


# 经济学(季刊)

*China Economic Quarterly*

## 论文

- 邵敏 黄玖立：外资与我国劳动收入份额  
张宇：外资依赖与中国经济增长  
盛丹 王永进：契约执行效率与FDI区位  
张杰等：外包与技术转移  
张友国：中国贸易含碳量及其影响因素  
施炳展：中国出口增长的三元边际  
黄志刚：资本流动、货币政策与通货膨胀动态  
薛鹤翔：中国的产出持续性  
聂海峰 刘怡：城镇居民间接税负担  
余文龙 王安兴：国债管理策略分析  
陈硕：分税制改革、地方财政自主权与公共品供给  
徐现祥 王贤彬：任命制下的官员经济增长行为  
李捷瑜 黄宇丰：转型经济中的贿赂与企业增长  
靳庆鲁等：市场化与公司的增长和清算价值  
张剑虎 李长英：产品多样性与企业区位选择  
徐舒：劳动力市场歧视与高校扩招的影响  
雷晓燕等：退休会影响健康吗？  
邵宜航等：收入差异与社会保障制度选择

 北京大学中国经济研究中心



北京大学出版社  
PEKING UNIVERSITY PRESS

2010·7

## 图书在版编目(CIP)数据

经济学:季刊.第9卷.第4期/林毅夫,姚洋主编.—北京:北京大学出版社, 2010.7

ISBN 978-7-301-17666-5

I. ①经… II. ①林… ②姚… III. ①经济学-丛刊 IV. ①F0-55

中国版本图书馆CIP数据核字(2010)第160857号

**书 名: 经济学(季刊) 第9卷·第4期**

著作责任者:林毅夫 姚 洋 主编

责任编辑:朱启兵

标准书号:ISBN 978-7-301-17666-5/F·2574

出版发行:北京大学出版社

地 址:北京市海淀区成府路205号 100871

网 址:<http://www.pup.cn>

电子邮箱:[ceq@ccer.pku.edu.cn](mailto:ceq@ccer.pku.edu.cn)

电 话:邮购部 62752015 发行部 62750672 编辑部 62758908

出版部 62754962

印 刷 者:北京大学印刷厂

经 销 者:新华书店

787 mm×1092 mm 16开本 25.25印张 493千字

2010年7月第1版 2010年7月第1次印刷

国内定价:48.00元

International Price: US\$ 24.00

---

未经许可,不得以任何方式复制或抄袭本书之部分或全部内容。

版权所有,侵权必究

举报电话:010-62752024 电子邮箱:[fd@pup.pku.edu.cn](mailto:fd@pup.pku.edu.cn)

# 经济学(季刊)

## China Economic Quarterly

《经济学》(季刊)是由北京大学中国经济研究中心主办、北京大学出版社出版的一个经济学学术刊物,每年1月、4月、7月和10月出版。本刊采用国际通行的匿名审稿制度,发表原创性的理论、经验、综述和评论性的中文经济学论文。本刊倡导规范、严谨的研究方法,鼓励理论和经验研究相结合的学术取向,提倡学术批评和交锋。发表于本刊的论文无须针对中国的问题,但特别欢迎对中国转型和发展现象的实证研究。

主编:姚 洋

副主编:朱家祥 汪 浩

学术委员会主任:林毅夫

学术委员会委员(以汉语拼音为序):

白重恩	清华大学	宋国青	北京大学
蔡 昉	中国社会科学院	宋立刚	澳大利亚国立大学
陈 抗	南洋理工大学	谭国富	南加州大学
陈 平	北京大学	田国强	上海财经大学
樊 纲	国民经济研究所	汪丁丁	北京大学
管中闵	台湾“中央研究院”	王 江	麻省理工学院
海 闻	北京大学	王一江	明尼苏达大学
何梦笔	法兰克福金融与管理学院	文贯中	三一学院
洪永淼	康奈尔大学	许成钢	伦敦经济学院
黄季焜	中国科学院	易 纲	北京大学
黄有光	蒙纳士大学	余永定	中国社会科学院
李稻葵	清华大学	张 春	中欧国际工商学院
李 实	北京师范大学	张 军	复旦大学
李 周	中国社会科学院	张曙光	天则经济研究所
林毅夫	北京大学	张维迎	北京大学
刘德强	京都大学	张 新	中国人民银行
刘民权	北京大学	周 林	亚利桑那州立大学
刘遵义	香港中文大学	朱敬一	台湾“中央研究院”
卢 锋	北京大学	朱晓冬	多伦多大学
麦朝成	台湾“中央研究院”	邹恒甫	世界银行
茅于軾	天则经济研究所	左学金	上海社会科学院
舒 元	中山大学岭南学院		

编辑部主任:朱启兵 主编助理:杨洪艳

编辑部地址:北京市海淀区北京大学中国经济研究中心 (100871)

电话:62758908 传真:62751474

电子信箱:ceq@ccer.pku.edu.cn

主页地址: <http://ceq.ccer.edu.cn>

# 经济学(季刊)

本刊设“综述”、“论文”、“评论与回应”、“专辑”和“书评”五个栏目。“综述”栏目发表由知名学者撰写的关于某一领域最新学术动态的综述性文章；“论文”栏目发表原创性的理论、计量和经验研究文章，论文长度一般不超过15,000字；“评论与回应”栏目发表对已在本刊发表过的论文的评论和原作者的回应；“专辑”栏目发表特定主题或专题研讨会的论文；“书评”发表通俗、可读的中文经济学新书的介绍和评论。本刊投稿以中文为主，海外学者可用英文投稿，但必须是未发表的稿件。文章在本刊发表后，作者可以继续在中国以外以英文发表。以下为投稿体例。

1. 除海外学者外，稿件一般使用中文。

作者投稿时应通过电子邮件以word形式寄至：ceq@ccer.pku.edu.cn。

2. 稿件的第一页应该包括以下信息：

(1)文章标题；(2)所有作者姓名、单位、电话号码和电子邮件地址，并指明通讯作者；(3)感谢语（如有的话）。

3. 稿件的第二页应提供以下信息：

(1)文章标题；(2)最多二百字的中文摘要；(3)三个中文关键词；(4)文章的英文标题、作者姓名的汉语拼音(或英文)和作者单位的英文名称；(5)最多一百字的英文摘要；(6)三个JEL(*Journal of Economic Literature*)分类号。

4. 文章正文的标题、表格、图、等式以及脚注必须分别连续编号。

一级标题用一、二、三等编号，二级标题用(一)、(二)、(三)等，三级标题用1.、2.、3.等，四级标题(1)、(2)、(3)等。一级标题居中，二级及以下标题左对齐。前三级独占一行，不用标点符号，四级及以下与正文连排。

5. 每张图必须达到出版质量，并排版在单独的一张纸上。行文中标明每张图的大体位置。

6. 所有参考文献必须出现在文章的末尾，并按作者姓名首位字母顺序编号排列(中英文混排)。体例如下：

[1] 布伦纳，“中国农村财产分配的重新考察”，载赵人伟、李实、李思勤主编《中国居民收入分配再研究》。北京：中国财政经济出版社，1999年。

[2] Ehtisham, A., and Y. Wang, “Inequality and Poverty in China: Institutional Change and Public Policy, 1978 to 1988”, *The World Bank Economic Review*, 1991, 5(2), 231-257.

[3] Riskin, C., R. Zhao, and S. Li, *China's Retreat from Equality: Income Distribution and Economic Transition*. New York: M.E. Sharpe, 2001.

[4] 王今美、张松，“中国新股弱势问题研究”，《经济研究》，2000年第9期，第49—56页。

文中对文献的引用采用如“根据Black(1948: pp.66)的结论……”、“单峰偏好……(Black, 1948)”、或“正如吉登斯所言：‘……’ (吉登斯, 2000: 第53页)”的形式。

7. 稿件如被录用，作者须将文章用与中文Microsoft Word兼容的软件录入，并将文件通过电子邮件寄至ceq@ccer.pku.edu.cn。英文稿件可由本刊组织翻译，由作者本人定稿。

8. 稿件发表时本刊将向作者提供25份免费单印本。

# 经济学 (季刊)

第 9 卷 第 4 期

(总第 38 期)

2010 年 7 月

## 目 录

### 论 文

外资与我国劳动收入份额

- 基于工业行业的经验研究 ..... 邵 敏 黄玖立 1189
- 空间经济视角下的外资依赖与中国经济增长 ..... 张 宇 1211
- 契约执行效率能够影响 FDI 的区位分布吗? ..... 盛 丹 王永进 1239
- 外包与技术转移:基于发展中国家异质性模仿的分析  
..... 张 杰 李 勇 刘志彪 1261
- 中国贸易含碳量及其影响因素
- 基于(进口)非竞争型投入-产出表的分析 ..... 张友国 1287
- 中国出口增长的三元边际 ..... 施炳展 1311
- 资本流动、货币政策与通货膨胀动态 ..... 黄志刚 1331
- 中国的产出持续性
- 基于刚性价格和刚性工资模型的动态分析 ..... 薛鹤翔 1359
- 城镇居民间接税负担的演变 ..... 聂海峰 刘 怡 1385
- 基于动态 Nelson-Siegel 模型的国债管理策略分析 ... 余文龙 王安兴 1403
- 分税制改革、地方财政自主权与公共品供给 ..... 陈 硕 1427
- 任命制下的官员经济增长行为 ..... 徐现祥 王贤彬 1447
- 转型经济中的贿赂与企业增长 ..... 李捷瑜 黄宇丰 1467
- 市场化进程影响公司的增长与清算价值吗?  
..... 靳庆鲁 薛 爽 郭春生 1485
- 产品多样性与企业区位选择 ..... 张剑虎 李长英 1505
- 劳动力市场歧视与高校扩招的影响
- 基于信号博弈模型的结构估计 ..... 徐 舒 1519
- 退休会影响健康吗? ..... 雷晓燕 谭 力 赵耀辉 1539
- 存在收入差异的社会保障制度选择
- 基于一个内生增长世代交替模型  
..... 邵宜航 刘雅南 张 琦 1559

# China Economic Quarterly

Vol. 9 No. 4

July, 2010

## CONTENTS

### Papers

- Foreign Investment and the Labor Share in China: An Empirical Study  
Based on Industrial Level Panel Data ..... Min Shao and Jiuli Huang 1189
- Foreign Capital Dependence and Economic Growth of China: A Perspective  
of Spatial Economy ..... Yu Zhang 1211
- Can Contract Enforcement Influence the Distribution of Foreign Direct  
Investment? ..... Dan Sheng and Yongjin Wang 1239
- Outsourcing, Technological Transfer and Economic Development: An Analysis  
Based on Heterogeneous Imitation in Developing Countries  
..... Jie Zhang, Yong Li and Zhibiao Liu 1261
- Carbon Contents of the Chinese Trade and Their Determinants:  
An Analysis Based on Non-competitive (Import)  
Input-output Tables ..... Youguo Zhang 1287
- The Three Margins of China's Export Growth ..... Bingzhan Shi 1311
- Capital Flow, Monetary Policy and Inflation Dynamics ..... Zhigang Huang 1331
- Output Persistence in China: A Dynamic Analysis Based on Sticky-Price  
and Sticky-Wage Models ..... Hexiang Xue 1359
- The Evolution of Indirect Tax Burdens of Urban Households  
..... Haifeng Nie and Yi Liu 1385
- An Analysis of Treasury Bond Management Strategies Based on the Dynamic  
Nelson-Siegel Approach ..... Wenlong Yu and Anxing Wang 1403
- Tax-share Reform, Local Fiscal Autonomy, and Public Goods Provision  
..... Frank Shuo Chen 1427
- Growth Behavior in the Appointment Economy  
..... Xianxiang Xu and Xianbin Wang 1447
- Corruption and Firm Growth in Transitional Economies  
..... Jieyu Li and Yufeng Huang 1467
- Does Market Liberalization Influence Companies' Growth and  
Liquidation Values? ..... Qinglu Jin, Shuang Xue and Chunsheng Guo 1485
- Location Choice of Multiple Product Firms ... Jianhu Zhang and Changying Li 1505
- Labor Market Discrimination and Consequences of the University  
Enrollment Expansion: A Structural Estimation Based  
on A Signaling Game ..... Shu Xu 1519
- Does Retirement Affect Health? ..... Xiaoyan Lei, Li Tan and Yaohui Zhao 1539
- A Welfare Analysis of Social Security in An Economy with Income Inequality:  
Based on An Overlapping Generation Model of Endogenous Growth  
..... Yihang Shao, Yanan Liu and Qi Zhang 1559

## 外资与我国劳动收入份额 ——基于工业行业的经验研究

邵敏 黄玖立\*

**摘要** 本文分析了1998—2003年我国工业行业劳动者报酬份额变化的原因,重点探讨了外资的作用。结果表明,1998—2003年我国工业行业劳动者报酬份额平均降低了约5个百分点,其中外资进入对该降幅具有相当的解释力,而这种负向作用主要来源于其负向的“工资溢出”效应。导致我国工业行业劳动者报酬份额下降的主要因素还包括行业资本密集度及资本回报率的提高,而国有企业改制、地方政府间经济绩效竞争的弱化和贸易开放则会促进行业劳动者报酬份额的提高。

**关键词** 外资,工业行业,劳动者报酬份额

### 一、问题的提出

自20世纪90年代中期以来的十多年里,我国劳动收入占GDP的比重出现了持续下降的趋势。中国社会科学院工业经济研究所编写的2007年企业蓝皮书《中国企业竞争力报告(2007)——盈利能力与竞争力》指出,1990年到2005年我国劳动者报酬占GDP比例从53.4%降至41.4%,降幅高达12个百分点;而同期营业盈余占GDP的比重却从21.9%增加至29.6%,增加了7.7个百分点。

这一现象已经引起了社会各界的广泛关注。“十七大”报告指出“初次分配和再分配都要处理好效率和公平的关系,再分配更加注重公平。逐步提高居民收入在国民收入分配中的比重,提高劳动报酬在初次分配中的比重”。而国内一些经济学者也对劳动收入占比下降这一现象表示忧虑。例如,赵俊康(2006)分析指出劳动分配比例的下降会导致收入差距的扩大、社会保障财政负担加重以及劳资冲突加剧。蔡昉(2005,2006)指出1998—2003年资本收入份额逐年上升,势必会导致收入分配不均。李稻葵(2007)则指出一次分

\* 南开大学经济学院。通信作者及地址:邵敏,天津市卫津路94号南开大学国际经济与贸易系,300071;电话:15922132369;E-mail:shaominyaya@126.com。

配中如果劳动者收入比重较低,则在很大程度上意味着该国最终消费比重不会很高,当劳动者收入比重下降时,最终消费也会下降。刘尚希和王宇龙(2007)指出劳动所得是社会多数成员的主要收入来源,其在GDP中的比重下降,说明大多数人没有同步享受到经济发展的成果。在这样一种趋势下,居民所得的不确定性加大,这必然强化储蓄意愿,使大多数居民的消费水平难以提升。

尽管劳动者报酬份额下降的现象受到广泛关注,但对该现象进行系统解释的文献并不多见。赵俊康(2006)认为劳动分配比例下降的主要原因在于重视节约劳动的技术的开发与使用、资本对劳动的相对价格持续走低与市场需求不足。李稻葵(2007)则认为三大因素导致了劳动收入份额的下降,即经济结构的改变、企业利润率的提高以及税收尤其是生产税净额在GDP中占比的提高。这两篇文献都是从定性分析的角度对劳动者报酬份额下降这一现象进行了解释。也有部分文献对劳动者报酬份额变化的影响因素进行了计量分析,如姜磊和王昭凤(2009)认为中国劳动分配比例的下降是由现代部门(第二产业+第三产业)劳动分配比例的下降引起的。作者利用1996—2004年中国省市级面板数据估计发现,现代部门劳动分配比例下降的主要原因在于就业压力、劳均资本和受教育水平的提高。白重恩等(2008)以及白重恩和钱震杰(2009)两篇文献均对我国工业部门劳动收入份额变化的原因进行了计量分析,估计结果表明国有企业改制和市场垄断能力的提高是导致工业部门劳动收入份额下降的主要原因。

上述文献都只是从国内因素出发寻找我国劳动者报酬份额下降的原因,却忽略了开放经济行为,尤其是引资行为对劳动者报酬份额的影响。我国凭借旺盛的国内市场需求、丰裕的劳动力资源等优势因素吸引了大量的外商直接投资。20世纪90年代中期以来至2005年,各项经济指标中FDI所占的比重逐年提高,FDI在我国经济中的重要性呈现出不断提高的趋势<sup>1</sup>。引资程度的提高与劳动者报酬份额的下降,二者间这种截然相反的变化趋势为我们的研究提供了激励。

本文的研究目的即在开放视角下研究吸引外资对我国劳动者报酬份额的影响。由于进入我国的FDI主要流向了工业行业,因此我们选择工业行业作为本文的分析对象。本文的研究表明工业行业外资进入程度的提高会导致该行业劳动者报酬份额的下降。这对已有研究FDI的文献来说是一个有益的补充。已有文献大都强调外资对东道国的技术外溢,并基于此提出扩大引资的政策。而本文的研究则表明,外资也会对东道国产生一些负面影响。因此,

<sup>1</sup> 例如1995年至2005年,实际利用外资额占GDP的比重(外资依存度)、外商投资企业进出口贸易总额占我国进出口贸易总额的比重、城镇外资单位从业人员占城镇单位从业人员的比重等指标都呈现出逐年上升的趋势,2005年以后上述各项指标所度量的外资进入程度都呈现出了下降的趋势,但由于本文的分析样本期间为1998—2003年,因此可认为引资程度在这段期间内呈现不断提高的趋势。



外资流入是一把“双刃剑”，引资政策的制定更应该关注其“净效应”。

本文的结构安排如下：第二部分首先从现实数据上分析了我国工业行业劳动者报酬份额的时间变化趋势及其存在的省市差异，并将外资的影响纳入分析框架；第三部分则基于已有经验文献建立计量模型和选取影响劳动者报酬份额的其他控制变量；第四部分为计量检验与实证分析，通过对估计结果的具体分析引出本文的基本结论，同时考虑内生性问题、外资变量的不同度量、异常样本点的影响以及被解释变量的不同度量对本文基本结论的影响；第五部分则对本文的主要结论进行了归纳总结，并基于此提出了相关的政策建议。

## 二、我国工业行业的劳动者报酬份额分析

《中国国内生产总值核算历史资料：1952—2004》中提供了1993—2004年我国31个省市按产业大类划分的国内生产总值按要素划分的情况。我们选择工业行业作为本文的分析对象，还基于如下考虑：首先，只分析工业部门要素分配份额的变化情况及影响因素可以在一定程度上弱化部门间产出构成不同对分析结果所可能造成的影响；其次，由于个体经济所有者所获得的劳动报酬和经营利润不易区分，所以在我国的国民收入核算体系中，劳动者报酬的统计范畴包括了个体经济所有者的劳动报酬和经营利润，这就会使劳动者报酬份额的计算产生向上的偏差，而采用工业部门样本则能在一定程度上减少这种偏差，因为工业部门中个体经济所占的比重是很小的；再次，我国工业行业增加值占GDP的比重一直较高，其劳动者报酬份额的变化对全国总体劳动者报酬份额的变化有着重要的影响（白重恩和钱震杰，2009）。<sup>2</sup>此外，由于收入法国内生产总值的核算在2004年出现了两个变化（白重恩和钱震杰，2009），其中第一个变化即个体经济业主收入从劳动收入变为营业盈余，这导致了非农部门劳动收入份额在2004年陡降；同时由于本文的分析对象为工业行业，而工业行业的相关统计在1998年发生了重大变化，1998年以前各年年鉴中“工业企业”的统计口径为“独立核算工业企业”，而1998年及以后统计口径变为“全部国有及规模以上工业企业”。为了剔除这两种统计核算方法的改变对要素分配份额的影响，我们将分析的样本期间确定为1998—2003年。

我们计算了1998—2003年间我国31个省市工业行业国内生产总值中劳动者报酬（ls1）、资本收入<sup>3</sup>（cs1）和生产税净额（gs）三者所占的份额，并

<sup>2</sup> 白重恩和钱震杰（2009）将全国总体劳动者报酬份额的变化分解为两部分：结构影响与产业影响，前者取决于产业结构转型是否发生在劳动者报酬份额差异较大的产业之间，而后者取决于经济比重较高部门的劳动者报酬份额变化。

<sup>3</sup> 资本收入为折旧与营业盈余之和。

将每一年 31 个省市要素收入分配份额的均值置于表 1 中。

表 1 按省市平均的  $ls_1$ 、 $cs_1$  和  $gs$ (1998—2003 年)

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	变化幅度
$ls_1$	0.3947	0.3914	0.3741	0.3703	0.3628	0.3469	-12.11%
$cs_1$	0.3888	0.3846	0.4078	0.4081	0.4193	0.4368	12.35%
$gs$	0.2165	0.2240	0.2181	0.2216	0.2179	0.2163	-0.09%

注:表中最后一列数值表示与 1998 年相比,2003 年相应指标的变化幅度。

从三者的水平值来看,1998 年和 1999 年劳动者报酬份额  $ls_1$  要大于资本收入份额  $cs_1$ ,但 1999 年以后资本收入份额均要显著大于劳动者报酬份额,且两者间的差异呈逐年扩大的趋势;生产税净额份额为三者中最低,其大小基本维持在 0.22 左右。从三者的变化趋势来看,1998—2003 年劳动者报酬份额呈现出显著的逐年下降趋势,而资本收入份额则呈现出与之相反的变化趋势,生产税净额份额值波动较小。与 1998 年相比,2003 年我国工业行业的劳动者报酬份额平均下降了约 12.11%,而资本收入份额却上升了约 12.35%,劳动者报酬份额下降的幅度大约相当于资本收入份额上升的幅度。由此可知,1998—2003 年我国工业行业劳动者报酬份额的下降主要源于资本收入份额的显著上升,而生产税净额的影响较小。

为了更深层次地理解 1998—2003 年我国工业行业劳动者报酬份额下降的内在原因,我们将劳动者报酬份额  $ls_1$  进行分解。由  $ls_1$  的计算公式

$$ls_1 = wL/PQ = w/(PQ/L)$$

得  $\ln(ls_1) = \ln(w) - \ln(PQ/L)$ ,其中  $w$  为平均劳动者报酬, $PQ$  为工业行业国内生产总值,从而  $PQ/L$  则为全员劳动生产率。进一步地,我们可以得到劳动者报酬份额变化的分解式

$$\Delta \ln(ls_1) = \Delta \ln(w) - \Delta \ln(PQ/L).$$

$\Delta \ln(ls_1) > 0$  则意味着劳动者报酬份额为上升趋势。该式即将劳动者报酬份额的变化分解为平均劳动者报酬的变化与全员劳动生产率的变化,当  $\Delta \ln(w) > \Delta \ln(PQ/L)$  即劳动者报酬的增长快于劳动生产率的增长时,劳动者报酬份额会上升,反之则会下降。由于《中国国内生产总值核算历史资料:1952—2004》中并没有统计各省市工业行业从业人员( $L$ )数据,因此我们以《中国工业经济统计年鉴》中工业企业“全部从业人员年平均人数”作为  $L$  的代理指标。将各指标数据代入劳动者报酬份额变化的分解式,计算得到 1998—2003 年我国 31 个省市工业行业的  $\Delta \ln(ls_1)$  值、 $\Delta \ln(w)$  值与  $\Delta \ln(PQ/L)$  值,具体计算结果见表 2。

表2 31个省市工业行业劳动者报酬份额变化的分解(1998—2003年)

	ls1	变化(2003年值-1998年值)		
		$\Delta \ln(ls1)$	$\Delta \ln(w)$	$\Delta \ln(PQ/L)$
北京	0.3825	-0.0261	0.8707	0.8968
天津	0.3313	-0.4255	0.4058	0.8313
河北	0.3678	-0.1635	0.4121	0.5756
山西	0.3385	-0.1793	0.5526	0.7318
内蒙古	0.4366	-0.2076	0.7844	0.9920
辽宁	0.3288	-0.3621	0.3755	0.7376
吉林	0.5735	0.1761	1.2404	1.0643
黑龙江	0.2970	-0.0231	0.9149	0.9380
上海	0.3386	-0.1072	0.5136	0.6208
江苏	0.4226	-0.0010	0.6621	0.6631
浙江	0.3655	-0.0133	0.0624	0.0757
安徽	0.3124	-0.1816	0.5023	0.6839
福建	0.3818	-0.1581	-0.0159	0.1422
江西	0.4894	-0.1677	0.7372	0.9049
山东	0.3295	0.1631	0.7186	0.5555
河南	0.3174	-0.2233	0.4631	0.6864
湖北	0.4622	-0.1183	0.6765	0.7949
湖南	0.4753	-0.0458	0.5675	0.6133
广东	0.4273	-0.1808	0.1529	0.3337
广西	0.4412	-0.1503	0.4435	0.5938
海南	0.2379	0.1798	0.8681	0.6883
重庆	0.3705	-0.3972	0.3326	0.7298
四川	0.3694	0.0231	0.6456	0.6225
贵州	0.3974	-0.3303	0.3191	0.6493
云南	0.2231	0.0072	0.4384	0.4311
西藏	0.4249	0.1548	0.5597	0.4049
陕西	0.3796	-0.1968	0.7761	0.9730
甘肃	0.4220	-0.3581	0.1707	0.5287
青海	0.3238	-0.4046	0.6435	1.0481
宁夏	0.3540	0.0094	0.8687	0.8593
新疆	0.2522	-0.3286	0.9591	1.2877
均值	0.3733	-0.1302	0.5684	0.6987

注：表中第2列数值为1998—2003年各省市劳动者报酬份额的均值；“变化”为相应变量的2003年值减去1998年值；“均值”为对应指标按31个省市平均的均值。

首先观察各省市的  $\Delta \ln(ls1)$  值。对于大部分省市而言<sup>4</sup>， $\Delta \ln(ls1)$  值都小于零，这说明与1998年相比，2003年间大部分省市工业行业的劳动者报酬份额均有了不同程度的下降，其中降幅最大的省市为天津。大部分省市的  $\Delta \ln(w)$  值和  $\Delta \ln(PQ/L)$  值均大于零，这说明样本期间内各省市工业行业的劳

<sup>4</sup> 吉林、山东、海南、四川、云南、西藏、宁夏这7个省市的  $\Delta \ln(ls1)$  值大于零，这7个省市工业行业的工资增长幅度基本高于全国平均水平，但劳动生产率的增长幅度却基本低于全国平均水平，从而1998—2003年这7个省市工业行业的劳动者报酬份额总体上为上升趋势。这7个省市中有5个属于中西部省市。

劳动者报酬和劳动生产率均有了不同程度的提高,但  $\Delta \ln(w)$  值小于  $\Delta \ln(PQ/L)$  值,即劳动生产率的提高幅度大于劳动者报酬的增长幅度,由此导致了样本期间内  $ls1$  的下降趋势。

1998—2003年我国工业行业劳动者报酬与劳动者报酬份额的变化并不是同步的,即劳动者报酬增长幅度较大的省市,其劳动者报酬份额的提高幅度却并不一定也较大。如劳动者报酬增长幅度排第二位的新疆,其劳动者报酬份额的提高幅度却较小,位列倒数第七位;而劳动者报酬增长幅度排倒数第二位的浙江,其劳动者报酬份额的提高幅度反而较小,位列第九位。这种差异产生的原因即在于各省市工业行业劳动生产率的变化存在着较大的差异。

现在将外资的影响纳入分析框架。由劳动者报酬份额的分解式可知,外资影响我国工业行业劳动者报酬份额的途径有两种:一方面,外资能够通过影响  $\ln(w)$  即工资增长<sup>5</sup>进而影响我国工业行业劳动者报酬份额;另一方面,外资能够通过影响  $\ln(PQ/L)$  即劳动生产率增长<sup>6</sup>进而影响我国工业行业劳动者报酬份额。假定  $\ln(w)_t = \alpha \cdot fdi_t$ ,  $\ln(PQ/L)_t = \beta \cdot fdi_t$ ,  $fdi_{t+1} = fdi_t + \Delta fdi$ 。从而,在第  $t+1$  期时,  $\ln(w)_{t+1} = \ln(w)_t + \alpha \cdot \Delta fdi$ ,  $\ln(PQ/L)_{t+1} = \ln(PQ/L)_t + \beta \cdot \Delta fdi$ 。

进一步地,我们得到  $\ln(ls1)_{t+1} - \ln(ls1)_t = (\alpha - \beta) \cdot \Delta fdi$ 。

当  $\alpha > \beta$  时,  $\Delta fdi > 0 \Leftrightarrow \ln(ls1)_{t+1} > \ln(ls1)_t \Leftrightarrow ls1_{t+1} > ls1_t$ 。

即当外资对  $\ln(w)$  的边际作用相对较大时,外资进入程度的提高能够增加东道国的劳动者报酬份额,反之则会使其降低。

本文接下来将在已有经验文献的基础上,结合我国实际,通过引入一些重要控制变量构建计量模型,对  $fdi$  变量与  $ls1$  变量间的关系进行较为细致的实证检验。

### 三、计量模型与数据来源

本文的主要考察对象为吸引外资对我国工业行业劳动者报酬份额的影响,故借鉴 Harrison (2002) 一文,设置如下同时包括截面特定效应与时间特定效应的线性模型:

<sup>5</sup> 主要指外资进入对东道国工资水平的直接效应与“工资溢出”效应。对于前者,已有经验文献得出了较为一致的结论,即外资企业支付的工资水平高于内资企业(如 Haddad and Harrison, 1993; Aitken *et al.*, 1996)。对于后者,已有研究表明,对于不同的东道国,外资企业的这种“工资溢出”效应也是不同的。对于有些发展中东道国,外资会产生正向的溢出效应,如 Lipsey and Sjöholm (2001) 对印度尼西亚的研究等;而对于有些发展中东道国,外资却会产生负向的溢出效应,如 Aitken *et al.* (1996) 对墨西哥和委内瑞拉两个发展中国家的研究等。

<sup>6</sup> 主要指外资进入对东道国劳动生产率的直接效应与“技术外溢”效应。对于前者,已有经验文献得出了较为一致的结论,即外资企业的劳动生产率水平高于内资企业(如 Helpman *et al.*, 2004; Deceuse and Maarek, 2008)。对于后者,已有研究并未得出一致结论。

$$\ln l_{it} = c + c_i + \lambda_t + \alpha \cdot \text{fdi}_{it} + \beta \cdot Z_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

下标  $i=1,2,\dots,31$  为 31 个省市,  $t=1998,1999,\dots,2003$  为样本期间。 $c_i$  为省市特定效应, 控制不随时间变化的个体影响因素, 如省市的地理位置和期初的经济发展水平等对工业行业劳动者报酬份额的影响;  $\lambda_t$  为时间特定效应, 控制技术进步的宏观经济环境变化对工业行业劳动者报酬份额的影响。

$\ln l$  为工业行业劳动者报酬份额。计算指标为劳动者报酬在工业行业 GDP 中的占比, 数据来源于《中国国内生产总值核算历史资料: 1952—2004》。

$\text{fdi}$  为工业行业的引资程度。计算指标为三资工业企业工业增加值与内资工业企业工业增加值的比重, 数据来源于《中国工业经济统计年鉴》各期。根据前文, 该变量估计系数的预期符号并不能确定, 它取决于外资对  $\ln(w)$  与  $\ln(PQ/L)$  的正向影响孰大孰小。当外资对  $\ln(w)$  的正向作用相对较大时, 外资变量  $\text{fdi}$  的估计系数预期为正, 反之则预期为负。

$Z_{it}$  为影响各省市工业行业劳动者报酬份额差异及变化的控制变量, 具体包括  $\ln(K/L)$ 、 $K/Y$ 、 $\text{female}$ 、 $\text{state}$  这四个与行业特征相关的控制变量;  $\text{city}$ 、 $\text{dual}$  这两个与地区经济结构相关的控制变量;  $\text{gov}$ 、 $\text{open}$  这两个分别度量地方政府经济绩效竞争和地区贸易开放水平的控制变量。

$\ln(K/L)$  为工业行业的要素投入比例, 度量行业的资本密集度。计算指标为全部国有及规模以上非国有工业企业固定资产净值年平均余额与全部从业人员年平均人数的比重, 数据来源于《中国工业经济统计年鉴》各期。借鉴蒋殿春和张宇 (2009), 本文以工业企业固定资产净值年平均余额作为企业资本存量  $K$  的度量指标。根据 Harrison (2002), 该变量估计系数的符号取决于资本投入与劳动力投入替代弹性  $\epsilon$  的大小。当  $\epsilon < 1$  时, 该变量的估计系数预期为负; 当  $\epsilon > 1$  时, 该变量的估计系数预期为正; 当  $\epsilon = 1$  时, 该变量估计系数的符号不能确定, 且不显著。

$K/Y$  为单位产出的资本投入, 为资本回报率的倒数。计算指标为全部国有及规模以上非国有工业企业固定资产净值年平均余额与工业总产值的比重, 数据来源于《中国工业经济统计年鉴》各期。一般来说, 资本回报率越高, 则资本收入份额就越高, 劳动者报酬份额则越低。因此, 该变量的估计系数预期为正。

$\text{female}$  为工业行业女性就业人员比重。计算指标为城镇单位工业行业女性就业人员年末人数与就业人员年末人数的比重, 数据来源于《中国劳动统计年鉴》各期。如果将 1999 年我国男性劳动力的工资设定为 100, 则女性劳动力的工资为 70.1, 女性劳动力的工资低于男性劳动力, 此即为劳动力市场上的性别工资差异 (李实和马欣欣, 2006)。另有研究发现, 在男性劳动力与女性劳动力工资的总差异中, 54.4% 要归结于个体特征差异的影响, 45.6% 要归结于歧视的影响 (谢嗣胜和姚先国, 2005)。因此, 由于我国劳

动力市场上存在着普遍的性别歧视,女性劳动力的平均工资水平要低于男性劳动力,从而女性劳动力所占比重越高,工业行业劳动者报酬份额就越低。该变量的估计系数预期为负。

state 为工业行业的国有化特征。采用两种计算指标:其一为国有控股工业企业全部从业人员年平均人数与全部国有及规模以上非国有工业企业全部从业人员年平均人数的比重 state1,其二为国有控股工业企业产品销售收入与全部国有及规模以上非国有工业企业产品销售收入的比重 state2。数据来源于《中国工业经济统计年鉴》各期。由于国有企业平均劳动力收入份额明显高于非国有企业(白重恩和钱震杰,2009),所以国有比重越高的行业,其劳动者报酬份额越高。因此,该变量的估计系数预期为正。

city 为各省市的城镇化水平。计算指标为城镇人口数与年底总人口数的比重,其中各省市城镇人口数来源于《新中国五十五年统计资料汇编》,年底总人口数来源于《中国统计年鉴》各期。该比重值越大,则城镇化水平越高。城镇化水平的度量指标有多种,本文考虑到数据获得的便利性,采用城镇人口比重这一单一指标来衡量城镇化水平。虽然该指标在统计上有一定的不足和缺陷,但并不影响我们主要结论的得出,而且在单一指标法的城镇化水平计算方法中,尤以城镇人口比重指标法的计算结果最符合实际(王德成等,2004)。当工业发展落后于城镇化时,会造成“过度城镇化”,正规就业水平持续下降,进而导致工业行业劳动者报酬份额下降;当工业化与城镇化基本同步发展时,正规就业水平不断提高,进而会促进工业行业劳动者报酬份额的提高。<sup>7</sup>该变量估计系数的预期符号取决于我国的城镇化模式。

dual 为各省市的二元经济结构特征。计算指标为高帆(2007)中的综合二元反差指数  $dual = [(E_m/E_t) \times (W_t/W_m)]^{1/2}$ , 其中  $E_m$ 、 $E_t$  分别为现代部门(非农业部门)和传统部门(农业部门)的劳动生产率,其比值反映了部门劳动生产率差异,二元经济结构强度与这种差异正相关;  $W_t$ 、 $W_m$  分别为传统部门和现代部门的劳动力占比,其比值反映了部门劳动力配置结构,二元经济结构与该比值正相关。相关数据皆来源于《中国统计年鉴》各期。二元经济强度与综合二元反差指数 dual 正相关。二元经济强度的扩大会造成大量农村剩余劳动力的存在,这一方面会抑制工业行业工资的增长,使工业行业劳动者报酬份额下降;但另一方面又有利于发展劳动密集型制造业,提高工业行业劳动者报酬份额;二元经济结构强度对工业行业劳动者报酬份额的最终影响取决于这两方面的综合作用。因此,该变量估计系数的预期符号不

<sup>7</sup> 非正规就业的一个显著特点即为劳资双方没有签订正规的劳动合同。劳动者不能享受养老、医疗、失业、工作等各项福利待遇,其劳动报酬不受政府保护,也没有成为工会组织的维权对象,因此其劳动报酬具有不确定性。非正规就业水平越高,劳动者报酬份额就越低,也即劳动者报酬份额与正规就业水平正相关。

确定。

gov 为地方政府间的经济绩效竞争特征。<sup>8</sup> 改革开放以来，中央对地方官员的晋升标准由过去的政治表现为主转变为以经济绩效为主，而地方官员为了得到政治晋升，致力于辖区经济发展，进行着政治锦标赛（徐现祥、王贤彬和舒元，2007）。由于资本具有更好的流动性，地方政府倾向于将财政压力施加至劳动所得上，从而导致初次收入分配中劳动所得份额偏低（王贤彬和徐现祥，2009）。我们采用两种指标来度量地方政府间的经济绩效竞争：其一是  $\ln(\text{pgdp})$ ，为各省市的经济发展水平，度量指标为“人均 GDP（现价）”，数据来源于《中国统计年鉴》各期；其二是  $\text{fenquan}$ ，为各省市的财政分权水平，借鉴周业安和章泉（2008），采用人均地方本级财政支出与总财政支出的比值度量，其中总财政支出等于人均地方本级财政支出与人均中央本级财政支出总和，数据来源于《中国财政年鉴》各期。这两个变量的估计系数预期为负。

此外，由于大量经验文献都验证了贸易开放一国劳动者报酬份额的重要影响，如 Harrison(2002)、Finnoff and Jayadev(2006)、Decreuse and Maarek(2008)等，所以我们最后也在估计模型中加入贸易开放度变量  $\text{open}$ 。由于样本期间内外商投资企业贸易总额在我国贸易总额中平均约占 51.08%，因此在计算各省市贸易开放度时，我们将外商投资企业的贸易额从我国贸易总额中剔除。最后，变量  $\text{open}$  的计算指标为各省市内资单位按经营单位所在地进出口总额（人民币）与各省市 GDP（人民币）的比值，数据来源于《中国统计年鉴》各期。由于无法获得分省市工业行业的贸易数据，我们只能用各省市的贸易开放度指标来近似代表各省市工业行业的贸易开放度。由于我国的贸易主要发生在制造业，因此我们认为这种替代是合理的。综合已有文献，该变量估计系数的符号并不能确定。<sup>9</sup>

上述各变量的基本统计信息见表 3。各省市工业行业的引资程度存在着较大差异，如样本期间内各省市工业行业引资程度最小值为 0.001，对应着西藏自治区 2003 年的引资程度，而 2003 年 31 个省市引资程度最大值为 1.478（福建省），其次为 1.468（广东省）。从整个样本期间的均值来看，西藏自治区引资程度均值仅约为 0.002，而福建省和广东省引资程度均值分别达 1.280 和 1.246，约为西藏自治区的 640 倍，差异悬殊。后文将尝试将这些引资程度很高及很低的省市从估计样本中剔除，以判断异常样本点的影响。

<sup>8</sup> 感谢评审人为本文指出这个变量。

<sup>9</sup> Harrison(2002)中贸易开放变量的估计系数显著为负，Finnoff and Jayadev(2006)中贸易开放变量估计系数的符号随着估计样本的不同而不同，而 Decreuse and Maarek(2008)中贸易开放变量的估计系数并未通过显著性检验。

表3 各变量的基本统计信息

	变量含义	样本数	均值	最小值	最大值	符号
ls1	劳动者报酬在工业行业GDP中的占比	186	0.373	0.185	0.676	
fdi	三资工业企业工业增加值与内资工业企业比重	186	0.251	0.001	1.478	?
与行业特征相关的控制变量						
ln(K/L)	人均固定资产净值年平均余额对数值	186	2.334	1.662	3.411	?
K/Y	资本回报率的倒数	186	2.486	1.166	5.900	+
female	女性就业人员比重	186	0.268	0.069	0.652	-
state1	国有控股工业企业全部从业人员比重	186	0.627	0.079	0.936	+
state2	国有控制工业企业产品销售收入比重	186	0.635	0.165	0.913	+
与省市特征相关的控制变量						
city	城镇人口数与年底总人口数的比重	170	0.462	0.174	0.881	+
dual	高帆(2007)中的综合二元反差指数	186	2.483	0.635	5.480	?
ln(pgdp)	人均GDP(现价)	186	8.937	7.759	10.752	-
fenquan	人均地方本级财政支出与总财政支出的比值	186	0.700	0.519	0.928	-
open	省市内资单位进出口总额与GDP的比重	186	0.141	0.024	1.096	?

注:表中最后一列表示各变量估计系数的预期符号,其中符号“?”表示相应变量估计系数的预期符号不能确定。

#### 四、计量检验与实证分析

本部分将采用面板数据模型对模型(1)进行估计。我们选取的样本为1998—2003年我国31个省市工业行业的面板数据。面板数据模型根据对截面特定效应的不同假设,划分为随机效应模型与固定效应模型,本文根据Hausman检验结果来判定选择哪种估计模型。本节将首先运用普通最小二乘法对模型(1)进行估计,并对基本估计结果进行具体分析,得出本文的基本结论;然后对估计结果的稳健性进行分析,主要考虑内生性问题、外资变量的不同度量、异常样本点以及被解释变量的不同度量对本文基本结论的影响。

##### (一) 基本估计结果

表4报告了模型(1)的主要估计结果。表4中的第①列至第⑥列各列皆作为一种具体的估计模型,各估计模型间的唯一区别即在于加入的控制变量不同。在第①列的估计模型中,我们只将工业行业劳动者报酬份额对外资变量进行回归,此后则在该估计模型的基础上,逐渐往模型中添加一些控制变量。由于部分省市的部分年份city变量数据存在少量的缺失,所以加入该变量后,参与回归的样本点由原来的186个减少为170个。由各列模型估计的Haus-



man 检验结果可知,第①、②、③、⑤列模型应采用随机效应模型进行估计,而第④列和第⑥列模型应采用固定效应模型进行估计,表4所报告的结果为各列随机效应模型或固定效应模型所对应的估计结果。

表4 基本估计结果

	①	②	③	④	⑤	⑥
fdi	-0.021 (0.030)	-0.063** (0.029)	-0.072** (0.029)	-0.130*** (0.028)	-0.082*** (0.031)	-0.156*** (0.026)
ln(K/L)		-0.132*** (0.024)	-0.130*** (0.024)	-0.150*** (0.030)	-0.128*** (0.027)	-0.160*** (0.031)
K/Y		0.134*** (0.023)	0.127** (0.023)	0.170*** (0.031)	0.135*** (0.023)	0.183*** (0.032)
female		-0.051 (0.058)	-0.025 (0.057)	-0.0004 (0.063)	-0.011 (0.059)	-0.048 (0.060)
state1		-0.165** (0.067)	-0.125* (0.066)			
state2				-0.323*** (0.099)	-0.220*** (0.068)	-0.395*** (0.099)
city		0.123*** (0.030)	0.123*** (0.029)	0.104*** (0.039)	0.129*** (0.030)	0.099*** (0.038)
dual			-0.025** (0.010)	0.005 (0.019)	-0.026** (0.012)	0.005 (0.018)
ln(pgdp)					-0.051 (0.035)	
fenquam						-0.409* (0.213)
open					0.123* (0.035)	0.240*** (0.077)
province dummies	yes	yes	yes	yes	yes	yes
time dummies	yes	yes	yes	yes	yes	yes
prob>chi2	0.928	0.239	0.236	0.096	0.347	0.078
adj-R <sup>2</sup>	0.185	0.488	0.488	0.530	0.522	0.557
观测值	186	170	170	170	170	170
截面单位	31	31	31	31	31	31

注:括号内为估计系数的标准差。\*、\*\*、\*\*\*分别代表10%、5%、1%的显著性水平。Prob值为时间固定效应联合检验的相伴概率。prob>chi2值为Hausman检验的相伴概率值。

我们首先关注外资变量的作用。在六个估计模型中,外资变量的估计系数基本为负,且基本在1%的显著性水平下显著(只有第一个估计模型中外资变量的估计系数未能通过显著性检验),该变量估计系数的大小在区间(-0.156,-0.063)内浮动。根据第二部分内容的相关阐述,我们将模型(1)中的被解释变量分别替换成 $\ln(w)$ 和 $\ln(PQ/L)$ ,并采用表4第⑥列估计模型