

# 财政资源再配置的结构红利效应研究

安苑

(广东外语外贸大学 财经学院, 广东 广州 510006)

**[摘要]**以税收和补贴作为切入点,考察制造业内部财政资源再配置对产业结构的影响,并进而对其结构红利效应进行评估,实证分析表明:中国各地区的制造业内部存在着较为显著的财政资源再配置,其中补贴的再配置尤为明显;补贴在制造业内部的再配置,显著促进了要素向生产率较高和增长较快的行业流动,符合“结构红利假说”的方向,而税收再配置的作用则倾向于负面的;对体制性约束的考察表明,中央和地方的财政分权以及市场化进程的推进,均有利于强化财政资源再配置的积极作用,并缓解其负面影响。

**[关键词]**财政资源再配置;产业结构;结构红利;政府干预;税收;补贴;财税制度改革;财政分权

**[中图分类号]**F421;F812    **[文献标识码]**A    **[文章编号]**1672-8750(2014)05-0033-11

## 一、引言

自从结构变动因素被引入经济学分析以来,产业结构的变化就被视为经济增长的重要驱动力之一,特别是对于发展中国家而言,这种驱动作用尤为重要<sup>[1]</sup>。其主要理论依据是著名的“结构红利假说”,即由于不同的产业部门具有不同的生产率特征,当生产要素能够不断向那些具有更高生产率水平和更快生产率增长速度的部门流动时,整个经济体就能够获得更快的经济增长<sup>[2]</sup>。

基于这一理论思路,众多学者如 Salter<sup>[3]</sup>、Fageberg<sup>[4]</sup>、Singh<sup>[5]</sup>、郑玉歆<sup>[6]</sup>、吕铁<sup>[7]</sup>、王德文等<sup>[8]</sup>、李小平和陈勇等<sup>[9]</sup>,均对产业结构变动所引起的增长效应进行了考察,但并未得出一致的结论。同时,就中国的产业状况而言,李小平和卢现祥<sup>[10]</sup>、干春晖和郑若谷<sup>[11]</sup>、曾先锋和李国平<sup>[12]</sup>等发现,中国结构红利的实现并不理想,特别是资本红利的实现非常有限,这表明中国产业间的要素流动不尽合理。造成这种现状的原因是多方面的,例如不尽完善的投融资体制、劳动力市场的供求失衡、不合理的收入分配制度和市场进入壁垒等,其中,政府的干预行为构成了一个重要的影响因素<sup>[13]</sup>。林毅夫指出,对于发展中国家而言,由于产业并不处于世界技术前沿,产业进一步发展的方向非常明确,因此政府的调控行为对于产业成长具有一定的必要性<sup>[14]</sup>,但是,Aghion 等人则发现,不恰当的政府干预行为会抑制产业的发展<sup>[15]</sup>。那么,从产业的结构红利视角来看,中国政府的干预行为究竟作用如何呢?对于这一问题,一些文献尽管有所提及,但未通过实证考察做出明确回答。

一般而言,财政行为构成了政府干预的重要手段,对于中国式分权下的中国经济而言尤其如此。为了支持那些目标产业的发展,政府往往通过在产业间差异性地配置补贴和税收等财政资源的方式来进行调控,而这些财政资源的配置则会影响不同产业的成本收益特征<sup>[16]</sup>。但是,由于不同产业的特征不断发生演变,而政府的政策目标也不断发生变化,上述财政资源的配置也会相应发生调整,那么,这种财政资源的再配置是否能够引导要素在产业间合理流动呢?如果从结构红利的视角出发,那么我们需要考察的是,财政资源的再配置是否能够促进生产要素向那些生产率水平更高和增长更快

[收稿日期]2014-03-11

[基金项目]教育部人文社科青年项目(13YJC790001);广东省哲学社会科学规划项目(GD12YYJ01);广东外语外贸大学青年项目

[作者简介]安苑(1983—),女,陕西西安人,广东外语外贸大学财经学院讲师,博士,主要研究方向为公共经济学和产业经济。

的行业流动，从而形成异质性产业间的结构优化。我们拟使用双重差分法（Difference-in-Difference）分析上述问题。

## 二、制造业的财政资源再配置与结构红利

### （一）财政资源再配置的基本状况

参照安苑<sup>[17]</sup>、宋凌云和王贤彬<sup>[18]</sup>等的思路，我们依照 Brender 和 Drazen<sup>[19]</sup>核算财政支出结构变动的方法来度量特定时期内财政资源在不同产业间的调整幅度：

$$FI_{i,t}^n = 0.5 \sum_{j=1}^J |Sh_{j,i,t} - Sh_{j,i,t-n}| \quad (1)$$

其中， $FI_{i,t}^n$  表示  $i$  省份在  $t$  到  $t-n$  年间财政资源调整的幅度， $Sh_{j,i,t}$  和  $Sh_{j,i,t-n}$  分别表示在  $t$  年和  $t-n$  年  $i$  省份的  $j$  产业所负担的税收或获取的补贴在全省整个制造业中所占的比重，因此， $Sh_{j,i,t} - Sh_{j,i,t-n}$  表示在  $t$  年和  $t-n$  年间  $i$  省份的  $j$  产业所负担税收或所获取补贴的份额变化。

依照上述分析思路，这一变化有两个主要的渠道：首先，假设实际税收负担和补贴率不变，则该行业实际产出份额的变化会促使其应税额或应补贴额度的变化，从而表现为财政资源在产业间的再配置；其次，假定该行业的应税额或应补贴额度不变，则当政府通过各种手段调整行业的实际税收负担或补贴率以达到产业结构调整的目的时，也会表现为财政资源在产业间的再配置。如果要体现政府行为对财政资源配置的实际影响，从而分析其对产业结构的影响机制，就需要从财政资源的整体调整幅度中剔除各产业产出份额的变化，这是因为，产业产出份额的变化引起的该行业所承担税收或所获取补贴的变化并不改变该行业中单个企业的实际税收负担或补贴率，因而不会对生产要素在行业间的流动和资源的再配置发生影响。依照上述思路，我们将一定时期内各省份产业结构的整体调整幅度表示如下：

$$SI_{i,t}^n = 0.5 \sum_{j=1}^J |ISH_{j,i,t} - ISH_{j,i,t-n}| \quad (2)$$

其中， $SI_{i,t}^n$  表示  $i$  省份在  $t$  到  $t-n$  年间产业结构调整的总体幅度， $ISH_{j,i,t}$  和  $ISH_{j,i,t-n}$  分别表示  $i$  省份的制造业中  $j$  产业的产出在  $t$  年和  $t-n$  年于全省制造业总产出中所占的比重。根据上文得出的财政资源的总体调整幅度，在  $t$  年和  $t-n$  年  $i$  省份财政资源净调整的幅度可以表示为

$$NFI_{i,t}^n = FI_{i,t}^n - SI_{i,t}^n \quad (3)$$

公式(3)可以表示财政资源在产业间再配置的实际情况。基于公式(2)和公式(3)，我们对各省在 1998—2007 年间财政资源再配置的状况进行核算。

需要说明的是，由于国家统计局提供的 2008 年以后的工业企业数据缺失了“增加值”、“固定资产净值年平均余额”等本文核算产业生产率所必需的数据，因此我们相应地将对财政资源再配置的分析也局限于 1998—2007 年，我们认为，这不会在很大程度上影响结论的可靠性和现实意义：一方面，尽管我国的财税制度在持续进行改革，但是在 2007 年至今的年份中，我国并未发生如 1994 年分税制改革那样的财税体制的根本性变化，而通过财政资源的再配置来实现产业结构的调整，也是我国近年来调整产业结构的一贯思路，这一定程度上确保了本文结论的现实意义不致受到太大影响；另一方面，我们在后文的实证分析中使用了倍差法，通过对各变量取平均值，在一定程度上解决了这一问题。

我们首先核算了各省财政资源调整的整体幅度（如图 1 所示），可以发现一些明显的特征：第一，在 1998—2007 年，中国各个地区制造业内部的补贴和税收都呈现出较为明显的调整，这一方面表明我国财税制度的各个方面处于快速的改革过程中，另一方面也体现我国近年来通过产业结构调整带动经济增长的趋势。并且，我们可以发现，中西部地区财政资源调整的幅度往往大于东部地区，这可能有两个原因，一是中西部地区通过产业结构调整带动经济增长的意图更为明显，另一种可能则是由

于市场化水平较低,中西部地区政府的财税行为受到的约束较小,因此其行为的调整幅度较大。第二,通过税收和补贴的比较我们发现,补贴的调整幅度要显著大于税收,这与税收和补贴管理方式的差异密切相关,相关法律对相应税率有明确规定,税收具有“固定性”的特征,同时,在我国目前的财税体制下,制定税率的权力集中于中央政府,这使得地方政府尽管能够通过税收返还等各种方式对企业的实际税收负担施加影响,但这种影响毕竟相对有限,而补贴的调整则相对灵活,因而更易于被地方政府作为调整产业结构的政策工具。

其次,我们在财政资源调整的总体幅度中剔除产业结构调整的幅度,得到了财政资源净调整的幅度。图2展示了剔除了以增加值度量的产业结构调整幅度后的财政资源净调整的幅度<sup>①</sup>,我们发现如下一些特征:第一,补贴净调整的幅度仍然大于税收净调整的幅度,这与总调整的状态十分相似,特别是补贴调整的净幅度均为正但税收的净调整在许多省份出现了负值,这意味着补贴调整的整体幅度大于产业结构调整的幅度,但部分省份税收调整的整体幅度却相对有限,小于产业结构调整的幅度;第二,在财政资源的净调整方面,中西部地区仍然要略大于东部地区,这与总体调整幅度的情况也是类似的。

## (二) 制造业的结构红利

为了明确研究思路,我们需要对结构红利的分析思路做一介绍,以作为下文实证分析的基础。结构红利的度量一般使用转移-份额法(shift-share)。转移-份额方法最早由 Fabricant 提出<sup>[20]</sup>,学者们在此基础上不断加以完善。我们以劳动的结构红利为例进行分析,资本结构红利的分析思路与此相同。设  $LP$  表示劳动生产率水平,  $i = 1, \dots, n$  代表不同的行业,  $S_i$  表示行业  $i$  的劳动力占制造业总体劳动力的份额,则期初 0 和期末  $T$  制造业的总体劳动生产率分别为

$$LP^T = \frac{Y^T}{L^T} = \sum_{i=1}^n \frac{Y_i^T L_i^T}{L_i^T L^T} = \sum_{i=1}^n LP_i^T S_i^T \quad (4)$$

$$LP^0 = \frac{Y^0}{L^0} = \sum_{i=1}^n \frac{Y_i^0 L_i^0}{L_i^0 L^0} = \sum_{i=1}^n LP_i^0 S_i^0 \quad (5)$$

则期末相对于期初的劳动生产率之差为

$$LP^T - LP^0 = \sum_{i=1}^n (LP_i^T - LP_i^0) S_i^0 + \sum_{i=1}^n (S_i^T - S_i^0) LP_i^0 + \sum_{i=1}^n (S_i^T - S_i^0) (LP_i^T - LP_i^0) \quad (6)$$

则总的制造业劳动生产率增长可以表示为

$$\frac{LP^T - LP^0}{LP^0} = \frac{\sum_{i=1}^n (LP_i^T - LP_i^0) S_i^0}{LP^0} + \frac{\sum_{i=1}^n (S_i^T - S_i^0) LP_i^0}{LP^0} + \frac{\sum_{i=1}^n (S_i^T - S_i^0) (LP_i^T - LP_i^0)}{LP^0} \quad (7)$$

<sup>①</sup>其他产业结构度量方法,如以总产值和销售收入等所得出的财政资源净调整的结果与由增加值所得出的结果相似,限于篇幅,这里未加展示。

上式(7)中右边的第一项称为“内部增长效应”(within-growth effect),它衡量了在不存在结构变动即各行业的劳动份额不变的前提下各行业自身的劳动生产率增长对总生产率增长的影响;右边的第二项称为“静态转移效应”(static shift effect),它衡量了在劳动生产率水平不变的情况下劳动向初期具有较高生产率水平的行业流动而产生的总体生产率的增长,如果该项符号为正,则表示产业结构的变动能够实现静态的结构红利;右边的第三项为“动态转移效应”(dynamic shift effect),它衡量了劳动向具有更高的劳动生产率增长率的行业流动时对总生产率增长所造成的影响,如果该项符号为正,则表明产业结构的变动能够实现动态的结构红利。总体而言,后两项表明了生产要素在不同产业结构之间的流动对整体生产率的影响。当后两项为正时,表示那些生产率水平较高和增长较快的行业得到了更多的要素投入,从而使得整体生产率水平得以提升,这便是“结构红利假说”的核心内涵。

因此,当我们意欲考察财政资源在产业间的再配置对产业结构的影响是否符合“结构红利假说”时,从产业结构的角度出发,我们需要考察这种再配置行为是否促进了劳动力和资本这两种要素从生产率水平较低的行业流向生产率水平较高的行业以及从生产率增长较慢的行业流向生产率增长较快的行业。

### 三、实证方法和数据

#### (一) 模型构建

我们需要考察区域的财政资源再配置状况对要素在异质性产业间流动的影响,而 Rajan 和 Zingales 的“双重差分法”(Difference-in-Difference)<sup>[21]</sup>被广泛用于考察区域特征和产业特征的交互作用,因此,我们也以这种方法为基础进行实证分析,同时做出了一定修正<sup>①</sup>。我们将具体的回归方程设定如下:

$$SHARE_{ij} = \alpha_i + \alpha_j + \beta_1 FCI_i \times Lpro_{ij} + \beta_2 FCI_i \times Gpro_{ij} + Lpro_{ij} + \gamma X_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

其中, $SHARE_{ij}$ 表示*i*省份制造业中的*j*产业所使用的要素在该省全部制造业中所占的比重,我们分别以资本和劳动这两种要素的份额来表示, $\alpha_i$ 和 $\alpha_j$ 分别为省份和产业的固定效应, $X_{ij}$ 是各种控制变量, $\varepsilon_{ij}$ 为随机扰动项。模型中的交叉项是我们所关心的核心变量,其中 $FCI_i$ 是*i*省份产业间财政资源调整的大小, $Lpro_{ij}$ 是*i*省份*j*产业两种要素生产率的水平值, $Gpro_{ij}$ 是*i*省份*j*产业两种要素生产率的增长率。对于财政行为调整的处理,我们分别逐年求得其调整幅度,然后取各年的均值,其他变量也均取1998—2007年的均值。参照安苑和王珺<sup>[22]</sup>使用倍差法时的处理思路,我们使用的主要控制变量如下:

1. 基于比较优势理论,一个地区会密集使用其具有禀赋的资源,而密集使用这种资源的产业会在该地区得到更快增长,因此,我们控制了区域自然资源禀赋与产业自然资源密集使用度的交乘项 $Re_i \times R_j$ 、区域人力资本禀赋与产业人力资本密集使用度的交乘项 $Hum_i \times H_j$ 以及区域物质资本禀赋与产业物质资本密集使用度的交乘项 $Cap_i \times K_j$ 。

2. 改革开放以来的发展状况说明,与海外市场的接近程度会很大程度上影响一个地区经济的发展,因此,在那些沿海发达地区,出口企业和外资企业能够得到更快的增长。因此,我们控制了国外市场接近度与产业外国直接投资水平的交乘项 $Mar_i \times For_j$ 、国外市场接近度与产业出口倾向度的交乘项 $Mar_i \times Exp_j$ 、国外市场接近度与产业港澳台投资水平的交乘项 $Mar_i \times Hmt_j$ 以及国外市场接近度与FDI的交乘项 $Mar_i \times Fdi_j$ 。

3. Rajan 和 Zingales 发现,一个国家或地区的金融发展水平越高,对外部融资具有较高依赖的产业增长得越快,这是由于金融发展能够显著降低那些依赖外部融资的产业的融资成本,从而促进其成长<sup>[21]</sup>。因此,我们控制了区域金融深化度与产业外部融资依赖的交乘项 $Fan_i \times Dep_j$ 。

<sup>①</sup>在 Rajan 和 Zingales 的基准模型中,不同区域的相同产业具有某种相同的核心特征,例如外部融资依赖度<sup>[21]</sup>,而由于我国不同地区间相同产业的生产率差异较大,因此我们的回归模型做了修正。

4. 新经济地理理论指出,在规模报酬递增和存在运输成本的条件下,企业将会不断向拥有较大市场潜能的地区集聚<sup>[23]</sup>,同时,一个地区基础设施水平的提高能够通过降低运输成本而使规模报酬递增的行业更可能在这一地区发生集聚<sup>[24]</sup>。因此,我们控制了区域国内市场潜能与产业最终需求的交乘项  $Pot_i \times Dem_j$  以及基础设施与规模经济的交乘项  $Inf_i \times Sca_j$ 。

## (二) 变量度量与数据来源

我们使用 1998—2007 年的区域数据和国家统计局所提供的二位数产业数据进行实证分析,各主要变量的度量方法如下:

1. 财政资源的再配置。如前文所示,财政资源再配置的基本核算方法依照 Brender 和 Drazen 的研究<sup>[19]</sup>,我们分别度量了税收和补贴的调整幅度。其中,税收数据来自国家统计局公布的大中型工业企业数据库中行业的相关税收数据,具体而言,总税收额度 = 本年应交增值税 + 本年应交所得税 + 管理费用中的税金 + 主营业务税金及附加,补贴则直接以该数据库中各行业的补贴收入来度量。

2. 产业的要素生产率。为了分析劳动和资本的静态红利以及动态红利变化,我们从具有不同劳动生产率和资本生产率水平的产业的要素份额出发,考察制造业的结构红利状况。我们以每单位劳动所产出的增加值来定义劳动生产率水平,以每单位资本所产出的增加值来定义资本生产率水平,并分别以相邻年份的对数水平值之差来定义相应生产率水平的增长率。其中,劳动以全部从业人员年平均人数度量,资本是根据鲁晓东和连玉君的做法,以固定资产净值年平均余额和折旧两项为基础,使用永续盘存法度量<sup>[25]</sup>。

3. 各主要控制变量。根据常用的做法,外部融资依赖度以长期负债与固定资产原价的比重表示,具体计算方法依照 Rajan 和 Zingales 的处理思路<sup>[21]</sup>;自然资源密集度以采矿业中间投入占其总增加值的比重度量;人力资本密集度以总就业人口中拥有大专以上学历的就业比重表示;物质资本密集度以资本劳动比表示;外国资本占比为产业实收资本中外国资本所占的比重;港澳台资本占比为产业实收资本中港澳台资本所占的比重;产业的最终需求以该产业国内最终需求占工业总产值的比重度量;规模经济以行业中所有企业的平均就业数量度量。

各个地区的自然资源禀赋以人均采矿业总产值度量;人力资本禀赋使用受教育水平的加权值度量,按照常用的做法,即(小学受教育人口 × 6 + 初中受教育人口 × 9 + 高中受教育人口 × 12 + 大学受教育人口 × 16)/总受教育人口;物质资本禀赋以人均资本存量度量,具体计算方法参照张军等的做法<sup>[26]</sup>;金融深化度以存贷款总额占地区 GDP 的比重度量;国外市场接近度参照黄玖立和李坤望的做法<sup>[27]</sup>;按照新经济地理学的一般处理方法,国内市场潜能  $Pot_i = \sum_{i \neq j} (Y_i/D_{ji} + Y_{ji}/D_{ij})$ ,其中  $Y_{ji}$  为  $j$  省区的 GDP,  $D_{ji}$  为  $j$  和  $i$  两省省会城市间的距离,  $D_{ij}$  为  $j$  省区内部的距离,取该省份地理半径的  $2/3$ ,  $D_{ij} = (2/3)(S_j/\pi)^{1/2}$ ,  $S_j$  为各省的陆地土地面积;基础设施水平以每平方公里公路和铁路里程数总和表示。

我们的数据分别来自各年的《中国统计年鉴》和《中国财政年鉴》,以及中国国家统计局公布的大中型工业企业数据库,各项地理距离从电子地图上读取。

## 四、实证结果及分析

### (一) 基本回归结果

表 1 展示了财政资源调整影响制造业结构红利的基本回归结果。

作为分析的起点,首先我们分析财政资源的总体调整幅度对于异质性产业份额的影响。从表 1 (1)来看,我们发现,总体而言,补贴的调整对于那些生产率水平较高和增长较快的产业具有一定的促进作用,但是税收调整的作用却倾向于负面,并且这种负面影响对于资本而言尤为显著。

从其他变量的回归系数来看,生产率水平和增长率的系数符号均为负,这意味着就整体而言,我国产业间生产要素的流动方向不尽合理,这与大多数的研究发现<sup>[10-11]</sup>接近;就资源禀赋而言,人力资

本和物质资本的影响并不显著,而自然资源的作用则高度显著为正,这可能是因为前两种资源具有较高的流动性;金融深化的作用并不显著,这可能与中国金融资源配置的低效率存在一定的关系;在更接近国外市场的地区,出口以及外国资本和港澳台资本占比对要素份额上升的作用都比较显著;市场潜力与产业最终需求的交乘项并不显著,这在一定程度上表明,随着对外开放度和市场化程度的提高,各省面临的已经不仅仅是本地的市场规模,而是一个更为广阔的外部市场;同时,基础设施与规模经济的交乘项高度显著,符合新经济地理学的基本理论预期。

我们进一步把以工业总产值度量的产业结构的变动从财政资源调整中剔除,得到财政资源的净调整幅度,使用这种净调整幅度进行回归,从表1(2)来看,我们发现,补贴调整的作用仍然为正,只是系数的显著程度略有变化,且总体而言,税收调整对异质性产业的作用仍然是负面的,且这种负面作用对于资本而言尤为重大。

## (二) 稳健性分析

### 1. 内生性问题

由于财政资源的调整会影响产业的相对份额,而不同产业的份额变化也可能会通过影响政府的政策规划而作用于财政资源的调整,因此,内生性可能是一个隐含的问题。为了考察可能的内生性问题是否会影响我们的主要结论,我们做了如下工作:保持被解释变量即产业的份额不变,同时将解释变量即财政资源调整的核算方法由年度之间的平均调整改变为2007年相对于1998年的总调整,这样既保持了财政资源调整的内涵不变,又通过核算方法的调整使得解释变量和被解释变量的共时性问题得到暂时解决。表2展示了我们使用不同方法所得到的稳健性回归的结果。从表2(1)来看,这一处理方法并没有改变我们的核心结论,即补贴调整的作用是正向的,而税收调整的作用呈现出一定的负向特征,这表明可能存在的内生性问题并没有影响我们的主要结论。

### 2. 解释变量的其他度量指标

我们对核心解释变量即财政资源调整的其他度量指标进行分析,看看这种调整是否会影响我们的核心结论。具体而言,首先我们将把增加值度量的产业结构变动分别替换为以工业总产值和销售收入度量,这两种度量方法分别从产出和效益角度对产业的结构变动做出了考察;然后从总的财政

表1 基本回归结果

	(1)		(2)	
	财政资源总调整	财政资源净调整	劳动	资本
Tax × Lpro	-0.0004 (-1.36)	-0.1067 ** (-2.04)	-0.0014 (-1.37)	-0.7451 ** (-2.78)
Sub × Lpro	0.0003 ** (2.19)	0.0879 *** (2.81)	0.0005 ** (2.35)	0.1620 ** (2.52)
Tax × Gpro	-0.0015 (-0.05)	-0.0789 ** (-2.40)	-2.2880 (-0.61)	-1.4001 ** (-2.36)
Sub × Gpro	0.0267 ** (2.49)	0.0035 ** (2.20)	2.2570 ** (2.38)	1.7834 *** (2.70)
Lpro	-0.0001 ** (-2.01)	-0.0023 ** (-2.60)	-0.0001 ** (-2.36)	-0.0035 ** (-2.12)
Gpro	-0.3930 *** (-3.51)	-0.2648 *** (-3.06)	-0.3078 *** (-3.17)	-0.2588 ** (-2.52)
H × Hum	0.0008 (0.32)	0.0024 (0.83)	0.0010 (0.40)	0.0017 (0.58)
K × Cap	-0.0072 (-0.11)	-0.0692 (-0.87)	-0.0118 (-0.18)	-0.0546 (-0.68)
R × Re	0.0008 *** (3.68)	0.0014 *** (5.56)	0.0008 *** (3.81)	0.0015 *** (5.78)
Dep × Fan	-0.0042 (-0.12)	0.0134 (0.32)	-0.0113 (-0.32)	0.0080 (0.19)
Exp × Mar	0.0004 *** (4.56)	0.0003 *** (3.08)	0.0004 *** (4.47)	0.0003 *** (3.51)
Fdi × Mar	0.0011 * (1.70)	0.0007 * (1.69)	0.0015 * (1.74)	0.0008 * (1.82)
Hmt × Mar	0.0029 * (1.71)	0.0005 ** (2.21)	0.0034 * (1.69)	0.0001 ** (2.06)
Pot × Dem	-0.0033 (-0.90)	-0.0093 (-1.17)	-0.0033 (-0.92)	-0.0079 * (-1.85)
Inf × Sca	0.0054 *** (4.59)	0.0065 *** (5.03)	0.0067 *** (5.15)	0.0072 *** (5.37)
省份虚拟变量	是	是	是	是
产业虚拟变量	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.5170	0.5426	0.5221	0.5445
F	11.16	12.26	11.37	12.35
Obs	656	656	656	656

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示系数在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

资源调整中剔除以这两种方法所度量的产业结构的调整,得到财政资源的净调整状况,重新进行上述回归。从回归结果表2的(2)和(3)来看,我们的核心结论仍然成立,特别是税收调整的负面作用更为显著,而补贴调整的作用仍然是正向的。这表明,我们的核心结论没有受到核心解释变量即财政资源调整的度量方法的影响,具有一定的稳健性。

表2 稳健回归结果

	(1) 内生性问题的处理		(2) 以增加值度量产业结构变化		(3) 以销售收入度量产业结构变化	
	劳动	资本	劳动	资本	劳动	资本
<i>Tax × Lpro</i>	-0.0003 (-1.22)	-0.1144 *** (-1.16)	-0.0006 (-0.44)	-1.6742 *** (-4.71)	-0.0006 (-0.50)	-1.4958 *** (-4.38)
<i>Sub × Lpro</i>	0.0003 ** (1.99)	0.1158 *** (3.16)	0.0006 ** (2.14)	0.2263 *** (4.22)	0.0006 ** (2.10)	0.2064 *** (3.89)
<i>Tax × Gpro</i>	-0.0061 (-0.42)	-0.0282 ** (-2.73)	-0.0734 (-0.43)	-0.4004 ** (-2.39)	-0.0804 (-0.56)	-0.3052 ** (-2.05)
<i>Sub × Gpro</i>	0.0047 ** (2.32)	0.0283 *** (2.71)	0.1202 *** (2.67)	0.1441 *** (2.93)	0.1248 *** (2.77)	0.1428 *** (2.90)
<i>Lpro</i>	-0.0000 * (-1.76)	-0.0013 ** (-2.36)	-0.0000 * (-1.73)	-0.0038 ** (-2.02)	-0.0000 * (-1.68)	-0.0038 ** (-2.01)
<i>Gpro</i>	-0.5475 *** (-3.11)	-0.4050 * (-1.68)	-0.5880 *** (-3.36)	-0.4883 *** (-2.65)	-0.6168 *** (-3.48)	-0.5235 *** (-2.80)
<i>H × Hum</i>	0.0009 (0.36)	0.0021 (0.72)	0.0011 (0.46)	0.0020 (0.72)	0.0011 (0.47)	0.0020 (0.72)
<i>K × Cap</i>	-0.0274 (-0.40)	-0.0617 (-0.77)	-0.0237 (-0.35)	-0.0478 (-0.61)	-0.0231 (-0.34)	-0.0518 (-0.66)
<i>R × Re</i>	0.0008 *** (3.76)	0.0015 *** (5.78)	0.0009 *** (4.11)	0.0014 *** (5.56)	0.0009 *** (4.15)	0.0014 *** (5.61)
<i>Dep × Fan</i>	-0.0088 (-0.25)	0.0133 (0.32)	-0.0141 (-0.40)	-0.0055 (-0.13)	-0.0142 (-0.40)	-0.0068 (-0.16)
<i>Exp × Mar</i>	0.0004 *** (4.65)	0.0003 *** (3.15)	0.0004 *** (4.64)	0.0004 *** (3.70)	0.0004 *** (4.66)	0.0004 *** (3.72)
<i>Fdi × Mar</i>	0.0016 * (1.78)	0.0005 ** (2.52)	0.0019 ** (2.13)	0.0007 ** (2.59)	0.0020 ** (2.20)	0.0007 * (1.68)
<i>Hmt × Mar</i>	0.0030 * (1.78)	0.0002 ** (2.08)	0.0038 * (1.86)	0.0001 ** (2.03)	0.0039 * (1.88)	0.0001 ** (2.03)
<i>Pot × Dem</i>	-0.0036 (-0.99)	-0.0093 (-1.19)	-0.0042 (-1.14)	-0.0078 (-1.05)	-0.0042 (-1.14)	-0.0080 (-1.21)
<i>Inf × Sca</i>	0.0054 *** (4.64)	0.0066 *** (5.07)	0.0065 *** (5.18)	0.0070 *** (5.49)	0.0065 *** (5.21)	0.0071 *** (5.52)
省份虚拟变量	是	是	是	是	是	是
产业虚拟变量	是	是	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.5204	0.5418	0.5228	0.5574	0.5234	0.5554
F	11.30	12.22	11.40	12.95	11.42	12.86
Obs	656	656	656	656	656	656

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示系数在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

### (三) 进一步的讨论

那么,如何对补贴和税收的影响差异做出解释呢? 我们需要进一步分析已得出的研究结论。

通过财政资源的再配置来进行产业结构的优化和调整是我国经济结构调整的重要路径之一,例如,基于我国外向型工业化增长路径,为了吸引外商投资,外资密集的行业曾经长期享受较低的实际税率,但随着财税制度的改革和内外部环境的变化,在2007年之后这些税收优惠政策开始取消。又如,对于高新技术企业的补贴也是一项长期存在的支持产业结构优化的财税政策,只是随着我国经济增长目标的阶段性调整,每一个五年计划中的重点支持产业都在发生变化,这种支持对象的变化也反映了政府产业政策调整的意图。因此,财政资源的再配置本身也是政府产业结构调整取向的一种反映。

同时,在中国式分权的财税体制下,地方政府具有强烈的促进辖区经济增长的激励,而结构调整一直是实现这种增长目标的重要路径之一,因此,在政策允许的范围内,地方政府会依照地区增长的比较优势来进行相关政策的调整。补贴和税收是两种重要的政策工具,其中,由于补贴具有较高的灵活性,在使用补贴作为工具进行政策调整的过程中,地方政府能够较好地从地区的比较优势出发,引导要素向那些生产率较高和增长较快的行业流动,从而带动整体的经济增长。但是,税收要受到相关法规的约束而具有较高的固定性,并且在中国目前的财税体制下,制定税率的权力仍然集中于中央政府,即使地方政府能够采用税收优惠等手段,但从税收调整的总体幅度来看,这种调整仍然相对有限,这构成了中国式分权的一个重要特征,因此,相较于补贴而言,税收在产业间的调整很难完全顺应各个地区的比较优势,从而无法充分发挥产业结构调整的作用。

我们来对此进行验证。就产业结构而言,若税收在产业间的调整难以完全依照地区产业发展的比较优势展开,那么,可以预期,当分权进一步深化,从而地方政府能够拥有更广泛的处理地方经济事务的权力时,这种税收调整的负面作用就能够得到一定程度的缓解。基于这一思路,我们分别度量了各省在1998—2007年平均的财政分权程度,以人均本级地方财政收入或支出除以人均中央财政收入或支出,得到各省的收入分权程度和支出分权程度,然后仅保留分权度在中位数以上的样本,重新进行回归。表3展示了我们考虑了收入和支出方面的财政分权后的实证结果。从表3的(1)和(2)可以看出,无论是在收入分权度较高的地区还是支出分权

表3 财政分权的影响

	(1) 收入分权		(2) 支出分权	
	劳动	资本	劳动	资本
<i>Tax × Lpro</i>	0.0001 (0.05)	-1.6656 (-0.75)	0.0001 (0.03)	-1.8665 (-1.01)
<i>Sub × Lpro</i>	0.0008 ** (2.09)	0.2936 *** (3.55)	0.0007 *** (2.80)	0.3125 *** (3.91)
<i>Tax × Gpro</i>	0.3651 (1.33)	-0.3357 (-1.39)	0.1658 (0.57)	-0.6746 (-1.59)
<i>Sub × Gpro</i>	0.1059 ** (2.63)	0.1296 *** (2.90)	0.1294 ** (2.06)	0.2018 *** (3.05)
<i>Lpro</i>	-0.0000 (-1.45)	-0.0089 (-1.09)	-0.0000 (-1.28)	-0.0077 (-1.47)
<i>Gpro</i>	-0.6180 ** (-2.52)	-0.2623 (-1.06)	-0.7291 *** (-3.12)	-0.4557 * (-1.94)
<i>H × Hum</i>	0.0031 (1.05)	0.0037 (1.15)	0.0020 (0.65)	0.0007 (0.21)
<i>K × Cap</i>	-0.0937 (-0.95)	-0.0572 (-0.54)	-0.0320 (-0.29)	-0.0011 (-0.01)
<i>R × Re</i>	0.0010 *** (3.85)	0.0015 *** (5.47)	0.0007 * (1.83)	0.0015 *** (3.74)
<i>Dep × Fan</i>	-0.0308 (-0.68)	-0.0567 (-1.16)	-0.0184 (-0.36)	-0.0472 (-0.82)
<i>Exp × Mar</i>	0.0003 *** (2.91)	0.0003 *** (2.74)	0.0003 *** (2.75)	0.0003 *** (2.60)
<i>Fdi × Mar</i>	0.0024 ** (2.12)	0.0015 ** (2.26)	0.0019 * (1.85)	0.0014 * (1.99)
<i>Hmt × Mar</i>	0.0040 * (1.70)	0.0010 ** (2.38)	0.0039 ** (2.51)	0.0006 ** (2.21)
<i>Pot × Dem</i>	-0.0107 (-1.20)	-0.0123 (-1.38)	-0.0072 (-1.42)	-0.0091 (-1.62)
<i>Inf × Sca</i>	0.0067 *** (3.83)	0.0061 *** (3.91)	0.0065 *** (3.47)	0.0064 *** (3.71)
省份虚拟变量	是	是	是	是
产业虚拟变量	是	是	是	是
$\bar{R}^2$	0.4024	0.5086	0.3971	0.5111
F	5.28	7.59	5.08	7.48
Obs	351	351	348	348

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示系数在10%、5%和1%的水平上显著。

度较高的地区,税收调整的负面影响都得以弱化,甚至呈现出了一定程度的正面作用。这表明,中央和地方之间财政分权的深化确实能够一定程度上缓解这种税收调整的负面影响,从而部分解释了补贴与税收在促进结构红利实现方面的差异。

同时,在财政资源的管理方式之外,转型的制度环境特征也可能对政策工具的使用效果产生影响。大量的研究发现,生产要素难以向生产率水平较高和增长较快的产业流动,因而,无法顺利实现结构红利的主要原因之一是生产要素在流动过程中遇到了相当多的障碍,特别是来自体制和行政力量的阻力,这可能构成了财政资源再配置的作用受到限制的另一个重要因素。那么,当要素市场的市场化水平不断提高,而政府对企业的直接干预降低时,税收调整的负面影响是否能够得到缓解呢?我们选取樊纲等核算的市场化指数中“要素市场的发育”和“政府与企业关系”两项<sup>[28]</sup>,并将那些在1998—2007年间平均评分值低于中位数值的样本删去重新进行回归,回归结果见表4。

表4展示了要素市场的发育状况以及政府和企业关系对于财政资源再配置作用的影响。从表4的(1)和(2)来看,税收调整的负面影响在新的回归中确实得到了一定程度的降低,甚至呈现出正面的影响,补贴调整的正面作用也有所上升<sup>①</sup>。

因此,我们的分析表明,现行财税体制下对于补贴和税收的不同管理方式是形成补贴和税收在促进产业结构红利实现方面作用差异的重要原因,而从整体的改革过程来看,市场化进程的状况,特别是要素市场的发育和对于政府行为的约束状况,是制约税收和补贴作用的重要体制性因素。

## 五、结论及政策建议

本文考察了财政资源在不同产业间的配置变化对于不同生产率水平和生产率增长状况的产业的要素份额的影响,并进一步考察了财政资源再配置对制造业结构红利整体水平的影响机制。我们的分析表明:第一,在1998—2007年间,中国各地区的制造业内部存在着较为显著的财政资源再配置,其中补贴的再配置尤为明显;第

<sup>①</sup>这是我们已经考虑了可能的内生性问题后的结果。

表4 市场化的影响

	(1)		(2)	
	要素市场发育		政府与企业关系	
	劳动	资本	劳动	资本
Tax × Lpro	0.0004 (0.31)	1.9848 *** (4.89)	0.0007 (0.60)	1.8401 *** (4.54)
Sub × Lpro	0.0007 *** (3.17)	0.2765 *** (3.81)	0.0008 *** (2.58)	0.2702 *** (3.54)
Tax × Gpro	0.5696 * (1.65)	0.2577 (0.79)	0.5870 * (1.78)	0.2215 (0.67)
Sub × Gpro	0.0050 ** (2.00)	0.1412 ** (2.28)	0.0216 ** (2.23)	0.1597 ** (2.44)
Lpro	-0.0000 * (-1.92)	-0.0114 (-1.48)	-0.0000 ** (-2.36)	-0.0095 (-1.20)
Gpro	-0.2338 (-0.70)	-0.2792 (-0.79)	-0.0819 (-0.27)	-0.3996 (-1.14)
H × Hum	0.0024 (0.97)	0.0032 (1.18)	0.0023 (0.90)	0.0029 (1.01)
K × Cap	-0.0771 (-0.91)	-0.0168 (-0.19)	-0.0741 (-0.81)	0.0284 (0.29)
R × Re	0.0005 ** (2.39)	0.0007 * (1.66)	0.0007 * (1.70)	0.0010 ** (2.25)
Dep × Fan	-0.0365 (-0.98)	-0.0450 (-1.12)	-0.0306 (-0.82)	-0.0433 (-1.03)
Exp × Mar	0.0003 *** (3.28)	0.0003 *** (3.37)	0.0003 *** (3.43)	0.0003 *** (3.29)
Fdi × Mar	0.0025 ** (2.54)	0.0012 ** (2.21)	0.0025 *** (2.60)	0.0014 ** (2.38)
Hmt × Mar	0.0041 ** (2.05)	0.0004 ** (2.21)	0.0049 ** (2.52)	0.0003 ** (2.14)
Pot × Dem	-0.0083 (-1.57)	-0.0102 (-1.12)	-0.0098 (-1.30)	-0.0118 (-1.50)
Inf × Sca	0.0064 *** (4.15)	0.0069 *** (5.16)	0.0075 *** (5.08)	0.0073 *** (5.37)
省份虚拟变量	是	是	是	是
产业虚拟变量	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.4755	0.5697	0.4965	0.5660
F	6.69	9.31	7.17	9.16
Obs	340	340	339	339

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示系数在10%、5%和1%的水平上显著。

二,总体而言,补贴在不同产业间的调整促进了劳动力和资本从生产率水平较低和增长较慢的行业向生产率水平较高和增长较快的行业的流动,进而促进了结构红利的实现,但税收调整的作用却倾向于是负面的;第三,进一步的分析表明,由于中国现行财税体制的制约,财政分权程度的提高有助于缓解税收的负面影响,同时,市场化水平的进一步提高,特别是对政府行为的规范,有助于缓解财政资源再配置的负面影响,并促进其产生积极作用。

我们的研究基于产业结构调整和结构红利的角度,对于近年来政府财政行为调整的积极意义做出了一定程度的肯定,但也发现了其中仍然存在的问题。从本文的研究结论可以发现,无论是财政分权还是市场化水平的提高,都能够进一步提升财政资源再配置的积极作用,这表明,经济方面的结构红利的释放仍然一定程度上依赖于制度层面的体制性红利的释放,从而表明进一步的体制改革对于增长方式转变具有积极意义。

我们的政策建议是明确的:

首先,应当进一步完善中央与地方间的财税关系,构建合理的财政分权体制。通过权力的下放来促进不同地区经济发展的活力是分权改革的初衷,但是,中国的分权式改革并不是完全意义上的“分权”,它较多地强调了政府在财政收支方面的划分,却忽视了对不同层级政府在相关财税权力方面的界定,特别是,地方政府并不具有许多关键的决策权,从我们的研究来看,这种实质决策权的缺失,一定程度上限制了地方政府对政策工具的合理使用,从而限制了其对结构调整的积极作用。因此,在进一步的财税体制改革过程中,国家需要根据经济发展变化的要求,进一步深化中央和地方之间的财政分权,构建完善的财政分权体制。

其次,应进一步深化市场化改革,特别是强化对政府财政行为的约束。我们的研究表明,市场化水平,特别是其中对政府行为的有效约束,是财政政策工具能够促进结构红利实现的重要影响因素,因此,政策工具的有效运用从根本上要依赖于市场化改革的推进,而这对于目前产业发展和经济增长水平仍然相对滞后的西部地区而言尤为重要。我国的中西部地区,不仅在经济发展水平上长期滞后,其市场化程度也远低于东部沿海地区,构成了制约其进一步发展的瓶颈。若能持续推进该地区的市场化改革,加强对政府行为的约束,就能够在促进地区产业结构调整和经济增长的同时一定程度上缓解区域之间在长期发展潜力方面的差距。

最后,在财政资源的再配置方面,不同地区应当基于其比较优势,选择差异化的战略,来引领当地产业结构的调整和优化。例如,东部地区由于产业发展水平较高,应当通过税收和补贴的调整,重点支持那些能够引领技术前沿的产业,而对于产业发展水平相对落后的中西部地区,应当通过相应的税收和补贴政策激励当地企业承接沿海发达省份的产业,为本地区产业经济的发展奠定坚实基础。

### 参考文献:

- [1] Nelson R R , Pack H. The Asian miracle and modern growth theory [ J ]. The Economic Journal, 1999, 109 : 416 – 436.
- [2] Peneder M. Structural change and aggregate growth [ R ]. WIFO Working Paper, Austrian Institute of Economic Research, Vienna, 2002.
- [3] Salter W E G. Productivity and technical change [ M ]. Cambridge: Cambridge University Press, 1960.
- [4] Fagerberg J. Technological progress, structural change and productivity growth: a comparative study [ J ]. Structure Change and Economic Dynamics, 2000, 11 : 393 – 411.
- [5] Singh L. Technological progress, structure change and productivity growth in manufacturing sector of South Korea [ R ]. The Institute of World Economy, Seoul National University, 2004.
- [6] 郑玉歆. 80年代中国制造业生产率变动及其来源 [ M ] // 郑玉歆, 罗斯基. 体制转换中的中国工业生产率. 北京: 社会科学文献出版社, 1993.

- [7] 吕铁. 制造业结构变化对生产率增长的影响研究[J]. 管理世界, 2002(2):87-94.
- [8] 王德文, 王美艳, 陈兰. 中国工业的结构调整、效率与劳动配置[J]. 经济研究, 2004(4):41-49.
- [9] 李小平, 陈勇. 劳动力流动、资本转移和生产率增长[J]. 统计研究, 2007(7):2-28.
- [10] 李小平, 卢现祥. 中国制造业的结构变动和生产率增长[J]. 世界经济, 2007(5):52-64.
- [11] 干春晖, 郑若谷. 改革开放以来产业结构演进与生产率增长研究[J]. 中国工业经济, 2009(2):55-65.
- [12] 曾先锋, 李国平. 资源再配置与中国工业增长: 1985—2007[J]. 数量经济技术经济研究, 2011(9):3-18.
- [13] 熊勇清, 冯韵雯. 区域产业发展环境的差异性及变动性测量——基于“十一五”时期省域数据的实证[J]. 审计与经济研究, 2013(4):84-93.
- [14] 林毅夫. 新结构经济学[R]. 世界银行工作论文, 2010.
- [15] Aghion P, Dewatripont M, Du Luosha, et al. Industrial policy and competition [R]. NBER Working Paper, 2012.
- [16] 何太明, 王怀明, 黄中生. “营业税改革”对服务业税负的影响——基于投入产出表的分析[J]. 南京审计学院学报, 2013(5):35-42.
- [17] 安苑. 财政资源再配置如何影响制造业的经济效率? [J]. 江西财经大学学报, 2014(1):35-44.
- [18] 宋凌云, 王贤彬. 政府补贴与产业结构变动[J]. 中国工业经济, 2013(4):94-106.
- [19] Brender A, Drazen A. Do leaders affect government spending priorities? [R]. NBER Working paper, 2009.
- [20] Fabricant S. Employment in manufacturing 1899—1939[R]. NBER working Paper, 1942.
- [21] Rajan G, Zingales L. Financial dependence and growth[J]. The American Economic Review, 1998, 88:559-586.
- [22] 安苑, 王珺. 财政行为波动影响产业结构升级了吗? [J]. 管理世界, 2010(9):19-25.
- [23] Krugman P. Geography and trade[M]. Cambridge, Mass: MIT Press, 1991.
- [24] Krugman P, Venables J. The seamless world: a spatial model of international specialization[R]. NBER Working Paper, 1995.
- [25] 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007[J]. 经济学季刊, 2012(2):541-558.
- [26] 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):35-44.
- [27] 黄玖立, 李坤望. 出口开放、地区市场规模和经济增长[J]. 经济研究, 2006(6):27-36.
- [28] 樊纲, 王小鲁, 朱恒鹏. 中国市场化指数[M]. 北京: 经济科学出版社, 2010.

[责任编辑: 黄燕]

## Research on the Structural Bonus Effect of Fiscal Resource Reallocation AN Yuan

**Abstract:** With tax and subsidy as a focal point, this paper explores the effect of the fiscal resource reallocation of manufacturing industry on industrial structure, and evaluates the effect on the structural bonus. We find that, firstly, there is obvious fiscal resource reallocation in the manufacturing industry, especially the reallocation of subsidy; secondly, generally speaking, the reallocation of subsidy significantly promotes the factor flow towards the industry with higher productivity or productivity growth, conforming to the “Structural Bonus Hypothesis”, while the effect of the tax reallocation is negative; thirdly, the exploration of the institutional constraints shows that, both of fiscal decentralization and marketization can strengthen the positive effect of fiscal resource reallocation and weaken its negative influence.

**Key Words:** fiscal resource reallocation; industrial structure; structural bonus; government intervention; tax; subsidy; reform of fiscal and taxation system; fiscal decentralization