

非货币收益、工资差异和教育回报

尹志超
西南财经大学

甘犁
西南财经大学及美国德克萨斯 A&M 大学

英文摘要

Non-monetary Benefits, Wage Differentials and Return to Education

Abstract: Using China Health and Nutrition Survey (CHNS) data, we find that individuals who get non-monetary benefits such as housing subsidy and health insurance from work have significantly lower wages, as predicted by the compensating wage differential model. When non-monetary benefits are included in wage equation, the return to education is bigger than before. The results show that non-monetary benefits are important to understand wage differentials and to estimate returns to education.

Key Words: Non-monetary Benefit; Wage Differentials; Return to Education

JELClassification: I210; C120 ; D310

非货币收益、工资差异和教育回报

摘要：本文运用 CHNS 数据，在 Mincer 工资方程中引入住房和医疗非货币收益，讨论了住房、医疗等非货币收益和教育的内生性，用配偶的特征变量做工具变量，采用两阶段最小二乘法估计后，我们发现在 18 岁到本 45 岁的已婚男性样本中，非货币收益和工资收入之间存在显著的替代关系。此外，本文发现，考虑住房、医疗福利等非货币收益后，教育回报率显著上升。因此，非货币收益是理解工资差异和估计教育回报需要考虑的重要因素。

关键词：非货币收益；工资差异；教育回报

一、引言

工资差异决定着劳动力市场上人才的流动和人力资源的配置，教育回报决定着人力资本的投资和积累，因此，工资差异和教育回报始终是经济学研究的热点之一。

本文在考虑了非货币收益后对工资差异和教育回报进行了实证研究。我们将住房、医疗等非货币收益引入模型后发现，在 18 岁到本 45 岁的已婚男性样本中，非货币收益和工资收入之间存在显著的替代关系，教育回报率显著上升。因此，住房、医疗福利等非货币收益是解释工资差异的关键因素，同时也是正确估计教育回报率需要考虑的重要因素。

关于非货币收益，国外的研究较多，而国内较少。根据补偿工资理论，发现，当其他因素不变时，那些获得更多非货币收益的工人工资低于相同条件下其他工人的工资(Rosen, 1986)。尽管理论的逻辑简洁而清晰，但是实证研究的结果却并不尽如意。Currie 和 Madrain (1999) 对相关文献进行了综述，发现实证研究很难证实工资和非工资收益之间的替代关系，对二者的估计结果要么不显著，要么符号都是错的。也有一些文献发现了工资和非工资收益之间的替代关系。Woodbury (1983) 发现工资和非工资收益的弹性系数大于 1，因此认为工资和非工资收益存在显著的替代效应。Olson (2002) 用两阶段最小二乘法估计后发现，雇主提供的医疗保险与女性工资之间存在显著的替代关系，在其他情况相同的条件下，女性愿意接受工资低 20%，但是提供医疗保险的工作。Schiller 和 Weiss (1980) 研究了养老金与工资收入之间的关系，他们发现提供较高养老金计划的企业提供的工资一般比较低。Montgomery、Shaw 和 Benedict (1992) 用 Hedonic Price 理论研究了养老金与工资之间的关系，发现二者呈现负相关的关系。运用国内数据，Zhao (2002) 从非货币收益的角度考察了中国国有部门和非国有部门的工资差异，并用总量数据计算了职工的非货币收益。

关于我国教育回报的相关文献则比较多。Zhang 等 (2005) 系统研究了从 1988 年到 2001 年中国城市的教育回报率，他们运用国家统计局城市家庭调查的截面数据，估计得到我国的教育回报率从 1988 年的 4.4% 显著上升到 2001 年的 10.2%。Knight 和 Song (2003) 用 1988 年和 1995 年的 CHIP 数据估计发现，大学相对高中的回报率从 4.9% 上升到 15.0%。Yang (2005) 用同样的数据估计出教育的回报率在七年间从 3.1% 上升到 5.1%。Liu (1998) 用 1988 年的 CHIP 数据发现，教育的回报率为 3.6%。在不同学历之间，相对于没有受过教育的人，大学毕业生的回报率为 37.5%，中学毕业生的回报率为 19.1%，小学毕业生的回报率为 7.5%。Liu (2007) 运用 CHIP 的数据估计了中国的外部教育回报率，并认为教育对整个社会的回报率不会低于通常估计的私人教育回报率。Fleisher 和 Wang (2004) 发现，国有垄断企业对熟练工人的工资过低是导致私人教育回报低的原因。

国内文献方面，刑春冰 (2005) 用 CHNS 数据考察了 1989 年到 1997 年教育回报率在不同所有制企业间的差异后发现，教育回报率在民营部门增加较为明显，在其他部门则没有增加的迹象。李实等 (2003) 利用城镇住户调查数据对 1990 年到 1999 年的城镇职工个人教育收益率进行了估计，发现个人教育收益率从 1.19% 逐渐上升到 4.75%。罗楚亮 (2007) 用分位回归方法 (quantile regression) 对 2002 年城镇住户调查数据的分析表明，教育更有利于低收入人口

的收入增长。王海港等（2007）利用城镇住户调查数据进行分层线性模型估计发现，1995年和2002年的教育回报率分别为4.24%和8.45%。

从现有研究来看，研究者用不同的基础数据估计了中国的教育回报率，结果差异较大。即使是用同样的数据，也可能得出不同的结果。这表明，关于中国的教育回报率仍然是一个需要继续探讨的问题。从现有文献的研究方法来看，他们主要采用的是Mincer的工资方程，运用职工的货币工资衡量教育的回报。但是，现有研究忽视了中国职工报酬中大量的非货币收益。由于大量的非货币收益没有计算入工资，因此，仅仅用工资对教育回报进行估计就难免有偏差。

我们知道，中国的公有部门往往对员工有各种福利，尤其重要的是住房、医疗等福利。我们希望把非货币因素引入模型，用微观数据对工资差异和教育回报进行估计，这是本文与其他文献显著的不同。

本文余下部分是这样安排的：第二部分介绍我们的模型和数据；第三部分讨论住房、医疗和教育的内生性并选择工具变量；第四部分研究住房和医疗对工资收入的影响；第五部分讨论非货币收益对教育回报率的影响；第六部分是结论。

二、模型和数据

（一）模型

对于教育回报率的估计模型，相关文献主要都是采用Mincer（1974）的工资方程：

$$\ln wage = \beta_0 + \beta_1 Schooling + \beta_2 Experience + \beta_3 Experience^2 + \gamma X + u \quad (1)$$

其中，等式左边是工资的对数，右边依次是常数项、受教育年限、经验^①、经验的平方、其他控制变量、误差项。

从对教育回报模型的估计方法来看，用传统的最小二乘法研究教育回报，由于人的能力很难度量而被放到误差项，其估计结果往往是有偏的，这也就是教育的“内生性”问题。为了解决内生性问题，研究者先后采用了多种方法。一是寻找“能力”的代理变量，比如智商IQ

（Griliches，1977）。二是寻找工具变量用两阶段最小二乘法估计，以消除内生性的影响（Ashenfelter and Krueger，1994）。三是用自然实验的方法收集影响教育决策的变量作为工具变量，然后进行估计（Angrist and Krueger，1992）。四是把能力视为面板数据中的不可观测效应，然后用面板数据的方法估计（Angrist and Newey，1991）。根据所用数据的特点，我们决定寻找工具变量，采用两阶段最小二乘法估计方程（1）。为了提取工具变量，我们的研究对象限定为已婚的男性，所以方程中没有性别哑变量。

关于非货币收益，我们关注住房和医疗福利两方面的信息。为了将非货币收益引入模型，我们引进两个哑变量：

$$House = \begin{cases} 1 & \text{单位分福利房} \\ 0 & \text{其他} \end{cases} \quad Healthcare = \begin{cases} 1 & \text{单位提供医疗福利} \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

尽管非货币收益包括内容较多，也很难度量，但是对中国的城镇居民而言，住房和医疗在非货币收益中占据着非常重要的地位。因此引入这两个变量可以大致反映职工的非货币收益。此外，考虑到使用的数据是面板数据，我们引入不可观测因素 c_i 。这样，我们估计的方程就变为：

^① 同其他文献一样，经验的计算方法为：经验=年龄—受教育年限—6。

$$\ln wage_{it} = \beta_0 + \beta_1 Schooling_{it} + \beta_2 Experience_{it} + \beta_3 Experience_{it}^2 + \beta_4 House_{it} + \beta_5 Healthcare_{it} + \gamma X_{it} + c_i + u_{it} \quad (2)$$

为了消除住房和医疗的相互影响，我们将分别研究住房和医疗福利的影响。

(二) 数据

本文数据来源于北卡罗来纳大学和中国疾病预防控制中心联合进行的国际合作项目——中国健康和营养调查（CHNS, China Health and Nutrition Survey）。该项目旨在调查中国居民健康和营养的状况和相关影响因素。由于该调查包括详尽的居民人口学特征、经济社会活动等方面的数据，因此也成为对个体微观行为研究的重要数据来源。

CHNS 数据是在辽宁、黑龙江、江苏、山东、河南、湖北、湖南、广西、和贵州等 9 个省份通过分层随机抽样确定了大约 4,400 个家庭，涉及到约 19,000 个调查对象。调查从 1989 年开始，共获得了 1989 年、1991 年、1993 年、1997 年、2000 年、2004 年、2006 年等 7 个年份的数据。由于 CHNS 数据的分层随机抽样、大样本、面板数据（panel data）等优良性质，所以成为本研究的基础数据。

在 1998 年的住房体制改革以后，我们关注的住房福利以货币的形式进入了工资（即所谓住房货币化），不再属于非货币收益的部分。但是，考虑到部分单位在 1998 年后的较短时期内，仍然把单位所余的房屋出售给新进的职工。因此，我们把研究的时间限定在 2000 年之前，在 CHNS 数据中包括了 1989 年、1991 年、1993 年、1997 年和 2000 年共 5 个年份的数据。

为了估计工资差异和教育回报，我们首先需要衡量工资收入的指标。CHNS 数据的工资收入由三部分组成：工资、补贴和奖金，我们按月将这三部分加总形成个人的工资收入指标。为了便于比较，我们用消费物价指数（CPI）对每一年的收入进行了平减处理，转换为按照 1988 年的不变价格衡量的工资收入。为了研究的方便，我们的研究对象限定为 18 岁到 60 岁之间的已婚男性城镇居民。

表 1 月工资收入

	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
1989	569	151.10	190.07	4.00	2436.00
1991	511	143.42	82.31	37.02	821.75
1993	429	226.12	435.46	11.21	8066.44
1997	413	236.06	156.05	24.15	1656.18
2000	454	374.80	376.79	16.47	3997.98

从表 1 的数据可以看出，样本中的实际平均工资除了在 1991 年有一定程度下降外，其上升趋势还是比较明显。因此，总体而言，样本工资的变化趋势与这一期间我国的经济状况基本吻合，样本具有代表性。

其次，我们对教育水平进行衡量。根据 CHNS 数据的特点，我们选择受教育年限来衡量个人的教育水平，教育水平的变化情况见表 2。

表 2 受教育年限

	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
1989	569	9.93	4.74	0	21
1991	511	10.39	4.67	0	21
1993	429	10.65	4.73	0	21
1997	413	10.75	4.32	0	21
2000	454	11.21	4.30	0	21

由表 2 知道，从 1989 年到 2000 年，样本的平均受教育年限有一些变化，其变化主要是来自样本的变化，因为我们用的是非平衡的面板数据。

第三，我们界定用来衡量非货币收益的住房和医疗福利两个变量。根据 CHNS 数据^②，只要居住获得方式是国家、单位或部分产权，我们认定该家庭享受到住房福利。由于住房的信息是以家庭为单位收集，而我们的研究是以家庭中的丈夫为对象，因此，需要把家庭和个人的信息进行匹配。由于住房福利主要是对公有单位而言的，因此我们这样界定住房福利：当家庭享受住房福利，且丈夫在公有部门工作时，我们认为丈夫享受了住房福利^③。对于医疗，CHNS 的调查问卷中直接询问了医疗保险的类型，我们界定的标准是享受公费医疗的个人即获得了医疗福利的收益。为了研究不同年龄段的居民对非货币收益的选择差异，我们将样本划分为：18 岁到 45 岁已婚男性样本和 45 岁到 60 岁已婚男性样本。表 3 是样本中享受住房福利和医疗福利的情况。

表 3 住房和医疗福利分布

	1989		1991		1993		1997		2000	
	人数	比例 (%)	人数	比例 (%)	人数	比例 (%)	人数	比例 (%)	人数	比例 (%)
18 岁至 45 岁样本										
享受住房福利	186	48.31	175	51.02	145	50.7	114	46.53	100	42.74
享受医疗福利	204	52.99	189	55.10	139	48.60	98	40.00	80	34.19
46 岁至 60 岁样本										
享受住房福利	122	66.30	120	71.43	88	61.54	89	52.98	111	50.45
享受医疗福利	114	61.96	98	58.33	78	54.55	69	41.07	94	42.73

从表 3 的数据可以知道，18 岁到 45 岁子样本中享受住房福利的比例从 1989 年的 48.31% 逐渐下降到 2000 年的 42.74%，享受医疗福利的比例从 1989 年的 52.99% 逐渐下降到 2000 年的 34.19%，都呈逐渐下降的趋势。在 46 岁到 60 岁子样本中，享受住房福利的比例从 1989 年的 66.30% 逐渐下降到 2000 年的 50.45%，享受医疗福利的比例从 1989 年的 61.96% 逐渐下降到 2000 年的 42.73%，也呈逐渐下降的趋势。考虑到 1998 年的住房改革，我们选取 1989 年到 2000 年这个区间研究非货币收益对工资差异和教育回报的影响应该还是比较合适的。此外，从表 3 我们发现，46 岁到 60 岁样本中享受住房和医疗福利的比例较 18 岁到 45 岁样本中享受住房和医疗福利的比例要高许多，这与实际情况是相符合的。其他一些在模型估计中要用到的变量，我们将在必要的时候进行说明。

三、内生性和工具变量

(一) 非货币收益的工具变量

根据补偿工资理论，工资和非工资的收益是替代关系 (Woodbury, 1983)，即人们作选择时会综合考虑工资和非工资的收益，如果没有非工资的收益，则工资应该高一些；如果有非工资的收益，则工资低一些也可以接受。这样，工资、住房和医疗可能是同时决定的 (Simultaneity)，因此而存在内生性问题。

^② CHNS 数据调查问卷中第十五个问题是：你是如何得到你的住房的？答案有：1. 国家的；2. 单位的；3. 租私人的；4. 自己的；5. 免费居住；6. 部分产权。其中，第 6 个选项（部分产权）在 CHNS 数据库中从 1997 年开始收集。

^③ 事实上，有一部分城镇居民享受了单位的住房福利，但是已经离开公有部门，转换到私有部门工作。尤其是在 1998 年的住房改革之后，这一群体在增加。对他们而言，其工资收入呈现不同的特征，所以我们将其排除在研究的范围之外。这也是我们把研究的时间段限定在 2000 年以前的重要原因。此外，在我们的样本中只有极个别非公有部门的职工享有住房和医疗的非货币收益，所以我们也没有考虑他们的影响。

由于缺乏住房和医疗这些福利的货币价值数据，只能获得是否享受这些福利的二项变量，所以我们决定将这些哑变量放在方程右边。随之而产生的问题是，住房、医疗和残差 u 可能是相关的，即住房和医疗是内生变量。为了处理住房和医疗的内生性问题，我们需要寻找工具变量（Instrumental Variable），并检验住房和医疗的内生性。因此，本文要面临的一个关键问题是对住房和医疗非货币收益内生性的检验和处理。

Olson（2002）在估计医疗福利对女性工资的影响时选取了丈夫的一系列特征作为工具变量。有鉴于此，我们选取了妻子的几个特征变量作为工具变量：妻子在公有部门工作、妻子享受单位医疗福利、妻子的职业三个哑变量作为住房和医疗非货币收益的工具变量。这三个哑变量的定义如下：当妻子在政府机关、国有事业单位和研究所、国有企业、县、市、省所属大集体企业工作时，妻子在公有部门工作哑变量为 1，否则为 0；当妻子在单位享受公费医疗待遇时，妻子享受单位医疗福利哑变量为 1，否则为 0；当妻子的职业是一般或高级专业技术工作者、管理者、行政官员、经理等职业时，妻子的职业哑变量取值为 1，否则为 0。

考虑到住房福利和医疗福利主要由公有单位提供，二者呈现较强的相关性，所以本文将分别研究住房、医疗对工资收入的影响。

（二）教育内生性的检验

现在我们讨论教育的内生性。相关文献表明教育很可能是内生变量，尽管我们关心的主要变量是住房和医疗等非货币收益，但是教育的内生性同样会导致非货币收益的估计结果产生偏误。所以，有必要对教育的内生性进行检验。我们用妻子的受教育年限作为工具变量，检验结果见表 4。

表 4 对教育工具变量的检验

	(I)	(II)	(III)
	全体已婚男性样本	18 岁到 45 岁 已婚男性样本	46 岁到 60 岁 已婚男性样本
工具变量		妻子受教育年限	
第一阶段弱工具变量检验			
Cragg-Donald 统计量	633.65	261.51	182.85
内生性检验 (Endogeneity Test)			
Durbin-Wu-Hausman chi-sq test	0.80	2.97	7.55
P-value	0.3724	0.0848	0.0060
观测值	2376	1493	883

表 4 第 (I) 列是对全体已婚男性样本的检验，从结果可知，弱工具变量检验值为 633.65，大于 Cragg-Donald 统计量的临界值 (Stock and Yogo, 2004)，不存在弱工具变量问题；但是，内生性检验显示，教育是外生变量，这与相关研究并不一致。第 (II) 列是对 18 岁到 45 岁的已婚男性样本的检验，结果显示不存在弱工具变量问题；模型可以识别；模型不存在弱工具变量问题；工具变量与内生变量之间相关性很好。Durbin-Wu-Hausman 检验表明，教育是内生变量。第 (III) 列是对 46 岁到 60 岁之间的已婚男性样本的检验，检验结果与第

(II) 列基本一致，即教育在这个子样本中也是内生变量。这样，用妻子受教育年限作为丈夫教育的工具变量对模型进行两阶段最小二乘估计是非常必要的。

四、非货币收益和工资差异

（一）住房福利对工资收入的影响

下面我们研究住房福利对工资收入的影响。首先是对工具变量和住房内生性的检验，结果见表 5。

表 5 对住房福利工具变量的检验

	(I)	(II)	(III)
	全体已婚男性样本	18岁到45岁 已婚男性样本	46岁到60岁 已婚男性样本
工具变量		配偶享受医疗福利	
第一阶段弱工具变量检验			
Cragg-Donald 统计量	135.62	88.87	38.79
内生性检验 (Endogeneity Test)			
Durbin-Wu-Hausman chi-sq test	0.73	4.31	3.98
P-value	0.3937	0.0378	0.0460
观测值	2420	1519	901

通过对选定的三个工具变量的冗余性 (redundancy) 检验，我们发现妻子是否享受医疗福利适合作为丈夫住房福利的工具变量。表 5 是用配偶享受医疗福利哑变量作为工具变量进行的相关检验。第 (I) 列是对全样本做的检验，结果显示：第一阶段弱工具变量检验值为 135.62，大于 Cragg-Donald 统计量的临界值，不存在弱工具变量问题，表明用配偶的医疗福利状况作为丈夫住房福利的工具变量是合适的。但是，对住房福利内生性的检验结果表明，住房福利是外生变量，这与理论分析不一致。第 (II) 列是对 18 岁到 45 岁已婚男性样本的检验结果，工具变量仍然是妻子是否享受医疗福利。从结果可知，不存在弱工具变量问题；内生性检验表明，医疗福利是内生变量，与我们的预期一致。第 (III) 列是对 46 岁到 60 岁之间的已婚男性样本检验的结果，结果表明，我们选定的工具变量具有良好的性质，不存在弱工具变量，内生性检验结果比较合理。这表明，我们需要对全体样本按照年龄分为两个子样本分别进行分析。

下面我们同时考虑住房和教育的内生性采用两阶段最小二乘法估计住房福利对工资收入的影响。

表 6 住房福利对工资收入的影响

	(I)		(II)	
	18岁到45岁已婚男性样本		46岁到60岁已婚男性样本	
	系数	RSE	系数	RSE
住房	-0.6127***	0.2610	0.3510	0.3196
受教育年限	0.0700*	0.0399	0.0036	0.0419
经验	0.0298**	0.0124	0.0384	0.0259
经验平方	-0.0003	0.0003	-0.0005	0.0003
国有部门	0.1835*	0.0977	0.1252	0.1700
职位	-0.1027	0.0907	0.1572*	0.0868
常数项	3.7683***	0.5249	3.6481***	0.9900

注：表中报告的方差为稳健标准差 (Robust Standard Error, RSE)。估计方程中我们控制了年份和省份哑变量，为了节省篇幅，估计结果没有报告。国有部门哑变量的定义为：当在政府机关、国有事业单位和研究所、国有企业、县、市、省所属大集体企业工作时为 1，否则为 0。职位哑变量的定义为：当职业为高级专业技术工作者、管理者、行政官员、经理等时为 1，否则为 0。以下相同。

表 6 中第 (I) 列是对 18 岁到 45 岁年龄段的已婚男性样本的估计结果，从结果可知，住房对工资收入的影响系数为 -0.61，在 1% 的置信水平下显著。这表明，对这一年龄段的已婚男

性来说，他们在选择工作时，是否有住房福利是他们考虑的一个重要因素。如果单位提供住房福利，他们宁可接受工资降低 61% 的工作。第 (II) 列是对 46 岁到 60 岁年龄段的男性样本的估计结果，住房对工资收入的影响在统计上不显著。

从表 6 的结果可知，在 18 岁到 45 岁年龄段的已婚男性样本中，我们发现了工资和住房福利之间的替代关系：即为了获得住房福利，较为年轻的已婚男性宁可接受工资收入降低 61% 的工作。这表明了住房福利对这一人群的显著影响。在 46 岁到 60 岁年龄段的已婚男性样本中，住房福利对工资收入的影响不显著。我们推测这可能一方面是由于年龄越大，工作的流动性越差，非货币收益的价值越难以体现；另一方面，在 46 岁到 60 岁的样本中，享受住房福利的比例比较高，导致这一群体对非货币收益的偏好没有年轻人强。当然，这还有待于进一步研究。

(二) 医疗福利对工资收入的影响

接下来，我们研究医疗福利对工资收入的影响。同样，我们先对工具变量和医疗福利的内生性进行检验，结果见表 7。

表 7 对医疗福利工具变量的检验

	(I) 全体已婚男性样本	(II) 18 岁到 45 岁 已婚男性样本	(III) 46 岁到 60 岁 已婚男性样本
工具变量	妻子享受医疗福利、妻子职位		
第一阶段弱工具变量检验			
Cragg-Donald 统计量	550.04	356.70	179.06
过度识别检验			
Overidentification test	0.17	0.41	0.24
P-value	0.6767	0.5204	0.6249
内生性检验 (Endogeneity Test)			
Durbin-Wu-Hausman chi-sq test	0.32	2.56	3.17
P-value	0.5711	0.1099	0.0751
观测值	2420	1519	901

表 7 是我们用妻子医疗福利和妻子职位作为工具变量进行相关检验的结果。第 (I) 列是对全体样本检验的结果，从结果可知，用妻子医疗福利和妻子职位作为工具变量不存在弱工具变量问题；另外，模型也不存在过度识别问题。这表明，我们选定的工具变量是合适的。但是，对医疗福利的内生性检验显示，医疗福利是外生变量，与我们的预期不一致。第 (II) 列是对 18 岁到 45 岁的已婚男性样本的检验，结果显示，我们选定的工具变量不存在弱工具变量和过度识别问题。而且，内生性检验表明，医疗福利是内生变量，与我们的预期一致。第 (III) 列是对 46 岁到 60 岁的已婚男性样本的检验，结果与第 (II) 的检验基本一致。因此，我们需要对全体样本按照年龄分为两个子样本分别进行分析。

下面我们同时考虑医疗和教育的内生性，用两阶段最小二乘法分别对两个年龄段的子样本进行估计，结果见表 8。

表 8 医疗福利对工资收入的影响

	(I) 18 岁到 45 岁已婚男性样本		(II) 46 岁到 60 岁已婚男性样本	
	系数	RSE	系数	RSE
医疗	-0.1374**	0.0671	0.0917	0.0756
受教育年限	0.0018	0.0154	0.0405***	0.0147

经验	0.0181*	0.0104	0.0392*	0.0238
经验平方	-0.0004	0.0003	-0.0003	0.0003
国有部门	0.0331	0.0602	0.2435***	0.0791
职位	0.0206	0.0574	0.0780	0.0506
常数项	4.4375***	0.2221	3.3818***	0.6084

表 8 第 (I) 列是年龄为 18 岁到 45 岁已婚男性样本的估计结果, 其中, 医疗对工资收入的影响系数为-0.14, 在 5% 的置信水平下显著。第 (II) 列是年龄为 46 岁到 60 岁已婚男性样本的估计结果, 其中, 医疗对工资收入的影响不显著。综合第 (I) 列和第 (II) 列的结果, 我们发现, 对于 45 岁以下的已婚男性, 医疗福利可以使工资降低约 14%。对于 46 岁到 60 岁的已婚男性, 医疗福利对工资收入没有显著的影响。非货币收益对工资收入影响的年龄差异是有待于进一步研究的问题。

五、非货币收益和教育回报

下面我们考察当引入非货币收益因素后教育回报率的变化。我们以住房福利为例, 基于前面对工具变量和内生性检验的结果, 我们的样本为 18 岁到 45 岁的已婚男性子样本。估计结果见表 9。

表 9 非货币收益对教育回报率的影响

	(I)		(II)	
	引入非货币收益前		引入非货币收益后	
	系数	RSE	系数	RSE
1989 年教育回报	-0.0137	0.0168	0.0715*	0.0426
1991 年教育回报	-0.0215	0.0140	0.0705*	0.0449
1993 年教育回报	-0.0396**	0.0176	0.0537	0.0449
1997 年教育回报	-0.0187	0.0190	0.0830*	0.0501
2000 年教育回报	0.0170	0.0168	0.0970**	0.0400
住房			-0.6350**	0.2867
经验	0.0162*	0.0097	0.0299	0.0129
经验平方	-0.0005*	0.0002	-0.0003	0.0003
国有部门	0.0043	0.0909	0.1887	0.1196
职位	0.0543	0.0569	-0.1101	0.0933
常数项	4.7835***	0.2523	3.6986***	0.5596

注: 估计方程中我们控制了年份和省份哑变量, 为了节省篇幅, 没有报告估计结果。

表 9 第 (I) 列是我们用妻子受教育年限作为工具变量进行两阶段最小二乘法估计的 18 岁到 45 岁之间已婚男性的教育回报率, 结果显示, 从 1989 年到 2000 年, 大多数年份教育对工资收入的贡献都不显著, 1993 年甚至是负的。第 (II) 列是我们将住房福利哑变量引入模型, 并同时考虑了教育和非货币收益的内生性后用两阶段最小二乘法估计的结果, 从结果可知, 除了 1993 年外, 其余年份的教育回报率估计值在统计上都是显著的, 从绝对值来看, 教育回报率有十分显著的上升。

尽管表 9 的估计结果只是对 18 岁到 45 岁的已婚男性样本, 但其结论却具有普遍意义, 即在传统的对中国教育回报率估计的研究中, 往往忽视非货币收益, 这将导致教育回报率被低估。因此, 在对教育回报的估计中应该考虑进非货币因素。

六、结论

本文在 Mincer 工资方程中引入住房和医疗等非货币因素，并对住房、医疗和教育的内生性进行深入讨论，用两阶段最小二乘法估计后，我们发现非货币收益在解释工资差异和估计教育回报方面的重要性。

我们将样本分为 18 岁到 45 岁的已婚男性子样本和 46 岁到 60 岁已婚男性子样本，并用不同的工具变量分别进行了研究。本文发现，在 18 岁到 45 岁的年轻已婚男性样本中，住房和医疗均是内生变量，用两阶段最小二乘法估计的结果显示，住房和医疗与工资之间存在显著的替代关系。而在 46 岁到 60 岁的已婚男性样本中，住房和医疗等非货币收益对工资收入没有显著影响，其原因还有待于进一步研究。

在教育回报率的估计中，非货币收益对教育回报率有显著的影响。本文把住房福利引入工资方程，教育回报率显著提高。因此，用传统的方法估计教育回报率，不考虑非货币收益，将低估教育回报率。

本文的结论表明，在解释像中国这样的转型国家的工资差异时，非货币收益是一个非常重要的考虑因素。同时，在估计教育回报率时，也有必要引入非货币收益。在考虑非货币收益后，我们才能更加客观地评价劳动力市场运行的效率。

参考文献

- Angrist, Joshua D. and Newey, Whitney K**, 1991, Over-Identification Tests in Earnings Functions with Fixed Effects, *Journal of Business and Economic Statistics*, July, 9(3), 317-23.
- Angrist, Joshua D. and Alan B. Krueger**, 1992, Estimating the Payoff to Schooling Using the Vietnam-Era Draft Lottery, *Working Paper*, National Bureau of Economic Research (Cambridge, MA), No. 4067.
- Ashenfelter, Orley and Alan B. Krueger**, 1994, Estimates of the Economic Return to Schooling from a New Sample of Twins." *American Economic Review*, December, 84 (5), 1157-73.
- Currie, Janet, and Madrain Brigitte C**, 1999, Health, Health Insurance and the Labor Market, In *Handbook of Labor Economics*, vol.3C, edited by Orley Ashenfelter and David Cared, 3309-3406. Amsterdam: Elsevier.
- Fleisher, Belton M., Xiaojun Wang**, 2004, Skill Differentials, Return to Schooling, and Market Segmentation in a Transition Economy: The Case of Mainland China. *Journal of Development Economics* 73 (1), 315–328.
- Griliches, Zvi**, 1977, Estimating the Returns to Schooling : Some Econometric Problems. *Econometrica*, January, 45(1), 1 -22.
- Knight, John, and Lina Song**, 2003. Increasing Wage Inequality in China: Extent, Elements and Evaluation. *Economics of Transition* 4, 597–620.
- Liu, Zhiqiang**, 1998, Earnings, education and economic reforms in urban China. *Economic Development and Cultural Change* 46 (4), 697–725.
- Liu, Zhiqiang**, 2007, The External Returns to Education: Evidence from Chinese Cities, *Journal of Urban Economics* 61 , 542–564.
- Mincer, Jacob**, 1974, Schooling, Experience, and Earnings. New York: Columbia University Press.
- Montgomery, Edward, Kathryn Shaw, Mary Ellen Benedict**, 1992, Pensions and Wages: An Hedonic Price Theory Approach , *International Economic Review*, Vol. 33, No. 1, (Feb.), 111-128.
- Olson, Craig A.**, 2002, Do Workers Accept Lower Wages in Exchange for Health Benefits? *Journal of Labor Economics*, Vol. 20, No. 2, Part 2: Compensation Strategy and Design. (Apr.), S91-S114.
- Rosen, Sherwin**, 1986, The Theory of Equalizing Differences, In *Handbook of Labor Economics*, vol.1, edited by Orley C. Ashenfelter and Richard Layard, 641-92. Amsterdam: North-Holland.
- Schiller, Bradley R. and Randall D. Weiss**, 1980, Pensions and Wages: A Test for Equalizing Differences Author(s): Source: *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 62, No. 4, (Nov), 529-538.
- Stock, James H., Motohiro Yogo**, 2004, Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression, *Working Paper*, Department of Economics, Harvard University.
- Woodbury, Stephan A**, Substitution between Wage and Nonwage Benefits, *American Economic Review* 73, March 1983, 166-182.
- Yang, Dennis T**, 2005, Determinants of Schooling Returns during Transition: Evidence from Chinese Cities. *Journal of Comparative Economics* 33, 244–264.
- Zhang, Junsen , Yaohui Zhao, Albert Park and Xiaoqing Song**, 2005, Economic Returns to Schooling in Urban China, 1988 to 2001, *Journal of Comparative Economics* 33 ,730–752.
- Zhao, Yaohui**, 2002. Earnings Differentials between State and Non-state Enterprises in Urban China. *Pacific Economic Review* 7 (1), 181–197.
- 李实、丁赛，2003，中国城镇教育收益率的长期变动趋势，中国社会科学，第6期。
- 罗楚亮，2007，城镇居民教育收益率及其分布特征，经济研究，第6期。
- 王海港、李实、刘京军，2007，城镇居民教育收益率的地区差异及其解释，经济研究，第7期。
- 邢春冰，2005，不同所有制企业的工资决定机制考察，经济研究，第6期。