

政府管制对要素收入的影响：基于省级面板数据的估计

申瑜契 孙剑平 谢延浩*

摘要：基于企业决策均衡的理论分析，本文采用中国 2003 - 2010 年的省级面板数据，检验政府管制规模对要素收入的影响，结果表明：随着管制规模的提高，居民竞争性要素收入与管制垄断租之比下降；人力资本对劳动收入份额有较显著的正向影响；第三产业占国内生产总值比重增大对提高竞争性要素收入有贡献。政府的管制干预将导致竞争性供给的要素收入份额相对降低，以及非竞争性垄断租份额的相对上升。本文的政策建议是：缩小收入差距的政策着眼点不是最低工资，而是在产品和要素环节取消管制、放开准入。

关键词：要素收入份额 竞争性供给 交易机会 行政管制

一、引言

近年来，收入分配差距的成因是被广泛讨论的热点问题。关于收入不平等的形成机制研究，主要围绕是否是由市场化机制带来这一问题展开，以此派生出“加大政府干预”和“呼吁市场自由”两种缩小收入差距的观点。

认为加大政府干预可以缩小收入差距的思路主要体现在：由于竞争淘汰导致优胜企业的市场集中度提高，造就了垄断企业的资本回报甚高，其结果是，非垄断企业、居民在增长进程中得不到资本积累，其收入仅是相对于资本要素回报而言逐年下降的劳动要素收入。由此，随着经济增长，收入差距也随之就扩大。所以，如施加政府管制，扩大政府在经济运行中的管制规模，可以“削高补低”。另一种理论的思路，则从政府越干预交易自由越扭曲的角度分析，认为干预决策将使结果比不干预时的收入分配差距更大（张维迎，2010）^①。如此，究竟更多的政府干预，还是更大的交易自由能够缩小收入差距？这一问题有必要从理论和实证上予以深入研究，下文将围绕政府管制对要素收入份额的影响对这一问题展开研究。

二、文献综述

近年来，围绕着 Kaldor (1961) 和 Kuznets (1955) 经典工作展开的研究将劳动要素收入份额的波动解释为劳动力需求结构的变化，主要包括：贸易全球化的影响（Anand and Segal, 2008; Lawrence, 2008; Snower, et al., 2009）^②和技能偏向性的技术变迁（skill - biased technological change）（Chusseau, et al., 2008; Meschia

* 申瑜契，南京理工大学经济管理学院，邮政编码：210094，电子信箱：syjfish@126.com；孙剑平，南京理工大学经济管理学院，邮政编码：210094，电子信箱：sunjp2001@sina.com；谢延浩，南京审计学院管理学院，邮政编码：211815；电子信箱：xieyhogo@hotmail.com。

作者感谢匿名评审专家对本文提出的建设性修改意见和《经济评论》编辑老师的辛苦工作，当然文责自负。

①早在 2008 年 1 月 12 日，张维迎在第十届北大光华新年论坛上已较详细地给出了他所观察的五个困惑：收入水平（增长率）越高的地方，平均而言收入差距越小；国有部门占比越高的地区收入差距越大；利润占国内生产总值（GDP）比重越小的地方收入差距越大；政府开支占 GDP 比重越高的地方收入差距越大；市场化程度越高的地区，收入差距越小而不是越大。

②Anand 和 Segal (2008) 认为这类议题的论文过多，称其为泛滥（“The last few years have seen a spate of papers estimating global income inequality.”）。

and Vivarelli, 2009) ①以及企业内的组织变革(Aghion et al., 1999) ②。国内关于收入不平等的观察, 焦点主要也在于劳动要素收入份额的下降(罗长远, 2008; 白重恩、钱震杰, 2009; 罗长远、张军, 2009)。然而, Piketty 等(2006) 对时间跨度为一百多年的法国样本研究表明, 财产性收入差距趋于缩小亦可带来总的收入水平趋于均等③。Piketty 等的工作说明, 低收入层的财产性收入占增加值份额若能相对较迅速提高, 即便工资性收入变化不大, 收入差距也将会缩小。故在考察收入不平等时, 应将居民部门的劳动、资本要素的收入份额同时纳入考察的范畴。

跨国贸易自由化对收入分配的影响似乎属于市场化程度与收入差距关系的研究范畴, 但事实上并不确切。首先, 此类研究主要是基于各国国内市场化程度不变的前提, 从而观察各国间的贸易自由化程度提高对国内收入不平等的影响(Anand and Segal, 2008), 而并不关注各国对本地经营者的管制程度不同对收入差距产生的影响④。其次, 关于全球化对收入分配的影响, 如前所述, 其研究的基本思路是贸易机会的变化, 带来了技能差异的劳动力需求结构的变化, 实质上揭示的是不同技能的劳动力的报酬差异。

关于市场化程度与收入差距关系的另一个切入点, 是研究不同国家或地区的交易自由程度对收入差距的影响。Alesina 和 George - Marios(2005) 对此的研究颇有启发, 他们注意到税前 - 税后收入差距的差异, 考察再分配政策(redistributive policies) 对收入差距是否有显著影响, 例如美国和欧洲税前基尼系数分别为 0.385 和 0.291, 后者的税前收入均等程度较高, 而后者用于再分配的财政转移的份量约为前者的 1.5 倍(总量上, 美国和欧洲财政开支占 GDP 比重分别大致为 30% 和 45%)。但财政数据只是表面的, Alesina 和 George - Marios(2005) 指出, 再分配只是影响收入差距的诸多因素之一, 更重要的因素是对再分配的立法等管制政策, 特别是对要素和产出市场的管制, 及背后所秉持的社会信念(society beliefs)。

森(Sen, 2001) 直接关注交易自由对居民收入的影响, 其就交易选择的可能性提出的四方面“典型权利”是至关重要的。第一是交易选择权: 个人可将自己所拥有的物品与他人自由交易(以换取食品); 第二是生产选择权: 个人可自主地将自己的或雇佣来的资源用于生产(以取得换取食品的能力); 第三是拥有支配自身劳动能力的选择权: 一个人可将自己的劳动能力用于自己组织的生产, 或把它出卖给别人以换得报酬; 第四是以继承或转让为基础的权利。如果这些选择机会的分布存在巨大差异——普通居民的交易自由受限, 那么收入差距变大就是必然的。

中国国内解释收入差距的经验性工作, 近年来也已经开始聚焦在垄断因素上了。直接针对跨行业的研究发现, 垄断的行业歧视因素对收入差距的解释贡献至少在 50% 以上(任重、周云波, 2009; 岳希明等, 2010), 研究者也意识到这种垄断的性质是行政性的, 但困难在于如何对其进行经验性检验。

综合上述解释财富 - 收入差距的相关主流理论, 可以归纳为以下几点: 其一, 包括技术变迁和组织变迁在内的因素导致的人均增长, 以及贸易全球化, 带来了对技能有差异的劳动力需求结构的变化, 会导致技能有差异的劳动报酬的差距变大; 其二, 随着经济增长, 若低收入阶层积累的财产性收入占增加值份额能提高, 即使其工资性收入占增加值份额变化不大, 收入差距也会缩小; 其三, 就对收入差距的影响而言, 相对于再分配政策本身, 对产出及要素市场以及再分配政策的立法等管制政策显得更为重要, 森的选择机会理论已在美欧的经验研究中得到了检验。结合中国实际, 则需要经验性地检验行政干预(管制) 对收入差距的影响。

据此, 针对张维迎指出的经济发展中关于收入差距的困惑——是否政府干预越多收入差距越大, 本文拟从要素和产出交易环节入手, 从收入份额的角度⑤进行理论解释和经验检验: 是否因更多的管制干预, 导致竞争性供给的要素收入份额相对降低; 相反, 非竞争性垄断租的份额相对上升(分享垄断利润者很少), 从而导致收入差距加大。

本研究从要素和产出交易环节分析的思路及内容安排为: 第三部分简化分析框架, 先回顾完全竞争、非

①Chusseau 等(2008) 的工作表明, 技能倾向性的技术变迁是拉大技能和非技能工人的工资不公平性的主要解释变量。Meschia 和 Vivarelli(2009) 的研究也认为技术差异和基于技能的新技术特征是交易中分配结果形成的重要影响因素。

②Aghion 等(1999) 认为工人在工作场所的互动和学习将对之后他们的生产效率起决定性作用, 然后间接影响其工资水平。

③Piketty 等(2006) 的研究表明, 最高 1% 的工资性收入组的收入几乎不变, 而最高 1% 的财产性收入组的收入却自 1914 年以后大幅下降, 财产性收入差距的趋于缩小带来了总的收入水平趋于均等。

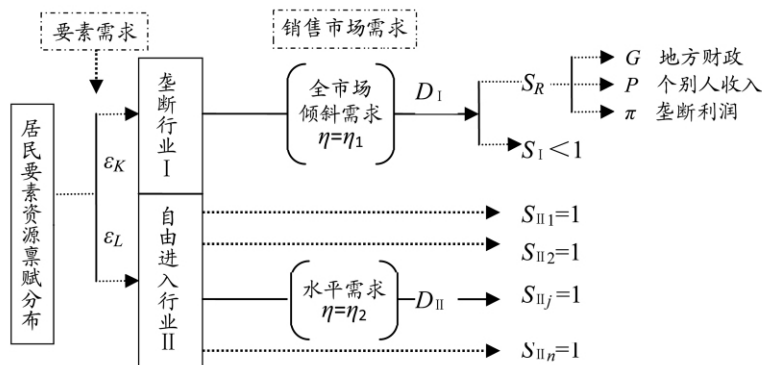
④当然, 也有人考察开放经济下一国对工资实施刚性管制的收入份额——HOS 模型(Davis, 1998; Decreuse and Maarek, 2011)。

⑤Rodriguez 和 Jayadev(2010) 指出, 目前对于不公平和增长的研究忽略了对要素收入份额的关注。

完全竞争条件下竞争性供给的要素收入份额,然后考察垄断租的分配构成,从而确定垄断是否属于管制干预的性质;第四部分讨论可实施经验检验的假设;第五部分给出样本估计结果;最后是结论。

三、基于交易环节的简化分析框架

基于要素和产出两个交易环节,考察产出增加值作为总收入来源,可能的份额分解简化框架设定如图1所示。



说明:两类行业产出增加值 D_I 和 D_{II} 作为总收入来源,份额分解为居民提供竞争性供给的要素收入份额和非竞争性收入的垄断租份额。包含垄断资本利润 π 在内的垄断租为 R (R 占增加值的份额为 S_R),若属于行政限制准入行业,则支配 R 中用于财政的部分为 G ,个别人在其中获得收入 P 。

图1 基于要素和产出两个交易环节的产出增加值收入分解示意

将任一地区(经济体中)经营的行业简化为两类:垄断行业I(为简单起见,设行业I中只有一个企业);自由进入行业II,其中企业个数为 n ,两类产出(增加值)分别为 D_I 、 D_{II} 。

在产出交易环节,经营者面对的销售市场总需求曲线外生给定。行业I中的企业面对全市场总需求,即倾斜的市场总需求曲线;行业II中企业则面对水平需求曲线。两类行业中企业的需求价格弹性分别设为 η_1 、 η_2 。^①

在要素交易环节,经营者面对的要素供给曲线外生给定, m 户居民竞争性地向经营者供给劳动和资本要素 L 、 K ^②,要素买家的多寡决定了经营者面对的供给价格弹性 ε_L 和 ε_K ,要素买方垄断程度越高,供给弹性越小。居民所持 L 、 K 的供给与经营者最优决策派生的需求相均衡,决定要素收入及占增加值的份额。

(一) 交易选择机会均匀分布——完全竞争条件下的要素收入份额

对某一地区交易选择机会分布的度量采用 $D_I / (D_I + D_{II})$ 值。因为企业经营者的生产交易机会、居民与经营者的交易机会,都要用交易值度量,所以,如果该地区的竞争越充分,即 $D_I / (D_I + D_{II})$ 值越小,该地区的交易机会分布越均匀。产出和要素市场均为完全竞争时, $D_I / (D_I + D_{II})$ 为0,其中 D_I 为0,居民们在产出(增加值)中获得的要素收入份额在行业II中各企业分别为 $S_{IIj} (j=1, \dots, n)$ 。

下面考察 S_{IIj} , $S_{IIj} = SL_{IIj} + SK_{IIj}$ 。记 L 、 K 的价格为 w 、 r ,第 j 个企业的收入(增加值)为 $D_{IIj} = p \cdot Y_{IIj}$, Y_{IIj} 为产出量 p 为价格。由企业决策,通常满足 $w/p = MP_L = Y'_{LL}$, $r/p = MP_K = Y'_{LK}$ 的要素交易量为 L_{IIj} 、 K_{IIj} 。于是居民从 j 企业获得竞争性供给的要素收入份额为:

$$\begin{aligned} SL_{IIj} &= w \cdot L_{IIj} / p \cdot Y_{IIj} = (L_{IIj} / Y_{IIj}) \cdot Y'_{LL} \\ SK_{IIj} &= (K_{IIj} / Y_{IIj}) \cdot Y'_{LK} \\ S_{IIj} &= (L_{IIj} \cdot Y'_{LL} + K_{IIj} \cdot Y'_{LK}) / Y_{IIj} \end{aligned} \quad (1)$$

若长期,完全竞争无超额利润,则 $SL_{IIj} + SK_{IIj} = 1$,即居民竞争性供给的要素收入占该经济体总产出增加值的份额简化为100%(简略起见,这里未计入正常利润),于是有命题1。

命题1:完全竞争行业的竞争性要素收入份额之和 $S_{II} = \sum [(SL_{IIj} + SK_{IIj}) \cdot D_{IIj}] / \sum D_{IIj} = 1$ 。

①典型独占行业如电网供电、燃油等,经营者面对倾斜的市场总需求曲线, $\eta_1 < 0$,而自由进入行业II中, $\eta_2 = 0$ 。

②可以简化居民的 K 以储蓄余额为主。值得注意的是,产出垄断企业未必是要素的独家买方,如电网供电、燃油等就不是竞争性劳动力的独家买方,但就银行业存贷业务而言,居民货币资本的买家几乎就是唯一的(在严格的经营许可、利率管制、定指标分盘子的意义上)。

(二) 交易选择机会不均匀——非完全竞争时的要素收入份额

设一般情况下 $D_1 > 0$,居民购买第 I 类产品或服务时别无选择 ,只能与这个唯一的经营者交易(若有准入管制 ,其他经营者不得进入) ,所以交易选择机会不均匀 ,可度量为: $1 > D_1 / (D_1 + D_{II}) > 0$,其中 $D_1 > 0$ 。

居民竞争性供给 L, K 的要素收入份额 在行业 I 和行业 II 中分别为 $S_I = SL_I + SK_I$ 和 $S_{IIj} (j=1, \dots, n)$ 。由于 $S_{IIj} = SL_{IIj} + SK_{IIj} = 1$,所以 ,行业 II 的 $D_{II} = \sum D_{IIj}$ 为居民竞争性供给的要素收入。但对 $D_1 = p \cdot Y_1$ (Y_1 为行业 I 的产出量) 的分配份额 SL_I 和 SK_I 则需要展开讨论。不失一般地 ,设行业 I 中要素交易与产出交易均为非完全竞争 , L, K 的交易是买方垄断 ,产出 Y_1 的交易是卖方垄断。同理 ,注意到要素供给和产品需求外生设定 ,由企业满足一阶条件的决策均衡^① ,可得:

$$SL_I = wL_1 / pY_1 = \mu_1 \cdot [\varepsilon_L / (1 + \varepsilon_L)] (L_1 / Y_1) \cdot Y'_{1L} \quad (2)$$

$$SK_I = wK_1 / pY_1 = \mu_1 \cdot [\varepsilon_K / (1 + \varepsilon_K)] (K_1 / Y_1) \cdot Y'_{1K} \quad (3)$$

$$S_I = SL_I + SK_I = (\mu_1 / Y_1) \{ [\varepsilon_L / (1 + \varepsilon_L)] L_1 Y'_{1L} + [\varepsilon_K / (1 + \varepsilon_K)] K_1 Y'_{1K} \} \quad (4)$$

对此 ,有命题 2、命题 3:

命题 2: 对给定的 $\varepsilon_i \in (0, 1)$, $i = L, K$; $\mu_j = 1 + 1/\eta_j \in (0, 1)$, $j = 1, 2$,^② 垄断行业的竞争性要素收入份额之和 $S_i < 1$ (证明见附录 1) 。

命题 3: 要素交易环节买方垄断越严重,居民竞争性供给的要素收入份额越低。^③

据 (2) 、(3) 两式可得推论 1:

推论 1: 要素交易环节 L 与 K 的不同的买方垄断程度对 L 与 K 的收入相对份额的影响,可表示为:

$$SL_I / SK_I = (L_1 / K_1) (Y'_{1L} / Y'_{1K}) \{ [\varepsilon_L / (1 + \varepsilon_L)] / [\varepsilon_K / (1 + \varepsilon_K)] \} \quad (5)$$

其中 (L_1 / K_1) 是劳动和资本要素的投入比 , (Y'_{1L} / Y'_{1K}) 是二者的边际技术替代率。此前讨论 Kaldor 特征事实的许多文献都致力于要素生产方的技术替代 ,忽略了买方垄断导致的供给价格弹性的变化。按照中国要素交易环节的实际状况 ,政府对居民资本要素的买方实施严格的资格准入、价格和额度管制(人民币存贷业务) ,而对雇用工人的资格却没有任何准入限制 ,即 ε_K 很低 , $\varepsilon_K / (1 + \varepsilon_K)$ 很小 ,而 $\varepsilon_L \rightarrow \infty$, $\varepsilon_L / (1 + \varepsilon_L) \rightarrow 1$,所以 , $[\varepsilon_L / (1 + \varepsilon_L)] > [\varepsilon_K / (1 + \varepsilon_K)]$ 。由 (4) 式可知 L 与 K 的收入相对份额 SL_I / SK_I 将因管制垄断而变大。

以上给出了竞争性供给的要素收入份额 ,下面继续讨论非竞争性收入的垄断租份额 S_R : $S_R = 1 - S_I = R/D_1 > 0$ 。一般情况下 R 包括三部分: 垄断资本利润 π ; 若属于行政限制准入行业 ,则必须给财政开支提供一定的收入来源 ,或直接用于政府财政项目的支出 G ; 此外 ,经办者们在其中获得个人收入 P ,因难以具体度量 ,故进一步简化 P 与 G 成一定比例发生 ,即 $P = \theta G$, $\theta < 1$ 。是否存在经办者分享管制垄断租的两种特殊状态是: $G = 0$ 和 $G > 0$ 。

命题 4: 与 $G = 0$ 的垄断相比, $G > 0$ 的管制垄断下,即收取的管制租中用于财政的开支占增加值份额越大,行政管制程度越高(该命题很直观,证略) 。

因为在一般有垄断的情况下 $S_R = 1 - S_I = R/D_1 > 0$,若属于行政管制垄断 ,则财政开支参与垄断租分配 $G > 0$,否则 $G = 0$ 。命题 3 的含义是 ,行政性垄断程度较严重的地区 ,地方财政开支占国内生产总值 (GDP) 比重较大;^④ 对应地 ,竞争性供给要素的收入份额较低 ,而非竞争性的垄断租份额较高。据此可以解释 ,行政管制程度较高的地区 ,地方财政开支占 GDP 比重相对较高 ,居民仅凭劳动力和货币资本这两种竞争

①以要素 L 的决策为例,由于 $p \cdot Y'_{1L} + Y_1 \cdot p'_{Y1} \cdot Y'_{1L} - (w + L_1 \cdot w'_L) = 0$,即 $p \cdot Y'_{1L} (1 + Y_1 \cdot p'_{Y1} / p) - L_1 \cdot w'_L = w$; 又有 $Y_1 \cdot p'_{Y1} / p = Y_1 (\partial p / \partial Y) / p = 1 / [(\partial Y / \partial p) (p / Y)] = 1 / \eta_1$,令 $1 + 1/\eta_1 = \mu$,所以有 $p \cdot Y'_{1L} \cdot \mu - L_1 \cdot w'_L = w$ 。其中, $L_1 \cdot w'_L = L_1 \cdot / (\partial L / \partial w) = w / [(\partial L / \partial w) (w / L_1)] = w / \varepsilon_L$,所以, $w / p = \mu \cdot Y'_{1L} \cdot [\varepsilon_L / (1 + \varepsilon_L)]$ 。关于 K ,同理可得。

② ε_i 由实际经济含义可知非负,且可确定边际供给具有递减性,递减性可等价表示为 $dX_i / dp_i < X_i / p_i$,据此可得 $\varepsilon_i < 1$ 。关于 μ ,由 $\eta \in (-\infty, -1)$,可知 $1 + 1/\eta \in (0, 1)$ 。

③命题 3 由 (2) 式或 (3) 式直接观察即可得,要素交易的买方垄断越严重,居民竞争性供给价格弹性 ε 越小;反之买方趋于完全竞争,则 $\varepsilon \rightarrow \infty$, $\varepsilon / (1 + \varepsilon) \rightarrow 1$ 。

④针对 $R = S_R D_1$ 中 $G > 0$,设 t 为税率,税收为 $t(D_1 + D_{II})$,且财政收支平衡,近似简化财政开支为 $G + t(D_1 + D_{II})$,政府规模——地方财政开支占 GDP 比重即为 $[G + t(D_1 + D_{II})] / (D_1 + D_{II}) = t + G / (D_1 + D_{II})$,所以 $G > 0$ 时的政府规模大于 $G = 0$ 时的政府规模,即由政府规模判断垄断租分配。

性供给的要素收入份额较低,而那些分享管制垄断租($P = \theta G$)的经办者们,人数不多收入多,故社会收入差距加大。

归纳上述讨论,要素 L 与 K 的收入份额取决于产品和要素交易环节所处的竞争状态,产出垄断程度越严,需求价格弹性 η 造成的竞争性要素收入份额就越小;要素交易的买方垄断程度越严,供给价格弹性 ε 造成的竞争性收入份额就越小。据此可检验关于政府管制所致的垄断带来竞争性要素收入份额下降的解释。

四、待检验假设与变量选择

以下讨论政府管制所致的垄断带来竞争性要素收入份额下降的经验假设与检验。根据前面理论分析的命题,针对国内近年来可比的样本数据,围绕是否“管制干预会导致竞争性供给的要素收入份额相对降低”的疑问,可以讨论具体的待检验假设:^①

H1: 政府管制的垄断程度越高,居民竞争性供给的要素收入份额 $S_{LK} = SL + SK$ 越低;

H2: 竞争性供给的要素收入份额 SL 和 SK ,将分别随管制程度的增强而降低;

H3: 对 K 的交易管制比对 L 的交易管制更严,故随着管制程度的提高,居民竞争性供给的 SK 比 SL 更低。

按照中国大陆公布的统计数据和可比统计口径,假设关系中的代理变量拟选择如下:

鉴于地方非税收入可以在一定程度上反映政府活动对生产交易干预介入的强度,故将“政府管制的垄断程度”取为“地方财政非税收入/GDP”^②,记为 FI ;对“ SL ”用“地区当期在岗职工工资总额/GDP”衡量;对“ SK ”用“地区当期城乡居民储蓄利息收入/GDP”衡量。^③

为检验上述假设,由(4)式延伸考虑包括两类行业的整个经济体,可列出如下待估计模型:

$$S_{LK} = f_1(FI, EDU, I_1, I_2, PGDP) \quad (6)$$

其中 FI 、 EDU 、 I_1 、 I_2 、 $PGDP$ 分别为地区财政开支、平均受教育时间、第一和第二产业增加值构成比重、人均 GDP。类似地,由(2)式、(3)式和(5)式延伸考虑包括两类行业的整个经济体,分别有:

$$SL = f_2(FI, EDU, I_1, I_2, PGDP) \quad (7)$$

$$SK = f_3(FI, EDU, I_1, I_2, PGDP) \quad (8)$$

$$SL/SK = f_4(FI, EDU, I_1, I_2, PGDP) \quad (9)$$

对应的虚假设为:

H0: 政府非税收入较高,或者说政府对经济运行干预较大的地区,竞争性供给的要素收入份额相对较高。

该表述具体分解为几个虚假设:

H01: “非税收入/GDP”较大的地区, $(SL + SK)$ 相对财政分享增加值的份额较大;

H02: “非税收入/GDP”较大的地区, SL 相对财政分享增加值的份额较大;

H03: “非税收入/GDP”较大的地区, SK 相对财政分享增加值的份额较大;

H04: “非税收入/GDP”较大的地区, SK 相对 SL 的份额较大(SL 相对 SK 份额较小)。

下面根据 31 个省(自治区、直辖市)的面板数据进行估计和检验。

五、计量估计与结果

(一) 解释变量选取与数据描述性统计

^①根据(4)式,政府管制对居民竞争性供给的要素收入份额 $SL + SK$ 的影响通过 μ 和 ε 起作用,由命题 2 直接可得 H1;类似地,由命题 3 得 H2;推论 1 得 H3。

^②考虑到近几年政府施行的积极财政政策,总体的财政收入占 GDP 比重上升不能很好反映政府对经济资源的控制程度,对此,王小鲁(2003)也有讨论。同时,为保持统计口径上的一致性,这里取非税收入中的国有资产经营收益、行政性收费收入、罚没收入、专项收入和其他收入 5 项。其中,2007 年的国有资产经营收益数据缺失,以 2006 年和 2008 年的均值替代。

^③ SL 中理应包括自我雇用的部分,但受限于无数据,故未考虑; SK 理应包括税后利润所得,但从上市公司来看,股民的现金红利收入几乎可以忽略不计(截至 2011 年 3 月 22 日,在公布 2010 年年报的 714 家公司中,445 家公司披露了 2010 年分红预案,在这些提出分红预案的公司中,以 3 月 22 日收盘价计算的股息回报率,仅有 23 只个股股息率超过 2%,而股息率跑赢最新一年期银行定期存款利率 3% 的仅有 7 只个股)。

以保持统计口径统一为原则,本文采用 2003 – 2011 年《中国统计年鉴》和《中国劳动统计年鉴》中全国 31 个省(自治区、直辖市)面板数据,具体变量及其定义如表 1 所示:

表 1 变量定义

变量名	变量的经济含义
FI	地区财政非税收入占 GDP 比重
PE	地区财政支出占 GDP 比重
$SLPE$	在岗职工工资总额与财政开支之比
$SKPE$	城乡居民利息收入与财政开支之比
$SLKPE$	(在岗职工工资总额 + 年末城乡储蓄余额的利息) / 财政开支
$PGDP$	人均 GDP
EDU	在岗职工平均受教育年限
I_1	第一产业占 GDP 比重
I_2	第二产业占 GDP 比重
SL/SK	工薪收入 / (经营净收入 + 财产性收入)

为消除样本地区间的异方差性,对原始数据取对数,处理后 31 个省(自治区、直辖市) 2003 – 2010 年的 248 个样本的数据描述性统计见表 2:

表 2 样本数据描述性统计

变量名	平均值	中值	最大值	最小值	标准差	Jarque – Bera 统计量
$\ln FI$	0.467921	0.454395	1.674256	-0.782682	0.348728	14.11116***
$\ln SLPE$	-0.427697	-0.417383	0.424420	-1.620930	0.341420	22.03626***
$\ln SKPE$	-2.484384	-2.371107	-1.465773	-4.727493	0.515464	221.1467***
$\ln SLKPE$	-0.302270	-0.267706	0.497532	-1.575240	0.348348	38.67901***
$\ln PGDP$	9.763098	9.736547	11.27706	8.189522	0.631736	4.621332*
$\ln EDU$	2.126685	2.148968	2.500468	1.252384	0.173461	650.3046***
$\ln I_1$	2.388759	2.595255	3.611264	-0.356675	0.798532	188.0718***
$\ln I_2$	3.815048	3.875359	4.119037	3.114844	0.220942	130.6955***
$\ln (SL/SK)$	2.215797	2.127745	5.451637	1.242200	0.536786	825.6599***

注:*** 显著性水平为 1%,* 显著性水平为 10%。

表 3 自变量相关系数矩阵

	$\ln FI$	$\ln EDU$	$\ln I_1$	$\ln I_2$	$\ln PGDP$
$\ln FI$	1.0000				
$\ln EDU$	-0.2987	1.0000			
$\ln I_1$	0.3977	-0.5577	1.0000		
$\ln I_2$	-0.0389	0.2850	-0.1160	1.0000	
$\ln PGDP$	-0.3942	0.5881	-0.7720	0.1771	1.0000

由表 3 的自变量相关系数矩阵可见:首先,人均 GDP 与第一产业占 GDP 比重的相关性很高(-0.7720),所以在后续回归估计中,根据实际经济含义以不会严重损失解释贡献为前提,分别取其一进入模型;其次,平均受教育年限与人均 GDP、与第一产业占 GDP 比重的相关性也稍高一些,值得在估计模型比较时予以权衡。

(二) 检验结果与分析

针对 H01、H02、H03 和 H04 的估计结果分别如表 4 – 7 所示。由表 4 可见,模型(1) – (5) 中各个进入模型的变量的系数估计值和 t 值均比较稳定,并且,在检验过程中发现,无论选择时间固定模型、地区固定模型还是双向固定模型, $\ln FI$ 的系数估计值和 t 值均很稳定,且显著性水平均在 1% 以上。由此,可确认 FI 、 EDU 、 $PGDP$ 和 I_1 、 I_2 均对竞争性要素收入份额有较大的解释贡献。其中,提高受教育水平将对改善竞争性要素收入份额产生积极影响,而第一、二产业比重的上升则将对竞争性要素收入份额产生消极影响,此外,经济增长(人均 GDP)对竞争性要素收入份额也产生负向影响。

由 $\ln FI$ 的系数显著小于零,故拒绝 H01,认为“非税收入/GDP”越大的地区($SL + SK$)相对财政分享增

加值的份额越小。

表 4 $\ln [(SL + SK) / PE] = f_1(FI, EDU, I_1, I_2, PGDP)$

	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
C	-2.751589 *** (-16.17684)	3.652665 *** (5.109241)	-2.533179 *** (-11.94060)	4.097118 *** (5.936013)	1.712801 *** (3.516168)
$\ln FI$	-0.247962 *** (-6.052211)	-0.164253 *** (-4.795330)	-0.224418 *** (-5.211121)	-0.142390 *** (-4.303486)	-0.141522 *** (-4.127897)
$\ln EDU$	1.206663 *** (15.74999)		1.138874 *** (13.24501)		0.176637 (1.063092)
$\ln PGDP$		-0.397788 *** (-5.405321)		-0.282885 *** (-3.785476)	
$\ln I_1$			-0.035761 * (-1.710342)		-0.145977 ** (-2.537263)
$\ln I_2$				-0.413359 *** (-4.551040)	-0.518967 *** (-5.940963)
R^2	0.663301	0.954240	0.667406	0.958402	0.957244
调整后的 R^2	0.650569	0.945660	0.653373	0.950364	0.948734
F 统计量	52.09583 ***	111.2159 ***	47.55805 ***	119.2296 ***	112.4881 ***

注: 经 Hausman 检验, 所有回归拒绝随机模型, 经 F 检验, 模型(1) 选择时间固定效应模型, 模型(2)、(4)、(5) 均选择时间地区双向固定效应模型, 模型(3) 选择地区固定效应模型; *** 显著性水平为 1%, ** 显著性水平为 5%, * 显著性水平为 10%。

由表 5 估计可见, 在所有以上 5 个模型中, $\ln FI$ 、 $\ln PGDP$ 、 $\ln I_1$ 、 $\ln I_2$ 的系数估计值和 t 值均很稳定, 表明以上自变量对劳动要素收入份额均有较大且稳定的解释贡献, $\ln EDU$ 的系数估计值和 t 值有一定变化, 但仍比较显著。其中, 提高受教育水平对增加劳动要素收入份额有正向影响。

由 $\ln FI$ 的系数显著小于零, 故拒绝 $H02$, 认为“非税收入/GDP”越大的地区, SL 相对财政分享增加值的份额越小。

表 5 $\ln [SL/PE] = f_2(FI, EDU, I_1, I_2, PGDP)$

	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
C	-2.718151 *** (-16.09769)	2.878374 *** (10.31928)	-2.431084 *** (-11.59759)	3.574866 *** (4.545354)	1.548796 *** (3.075670)
$\ln FI$	-0.254557 *** (-6.258830)	-0.130351 *** (-3.800814)	-0.223611 *** (-5.255027)	-0.148874 *** (-4.365153)	-0.147337 *** (-4.157188)
$\ln EDU$	1.133440 *** (14.90297)	0.031309 (0.207519)	1.044342 *** (12.29212)	0.238491 * (1.425065)	0.192448 * (1.120430)
$\ln PGDP$		-0.339697 *** (-18.69146)		-0.293640 *** (-3.813459)	
$\ln I_1$			-0.047002 ** (-2.275111)		-0.147448 ** (-2.479145)
$\ln I_2$				-0.413628 *** (-4.411156)	-0.515920 *** (-5.713239)
R^2	0.653059	0.944015	0.660475	0.954043	0.952224
调整后的 R^2	0.639940	0.935381	0.646149	0.944897	0.942716
F 统计量	49.77740 ***	109.3463 ***	46.10336 ***	104.3043 ***	100.1420 ***

注: 经 Hausman 检验, 所有回归拒绝随机模型; 经 F 检验, 模型(1)、(3) 选择时间固定效应模型, 模型(2) 选择地区固定效应模型, 模型(4)、(5) 均选择时间地区双向固定效应模型; *** 显著性水平为 1%, ** 显著性水平为 5%, * 显著性水平为 10%。

由表 6 估计可见, 第一、二产业比重和人均 GDP 的解释贡献稳定; $\ln FI$ 系数估计值和 t 值有一定变化, 但仍很显著。

据此, 由 $\ln FI$ 的系数显著小于零, 故拒绝 $H03$, 认为“非税收入/GDP”越大的地区, SK 相对财政分享增加值的份额越小。

表 6 $\ln[SK/PE] = f_3(FI, EDU, I_1, I_2, PGDP)$

	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
C	-2.426282 *** (-149.4526)	0.642318 (0.953865)	-1.944424 *** (-14.81958)	1.180079* (1.877253)	-0.077895 (-0.254970)
$\ln FI$	-0.143030 *** (-4.341577)	-0.110997 *** (-3.440393)	-0.111135 *** (-3.354564)	-0.084545 *** (-2.805576)	-0.070499 ** (-2.330141)
$\ln PGDP$		-0.315960 *** (-4.558187)		-0.176934 ** (-2.599663)	
$\ln I_1$			-0.207712 *** (-3.699312)		-0.180751 *** (-3.578455)
$\ln I_2$				-0.500139 *** (-6.046023)	-0.552294 *** (-7.173328)
R^2	0.980350	0.982135	0.981563	0.984816	0.985234
调整后的 R^2	0.976778	0.978785	0.978107	0.981882	0.982381
F 统计量	274.4051 ***	293.2022 ***	283.9475 ***	335.6514 ***	345.2932 ***

注: 经 Hausman 检验, 所有回归拒绝随机模型, 模型(1) - (5) 经 F 检验, 均选择时间地区双向固定效应模型; *** 显著性水平为 1%, ** 显著性水平为 5%, * 显著性水平为 10%。

由表 7 估计可见 $\ln FI$ 系数估计值和 t 值基本不受产业结构变量是否进入模型的影响, 均很显著。由 $\ln FI$ 的系数显著大于零, 故拒绝 H_0 , 可认为“非税收入/GDP”越大的地区, SK 相对 SL 的下降速度越快。

表 7 $\ln(SL/SK) = f_4(FI, EDU, I_1, I_2, PGDP)$

	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
C	2.084415 *** (42.97557)	2.811958 *** (7.024205)	3.517421 *** (3.548013)	4.071752 *** (3.924153)
$\ln FI$	0.280779 *** (2.856124)	0.329736 *** (3.253493)	0.311110 *** (3.102877)	0.354526 *** (3.445018)
$\ln I_1$		-0.314160* (-1.830721)		-0.296600* (-1.726212)
$\ln I_2$			-0.379340 (-1.447194)	-0.344252 (-1.315612)
R^2	0.828616	0.831346	0.830332	0.832751
调整后的 R^2	0.797305	0.799571	0.798366	0.800276
F 统计量	26.46435 ***	26.16324 ***	25.97515 ***	25.64249 ***

注: 经 Hausman 检验, 所有回归拒绝随机模型, 模型(1) - (5) 经 F 检验, 均选择时间地区双向固定效应模型; *** 显著性水平为 1%, * 显著性水平为 10%。

(三) 稳健性检验

为考察研究结果的稳健性, 我们用樊纲、王小鲁和朱恒鹏(2006)报告的2003-2005年的全国31个省、市、自治区的市场化指数总体评分代替“非税收入/GDP”作为地方政府行政管理程度的指标。考虑到市场化指数总体评分越高, 地区的市场化水平越高, 地方政府行政管理程度越低, 这与“非税收入/GDP”正好相反, 故两者在回归结果中的符号也应相反。对表4-7的结果的稳健性检验显示, 研究结论不变。

六、结论与政策含义

围绕政府管制所致的垄断是否带来竞争性要素收入份额下降的问题, 由拒绝虚假设的计量结果, 可以归纳主要结论如下:

以“财政非税收入/GDP”为管制垄断程度的代理变量, 运用2003-2010年31个省、市、自治区面板数据进行实证检验, 结果表明:

1. 政府管制的垄断程度越高, 居民竞争性供给的要素收入份额越低。政府管制对居民竞争性供给的要素收入份额影响程度具体可以表述为: 在控制人力资本禀赋和经济增长及结构影响因素不变的情况下, 代理表征政府行政管理程度的“非税收入/GDP”每相对上升1%, 居民竞争性供给要素收入份额与财政分享增加值之比就要相对下降0.184% (例如从表2中 FI 的均值1.60上升到1.616, 相对上升1%; 相应 $SLKPE$ 的均

值从 0.74 下降到 0.739 ,即下降 0.184% , -0.184 是表 4 中 $\ln FI$ 的系数估计值的平均取值)。^①

2. 因为管制有产品市场和要素市场两个环节 ,所以用“财政非税收入/GDP”代表的管制垄断程度对居民竞争性供给的资本和劳动要素收入影响会有很大差别。对两种竞争性供给要素——居民货币资本要素和劳动要素的不同影响具体度量如下:在控制人力资本禀赋和增长及结构影响因素不变的情况下,“非税收入/GDP”相对每上升 1% ,例如从 1.60 上升到 1.616 ,将导致:(1) 劳动收入与财政分享增加值的比例相对下降 0.18% (例如从表 2 中原来的平均值 0.652 倍下降到表 5 的 0.6508 倍 ,即下降 0.18%);(2) 居民货币资本收入与财政分享增加值的比例相对下降 0.104% ,例如从 0.0834 倍下降 0.104% (-0.104 是表 6 中 $\ln FI$ 的(1) - (4) 式系数估计的均值);(3) 居民竞争性资本收入与劳动收入之比相对下降 0.32% (例如 SL/SK 从 9.169 倍上升到 9.198 倍 ,即 SK/SL 从 10.907% 下降到 10.872%)。这表明 ,在同一地区同样的政府行政管理程度下 ,相对于劳动要素的交易管制 ,对居民货币资本的交易管制更严。体现为 ,随着政府行政管理规模的提升 ,居民竞争性供给的货币资本收入份额比劳动收入份额下降更快。由此可以理解 ,管制垄断规模的提升造成的居民货币资本收入境况的恶化 ,要远大于劳动收入要素 ,因为四处寻觅打工的劳动收入主要受产品市场管制垄断的影响 ,而居民竞争性供给的货币资本要素收入 ,则遭受要素市场和产品市场两重管制的损失。

3. 除了管制垄断规模显著影响居民竞争性供给的劳动收入份额的下降以外 ,居民的人力资本因素对改善劳动收入份额也有显著影响。

4. 第三产业比重较大的地区 ,居民竞争性供给的要素收入较有利(由表 4 - 6 中 $\ln I_1$ 和 $\ln I_2$ 的系数显著可知) ,其理论解释可能是第三产业比重较大的地区 ,竞争性要素供给方的选择余地较大 ,从而使要素供给价格弹性较大(见命题 4)。

综上 ,政府的管制干预将导致竞争性供给的要素收入份额相对降低 ,以及非竞争性垄断租份额的相对上升。由此引出的政策含义是:对产品和要素交易的管制越强 ,居民竞争性供给的要素收入占经济产出的份额越低 ,同时管制之下财政支配的份额越大 ,特别是资本要素管制(金融管制)、土地要素管制。所以 ,缩小收入差距的政策着眼点不是最低工资 ,而是在产品和要素环节取消管制、放开准入。

附录 1: 命题 2 证明

证明: 由于 $\mu_j \in (0, 1)$, $\varepsilon_i \in (0, 1)$, 所以可得:

$$SL_1 < (L_1/Y_1) \cdot Y'_{1L}, SK_1 < (K_1/Y_1) \cdot Y'_{1K} \\ S_1 = SL_1 + SK_1 < (L_1 Y'_{1L} + K_1 Y'_{1K}) / Y_1$$

根据(1)式可知 ,不等号右边最大值为 1 ,故得证。

参考文献:

1. 阿玛蒂亚·森 2001 《贫困与饥荒——论权利与剥夺》,中译本 ,商务印书馆 ,第 6 页。
2. 白重恩、钱正杰 2009 《国民收入的要素分配:统计数据背后的故事》,《经济研究》第 3 期。
3. 樊纲、王小鲁、朱恒鹏 2006 《中国市场化指数:各地区市场化相对进程 2006 年报告》,经济科学出版社 ,第 6 页。
4. 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。
5. 罗长远、张军 2009 《劳动收入占比下降的经济学解释:基于中国省级面板数据的分析》,《管理世界》第 4 期。
6. 任重、周云波 2009 《垄断对我国行业收入差距的影响到底有多大?》,《经济理论与经济管理》第 4 期。
7. 王小鲁 2003 《中国的市场化进程》,“中国发展高层论坛”报告。
8. 岳希明、李实、史泰丽 2010 《垄断行业高收入问题探讨》,《中国社会科学》第 3 期。
9. 张维迎 2010 《市场的逻辑》,上海人民出版社 ,第 28 - 29 页。
10. Aghion P. , E. Caroli , and C. García - Peñalosa. 1999. “Inequality and Economic Growth: The Perspective of the New Growth Theories.” *Journal of Economic Literature* 37(4) : 1615 - 1660.
11. Alesina A. and A. George - Marios. 2005. “Fairness and Redistribution.” *The American Economic Review* 95(4) : 960 - 980.
12. Anand S. and P. Segal. 2008. “What Do We Know about Global Income Inequality?” *Journal of Economic Literature* , 46(1) : 57 - 94.
13. Chusseau I. N. , M. Dumont , and J. Hellier. 2008. “Explaining Rising Inequality: Skill - biased Technical Change and North - South Trade.” *Journal of Economic Surveys* 22 (3) : 409 - 457.

(下转第 102 页)

^①由表 2 中 $\ln FI$ 的平均值 0.467921 和 $\ln SLKPE$ 平均值 -0.30227 得出 FI 和 $SLKPE$ 的平均值,取整数分别为 1.60 和 0.74。以下同理。

China from 1983 to 1995. " *Journal of Comparative Economics* 4(27) : 686 – 701.

25. Lerman R. I. and S. Yitzhaki. 1985. "Income Inequality Effects by Income Source: A New Approach and Applications to the United States. " *Review of Economics and Statistics* 1(67) : 151 – 156.
26. Shorrocks A. F. 1982. "Inequality Decomposition by Factor Components. " *Econometrica* 1(50) : 193 – 212.
27. Shorrocks A. F. 1980. "The Class of Additively Decomposable Inequality Measures. " *Econometrica* 3(48) : 613 – 625.

Transfers and Differentiation of Fiscal Revenues in the Counties

Zhao Ying

(School of Public Finance and Taxation Zhongnan University of Economics and Law)

Abstract: This paper analyzed the differentiation of fiscal revenues in the counties from two perspectives under the framework of polarization index ranging from 1993 to 2003. Dissimilar tendencies are found to exist in the three main areas while the situation of polarization seems to ameliorate as a whole. Special subsidies ,general transfer grants ,subsidies and transfer payments to tax reform , consumption tax and VAT refunds have substantial effects on the divergence of fiscal revenues in the counties when analyzed by types. Among them ,special subsidies contribute most. The quantiles below the 7th are better off according to the marginal effects ,while the quantiles below the 2nd benefit most. Structural effects should be paid enough emphasis and the construction of payments in horizontal are feasible suggestions to ameliorate the differentiation process of fiscal revenues in the counties.

Key Words: Transfer; Fiscal Revenues in the Counties; Polarization; Quantile; Marginal Effect

JEL Classification: H3 ,E62 ,P34

(责任编辑: 彭爽)

(上接第 60 页)

14. Decreuse B. ,and P. Maarek. 2011. "Can the HOS Model Explain Changes in Labor Shares? A Tale of Trade and Wage Rigidities. "Working Paper ,GREQAM ,University of Aix – Marseilles II .
15. Davis D. B. 1998. "Does European Unemployment Prop up American Wages? National Labor Markets and Global Trade. " *The American Economic Review* 88(3) : 478 – 494.
16. Kaldor N. 1961. "Capital Accumulation and Economic Growth. "In *The Theory of Capital* ,ed. F. A. Lutz and D. C. Hague ,177 – 222. New York: St. Martin Press.
17. Kuznets S. 1955. "Economic Growth and Income Inequality. " *American Economic Review* 45(1) : 1 – 28.
18. Lawrence R. Z. 2008. *Blue – collar Blues: Is Trade to Blame for Rising US Income Inequality?* Washington: Peterson Institute for International Economics.
19. Meschia E. and M. Vivarelli. 2009. "Trade and Income Inequality in Developing Countries. " *World Development* 37(2) : 287 – 302.
20. Piketty T. ,G. Postel – Vinay ,and R. Jean – Laurent. 2006. "Wealth Concentration in a Developing Economy: Paris and France , 1807 – 1994. " *The American Economic Review* 96(1) : 236 – 256.
21. Rodriguez F. and A. Jayadev. 2010. "The Declining Labor Share of Income. "Human Development Research Papers(No. HDRP – 2010 – 36) . Human Development Report Office (HDRO) ,United Nations Development Programme (UNDP) .
22. Snower D. J. ,A. J. G. Brown and C. Merkl. 2009. "Globalization and the Welfare State: A Review of Hans – Werner Sinn' s Can Germany Be Saved? " *Journal of Economic Literature* 47(1) : 136 – 158.

Impacts of Government Regulation on Factor Incomes: Based on Provincial Panel Data

Shen Yujie¹ ,Sun Jianping¹ and Xie Yanhao²

(1: Nanjing University of Science and Technology; 2: Nanjing Audit University)

Abstract: This paper studies the impacts of government regulation scale on income factor share. Grounded on the theories of firm decision equilibrium ,this study uses inter – provincial panel data from 2003 to 2010 to test the impacts of government regulation scale (i. e. proportion of non – tax revenue to GDP as the proxy variable) on the ratio of residents' competitive factor incomes. The results of our empirical research indicate that: (1) as the government regulation scale increases ,the ratio of residents' competitive factor incomes to regulation monopoly rents decreases; (2) the human capital has a significant positive influence on labor earnings; (3) the growth of the percentage of the tertiary industry in GDP contributes to the residents' competitive factor incomes ,by increasing the supply elasticity of residents' competitive factor. The findings imply that the key point to reduce the income gap is not to merely establish an effective minimum wage system ,but to relax the regulation on both product and factor markets.

Key Words: Factor Share; Competitive Supply; Trading Opportunity; Administrative Regulation

JEL Classification: C33 ,D33 ,D52

(责任编辑: 彭爽)