

职业流动中的性别差异： 审视中国城市劳动力市场

宋月萍*

摘要 本文旨在回答以下问题：(1) 在中国城市劳动力市场中，职业流动性别差异以何种模式体现？(2) 职业流动性别差异主要受哪些因素决定？文章使用第二次中国妇女社会地位调查数据，预测人力资本、家庭因素、社会资本、市场结构转型对男女职业流动的影响。实证结果表明：在经济转型期间，人力资本因素并不能完全解释我国职业流动的性别差异，而家庭特征、社会资本以及劳动力市场结构变动都对职业流动性别差异产生显著影响。

关键词 职业流动，性别，多项逻辑模型

一、引言

二十多年来，我国通过改革开放，引进了市场机制，改变了过去完全由行政手段进行配置劳动力的局面，使人们有了更多的自主选择职业的权力，为个人的职业流动与发展带来了更多的机遇。但对男女而言，这并未带来相等的职业流动机会。改革开放以前，国有和集体经济在中国产业部门结构中占有绝对的优势地位，劳动用工权统一掌握在专门的主管部门手里，按平均主义原则进行利益分配的就业体制使女性维持着与男性同等的就业机会与职业地位。而在转向市场经济体制的过程中，就业政策的放松一方面促进了个人职业流动，另一方面也引起了男性与女性职业地位的差异和分化。而本文旨在回答以下问题：(1) 在中国城市劳动力市场中，职业流动性别差异以何种模式体现？(2) 职业流动性别差异主要受哪些因素决定？

不同的职业存在地位差异，个人在职业生涯内更换不同职业的过程构成了职业流动经历。而在职业流动过程中，依据不同职业的地位差异，又可以区分出不同的职业流动方向。在本文中，我们比较个人进入劳动力市场的第一个职业地位与接受调查时的职业地位的差异，以确认个人不同的职业流动类型。

* 南开大学。通讯地址：天津市卫津路94号南开大学周恩来政府管理学院，300071；电话：13426107172；E-mail: songyueping@hotmail.com。作者感谢福特基金会资助的中国女经济学家培训项目，感谢董晓媛和赵耀辉悉心而严谨的指导，感谢谭琳提供的修改意见，并感谢曹永福的帮助。同时感谢中国妇女研究会“妇女就业和性别平等的劳动力市场政策研究”课题提供数据支持以及国家社会科学基金青年项目“城镇非正规就业女性群体的社会保障权益及社会支持模式研究”(编号：06CSH019)提供的资助，另外，还要感谢匿名审稿人对本文的有益评论和建议。当然，文责作者自负。

为什么个人在职业生涯中要变换不同的职业?Burdett(1978)认为员工希望获得更高的报酬、公司希望找寻更高效率的员工时,职业流动就将发生。针对此,Jovanovic(1979)提出职业匹配理论,用信息不对称来解释职业流动,个人和机构工作之间的匹配被认为是一个经验性商品,即个人和机构的特征起初相互未知,随着时间的推移,员工的工作效率和机构的特征信息逐渐显现,而当相互之间不匹配时,职业流动就将发生,雇员更换新的工作以寻求收入快速增加,而雇主也会辞掉员工以追求效率的提升。Topel(1991)的实证研究发现工作年限和工资之间存在正相关关系,而Farber(1994)则发现工作年限和离职风险之间先呈正相关,后为负相关。这些都支持了职业匹配理论。

Sicherman and Galor(1990)将人力资本理论引入职业流动研究,从劳动力供给方出发,认为职业流动是一种人力资本投资的回报,部分人力资本投资的回报将通过职业流动的形式得到体现,以实现个人预期收益的最大化。在这种假设下,选择不同的教育投资意味着选择了一定的职业发展途径。而接受更高的教育意味着更多的职业流动机会。而Sicherman(1991)的研究证明,给定初始职业,教育程度的提高将增加职业上升的机会。

在理解职业流动现象的基础上,如何解释职业流动中的性别差异?劳动力市场中的职业性别隔离现象已经为大量研究所关注,但是关于职业流动的经济学分析还较少关注性别差异。已有的一些研究已经揭示了在晋升过程中存有性别差异,以及这些性别差异产生的原因。

(一)人力资本因素引致的职业流动性别差异

职业发展与个人人力资本存量的提高有直接联系。人力资本投资将对个人职业进步产生一定影响。Rosenbaum and Binder(1997)发现,具有更高人力资本存量的职工拥有更多的机会得到晋升。在我国,改革开放引入了市场和竞争机制,教育、专业技能等因素凸现出对个人职业流动的重要影响,也对职业流动的性别差异产生更大的影响。

针对职业流动的性别差异,人力资本理论从供给方和需求方两个方面提出解释。Lazear and Rosen(1990)的研究从雇主对男女人力资本比较优势的观点出发来寻找职业流动性别差异存在的根源。他们认为,由于女性劳动者被认为在非劳动力市场上比男性具有更高的生产效率,女性比男性更容易因非市场的因素中断就业。因此,只有当女性的能力高于男性竞争者,以至于其能力能弥补其由于家庭因素可能导致的工作中断时,雇主才会给予女性晋升机会。Krowas(1993)对晋升过程中的性别差异提出了相似的解释,并建立多时期模型,发现外部劳动力市场外部机会的性别差异会导致歧视女性的晋升机制:获取同样教育水平的女性,职业发展机会要少于男性。

另一派观点则从劳动力供方的自我选择的角度解释男女职业流动的差异。

他们认为女性之所以选择不同于男性的职业流动途径，是因为一方面女性所注重的的工作条件与男性不一样，女性会更关注弹性工作时间、工作场所的人际关系等，而男性则更关注职业的发展前途等；而另一方面，她们承担的家庭责任让她们更倾向于退出劳动力市场（Lazear, 1995）。Becker（1985）也认为女性在职业流动时，在低工资、低技术的工作和弹性工作时间之间权衡：女性更倾向于选择那些不需高人力资本投资的职业，以及那些人力资本投资不会因离开劳动力市场（生育及抚养孩子）而马上贬值的职业。在就业中断后，这类职业较容易重新进入，但同时，这类职业的升迁机会较少。Royalty（1998）使用美国的数据，发现低学历女性与高学历女性之间的职业向上流动机会的差异要大于男性，并且高学历女性的职业流动性别与男性非常相似，这从另一个角度反映出女性人力资本投资的自我选择对其职业流动的显著影响。由此，我们假定，人力资本存量对女性职业流动的影响要大于男性。

（二）家庭特征导致的职业流动性别差异

正如人力资本理论所认为的，家庭是女性职业流动决策的主要影响因素之一。对西方国家的研究发现，婚姻以及家庭给女性的职业发展带来的负面影响要大于男性（Rosenfeld, 1980；Whyte, 1984；Treiman, 1985）。Keith and McWilliams（1999）的研究也认为，家庭原因对解释职业流动的性别差异具有关键作用。他们对美国劳动力市场的研究发现，男性和女性在职业流动模式上存在差别。一方面，女性主动变换职业的比例要低于男性；另一方面，在主动更换职业时，女性比男性更可能因家庭相关原因而更换工作。对此，他们给出的解释是女性承担了家庭部门的主要责任。并且，这种家庭部门的责任将增加女性职业搜寻以及流动的机会成本，从而导致女性主动变换职业的比例要低于男性。

家庭部门责任的性别差异主要体现在生育以及家务劳动两方面。女性生育以及抚养孩子的经历需要暂时退出劳动力市场，工作经历的中断意味着降低职业上升流动机会，这是造成职业流动性别差异的主要原因之一。Bukodi（1998）的研究发现，没有孩子的女性在其早期职业经历中更容易得到上升流动的机会，而有过生育经历的女性则“不得不将推迟她们的职业发展”。而Wenk and Rosenfeld（1992）的研究证明，生育经历对女性经历职业向下流动（甚至退出劳动力市场）将产生重要作用。我们同样假设，与男性相比，女性职业流动更易受到生育经历的影响。

而另一方面，女性职业流动选择还会受到来自家庭劳动分工的重要影响。在我国，在传统“男主外、女主内”的性别分工模式影响下，女性承担了更多的家务劳动。尽管女性参与就业的比例很高，但是女性平均每天配置在家

务劳动上的时间为男性的 2.28 倍(见图 1)。¹ 大部分城市女性承担双重负担:一方面从事全职工作,另一方面需要完成大部分家务劳动(Honig and Hershatter, 1988; Whyte, 1984)。在时间资源固定的情况下,女性较男性配置更多的时间在家庭部门,将影响她们在就业市场的发展,也将影响她们的职业流动,尤其是上升流动的机会。

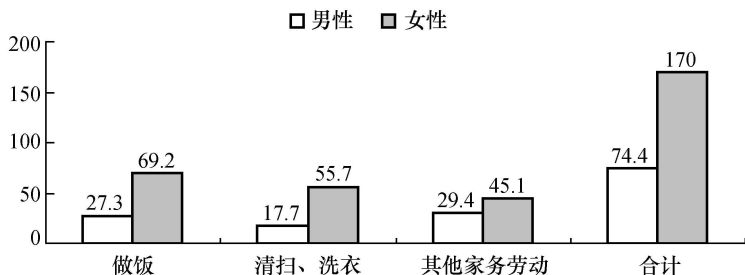


图 1 2000 年城市在业男女家务劳动时间统计(分钟/天)

(三) 社会资本占有不同而导致的职业流动性别差异

考虑到在中国城市劳动力市场上,社会关系对职业发展的重要性(Bian, 1997),本文也将考察社会资本对男性和女性职业流动的影响。社会资本是个人通过他们的成员身份在网络中或更广泛的社会结构中获取稀缺资源的能力(Portes, 1998)。个人将社会资源用于职业发展的过程,但男性和女性获得社会资本的途径和机会存有差异,影响着职业流动的性别差异。我们将社会资本因素分为先赋的社会资本(以父亲职业地位为代表)和后致的社会资本(以个人党员身份和配偶职业地位为代表)。

家庭具有向下一代提供职业流动社会资本的功能,尤其是父辈的各类资源,如职业、教育、权力等对子女的职业流动将产生显著影响。Walder et al. (2000) 在中国的研究发现,父亲为党员将增加子女获得党员资格的机会。家庭对社会资本的利用可以影响子女职业地位的获得,改革开放后这一现象有所减弱,但代际之间的影响力却仍然显著存在。并且,随着市场化的进行,使得职业占有社会资本的能力逐步胜过户口、出身、单位等旧有的制度安排,因此,“父亲地位”对孩子谋得好的职业地位、提升到好的职位发生了显著的效力。

而家庭背景对男女职业流动影响的差异产生了何种影响?在中国,虽然随着社会、经济的开放,子承父业的世袭现象在减少,但是,以男性为主的家庭资源辅助情况仍旧存在。Bian and Logan (1996) 在天津的研究发现,父亲的“工作单位部门”通过对儿子“工作单位部门”的作用而影响了儿子的

¹ 资料来源:第二次中国妇女社会地位调查,全国妇联,国家统计局,2000年12月。

职业流动，但女儿却无此殊荣，家庭背景对男性进入核心部门的作用大于女性。而 Davis (1992) 用 1987 年和 1990 年上海的数据研究中国城市的职业流动，通过对同期群的男性和女性分别建立逻辑回归模型，得出相似的结果，即男性的职业地位上升比女性更依赖家庭资源。我们同样认为，家庭背景对男性获得职业上升机会的作用要大于女性。

随着双职工家庭的普及，配偶的社会经济资源对男女职业发展的影响的研究也得到一定关注，但并未取得一致结果。Bernasco (1998) 的研究认为丈夫和妻子通过共享双方经济、社会等资源而巩固双方职业发展；而 Stanley, Hunt and Hunt (1986) 的研究则发现，妻子为职业妇女的丈夫的职业发展不如妻子为家庭主妇的丈夫。而对女性而言，Hiller and Philliber (1986) 则指出，受到传统性别思想的影响，男性的职业地位的提高将对女性职业上升产生抑制效应；另一方面，随着丈夫社会地位的提高，其掌握的社会经济资源也有可能对妻子职业发展产生促进效应。本文将进一步验证配偶职业地位对个人（尤其是女性）的职业发展的影响。

党员身份的重要的制度基础是中国共产党在整个中国社会中极其重要的地位。党员身份不但是对个人政治忠诚和业绩的褒奖，还表现出个人社会关系网络的融合。一旦获得党员资格，就会变成进一步职业流动的资源，这在国有企业、公共部门内关键的身份提升中极为重要，比如工人提干、从一般部门进入核心部门以及从副职提拔为正职等。所以，党员资格在某种意义上代表了个人获取职业流动的社会资本的能力。Bian and Logan (1996) 的研究加入“党员资格”作为职业流动的解释变量后发现：党员资格的取得将增加个人向上流动的可能性；而党员身份的缺失则部分解释了中国城市女性获取高级行政管理职位的比例低于男性的现象，因为党员资格是进入这些职业的前提 (Walder, et al., 2000; Li and Walder, 2001)。因此，我们可以预期，获得党员身份对男女两性的职业发展都将产生重要影响，但对女性的职业流动影响要大于男性。

(四) 劳动力市场结构转型对男女职业流动的影响

在我国从计划经济向市场经济转型过程中，国有经济体制的改革、多元经济体制的发展导致了人力资源的重新配置。1997 年，我国政府提出了减员增效使国有企业“三年脱困”的目标。随着城市国有企业实行减员增效、裁减冗员，大批城镇职工因下岗转业，从正规部门进入非正规部门，甚至被迫退出劳动力市场。与男性相比，女性由于聚集于低技术含量的制造业部门（纺织、加工部门等），是国有企业裁员的重点，因此更易受到经济结构转型带来的影响。由中华全国总工会主持的历次女职工调查表明，女性占下岗人数的

比例超过一半。²2000年第二次全国妇女社会地位调查的数据表明女性下岗占女性在业人口总数的11.9%，而男性仅为8.5%。同时，比男性更多的女性下岗后未能重新就业，甚至完全退出劳动力市场（见图2）。³由此，我们认为，以国有企业变革为代表的劳动力市场结构转型给女性职业流动带来更大的负面影响，劳动力市场对妇女的歧视会迫使更多下岗妇女接受职业的向下流动。

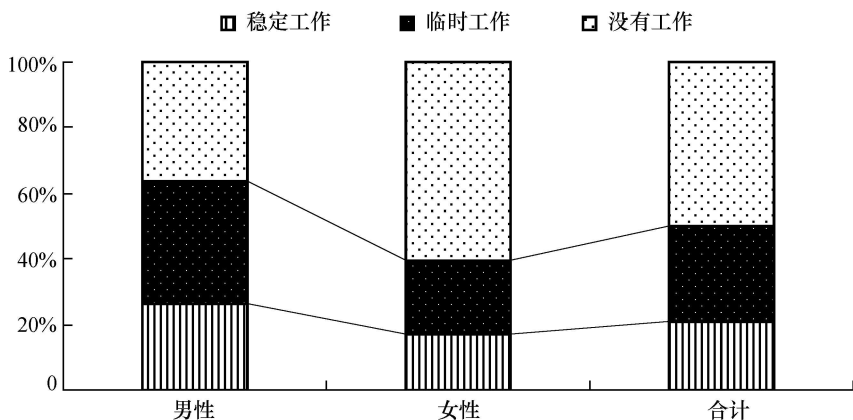


图2 下岗再就业状况的性别差异 (%)

因此，在上述研究和假设基础之上，本文将探讨在我国城市劳动力市场上，个人人力资本因素、家庭特征、社会资本以及劳动力市场结构转型等变量对男女职业流动产生的不同影响。

本文结构组织如下：第二部分介绍文章所使用的职业流动理论模型；第三部分说明文章实证所采用的多项逻辑模型，并就模型内生性问题及职业流动分类问题作简要描述；第四部分介绍数据结构并提供相关变量的描述性统计结果；第五部分阐述实证分析结果；最后一部分进行简要总结。

二、职业流动分析理论框架

本文采纳 Sichernan and Galor (1990) 提出的职业流动理论作为理论框架。该理论认为职业流动是人力资本投资回报的一种形式。在给定的教育水平、劳动力市场结构因素等外部条件下，个人将选择最优的职业流动途径，在有限的职业生涯期 T 内更换职业，以最大化预期收益：

² 1992年中华全国总工会的全国女职工调查表明，被调查的90万名女职工中，下岗女职工为2.1万人，为下岗男女职工总数的60%。1993年抽样调查了1230个企业，下岗女性为2.3万人，占下岗职工总数的60%左右。而1995年全国总工会的七省四市调查表明，女性占下岗职工总数的55.6%。

³ 此数据资料来源于第二次中国妇女社会地位调查，全国妇联，国家统计局，2000年12月。

$$E(W) = \int_0^T e^{-rt} E(w_t) dt. \quad (1)$$

其中： $E(W)$ 表示预期收益； r 表示贴现率，并保持不变。

假设影响个人职业流动的各方面因素 X 不随时间变化而变化，并且转换职业发生的成本 C 为固定值，个人在其职业生涯内将作出职业流动决策，使其期望收益达到最大化。假设个人从时间 t 开始进入职业，将在 τ^j 点上在两个职业 j 和 $j+1$ 之间进行选择，而此时的预期收益为：

$$E(\tau^j; t, X) = \int_t^{\tau^j} e^{-rt} w^j(t, X) dt + \int_{\tau^j}^T e^{-rt} w^{j+1}(\tau^j; t, X) dt - C. \quad (2)$$

其中， $t \leq \tau^j \leq T$ 。假设预期收益量 $E(\tau^j; t, a)$ 对 τ^j 二阶连续可导，并为严格凹函数，依据极值定理，由下式可求得内部均衡点 $t < (\tau^j)^* < T$ ，使职业流动决策的预期收益最大化：

$$e^{-r(\tau^j)^*} [(w^{j+1})^* - w^j] = [(e^{-r(\tau^j)^*} - e^{-rT})/r] \frac{\partial (w^{j+1})^*}{\partial \tau^j}. \quad (3)$$

在均衡点 τ^j 上，晚于 τ^j 点加入新职业将导致直接收入的损失（也即不更换职业而损失的直接收入）的现值与其延长在原职的工作时间给整个职业生涯带来的额外收益的现值等同。

三、实证模型

（一）职业流动模型

依据假设，我们认为个人的职业流动是包括劳动力市场特征、家庭部门特征、个人人力资本变量以及社会资本特征的相关函数。我国城市劳动力市场整体上受到国家社会经济结构和制度安排的影响，同时，个人职业流动还与教育水平、就业经验、专业技术、家庭背景、党员身份、生育经历、配偶职业、家庭分工特征等密切相关。因此，职业流动不仅仅是简单的上升流动过程，在多方面原因的影响下，将呈现多元化趋势。个人有可能经历不同的职业流动方向 J ：未曾流动（ $j=1$ ），向下流动（ $j=2$ ），水平流动（ $j=3$ ）或者向上流动（ $j=4$ ）。其中，我们将 $j=1$ 作为参考组。

对个人 i 而言，当潜在变量 $W_{imj}^* > 0$ 时，职业流动 j 就将发生。

$$W_{imj}^* = X_i \alpha_j + \sigma_{mj} + \epsilon_{imj}. \quad (4)$$

其中：

α_j 表示一组参数向量。 m 表示职业社会经济地位指数。 σ_{mj} 表示不同职业的固定效应，不随个人特征的变化而变化。

X 表示一组影响职业流动方向的变量, 包括人力资本相关变量——参加就业前受教育程度、工作年限、是否获得专业技术资格或职称; 社会资本相关变量——党员身份(为虚拟变量)、父亲职业社会经济指数、配偶职业社会经济指数; 家庭特征——每日家务劳动时间(分钟)、生育孩子数量; 以及地区劳动力市场结构转型状况——以 2000 年所在省份的国企职工占全省就业人口比重为代表。

我们假设误差项 ε 呈逻辑分布, 因此, 我们可以构建多项逻辑模型, 其中, 职业流动类型 $Y = j$ 发生的概率是:

$$P(Y = j | X) = \exp(X\beta_j) / \left[1 + \sum_{j=2}^J \exp(X\beta_j) \right], \quad j = 2, 3, 4. \quad (5)$$

对公式 (5) 进行简化, 得到:

$$P_j(X\beta) / P_1(X\beta) = \exp(X\beta_j), \quad j = 2, 3, 4. \quad (6)$$

此处 $P_j(X\beta)$ 表示方程 (5) 中的反应概率。然而, 据此公式并未能得出解释变量对不同职业流动方向发生的概率的影响程度, 因此, 本文构建了边际效应, 即对连续变量 x_k 而言,

$$\frac{\partial P(J = j | x)}{\partial x_k} = P(Y = j | x) \left[\beta_{k|j} - \sum_{j=1}^J \beta_{k|j} P(Y = j | x) \right]. \quad (7)$$

方程 (7) 说明, 变量 x_k 对统计结果的估计概率的边际效应的取值并不是完全由参数决定的。它同时受到参数、变量取值以及其他解释变量取值的影响。在本模型中, 我们根据个人特征计算边际效应后取均值, 代表该解释变量对流动模式的影响程度。而对单个虚拟变量而言, 边际效应则定义为当变量从 0 变到 1 时, 结果 j 出现的概率。对一组虚拟变量而言, 边际效应表示当变量取值从参照类改变到其他类时的概率改变值。鉴于这一点, 本文的实证结果只报告各个解释变量的边际效应。

本文分别对男性和女性建立职业流动多项逻辑模型, 以度量个人特征、社会资本因素、家庭因素以及劳动力市场结构转型对男女职业流动的不同影响; 然后, 为进一步区分哪些变量对不同流动模式的性别差异产生显著影响, 模型将性别虚拟变量与所有解释变量相乘, 生成性别交互变量, 并在整体职业流动模型中纳入所有性别交互变量, 以进一步区分各个解释变量对不同流动模式下的性别差异的影响程度。在此模型中, 以未曾流动组为参照组, 来分别估计人力资本、社会资本、家庭特征以及劳动力市场转型对男女职业下降流动、水平流动以及上升流动的影响程度, 以及对不同流动模式性别差异的解释力度。

(二) 内生性问题的处理

家务劳动时间与职业流动之间可能有反向因果性问题; 即使控制了孩子

数量、配偶职业特征等变量后，个人也有可能因为职业发展的情况而影响家务劳动时间。职业变化及由此而产生的收入的变化会影响个人对家务劳动替代品的支付能力，从而影响其从事家务劳动的时间。当模型存在内生性问题时，如果直接用多项逻辑模型对方程（6）进行估计将是有偏的。解决这种内生性的方法就是为解释变量“家务劳动时间”寻找工具变量，进行二阶段回归。文章选取个人从家庭到单位所需的交通时间作为“每日家务劳动时间”的工具变量，其理由是：（1）家庭和工作单位之间的往返时间由家庭和单位之间的距离和所使用的交通工具决定，不受个人职业发展的直接影响；（2）由于工作是必需的，并且工作时间相对固定，家庭和单位之间的距离长短会直接影响个人在家庭的时间长短，当花费在家庭和单位往返路途的时间越长，个人能分配在家庭生活上的时间就相对短暂，因此，能用于家务劳动的时间会受到往返于家庭和单位之间时间的限制。首先，本文给出了女性样本、男性样本以及总体样本的一阶段估计结果（见附表 1-1、1-2、1-3），然后将一阶段 OLS 回归得出的家务劳动时间的预测值代入原职业流动方程，分别预测男女职业流动方程。

（三）职业流动分类

要确定职业流动类型，需要确定不同职业的相对地位。关于职业地位的定义，通行的做法是，基于职业声望测量获得各类职业的声望得分，并计算出相应职业的平均收入和教育水平，建立一个回归方程，求出收入和教育对职业声望的回归系数（即权数）；然后，应用这一回归方程，求出所有职业的社会经济地位指数。采用这种方法所求出的职业地位（声望）得分，实际上是根据每一个职业的收入和教育水平估计出来的，因此，它被称为社会经济地位指数（socioeconomic index, SEI）。然后，利用这一公式计算出不同职业群体的社会经济地位指数得分，再以此为指标，对不同职业地位进行分层。Blau and Duncan（1967）后来在对美国职业结构的研究中，进一步发展了这一方法，他们用 45 种职业声望调查取得的收入和教育权数，估计出 446 种职业的社会经济地位指数，并根据各个职业的社会经济地位指数的高低，又把职业归类为 17 个社会地位等级群体。在这之后，许多社会学家都采用 Blau and Duncan（1967）的方法来估计各个国家的社会经济地位指数的回归公式，根据计算出的社会经济地位指数得分进行社会声望分层。

事实上，在西方国家，相同职业的人的收入和文化水平较为接近，对职业地位的定义比较一致。而处于经济转型期的中国社会则不同，同样的职业在不同行业部门、不同所有制单位对文化水平有不同的要求，经济报酬也有很大差异（李春玲，2005）。在这种情况下，仅以职业的平均收入和教育水平来估计职业声望或社会地位，就会有很大的问题。显然，除了收入和教育这两个因素以外，还有一些与职业或工作相关的因素，影响着人们的声望、地位。

鉴于此,在确定职业地位时,本文采用的职业社会经济指数参考李春玲依据2001年“当代中国社会结构变迁研究”课题进行的职业声望调查所计算的职业的社会经济指数(李春玲,2005)(见附表2)。鉴于该研究所区分的职业种类(161种)与本研究所使用的第二次中国妇女社会地位调查的定義的职业种类(70种)有一定差别,本文将有差别的职业进行合并。比如,李春玲在其职业分类中区分了不同所有制的企业主,本文使用加权平均将其职业社会经济指数合并成第二次中国妇女社会地位调查中的“企业负责人”职业社会经济指数。合并后,本文得到这些职业的社会经济指数(见附表3),并用以代表职业的相对地位。

在得到不同职业的社会经济指数后,我们依据各个职业的相对地位,确定个人职业流动模式:当样本目前(或最后)职业的社会经济指数高于其最初职业时,确定为上升流动;当样本目前(或最后)职业的社会经济指数低于其最初职业时,确定为下降流动;当样本目前(或最后)职业的社会经济指数等于其最初职业,且样本职业流动次数 ≥ 1 时,确定为水平流动;当样本职业流动次数=0时,确定其未曾流动。

四、数 据

本文所用的数据来自由全国妇联和国家统计局主持实施的第二次中国妇女社会地位调查。该调查于2000年12月1日实施,问卷包括了个人的教育、家庭、收入、目前就业情况以及初始职业情况等信息。本次调查采用分域分层四阶段不等概率抽样方法,农村与城市样本分别抽取。基本抽样方案中,初级抽样单位为区县,城乡各抽取202个区县;每个区县内抽选3个街道(乡镇);每个街道(乡镇)内抽选2个居(村)委会;每个居(村)委会内抽选8个家庭户。数据中最终有效样本为19449人,其中,城市为9827个,农村为9622个。样本年龄分布在18到68周岁,平均年龄为39.5周岁;女性样本为5452个,占城市户籍样本总数的55.5,男女样本基本持平。由于流动人口样本量很小,不具代表性,并且考虑到研究配偶对本人职业流动影响等因素,因此本研究将流动人口及未婚样本排除在外,最终选择8314个已婚城市户籍样本,年龄在20—60岁之间,其中男性样本为3908个,女性样本为4406个,平均受教育年限为9.55年,女性为9.34年。

分不同类型的职业流动来看,根据表1,我们可以看出,男女的职业流动模式存在较大差别,男性职业发展的情况普遍优于女性,更大比例的男性在职业发展中经历了向上流动,而更少的男性经历了向下流动。25.87%的男性在其职业生涯中经历了向上流动,而只有19.66%的女性经历了向上流动,比男性低近6个百分点。而同时,有19.68%的女性经历了职业向下流动,比男性高出了近9个百分点,男性职业的稳定性也高于女性,体现在不曾变换职

业的男性比例要高于女性。

表 1 根据职业流动模式分类的男女样本分布

职业流动模式	男		女		合计	
	数量	比例(%)	数量	比例(%)	数量	比例(%)
不变	1539	39.38	1601	36.34	3140	37.77
向下	426	10.90	867	19.68	1293	15.55
水平	932	23.85	1072	24.33	2004	24.10
向上	1011	25.87	866	19.66	1877	22.58
合计	3908	100	4406	100	8314	100

我们比较了随着工作年限的增长，男女获得职业的地位差异（见图 3）。我们可以发现，虽然男性和女性在职业流动的过程中职业地位都得到了一定的上升，但随着工作年限的增长，男性和女性的职业发展趋势呈现较大差异。在职业生涯入口处，男女的地位差异并不十分明显，但男性随着工作经验的增加，职业地位上升的幅度远远大于女性。而女性的职业地位变化呈先升后降的趋势，不但上升相对平缓，并且与男性相比，有两个明显的特征：在参加工作的前几年，女性的职业地位与男性之间的差距拉大；而在经历一段与男性相仿的职业地位流动趋势后，在参加工作满 30 年后，女性的职业地位急剧下降，而男性的职业地位持续上升，形成男女职业流动的明显差异。而前一个差别出现的时间，与女性生育期有一定的重合；后一段男女职业地位的差别说明工作年限长（年龄大）的女性更易遭遇职业下降，也更易比男性先退出劳动力市场。这更能反映出因为各方面的原因导致的性别差异，例如退休年龄的性别差异以及下岗失业的性别差异等。

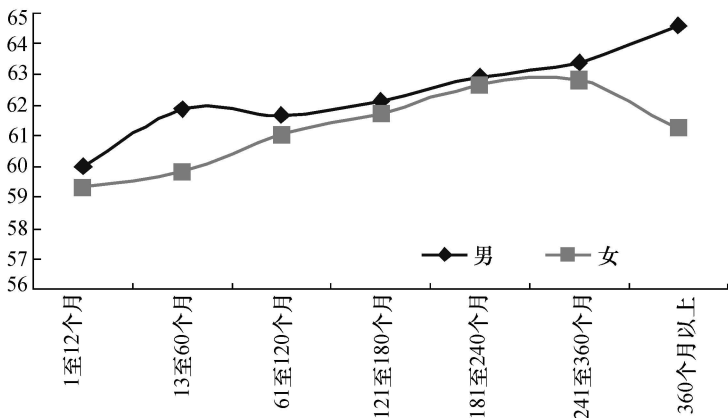


图 3 分工作年限男女职业社会经济指数分布

而进一步描述分析不同流动模式下的男女的个人人力资本特征、家庭特征、社会资本情况以及劳动力市场特征（见表 2），我们可以发现，不同的职业流动模式间、不同的性别之间，解释变量存有很大的性别差异。

表2 分性别、不同职业流动模式下的变量描述性统计

变 量	男 性					女 性				
	合计	向下	未曾	水平	向上	合计	向下	未曾	水平	向上
教育年限	9.84 (2.94)	9.88 (2.93)	9.69 (3.03)	9.83 (2.99)	9.88 (2.89)	9.34 (2.88)	9.63 (2.94)	8.85 (3.06)	9.42 (2.83)	9.19 (2.58)
专业技术职称	0.50 (0.50)	0.50 (0.50)	0.46 (0.50)	0.45 (0.50)	0.55 (0.50)	0.31 (0.46)	0.33 (0.47)	0.27 (0.44)	0.30 (0.46)	0.32 (0.47)
工作年限	20.99 (11.51)	19.73 (11.86)	23.20 (11.07)	20.61 (11.37)	22.31 (11.02)	20.37 (11.46)	19.51 (12.12)	21.39 (11.05)	19.87 (11.71)	21.56 (10.04)
父亲职业地位	57.87 (11.80)	57.96 (12.06)	57.41 (11.01)	57.33 (11.42)	58.43 (12.05)	58.10 (12.20)	58.22 (12.43)	57.66 (11.55)	57.58 (12.05)	58.97 (12.54)
党员身份	0.30 (0.46)	0.30 (0.46)	0.26 (0.44)	0.24 (0.43)	0.36 (0.48)	0.13 (0.34)	0.12 (0.33)	0.13 (0.34)	0.13 (0.33)	0.16 (0.37)
配偶职业地位	55.64 (14.50)	55.79 (14.99)	54.93 (13.50)	54.93 (14.67)	56.35 (13.96)	61.83 (11.55)	62.14 (11.73)	60.66 (11.48)	61.77 (11.52)	62.49 (11.26)
孩子数量	1.38 (1.03)	1.35 (1.03)	1.57 (1.08)	1.33 (1.02)	1.40 (0.99)	1.43 (1.04)	1.45 (1.10)	1.51 (1.03)	1.39 (1.04)	1.35 (0.93)
日家务劳动时间	87.66 (94.45)	88.71 (92.35)	84.44 (94.56)	93.01 (98.33)	82.50 (93.75)	204.34 (124.12)	200.18 (121.03)	209.24 (124.22)	219.87 (132.05)	187.87 (117.05)
省国企就业比例	54.77 (7.77)	55.51 (7.12)	55.73 (8.12)	54.89 (7.51)	53.12 (8.52)	54.75 (7.73)	55.80 (7.06)	53.68 (8.38)	55.21 (7.35)	53.29 (8.30)

资料来源:第二次中国妇女社会地位调查,全国妇联,国家统计局,2000年12月。

注:括号内为变量标准差。

表2给出了不同职业流动模式下的男性和女性的相关解释变量的均值和标准差。总体上讲,男性的个人人力资本的积累、社会资本的拥有等优势比女性群体明显,尤其是男性的专业技术职称以及党员身份的获得比例远高于女性,但所承担的家庭劳动要明显少于女性。而分职业流动模式来看,可以发现,经历职业向上流动的男性的人力资本特征以及社会资本的占有状况都明显好于经历职业向下、水平流动以及未曾流动的男性;而女性样本不同职业流动模式间的特征差异则更体现在家务劳动时间以及孩子数量上:发生职业向上流动的女性的家务劳动时间明显少于其他女性,生育数量也少于其他女性。

五、职业流动中的性别差异:来自实证的解释

本文首先直接对男女的职业流动方程进行估计,结果如表3所示(男女模型的前两列),而后加入工具变量进行估计(男女模型的后两列)。为了凸现不同因素对职业流动性别差异的影响,表3还报告了性别交叉项的估计结果(最后两列)。鉴于内生性考虑,文章使用工具变量估计结果进行解释。而从对男女职业流动方程的工具变量估计结果来看,不同性别的职业流动方程存在显著的差异。可见,个人人力资本因素、家庭特征、社会资本因素以及地区劳动力市场的结构特征对男女职业流动产生不同的影响。

表 3 男性与女性不同职业流动模式下的多项逻辑参数估计结果

变 量	男性样本预测				女性样本预测				性别差异	
	直接估计		工具变量法		直接估计		工具变量法		交叉项结果	
	M. E	S. E	M. E	S. E	M. E	S. E	M. E	S. E	Coefficient	S. E
下降流动										
教育年限	0.002	0.002	0.000	0.002	-0.008**	0.003	-0.008**	0.003	-0.094**	0.033
专业技术职称	-0.009	0.012	0.011	0.014	-0.010	0.017	-0.008	0.018	-0.103	0.201
工作年限	0.006**	0.002	0.004**	0.002	0.003	0.002	0.003	0.003	-0.033	0.030
工作年限 ²	0.000**	0.000	0.000**	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.001
父亲职业地位	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000	0.001	-0.001	0.007
党员身份	-0.026**	0.012	-0.016	0.013	0.024	0.022	0.025	0.023	0.566**	0.216
配偶职业地位	0.000	0.000	0.000	0.000	-0.001*	0.001	-0.001*	0.001	-0.008	0.006
孩子数量	0.012	0.007	0.025**	0.009	0.008	0.009	0.006	0.010	-0.125	0.101
日家务劳动时间	0.000	0.000	0.001	0.001	0.000	0.000	0.000**	0.000	-0.002	0.005
省国企就业比例	0.001	0.001	-0.001	0.001	-0.004**	0.001	-0.004**	0.001	-0.030**	0.011
常数项									-2.432**	0.672
预测概率	0.10479376		0.10480155		0.20092278		0.2004815			
Hausman 检验	chi2(7) = 7.11 Prob>chi2 = 0.4176				chi2(8) = 1.99 Prob>chi2 = 0.9813					
水平流动										
教育年限	0.006**	0.003	0.006*	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	-0.058**	0.027
专业技术职称	-0.025	0.016	-0.024	0.020	-0.007	0.018	0.010	0.020	0.172	0.166
工作年限	0.001	0.002	0.001	0.003	-0.007**	0.002	-0.010**	0.003	-0.052**	0.023
工作年限 ²	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000**	0.000	0.000**	0.000	0.001	0.000
父亲职业地位	-0.001	0.001	-0.001	0.001	-0.001	0.001	-0.001	0.001	0.002	0.006
党员身份	-0.056**	0.017	-0.055**	0.018	-0.009	0.022	0.004	0.024	0.538**	0.185
配偶职业地位	-0.001	0.001	-0.001	0.001	0.000	0.001	0.000	0.001	0.000	0.005
孩子数量	-0.015	0.011	-0.014	0.013	-0.003	0.010	-0.015	0.011	0.018	0.089
日家务劳动时间	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000**	0.000	0.001**	0.000	0.009**	0.004
省国企就业比例	0.001	0.001	0.001	0.001	0.002**	0.001	0.002	0.001	-0.009	0.010
常数项									-0.275	0.492
预测概率	0.24151396		0.24158702		0.25024714		0.25046537			
Hausman 检验	chi2(7) = 0.95 Prob>chi2 = 0.9955				chi2(9) = 8.15 Prob>chi2 = 0.5194					
上升流动										
教育年限	-0.004	0.003	-0.005	0.003	-0.005	0.003	-0.005	0.003	-0.047*	0.028
专业技术职称	0.027	0.017	0.033*	0.020	-0.014	0.016	-0.011	0.017	-0.206	0.170
工作年限	0.010**	0.003	0.009**	0.003	0.018**	0.002	0.018**	0.003	0.049**	0.025
工作年限 ²	0.000**	0.000	0.000**	0.000	0.000**	0.000	0.000**	0.000	-0.001**	0.000
父亲职业地位	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.003	0.006
党员身份	0.056**	0.019	0.060**	0.020	0.040*	0.022	0.042*	0.022	0.242	0.181
配偶职业地位	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.000	0.006
孩子数量	-0.022**	0.011	-0.018	0.013	-0.038**	0.010	-0.039**	0.011	-0.160*	0.092
日家务劳动时间	0.000	0.000	0.000	0.001	-0.000**	0.000	-0.000*	0.000	0.001*	0.004
省国企就业比例	-0.007**	0.001	-0.008**	0.001	-0.005**	0.001	-0.005**	0.001	-0.003	0.010
常数项									0.757	0.457
预测概率	0.26277795		0.26280844		0.20448		0.20639			
Hausman 检验	chi2(7) = 2.27 Prob>chi2 = 0.9437				chi2(8) = 3.18 Prob>chi2 = 0.9226					
样本量	3337				3620				6957	
Pseudo R ²	0.0573		0.0574		0.0570		0.0572		0.0603	

(一) 人力资本因素对男女职业流动的影响

实证结果表明,人力资本特征对其两性职业上升流动具有相似影响,但也存在一定差异。在控制其他因素的影响下,教育水平的提高对男女职业向上流动机会的增加均无显著作用,而工作年限的延长会同时增加男女职业向上流动的概率。这似乎与传统职业流动理论相悖,而事实上,高学历对个人职业生涯的影响更多体现在初始职业的获得上,而非个人职业流动模式上。尤其是在市场经济取代计划经济的过程中,个人职业发展“唯学历”的现象正在逐渐消减,而在控制其他因素的情况下,工作年限的增加,专业经验的积累以及个人能力的提升才是个人职业晋升的主要因素,“人往高处走”,随着个人工作资历的增加,个人获得职业向上流动的机会才会显著增加。

相对于职业向上流动,低学历更显著增加女性职业向下流动的风险,可见,在企业改革的过程中,教育程度低下是致使女性下岗失业的主要原因之一;但对男性而言,在其他条件不变的情况下,教育水平的低下并不会显著增加其遭遇向下流动的风险。这说明,男女在回避职业向下流动的风险的策略上存在差异:男性可以通过诉诸教育之外的社会经济资源来维持职业稳定,而女性往往只能依靠个人人力资本的提升来降低风险。

通过人力资本因素对性别交叉项的分析,我们可以发现,教育水平有效解释了男女经历职业向下流动、向上流动以及水平流动的差异,这说明,女性教育水平的提高可以有效缩小与男性在职业向上流动和向下流动上的差异。一方面,用人单位在进行人事晋升决策时,如果女性受教育程度较高,就更倾向于认为女性放弃或中断职业发展的可能性会比较小,因此,高学历群体面临的职业流动的性别差异要小于低学历群体;另一方面,对女性本身而言,高人力资本投资也会凸显她们的市场竞争能力,相对弱化家庭劳动优势,从而更倾向于从事劳动力市场部门工作以达到个人利益最大化。

而分析工作年限,则会发现,其他条件不变,工作经验增加一年,女性发生职业向上流动的机会将增加1.8%,比男性高出0.8个百分点。女性之所以比男性缺乏职业向上流动机会,一定程度是因为女性在劳动力市场上的经历要短于男性,即如果女性能在劳动力市场上的工作年限延长,她们发生职业向上流动的机会也将增加,并且增长幅度要大于男性。而现实中,我国退休政策中规定女性较男性提前5—10年退休(我国男性60岁退(离)休,女干部55岁退(离)休,女工人50岁退(离)休)。这在影响女性就业权利实现的同时,还造成女性职业进一步发展的障碍。同时,在国有企业裁减人员时,女性的下岗年龄普遍比男性提前(40—50岁现象),这也将直接影响女性职业向上流动的机会。

（二）社会资本对两性职业流动的影响

以父亲的职业地位为代表的家庭背景对男性和女性的职业流动并没有产生显著影响。这说明，在转型期间，随着社会经济体制的开放，代际流动的加剧，子承父业的现象有所消减。无论男女，个人的职业发展更多受到来自个人后致因素的影响。

以党员身份为代表的个人社会资本变量则是男性职业上升流动的重要因素，并将维护男性职业稳定性。对女性而言，获得党员身份同样将促进其职业向上流动，但影响程度不如男性显著。而性别交互项的分析表明，女性党员资格的缺失是其与男性在职业向下流动和水平流动方面差异的重要原因。即女性如获得党员资格，将显著缩小与男性在职业下降流动中的差异，将能更有利于维护职业的稳定性。这也验证了我们的假设，事实上，男性获得党员身份的比例远远高于女性，这显著影响了男女职业流动模式的差异。

另一个影响个人职业发展的社会资本变量是配偶的职业地位。实证结果表明，配偶的职业地位对男女的职业发展产生不同影响。由于在中国，丈夫的职业地位普遍高于妻子的职业地位，比妻子拥有更多的社会经济资源，因此，一般丈夫有条件为妻子的职业发展提供社会和经济支持。实证结果表明，丈夫职业地位高，可以显著降低妻子发生职业向下流动的风险。可见，对女性而言，婚姻带来的社会资源能保障其职业的稳定。这证实丈夫对女性职业发展具有一定的促进效应。而对男性而言，由于妻子的职业地位普遍低于丈夫的职业地位，在控制其他家庭特征时，妻子本身的职业发展并不为男性职业流动提供直接支持。

（三）家庭特征对男女职业流动产生显著不同的影响

孩子数量也是影响男女职业向上流动机会差异的显著因素。实证结果表明，生育数量越多，女性照料孩子的时间和精力就会越多，男女之间的职业向上发展的机会差异就会逐渐扩大，而女性生育数量越少，女性发生职业向上流动的概率将显著增加。从1978年始，中国实行了计划生育政策，这一变化对中国女性职业发展的转变有最直接的影响。女性由从前一生中主要的时间用于生育和抚养子女，变为用很短的时间即可完成生育，从而留出大量的空余时间，使她们有时间来追求职业发展。

其他条件不变，家务劳动时间的延长将增大女性经历职业下降流动和水平流动的风险，而将减少女性经历职业向上流动的概率，但家务劳动时间对男性经历各种模式的职业流动均无显著影响。这符合我们的理论预期，女性投入在家务劳动的时间精力对女性职业流动产生显著负面影响，在中国城市，女性的职业生涯发展较男性更易与家庭发生冲突。而事实上，在“男主外、女主内”的传统观念的影响下，女性比男性更容易因家庭的考虑放弃职业发

展的机会,或者发生职业下降流动,甚至退出劳动力市场。

(四) 地区劳动力市场结构的转型对男女的职业流动的影响也有明显差异

计划经济向市场经济转变而带来的外部冲击将影响个人职业发展路径,并对两性的职业发展产生不同的影响。国有经济体制的改革、多元经济体制的发展对职业流动性别差异的影响更为复杂。一方面,地区国企职工比例的下降,将增加男性和女性职业上升的概率。不同成分的经济实体进入劳动力市场,首先能提供更多的就业机会,为男性和女性的职业发展提供更多的渠道。其次,在劳动力市场开放的过程中,从国有企业流动出来的部分劳动力可以找到更合适的个人职业路径,获得更好的职业发展机会。但比较男女两个方程的系数,可以发现就业市场结构的转型对女性职业的促进作用不如男性,可见,就业单位在吸纳成员进入向上流动渠道时,在人力资本等因素相等的情况下,女性谋求上升流动还是遇到更大的阻力,即使在更开放的体系下,性别歧视依然存在。另一方面,与男性相比,国企部门裁员给女性职业发展造成的负面影响更为显著。在个人特征及家庭等特征相等的情况下,国有企业职工比例降低一个百分点,女性发生职业向下流动的概率将上升0.4个百分点,但对男性的影响并不显著。这将扩大男女职业向下流动风险差异,最终导致男女职业地位的明显差异。

六、讨论与总结

本文利用全国调查数据分析了城市劳动力市场上男女职业流动差异存在的原因,得出以下结论:

1. 经济转型期间,我国职业流动模式存在显著的性别差异,女性比男性更容易发生职业向下流动的风险,而比男性缺乏职业向上流动的机会,女性在职业发展上居于劣势。

2. 虽然男女教育程度的差异具有一定影响,女性在职业发展上与男性的差距在很大程度上归因于家庭时间配置、劳动力市场政策以及劳动力市场结构转型等因素。女性承担过多的家务劳动、缺乏社会资源以支持职业发展、比男性更早退出劳动力市场,并更易受到经济转型过程的负面影响。

本文研究结果表明,在经济转型期间,在中国城市劳动力市场,为了有效促进性别平等的职业发展,需要制定有关政策帮助女性进一步积累人力资本,加强社会网络联系。对家庭而言,转变传统观念,促进家务劳动社会化,将进一步减小劳动力市场上职业流动的性别差异。而在转型期间的就业政策中纳入性别敏感视角,为下岗失业女性重返劳动力市场提供良好的制度支持;同时,执行两性平等的退休政策,为女性职业发展提供平等的政策环境,这些都将是缩小女性与男性在职业流动上的差距,促进两性平等的劳动力市场的发展。

附表

附表 1-1 男性样本第一阶段回归结果

日家务劳动时间	系数	标准差	<i>t</i>	$P > t $
教育程度	1.584**	0.624	2.54	0.011
工作年限	1.432**	0.502	2.85	0.004
工作年限 ²	0.017	0.011	1.55	0.122
专业职称/资格	-15.159**	3.325	-4.56	0
孩子数量	-9.436**	2.081	-4.53	0
父亲职业地位	-0.225	0.133	-1.69	0.091
党员身份	-9.696**	3.619	-2.68	0.007
配偶职业地位	0.339**	0.117	2.9	0.004
省国企就业比例	1.242**	0.200	6.21	0
家庭到单位时间	-0.232**	0.035	-6.7	0
常数项	-11.032	16.494	-0.67	0.504
R^2	0.0717	样本量	3385	

附表 1-2 女性样本第一阶段回归结果

日家务劳动时间	系数	标准差	<i>t</i>	$P > t $
教育程度	0.655	0.850	0.770	0.441
工作年限	4.004**	0.627	6.390	0.000
工作年限 ²	-0.051**	0.014	-3.640	0.000
专业职称/资格	-15.847**	4.722	-3.360	0.001
孩子数量	11.234**	2.673	4.200	0.000
父亲职业地位	-0.360**	0.161	-2.230	0.026
党员身份	-15.014**	5.892	-2.550	0.011
配偶职业地位	-0.233	0.182	-1.280	0.200
省国企就业比例	0.878**	0.255	3.440	0.001
家庭到单位时间	-0.623**	0.054	-11.580	0.000
常数项	139.581**	21.573	6.470	0.000
R^2	0.1159	样本量	3671	

附表 1-3 总体样本第一阶段回归结果

日家务劳动时间	系数	标准差	<i>t</i>	$P > t $
性别	108.51**	2.71	40.1	0
教育程度	0.81	0.53	1.53	0.126
工作年限	2.92**	0.41	7.15	0
工作年限 ²	-0.02**	0.01	-2.5	0.012
专业职称/资格	-17.45**	2.88	-6.06	0
孩子数量	1.11	1.72	0.65	0.519
父亲职业地位	-0.32	0.11	-3	0.003
党员身份	-12.57**	3.31	-3.79	0
配偶职业地位	0.22**	0.10	2.07	0.038
省国企就业比例	1.05**	0.16	6.36	0
家庭到单位时间	-0.40**	0.03	-12.92	0
常数项	4.51	13.61	0.33	0.741
R^2	0.2858	样本量	7056	

附表 2 李春玲(2005)的职业社会经济指数表格

排列	职 业	频数	各类职业在每万人中所占比例	社会经济地位指数得分
1	大学教师	14	12.54	90.00
2	三资企业厂长、经理	3	2.51	87.99
3	党政机关局长、处长	9	7.36	87.20
4	文卫科等事业单位负责人	7	4.60	85.24
5	党政机关办公室主任、领导人秘书助理	12	9.12	84.29
6	中、小学校长	7	4.89	84.01
7	党政机关科长	43	37.01	83.99
8	记者、电台主持人、编辑	9	10.79	82.46
9	司法工作人员(审判人员、检察人员、律师等)	4	2.99	81.13
10	事业单位办公室主任、负责人助理	9	9.12	80.70
11	国营企业厂长、经理	18	12.88	78.72
12	中学教师	49	49.85	78.61
13	服务业企业部门经理、主管	39	36.81	78.35
14	私营企业厂长、经理	3	4.28	78.31
15	服装模特	1	1.41	77.16
16	警察	14	18.06	76.96
17	党政机关股长	31	23.15	76.94
18	党政机关文秘人员(打字员、图书管理员、档案管理员等)	9	13.25	76.73
19	党政机关办事员(普通公务员)	44	42.70	76.05
20	工商税务人员	9	8.17	75.96
21	公、检、法、司、城管、环卫等执法人员	14	16.69	75.55
22	事业单位行政人员	13	17.22	75.46
23	医生	27	30.07	75.35
24	会计师	11	10.37	75.06
25	工程师、科研人员	16	14.47	74.50
26	私营企业主	56	118.00	74.00
27	护士	18	23.99	73.35
28	技术员	33	34.00	73.17
29	集体企业厂长、经理	16	19.95	72.92
30	小学教师	52	83.06	72.44
31	事业单位政工、后勤人员	10	8.04	72.37
32	工矿企业部门经理、主管、车间主任	30	37.02	71.76
33	经济师、审计师、统计师、营销策划、广告家装工艺设计师	11	15.07	71.59
34	幼儿教师	11	27.87	71.34
35	党政机关财务人员、政工后勤人员	8	9.57	71.05
36	电影放映员	2	1.49	69.25
37	照相馆摄影师	2	1.42	68.80
38	企业办公室主任、经理助理	16	14.70	67.59
39	企业采购员	4	5.84	66.66
40	托儿所、幼儿园、孤儿院保育员	8	18.04	66.65
41	消防员	1	0.63	65.87
42	事业单位文秘人员	9	9.48	65.45
43	银行、信用社出纳信贷员	13	21.18	64.73
44	电器店店主	4	12.69	64.26

(续表)

排列	职 业	频数	各类职业在每万 人中所占比例	社会经济地位 指数得分
45	乡村医生、个体医生、兽医	29	72.66	64.08
46	事业单位财务人员	9	9.08	63.91
47	歌厅夜总会歌手、JD、伴舞、坐台小姐	1	1.26	63.53
48	火车、客运汽车驾驶员	9	12.42	63.50
49	居委会主任	48	48.01	63.29
50	商服业企业班组长(白领)	8	8.57	63.28
51	医疗机构的护理员、保健员	5	5.61	62.98
52	公园影剧院体育场服务员园艺工、导游	8	7.61	62.65
53	村干部	48	141.20	62.59
54	商务代理(经济人、中介人)	11	18.98	62.47
55	建筑队、工程队、装修队包工头	12	34.54	62.47
56	企业政工后勤人员	8	9.33	62.25
57	娱乐室、游戏室、网吧、录像厅、歌厅店主	10	12.35	61.86
58	企业行政人员	25	24.52	61.35
59	商服业企业班组长、柜长(蓝领、半蓝领)	12	34.79	61.19
60	服装店、鞋店、药店店主	24	62.32	61.13
61	农业机械专业户	3	8.02	60.98
62	邮递员	4	8.43	60.93
63	小吃店、小餐馆店主	36	111.30	60.89
64	大商场服装、化妆品、电器的导购	13	18.84	60.86
65	机关、企业单位小轿车司机	27	40.60	60.75
66	炒股票或以其他证券经营谋生者	4	3.16	60.54
67	推销员	35	68.23	60.54
68	出租汽车司机	22	28.22	60.36
69	小旅店、浴池、干洗店、美容店、复印社、电器汽车修理店主	17	39.42	60.00
70	工矿企业班组长、拉长	12	16.07	59.84
71	饭店、酒店、餐厅厨师	10	28.74	59.72
72	社区工作者(村委会、居委会、集体宿舍物业管理人)	54	118.00	59.21
73	企业财务人员	36	53.74	59.16
74	理发师、美容师	7	35.82	59.11
75	商场、餐厅收银员	6	6.33	58.82
76	建材、五金、农具店主	27	71.61	58.79
77	各类单位的电工	27	41.53	58.75
78	保险公司业务员	7	7.12	58.69
79	制药工人	7	21.12	58.69
80	运输设备操作工(货运汽车轮船驾驶员)	17	34.06	58.55
81	邮政电信业务员	6	6.19	58.42
82	化工产品生产工人	7	6.56	58.34
83	个体家电、机电维修、办公设备维修工	15	45.04	57.84
84	水电煤气供应及维护人员	12	11.33	57.80
85	个体汽车、摩托车修理站、加油站老板	9	16.51	57.60
86	火车、汽车、轮船上的乘务员、服务员、售票员	6	14.75	57.43
87	企业文秘人员	16	15.96	57.16
88	工厂企业中的工长、班长、拉长	23	39.11	56.82

(续表)

排列	职 业	频数	各类职业在每万 人中所占比例	社会经济地位 指数得分
89	个体裁缝	20	75.33	56.58
90	农业工人	16	42.06	56.55
91	机械动力设备操作工	11	12.33	56.52
92	检验、计量、试验、分析人员	23	26.22	56.47
93	机器装配工、机修工、精密仪器制造工	35	49.27	56.45
94	企业中的仓库保管员	19	36.55	56.38
95	运输专业户	37	115.10	56.37
96	电工、电子设备安装工、修理工、装配工	22	41.04	56.26
97	食品饮料制作工人、制烟烤烟工人	20	27.99	56.23
98	其他小店主	10	29.06	55.91
99	火车站、汽车站渡轮码头的调度员、客运员、检票员、行李员	14	17.45	55.88
100	锻工、车工、模具工、机床安装操作工	19	21.21	55.48
101	仓库保管员、理货员、养护员、储运员、冷藏工	16	16.76	55.20
102	纺织、针织、印染工人	26	69.68	55.19
103	锅炉房烧开水供暖工	9	11.41	55.18
104	汽车、摩托车修理工	3	8.09	55.09
105	保安、门卫	33	66.57	55.08
106	小商店营业员	48	86.42	55.01
107	家庭或个人小手工业主、小作坊主	73	201.60	54.86
108	废品收购者、农村经济人	5	16.47	54.58
109	日杂、副食、粮油、水产、饲料、农药小店主	129	264.00	54.50
110	装卸设备操作工	9	14.26	54.32
111	酒店、饭店、娱乐业领班及宾馆、酒店服务员	9	39.57	54.26
112	发廊、美容院、浴室小工	3	3.42	54.15
113	小发廊店主	17	70.11	53.87
114	军工厂兵工厂工人	1	0.80	53.77
115	个体木、竹加工小手工业者	15	52.37	53.64
116	个体生活日用品维修	18	34.92	53.45
117	清洁工勤杂工	32	67.49	53.42
118	民间艺人	1	3.42	53.35
119	印刷工人(排字制版印刷装订)	7	10.07	53.31
120	养路工、修路工、翻沙工、管道工	5	8.90	53.09
121	打零工(体力活,城镇户口)	16	12.07	53.06
122	玻璃陶瓷搪瓷制品工人、文教工艺品生产工人、日用杂 品生产工人	6	31.57	53.05
123	造纸和纸制品制作工人	7	6.76	52.92
124	油漆工	6	8.59	52.75
125	机动三轮车夫(摩的)	12	17.97	52.65
126	金属冶炼和处理工人(钢铁工人)	18	28.93	52.35
127	个体屠夫	5	10.54	52.25
128	室内外装修工人	5	6.65	51.82
129	单位食堂的厨师和炊事员	13	36.66	51.80
130	裁剪、缝纫、制衣工人、制鞋工人、皮革制品工人	9	22.75	51.79
131	不下井矿工、钻井工、采盐工	12	13.75	51.65

(续表)

排列	职 业	频数	各类职业在每万人中所占比例	社会经济地位指数得分
132	木料加工(家具)及竹、麻、藤、棕、草制品制作工人和石料切割工人	7	23.46	51.54
133	个体手工织布、织毛衣	8	38.61	51.46
134	小旅社和招待所服务员	4	3.09	51.29
135	管焊工、冷作工、金属构件安装工	16	30.20	51.20
136	街头小贩	70	169.90	51.20
137	个体泥瓦匠和泥石匠	14	45.09	50.97
138	农副产品小贩(菜市场小摊贩)	58	145.50	50.92
139	建筑工人(土木工、瓦工、泥水工)	22	44.65	50.72
140	看门、打更、看车、开电梯的人	25	32.21	50.46
141	饭馆、餐厅服务员	6	33.05	50.23
142	打零工(体力活,农村户口)	16	61.31	49.78
143	各类制品的手工包装工人	7	12.03	49.60
144	个体电工、乡村电工	7	16.68	48.95
145	建筑小工	26	113.00	48.76
146	煤炭、煤气、自来水生产工人	8	24.46	48.40
147	橡胶和塑料制品工人	5	17.34	48.22
148	养殖专业户、种植专业户	108	359.00	47.57
149	洗衣工、弹棉花的人	4	4.04	47.09
150	下井采矿工、采煤工	10	17.93	46.83
151	农民	1305	4512.00	46.52
152	个体手工匠人	20	74.07	45.95
153	建筑材料生产工人	14	41.19	45.93
154	装卸工、搬运工	29	62.64	44.88
155	渔民	3	7.34	42.84
156	相面、算命	1	5.07	42.76
157	个体铁匠、锁匠	5	10.05	39.06
158	保姆、钟点工	7	34.06	33.55
159	人力三轮车夫(拉客、运货)	9	19.24	31.67
160	农村雇工	6	23.97	29.94
161	捡破烂、收废品	2	1.51	10.04

附表 3 对李春玲(2005)的职业社会经济指数调整表

职业名称	职业代码	调整后社会经济地位指数
大学教师	241	90.00
党政机关各级领导人员	10	87.20
事业单位负责人	40	83.09
新闻出版、文化工作人员	270	82.46
法律专业人员	230	81.13
文学艺术工作人员	250	77.16
警察	321	76.96
中小学教师	242	75.43
医师	151	75.35

(续表)

职业名称	职业代码	调整后社会经济地位指数
企业负责人	50	74.68
工程技术人员	120	74.50
护理人员	152	73.35
其他技术人员	290	73.17
幼儿教师	243	71.34
行政办公人员	310	69.51
电影放映员	810	69.25
经济业务人员	210	68.40
其他教学人员	249	66.65
金融业务人员	220	64.73
飞机船舶技术人员	140	63.50
群众自治组织负责人	32	63.29
医疗卫生辅助服务人员	460	62.98
群众自治组织负责人	32	62.59
社会中介服务人员	471	62.47
司机	860	60.57
中、西餐烹饪人员	431	59.72
邮政和电信业务人员	330	59.42
物业管理服务人员	472	59.04
其他餐厅服务人员	439	58.82
电力设备安装、运行、检修及供电人员	670	58.75
药品生产人员	750	58.69
化工产品生产人员	630	58.34
饭店、旅游及健身娱乐场所服务人员	440	57.19
运输服务人员	450	56.86
商品销售人员	410	56.56
种植业生产人员	510	56.55
林业生产人员	520	56.55
畜牧业生产人员	530	56.55
其他农、林、牧、渔生产人员	590	56.55
检验、计量人员	880	56.47
机电产品装配人员	650	56.47
仓储人员	420	56.38
电子元件器件工人	680	56.26
粮食加工人员	730	56.23
烟草生产加工人员	740	56.23
其他安全保卫和消防人员	322	55.40
其他生产运输设备有关人员	860	55.20
纺织、针织、印染人员	710	55.19
居民生活服务人员	473	55.19
机械设备修理人员	660	55.09
其他社会服务和居民生活服务人员	479	53.58

(续表)

职业名称	职业代码	调整后社会经济地位指数
机械制造加工人员	640	53.52
印刷人员	820	53.31
玻璃、陶瓷、搪瓷制品工人	790	53.05
文教、工艺品生产工人	840	53.05
木料加工、人造板生产、木制品制作人员	760	52.97
制浆、造纸和纸制品生产加工人员	770	52.92
金属冶炼、轧制人员	620	52.35
其他商业、服务业人员	490	52.28
勘探及矿物开采人员	610	52.22
裁剪、缝纫和皮革、毛皮制品加工制作人员	720	51.79
餐厅服务员	432	50.23
建筑工程施工人员	850	50.19
包装人员	891	49.60
简单体力劳动人员	892	48.88
橡胶和塑料制品工人	690	48.22
工艺美术品制作人员	830	45.95
建筑材料生产工人	780	45.93
渔业生产人员	540	42.84
不便分类的其他从业人员	899	28.51

参 考 文 献

- [1] Becker, G. S., *The Economics of Discrimination*. Chicago: University of Chicago Press, 1957.
- [2] Becker, G. S., "Trends in Women's Work, Education, and Family Building", *Journal of Labor Economics*, 1985, 3, S33—S58.
- [3] Bernasco, W., "Effects of Spouse's Resources on Occupational Attainment in the Netherlands", *European Sociology Review*, 1998, 14, 15—31.
- [4] Bian, Yanjie, "Bring Strong Ties Back In: Indirect Connection, Bridges, and Job Search in China", *American Sociological Review*, 1997, 62(3), 266—285.
- [5] Bian, Yanjie, "Chinese Social Stratification and Social Mobility", *Annual Review of Sociology*, 2002, 28, 91—116.
- [6] Bian, Yanjie and L. John, "Market Transition and Persistence of Power: The Changing Stratification System in Urban China", *American Sociological Review*, 1996, 61(5), 739—758.
- [7] Blau, P. M., and O. D. Duncan. *The American Occupational Structure*. New York: Free Press, 1967.
- [8] Blinder, A. "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates", *Journal of Human Resources*, 1973, 8(4), 436—455.
- [9] Bobai Li and A. G. Walder, "Career Advancement as Party Patronage: Sponsored Mobility into the Chinese Administrative Elite, 1949-1996", *American Journal of Sociology*, 2001, 106(5), 1371—1408.

- [10] Burdett, K., "A Theory of Employee Job Search and Quit Rates", *American Economic Review*, 1978, 68(1), 212—220.
- [11] Davis, D. S., "Job Mobility in Post-Mao Cities: Increase on the Margins", *The China Quarterly*, 1992, 132 (4), 1062—1085.
- [12] Farber, H. S., "The Analysis of Inter-Firm Worker Mobility", *Journal of Labor Economics*, 1994, 12(4), 554—593.
- [13] Groot, W. and H. Maassen van den Brink, "Glass Ceilings or Dead ends: Job Promotion of Men and Women Compared", *Economics Letters*, 1996, 53(2), 221—226.
- [14] Hersch, J. and W. K. Viscusi, "Gender Differences in Promotions and Wages", *Industrial Relations*, 1996, 35(4), 461—472.
- [15] Hiller, D. V. and W. W. Philliber, "The Division of Labor in Contemporary Marriage: Expectations, Perceptions and Performance", *Social Problems*, 1986, 33(3), 191—201.
- [16] Honig E. and G. Hershatter, *Personal Voices*. Stanford, CA: Stanford University Press, 1988.
- [17] Jones, D. R. and G. H. Makepeace, "Equal worth, Equal Opportunities: Pay and Promotion in An Internal Labour Market", *Economic Journal*, 1996, 106(435), 401—409.
- [18] Jovanovic, B., "Job Matching and the Theory of Turnover", *Journal of Political Economy*, 1979, 87(5), 972—990.
- [19] Kahn S. and H. Griesinger, "Female Mobility and the Returns to Seniority: Should EEO Policy be Concerned with Promotion?" *American Economic Review*, 1989, 79(2), 300—304.
- [20] Keith, K. and A. McWilliams, "The Returns to Mobility and Job Search by Gender: Additional Evidence from the NLSY", *Industrial and Labor Relations Review*, 1999, 52(3), 460—477.
- [21] Killingsworth, M. R. and C. W. Reimers, "Race, Ranking, Promotions and Pay at a Federal Facility: A Logit Analysis", *Industrial and Labor Relations Review*, 1983, 37(1), 92—107.
- [22] Krowas, J. C., "Time-dependent Changes in Gender-based Promotion. Differences", *Economics Letters*, 1993, 42(1), 87—90.
- [23] Lazear, E., "A Jobs-Based Analysis of Labor Markets," *American Economic Review*, 1995, 82 (2), 260—265.
- [24] Lazear, E. and S. Rosen, "Male-female Wage Differentials in Job Ladders", *Journal of Labor Economics*, 1990, 8(1), S106—S123.
- [25] Li B. and A. G. Walder, "Career Advancement as Party Patronage: Sponsored Mobility into the Chinese Administrative Elite, 1949—1996", *American Journal of Sociology*, 2001, 106 (5), 1371—1408.
- [26] 李春玲: "当代中国社会的声望分层——职业声望与社会经济地位指数测量", 《社会学研究》, 2005年第2期, 第71—92页。
- [27] Lin, Nan, and Wen Xie, "Occupational Prestige in Urban China", *American Journal of Sociology*, 1988, 93(4), 793—832.
- [28] Lin, Nan, and Yanjie Bian, "Getting Ahead in Urban China", *American Journal of Sociology* 1991, 97(3), 657—688.
- [29] Portes, A., "Social Capital: Its Origins and Applications in Modern Sociology", *Annual Reviews of Sociology*, 1998, 24, 1—24.
- [30] Róbert, P., "Occupational Class Structure: Theoretical and Methodological Problems", *Review of Sociology*, 1998, Special Issue, 58—76.
- [31] Rosenbaum, J. and A. Binder, "Do Employers Really Need More Educated Youth?" *Sociology of Education*, 1997, 70(1), 68—85.

- [32] Rosenfeld, R. A. , "Race and Sex Differences in Career Dynamics", *American Sociological Review*, 1980, 45(4), 583—609.
- [33] Royalty, A. B. , "Job-to-job and Job-to-nonemployment turnover by Gender and Education Level", *Journal of Labor Economics*, 1998, 16(2), 392—443.
- [34] Sicherman, N. , "Overeducation in the Labor Market", *Journal of Labor Economics*, 1991, 9(2), 101—122.
- [35] Sicherman, N. and O. Galor, "A Theory of Career Mobility", *Journal of Political Economy*, 1990, 98(1), 169—192.
- [36] Stanley, S. C. , J. G. Hunt and L. L. Hunt, "The Relative Deprivation of Husbands in Dual-earner Households", *Journal of Family Issues*, 1986, 7, 3—20.
- [37] Topel, R. H. , "Specific Capital, Mobility, and Wages: Wages Rise with Job Seniority", *Journal of Political Economy*, 1991, 99(1), 145—176.
- [38] Treiman, D. J. , "The Work Histories of Women and Men: What We Know and What We Need to Find Out", in A. S. Rossi (ed.), *Gender and the Life Course*. New York: Aldine, 1985, 213—231.
- [39] Walder, A. G. , "Property Rights and Stratification in Socialist Redistributive Economies", *American Sociological Review*, 1992, 57(4), 524—539.
- [40] Walder, A. G. , "Career Mobility and the Communist Political Order", *American Sociological Review*, 1995, 60(3), 309—328.
- [41] Walder, A. , B. Li and D. Treiman, "Politics and Life Chances in a State Socialist Regime: Dual Career Paths into the Urban Chinese Elite, 1949 to 1996", *American Sociological Review*, 2000, 65(2), 191—209.
- [42] Wendy, C. and R. Rosenfeld, "Sex Structure of Occupations and Job Mobility", *Social Force*, 1978, 56(3), 823—844.
- [43] Wenk, D. and R. Rosenfeld, "Women's Employment Exit and Reentry: Job-Leaving Reasons and their Consequences", *Research in Social Stratification and Mobility*, 1992, 11, 127—150.
- [44] Whyte, M. K. , "Sexual Inequality under Socialism: The Chinese Case in Perspective," in Watson, J. L. (ed.), *Class and Social Stratification in Post-revolution China*. Cambridge: Cambridge University Press, 1984, 198—238.

Does Gender Make a Difference ? —Career Mobility in Urban China

YUEPING SONG
(Nankai University)

Abstract This paper analyzes gender disparity in career mobility in Urban China using data from a recent survey. The study intends to shed lights on the following questions; 1) What is the pattern of gender differences in career mobility? And 2) what are the main deter-

minants of gender disparity in career mobility? Multinomial regression models are estimated. The results show that gender disparity in career mobility is not only associated with human capital, but also the domestic role played by women, party membership, spouse's social status, and labor reallocation in SOEs.

JEL Classification J16, J63, C25