

# 三大区域政策提高了劳动报酬比重吗？<sup>\*</sup>

——基于中国工业企业数据的实证研究

董香书 肖翔

**内容提要:**本文利用1998—2007年中国工业企业数据,对21世纪初“西部大开发”“振兴东北老工业基地”“中部崛起”三大区域战略对劳动报酬比重的影响进行实证分析。结果表明,仅“西部大开发”战略对劳动报酬比重呈现出正影响,而“振兴东北”“中部崛起”战略对劳动报酬比重呈现出显著的负影响。从影响机制来看,三大区域政策促进了企业的资本深化、劳动生产率提高与企业的民营化,这些因素均显著降低了劳动报酬比重。本文还发现“中部崛起”战略促进了企业的市场垄断与利润的提高,两者都对劳动报酬比重产生不利影响。本文还从分行业的角度分析了区域政策对劳动报酬比重的影响。最后对未来如何实现区域“协调”发展与“共享”发展并重进行了战略思考。

**关键词:**区域政策 劳动报酬比重 工业企业

## 一、引言

改革开放以来,为实现经济赶超,中国政府实行了“让一部分人先富起来、让一部分地区先发展起来”的非均衡发展战略(武力、肖翔,2012)。该战略在推动中国经济30多年高速增长的同时,也带来了区域之间经济差距拉大等问题。劳动报酬是我国居民收入的重要组成部分(李扬、殷剑峰,2007),劳动报酬比重下降是收入差距拉大的主要原因(Daudey & Garcia-Penalosa,2007;李稻葵等,2009;庄巨忠,2010)。党的十八届五中全会提出了包括“协调”“共享”在内的五大发展理念,如何实现区域“协调”发展与“共享”发展成为2020年全面建成小康社会亟须解决的重要问题。

21世纪初,为了落实“两个大局”中“先富带动后富”的部署,中央政府先后实施了“西部大开发”、“振兴东北老工业基地”(以下简称“振兴东北”战略)与“中部崛起”战略,希望能够通过三大区域政策,缩

小地区间的经济差距。但区域政策是否有助于实现“共享”发展仍有待研究。

从当前的经济理论与实践来看,区域政策的重要目标之一是改善欠发达地区的经济状况(Neu-mark & Simpson,2015)。许多区域政策基于对社会公平的考虑,积极推动欠发达地区跨越“贫困性陷阱”,实现低就业、低产值均衡向高就业、高产值均衡的跳跃(Moretti,2010)。政府通过对落后地区减税、放松管制、加强基础设施投资等措施,吸引大量企业进入。这些措施有助于企业之间的技术溢出,缩小交易成本,形成聚集效益(Bartik,2003;Matouschek & Robert-Nicoud,2005)。区域政策还有助于吸引高技能的工人流入,改善落后地区的人力资本与专业化水平,提高劳动生产率(Moretti,2012)。这些虽然都能带来劳动者收入的提高,但是区域政策的冲击对劳动报酬比重产生什么样的影响,还有待进一步研究。

劳动报酬份额是国内外学者长期关注的领域。

<sup>\*</sup> 董香书,首都经济贸易大学经济学院,邮政编码:100070,电子邮箱:xiangshu118@sina.com;肖翔,中央财经大学马克思主义学院,邮政编码:100081,电子邮箱:ganyu8888@126.com。本文是国家社会科学基金青年项目“中国工业化中的大国因素研究”(13CJL009)、北京市中国特色社会主义理论体系研究中心一般项目阶段性成果(ZT2016002),还受到中央高校基本科研业务费专项资金、中央财经大学青年科研创新团队项目的资助。感谢匿名审稿专家的修改意见,文责自负。

许多学者认为技术进步偏向性(Acemoglu, 2002; Bentolina & Saint-Paul, 2003; Growiec, 2012; 白重恩等, 2008)、产业结构演变(Morel, 2005; Young, 2010; 石涛、张磊, 2012)、市场制度(Blanchard, 1997; Rodriguez & Jayadev, 2010)以及全球化因素(Harrison, 2002; Guscina, 2006; 张少军, 2015)对劳动报酬比重有着重要的影响。还有一些学者对劳动报酬比重与中国宏观经济的关系进行了讨论。王宋涛等(2012)讨论了收入差距的“倒U”与劳动报酬比重“倒U”之间的关系。黄乾、魏下海(2010)认为劳动报酬比重下降使总需求与消费受到影响。孙文杰(2012)认为劳动报酬低增长尤其对低技能劳动者不利,增加了经济陷入“中等收入陷阱”的潜在风险。在劳动报酬比重的核算上,国内学者运用宏观数据来核算劳动报酬份额的比重,但是因核算方式不同对最终结果产生较大的影响(张车伟、张士斌, 2010; 罗楚亮、倪青山, 2015)。为克服宏观核算方法的局限性,一些学者运用工业企业数据库进行研究。张杰等(2012)利用工业企业微观数据,对劳动报酬比重下降的原因进行了分析,认为资本报酬提升的挤压、资本偏向性的技术进步、资本密集度提高是我国制造业企业劳动报酬比重下降的重要原因。他们还认为制造业职工劳动报酬比重偏低是我国宏观层面劳动报酬占GDP比重持续下降的重要原因之一。罗楚亮、倪青山(2015)也运用企业微观层面的数据将劳动收入比重的决定因素归结为资本深化、替代弹性、市场垄断程度以及国有企业比重四个方面。

已有研究为本文提供了良好的基础,但这些文献尚未关注区域政策冲击对劳动报酬比重的影响。21世纪初政府基于公平考虑推进的三大区域发展战略是否提高了劳动报酬比重,实现落后地区居民的“共享”发展有待学界进一步探讨。本文尝试讨论区域政策与劳动报酬的关系,一方面分析了三大区域政策对劳动报酬比重的影响,并从分行业的角度,得出了更为细致的结论;另一方面试图对三大区域政策影响劳动报酬比重的机制进行研究,为未来如何实现区域协调发展与共同富裕提供了较为坚实的实证基础。

## 二、研究设计与数据说明

### (一)计量模型

本文利用1999—2007年中国工业企业数据库,采用双重差分方法(DID)进行估计。双重差分法是常用的区域政策评估工具(Baum-Snow & Ferrei-

ra, 2014),但这种研究方法有较强的“平行路径”(parallel paths)趋势假定(Mora & Reggio, 2012)。本文运用DqD方法,放松了该假定,验证了结论的稳健性。

1. 基准模型:双重差分法(DID)。利用面板数据,采用计量模型(1)估计三大区域政策<sup>①</sup>对劳动报酬的影响,同时也作为本文的基准模型:

$$Y_{ijkt} = \beta_0 + \beta_1 north_{ijt} \cdot D\_north_{ijt} + \beta_2 D\_north_{ijt} + \beta_3 west_{ijt} \cdot D\_west_{ijt} + \beta_4 D\_west_{ijt} + \beta_5 middle_{ijt} \cdot D\_middle_{ijt} + \beta_6 D\_middle_{ijt} + \lambda Z_{ijkt} + \epsilon_i + \mu_j + \theta_t + \pi_k + \xi_{ijt} \quad (1)$$

其中,下标*i*表示企业,*t*表示年份,*j*表示行业,*k*表示省份。 $Y_{ijt}$ 表示*t*年行业*j*中企业*i*的劳动报酬比重。*north*表示“振兴东北”的区域政策的虚拟变量,即如果企业受到“振兴东北”的区域政策影响,则为1,否则为0。*D\_north*表示“振兴东北”政策的实施时间的虚拟变量。其他区域振兴政策变量的表示与此类似:*west*表示“西部大开发”的政策虚拟变量,*D\_west*表示“西部大开发”政策实施时间的虚拟变量,*middle*表示“中部崛起”战略政策的虚拟变量,*D\_middle*表示“中部崛起”政策的实施时间的虚拟变量<sup>②</sup>。*Z*为控制变量。 $\epsilon_i$ 为企业*i*的固定效应, $\mu_j$ 为行业*j*的固定效应, $\theta_t$ 为年份*t*的固定效应, $\pi_k$ 为省份*k*的固定效应, $\xi_{ijt}$ 为误差扰动项。

在基准模型(1)设定下,“振兴东北”、“西部大开发”和“中部崛起”政策对企业劳动报酬的影响效果分别为 $\beta_1$ 、 $\beta_3$ 和 $\beta_5$ 。

2. 模型进一步扩展:DqD模型。运用双重差分法(DID)的框架具有较强的“平行路径趋势”假设,即在没有政策冲击下,实验组(受政策冲击的对象)和控制组(未受政策冲击的对象)具有平行的相同的增长趋势(Mora & Reggio, 2012)。Mora & Reggio (2012)提出更为宽松的“平行增长路径”(parallel growth)假设,即如果没有政策影响,则实验组和控制组的增长率具有相同的趋势:

$$Y_{it} = \delta + \delta^D D_i + \sum_{\tau=t-t^*}^t (\delta_\tau + \delta_\tau^D D_i) \cdot I_\tau + \sum_{\tau=1}^t \beta_\tau X_{i\tau} \cdot I_\tau + \epsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $Y_{it}$ 是要评价的结果,这里指的是企业在*t*时期的劳动报酬比重; $I_\tau$ 是时期 $\tau$ 的时间虚拟变量; $t^*$ 是政策实施时间, $D_i$ 表示企业*i*是否处于政策实施区域的虚拟变量; $X_{i\tau}$ 表示影响企业劳动报酬的系列控制变量, $\epsilon_{it}$ 是随机误差项。

令  $\Delta$  表示一阶差分算子,则在双重差分 DID 的“平行趋势假设下”可表示为:

$$E[\Delta Y_0(t) | X, D=1] = E[\Delta Y_0(t) | X, D=0]$$

即处理组如果没有受政策冲击,则其变动量与控制组相同。实验中在政策冲击后的第  $S$  期的平均处理效应为:  $ATT(s)^{DID} = \Delta s \Delta \delta_s^D$ 。在 DqD 的“平行  $q$  期趋势假设”<sup>③</sup>下可表示为:  $E[\Delta^q Y_0(t) | X, D=1] = E[\Delta^q Y_0(t) | X, D=0]$ , 此时政策冲击的效果为  $ATT(s)^{DqD} = \Delta s \Delta^q \delta_s^D$ 。Mora & Reggio(2012)证明,只有对任意  $n < q$ , 均满足  $\delta_n^D = 0$  时,才有  $ATT(s)^{DID} = ATT(s)^{DqD}$ <sup>④</sup>。

## (二) 数据说明及变量选择

1. 数据说明。本文数据来自《中国工业企业数据库》<sup>⑤</sup>。结合聂辉华等(2012)的做法,本文对数据进行了处理:为了消除异常值的影响,对数据库中直接选取的变量(产值、利润总额、职工人数、税收、负债、固定资产净值、中间投入等)均按照双边各舍 1% 的方式进行了截断处理;为了便于得到各年可比的实际数据,本文使用的相关变量均利用各种物价指数进行了平减;本文对相关变量进行了取对数处理;考虑到有些企业可能存在区域间迁移,本文在数据处理时将后续年限内企业注册地与初始注册地不在同一区域的企业样本做了删除处理<sup>⑥</sup>。

2. 变量的选取及定义。本文关注的解释变量为劳动报酬比重,微观层次上采用罗楚亮、倪青山(2015)、白重恩等(2008)的做法,度量指标为:

$$Reward = \ln((\text{劳动、待业保险费} + \text{本年应付工资总额} + \text{本年应付福利总额}) / (\text{劳动、待业保险费} + \text{本年应付工资总额} + \text{本年应付福利总额} + \text{应缴所得税} + \text{应缴增值税} + \text{产品销售税及附加} + \text{本年折旧} + \text{补贴收入} + \text{利润总额}))$$

本文关键解释变量是三大区域政策,如计量模型部分所述为政府实施的区域政策虚拟变量与实施

时间虚拟变量的交叉项。其他影响劳动报酬的控制变量主要包括:

资本深化( $cap\_lab$ ),用企业固定资本净值和对应年份的平均职工人数之比并取对数表示。研究表明,资本深化不利于企业劳动报酬比重的提高(罗楚亮、倪青山,2015;张杰等,2012)。国有化水平( $state\_level$ ),国有化水平用国有企业资本占实收资本比例的对数表示。企业的所有权性质对劳动报酬比重有显著影响,国有企业的劳动报酬比重显著高于其他企业(张杰等,2012;Growiec,2012)。垄断( $lmakeup$ ),用企业价格加成式的垄断表示(罗楚亮、倪青山,2015)。市场的竞争程度通常会影响企业的劳动报酬比重(Kyyrä & Maliranta,2008)。劳动生产率( $lvau\_lab$ ),用人均产值的对数表示。企业盈利水平( $lrev$ ),用企业当年利润总额的对数表示<sup>⑦</sup>。研究表明,企业经营状况对劳动报酬比重有影响(Kalleberg et al,1984)。

## 三、实证结果

### (一) 基准模型估计

我们首先估计基准模型的回归结果,如表 1 所示。表 1 中第(1)列的估计结果表明,在不考虑控制变量条件下,“振兴东北”“中部崛起”战略显著不利于劳动报酬比重的提高,“西部大开发”战略则提高了劳动报酬比重。进一步加入影响劳动报酬比重的其他因素如资本深化程度、企业国有化比重、垄断势力、劳动生产率以及企业盈利之后,发现“振兴东北”战略对劳动报酬的影响不再显著,“西部大开发”战略仍显著提高了企业的劳动报酬比重,“中部崛起”战略显著降低了劳动报酬比重(见第 2 列)。但我们发现扣除 2004 年数据<sup>⑧</sup>后,即使加入控制变量,“振兴东北”战略对劳动报酬比重的影响仍显著为负。

表 1 区域政策对劳动报酬的影响估计(基准模型)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>Reward</i>	<i>Reward</i>	<i>Reward</i>	<i>Reward</i>	<i>Reward</i>	<i>Reward</i>	<i>Reward</i>
<i>North · D_north</i>	-0.004** (-2.015)	-0.004* (-1.909)	-0.002 (-1.124)	-0.003* (-1.817)	-0.003* (-1.656)		
<i>West · D_west</i>	0.006*** (3.648)	0.006*** (3.723)	0.014*** (10.083)	0.014*** (10.003)		0.014*** (10.187)	
<i>Middle · D_middle</i>	-0.037*** (-34.875)	-0.037*** (-35.317)	-0.006*** (-6.512)	-0.007*** (-7.486)			-0.006*** (-6.604)
<i>cap_lab</i>			-0.023*** (-94.512)	-0.022*** (-84.370)	-0.022*** (-84.398)	-0.023*** (-94.547)	-0.023*** (-94.485)

续表 1

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>Reward</i>	<i>Reward</i>	<i>Reward</i>	<i>Reward</i>	<i>Reward</i>	<i>Reward</i>	<i>Reward</i>
<i>state_level</i>			0.017*** (15.168)	0.018*** (15.534)	0.018*** (15.307)	0.017*** (15.263)	0.016*** (14.868)
<i>lmakeup</i>			-0.096*** (-298.130)	-0.095*** (-266.522)	-0.095*** (-266.572)	-0.096*** (-298.268)	-0.096*** (-298.059)
<i>lvau_lab</i>			-0.093*** (-298.423)	-0.091*** (-265.187)	-0.091*** (-265.763)	-0.093*** (-299.246)	-0.093*** (-298.344)
<i>lrev</i>			-0.089*** (-204.854)	-0.087*** (-184.178)	-0.087*** (-184.414)	-0.089*** (-205.021)	-0.089*** (-204.929)
年份效应	否	是	是	是	是	是	是
行业效应	否	是	是	是	是	是	是
地区效应	否	是	是	是	是	是	是
<i>_cons</i>	0.519*** (1033.605)	0.559*** (11.339)	1.641*** (38.409)	1.631*** (30.059)	1.702*** (31.020)	1.712*** (39.280)	1.646*** (38.392)
<i>r2_o</i>	0.006	0.002	0.314	0.249	0.257	0.300	0.314
<i>r2_w</i>	0.007	0.011	0.285	0.273	0.273	0.285	0.285
N	1254040	1254040	1246670	1094999	1094999	1246669	1246669

注:(1)括号内数字是t统计量;(2)\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%水平上显著。

由于政策实施过程和地方政府执政经验效果的差异,区域政策对劳动报酬比重的影响效果在不同的年份存在差异,表2是区域振兴战略对劳动报酬比重影响的动态估计结果。从表2可知,加入控制变量后,“振兴东北”战略在2004年对劳动报酬比重没有显著影响,第二年显著为负值(第3列)。“西部

大开发”战略在政策实施的前4年,对劳动报酬比重有一致的显著促进作用(第(1)(2)(3)列),加入控制变量后,后续年份也呈现出有利的影响(第(3)列)。“中部崛起”战略在政策实施的第二年(2007年)显著地降低了劳动报酬的比重,且大于第一年(2006年)的影响作用。

表2 区域振兴战略对劳动报酬影响的动态效果估计

	(1)	(2)	(3)
	<i>Reward</i>	<i>Reward</i>	<i>Reward</i>
<i>North • Year2004</i>	-0.006**(-2.569)	0.005**(2.260)	-0.000(-0.085)
<i>North • Year2005</i>	-0.007***(-2.824)	-0.018***(-7.554)	-0.008***(-3.918)
<i>North • Year2006</i>	0.000(0.165)	0.001(0.357)	0.000(0.013)
<i>North • Year2007</i>	-0.009***(-3.939)	-0.012***(-5.356)	0.002(0.976)
<i>West • Year2000</i>	0.008*** (3.518)	0.011*** (5.388)	0.008*** (4.556)
<i>West • Year2001</i>	0.011*** (5.043)	0.016*** (7.450)	0.016*** (8.168)
<i>West • Year2002</i>	0.013*** (5.608)	0.012*** (5.673)	0.016*** (8.559)
<i>West • Year2003</i>	0.015*** (6.544)	0.003(1.546)	0.017*** (9.102)
<i>West • Year2004</i>	-0.006*** (-2.620)	0.003(1.513)	0.013*** (6.824)
<i>West • Year2005</i>	0.004(1.604)	-0.010*** (-4.636)	0.020*** (10.587)
<i>West • Year2006</i>	-0.002(-0.926)	-0.004* (-1.900)	0.020*** (10.775)
<i>West • Year2007</i>	-0.017*** (-7.370)	-0.022*** (-9.976)	0.015*** (7.790)
<i>Middle • Year2006</i>	-0.022*** (-17.788)	-0.020*** (-16.397)	-0.000(-0.026)
<i>Middle • Year2007</i>	-0.056*** (-43.200)	-0.058*** (-45.530)	-0.012*** (-10.306)
<i>_cons</i>	0.561*** (11.375)	0.519*** (1033.309)	1.640*** (38.399)
年份效应	否	是	是

	(1)	(2)	(3)
	<i>Reward</i>	<i>Reward</i>	<i>Reward</i>
行业效应	否	是	是
地区效应	否	是	是
控制变量	否	否	是
r2_o	0.002	0.007	0.313
r2_w	0.012	0.009	0.285
N	1254040	1254039	1246669

注:(1)括号内数字是 t 统计量;(2)\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著;(3)本表没有汇报历年时间虚拟变量、控制变量等估计结果系数;第(3)列估计纳入的控制变量与表 1 的一致。

## (二) 扩展的模型估计:DqD

表 2 的估计结果表明,“西部大开发”战略对劳动报酬比重的影响效果在 2004 年及以后明显有变化(系数或降低或不再显著);而 2004 年恰好是实施“振兴东北”战略的开始年,“振兴东北”战略在 2006

年表现不显著;2006 年恰好是“中部崛起”战略的开始年。事实上,对三大区域政策同时估计很可能违背了对照组不受外界冲击的假定。因此,我们利用 DqD 分时间段分别估计了区域政策对劳动报酬比重的影响效果,结果如表 3 所示。

表 3 区域振兴战略对劳动报酬的影响(DqD 估计)

Panel A: “振兴东北”战略对劳动报酬的影响效果估计							
被解释变量:劳动报酬比重							
	s=1 (2004 年)	s=2 (2005 年)	H0: q=q-1	H0: s=s-1	H0: Common Pre-dynamics		
q=1	0.0021784 (0.0039)	-0.0117772*** (0.0032)		16.51722 [0.0000]			
q=2	0.0032405 (0.0066)	-0.0096529 (0.0098)	-0.0010622 [0.7781]	6.392914 [0.0115]	0.3093 [0.8567]		
q=3	0.0031865 (0.0113)	-0.0098149 (0.0281)	0.000054 [0.9935]	0.5264484 [0.4681]			
样本时间	2001—2005						
样本量	456890						
Panel B: “西部大开发”战略对劳动报酬的影响效果估计							
被解释变量:劳动报酬比重							
	s=1(2000 年)	s=2(2001 年)	s=3(2002 年)	s=4(2003 年)	H0: q=q-1	H0: s=s-1	H0: Common Pre-dynamics
q=1	0.0051925** (0.0026)	0.0069327*** (0.0026)	0.00665** (0.0026)	0.0075757*** (0.0026)		0.9425233 [0.8152]	0.00961 [0.9219]
q=2	0.0054594 (0.0046)	0.0074666 (0.0071)	0.0074509 (0.0097)	0.0086436 (0.0124)	-0.000267 [0.9219]	0.3232611 [0.9556]	
样本时间	1998—2003						
样本量	514484						
Panel C: “中部崛起”战略对劳动报酬的影响估计							
被解释变量:劳动报酬比重							
	s=1(2006 年)	s=2(2007 年)	H0: q=q-1	H0: s=s-1	H0: Common Pre-dynamics		
q=1	0.0074056*** (0.0018)	-0.0071878*** (0.0017)		76.17758 [0.0000]	30.74 [2.9e-08]		
q=2	-0.0030259*** (0.0032)	-0.0280507*** (0.0049)	0.0104315 [0.0000]	98.85436 [0.0000]			
样本时间	2004—2007						
样本量	733365						

注:(1)圆括号内数字是标准误,中括号内数字是对应的 P 值;(2)\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著;(3)本表没有汇报资本深化、垄断、国有化水平、劳动生产率、企业盈利水平等控制变量的估计结果。

表3中Panel A部分平行增长趋势检验(Common Pre-dynamics)的p值为0.8567,不能拒绝原假设,即不能拒绝实验组和对照组在没有政策冲击的条件下具有相同趋势的假设。从而我们转向第1行( $q=1$ )的估计结果,第1行第4列的政策效果的动态检验( $H_0: s = s-1$  假设对应的检验)表明“振兴东北”战略实施后的第1年(2004年)和第2年(2005年)对劳动报酬比重的影响效果存在显著差异(p值为0.0000)。第1行第1列估计结果表明,“振兴东北”战略在实施后的第1年对劳动报酬比重没有显著的影响。第一行第2列的估计结果表明,第2年对劳动报酬的比重呈现显著的不利影响。

表3中Panel B部分平行增长趋势检验和政策效果的动态检验均不能拒绝原假设,表明第1列对应的历年不同的政策影响估计结果是可信的。从第1列对应的估计结果可知,“西部大开发”战略显著地提高了劳动报酬比重,且影响效果呈现出不断增强的趋势。类似地,表3中Panel C部分“中部崛起”战略的评估结果表明,“中部崛起”战略对劳动报酬比重呈现显著的负影响,而且影响力度呈现递增的倾向。

综合DID双重差分法和DqD的实证结果,我们认为,2000年以后为了缩小区域收入差距,在政府推出的三大区域战略政策中,仅“西部大开发”战

略对劳动报酬比重产生了正影响,“中部崛起”与“振兴东北”战略都未能有效提高劳动报酬比重。

### (三)稳健性检验

1. 稳健性检验一:更换时间。为了更一致的估计各区域政策对劳动报酬的影响,我们同时给出了不同时间段上单一区域政策实施的影响估计。表4中第(2)列是仅考察“西部大开发”战略冲击前后时间段内(1998—2003)区域政策对劳动报酬的影响估计,估计结果一致表明“西部大开发”战略显著地提高了劳动报酬比重。表4中第(1)列考察“中部崛起”战略冲击前后时间段内(2005—2007)对劳动报酬比重的影响,结果一致表明“中部崛起”战略显著降低了劳动报酬比重。

2. 稳健性检验二:更换控制组。我们设置与前面不同的控制组进行稳健性检验(表5)。表5中第(1)列考察“西部大开发”和“中部崛起”战略对劳动报酬比重的影响。第(2)列考察“西部大开发”和“振兴东北”战略对劳动报酬比重的影响;第(3)列仅考察“振兴东北”和“中部崛起”战略对劳动报酬比重的影响;第(4)(5)(6)列分别考察“振兴东北”、“中部崛起”和“西部大开发”战略对劳动报酬比重的影响。第(7)列是扣除2004年之后的“振兴东北”战略对劳动报酬比重的影响。

表4 稳健性检验:更换时间

	(1)	(2)	(3)
	<i>Reward</i>	<i>Reward</i>	<i>Reward</i>
<i>cap_lab</i>	-0.018***(-43.071)	-0.017***(-40.605)	-0.021***(-54.375)
<i>state_level</i>	0.005**(1.995)	0.011*** (6.938)	0.012*** (6.855)
<i>lmakeup</i>	-0.108***(-203.514)	-0.081***(-140.563)	-0.098***(-187.358)
<i>lvau_lab</i>	-0.102***(-186.885)	-0.074***(-132.648)	-0.089***(-174.793)
<i>lrev</i>	-0.082***(-114.445)	-0.090***(-113.567)	-0.096***(-132.316)
<i>Pmiddle</i>	-0.007***(-6.357)		
<i>Pwest</i>		0.014*** (9.425)	
<i>Pnorth</i>			-0.001(-0.429)
年份效应	是	是	是
行业效应	是	是	是
地区效应	是	是	是
控制变量	是	是	是
<i>_cons</i>	1.596*** (74.621)	1.670*** (59.087)	1.501*** (22.408)
<i>r2_o</i>	0.527	0.206	0.108
<i>r2_w</i>	0.290	0.187	0.272
N	580516	514483	608599
年份	[2005,2007]	[1998,2003]	[2001,2005]

注:(1)括号内数字是t统计量;(2)\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%水平上显著;(3)第3列估计纳入的控制变量与表1的一致。

表5 稳健性检验:更换控制组

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>Reward</i>	<i>Reward</i>	<i>Reward</i>	<i>Reward</i>	<i>Reward</i>	<i>Reward</i>	<i>Reward</i>
<i>West · D<sub>west</sub></i>	0.014*** (7.453)	0.009*** (3.419)				0.014*** (10.187)	
<i>Middle · D<sub>middle</sub></i>	-0.009*** (-6.214)		-0.013*** (-6.795)		-0.006*** (-6.604)		
<i>North · D<sub>north</sub></i>		-0.002 (-0.749)	-0.002 (-1.082)	-0.002 (-1.099)			-0.003* (-1.656)
<i>cap<sub>lab</sub></i>	-0.022*** (-41.062)	-0.023*** (-34.987)	-0.021*** (-35.392)	-0.023*** (-94.507)	-0.023*** (-94.485)	-0.023*** (-94.547)	-0.022*** (-84.398)
<i>state<sub>level</sub></i>	0.018*** (9.636)	0.021*** (9.568)	0.018*** (7.866)	0.016*** (14.923)	0.016*** (14.868)	0.017*** (15.263)	0.018*** (15.307)
<i>lmakeup</i>	-0.088*** (-131.147)	-0.088*** (-105.206)	-0.091*** (-122.575)	-0.096*** (-298.200)	-0.096*** (-298.059)	-0.096*** (-298.268)	-0.095*** (-266.572)
<i>lvau<sub>lab</sub></i>	-0.082*** (-120.296)	-0.077*** (-90.366)	-0.087*** (-117.456)	-0.093*** (-299.084)	-0.093*** (-298.344)	-0.093*** (-299.246)	-0.091*** (-265.763)
<i>lrev</i>	-0.079*** (-92.391)	-0.071*** (-70.914)	-0.080*** (-80.507)	-0.089*** (-205.095)	-0.089*** (-204.929)	-0.089*** (-205.021)	-0.087*** (-184.414)
年份效应	是	是	是	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
<i>_cons</i>	1.596*** (33.713)	1.406*** (59.713)	1.623*** (30.520)	1.712*** (39.285)	1.646*** (38.392)	1.712*** (39.280)	1.702*** (31.020)
r2 <sub>o</sub>	0.223	0.331	0.218	0.300	0.314	0.300	0.257
r2 <sub>w</sub>	0.253	0.228	0.270	0.285	0.285	0.285	0.273
N	304000	192132	245780	1246669	1054537	1000889	1094999
样本区域	西部与中部	西部与东北	东北与中部	东北与东部	中部与东部	西部与东部	东北与中部 (扣除 2004)

注:(1)括号内数字是 t 统计量;(2)\*、\*\*和\*\*\* 分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著;(3)第 3 列估计纳入的控制变量与表 1 的一致。

从表 5 可知,更换不同的控制组后,“西部大开发”战略仍显著的推动了劳动报酬比重的上升,“中部崛起”战略降低了劳动报酬比重,“振兴东北”战略没有显著地提高劳动报酬比重,甚至是显著降低了劳动报酬比重(见第(7)列)。更换不同的控制组之后,结论与本文主要结论基本一致。

#### 四、影响机制分析

为进一步讨论区域政策对劳动报酬比重的影响机制,本文考察三大区域政策对资本深化、企业民营化、垄断、劳动生产率和企业盈利能力等因素的冲击,表 6 给出了估计结果。

1. 三大区域政策均促进了资本深化(表 6 中第(1)列),而资本深化对劳动报酬呈现出显著的负影响。21 世纪初政府为协调区域发展,出台了针对落后地区的许多优惠政策,促进了企业固定资产投资。例如,截至 2004 年底,国家推出振兴东北老工业基

地改造国债资金 297 个项目,总投资达 1089 亿元。东北地区固定资产折旧还可以在现行规定折旧年限的基础上,按不高于 40%的比例缩短折旧年限。“中部崛起”战略提出“两个参照”,即中部 6 省 26 个城市比照实施振兴东北老工业基地的有关政策。结合本文的实证结果,我们认为,虽然欠发达地区资本稀缺、劳动力丰富,但在三大区域政策的扶持下,企业更多依赖物资资本投入,人力资本并未成为企业发展的主要力量。这种资本增强型的发展模式强化了资本方的强势地位,带来了劳动报酬比重的显著下降。从不同区域政策的效果来看,“中部崛起”战略对资本深化的冲击力度最大,“振兴东北”战略次之,而“西部大开发”战略最小。我们认为,中部地区经济基础较好,是承接我国东部沿海地区产业转移的主要地区,在“中部崛起”战略的推动下,中部企业加快了资本深化的步伐,劳动报酬比重受到显著的冲击。

表6 影响机制估计

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>cap_lab</i>	<i>state_level</i>	<i>lmakeup</i>	<i>lvau_lab</i>	<i>lrev</i>
<i>North · D_north</i>	0.065*** (8.30)	-0.024*** (-14.87)	-0.060*** (-9.74)	0.087*** (14.10)	-0.038*** (-8.86)
<i>West · D_west</i>	0.044*** (6.33)	-0.042*** (-29.34)	0.008 (1.63)	0.070*** (12.77)	-0.014*** (-3.71)
<i>Middle · D_middle</i>	0.095*** (21.50)	-0.011*** (-11.78)	0.031*** (9.11)	0.200*** (57.09)	0.077*** (31.80)
年份效应	是	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是	是
<i>_cons</i>	3.104*** (71.94)	0.171*** (19.07)	-1.808*** (-53.47)	4.707*** (137.61)	8.719*** (366.11)
<i>r2_o</i>	0.033	0.119	0.044	0.111	0.009
<i>r2_w</i>	0.054	0.022	0.010	0.209	0.059
N	1254040	1249149	1251525	1254040	1254040

注:(1)括号内数字是t统计量;(2)\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%水平上显著;(3)本表没有汇报年份、行业等控制变量的估计结果。

2. 三大区域政策均显著地推动了企业民营化(表6中第(2)列),民营化带来了劳动报酬比重的下降。东北地区、西部地区与中部地区在计划经济时期是我国建设的重点,建立了大量的国有企业。改革开放后,相对于东部沿海地区,这些地方企业改革步伐较为滞后。21世纪初我国三大区域政策旨在提高这些地方的企业经营能力,加快国有企业改革的力度,增强企业发展的内在动力。例如,在“振兴东北”战略实施过程中,辽宁省积极推进企业改革,2006年底辽宁省85%以上的国有大型工业企业实现了股份制改造,国有中小工业企业产权制度改革基本完成;吉林省列入攻坚计划的816户国有工业企业改制全面完成;黑龙江省完成改制企业3302户,占应改制企业的96%(魏后凯,2011)。但是与现有研究类似(张杰等,2012;罗楚亮、倪青山,2015),国有企业比重的下降对劳动报酬比重呈现出显著的负相关。我们认为,国有企业与私营企业的决策目标存在差异。国有企业在追求经济利益最大化的同时还需要注重社会效益,在企业内部收入分配过程中相对强调公平。但私营企业更多是追求经济利益最大化,在内部分配过程中资本方有压低劳动报酬比重的动力。

3. “中部崛起”战略显著增强了企业的垄断程度(表6中第(3)列),而企业垄断不利于劳动报酬比重上升。“中部崛起”战略提出要建成能源原材料基地、现代装备制造业及高技术产业基地,许多地方政府强调“大企业、大品牌、大产业”。为打造产业集群,政府对相关产业的重要企业尤其是资本密集型

企业进行了扶持,增强了垄断程度。企业垄断力量增强,强化了资本方在劳资谈判中的地位。

4. 三大区域政策有效提高了劳动生产率(表6中第(4)列),但劳动生产率上升带来了劳动报酬下降。三大区域政策并没有形成人才汇聚的“凹地”,劳动生产率的提高主要是依靠企业投资拉动,而不是通过人力资本推动。通过投资虽然推动了企业发展,但最终强化了资本方的地位,劳动者未能充分享受到增长红利。从不同区域政策的效果来看,经济基础较为雄厚的中部地区,“中部崛起”战略对其劳动生产率的正影响显著大于其他地区。而经济水平较为落后的西部地区,区域政策对其劳动生产率的影响力度最小。

5. 提高欠发达地区企业盈利能力是实现经济落后地区进入良性发展轨道的重要途径之一。我们发现,三大区域政策对企业盈利呈现出不同的影响(表6中第(5)列)。经济基础较好的中部地区,在“中部崛起”战略的推动下,企业盈利水平显著提高。而“西部大开发”“振兴东北”战略未能有效提高企业的效益。进一步发现,盈利能力与劳动报酬份额呈负相关关系,即中部地区在推动企业盈利能力提高的同时,企业的劳动报酬比重反而在下降,劳动者未能充分享受到企业经营状况改善的红利。

基于此,我们认为,“中部崛起”战略显著影响了资本深化、国有企业改革、企业的垄断能力、劳动生产率与企业盈利能力,而这些因素的提升都显著地使劳动报酬份额下降。“振兴东北”战略一方面导致资本深化、国有企业市场化,劳动生产率提高,但这



些因素对劳动报酬比重呈现出不利影响;另一方面,区域政策与垄断、盈利能力负相关。我们推测这些机制使“振兴东北”战略对劳动报酬比重的影响力度显著小于“中部崛起”战略。实证结果还表明,西部大开发战略对劳动报酬呈现显著的正影响,我们推测西部大开发战略未能显著提高垄断与企业盈利能力,部分抵消了其他因素对劳动报酬比重下降的影响,而且西部地区资本方的优势地位相对较小。在这些因素的推动下,最终使“西部大开发”战略有利于劳动报酬份额的提高。

## 五、分行业分析

我们从分行业的角度对三大区域政策的影响进行分析。

从表7的实证结果可知,“中部崛起”战略对重工业劳动报酬比重的负影响大于轻工业;“西部大开发”战略对轻工业劳动报酬比重的正影响显著大于重工业;“振兴东北”战略对重工业劳动报酬比重呈现出显著的负影响,对轻工业则呈现出正影响。我们认为,重工业是资本密集型产业,资本投入规模较大,垄断性强,资本方处于强势地位。受这些因素的影响,“振兴东北”和“中部崛起”战略对重工业劳动报酬比重的负影响更大,而“西部大开发”战略对西部地区劳动报酬比重的正影响更小。

对于重工业中技术密集型的装备制造业,三大

区域政策也对其劳动报酬比重产生了显著影响。“振兴东北”战略对装备制造业劳动报酬比重的负影响显著大于对重工业整体的影响。“西部大开发”战略对装备制造业劳动报酬比重的正影响显著小于对重工业的整体影响。“中部崛起”战略对装备制造业劳动报酬比重的负影响显著小于对重工业整体的影响。装备制造业是制造业核心组成部分,其产业关联度高、吸纳就业能力强,成为许多地区重点扶持的支柱产业。但我国装备制造业的发展更多依赖政府投资,并未占据价值链的高端。所以“振兴东北”与“西部大开发”战略对装备制造业劳动报酬比重的影响与重工业整体相比更为不利。中部地区相对技术实力较强,在装备制造业发展过程中,较重视人力资本的作用,其对装备制造业劳动报酬比重的影响虽然为负,但显著小于对重工业整体的影响。

## 六、结论与政策启示

从实证结果可知,新世纪初政府主导的三大区域政策中仅“西部大开发”战略对劳动报酬比重具有正影响,“振兴东北”与“中部崛起”战略对劳动报酬比重均呈现出显著的负影响。从影响机制来看,三大区域政策推动了企业的资本深化、劳动生产率提高与企业的民营化,这些因素均显著地降低了劳动报酬比重。我们还发现“中部崛起”战略促进了企业的市场垄断与利润的提高,对劳动报酬均有负的影响。

表7 分不同行业样本的估计

	重工业	轻工业	装备制造业
	(1)	(2)	(3)
	<i>Reward</i>	<i>Reward</i>	<i>Reward</i>
<i>North · D_north</i>	-0.005***(-2.600)	0.006*(1.766)	-0.007**(-2.242)
<i>West · D_west</i>	0.009*** (4.430)	0.012*** (4.043)	0.008** (2.301)
<i>Middle · D_middle</i>	-0.007***(-5.497)	-0.006***(-3.579)	-0.004**(-1.983)
<i>cap_lab</i>	-0.021***(-66.897)	-0.024***(-56.068)	-0.019***(-41.894)
<i>state_level</i>	0.015*** (10.427)	0.017*** (7.712)	0.016*** (7.767)
<i>lmakeup</i>	-0.099***(-220.273)	-0.097***(-171.259)	-0.105***(-155.304)
<i>lvau_lab</i>	-0.096***(-226.026)	-0.093***(-166.385)	-0.100***(-160.646)
<i>lrev</i>	-0.093***(-160.290)	-0.102***(-112.408)	-0.093***(-115.192)
年份效应	是	是	是
行业效应	是	是	是
地区效应	是	是	是
控制变量	是	是	是
<i>_cons</i>	1.681*** (108.078)	1.753*** (175.417)	1.713*** (227.201)
<i>r2_o</i>	0.477	0.519	0.471
<i>r2_w</i>	0.290	0.291	0.295
<i>N</i>	695036	397142	325120

注:(1)括号内数字是t统计量;(2)\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%水平上显著;(3)本表没有汇报年份、行业等控制变量的估计结果。

响。“振兴东北”和“西部大开发”战略对垄断与企业利润的影响不显著或为负。从分行业来看,在重工业中“振兴东北”与“中部崛起”战略对劳动报酬份额的不利影响显著大于对轻工业的影响,而“西部大开发”战略对劳动报酬份额的正影响显著小于轻工业。对技术密集的装备制造业来说,“振兴东北”战略对劳动报酬比重的负影响显著大于重工业整体;“西部大开发”战略对劳动报酬比重的正影响显著小于重工业整体;“中部崛起”战略对劳动报酬比重的正影响显著小于其他行业。

未来如何实现区域“协调”发展与“共享”发展,我们认为这几点值得重视。

第一,促进落后地区的发展不能走投资推动的老路,而应当注重发挥人力资本的作用。从21世纪初三大区域政策的经验来看,投资主导的经济增长方式虽然可以提高企业技术水平和劳动生产率、推动当地经济发展,但这种方式强化了资本方的强势地位,降低了劳动报酬比重。未来要实现区域协调发展,应转变经济发展方式,将经济增长的推动力由资本投资、物资消耗为主向人力资本为主的方向转变。一方面,改善人力资本发展的“软环境”,为人才提供更好的发展平台;另一方面,发挥中西部地区、东北地区生活成本较低的优势,逐步形成东部沿海地区人才向中西部、东北的回流机制,不断提升劳动在经济发展中的地位 and 作用,提高劳动报酬比重。

第二,实现欠发达地区“共享”发展需要健全市场竞争机制,但不能简单推进企业民营化。现有研究表明,垄断不利于劳动报酬的提高。未来要实现欠发达区域的“共享”发展,应注重促进中小企业的发展,通过大众创业、万众创新提高劳动报酬的比重。

第三,要注重建立合理的工资谈判机制。从国际经验来看,“资本雇佣劳动”是市场经济秩序,在讨价还价中资本天然强势一方。如果没有法律制度的健全保护,劳动者是无法与其讨价还价的(杨春学,2013)。由于未能建立合理的工资谈判机制,我国区域政策(例如“中部崛起”战略)即使促进企业盈利增加,劳动报酬比重仍然呈下降态势。所以未来应注重建立合理的工资谈判机制,让欠发达地区的劳动者共享协调发展的红利。

第四,注重选择适宜的“共享”发展产业政策。一方面,应发挥欠发达地区劳动成本低廉的优势,通过推动劳动密集的轻工业发展,提升劳动报酬比重。我国东北地区长期走的是重工业主导的路径,在工

业产能过剩的调整中,未来东北地区将受到较大的冲击。本文认为“振兴东北”战略对轻工业的劳动报酬比重有显著的正影响,未来全面振兴东北老工业基地应注重发展轻工业,发挥资源优势,推动食品工业、轻纺工业的发展,实现“协调”与“共享”的发展。另一方面,具有较好基础的中部地区,未来应抓住国家振兴装备制造业的机遇,努力突破核心技术,发挥人才优势,在关键领域进行突破。这不仅推动地区经济发展,而且还可以减缓劳动报酬比重下降的趋势。

#### 注:

- ①本文按照常见的区域划分方法将全国分为东部、东北、中部及西部4个经济区。东部包括河北、北京、天津、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东、海南10个省(直辖市);东北包括辽宁、吉林、黑龙江3省;中部包括山西、河南、安徽、湖北、湖南、江西;西部包括内蒙古、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西、重庆、四川、贵州、云南12个省(直辖市)。“西部大开发”、“振兴东北”及“中部崛起”三大区域政策分别针对所对应西部、东北和中部区域。
- ②振兴东北战略政策实施时间是2004年,因此虚拟变量 $D_{north}$ 在年份大于等于2004时为1,否则为0;西部大开发政策实施时间在2000年之后, $D_{west}$ 在年份大于等于2000时取1,否则为0;中部崛起战略实施时间为2006年, $D_{middle}$ 在年份大于等于2006时取1,否则为0。
- ③ $s < T - t^*$ ,  $q < t^*$ 。详细分析请参见Mora & Reggio (2012)。
- ④DqD模型虽然放松了平行严格假定,但在实证研究中也存在一些问题,例如运用DqD模型无法纳入时间固定效应、行业固定效应等虚拟变量。
- ⑤关于该数据库的详细描述,参见聂辉华等(2012)。
- ⑥若存在大量的企业由于政府区域振兴政策跨区域迁移,则会产生较强的内生性,从而使单纯的双重差分法以及DqD方法对政策评价估计结果出现不一致性(Baum-Snow & Ferreira, 2014)。事实上,在数据处理过程中,发现在样本期(1998—2007)内,仅有90个观测值出现跨区域现象,显然这在上百万个样本中是微不足道的。
- ⑦企业利润可能存在负值,不能直接取对数。我们在企业利润总额减去当年所有企业中利润最小额基础上加1,从而将原来企业利润调整为新的利润,这种调整不影响我们的结论。
- ⑧2004年数据中缺少企业总产值,我们采用聂辉华等(2012)的建议,“工业总产值=工业增加值+工业中间投入+增值税”而获得。在实际回归中,我们同时汇报了包括2004年数据的样本和不包括2004年数据的样本。

#### 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因素研究》,《经济研究》第8期。

- 黄乾 魏下海,2010:《中国劳动收入比重下降的宏观经济效应——基于省级面板数据的实证分析》,《财贸经济》第4期。
- 李扬 殷剑峰,2007:《中国高储蓄率问题探究——1992—2003年中国资金流量表的分析》,《经济研究》第6期。
- 李稻葵 刘霖林 王红领,2009:《GDP中劳动份额演变的U型规律》,《经济研究》第1期。
- 罗楚亮 倪青山,2015:《资本深化与劳动收入比重——基于工业企业数据的经验研究》,《经济学动态》第8期。
- 刘小玄 李双杰,2008:《制造业企业相对效率的度量 and 比较及其外生决定因素》,《经济学(季刊)》第2期。
- 聂辉华 江艇 杨汝岱,2012:《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》,《世界经济》第5期。
- 石涛 张磊,2012:《劳动报酬占比变动的产业结构调整效应分析》,《中国工业经济》第8期。
- 孙文杰,2012:《中国劳动报酬份额的演变趋势及其原因——基于最终需求和技术效率的视角》,《经济研究》第5期。
- 王宋涛等,2012:《收入差距与中国国民劳动收入变动研究——兼对GDP中劳动份额U型演变规律的一个解释》,《经济科学》第6期。
- 魏后凯,2011:《中国区域政策——评价与展望》,经济管理出版社。
- 武力 肖翔,2012:《不均衡与均衡:中国经济发展的历史与逻辑——兼对十六大以来党关于经济发展思路 and 政策的考察》,《中共党史研究》第7期。
- 吴延兵,2012:《国有企业双重效率损失研究》,《经济研究》第3期。
- 杨春学,2013:《如何压缩贫富差距?——美国百年历史的经验与教训》,《经济学动态》第8期。
- 庄巨忠,2010:《包容性增长的政策含义及对中国构建和谐社会的启示》,《金融博览》第11期。
- 张车伟 张士斌,2010:《中国初次收入分配格局的变动与问题——以劳动报酬占GDP份额为视角》,《中国人口科学》第5期。
- 张杰 卜茂亮 陈志远,2012:《中国制造业部门劳动报酬比重的下降及其动因分析》,《中国工业经济》第5期。
- 张少军,2015:《全球价值链降低了劳动收入份额吗——来自中国行业面板数据的实证研究》,《经济学动态》第10期。
- Young, A. T. (2010), “One of the things we know that ain't so: Is US labor's share relatively stable?”, *Journal of Macroeconomics* 32(1):90—102.
- Acemoglu, D. (2002), “Directed technical change”, *Review of Economic Studies* 69(4):781—809.
- Bartik, T. (2003), “Local economic development policies”, Upjohn Institute Working Paper No. 03—91.
- Baum-Snow, N. & F. Ferreira (2014), “Causal inference in urban and regional economics”, in: G. Duranton (eds.), *Handbook of Regional and Urban Economics*, Elsevier.
- Bentolina, S. & G. Saint-Paul (2003), “Explaining movements in labor share”, *Contributions to Macroeconomics* 3(1), Article 9.
- Blanchard, O. J. (1997), “The medium run”, *Brookings Papers on Economic Activity* 1997(2):89—158.
- Daudey, E. & C. Garcia-Penalosa (2007), “The personal and the factor distributions of income in a cross-section of countries”, *Journal of Development Studies* 43(5):812—829.
- Growiec, J. (2012), “Determinants of the labor share evidence from a panel of firms”, *Eastern European Economics* 50(5):23—65.
- Guscina, A. (2006), “Effects of globalization on labor's share in national income”, IMF Working Paper No. 06294.
- Harrison, A. E. (2002), “Has globalization eroded labor's share? Some cross-country evidence”, UC Berkeley, Mimeo, No. 46.
- Kalleberg, A. L. et al (1984), “Accounting for labor's share: Class and income distribution in the printing industry”, *Industrial and Labor Relations Review* 37(3):386—402.
- Kyyrä, T. & M. Maliranta (2008), “The micro-level dynamics of declining labour share: Lessons from the Finnish Great Leap”, *Industrial and Corporate Change* 17(6):1147—1172.
- Matouschek, N. & F. Robert-Nicoud (2005), “The role of human capital investments in the location decision of firms”, *Regional Science and Urban Economics* 35(5):570—583.
- Mora, R. & I. Reggio (2012), “Treatment effect identification using alternative parallel assumptions”, Discussion Paper, WP 12—33, UC3M.
- Morel, L. (2005), “A sectoral analysis of labour's share of income in Canada”, Working Paper 17, Research Department, Bank of Canada.
- Moretti, E. (2010), “Local labor markets”, in: D. Card & O. Ashenfelter (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Elsevier.
- Moretti, E. (2012), *The New Geography of Jobs*, Houghton Mifflin Harcourt.
- Neumark, D. & H. Simpson (2015), “Place-based policies”, in: G. Duranton et al (eds.), *Handbook of Regional and Urban Economics*, Elsevier.
- Rodriguez, F. & A. Jayadev (2010), “The declining labor share of income”, Human Development Research Papers, HDRP—2010—36, Human Development Report Office (HDRO).

(责任编辑:陈建青)