

地方政府生产性支出与企业劳动收入份额*

徐琰超 刘慧玲 李世刚

【摘要】本文尝试从地方政府生产性支出角度解释中国劳动收入份额的下降。如果地方政府的生产性支出更利于提高资本的边际产出,并且企业的资本-劳动要素替代弹性较大,随着地方政府生产性支出的提高,资本总报酬上升的幅度超过劳动总回报上升的幅度,劳动收入份额会下降。这一机制得到了基于中国县级财政数据和工业企业数据的经验分析的支持:地方政府生产性支出偏向于资本;企业的资本-劳动要素替代弹性严格大于1;地方政府生产性支出与地区劳动收入份额显著负相关。本文的数值计算发现,这一机制能够解释近年来劳动收入份额变化的14.7%—64.2%。这表明,近年来地方政府生产性支出的扩张是造成劳动收入占比下降的一个不可忽视的因素。

关键词:劳动收入份额 生产性公共支出 要素替代弹性

JEL 分类号:D33 H76 J31

一、引言

众所周知,居民消费应该成为中国经济增长的核心动力。这需要持续不断地提高居民可支配收入。然而,罗长远和张军(2009)、李稻葵和刘霖林(2009)却指出,中国近年来,作为居民可支配收入中重要组成部分的劳动收入占GDP的份额持续下降。如果无法实现劳动收入长期、持续增长,必将削弱未来中国经济增长的潜在动力,然而,要在政策层面设计出保持劳动收入长期、持续提高的政策和措施,必须要在学理上对劳动收入份额下降的原因进行深入剖析。

Kaldor(1961)认为,当处于长期均衡状态时,经济体的劳动收入份额将保持稳定,这便是著名的“卡尔多事实”。然而,Blanchard(1997)发现,即使从中长期来看,很多经济体的劳动收入份额并不稳定。这激发了国外学者们探寻劳动收入份额变化原因的兴趣。Kongsamut et al.(2001)、Askenazy(2005)、Acemoglu(2002)、Bentolina and Saint-Paul(2003)分别从产业结构、全球化、技术进步偏向和工会组织及其行为角度解释了劳动收入份额变化。

针对中国劳动收入份额在最近20年经历的持续、大幅度的下降现象,学者们进行了大量研究。龚刚和杨光(2010)从二元经济结构角度解释了劳动收入份额的下降;白重恩等(2008)则从企业所有制角度解释劳动收入份额变化;周明海等(2010)、余森杰和梁中华(2014)、陈宇峰等(2013)以及唐东波(2011)分别从FDI、贸易自由化、技术进步偏向、要素市场不完善和劳资

* 徐琰超,云南大学发展研究院,副教授,经济学博士;刘慧玲,云南大学经济学院,硕士研究生;李世刚,中山大学国际金融学院,副教授,经济学博士。本文得到国家自然科学基金“中国村庄公共物品配置模式研究”(项目编号:15XJY019)的资助。作者感谢匿名审稿人的宝贵意见。

议价能力差异角度解释了劳动收入份额下降的问题。据我们所知,除了方文全(2011)^①之外,几乎没有研究从公共财政的角度对中国劳动收入份额下降的现象进行解释。中国“自上而下”的官员治理模式是中国改革开放以来经济增长的成功经验。然而,尹恒和朱虹(2012)却发现上级政府将地区GDP增长率作为考核下级官员政绩的核心指标,地方官员为了提高辖区的GDP增长率,会将更多的财政资源投入到生产性支出方面,造成地方政府“重生产、轻福利”的支出结构。罗长远(2008)猜测“劳动收入份额下降可能与中国财政分权和政治集权所激起的地方政府间的GDP‘竞赛’有关”。那么中国的劳动收入份额是否和地方政府的财政支出之间存在逻辑上的必然联系,其传导机制是什么?这是需要在理论层面回答的问题,也有待进一步的经验验证。

本文试图从地方政府生产性支出的角度入手,解释中国劳动收入份额下降的事实。我们认为随着地方政府生产性支出的不断增加,企业的劳动收入份额将持续下降。原因在于,当地方政府的生产性支出更有利于提高资本的边际产出,且企业的资本-劳动要素替代弹性大于1时,随着政府生产性支出的增加,企业将倾向于用资本替代劳动,这将导致劳动收入份额的下降。上述逻辑成立需要两个关键的前提条件:其一,地方政府的生产性支出更有利于提高资本边际产出;其二,企业的资本-劳动要素替代弹性大于1。为此,本文的经验研究不仅需要验证地方政府的生产性支出是否和企业的劳动收入份额之间存在显著的负相关关系,而且需要验证地方政府的生产性支出是否更有利于提高资本的边际产出,以及企业的资本-劳动要素替代弹性是否严格大于1。

相对于既有研究,本文的边际贡献如下:第一,在理论上,将政府生产性支出引入常数替代弹性(CES)生产函数,证明当劳动和资本之间的替代弹性大于1,且政府生产性支出更有利于提高资本边际产出时,政府生产性支出与企业劳动收入份额负相关;第二,本文的经验研究利用1998-2007年国有及规模以上非国有工业企业数据库和2001-2006年县级经济、社会 and 财政数据对理论模型的结论和关键前提假设进行了详细的验证;第三,运用数值分析方法,我们测算了地方政府生产性支出扩张对中国劳动收入份额下降的解释力,在不同的参数设置下,这一机制能够解释中国近年来劳动收入份额变化的14.7%-64.2%。这表明,近年来地方政府生产性支出的扩张确实是造成劳动收入占比下降的一个不可忽视的因素。

文章第二部分展现中国劳动收入份额下降的基本事实;第三部分是理论模型;第四部分介绍回归使用的数据、指标和描述性统计;第五部分进行经验验证;第六部分总结全文。

二、中国劳动收入份额下降的基本事实

白重恩和钱震杰(2009)指出,近年来中国的劳动收入份额持续下降^②。罗长远和张军(2009)根据一、二、三产业分类,对全国劳动收入份额的年度变化量进行了分解,发现第二产业劳动收入份额的下降是导致全国劳动收入份额整体持续下降的重要原因。从构成来看,中国第二产业的主体是工业^③。因此,我们可以初步判断,全国劳动收入份额的下降在很大程度上取决于工业部门

① 方文全(2011)从财政收支角度解释了中国劳动收入份额下降的原因,发现政府的财政收入和赤字会显著降低劳动收入份额。

② 之前针对全国劳动收入份额的统计描述几乎所有都集中于2004年之前,原因在于2004年前后以收入法度量的地区生产总值的统计口径发生了改变。国家统计局没有公布全国GDP收入法的核算数据,只公布了各省GDP收入法的核算数据,所以只能通过各省GDP收入法的核算数据计算全国的劳动收入占比。收入法核算的GDP由劳动者报酬、固定资产折旧、生产税净额、营业盈余四项构成。2004年之前,中国将个体经营者的收入定义为劳动者报酬,2004年之后,个体经营者收入归入营业盈余账户。

③ 第二产业主要包含工业和建筑业,1998-2007年间,工业占第二产业增加值的比重平均高达88%。

劳动收入份额的下降。为了得到全国工业部门劳动收入份额指标的连续时间序列数据,我们使用工业企业数据对工业部门劳动收入份额的变化趋势进行描述。企业数据不仅能够真实反映市场微观主体的决策行为,而且使用企业财务数据核算劳动收入份额比宏观数据的测算结果更准确。我们定义的企业劳动收入份额是企业应付工资额除以扣除应缴增值税之后的企业增加值,全国整体的劳动收入份额是所有工业企业劳动收入额的均值^①。图 1 描绘了 1998-2007 年中国工业部门劳动收入份额的变化趋势,除了 2004 年之外,1998-2007 年,劳动收入份额总体呈现持续下降的趋势。

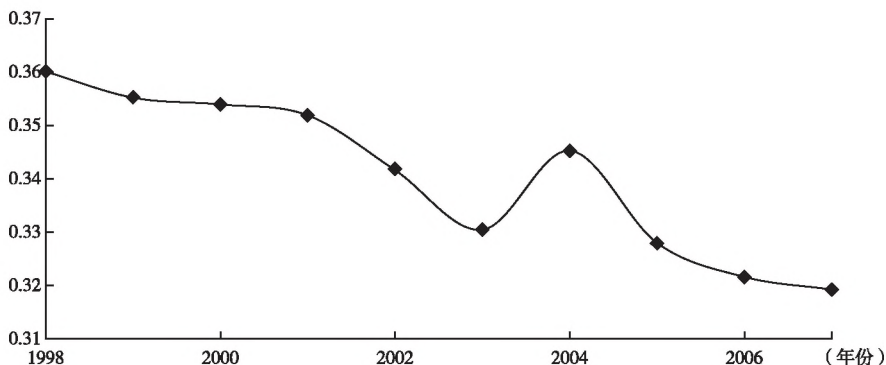


图 1 1998-2007 年企业应付工资占增加值的比重

注:2004 年数据出现跳跃性变化可能是因为 2004 年是普查年,样本中不仅包含了大量小规模企业,而且统计口径也可能和其他年份不一致。我们发现,在样本中剔除了总产值小于 2000 万和 500 万的企业样本之后与未经剔除样本计算的劳动收入份额差异极小。这表明,即便我们剔除了规模较小的企业样本,2004 年的劳动收入份额依然明显地呈现出跳跃的特点,这很可能是因为普查年和其他年份的统计口径存在差异。

数据来源:作者根据 1998-2007 年国有及规模以上非国有工业企业数据库计算得到。

为了进一步分析中国工业部门劳动收入份额下降的原因是来自于行业结构变化,还是源于企业本身劳动收入份额的下降,我们借鉴 Solow(1958)的方法,将工业部门劳动收入份额的变化分解为行业结构变化和行业内劳动收入份额变化两部分。具体分解公式为:

$$\Delta S_t = \sum_{i=1}^N (w_{it} \cdot S_{it} - w_{i,t-1} \cdot S_{i,t-1}) = \sum_{i=1}^N S_{it} \cdot (w_{it} - w_{i,t-1}) + \sum_{i=1}^N w_{i,t-1} \cdot (S_{it} - S_{i,t-1})$$

其中, ΔS_t 表示 t 年与 $t-1$ 年的工业部门劳动收入份额平均值之差。 w_{it} 表示第 t 年 i 行业总增加值占工业增加值的比重, S_{it} 表示第 t 年 i 行业的劳动收入份额。最终工业部门劳动收入份额的变化可以分解为行业内劳动收入份额的变化 $\sum_{i=1}^N w_{i,t-1} \cdot (S_{it} - S_{i,t-1})$ 和行业结构变化导致的劳动收入份额变化 $\sum_{i=1}^N S_{it} \cdot (w_{it} - w_{i,t-1})$ 。

① 除了使用企业应付工资额除以企业增加值扣除应缴增值税以代表企业劳动收入份额之外,我们还使用了企业应付工资除以企业增加值以及企业职工福利除以企业增加值扣除应缴增值税以代表企业劳动收入份额,数据的变化趋势和图 1 类似,为节省篇幅,并未在文章中给出。如有需要,请与作者联系。我们在测算全国工业部门劳动收入份额时还使用了加权平均值,权重是企业增加值占全国当年工业企业总增加值的比重,具体数据请参见表 1。

表1 1998年工业部门劳动收入份额波动分解

年份	劳动收入份额	劳动收入份额年度变化	行业结构变化	行业内劳动收入份额变化	行业结构变化因素占比(%)	行业内劳动收入变化因素占比(%)
1998	32.197					
1999	31.455	-0.742	-0.087	-0.656	11.662	88.338
2000	30.935	-0.520	-0.307	-0.213	59.128	40.872
2001	30.771	-0.164	0.168	-0.330	-101.050	201.050
2002	29.969	-0.802	0.224	-1.026	-27.927	127.927
2003	28.879	-1.090	0.939	-2.029	-86.136	186.136
2004	29.737	0.859	-0.132	0.991	-15.403	115.403
2005	28.275	-1.463	-0.052	-1.410	3.575	96.425
2006	27.747	-0.527	-0.039	-0.489	7.325	92.675
2007	27.288	-0.459	-0.137	-0.322	29.779	70.221

注:表1的数据和图1的数据存在一定的差异。图1使用了所有工业企业劳动收入占比的年平均均值作为统计指标,表1是首先计算各行业企业的劳动收入占比的年度均值,然后再计算全国工业部门劳动收入占比。

数据来源:作者根据1998-2007年国有及规模以上非国有工业企业数据库计算得到。

表1显示,1998-2007年,行业内企业劳动收入份额持续下降;2001-2004年的行业结构变化导致劳动收入份额上升,其余年份行业结构变化导致劳动收入份额下降,但所起到的作用相对较小。从整体来看,中国工业部门劳动收入份额持续下降的原因主要是同一个行业内企业劳动收入份额的下降。

三、一个简单的理论模型

现实中,不同的政府生产性支出项目对资本和劳动生产要素所带来的影响可能存在差异,为了招商引资,实现经济增长,地方政府更有动机选择资本偏向型的支出项目。为了刻画地方政府生产性支出对不同生产要素的偏向性,我们借鉴 Devarajan et al. (1996)关于生产函数的设定,假设企业的生产函数为:

$$Y = A[\alpha(P^{\gamma_1}K)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\alpha)(P^{\gamma_2}L)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

其中 K 表示企业资本存量, L 表示企业雇佣的劳动力数量, P 表示政府的生产性支出。 $0 < \alpha < 1$, $\gamma_1 > 0, \gamma_2 > 0$ 为参数。 $\gamma_1 > \gamma_2$ 表明政府的生产性支出更有利于提高资本边际产出;反之,则表明政府的生产性支出是偏向于劳动力的。 σ 为要素替代弹性,当 $\sigma = 1$ 时,(1)式变为柯布-道格拉斯函数形式。

假设劳动力市场和资本市场完全竞争,资本的边际回报水平为 r ,劳动的边际回报,即工资为 w 。企业决定劳动力和资本的雇佣量,优化问题如下:

$$\max_{K,L} A[\alpha(P^{\gamma_1}K)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\alpha)(P^{\gamma_2}L)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} - wL - rK \quad (2)$$

一阶条件为:

$$A\alpha P^{\frac{\sigma-1}{\sigma}\gamma_1} K^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} [\alpha(P^{\gamma_1}K)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\alpha)(P^{\gamma_2}L)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}]^{\frac{1}{\sigma-1}} = r \quad (3a)$$

$$A(1-\alpha)P^{\frac{\sigma-1}{\sigma}\gamma_2} L^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} [\alpha(P^{\gamma_1}K)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\alpha)(P^{\gamma_2}L)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}]^{\frac{1}{\sigma-1}} = w \quad (3b)$$

通过(3)式,可以得到资本和劳动的收入份额:

$$S_K = \frac{rK}{Y} = \frac{\alpha P^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \gamma_1 K^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}}{\alpha (P^{\gamma_1} K)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\alpha) (P^{\gamma_2} L)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}} \quad (4a)$$

$$S_L = \frac{wL}{Y} = \frac{(1-\alpha) P^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \gamma_2 L^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}}{\alpha (P^{\gamma_1} K)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\alpha) (P^{\gamma_2} L)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}} \quad (4b)$$

(3a)除以(3b),可以得到:

$$\frac{K}{L} = \left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)^\sigma \left(\frac{w}{r}\right)^\sigma P^{(\sigma-1)(\gamma_1-\gamma_2)} \quad (5)$$

将(5)式代入(4b)式可以得到:

$$S_L = \frac{(1-\alpha) P^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \gamma_2}{\alpha P^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \gamma_1 (K/L)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\alpha) P^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \gamma_2} = \frac{1}{[\alpha/(1-\alpha)]^\sigma (w/r)^{\sigma-1} P^{(\sigma-1)(\gamma_1-\gamma_2)} + 1} \quad (6)$$

(6)式两边同时对政府生产性支出 P 求导数,可以得到:

$$\frac{\partial S_L}{\partial P} = \frac{-(\sigma-1)(\gamma_1-\gamma_2)[\alpha/(1-\alpha)]^\sigma (w/r)^{\sigma-1} P^{(\sigma-1)(\gamma_1-\gamma_2)-1}}{\{[\alpha/(1-\alpha)]^\sigma (w/r)^{\sigma-1} P^{(\sigma-1)(\gamma_1-\gamma_2)} + 1\}^2} \quad (7)$$

从(7)式可以看到,政府生产性支出 P 对劳动收入份额 S_L 的影响方向由要素替代弹性 σ 和技术参数 γ_1, γ_2 的相对大小共同决定。由此,得到如下命题:

1. 当 $\sigma = 1$ 时,生产函数为柯布-道格拉斯形式,企业劳动收入份额与政府生产性支出 P 无关;
2. 当 $\gamma_1 = \gamma_2$ 时,政府生产性支出对资本和劳动的偏向相同,企业劳动收入份额与政府生产性支出 P 无关;

3. 当 $\sigma > 1$, 且 $\gamma_1 > \gamma_2$ 时, $\frac{\partial S_L}{\partial P} < 0$, 企业劳动收入份额随着政府生产性支出的增加而降低;

4. 当 $\sigma > 1$, 且 $\gamma_1 < \gamma_2$ 时, $\frac{\partial S_L}{\partial P} > 0$, 企业劳动收入份额随着政府生产性支出的增加而提高;

5. 当 $\sigma < 1$, 且 $\gamma_1 > \gamma_2$ 时, $\frac{\partial S_L}{\partial P} > 0$, 企业劳动收入份额随着政府生产性支出的增加而提高;

6. 当 $\sigma < 1$, 且 $\gamma_1 < \gamma_2$ 时, $\frac{\partial S_L}{\partial P} < 0$, 企业劳动收入份额随着政府生产性支出的增加而降低。

上述命题的经济学含义是明确的。当要素替代弹性为常数时,生产函数变为柯布-道格拉斯形式,企业劳动收入份额等于劳动产出弹性。当 $\gamma_1 = \gamma_2$ 时,政府生产性支出对劳动和资本所起到的作用是相同的,所以政府生产性支出的变化对企业劳动收入份额没有影响。当政府生产性支出更有利于提高资本(劳动)边际产出时,随着政府生产性支出的增加,追求利润最大化的企业将雇佣更多的资本(劳动)。当资本和劳动之间表现出较强的替代性($\sigma > 1$)时,资本(劳动)总报酬上升的幅度超过劳动(资本)总回报上升的幅度,因此劳动(资本)收入份额下降。反之,当资本和劳动之间表现出较强的互补性($\sigma < 1$)时,随着政府生产性支出的增加,企业将同时增加资本和劳动的雇佣量,此时,资本(劳动)的收入份额将下降。

四、数据、指标和描述性统计

本文使用的数据来源包括:(1)国家统计局“全部国有及规模以上非国有工业企业数据库”;(2)中国地市县财政统计资料汇编;(3)中国县域经济社会统计资料。合并上述三份统计资料之

后,数据的时间跨度为2001–2006年^①。本文剔除了煤炭开采和洗选业、石油和天然气开采业、黑色金属矿采选业、有色金属矿采选业、非金属矿采选业和其他采选业的数据。原因在于上述这些行业对矿产资源的依赖程度较深,和其他工业企业存在较大的差异^②。

回归的被解释变量是企业的劳动收入份额,通过企业当年应付工资总额除以增加值扣除应缴增值税之后得到。在随后的敏感性分析中,我们使用企业职工的福利总额^③除以企业当年增加值扣除企业应缴增值税代表劳动收入份额。

经验研究试图验证地方政府生产性支出对企业劳动收入份额的影响机制,准确定义地方政府生产性支出就显得尤为重要。虽然各年财政账户存在差异,但是2007年之前,中国县级财政支出账户大致包含基本建设支出、农林水气事业费、支援农村生产性支出、教育事业费、医疗卫生支出、科学支出、社会保障补助支出、行政管理费、公检法司支出和其他各项支出。借鉴尹恒和朱虹(2012)的定义,我们将基本建设支出、农林水气事业费和支援农村生产性支出定义为政府生产性支出。随后的敏感性分析中,我们重新定义政府生产性支出,进一步验证回归结果的稳健性。

回归中控制的其他变量包括:地方财政收入占GDP的比重、企业资本产出比^④、年度时间虚拟变量、农业人口数、企业在行业中的相对规模、国有资本占总资本比重、集体资本占总资本比重、外资占总资本比重。

参照聂辉华和贾瑞雪(2011),本文按照如下规则对数据进行筛选:删除产出、资本、劳动和中间投入小于等于零及缺失的样本;删除就业人数少于等于8人的样本;删除总资产小于流动资产的样本;删除总资产小于总固定资产的样本;删除总资产小于固定资产净值的样本;删除累计折旧小于当期折旧的样本。删除劳动收入份额超过100%和小于0、资本产出比小于0、国有资本占比大于100%、集体资本占比大于100%和外资占比大于100%的样本。变量的统计性描述见表2。

表2 变量描述性统计

变量名	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
企业发放工资总额除以企业增加值减去应纳增值税(%)	720871	32.962	24.546	0.001	99.981
企业职工工资福利总额除以企业增加值减去企业应缴增值税(%)	720868	36.136	25.755	0.002	99.995
企业发放工资总额除以企业增加值(%)	753495	29.188	21.734	0.001	99.989
企业职工工资福利总额除以企业增加值(%)	736041	33.353	23.910	0.002	99.989

① 虽然三份统计资料所涵盖的时间跨度都相对较长,但是两个原因制约了参与回归数据的时间跨度。其一,中国财政支出账户在2007年进行了重大调整,这使得2007年前后的财政账户数据无法完全对应。2007年之前,财政支出主要包括:基本建设支出、支援农村生产性支出、农林水气事业费、教育事业费、社会保障补助支出、行政管理费、公检法支出和其他支出。2007年之后,财政支出账户调整为:一般公共服务支出、外交支出、国防支出、公共安全支出、医疗支出、科学技术支出、教育支出等。其二,中国县级经济、社会统计资料始于2001年。

② 为了确保回归的稳健性,我们使用了全样本并复制了表3的回归过程。回归结果依然显示,随着政府生产性支出的增加,企业的劳动收入份额下降。具体回归结果请参见附录表A-1。

③ 劳动者的工资福利水平除了工资,还包括职工福利费、劳动保险费、待业保险费、养老保险、医疗保险、住房公积金和住房补贴。

④ 罗长远和张军(2009)认为劳动和资本之间的替代弹性决定了资本积累对劳动收入占比的影响。为此,我们也在回归中控制了资本产出比。文章的所有回归我们都尝试了不控制资本产出比和控制资本产出比,回归的结果并没有发生很大的差异。为了节省篇幅,未控制资本产出比的回归结果并未在文章中报告,如有需要,请与作者联系。

续表

变量名	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
对数政府人均基本建设支出、农林水气事业费和农业生产性支出之和	540437	4.590	1.117	-4.111	8.894
对数政府人均基本建设支出加农林水气事业费	539125	3.619	1.439	-3.418	8.836
对数政府人均基本建设支出	443634	3.086	1.962	-4.644	8.817
对数人均投资量	375845	5.682	1.998	-3.971	17.145
地方财政收入占 GDP 比重	720871	0.052	0.049	0.001	0.984
企业在行业中的相对规模	720871	1.043	1.636	0.000	158.468
对数地区农业人口数	437632	3.985	0.614	0.000	5.869
资本产出比	712663	0.192	0.603	0.000	255.314
国有资本占比	720871	0.066	0.236	0.000	1.000
集体资本占比	720871	0.091	0.270	0.000	1.000
外资占比	720871	0.108	0.283	0.000	1.000

五、经验研究

(一) 基本回归

本文的理论分析抽象掉了其他影响企业劳动收入份额的因素,着重分析政府生产性支出对企业劳动收入份额的影响。然而,现实中企业所处地区的资源禀赋结构、政府管制状况、行业特点,以及企业本身的所有制等可能影响企业劳动收入份额。因此,需全面考虑可能同时影响劳动收入份额和政府生产性支出的因素,并在计量方程中加以控制,才要在经验上准确地识别政府生产性支出对企业劳动收入份额影响的净效果。本文设定如下回归方程:

$$S_{L_{ijt}} = \theta \cdot \ln P_{jt} + T \cdot \delta + X_{it} \cdot \beta + u_i + v_j + \varepsilon_{ijt} \quad (8)$$

其中, $S_{L_{ijt}}$ 为位于地区 j 的企业 i 在 t 年的劳动收入份额, P_{jt} 为 j 地区政府 t 年的人均生产性支出, T 为时间虚拟变量, X_{it} 为控制变量, u_i 为企业的个体异质性, v_j 为地区的个体异质性, ε_{ijt} 为误差项。 θ 、 δ 和 β 为参数。

豪斯曼检验的结果显示回归应该选择固定效应模型。为了验证回归的稳健性,我们采取逐一增加控制变量的方式。表3的回归结果显示随着政府人均生产性支出的增加,企业劳动收入份额显著下降。虽然表3的回归剔除了煤炭开采和洗选业、石油和天然气开采业、黑色金属矿采选业、有色金属矿采选业、非金属矿采选业和其他采选业的样本。但是加入这些行业的样本之后,回归的基本结论并不发生改变,具体结果请参见附录表A-1。

表3 基本回归结果

被解释变量:企业劳动收入份额						
对数人均	-2.425***	-2.133***	-1.203***	-1.192***	-1.441**	-1.435**
生产性支出	(-9.989)	(-8.774)	(-4.102)	(-4.053)	(-3.261)	(-3.262)
地方财政收入	2.186	0.816	1.705	1.983	5.315	5.118
占 GDP 比重	(0.612)	(0.232)	(0.471)	(0.537)	(0.942)	(0.901)

被解释变量:企业劳动收入份额

资本产出比		5.533*** (11.272)	5.457*** (11.226)	5.094*** (11.063)	5.230*** (10.275)	5.217*** (10.278)
企业在行业中的规模				-2.348*** (-10.763)	-2.249*** (-9.977)	-2.254*** (-9.992)
对数农业人口					-1.534 (-1.210)	-1.524 (-1.208)
国有资本占总资本比例						1.937*** (4.765)
集体资本占总资本比例						0.0917 (0.401)
外资占总资本比例						1.457** (2.764)
常数项	43.671*** (38.705)	41.273*** (36.103)	37.822*** (31.523)	39.780*** (33.366)	45.942*** (7.929)	45.611*** (7.901)
计量模型类型	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应
是否控制时间虚拟变量	是	是	是	是	是	是
样本量	540437	534068	534068	534068	433101	433101

注:*表示10%显著性水平,**表示5%显著性水平,***表示1%显著性水平;标准误的计算考虑了县级层面聚类。

(二)敏感性分析

1. 重新定义劳动收入份额和政府生产性支出的回归

在基本回归表3中,企业劳动收入份额定义为工资占企业增加值扣除应缴增值税的比例,政府生产性支出定义为基建支出、农林水汽事业费和支援农村生产性支出的总和。为了验证表3的结论是否稳健,我们重新定义企业劳动收入份额为职工福利占企业增加值扣除应缴增值税的比例,重新定义政府生产性支出为:(1)基建支出加农林水汽事业费,(2)基建支出。表4给出了具体的回归结果,其余控制变量与表3第(6)列相同,回归依然采用固定效应方法。回归结果表明,重新定义地方政府生产性支出和企业劳动收入份额均不改变基本回归的结论,政府生产性支出依然和企业劳动收入份额显著负相关。

表4 政府生产性支出与企业劳动收入份额

生产性支出定义	工资占企业增加值扣除应缴增值税的比例			职工福利占企业增加值扣除应缴增值税的比例		
	基建支出+农林水汽事业费+支援农村生产性支出	基建支出+农林水汽事业费	基建支出	基建支出+农林水汽事业费+支援农村生产性支出	基建支出+农林水汽事业费	基建支出
A:剔除2004年数据的回归结果						
对数人均生产性支出	-1.435** (-3.262)	-0.904*** (-4.527)	-0.278** (-2.088)	-1.885*** (-3.853)	-1.005*** (-4.605)	-0.356** (-2.291)

续表

生产性支出定义	工资占企业增加值扣除应缴增值税的比例			职工福利占企业增加值扣除应缴增值税的比例		
	基建支出 + 农林水汽事业费 + 支援农村生产性支出	基建支出 + 农林水汽事业费	基建支出	基建支出 + 农林水汽事业费 + 支援农村生产性支出	基建支出 + 农林水汽事业费	基建支出
B: 2001-2003 年数据的回归结果						
滞后期对数	-1.011 **	-0.440 ***	-0.128	-1.403 ***	-0.522 ***	-0.256 **
人均生产性支出	(-2.233)	(-2.587)	(-1.363)	(-2.882)	(-2.835)	(-2.053)

注：*表示 10% 显著性水平，**表示 5% 显著性水平，***表示 1% 显著性水平；标准误的计算考虑了县级层面聚类；所有回归均采用固定效应模型，且控制变量与表 3 模型(6)相同。

2. 滞后期政府生产性支出回归

表 3 和表 4 A 的回归，所使用的劳动收入份额与对数人均生产性支出的数据处于同一个时期，为了避免数据的同时期相关可能带来的内生性，我们利用政府生产性支出的滞后期变量重新复制了所有回归，进一步检验基本回归结果的稳健性。表 4 B 给出了回归结果，除了被解释变量为应付工资占企业增加值扣除应缴增值税的比例，核心解释变量为对数人均基本建设支出的回归结果不显著之外，其余的回归结果依然显示政府生产性支出与企业劳动收入份额显著负相关。

3. 针对 2004 年数据的敏感性分析

图 1 显示 2004 年的劳动收入份额指标发生了明显的跳跃，这可能是由于数据来源不同或者统计口径差异所造成的。因此，有必要专门针对 2004 年的数据进行敏感性分析。表 5 A 是剔除了 2004 年数据的回归结果；B 是使用 2001-2003 年的数据进行回归的结果；C 是使用 2005-2006 年的数据进行回归的结果。表 5 的回归结果显示，无论是否包含 2004 年的数据，随着地方政府生产性支出的不断增加，企业的劳动收入份额持续下降，效果显著，结论稳健。

表 5 剔除 2004 年数据的敏感性分析

生产性支出定义	工资占企业增加值扣除应缴增值税比例			职工福利占企业增加值扣除应缴增值税比例		
	基建支出 + 农林水汽事业费 + 支援农村生产性支出	基建支出 + 农林水汽事业费	基建支出	基建支出 + 农林水汽事业费 + 支援农村生产性支出	基建支出 + 农林水汽事业费	基建支出
A: 剔除 2004 年数据的回归结果						
对数人均生产性支出	-1.127 **	-0.852 ***	-0.250 **	-1.547 ***	-0.960 ***	-0.304 **
	(-2.371)	(-4.112)	(-1.970)	(-2.963)	(-4.172)	(-2.069)
B: 2001-2003 年数据的回归结果						
对数人均生产性支出	-1.388 ***	-0.569 *	-0.421 **	-0.971 *	-0.765 *	-0.366 *
	(-2.793)	(-1.851)	(-2.290)	(-1.678)	(-1.676)	(-1.758)
C: 2005-2006 年数据的回归结果						
对数人均生产性支出	-1.502 **	-0.663 **	-0.417 **	-1.808 **	-0.706 **	-0.199 **
	(-2.337)	(-2.262)	(-2.223)	(-2.545)	(-2.113)	(-2.513)

注：*表示 10% 显著性水平，**表示 5% 显著性水平，***表示 1% 显著性水平；标准误的计算考虑了县级层面聚类；所有回归均采用固定效应模型，且控制变量与表 3 模型(6)相同。

4. 县级汇总数据的回归

上述回归重点考察县级政府的生产性支出对企业劳动收入占比的影响。然而,单个企业受到政府生产性支出的影响可能是不同的,甚至影响的方向都未必一致,这可能会导致使用县级层面汇总数据进行回归得到的结论与使用地区-企业层面数据回归得到的结论不一致。根据 Angrist and Pische(2009)的建议,本文计算了同一个县域内的工业企业平均的劳动收入份额作为被解释变量,重新复制所有回归。表6是县级层面数据的回归结果,地方政府生产性支出仍然与地区工业企业的平均劳动收入份额呈现显著负相关。这进一步增强了回归结果的稳健性。

表6 县级层面的回归结果

	工资占企业增加值扣除应缴增值税的比重			职工福利占企业增加值扣除应缴增值税的比重		
	基建支出+农林水费+支援农村生产性支出	基建支出+农林水费	基建支出	基建支出+农林水费+支援农村生产性支出	基建支出+农林水费	基建支出
对数人均生产性支出	-1.893*** (-3.697)	-1.021*** (-3.624)	-0.729*** (-3.456)	-1.640*** (-2.630)	-1.040*** (-3.361)	-0.747*** (-2.893)

注:*表示10%显著性水平,**表示5%显著性水平,***表示1%显著性水平;所有回归均采用固定效应模型,且控制变量与表3模型(6)相同,其中资本产出比、企业在行业中的规模、国有资产占比、集体资本占比和外资占比均计算出县级层面的均值作为控制变量。

(三)中国工业企业要素替代弹性的估计

前文的经验分析表明:随着政府生产性支出不断增加,工业企业的劳动收入份额持续下降。然而,我们无法区分造成此现象背后的具体原因,满足条件3或者条件6,政府生产性支出和劳动收入份额都呈现负相关,然而作用的机制却完全不同。条件3意味着,当企业的劳动和资本之间呈现较强的替代性,并且政府生产性支出更有利于提高资本边际产出时,增加政府生产性支出会导致企业更倾向于增加资本的雇佣量,导致劳动收入份额下降。然而,条件6意味着,当劳动和资本要素之间表现较强的互补性,并且政府生产性支出偏向于劳动要素时,增加政府生产性支出,将导致企业增加劳动力的雇佣量,同时也带来资本雇佣量的上升,在给定要素市场完全竞争的前提条件下,最终劳动收入份额将下降。要验证中国的现实到底是符合条件3还是条件6,需要验证下面两个关键的命题:(1)中国工业企业劳动-资本要素替代弹性大于1;(2)中国地方政府生产性支出更有利于提高资本边际产出。为此,我们根据理论模型的(4b)式可以得到:

$$S_L = \frac{1}{\frac{\alpha}{1-\alpha} P^{\frac{\sigma-1}{\sigma}(\gamma_1-\gamma_2)} (K/L)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + 1} \quad (9)$$

进一步整理,得到:

$$\frac{1}{S_L} - 1 = \frac{\alpha}{1-\alpha} P^{\frac{\sigma-1}{\sigma}(\gamma_1-\gamma_2)} (K/L)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \quad (10)$$

两边取对数:

$$\ln\left(\frac{1}{S_L} - 1\right) = \ln \frac{\alpha}{1-\alpha} + \frac{\sigma-1}{\sigma} \ln \frac{K}{L} + \frac{\sigma-1}{\sigma} (\gamma_1 - \gamma_2) \ln P \quad (11)$$

根据(11)式,构建如下回归方程:

$$\ln\left(\frac{1}{S_{Lijt}} - 1\right) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(K/L)_{ijt} + \beta_2 \cdot \ln P_{jt} + X_{it} \cdot \delta + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

其中 X_{it} 为控制变量,包括企业面临的平均税率、企业的股权结构^①、企业在行业中的规模、对数农业人口、地方财政收入占 GDP 比重、对数农业人口以及国有资本、集体资本和外资占企业总资本的比重。同样的, u_i 代表企业固定效应, v_t 代表时间效应, ε_{it} 为随机误差项。 $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \delta$ 为待估参数。

回归结果见表 7。在所有回归中, $\beta_1 = \frac{\sigma - 1}{\sigma}$ 都是正显著,且介于 0 和 1 之间,这表明要素替代弹性 σ 严格大于 1,中国工业企业的资本和劳动要素之间表现出较强的替代性。在所有回归中, $\beta_2 = \frac{\sigma - 1}{\sigma}(\gamma_1 - \gamma_2)$ 均显著大于 0,这表明 $\gamma_1 > \gamma_2$,政府的生产性支出更有利于提高资本边际产出。表 7 的回归结果表明,理论命题中的条件 3 才是导致中国政府生产性支出与企业劳动收入份额负相关的关键所在^②。

表 7 工业企业要素替代弹性估计

生产性支出定义	工资占企业增加值扣除应缴增值税的比例			职工福利占企业增加值扣除应缴增值税的比例		
	基建支出 + 农林水费 + 支援农村生产性支出	基建支出 + 农林水费	基建支出	基建支出 + 农林水费 + 支援农村生产性支出	基建支出 + 农林水费	基建支出
对数人均资本	0.164*** (25.678)	0.164*** (25.648)	0.173*** (24.551)	0.167*** (23.632)	0.166*** (42.370)	0.178*** (40.104)
对数人均生产性支出	0.055** (3.228)	0.029** (2.959)	0.016* (2.434)	0.068*** (3.623)	0.029*** (7.413)	0.017*** (5.801)

注: * 表示 10% 显著性水平, ** 表示 5% 显著性水平, *** 表示 1% 显著性水平; 标准误的计算考虑了县级层面聚类; 所有回归均采用双向固定效应模型,并控制了企业面临的平均税率、企业在行业中的规模、对数农业人口、地方财政收入占 GDP 比重、对数农业人口以及国有资本、集体资本和外资占企业总资本的比重。

(四)对中间传导机制的进一步验证

本文的理论分析表明,当资本-劳动要素替代弹性大于 1,且政府的生产性支出更有利于提高资本边际产出时,随着政府生产性支出的提高,企业更倾向于增加资本雇佣量,最终导致企业劳动收入份额下降。逻辑中最重要的一个环节是政府生产性支出的增加将导致企业雇佣相对更多的资本。为了进一步验证上述判断是否成立,本文构建如下回归方程:

$$\ln(iper_{ijt}) = \theta \cdot \ln P_{jt-1} + T \cdot \delta + X_{it} \cdot \beta + u_i + v_j + \varepsilon_{ijt} \quad (13)$$

其中 $\ln(iper_{ijt})$ 为 j 县的 i 企业 t 年的对数人均投资量, $\ln P_{jt-1}$ 表示 j 县 $t-1$ 时期的对数人均政府生产性支出。 T 为时间虚拟变量, X_{it} 为其他控制变量, u_i 为企业的个体异质性, v_j 为地区的异质性, ε_{ijt} 是随机误差项。 θ 是我们关注的参数,如果 θ 显著为正,说明随着政府生产性支出的增加,企业新增资本的雇佣量超过了新增劳动的雇佣量。表 8 A 的回归结果表明,随着滞后期对数人均生产性

① 企业的股权结构是指国有资本、集体资本和外资占企业总资本的比重。

② 我们还分别对东、中、西三个地区分别进行了回归,以测定不同地区的资本-劳动要素替代弹性是否存在较大的差异。回归结果显示,东、中、西三个地区的资本-劳动要素替代弹性均严格大于 1,从回归参数值来看,东部地区最高,其次是中部地区,最小的是西部地区。由于篇幅原因,回归结果没有在这里给出,如有需要请和作者联系。

支出的增加,企业人均投资水平显著增加;B进一步使用同时期人均生产性支出与企业对数人均投资量进行回归,同样发现,随着政府生产性支出的增加,企业人均投资显著增加。这符合本文的理论逻辑。

表8 政府生产性支出对企业投资的影响

	基建支出+农林水汽事业 费+支援农村生产性支出	基建支出+ 农林水汽事业费	基建支出
	A		
滞后期对数人均生产性支出	0.074* (1.901)	0.031* (1.657)	0.024** (2.376)
地方财政收入占GDP比重	-1.216*** (-2.713)	-1.229*** (-2.763)	-1.337*** (-2.655)
企业在行业中的规模	0.045*** (4.921)	0.0451*** (4.909)	0.045*** (4.381)
对数地区农业人口数	-0.082 (-0.717)	-0.084 (-0.731)	-0.019 (-0.151)
国有资本占总资本比例	-0.273*** (-3.968)	-0.273*** (-3.973)	-0.288*** (-3.350)
集体资本占总资本比例	-0.143*** (-3.266)	-0.146*** (-3.345)	-0.128** (-2.572)
外资占总资本比例	-0.030 (-0.443)	-0.029 (-0.425)	-0.034 (-0.437)
滞后期资本产出比	-0.491*** (-5.852)	-0.490*** (-5.848)	-0.486*** (-4.832)
常数项	5.745*** (11.841)	5.927*** (12.624)	5.753*** (11.367)
时间虚拟变量	yes	yes	yes
模型形式	FE	FE	FE
样本量	182251	182060	151734
	B		
对数人均生产性支出	0.057* (1.653)	0.026* (1.847)	0.014* (1.682)
时间虚拟变量	是	是	是
模型形式	固定效应	固定效应	固定效应
样本量	220880	220667	196616

注:*表示10%显著性水平,**表示5%显著性水平,***表示1%显著性水平;标准误的计算考虑了县级层面聚类;B控制的变量和A相同,为节省篇幅,其余参数未报告。

(五)评估政府生产性支出对企业劳动收入占比下降的解释力

虽然我们验证了政府生产性支出与企业劳动收入份额显著负相关,但是我们并不清楚政府生产性支出这一因素对劳动收入份额下降的解释能力有多强。为此,我们根据理论模型进行简单的

数值计算。

1. 给定人均资本存量条件下的计算结果

首先,我们对所有的变量进行价格平滑,使不同时点和不同地区的价格可比^①;其次,我们利用全样本计算出企业人均资本存量的均值为 51.394 元,应发工资总额占企业增加值扣除应缴纳增值税的比例为 32.963%,职工福利占企业增加值扣除应缴增值税比例的均值为 36.136%,政府人均基本建设支出、农林水气事业费和农业生产性支出之和的均值为 78.910,政府人均基本建设支出加农林水气事业费均值为 51.565,政府人均基本建设支出均值为 28.866;最后,利用表 7 估计的 β_1 和 β_2 ,将上述数值带入(6)式,求得 $\frac{\alpha}{1-\alpha}$ 。因为参与回归的数据涵盖 2001-2006 年,所以在我们关注上述时间段内,政府生产性支出增加所导致的劳动收入份额的变化量对总体劳动收入份额变化量的贡献水平。我们测算出中国工业企业应付工资占企业增加值扣除增值税的比例从 2001 至 2006 年下降了 3.024 个百分点;企业职工福利占企业增加值扣除增值税的比例从 2001 至 2006 年共下降了 2.91 个百分点。政府生产性支出均有所上升^②。在给定参数 α 、 γ_1 、 γ_2 、 σ 和人均资本存量的基础上,表 9 给出了 2001-2006 年间,由于政府生产性支出的增加导致劳动收入份额的下降对总体劳动收入份额变化的贡献率。表 9 第(7)列显示,当政府生产性支出包括政府人均基本建设支出、农林水气事业费和农业生产性支出,并且以职工福利占企业增加值扣除应缴增值税的比例测量劳动收入份额时,增加政府生产性支出所带来的劳动收入份额下降的幅度占总体劳动收入份额的变化幅度最高,达到 53.482%。当政府生产性支出包括政府人均基本建设支出和农林水气事业费,并且以应付工资总额占企业增加值扣除增值税的比例度量劳动收入份额时,政府生产性支出的扩张所带来的劳动收入占比下降的幅度占劳动收入占比总体变化幅度的比例最低,为 14.681%,其余的测算值介于两者之间。

表 9 政府生产性支出对劳动收入份额变化的解释力

β_1	β_2	$\frac{\alpha}{1-\alpha}$	利用 2001 年数据测算的劳动收入占比	利用 2006 年数据测算的劳动收入占比	2006 年和 2001 年劳动收入份额之差	政府生产性支出变动对总体劳动收入占比的贡献率
0.164	0.055	0.839	0.337	0.325	0.012	0.399
0.164	0.029	0.951	0.332	0.328	0.004	0.147
0.173	0.016	0.976	0.332	0.327	0.005	0.154
0.167	0.068	0.681	0.371	0.355	0.016	0.535
0.166	0.029	0.818	0.364	0.359	0.005	0.161
0.178	0.017	0.829	0.364	0.359	0.005	0.176

2. 给定工资和资本边际回报率条件下的测算结果

将(6)式变形可得:

① 我们使用的 1998-2005 年的价格平滑指数来自于 Brandt and Holz(2006),2005 年之后的价格平滑指标我们根据该文献所提供的方法进行了补充。

② 政府人均基本建设支出、农林水气事业费和农业生产性支出之和从 2001 年的 44.133 元上升至 2006 年的 119.304 元;政府人均基本建设支出加农林水气事业费均值从 2001 年的 34.275 元上升至 2006 年的 68.437 元;政府人均基本建设支出均值从 2001 年的 14.829 元上升至 2006 年的 56.655 元。

$$\left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)^{\sigma} \left(\frac{r}{w}\right)^{-(\sigma-1)} = \left(\frac{1}{S_L} - 1\right) P^{-(\sigma-1)(\gamma_1-\gamma_2)} \quad (14)$$

利用表7的估计结果,计算出 σ 和 $(\gamma_1 - \gamma_2)$ 。将全样本的劳动收入占比 S_L 和对应的政府生产性支出 P 带入(14)式,计算出 $\left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)^{\sigma} \left(\frac{r}{w}\right)^{-(\sigma-1)}$ 。在给定 $\left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)^{\sigma} \left(\frac{r}{w}\right)^{-(\sigma-1)}$ 时,将劳动收入占比和政府生产性支出数据重新带入(14)式,计算出2001年至2006年,由于政府生产性支出的增加所导致的劳动收入份额变化占总体劳动收入份额变化的比重。表10第(7)列是政府生产性支出变动对总体劳动收入占比的贡献率,第1行到第3行对应的劳动收入占比是应付工资占企业增加值扣除应缴增值税,第4行到第6行所对应的劳动收入占比是职工总福利占企业增加值扣除应缴增值税。通过对比表10第(7)列和表9第(7)列,我们可以发现内生人均资本存量之后,政府生产性支出变动对劳动收入占比的贡献率更高。当政府生产性支出包括政府人均基本建设支出、农林水气事业费和农业生产性支出,并且以职工福利占企业增加值扣除增值税的比例测量劳动收入份额时,政府生产性支出的扩张所带来的劳动收入占比下降的幅度占劳动收入占比总体变化幅度的比例达到64.212%。当政府生产性支出包括政府人均基本建设支出和农林水气事业费,且用应付工资总额占企业增加值扣除增值税的比例度量劳动收入份额时,政府生产性支出的扩张所带来的劳动收入占比下降的幅度占劳动收入占比总体变化幅度的比例最低,为17.563%,其余的测算值介于两者之间。对比表9和表10的测算结果,在给定工资和资本边际回报的条件下,政府生产性支出对劳动收入份额的影响更大。

表10 政府生产性支出对劳动收入份额变化的解释力

σ	$\gamma_1 - \gamma_2$	$\frac{\left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)^{\sigma}}{\left(\frac{r}{w}\right)^{(\sigma-1)}}$	利用2001年数据测算的劳动收入份额	利用2006年数据测算的劳动收入份额	2006年和2001年劳动收入份额之差	政府生产性支出变动对总劳动收入占比的贡献率
1.196	0.334	1.528	0.338	0.324	0.014	0.478
1.196	0.177	1.774	0.333	0.327	0.005	0.176
1.209	0.091	1.908	0.332	0.327	0.006	0.186
1.200	0.405	1.239	0.372	0.354	0.019	0.642
1.199	0.177	1.538	0.365	0.359	0.006	0.193
1.217	0.093	1.651	0.365	0.358	0.006	0.215

上述分析表明,政府生产性支出的扩张对劳动收入占比的下降起到了重要的作用。

六、结论及启示

自20世纪90年代中期以来,中国劳动收入份额持续下降的现象引起了学者们的广泛关注。以往研究或从城乡二元经济的角度出发,或从企业的所有制、垄断性等角度出发对劳动收入份额持续下降的现象进行解释,并使用省级层面的数据进行经验验证。本文尝试从地方政府生产性支出的角度出发,解释上述现象,并利用中国工业企业数据和县级财政、经济和社会统计数据对理论命题进行经验验证。

理论模型假设企业生产函数的资本-劳动要素替代弹性为常数。当要素替代弹性大于1时,

资本和劳动力两种要素之间具有较强的替代性,如果地方政府的生产性支出更有利于提高资本的边际产出,随着地方政府生产性支出的增加,企业将倾向于雇佣相对更多的资本,当资本和劳动力市场是完全竞争时,资本和劳动力的边际回报都由市场给定,企业新增的资本存量相对于劳动力雇佣量更多,最终导致地方政府生产性支出与企业劳动收入份额负相关。为了验证上述理论判断是否符合中国现实,我们合并了2001-2006年中国县级财政统计资料汇编、县级经济社会统计数据、2001-2003年、2005-2006年“全部国有和规模以上工业企业数据库”和2004年工业企业普查数据,并对理论命题进行了经验验证。计量结果显示:中国地方政府生产性支出与企业劳动收入份额之间显著负相关;中国工业企业的资本-劳动要素替代弹性显著大于1;地方政府的生产性支出更有利于提高资本的边际产出。

在中国自上而下的治理模式下,地方官员“为增长而竞争”。为了提高本地区的经济增长水平,地方官员通过扩大政府生产性支出提高资本的边际回报率,以达到招商引资的目的。这是过去30多年来,中国经济增长的宝贵经验。然而,习近平总书记于2014年提出“新常态”的概念,标志着中国经济已经进入一个与过去三十多年高速增长期不同的新阶段。近两年,中国的经济增速放缓。试图通过大规模投资和扩大贸易出口拉动经济增长变得越来越困难。居民消费将在未来成为推动经济增长的核心动力。实现劳动收入持续、稳定增长不仅能够提高居民消费水平,而且有利于缩小收入差距,改善低收入人群的生活水平。本文发现政府生产性支出的增加导致劳动收入份额持续下降。长期来看,这不利于劳动收入水平的持续提高,有碍于中国未来的经济增长。要在当前“新常态”的背景下转变中国的经济增长方式,势必需要深入推进制度变革,改善官僚治理模式,调整考核地方官员政绩的标准,转变中国过去主要依靠投资和国际贸易拉动经济增长的模式,逐步提高劳动收入,让人民分享“改革红利”,使消费在未来成为中国经济增长的新亮点。

参考文献

- 白重恩、钱震杰、武康平(2008):《中国工业部门要素分配份额决定研究》,《经济研究》,第8期。
- 白重恩、钱震杰(2009):《谁在挤占居民的收入——中国国民收入分配格局分析》,《中国社会科学》,第5期。
- 陈宇峰、贵斌威、陈启清(2013):《技术偏向与中国劳动收入份额的再考察》,《经济研究》,第6期。
- 方文全(2011):《中国劳动收入份额决定因素的实证研究:结构调整抑或财政效应》,《金融研究》,第2期。
- 龚刚、杨光(2010):《从功能性收入看中国收入分配的不平等》,《中国社会科学》,第2期。
- 罗长远、张军(2009):《经济发展中的劳动收入份额:基于中国产业数据的实证研究》,《中国社会科学》,第4期。
- 罗长远(2008):《卡尔多“特征事实”再思考:对劳动收入占比的分析》,《世界经济》,第11期。
- 李稻葵、刘森林(2009):《王红领:GDP中劳动份额演变的U型规律》,《经济研究》,第1期。
- 聂辉华、贾瑞雪(2011):《中国制造业企业生产率与资源误置》,《世界经济》,第7期。
- 唐东波(2011):《全球化与劳动收入份额:基于劳资议价能力的分析》,《管理世界》,第8期。
- 余森杰、梁中华(2014):《贸易自由化与中国劳动收入份额——基于制造业贸易企业数据的实证分析》,《管理世界》,第7期。
- 尹恒、朱虹(2012):《县级财政生产性支出偏向研究》,《中国社会科学》,第1期。
- 周明海、肖文、姚先国(2010):《企业异质性、所有制结构与劳动收入份额》,《管理世界》,第10期。
- Acemoglu, D. (2002): “Directed Technical Change”, *Review of Economic Studies*, 69, 781-809.
- Askenazy, P. (2005): “Trade, Services, and Wage Inequality”, *Oxford Economic Papers*, 57, 674-692.
- Angrist, J. and J. Pische (2009): *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, New Jersey: Princeton University Press, 294-307.
- Blanchard, O. (1997): “The Medium Run”, *Brooking Papers on Economic Activity*, 28, 89-158.
- Brandt, L. and C. Holz (2006): “Spatial Price Differences in China: Estimates and Implications”, *Economic Development and Cultural Change*, 55, 43-86.
- Bentolina, S. and G. Saint-Paul (2003): “Explaining Movements in the Labor Share”, *B. E. Journal of Macroeconomics*, 1, 1-33.
- Devarajan, S., V. Swaroop and H. Zou (1996): “The Composition of Public Expenditure and Economic Growth”, *Journal of Monetary Economics*, 37, 313-344.

Kaldor, N. (1961): "Capital Accumulation and Economic Growth", in Lutz, F. A., Hague, D. C. (eds.) *The Theory of Capital*, New York St. Marin Press, 84-115.

Kongsamut, S., S. Reble and D. Xie (2001): "Beyond Balanced Growth", *Review of Economic Studies*, 68, 869-882.

Solow, R. (1958): "A Skeptical Note on the Constancy of Relative Shares", *American Economic Review*, 48, 618-631.

(责任编辑:程 炼)

附录

表 A-1 全样本的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
对数人均 生产性支出	-2.494*** (-10.612)	-2.218*** (-9.351)	-1.798*** (-5.248)	-1.808*** (-5.266)	-2.299*** (-4.533)	-2.255*** (-4.481)
地方财政 收入占 GDP 比重	4.975 (1.508)	3.772 (1.152)	3.780 (1.110)	3.819 (1.108)	4.904 (0.941)	2.826 (0.532)
资本产出比		3.834** *(8.169)	3.828*** (8.148)	3.685*** (8.082)	3.853*** (7.964)	3.161*** (7.563)
企业在行业 中的规模				-1.922*** (-14.716)	-1.874*** (-12.801)	-1.951*** (-12.642)
对数农业人口					-1.815 (-1.329)	-1.536 (-1.144)
国有资本占 总资本比例						10.510*** (27.253)
集体资本占 总资本比例						0.829** (2.567)
外资占 总资本比例						2.410*** (5.110)
常数项	43.912*** (40.115)	41.922*** (37.419)	40.654*** (30.466)	42.701*** (32.542)	50.945*** (8.013)	48.401*** (7.701)
计量模型类型	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应
时间虚拟变量	是	是	是	是	是	是
样本量	569425	562800	562800	562800	458376	458376

注:1、*表示 10% 显著性水平,**表示 5% 显著性水平,***表示 1% 显著性水平;2、标准误的计算考虑了县级层面聚类。

Science and Education Expenditure, Spatial Spillover and Urban Economic Growth

SHEN Li^[a] NI Pengfei^[b] WANG Yufei^[c] LIU Xiaonan^[d]

(Graduate School of Chinese Academy of Social Sciences, Beijing, 102488, China^[a,d];

National Academy of Economic Strategy, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing, 100028, China^[b];

School of Economics and Management, Beijing University of Posts and Telecommunications, Beijing, 100876, China^[c])

Abstract: The article investigates the spatial spillover effects of science and education expenditure on urban economic growth and the role of modern traffic network system in the effect based on the panel data of 284 cities in China from 2003 to 2013. It finds that the fiscal expenditure on science and education not only promotes local economic growth but also has spatial spillover effects. The spatial spillover effects of science and education expenditure have different forms in different periods. During the period from 2003 to 2008, the increase of fiscal expenditure on science and education in one region had a positive effect on the economic growth of neighbor regions. But during the period from 2009 to 2013, the spillover effect turned negative. The spatial spillover effects of science and education expenditure decrease with the increase of space-time distance. However, with the development of modern transportation system, especially the high-speed rail network, the range of space spillover effect of science and education expenditure have expanded. The article also puts forward some policy suggestions on promoting the high-quality development of urban economy.

Key Words: Science and Education Expenditure; Space Spillover; Economic Growth

JEL Classification: O40; R11; R40

Local Governments' Productive Expenditure and Labor's Share of Corporate Income

XU Yanchao LIU Huiling LI Shigang

(Development Research Institute, Yunnan University, Kunming, 650000, China; School of Economics,

Yunnan University, Kunming, 650000, China; School of International Finance, Sun Yat-sen University, Guangzhou, 510000, China)

Abstract: This article analyzes the influence mechanism of local governments' productive expenditure on labor's share in corporate income. When governments' expenditure tends to improve the marginal product of capital in firms and the elasticity of substitution between capital and labor in production function is bigger than one, the increase of local governments' productive expenditure will induce firms' substitution of labor with capital, which in turn leads to the decline of labor's share in corporate income. The empirical analysis supports the logic and shows that the increase of government's productive expenditure can explain 14.7 - 64.2% of the decline of labor's share in corporate income.

Key Words: Labor's Share of Income; Governments' Productive Expenditure; Elasticity of Substitution

JEL Classification: D33; H76; J31