X. Zhao (1992) : Gender inequality in urban China, *Modern China*, Vol. 18, No. 3, p333-370.
- Beblo, Miriam, Denis Beninger, Anja Heinze and Francois Laisney (2003) : Methodological issues related to the analysis of gender gaps in employment, earnings and career progression, Project carried out for the European Commission, Employment and Social Affairs DG.
- Becker, Gary S. (1957) : *The Economics of Discrimination*, Chicago: University of Chicago Press, 1957.
- Becker, Gary S. (1962) : Investment in human capital: a theoretical analysis, *Journal of Political Economy*, Vol. 70, No. 5, p9-49.
- Becker, Gary S. (1964) : *Human Capital*, New York: Columbia University Press.
- Becker, Gary S. (1965) : *A theory of the allocation of time*, *The Economic Journal*, Vol. 75, No. 299, p493-517.
- Becker, Gary S. (1971) : *The Economics of Discrimination (2nd edition)*, Chicago: University of Chicago Press, 1971.
- Ben-Porath, Yoram (1967) : The production of human capital and the life cycle of earnings, *Journal of Political Economy*, Vol. 75, No. 4, p352-378.
- Berg, Elliot J. (1961) : Backward-sloping labor supply functions in dual economics: the Africa case, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 75, No. 3, p468-492.
- Bergmann, Barbara (1971) : The effect on incomes of discrimination in employment, *Journal of Political Economy*, Vol. 79, No. 2, p294-313.
- Bergmann, Barbara R. (1974) : Occupational segregation, wages and profits when employers discriminate by race and sex, *Eastern Economic Journal*, Vol. 1, July 1974, p103-110.
- Bishop, John A, Feijun Luo and Fang Wang (2005) : Economic transition, gender bias, and the distribution of earnings in China, *Economic of Transition*, Vol. 13, No. 2, p239-259.
- Blackburn, Robert M, Jennifer Jarman and Bradley Brooks (2000) : The puzzle of gender segregation in inequality:

- a cross-national analysis, *European Sociological Review*, Vol. 16, No. 2, p119-135.
- Blackburn, Robert M., Jude Browne, Bradley Brooks and Jennifer Jarman (2002): Explaining gender segregation, *British Journal of Sociology*, Vol. 53, No. 4, p513-536
- Blackburn, Robert M. and Jennifer Jarman (2005) : Segregation and inequality, GeNet Working Paper 3. ESRC Gender Equality Network, University of Cambridge,
- Blau, Francine D., and Lawrence M. Kahn (2000) : Gender differences in pay, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 14, No. 4, p75-99.
- Blau, Francine D., and Lawrence M. Kahn (2003) : The US gender pay gap in the 1990s: slowing convergence, NBER Working Paper No. 10853.
- Blinder, Alan S. (1973) : Wage discrimination: reduced form and structural estimates, *Journal of Human Resources*, Vol. 8, Fall 1973, p436-455.
- Blinder, Alan and Y. Weiss(1976): Human capital and labor supply: a synthesis, *Journal of Political Economy*, Vol. 84, p449-472.
- Bloch, F.(1973): The allocation of time to market and non-market work within a family unit, Technical Report No. 114, *Inst. Math. Studies Soc. Sci.*, Stanford University.
- Blundell, Richard and Thomas MaCurdy (1999) : Labor supply: a review of alternative approaches, in O. Ashenfelter and D. Card (eds) : *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, Chapter. 27, Elsevier Science, 1999.
- Borjas, George J., and James J. Heckman (1978) : Labor supply estimates for public policy evaluation, NBER Working Paper No. 299.
- Boskin, Michael J. (1974) : A Conditional logit model of occupational choice, *The Journal of Political Economy*, Vol. 82, No. 2, p389-398.
- Bosworth, Derek D., and P. Dawkins (1996) : *Economics of Labor Market*, Addison Wesley Longman Limited, 1996.
- Brainerd, Elizabeth (2000) : Women in transition: changes in gender differentials in Eastern Europe and the former Soviet Union, *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 54, No. 1, p138-162.
- Brown, Cynthia J, Jose Pagan and Eduardo Rodriguez-Oreggia (1999) : Occupational attainment and gender earnings differential in Mexico, *Industrial and Labour Relations Review*, Vol. 53, No. 1, p123-135.
- Brown, Randall S., Marilyn Moon and Barbara S. Zoloth (1980a) : Incorporating occupational attainment in studies of male-female earnings differentials, *Journal of Human Resources*, Vol. 15, No. 1, Winter 1980, p3-28.
- Brown, Randall S., Marilyn Moon & Barbara S. Zoloth (1980b) : Occupational attainment and segregation by sex, *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 33, No. 4, p506-517.
- Bourdieu, Pierre (1986) : The forms of social capital, in John G. Richardson (eds) : *Handbook of Theory and Research for the Sociology of Education*, Westport, CT.: Greenwood Press.
- Butler, Richard J. (1982) : Estimation wage discrimination in labor market, *Journal of Human Resources*, Vol. 17, No. 4, p606-621.

- Bulter, Richard. J. (1987) : New indices of segregation, *Economic Letters*, Vol. 24, p359-363.
- Cain, Glen G. (1976) : The challenge of segmented labor market theories to orthodox theory: a survey, *Journal of Economic Literature*, Vol. 14, No. 4, p1215-1257.
- Card, David (1991) : Intertemporal labor supply: an assessment, NBER Working Paper No. 3602.
- Charles, M. and D. Grusky (1995) : Models for describing the underlying structure of sex, segregation, *American Journal of Sociology*, Vol. 100, p931-971.
- Chiappori, Pierre-Andre (1988) : Rational household labor supply, *Econometrica*, Vol. 56, p63-90.
- Chiappori, Pierre-Andre, Bernard Fortin, and Guy Lacroix (2002) : Marriage market, divorce legislation, and household labor supply, *Journal of Political Economy*, Vol. 110, No. 1, p37-72.
- Chzhen, Yekaterina (2006) : Occupational gender segregation and discrimination in Western Europe, Paper for EPUNet Conference 2006, May 8-9, Barcelona, Spain.
- Coleman, James S. (1988) : Social capital in the creation of human capital, *American Journal of Sociology*, Vol. 94, p95-120.
- Cotton, Jeremiah (1988) : On the decomposition of wage differentials, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 70, No. 2, (May, 1988) , p236-243.
- Demurger, Sylvie, Martin Fournier and Chen Yi (2006) : The evolution of gender earnings gaps and discrimination in urban China: 1988-1995, Working Paper Series: 2006-3, Society for the Study of Economic Inequality.
- Dessing, Marke (2002) : Labor supply, the family and poverty: the S-shape labor supply curve, *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol. 49, p433-458.
- Dijkstra, A. Geske, and Janneke Plantenga (eds) (1997) : *Gender and Economics: A European Perspective*, London and New York: Routledge
- Doeringer, Peter & Michael Piore (1971): *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*, Lexington, MA. D.C. Heath and Co.
- Du, Ying (2000) : Rural labor migration in contemporary China: an analysis of its features and the macro context, In Loraine A. West and Yaohui zhao (eds) : *Rural Labor Flows in China*, Institute of East Asian Studies, University of California, Berkeley, p67-100.
- Duncan, Otis (1961) : A socio-economic index for all occupations, in J. Reiss(eds): *Occupations and Social Status*, Glencoe, IL, Free Press.
- Duncan, Otis D. (1968) : Inheritance of poverty or inheritance of race?, In D. P. Moynihan (eds) : *On Understanding Poverty*, New York: Basic Books, p85-105.
- Duncan, Otis & Beverly Duncan (1955) : A methodological analysis of segregation indexes, *American Sociological Review*, Vol. 20, No. 2, p210-217.
- Dunn, L. F. (1978) : An Empirical indifference function for income and leisure, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 60, No. 4, p533-540.

- England, Paula (1982) : The failure of human capital theory to explain occupational sex segregation, *The Journal of Human Resources*, Vol. 17, No. 3, p358-370.
- Edgeworth, F. Y. (1922) : Equal pay to men and women for equal work, *The Economic Journal*, Vol. 32, No. 128, p431-457.
- EU Commission Staff (2003) : Gender pay gaps in European labour markets—Measurement, analysis and policy implications, EU Commission Staff Working Paper, SEC (2003) 937.
- Fan, C. Cindy (2003) : Rural-Urban Migration and Gender Division of Labor in Transitional China, *International Journal of Urban and Regional Research*, Vol. 27, No. 1, p24-27.
- Fawcett, Millicent G. (1918) : Equal pay for equal work, *The Economic Journal*, Vol. 28, No. 109, p1-6.
- Fein, R. (1958) : *Economics of Mental Illness*, New York: Basic Book, 1958.
- Ferro, K. F. (1980) : Self-ratings of health among the old and the old-old, *Journal of Health and Social Behavior*, Vol. 21, p377-383.
- Fortin, Bernard and Guy Lacroix (1997) : A test of the unitary and collective models of household labour supply, *The Economic Journal*, Vol. 107, No. 443, p933-955.
- Fortin, Nicole M. and Michael Huberman (2002): Occupational gender segregation and women's wages in Canada: an historical perspective, *Canadian Public Policy/Analyse de Politiques*, Vol. 28, Supplement: Occupational Gender Segregation: Public Policies and Economic Forces, pS11-S39.
- Freeman, Richard B. (1981) : The effect of unionism on fringe benefits, *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 34, No. 4, p489-509.
- Fuchs, Victor (1971) : Male-female differentials in hourly earnings, *Monthly Labor Review*, Vol. 94, p434-447.
- Glinskaya, Elena and Thomas A. Mroz (2000) : The gender gap in wages in Russia from 1992 to 1995, *Journal of Population Economics*, No. 13.
- Gronau, Reuben (1976) : The allocation of time of Israeli women, *Journal of Political Economy*, Vol. 84, No. 4, ps201-s220.
- Gronau, Reuben (1977) : Leisure, home production, and work: the theory of the allocation of time revisited, *Journal of Political Economy*, Vol. 85, No. 6, p1099-1123.
- Grossman, Michael (1972) : On the concept of health capital and the demand for health, *The Journal of Political Economy*, 80 (2) , 223-255.
- Grusky, D. B. and M. Charles (1998) : The past, present, and future of sex segregation methodology, *Demography*, Vol. 35, p497-504.
- Grossman, M and L. Benham (1980) : Health, hours and wages, *The Economics of Health and Medical Care*, p205-233.
- Gustafsson, B. & Li Shi (2000) : Economic transformation and the gender earnings gap in urban China, *Population Economics*, 13, 305-329.
- Gustafsson, Siv (1997) : Feminist neo-classical economics: some examples, In A. Geske Dijkstra and Janneke

- Plantenga (eds) (1997) : *Gender and Economics: A European Perspective*, London and New York: Routledge.
- Heckman, James (1976): A life-cycle model of earnings, learning, and consumption, *Journal of Political Economy*, Vol. 84, No. 4, p211-244.
- Heckman, James J. (1979) : Sample selection Bias as a specification error, *Econometrica*, Vol. 47, p153-163.
- Heckman, James J. (1993) : What has been learned about labor supply in the past twenty years?, *American Economic Review*, Vol. 83, No. 2, p116-121.
- Heckman, James J., and Lance J. Lochner (2003) : Fifty years of Mincer Earnings Regressions, NBER Working Paper No. 9732.
- Huang, Youqin (2001) : Gender, hukou, and the occupational attainment of female migrants in China (1985-1990) , *Environment and Planning*, Vol. 33, p257-279.
- Huang, Yukon (1976) : Backward-bending supply curves and behaviour of subsistence farmers, *Journal of Development Studies*, Vol. 12, No. 3, p191-211.
- Hutchens, Robert. M.(1991): Segregation curves, Lorenz curves and inequality in the distribution of people across occupations, *Mathematical Social Sciences*, Vol. 21, p31-51.
- Hutchens, Robert M. (2004) : One measure of segregation, *International Economic Review*, Vol. 45, No. 2, p555-578.
- ILO(1972): *Employment, incomes and inequality: a strategy for increasing productive employment in Kenya*, ILO: Geneva.
- Jenkins, S. (1994) : Earnings discrimination measurements, *The Journal of Econometrics*, Vol. 61, p81-102.
- Jones, F. L. (1983) : On decomposing the wage gaps: a critical comment on Blinder's method, *Journal of Human Resources*, Vol. 18, No. 1, p126-130.
- Juhn, Chinhui, Kevin M. Murphy and Brooks Pierce (1991) : Accounting for the slowdown in black-white wage convergence, in Marvin H. Koster (eds) : *Workers and Their Wages*, Washington D. C., AEI Press, 1991, p107-143.
- Juhn, Chinhui, Kevin M. Murphy and Brooks Pierce (1993) : Wage inequality and the rise in returns to skill, *Journal of Political Economy*, Vol. 101, No. 3, p410-442.
- Jurajda, Stephen (2001) : Gender wage gap and segregation in late transition, Discussion Paper Series No. 2952, Center for Economic Policy Research, London.
- Kahneman, D. and A. Tversky (1982) : *The Simulation Heuristic*, New York: Cambridge University Press, 1982.
- Kakwani, N. C. (1994) : Segregation by sex: measurement and hypothesis testing, *Research on Economic Inequality*, Vol. 5, p1-26.
- Karmel, T. and M. MacLachlan (1988) : Occupational sex segregation: increasing or decreasing?, *Economic Record*, Vol. 64, p187-195.
- Keeley, Michael C. (1981) : *Labor Supply and Public Policy: A Critical Review*, New York: Academic, 1981.
- Killingsworth, Mark R. (1983) : *Labor Supply*, New York: Cambridge University Press, 1983.

- Killingsworth, Mark and James Heckman (1986) : Female labor supply: a survey, in O. Ashenfelter and R. Layard (eds) : *Handbook of Labor Economics*, Vol. 1, Chapter 2, Elsevier Science Publishers BV, 1986.
- Knight, Hohn and Lina Song (1993) : Why urban wages differ in China, In Griffin, K. B., and Renwei Zhao (eds) : *The Distribution of Income in China*, St. Martin's Press.
- Korupp, Sylvia, Karin Sanders and Harry Ganzeboom (2002) : The intergenerational transmission of occupational status and sex-typing at children's labour market entry, *The European Journal of Women's Studies*, Vol. 9, No. 1, p7-30.
- Li, Haizheng, and Jeffrey S. Zax (2003) : Labor supply in urban China, *Journal of Comparative Economics*, Vol. 31, No. 4, (2003) , p795-817.
- Li, Shi and Bjorn Gustafsson (2004) : Unemployment, early retirement and changes in gender income gap in urban China over 1995-2002, Not published draft.
- Liu, Pak-Wai, Xin Meng and Junsen Zhang (2000) : Sectoral gender wage differentials and discrimination in the transitional Chinese economy, *Journal of Population Economics*, Vol. 13, No. 2, p331-352.
- Lewis, W. Arthur (1954) : Economic development with unlimited supplies of labour, *The Manchester School of Economic and Social Studies*, Vol. 22, p139-191.
- Lewis, Oscar (1966) : The culture of poverty, *Scientific American*, Vol. 215, No. 4, p19-25.
- Lin, Nan (1999) : Building a network theory of social capital, *Connections*, Vol. 22, No. 1.
- Luft, Harold S. (1975) : The impact of poor health on earnings, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 57, No. 1, p43-57.
- Lundberg, Shelly and Robert A. Pollak (1994) : Noncooperative bargaining models of marriage, *American Economic Review*, Vol. 84, p132-137.
- Lundberg, Shelly and Robert A. Pollak (1996) : Bargaining and distribution in marriage, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 10, No. 4, p139-158.
- Lundberg, Shelly and Robert A. Pollak (2001) : Efficiency in marriage, NBER Working Paper, No. w8642.
- Madden, Janice F (1987) : Gender differences in the cost displacement: an empirical test of discrimination in the labor market, *The American Economic Review*, Vol. 77, No. 2, p246-251.
- Manser, Marilyn, and Murray Brown (1980) : Marriage and household decision making: a bargaining analysis, *International Economic Review*, Vol. 21, No. 1, p31-44.
- Maurer-Fazio, Margaret and James Hughes (2002) : The effects of market liberalization on the relative earnings of Chinese women, *Journal of Comparative Economics*, Vol. 30, p709-731
- Maurer-Fazio, Margatet, Thomas G. Rawski and Wei Zhang (1999) : Inequality in the rewards for holding up half the sky: gender wage gaps in China's urban labour market, 1988-1994, *The China Journal*, No. 41, p55-88.
- McConnell, Campbell R., Stanley L. Brue and David A. Macpherson (2003) : *Contemporary Labor Economics (6th edition)* , McGraw-Hill Companies, Inc., 2003.
- McElroy, Marjorie B., and Mary Horney (1981) : Nash-bargained household decisions: toward a generalization of

- the theory of demand, *International Economic Review*, Vol. 22, No. 2, p333-349.
- Mellor, J. W (1963) : The use and productivity of farm family labor in early stages of agricultural development, *Journal of Farm Economics*, Vol. 45, No. 3, p517-534.
- Meng, Xin and Zhang Junsen (2001) : The two-tier labor market in Urban China, *Journal of Comparative Economics*, Vol. 29, p485-504.
- Meng, Xin (1998) : Gender Occupational Segregation and its Impact on the Gender Wage Differential among Rural-Urban Migrants: A Chinese Case Study, *Applied Economics*, Vol. 30, p741-752.
- Meng, Xin and P. Miller (1995) : Occupational Segregation and Its Impact on Gender Gap Discrimination in China's Rural Industrial Sector, *Oxford Economic Papers*, Vol. 47, p136-155.
- Meyer, Bruce D. (2002) : Labor supply at the extensive and intensive margins: the EITC, welfare, and hours worked, *American Economic Review*, Vol. 92, No. 2, p373-379.
- Mincer, Jacob A. (1958) : Investment in human capital and personal income distribution, *The Journal of Political Economy*, Vol. 66, No. 4, p281-302.
- Mincer, Jacob (1962) : Labor force participation of married women, in H. G. Lewis (eds) : *Aspects of labor economics*, New Jersey: Princeton University Press.
- Mincer, Jacob A (1974) : *Schooling, Experience, and Earnings*, New York and London: National Bureau of Economic Research, 1974.
- Mincer, Jacob A., and S. Polachek (1974) : Family investment in human capital: earnings of women, *Journal of Political Economy*, Vol. 82, No.2, pS76-S108.
- Mora, Ricardo, Javier Ruiz-Castillo (2003) : An evaluation of an entropy based index of segregation, Working Paper 03-04, Economics Series 14, October 2003, Departamento de Economia, Universidad Carlos III de Madrid.
- Miracle, Marvin P., and Bruce Fetter (1970) : Backward-sloping labor-supply functions and African economic behavior, *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 18, p240-251.
- Mroz, Thomas A. (1987) : The sensitivity of an empirical model of married women's hours of work to economic and statistical assumptions, *Econometrica*, Vol. 55, No. 4, p765-799.
- Mushkin, Selma J. (1962) : Health as an investment, *The Journal of Political Economy*, 70 (5) , 129-157.
- Nakamura, Alice and Masao Nakamura (1981) : A comparison of the labor force behavior of married women in United States and Canada: with special attention to the impact of income taxes, *Econometrica*, Vol. 49, No. 2, p451-489.
- Nelson, J. A. (1993) : Gender and economic ideologies, *Review of Social Economy*, Vol. 51, No. 3, p287-301.
- Neumark, David (1988) : Employer's discrimination behavior and the estimation of wage discrimination, *Journal of Human Resources*, Vol. 23, No. 3, p279-295
- Ng, Ying Chu (2004) : Gender earnings differentials and regional economic development in urban China, 1988-1997, Working Paper Series No. CP200402, Hong Kong Baptist University
- OECD (2005) : *Employment Outlook 2005*, OECD.

- Oglobin, Constantin (1999) : The gender earnings differential in the Russian transition economy, *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 52, No. 4.
- Orazem, Peter F. and Milan Vodopivec (2000) : Male-female differences in labor market outcomes during the early transition to market: the case of Estonia and Slovenia, *Journal of Population Economics*, No. 13.
- Pailhe, A. (2000) : Gender discrimination in Central Europe during the systemic transition, *Economics of Transition*, Vol. 8, No. 2, p505-535.
- Pencavel, John (1986) : Labor supply of men: a survey, in O. Ashenfelter and R. Layard (eds) : *Handbook of Labor Economics*, Vol. 1, Chapter 1, Elsevier Science Publishers BV, 1986.
- Phelps, Edmund S. (1972) : The statistical theory of racism and sexism, *American Economic Review*, Vol. 62, No. 4, p659-661.
- Polachek, Solomon W. (1979) : Occupational segregation among women: theory, evidence, and a prognosis, In *Women in the Labor Market*, ed. By Cynthia B. Lloyd, New York: Columbia University Press, 1979.
- Polachek, Solomon William (1981) : A human capital approach to sex differences in occupational structure, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 63, No. 1, p60-69.
- Portes, Alejandro (eds.) (1995) : *The Economic Sociology of Immigration*, New York: Russell Sage Foundation.
- Putterman, Louis (1990) : Effort, productivity, and incentives in a 1970s Chinese people's commune, *Journal of Comparative Economics*, Vol. 14, No. 1, p88-104.
- Putnam, Robert D. (1993) : The prosperous community: social capital and public life, *American Prospect*, Vol. 13.
- Reilly, B. (1999) : The gender pay gap in Russia during the transition, 1992-1996, *Economics of Transition*, Vol. 7, No. 1, p245-264.
- Renaud, P. S. A., and J. J. Siegers (1984) : Income and substitution effects in family labour supply, *De Economist*, Vol. 132, No. 3, p350-366.
- Rosen, Sherwin (1987) : Human capital, in John Eatwell, Murray Milgate and Peter Newman (eds) : *The New Palgrave: A Dictionary of Economics*, Vol. II, p681-690.
- Rozelle, Scoot, Xiao-Yuan Dong, Linxiu Zhang and Andrew Mason (2002) : Gender wage gaps in post-reform rural China, *Pacific Economic Review*, Vol. 7, No. 1, p157-179.
- Schmidt, Peter and Robert P. Strauss (1975) : The prediction of occupation using multiple Logit models, *International Economic Review*, Vol. 16, No. 2, p471-486.
- Schultz, Theodore. W (1964) : *Transformation Traditional Agriculture*, New Haven: Yale University Press, 1964.
- Schultz, Theodore. W (1971) : *Investment in Human Capital*, London: Collier Macmillan.
- Sharif, Mohammed (1991) : Poverty and the forward-falling labor supply function: a microeconomic analysis, *World Development*, Vol. 19, No. 8, p1075-1093.
- Shaw, K. (1989) : Life-cycle labor supply with human capital accumulation, *International Economic Review*, Vol. 30, p431-456.
- Shu, Xiaoling (2005) : Market Transition and Gender Segregation in Urban China, *Social Science Quarterly*,

Supplement to Vol. 86, p1299-1323.

Standing, Guy (1989) : Global Feminization Through Flexible Labour, World Employment Programme Research, Working Paper No. 31, WEP 2-34/WP.31, Geneva, ILO.

Strassmann, D. L. (1994) : Feminist thought and economics; or what do the Visigoths know, *American Economic Review*, Vol. 84, No. 2, p153-158.

Takayama, Akira (1993) : *Analytical Methods in Economics*, University of Michigan Press, 1993.

Theil, Henri (1969) : A multinomial extension of the linear logit model, *International Economic Review*, Vol. 10, No. 3, p251-259.

Thurow, Lester C. (1969) : *Poverty and Discrimination*, Washington D.C.: The Brookings Institution, 1969.

Toossi, Mitra (2006) : A new look at long-term labor force projections to 2050, *Monthly Labor Review*, Vol. 129, No. 11.

Yao, Yang (2001) : Social exclusion and economic discrimination: The status of migrations in China's coastal area, Working paper E2001005, China Center for Economic Research, Peking University.

UNICEF (1999) : *Women in Transition: A Summary*, The NONEE Project Regional Monitoring Report, No.6, UNICEF, Florence-Italy.

UN Office of the Special Adviser on Gender Issues and Advancement of Women (2001) : *Gender Mainstreaming: An Overview*, New York: UN 2001.

Wang, Meiyuan and Fang Cai (2006) : Gender wage differentials in China's urban labour market, UNU-WIDER Research Paper No. 2006/146.

Watts, Martin (1998) : Occupational gender segregation: index measurement and econometric modeling, *Demography*, Vol. 35, No. 4, p489-496.

Wellington, A. J (1993) : Changes in the male/female wage gap, 1976-85, *Journal of Human Resources*, Vol. 28, No. 2, p383-411.

Wooldridge, Jeffrey M. (2002) : *Econometric Analysis of Section and Panel Data*, The MIT Press.

World Bank (2002) : *Gender in Transition, Eastern Europe and Central Asia*, Region of Human Development Unit of World Bank, Washington D. C.

Zhang, Junsen, Jun Han, Pak-Wai Liu and Yaohui Zhao (2007) : What has happened to the gender earnings differential in urban China during 1988-2004, HIEBS Working Papers Series No. 1164.

后 记

攻读博士学位一直是自己多年来的愿望。现在博士论文完成了。但是，心中却没有轻松的感觉，因为知道还有许多不足和缺憾，这只能等到以后再修改完善了。不管怎样，这个论文印证了自己三年的努力，留下了自己在学术研究道路上蹒跚学步的足迹。这三年对自己来说，是收获的三年、充实的三年。三年时间，有这么多的收获，还要衷心感谢诸位师长。

首先要感谢导师朱玲教授的指导和帮助。能跟随朱老师读博士，实在是幸运之至。在学术研究上，朱老师可谓严师；而正是因为朱老师的严格要求，自己这块“朽木”才得到了经济学上的严格训练，才能完成一篇像样的论文。授人以鱼，不若授人以渔。跟随朱老师读博士，学到的更多的是如何做研究的方法，提高的是如何做研究的能力。在论文选题、写作的过程中，朱老师不厌其烦，谆谆教导。朱老师对经济学理论的深刻把握以及对现实问题偏僻入里的分析，使我与朱老师的每次交流，都茅塞顿开；那种如沐春风的感觉，实是一种精神和思想上的享受。可以说，这篇论文的每一部分都凝结了朱老师的心血。

我还要感谢我的硕士导师胡家勇研究员。我本科学外语，读硕士时进入经济学研究领域。针对我的特点，胡老师要求我从基础做起，打牢经济学的理论基础。为了给我补充数学知识，胡老师专门请陈健老师给我一个人讲数学分析；而每次上课，胡老师都陪在身边。三年的硕士学习，胡老师给我打下了深厚的经济学基础，使我能够跟上现代经济学发展的步伐。

感谢魏众研究员。魏老师不仅是我的大师兄，更是我的老师。从论文选题、框架结构、数据清理、模型估算、结果解释，甚至是一些琐碎的技术性问题，魏老师都不厌其烦地给我详细的解答。在论文写作过程中，经常发生的事情是在半夜时分还打电话请教魏老师，而魏老师从未因为这些稍有倦怠。

感谢姚宇博士。在入学之初，朱老师就让姚老师做我的联络人。姚老师不仅在论文写作上帮助我出主意、想办法，指导和监督我的课程学习，带我去做实地调查、参加各种学术会议，而且还在生活上给我无微不至的关怀。没有姚老师的帮助，我的论文不会这么顺利。

还要感谢杨春学研究员、朱恒鹏研究员、罗楚亮博士、邓曲恒博士、金成武博士。每次与他们的交流都是一次宝贵的学习机会。他们的尽心帮助，对我的论文、对我在研究道路上的每一步成长，都是不可或缺的。

感谢王晶、何伟、郑广信，他们帮助我清理数据，减轻了我的不少负担。感谢经济系秘书王平老师，他在学业和论文答辩过程中的认真工作，使我能够不为一些程序上的事情烦恼。

感谢论文评阅人和答辩委员会的老师。他们的批评，使我的论文增色不少。

感谢我的妻子葛婧。我能够在这条道路上走到今天，没有她在精神上的支持和物质上的帮助，是不可能的。相识之初，我来自胶东海边一所三流大学，她则是南京大学的高材生；我大学毕业时，她进入北京大学攻读硕士学位；我读硕士时，她继续在北京大学攻读博士学位。现在我毕业了，她却与我远隔重洋，负笈美国。少了她的毕业典礼，对我而言可谓终生憾事。

感谢我的父亲、母亲、岳父、岳母，是他们不辞辛劳，让我远离家庭琐事的干扰，能够安心读书。这篇论文也是献给他们的。

长怀感恩之心！长怀谦卑之意！

最后，我要告诉自己：能够走到今天，不是因为自己有多强，而是因为有许多师长、同学以及家人的帮助；今后要更踏实、更努力，回报帮助过我的人们，回报社会。

王震

2008-4-3