

# 高校毕业生供给的增加对大学工资升水率的影响

王广慧\*

**内容提要** 我国自1999年以来实施的高校扩招政策使得进入劳动力市场的受过高等教育的年轻劳动者数量迅速增加,大学毕业生工资产生了下降的趋势。特别在年轻群体中,这一现象表现得尤为明显。本文借鉴国外学者的两阶段模型,利用中国1989-2009年的数据,检验了大学毕业生总体供给的相对改变对其相对收入的影响,并进一步给出了大学和高中两个受教育组劳动者之间的替代弹性。

**关键词** 高校扩招 劳动供给 大学工资升水率 替代弹性

## 一 引言

我国自1999年以来实施的高校扩招的政策效果已逐渐显露出来。最直接的表现就是进入劳动力市场的受过高等教育的年轻劳动者数量迅速增加,使得劳动力的教育结构发生改变,从而使大学工资升水率(college wage premium)<sup>①</sup>产生了下降的趋势。正像其他市场价格一样,大学毕业生的工资也是雇主的需求和具有大学学历劳动者的供给这两种力量共同作用的结果。如果上大学这种投资的收益很高,因而有更多的高中毕业生决定上大学,那么市场力量发挥作用的方向就倾向于降低大学教育在未来的收益。在其他条件相同的情况下,大学毕业生人数的增加会对可观察到的劳动力市场上

\* 王广慧,吉林大学商学院,电子邮箱:wgh@jlu.edu.cn。本文为国家社会科学基金青年项目“高校毕业生就业质量评价体系研究”(13CJY022)、教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“劳动力市场制度的就业效应和收入分配效应”(12JJD790042)、中国博士后科学基金资助项目“高等教育个人收益评估”(2012M520662)的阶段性成果。

① 根据麦克南等(2006)的定义,大学工资升水率(college wage premium)是指大学毕业生收入与高中毕业生收入的比值。

的工资施加一种下压的力量，而高中毕业生人数的减少则会有助于提高这些受教育水平较低的劳动者的市场工资。

自从 Bowles (1969) 在模型中引入两种类型的劳动力之后，很多经验研究都考察过大学生群体供给的相对改变对其收益的影响，其中大多侧重于对不同受教育类型劳动力之间替代弹性的估计。当替代弹性值较高时，相对于非毕业生，大学毕业生相对供给大幅增长对大学工资升水率影响很小；当替代弹性值较低时，大学毕业生相对供给大幅增长将引起大学工资升水率大幅降低，并因此而改变收入分配。Dougherty (1972) 利用美国 28 个州的样本获得了一个大于 8.0 的替代弹性估计值；Psacharopoulos & Hinchliffe (1972) 根据国家发展程度将样本分为两部分，从而得到在发达国家近似于无限的估计，但是在欠发达国家弹性估计值为 2.1 ~ 2.5。这些结果在二十世纪五六十年代被认为是与现实一致的，而且被 OECD (经济合作与发展组织) 用来作为制订教育计划的参考。但是到二十世纪七十年代，发达国家中大学毕业生与非毕业生的收入差距有所下降，研究者基于新的模型重新检验了这些结果。Tinbergen (1974) 利用扩大的样本集，同时考虑跨部门不同受教育类型劳动力的相对供给和相对收入，得到弹性值为 0.5 ~ 2.0。Freeman (1975) 利用美国的时间序列数据得到相似的估计值 (1.0 ~ 2.6)。近年来，Card & Lemieux (2001) 观察到在美国、英国和加拿大的年轻人群体当中，受过高等教育和未受过高等教育的劳动者之间的收入差距在逐渐增大，这违背了传统人力资本理论的基本假设。例如在明瑟收入方程中，收入对数取决于受教育年限、工作经验和工作经验平方项，其含义是不同受教育类型的劳动者之间的收入差距会随着年龄的增加而线性增长。Card & Lemieux (2001) 放松了“不同年龄的劳动者是完全替代”的假设，引入部分替代弹性参数，利用三个国家的重复横截面数据获得了一个更为适当的不同受教育类型劳动力之间的替代弹性估计。之后，Lin & Keng (2003) 利用中国台湾的数据给出了部分替代弹性的估计，但是未给出两个群体间的替代弹性。总之，多数研究认为，在发达国家和地区，大学毕业生数量的相对增加对他们上大学的收益有一定的影响，但是幅度并不大。

作为一个发展中国家，我国的高等教育政策及其实施效果一直备受关注。然而，我国学者多集中于对高等教育平均收益的研究，而不是基于群体间收入差距的视角。例如，李雪松和赫克曼 (2004) 估算了 2000 年我国 6 个地区城镇青年高等教育收益率。石才良和冯静 (2006) 将中国的高等教育收益率指标与多个国家的指标进行了比较，并分析了我国高等教育收益率较低的原因。虽然何亦名 (2009)、丁小浩等 (2012) 均已发现我国高等教育收益率的增长势头自 21 世纪以来有所减缓，而且何亦

名(2009)亦指出劳动力市场已经开始出现高学历对低学历的替代效应,但是他却并没有进一步对替代效应进行评估。此外,以上文献都是基于“所有受过高等教育的劳动者具有相同生产力”的假设。很明显,这个假设对于解释我国劳动力市场工资动态改变而言太严格了。本文经过对1989-2009年“中国健康与营养调查”(CHNS)重复横截面数据的再处理获得相关指标,基于不同年龄劳动力之间不完全替代假设,对大学生供给的相对改变对其收益的影响进行分析,对其替代效应进行估算,同时与国外的研究结论进行对照,以揭示其内在规律和政策启示意义。

文章其余部分的结构安排如下:第二部分给出了研究中使用的回归模型;第三部分描述了劳动力相对收入和相对供给的度量;第四部分分析了大学毕业生相对供给的改变对大学工资升水率的影响;最后是结论和启示。

## 二 回归模型

本文借鉴Card & Lemieux(2001)的两阶段方法估计具有大学学历和具有高中学历的劳动力之间的替代效应,其中不仅包括对两个教育组之间的替代弹性的估计,而且也包括对受教育程度相同但年龄不同的群体之间部分替代弹性的估计。假设生产函数为CES(固定替代弹性生产函数)形式:

$$y_t = f(H_t, C_t; \theta_{ht}, \theta_{ct}) = (\theta_{ht} H_t^\rho + \theta_{ct} C_t^\rho)^{1/\rho} \quad (1)$$

其中 $\theta_{ht}$ 和 $\theta_{ct}$ 为技术效率参数。 $-\infty < \rho \leq 1$ 是两个教育组劳动者之间替代弹性 $\sigma_E$ 的函数( $\rho = 1 - 1/\sigma_E$ )。 $H_t$ 和 $C_t$ 分别为具有高中学历和大学学历的劳动力供给函数,也被假设为CES形式:

$$H_t = \left[ \sum_j (\alpha_j H_{jt}^\eta) \right]^{1/\eta} \quad (2)$$

$$C_t = \left[ \sum_j (\beta_j C_{jt}^\eta) \right]^{1/\eta} \quad (3)$$

其中 $\alpha_j$ 和 $\beta_j$ 是相对效率参数(假设不随时间而改变)。 $j = 1, 2, \dots, J$ 表示各个年龄组。 $-\infty < \eta \leq 1$ 是受教育程度相同但所处年龄组不同的劳动者之间部分替代弹性 $\sigma_A$ 的函数( $\eta = 1 - 1/\sigma_A$ )。出于简化模型的目的,我们假设两个教育组中的 $\eta$ 是相同的,则年龄组 $j$ 中高中工作者的边际产出为:

$$\frac{\partial y_t}{\partial H_{jt}} = \frac{\partial y_t}{\partial H_t} \times \frac{\partial H_t}{\partial H_{jt}} = \theta_{ht} H_t^{\rho-1} \Psi_t \times \alpha_j H_{jt}^{\eta-1} H_t^{1-\eta} = \theta_{ht} H_t^{\rho-\eta} \Psi_t \times \alpha_j H_{jt}^{\eta-1} \quad (4)$$

其中  $\Psi_t = (\theta_{ht} H_t^\rho + \theta_{ct} C_t^\rho)^{1/\rho-1}$ 。近似地，年龄组  $j$  中大学工作者的边际产出为：

$$\frac{\partial y_t}{\partial C_{jt}} = \theta_{ct} C_t^{\rho-\eta} \Psi_t \times \beta_j C_{jt}^{\eta-1} \quad (5)$$

利用前面的假设和效率工资理论，大学劳动力对高中劳动力的工资比率（即大学工资升水率）应该等于这两个类型劳动力的边际生产率之比。如果相对的雇佣比率被看作是外生的，采用表达式的自然对数形式则推导出一个可被观测的  $t$  时期  $j$  年龄组的大学生和高中生工资差距的简单模型，如方程（6）所示：

$$\log\left(\frac{w_{jt}^c}{w_{jt}^h}\right) = \log\left(\frac{\theta_{ct}}{\theta_{ht}}\right) + \log\left(\frac{\beta_j}{\alpha_j}\right) - \left(\frac{1}{\sigma_E}\right)\log\left(\frac{C_t}{H_t}\right) - \left(\frac{1}{\sigma_A}\right)\left[\log\left(\frac{C_{jt}}{H_{jt}}\right) - \log\left(\frac{C_t}{H_t}\right)\right] + e_{jt} \quad (6)$$

其中  $e_{jt}$  反映了具体年龄组工资差距的其他变化源。由方程（6）可以看出大学工资升水率不仅仅是由总的相对劳动力供给（ $C_t/H_t$ ）决定的，而且也是由具体年龄组的相对劳动力供给（ $C_{jt}/H_{jt}$ ）决定的。

如果  $\sigma_A = \infty$ ，即“具有相同受教育程度的不同年龄组工作者之间完全替代”，则工资结构只取决于大学劳动力总的相对供给，以及相对技术冲击（ $\theta_{ct}/\theta_{ht}$ ）和相对效率比率（ $\beta_j/\alpha_j$ ），由方程（6）可得<sup>①</sup>：

$$\log\left(\frac{w_{jt}^c}{w_{jt}^h}\right) = \log\left(\frac{\theta_{ct}}{\theta_{ht}}\right) + \log\left(\frac{\beta_j}{\alpha_j}\right) - \left(\frac{1}{\sigma_E}\right)\log\left(\frac{C_t}{H_t}\right) + e_{jt} \quad (7)$$

如果  $\sigma_A \neq \infty$ ，即放松上述“完全替代”假设，则工资结构不仅受大学劳动力总的相对供给的影响，也受大学劳动力各年龄组相对供给的影响。也就是说大学劳动力和高中劳动力之间工资差距的年龄曲线将随大学劳动力各年龄组相对供给的改变而改变，其效果取决于  $1/\sigma_A$  的大小。

本文中我们主要的兴趣在于估计大学劳动力的总相对供给以及各年龄组相对供给对大学工资升水率的影响，因此需要得到  $\sigma_A$  和  $\sigma_E$  的大小。本文采用 Card & Lemieux (2001) 两阶段方法对其进行估计。

第一阶段，估计  $\sigma_A$ 。

方程（6）变形为：

$$\log\left(\frac{w_{jt}^c}{w_{jt}^h}\right) = \log\left(\frac{\theta_{ct}}{\theta_{ht}}\right) + \left[\left(\frac{1}{\sigma_A}\right) - \left(\frac{1}{\sigma_E}\right)\right]\log\left(\frac{C_t}{H_t}\right) + \log\left(\frac{\beta_j}{\alpha_j}\right) - \left(\frac{1}{\sigma_A}\right)\log\left(\frac{C_{jt}}{H_{jt}}\right) + e_{jt} \quad (6b)$$

① 即 Freeman (1976)、Katz & Murphy (1992) 的思想。

方程(6b)右边前两项用一个时间虚拟变量集合代替,表示年度效应,其对各个年龄组是相同的。相似地,利用年龄组虚拟变量代替第三项,表示年龄效应,其对各年是相同的。因此方程(6b)的计量模型为:

$$\log\left(\frac{w_{jt}^c}{w_{jt}^h}\right) = \sum_{i=1}^m a_i T_i + \sum_{j=1}^n b_j Age_j - \left(\frac{1}{\sigma_A}\right) \log\left(\frac{C_{jt}}{H_{jt}}\right) + e_{jt} \quad (8)$$

由方程(8)得到  $1/\sigma_A$  的估计,相对效率参数  $\hat{\alpha}_j$  和  $\hat{\beta}_j$  很容易从方程(9a)和(9b)中得出。

$$\log(w_{jt}^h) + 1/\sigma_A \log H_{jt} = \log(\theta_{ht} H_t^{p-\eta} \Psi_t) + \log(\alpha_j) \quad (9a)$$

$$\log(w_{jt}^c) + 1/\sigma_A \log C_{jt} = \log(\theta_{ct} C_t^{p-\eta} \Psi_t) + \log(\beta_j) \quad (9b)$$

两个方程左边直接利用第一阶段估计的  $1/\sigma_A$  计算,方程右边的第一项被年度虚拟变量集合代替。因此,各年龄组的生产力因素,即  $\log(\alpha_j)$  和  $\log(\beta_j)$ ,可以被认为是基于方程(9a)和(9b)回归的年龄效应。

将  $\hat{\alpha}_j$ 、 $\hat{\beta}_j$  和  $\hat{\eta}$  分别带入方程(2)和(3),可以直接构造每一年大学劳动力和高中劳动力的总供给估计量( $\hat{C}_t$ 和 $\hat{H}_t$ )。

第二阶段,估计  $\sigma_E$ 。

根据以上我们得到的估计量,方程(6)可以直接被估计出来,与方程(8)近似,其计量模型为:

$$\log\left(\frac{w_{jt}^c}{w_{jt}^h}\right) = \sum_{i=1}^T a_i T_i + \sum_{j=1}^J b_j Age_j - \left(\frac{1}{\sigma_E}\right) \log\left(\frac{C_t}{H_t}\right) - \left(\frac{1}{\sigma_A}\right) \left[ \log\left(\frac{C_{jt}}{H_{jt}}\right) - \log\left(\frac{C_t}{H_t}\right) \right] + e_{jt} \quad (10)$$

估计过程的第二阶段类似于 Freeman (1976) 和 Katz & Murphy (1992) 估计教育组之间替代弹性的方法,但其主要的不同之处在于,我们在估计不同教育组的总供给时引入了一个估计的  $1/\sigma_A$ 。另外,还需要注意的是,第二阶段的计量模型也给出了一个  $1/\sigma_A$  的估计,原则上它应该与第一阶段所获得的估计一致。

### 三 劳动力大学工资升水率和相对供给的度量

本文采用的是美国北卡莱罗纳大学人口中心提供的“中国健康与营养调查”(CHNS)数据。CHNS提供了1989年、1991年、1993年、1997年、2000年、2004年、2006年和2009年每个年度的横截面数据。其样本覆盖了中国沿海、中部、西部等地区

的9个省市自治区。劳动力数据样本被限制为21~60岁全体劳动者。因此数据被分为16个劳动组：2个教育组（真正的大学毕业生和真正的高中毕业生）和8个年龄组（21~25岁、26~30岁、31~35岁、36~40岁、41~45岁、46~50岁、51~55岁和56~60岁）的组合。数据样本包括所有被雇佣和自雇佣的劳动者。

### （一）劳动力收入数据

在个人收入中，工资收入占据最主要的部分。因此本文主要使用工资数据作为个人收入数据。关于各年龄组工资差距的度量是基于具有大学学历的全日制劳动者（受教育年限为16年）和具有高中学历的全日制劳动者（受教育年限为12年）平均周工资对数的差值。为了使1989-2009年间工资差距度量一致，本文将历年工资回归到1989年的工资水平。其中，周工资高于1989年100元的个体被剔除。按照年龄分组比较个体收入的优点在于，两组个体在教育决策方面受到的影响相同，其潜在的缺点在于它忽略了两组个体的劳动力市场经验的差别<sup>①</sup>。

表1给出了不同年度各年龄组大学工资升水率对数的变化趋势。表1各列表示具体年龄组大学-高中劳动者相对收入的时间序列数据。我们发现与年龄大的群体相比，年轻人群体的相对收入变化比较平缓。但总体上，两个群体的收入差距均呈上升趋势。表1各行揭示了具体年度大学-高中劳动者收入差距的年龄曲线。总体上看，1993年各年龄组的收入差距最低，2009年最高，2004年次高。

表1 不同年度各年龄组大学工资升水率对数的变化趋势

年度	年龄组							
	21~25岁	26~30岁	31~35岁	36~40岁	41~45岁	46~50岁	51~55岁	56~60岁
1989	0.373	0.131	0.194	0.382	0.31	0.034	-0.192	-0.067
1991	-0.047	-0.098	0.197	-0.05	-0.079	0.028	-0.009	0.052
1993	-0.193	-0.134	0.195	-0.144	0.086	-0.174	-0.014	-0.279
1997	-0.032	0.034	0.102	0.234	0.194	0.283	0.196	0.038
2000	-0.1	0.212	0.164	0.265	0.416	0.259	0.105	0.28
2004	0.288	0.349	0.496	0.082	0.457	0.631	0.397	—
2006	0.111	0.256	0.136	0.269	0.339	0.482	0.71	0.429
2009	0.388	0.422	0.100	0.104	0.566	0.759	1.018	0.891

资料来源：根据“中国健康与营养调查”数据（CHNS1989、CHNS1991、CHNS1993、CHNS1997、CHNS2000、CHNS2004、CHNS2006和CHNS2009）计算得到。

① 第四部分也给出了按照经验分组的估计结果。

由表1可以发现,不同年龄组的两个群体之间以及不同年度的两个群体之间的收入差距变化并不一致。这表明收入差距在动态演进的过程中至少存在两个分离的力:一方面,两个教育组的群体之间的总收入差距可能随时间上升或下降,即年度效应;另一方面,特定年龄组的两个群体的收入差距独立于其他年龄组上升或下降,即年龄效应。除了年度效应和年龄效应之外,受教育程度不同的两个群体之间的收入差距是否受其相对供给变化的影响以及其作用效果如何,则是本文主要关心的问题。

## (二) 劳动力供给数据

出于度量相对供给的目的,本文将劳动者分为6个教育组:高中退学者、高中生、中专生、大专生、大学本科生和研究生。高中生和大学本科生的定义与前面度量工资差距时的定义是完全相同的。为了说明不同组劳动力有效供给的差距,我们计算每个人每年提供的劳动小时数,并根据他/她所在教育组的平均工资比率(所有时期的)对其劳动供给时间进行加权。 $t$ 年 $j$ 年龄组高中劳动力的供给数量( $H_{jt}$ )为该年龄组高中生每年工作的总小时数、高中退学者加权后每年工作的总小时数与中专生加权后每年工作的总小时数之和。相似地, $t$ 年 $j$ 年龄组大学劳动力的供给数量( $C_{jt}$ )为该年龄组大学本科生每年工作的总小时数、大专生加权后每年工作的总小时数与研究生加权后每年工作的总小时数之和。

表2给出了各年龄组大学劳动者相对供给的数值( $C_{jt}/H_{jt}$ )。由表2可以看出,不同年龄组劳动力的相对供给随时间变化的趋势并不一致。总体上看,年轻群体的相对供给呈上升的趋势(例如21~30岁)。

表2 不同年度各年龄组大学劳动者的相对供给

年度	年龄组							
	21~25岁	26~30岁	31~35岁	36~40岁	41~45岁	46~50岁	51~55岁	56~60岁
1989	0.196	0.218	0.192	0.369	0.431	0.541	0.949	0.471
1991	0.13	0.205	0.202	0.246	0.421	0.36	0.764	0.429
1993	0.109	0.198	0.157	0.349	0.373	0.522	0.522	0.763
1997	0.278	0.322	0.375	0.156	0.345	0.488	0.481	0.439
2000	0.364	0.513	0.465	0.346	0.416	0.37	0.47	0.351
2004	0.614	0.661	0.61	0.619	0.37	0.496	0.782	0.485
2006	0.964	0.688	0.783	0.76	0.528	0.326	0.512	0.813
2009	0.741	0.736	0.364	0.482	0.569	0.259	0.367	0.319

资料来源:根据“中国健康与营养调查”数据(CHNS1989、CHNS1991、CHNS1993、CHNS1997、CHNS2000、CHNS2004、CHNS2006和CHNS2009)计算得到。

## 四 大学毕业生相对供给的改变对大学工资升水率的影响

### （一）基本估计

Freeman (1982) 指出, 不同类型劳动力之间的替代弹性对于分析劳动者相对供给改变对收入分配的影响是非常重要的。因此本文利用 Card & Lemieux (2001) 两阶段方法对我国两个教育组劳动力之间的替代弹性进行了估计。为了消除异方差性, 我们采用加权最小二乘法 (WLS) 对模型进行拟合, 权重为随机误差项近似估计量绝对值的倒数。

表 3 给出了大学生供给的相对改变对大学工资升水率的影响。第 (1) 栏为基于方程 (8) 的第一阶段模型的估计结果, 其中“具体年龄组相对供给”变量系数的符号意味着某一具体年龄组劳动者相对供给的增长是增加还是降低了大学工资升水率, 系数大小意味着某一具体年龄组劳动者相对供给的增长对大学工资升水率影响的大小。我们的估计结果是  $-0.214$ , 即  $\hat{\sigma}_A = 1/0.214 \approx 4.7$ , 说明具体年龄组劳动者相对供给的增长会降低大学工资升水率, 但是降低的幅度远远小于相对供给增长的幅度。

表 3 的第 (2) 栏给出了基于方程 (10) 的第二阶段模型的估计, 其前提是假设不同年龄组之间的劳动者是不完全替代的。利用第一阶段得到的  $1/\hat{\sigma}_A$  构建总的相对供给指标, 估计结果显示两个教育组 (大学和高中) 总相对供给变量系数为  $-1.828$ , 即  $\hat{\sigma}_E = 1/1.828 \approx 0.55$ , 是缺乏弹性的。结果表明大学毕业生相对供给的大幅增长将使得大学工资升水率有相当大程度的下降。同时我们也注意到, 第二阶段估计得到的  $1/\hat{\sigma}_A$  和第一阶段的估计值非常相近。

此外, 还需要注意的是, 表 3 的第 (1) 栏中的年度效应估计系数表示的是技术冲击和总供给改变同时对大学工资升水率的影响; 而第 (2) 栏中由于分离出了总供给改变对大学工资升水率的影响, 所以年度效应的估计系数只表示技术冲击对其相对工资的影响, 因此与第 (1) 栏相比, 第 (2) 栏的年度效应系数有所变化。但是系数均为正数 (1993 年除外), 表明我国劳动力市场中对受过高等教育的劳动者具有较强的需求增长潜力, 随着时间推移大学工资升水率持续增加, 但是在 2009 年有所回落。

年龄效应的结果表明, 当控制其他变量时收入差距并不随年龄的增加而呈线性增加的趋势。其中 51 ~ 55 岁群体的收入差距最高, 41 ~ 45 岁群体次高, 21 ~ 25 岁群体最低, 36 ~ 40 岁群体次低。

表3 大学生相对供给的改变对其相对工资的影响

变量	(1)第一阶段		(2)第二阶段	
	系数	标准误	系数	标准误
常数项	-0.448 ***	0.033	-2.342 ***	0.747
两个教育组总相对供给 ( $C_t/H_t$ )	—	—	-1.828 ***	0.639
具体年龄组相对供给 ( $C_{jt}/H_{jt}$ )	-0.214 ***	0.023	-0.214 ***	0.023
年龄效应				
25~30岁	0.082 ***	0.025	0.082 ***	0.025
31~35岁	0.151 ***	0.037	0.151 ***	0.037
36~40岁	0.105 ***	0.029	0.105 ***	0.029
41~45岁	0.232 ***	0.029	0.232 ***	0.029
46~50岁	0.255 ***	0.027	0.255 ***	0.027
51~55岁	0.310 ***	0.029	0.310 ***	0.029
56~60岁	0.220 ***	0.034	0.220 ***	0.034
年度效应				
1989年	0.163 ***	0.039	0.347 ***	0.080
1993年	-0.059 **	0.023	—	—
1997年	0.178 ***	0.014	0.416 ***	0.093
2000年	0.283 ***	0.025	0.866 ***	0.227
2004年	0.585 ***	0.038	1.697 ***	0.439
2006年	0.541 ***	0.025	1.787 ***	0.490
2009年	0.661 ***	0.015	1.396 ***	0.290
R <sup>2</sup>	0.99		0.99	

注：\*\*\*表示估计结果在1%水平下显著，\*\*表示估计结果在5%水平下显著。在第二阶段，1993年的年度效应在10%水平下并不显著，因此在估计过程中将其剔除。

资料来源：根据“中国健康与营养调查”数据（CHNS1989、CHNS1991、CHNS1993、CHNS1997、CHNS2000、CHNS2004、CHNS2006和CHNS2009）计算得到。

### (二) 估计结果稳健性检验

为了检验估计结果的稳健性 (robustness)，我们重新度量了模型中的各个指标，然后对其进行拟合，表4的各栏给出了主要变量的估计结果。

设定一：假设  $\sigma_A = \infty$ 。

虽然本文采用的是不同年龄的劳动者之间不完全替代的假设，但是为了便于比较，我们还是给出了“完全替代”假设时（7）式的估计结果。其中两个教育组的总供给（ $C_t$  和  $H_t$ ）分别由各个教育组每一年度各年龄组劳动力的供给量加权构成，权重大小为各年龄组具有大学学历群体或具有高中学历群体的平均收入与其他群体平均收入的比值。

估计结果表明，“完全替代”假设下的替代弹性（ $\sigma_A = 1/2.426 \approx 0.41$ ）小于“不完全替代”假设下的估计值（ $\sigma_A = 1/1.828 \approx 0.55$ ），两者存在显著差异，因此在“完全替代”假设下，我们可能会高估劳动力相对供给对其收入差距的影响。

设定二：改变大学工资升水率的度量方法。

由于具有真正大学学历和具有真正高中学历的两个组之间受教育年限的差距固定（为4年），所以我们认为具有真正大学学历和具有真正高中学历的劳动者之间的收入差距是度量大学生多获得收益的相对准确的估计方法。但是有文献也用到另外一种度量方法，将收入差距定义为具有16年或更多受教育年限的劳动者（包括大学生和研究生）和具有确切12年受教育年限的劳动者（包括高中生和职高生）之间的平均对数收入比值。这种度量的潜在优势在于它包括了所有具有大学学历的毕业生和接受过12年教育的高中生，不仅仅限于那些获得学士学位的人和持有高中毕业证书的人；但是其劣势是两个教育组个体的平均受教育程度可能会随时间发生变化，从而引入了另一个变化源。

表4第（2）栏给出了估计结果， $1/\sigma_A = 0.095$ ， $1/\sigma_E = 2.096$ 。与表3中相应的估计结果比较后发现，具体年龄组相对供给效应要比我们利用基于真正大学和真正高中群体之间这一“缩小的”工资差距的结果小一些。但是两种情况下所得到的估计系数的符号都是负的，而且是高度显著的。

设定三：利用潜在的劳动力市场经验分组代替年龄分组来定义群体的选择效应。

为了研究这个选择效应，我们利用经验分组<sup>①</sup>代替年龄分组后重新估计了大学生和高中生之间的工资差距。则因变量是不同经验组劳动者之间的收入差距，相应地，相对供给也被重新定义。我们将样本分成了8个经验组（小于或等于5年、6~10年、11~15年、16~20年、21~25年、26~30年、31~35年、大于35年）。

表4的第（3）栏给出了估计结果， $1/\sigma_A = 0.182$ ， $1/\sigma_E = 2.104$ 。估计结果表明，

① 个体潜在的劳动经验值为：年龄 - 受教育年限（正规教育） - 6。可以认为大学生进入劳动力市场的时间平均比高中生推迟4年。

虽然具体经验组相对供给效应比年龄组模型的估计小一些，但非常接近。

设定四：选择男性样本。

前面的所有模型中，我们仅限于讨论总体样本，这也就意味着男性和女性在生产力方面是完全相同的。而对应的另一个极端假设就是男性和女性之间是完全不可替代的，也就是对男性样本进行独立度量与计算。这种方法可能规避了女性工资的性别歧视以及女性潜在劳动力市场经验的不准确性，但是它本身也是一个非常强的假设。

表4的第(4)栏给出了估计结果， $1/\sigma_A = 0.158$ ， $1/\sigma_E = 1.268$ 。结果表明男性大学生供给增加对其相对收入影响不大，由此可以推测目前劳动力市场对女性大学毕业生的需求存在较大的弹性。

表4 其他设定方式的估计结果

变量	(1) 设定一		(2) 设定二		(3) 设定三		(4) 设定四	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
两个教育组总相对供给 ( $C_i/H_i$ )	-2.426 ***	1.347	-2.096 ***	0.501	-2.104 ***	0.493	-1.268 ***	0.297
具体年龄组相对供给 ( $C_{it}/H_{it}$ )	—	—	-0.095 ***	0.014	-0.182 ***	0.020	-0.158 ***	0.015
R <sup>2</sup>	0.99	0.99	0.99	0.99				

注：\*\*\* 表示估计结果均在1%水平下显著。由于篇幅所限，表4只给出了各种设定第二阶段两个主要变量的估计结果，而省略了估计结果中的“年龄效应”、“经验效应”和“年度效应”。

资料来源：根据“中国健康与营养调查”数据（CHNS1989、CHNS1991、CHNS1993、CHNS1997、CHNS2000、CHNS2004、CHNS2006和CHNS2009）计算得到。

综上，本文得到不同年龄组劳动者之间的替代弹性在4至5之间，其与Card & Lemieux (2001) 所得到的结果非常相近，但是高于Lin & Keng (2003) 的结果<sup>①</sup>；两个教育组之间劳动力替代弹性在0.5至0.6之间，小于Card & Lemieux (2001) 的结果。这也验证了我国劳动力市场与其他发达国家或地区之间确实存在着差别。

① Card & Lemieux (2001) 认为，美国、英国和加拿大总体的各年龄组间劳动力替代弹性大约在4至5之间，两个教育组间劳动力替代弹性在1.1至1.6之间；三个国家男性的各年龄组间劳动力替代弹性大约在5至6之间，两个教育组间劳动力替代弹性在2至3之间。Lin & Keng (2003) 得出中国台湾地区各年龄组间劳动力替代弹性大约在2至3之间。

## 五 结论和启示

自 1999 年起，我国高校扩招政策不均衡地增加了年轻大学毕业生的相对供给。同时我们也观察到，在过去 20 年里不同年龄组的大学工资升水率具有不同的变化趋势。收入结构的改变对传统人力资本模型中“不同年龄的劳动者可以完全替代”的假设提出了挑战。借鉴 Card & Lemieux (2001) 的方法，本文利用“中国健康与营养调查”1989 - 2009 年相关各年的横截面数据，对包含“具有相同受教育程度的不同年龄组的劳动者之间不完全替代”假设的模型进行实证分析，得出以下结论：

第一，在所有的模型中，我们得到的总相对供给指标和具体年龄组相对供给指标的系数符号都是负的，而且是高度显著的。这表明，无论是劳动力群体的教育结构改变，还是劳动力群体的年龄结构改变，都会对大学工资升水率产生负的效应。

第二，相对于非大学毕业生，大学毕业生供给较大幅度的增加将引起其相对收入较大幅度的下降；相对于其他年龄组，年轻大学生供给的大幅增长对大学工资升水率的影响较小。这意味着我国现阶段的劳动力市场对大学毕业生的需求变化比较大，而对年轻人的需求变化并不大。

第三，相对于总体劳动力，年轻男大学毕业生相对供给的增长使大学工资升水率下降的幅度较小，说明劳动力市场对男性大学毕业生的需求变化不大。但是对女性大学毕业生而言，供给增加大大降低了她们的相对收入。

上述结论对当前和未来的劳动力市场政策的制定和调整具有重要的启示意义。高校扩招政策使大批的大学毕业生不断地流入劳动力市场<sup>①</sup>，但是由于提供给大学毕业生的工作岗位有限，而且由于我国大学毕业生和高中毕业生之间的替代缺乏弹性 ( $\sigma_E \approx 0.55$ )，使得新进入劳动力市场的大学毕业生在不能及时找到适合的工作岗位的情况下，其迅速转换或填补到其他岗位的可能性比较低，从而降低了大学工资升水率。因此，政府在制定促进高校毕业生就业的政策时，应避免出现简单地增加“低技能”岗位的情况，而应该从调整产业结构入手，加大对“高技能”岗位的需求，进而增加对大学毕业生高技能人才的需求，这才是解决大学生就业难问题的根本所在。

① 这一点可以从表 2 中得到。与 2000 年以前的数据相比，2004 - 2009 年的大学毕业生的相对供给明显增加。

## 参考文献:

- 丁小浩、于洪霞、余秋梅 (2012), 《中国城镇居民各级教育收益率及其变化研究: 2002~2009年》, 《北京大学教育评论》第3期, 第73-84页。
- 何亦名 (2009), 《教育扩张下教育收益率变化的实证分析》, 《中国人口科学》第2期, 第45-56、113页。
- 坎贝尔·麦克南、斯坦利·布鲁、大卫·麦克菲逊等 (2006), 《当代劳动经济学》(第7版), 刘文等译, 北京: 人民邮电出版社。
- 李雪松、赫克曼 (2004), 《选择偏差、比较优势与教育的异质性回报: 基于中国微观数据的实证研究》, 《经济研究》第4期, 第91-99页。
- 石才良、冯静 (2006), 《高等教育收益率: 理论、证据与述评》, 《江西财经大学学报》第2期, 第113-117页。
- Bowles, Samuel (1969). *Planning Educational Systems for Economic Growth*. MA: Harvard University Press.
- Card, David & Thomas Lemieux (2001). Can Falling Supply Explain the Rising Return to College for Younger Men? A Cohort-based Analysis. *Quarterly Journal of Economics*, 116 (2), 705-746.
- Dougherty, C. R. S. (1972), Estimates of Labour Aggregation Functions. *Journal of Political Economy*, 80(6), 1101-1119.
- Freeman, Richard (1975). Overinvestment in College Training? *Journal of Human Resources*, 10(3), 287-311.
- Freeman, Richard (1976). *The Overeducated American*. San Diego: Academic Press.
- Freeman, Richard (1982). Elasticities of Demand for Educated Labor and Elasticities of Supply of Educated Labor. *NBER Working Paper Series*, No. 1042.
- Katz, Lawrence & Kevin Murphy (1992). Changes in Relative Wages, 1963-1987: Supply and Demand Factors. *Quarterly Journal of Economics*, 107(1), 35-78.
- Lin, Chun-Hung & Shao-Hsun Keng (2003). Estimation of Elasticity of Substitution between College Graduate Workers in Different Experience Cohorts: The Case of Taiwan. Paper presented at the 4th annual conference of empirical economics, Taiwan, China, April 27.

Psacharopoulos, George & Keith Hinchliffe (1972). Further Evidence on the Elasticity of Substitution among Different Types of Educated Labor. *Journal of Political Economy*, 80 (4), 786 – 791.

Tinbergen, Jan(1974). Substitution of Graduate by Other Labour. *Kyklos*, 27(2), 217 – 226.

## The Effects of Increased Supply of Graduates on College Wage Premium

Wang Guanghui

(Business School, Jilin University)

**Abstract:** China has begun expanding higher education since 1999. The policy of expansion caused a rapid increase to the number of younger educated labor, and affected college wage premium. Following Card and Lemieux's two-step model with the data set from 1989 to 2009, this paper examines the effect of changes in relative supply of college graduate workers on their relative wages and further investigates the elasticity of substitution between college and high school cohorts.

**Keywords:** expansion of higher education, labor supply, college wage premium, elasticity of substitution

**JEL Classification:** J230, J240, J310

(责任编辑：王姣娜)