

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¹。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,

¹ 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时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）。²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³（cs1）和生产税净额（gs）三者所占的份额，并

² 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。

³ 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⁴， $\Delta \ln(ls1)$ 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

⁴ 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 $\Delta \ln(\omega)$ 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 $\ln(\omega)$ 即工资增长⁵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⁶进而影响我国工业行业劳动者报酬份额。假定 $\ln(\omega)_t = \alpha \cdot fdi_t$, $\ln(PQ/L)_t = \beta \cdot fdi_t$, $fdi_{t+1} = fdi_t + \Delta fdi$ 。从而,在第 $t+1$ 时期, $\ln(\omega)_{t+1} = \ln(\omega)_t + \alpha \cdot \Delta fdi$, $\ln(PQ/L)_{t+1} = \ln(PQ/L)_t + \beta \cdot \Delta fdi$ 。

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 $\ln(\omega)$ 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:

⁵ 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。

⁶ 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; Decreuse and Maereck, 2008)。对于后者,已有研究并未得出一致结论。

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

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; λ_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》。

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 $\ln(\omega)$ 与 $\ln(\text{PQ}/L)$ 的正向影响孰大孰小。当外资对 $\ln(\omega)$ 的正向作用相对较大时, 外资变量 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 、 female 、 state 这四个与行业特征相关的控制变量; city 、 dual 这两个与地区经济结构相关的控制变量; gov 、 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 ε 的大小。当 $\varepsilon < 1$ 时, 该变量的估计系数预期为负; 当 $\varepsilon > 1$ 时, 该变量的估计系数预期为正; 当 $\varepsilon = 1$ 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。

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。⁷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

⁷ 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。⁸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 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 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 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。⁹

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。

⁸ 感谢评审人为本文指出这个变量。

⁹ 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 ²	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 $\ln(\omega)$ 和 $\ln(PQ/L)$,并采用表4第⑥列估计模型

分别进行估计¹⁰，主要估计结果为：在被解释变量为 $\ln(\omega)$ 的估计方程中，外资变量的估计系数为 -0.404 ，且在 1% 的显著性水平下显著，相应的估计标准差为 0.117 ；在被解释变量为 $\ln(PQ/L)$ 的估计方程中，外资变量的估计系数为 0.062 ，但未能通过显著性检验，相应的估计标准差为 0.084 。¹¹ 由此可知，样本期间内外资进入程度的提高反而降低了工业行业的劳动者报酬，同时却并未对行业劳动生产率产生显著作用，这说明引资程度的提高对工业行业劳动者报酬份额的负向作用¹²主要源于其对行业劳动者报酬的负向作用。

外资企业支付的平均工资水平高于内资企业（以 2004 年为例¹³，外资工业企业的平均劳动者报酬比内资工业企业多 812.39 元），即外资企业对我国工业行业工资水平的直接效应为正，从而我们可以认为外资对行业劳动者报酬的负向作用主要源于其负向的“工资溢出”效应。因此，本文的估计结果支持了 Aitken *et al.* (1996) 对墨西哥和委内瑞拉两个发展中国家的研究结论。该文认为这种负向的“工资溢出”效应可能是由于外资企业为了避免劳动力的反向流动 (turnover) 而支付了高工资，劳动力流动限制使其技术外溢效应受到制约。而根据 Gordon and Li (1999)，这种负向的“工资溢出”效应产生的可能原因在于，在东道国技能劳动力供给不足的情况下，由于外资企业支付的工资水平高于内资企业，技能劳动力或其他人才会向外资企业流动，使内资企业的平均工资水平下降。由于无法获得样本期间内除 2004 年以外其余年份外资工业企业的报酬数据，所以这里我们无法对这种负向的“工资溢出”效应进行计量检验。

计算 $ls1$ 与 fdi 每年按 31 个省市平均的均值，并将该均值的 2003 年值减去其 1998 年值，得到样本期间内两个变量均值的变化幅度，将 fdi 变量的变化幅度乘以其估计系数得到样本期间内 fdi 变量的变化所引起的 $ls1$ 值的变化，然后将该变化值除以样本期间内 $ls1$ 值的实际变化值，得到样本期间内外资变化对工业行业劳动者报酬份额变化的实际解释力。计算结果见表 5。样本期间内我国工业行业劳动者报酬份额平均减少了约 5 个百分点，而由表中数据可知，样本期间内外资进入程度的扩大对我国工业行业劳动者报酬份额下降的实际解释力为 $15.70\%—38.89\%$ 。

¹⁰ 作者感谢匿名评审人为本文提出这一点。

¹¹ 由于篇幅的限制，这里未将这两个估计方程中其他变量的估计结果列出，因为这并非本文关注的重点。

¹² 罗长远和张军(2009)运用 1987—2004 年省级面板数据对中国劳动收入占比下降的事实进行了实证分析，结果也表明 FDI 与劳动收入占比为负相关关系。

¹³ 只有《中国经济普查年鉴 2004》中提供了按省市划分的外资工业企业的劳动报酬数据。因此，这里我们只能以 2004 年的相关数据进行近似分析。

表5 外资变量的实际解释力(1998—2003年)

	①	②	③	④	⑤	⑥
fdi	—	15.70%	17.95%	32.41%	20.44%	38.89%

再看控制行业特征的两个主要变量 $\ln(K/L)$ 和 K/Y 的估计结果。变量 $\ln(K/L)$ 的估计系数在 1% 的显著性水平下显著为负，而变量 K/Y 的估计系数则在 1% 的显著性水平下显著为正，与预期一致。前文的变量说明，我们可以由此得出结论认为我国工业行业资本与劳动力两种要素投入的替代弹性 $\epsilon < 1$ 。白重恩等（2008）利用我国 1998—2005 年工业年报数据对工业行业资本收入份额的影响因素进行了计量检验，估计发现变量 K/Y 的估计系数并不显著，从而得出结论认为，我国工业行业资本与劳动力投入的替代弹性应该在 1 附近。而本文的估计结果则进一步表明，我国工业行业资本与劳动力投入的替代弹性应该低于 1。资本密集度变量与资本回报率变量的估计结果与李稻葵等（2009）对我国总体劳动者报酬份额下降的解释比较一致。

其他控制变量的估计结果分析具体如下。

女性就业人员比重变量 *female* 的估计系数虽然为负，但都没有通过显著性检验。这说明样本期间内我国工业行业劳动者报酬份额的变化并不受其就业人员性别构成的影响。

两种度量指标下行业国有特征变量 *state* 的估计系数基本在 10% 的显著性水平下显著为负，与预期并不一致。白重恩和钱震杰（2009）利用 1998—2005 年 37 个工业行业的面板数据估计得到国有比重变量的估计系数显著为正。而李稻葵等（2009）基于我国省市数据研究发现更多的国有企业也会降低 GDP 中劳动者报酬的份额，其原因主要在于国有企业盈利能力的提高。本文的估计结果支持了后者的结论。

城镇化水平变量 *city* 的估计系数均在 1% 的显著性水平下显著为正，这说明样本期间内我国城镇化进程基本遵循了“正规就业为主”的城镇化模式。二元经济结构强度变量 *dual* 的估计系数符号及显著性并不稳定，因此将其分析放置在后文的稳健性分析中。

两种度量政府间经济绩效竞争指标的估计结果并不相同。变量 $\ln(\text{pgdp})$ 的估计系数虽然为负，但未能通过显著性检验；而变量 *fenquan* 的估计系数在 10% 的显著性水平下显著为负，与预期一致。考虑到变量 $\ln(\text{pgdp})$ 与模型中大多数控制变量都可能存在因果关系¹⁴，我们用 $\ln(\text{pgdp})$ 变量的滞后一期值替换其当期值后再进行回归，其估计系数仍未能通过显著性检验，我们还尝试

¹⁴ 如城市化水平的提高会促进经济增长（如吴福象和刘志彪，2008），二元经济转型也有利于经济增长（邵宜航和刘雅南，2007）等。

用人均 GDP 年增长率变量替换变量 $\ln(\text{pgdp})$ 进行估计,但其估计系数仍不显著。因此,经济发展水平变量的估计系数不显著的原因在于其还度量了很多其他非政府间经济绩效竞争因素的影响。与之相比,财政分权指标与政府行为具有更为直接的联系,其估计系数显著为负说明政府间经济绩效竞争降低了劳动者报酬份额。

贸易开放度变量 open 的估计系数在 5% 的显著性水平下显著为正。贸易后一国出口商品的相对价格会上升,根据 H-O 定理,一国出口商品密集使用的生产要素是其丰富要素,因此出口商品相对价格的上升,由斯托珀-萨缪尔森定理,将导致该国丰富要素的实际报酬上升。我国的丰富要素是劳动力,因为贸易开放度的提高会提高我国劳动者报酬份额。

(二) 估计结果的稳健性分析

本文接下来主要是检验外资变量与工业行业劳动者报酬份额间的这种负相关关系的稳健性。¹⁵为了得到稳健性 (robustness) 的估计结果,本文以下分别考虑了不同情形对检验结果的影响。首先是内生性问题。内生性问题的产生可能源于两个方面的原因: 其一是解释变量及各控制变量可能与残差项相关; 其二是劳动者报酬份额也会影响外资的进入,即可能存在外资进入与劳动者报酬份额之间的双向因果关系。严重的内生性将使得模型的估计系数有偏和非一致。本节将分别对这两种内生性问题进行处理。其次是外资进入程度指标的不同度量方法。表 4 的估计结果采用三资工业企业与内资工业企业工业增加值比重这一指标,后文采用了三资工业企业的就业人员和工业总产值两种不同度量指标,来考察行业外资进入程度的指标差异对估计结果的影响。然后将 31 个省市中引资程度均值低于全部样本均值 10% 百分位数和高于其 90% 百分位数的省市都从样本中剔除,以检验本文的主要估计结果是否受这些异常样本点的影响。最后,我们将被解释变量替换成按要素成本法定义的劳动者报酬份额 ls2 ,以检验外资变量与劳动者报酬份额间的这种显著负相关关系是否依赖于劳动者报酬份额度量指标的选取。稳健性分析主要是基于表 4 中的第⑥列模型,即后文所指的“模型⑥”。

1. 内生性问题

如前所述,模型内生性问题的产生可能源于两个方面的原因: 其一是解释变量与各控制变量可能与残差项相关。解释变量、各控制变量以及劳动者报酬份额可能会受到相同或相关的冲击,从而使得解释变量、控制变量与残差项相关,引致内生性问题。以模型⑥为检验模型,将模型中外资变量及各控制变量的当期项替换为其各自的滞后一期项,仍然采用固定效应模型对模

¹⁵ 估计结果的稳健性分析对象为表 4 中的模型⑥,因而本文接下来的稳健性分析所采用的估计模型均为固定效应模型。

型⑥重新进行估计，主要的估计结果见表6第二列。由于变量的滞后一期项与当期项存在较高的相关性，所以表4的估计结果仍然可信，且有效地避免了当期变量与当期残差项相关所引致的内生性问题。由滞后一期变量的估计结果可知，外资变量与工业行业劳动者报酬份额间仍然存在显著的负相关关系，只是这种负向的影响比模型⑥要小一些。采用与前文一致的方法，仍然计算外资变量的实际解释力。但由于此时参与回归的外资变量为 fdi_{t-1} ，且由于统计口径变化，1997年数据并不具可比性，所以样本期间内外资变量平均变化幅度的计算期间为1998年至2002年，而劳动者报酬变量的平均变化幅度的计算期间为1999年至2003年。最后计算得外资变量的实际解释力¹⁶为31.49%，略低于表4中模型⑥的计算结果。

内生性问题产生的第二种可能原因是劳动者报酬份额的高低也会影响外资的进入，即可能存在外资进入与劳动者报酬份额之间的双向因果关系。例如，劳动者报酬份额较高的省市，其一般具有良好的社会环境，这会降低投资风险，从而吸引更多的外资进入。如果存在劳动者报酬份额对外资的这种正向引致作用，则表4中模型①至⑥会低估外资的进入对劳动者报酬份额的负向作用。将外资变量的滞后一期项替换当期项这一处理方法并不能消除这种双向因果关系所带来的低估偏差 (Decreuse and Maarek, 2008)。处理这种内生性问题的通常做法就是寻找与外资变量相关，但不受当期劳动者报酬份额影响的工具变量。大多数经验文献的通常做法是选择外资变量的滞后一期变量作为工具变量，如 Wang (2005)。本文也考虑将外资变量的滞后一期项作为外资变量的工具变量。

仍然采用固定效应模型，运用两阶段最小二乘法 (2SLS) 对模型⑥进行估计，同时对估计系数进行消除异方差处理，主要估计结果见表6的第三列。内生性检验 (endog prob) 是检验变量内生性的统计量，该检验的原假设为“变量应该是外生的”。首先看外资变量的内生性检验结果，由内生性检验统计量的相伴概率值可知，外资变量能够在5%的显著性水平下拒绝原假设，从而外资变量为内生变量，2SLS估计结果是无偏且一致的。在2SLS估计结果下，外资变量的估计系数为-0.645，且在5%的显著性水平下显著。¹⁷与模型⑥及滞后一期项模型估计结果相比，该系数的绝对值要大很多，约为两者的4倍。可见，劳动者报酬份额确实对外资存在着一种正向引致作用，从而使得OLS估计结果下外资变量的负向作用被严重低估。仍然计算外资变量的实际解释力，劳动者报酬变量的平均变化幅度的计算期间仍然为1999年至2003

¹⁶ 具体计算方法见前文。

¹⁷ 在两阶段最小二乘法下，将被解释变量替换成 $\ln(w)$ 和 $\ln(PQ/L)$ 后分别进行估计，主要估计结果与OLS估计下大致相同： $\ln(w)$ 估计方程中外资变量的估计系数显著为负，而 $\ln(PQ/L)$ 估计方程中外资变量的估计系数虽然为正，但未能通过显著性检验。

年,但外资变量平均变化幅度的计算起始年份也变为1999年至2003年,最后计算得到外资变量的实际解释力为77.39%,约为模型⑥及滞后一期项模型计算结果的2倍。

2. 外资变量的不同度量

为了检验外资变量对劳动者报酬份额的这种负向作用是否依赖于外资变量度量指标的选取,我们采用另外两种常用度量方法,即外资工业企业与内资工业企业全部从业人员年平均人数之比 *femp* 和工业总产值之比 *foutput*,仍然以外资变量的一期滞后项作为外资变量的工具变量,运用2SLS法对模型⑥进行估计,主要估计结果见表6。

表6 OLS估计结果的稳健性分析

	滞后一期	IV ₁	<i>femp</i>	<i>foutput</i>	<i>outliers</i>	<i>ls2</i>
<i>fdi</i>	-0.138*** (0.039)	-0.522*** (0.163)	-0.195*** (0.055)	-0.277** (0.100)	-0.503*** (0.145)	-0.668*** (0.200)
$\ln(K/L)$	-0.100** (0.044)	-0.229*** (0.051)	-0.185*** (0.041)	-0.185*** (0.038)	-0.134*** (0.046)	-0.269*** (0.060)
<i>K/Y</i>	0.115*** (0.041)	0.244*** (0.059)	0.189*** (0.042)	0.200*** (0.046)	0.170*** (0.062)	0.254*** (0.061)
<i>female</i>	0.047 (0.139)	-0.039 (0.075)	-0.031 (0.062)	-0.052 (0.067)	0.141 (0.109)	-0.026 (0.093)
<i>state2</i>	-0.385** (0.163)	-0.536*** (0.134)	-0.369*** (0.034)	-0.422*** (0.110)	-0.575*** (0.126)	-0.600*** (0.156)
<i>city</i>	0.074** (0.034)	0.035 (0.049)	0.080** (0.034)	0.057 (0.038)	-0.006 (0.054)	0.102 (0.067)
<i>dual</i>	0.031 (0.022)	0.053** (0.026)	0.031 (0.020)	0.035 (0.021)	0.051** (0.025)	0.048 (0.031)
<i>fenquan</i>	-0.451* (0.241)	-0.448* (0.232)	-0.384** (0.192)	-0.339 (0.210)	-0.399 (0.262)	-0.724** (0.283)
<i>open</i>	0.174** (0.086)	0.465*** (0.153)	0.158** (0.074)	0.368*** (0.107)	0.336** (0.158)	0.615*** (0.188)
<i>endog prob</i>		0.009	0.004	0.022	0.022	0.007
<i>obs</i>	140	143	143	143	113	143
实际解释力	31.49%	77.39%	35.36%	46.16%	57.00%	68.65%

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值为外资变量内生性检验的相伴概率。

首先看外资变量的内生性检验结果,由内生性检验统计量的相伴概率值可知,两种度量指标下的外资变量均在小于或等于10%的显著性水平下拒绝“变量为外生”的原假设,从而两种度量指标下的外资变量均为内生变量,2SLS估计结果是无偏且一致的。在两种度量指标下,外资变量均对工业行业劳动者报酬份额产生了显著的负向作用。采用与前文相同的方法,

计算两种度量指标下外资变量对我国工业行业劳动者报酬份额变化的实际解释力，最终计算得到两种度量指标下外资变量的实际解释力分别为35.36%和46.16%，均要比工业增加值度量指标下外资变量的实际解释力(77.39%)低。

3. 异常样本点的影响

由前文分析可知，31个省市中存在着引资程度很高与很低两组子样本，这两组子样本的平均引资程度均偏离31个省市均值较远。如样本期间内西藏自治区的平均引资程度仅为0.002，约为31个省市均值的0.008倍，而广东省和福建省的平均引资程度却达1.47左右，约为31个省市均值的5.856倍。为了检验本文的主要估计结果是否受这些异常样本点的影响¹⁸，我们首先计算样本期间内31个省市引资程度均值，然后计算其10%和90%百分位数，以这两个百分位数为标准将31个省市中引资程度均值低于10%百分位数和高于90%百分位数的省市都从样本中剔除，最后得到25个省市样本。¹⁹在这25个省市样本下运用2SLS法对模型⑥进行估计，其中外资变量的度量指标仍然采用“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”，主要估计结果见表6。

外资变量的估计系数为-0.503，且在1%的显著性水平下显著。说明在将引资程度偏离31个省市均值较远的省市从样本中剔除后，引资程度的提高仍然会对工业行业劳动者报酬份额产生显著的负向作用。采用同前方法，计算25个省市样本下外资变量的实际解释力为57.00%。

总观表6的各列估计结果，发现各变量估计系数的大小及显著性均没有发生显著变化，估计结果比较稳健。对样本期间内我国工业行业劳动者报酬份额产生显著负向作用的变量包括行业引资程度变量fdi、行业要素投入比例变量 $\ln(K/L)$ 、行业国有比重变量state和财政分权变量fenquan；而对我国工业行业劳动者报酬份额产生显著正向作用的变量包括资本产出比变量 K/Y 和贸易开放度变量open。计算这几个变量1998—2003年按省市平均的均值如表7所示，并将各变量该均值的2003年值与1998年值相减得到样本期间内各变量的变动幅度。最后将各变量的变动幅度与其估计系数相乘便得到各变量对样本期间内我国工业行业劳动者报酬份额变化的最终作用。由于不同的模型下，各变量估计系数的大小也不同，所以这里我们只关注各变量对ls1最终作用的方向。样本期间内，我国工业行业劳动者报酬份额均值下降了约5个百分点，且下降的主要原因在于行业外资进入程度和行业资本密集度的提

¹⁸ 作者感谢评审人提出这一点。

¹⁹ 引资程度均值低于31个省市均值10%百分位数的省市包括贵州、西藏和新疆3个省区，引资程度均值高于31个省市均值的90%百分位数的省市包括上海、福建和广东共3个省市。

高,以及资本回报率的提高。样本期间内行业国有比重的下降以及地区财政分权程度的下降和贸易开放度的提高,均使得我国工业行业劳动者报酬份额得以提高。由此说明发展劳动密集型产业、国有企业改制、弱化地方政府间经济绩效竞争和扩大贸易均有利于我国劳动者报酬份额的提高。

表7 各变量的平均变化幅度及其对工业行业劳动者报酬份额的实际最终作用

	ls1	fdi	ln(K/L)	state	fenquan	K/Y	open
2003—1998	-0.048	0.119	0.556	-0.098	-0.010	-0.176	0.093
估计系数	-	-	-	-	-	+	+
最终作用	-	-	-	+	+	-	+

4. 被解释变量为ls2的估计结果

白重恩等(2008)及白重恩和钱震杰(2009)中均使用按要素成本法定义的要素分配份额作为被解释变量,即为了剔除间接税对劳动者报酬份额下降的影响,将生产税净额从增加值中剔除掉,此即为要素成本法增加值。虽然本文第二部分内容中已经证实了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上升,而生产税净额的影响较小,但为了检验外资变量与劳动者报酬份额间的这种显著负相关关系是否依赖于劳动者报酬份额度量指标的选取,我们仍然计算将生产税净额从增加值中剔除掉后的按要素成本法定义的劳动者报酬份额ls2。

以ls2作为被解释变量,以工业增加值比重度量的外资变量为解释变量,仍然以外资变量的一期滞后项作为外资变量的工具变量,运用2SLS法对模型⑥重新进行估计,主要估计结果见表6的最后一列。表7所示的基本结论仍然没有改变。外资变量的估计系数仍然显著为负,但其边际影响变大了。计算样本期间内外资变量对ls2值变化的实际解释力为68.65%,略低于其对ls1值变化的实际解释力。

五、结论及政策含义

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。本文的研究表明,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,其中外资进入程度的提高对工业行业劳动者报酬份额的降幅具有相当的解释力,而外资对劳动者报酬份额的这种负向作用主要来源于其负向的“工资溢出”效应。总的来看,1998—2003年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。行业国有企业改制、地方政府间经济绩效竞争的弱化和贸易开放度的提高则会促进行业劳动者报酬份额的提高。

本文关于我国工业行业劳动者报酬份额变化原因的分析可以帮助我们更深入地探讨有关要素分配的政策建议和措施。

首先,本文虽然研究发现吸引外资与劳动者报酬份额间存在显著的负相关关系,但并不意味着要抑制引资。Decreuse and Maarek(2008)指出当东道国政府没能设计出合适的财政政策工具对外资企业征税时,大部分开放利益被外国投资者获得,导致劳动收入份额下降。而自20世纪80年代以来,我国对内外资企业所得税的征收实行了双轨制,采取了一些对外资企业倾斜的政策优惠。这种税收优惠政策诱发了许多虚假的外资或合资行为,造成了国家税收的大量流失。据统计,近几年来自维尔京群岛等避税港的FDI占我国FDI总额的比重飞速上升,从2001年的50亿美元增加至2005年的90亿美元,而本质上这些FDI的大部分均属国内资金外溢所致(中国科学院预测研究中心,2006)。因此,要弱化外资对我国劳动者报酬份额的负向作用,政府应该对外资企业合理征税,不能一味地依赖税收优惠政策吸引外资,地方政府应该在经济环境、市场前景、政策稳定性等方面不断加强。2007年第十届全国人大五次会议通过了《中华人民共和国企业所得税法》,对内外资企业规定了统一的所得税税率25%。实行新税法后,外资企业的税负略有上升。新税法的实行有利于弱化外资对我国劳动者报酬份额的负向作用。

其次,发展劳动密集型产业、继续深化国有企业改革、弱化地方政府间经济绩效竞争以及扩大贸易开放都将有利于提高工业行业劳动者报酬份额。林毅夫(2007)认为按照比较优势发展劳动力相对密集型产业,以及资本密集型产业中劳动力相对密集区段的生产活动,这样可以创造更多的就业机会,让更多具有劳动力的穷人加入到正式的就业市场,分享经济发展的果实。

社会财富不断增加,劳动者报酬占GDP的比例却逐年下降的现象表明,不断增加的社会财富越来越朝着少数人集中,社会贫富差距在不断扩大,发展的成果越来越为少数人所分享。目前我国劳动者报酬占GDP比例不升反降的非正常现象,实际上是社会不公在财富分配领域的折射,是收入分配不公的结果与反映。经济社会发展的最终目的是实现共同富裕,实现全社会的相对公平,才能使社会和谐发展。要想达到这个目标,就必须建立健全利益共享机制,在促进效率提高的同时也要注意促进社会公平,提高劳动者报酬在国民收入初次分配中的比重。

参考文献

- [1] Aiken, B., A. Harrison, and R. Lipsey, "Wages and Foreign Ownership: A Comparative Study of Mexico, Venezuela, and the United States", *Journal of International Economics*, 1996, 40(3-4), 345-371.

- [2] 白重恩、钱震杰,“国民收入的要素分配:统计数据背后的故事”,《经济研究》,2009年第3期,第27—40页。
- [3] 白重恩、钱震杰、武康平,“中国工业部门要素分配份额决定因素研究”,《经济研究》,2008年第8期,第16—28页。
- [4] 蔡昉,“实现最大化就业是社会和谐的经济基础”,《文汇报》,2006年10月24日。
- [5] 蔡昉,“探索适应经济发展的公平分配机制”,《人民论坛》,2005年10月17日。
- [6] Decreuse, B., and P. Maarek, “FDI and the Labor Share in Developing Countries: A Theory and Some Evidence”, Munich Personal RePEc Archive Paper No. 11224, 2008.
- [7] Driffield, N., and K. Taylor, “FDI and the Labor Market: A Review of the Evidence and Policy Implications”, *Oxford Review of Economic Policy*, 2000, 16(3), 90—103.
- [8] Finnoff, K., and A. Jayadev, “Feminization and the Labor Share of Income”, GEM-IWG Working Paper, 2006.
- [9] 高帆,“中国各省区二元经济结构转化的同步性:一个实证研究”,《管理世界》,2007年第9期,第27—47页。
- [10] Gordon, R., and D. Li, “The Effects of Wage Distortions on the Transition: Theory and Evidence from China”, *European Economic Review*, 1999, 43(1), 163—183.
- [11] Haddad, M., and A. Harrison, “Are There Positive Spillovers from Direct Foreign Investment? Evidence from Panel Data for Morocco”, *Journal of Development Economics*, 1993, 42(1), 51—74.
- [12] Harrison, A., “Has Globalization Eroded Labor’s Share? Some Cross-Country Evidence”, Mimeo, UC Berkeley and NBER, 2002.
- [13] Helpman, E., M. Melitz, and S. Yeaple, “Exports vs FDI with Heterogeneous Firms”, *American Economic Review*, 2004, 94(1), 300—316.
- [14] 姜磊、王昭凤,“中国现代部门劳动分配比例的变化趋势与影响因素”,《财贸研究》,2009年第1期,第1—7页。
- [15] 蒋殿春、张宇,“经济转型与外商直接投资技术溢出效应”,《经济研究》,2008年第7期,第26—38页。
- [16] 李稻葵,“重视GDP中劳动收入比重的下降”,《新财富》,2007年第9期。
- [17] 李稻葵、刘霖林、王红领,“GDP中劳动份额演变的U型规律”,《经济研究》,2009年第1期,第70—82页。
- [18] 李实、马欣欣,“中国城镇职工的性别工资差异与职业分割的经验分析”,《中国人口科学》,2006年第5期,第2—13页。
- [19] 林毅夫,“林毅夫:初次分配要实现公平与效率的统一”,《人民日报》,2007年,引自新华网 http://news.xinhuanet.com/fortune/2007-04/28/content_6038867.htm。
- [20] Lipsey, A., and F. Sjöholm, “Foreign Direct Investment and Wages in Indonesian Manufacturing”, NBER Working Paper, No. 8299, 2001.

- [21] 刘尚希、王宇龙,“财政当转身:从公共投资到公共消费”,《中国财经报》,2007年11月6日。
- [22] 罗长远、张军,“劳动收入占比下降的经济学解释”,《管理世界》,2009年第5期,第25—35页。
- [23] 邵宜航、刘雅南,“二元经济的结构转变与增长分析”,《数量经济技术经济研究》,2007年第10期,第3—13页。
- [24] 王德成、张领先、王志琴,“城镇化水平计算方法比较分析”,《农机化研究》,2004年第3期,第61—66页。
- [25] 王贤彬、徐现祥,“转型时期的政治激励、财政分权与地方官员经济行为”,《南开经济研究》,2009年第2期,第58—79页。
- [26] Wang, Y., “North-South Technology Diffusion: How Important Are Trade, FDI and International Telecommunications”, Working Paper, Carleton University, 2005.
- [27] 吴福象、刘志彪,“城市化群落驱动经济增长的机制研究——来自长三角16个城市的经验证据”,《经济研究》,2008年第11期,第126—136页。
- [28] 谢嗣胜、姚先国,“农民工工资歧视的计量分析”,《中国农村经济》,2006年第4期,第49—55页。
- [29] 徐现祥、王贤彬、舒元,“地方官员与经济增长——来自中国省长、省委书记交流的证据”,《经济研究》,2007年第9期,第18—31页。
- [30] 赵俊康,“我国劳资分配比例分析”,《统计研究》,2006年第12期,第7—12页。
- [31] 中国科学院预测研究中心,“优惠下的陷阱——税收政策与我国对外贸易”,CEFS-06-014(总第0014期),2006年。
- [32] 周业安、章泉,“财政分权、经济增长和波动”,《管理世界》,2008年第3期,第6—15页。

Foreign Investment and the Labor Share in China: An Empirical Study Based on Industrial Level Panel Data

MIN SHAO JIULI HUANG

(Nankai University)

Abstract Using industrial panel data of 31 provinces for the period 1998—2003, we analyze the factors affecting the labor share, focusing on the role of FDI. Our estimation results show that the labor share in the industrial sector has on average decreased by about 5 percentage points, and FDI has considerable explanatory power for it. The negative role of FDI to la-

bor share mainly comes from its negative wage spillovers. Such decrease can also be explained by improvement of capital intensity and returns on capital, while state-owned enterprises restructuring, weakening of economic competition among local governments, as well as trade openness could contribute to improving the labor share.

JEL Classification F23, E25, C23