

工资差距与垄断租金

李晓华 赵耀辉*

内容提要 本文使用中国城镇住户调查数据以及 2005 年 1% 人口抽样调查数据，估计了行业租金的大小及其随时间的变化。研究表明，垄断力量较强的行业享有更高的行业工资租金。同时，国有部门一直享有正的工资租金。去除工作时间的差异后，垄断性因素对行业工资差距和所有制工资差距的影响更大。分解分析表明，行业租金对行业工资差距的贡献随时间减弱，表明随着市场化改革的推进，垄断等非竞争性因素对行业工资差距的影响日益减弱。

关键词 工资租金 行业工资 国有部门

一 引言

改革开放以来，中国不同人群之间的收入差距有了很大的扩张，行业间收入差距由于涉及不合理的垄断收益而备受公众关注。按照历年《中国统计年鉴》的行业分类^①，中国收入最高与最低行业的职工人均工资之比，1990 年为 1.76 倍，2000 年为 2.63 倍，2007 年扩大到 4.4 倍（国家统计局，1991, 2001, 2008）。对行业收入差距的解释，普遍认为行业垄断是重要原因^②。但是，要厘清行业垄断收益的大小并不是一

* 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：yhzhaon@nsd.pku.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金（71003104）、教育部人文社会科学重点研究基地重大项目（12JJD790045）对研究工作的资助。

① 依据国家标准 GB 4754—1984、GB/T 4754—1994 和 GB/T 4754—2002 的规定，1991 年《中国统计年鉴》分 13 个大行业进行统计，2001 年《中国统计年鉴》细分为 16 个行业，2008 年《中国统计年鉴》分类更加细致，将原有的 16 个行业拆分为 19 个行业。

② 例如，2009 年 7 月 14 日，网络各大媒体引用中国经济体制改革研究会某官员的话，中国“行业收入最高与最低的比例扩大到 11:1, ……而这种差距约 1/3 是垄断因素造成的”。参见 http://www.china.com.cn/economic/txt/2009-07/14/content_18130755.htm。

件容易的事。垄断收益到底占多大比例，变化趋势如何，这是本文关注的内容。

行业收入差距中有一部分是正常的，并非由垄断引起。行业收入差距有以下几方面的来源。第一，不同行业的劳动者素质不同。高收入行业从业人员受教育程度较高，因此行业收入差距有一部分体现了人力资本回报。同理，由于年龄、性别等方面也有差别，行业收入差距也可能反映了工作经验回报或性别工资差距。第二，各个行业的工作条件不同。工作时间长、劳动强度大、危险程度高的行业理应得到更高的工资补偿。在均衡条件下，即使不存在垄断因素，这些原因也会造成行业工资差异（Rosen, 1986）。在以上各个方面都相同的情况下，如果工资差距仍然存在，那么就是由行业之间劳动力的流动障碍或者准入限制造成的，经济学中称之为行业工资租金。需要说明的是，行业垄断是行业工资租金存在的必要条件，没有行业垄断就没有行业工资租金。因此，估计行业工资差距中垄断引致的份额，就等同于估计行业工资租金的份额。

文献中专门讨论中国行业工资差距的文章，如蔡昉（1996）、金玉国（2003, 2005）、史先诚（2007），主要使用《中国统计年鉴》提供的行业汇总数据，无法控制工人的个体特征和工作特征等。使用微观数据研究工资差距的文章中，Dong（2005）对南京市 1994–2001 年 162 个企业的分析发现，在控制了人力资本因素之后，仍有超过 80% 的收入差异未被解释，由此该研究认为中国劳动力市场上的收入差距可能更多来自于企业特征的差异，其中包含行业和所有制的差异。文献中最直接研究行业工资垄断性差距的是罗楚亮和李实（2007）。他们使用 2004 年第一次经济普查数据研究了企业工资水平的决定因素，发现行业垄断程度对工资决定的影响很大，说明了垄断租金的存在。本文的工作可以看作是对以上研究的补充，我们将直接估计行业工资差异中垄断租金所占的比例。有很多作者在使用微观数据分析工资水平时，加入了行业作为自变量，行业的系数因此可以解释为控制了个人特征后的行业工资差别（例如 Zhang et al., 2005；Liu et al., 2008），也有的作者使用小时工资而不是月工资或者年工资作为因变量（Li, 2003），以更准确地计算行业差别。可惜的是，由于行业工资差距不是这些文献研究的主题，一般都不报告行业变量的系数，有关的讨论也很少。

本文使用中国城镇住户调查（Urban Household Survey, UHS）数据和 2005 年全国 1% 人口抽样调查数据，估计了行业租金的大小及其变化。由于数据的限制，我们重点考察了上个世纪 90 年代的情况，那是中国经济体制加速转轨的 10 年，中国的工资不平等上升很快（李实、佐藤宏，2004；Park et al., 2008），很多行业的相对利益经历了重大的变化。这不只反映在行业工资差距拉大，而且一些行业的工资排序也发生了颠覆性的改变。而最近一些年行业工资差距的拉大更有可能是维持原有排序情况下差距水平的变化。因

此，研究这 10 年间行业工资差距的变化本身也很有意义。另外，我们也估计了所有制租金，即在劳动者素质、劳动条件、行业都相同的情况下，仅仅由于所有制差别而造成的工资差距。所有制的差别不等同于行业差别，同一个行业的企业可能分属不同的所有制。所有制与行业相比，曾经是一个更重要的市场分割的维度，改革开放虽然大大削弱了国有企业的垄断地位，但是近年来国有企业的垄断程度有复苏的迹象。

与之前的研究相比，本文由于使用了能够代表全国城镇的微观层面的个人数据，收入指标的质量相对比较好，因此通过对工资方程进行回归，控制了工人的个人特征（性别、年龄、受教育程度）和居住地以后，可以比较准确地计算行业和所有制垄断租金占工资差别的比重。借助 2005 年 1% 人口抽样调查数据，还可以进一步去除劳动时间对行业工资差距的影响。

本文的结构如下：第二部分描述数据，即 20 世纪 90 年代中国城镇住户调查数据（1990 年、1995 年和 2000 年）和 2005 年 1% 人口抽样调查数据；第三部分介绍本文的估计方法，使用城镇住户调查数据估计 1990 年、1995 年和 2000 年的行业租金和所有制租金，随后用 2005 年 1% 人口抽样调查数据计算小时工资，估计并单独报告 2005 年的行业租金和所有制租金；第四部分是对全文的总结。

二 数据来源及描述

本文最主要的数据来源是国家统计局中国城镇住户调查（1989—2001 年）。我们使用的样本来自北京、辽宁、浙江、四川、广东以及陕西六省市。这一数据的主要优点是通过记账方式获取收入信息，数据质量较高。在数据处理过程中，我们选择劳动所得大于 0 并且年龄在 16~60 岁之间的劳动者，去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。由于城镇个体经营者的收入难以度量，因此也去除了这些样本。由于 UHS 数据是对家庭而非个人抽样，在所有的计算中我们都使用了权重，以保证本数据对城镇劳动力个人具有代表性。此外，本文报告的工资均为实际工资，以 1988 年为基准通过各年各省市的消费价格指数计算得到。我们重点关注 1990 年、1995 年和 2000 年三年间的变化。为了平滑时间效应并增大样本量，我们将各年定义为移动平均值。即，1990 年的数据包括 1989—1991 年三年数据，1995 年和 2000 年分别包括 1994—1996 年和 1999—2001 年的数据。

表 1 的上半部分给出了各年的样本量以及主要变量的描述性统计信息。可见，随着实际工资的上涨，标准差越来越大，表明工资分布越来越离散，收入差距扩大。同

时，就业者中男性的比重有所升高，就业群体的平均年龄有所上升，受教育程度有所提高，在国有部门就业的比重逐年下降。

表 1 各年主要变量描述性信息

	1990 年 (1)	1995 年 (2)	2000 年 (3)	2005 年 (4)
样本量	18763	21527	19858	11620
实际年工资(元)	1972(1128)	3378(2730)	4846(4349)	7155(7820)
年龄(岁)	37.6	38.5	39.8	36.1
男性(%)	51.8	52.1	53.5	56.6
受教育(年)	10.8	11.3	11.7	12.3
初中及以下(%)	47.7	37.2	29.5	26.4
高中或中专(%)	38.2	41.8	43.4	32.1
大专及以上(%)	14.0	21.0	27.1	41.5
国有部门(%)	75.6	74.8	66.9	50.3
制造业(%)	42.8	39.6	36.7	23.1
建筑业(%)	2.8	4.2	4.2	4.2
交通运输邮电通讯业(%)	7.4	6.3	7.4	10.5
商业饮食物资供销仓储业(%)	15.1	15.4	14.3	20.9
房地产开发管理市政公用居民服务业(%)	3.9	4.8	7.8	8.5
卫生体育社会福利业(%)	4.6	4.8	4.6	5.0
教科文广电综合技术服务业(%)	9.4	9.4	8.8	12.5
金融保险业(%)	1.6	2.4	3.4	3.8
政府机关事业单位(含社会团体)(%)	9.8	11.5	10.8	11.1
农林牧渔和地质勘探业(%)	2.8	1.6	2.0	0.4

注：“实际年工资”一行括号内为标准差。

资料来源：第（1）~（3）列数据为作者根据中国城镇住户调查数据计算得到；第（4）列数据为作者根据 2005 年全国 1% 人口抽样调查与中国城镇住户调查相同省份的城镇户口样本计算得到。

由于各年度的行业分类不完全一致，因此我们对一些行业进行了合并，最终划分为 10 个行业：制造业、建筑业、交通运输邮电通讯业、商业饮食物资供销仓储业、房地产开发管理市政公用居民服务业、卫生体育社会福利业、教科文广电综合技术服务业、金融保险业、政府机关事业单位（含社会团体）以及农林牧渔和地质勘探业。各年样本中劳动者在各行业的就业分布见表 1 的下半部分。由于 UHS 数据中不包括流动人口，因此这个分布不反映就业在行业间的实际分布。

对数平均工资报告在表 2 中。工资最高的行业在 1990 年和 1995 年均为交通运输邮

电通讯业，2000 年为金融保险业；工资最低的行业一直都是农林牧渔和地质勘探业。工资最高与最低行业之间的比值，从 1990 年的 1.42 倍，上涨到 1995 年的 1.69 倍，到 2000 年这一数值达到 1.82 倍。从行业平均工资由高到低排序的变迁来看，变动最大的是政府机关事业单位（含社会团体），其平均工资相对上涨最多：从 1990 年的第 6 位上升到 1995 年的第 3 位，2000 年仍保持在第 3 位。

表 2 各年各行业平均工资及劳动时间

行 业	1990 年		1995 年		2000 年		2005 年					
	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)	
	实际年工资(元)						实际年工资(元)		周工作小时		实际小时工资(元)	
	平均值	标准差	平均值	标准差	平均值	标准差	平均值	标准差	平均值	标准差	平均值	标准差
制造业	1836.4	1033.9	2991.2	2501.1	4137.8	3914.0	6549.5	6733.7	46.6	9.9	3.1	3.3
建筑业	2169.8	1170.2	3474.2	2563.0	4875.1	3692.2	7106.3	6217.9	47.3	10.6	3.4	3.1
交通运输邮电 通讯业	2313.1	1649.6	4355.9	3668.0	5603.3	4972.2	8218.4	14779.0	45.9	10.1	4.0	7.8
商业饮食物资 供销仓储业	1966.7	1293.6	2975.3	2482.9	4419.9	4373.1	6022.6	6251.6	50.5	12.6	2.8	3.5
房地产开发管 理市政公用居 民服务业	1916.3	1261.2	3785.7	3220.5	4489.9	4404.3	7449.4	7063.4	46.1	12.0	3.7	3.6
卫生体育社会 福利业	2123.2	1061.7	3605.5	2391.1	5608.7	4835.4	7663.2	7459.0	44.6	9.7	3.8	3.4
教科文广电综 合技术服务业	2122.8	1009.2	3572.1	2273.7	5732.0	4208.6	7692.2	6280.8	41.7	6.8	4.0	3.5
金融保险业	2288.2	1371.3	4273.0	3216.9	5884.1	4279.1	8598.8	6378.0	41.7	6.9	4.4	3.3
政府机关事业 单位含社会团 体	2099.4	1095.8	4030.0	3321.0	5645.1	4560.1	8025.3	5715.7	41.5	6.5	4.1	3.1
农林牧渔和地 质勘探业	1630.7	1083.7	2574.8	1875.3	3226.4	3861.2	7187.1	6253.9	41.3	9.6	3.8	3.3

资料来源：第（1）~（3）列数据为作者根据中国城镇住户调查数据计算得到；第（4）~（6）列数据为作者根据 2005 年全国 1% 人口抽样调查与中国城镇住户调查相同省份的城镇户口样本计算得到。

表 3 报告了各年各行业劳动力的平均年龄、男性比重以及平均受教育年限。从中可以看出，教科文广电综合技术服务业的教育程度最高，但是在 1990 年和 1995 年之间

有所下降；同期该行业男性的比例下降了 2 个百分点，政府机关事业单位男性比例下降，而金融保险业男性比例上升，反映了 20 世纪 90 年代初“下海”潮流的方向，这一趋势一直持续到 2000 年。到 2000 年，在这三个主要吸收大学生就业的行业中，就业者的教育程度相当接近；相比于其他两个行业，金融保险业的雇员一直最年轻，似乎是刚毕业大学生的就业首选。交通运输邮电通讯业在 1990 年为收入最高的行业，但是其教育年限（10.1）年却低于平均水平的 10.8 年（参见表 1），之后其工资优势逐渐丧失，到 2000 年在行业收入从高到低的排序中降到了第 5 位。这在一定程度上反映了教育价值的实现。除了交通运输邮电通讯业，收入较低的其他行业——如制造业、建筑业、商业饮飮物资供销仓储业和居民服务业，均低于平均教育程度；相比于其他行业，

表 3 各年各行业从业人员的平均年龄、男性比例以及平均受教育年限

行 业	1990 年			1995 年			2000 年			2005 年		
	年龄 (岁)	男性 (%)	教育 (年)									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
制造业	36.8	50.6	10.2	38.5	52.9	10.7	40.7	55.0	11.1	36.4	61.3	11.5
建筑业	38.6	62.6	9.9	40.1	59.7	10.9	41.9	64.2	11.6	38.8	80.7	11.3
交通运输邮电通讯业	38.6	66.6	10.1	38.2	62.1	10.8	39.6	64.4	11.2	35.2	70.4	12.1
商业饮飮物资供销仓储业	36.1	42.4	10.2	36.5	41.6	10.7	38.3	45.2	11.3	35.3	47.1	11.2
房地产开发管理 市政公用居民服务业	35.8	43.1	10.1	38.7	51.1	10.7	38.2	45.5	11.3	37.0	54.4	12.0
卫生体育社会福利业	39.3	37.4	12.2	39.2	37.5	12.3	40.0	41.2	12.5	36.4	38.9	13.2
教科文广电综合 技术服务业	40.9	50.6	13.1	40.3	48.0	12.9	40.3	49.6	13.2	35.1	44.6	14.4
金融保险业	33.3	49.5	12.3	32.5	53.9	12.5	34.5	52.3	13.1	34.9	45.7	13.9
政府机关事业单位 (含社会团体)	40.1	69.5	12.4	40.3	65.2	12.5	40.2	63.2	13.1	37.5	69.2	13.8
农林牧渔和地质 勘探业	36.4	51.3	10.5	36.7	50.0	11.2	39.4	49.4	11.4	38.5	68.1	12.4

资料来源：第（1）~（9）列数据为作者根据中国城镇住户调查数据计算得到；第（10）~（12）列数据为作者根据 2005 年全国 1% 人口抽样调查与中国城镇住户调查相同省份的城镇户口样本计算得到。

20 世纪 90 年代这些行业职工的年龄老化最快，如制造业的年龄上涨了 4 岁，建筑业、农林牧渔和地质勘探业上涨了 3 岁。这些都是进城务工者集中的行业，虽然本地工人可能更多地进入管理岗位，但是由于受到比较多的竞争，工资上涨速度难免受到制约。

各个行业国有经济的比重也发生了很大变化，如表 4 所示。在 20 世纪 90 年代，除了建筑业和卫生体育社会福利业，其他行业国有经济的比重都有下降，下降最大的是农林牧渔和地质勘探业，下降了近 20 个百分点；商业饮食能物资供销仓储业下降了 18 个百分点。总的来看，国有经济比重下降大的行业多为工资水平比较低的行业，而工资水平高的行业，如金融保险业、交通运输邮电通讯业，国有经济比重并没有很多的下降。

表 4 各年各行业国有经济比重

单位：%

行 业	1990 年	1995 年	2000 年
	(1)	(2)	(3)
制造业	69.1	69.7	66.8
建筑业	67.6	72.7	71.1
交通运输邮电通讯业	84.8	86.0	75.6
商业饮食能物资供销仓储业	70.3	65.8	52.1
房地产开发管理市政公用居民服务业	71.3	74.7	55.8
卫生体育社会福利业	89.1	89.8	89.8
教科文广电综合技术服务业	97.2	96.2	92.6
金融保险业	91.6	88.3	84.1
政府机关事业单位(含社会团体)	97.6	96.6	97.4
农林牧渔和地质勘探业	62.8	53.2	42.9

资料来源：作者根据中国城镇住户调查数据计算得到。

本文中使用的另一个数据是 2005 年全国 1% 人口抽样调查数据。考虑到 2005 年全国 1% 人口抽样调查数据与城镇住户调查数据的抽样方法和调查手段不同，我们不直接比较两个数据的分析结果，而是单独报告 2005 年的情况。

2005 年全国 1% 人口抽样调查数据的优势在于收集了劳动者在调查前一周的工作时间，因此可以控制工作时间不同带来的收入差异。应用同样的样本选择原则，我们选择与 UHS 相同的 6 省市中有城镇户口的劳动者，并将该数据中的行业合并为与城镇住户调查分类相同的 10 大行业。主要变量的描述信息报告在表 1 第（4）列。总的来

看，与 20 世纪 90 年代的 UHS 数据相比，2005 年 1% 人口抽样调查中的城镇劳动力更加年轻、男性更多、教育水平更高，平均工资更高，工资分布也更加分散。但是正如前面提到的，这两套数据的抽样方法不同，因此指标的差异可能是样本差异带来的。

表 2 第 (4) ~ (6) 列分行业报告了 2005 年的工资和劳动时间。从年工资来看，金融保险业的平均工资仍然是最高的，但是工资最低的行业却是商业饮食能物资供销仓储业，而农林牧渔和地质勘探业排在倒数第二，平均工资最高和最低行业的比值为 1.43 倍。从周平均工作小时来看，商业饮食能物资供销仓储业的工作时间最长，其次是建筑业，每周比其他行业多工作 4~8 小时，平均周工作时间最短的行业是农林牧渔和地质勘探业。因为工作时间不同，因此将年工资除以工作小时后，按实际小时工资从高到低进行排序，其结果发生了变化。实际小时工资最低的仍然是商业饮食能物资供销仓储业，农林牧渔和地质勘探业的排名大大提前，从倒数第二到了正数第四；由于建筑业工作时间长，它的小时工资排到了倒数第二。按实际小时工资计算的工资最高和最低行业的比值，提高到了 1.57 倍。表 3 的 (10) ~ (12) 列描述了工人构成，我们发现年轻的大学毕业生主要集中在金融保险业、教科文广电综合技术服务业以及卫生体育社会福利业，这三个行业中男性的比例也是最高的。

三 估计方法与实证分析结果

(一) 估计方法

假定工资 $\ln W_k$ 的影响因素为工作年限、教育程度、性别、工作单位所处的地区、工作单位的行业和所有制，我们得到如下回归方程：

$$\ln W_k = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i G_{ki} + \sum_j \gamma_j S_{kj} + \sum_o \gamma_o S_{ko} + \sum_p \beta_p P_{kp} + \sum_t \beta_t T_{kt} + \varepsilon_k \quad (1)$$

其中，被解释变量 $\ln W_k$ 是个人 k 实际年工资的自然对数，解释变量 G_{ki} 是影响个人工资的一系列特征向量（性别、受教育程度、工作年限^①）、 S_{kj} 是行业 j 的虚拟变量， S_{ko} 是国有经济 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^②， ε_k 是随机项。

^① 受教育程度分为初中及以下、高中或中专、大专及以上；潜在工作年限定义为（年龄 - 受教育年限 - 6），再将其分成三个工龄组，分别为 0~5 年、6~20 年和 20 年以上工龄组。

^② 加入时间哑变量的原因是每一个回归包括三年的数据（如 1990 年的回归使用了 1989 年、1990 年和 1991 年的数据），时间虚拟变量控制了时间差别。

行业和所有制有较大的相关性，即垄断性行业更有可能是国有企业。从表 4 可以看出，工资高的行业如政府机关事业单位（含社会团体）、教科文广电综合技术服务业、金融保险业、卫生体育社会福利业以及交通运输邮电通讯业也是国有部门比例高的行业，但是这个比例在 20 世纪 90 年代有所变化：一方面，交通运输邮电通讯业和金融保险业的国有部门比例持续下降且降幅较大，其中金融保险业的国有部门比重从 1990 年的 91.6% 下降到 1995 年的 88.3%，继续下降到 2000 年的 84.1%；另一方面，政府机关事业单位（含社会团体）、卫生体育社会福利业以及教科文广电综合技术服务业这几个行业的国有部门比重稍有下降或者基本未变。由于行业和所有制并不完全等同，模型（1）可以把这两种租金区别开来估计。

类似的回归方程很多作者已经估计过（例如 Zhang et al., 2005；Liu et al., 2008），在这些方程中一般都加入行业作为自变量，也有的作者用小时工资而不是月工资或者年工资作为因变量（Li, 2003）。由于行业工资差距不是这些文献的研究主题，一般都不报告行业的系数，有关的讨论也很少。使用最小二乘法估计方程（1），得到的行业虚拟变量的系数 (γ_j)，反映的就是相对于参照组的行业工资收益。将平均工资最低的行业——农林牧渔和地质勘探业设为参照组，每一期所估计出的 γ_j 就是行业 j 的租金。同样， γ_o 就是国有经济 j 的租金^①。

（二）回归结果

我们对 1990 年、1995 年和 2000 年分别估计回归式（1），并将教育、工龄和性别变量的估计结果报告在表 5 中。教育变量的系数代表在工人的性别、年龄和居住地区、所在企业的行业类型和所有制类型都相同的情况下，工人由于受教育程度不同而产生的工资差距。例如，1990 年，受过大专及以上教育的工人与具有初中及以下文化程度工人之间的对数工资差距为 0.272，大约为 31.3%；这一差距在 1995 年上涨到 47.7%，到 2000 年则达到了 71.6%。可见，教育回报率在这些年份显著上升。如果不控制行业类型和所有制类型，得到的教育回报率可能会更高，原因是存在高教育工人就业于高工资行业的正选择效应（Zhang et al., 2005；Zhao, 2002）。工龄变量的系数反映了其他因素都相同的情况下，工龄不同所带来的工资差距。由表 5 可见，与工龄不足 5 年的工人相比，工龄长的工人工资更高。值得注意的是，工龄对工资的影响随

^① 我们意识到由于不能控制个人能力的差别，行业和所有制的系数不一定全部是租金，可能包含了不可观察到的能力的回报。由于高收入部门从业者不可观察到的能力可能比低收入部门高，本文计算得出的租金存在低估的问题。

着时间而减弱，这一发现与 Liu et al. (2008) 一致。例如，1990 年，工龄超过 20 年的老人与工龄不足 5 年的新工人之间的对数工资差距为 0.766，其工资差距达到了 115%；到了 2000 年，这一工资差距已逐步缩小到 70.1%。就性别而言，男性始终比女性工资高，性别工资差距随时间扩大，Zhang et al. (2005) 分析了中国城镇性别工资差距扩大的原因。

表 5 教育、工龄、性别变量系数的估计值

变 量	1990 年	1995 年	2000 年	2005 年	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
高中或中专	0.114 (0.003)	0.174 (0.003)	0.264 (0.004)	0.273 (0.016)	0.314 (0.017)
大专及以上	0.272 (0.004)	0.390 (0.004)	0.540 (0.004)	0.759 (0.017)	0.850 (0.019)
6~19 年工龄	0.521 (0.004)	0.397 (0.005)	0.372 (0.006)	0.128 (0.018)	0.134 (0.019)
20 年及以上工龄	0.766 (0.004)	0.595 (0.005)	0.531 (0.006)	0.167 (0.019)	0.197 (0.021)
男 性	0.101 (0.002)	0.143 (0.003)	0.167 (0.003)	0.180 (0.012)	0.164 (0.012)

注：初中及以下受教育程度、1~5 年工龄、女性和在北京市工作为参照组。第（1）~（4）列方程设定完全相同，因变量均为实际年对数工资；第（5）列因变量则为小时对数工资，自变量与前 4 列相同。括号内为标准差。

资料来源：第（1）~（3）列数据为作者根据中国城镇住户调查数据计算得到；第（4）~（5）列数据为作者根据 2005 年全国 1% 人口抽样调查与中国城镇住户调查相同省份的城镇户口样本计算得到。

（三）行业租金

各年行业工资租金的估计值报告在表 6 中。行业哑变量的系数反映的是给定其他自变量不变，各个行业的工资与农林牧渔和地质勘探业的差距。以 1995 年为例，金融保险业的系数为 0.414，这一数值表明给定地区、所有制和个人特征，在金融保险业就业的工资比在农林牧渔和地质勘探业高出 51.3%。在表 2 中，1990 年和 1995 年平均工资最高的行业是交通运输邮电通讯业。在剔除掉工人个人特征和工作特征的影响后，交通运输邮电通讯业丧失了工资领先地位。在 3 个时间点工资租金最高的行业始终是金融保险业。无论是考察平均工资还是工资租金，农林牧渔和地质勘探业始终排在末位。从行业工资租金差距随时间的变动情况来看，1990~1995 年间，行业工资差距大

幅扩大，租金最高与最低行业之间的差距从 0.211 上升到 0.414；在 1995–2000 年间，行业工资差距有所减小，下降到 0.323。考虑到垄断可能是工资租金存在的主要原因，那么，20 世纪 90 年代后期行业工资租金差距缩小很可能是流动障碍减弱或者准入限制放宽的结果。

表 6 各年行业租金和所有制租金估计值

	1990 年	1995 年	2000 年	2005 年	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
行业租金					
制造业	0.114 (0.007)	0.119 (0.010)	0.061 (0.010)	0.039 (0.082)	-0.037 (0.088)
建筑业	0.196 (0.009)	0.248 (0.011)	0.122 (0.012)	0.109 (0.085)	0.021 (0.092)
交通运输邮电通讯业	0.204 (0.008)	0.296 (0.011)	0.276 (0.011)	0.156 (0.083)	0.089 (0.089)
商业饮食物资供销仓储业	0.097 (0.007)	0.066 (0.010)	0.019 (0.011)	0.005 (0.082)	-0.08 (0.088)
房地产开发管理市政公用居民服务业	0.107 (0.008)	0.25 (0.011)	0.104 (0.011)	0.068 (0.083)	0.026 (0.089)
卫生体育社会福利业	0.176 (0.008)	0.256 (0.011)	0.311 (0.012)	0.04 (0.084)	-0.029 (0.090)
教科文广电综合技术服务业	0.124 (0.007)	0.222 (0.011)	0.304 (0.011)	-0.017 (0.082)	-0.065 (0.088)
金融保险业	0.211 (0.011)	0.414 (0.013)	0.323 (0.013)	0.117 (0.085)	0.083 (0.091)
政府机关事业单位 (含社会团体)	0.115 (0.007)	0.217 (0.011)	0.253 (0.011)	0.021 (0.082)	-0.018 (0.088)
行业工资租金差距	0.211	0.414	0.323	0.173	0.169
所有制租金(以非国有部门为参照组)	0.159 (0.003)	0.184 (0.003)	0.173 (0.003)	0.035 (0.014)	0.093 (0.015)

注：表中行业租金来自工资方程中行业哑变量的回归系数，以农林牧渔和地质勘探业为参照组；所有制租金来自工资方程中非国有部门哑变量的回归系数，以非国有部门为参照组。第（1）~（4）列方程设定完全相同，因变量均为实际年对数工资；第（5）列的因变量则为小时对数工资，自变量与前 4 列相同。括号内为标准差。

资料来源：第（1）~（3）列数据为作者根据中国城镇住户调查数据计算得到；第（4）~（5）列数据为作者根据 2005 年全国 1% 人口抽样调查与中国城镇住户调查相同省份的城镇户口样本计算得到。

各行业租金随时间的变动反映了行业工资差距的变迁。在这 3 个时间点按工资租金由高到低排序，排序上升的是金融保险业、教科文广电综合技术服务业和政府机关事业单位（含社会团体）这 3 个行业，排序下降的是制造业、建筑业以及交通运输邮电通讯业，其余各行业排序变化不明显。这个结果告诉我们，工资租金的大小及变动与行业的垄断程度密切相关：垄断力量强、国有经济比重高、劳动力流动少的行业，工资租金数值较大、上涨较快；而市场化程度较高、竞争较充分，劳动力流动较容易的行业，工资租金低，上涨也较慢。

（四）国有部门租金

使用中国城镇住户调查数据估计方程（1），所得到的各年所有制租金 γ_i 的数值列在表 6 下部。我们发现确实存在独立于行业租金的所有制租金，且数值较大，由此而带来的所有制租金差距在 15% ~ 20% 之间。例如，2000 年在国有部门工作所享有的所有制租金为 0.173。这意味着工作地点相同、个人特征也完全相同的工人如果进入国有部门工作，其对数工资将比在非国有部门工作高 0.173，约为 18.9%。由于垄断性行业更有可能是国有企业，行业租金和所有制租金叠加后对工资差距的影响会更大。

（五）2005 年全国 1% 人口抽样调查结果

考虑到不同行业和所有制类型的企业在劳动时间上存在的差别，使用年工资计算的租金值可能掩盖了工作强度的大小。由于 2005 年全国 1% 人口抽样调查数据收集了劳动者调查前一周的工作时间，我们可以据此计算小时工资，进而考察劳动时间对工资差距的影响。

尽管 2005 年工资最低的行业是商业饮食能资供销仓储业，我们仍以农林牧渔和地质勘探业为行业参照组，并使用与方程（1）完全相同的设定估计 2005 年的工资方程，结果分别报告在表 5 和表 6 的第（4）列。我们发现，给定其他自变量不变，2005 年，受过大专及以上教育的工人比初中及以下教育程度工人的对数工资高出 0.759；与工作不满 5 年的工人相比，工作超过 20 年的工人的对数工资仅高出 0.167；此外，男性比女性的对数工资高出 0.180。显然，教育程度对工人工资的影响更大。此时，行业租金最高的是交通运输邮电通讯业，而教科文广电综合技术服务业的行业租金最低，比参照组（商业饮食能资供销仓储业）的租金低 0.017。就所有制租金而言，与非国有部门相比，国有部门的租金值很小，仅为 0.035。

随后我们将这一模型中的因变量更换为小时工资，自变量保持不变，再次对 2005 年的数据做回归。这样不但剔除了个人特征因素和地区经济发展水平的差异，也控制

了不同类型企业中劳动时间的差别，有望得到更准确的行业租金和所有制租金，结果分别报告在表 5 和表 6 的第（5）列。比较表 5 的第（4）列和第（5）列发现，剔除掉劳动时间的差异后，教育回报率和工龄回报率的数值都有所增大，而性别工资差距则从 0.180 减小到 0.164。

比较表 6 的第（4）列和第（5）列发现，用小时工资作为因变量后，所有行业的租金值都变小了，意味着去除掉劳动时间差异的影响后，行业间工资差异有所缩小。例如，就行业租金最高的交通运输邮电通讯业而言，用年工资计算的工资租金为 0.156，而用小时工资计算的行业工资租金仅为 0.089，意味着剔除工作时间的影响后，金融保险业与农林牧渔和地质勘探业的工资租金差距缩小了大约 7 个百分点。就所有制租金而言，改用小时工资重新计算后，国有部门与非国有部门间的工资租金差距为 0.093，所有制租金差距显著变大。可见，去除劳动时间的差异后，垄断性因素对所有制工资差距的影响更大，这和陈弋等（2005）的发现是一致的。

（六）最低与最高行业收入组收入差距分解

前文以个人为分析对象，讨论了其他因素都不变的情况下，仅仅由于就业行业不同而给工人工资收入带来的影响。下面，我们以行业为分析对象，讨论行业工资差距随时间的变动、行业工资差距的影响因素和影响程度。

我们首先对各年平均工资最高和最低的两个行业分别估计个人工资方程^①，得到各变量系数的估计值以及各个变量的平均值。将工资最高和最低行业的系数估计值分别记为 B^H 、 B^L ，变量平均值分别记为 X^H 、 X^L 。

$$Y_j^{H,L} = B_j^{H,L} X_j^{H,L} + \varepsilon_j^{H,L} \quad (2)$$

再用方程（2）估计工资最高和最低的两个行业的混合样本，各变量系数的估计值和各变量的平均值分别记为 B^P 、 X^P 。

参照 Neumark（1988）的做法，行业工资差距可以表达为

$$Y^H - Y^L = X^H B^H - X^L B^L = (X^H - X^L) B^P + [X^H (B^H - B^P) + X^L (B^P - B^L)] \quad (3)$$

其中， $(X^H - X^L) B^P$ 是行业工资差距中能够被人力资本因素（教育和工作经验）、性别因素和制度因素（居住省份和单位所有制性质）所解释的工资差异，而 $[X^H (B^H - B^P) + X^L (B^P - B^L)]$ 来自不同行业工资定价机制的差别，是行业工资差异中未被现

^① X_j 是影响工人工资的一系列特征向量，包括性别、受教育程度、工作年限、居住省份和所在单位的所有制性质。

有变量解释的部分，可以视为垄断等不可观测因素的综合作用，大致相当于本文估算的行业工资租金。

根据本文测算，以对数实际年工资表示的行业工资差距从1990年的0.391上涨到1995年的0.536，到2000年这一数值达到0.775。按照以上模型设定对这三年的行业工资差距进行影响因素分解，结果如表7所示。我们发现，1990—1995年间，行业工资差距中未被解释部分所占比重从52.5%小幅滑落至45.3%，到2000年这一数值跌至25.1%。可见，在20世纪90年代后期，可观测因素（表现为进入本文模型的各个变量）对行业工资差距变动的解释力度出现了大幅提高，这种变动很可能是持续深化的经济体制改革所带来的行业间流动障碍减弱或者准入限制放宽的结果，可能意味着垄断因素对行业工资差距的影响变小。对2005年数据的分解工作延续了前一阶段的变动趋势：无论是考察对数年工资还是实际小时工资，未解释部分在行业工资差距构成中所占比重又有所下降，已经低于20%。

表7 行业工资差距影响因素分解结果

	1990年	1995年	2000年	2005年	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
行业工资差距(对数实际工资) (%)	0.391 (100)	0.536 (100)	0.775 (100)	0.422 (100)	0.534 (100)
各因素对行业工资差距的贡献					
人力资本因素(%)	3.8	1.5	20.0	73.7	66.7
教育因素(%)	-2.8	-1.5	22.5	74.4	67.6
工作年限(%)	6.6	3.0	-2.5	-0.7	-0.9
性别因素(%)	10.0	6.2	4.3	1.4	1.1
制度因素(%)	33.7	47.0	50.6	10.7	15.3
省份(%)	15.9	11.0	15.9	2.6	1.5
所有制因素(%)	17.8	36.0	34.7	8.1	13.8
未解释部分所占百分比(%)	52.5	45.3	25.1	14.2	16.9
已解释部分所占百分比(%)	47.5	54.7	74.9	85.8	83.1

注：第(1)~(4)列方程设定完全相同，因变量均为实际年对数工资；第(5)列的因变量则为小时对数工资，自变量与前4列相同。

资料来源：第(1)~(3)列数据为作者根据中国城镇住户调查数据计算得到；第(4)~(5)列数据为作者根据2005年全国1%人口抽样调查与中国城镇住户调查相同省份的城镇户口样本计算得到。

四 结论

本文使用个人层面数据分析了工资差距，计算了行业租金和所有制租金。我们的研究发现：

第一，行业租金高低与垄断因素密切相关。在劳动者素质、劳动时间、劳动强度、危险程度等各方面都相同的情况下，各行业之间的工资仍然存在差异，这种工资差距正是本文所探讨的行业工资租金。与农林牧渔和地质勘探业相比，金融保险业、交通运输邮电通讯业等垄断程度较高的行业在这些年间始终享有较大的正的行业租金，而竞争性行业如制造业、商业饮食物资供销仓储业的行业工资租金则要低得多。用回归分析的方法计算行业租金发现，1990 年、1995 年和 2000 年租金最高的行业一直是金融保险业。

第二，国有部门一直享有正的工资租金。应用城镇住户调查数据的分析显示，在 20 世纪 90 年代，同样一个人是否在国有部门工作对个人工资有正的影响，且数值较大，由此带来的所有制租金差距在 15% ~ 20% 之间。使用 2005 年全国 1% 人口抽样调查数据估算所有制租金时，得到的租金值较小，约为 3.6%；去除掉劳动时间的影响后，这一数值显著变大，在国有部门与在非国有部门工作所带来的对数工资相差 0.093，其工资差距接近 10%。考虑到垄断性行业更有可能是国有企业，行业租金和所有制租金叠加后对工资差距的影响进一步放大，有可能达到 30%。

第三，行业租金对行业工资差距的贡献随时间减弱。如表 7 所示，就总体工资水平而言，各年中工资最高行业和工资最低行业之间的差距（以对数年工资形式表示）分别为 0.391、0.536 和 0.775。在用回归去除掉工人个人特征、地区经济发展以及所有制类型等因素对工资差距的影响后发现，这 3 个时间点工资租金分别解释了该年行业工资差距的 52.5%、45.3% 和 25.1%。使用 2005 年全国 1% 人口抽样调查数据估算行业租金时，无论是否去除劳动时间的影响，工资租金对该年行业工资差距的贡献均低于 20%。由此可见，在 20 世纪 90 年代前期，本文研究结果支持了中国经济体制改革委员会官员“收入最高与最低的行业差距中约 1/3 是由垄断因素造成的”的判断。随着市场经济体制的不断发展，垄断等因素对行业工资差距的影响持续减弱，从 1995 年的 45.3% 下降到 2000 年的 25.1%，并且保持了下降趋势。

本文的贡献在于深入理解行业和部门的收入差距，同时我们意识到这个估计还有改进的余地：一方面是控制行业、部门选择偏差；另一方面是估计劳动强度和健康风险在行业收入差距中的解释力。由于数据的原因，这两方面的问题我们未能解决。

参考文献：

- 蔡昉(1996)，《行业间工资差异的成因与变化趋势》，《财贸经济》第 11 期，第 3 – 5 页。
- 陈弋、Sylvie Démurger、Martin Fournier (2005)，《中国企业的工资差异和所有制结构》，《世界经济文汇》第 6 期，第 11 – 31 页。
- 国家统计局 (1991)，《中国统计年鉴》(1991 年)，北京：中国统计出版社。
- 国家统计局 (2001)，《中国统计年鉴》(2001 年)，北京：中国统计出版社。
- 国家统计局 (2008)，《中国统计年鉴》(2008 年)，北京：中国统计出版社。
- 金玉国 (2003)，《市场化进程中的行业工资假说及其数量检验》，《数量经济技术经济研究》第 5 期，第 99 – 102 页。
- 金玉国 (2005)，《工资行业差距的制度论释》，《统计研究》第 4 期，第 10 – 15 页。
- 李实、佐藤宏 (2004)，《经济转型的代价——中国城市失业、贫困、收入差距的经验分析》，北京：中国财政经济出版社。
- 罗楚亮、李实 (2007)，《人力资本、行业特征与收入差距——基于第一次全国经济普查资料的经验研究》，《管理世界》第 10 期，第 19 – 30 页。
- 史先诚 (2007)，《行业间工资差异和垄断租金分享》，《上海财经大学学报》(哲学社会科学版) 第 2 期，第 66 – 73 页。
- Dong, Xiaoyuan (2005). Wage Inequality and Between Firm Wage Dispersion in the 1990s: A Comparison of Rural and Urban Enterprises in China. *Journal of Comparative Economics*, 33(3), 664 – 687.
- Li, Haizheng (2003). Economic Transition and Returns to Education in China. *Economics of Education Review*, 22 (3), 317 – 328.
- Liu, Xuejun, Albert Park & Yaohui Zhao (2008). Explaining Rising Returns to Education in Urban China in the 1990s. Unpublished Memo.
- Neumark, David (1988). Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination. *Journal of Human Resources*, 23(3), 279 – 295.
- Park, Albert, Xiaohua Li, Xiaoqing Song, Junsen Zhang & Yaohui Zhao (2008). Rising Return to Skill, Labor Market Transition, and the Growth of Wage Inequality in Urban

China, 1988 to 2001. Unpublished Memo.

Rosen, Sherwin (1986). The Theory of Equalizing Differences. In David Card & Orley Ashenfelter (ed.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 1. Amsterdam: Elsevier Science, pp. 641 – 692.

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.

Wage Differentials and Monopoly Rents

Li Xiaohua¹ & Zhao Yaohui²

(Chinese Academy of Personnel Science¹;

National School of Development, Peking University²)

Abstract: Using household survey and census data from 6 provinces, we analyzed relative wage rent for working in a specific industry and/or in the state-owned enterprise in urban China during the 1990s. We find that monopoly industries such as finance and insurance, transportation, and postal and telecommunications services consistently enjoyed above-average wage rents while decentralized and competitive industries such as manufacturing, retail trade and food catering had below-average wages. It is immediately obvious that the state-owned sector has enjoyed large, positive wage rents, and that these rents have changed little from 1990 to 2000. Decomposition results show that contributions of industrial wage rents to the industry wage differentials decline over time. It might be consistent with the objective of market-oriented economic reforms to weaken or destroy monopolies.

Keywords: wage rent, sectorial wage, state-owned sectors

JEL Classification: D31, J31

(责任编辑：贾朋)