资源误配置对中国劳动收入份额的影响

王宋涛，温思美

（华南农业大学 经济管理学院，广东 广州 510642）

摘　要：劳动收入份额过低及资源误配置是当前中国经济发展存在的两个重要问题，而资源误配置是中国劳动收入份额过低的一个重要原因。理论模型研究表明：当资本－劳动呈替代关系时，资源误配置会导致劳动收入份额的下降。基于 2001 年～2013 年的“资源误配系数”的经验研究表明：中国地区间的资源误配置显著降低了国民劳动收入份额，即使控制了影响劳动份额的其他因素后，结论仍是显著并稳健的。因此通过促进要素市场一体化，优化资源配置有利于提高劳动收入份额。

关键词：市场分割；资源配置；基尼系数；劳动收入份额

中图分类号：F014.42　　**文献标识码：**A　　**文章编号：**1672－0202(2015)03－0114－09

一、引言

自九十年代中期，中国国民收入初次分配中劳动收入份额持续下降[1,2]，1996 年中国 GDP 中劳动者报酬份额为 0.5145，2007 年下降至 0.3974，降幅达 0.1171；2012 年劳动者报酬份额为 0.4559，1996－2012 年的整体降幅为 0.0586①。与发达国家相比，中国的劳动份额要低 15～20 个百分点，而与发展中国家相比，中国的劳动份额平均要低 4 个百分点[3]。劳动收入是居民收入的主要来源，对中低收入家庭而言，劳动收入往往是其唯一收入[4]。劳动收入份额下降使得居民收入增长滞后于经济增长，进一步引起居民消费增长过慢，降低宏观总需求，影响经济可持续发展[5,6]。可见，研究国民劳动收入份额的变化对于提高国民生活水平、优化国民经济结构、实现经济可持续发展具有重要的意义。

另一方面，由于户籍制度、土地产权制度、地方保护主义、法治环境以及利率管制等制度体制的原因，中国地区间仍然存在不同程度的要素市场分割②[7,8]，这使得要素在地区间的流动需要较高的成本，导致资本和劳动无法进行优化配置，造成人均资本存量的较大差异；根据数据计算，2010 年中国各省份间的人均资本基尼系数达到 0.42。由于人均资本存量不同导致其边际生产率不同，进而资本收入份额和劳动收入份额也不同，因此资源误配置就对劳动收入份额产生影响。

在已有研究中，还少有从资源误配置的角度来考察劳动份额的变动。由于西方发达国家的要素市场化程度比较高，资本和劳动力等要素流动成本低，其资源往往能够实现较优配置。因此，国

收稿日期：2015－05－16　　**DOI：**10.7671/j.issn.1672－0202.2015.03.012

基金项目：广东省哲学社会科学规划项目（GD13YLJ01）；中国博士后科学基金（2014M562186）

作者简介：王宋涛（1978—），男，广东汕头人，华南农业大学经济管理学院博士后，主要研究方向为收入分配、农村发展。22715373@qq.com

① 根据《中国统计年鉴》的数据计算。

② 全国范围存在东部、中部、西部的区域分割以及各省区间的市场分割、各省内部的区域分割，如广东省内的珠三角、粤东、粤西、粤北的区域市场分割。

外文献就较少从资源误配置的角度（也即要素市场非完全竞争的假设）研究劳动收入份额。自卡尔多[9]的研究开始，我们查阅的有关劳动份额的国外文献，如 Bentolila & Saint - Paul、Askenazy、Jayadev、Kabaca 等，都没涉及这方面的研究[10-13]。国内学者对劳动份额的研究，则主要利用中国宏观和微观数据进行实证分析。罗长远和张军、白重恩和钱震杰、黄先海和徐圣、李稻葵等、魏下海等、赵秋运等利用宏观数据的经验研究认为产业结构变化、技术进步、全球化加剧、人口年龄结构变化、国际贸易提高等因素导致中国劳动收入份额的下降[1,5,14-17]；罗长远和张军、白重恩和钱震杰、邵敏和黄玖立、方文全、罗长远和陈琳等、魏下海等、魏下海等等利用微观数据的经验研究认为外资进入、所有制结构、融资约束、政治关系、工会组织等都是影响中国劳动收入份额的重要因素[18-24]。但这些研究都没有把资源误配置纳入考察范围。

国外研究没有从资本分布不均研究劳动份额，是由于其研究前提不存在（或者说并不重要），而国内研究没有从这个角度进行，除了没有发现其影响的理论机制之外，可能这种影响本身是难以观察的。本文尝试从资源误配置的视角分析中国劳动收入份额过低的原因。相对于已有研究而言，从资源误配置研究劳动收入份额下降是一个全新的视角；本文的研究也有一定的现实意义，即：通过促进要素市场一体化、优化资源配置有利于提高中国的劳动收入份额。

二、理论模型

假设经济中存在一种产品，既为资本品，也为消费品。经济体 i 的市场是完全竞争的、并且没有技术变迁，其资本总存量为 K_i，劳动力数量为 L_i，生产函数 $Y_i = F(K_i, L_i)$ 为二阶可导并且规模报酬不变。人均产出为 $y_i = Y_i/L_i$，人均资本存量（资本集约度）为 $k_i = K_i/L_i$，由于规模报酬不变，故人均产出函数为：$y_i = F(K_i/L_i, 1) = f(k_i)$。

假设产出的价格水平可以规范化为 1，为简化分析，假设资本折旧率为 0，厂商通过选择投入多少资本和劳动力，生产多少产品来极大化自己的利润，即：$\max_{K_i, L_i} F(K_i, L_i) - r_i K_i - \omega_i L_i$

其中，r_i 为资本回报率，ω_i 为工资（劳动收入）。由于区域市场为完全竞争，厂商的极大化利润为 0，因此资本回报率：$r_i = f'(k_i)$，劳动报酬：$w_i = f(k_i) - k_i f'(k_i)$，家庭的劳动收入份额：$e_i = 1 - k_i f'(k_i)/f(k_i)$。

假设同质厂商使用 CES 生产技术，生产函数为：$Y_i = A[\alpha K_i^{(\sigma-1)/\sigma} + (1-\alpha) L_i^{(\sigma-1)/\sigma}]^{\sigma/(\sigma-1)}$

其中，$A > 0$ 为全要素生产率，由于我们仅研究资本积累及资本差异对劳动份额的影响，因此模型中假定不同地区的全要素生产率相同；$0 < \alpha < 1$ 为常数；$\sigma = \dfrac{d(K_i/L_i)/(K_i/L_i)}{d(\omega_i/r_i)/(\omega_i/r_i)} > 0$ 为资本劳动替代弹性。当 $\sigma = 1$ 时，CES 生产函数即为 C - D 函数。

容易得到人均产出为：$y_i = A[\alpha k_i^{(\sigma-1)/\sigma} + (1-\alpha)^{\sigma/(\sigma-1)}]$

资本回报率：$r_i = A\alpha[\alpha k_i^{(\sigma-1)/\sigma} + (1-\alpha)]^{1/(\sigma-1)} k_i^{-1/\sigma}$

劳动报酬：$\omega_i = (1-\alpha)A[\alpha k_i^{(\sigma-1)/\sigma} + (1-\alpha)]^{1/(\sigma-1)}$

劳动收入份额：$e_i = (1-\alpha)[\alpha k_i^{(\sigma-1)/\sigma} + (1-\alpha)]^{-1}$　　(1)

进一步还可以得到：$\omega_i = (1-\alpha)A^{1-1/\sigma} y_i^{1/\sigma} = B y_i^{1/\sigma}$　　$e_i = B y_i^{1/\sigma - 1}$　　(2)

根据(1)容易得到以下命题：

命题 1：当资本劳动的替代弹性 $\sigma > 1$，即资本和劳动为替代关系时，$\partial e_i/\partial k_i < 0$。

证明:$\frac{\partial e_i}{\partial k_i} = -\alpha(1-\alpha)[\alpha k_i^{(\sigma-1)/\sigma} + (1-\alpha)]^{-2} k_i^{-1/\sigma} < 0$,证毕。

即在完全竞争市场中,资本积累会降低个体的劳动收入份额。下面我们再考察不完全竞争市场,即存在要素市场分割的情形。

根据新古典经济学理论,在完全竞争市场,资源会实现最优配置。如果全要素生产率相同,则不同区域的要素报酬会趋于相等。由于要素报酬取决于要素的边际产出,这意味着在资源实现最优配置时,不同区域的资本集约度应该趋于相同。因此,如果不同区域的资本集约度存在差异,则可认为存在"资源误配置"。借鉴衡量收入差距的最常用指标,本文使用"人均资本基尼系数"(G_k)来衡量资源误配置,称为"资源误配系数",其取值范围为[0,1],$G_k=0$ 表示不存在资源误配,$G_k=1$ 表示资源误配最严重。

设 N 个区域的全要素生产率和劳动力数相同。$k = (\sum_{i=1}^{N} k_i)/N$ 为全局的人均资本存量,k_i($i = 1,2,\cdots,N$) 为区域 i 的人均资本存量,假定 $k_1 < k_2 < \cdots < k_N$。

设 N 个区域的人均资本存量服从经典帕累托分布①,则人均资本分布的洛仑兹曲线为[25, 26]:$L(p) = 1-(1-p)\frac{1-G_k}{1+G_k}$。根据洛仑兹曲线的定义,区域 i 的人均资本为:

$$k_i = kN[L(\frac{i}{N}) - L(\frac{i-1}{N})] = kN[(1-\frac{i-1}{N})^{\frac{1-G_k}{1+G_k}} - (1-\frac{i}{N})^{\frac{1-G_k}{1+G_k}}] \quad (3)$$

记区域 i 的人均收入为 y_i,各个区域的人均收入服从经典帕累托分布,收入基尼系数为 G_y,所有区域的人均收入为 y,则:

$$y_i = yN[(1-\frac{i-1}{N})^{\frac{1-G_y}{1+G_y}} - (1-\frac{i}{N})^{\frac{1-G_k}{1+G_k}}]$$

$$y_i = f(k_i) = f(kN[(1-\frac{i-1}{N})^{\frac{1-G_k}{1+G_k}} - (1-\frac{i}{N})^{\frac{1-G_k}{1+G_k}}])$$

$$y = \frac{1}{N}[\sum_{i=1}^{n} f(k_i)] = \frac{1}{N}[\sum_{i=1}^{N} f(kN[(1-\frac{i-1}{N})^{\frac{1-G_k}{1+G_k}} - (1-\frac{i}{N})^{\frac{1-G_k}{1+G_k}}])]$$

可以得到以下引理:

引理 1:$\frac{\partial y}{\partial K} > 0$;即人均资本越大,则人均收入越大。

证明:$\frac{\partial y}{\partial k} = \sum_{i=1}^{N} \{f'(kN[(1-\frac{i-1}{N})^{\frac{1-G_k}{1+G_k}} - (1-\frac{i}{N})^{\frac{1-G_k}{1+G_k}}])[(1-\frac{i-1}{N})^{\frac{1-G_k}{1+G_k}} - (1-\frac{i}{N})^{\frac{1-G_k}{1+G_k}}]\} > 0$。

引理 2:$\frac{\partial Gy}{\partial Gk} > 0$;即资源误配系数越大,区域收入差距也越大。

证明:$y_1 = yN[1-(1-\frac{1}{N})^{\frac{1-G_y}{1+G_y}}]$,$y_1 = f(kN[1-(1-\frac{i}{N})^{\frac{1-G_k}{1+G_k}}])$,从而:$\frac{\partial y_1}{\partial G_y} < 0$,$\frac{\partial y_1}{\partial G_k} < 0$。从而:$\frac{\partial G_y}{\partial G_k} > 0$。证毕。

根据(1),可以得到国民劳动收入份额为:

① 资本和收入分布最常见的就是经典帕累托分布,其次是对数正态分布,不同分布结论都一致。

$$e = \frac{\sum_{i=1}^{N} B y_i^{1/\sigma}}{yN} = B(yN)^{1/\sigma-1}\sum_{i=1}^{N}\{[(1-\frac{i-1}{N})^{\frac{1-G_y}{1+G_y}} - (1-\frac{i}{N})^{\frac{1-G_y}{1+G_y}}]\}^{1/\sigma}$$

可以得到命题：

命题 2：当 $\sigma>1$ 时，$\frac{\partial e}{\partial k}<0$；即资本－劳动呈替代关系时，全社会的资本积累越高，劳动收入份额会越低。

证明：$\frac{\partial e}{\partial y} = B(1/\sigma-1)(yN)^{1/\sigma-2}\sum_{i=1}^{N}\{[(1-\frac{i-1}{N})^{\frac{1-G_y}{1+G_y}} - (1-\frac{i}{N})^{\frac{1-G_y}{1+G_y}}]\}^{1/\sigma}$ 因为 $\sigma>1$，所以 $\frac{\partial e}{\partial y}<0$。根据引理 2，$\frac{\partial y}{\partial k}<0$。从而：$\frac{\partial e}{\partial k}=\frac{\partial e}{\partial y}\frac{\partial y}{\partial k}>0$。证毕。

命题 2 表明不管是完全竞争市场还是存在市场分割，资本深化对劳动份额的影响相同。

命题 3：当 $\sigma>1$ 时，$\frac{\partial e}{\partial Gk}<0$，即当资本－劳动呈替代关系时，资源误配系数越大，国民劳动收入份额越低。

证明：$\frac{\partial e}{\partial G_y} = \frac{-2B(1/\sigma)(yN)^{1/\sigma-1}}{(1+G_y)^2}\sum_{i=1}^{N}\{[(1-\frac{i-1}{N})^{\frac{1-G_y}{1+G_y}} - (1-\frac{i}{N})^{\frac{1-G_y}{1+G_y}}]^{1/\sigma-1}[(1-\frac{i-1}{N})^{\frac{1-G_y}{1+G_y}}\mathrm{Log}(1-\frac{i-1}{N}) - (1-\frac{i}{N})^{\frac{1-G_y}{1+G_y}}\mathrm{Log}(1-\frac{i}{N})]\}$

参考王宋涛和吴超林[26]文中命题 3 的证明，有：当 $\sigma>1$ 时，$\frac{\partial e}{\partial Gy}<0$。

又根据引理 2 知 $\frac{\partial Gy}{\partial Gk}>0$，从而：$\frac{\partial e}{\partial Gk}=\frac{\partial e}{\partial Gy}\frac{\partial Gy}{\partial Gk}<0$，证毕。

命题 3 意味着，当资本劳动的替代弹性大于 1，资源误配置会降低国民劳动收入份额。

上文的命题表明，资源误配置对劳动份额的影响方向，取决于资本－劳动的替代弹性。关于资本－劳动替代弹性的估计，Bentolina & Saint－Paul[10]的研究表明其大于 1；而国内的研究结论有所不同：邵敏和黄玖立等认为中国工业行业资本劳动替代弹性小于 1[20]，白重恩和钱震杰则认为接近 1[15]；罗长远和张军认为小于 1 但已接近 1[18]；李稻葵等、王宋涛等则认为大于 1[5,2]。总体而言，更多研究认为中国的资本－劳动替代弹性大于 1，本文的估计结果为 1.33，这意味着资源误配置将会降低劳动收入份额，我们在实证分析中将对此给予确认。

三、实证分析

（一）计量模型和数据

本文旨在研究资本误配置对劳动收入份额的影响，据前文理论分析，设定计量模型如下：

$$LS_{it}=\beta_0+\beta_1 pK_{it}+\beta_2 GINI_{it}+\beta X_{it}+u_i+\varepsilon_{it}\cdots\cdots(*)$$

其中，i 为省份，t 为年份，u_i 为截面效应，ε_{it} 为随机误差项；被解释变量 LS_{it} 表示劳动收入份额，计算指标为各省份劳动报酬所占各省份 *GDP* 比重；解释变量 $GINI_{it}$ 为资本误配系数，根据前文的定义，使用人均资本基尼系数表征，由于数据可得性，使用各省人均 *GDP* 基尼系数作为代理变量①，各

① 省一级的人均 GDP 基本能稳定地反映人均资本存量的相对水平，一般而言，资本存量是 GDP 的一个倍数（张军，2004）。

省人均 *GDP* 基尼系数使用各省份各县(市)人均 *GDP* 计算得到;解释变量 pK_{it} 为人均实际资本存量,参考张军等[27]的方法,采用永续盘存法,$K_t = (1-\delta)K_{t-1} + I_t/P_t$,其中 K_t 表示第 t 年年末实际资本存量,K_{t-1} 表示上年年末的实际资本存量,I_t 表示当年名义投资,P_t 为调整价格指数,δ 表示折旧率,本文取 5%,然后对 K 做人均调整得到各省份各年份的人均资本存量;X_{it} 为控制变量,参考魏下海等[2]、赵秋运和张建武[17]及考虑数据可得性,本文具体选取的控制变量包括:人均受教育年限(*pEDU*)、直接利用外资占 *GDP* 比(*FDI*)、地方公共财政支出占 *GDP* 之比(*GOV*)、资本产出比(*K/Y*)。

本文使用 2001 ~ 2013 年的省际面板数据,四川与重庆合并,一共有 30 个省市区①。原始数据来源于 *Wind* 数据库、中国统计年鉴及各省统计年鉴。所有名义数据都使用定基价格指数(2001 年为基期)调整为实际值,使用 *Stata* 软件进行数据分析。表 1 是对所有变量的统计性描述;表 2 是解释变量的相关系数,表 3 提供了各解释变量的膨胀因子检验值,由表可以看出,各容忍度均较高,可忽略共线性影响。

表 1 变量描述性统计

Variable	*Obs*	*Mean*	*Std. Dev.*	*Min*	*Max*
LS	390	0.458	0.070	0.311	0.738
pK	373	1.884	1.725	0.140	10.94
GINI	351	0.298	0.0759	0.150	0.556
pEDU	373	8.575	0.928	6.040	11.09
FDI	390	0.028	0.0263	4.82*e* -06	0.146
GOV	390	0.187	0.121	0.0772	0.851
K/Y	373	1.411	0.966	0.227	4.441

表 2 各解释变量相关系数

	pk	*gini*	*pedu*	*FDIs*	*Gov*	*KGs*
pK	1					
gini	0.2073	1.				
pEDU	0.2247	-0.0597	1			
FDI	0.3650	0.0024	0.2150	1		
GOV	-0.5442	0.3039	-0.4771	-0.4199	1	
K/Y	0.7472	0.0147	-0.0277	0.0592	-0.5038	1

表 3 解释变量

Variable	*VIF*	*SORT VIF*	*Tolerance*
K	3.83	1.96	0.2610
GINI	1.45	1.21	0.6886
pEDU	1.65	1.29	0.6050
FDI	1.57	1.25	0.6355
GOV	2.98	1.73	0.3351
K/Y	3.59	1.90	0.2784
Mean VIF	2.51		

(二)回归分析基本结果

分别不同方法来估计资源误配置对劳动收入份额的影响。首先采用不加入任何控制变量的计量模型,仅考虑两个关键变量(人均资本和资源误配系数),即表 3 中的(1) ~ (3)列,依次为固定效应、随机效应、混合截面模型估计,三种方法一致得到,资源误配系数的影响系数显著为负。进一步的,我们加入一系列的控制变量(*pEdu*、*FDIs*、*GOV*)以验证估计的稳健性,见表 3 中的(4) ~ (6)列。回归结果表明,这些控制变量对劳动份额都有解释作用,而本文研究的资源误配的估计系数都是显著的,且变化不大。为了单独验证资源误配系数的影响,我们还使用常用的解释变量资本产出比(K/Y)代替人均资本 *pK* 进行回归,结果见表 3 中的(7) ~ (9)列,资源误配系数的回归系数仍然是显著的。

总体而言,资源误配系数的回归系数在 9 个估计模型中都显著为负,在 7 个模型中显著性达到 1% 的水平,所有固定效应模型的显著性水平都达到 1%;根据回归系数计算,资源误配系数增加 0.1,将引起劳动收入份额下降 0.0146。

① 不包含港澳台;北京、上海和天津各年份及省份西藏部分年份缺少人均 *GDP* 基尼系数数据。

表 4　基本回归估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Fel	*Rel*	*Pols*1	*Fe*2	*Re*2	*Pols*2	Fe3	Re3	Pols3
GINI	-0.191**	-0.196***	-0.177***	-0.140*	-0.141**	-0.200***	-0.232***	-0.234***	-0.293***
	(0.078)	(0.068)	(0.055)	(0.064)	(0.070)	(0.064)	(0.082)	(0.072)	(0.061)
pK	-0.030***	-0.018***	-0.011***	-0.024***	-0.018***	-0.010***			
	(0.009)	(0.003)	(0.002)	(0.009)	(0.004)	(0.003)			
pEdu				-0.030**	-0.030***	-0.017**	-0.051***	-0.041***	-0.014*
				(0.015)	(0.010)	(0.007)	(0.015)	(0.010)	(0.008)
FDIs				-0.866**	-0.241	0.004	-0.308	-0.369	-0.068
				(0.412)	(0.282)	(0.196)	(0.485)	(0.291)	(0.207)
GOV				-0.629*	-0.329**	0.005	-0.856***	-0.215*	0.215
				(0.306)	(0.131)	(0.106)	(0.276)	(0.152)	(0.119)
KGs							-0.115**	-0.015*	0.001
							(0.054)	(0.009)	(0.006)
_cons	0.574***	0.555***	0.535***	0.914***	0.837***	0.681***	1.256***	0.924***	0.635***
	(0.027)	(0.021)	(0.017)	(0.123)	(0.085)	(0.065)	(0.129)	(0.097)	(0.078)
N	351	351	351	351	351	351	351	351	351
r2	0.293		0.203	0.358		0.239	0.270		0.193
r2_w	0.293	0.287		0.358	0.346		0.270	0.224	

再分析各控制变量对劳动收入份额的影响，并与既有文献的结果进行比较。

(1)人力资本(平均受教育年限)的系数都显著为负，这与魏下海等[1]的研究相反。通常而言，如果人力资本，也即劳动力的知识含量(受教育年限)越高，则劳动力的工资水平会越高，从而劳动份额也会越大;但考虑到人力资本与行业(产业)的相关性，也即人力资本越高的地区，其行业产业的技术水平或质素会越高，从而行业产业有更高的劳动生产率，根据魏下海等[24]的研究，如果资本-劳动替代弹性大于 1，则工资率的增长会降低劳动收入份额，原因即是劳动生产率增加更多。从这个角度看，人力资本对劳动收入份额的负面影响可以解释。(2)FDI 估计系数为负，但显著性水平不高，仅有一个固定效应模型是显著的，表明 FDI 对劳动收入份额的影响并不确定，已有研究也没有明确的结论，罗长远和张军[18]、邵敏和黄玖立[20]认为外资对劳动收入有负向影响，而冼国明和杨长志[28]、Gorg，Strobl & Walsh[29]的研究则认为有正面影响;魏下海等[1]的研究则表明其影响也是不确定。总体而言，由于 FDI 对劳动份额的影响机制比较复杂，总体影响结果并不确定。(3)政府支出占 GDP 比(GOV)估计系数大都显著为负，表明当前中国政府对经济的过度干预会明显降低劳动收入份额，这个结果与魏下海等[1]的研究结果是一致的。但已有研究结果并不完全一致，罗长远和张军[18]利用省际数据发现政府财政支出有利于提高劳动收入份额的提高，而王永进和盛丹[30]利用省际数据的研究则表明政府财政支出对劳动收入份额的影响并不显著。我们认为政府的过度干预经济总体上有利于资本，而不利于劳动者。(4)资本产出比(K/Y)的估计系数为负，与资本深化的(pk)的系数一致。这个研究结果也与白重恩和钱震杰[19]、魏下海等[24]的结果相一致，其蕴含着目前中国资本-劳动呈替代关系而非互补关系。

(三)内生性讨论

本文主要考虑内生性问题和异常样本点对检验结果的影响;同时，我们使用居民收入基尼系数重新作为资本差距的代理变量代入模型检验。

首先，考虑解释变量及控制变量可能与残差存在同期相关而致使内生性问题。我们将回归方程的右边用解释变量和控制变量的滞后一期替代当期，以表4中模型（4）进行重新估计，主要结果见表5中的（2）列，由于变量滞后一期与当期存在较高相关性，所以表4的结果依然可信：资源误配系数均对劳动收入份额变动具有解释力，且系数均为负。其次，考虑到劳动收入份额可能与自身前期相关而引起内生性问题，在静态模型基础上加入被解释变量 *LS* 的滞后一期，作为解释变量。模型演变为动态面板模型，即为：$LS_{it} = \beta_0 + pLS_{it-1} + \beta_1 pK_{it} + \beta_2 GINI_{it} + \beta X_{it} + u_i + \varepsilon_{it}$

采用两阶段系统 *GMM* 对模型进行估计，估计结果见表5第（3）列。考虑一阶自相关检验的 *AR*（1）－*P* 值为0.012，扰动项无一阶自相关，因此认为系统 *GMM* 是有效的；*Sargan* 检验得到的 *p* 值为0.323，因此接受工具变量有效的原假设，认为所使用的工具变量是合理的。由 *GMM* 估计结果可知，资源误配系数的回归系数依然显著为负。

表5 稳健性分析结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Fe2	*Lag*	GMM	Outliers	GINI2
GINI	-0.140 ** (0.064)	-0.271 ** (0.108)	-0.152 *** (0.058)	-0.135 ** (0.058)	
pK	-0.024 *** (0.009)	-0.031 *** (0.006)	-0.004 ** (0.002)	-0.021 *** (0.004)	-0.021 *** (0.005)
pEdu	-0.030 ** (0.015)	-0.036 ** (0.015)	-0.036 *** (0.004)	-0.020(0.013)	-0.032 ** (0.014)
FDIs	-0.866 ** (0.412)	-1.454 *** (0.457)	0.078(0.163)	-0.461(0.397)	-0.190(0.305)
GOV	-0.629 * (0.306)	-0.315(0.307)	0.312 *** (0.078)	-0.501 ** (0.224)	-0.378(0.260)
GINI2					-0.278 *** (0.099)
L.LS			0.632 *** (0.034)		
_cons	0.914 *** (0.123)	0.952 *** (0.134)	0.439 *** (0.048)	0.780 *** (0.102)	0.929 *** (0.120)
N	351	321	293	345	373
r2	0.358	0.346		0.335	0.312
r2_w	0.358	0.346		0.335	0.312
AR(1) *P* 值			0.012		
AR(2) *P* 值			0.181		
Sargan P 值			0.323		

（四）稳健性检验

首先，考虑异样本点的影响。由于中国经济发展的区域特征鲜明，不同地区要素报酬存在较大差异。为检验估计结果是否受到异常点的影响，首先计算得出所有省市区劳动收入份额在5%和95%的百分数，并将全部样本中低于5%分位数及高于95%分位数的样本剔除。在此基础上对剩余样本进行固定效应模型估计，结果见表5第（4）列。从中可知，资源误配系数的回归系数值皆达到显著为负，且从数值上看也与前述结果相接近。其次，使用居民收入基尼系数作为代理变量代替。前文采用人均 *GDP* 基尼系数作为资本差距的代理变量，为进一步保证稳健性，我们重新使用居民收入基尼系数作为代理变量代替，分析资源误配系数对劳动收入份额影响。估计结果见表5第（5）列。变量 *GINI2* 代表各省市的居民收入基尼系数。结果表明，使用收入基尼系数作为代理变量，资源误配系数对劳动收入份额的影响依然是显著为负的。本文的实证分析结果表明，资源误配系数对国民劳动收入份额有显著的负面影响，并且在控制了人力资本、FDI、财政支出等因素之后，研究结果仍然是显著的，表现出相当的稳健性。上述结果既验证了资源误配系数影响劳动收入份额变动的假说，也有助于深化我们对于中国资源误配置经济后果的认识。

四、结论与启示

本文从资源误配置的新视角研究中国劳动收入份额过低的成因，通过构建理论模型，我们确认在资本－劳动呈替代关系时，资本深化会降低劳动收入份额，这一结论无论在完全竞争市场（要素自由流动）还是不完全竞争市场（要素市场分割）都是成立的；而当资本劳动呈替代关系时，由于要素市场分割所导致的资源误配置会降低劳动收入份额。这一发现很好地丰富了已有文献对劳动收入份额的研究。

通过 2001～2013 年的省际面板数据进行估计，结果表明中国的资本－劳动替代弹性显著大于 1，表明资本劳动呈替代关系；进一步构建 2001～2013 年的资源误配系数省际面板数据，实证分析结果也表明资源误配置对劳动份额都有显著的负面影响。此外，人力资本、政府支出以及资本产出比等因素对劳动份额都有显著的负面影响。在控制了内生性、异常样本点的影响以及采用不同代理变量的情况下，上述研究结果仍然是显著和稳健的。

本文的研究意味着，在当前资本－劳动呈替代关系的情况下，通过破除要素在地区间的流动壁垒、提高要素市场一体化水平，能够优化资源配置，并提高劳动收入份额。

参考文献：

[1]魏下海，董志强，赵秋运. 人口年龄结构变化与劳动收入份额：理论与经验研究[J]. 南开经济研究，2012，(2)：100－119.

[2]王宋涛，魏下海，涂　斌，等. 收入差距与中国国民劳动收入份额变动研究——兼对 GDP 中劳动份额 U 型演变规律的一个解释[J]. 经济科学，2012，(6)：33－47.

[3]李清华. 中国劳动收入份额的国际比较研究[J]. 当代财经，2013，(3).

[4]李　扬，殷剑峰. 中国高储蓄率问题探究[J]. 经济研究，2007，(6).

[5]李稻葵，梦　杰，刘霖林. 我国现阶段初次分配中劳动收入下降分析[J]. 经济理论与经济管理，2010，(2).

[6]王宋涛. 中国居民消费率缘何下降——基于宏观消费函数的多变量分解[J]. 财经研究，2014，(6).

[7]银温泉，才婉茹. 我国地方市场分割的成因和治理[J]. 经济研究，2001，(6).

[8]石　磊，马士国. 市场分割的形成机制与中国统一市场建设的制度安排[J]. 中国人民大学学报，2006，(3).

[9]KALDOR N. Capital Accumulation and Economic Growth[C]// Lutz F A , Hague D C. The Theory of Capital，New York：St. Martins Press，1961：177－222.

[10]BENTOLILA S，SAINT－PAUL G. Explaining Movements in the Labor Share [J]. Contributions to Macroeconomics，2003，3(1)：1－33.

[11]ASKENAZY P. Trade，Services and Wage Inequality[R]. Oxford Economic Paper，2005，57(4)：674－692.

[12]JAYADEV A. Capital Account Openness and the Labor Share of Income[J]. Cambridge Journal of Economics，2007，31(3)：423－443.

[13]KABACA S. Labor Share Fluctuations in Emerging Markets：The Role of the Cost ofBorrowing[R/OL]. University of British Columbia，working paper，2011，9.

[14]罗长远，张　军. 劳动收入份额下降的经济学解释[J]. 管理世界，2009，(5).

[15]白重恩，钱震杰. 谁在挤占居民的收入——中国国民收入分配格局分析[J]. 中国社会科学，2009，(5).

[16]黄先海，徐　圣. 中国劳动收入比重下降成因分析——基于劳动节约型技术进步的视角[J]. 经济研究，2009，(7).

[17]赵秋运，魏下海，张建武. 国际贸易、工资刚性和劳动收入份额[J]. 南开经济研究，2012，(8)。

[18]罗长远，张　军. 经济发展中的劳动收入占比：基于中国产业数据的实证研究[J]. 中国社会科学，2009，(4).

[19]白重恩，钱震杰. 劳动收入份额决定因素：来自中国省际面板数据的证据[J]. 世界经济，2010，(12).

[20]邵 敏,黄玖立. 外资与我国劳动收入份额——基于工业行业的经验研究[J]. 经济学(季刊),2010,(4).
[21]方文全. 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? [J]. 金融研究,2011,(2).
[22]罗长远,陈 琳. 融资约束会导致劳动收入份额下降吗? [J]. 金融研究,2012,(3).
[23]魏下海,董志强,黄玖立. 工会是否改善劳动收入份额? ——理论分析与来自中国民营企业的经验证据[J]. 经济研究,2013,(8).
[24]魏下海,董志强,刘 愿. 政治关系、制度环境与劳动收入份额——基于全国民营企业调查数据的实证研究[J]. 管理世界,2013,(5).
[25]王宋涛,杨 薇,吴超林. 中国国民总效用函数的构建与估计[J]. 统计研究,2011,(4).
[26]王宋涛,吴超林. 中国居民收入不平等的宏观效应研究:模型、方法与数据[J]. 经济评论,2013,(6).
[27]张 军,吴桂英,张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算:1952—2000[J]. 经济研究,2004,(10).
[28]冼国明,杨长志. 外资所有权与工资升水关系研究述评[J]. 经济学动态,2009,(3).
[29]GORG H E, STROBL F. Why Do Foreign – owned Firms Pay More? The Role of on – the – job Training[J]. Review of World Economics,2002,143(3):464 – 482.
[30]王永进,盛 丹. 要素积累、偏向型技术进步与劳动收入占比[J]. 世界经济文汇,2010,(4).

Study on the Impact of Resources Mismatch on China's Labor Income Share

WANG Song-tao, WEN Si-mei
(*College of Economics & Management*, *South China Agricultural University*, *Guangzhou* 510642, *China*)

Abstract: The mismatch of resources is an important reason for the decline of China's labor income share. Research of theoretical model shows that: when the relationship between capital and labor was substitute relationship, the mismatch of resources would lead to a decline in labor income share. Empirical studies using the 2001-2010 inter-provincial panel data show that the mismatch of resources significantly reduce labor income share, even after controlled other factors that affect the labor share, the conclusion is still significant and robust. So by promoting factor market integration, optimizing resource allocation will help improve the labor income share.

Key Words: market segmentation; mismatch of resources; Gini Coefficient; labor income share