

为什么年轻人工资上涨得这么快？

——对 1990 年代中国城镇工资结构变动的解释

李晓华 赵耀辉*

内容提要 本文利用国家统计局的中国城镇住户调查数据以及 1990 年、2000 年的人口普查数据，分析了 1990 年代中国城镇劳动力市场上年龄别工资结构的变动情况及其原因。研究发现，这一时期年轻人的相对工资快速上涨，特别是在 1990 - 1995 年间，新工人工资上涨较快，与老工人的工资差距缩小了 17.4%。应用供给 - 需求 - 制度的分析框架，我们将相对工资变动的原因归结为四个方面：行业租金的变动，相对劳动供给的变动，产品需求引致的劳动需求的变动以及相对技术效率的变动。分解结果显示，1990 年代技能偏向型的技术进步解释了年轻人相对工资上涨的绝大部分，而产业结构改变带来的对不同年龄组相对需求的变动对其相对工资影响不大，该时期年轻劳动力的相对供给增加对年轻人相对工资的上涨起到了减缓的作用。此外，我们发现，1990 年代前期，租金对新工人与老工人的相对工资上涨有小幅推动作用（6%）；在 1990 年代后期，行业 and 所有制租金影响力度相当而方向相反，制度因素对年轻人相对工资变动的的影响非常微弱。

关键词 工资差距 工资经验回报 相对工资

一 简介

自 1990 年代以来，中国城镇劳动力市场上工资差异迅速增大（Park et al., 2008；

* 李晓华，中国人事科学研究院，电子邮箱：lxh0618@163.com；赵耀辉，北京大学国家发展研究院，电子邮箱：yhzha@nsd.pku.edu.cn。本文作者感谢国家自然科学基金（批准号：71003104）、教育部人文社会科学重点研究基地重大项目（批准号：12JJD790045）对研究工作的资助。

姚先国、李晓华, 2007)。教育回报率的提高, 作为工资差异增大的重要解释因素, 得到了很多关注 (Zhang et al., 2005; Liu et al., 2008)。另外一个普遍观察到的现象是工作经验的回报率逐年下降, 但是在学术界并没有引起足够的重视 (李晓华, 2013)。如表 1 所示, 在平均值上计算的工作经验回报率从 1989 年的 2.5% 下降到 2001 年的 1.4%。经验回报下降这一现象和发达国家的情况相反^①, 却和其他转型经济国家的情况类似^②。工作经验的贬值意味着工资差异在年龄层面缩小, 即年轻人的相对工资上涨。本文的研究目标, 首先是描述这一现象, 其次是分析其背后的影响因素。余下章节依次介绍数据、模型和实证研究的主要结果, 最后一部分是结论。

表 1 中国城镇住户调查六省市各年样本量

年份	工龄平均值	工作经验回报率 (%)					样本量
		平均值	5 年	10 年	15 年	20 年	
1989	19.8	2.5	5.2	4.3	3.4	2.5	5721
1990	20.3	2.4	5.3	4.4	3.4	2.5	6249
1991	19.9	2.1	4.3	3.6	2.8	2.1	6239
1992	20.3	2.8	6.0	4.9	3.8	2.7	7936
1993	20.7	1.8	4.0	3.3	2.6	1.9	7083
1994	20.5	1.9	3.9	3.2	2.6	1.9	6831
1995	20.8	1.8	3.8	3.2	2.5	1.9	6930
1996	21.2	1.7	4.0	3.3	2.6	1.9	6759
1997	21.6	1.5	3.8	3.1	2.4	1.7	6841
1998	21.6	1.7	3.8	3.2	2.5	1.9	6519
1999	21.6	1.6	3.9	3.2	2.5	1.8	6314
2000	21.6	1.6	3.0	2.6	2.1	1.7	6444
2001	22.3	1.4	3.4	2.8	2.2	1.6	5612

资料来源: 根据“中国城镇住户调查”(UHS)数据计算得到。

二 数据介绍和工资结构变动描述

本文所用数据来自国家统计局从 1989 年到 2001 年连续 13 年的中国城镇住户调查

① 可参见以下文献中的论述: Freeman & Katz (1994), DiNardo et al. (1996) 和 Lemieux (2008)。

② Rutkowski (1996) 以及 Daria & Sabirianova (1998) 对波兰和俄罗斯的研究也发现转型阶段工作经验的回报出现明显下降。

(Urban Household Survey, UHS)，该数据提供了北京、辽宁、浙江、四川、广东以及陕西六省市具有城镇户口的居民的收入、支出与就业等方面的基本信息。样本筛选上，我们选择劳动所得大于零、年龄在 16 岁以上 50 岁以下的劳动者，去除掉那些可能是非全职工作的个人^①。如表 1 所示，经过以上处理后得到的样本中每年大约有 5612 ~ 7936 名工人。

本文中工资指的是年工资，包括基本工资、奖金、津贴以及其他劳动收入，并以 1988 年为基年用省级城市消费价格指数调整为实际工资。为了扩大样本量并平滑短期波动的影响，我们也使用了所分析年份之前和之后一年的数据。

为了进行后文中的供给需求分析，我们将全体工人分成三组：工龄^②为 1 ~ 5 年的工人称为“新工人”，而将工龄不少于 20 年的工人记为“老工人”，其余工人则为“中工人”。

表 2 报告了各组工人平均对数工资及其增长情况。首先，各组工人的平均工资都在随时间而上涨。其次，新工人（年轻人）的工资增幅最大，在 1990 - 2000 年这十年间上涨了 0.99（对数工资）；而老工人的平均工资增长最少，仅为 0.64。把十年分成两个阶段，我们发现 1990 - 1995 年间工资增长幅度更大。例如，新工人的工资在 1990 年代前期增长了 0.64，在 1990 年代后期的增长只有 0.35，增幅刚刚达到前一时期的一半。新工人工资增长快的结果是他们与中工人及老工人之间的工资差距缩小。

表 2 各组工人实际对数平均工资与工资增长（以 1988 年为基准）

	对数平均工资			工资增长		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	1990 年	1995 年	2000 年	1990 - 1995 年	1995 - 2000 年	1990 - 2000 年
全体工人	7.41	7.84	8.17	0.43	0.32	0.76
新工人	6.87	7.51	7.86	0.64	0.35	0.99
中工人	7.36	7.79	8.16	0.43	0.37	0.80
老工人	7.57	7.94	8.21	0.36	0.28	0.64

资料来源：根据“中国城镇住户调查”（UHS）数据计算得到。

- ① 由于 UHS 数据中没有调查劳动时间，无法推算小时工资率，因此我们去除掉在校学生和待升学者、残疾人、离退休人员以及离退休再就业人员、待业人员和待分配人员、城镇个体经营者（雇主）和个体自营者（自营，不雇工），以及家庭工人，以尽可能减少数据偏差。
- ② 工龄即“潜在的工作经验年限”，由“年龄 - 受教育年限 - 6”计算得出。

表2中的工资是原始数据，其中部分差距可能来自新工人与老工人在教育、性别、工作地点等方面的差别。为了得到一个比较纯粹的仅来自于工龄差别的工资差距，我们按照性别、教育程度（初中及以下、高中或技校、大专及以上）、工龄组（1~5年、6~19年、20年及以上）将全部样本分为 $2 * 3 * 3 = 18$ 个人口单位。以新工人为例，首先要计算新工人的6个人口单位（ $2 * 3 * 1 = 6$ ）在各年的平均就业份额并与当年的平均工资相乘，从而得到一个工资指数的时间序列。再将这些人人口单位的平均工资除以当年的工资指数，即得到每个人口单位的相对工资。新工人的相对工资就是这些人人口单位相对工资的加权平均值。

由此得出的各组工人的相对工资差距报告在表3的第（1）~（3）列中。我们发现，对各个比较组而言，相对工资差距（绝对值）都在随时间而逐渐缩小。例如，1990年新工人比老工人的平均工资少0.771（116%），1995年这一数值为0.611（84.2%），而到了2000年，这一差距缩小为0.565（76%）。表3的第（4）~（6）列报告了工人相对工资差距的变动情况（即相对工资增长速度），可见，相对工资差异缩小最快的是新工人与老工人比较组，其次是新工人与中工人比较组，体现了年轻人相对工资上涨的“赶超”效应。同时，我们发现，工资结构的这一变动主要发生在1990年代前期。

表3 相对工资差距及增长速度

比较组	相对工资差异			相对工资增长速度		
	1990年	1995年	2000年	1990-1995年	1995-2000年	1990-2000年
新工人比中工人	-0.517	-0.406	-0.403	0.111	0.003	0.114
中工人比老工人	-0.254	-0.205	-0.162	0.049	0.043	0.092
新工人比老工人	-0.771	-0.611	-0.565	0.160	0.046	0.206

注：表格中的数值均为对数形式。

资料来源：根据“中国城镇住户调查”（UHS）数据计算得到。

表2及表3告诉我们，无论是原始的工龄组工资差距还是剔除掉其他影响因素而得到的纯粹的工龄组工资差距，新工人（年轻人）相对工资的快速上涨是1990年代中国城镇工资结构变动的一个重要现象。

这一现象背后的原因是什么呢？理论上，工资变动是供给、需求这两种市场力量和制度变动综合作用的结果。由于劳动力供给的相对变动比较容易确定，要想解释1990年代中国城镇工资结构的变动，就需要找出哪些因素导致相对需求变动。已有

文献^①在解释发达国家工资结构变动时，将可能影响劳动力需求变动的因素概括为以下四种：技能偏向型的技术进步、国际贸易、产品市场的结构变化以及劳动力市场上诸如工会以及最低工资制度变动的的影响。中国城镇经济同样受这些因素的影响，但是作用的方向和规模跟国外可能不同，因此，本文将评估这几种影响需求的因素和相对供给对新人工工资上涨的作用。为了实现这一分析，我们借用了 Bound & Johnson (1992) 供给 - 需求分析的基本框架，对其略作修改以适应中国情况。

三 理论框架

Bound & Johnson (1992) 所建立的理论框架中，总的劳动力由就业于 S 部门（依据行业与所有制类型定义）的 I 组工人所组成。 W_{is} 是 s 部门中第 i （共 3 组，新工人、中工人及老工人）组工人的工资，是第 i 组工人竞争性工资 W_{ic} 和第 i 组工人由于在 s 部门工作所得到的相对的工资租金^② R_{is} 的乘积，即：

$$W_{is} = W_{ic} R_{is} \quad (1)$$

如果就业的所有部门的非经济特征都是一样的，并且没有其他原因使得工资偏离竞争标准，各个部门的租金（ R_{is} ）都将等于 1。然而，一般来说部门间确实存在工资差异（Krueger & Summers, 1988; Healwege, 1992; Zhao, 2002）。对方程（1）两侧取对数（以小写表示）， s 部门中第 i 组工人的对数工资可以分解成以下两项之和：

$$w_{is} = w_{ic} + r_{is} \quad (1')$$

在所有部门间对方程（1'）两侧取均值，我们得到

$$w_i = w_{ic} + r_i = w_{ic} + \sum_s r_{is} \phi_{is} \quad (2)$$

w_i 是第 i 组的平均对数工资， $r_i = \sum_s r_{is} \phi_{is}$ 是第 i 组所享有的工资租金，而 ϕ_{is} （ $\phi_{is} = N_{is}/N_i$ ， N_{is} 是第 i 组在部门 s 中的工人人数， N_i 是第 i 组总的工人人数）是第 i 组在 s 部门中的就业份额。

① 尽管对美国 1980 年代工资不平等研究普遍认为，技能偏向型的技术进步是工资不平等上涨的最主要的力量，最近的文献提出了不同看法（Card & DiNardo, 2002; Lemieux, 2008）。

② 此处的“工资租金”是指劳动力这种要素的收入（即工资）中超过其在其他场所可能得到的收入部分。特别要指出的是，下文中的“行业租金”并不等于行业的垄断利润，它是指行业特有的资源所产生的一种类似于经济租金性质的租金，是相对于行业的平均工资水平而言。“所有制租金”的涵义与此类似。

对方程(2)做全微分,得到下式:

$$dw_i = dw_{ic} + dr_i \quad (3)$$

因此,各组之间的工资差异的变动是由租金或者竞争性工资的变动引起的。租金的变动可以写成下式:

$$dr_i = \sum_s (\phi_{is} dr_{is} + r_{is} d\phi_{is}) = \sum_s \phi_{is} dr_{is} + \sum_s r_{is} d\phi_{is} \quad (4)$$

上式将工资租金的变动分解成两部分:经济部门相对工资的变动 $\sum_s \phi_{is} dr_{is}$,称为“工资效应”;经济部门之间就业分布的变动 $\sum_s r_{is} d\phi_{is}$,称为“权重效应”。

假定对各组工人而言,同一部门 s 的工资租金是相同的(即 $r_{is} = r_s$),我们考虑行业和所有制类型这两个维度,那么,部门租金可以分解为如下所示的行业性租金和所有制租金两部分^①。

$$\begin{aligned} r_i &= \sum_{s=1}^S r_s \phi_{is} = \sum_{j=1}^J \sum_{o=1}^O r_{jo} \phi_{ijo} = \sum_{j=1}^J \sum_{o=1}^O (r_{jo} - r_j + r_j) \phi_{ijo} \\ &= \sum_{o=1}^O \sum_{j=1}^J (r_{jo} - r_j) \phi_{ijo} + \sum_{j=1}^J r_j \phi_{ij} = r_i^O + r_i^J \end{aligned} \quad (5)$$

这里,下标 j 代表行业,而下标 o 代表所有制类型; r_{jo} 是行业 j 和所有制类型 o 的租金, r_j 是行业 j 的租金, ϕ_{ijo} 是第 i 组在行业 j 和所有制类型 o 的比例, ϕ_{ij} 是第 i 组在行业 j 的比例, $r_i^O = \sum_{o=1}^O \sum_{j=1}^J (r_{jo} - r_j) \phi_{ijo}$ 是所有制租金,而 $r_i^J = \sum_{j=1}^J r_j \phi_{ij}$ 是第 i 组的平均的行业性租金。假定行业性租金 r_j 与所有制租金 r_o 是独立决定的,意即 $r_{jo} = r_j + r_o$,那么第 i 组的所有制租金可以定义为 $r_i^O = \sum_{o=1}^O r_o \phi_{io}$ 。而第 i 组的部门租金也就可以简化为

$$r_i = \sum_{o=1}^O r_o \phi_{io} + \sum_{j=1}^J r_j \phi_{ij} = r_i^O + r_i^J \quad (6)$$

对这一方程全微分则有如下表达:

$$dr_i = dr_i^O + dr_i^J = \left(\sum_{o=1}^O \phi_{io} dr_o + \sum_{o=1}^O r_o d\phi_{io} \right) + \left(\sum_{j=1}^J \phi_{ij} dr_j + \sum_{j=1}^J r_j d\phi_{ij} \right) \quad (7)$$

通过方程(7),可以分别计算出行业租金变动 dr_i^J 和所有制租金变动 dr_i^O ,并可以将这两项分别分解成工资效应和权重效应。

参照 Bound & Johnson (1992),通过完全设定的需求与供给体系,我们推导出如下表达式,将第 i 组工人竞争性工资的变动分解为:

① 这一假定意味着租金仅与 s 部门的特征相关而与工人处于哪个工龄组无关,换句话说,这里不考虑选择效应。

$$dw_{ic} = (1 - 1/\sigma)d(\ln b_i) + (1/\sigma)d(\ln D_i) - (1/\sigma)d(\ln N_i) \quad (8)$$

dw_{ic} 是第 i 组工人竞争性工资的变动， $d(\ln N_i)$ 是第 i 组工人相对供给的变动， $d(\ln D_i)$ 是第 i 组工人由于行业间产品需求变动波动所带来的相对需求的变动， $d(\ln b_i)$ 是第 i 组工人的相对通用技术效率的变动， σ 是各组之间的常数替代弹性的变动（范围为 0 到 $+\infty$ ）。

方程（8）表明第 i 组工人相对竞争性工资的变动与相对技术效率 $d(\ln b_i)$ 正相关，与相对供给变动 $d(\ln N_i)$ 负相关，与生产中更多使用第 i 组工人的产品的需求 $d(\ln D_i)$ 正相关。每个因素对工资有多大影响取决于替代弹性的大小。

将方程（7）和（8）代入方程（3），用来分解各组相对工资变动的最终的方程是

$$dw_i = (1 - 1/\sigma)d(\ln b_i) + (1/\sigma)d(\ln D_i) - (1/\sigma)d(\ln N_i) + (dr_i^0 + dr_i^1) \quad (9)$$

这一方程表明，第 i 组工人的工资相对于平均工资或者其他组工资的变动可以归为四个来源：工资租金的变动，相对劳动供给的变动，产品需求所引致的相对需求的变动以及相对技术效率的变动。

四 实证结果

（一）工资租金

我们用方程（7）的离散形式来计算工资租金随时间的变动。如前所述，这些变动包括行业间或者所有制类型间相对工资水平的变动，即工资效应；以及在高工资、低工资行业与公有制企业中就业的各组工人构成的变动，即权重效应。各年中第 i 组工人在行业 j 或者所有制类型 o 中的就业份额可以直接从数据中计算得出，但是工资租金的大小需要通过估计工资方程才能得到。假定行业租金与所有制租金是独立决定的，我们用如下回归来估计第 i 组工人在行业 j 或所有制类型 o 的租金（ r_j 和 r_o ）：

$$\ln W_k = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i G_{ki} + \sum_j \gamma_j S_{kj} + \sum_o \gamma_o S_{ko} + \sum_p \beta_p P_{kp} + \sum_t \beta_t T_{kt} + \varepsilon_k \quad (10)$$

这里， $\ln W_k$ 是个人 k 的对数工资； G_{ki} 是反映该人的个人特征 i 的一系列控制变量，例如，性别、教育和工龄； S_{kj} 是行业 j 的虚拟变量； S_{ko} 是所有制类型 o 的虚拟变量； P_{kp} 是省份 p 的虚拟变量； T_{kt} 是年份 t 的虚拟变量^①； ε_k 是随机项。估计得到的行业虚

① 为了平滑时间效应，我们将各年定义为移动平均值。例如，1990 年的数据实际上包括 1989 年、1990 年和 1991 年这三年的数据。

拟变量的系数 (γ_j) 反映的就是相对于参照组行业的工资收益, 每一期中所估计出的 γ_j 的各个值与平均值 $\bar{\gamma}$ 的差就是行业 j 的租金 ($r_j = \gamma_j - \bar{\gamma}$)^①。用类似的方法我们可以计算出所有制租金。

由于中国城镇住户调查数据中各年的行业分类不同, 我们将行业重新归并整理为 10 类, 以使各年中每一个行业大类所涵盖的具体行业基本相同。所估计出的各行业的租金见表 4 的 A 部分。从中可以看出, 金融与保险、交通邮电及电信服务等垄断行业有较大的正租金, 例如, 1995 年金融与保险业的平均工资比全社会平均工资高出 0.262, 大约 30%; 而制造业、批发零售与食品加工业等竞争性行业的行业租金为负, 例如, 2000 年批零贸易及食品加工业的平均工资比全社会平均工资低 0.123, 大约 13%; 另外, 政府机关和半机关性质的社会服务部门 (如教育科研业、卫生保健业等) 在 1995 年和 2000 年都享有较高的行业租金。

表 4 行业租金及所有制租金

	1990 年	1995 年	2000 年
A. 行业			
制造业	-0.005	-0.050	-0.076
建筑业	0.071	0.070	-0.009
交通、邮电及电信服务	0.079	0.126	0.146
批零贸易及食品加工	-0.028	-0.099	-0.123
公用事业管理与社会服务	-0.007	0.091	-0.030
健康医疗、体育与社会服务	0.035	0.092	0.188
教育科研、文化与媒体	-0.002	0.046	0.145
金融与保险	0.093	0.262	0.197
政府机关与社会群体	-0.009	0.077	0.113
地质勘探及其他	-0.103	-0.154	-0.126
B. 所有制			
非国有企业	-0.113	-0.130	-0.110
国有企业	0.036	0.041	0.046

资料来源: 根据“中国城镇住户调查”(UHS) 数据计算得到。

国有部门工资制度的放松, 是中国经济转型过程中劳动力市场上非常重大的制度变革, 这一变动影响了国有企业、政府部门以及半政府部门的工资决定机制。因此,

① $\bar{\gamma}$ 是行业虚拟变量估计系数的加权平均值: $\bar{\gamma} = \sum_{j=0}^{J-1} \phi_j \gamma_j$, 例如, $J=10$ 是说行业分类一共有 10 种, ϕ_j 是在行业 j 就业的工人的比例, 而基准组的 γ_0 设定为零。

我们想知道是否存在独立于行业租金的所有制租金，以及所有制租金的变动会如何影响各组工人之间的工资差异。回归估计出的所有制租金 r_o 报告在表 4 的 B 部分。我们发现国有企业一直享有正的工资租金，并且其租金值在 1990 - 2000 年间基本不变，平均而言，国有企业工人的工资比全社会平均工资高 4%^①。

按照公式 (4)，我们计算了行业租金对工资差异的总影响，并将其分解为工资效应和权重效应，报告在表 5 第 (2) ~ (4) 列。首先，行业租金在 1990 年代前期推动年轻人相对工资上涨而后期则降低其增速。例如，1990 - 1995 年，新工人与老工人相比，相对工资上涨了 0.160，其中，有 0.0183 的工资上涨是由行业租金变动所带来的。其次，无论是在 1990 年代前期还是后期，行业租金的权重效应都超过了工资效应，这说明就业结构的变动对年轻人相对工资上涨的作用更大，我们推测这是新工人更多地就业于高工资行业的结果。类似地，我们计算了所有制租金对工资差异的影响及分解结果，报告在表 5 的第 (5) ~ (7) 列。观察第 (7) 列可见，1990 年代前期和后期，所有制租金对年轻人相对工资上涨的作用刚好是相反的：在前期阻碍其上涨而在后期推动年轻人相对工资上涨，尽管所有制对工资差异的总影响很小。这可能是由于新工人更多地就业于非国有企业，很难从国有企业正的工资租金中受益。

表 5 相对工资及租金变动

	相对工资变动	行业租金			所有制租金			合计租金
		工资效应	权重效应	合计	工资效应	权重效应	合计	
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
1990 - 1995 年								
新工人比中工人	0.111	0.0003	0.0133	0.0136	-0.0008	-0.0146	-0.0154	-0.0018
中工人比老工人	0.049	0.0018	0.0029	0.0047	-0.0010	0.0078	0.0068	0.0115
新工人比老工人	0.160	0.0021	0.0162	0.0183	-0.0018	-0.0068	-0.0086	0.0097
1995 - 2000 年								
新工人比中工人	0.003	0.0004	-0.0166	-0.0162	0.0010	0.0009	0.0019	-0.0143
中工人比老工人	0.043	0.0014	0.0132	0.0146	0.0004	-0.0005	-0.0001	0.0145
新工人比老工人	0.046	0.0018	-0.0034	-0.0016	0.0015	0.0004	0.0019	0.0003

注：表格中的数值均为对数形式。

资料来源：根据“中国城镇住户调查”(UHS)数据计算得到。

① 李晓华和赵耀辉(2014)以农林牧渔和地质勘探业为参照组，估计了同一时期的行业工资租金，研究行业及所有制工资租金的变化对行业工资差距的影响。

(二) 劳动供给

不同组工人间相对劳动供给的变动 (SUP_i , 即第 i 组工人在全部劳动力中所占份额的变动) 用工人就业份额的对数变动来度量

$$SUP_i = \Delta(\ln\phi_i^s) \quad (11)$$

这里, $\phi_i^s = N_i^s/N^s$ 是总劳动力中第 i 组工人的比例。

众所周知, 1990 年代有大批农村劳动力进城工作, 在城镇劳动力市场上和本地人竞争。由于中国城镇住户调查不包括流动人口, 如果直接使用本文数据分析劳动供给, 可能会有较大的偏差。因此, 利用 1990 年和 2000 年人口普查所提供的人口与就业信息, 选择同样的省份并依照同样的标准处理数据, 使得我们能够对城镇地区的劳动供给数据做出调整, 以便更准确地刻画 1990 年代中国城镇劳动力市场的劳动供给状况。

城镇中流动人口就业状况报告在表 6 中。可以看出, 农村劳动力的涌入对城镇劳动力市场的冲击很大。1990 年, 城镇全部劳动力中流动人口仅占 7.95%; 到 2000 年则达到 31.01%, 增加了 3 倍。流动人口占就业人口的比例还要更高一些。另外, 如果流动人口就业比例是线性增长的, 那么 1995 年的情况可以据此推算, 也报告在表 6 中。

表 6 流动人口占城镇地区劳动力及就业人口的比例

单位: %

	(1)	(2)	(3)
	1990 年	1995 年	2000 年
城镇劳动力	7.95	19.48	31.01
城镇就业人口	8.16	20.78	33.41

资料来源: 根据 1990 年和 2000 年全国人口普查数据, 选择同样省份并依照同样标准处理、推算得到。

表 7 报告了 1990 年、1995 年和 2000 年城镇劳动人口的年龄构成情况。其中, 第 (1) ~ (3) 列数据来自中国城镇住户调查, 第 (4) 列和第 (6) 列数据来自人口普查, 第 (5) 列数据是经由人口普查数据推算得出, 第 (7) ~ (9) 列是将流动人口包括进来后推算的劳动人口年龄构成。如果只看中国城镇住户调查数据对本地居民的统计, 这十年间劳动人口逐渐老化并且速度比较快。一旦将流动人口考虑进去, 中国城镇的劳动人口反而呈现出年轻化的态势。可见, 1995 年到 2000 年间城镇本地居民中年轻劳动力减少所产生的影响被流动人口中青年劳动力的大量涌入抵消。

表 7 中國城鎮勞動人口的年齡構成情況

單位：%

	本地居民			流動人口			全部(調整後)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	1990年	1995年	2000年	1990年	1995年	2000年	1990年	1995年	2000年
新工人	12.7	10.0	8.9	28.4	27.6	26.9	14.0	13.5	14.5
中工人	39.8	38.7	35.3	53.7	56.4	59.1	40.9	42.1	42.7
老工人	47.4	51.3	55.8	17.9	16.0	14.1	45.1	44.4	42.9

資料來源：根據“中國城鎮住戶調查”(UHS)數據、1990年和2000年全國人口普查數據推算得到。

根據方程(11)，我們計算出第*i*組工人相對勞動供給的變動(SUP_i)，列在表8中。1990年代城鎮勞動供給最顯著的變化就是新工人(年輕人)就業比重的迅速提升，無論是同中工人還是老工人相比。例如，1990年代前期，新工人-中工人相對供給為0.047，新工人-老工人相對供給為0.039，均為正值。這一時期城鎮勞動力市場上勞動力年齡結構所發生的變動，是農村青壯年勞動力大量涌入城鎮和城鎮本地勞動力老齡化進程加快共同作用的結果。

表 8 行業間產品需求波動所引起的勞動力相對供給和相對需求的變動

	SUP	EMP	DEM
	(1)	(2)	(3)
1990-1995年			
新工人比中工人	0.047	0.035	-0.001
中工人比老工人	-0.008	-0.010	-0.006
新工人比老工人	0.039	0.025	-0.007
1995-2000年			
新工人比中工人	0.049	0.004	-0.023
中工人比老工人	-0.024	0.003	0.014
新工人比老工人	0.025	0.007	-0.009

資料來源：根據“中國城鎮住戶調查”(UHS)數據計算得到。

(三) 產品需求的變動

產出結構的變動會引起投入結構的變動，特別是勞動需求技能構成的變動。由於年輕和年老工人的工作經驗、受教育程度以及對新技術的學習能力不同，產品需求變動會導致對不同工齡組工人之間的相對需求情況發生變化。在行業間相對勞動力生產

率不变以及劳动力市场在每一期都出清的假定下，各个工龄组在行业间就业分布的变动反映了产品需求结构的变动。依据 Freeman (1975) 和 Katz & Murphy (1992)，我们用每个工龄组最初的就业份额来调整各个行业的平均就业增长，用指标 EMP_i 来度量产品需求波动对劳动力相对需求的影响：

$$EMP_i = \sum_j \Delta(\ln\phi_j) \phi_{ij} \quad (12)$$

这里， ϕ_j 是行业 j 的就业份额， $\Delta(\ln\phi_j)$ 是行业 j 就业份额的比例变动。

表9描述了行业结构随时间的变动。第(1)~(3)列是由中国城镇住户调查数据计算的常住人口行业间的就业分布 ϕ_j ，第(4)~(6)列报告了流动人口的行业就业结构，第(7)~(9)列给出了经1990年和2000年人口普查数据调整的城镇地区全体工人的分行业就业情况。各行业的就业份额的变动 ($\Delta(\ln\phi_j)$) 报告在第(10)~(11)列中，观察这些数值可以发现，诸如卫生医疗体育与社会服务、教育科研文化与媒体、政府机关与社会群体等行业在这10年间有所收缩，可能的原因之一是这些行业较少雇用流动人口，因而其占全部就业的比重相对下降。

表9 行业结构及其变动

	常住人口			流动人口			城镇地区 就业劳动力			$\Delta(\ln\phi_j)$		$\Delta(\ln x_j)$	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
行业	1990 年	1995 年	2000 年	1990 年	1995 年	2000 年	1990 年	1995 年	2000 年	1990 - 1995 年	1995 - 2000 年	1990 - 1995 年	1995 - 2000 年
制造业	44.0	40.0	35.3	43.3	51.4	59.6	43.9	42.3	43.4	-0.036	0.025	-0.102	-0.141
建筑业	2.7	4.2	3.9	18.3	13.1	7.9	4.0	6.0	5.3	0.419	-0.136	0.417	-0.078
交通、邮电及电信服务	7.1	6.4	7.5	5.0	3.8	2.6	7.0	5.8	5.9	-0.176	0.006	-0.118	0.172
批零贸易及食品加工	15.9	16.9	16.1	18.7	19.1	19.4	16.1	17.4	17.2	0.074	-0.007	0.079	-0.036
公用事业管理与服务	4.1	4.9	8.8	6.7	7.1	7.4	4.3	5.4	8.4	0.224	0.444	0.167	0.584
卫生医疗体育与社会服务	4.4	4.6	4.4	0.8	0.7	0.6	4.1	3.8	3.1	-0.079	-0.181	0.052	-0.015
教育科研、文化与媒体	8.3	8.4	8.0	4.8	3.1	1.4	8.1	7.3	5.8	-0.095	-0.240	0.019	-0.033
金融与保险	1.7	2.5	3.5	0.1	0.2	0.2	1.6	2.1	2.4	0.251	0.171	0.437	0.407
政府机关与社会群体	9.0	10.5	9.9	2.0	1.4	0.7	8.4	8.6	6.8	0.018	-0.229	0.152	-0.042
地质勘探及其他	2.8	1.6	2.4	0.3	0.2	0.2	2.6	1.3	1.7	-0.662	0.221	-0.538	0.364
总计	100	100	100	100	100	100	100	100	100	—	—	—	—

资料来源：根据“中国城镇住户调查”(UHS)数据、1990年和2000年全国人口普查数据推算得到。

指标 EMP_i （表 8 第（2）列）可以看作是劳动力需求结构变动 $d(\ln D_i)$ 的代理变量，在 1990 - 1995 年以及 1995 - 2000 年间，新工人与其他各组的相对需求变动均为正值，表明产品需求的变动相对而言增加了对新工人（年轻人）的需求。然而，行业间相对就业增长率的变动也可能是劳动力供给结构变动所引起的；如果是这样的话，对相对工资变动的分解就会有偏差。避免这种偏差的一个办法就是估计一个离散形式的产品需求波动指标 DEM_i ：

$$DEM_i = \Delta(\ln D_i) = \sum_j \phi_{ij} \Delta(\ln x_j) \quad (13)$$

x_j 是基于消费者偏好的对行业 j 所生产产品的真实的相对需求（Bound & Johnson, 1992），然而这些 x_j 无法被观察到。但是，未知的 $\Delta(\ln x_j)$ 可以在下面的方程中由系数 $d(\ln x_j)$ 估计得出。

$$d(\ln \phi_{ij}) = (1 - \phi_{ij})d(\ln x_j) - \sum_{k \neq j} \phi_{ik} d(\ln x_k) + (\sigma - 1)[d(\ln(b_{ij}/b_i))] \quad (14)$$

下标 i 表明工龄组 ($i = 1, 2, 3$)， j 表示行业， b_{ij} 表示的是行业 j 中第 i 组的技术效率， b_i 是第 i 组在所有行业间平均的技术效率， $d(\ln(b_{ij}/b_i))$ 表示行业 j 中第 i 组技术效率增长率对第 i 组平均技术效率增长率的偏离。如果我们假定各组行业间的技术变动是相同的，则 $d(\ln(b_{ij}/b_i))$ 的平均值将等于 0，方程（14）的最后一项可以看作是均值为零的随机误差项。在这一假设下，我们通过用最小二乘法（OLS）方法估计方程（14）得到对 $d(\ln x_j)$ 的无偏估计。这一估计结果见表 9 的第（12）列和第（13）列。

基于对 $\Delta(\ln x_j)$ 的这一估计，通过方程（13）计算出产品需求波动指标 DEM_i 并报告在表 8 的第（3）列。 DEM_i 的值几乎都是负的，表明行业间产品需求的变动导致对年轻人的相对需求在减少。特别是在 1990 年代后期，对中工人的相对需求增加了很多。除了国际贸易上中国可能依比较优势而选择更多地出口劳动密集型产品的原因外，另一个可能的解释在于中国经济的渐进式转型。在从计划经济向市场经济转变的过程中，国有企业面临着价格扭曲等问题，因而可能会更多地生产资本和技术密集型产品。

（四）技能偏向型技术进步

一般来讲，技术进步会发生在某个特定行业或所有行业，因而，技能偏向的技术进步对技能水平不同的工人相对需求的影响可能是依行业而定的，也可能是所有行业共同的。在估计前面所讲的 $\Delta(\ln x_j)$ 时，我们把行业特有的技术变动（方程（14）的最后一项）当作随机误差。如果随机误差这一假定不成立，对 $d(\ln x_j)$ 的估计就会有偏的。因为某些行业技术进步的加速可能会引起对这些行业中某个工龄组劳动力需求的大幅增加。对美国的研究表明，创新的涌现对不同工人群体的相对需求在各行业

间是不一样的 (Bound & Johnson, 1992)。

为了验证技术变动在各行业间是否确有不同, 我们参照 Bound & Johnson (1992) 的做法, 将第 i 组工人在行业 j 中的技术效率增长率分解如下:

$$d(\ln b_{ij}) = \begin{cases} c_{i0} + c_{i1} & \text{if } j \text{ in } J' \\ c_{i0} & \text{if } j \text{ not in } J' \end{cases} \quad (15)$$

J' 是假想的某个行业, 它的技术效率增长率不同于比较组中的各行业, c_{i0} 是第 i 组工人在比较组行业技术效率的平均增长率, c_{i1} 是两组中技术效率增长率的差别。如果行业特有的技术效率变动的影响不显著, 那么两组中技术效率的平均增长率应该是一样的, 都等于 c_{i0} 。

因而, 第 i 组工人所处行业的平均技术效率增长率可以表达如下:

$$d(\ln b_i) = \begin{cases} c_{i0} + \sum_j \phi_{ij} c_{i1} = c_{i0} + \Phi_{iJ'} c_{i1} & \text{if } j \text{ in } J' \\ c_{i0} & \text{if } j \text{ not in } J' \end{cases} \quad (16)$$

$\Phi_{iJ'} = \sum_{j \in J'} \phi_{ij}$ 是第 i 组工人在行业 J' 中的就业份额。第 i 组工人在行业 j 中的行业特有的技术效率变动为:

$$d[\ln(b_{ij}/b_i)] = \begin{cases} c_{i1}(1 - \Phi_{iJ'}) & \text{if } j \text{ in } J' \\ 0 & \text{if } j \text{ not in } J' \end{cases} = c_{i1}(D_j - \Phi_{iJ'}) \quad (17)$$

D_j 是各行业是否属于行业 J' 的一系列的虚拟变量。将方程 (17) 代入方程 (14), 我们得到:

$$d(\ln \phi_{ij}) = (1 - \phi_{ij}) d(\ln x_j) - \sum_{k \neq j} \phi_{ik} d(\ln x_k) + (\sigma - 1) c_{i1} (D_j - \Phi_{iJ'}) \quad (18)$$

通过选择某个具体行业 J' 以及一个或者几个工龄组, 我们能够用 OLS 估计出这个方程, 得到 $(\sigma - 1) c_{i1}$ 的估计值。如果这些数没有显著区别于零, 我们就不能拒绝不存在行业特有的技术变动的零假设^①。

我们用这种办法测试了很多行业和工龄组。例如, 我们首先测试制造业的技术变动是否不同于其他行业, 发现没有哪个组符合这种情况。所得到的联合检验的 p 值比较大, 在 1990 - 1995 年间是 0.15, 在 1995 - 2000 年间是 0.21。类似地, 我们对其他行业如建筑业、交通邮电业及电信业、批零贸易等行业进行联合检验和单独检验, 所有这些结果都无法说明哪组工人有显著的行业特有的技术效应。1990 年代的经济改革

① 给定 $\sigma > 1$, 如果第 i 组工人所处行业的技术效率增长率是不一样的 (即, $c_{i1} \neq 0$), $(\sigma - 1) c_{i1}$ 将不为零。理论上来说, 也有可能 $\sigma = 1$, 但是正好出现这种情况的概率非常小。

和制度变迁对各经济部门的推动作用非常接近，这是不存在行业特有技术进步的可能原因之一。另一个可能的解释是本文对行业的分类不够细致，因而无法捕捉到行业特有的技术进步。因此，前面根据方程（18）对 $d(\ln x_j)$ 的估计可以认为是无偏的。

根据以上分析，可以认为新工人、中工人和老工人这三组工人在各个行业间的技术效率是相同的，因而主要关心对 $(1 - 1/\sigma) d(\ln b_i)$ ，即一般技术变动的估计。尽管我们无法观察到 b_i ，一般技术变动对某个工龄组相对工资的影响可以用竞争性工资的变动减去相对供给和相对需求变动的影晌（见方程（8））近似得出。

如方程（8）所示，估计相对供给和相对需求对相对工资的影响首先要估计出替代弹性 $\hat{\sigma}$ ，而这个参数可以直接从数据中估计得出。我们的做法和 Katz & Murphy（1992）类似，使用时间序列数据估计如下方程^①：

$$\ln[W_i(t)/W_{i-1}(t)] = \alpha_0 + \alpha_1 \ln[N_i(t)/N_{i-1}(t)] + \alpha_2 t + \alpha_3 D_1 t + \varepsilon \quad (19)$$

其中， i 表示新工人（或老工人），而 $i-1$ 表示中工人和老工人（或新工人和中工人）； $\ln[W_i(t)/W_{i-1}(t)]$ 是第 t 年第 i 组工人与第 $i-1$ 组工人的相对工资； $\ln[N_i(t)/N_{i-1}(t)]$ 是第 t 年第 i 组工人与第 $i-1$ 组工人的相对劳动供给。当比较组为中工人-老工人组时， $D_1=1$ ；否则， $D_1=0$ 。 $\alpha_1 = -1/\sigma$ 和 $\alpha_2 + \alpha_3 D_1$ 反映的是各个参照组的需求随时间的相对变动。替代弹性 $\hat{\sigma}$ 的估计值可由 $\hat{\alpha}_1 = 1/\hat{\sigma}$ 计算得出。

就本文而言， t 从 1989 年到 2001 年。对方程（19）的 OLS 估计结果如下：

$$\ln[W_i(t)/W_{i-1}(t)] = 40.82 - 1.122 \times \ln[N_i(t)/N_{i-1}(t)] - 0.0224 \times t + 0.000705 \times D_1 \times t$$

估计这一方程所得出的要素内的替代弹性为 0.891，和美国的相关研究结果非常接近。在分解部分，我们将使用此估计值进行分解。鉴于此类时间序列设定下很可能存在估计误差，下文中也将测试不同假设下要素内替代弹性的敏感性。

（五）分解结果

通过前面各部分的估计，我们将 1990 年代中国城镇劳动力市场上新工人-中工人、中工人-老工人以及新工人-老工人相对工资的变动分解为如下四部分：租金的变动（包括行业租金和所有制租金）、相对劳动供给的变动、产品结构变动引致的相对需求的变动以及普遍的技术进步。后者是由相对供给和相对需求不能解释的残余的相对工资变动以及对不同工龄组之间替代弹性的估计计算而来。

① Bound & Johnson（1992）估计了市场工资的二次差分方程。因为我们只考虑了三组工人（分别为 1~5 年、6~20 年及 20 年以上工龄的工人组），只有 3 个观测值而无法进行这样的回归。

表10分别报告了1990年代早期和后期各因素对各组工人相对工资变动的贡献。这一结果展示了若干有趣的发现：首先，在新工人相对工资大幅上涨的1990年代前期，技术进步是新工人相对工资上涨最主要的推动力量，其贡献分别解释了新工人-中工人相对工资上涨的150.7%和新工人-老工人相对工资变动的126.3%；行业租金是推动新工人相对工资上涨第二重要的力量，其贡献在12%左右；这一时期内，年轻人相对工资上涨最大的阻碍力量是年轻人相对供给的变动，其变动使得新工人-中工人和新工人-老工人比较组的相对工资分别下降47.8%和27.4%；相对需求变动和所有制租金变动也减缓了年轻人相对工资的增速，尽管这二者的影响很小，特别是相对需求变动的影响几乎可以忽略不计。

表10 分解相对工资的变动

	Δ 相对工资	租金的变动			相对供给	相对需求	技术进步
		全部	行业	所有制			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
A. 相对工资的变动							
1990-1995年							
新工人比中工人	0.111	-0.0019	0.0136	-0.0154	-0.053	-0.001	0.167
中工人比老工人	0.049	0.0115	0.0047	0.0068	0.009	-0.006	0.035
新工人比老工人	0.160	0.0097	0.0183	-0.0086	-0.044	-0.008	0.202
1995-2000年							
新工人比中工人	0.003	-0.0143	-0.0162	0.0019	-0.055	-0.025	0.098
中工人比老工人	0.043	0.0145	0.0146	-0.0001	0.027	0.015	-0.014
新工人比老工人	0.046	0.0002	-0.0016	0.0018	-0.028	-0.010	0.084
B. 相对工资变动的百分比(%)							
1990-1995年							
新工人比中工人	100	-1.7	12.2	-13.9	-47.8	-1.2	150.7
中工人比老工人	100	23.5	9.6	13.9	18.7	-13.2	71.0
新工人比老工人	100	6.0	11.4	-5.4	-27.4	-4.9	126.3
1995-2000年							
新工人比中工人	100	-475.4	-538.5	63.0	-1833.2	-843.9	3252.6
中工人比老工人	100	33.7	33.9	-0.2	63.2	35.7	-32.6
新工人比老工人	100	0.5	-3.5	4.0	-60.5	-21.6	181.6

资料来源：根据“中国城镇住户调查”(UHS)数据计算得到。

其次，在 1990 年代后期，年轻人相对工资上涨的趋势减缓。新工人的工资增速略快于老工人 (0.046)，而与中工人的工资增速相当。相对于老工人而言，年轻人（新工人）相对工资上涨最重要的推动力量仍然是技术进步，其影响力也超过了 1990 年代前期；相对供给的变动仍然是年轻人相对工资上涨最主要的阻碍力量。例如，技术进步推动了新工人 - 老工人比较组相对工资上涨了 181.6%，相对供给变动使其相对工资分别下降 60.5%。这一时期，对年轻人相对需求的减少也减缓了年轻人相对工资的上涨，其贡献达到 21.6%；这一变化是和 1990 年代末期中国准备加入 WTO、国际贸易规模迅速扩大相一致的，因为国际贸易的扩张会增加对有经验工人的需求，相对抑制对新进入劳动力市场的年轻人的需求。在这一时期内，所有制租金拉动年轻人相对工资上涨，其贡献接近 4%，影响很小；而行业租金恰好相反。

最后，本文还检验了以上分解结果对替代弹性取值的大小是否敏感。表 11 报告了替代弹性取值从 1.0 变化到 3.0 所对应的分解结果。首先，工资租金对相对工资变动的的影响与替代弹性大小无关。其次，替代弹性增大同时降低了相对供给和相对需求变动的贡献。相对供给的（负的）和相对需求的（正的）影响力都在变小，技术进步（正的）对相对工资变动的贡献也在下降，只是技术进步所下降的比例小于相对供给的变动。例如，与我们前文估计得到的替代弹性 0.891 相比，当替代弹性取值为 1.5 时，1990 年代后期相对供给变动对新工人 - 老工人相对工资上涨的贡献从 -60.5% 下降到 -35.9%；相对需求变动对这一比较组的相对工资上涨的贡献从 -21.6% 下降到 -12.8%；而技术进步的贡献从 181.6% 下降到 148.3%。就这里测试的最大的替代弹性（取值为 3）而言，相对供给、相对需求和技术变动对新工人 - 老工人相对工资上涨的贡献相应为 -18%、-6.4% 和 123.9%，通用型技术进步对相对工资的影响大大超过了相对供给变动的的影响。因此，我们认为分解结果的数值大小受替代弹性取值的影响，但是各影响因素的相对重要性并不因替代弹性取值变化而发生重大变化。

表 11 分解结果对替代弹性的敏感性

单位：%

σ 、年份	比较组	相对工资变动	租金变动	相对供给	相对需求	技术进步
$\sigma = 1.0$						
1990 - 1995 年	新工人比中工人	100	-1.7	-42.6	-1.1	145.4
	中工人比老工人	100	23.5	16.6	-11.7	71.6
	新工人比老工人	100	6.0	-24.4	-4.3	122.8

续表

σ 、年份	比较组	相对工资变动	租金变动	相对供给	相对需求	技术进步
1995 - 2000 年	新工人比中工人	100	-475.4	-1633.4	-752.0	2960.7
	中工人比老工人	100	33.7	56.3	31.9	-21.9
	新工人比老工人	100	0.5	-53.9	-19.3	172.7
$\sigma = 1.5$						
1990 - 1995 年	新工人比中工人	100	-1.7	-28.4	-0.7	130.8
	中工人比老工人	100	23.5	11.1	-7.8	73.2
	新工人比老工人	100	6.0	-16.3	-2.9	113.2
1995 - 2000 年	新工人比中工人	100	-475.4	-1088.9	-501.3	2165.6
	中工人比老工人	100	33.7	37.5	21.2	7.5
	新工人比老工人	100	0.5	-35.9	-12.8	148.3
$\sigma = 2$						
1990 - 1995 年	新工人比中工人	100	-1.7	-21.3	-0.5	123.5
	中工人比老工人	100	23.5	8.3	-5.9	74.0
	新工人比老工人	100	6.0	-12.2	-2.2	108.4
1995 - 2000 年	新工人比中工人	100	-475.4	-816.7	-376.0	1768.1
	中工人比老工人	100	33.7	28.1	15.9	22.2
	新工人比老工人	100	0.5	-26.9	-9.6	136.1
$\sigma = 2.5$						
1990 - 1995 年	新工人比中工人	100	-1.7	-17.0	-0.4	119.2
	中工人比老工人	100	23.5	6.7	-4.7	74.5
	新工人比老工人	100	6.0	-9.8	-1.7	105.5
1995 - 2000 年	新工人比中工人	100	-475.4	-653.3	-300.8	1529.6
	中工人比老工人	100	33.7	22.5	12.7	31.0
	新工人比老工人	100	0.5	-21.6	-7.7	128.8
$\sigma = 3$						
1990 - 1995 年	新工人比中工人	100	-1.7	-14.2	-0.4	116.2
	中工人比老工人	100	23.5	5.5	-3.9	74.8
	新工人比老工人	100	6.0	-8.1	-1.4	103.6
1995 - 2000 年	新工人比中工人	100	-475.4	-544.5	-250.7	1370.5
	中工人比老工人	100	33.7	18.8	10.6	36.9
	新工人比老工人	100	0.5	-18.0	-6.4	123.9

资料来源：根据“中国城镇住户调查”（UHS）数据计算得到。

五 结论

本文用中国六省市的中国城镇住户调查数据、1990年和2000年人口普查数据，分析了城镇劳动力市场上年轻人相对工资变动的情况及其原因。研究发现，这一时期年轻人的相对工资大幅上涨，特别是在1990年代前期，新工人的相对工资快速追赶中工人和老工人的相对工资。年轻人相对工资的变动可以归结为四个方面的原因：行业租金的变动，相对劳动供给的变动，产品需求引致的劳动需求的变动，以及相对技术效率的变动。例如，1990-1995年，新工人与老工人的工资差距大幅缩小，其相对工资上涨幅度达到0.160。对相对工资变动进行分解发现，技能偏向型的技术进步解释了年轻人相对工资上涨的绝大部分，其贡献达到了126.3%，这一点我们将其理解为技术水平提高以及经济转型过程中制度变革的共同作用；其次是行业租金，对年轻人相对工资上涨的贡献是11.4%；这一时期年轻人相对劳动供给大幅增加，减缓了年轻人相对工资的涨势，其贡献为-27.4%；而对年轻人相对劳动需求的变动对其相对工资影响不大。1990年代后期，新工人比老工人的相对工资增长为0.046，中工人比老工人的相对工资增长为0.043。可见，与老工人相比，新工人与中工人的相对工资均有小幅上涨，且涨幅接近。从分解结果来看，与1990年代前期相比，相对供给、相对需求和技术因素这三个影响因素对1995-2000年间新工人相对工资上涨的作用方向保持不变，影响力度均有所放大。

需要说明的是，尽管技术进步对新工人工资上涨的贡献最大，但由于其效应是相对工资变动扣除掉租金、供给和需求变动影响的残余效果，因此，在解释技术进步为何会有这么大的影响时需要非常谨慎。中国内向型外商直接投资所带来的快速技术更新可以证实技术进步可能是一种重要的解释力量，而制度的变动可能是另一种重要的解释力量。因为在中国向市场经济转型的过程中，工资越来越能够反映工人在生产率方面的差异，也越来越能为新进入劳动力市场的年轻工人提高生产率提供激励。

本文所用数据的一个重要缺陷是行业只分为10类，分类较粗可能会导致我们所估计的行业工资租金和产品需求变动出现向下偏误；同时，对通用型技术进步对相对工资影响的估计可能会出现向上的偏误。如果城镇调查能够提供更加细化的行业分类，将能够得出更加准确的估计。

参考文献:

- 李晓华 (2013), 《经济转型期的工作经验回报——以中国城镇为例》, 《广播电视大学学报 (哲学社会科学版)》第8期, 第10-16页。
- 李晓华、赵耀辉 (2014), 《工资差距与垄断租金》, 《劳动经济研究》第4期, 第68-84页。
- 姚先国、李晓华 (2007), 《中国城镇工资不平等的增长, 结构效应与价格效应》, 《中国人口科学》第1期, 第36-43页。
- Bound, John & George Johnson (1992). Changes in the Structure of Wages in the 1980's: An Evaluation of Alternative Explanations. *American Economic Review*, 82(3), 371-392.
- Card, David & John DiNardo (2002). Skill Biased Technological Change and Rising Wage Inequality: Some Problems and Puzzles. *Journal of Labor Economics*, 20(4), 733-783.
- Freeman, Richard (1975). Overinvestment in College Training? *Journal of Human Resources*, 10(3), 287-311.
- Katz, Lawrence & Kevin Murphy (1992). Changes in Relative Wages, 1963-1987: Supply and Demand Factors. *Quarterly Journal of Economics*, 107(1), 35-78.
- Krueger, Alan & Lawrence Summers (1988). Efficiency Wages and the Inter-Industry Wage Structure. *Econometrica*, 56(2), 259-293.
- DiNardo, John, Nicole Fortin & Thomas Lemieux (1996). Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach. *Econometrica*, 64(5), 1001-1044.
- Freeman, Richard & Lawrence Katz (1994). Rising Wage Inequality: The United States v. s. Other Advanced Countries. In Richard Freeman (ed.), *Working Under Different Rules*. New York: Russell Sage Foundation, pp. 29-62.
- Healwege, Jean (1992). Sectoral Shift and Inter-industry Wage Differentials. *Journal of Labor Economics*, 10(1), 55-84.
- Lemieux, Thomas (2008). The Changing Nature of Wage Inequality. *Journal of Population Economics*, 21(1), 21-48.
- Liu, Xuejun, Albert Park & Yaohui Zhao (2008). Explaining Rising Returns to Education in Urban China in the 1990s. *IZA Discussion Papers*, No. 4872.

- Daria, Nesterova & Sabirianova Klara (1998). Investment in Human Capital under Economic Transformation in Russia. *EERC Working Paper*, No. 99/04.
- Park, Albert, Xiaoqing Song, Junsen Zhang & Yaohui Zhao (2008). Rising Returns to Skill, Labor Market Transition and the Growth of Wage Inequality in China. Working Paper, University of Michigan.
- Rutkowski, Jan (1996). High Skills Pay Off: The Changing Wage Structure during the Economic Transition in Poland. *Economics of Transition*, 4(1), 89 – 112.
- Zhang, Junsen, Yaohui Zhao, Albert Park, Xiaoqing Song (2005). Economic Returns to Schooling in Urban China, 1988 to 2001. *Journal of Comparative Economics*, 33(4), 730 – 752.
- Zhao, Yaohui (2002). Earnings Differentials between State and Non-State Enterprises in Urban China. *Pacific Economic Review*, 7(1), 181 – 197.

Explaining Rising Relative Wages of Young Workers in Urban China in the 1990s

Li Xiaohua¹ & Zhao Yaohui²

(Chinese Academy of Personnel Science¹ ;

National School of Development, Peking University²)

Abstract: This paper analyzes Urban Household Survey and Census data from 6 provinces to study the demand and supply determinants of rising relative wage of young workers in urban China during the 1990s. It finds that the increase in general technical efficiency is the most important force driving up the relative wages of young workers; shifts in labor supply help negate the growing wage differentials between young and old workers; and changes in product demand reduce relative wage differentials between young and old workers but are relatively unimportant. Industrial wage rents enlarge wage differentials between young and old workers but has almost no effect on the wage differentials in the late 1990s.

Keywords: wage differential, return to experience, relative wage

JEL Classification: D31, J31

(责任编辑：周敏丹)