

市场分割、资源错配与劳动收入份额

王宋涛 温思美 朱腾腾*

摘要: 要素市场分割是当前中国市场经济发展进程中的一个重要问题,其不但影响经济增长,也影响收入分配。本文通过一个基于市场分割的新古典生产模型研究得出:要素市场分割会加剧资源错配程度,在资本-劳动呈替代关系时,会降低劳动收入份额。利用1998-2007年中国工业企业数据库构建279个城市的要素市场分割指数和资源错配指数面板数据,实证研究发现:要素市场分割显著加剧中国工业企业的资源错配,并降低了劳动收入份额。即便考虑可能存在的内生性以及采用省级区域的数据,上述研究结论依然成立。本文研究意味着,通过深化体制改革,破除阻碍生产要素流动的壁垒,有利于提高劳动收入份额,完善要素收入分配。

关键词: 要素市场分割;资源错配;劳动份额;收入分配

一、引言及文献综述

中国三十多年改革开放的一个显著成就是市场经济得到高速发展,市场化水平不断提高。然而,由于制度体制原因,与发达国家相比,中国的要素市场发育仍然相对落后,要素市场存在不同程度的分割^①。这种分割既体现在区域之间,也体现在行业之间、甚至企业之间。具体而言,户籍制度、农村土地产权制度以及劳工保护法律等因素造成劳动力流动的极大成本,而地方保护主义、政务环境欠佳、利率的非市场化等因素造成资本流动的极大成本。关于中国的市场分割成因和现状,不少学者已进行了充分的论述(Young, 2000; 白重恩等, 2004; 陆铭等, 2004; 石磊、马士国, 2006; 窦勇, 2010; 陈永伟, 2013)。

要素市场分割必然影响资源的有效配置,进而导致一系列的经济后果,本文将探讨其中的一种,即市场分割对劳动收入份额的影响。要素市场分割影响劳动收入份额在逻辑上并

*王宋涛,汕头大学商学院、汕头大学粤台企业合作研究院,邮政编码:515063,电子信箱:stwang@stu.edu.cn;温思美,华南农业大学经济管理学院,邮政编码:510642,电子信箱:smwen@scau.edu.cn;朱腾腾,汕头大学商学院,邮政编码:515063,电子信箱:13ttzhu@stu.edu.cn。

本文受到以下项目资助:广东省哲学社会科学规划项目“市场分割对国民劳动收入份额变动的影响研究”(项目编号:GD13YLLJ01)、国家自然科学基金项目“中国劳动收入份额决定的微观机制:基于转型背景和企业要素收入分配视角的理论和实证研究”(项目编号:71473089)、广东省软科学研究计划项目“粤东地区传统产业升级路径及其绩效评价研究”(项目编号:2015A070704057)、汕头大学科研启动项目“中国居民收入不平等的宏观效应研究”(项目编号:STF13011)、汕头大学文科科研基金项目“市场分割对国民劳动收入份额的影响研究”(项目编号:SR13004)。作者感谢匿名审稿人的建议,文责自负。

①本文所指的分割,并非完全物理意义上的分割,只要存在市场摩擦、流动成本,即可称之为市场分割。

不难理解。要素市场分割必然影响资源(资本-劳动)的优化配置(可用资本集约度的差异衡量),根据新古典模型,资本的收益率取决于资本的边际产出,而边际产出则取决于生产函数及资本集约度;因此,不同市场的资本集约度差异就会影响资本和劳动的收入分配,即影响劳动收入份额。那么,这种影响机制具体是怎样的呢?本文通过建立一个基于市场分割的新古典生产模型分析表明:在资本-劳动呈替代关系时,要素市场分割会加剧资本错配程度,进而降低劳动收入份额,随后我们利用中国工业企业数据展开实证研究,完全支持了上述观点。

本文与两个领域的研究紧密相关,可以视为对这两个领域研究文献的新的补充。第一个领域是有关要素市场分割或资源错配对经济增长的影响。这些文献证实,要素市场分割(扭曲)或资源错配对经济发展有显著的负面影响(Lagos, 2006; Aoki, 2012; Rogerson, 2008)。比如,资源错配会降低中国的全要素生产率,影响经济增长(袁志刚、解栋栋, 2011; 李静等, 2012; 罗德明等, 2012; 陈永伟, 2013);要素市场分割会造成低成本出口,导致宏观经济失衡(窦勇, 2010);资源错配会导致产业结构失衡(楼东玮, 2013);劳动力市场分割影响性别收入差距(邓峰、丁小浩, 2012)。既有文献主要集中在要素市场分割或资源错配对全要素生产率(经济增长)或经济结构的影响,并未涉及其对劳动收入份额的影响。因此,本文有助于拓宽对要素市场分割或资源错配的经济影响的认识,能够形成对既有文献的有益补充。

第二个与本文紧密相关的研究领域的文献集中于劳动收入份额的决定因素。对劳动收入份额决定因素研究的聚焦源于中国的劳动收入份额自 20 世纪 90 年代中后期进入下降通道,并远低于发达国家和其他发展中国家,由此导致一系列的不良经济后果,如收入差距扩大,消费需求下降等(李稻葵等, 2010; 王宋涛, 2014)。国内对劳动收入份额决定因素的研究从微观和宏观两条路径展开。微观路径主要利用企业的微观统计数据,考察影响企业劳动收入份额的各种因素,这方面的代表性文献主要有白重恩等(2008)、周明海等(2010)、罗长远和陈琳(2012)、魏下海等(2013a, 2013b)。这些文献认为产品市场垄断和国有部门改制、企业外资股权占比、企业融资约束、政治关系以及是否设立工会都会影响企业的劳动收入份额。宏观路径主要利用宏观面板统计数据,研究偏向性技术进步、劳动力供求变动、产业结构调整、人口年龄结构变化以及国际贸易对劳动收入份额的影响(白重恩、钱震杰, 2010; 黄先海、徐圣, 2009; 魏下海等, 2012; 赵秋运等, 2012)。但是,这一领域的研究迄今尚没有考虑要素市场分割或资源错配的因素,国外文献如国内较多引用的 Bentolila 和 Saint-Paul (2003)等也都没有从市场分割的视角进行研究,因此本文将从这个新的视角展开研究,而且我们将利用微观数据展开宏观层面的研究。

本文除了在学术上丰富了相关领域的研究文献,也具有明显的现实意义,即通过深化体制改革,改善制度环境,提高要素市场一体化水平,不但能促进经济增长、改善经济结构,还能实现中共十八大提出的“提高劳动报酬在初次分配中的比重”,实现经济社会的全面发展。

本文接下来的内容安排如下:第二部分建立一个基于市场分割的新古典生产模型推导出理论命题,并提出关于要素市场分割、资源错配与劳动收入份额的理论假设;第三部分构建实证模型、说明主要方法及数据来源;第四部分利用数据进行实证检验并分析结果;最后是结论与建议。

二、理论分析

本文利用标准的新古典生产模型考察完全竞争市场的劳动收入份额决定机制,再建立

基于市场分割的模型,定义要素市场分割指数和资源错配指数,推导出理论命题和理论假设。

(一) 完全竞争市场的劳动收入份额

假设经济中存在一种产品,既为资本品,也为消费品,同一区域内的市场是完全竞争的,并且没有技术变迁,区域 i 的同质厂商使用 CES 生产技术,生产函数为:

$$Y_i = F(K_i, L_i) = A [\alpha K_i^{(\sigma-1)/\sigma} + (1-\alpha) L_i^{(\sigma-1)/\sigma}]^{\sigma/(\sigma-1)}$$

其中, $A > 0$ 为全要素生产率,假定不同地区的全要素生产率相同; $0 < \alpha < 1$ 为常数; $\sigma = d(K_i/L_i)/(K_i/L_i) / d(w_i/r_i)/(w_i/r_i) > 0$ 为资本劳动替代弹性,当 $\sigma = 1$ 时, CES 生产函数即为 C-D 生产函数。

记人均产出为 $y_i = Y_i/L_i$, 人均资本存量(资本集约度)为 $k_i = K_i/L_i$, 则:

$$y_i = f(k_i) = A [\alpha k_i^{(\sigma-1)/\sigma} + (1-\alpha)]^{\sigma/(\sigma-1)}$$

假设产出的价格水平可以规范化为 1, 资本折旧率为 0, 厂商决定选择投入多少劳动和资本, 来生产多少产品以实现自己的利润最大化, 即:

$$\max_{K_i, L_i} F(K_i, L_i) - r_i K_i - w_i L_i$$

其中, r_i 为资本回报率, w_i 为工资(劳动收入)。

由于局部市场为完全竞争, 厂商的极大化利润为 0, 因此资本回报率:

$$r_i = f'(k_i) = A\alpha [\alpha k_i^{(\sigma-1)/\sigma} + (1-\alpha)]^{1/(\sigma-1)} k_i^{-1/\sigma} \quad (1)$$

劳动的报酬为:

$$w_i = f(k_i) - k_i f'(k_i) = (1-\alpha) A [\alpha k_i^{(\sigma-1)/\sigma} + (1-\alpha)]^{1/(\sigma-1)} \quad (2)$$

则劳动收入份额为:

$$e_i = w_i/y_i = (1-\alpha) [\alpha k_i^{(\sigma-1)/\sigma} + (1-\alpha)]^{-1} \quad (3)$$

进一步推导, 可以得到:

$$w_i = (1-\alpha) A^{1-1/\sigma} y_i^{1/\sigma} = B y_i^{1/\sigma} \quad (4)$$

$$e_i = B y_i^{1/\sigma-1} \quad (5)$$

根据式(1)、(2)、(3)容易得到以下命题:

命题 1: $\frac{\partial r_i}{\partial k_i} < 0$, $\frac{\partial w_i}{\partial k_i} > 0$, 当 $\sigma > 1$ 时, $\frac{\partial e_i}{\partial k_i} < 0$ 。

即在完全竞争市场中, 资本深化会降低资本收益率、提高工资水平, 在资本和劳动呈替代关系时, 资本深化还会降低劳动收入份额, 因为企业会用更多的资本来替代劳动。

(二) 资源错配对劳动收入份额的影响

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、劳动力同质, 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“资源错配”。借鉴衡量收入差距的最常用指标, 我们使用“人均资本基尼系数” (G_k) 来衡量资源错配, 称为“资源错配系数”, 其取值范围为 $[0, 1]$, $G_k = 0$ 表示不存在资源错配, $G_k = 1$ 表示资源错配最严重。

考察 N 个区域的情形, 设 N 个区域的全要素生产率相同, 其同质的劳动力数相同。 $k = (\sum_{i=1}^N k_i) / N$ 为总体的人均资本存量, $k_i (i = 1, 2, \dots, N)$ 为区域 i 的人均资本存量, 不妨假定 $k_1 <$

$k_2 < \dots < k_N$ 。

设 N 个区域的人均资本存量服从经典帕累托分布,则人均资本分布的洛伦兹曲线为 (Sarabia, 2008; 王宋涛等, 2011): $L(p) = 1 - (1-p)^{\frac{1-G_k}{1+G_k}}$ 。根据洛伦兹曲线的定义,区域 i 的人均资本为:

$$k_i = kN \left[L\left(\frac{i}{N}\right) - L\left(\frac{i-1}{N}\right) \right] = kN \left[\left(1 - \frac{i-1}{N}\right)^{\frac{1-G_k}{1+G_k}} - \left(1 - \frac{i}{N}\right)^{\frac{1-G_k}{1+G_k}} \right] \quad (6)$$

记区域 i 的人均收入为 y_i , 各个区域的人均收入同样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:

$$\begin{aligned} y_i &= yN \left[\left(1 - \frac{i-1}{N}\right)^{\frac{1-G_y}{1+G_y}} - \left(1 - \frac{i}{N}\right)^{\frac{1-G_y}{1+G_y}} \right] \\ y_i &= f(k_i) = f \left(kN \left[\left(1 - \frac{i-1}{N}\right)^{\frac{1-G_k}{1+G_k}} - \left(1 - \frac{i}{N}\right)^{\frac{1-G_k}{1+G_k}} \right] \right) \\ y &= \frac{1}{N} \left[\sum_{i=1}^N f(k_i) \right] = \frac{1}{N} \left[\sum_{i=1}^N f \left(kN \left[\left(1 - \frac{i-1}{N}\right)^{\frac{1-G_k}{1+G_k}} - \left(1 - \frac{i}{N}\right)^{\frac{1-G_k}{1+G_k}} \right] \right) \right] \end{aligned}$$

可以得到以下引理:

引理 1: $\frac{\partial y}{\partial k} > 0$; 即人均资本越大, 则人均收入差距越大 (证明见附录 1)。

引理 2: $\frac{\partial G_y}{\partial G_k} > 0$; 即资源错配系数越大, 区域收入差距也越大 (证明见附录 2)。

根据 (4) 式, 可以得到国民劳动收入份额为:

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

从而可以得到以下命题:

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 (证明见附录 3)。

结合命题 1 和命题 2, 可以知道, 不管是完全竞争市场还是存在市场分割, 资本深化对劳动收入份额的影响相同, 其都取决于资本-劳动替代弹性。目前大多研究认为中国资本劳动替代弹性大于 1 (李稻葵等, 2010; 王宋涛等, 2012; 魏下海等, 2013a, 2013b); 根据式 (4), 本文使用省际面板数据的估计结果为 1.33, 因此提出本文的第一个实证假设:

假设 1: 资本深化降低了中国的劳动收入份额。

进一步, 我们还可以得到:

命题 3: 当 $\sigma > 1$ 时, $\frac{\partial e}{\partial G_k} < 0$, 即当资本-劳动呈替代关系时, 资源错配系数越大, 国民劳动收入份额越低 (证明见附录 4)。

根据命题 3, 可以提出以下实证假设:

假设 2: 资源错配降低了中国的劳动收入份额。

(三) 要素市场分割对资源错配和劳动收入份额的影响

资源之所以错配,原因在于其流动障碍,即流动需要成本,本文称之为要素市场分割。那么,如何衡量要素市场分割的程度?对于产品市场而言,学者们大都使用产品价格差异(相对价格法)来衡量市场分割(Young, 2000; 桂琦寒等, 2006)。根据“冰川理论”(Samuelson, 1954),如果不存在流动成本,那么不同市场的产品价格应该一致。因此,当不同市场的产品价格差异越大,则表示产品流动的成本越大,产品市场分割越严重^①。对于要素市场而言,要素收益就是要素的价格,因此,可以使用要素的价格差异来衡量要素市场分割。具体而言,我们使用地区间的资本收益率基尼系数(G_r)来衡量资本市场的分割,用地区间的工资基尼系数(G_w)来衡量劳动力市场的分割。定义 G_r 为“资本市场分割指数”,定义 G_w 为“劳动力市场分割指数”。^②

设 N 个区域市场的资本收益率 r_i 和工资 w_i 都服从经典帕累托分布,假定 $k_1 < k_2 < \dots < k_N$ 。根据命题 1,容易知道: $r_1 > r_2 > \dots > r_N$, $w_1 < w_2 < \dots < w_N$, 并且当 $\sigma > 1$ 时, $e_1 > e_2 > \dots > e_N$ 。则各区域市场的资本收益率和人均劳动收入可以表示为:

$$r_{N-i+1} = rN \left[\left(1 - \frac{i-1}{N}\right)^{\frac{1-G_r}{1+G_r}} - \left(1 - \frac{i}{N}\right)^{\frac{1-G_r}{1+G_r}} \right], \text{ 其中 } r = \left(\frac{1}{N}\right) \sum_{i=1}^N r_i。$$

$$w_i = wN \left[\left(1 - \frac{i-1}{N}\right)^{\frac{1-G_w}{1+G_w}} - \left(1 - \frac{i}{N}\right)^{\frac{1-G_w}{1+G_w}} \right], \text{ 其中 } w = \left(\frac{1}{N}\right) \sum_{i=1}^N w_i。$$

进一步可以得出以下命题:

命题 4: $\frac{\partial G_k}{\partial G_r} > 0$, $\frac{\partial G_k}{\partial G_w} > 0$, 即资本市场分割和劳动力市场分割程度越高,资源错配程度越高(证明见附录 5)。

相应地,我们提出以下实证假设:

假设 3: 资本要素市场和劳动力要素市场分割都加剧中国的资源错配程度。

结合命题 3 和命题 4,有:

命题 5: 当 $\sigma > 1$ 时, $\frac{\partial e}{\partial G_r} < 0$, $\frac{\partial e}{\partial G_w} < 0$; 即当资本和劳动为替代关系时,资本市场分割或劳动力市场分割加剧都会降低劳动收入份额。

根据前文估计的中国资本-劳动替代弹性数据,我们提出本文最重要的一个实证假设:

假设 4: 要素市场分割降低了中国的劳动收入份额。

至此,我们完成了理论模型分析。虽然,从数学上讲,两个变量的(正负)相关性并不能体现其因果关系,但就经济学逻辑而言,这种相关性的因果关系确实显而易见:首先,要素市场的分割,即要素流动存在成本,表现为要素报酬的差异;其次,要素市场分割导致了地区间

① 这是一种理想的情形,即假定没有影响价格变动的其他因素。

② 要素市场分割只是导致资源错配的一个因素;现实中不同地区的全要素生产率不同,也会导致人均资本存量的差异。本文模型假定了各地区全要素生产率相同,但在实证分析中,我们将把资本的实际收益率作为控制变量,一定程度上控制了全要素生产率的差异。

③ 由于人均资本存量低的地区,资本收益率反而高,因此计算资本收益率基尼系数(洛伦兹曲线)时,要把地区的顺序倒过来。

的资源错配,其表现为人均资本存量差异,资本差异又导致了产出(收入)的差异;最后,由于以收入为变量的劳动收入函数是凹函数,因此,收入差距扩大会导致劳动收入份额下降。

三、计量模型与数据说明

(一) 基本回归模型

为检验要素市场分割对劳动收入份额的影响,设定回归模型如下:

$$\ln(l_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 gini_roa_{it} + \alpha_2 gini_pwage_{it} + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

(7)式中:下标*i*表示城市,*t*表示年份,各变量(指标)含义如下:

(1)*ls*,劳动收入份额,通过计算每个企业的劳动收入份额,然后加权得到市级的劳动收入份额。对微观企业劳动收入份额的估计采用要素成本增加值的概念估算(白重恩、钱震杰,2010;魏下海等,2013a,2013b),具体计算公式为:

劳动收入份额 *ls* = 雇员工资奖金总额 / (企业利润总额(含税费) + 雇员工资奖金总额)。

(2)*gini_pwage*,劳动力市场分割指数。具体算法为,计算每个城市的每个企业的人均工资,再根据各个企业的人均工资数据拟合洛仑兹曲线函数^①,进一步计算得到市人均工资的基尼系数。

(3)*gini_roa*,资本市场分割指数。计算每个城市中各个企业的资本收益率,利用各个企业的资本收益率数据拟合洛仑兹曲线,进一步计算得到各市的资本收益率的基尼系数。

X 为各控制变量,其中市级控制变量主要包括:

(4)*pk*,取对数,为人均资本,衡量资本深化,用全市工业企业的资本(总资产)除以劳动力数量得到。该变量用于检验假设1,预期符号为负。

(5)*sck*,取对数,为市企业规模,利用全市工业企业的总资产除以企业数量得到。

(6)*roa*,总资产收益率,全市工业企业的总利润除以总资产。该控制变量主要用于控制每个城市的全要素生产率。根据理论模型,全要素生产率对劳动收入份额有重要影响。因为资产收益率由全要素生产率和人均资本决定,我们已经控制了人均资本,因此使用总资产收益率作为全要素生产率的代理变量是合适的。

其他控制变量缺乏市际数据,使用省际数据代替,这些变量为:(7)*pEDU*,人均受教育年限,用于衡量人力资本,取对数;(8)*GOV*,政府支出占比GDP比重;(9)*pFDI*,人均实际利用外资,取对数;(10)*thdInd*,第三产业增加值占GDP比重。

(二) 潜在的内生性问题

引起内生性问题的原因一般来讲,大致有如下几条:(1)模型设定偏差,遗漏了重要解释变量,而且被遗漏变量与其他解释变量相关;(2)测量误差。对被解释变量的测量误差其实不会引起内生性问题,而对解释变量的测量误差则会导致内生性问题;(3)被解释变量与解释变量双向交互影响(或同时受到其他变量的影响)。面对可能存在的内生性问题我们通常存在三种处理选择:(1)对此忽略,承受有偏而且不一致的结果,在此情况下我们需要给出估计值与关键参数的偏误方向;(2)使用代理变量,代理变量应满足的条件:第一个条件是,遗漏变量是代理变量与被解释变量的完全中介,第二个条件是遗漏变量除去由代理变量代

^①每个城市的数据样本较大,使用洛仑兹曲线拟合(再求积分或参数)与使用离散方法计算的基尼系数基本一致,一共2780个样本,计算量较大;实际操作中都统一使用离散方法编程计算。

理的那部分而剩余部分与其他解释变量不相关,我们希望代理变量“代理”了遗漏变量中引起内生性的那一部分,而余下部分外生于其他解释变量;(3)如果某内生变量不随时间变化,我们可以用面板固定效应或一阶差分法加以消除;(4)使用工具变量:工具变量将作为内生变量的工具加以使用,但其必须满足两个条件,第一个条件是相关性,即工具变量与内生变量相关;第二个条件是外生性,即工具变量与扰动项不相关。

对于本文的基本模型(7)而言,考虑到核心解释变量 $gini_pwage$ 和 $gini_roa$ 可能与被解释变量存在内生性。首先,可能因为遗漏变量等原因使得其与同期误差项存在同期相关;借鉴邵敏和黄玖立(2010)的做法,使用解释变量滞后一期替代当期,作为当期的代理变量,并使用固定效应对模型进行重新估计。

其次,内生性的产生还有可能因为市场分割与劳动收入份额之间互为因果关系,由此导致市场分割的系数产生“伪相关问题”,对此我们使用工具变量对模型采用两阶段最小二乘估计。考虑到工具变量必须影响资本收益率差异和工资差异(也即要素市场分割)而不受劳动收入份额的影响,制度变量是比较可行的工具变量,因为要素市场分割大都是制度原因所造成,而制度本身又外生于劳动收入份额。在国内的经济学研究中,樊纲等(2011)主编的《中国市场化指数:各地区市场化相对进程 2011 年报告》中的各类指数通常被用来衡量制度环境,因此我们也从中选取三个变量作为工具变量,分别为:市场分配经济资源比重、信贷资金分配的市场化、非国有经济发展程度。

(三)中介变量检验法

前面的理论模型中,要素市场分割首先影响资源错配,并进一步影响劳动收入份额,这意味着资源错配在两者之间起着中介作用。那么,对此如何进行实证检验? Baron 和 Kenny (1986)提供了一种检验方法,如图 1 所示,路径 a 表示解释变量对中介变量产生影响,而路径 b 则表示中介变量对被解释变量产生影响,路径 c 表示解释变量对被解释变量产生影响,路径 c^* 表示路径 a 和路径 b 同时受到控制时,解释变量对被解释变量的影响。

由此可见,一个变量要成为中介变量需要满足三个条件:(1)解释变量的变化能够解释中介变量变化;(2)中介变量的变化能够解释被解释变量变化;(3)控制中介变量后,解释变量和被解释变量之间原来存在的显著关系则明显下降。当路径 c^* 降低为 0 时,可以认为存在唯一的中介变量,此时称该变量为完全中介变量;如果路径 c^* 不为 0,则认为存在多个中介变量,该变量即为部分中介变量。

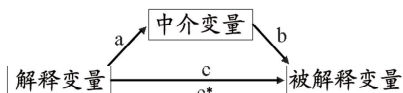


图 1 中介变量示意图

我们根据 Baron 和 Kenny (1986) 的思路,分三步进行实证检验,回归模型分别为:

$$gini_pk_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 gini_roa_{it} + \alpha_2 gini_pwage_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$\ln(ls_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 gini_pk_{it} + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$\ln(ls_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 gini_roa_{it} + \alpha_2 gini_pwage_{it} + \alpha_3 gini_pk_{it} + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

(8)-(10)式中: $gini_pk$ 为(市级)资源错配系数,利用每家企业的人均资本,计算市级的人均资本基尼系数得到,其他变量含义同上。模型(8)验证市场分割对资源错配的影响;模型(9)验证资源错配对劳动收入份额的影响;模型(10)验证资源错配在市场分割影响劳动收入份额中所起的作用。

(四) 数据来源

本文数据主要来源于《中国工业企业数据库》(1998–2007 年),该数据库数据由各省、自治区、直辖市统计局和国务院各有关部门报送国家统计局,范围较全,准确度较高;截至目前共收录中国 50 多万家企业,占中国工业总产值的 90% 左右,是产业研究中重要的微观资料。同时,也有部分指标数据来源于各省份历年统计年鉴。

利用《中国工业企业数据库》中 1 205 336 家企业的微观数据计算市际指标,一共得到 279 个地级市 10 年的面板数据;利用市际指标数据以及从各省份统计年鉴收集的省际数据计算得到省际指标数据。主要解释变量 *gini_pwage* 和 *gini_roa* 的具体计算方法为:计算每个微观企业的人均工资与资产收益率,并由此构建宏观的洛仑兹曲线,最终通过市际和省际的曲线计算出市际和省际的人均工资基尼系数与资产收益率的基尼系数。通过编程计算,最终得到 279 个地级市的 10 年面板数据。指标(1)、(4)–(6)则取城市均值。指标(7)–(9)使用省际数据,原始数据来源于各省份历年统计年鉴。原始数据都利用 1998 年的定基价格指数进行了价格调整。使用 STATA.13 软件进行数据分析,变量的描述性统计见表 1。

表 1 变量描述性统计(市际)

变量	定义	均值	标准差	最小值	最大值
<i>ls</i>	劳动收入份额	0.581	0.117	0.301	0.875
<i>gini_pwage</i>	劳动力市场分割指数	0.223	0.0355	0.0645	0.374
<i>gini_roa</i>	资本市场分割指数	0.539	0.0607	0.234	0.752
<i>pk</i>	人均资本存量	193.0	61.95	62.98	558.4
<i>sck</i>	企业平均总资产	79 366	89 470	4 641	1.116e+06
<i>roa</i>	资本收益率	0.0533	0.0274	0.00368	0.355
<i>pEDU</i>	人力资本	7.822	0.818	4.906	11.09
<i>pFDI</i>	对外投资	0.0514	0.0674	6.42e-06	0.327
<i>GOV</i>	政府支出占比	0.128	0.0610	0.0558	0.798
<i>thdInd</i>	第三产业占比	37.83	5.334	29	72.10

注:人力资本缺少西藏人均受教育年限的数据。

需要说明的是,考虑到数据库中微观企业数据存在一些异常值,这些异常值使得变量指标容易出现偏态分布。因此在计算市场分割指数之前,我们剔除了异常值样本(如实收资本额为负和员工工资奖金为负的企业),并对模型的关键变量在样本 1% 和 99% 分位数处做 Winsorize 处理,得到 1 205 336 家有效微观企业数据。同时,在计算市际市场分割指数时,为了保证通过曲线计算得到的基尼系数一定的精确性,我们剔除了样本企业数少于 5 的地级市。

此外,由于要素市场分割既可以体现在地理上的区域分割,也可以体现在行业之间、企业之间的要素流动障碍。使用市际面板数据,则要素市场分割可能体现在行业、企业以及区域之间的流动障碍。但在中国,区域的要素市场分割,更多体现在省或市之间,这种分割的严重程度更甚,因此,我们还构建省际面板数据对模型的稳健性进行检验。我们使用微观企业数据计算得到市际数据进一步计算省际数据,如省的资本市场分割指数和劳动市场分割指数则利用该省份内各个城市的资本收益率和人均工资计算基尼系数得到;其他省际层面的指标值则由该省份内各个市的指标值加权得到。根据数据的可获得性,最终得到 27 个省份 10 年的数据样本 270 个。

四、实证结果

(一) 基本回归结果

表2中的第(1)、(2)列汇报了回归式(7)的估计结果,估计方法为固定效应的普通最小二乘法。我们报告经由城市 Cluster 调整的稳健标准误。第(1)列除了市场分割指数外,只包括了市际控制变量;进一步地,第(2)列加入了省际控制变量。回归结果表明,市场分割指数 *gini_pwage* 和 *gini_roa* 与劳动收入份额 *ls* 分别在 1% 和 10% 的水平上显著负相关。这意味着,市场分割越严重,劳动收入份额越小,假设 4 成立。考虑到核心解释变量 *gini_pwage* 和 *gini_roa* 可能因为遗漏变量等原因使得与同期误差项存在同期相关,我们可使用解释变量滞后一期替代当期,作为当期的代理变量,并使用固定效应对模型进行重新估计,回归结果见表2第(3)列。此外,内生性的产生还有可能因为市场分割和劳动收入份额之间互为因果关系,由此导致市场分割的系数产生“伪相关问题”,对此我们使用工具变量(市场分配经济资源比重、非国有经济发展程度以及信贷资金分配的市场化)进行回归,回归结果见表2第(4)列。结果表明,做了内生性处理后,变量 *gini_pwage* 和 *gini_roa* 对劳动收入份额的负影响仍然显著存在,也即资本市场分割和劳动力市场分割都会显著降低劳动收入份额。

表2 回归分析结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>gini_pwage</i>	-0.201*** (0.055)	-0.163*** (0.051)	-0.135*** (0.052)	-4.101** (1.765)	-0.288** (0.129)	-0.353*** (0.125)
<i>gini_roa</i>	-0.180*** (0.035)	-0.060* (0.033)	-0.050* (0.034)	-2.355** (1.180)	-0.134* (0.072)	-0.106* (0.075)
<i>lnsck</i>	0.011*** (0.004)	0.040*** (0.004)	0.049*** (0.004)	0.059*** (0.010)	-0.062*** (0.013)	-0.009* (0.017)
<i>lnpk</i>	-0.169*** (0.009)	-0.258*** (0.009)	-0.271*** (0.010)	-0.197*** (0.032)	-0.059* (0.031)	-0.148*** (0.034)
<i>roa</i>	-6.149*** (0.074)	-6.549*** (0.071)	-6.275*** (0.073)	-7.469*** (0.651)	-6.722*** (0.207)	-6.945*** (0.216)
<i>lnpFDI</i>		0.028*** (0.003)	0.034*** (0.004)	-0.031* (0.016)		0.019*** (0.007)
<i>thdInd</i>		0.006*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.003 (0.002)		0.003*** (0.001)
<i>GOV</i>		0.057 (0.096)	-0.068 (0.105)	1.244** (0.491)		0.226 (0.173)
<i>lnpEDU</i>		0.465*** (0.037)	0.472*** (0.041)	0.071* (0.122)		0.288*** (0.082)
<i>_cons</i>	0.664*** (0.049)	-0.332*** (0.086)	-0.312*** (0.098)	1.865*** (0.490)	0.832*** (0.154)	0.057 (0.234)
<i>N</i>	2 790	2 770	2 493	2 770	279	270
<i>R²_w</i>	0.788	0.826	0.820	0.059	0.842	0.853
<i>F(P)</i>	1866.140 (0.0000)	1308.158 (0.0000)	1119.056 (0.0000)		259.382 (0.0000)	149.010 (0.0000)

注:括号内为标准误;* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$,下同。列(5)和(6)为后文省际数据的回归结果。

根据表2的总体回归结果,重点参考列(3)和列(4)的结果,我们考察控制变量对劳动收入份额的影响,并与已有文献相比较。

(1)人均资本(pk)对劳动收入份额的负面影响在1%水平上显著,表明资本深化降低了中国工业企业的劳动收入份额,即假设1成立。这个实证结果与白重恩和钱震杰(2010)、魏下海等(2012)等人的研究结果一致。人均资本的影响系数为负,也间接表明资本-劳动替代弹性大于1。

(2)企业资产规模(sch)对劳动收入份额的影响在1%水平上显著为正。表明企业规模越大,规模经济越明显,并能为员工提供更好的劳动报酬,这与魏下海等(2013a, 2013b)的研究结果一致。

(3)资本收益率(roa)对劳动收入份额的影响在1%水平上显著为负。由于人均资本对劳动收入份额影响为负,而根据模型,人均资本水平越高,资本的边际收益越低,容易推导出,全要素生产率越高(或技术进步),劳动收入份额越低。黄先海和徐圣(2009)认为中国的技术进步是劳动节约型的,因此会降低劳动收入份额。

(4) FDI 估计系数总体上显著为正,表明我国直接吸收外资能够提高工业企业的劳动收入份额,这个结论与冼国明和杨长志(2009)、Gorg等(2002)的研究一致,外资为了维护其竞争力,往往愿意支付更高的工资水平,这也是外资企业通常会成为大学毕业生就业首选的原因。不过,罗长远和张军(2009)、邵敏和黄玖立(2010)则认为外资对劳动收入有负向影响,因为外资加剧资本深化,从而降低了劳动收入份额;魏下海等(2012)的研究认为多种作用机制导致其影响方向不确定。

(5)产业结构(第三产业增加值占GDP比重)对劳动收入份额总体上在1%水平上有显著正影响。由于本文的劳动收入份额是使用了工业企业的数据,因此结论意味着第三产业的发展提高了工业行业的劳动收入份额,这似乎符合逻辑;第三产业的发展会创造更多就业机会,这会减少工业行业的劳动力供给,从而会提高工业企业的工资水平。

(6)政府支出占GDP比重(GOV)估计系数只有一个模型显著为正,其他都不显著,因此可认为政府支出对劳动收入份额影响不确定。王永进和盛丹(2010)利用省际数据的研究表明政府财政支出对劳动收入份额的影响并不显著;罗长远和张军(2009)利用省际数据发现政府财政支出有利于促进劳动收入份额的提高,魏下海等(2012)则认为政府支出对劳动收入份额有显著负面影响。由于所用数据、时间周期以及实证方法不同,不同文献的研究结果有所不同,因此政府支出对劳动收入份额的影响不明确。

(7)人力资本($pEDU$)对劳动收入份额的影响总体上显著为正,表明随着人力资本水平的提升,劳动收入份额也随之上升。这是由于人力资本能够提高劳动的边际产出,也能够提高雇员的工资谈判能力,从而提高工资水平和劳动收入份额,这一结果与魏下海等(2012)的研究是一致的。

(二)中介变量检验结果:资源错配对劳动收入份额的影响

根据中介变量检验法,使用计量模型(8)、(9)和(10)的固定效应模型进行回归。估计结果见表3的(1)-(3)列。结果表明:资源错配指数 $gini_pk$ 与市场分割指数 $gini_pwage$ 、 $gini_roa$ 显著正相关,也即假设2成立;资源错配指数 $gini_pk$ 与劳动收入份额 ls 呈显著负相关,也即假设3成立。而在控制了 $gini_pk$ 后,对比(3)列和(4)列可发现,市场分割指数 $gini_roa$ 的系数与显著性变化不大,而 $gini_pwage$ 的系数绝对值与显著性有所下降,系数绝

对值由 0.163 下降为 0.138;而显著性水平由 1%的水平下降为 5%。因此,我们可以认为资源错配指数在劳动力市场分割指数 *gini_pwage* 与劳动收入份额之间起着部分中介的作用。

表 3 中介变量检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>gini_pwage</i>	0.183 *** (0.022)		-0.138 ** (0.052)	-0.163 *** (0.051)
<i>gini_roa</i>	0.040 *** (0.014)		-0.060 * (0.033)	-0.060 * (0.033)
<i>gini_pk</i>		-0.160 *** (0.045)	-0.142 *** (0.045)	
<i>lnpk</i>		-0.257 *** (0.009)	-0.256 *** (0.009)	-0.258 *** (0.009)
<i>roa</i>		-6.533 *** (0.069)	-6.555 *** (0.071)	-6.549 *** (0.071)
<i>lnsck</i>		0.040 *** (0.004)	0.041 *** (0.004)	0.040 *** (0.004)
<i>lnpEDU</i>		0.476 *** (0.037)	0.463 *** (0.037)	0.465 *** (0.037)
<i>GOV</i>		0.000 (0.095)	0.042 (0.096)	0.057 (0.096)
<i>lnpFDI</i>		0.028 *** (0.003)	0.027 *** (0.003)	0.028 *** (0.003)
<i>thdInd</i>		0.006 *** (0.001)	0.006 *** (0.001)	0.006 *** (0.001)
<i>_cons</i>	0.334 *** (0.009)	-0.359 *** (0.084)	-0.298 *** (0.086)	-0.332 *** (0.086)
<i>N</i>	2 790	2 770	2 770	2 770
<i>R²_w</i>	0.030	0.826	0.826	0.826
<i>F</i>	38.880 (0.0000)	1471.598 (0.0000)	1182.496 (0.0000)	1308.158 (0.0000)

(三) 省际面板数据的检验

为了验证省级区域要素市场分割对劳动收入份额的影响,我们分别用省际层面的数据对模型进行估计,估计结果见表 2 中(5)-(6)列。结果表明所有变量的系数符号与基本模型(市际面板数据)一致,显著性水平也很高。此外,从结果还可以看到,劳动力市场分割指数和资本市场分割指数对劳动收入份额的影响系数较之于市际面板有所增加,表明劳动力市场分割和资本流动障碍对劳动收入份额的负面影响随着地理区域的扩大而扩大了。

五、结论与启示

要素市场分割(扭曲)和劳动收入份额过低(下降)是中国经济社会发展中存在的两个重要问题,但迄今尚没有文献将这两者结合起来进行研究。本文通过建立基于市场分割的新古典生产模型分析了要素市场分割如何导致资源错配进而影响劳动收入份额。利用 1998-2007 年中国工业企业的微观数据,本文构建了 279 个城市的要素市场分割指数和资源错配指数的市际面板数据;进一步的实证研究发现,要素市场分割程度越严重的地区,其资源错配程度也越重,而劳动收入份额则越低,即便控制了可能存在的内生性和异常样本点以及使用省际面板数据替代,研究结论都是稳健的。研究还同时发现,企业规模、人力资本、

FDI、第三产业比重对劳动收入份额都有显著的正向影响,而人均资本、资本平均收益水平(全要素生产率)对劳动收入份额都有显著负向影响。

本文研究在学术上是对要素市场分割(资源错配)的经济影响以及劳动收入份额的决定因素两个领域的研究文献的有益补充。同时,本文也具备一定的现实意义。虽然,改革开放三十多年以来,中国的市场化水平不断提高,但时至今日,仍然存在着严重影响资本和劳动力流动的体制性因素,譬如户籍制度、农村土地制度、地方保护主义、利率管制等。只有对这些制度进行根本性改革,才能使资源在全国范围内实现优化配置,促进中国经济增长,提高劳动收入份额,缩小居民收入差距,实现全面建设小康社会的宏伟目标。

附录:

附录 1:引理 1 证明

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

附录 2:引理 2 证明

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

附录 3:命题 2 证明

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

附录 4:命题 3 证明

$$\frac{\partial e}{\partial G_y} = \frac{-2B(1/\sigma) (yN)^{1/\sigma - 1}}{(1 + G_y)^2} \sum_{i=1}^N \left\{ \left[\left(1 - \frac{i-1}{N} \right)^{\frac{1-G_y}{1+G_y}} - \left(1 - \frac{i}{N} \right)^{\frac{1-G_y}{1+G_y}} \right]^{1/\sigma - 1} \right. \\ \left. \left[\left(1 - \frac{i-1}{N} \right)^{\frac{1-G_y}{1+G_y}} \text{Log} \left(1 - \frac{i-1}{N} \right) - \left(1 - \frac{i}{N} \right)^{\frac{1-G_y}{1+G_y}} \text{Log} \left(1 - \frac{i}{N} \right) \right] \right\}$$

参考王宋涛和吴超林(2013)文中命题 3 的证明,有: $\frac{\partial e}{\partial G_y} < 0$; 又根据引理 2, $\frac{\partial G_y}{\partial G_k} > 0$; 从而: $\frac{\partial e}{\partial G_k} = \frac{\partial e}{\partial G_y} \cdot \frac{\partial G_y}{\partial G_k} < 0$ 。证毕。

附录 5:命题 4 证明

$$\text{因为: } r_N = rN \left[1 - \left(1 - \frac{1}{N} \right)^{\frac{1-G_r}{1+G_r}} \right], r_N = f'(k_N), k_N = kN \left[\left(\frac{1}{N} \right)^{\frac{1-G_k}{1+G_k}} \right]; \text{从而: } \frac{\partial r_N}{\partial G_r} < 0, \frac{\partial r_N}{\partial G_k} = f''(k_N) \frac{\partial k_N}{\partial G_k} < 0; \text{从而} \\ \frac{\partial G_k}{\partial G_r} > 0。$$

$$\text{又 } w_N = wN \left[\left(\frac{1}{N} \right)^{\frac{1-G_w}{1+G_w}} \right], w_N = f(k_N) - k_N f'(k_N), \text{从而: } \frac{\partial w_N}{\partial G_w} > 0, \frac{\partial w_N}{\partial G_k} = -k_N f''(k_N) > 0; \text{从而: } \frac{\partial G_k}{\partial G_w} > 0。 \text{证毕。}$$

参考文献:

1. 白重恩、杜颖娟、陶志刚、全月婷, 2004:《地方保护主义及产业地区集中度的决定因素和变动趋势》,《经济研究》第 4 期。
2. 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。
3. 白重恩、钱震杰, 2010:《劳动收入份额决定因素:来自中国省际面板数据的证据》,《世界经济》第 12 期。
4. 陈永伟, 2013:《资源错配:问题、成因与对策》,北京大学博士学位论文。

- 5.邓峰、丁小浩,2012:《人力资本、劳动力市场分割与性别收入差距》,《社会学研究》第5期。
- 6.窦勇,2010:《开放进程中要素市场扭曲与宏观经济失衡》,中共中央党校博士学位论文。
- 7.樊纲、王小鲁、朱恒鹏,2011:《中国市场化指数:各地区市场化相对进程2011年报告》,经济科学出版社。
- 8.桂琦寒、陈敏、陆铭、陈钊,2006:《中国国内商品市场趋于分割还是整合:基于相对价格法的分析》,《世界经济》第2期。
- 9.黄先海、徐圣,2009:《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》,《经济研究》第7期。
- 10.李稻葵、梦杰、刘霖林,2010:《我国现阶段初次分配中劳动收入下降分析》,《经济理论与经济管理》第2期。
- 11.李静、彭飞、毛德凤,2012:《资源错配与中国工业企业全要素生产率》,《财贸经济》第5期。
- 12.楼东玮,2013:《资源错配视角下的产业结构失衡研究——关于错配指数的测度与分解》,《云南财经大学学报》第4期。
- 13.陆铭、陈钊、严冀,2004:《收益递增、发展战略与区域经济的分割》,《经济研究》第1期。
- 14.罗长远、张军,2009:《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》,《中国社会科学》第4期。
- 15.罗长远、陈琳,2012:《融资约束会导致劳动收入份额下降吗?》,《金融研究》第3期。
- 16.罗德明、李晔、史晋川,2012:《要素市场扭曲、资源错置与生产率》,《经济研究》第3期。
- 17.邵敏、黄玖立,2010:《外资与我国劳动收入份额——基于工业行业的经验研究》,《经济学(季刊)》第4期。
- 18.石磊、马士国,2006:《市场分割的形成机制与中国统一市场建设的制度安排》,《中国人民大学学报》第3期。
- 19.王宋涛、杨薇、吴超林,2011:《中国国民总效用函数的构建与估计》,《统计研究》第4期。
- 20.王宋涛、魏下海、涂斌、余铃铮,2012:《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》,《经济科学》第6期。
- 21.王宋涛、吴超林,2013:《中国居民收入不平等的宏观消费效应研究:模型、方法与数据》,《经济评论》第6期。
- 22.王宋涛,2014:《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》,《财经研究》第6期。
- 23.王永进、盛丹,2010:《要素积累、偏向型技术进步与劳动收入占比》,《世界经济文汇》第4期。
- 24.魏下海、董志强、赵秋运,2012:《人口年龄结构变化与劳动收入份额:理论与经验研究》,《南开经济研究》第2期。
- 25.魏下海、董志强、刘愿,2013a:《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》,《管理世界》第5期。
- 26.魏下海、董志强、黄玖立,2013b:《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》,《经济研究》第8期。
- 27.冼国明、杨长志,2009:《外资所有权与工资升水关系研究述评》,《经济学动态》第3期。
- 28.袁志刚、解栋栋,2011:《中国劳动力错配对TFP的影响分析》,《经济研究》第7期。
- 29.赵秋运、魏下海、张建武,2012:《国际贸易、工资刚性和劳动收入份额》,《南开经济研究》第8期。
- 30.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。
- 31.Aoki, Shuhei. 2012. "A Simple Accounting Framework for the Effect of Resource Misallocation on Aggregate Productivity." *Journal of the Japanese and International Economies* 26(4):473-494.
- 32.Baron, R., and D.Kenny. 1986. "The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations." *Journal of Personality and Social Psychology* 51(6): 1173-1182.
- 33.Bentolila, S., and G. Saint - Paul. 2003. "Explaining Movements in the Labor Share." *Contributions to Macroeconomics* 3(1): 1-32.
- 34.Gorg, H., E.Strobl, and F. Walshs. 2002. "Why Do Foreign-owned Firms Pay More? The Role of on-the-job Training." *Review of World Economic* 143(3):464-482.
- 35.Lagos, R. 2006. "A Model of TFP." *Review of Economic Studies* 73(4):983-1007.
- 36.Rogerson, R. 2008. "Structural Transformation and the Deterioration of European Labor Market Outcomes." *Journal of Political Economy* 116(2):235-259.
- 37.Samuelson, Paul. 1954. "Theoretical Note on Trade Problem." *Review of Economics and Statistics* 46(2):145-164.

(下转第79页)

A Study on the Status-Seeking Savings of Rural Households in China: Based on the Perspective of the Real Estate Wealth Accumulation

Liu Wen and Yang XiaoWei
(Business School, Beijing Normal University)

Abstract: This paper extends the economic growth model containing status seeking theories, and puts forward the proposition that using the effect of individual's relative position in the group on the individual savings and consumption decision to study status-seeking savings motivation. Based on micro data analysis, the influence of the relative position of Chinese rural families in the surrounding population on the consumption level is analyzed, and the conclusions are: (1) Using many kinds of wealth characterization of relative position, status-seeking motive based on housing area is the most intense; (2) Clarifying the lower and higher status according to the housing area, and drawing the conclusion of "asymmetry". The latter's reduction in consumption due to concerning about reducing relative distance will be higher than the former's reduction due to the relative distance increasing; (3) With the sub-digit graph, there may exist a "upward comparison" trend, and households with the higher position in the rural areas may choose ways to compare with the urban residents.

Keywords: Status-seeking, Housing Area, Status Seeking-increasing Theory, Asymmetry, Upward Comparison

JEL Classification: D12, D31

(责任编辑:彭爽)

(上接第25页)

38. Sarabia, J. M. 2008. "Parametric Lorenz Curves: Models and Applications." In *Modeling Income Distributions and Lorenz Curves*. Edited by Duangkamon Chotikapanich, 167-190. New York: Springer.
39. Young, Alwyn. 2000. "The Razor's Edge: Distortions and Incremental Reform in the People's Republic of China." *Quarterly Journal of Economics* 115(4): 1091-1135.

Market Segmentation, Resource Misallocation and Labor Income Share

Wang Songtao¹, Wen Simei² and Zhu Tengting¹

(1: Shantou University Business School; 2: College of Economics & Management,
South China Agriculture University)

Abstract: The factor market segmentation is an important issue currently in Chinese market economic development, which not only affects economic growth, but also affects the distribution of income. In this paper, a neoclassical production model based on market segmentation is derived: the factor market segmentation will aggravate resources misallocation, and when the capital-labor relationship is substitutive, it will reduce the labor income share. Using Chinese industrial enterprises databases (1998-2007) to build panel data of 279 cities of factor market segmentation index and resources misallocation index, empirical study finds: the factor market segmentation significantly exacerbate resources misallocation of Chinese industrial enterprises and reduce the labor income share.

Keywords: Factor Market Segmentation, Misallocation of Resources, Labor Income Share, Income Distribution

JEL Classification: D33, E25, E22

(责任编辑:赵锐、彭爽)