

# 性别工资差异中的企业效应<sup>\*</sup>

李利英 董晓媛

**内容提要：**现有对性别工资差异的研究大多是基于个人样本的分析而忽略了企业的作用。本文运用企业和工人匹配的调查数据研究性别工资差异中的企业效应。研究发现，在工资决定方程中加入企业效应后工人的教育回报显著下降，且在性别工资差异的分解中加入企业效应后禀赋效应和价格效应所占的比例也显著下降，企业在性别工资差异中有着非常重要的作用。进一步研究发现，企业的外部市场环境和内部制度特征是决定企业性别工资差异程度的重要因素，市场竞争激烈的企业、经常采用计件工资制的企业以及内部职工收入差距较大的企业性别工资差异较大，小规模企业和私有产权比重较大的企业也呈现较大的性别工资差异，但工人的谈判能力有缩小性别工资差异的作用。

**关键词：**经济转型 性别工资差异 企业效应

## 一、引言

中国的经济转型使劳动力市场结构发生了深刻变化，这种变化对男女工资差异将产生复杂的影响。一方面，市场化改革的深入和私有经济在整个经济中的比重不断增大，使更多的企业面临愈加激烈的市场竞争环境，竞争的加剧将可能缩小劳动力市场上的性别工资差异(Becker, 1957)；而另一方面，经济改革给予企业管理者以更大的工资决定权，这大大拓展了有性别偏好倾向的企业主在工资决定中进行性别歧视的空间，在中国具有强烈的重男轻女的传统文化背景下，工资决定权的下放很可能导致男女性别工资差异的扩大。中国的经济转型对性别工资差异的影响如何，是一个有待于经验检验的问题，对这一问题的研究不仅可以从经济转型的角度对经典的经济理论证伪或证实，而且可以对在经济转型中保护弱势群体地位的政策制定提供经验证据。

这一问题已经引起了国内外部分学者的关注，但目前的研究主要是基于对个人样本数据的分析。在这些研究中，性别歧视被定义为男女工资差异中不能被年龄、教育程度、经验等可观测的人力资本特征所解释的部分。一些研究通过比较不同市场化程度的部门和领域之间的性别工资差异中未被解释部分的大小研究市场化改革对性别工资差异的影响，如 Meng (1998) 和 Liu, Meng 和 Zhang (2000) 发现在市场化程度更高的部门，性别工资差异中未被解释的部分所占的比重较小，市场化改革提高了女性的经济地位。但 Maurer-Fazio 和 Hughes (2002) 的结论相反，他们发现工资差异中未被解释部分在市场化程度最高的部门最大，但他们通过对工资结构的进一步分析发现，这并不意味着市场化改革导致对妇女歧视程度的加强。还有一些研究通过比较性别工资差异中未被解释部分的时间变化趋势研究改革对性别工资差异的影响，如李实和古斯塔夫森 (1999) 用 1988 年和 1995 年大样本入户调查数据比较了妇女相对收入地位的变化，发现尽管样本期间收入性别差异的增长是有限的，但在市场化程度较高的地区和部门女性职工的相对收入地位的下降幅度更大。

<sup>\*</sup> 李利英，河南财经学院经济学系，邮政编码：450002，电子信箱：hnlily@vip.sina.com；董晓媛，加拿大温尼伯大学经济学系，电子信箱：x.dong@uwinnipeg.ca。作者感谢福特基金会资助的中国女经济学者培训项目对本文的大力支持，感谢匿名审稿人对本文严谨而细致的评论，但文责自负。

Rozelle 等 (2002) 对相同的样本期间的数据研究表明, 尽管在样本期间性别工资差异扩大, 但改革政策和竞争的加剧并未对性别工资歧视产生任何影响。

现有研究对理解中国经济转型中劳动力市场的变迁提供了有力的证据, 但仍存在两个主要的缺陷: 第一, 将性别工资差异中所有不能被可观测因素解释的部分都视为性别歧视, 这有可能夸大了性别歧视的作用。劳动生产率水平的高低不仅取决于可观测因素, 不可观测因素如生理条件、工作的努力程度、社会道德标准等, 也是决定劳动生产率的重要因素, 因此, 性别工资差异中不能被可观测因素解释的部分是来自于歧视还来自于男女之间不可观测因素差别引起的真实劳动生产率差别, 是一个容易引起争论的问题 (Altonji and Blank, 1999)。第二, 现有研究都是以个人样本调查数据为基础, 从所有制性质、地区或部门的角度对个人样本进行分组比较, 通过比较不同组别之间性别工资差异的不同来反映经济转型对性别工资差异的影响, 由于缺乏详细的企业特征, 性别工资差异中的企业效应迄今尚未被涉及。

近几年来部分学者已经开始运用发达国家的企业层面的数据解决性别歧视的度量问题 (Cox and Nye, 1989; Hellerstein and Neumark, 1999), 受这些研究的启发, Zhang 和 Dong (forthcoming) 运用中国工业上世纪 90 年代的企业层面数据分析性别工资差异。他们通过分别估计男性和女性的生产函数和工资方程, 直接比较男女之间的生产率差异和工资差异, 发现在国有企业男女之间的工资差异小于生产率差异, 而私有企业正好相反。这一结论显示在中国的国有企业并不存在对女性的性别歧视, 而是对女性存在事实上的补贴, 但在私有企业则存在对女性的性别歧视。

随着不断可获得的企业和职工匹配数据的出现, 一些研究也开始关注企业特征和性别工资差异之间的关系。Meng (2004) 和 Meng and Meurs (2004) 扩展了 Oaxaca-Blinder 的工资差异分解方法, 将性别工资差异分解为禀赋效应、价格效应和企业效应, 发现企业的工资政策在整体上缩小了性别工资差异, 并且市场竞争越激烈、个人劳动生产率信息越透明的企业性别工资差异越小, 但在企业层次上的工资议价制度对缩小差距作用不明显。

受这些研究的启发, 本文借鉴 Meng (2004) 和 Meng and Meurs (2004) 的研究方法, 运用来自于对江苏省南京市 160 家企业和 3242 个职工的企业和工人匹配的调查数据, 研究中国经济转型过程中企业工资政策在性别工资差异中的作用。尽管该数据库样本量较小并且有一定的区域局限性, 但运用企业和职工匹配数据研究中国的性别工资差异, 本文是首次尝试。我们发现, 与 Meng (2004) 和 Meng and Meurs (2004) 对澳大利亚和法国的研究结论不同, 中国的企业工资政策扩大了而不是缩小了性别工资差异, 并且企业内部性别工资差异的扩大不是由于改革使管理者有更大的工资制定权从而更便于对女性进行性别歧视, 而是由于改革后的工资结构更能反映工人的真实劳动率水平。结果显示, 面临更激烈的市场竞争的企业、具有相对较强的预算约束的企业和经常实行计件工资的企业, 具有更大的性别工资差异, 但工人的谈判能力能够缩小性别工资差异。

本文第二部分是理论基础和基本假设, 第三部分是对研究方法的说明和研究样本的描述, 第四部分检验企业政策在性别工资差异中的作用, 第五部分通过对回归结果的分析, 试图发现究竟什么样的企业更倾向于扩大性别工资差异, 最后是本文的结论和政策含义。

## 二、理论基础与基本假设

迄今, 尚没有专门的理论从企业层面研究性别工资差异, 但一些相关理论可以为我们的研究提供理论基础, 我们将以这些相关理论为依据提出研究假设, 对这些研究假设的经验检验结果与理论预期的异同, 可以为我们理解中国经济转型对劳动力市场的影响提供一个很好的切入点。

Becker (1957) 的竞争抑制歧视理论认为, 雇主的性别偏好将使雇主的工资决定和雇佣数量偏离利润最大化的水平, 在激烈竞争的市场环境中, 性别偏好雇主的歧视行为带来的高成本必将使它在

竞争中处于劣势,因此,就长期而言,市场竞争将抑制性别歧视。与成熟的市场经济相比,在转型背景下理解市场竞争对性别工资差异的影响有一定的特殊性,因为在中国传统体制倡导男女平等的政策背景下,女性在工资待遇上存在被歧视和接受补贴两种可能性,正如 Dong and Zhang (forth coming) 所指出,如果女性的真实劳动生产率低于男性的话,工资支付上的平等可能导致对女性存在事实上的补贴。本文将利用工人和企业匹配的数据对这种可能性进行检验,并运用产品市场竞争程度、贷款的可获得程度、产权结构、企业规模等指标检验市场化改革对性别工资差异的影响。控制个人可观测的人力资本特征,市场约束加强对性别工资差异的影响,取决于在缺乏市场约束时女性是被歧视还是接受补贴,如果传统体制下雇主对女性的性别歧视是性别工资差异的主要原因,市场竞争的加剧将迫使企业不得不承担歧视行为导致的成本的增加,因此我们将会看到市场约束加强将降低性别工资差异(如 Hellerstein 等,2002)。相反,如果传统体制下女性接受补贴,市场竞争的加剧将迫使厂商按照工人的真实劳动生产率水平定价,如果女性的劳动生产率水平低于男性的话,那么市场约束将对性别工资差异具有扩大的作用。

工资支付方式是影响性别工资差异的另一重要企业特征。Jirjah 和 Stephan (2004) 利用来自于德国的企业和工人匹配的数据,发现实行计件工资的企业性别工资差异较小,他认为女性从计件工资中的获益主要是由于像计件工资这样的客观的绩效考核方式限制了管理者在考核上的随意性从而减轻了歧视。Meng (2004) 也发现在澳大利亚更容易识别个人生产率水平的企业性别工资差异较小,并用统计歧视理论解释这一现象,统计歧视理论认为,由于在雇主和雇员之间存在信息的不对称性,雇主往往无法判断个人的真实生产率水平,对个人工资的支付就会取决于对其所在组别整体生产率水平的判断,这样对可靠的生产率信息较多的组别支付的工资(如男性)就会多于对信息较少的组别(如女性)的工资,由于信息的缺乏就会产生性别歧视,而更充分的信息将会减少性别歧视(Phelps, 1972; Aiger and Cain, 1977; Rothschild and Stiglitz, 1982)。我们试图从工资支付方式对性别工资差异的影响中发现工人激励方式改革对男性与女性的不同影响。

工人参与决策的程度也是影响性别工资差异的重要因素。Elvira 和 Saporta (2001) 用来自于美国的调查样本,研究了工会的成立对性别工资差异的影响,他们发现,在所调查的大部分行业中,成立工会的行业性别工资差异较小,他们认为在成立工会的企业中,集体谈判在工资制定中具有更大的影响力,从而限制了雇主的性别偏好倾向,降低了性别工资差异。在中国企业中,工会并不是一个独立的组织,尽管工会作为联系经营者和工人的纽带,在工资的制定中一直发挥积极的作用,但其作用如何仍有待于经验分析的检验。为了检验工人参与决策对性别工资差异的影响,我们还引入了每年职代会召开的次数、工人在经理任命和工资及福利分配决策中的影响程度等指标,如果工人对决策的参与以降低企业内部的分配不平均程度和限制工资决定中的独断程度为目标,我们预期工人的参与将降低性别工资差异。

最后,我们将检验企业内部的职位隔离和分配的不平均程度对性别工资差异的影响。劳动经济学家认为,在职位、企业和行业的性别隔离是性别工资差异产生的重要原因(Bergmann, 1974; Johnson 和 Stafford, 1998)。Blau 和 Kahn (1996) 的研究发现,由于对女性的职位隔离和行业隔离,女性不得不到工资较低且工资增长较慢的职位和行业工作,这是美国长期存在较高的性别工资差异的主要原因。自市场化导向的经济改革以来,中国收入分配的不平均程度显著上升,Maurer-Fazio 和 Hughes (2002) 和 Bishop 等 (2005) 发现,中国改革以后,整体的分配不平均程度扩大了性别工资差异。本文将分析企业内部的分配不平均程度对性别工资差异的影响,这将使我们能够更好地理解中国劳动力市场上不断上升的收入不平等如何通过职位隔离影响性别工资差异。

Dong and Zhang (forth coming) 发现在国有工业企业的非技术工人中,女性的劳动生产率的确低于男性。

### 三、方法和数据

为了研究企业特征对性别工资差异的影响,我们首先通过比较工资方程中不包括企业效应和包括企业效应的回归结果的异同,并通过性别工资差异的分解检验企业效应在解释性别工资差异中的作用,然后用多元回归分析考察为什么性别工资差异中未被解释的部分在不同的企业之间存在差别。

首先,我们定义企业  $j$  在时期  $t$  的性别工资差异为:

$$GAPl_{jt} = \ln \bar{W}_{jt}^m - \ln \bar{W}_{jt}^f \quad (1)$$

式中,  $W$  为小时工资,  $\ln \bar{w}$  为企业的男性或女性的小时工资对数的均值,上标  $m$  和  $f$  分别代表男性和女性。为了对企业内部的性别工资差异进行分解,我们分别对男性和女性各横截面数据的工资方程进行回归,回归方程如式(2)和式(3)所示:

$$\ln W_{ij}^m = \alpha_j^m X_{ij}^m + \beta_j^m + \epsilon_{ij}^m \quad (2)$$

$$\ln W_{ij}^f = \alpha_j^f X_{ij}^f + \beta_j^f + \epsilon_{ij}^f \quad (3)$$

式中,  $\ln W_{ij}$  表示第  $j$  个企业的第  $i$  个工人的小时工资的对数,  $X_{ij}$  表示第  $j$  个企业的第  $i$  个工人的人力资本特征变量,包括工龄、工龄的平方和受教育年数,  $\alpha_j$  是待估计的人力资本特征的市场价格,  $\beta_j$  是企业  $j$  对男性或女性的工资补贴,  $\epsilon_{ij}$  是残差项。

根据式(2)和式(3)的回归结果,预测的企业  $j$  的工资差异可以分解为:

$$\ln \bar{W}_j^m - \ln \bar{W}_j^f = (\alpha_j^m - \alpha_j^f) \bar{X}_j + (\beta_j^m - \beta_j^f) \quad (4)$$

其中  $\alpha_j$  代表估计出的参数和预测工资,  $\ln \bar{w}$  和  $\bar{X}$  分别是男性或女性的企业水平上的平均工资的对数和平均的人力资本特征。根据这一分解,企业的性别工资差异可以分解为三部分:一部分来自于男女之间人力资本特征的差异,一部分来自于市场上男性和女性人力资本特征的价格差异,一部分来自于企业对男性和女性的不同的工资补贴,与 Meng (2004) 相同,我们分别将这三部分称为禀赋效应、价格效应和企业效应。

接下来我们将检验本文第二部分提出的关于企业特征影响性别工资差异的理论假设。为了结果的可信性,我们将从三个不同的角度分析企业的性别工资差异。

首先分析企业特征对性别工资差异中不能被可观测的人力资本特征的差异所解释的部分的影响,这时将企业的总的性别工资差异作为回归的因变量:

$$GAPl_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 (X_{jt}^m - X_{jt}^f) + \alpha_2 Z_{jt} + \alpha_3 \ln d_j + \alpha_4 T_t + v_{jt} \quad (5)$$

其中,  $\alpha_0$  是待估计的参数,  $X_{jt}^m - X_{jt}^f$  是企业层面男性和女性的人力资本特征在时期  $t$  的平均差异,  $Z_{jt}$  是在  $t$  期企业  $j$  的企业特征变量,  $\ln d$  是行业虚拟变量,  $T$  是时间虚拟变量,  $v$  是残差项。

然后我们在性别工资差异中扣除禀赋效应:

$$GAPl_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 (X_{jt}^m - X_{jt}^f) + \alpha_2 Z_{jt} + \alpha_3 \ln d_j + \alpha_4 T_t + v_{jt} \quad (6)$$

式中  $\alpha_1$  是用时期  $t$  的基于个人的所有样本回归的工资方程中人力资本特征的系数。则要回归的第二个方程可以写成:

$$GAPl_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 Z_{jt} + \alpha_2 \ln d_j + \alpha_3 T_t + e_{jt} \quad (7)$$

其中  $\alpha_0$  是待估计的参数,  $e$  是残差项,值得指出的是,方程(7)比方程(5)受到较少的限制,因为式(5)中人力资本的回报不随时间的变化而变化,而(7)中则是随时间的变化而变化的。

此时的回归包括性别虚拟变量、受教育年数、工作经验及经验的平方和企业虚拟变量,并且对每一时期的城市样本和农村样本分别进行回归。

第三个回归仅仅关注性别工资差异中的企业效应,以 $(\hat{\alpha}_j^m - \hat{\alpha}_j^f)$ 作为因变量进行回归:

$$GAP3_{jt} = (\hat{\alpha}_j^m - \hat{\alpha}_j^f) = \beta_0 + \beta_1 Z_{jt} + \beta_2 ind_j + \beta_3 T_t + u_{jt} \quad (8)$$

式中 $\hat{\alpha}_j^m$ 和 $\hat{\alpha}_j^f$ 是由对方程(2)和方程(3)的回归中得到的, $(\hat{\alpha}_j^m - \hat{\alpha}_j^f)$ 反映了企业层面的对男性和女性工资补贴的不同。 $\beta$ 是待估计的参数, $u$ 是残差项。

在方程(5)、方程(7)和方程(8)的回归中,被解释变量均来自于非平衡的分层数据,因此,不同观测点的扰动项方差可能并不相同,即模型存在异方差。我们用OLS方法估计(5)和(7),并用异方差一致标准差得到可信的统计检验。OLS估计是一致的但不是有效的估计量,我们采用Bryk and Raudenbush (1992)提出的加权最小二乘法回归方程(8),这种方法对于非平衡的分层数据可以产生更有效的估计结果。

用于本文分析的数据是来自于2002年对南京市所辖7个区县的调查。这次调查首先从2002年已完成改制的年销售收入在5万元以上的634家企业中随机抽取160家企业,再从每家企业随机抽取20名职工,形成了一个包括3242个工人和160家企业的双层数据库。样本企业分布14个两位数行业的64个四位数行业中,其中67家企业改制前隶属于中央、省或南京市,本文称之为城市企业,另外93家企业隶属于乡镇政府,本文称之为农村企业,尽管两类企业改制前都属于政府所有,但二者的经济转型过程存在很大的差别,在工资决定和劳动雇用方面,农村企业比城市企业更具市场化倾向(Dong and Bowles, 2002),考虑到城市企业和农村企业在制度方面的差异,以下我们对性别工资差异问题的分析将对两类企业分别讨论。样本期间从1994年到2001年。由于该调查不是对企业的跟踪调查,个别指标来自于管理者对以前年份经营状况的回忆,因此个别指标的较远年份的信息可能存在一定的误差,我们应该对这一局限性持谨慎的态度。

该调查包括对职工个人特征、企业基本信息以及企业改制和经营状况的调查三部分。职工的主要人力资本特征和工资来自于企业管理部门的记录,包括职工的性别、年龄、教育程度、工龄等信息。工资指职工一年内在企业得到的全部货币收入,包括基本工资、津贴、奖金、失业保险金等,对工资总额按消费物价指数以1994年为基年折减,工龄为年龄减去受教育年数再减去6。企业基本信息来自于对企业的调查,包括企业的资产规模、职工人数、银行贷款、私有产权比重、内部工资分配的平均程度、行业代码等。相关货币指标均按相应的物价指数折算成以1994年为基年的不变价格衡量。

企业经营状况和改制情况来自于对经营者的问卷调查,包括企业改制的基本情况、企业面临的产品市场竞争程度、企业收入分配的方法、职工对重大决策的参与程度、是否有工会等信息。我们用基于经营者判断的虚拟变量衡量企业面临的产品市场竞争的激烈程度,如果经营者认为产品市场的竞争非常激烈该变量等于1,否则等于0。企业收入分配的方法来自于经营者对是否经常采用某种分配方式的回答,不经常采用为1,有时采用为2,经常采用为3。职工对重大决策的参与程度指职工对经理任命和有关职工福利分配等重大事项决策的影响程度,如果职工没有任何影响力,该变量等于1,如果完全由职工决定,该变量等于5,其他影响力等级用1和5之间的数字表示。是否有工会是一个虚拟变量,企业有工会为1,没有为0。需要说明的是,这里的政策变量来自于经营者的判断,并用虚拟变量或序数变量纳入模型,其中一些变量可能存在某种程度的主观性误差,在对结果的解释中我们应谨记这一局限性。

表1是个人样本的统计性描述。可以看出,样本中女性占32.9%,城市企业的职工占总样本的41.1%。就个人特征而言,男性的平均受教育年限为11.1年,而女性为10.9年,男性的平均工龄为20.3年,女性为17.5年,显然,教育程度的性别差异小于工作经验的性别差异,并且城市职工教育程度的性别差异比农村小,而工龄的性别差异比农村大。

表2是企业特征的统计性描述。可以看出,不论是就资产规模还是职工人数,城市企业的规模

表 1 工人特征的统计性描述

	所有样本		城市样本		农村样本	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
工资 (元/年)	6139.40 (4864.30)	5341.31 (4075.85)	7394.67 (5679.36)	6874.81 (5007.94)	5298.34 (4018.93)	4127.63 (2566.04)
小时工资(元)	2.68(2.21)	2.39(2.08)	3.51(2.99)	3.41(3.28)	2.15(1.53)	1.63(0.99)
受教育年数	11.13(2.87)	10.88(2.78)	12.32(3.00)	12.29(2.76)	10.34(2.56)	9.77(2.23)
工龄(年)	20.27(8.65)	17.52(7.16)	20.13(8.83)	16.99(7.19)	20.37(8.54)	17.94(7.12)
样本数量	2176	1066	873	471	1303	595

注：表中数字为均值，( ) 内为标准差。

表 2 企业特征的统计性描述

变量	全部样本		城市企业		农村企业	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
总资产(百万元)	265.89	103.30	610.59	153.04	16.58	25.52
职工人数	755.70	1744.89	1466.75	2525.39	239.28	271.41
私有资本比重(%)	50.48	44.21	26.02	35.64	67.99	41.48
产品市场竞争程度:(%)						
非常激烈	75.00	43.43	86.15	34.80	67.37	47.14
有点激烈	23.75	42.68	12.31	33.10	31.58	46.72
没有竞争	1.25	11.14	1.54	12.40	1.05	10.20
人均贷款(1000元)	9.97	31.91	18.46	46.47	3.74	9.55
工资支付方法:						
计件工资	2.59	0.66	2.34	0.73	2.77	0.55
与小组绩效挂钩	2.16	0.68	2.20	0.72	2.12	0.65
与企业利润挂钩	2.18	0.74	2.27	0.77	2.12	0.73
每年召开职代会的次数	1.33	1.29	1.50	1.03	1.20	1.44
工会(%)	83.43	37.29	91.17	28.57	77.89	41.71
职工在决策中的影响:						
工资和奖金分配	2.53	1.01	2.54	1.26	2.52	0.81
经理任命	1.67	1.40	1.32	1.59	1.92	1.21

收入最高的前十位生产工人的平均收入与全部生产工人平均收入的比

	全部样本	城市企业	农村企业
	1.27	0.78	1.28
行业分布(%)			0.33
食品和饮料	3.95		1.08
纺织	7.89	8.47	7.53
服装	3.95	1.69	5.34
皮革	0.66	0.00	1.07
造纸和印刷	7.89	6.78	8.59
石油化工	18.41	22.03	16.12
冶金	19.08	11.86	23.66
机械	34.87	35.59	34.41
建筑材料	3.30	5.11	2.20
样本数量	160	67	93

都比农村企业大。86%的城市企业管理者认为他们在产品市场上面临“非常激烈”的市场竞争,而农村企业这一比例为67%,这一判断可能反映了城市企业应对产品市场竞争的能力弱于农村企业。同时,城市企业在信贷市场上获得贷款的能力高于农村企业,私有产权比重低于农村企业,这与集体企业比国有企业面临更强的预算约束这一典型事实相符。另外,在分配方法上,城市企业比农村企业较少采用计件工资方式,而更多地采用与小组或企业绩效挂钩的分配制度。城市企业的职工比农村企业职工对企业重大决策的影响力更大,成立工会的城市企业的比重也比农村企业高。最后,城市企业内部分配的不平均程度也略微高于农村企业。城乡企业在企业主要特征上的不同表现,说明城市企业和农村企业事实上是两个分割的劳动力市场,因此,在分析中必须分别给予关注。

#### 四、企业在性别工资差异中的作用

为了检验工资决定中的企业效应,分别在不考虑企业固定效应和引入企业固定效应两种情况下对式(2)和式(3)的工资方程进行估计,前者将整个经济视同一个整体而不考虑企业的影响,假定个人的工资决定与企业的工资政策无关,因此工资方程中只包括影响工资决定的人力资本特征变量和行业虚拟变量,而企业固定效应模型则考虑了企业之间用工政策的不同对工资决定的影响,二者估计结果的不同可以反映企业的工资政策在工资决定中的作用。

表3 城市职工工资方程的估计

	1995		1999		2001	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
不包括企业效应的工资决定模型:						
教育年数	0.070 (7.09) ***	0.060 (5.01) ***	0.081 (8.18) ***	0.080 (5.57) ***	0.095 (8.63) ***	0.098 (5.92) ***
工龄	0.021 (1.64)	0.010 (0.77)	0.016 (1.13)	- 0.007 (- 0.41)	0.005 (0.35)	- 0.013 (- 0.68)
工龄平方	0.000 (0.45)	0.000 (1.04)	0.000 (0.41)	0.001 (1.96) **	0.000 (0.92)	0.001 (2.02) **
行业	yes	yes	yes	yes	yes	yes
常数项	- 0.230 (- 1.37)	- 0.052 (- 0.28)	- 0.211 (- 1.01)	0.060 (0.23)	- 0.076 (- 0.34)	- 0.026 (- 0.08)
R <sup>2</sup>	0.212	0.230	0.178	0.200	0.166	0.202
企业固定效应模型:						
教育年数	0.032 (9.46) ***	0.027 (5.55) ***	0.036 (11.96) ***	0.036 (7.50) ***	0.045 (11.33) ***	0.045 (8.32) ***
工龄	0.034 (6.41) ***	0.027 (3.83) ***	0.022 (4.97) ***	0.024 (3.64) ***	0.013 (2.27) **	0.018 (2.33) **
工龄平方	- 0.000 (- 3.68) ***	- 0.000 (- 1.88) *	- 0.000 (- 2.23) **	- 0.000 (- 1.72) *	- 0.000 (- 0.50)	- 0.000 (- 0.47)
企业	yes	yes	yes	yes	yes	yes
常数项	0.338 (4.92) ***	0.466 (4.93) ***	0.675 (10.30) ***	0.666 (6.83) ***	0.851 (9.95) ***	0.737 (6.34) ***
R <sup>2</sup>	0.920	0.950	0.934	0.955	0.899	0.946
企业效应对工资变化作用的下限:						
样本数量	755	396	855	463	855	464

注:( )内为t统计量;\*\*\*、\*\*、\*分别表示在置信度水平1%、5%与10%下显著,表4、表6、表7同。

表 4 农村职工工资方程的估计

	1995		1999		2001	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
不包括企业效应的工资决定模型：						
教育年数	0.032 (5.97) ***	0.056 (6.71) ***	0.052 (10.38) ***	0.054 (7.24) ***	0.051 (9.49) ***	0.060 (7.20) ***
工龄	0.000 (1.81) *	- 0.003 (- 0.30)	0.000 (1.47)	- 0.002 (- 0.34)	0.000 (2.25) **	- 0.007 (- 1.00)
工龄平方	- 0.003 (- 0.61)	0.000 (1.74)	- 0.003 (- 0.55)	0.000 (1.70)	- 0.009 (- 1.41)	0.000 (2.07) **
行业	yes	yes	yes	yes	yes	yes
常数项	0.318 (3.59) ***	- 0.072 (- 0.50)	0.264 (2.99) ***	0.014 (0.13)	0.522 (4.60) ***	0.100 (0.77)
R <sup>2</sup>	0.127	0.350	0.120	0.26	0.116	0.326
企业固定效应模型：						
教育年数	0.033 (9.60) ***	0.028 (5.47) ***	0.046 (12.40) ***	0.046 (6.30) ***	0.048 (12.04) ***	0.054 (6.70) ***
工龄	0.008 (2.76) ***	0.008 (1.58)	0.011 (2.91) ***	0.005 (1.22)	0.008 (1.86) *	0.006 (1.30)
工龄平方	0.000 (- 0.60)	0.000 (- 0.24)	0.000 (- 1.05)	0.000 (0.85)	0.000 (- 0.23)	0.000 (0.39)
企业	yes	yes	yes	yes	yes	yes
常数项	0.442 (9.44) ***	0.025 (0.30)	- 0.354 (- 6.17) ***	0.257 (2.70) ***	0.158 (2.26) **	0.569 (4.11) ***
R <sup>2</sup>	0.755	0.850	0.650	0.740	0.657	0.759
企业效应对工资变化作用的下限：						
	0.628	0.500	0.530	0.480	0.541	0.433
样本数量	1132	521	1286	589	1294	593

表(3)和表(4)分别显示了城市样本和农村样本的估计结果，表中的第一部分是不考虑企业固定效应的工资方程的估计结果，第二部分是包括企业固定效应的估计结果。比较两种回归结果可以发现：第一，控制企业效应后教育的回报显著下降，男性和女性的下降幅度差别不大。这一事实表明在不考虑企业效应而单纯估计人力资本特征的工资方程中高估了教育的回报，控制企业效应能够对工资的决定和男女性别工资差异有更准确的估计。第二，控制企业效应提高了工龄和工龄平方项估计的精确性。在不控制企业效应的情况下，工龄及工龄的平方对工资的决定没有显著的影响，但控制企业效应后则有显著作用，这说明企业的工资政策是决定工龄回报的主要因素。比较两种回归的 R<sup>2</sup> 可以发现，工人可观测个人特征的解释能力大大低于企业固定效应模型。为了了解工资变化在多大程度上取决于企业效应，运用 Dickens and Katz (1987) 的研究方法，我们通过比较两种回归结果的 R<sup>2</sup> 的差计算企业政策的下限，结果如表(3)和表(4)的最后一部分所示，在城市男性的工资决定中企业工资政策的解释能力在 70.8% 和 75.6% 之间，而女性的这一比例在 72.1% 和 75.5% 之间，对于农村的男性和女性这一比率分别为 53.0% 到 62.8% 和 43.3% 到 50.0%，这说明城市企业的工资政策在工资决定中比农村企业有更大的影响。

限于篇幅，这里只报告了其中 3 年的估计结果，对其他年份回归结果感兴趣的读者可向作者索要。

为了进一步从数量上分析企业效应在性别工资差异中作用的大小,我们将在以上运用8个横截面数据用固定效应模型对工资方程进行回归的基础上,对样本企业的性别工资差异按式(4)进行分解,分解结果见表(5)。

表5 企业内性别工资差异的分解(GWG)

	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
城市企业:								
观测到的 GWG	0.076	0.078	0.086	0.092	0.088	0.109	0.115	0.115
预测的 GWG	0.083	0.077	0.091	0.095	0.089	0.111	0.116	0.115
禀赋效应	0.036	0.037	0.034	0.032	0.033	0.035	0.037	0.029
%	43.40	47.89	37.67	34.13	37.50	31.41	32.03	24.73
价格效应	0.047	0.109	-0.060	-0.044	-0.056	-0.043	-0.029	-0.085
%	56.44	141.74	-66.14	-46.06	-63.16	-38.24	-24.69	-73.89
企业效应	0.000	-0.069	0.117	0.106	0.111	0.119	0.108	0.172
%	0.15	-89.63	128.46	111.93	125.65	106.83	92.66	149.16
样本数量	58	59	62	65	66	67	67	67
农村企业:								
观测到的 GWG	0.139	0.142	0.137	0.142	0.140	0.151	0.160	0.158
预测的 GWG	0.138	0.141	0.136	0.142	0.140	0.151	0.160	0.159
禀赋效应	0.019	0.025	0.025	0.030	0.032	0.030	0.032	0.031
%	13.41	17.76	18.52	21.05	22.56	19.86	20.15	19.75
价格效应	-0.008	0.046	0.038	-0.106	0.033	0.044	-0.023	-0.049
%	-5.86	32.67	27.72	-75.13	23.91	29.05	-14.44	-30.83
企业效应	0.128	0.070	0.073	0.218	0.075	0.077	0.151	0.176
%	92.45	49.57	53.76	154.08	53.53	51.09	94.28	111.08
样本数量	81	84	88	90	93	93	93	93

表5上半部分显示的是对城市企业性别工资差异的分解结果。在样本期间内,样本企业的性别工资差异尽管较小,但男性平均工资比女性平均工资高出的百分比呈现出从1994年的7.6%到2001年的11.5%的扩大趋势。分解结果显示,禀赋效应产生了2.9到3.7个百分点的性别工资差异,占总差异的24.7%到47.9%。除了1994年和1995年,其余所有年份中价格效应均为负,从-2.9个百分点到-8.5个百分点,解释所有工资差异的-24.7%到-73.9%。与价格效应相反,除了1995年以外,企业效应均为正,1994年的解释能力有限,其余年份从10.6到17.2个百分点,能够解释总差异的92.7%到149.2%。这一结果意味着,除了1994年和1995年,性别工资差异中不能被可观测的人力资本特征解释的部分,主要是来自于企业效应,而不是价格效应。

表5下半部分显示的是对农村企业性别工资差异的分解结果。我们发现农村的性别工资差异高于城市,但也同样呈扩大趋势,男性平均工资比女性平均工资高出的百分比从1994年的13.9%上升到2001年的15.8%。分解结果显示,禀赋效应从1.9个百分点到3.2个百分点,能够解释全部工资差异的不到1/4。价格效应在1994年、1997年、2000年和2001年为负,其他年份均为正。企

因为工资差异的分解是在工资方程的基础上进行的,分解结果对工资方程的选择非常敏感,因此,我们分别运用男性和女性工资方程的估计系数作为权重进行分解。限于篇幅,这里只报告了以男性人力资本价格为权重的分解结果,对以女性人力资本价格为权重的分解结果与该结果基本相同,感兴趣的读者可以向作者索要。

业效应在所有年份都有正效应,从 7.0 个百分点到 21.8 个百分点,解释力在 49.6 %和 154.1 %之间。可见,与城市样本相同,在农村,性别工资差异的绝大部分也来自于企业效应。

性别工资差异的分解结果表明,在中国劳动力市场上企业在扩大性别工资差异中具有非常重要的作用。企业效应为正,意味着在相同的人力资本特征的情况下,企业支付给男性的工资高于女性。这一结论与 Meng(2004)和 Meng and Meurs(2004)对澳大利亚和法国的研究的结论正好相反,他们发现企业缩小了劳动力市场上的性别工资差异。

### 五、企业特征与性别工资差异

为了发现企业特征在决定性别工资差异中的作用,我们分别对式(5)、式(7)和式(8)进行回归,通过这些回归,试图发现市场竞争、工资分配制度、工人在决策中的影响力和企业内部分配的平均程度对企业性别工资差异的影响。我们首先就所有样本进行回归,然后对城市样本和农村样本分别回归,回归结果如表 6 和表 7 所示。

表 6 企业内性别工资差异的决定(全部样本)

因变量	总的工资差异 (GAP1)	扣除禀赋效应的工资差异 (GAP2)	扣除禀赋效应和企业效应的工资差异 (GAP3)
	OLS	OLS	WLS
企业面临的产品市场竞争程度	0.028(2.31)**	0.037(3.05)***	0.033(2.80)***
人均贷款	-0.0001(-0.95)	0.000(-0.86)	0.000(-0.53)
私有产权比重(%)	0.022(1.31)	0.019(1.11)	-0.003(-0.19)
职工人数的对数	-0.005(-1.03)	-0.005(-1.03)	-0.009(-1.89)*
工资支付方式:			
计件工资	0.019(3.03)***	0.019(3.03)***	0.014(1.65)*
与小组绩效挂钩	0.011(1.28)	0.011(1.28)	0.012(1.53)
与企业利润挂钩	-0.027(-4.01)***	-0.027(-4.01)***	-0.025(-3.49)***
工会	0.0268(1.93)*	0.011(0.77)	0.004(0.27)
每年召开职代会的次数	-0.016(-3.26)***	-0.015(-3.00)***	-0.012(-2.68)***
职工对决策的影响程度:			
工资和奖金分配	-0.010(-2.08)**	-0.013(-2.59)***	-0.009(-1.77)*
经理的任命	-0.015(-4.49)***	-0.012(-3.52)***	-0.012(-3.34)***
企业内部的收入不平均程度	0.021(3.11)***	0.018(3.04)***	0.017(2.72)***
城市虚拟变量	-0.034(-2.63)***	-0.039(-3.00)***	-0.041(-3.04)***
男女平均受教育年数的差异	0.036(6.18)***	—	—
男女平均工龄的差异	-0.008(-1.61)	—	—
男女平均工龄平方的差异	0.001(4.37)***	—	—
年份虚拟变量	yes	yes	yes
行业虚拟变量	yes	yes	yes
常数项	0.095(2.89)***	0.117(3.52)***	0.131(3.20)***
Adj. R <sup>2</sup>	0.212	0.111	0.237
样本数量	1165	1165	1165

就全部样本而言,三个回归结果都显示,面临更激烈的产品市场竞争的企业性别工资差异也更大,这一结论与 Becker(1957)的雇主歧视理论相悖,但与性别之间真实生产率差异的理论预期一

致,这意味着性别工资差异的产生不是源自于雇主的歧视,而是由于男女之间不能被人力资本特征解释的真实的劳动生产率水平存在不同。这一结论从工资支付制度对性别工资差异的影响的回归结果中也可以得到印证:我们发现经常实行计件工资制的企业比实行与小组绩效或企业绩效挂钩的企业的工资性别差异更大,并且在三个回归中该变量都在1%的水平上显著。这一结论与客观的工资支付方式限制雇主的歧视或统计歧视理论相悖,但与中国男女之间真实劳动生产率的差别是产生性别工资差异的主要力量的结论一致(Zhang and Dong,forth coming)。

根据 Elvira and Saporta (2001) 的理论,雇员具有较强的工资谈判能力的企业性别工资差异较小。从回归结果看,本文结论与理论预期一致,企业每年职代会的次数、企业职工在经理任命和对工资奖金分配决策中的参与程度等指标在三个回归中都显著为负。但企业工会在缩小男女性别工资差异中几乎没有影响,这一方面可能是由于企业工会在样本企业中普遍存在,从而使这一指标失效,另一方面可能与中国企业的工会在真正代表企业职工利益参与企业收入分配决策中的作用有限有关。

由回归结果可以看出,企业内部收入分配不平均程度越大的企业性别工资差异越大。这一结论说明,一方面,就像市场上对女性的行业隔离一样,企业内部存在对女性的职位隔离,与男性相比,女性被更多地安排到工资较低的职位上,这是形成企业内部性别工资差异的重要原因。另一方面,这一结论也暗含着经济转型中企业内部的收入分配制度的变化似乎对女性职工更为不利,改革

以来国有企业内部实行了各种形式的内部收入分配制度改革,这些改革的共同之处在于打破了原来的收入平均分配的大锅饭制度,拉大了职工之间的收入差距,而收入差距拉大与性别工资差异之间强烈的正相关性说明女性职工的收入在企业职工收入增长中的相对弱势地位。

下面我们讨论企业特征对企业内部性别工资差异的影响中城乡的不同表现(见表7)。对于所有的部门,结果再次显示面临激烈产品市场竞争的企业和经常采用计件工资的企业性别工资差异更大,市场竞争的作用在城市表现得更加明显。但是,在城市,性别工资差异与

表7 企业内性别工资差异的决定(分城乡的回归结果)

	城市企业(GAPI)	农村企业(GAPI)
企业面临的产品市场竞争程度	0.049(2.88)***	0.026(1.48)
人均贷款	-0.0003(-2.45)**	-0.001(-0.70)
私有产权比重	0.071(2.92)***	0.027(1.16)
职工人数的对数	-0.008(-1.52)	0.001(0.07)
工资支付方法:		
计件工资	0.014(1.67)*	0.031(2.78)***
与小组绩效挂钩	-0.019(-2.11)**	0.012(0.90)
与企业利润挂钩	-0.026(-2.76)***	-0.011(-1.13)
工会	0.113(5.55)***	0.008(0.43)
每年召开职代会的次数	-0.021(-2.96)***	-0.022(-3.28)***
职工对决策的影响程度:		
工资和奖金的分配	0.010(1.88)*	-0.041(-4.61)***
经理的任命	-0.009(-2.01)**	-0.021(-3.42)***
内部收入分配的不平均程度	0.036(2.06)**	0.018(3.20)***
男女平均受教育年限的差异	0.041(6.65)***	0.037(4.03)***
男女平均工龄的差异	0.005(0.79)	-0.030(-3.79)***
男女平均工龄平方的差异	0.0003(2.08)**	0.001(4.93)***
年份虚拟变量	yes	yes
行业虚拟变量	yes	yes
常数项	-0.038(-0.94)	0.079(0.97)
Adj. R <sup>2</sup>	0.416	0.214
样本数量	458	707

限于篇幅,这里只报告了对总性别工资差异(GAPI)的回归结果,对其他结果感兴趣的读者可以向作者索要。

人均银行贷款和与企业绩效挂钩的工资制度显著负相关,与私有产权比重显著正相关,而在农村,这三个变量均不显著。对于国有企业,人均贷款水平意味着企业的预算约束程度,城市企业人均贷款与性别工资差异负相关的结果为男女之间真实生产率差异的理论预期提供了又一支撑。私有产权比重高的企业性别工资差异越大这一结论与经济的直觉相符,但这是由于私有企业雇主具有更大的性别歧视倾向,还是由于利润的驱动使他们的工资结构与劳动生产率更加一致,我们尚不能给出清楚的解释。无论如何,市场竞争对性别工资差异的影响在农村比在城市小这一结论并不意外,因为乡镇企业本来具有比国有企业更大的市场化倾向,因此竞争的加剧扩大性别工资差异的空间就相对较小。

职工在经理任命决策中的参与程度和企业的内部分配平均程度对性别工资差异的影响在城乡有相同的表现。但工会在城乡企业却具有不同的影响,在城市,有工会的企业性别工资差异较大,这说明工会在促进市场化改革和保持传统意识形态方面,更倾向于前者。但在农村,工会的作用并不显著。

总之,我们发现,假定人力资本特征不变,企业内的性别工资差异与产品市场竞争的激烈程度、与个人绩效挂钩的工资分配制度显著正相关,与企业在信贷市场上取得贷款的能力显著负相关。这些结论意味着,在中国经济的转型时期,性别歧视并不是产生不可解释的性别工资差异的主要力量。相反,这部分性别工资差异的产生是由于在基于相同的教育、经验等可观测的人力资本特征下,男女之间在真实劳动生产率水平上存在差别。我们还发现职工参与决策的程度和企业内部分配的平均程度对企业内性别工资差异也具有显著影响。

## 六、结论与政策含义

随着企业和职工匹配数据的出现,企业效应在性别工资差异中的作用逐渐引起研究者的关注。本文运用来自于江苏省南京市 160 家企业和 3242 个职工的数据,对中国经济转型过程中性别工资差异中的企业效应进行了经验分析。为了分析企业政策对性别工资差异究竟产生多大的影响,我们首先用 Meng(2004)提出的方法对企业的性别工资差异进行分解,分解发现,在同样的人力资本特征下,企业对男性比对女性有更高的工资支付,并且企业效应可以解释性别工资差异中不能被可观测的人力资本差异部分的一大部分。然后我们分析了企业特征对企业内性别工资差异的影响,我们发现,企业的外部市场环境和内部制度特征是决定企业性别工资差异程度的重要因素,产品市场竞争激烈的企业、经常采用计件工资制的企业以及内部职工收入差距较大的企业性别工资差异较大,小规模企业和私有产权比重较大的企业也呈现较大的性别工资差异,但工人的谈判能力有缩小性别工资差异的作用。当然,这里我们应该对某些基于经营者判断的政策变量可能存在的主观偏误给予充分的考虑。

本文的研究为理解中国经济转型对性别收入不平等及歧视在性别收入不平等中的作用提供了新的证据。根据竞争抑制歧视理论(Becker, 1957),竞争的加剧将抑制性别歧视的产生,激烈的市场竞争有助于缩小性别工资差异,一些学者(如 Meng, 1998 和 Liu 等, 2000)对中国的研究也发现在市场化程度更高的部门,性别工资差异中未被解释的部分所占的比重较小,市场化改革提高了女性的经济地位。但我们的分析发现,经济理论中关于性别歧视的理论并不能解释中国国有企业中的性别工资差异。因为在计划经济体制下工资结构单一,工资水平不能真实反映工人之间真实劳动生产率水平的差异,经济改革加强了经营者的利润动机,工资的制定与个人的劳动绩效联系更密切,由于男性和女性之间存在不能被人力资本特征所解释的真实劳动生产率的差异,因此改革扩大了性别工资差异。私有化、职工在决策中影响力的下降、企业内部技术工人和非技术工人以及高层管理者与基层人员之间收入差距的扩大,更加剧了市场改革对女性收入的不利影响。因此,在经济

转型的过程中,政府必须采取措施减缓经济改革对女性的不利影响,尤其应该在对女性的技能培训、儿童看护的社会化程度、提倡家庭责任的男女平等和减轻性别的职位隔离等方面加大政策支持力度,这些政策将有助于提高女性的劳动生产率,从而可以从长期缩小性别工资差异。

### 参考文献

- 李实、古斯塔夫森,1999:《中国城镇职工收入的性别差异分析》,载赵人伟等主编《中国居民收入分配再研究》,中国财政经济出版社。
- Aiger, D.J. and G. G. Cain, 1977, "Statistical Theoreis of Discrimination in Labor Market." *Industrial and Labor Relations Review*, 30(2), pp. 175—87.
- Altonji, Joseph and Blank, Rebecca, 1999, "Race and Gender in the Labor Market," in O. Ashenfelter and D. Card (eds), *Handbook of Labor Economics*, 3c Elsevier Science.
- Becker, Cary S., 1957, *The Economics of Discrimination*. Chicago: The University of Chicago Press.
- Bergmann, B., 1974, "Occupational Segregation, Wages and Profits When Employers Discriminate by Race or Sex." *Eastern Economic Journal*, 1(1/2), pp. 103—10.
- Bishop, J. F. Luo and F. Wang, 2005, "Economic Transition, Gender Bias, and The distribution of Earnings in China." *Journal of Economic Transition*, 13(2), pp. 239—259.
- Blau, Francine D. and Lawrence M. Kahn, 1996, "Wage Structure and Gender Earnings Differentials: An International Comparison," *Economica*, New Series, 63(250), S29—S62, Supplement: Economic Policy and Income Distribution, pp. 29—62.
- Bryk, A. S. and S. W. Raudenbush., 1992, *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods*. Newbury Park: Sage Publications.
- Cox, D. and Nye, J. V., 1989, "Male-female Wage Discrimination in Nineteenth-century", *Journal of Economic History*, 49, pp. 903—920.
- Dickens, W. T. and L. F. Katz, 1987, "Inter-industry Wage Differences and Industry Characteristics." In Lang, K, and J. S. (Eds.), *Unemployment and the Structure of Labor Markets*. Basil Blackwell, New York, pp. 48—89.
- Dong, Xiaoyuan and Paul Bowles, 2002, "Segmentation and Discrimination in China's Emerging Industrial Labor Markets." *Chinese Economic Review*, 13(2—3), pp. 170—196.
- Elvira, M. M. and I. Saporta, 2001, "How Does Collective Bargaining Affect the Gender Pay Gap?" *Work and Occupations*, 28, pp. 469—490.
- Hellerstein, J. K., Neumark, 1999, "Sex, Wages, and Productivity: An Empirical Analysis of Israeli Firm-Level Data." *International Economic Review*, 40(1), pp. 95—123.
- Hellerstein, J. K., Neumark, D. and Troske, K. R., 2002, "Market Forces and Sex Discrimination." *Journal of Human Resources*, 37(2), pp. 353—380.
- Jirjahn, U. and G. Stephan, 2004, "Gender, Piece Rates and Wages: Evidence from Matched Employer-Employee Data." *Cambridge Journal of Economics*, 28, pp. 683—704.
- Johnson, G. E. and F. P. Sifford, 1998, "Alternative Approaches to Occupational Exclusion." in I. Persson and C. Jonung, eds. *Women's Work and Wages*. London: Routledge.
- Liu P; Meng X; Zhang J., 2000, "Sectoral Gender Wage Differentials and Discrimination in the Transitional Chinese Economy." *Journal of Population Economics*, 13, pp. 331—352.
- Maurer-Fazio, M. and J. Hughes, 2002, "The Effect of Market Liberalization on the Relative Earning of Chinese Women." *Journal of Comparative Economics*, 30, pp. 709—731.
- Meng, X., 1998, "Male-Female Wage Determination and Gender Wage Discrimination in China's Rural Industrial Sector." *Labor Economics*, 5, pp. 67—89.
- Meng, X., 2004, "Gender Earnings Gap: The Role of Firm Specific Effect." *Labor Economics*, 11(5), pp. 555—73.
- Meng, X. and D. Meurs. 2004. "The Gender Earnings Gap: Effects of Institutions and Firms—A Comparative Study of French and Australian Private Firms." *Oxford Economic Papers*, 56, pp. 189—208.
- Phelps, E., 1972, "The Statistical Theory of Racism and Sexism." *American Economic Review*, 62, pp. 659—61.
- Rothschild, M. and J. E. Stiglitz, 1982, "A Model of Employment Outcomes Illustrating the Effect of the Structure of Information on the Level and Distribution of Income", *Economics Letters*, 10, pp. 231—36.

Rozelle S. , Dong X. , Zhang L. & Mason A. ,2002 , " Gender Wage Gaps in Post-Reform Rural China. " *Pacific Economic Review* ,7(1) , pp. 157 —179.

Zhang Liqin and Dong Xiao-Yuan , " Male-Female Wage Discrimination in Chinese Industry : Investigation Using Firm-Level Data. " *Economics of Transition* , forthcoming.

## The Role of Firm Effects in the Gender Earnings Gap : Evidence from China

Li Liying and Dong Xiaoyuan

(Henan University of Finance and Economics ; University of Winnipeg , Canada)

**Abstract :** This paper analyzes the gender wage gap in the post-reform Chinese industry using a unique employer-employee matched dataset. The analysis shows that the sex-related wage premiums at the firm level account for almost all the portion of the gender wage gap that is not explained by observed personal characteristics. It is found that firms which have a larger pay gap between men and women are more likely to operate in the market with fierce competition , subject to a hard budget constraint , adopt piece rates , and have a lower degree of employees ' influence and a higher degree of internal wage dispersion.

**Key Words :** Gender Wage Discrimination , Economic Transition , Firm Effects , China

**JEL Classification :** J30 , J16 , J21 , J64 , J71 , O10 , R20

(责任编辑:晓 喻)(校对:晓 鸥)

(上接第 81 页)

## Exchange Rates and Stock Prices Interactions in China : An Empirical Studies after 2005 Exchange Rate Reform

Zhang Bing<sup>1</sup> ,Feng Sixian<sup>2</sup> ,Li Xindan<sup>1</sup> and Wang Huijian<sup>3</sup>

(1. School of Engineering and Management , Nanjing University ;

2. School of Business , Nanjing Normal University ;

3. China Financial Futures Exchanges , Shanghai)

**Abstract :** The paper analyzes the relationships between the change of the exchange rate and the fluctuation of the stock market after Chinese exchange rates reform which happened in 2005. The research is important for us to deeply understand the linkages and mechanisms between Chinese foreign exchange market and stock market. The paper finds that the exchange rate is highly related with the stock market , and long term co-integration existed. It shows , from the long term , the relationship between the two variables can mainly be explained by flow-oriented models ; Shanghai A share index is influenced by the exchange rate in the long run. On the contrary , from the short term , the relationships between the two variables are mainly explained by stock-oriented models. The relationships between the two variables are robust after controlling for other important variables and testing using rolling windows techniques. The paper further analyses the possible influence of sector indexes to exchange rates and finds that finance index , real estate index , civil aviation index , petroleum index , iron and steel index have cointegration relationships with exchange rates. Finally , some advices and policy suggestions are put forward.

**Key Words :** Exchange Rate ; Stock Prices ; Cointegration ; Robustness

**JEL Classification :** F31 , G15 , C22

(责任编辑:晓 喻)(校对:子 璇)