

地方财政治理：授人以鱼还是授人以渔^①

——基于省直管县财政体制改革的研究

刘勇政 贾俊雪 丁思莹

摘要：构建权责清晰的政府间财政关系、完善地方财政治理，是国家治理体系和治理能力现代化的根本要求。提高地方税收自主权和增加转移支付规模作为两种地方财政治理方式存在各自的优势与不足。以我国省直管县财政体制改革为契机，在一个相对统一的分析框架内剖析了这两种地方财政治理方式对地方政府收支行为进而财政自给能力的影响。研究表明：改革提高了地方税收自主权和转移支付规模，即同时践行了这两种治理方式；作为一种“授人以渔”的财政治理方式，地方税收自主权的提高可遏制地方政府的道德风险和成本转嫁行为，提高地方自有财力水平、遏制地方支出扩张，故显著增强了地方财政自给能力；作为一种“授人以鱼”的财政治理方式，转移支付规模增加则具有相反影响——这一负向激励效应起到主导作用，导致省直管县改革显著削弱了地方财政自给能力，不利于地方财政治理改善。这对于当前央地财政关系的优化调整具有良好启示。

关键词：地方财政治理 财政自给能力 税收自主权 转移支付 省直管县财政体制改革

作者：刘勇政，中国人民大学财政金融学院、中国财政金融政策研究中心副教授（北京 100872）；贾俊雪，中国人民大学财政金融学院、中国财政金融政策研究中心教授（北京 100872）；丁思莹，中国人民大学财政金融学院博士生（北京 100872）。

^① 本文是国家自然科学基金项目（71773128；71673279；71533006）和国家社会科学基金重大项目（17ZDA048）的阶段性成果。感谢匿名评审专家提出的宝贵意见。

一、引言

在一个多级政府框架下完善政府治理体系以有效规范各级政府行为,对于一国治理体系和治理能力的现代化至关重要;而作为政府治理体系的基础和重要组成,地方财政治理的优化完善始终备受关注,这对于中国这样一个地域辽阔、国情复杂的单一制国家而言尤为关键。中共十九大报告提出,要加快建立现代财政制度,建立权责清晰的中央与地方财政关系,推进国家治理体系和治理能力的现代化。但我国现行财税体制已经不完全适应完善国家治理的客观要求,突出表现在:中央与地方以及各级地方政府间的事权与支出责任划分不够清晰,政府间收入划分不尽科学合理,财力与事权相匹配的财政体制尚未完全建立。^①这使得地方政府尤其县乡基层政府的财政自给能力低下,履行事权时严重缺少与之匹配的财力,长期陷于财政困境;由于县乡基层政府承担着大量基础教育、医疗卫生和社会保障等基本公共服务的提供职责,故保证其合理的财力水平直接关系到基层民生保障和经济社会的协调发展,^②直接影响到我国国家治理水平的高低和治理目标能否顺利实现。特别是,为深化供给侧结构性改革、有效激发市场活力,中央在 2016 年全面实施了“营改增”改革后,进一步推行了新一轮更大规模的“减税降费”政策。这意味着地方政府在失去主体税种的同时,中央政府也面临着财政收入增速下降的巨大压力。因此,如何重构央地财政关系,以优化完善地方财政治理,增强地方财政自给能力,更好地发挥地方主体能动性,成为我国政府和学术界亟待解决的一个重大问题。

地方财政治理的核心在于:有效缓解地方道德风险问题、增强地方政府的财政自给能力和主体能动性,更好地满足辖区居民对公共服务的需求。实现这一点的关键在于实现财力与支出责任(或事权)在各级政府间的合理划分与匹配。对此,(就收入层面而言)学术界主要强调两种策略:(1)保持现有政府间支出责任划分不变的情况下,适当提高地方政府的税收自主权,提升地方自有财力水平,实现财力与支出责任相匹配;(2)在合理测算地方自有财力和支出责任的基础上,增加转移支付以弥补地方财力缺口。这两种策

^① 详见中国国务院新闻办公室、中共中央文献研究室、中国外文出版发行事业局编:《习近平谈治国理政》,北京:外文出版社,2014年。

^② 贾康、白景明:《县乡财政解困与财政体制创新》,《经济研究》2002年第2期;乔宝云、范剑勇、冯兴元:《中国的财政分权与小学义务教育》,《中国社会科学》2005年第6期。

略存在各自的优势与不足，蕴含着不同的地方财政治理逻辑和政府间财政关系理论内涵——理论上讲，它们可能产生不同的激励效应，对地方政府的收支行为进而财政自给能力产生不同影响（详见第三节分析）。^①特别地，作为一种“授人以渔”的财政治理方式，税收自主权的提高有利于强化地方收入激励，促使地方政府提升税收努力以增加财政收入，^②亦会促使地方政府支出成本内部化（需更多依靠自有收入为支出筹资），遏制地方政府的道德风险和成本转嫁行为，促使其提升税收努力、采取更为理性审慎的支出政策，故有利于增强地方政府的财政自给能力；但也可能会引发地方政府低税负竞争，对地方政府财政自给能力产生不利影响——这在地方税收自主权较大时会尤为明显。而作为一种“授人以鱼”的财政治理方式，转移支付规模增加则有利于遏制地方政府低税负竞争行为，增强地方政府财政自给能力；但也可能弱化地方政府的预算约束，不利于地方政府支出成本内部化，加剧地方政府的道德风险和成本转嫁行为，致使地方财政收入下降和支出膨胀，削弱地方政府财政自给能力——这在转移支付规模较大（地方政府对转移支付依赖性较高）时会表现得更突出。

目前，学术界对上述两种地方财政治理方式进行了大量研究，^③但还鲜有在一个相对统一的分析框架内就这两种治理方式的影响、逻辑机理及其蕴含的理论内涵进行深入系统的对比研究——一个重要原因在于现实中同时采取这两种方式的地方财政治理实践并不多见（同时增加地方政府的税收自主权和转移支付规模将给中央政府带来巨大财政压力^④）。令人庆幸的是：2004 年以来，我国在各省区陆续推行的省直管县财政体制改革为我们深入研究上述问题提供了一个良好契机。这一改革通过简化财政层级，重新划分配置了省及

①目前，存在两种政府间财政关系理论，这两种理论对提高地方税收自主权和增加转移支付规模的影响存在不同看法。参见 B R. Weingast, "Second Generation Fiscal Federalism: The Implications of Fiscal Incentives," *Journal of Urban Economics*, vol.65, no.3, 2009, pp. 279-293.

②目前，我国各税种的名义税基和名义税率几乎完全由中央政府决定，但地方政府在地方税的征管方面拥有较大的自由裁量权，也有较多手段（如干涉国税部门等）影响中央地方共享税的征管政策。

③参见乔宝云、范剑勇、彭骥鸣：《政府间转移支付与地方财政努力》，《管理世界》2006 年第 3 期；付文林、沈坤荣：《均等化转移支付与地方财政支出结构》，《经济研究》2012 年第 5 期；李永友：《转移支付与地方政府间财政竞争》，《中国社会科学》2015 年第 10 期；田彬彬、范子英：《税收分成、税收努力与企业逃税——来自所得税分享改革的证据》，《管理世界》2016 年第 12 期。

④正因如此，这一治理逻辑（即提高地方税收自主权和增加地方转移支付二选一）贯穿于改革开放以来财政体制改革的始终——20 世纪 80 年代至 90 年代初实施的财政承包制改革赋予地方很大的收入自主权，故中央给予地方的转移支付规模非常有限；1994 年分税制改革采取收入集权的做法，故中央持续加大转移支付力度，2002 年所得税分享改革也采取类似做法。

以下地方政府的财权，改变了针对县级政府的转移支付政策及资金拨付方式，（或主动所为或客观上）明显提升了县级政府的税收分成比例和转移支付规模，即同时践行了提高税收自主权和增加转移支付规模两种地方财政治理方式。本文以此为契机首先构建一个理论分析框架，深入阐释了这两种财政治理方式对地方政府收支行为进而财政自给能力的影响机理，紧密结合中国现实提出核心理论判断；进而以省直管县改革为外生政策冲击，利用1995—2014年间全国县级面板数据以及双重差分（Difference-in-Differences）模型和工具变量法，在一个相对统一的分析框架下识别出提高税收自主权和增加转移支付规模对县级政府的收支行为和财政自给能力的影响差异，以及它们在决定省直管县改革成效中的作用，对本文的核心理论判断进行实证检验。

需要指出的是，近年来，学术界对省直管县财政体制改革的影响进行了较广泛的研究，但主要集中于这一改革在缓解县乡财政困难和促进地区经济增长等方面的成效评估。^① 本文的研究重点则在于省直管县改革践行的两种地方财政治理方式的对比分析，这不仅有助于厘清这两种治理方式蕴含的深刻理论内涵，对于（尤其基于中国实践的）政府间财政关系理论的完善具有良好意义，也有利于更好地回答地方财政治理应当是“授人以鱼”还是“授人以渔”这一重要问题，为优化完善地方财政治理提供良好的理论依据，为当前及今后央地财政关系的优化调整提供有益的改革思路。事实上，本文研究表明，税收自主权的增加显著提升了县级政府的自有财力水平，且在一定程度上遏制了县级政府支出扩张，从而有效增强了县级政府的财政自给能力。转移支付规模增加则具有相反影响，且这一相反的负向激励效应起到主导作用，最终导致省直管县改革显著削弱了县级政府的财政自给能力，不利于地方财政治理的改善。

二、制度背景与理论框架

^①参见郑新业、王晗、赵益卓：《“省直管县”能促进经济增长吗？——双重差分方法》，《管理世界》2011年第8期；贾俊雪、宁静：《纵向财政治理结构与地方政府职能优化——基于省直管县财政体制改革的拟自然实验分析》，《管理世界》2015年第1期；P. Li, Y. Lu and J. Wang, “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China,” *Journal of Development Economics*, vol.123, 2016, pp. 18-37.

（一）制度背景

目前，我国实行的是中央管省、省管地级市、地级市管县、县管乡镇的多层级行政管理体制——每级政府在行政和财政上都归属于更高一级政府直接管辖。1994 年分税制改革较明确地界定了中央与省之间的收支责任划分，同时赋予省级政府制定省以下各级政府间收支责任安排的自由裁量权。从实践来看，省以下财政分配关系的一个突出特点是财权上移、支出责任下放，造成县乡基层政府财政自给能力低下。特别地，地级市政府往往扮演着县级政府的“攫取之手”——其往往会降低县级政府的税收分成比例以集中财力，也会截留本应拨付给县级政府的转移支付资金。与此同时，地级市政府还时常会向县级政府摊派本应属于自身的支出责任。这极大削弱了县乡基层政府的财政自给能力，恶化了县乡财政状况，损害了地方财政治理效率。

为解决这一问题，我国自 2004 年以来在一些省份陆续推行了省直管县财政体制改革。其核心特点是将县级政府的收支责任划分、转移支付分配和预算资金调度，交由省级财政直接负责，实现了省级政府与县级政府在财政上的直接联系，减少了一个财政层级（地级市政府）。确切来讲，这一改革发轫于安徽、河南和福建等省，此后逐步推向其它省份——截止到 2014 年底，全国已有 54% 的县（21 个省份的 1060 个县）实行了改革。在改革模式上，各省采取的做法不尽相同：福建、黑龙江和江苏省选择一次性推行改革；其他省份则采取了逐步推进的模式，但这些省份改革试点县的选择标准有所不同——如河北省将产粮大县作为改革县，山西省优先把扶贫开发县作为改革县。

虽然各省实施改革的时间、模式和改革县的选择标准不尽相同，但核心政策均涉及到收入的合理划分和转移支付的重新核定等。首先，在收入划分方面，地级市政府不再参与县级政府的税收收入分成。从各省改革文件来看，很多省份都明确提出增加县级政府的税收分成比例，以提高其自有财力水平。也有一些省份虽未明确提及改变税收分成，但提出要合理划分地级市和县的收入范围；由于改革后地级市政府不再参与县级政府的税收分成，客观上使得这些省份改革县的税收分成比例也很可能有所提高——我们的数据表明，2004

年实施省直管县改革后,改革县的税收分成比例较非改革县而言多提升了 10.9%。^①其次,转移支付由省直接核定并补助到地级市和县,地级市政府不再参与县级政府转移支付等资金的划拨,使得地级市政府无法截留县级政府资金。而且,一些省份还明确提出增加对县级政府的转移支付力度。因此,大部分改革县的转移支付都出现明显增长——我们的数据表明,2004 年省直管县改革后,改革县的转移支付规模较非改革县而言多增加了 13.9%。

由此可见,省直管县财政体制改革或是主动所为或是客观上(因简化财政层级)践行了增加县级政府的税收分成比例和转移支付规模两种地方财政治理方式。这为我们深入对比分析这两种财政治理方式对地方政府收支行为进而财政自给能力的影响提供了一个良好契机。

(二) 理论框架

基于省直管县财政体制改革实践,本节以已有政府间财政关系理论为基础,从地方财政治理视角出发,结合我国地方政府行为动机构建一个理论分析框架,剖析省直管县改革践行的税收分成比例和转移支付增加这两种地方财政治理方式,对地方政府收支行为进而财政自给能力的影响及其逻辑机理(见图 1)。

理论上,提升地方税收自主权和增加转移支付规模这两种地方财政治理方式具有各自的优势与不足。特别地,地方税收分成比例的提高主要通过三种机制对地方政府收支行为产生影响。首先,税收分成比例提高意味地方收入索取权的增加,这会强化地方收入激励,促使地方政府提升税收努力进而自有财政收入水平,故有利于增强地方财政自给能力。^②其次,税收分成比例提高也意味着地方政府支出将更多依靠自有财政收入融资,故可促进地方政府支出成本内部化,遏制地方政府的道德风险和成本转嫁行为。^③这可促使地方政府提升税收努力以增加财政收入,更好地满足既定的支出需求;^④也会促使地方政府支出行为更为理性审慎,以尽可能减小自有财政收入增加带来的辖区经济成本(居民和企业

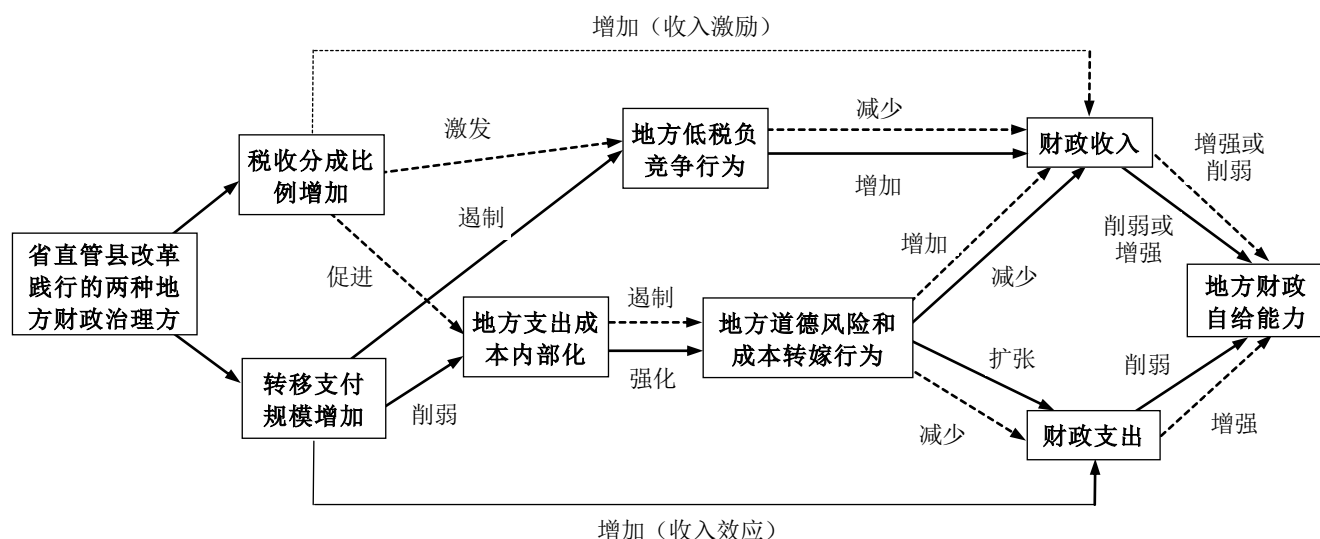
^①限于数据,本文采用增值税分成比例(即县级政府留存的增值税收入与其辖区内征收的增值税总收入的比值)来刻画改革前后县级税收分成比例的变化。增值税是主要的共享税且为县级政府的主要税收收入来源,故其分成比例的改变可在很大程度上反映县级税收分成比例的整体变化情况。

^② B R. Weingast, "Second Generation Fiscal Federalism: The Implications of Fiscal Incentives".

^③ J. Rodden, "Reviving Leviathan: Fiscal Federalism and the Growth of Government," *International Organization*, vol.57, no.4, 2003, pp. 695-729.

^④ S. X. Chen, "The Effect of a Fiscal Squeeze on Tax Enforcement: Evidence from a Natural Experiment in China," *Journal of Public Economics*, vol.147, 2017, pp. 62-76.

的税负)上升进而对地区经济增长的不利影响(由于以GDP为核心的政治晋升激励,这一点在中国可能表现得更突出),这会遏制收入效应带来的支出规模膨胀,故也有利于增强地方政府财政自给能力。最后,税收分成比例提高也可能引发地方政府低税负竞争,致使地方自有财政收入下降,对地方政府财政自给能力产生不利影响,这在地方税收自主权较大时会尤为突出^①(1994年分税制改革以来,中国地方政府的税收自主权较小,故这一效应倾向于较弱)。故就理论而言,提高税收分成比例对地方政府财政自给能力的影响不明确。但就中国现实来看,税收分成比例通过前两种机制产生的正影响较后一种机制的负影响而言倾向于更突出,因而总体上更有利于规范地方政府的财政收支行为、增强地方政府的财政自给能力。



注: 图中实线和虚线分别代表转移支付和税收分成比例增加的影响机理。

图 1 税收分成比例和转移支付增加的财政治理机理

转移支付增加同样主要通过三种机制对地方政府收支行为产生影响。首先,转移支付增加可一定程度上矫正地方政府低税负竞争行为,故有利于地方自有财政收入增加进而增强地方政府财政自给能力。^②其次,转移支付增加意味着地方可支配财力增加,这会通过

①J. D. Wilson, "Theories of Tax Competition," *National Tax Journal*, vol.52, no.2, 1999, pp. 269-304.

②S. Bucovetsky and M. Smart, "The Efficiency Consequences of Local Revenue Equalization: Tax Competition and Tax Distortions," *Journal of Public Economic Theory*, vol.8, no.1, 2006, pp. 119-144; P. Egger, M. Koethenbueger and M. Smart, "Do Fiscal Transfers Alleviate Business Tax Competition? Evidence from Germany," *Journal of Public Economics*, vol.94, no.3-4, 2010, pp. 235-246.

收入效应导致地方政府支出增加，削弱地方政府财政自给能力。最后，作为地方非自有财政收入，转移支付增加不利于地方政府支出成本内部化，加剧地方政府的道德风险和成本转嫁行为。^①特别地，对于地方政府而言，转移支付收入是一种公共池（common pool）资源，故会弱化地方政府的预算约束，割裂地方政府支出的成本-收益联系（即地方政府支出成本可通过转移支付这一公共池渠道转嫁给中央和其他辖区政府）。因此，当地方政府更依赖于转移支付时，将会刺激地方政府降低税收努力和自有财政收入水平、^②扩张支出规模，^③以将更多的支出成本转嫁出去。同时，转移支付增加也会强化地方政府对上级政府就其收支行为进而财政状况进行“兜底”的预期，这将进一步刺激地方政府的道德风险和成本转嫁行为，从而对地方政府财政自给能力产生不利影响。由此可见，转移支付增加对地方政府财政自给能力的影响在理论上同样不明确。但就中国现实来看，由于追求地区经济增长以获取更大的晋升机会构成了地方政府的核心利益，且分税制改革以来地方政府对转移支付的依赖性较高，故地方政府规避自有财政收入增加及其对地区经济增长的不利影响、而借助转移支付进行成本转嫁的动机更为强烈。因此，在中国特定的制度背景下，转移支付增加对地方政府的税收努力进而财政收入的抑制作用，以及对地方政府支出的扩张性影响将更为突出，从而不利于地方政府财政自给能力的提高。

有鉴于此，我们提出如下理论判断：提高税收分成比例和增加转移支付这两种地方财政治理方式对地方政府收支行为和财政自给能力的影响机理和激励效应不同——总体而言，前者即“授人以渔”的治理方式将更有利于规范地方政府收支行为、增强地方政府财政自给能力，后者即“授人以鱼”的治理方式则更倾向于产生相反的治理效果。^④这也意味着

① J. Rodden, “Reviving Leviathan: Fiscal Federalism and the Growth of Government”; J. Jia, Q. Guo and J. Zhang, “Fiscal Decentralization and Local Expenditure Policy in China,” *China Economic Review*, vol.28, 2014, pp. 107-122.

② Y. Liu and J. Zhao, “Intergovernmental Fiscal Transfers and Local Tax Efforts: Evidence from Provinces in China,” *Journal of Economic Policy Reform*, vol.14, no.4, 2011, pp. 295-300.

③ L. Eyraud and L. Lusinyan, “Vertical Fiscal Imbalances and Fiscal Performance in Advanced Economies,” *Journal of Monetary Economics*, vol.60, no.5, 2013, pp. 571-587; 范子英、张军：《粘纸效应：对地方政府规模膨胀的一种解释》，《中国工业经济》2010 年第 12 期。需要指出的是，“粘蝇纸效应”主要描述的是一种现象，已有文献在解释其形成原因时更多强调的是所谓的“价格效应”——即对于地方政府而言，转移支付的价格（成本）与地方自有财政收入相比更低，故转移支付对地方政府支出的扩张性影响更突出。就此来看，这与本文强调的道德风险和成本转嫁机制具有“异曲同工”之处，而道德风险和成本转嫁机制无疑有利于更清晰深刻地捕捉地方政府的行为动机。

④李永友发现，一般性和专项转移支付对地方财政竞争的治理作用不同；参见李永友：《转移支付与地方政府间财政竞争》，《中国社会科学》2015 年第 10 期。具体到本文，除我们强调的一般作用机

省直管县财政体制改革是否有利于增强县级政府财政自给能力、改善地方财政治理在理论上不明确——取决于哪一种地方财政治理方式的影响占据主导作用。

三、计量策略与数据

(一) 计量模型

在考察省直管县财政体制改革对地方政府收支行为和财政自给能力的综合影响时，鉴于这一改革具有较典型的政策实验性质，因此，本文构建如下形式的双重差分模型：

$$y_{it} = \alpha + \beta PMC_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中 i 和 t 分别表示县和年份。 y_{it} 为县级政府财政自给能力，本文利用财政自给率（即县级自有财政收入与财政支出的比值）度量——其越大表明财政自给能力越强。我们也考虑将县级人均财政收入和人均财政支出（利用省份消费价格指数折算为1985年为基期的实际值并取自然对数）作为被解释变量，以考察改革对县级政府收支行为的影响。 PMC_{it} 是核心解释变量——省直管县改革哑变量（县 i 在第 t 年实行了改革，则第 t 年及之后年份均赋值为1，否则赋值为0）。 X_{it} 为一组控制变量，包括：（1）人均实际GDP（采取同样方法折算为实际值，取自然对数），用以捕捉经济发展水平的影响；（2）第二、第三产业增加值占GDP的比重，用以捕捉产业结构的影响；（3）城镇人口比重，用于捕捉城镇化的影响；（4）人口密度，用以捕捉人口规模和分布的影响；（5）“扩权强县”政策哑变量，用以捕捉“扩权强县”政策可能产生的影响；（6）地级市所辖各县GDP变异系数，用以捕捉地区间经济发展不平衡的影响。^① μ_i 和 φ_t 分别表示县级固定效应和时间固定效应， ε_{it} 是随机扰动项。

在考察提高税收分成比例和增加转移支付规模这两种地方财政治理方式的影响及其在决定省直管县改革效应中的作用时，我们采取如下计量策略。首先分别以税收分成比例

理以外，一般性转移支付通常是按因素法分配资金（地方自有财政收入越多，获取的转移支付倾向于越少），故对地方政府收入行为可能会产生更强的负向激励。专项转移支付则往往要求地方予以资金配套，故对地方政府支出的扩张性影响可能更突出。下文实证分析对此进行了检验。

①周黎安、吴敏：《省以下多级政府间的税收分成：特征事实与解释》，《金融研究》2015年第10期。

和转移支付规模作为方程（1）中的被解释变量，验证省直管县改革是否增加县级税收分成比例和转移支付规模；其次分别以县级政府的财政自给率、财政收入比率（县级财政收入与 GDP 的比值）、人均财政收入和人均财政支出作为被解释变量，通过在基准模型中引入税收分成比例和转移支付规模作为额外的解释变量，考察这两种治理方式对地方政府收支行为和财政自给能力的影响差异，识别它们在决定省直管县改革效应中的作用。

（二）内生性问题

正如前文指出的，省直管县改革在改革试点县的选择上并非随机的，即改革县与非改革县的财政自给率和财政收支水平可能在改革前就存在差异（即不满足平行趋势条件）。因而，双重差分模型（1）可能因内生选择问题而产生估计偏差。为解决这一问题，我们采用了工具变量法，构造的工具变量为：县与其所属地级市中心的地理距离和省份省直管县改革哑变量（若省份实施了改革，则改革当年及之后年份取值为 1，否则为 0）的交互项。

直观而言，这一工具变量与 PMC_{it} 高度相关，且更倾向于不会对被解释变量 y_{it} 产生直接影响，故可较好地符合工具变量有效性（即相关性和外生性）要求。具体而言：（1）一个县是否被选为改革县，无疑首先取决于其所在省份是否实施了改革。同时，省份省直管县改革哑变量刻画的是省级政府的改革决策，不太可能会是因为省内某一特定县的财政状况（即被解释变量 y_{it} ）而作出的决定。且从改革进程来看，各省开始实施省直管县改革的时间主要集中在：2004—2007 年间和 2009—2010 年间。就前一个时期（2004—2007 年间）而言，在此较短的时间内，无论是省内县级政府的财政状况还是省份间县级政府财政状况的差异都倾向于相对较为稳定，意味着县级政府的财政状况并非是导致这一时期各省改革时点差异的主要原因。而就后一时期（2009—2010 年间）而言，各省的改革决策主要是外生中央政策冲击的结果——2009 年 6 月，财政部颁布了《关于推进省直接管理县财政改革的意见》后，这些省份纷纷在当年和 2010 年初开始改革。故而，省份省直管县

改革哑变量对于县级政府的财政状况而言更倾向于具有较好的外生性——实证检验也较好地证实了这一点。^①

(2) 当省级政府一旦决定要在本省实施改革, 其在选择改革试点县时, 县与其所属地级市中心的地理距离很可能是一个重要决定因素——如果县与其所属地级市中心的距离很近, 那么二者的经济可能联系紧密、融为一体; 若在此情况下取消地级市对该县的财政管辖(地级市的利益损失可能较大), 很可能会受到地级市政府的强烈反对。因此, 当一个县所在的省份实施了改革, 若该县与其所属地级市中心的地理距离越远, 就越有可能被选为改革县——下文的实证检验也证实了这一点。^②

在考察增加税收分成比例和转移支付规模这两种地方财政治理方式的影响时, 我们同样面临着内生性问题。这主要源于地方政府收支行为与其税收分成比例或转移支付规模可能存在反向因果关系——当地方政府具有较高的收入能力或支出行为更审慎(因而具有较高的财政自给水平)时, 上级政府可能会给予其较低的税收分成比例或较少的转移支付(公式化的均等化转移支付会自动导致这一结果); 反之亦然。为此, 我们构造了工具变量——每个县模拟的(simulated)税收分成比例和模拟的转移支付规模。具体而言, 我们遵循 Dahl and Lochner^③等人的做法, 首先计算了各省历年总体县级税收分成比例和转移支付规模的变化率; 以此为基础, 将 1994 年(本文样本期开始的前一年)的各县实际税收分成比例和转移支付规模作为基数, 模拟计算得到各县历年的税收分成比例和转移支付规模。这样计算得到的模拟值反映的是各县因省级政策调整冲击而发生的平均变化, 可较好地排除各县因自身财政状况变化带来的内生性改变, 故可较好地满足工具变量相关性和外生性要求。

(三) 数据

①我们利用 1995—2014 年间的省级面板数据进行 Probit 模型回归。被解释变量为省份省直管县改革哑变量, 核心解释变量为省内各县加权(权重为人口)的人均财政收入、人均财政支出或财政自给率, 控制变量包括人均实际 GDP(取自然对数)、第二产业增加值占 GDP 比重、城镇人口比重、人口密度(取自然对数)、开放度和时间固定效应。回归结果表明, 省内各县加权的人均财政收入、人均财政支出和财政自给率对该省是否实施省直管县改革都不具有显著影响。

②下文对这一工具变量的有效性进行了详细检验, 结果表明其较好地满足工具变量有效性(相关性和外生性)条件(详见下文表 2 及其分析)。

③G. Dahl and L. Lochner, "The Impact of Family Income on Child Achievement: Evidence from the Earned Income Tax Credit," *American Economic Review*, vol.102, no.5, 2012, pp. 1927-1956.

本文主体回归使用的是 1995—2014 年间的全国县级面板数据，^①数据主要来源于：中国经济与社会发展统计数据库、历年的《全国地市县财政统计资料》和各省政府文件。我们对原始数据进行如下处理：（1）由于数据缺失严重，剔除了西藏自治区样本；（2）鉴于市辖区这一县级行政单位与县、县级市在经济社会发展和财政管理等方面的可比性较差，因此我们没有考虑市辖区，而只将县和县级市（下文统一简称为县）作为考察对象。因此，我们最终使用的样本为全国 30 个省、自治区和直辖市 1907 个县 1995—2014 年间的的面板数据。从主要变量的基本统计描述可知（限于篇幅，略去表格）：我国县级政府财政收入与财政支出比值的样本均值仅为 39.8%，表明县级政府的财政自给率普遍较低，自有财力仅能支撑大约 2/5 的财政支出。

四、省直管县财政体制改革的影响

（一）双重差分模型回归结果

表 1 给出省直管县财政体制改革对县级政府的财政自给率、人均财政收入和人均财政支出影响的双重差分模型估计结果。第（1）和（2）列的估计结果表明，省直管县改革对县级财政自给率的影响具有良好的统计显著性且结果较稳健——具体而言，在控制了其他因素的影响后，改革致使改革县（相较于非改革县）的财政自给率平均下降了 5.6 个百分点（见第（2）列）；鉴于改革组改革前财政自给率的样本均值为 0.459（根据样本计算得到），这意味着改革导致改革县的财政自给率下降了 12.2%（ $0.056/0.459$ ）。因此，省直管县改革没有提高县级政府的财政自给水平，反而在一定程度上恶化了这一问题。进一步，由第（4）和（6）列可知，这一不利影响不仅源于改革导致改革县的人均财政收入减少了 9.9%，还因为其导致改革县的人均财政支出扩张了 4.1%。不过，由于潜在的内生选择问题，表 1 的估计结果可能有偏。

^①限于数据的可获取性，县级税收分成数据的样本期为 1995—2007 年间，县级转移支付数据的样本期为 1995—2009 年间。故在包括这两个变量的回归中，样本量有所减少。

表 1 省直管县改革影响的双重差分模型估计结果

	财政自给率		人均财政收入（取自然对数）		人均财政支出（取自然对数）	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
省直管县改革	-0.066* **	-0.056* **	-0.106***	-0.099***	0.016	0.041***
	(0.009)	(0.009)	(0.032)	(0.026)	(0.018)	(0.014)
县级固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
控制变量	否	是	否	是	否	是
样本量	36,597	31,467	36,608	31,709	36,603	31,640
R ²	0.478	0.531	0.796	0.858	0.959	0.965

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的置信水平显著，小括号中数字为 cluster 到地级市层面的标准误。控制变量包括人均实际 GDP（取自然对数）、第二产业增加值占 GDP 比重、第三产业增加值占 GDP 比重、城镇人口比重、人口密度（取自然对数）、“扩权强县”政策哑变量和地级市所辖各县 GDP 变异系数。

（二）工具变量法回归结果

为矫正双重差分模型的估计偏差，我们采取工具变量法，构造的工具变量为：县与其所属地级市中心的地理距离与省份省直管县改革哑变量的交互项。前文已对这一工具变量的合理性进行了说明，这里对其有效性进行检验。

一个好的工具变量应当满足相关性和外生性两个条件。就相关性而言，表 2 第（1）—（3）列报告了工具变量法一阶段的回归结果。结果显示：工具变量与省直管县改革哑变量高度正相关，即工具变量满足相关性要求（表 3 给出的 Kleibergen-Paap F 检验统计值均大于 10，也表明不存在弱工具变量问题）；而且，结果与我们的预期一致——即当一个县所在的省份实施了改革，则该县与其所属地级市中心的地理距离越远，就越有可能被选为改革县。

表 2 工具变量有效性（相关性和外生性）检验

	相关性			外生性		
	省直管县改革	省直管县改革	省直管县改革	财政自给率	人均财政收入（取自然对数）	人均财政支出（取自然对数）
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
地理距离×省份	0.003**	0.003	0.003	0.000	0.000	-0.000

改革哑变量	*	***	***			
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
县级固定效应	是	是	是	否	否	否
市级固定效应	否	否	否	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本期	1995-2014	1995-2014	1995-2014	1995-2003	1995-2003	1995-2003
样本量	31,451	31,692	31,623	13,034	13,118	13,028
R^2	0.504	0.499	0.499	0.765	0.796	0.846

注：（4）—（6）列中省份改革哑变量定义为：截止到 2014 年（本文样本期末），若该省实施了改革，则赋值为 1，否则为 0。（1）—（3）列分别给出财政自给率、人均财政收入（取自然对数）和人均财政支出（取自然对数）作为被解释变量的一阶段回归结果，（4）—（6）列给出工具变量外生性检验的结果。其它注释与表 1 相同。

就外生性而言，正如前文指出的：这一工具变量除了通过影响（县级）省直管县改革哑变量进而影响县级政府财政状况外，其对县级政府财政状况产生直接影响的可能性较小，即可较好地满足工具变量外生性条件。为更严谨地验证这一点，本文借鉴 T. Dinkelman 的做法，^①构造了一个安慰剂检验（placebo test）——即将尚未实施省直管县改革的 1995—2003 年间作为样本期（即完全外生的观测期），在回归方程（1）中引入县与其所属地级市中心的地理距离与省份省直管县改革哑变量的交互项进行回归。^②若这一交互项满足外生性条件（即其只通过影响改革县的选择来影响被解释变量，而对被解释变量不存在直接影响）的话，那么在尚未实施改革的年份（1995—2003 年间），其对被解释变量应该没有任何显著影响。表 2 第（4）—（6）列显示，这一交互项的影响系数很小且不具有统计显著性，表明工具变量较好地满足外生性条件。

确保工具变量有效性后，我们在表 3 给出工具变量法的估计结果。与双重差分模型的估计结果相一致，省直管县改革对县级政府财政自给率具有显著的负影响，但影响系数的绝对值更大，表明内生选择问题倾向于导致估计结果向下偏差。具体而言，在较好地矫正了内生选择问题后，省直管县改革导致改革县的财政自给率下降了 9.8 个百分点（见第（2）

① T. Dinkelman, “The Effects of Rural Electrification on Employment: New Evidence from South Africa,” *The American Economic Review*, vol.101, no.7, 2011, pp. 3078-3108.

②在安慰剂检验样本期（1995—2003 年间），各省（除浙江省和直辖市外）均未实施省直管县改革；故将省份省直管县改革哑变量定义为：截止到 2014 年（本文样本期末），若该省实施了改革，则将其在 1995—2003 年间均赋值为 1，否则为 0。县与其所属地级市中心的地理距离不随时间变化，故无法控制县级固定效应。做为替代，我们控制了地级市固定效应和时间固定效应。

列), 人均财政收入减少了 37.1% (见第 (4) 列), 人均财政支出则增加了 22.4% (见第 (6) 列)。因此, 省直管县改革没有起到增强县级政府财政自给能力的作用, 反而一定程度上恶化了县级政府的财政状况, 这明显与改革的初衷相背离。

表 3 省直管县改革影响的工具变量法估计结果

	财政自给率		人均财政收入 (取自然对数)		人均财政支出 (取自然对数)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
省直管县改革	-0.101* **	-0.098* **	-0.557***	-0.371***	0.201**	0.224***
	(0.030)	(0.028)	(0.159)	(0.100)	(0.093)	(0.076)
县级固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
控制变量	否	是	否	是	否	是
样本量	36,428	31,445	36,462	31,687	36,457	31,617
R ²	0.474	0.526	0.774	0.850	0.957	0.963
IV F 检验	14.72	20.27	14.01	17.68	12.27	16.71

注: 见表 1 注释。

(三) 稳健性检验

为确保基准结论的可靠性, 本节进行三方面稳健性检验。^①首先, 前文制度背景介绍表明, 省直管县财政体制改革的主要政策着力点在于税收分成和转移支付的调整 (包括正式和非正式的), 并没有明确调整各级地方政府间的支出责任安排。但若县级政府的实际支出责任也因改革而发生了变化, 那么基准结果将可能有偏。为此, 我们在基准模型中引入财政支出分权指标来控制县级政府支出责任潜在变化的影响。^②由表 4 第 (1) — (3) 列可知, 结果没有明显变化, 表明基准结果具有较好的稳健性。

表 4 省直管县改革影响的稳健性检验

财政自给率	人均财政收入 (取自	人均财政支出	财政自给率	人均财政收入 (取自	人均财政支出 (取自	财政自给率	人均财政收入	人均财政支出
-------	------------	--------	-------	------------	------------	-------	--------	--------

①此外, 我们还针对样本异质性、模型设定和改革的外溢效应进行了一系列稳健性检验。检验表明本文基本结论具有良好的稳健性。限于篇幅, 结果未报, 感兴趣的读者可向作者索要。

②借鉴已有研究的普遍做法, 我们利用县级人均财政支出 / (县级人均财政支出 + 地市本级人均财政支出 + 省本级人均财政支出 + 中央人均财政支出) 度量县的财政支出分权水平。

	然对数)		(取	然对数)		然对	(取		(取
	(1)	(2)	自然	(4)	(5)	(6)	(7)	自然	自然
			对数)					对数)	对数)
	(0.032)	(0.126)	(0.057)	(0.008)	(0.029)	(0.019)	(0.009)	(0.024)	(0.014)
省直管 县改革	-0.103* **	-0.534* **	0.133* *	-0.032* **	-0.218* **	0.059* **	-0.032* **	-0.043 *	0.035* *
控制支 出分权	是	是	是	否	否	否	否	否	否
控制土 地出让 收入	否	否	否	是	是	是	否	否	否
PSM-DI D	否	否	否	否	否	否	是	是	是
样本量	30,863	31,025	30,016	12,231	12,297	12,304	23,488	23,549	23,586
R ²	0.521	0.857	0.967	0.185	0.839	0.875	0.611	0.866	0.967
IV F 检 验	25.88	21.14	19.29	451.7	452.7	452.9	-	-	-

注：回归均控制了控制变量以及县级和年份固定效应；其它注释与表 1 相同。

其次，就我国现实情况来看，在激烈的地区竞争中，地方政府普遍利用地方融资平台借债和土地出让收入为基础设施投资融资。这可能导致地方政府的部分基本建设支出隐性化，致使可能高估地方政府预算内财政自给能力。目前，我国尚缺乏县级地方政府债务的面板数据。因此，我们尝试在基准模型中引入县级人均土地出让收入（2007—2014 年间，取自然对数）来控制这一因素的影响（这导致回归样本量明显减少）。^①表 4 第（4）—（6）列显示，结果出现了一些较明显的变化，但基准结论具有较好的稳健性。

最后，我们也尝试利用其他方法来矫正内生选择偏差问题以检验基准结论的可靠性。特别地，本文采用倾向得分匹配双重差分法（PSM-DID）：首先以改革实施前（1995—2003 年间）样本县匹配变量的均值数据为基础，利用 Probit 模型估计出倾向得分（即匹配变量给定下的样本县实施省直管县改革的概率）；据此利用 1 对 1 最邻近匹配法对处置组（截止到 2014 年，实施了改革的样本县）和对照组（未实施过改革的样本县）样本进行匹配；

^①现实中，地方政府在利用融资平台借债时通常会以土地出让收入做为偿贷担保，因此已有研究往往将土地出让收入作为地方政府债务的代理变量。参见范剑勇、莫家伟：《地方债务、土地市场与地区经济增长》，《经济研究》2014 年第 1 期。依据中国土地市场网(<http://www.landchina.com>)公布的 2007—2014 年间全国所有县的单笔(宗)土地交易数据，我们整理计算出样本县的土地出让收入。

然后以匹配上的样本县 1995—2014 年间的面板数据为基础, 利用双重差分法估计出改革效应。^①由表 4 第 (7) — (9) 列可知, 本文的基准结论具有较好的稳健性。

五、两种地方财政治理方式的影响

上节实证分析显示, 省直管县财政体制改革导致县级政府财政收入减少、财政支出增加, 因此不利于县级政府财政自给能力的提升。在此基础上, 本节对前文的理论判断进行检验, 就提高税收分成比例和增加转移支付规模这两种财政治理方式对县级政府收支行为的激励效应进行对比分析, 揭示它们在决定省直管县改革效应中的作用。

(一) 改革对县级税收分成和转移支付的影响

为进一步验证省直管县财政体制改革使县级政府的税收分成比例和转移支付规模增加这一典型事实, 我们分别以税收分成比例和转移支付规模作为被解释变量进行回归。表 5 给出的估计结果显示, 省直管县改革使改革县的税收分成比例平均提高了 1.2 个百分点 (第 (1) 列), 转移支付规模增加了 4.0 个百分点 (第 (2) 列)。我们也考察了改革对一般性和专项转移支付规模的影响。结果显示, 省直管县改革显著提高了县级政府的一般性转移支付收入规模 (第 (3) 列), 对专项转移支付规模则没有显著影响 (第 (4) 列), 意味着改革县转移支付总收入规模的增加主要源于一般性转移支付收入规模增加。

表 5 省直管县改革对县级税收分成比例和转移支付规模的影响

被解释变量	税收分成比例	总转移支付规模	一般性转移支付规模	专项转移支付规模
	(1)	(2)	(3)	(4)
省直管县改革	0.012*** (0.005)	0.040*** (0.010)	0.019** (0.008)	0.005 (0.007)
县级固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是

^① Probit 模型回归的被解释变量为省直管县改革哑变量 (截止到 2014 年, 若该县已实施了省直管县改革, 则赋值为 1, 否则为 0); 控制变量即匹配变量为基准分析中的控制变量 (取改革前即 1995—2003 年间的均值)。平衡性检验表明, 匹配后处置组和对照组样本的匹配变量不存在显著差异。

样本期	1995-2007	1995-2009	1995-2009	1995-2009
样本量	20,158	19,635	19,176	19,625
R^2	0.247	0.655	0.738	0.446

注：由于数据限制，回归的样本期分别为 1995—2007 和 1995—2009 年间；其它注释与表 1 相同。

（二）税收分成与转移支付的影响

本文的理论框架阐释了税收分成和转移支付的增加对地方政府收支行为进而财政自给能力的影响机理，提出核心理论判断；并据此推断省直管县财政体制改革的最终效应很大程度上取决于这两种不同财政治理方式的综合影响。若上述判断成立，我们预期在基准模型（1）中引入税收分成比例和转移支付规模（或其子项）将导致省直管县改革哑变量本身的估计影响减小甚至消失。表 6 同时报告了基准模型和扩展模型（引入税收分成比例和转移支付规模或其子项）在相同样本期内^①的工具变量法估计结果——其中省直管县改革哑变量的工具变量与前文一样，税收分成比例和转移支付规模（及其子项）的工具变量分别为模拟的税收分成比例和转移支付规模（及其子项）（见前文介绍）。表 6 给出的 Kleibergen-Paap 检验结果表明，工具变量是有效的。

由表 6 第（1）列可知：样本期内（1995—2007 年间）基准模型工具变量法的估计结果与前文的基准结果（见表 3）保持了良好一致性。表 6 第（2）和（3）列则显示：当回归方程中引入税收分成比例和转移支付规模（或其子项）后，省直管县改革哑变量的回归系数仍显著为负，但绝对值较第（1）列减少了近 50%（第（1）—（3）列中的回归系数分别为-0.122、-0.060 和-0.063）。这表明省直管县改革对县级政府财政自给能力的影响很大程度上是由于改革增加了县级税收分成比例和转移支付规模所致。进一步，由第（2）和（3）列可知，增加税收分成和转移支付对地方财政自给能力的影响不同：前者显著提高了县级政府的财政自给率（影响系数分别为 0.215 和 0.381，至少在 10%的置信水平上显著），后者则具有相反影响且影响力度更大（总转移支付的影响系数为-0.533，一般性和专项转移支付的影响系数分别为-0.445 和-0.555；至少在 5%的置信水平上显著）。这很

^①限于数据，我们只有 1995—2007 年间县级税收分成的数据。为确保可比性，将样本期限定为 1995—2007 年间。

好地证实了前文的理论判断,也意味着增加转移支付产生的负向效应主导了改革对县级政府财政自给能力的最终影响。^①

表6 税收分成与转移支付的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量:		财政自给率			财政收入比率	
省直管县改革	-0.122*** (0.029)	-0.060** (0.026)	-0.063** (0.030)	-0.671** (0.282)	0.119 (0.350)	0.264 (0.371)
税收分成比例		0.215* (0.129)	0.381** (0.150)		1.520 (2.609)	1.950 (3.179)
转移支付规模		-0.533*** (0.056)			-6.698*** (1.117)	
一般性转移支付			-0.445** (0.203)			-8.414** (3.377)
专项转移支付			-0.555*** (0.097)			-5.365*** (1.630)
样本量	20,172	16,564	15,113	20,220	16,496	15,049
R ²	0.550	0.712	0.695	0.072	0.289	0.226
IV F 检验	45.320	20.826	14.618	41.38	19.630	13.182
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
被解释变量:		人均财政收入(取自然对数)			人均财政支出(取自然对数)	
省直管县改革	-0.286*** (0.072)	-0.109 (0.073)	-0.064 (0.092)	0.163*** (0.052)	0.134** (0.061)	0.095 (0.089)
税收分成比例		1.430*** (0.408)	1.490*** (0.460)		-0.008 (0.221)	-0.063 (0.317)
转移支付规模		-1.502*** (0.246)			0.368** (0.150)	
一般性转移支付			-2.217*** (0.780)			1.214 (0.738)
专项转移支付			-1.337*** (0.369)			0.811** (0.340)
样本量	20,282	16,533	15,082	20,220	16,550	15,103
R ²	0.607	0.702	0.666	0.922	0.923	0.889

①我们也依据改革县改革后转移支付规模的增加幅度进行分样本分析,对转移支付的主导作用作进一步检验。结果表明,省直管县改革的不利影响在那些改革后转移支付规模增加较多的县表现得更为突出,这进一步支持了我们的结论。限于篇幅,结果未报,感兴趣的读者可向作者索要。

IV F 检验	39.512	20.377	10.492	34.93	20.401	21.683
---------	--------	--------	--------	-------	--------	--------

注：回归样本期均为 1995—2007 年间；回归均控制了控制变量以及县级和年份固定效应；其它注释与表 1 相同。

前文理论框架刻画的逻辑机理显示，税收分成和转移支付增加之所以对地方政府财政自给能力的影响不同，主要原因在于：二者对地方政府收支行为的激励效应不同。就对收入行为的影响而言，税收分成提高有利于增强地方收入激励，促进地方政府支出成本内部化、减少地方政府的道德风险和成本转嫁行为，激励地方政府提高税收努力进而财政收入水平；转移支付增加则可能加剧地方道德风险，刺激地方政府降低税收努力（进而自有财政收入）以将更多的支出成本通过转移支付渠道转嫁给中央和其他辖区政府（与专项转移支付相比，一般性转移支付的这一负向激励可能更突出）。表 6 第（4）—（9）列分别以县级政府财政收入比率^①和人均财政收入（取自然对数）为被解释变量检验了这一作用机制。第（4）—（6）列显示：省直管县财政体制改革对县级政府的财政收入比率具有显著的负影响，这显然是造成财政自给率下降的一个重要原因；而当回归方程中引入税收分成比例和转移支付规模（或其子项）后，省直管县改革的影响系数不再显著，意味着改革对财政收入比率的不利影响是税收分成比例和转移支付增加共同作用的结果——税收分成比例增加提升了县级政府的财政收入比率（系数为 1.52 和 1.95，尽管统计上不显著），转移支付增加则具有相反影响（总转移支付的估计系数为-6.698，一般和专项转移支付的估计系数分别为-8.414 和-5.365；至少在 5%的置信水平上显著）。类似情形也出现在以人均财政收入为被解释变量的回归结果中（见第（7）—（9）列）。这很好地验证了本文理论框架刻画的逻辑机理，且从估计结果来看，转移支付机制起到主导作用，最终导致省直管县改革降低了县级政府自有财政收入水平。

就对支出行为的影响而言，前文理论框架指出，税收分成比例的提高既可能通过促进地方政府支出成本内部化、削弱地方政府的道德风险和成本转嫁行为进而遏制地方政府支出扩张，但也可能通过收入效应促使地方政府支出增加；转移支付增加则会加剧地方政府

^①鉴于我国各税种的名义税基和名义税率几乎完全由中央政府决定，因而地方财政收入比率在很大程度上取决于地方政府的征管政策和收入（税收）努力。一些研究也往往直接将地方财政收入比率作为地方税收努力程度的衡量指标。参见 P. Clist and O. Morrissey, "Aid and Tax Revenue: Signs of a Positive Effect since the 1980s," *Journal of International Development*, vol.23, no.2, 2011, pp. 165-180.

的成本转嫁和道德风险行为，从而对地方政府支出产生扩张性影响（相较于一般性转移支付，专项转移支付的这一扩张性影响可能更突出）。相应地，我们以人均财政支出（取自自然对数）为被解释变量，通过比较基准模型和扩展模型（引入税收分成和转移支付规模（或其子项）作为解释变量）的回归结果，来识别这两种财政治理方式对县级政府支出行为的影响。由表 6 第（10）列可知，样本期内（1995—2007 年间），省直管县改革使改革县人均财政支出显著增加了 16.3%。当回归中引入税收分成比例和转移支付规模后，改革的影响系数由 0.163 下降到 0.134，^①转移支付规模的估计系数显著为正，税收分成比例具有正影响但（在两种相反机制的共同作用下）并不显著（见第（11）列）。类似结果也出现在第（12）列（不同的是：专项转移支付具有显著的正影响，一般性转移支付的正影响不显著）。这些结果总体上较好地验证了本文理论框架所刻画的逻辑机理，也表明转移支付增加是省直管县改革导致县级政府支出扩张的重要原因。

上述分析较好证实了本文核心理论判断——即税收分成比例的提高有利于提高地方政府自有财政收入水平，有效增强了地方政府财政自给能力；转移支付增加则会降低地方政府自有财政收入水平，刺激地方政府支出扩张，削弱地方政府财政自给能力；一般性和专项转移支付的作用存在明显差异：前者对地方政府收入行为的负向激励更强，后者对地方政府支出的扩张性影响更突出。

（三）稳健性检验

限于数据，前文分析主要利用增值税分成比例刻画地方税收自主权的变化。鉴于增值税是我国主要的共享税且为地方政府最主要的税收收入来源，这一做法具有较好的合理性。不过，这也可能存在如下两方面的局限性：（1）省以下税收分成方案可能是一个整体权衡考虑的结果，即省级政府在确定增值税分成方案时，也可能相应调整其它税种的分成方案，意味着仅考虑增值税分成比例可能存在偏差。（2）作为地方政府另一重要税收收入来源，企业所得税的分成比例变化也可能会明显改变地方政府的整体税收分成状况——特别地，2002 年所得税分享改革后，企业所得税的中央分成比例明显增加，这可能会产生

^①这意味着，除了税收分成比例和转移支付增加这两个渠道外，省直管县改革还可能会通过其他渠道对县级政府支出产生扩张性影响。不过，全面识别省直管县改革的影响渠道不是本文的研究重点。

联动效应、引发省以下各级政府企业所得税分成比例的调整；而且，这一改革与省直管县改革的实施时间相近，故可能影响省直管县的改革效应。^①

为此，我们进行如下两组稳健性检验。首先，我们利用财政收入分权指标替代基准模型中的增值税分成比例，进行回归分析。^②这一指标无法直接反映各级政府间的税权划分，但可较好地捕捉各级政府间财政收入分配的整体状况。表 7 第（1）—（4）列显示：收入分权对财政自给率具有显著的正影响，转移支付具有显著的负影响，这与基准结论一致；而且，收入分权对财政收入比率、人均财政收入和人均财政支出的影响方向与基准分析中增值税分成比例的影响方向保持了较好的一致性（转移支付的影响与基准结果也较一致）。其次，我们测算出县级政府的企业所得税分成比例，将其纳入基准模型进行回归分析。由于测算的企业所得税分成比例数据存在较严重的缺失，有效回归样本大幅减少。^③但尽管如此，表 7 第（5）—（8）列显示：本文的基准结果仍保持了较好的稳健性（个别结果的显著性有所减弱）；而且，企业所得税分成比例与增值税分成比例的影响方向具有较好的一致性。上述这两组检验较好地支持了本文的基准结论。^④

表 7 稳健性检验：考虑收入分权和所得税分成比例

	财政自给率	财政收入比率	人均财政收入	人均财政支出	财政自给率	财政收入比率	人均财政收入	人均财政支出
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
省直管	0.051	0.478	0.037	0.155**	-0.008	1.543	0.282	0.123*

① 2002 年，所得税分享改革将企业所得税由之前按行政隶属关系划分收入改为中央地方共享税，中央分享比例为 50%；2003 年，中央分享比例提高到 60%。所得税分享改革还涉及个人所得税，但个税收入占全国以及地方税收收入的比重较低。

② 遵循已有研究的普遍做法，我们利用县级人均财政收入/（县级人均财政收入+地市级人均财政收入+省本级人均财政收入+中央人均财政收入）来度量县的财政收入分权水平。

③ 县的企业所得税分成比例=该县自有企业所得税收入/从该县实际征收的企业所得税收入总额。分子数据来自《全国地市县财政统计资料》，但分母数据无法获取（需要税务机关的入库数据）。本文借鉴毛捷等做法，利用 1998—2007 年间国家统计局规模以上工业企业调查数据进行测算，进而测算出县级企业所得税分成比例。由于工业企业数据的样本期为 1998—2007 年，且一些县的规模以上工业企业数量很少，无法测算出企业所得税分成比例；而且测算出的数据存在较多异常值，需要剔除。这导致包含企业所得税分成比例后，回归样本量大幅减少到原来的 40% 左右（见表 7）——这也是本文没有在基准回归中包含这一变量的重要原因。参见毛捷、吕冰洋、陈佩霞：《分税的事实：度量中国县级财政分权的数据基础》，《经济学(季刊)》2018 年第 2 期。

④ 我们也尝试从如下三个维度考察省直管县改革对地方财政治理的影响：（1）对地方政府支出结构的影响；（2）对地方政府（人员）规模的影响；（3）对地方政府（土地财政）腐败行为的影响。结果表明，改革对人均基本建设支出具有显著的正影响，对人均教育支出的影响不显著，意味着改革强化了县级政府以经济增长为导向的支出行为偏差；改革对每万人拥有的财政供养人口具有显著的正影响，即导致县级政府（人员）规模扩张；改革显著提高了每宗土地交易采用协议出让方式的概率并显著降低了每宗土地交易的成交价格，即倾向于加剧县级政府的（土地财政）腐败行为。因此，省直管县改革也倾向于削弱了上述三个维度的地方财政治理水平。

县改革	(0.077)	(0.435)	(0.103)	(0.062)	(0.029)	(1.115)	(0.273)	(0.073)
收入分权	0.021** (0.002)	0.429*** (0.031)	0.087*** (0.007)	0.005 (0.004)				
增值税分成比例					0.290* (0.161)	0.553 (2.078)	0.880* (0.491)	-0.405* (0.233)
企业所得税分成比例					0.016*** (0.006)	1.324 (0.951)	0.333 (0.233)	0.018 (0.012)
转移支付规模	-0.452*** (0.067)	-3.629** (0.729)	-1.032** (0.183)	0.238** (0.101)	-0.632*** (0.066)	-6.791** (1.439)	-1.669** (0.312)	0.013 (0.118)
样本量	17,916	17,889	17,974	17,995	6,794	6,753	6,788	6,573
R ²	0.683	0.543	0.836	0.930	0.590	0.176	0.661	0.910
IV F 检验	11.65	9.293	9.609	18.22	17.63	7.702	8.118	23.04

注：“增值税分成比例”即为表 5 和 6 中的“税收分成比例”。回归样本期均为 1995—2007 年间；回归均控制了控制变量以及县级和年份固定效应；其它注释与表 1 相同。

六、结论

提高税收自主权和增加转移支付构成两种重要的地方财政治理方式，而它们存在各自的优势与不足，对地方政府收支行为的激励效应存在明显差异。那么应当更多采用前者这一“授人以渔”的治理方式还是后者即“授人以鱼”的治理方式？深入厘清这一问题不仅具有良好的理论意义，对于完善我国地方财政治理、提升国家治理能力亦至关重要。本文以省直管县财政体制改革为契机，在一个相对统一的分析框架内考察了这两种地方财政治理方式对地方政府收支行为进而财政自给能力的影响，及其在决定省直管县改革效应中的作用。

研究表明，省直管县改革同时践行了这两种地方财政治理方式，体现在其显著提高了县级政府的税收分成比例和转移支付规模，但最终不利于县级政府财政自给能力的提升。这是税收分成比例提高和转移支付规模增加产生的不同行为激励综合作用的结果。作为一种“授人以渔”的财政治理方式，税收分成比例提高不仅可强化地方政府的收入激励，也有利于遏制地方政府的道德风险和成本转嫁行为，因而显著提升了县级政府自有财力水平，且一定程度上遏制了县级政府支出扩张，有效增强了县级政府财政自给能力，是一种较有效的地方财政治理方式。与之相比，作为一种“授人以鱼”的财政治理方式，转移支付规模

增加会带来突出的公共池和预算软约束等道德风险问题，故显著降低了县级政府自有财力水平、刺激了县级政府支出扩张，削弱了县级政府财政自给能力。进一步的检验表明，转移支付规模增加产生的负面激励在省直管县改革中占据主导作用。

上述结论对于新时代完善我国地方财政治理体系、构建权责清晰的政府间财政关系具有良好启示。在一个多级政府框架下，道德风险问题始终是地方财政治理面临的主要挑战——其往往是地方政府机会主义行为、地方财政困境乃至地方财政不可持续的重要根源。特别是，就中国当前情况来看，地方税收自主权较小、对转移支付依赖性较严重，道德风险问题愈发突出。今后在完善地方财政治理体系中，不能仅从提高地方政府可支配财力的角度考虑问题，而应将增强地方政府财政自给能力和主体能动性作为立足点和根本目标，以有效规避地方道德风险问题。就本文研究来看，这需要进一步优化、明确中央与地方尤其省以下各级政府的财政收支责任划分，特别应加强地方税制建设，适当提高地方政府收入自主权，适当减少转移支付规模；进而从激励地方政府行为主体本身出发，有效规范地方政府收支行为。事实上，这些都较好地支持了现阶段我国央地财政关系调整的有关实践。特别地，中央分别于2016年8月和2018年2月颁布了《关于推进中央与地方财政事权和支出责任划分改革的指导意见》和《基本公共服务领域中央与地方共同财政事权和支出责任划分改革方案》。这是分税制改革以来我国首次系统界定和规范了中央与地方的财政事权范围和相应的支出责任分担方式，并在此基础上明确了一般性和专项转移支付安排的基本公共服务领域共同财政事权事项，较大程度上改变了地方政府（特别落后地区）对转移支付高度依赖的局面，有利于规避地方道德风险问题。对于中国这样一个地域辽阔、国情复杂的单一制国家而言，中央转移支付在促进地区均衡发展、保障基本公共服务均等化和遏制地区间过度竞争等方面发挥了至关重要的作用；但规模过度也会给中央政府造成巨大的财政压力，产生地方道德风险加剧等不利影响。特别是，结合当前我国实施的“减税降费”的整体策略和财政收入增速不断下降的现实来看，中央可考虑在下一阶段央地财政关系的改革中进一步适当减少转移支付规模、增加地方税收自主权，以便更好地发挥地方政府的主体积极性，提升地方财政治理水平。

责任编辑：梁华

中国居民资本要素收入有多少？^①

吕冰洋 刘潘 赵厉 张经纬

内容摘要：资本要素收入作为国民总收入中的重要组成部分，测算、厘清其在政府、企业和住户之间的分配状况以及居民资本要素收入的结构是必要的基础性工作。利用资金流量表和统计局住户调查数据，对我国资本要素收入及其部门分配和居民资本要素收入的结构进行测算，研究发现：(1)居民资本要素收入长期以来高速增长，在国民总收入中所占比例基本稳定在 10%左右，但在总资本要素收入中所占比重经历了先上升（20 世纪 90 年代）后下降（21 世纪初）的过程；(2)居民税前、税后资本要素收入对比反映出我国对居民资本要素收入征税力度尚小，最高不超过 4%；(3)伴随改革和经济社会发展，我国居民资本要素收入结构由改革开放初期主要以农村居民的经营性收入为主转变为经营性、财产性收入并驾齐驱；(4)宏、微观口径测算的结果存在一定缺口，主要由劳动者报酬存在低估以及住户数据的系统性误差导致形成，国民经济核算的完善应得到关注。

关键词：资本要素收入；收入分配；住户调查；国民经济核算

中图分类号：F222.33 **文献标识码：**A

^①基金项目：国家社会科学基金重大项目“现代治理框架中的中国财税体制研究”（[2018ZDA0000000](#)）。

What's the Amount of Residents' Capital Income in China?

Lv Bingyang Liu Pan Zhao Li Zhang Jingwei

Abstract: Capital income plays an important role in the gross national income, calculation of capital income and clarification of its distribution, redistribution among enterprises, residents, and government is necessary. Using the Flow of Funds Accounts and the household survey data of the Bureau of Statistics, we measured the capital income in China, its sectoral distribution and the structure of residents' capital factor income. This paper shows that the income of residents' capital income has been growing rapidly for a long time, and the proportion of it to total national income is about 10%, but the proportion has experienced a rise (in the 1990s) and then declined (in the early 2000s). Meanwhile, comparing the income of pre-tax and post-tax capital factor, we can see that taxation on residents' capital income is small in China, the rate is less than 4%. Along with the advancement of reform and the development of economy, the main part of residents' capital income is mainly changed from the operating income of rural residents to the operating and property income. There are some gaps between the results of macro and micro way, which are mainly caused by the underestimation of compensation of employees and the systematic error of household data. The improvement of national accounts should be paid more attention.

Key words: Capital Income; Income Distribution; Household Survey; National Accounts

一、引言与文献综述

党的十八届五中全会提出共享发展理念，指明发展受益者是全体人民，十九大报告对此又做进一步强调。其中，居民获得劳动报酬是其共享经济发展成果的重要体现，在国民经济核算中，劳动报酬占比是一个重要的衡量指标。但是自 1990 年代以来，我国劳动收入占比整体上持续下降，同时伴随的是资本要素收入占比的上升（吕冰洋和郭庆旺，2012）。因此在探索共享发展过程中，资本要素收入不容忽视，对于资本要素收入的测算，尤其是居民资本要素收入的测算则成为一项重要的基础工作。从对资本要素收入的相关研究现状看，我们认为这项基础工作目前是相当紧迫且有必要的。

首先，现有文献中缺乏对经济各部门特别是居民部门资本要素收入测算的研究。资本、劳动作为经济发展的两大生产要素，近年来才逐渐得到关注，且研究主要集中在劳动要素收入上。国内劳动要素收入的相关研究主要有两类：一是对劳动收入份额变化的事实进行测算和描述；二是探索影响劳动收入份额变化的因素。由于统计方法、口径以及统计资料使用上差异，学者对劳动收入份额变化的结论有所差异，但总体结论是我国劳动要素收入自上世纪 90 年代开始出现不断下降趋势（白重恩和钱震杰，2009），这也是全球劳动收入份额的共同特征（Karabarbounis 和 Neiman，2014；Feenstra，2015），不过中国近几年有所回升（吕光明和于学霆，2018）。影响劳动份额变化的因素中代表性观点有产业结构转型（白重恩和钱震杰，2009）、所有制结构（白重恩和钱震杰，2010；Chi 和 Qian，2013）、劳动力话语权（柏培文和杨志才，2019）以及对外开放（余淼杰和梁中华，2014；吕光明和于学霆，2018）等。但是鲜有文献对资本要素进行研究，郭庆旺和吕冰洋（2012）、吕冰洋和郭庆旺（2012）对我国总体资本要素收入进行过测算，但是未具体测算各部门的分配。可以发现，现有研究主要对劳动要素收入进行相关研究，对我国资本要素收入的关注不够，也未深入研究资本要素收入在企业、政府和居民之间的分配。

其次，资本要素收入是影响居民收入差距的一个重要因素，与平衡充分发展有紧密联系。中国经济经历了几十年的高速增长，社会主要矛盾已经转为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾，居民收入差距正是不平衡不充分发展的一个表象。

Atkinson (2000) 指出, 不同收入层级的群体收入来源不同: 高收入阶层的大部分收入源自财产性收入, 而中低收入阶层的收入主要属于劳动要素收入, 最终财产性收入的“马太效应”会进一步扩大居民收入差距。Piketty 等 (2017) 的研究表明, 中国 10% 的最高收入者占总收入的比重从 1978 年的 27% 上升到了 2015 年的 41%, 而 50% 的较低收入者的份额则从 27% 下降到了 15%。中国要素收入和居民收入的实证研究也表明, 政府调整资本要素收入的税率可以改善居民收入分配差距 (郭庆旺和吕冰洋, 2012)。可以看到, 资本要素收入的相关研究, 对解释居民收入分配差距、促进社会公平有着重要意义, 这也是我国全面建成小康社会的应有之义。

最后, 测算口径差异对居民收入测算结果有重要影响, 有必要对不同口径进行比对、参考。现有国内居民收入情况的统计口径有资金流量表、统计部门的住户调查以及各高校、研究机构组织的问卷调查, 其中资金流量表和住户调查是官方的统计口径, 也是最全面的统计口径。但社会上不乏对官方公布的居民收入情况的质疑, 国家统计局也对统计违法行为进行严查, 有学者也开始关注到官方数据以及我国统计工作中的一些问题 (贾帅帅和徐滇庆, 2017)。王志平 (2017) 通过对统计部门的统计口径进行剖析, 认为统计局“多算”了居民收入和消费, 主要原因在于统计局计算居民收入和消费的内容范围要比公众通常自己计算的内容范围大得多。由此看来, 统计部门与居民自己计算的结果客观上确实存在差距, 但是具体差距规模多大, 哪些可能的因素会产生测算差距, 居民不同要素收入的差距如何等问题都需要通过不同口径测算、比较来回答, 这对于未来统计工作的改进也有着重大意义。

总结现有文献, 本文认为以下两个方面值得进一步研究: 第一, 对居民资本要素收入, 特别是税后资本要素收入进行准确测算。一方面, 现有研究中对我国资本要素收入的测算缺乏研究, 本文可以丰富资本要素收入的相关研究; 另一方面居民在获得收入时, 最关心的是经过税收调节作用后可获得的实际收入, 这是对居民可支配收入最真实的反映, 也有助于掌握居民真实的收入水平。第二, 厘清居民资本要素收入的结构。对居民资本要素收入结构进行研究, 可以明确居民资本要素收入的来源状况, 也可以从收入来源解释中国几十年来收入分配局面变化的原因, 为进一步的研究和有关政策制定提供数据基础。

基于此，我们对中国资本要素收入及其部门分配进行测算，在此基础上重点关注居民资本要素收入，通过资金流量表的宏观口径与住户调查的微观口径分别进行估算，对居民资本要素收入的内部结构进行分析，并对两种测算结果的差距进行讨论。本文试图测算出我国资本要素收入，为未来的研究做好一定的基础工作。

本文余下内容安排是：第二部分，使用资金流量表数据，从宏观角度对我国部门资本要素收入进行测算；第三部分，使用住户调查数据，从微观层面对居民资本要素收入进行结构性的测算；第四部分，对两种测算结果进行比较和讨论；第五部分，本文主要结论。

二、资本要素收入的部门测算与居民总体资本要素收入规模

（一）国民总收入的要素分解

在测算资本要素收入的部门分配之前，需要将国民总收入（GNI）按生产要素进行分解。传统的要素成本增加值法（value-added at factor cost）和毛增加值法（gross value added）在测算要素收入分配时均不考虑政府部门收入所占份额，这两种测算方法会带来政府收入以及间接税收入归属等争议（Gomme 和 Rupert, 2004）。本文参考吕冰洋和郭庆旺（2012）的改进方法，将国民总收入分为资本要素收入、劳动要素收入和政府收入三部分，这种方法既解决了传统测算方法中间接税和政府收入归属划分问题，同时测算结果更能反映要素所有者真实收入水平，进一步也可以考察政府部门在税前、税后要素收入分配中的作用。需要说明的是，资金流量表中的部分交易项目统计了运用方和来源方的数据，其中国内合计的劳动者报酬、财产收入以及经常转移会出现运用方数据不等于来源方数据的情况，这是由国外部门的交易引起的。但是在国民总收入的框架下，各项指标均需扣除国外部分，因此在计算全国要素收入时均使用运用方数据。

税前要素收入份额与税后要素收入份额的计算公式如下：

$$\text{税前资本要素收入} = \text{GNI} - \text{生产税净额} - \text{劳动者报酬}$$

$$\text{税前劳动要素收入} = \text{劳动者报酬}$$

$$\text{税前政府收入} = \text{生产税净额} = \text{生产税收入} - \text{生产补贴}$$

$$\text{税后资本要素收入} = \text{GNI} - \text{生产税净额} - \text{劳动者报酬} - \text{资本所得税}$$

$$\text{税后劳动要素收入} = \text{劳动者报酬} - \text{劳动所得税} - \text{社会保险缴款} + \text{社会保险福利}$$

其中，税前、税后要素收入分配的差别由资金流量表中“收入税”、“社会保险缴费”以及“社会保险福利（支付）”引起，在计算税后要素收入过程中，“社会保险缴款”和“社会保险福利”分别为税前劳动要素收入的减项和增项。“收入税”是针对企业和个人收入的征税，这与生产税针对生产要素的使用征税不同，具体分为企业所得税和个人所得税。其中，企业所得税可以视为对资本要素征税，为税前资本要素收入的减项；个人所得税应当分为对劳动要素征税和对资本要素征税两部分，这需要对其进行分解才能得出。我国从 1980 年开征个人所得税，由于数据统计口径的变化和数据的可获得性^①，需要对不同年份的个人所得税采用不同方法进行分解。

假设个人所得税税收总额中对劳动要素征税部分的比例等于城镇居民家庭总收入中劳动要素贡献的比例。其中，2000—2015 年，

个人所得税中对劳动征税部分

$$\begin{aligned} &= \text{“工资、薪金所得”税收} + \text{“劳务报酬所得”税收} + \text{“稿酬所得”税收} \\ &+ \text{“特许权使用费所得”税收} \\ &+ \text{“个体工商户生产经营所得”税收中对劳动征税部分} \end{aligned}$$

“个体工商户生产经营所得”税收中对劳动征税部分

$$= \frac{\text{个体业户劳动要素收入}}{\text{个体业户总收入}} \times \text{“个体工商户生产经营所得”税收}$$

假设个体业户中劳动者获得报酬为全国平均水平^②，那么：

^①我国 1980 年起开征个人所得税，但是仅对外籍人员征收；1985 年开征国营企业工资调节税，1986 年开征个人税收调节税和城乡个体工商户所得税；1994 年分税制改革后开征统一的个人所得税，实行分类征收方法；2018 年进行个人所得税改革，将工资薪金所得、劳务报酬所得、稿酬所得以及特许权使用费所得 4 个所得项目合并为综合所得。

^②已有研究关于个体经济收入劳动部分的分解未得出一致做法，主要有以下 4 种方法：①利用经济普查年份数据测算（白重恩和钱震杰，2009）；②利用经济普查资料，假设个体工商户混合收入中劳动报酬与营业盈余的比例等于每一行业相近规模企业的劳动者报酬和营业盈余的比例（许宪春，2011）；③假设个体工商户的劳动报酬等于城镇私营单位就业人员平均工资（汪德华，2016）；④假设个体工商户劳动报酬等于全国平均工资水平（吕冰洋和郭庆旺，2012）。其中前 3 种方法由于测算误差、假设是否与现实相符以及连续年份数据可得性问题不适用于本文，因此本文采用第 4 种方法。需要说明的是，即使该种分解方法存在一定的误差，但据我们测算，该误差也非常小，占住户部门税后资本要素收入比例平均在 0.205%~0.658%之间，不影响本文主要结论。

$$\text{个体业户劳动要素收入} = \text{全国平均工资} \times \text{个体业户从业年中数}^{\text{①}}$$

假设个体业户创造价值的能力为全国平均水平，由于存在运用国外资本的情况，所以应该在创造价值的过程中予以扣除，那么：

个体业户总收入

$$\begin{aligned} &= (\text{全国营业盈余} + \text{全国劳动者报酬} + \text{全国财产净收入}) \\ &\times \frac{\text{个体业户从业人数年中数}}{\text{总从业人数年中数}} \end{aligned}$$

$$1981-1999 \text{ 年, 个人所得税中对劳动征税部分} = \frac{\text{城镇家庭人均工资收入}}{\text{城镇家庭人均总收入}} \times \text{个人所得税总额。}$$

税后劳动要素收入、资本要素收入在税前要素收入的基础上计算得到，将个人所得税分解后，便可得到税后劳动要素和资本要素收入的计算公式：

税后劳动要素收入

$$\begin{aligned} &= \text{劳动者报酬} - \text{个人所得税中对劳动征收部分} - \text{社会保险缴款} \\ &+ \text{社会保险福利} \end{aligned}$$

税后资本要素收入

$$\begin{aligned} &= \text{GNI} - \text{生产税净额} - \text{劳动者报酬} - (\text{收入税} - \text{个人所得税}) \\ &- \text{个人所得税中对资本征收部分} \\ &= \text{GNI} - \text{生产税净额} - \text{劳动者报酬} - \text{收入税} + \text{个人所得税中对劳动征收部分。} \end{aligned}$$

(二) 资本要素收入的部门测算方法

国民收入分配格局分为初次分配格局和再分配格局，即税前和税后要素收入分配。就资本要素收入而言，初次分配格局与再分配格局的差异来源于个人所得税中对资本要素征收部分和企业所得税的调节作用。在上文计算的资本要素收入的基础上，进一步利用资金流量表中分部门数据分别测算企业、政府和居民（住户）部门^②的资本要素收入。

^①个体户从业人员年中数=(本年末个体户从业人数+上年末个体户从业人数)/2，总从业年中数=(本年末总从业人数+上年末总从业人数)。下同。

^②资金流量表中的部门分类为非金融企业部门、金融机构部门、政府部门以及住户部门，其中非金融企业部门和金融机构部门一起组成企业部门；住户部门即为居民部门，后文中不再进行区分。

初次分配首先是增加值在劳动要素、资本要素和政府之间的分配，企业、政府和住户部门通过增加值初次分配所获得的收入是初次分配收入的来源之一；初次分配收入的另一来源是财产收入，具体表现为进行金融投资、土地出租而获得的利息、红利、土地租金等收入，但各部门之间财产收入的分配差距很大，一个部门的初次分配收入等于增加值初次分配所获得的收入加财产收入净额之和。

根据资金流量表的分类，企业部门包括金融机构和非金融企业，其收入分为财产收入、增加值和经常转移收入。政府部门指在设定区域内对其他机构单位拥有立法、司法或行政权的法律实体及其附属单位，主要包括各种行政单位和非营利性事业单位，其收入包括生产税净额、财产收入、经常转移收入及以生产经营者身份从事生产经营活动获得的营业盈余。住户部门包括一般常住居民、个体经营户和农户，其收入包括劳动者报酬、财产收入、经常转移收入以及个体经营户和农户获取的营业盈余。结合资金流量表中具体交易项目，可以将国民收入在各部门的初次分配、再分配格局总结如附表 1^①。

那么，在初次分配环节，企业、政府和住户三部门的资本要素收入可以通过以下公式^②计算得到：

企业部门税前资本要素收入 = 增加值 - 劳动者报酬 - 生产税额净额 + 财产净收入

政府部门税前资本要素收入 = 增加值 - 劳动者报酬 - 生产税净额(运用) + 财产净收入

住户部门税前资本要素收入 = 增加值 - 劳动者报酬(运用) - 生产税净额 + 财产净收入

其中，财产净收入 = 财产收入(来源) - 财产收入(运用)。

再次分配环节中，

企业部门税后资本要素收入 = 企业部门税前资本要素收入 - 企业部门收入税

= 企业部门税前资本要素收入 - 企业所得税

住户部门税后资本要素收入

= 住户部门税前资本要素收入 - 住户部门收入税中对资本征税部分

= 住户部门税前资本要素收入 - 个人所得税中对资本征税部分

^①因篇幅所限，国民收入在各部门的初次分配、再分配格局以附表 1 展示，见《统计研究》网站所列附件。下同。

^②下述每个部门要素收入计算公式中的科目均为该部门对应的交易项目。

$$\begin{aligned}
 \text{政府部门税后资本要素收入} &= \text{政府部门税前资本要素收入} + \text{收入税} \\
 &= \text{政府部门税前资本要素收入} + \text{企业所得税} \\
 &\quad + \text{个人所得税中对资本征税部分}
 \end{aligned}$$

(三) 测算结果

本文数据主要来自各年《中国统计年鉴》中的资金流量表和其他经济社会指标，税收数据来自各年《中国税务年鉴》。根据可获得的数据^①，我们测算了1978—2015年全国资本要素收入，同时对资本要素收入的部门分配情况进行了测算，测算结果如表1。

表1 宏观口径下我国资本要素收入及部门分配^②（亿元）

年份	税前收入				税后收入			
	全国	企业部门	政府部门	住户部门	全国	企业部门	政府部门	住户部门
1978	1148.0	1008.8	93.9	45.3	671.0	531.8	570.9	45.3
1979	1068.4	981.2	119.4	-32.2	657.3	570.1	530.5	-32.2
1980	1026.3	956.2	205.4	-135.3	544.8	474.7	686.9	-135.3
1981	789.6	999.4	182.3	-392.1	335.2	545.1	636.6	-392.1
1982	702.7	876.2	331.1	-504.5	249.6	423.0	784.3	-504.5
1983	1883.4	960.8	299.2	-622.1	1415.7	493.2	766.9	-622.1
1984	2732.9	1102.8	383.2	-561.0	2177.9	547.9	938.2	-561.0
1985	1617.5	1413.3	435.1	-230.9	821.6	617.6	1231.0	-231.1
1986	1695.2	1373.9	499.6	-178.3	1001.8	681.5	1193.0	-179.3
1987	2500.9	1271.8	826.7	402.4	1834.8	607.1	1492.8	401.0
1988	3793.9	1769.7	1035.6	988.6	3115.7	1093.7	1713.7	986.4
1989	4166.0	2134.8	1027.9	1003.3	3460.8	1434.3	1733.1	998.5
1990	4146.1	2016.5	777.5	1352.1	3424.5	1300.5	1499.1	1346.5
1991	5872.5	2499.3	1234.2	2139.1	5134.6	1768.1	1972.1	2132.3

^①其中1978—1991年的资金流量表目前尚未公开，因此直接沿用吕冰洋和郭庆旺（2012）的研究成果；2016年国家统计局发布《国家统计局关于改革研发支出核算方法修订国内生产总值核算数据的公告》，研发支出不再作为中间消耗，而是作为固定资本形成处理，这会影响要素收入的测算，因此为了与资金流量表保持一致，本文测算的原始数据除了2015年为研发支出核算改革后数据，其余年份均为改革前数据，但这对本文主要结论影响甚微；下文不做特殊说明，数据来源均相同。

^②需要说明的是，表1中1987年以前住户部门资本要素收入测算结果为负值，可能的原因是1991年以前推算的资金流量表结果与实际情况有所偏差，但并不影响整体分析；企业、政府和住户三部门的税后资本要素收入之和不等于全国税后资本要素收入，这部分的差距主要在于资本要素收入税。

1992	8333.4	4679.6	555.1	3098.7	7315.7	3662.9	1572.8	3097.7
1993	11567.6	7086.8	579.0	3901.9	10691.8	6217.6	1454.8	3895.3
1994	15408.8	8550.7	722.9	6135.1	14751.3	7911.0	1380.4	6117.4
1995	19221.8	11682.6	601.8	6937.4	18435.9	10929.5	1387.7	6904.6
1996	22359.2	11853.8	962.3	9543.0	21498.5	11042.3	1823.0	9493.8
1997	23882.2	13188.8	1026.3	9667.2	22877.8	12257.2	2030.7	9594.4
1998	24855.8	13445.4	880.7	10529.6	23897.0	12589.2	1839.5	10427.1
1999	26745.0	15755.2	571.0	10418.8	25603.3	14745.8	1712.7	10286.5
2000	31799.5	18576.3	1116.2	12106.9	30019.2	17131.7	2798.8	11869.0
2001	35210.9	21821.6	1511.4	11877.8	32581.4	19699.7	4031.2	11479.9
2002	37768.5	24197.0	2124.1	11447.4	35056.2	22024.3	4722.7	11021.4
2003	44869.5	28291.5	2710.4	13867.4	41656.8	25649.3	5779.7	13440.5
2004	60468.9	41469.6	2205.6	16793.8	56609.0	38327.1	5860.5	16281.3
2005	63691.9	43088.0	3445.8	17158.1	58513.5	38724.4	8402.7	16564.8
2006	76464.3	50356.4	4238.6	21869.3	68433.1	43316.8	12062.4	21085.2
2007	96331.9	63099.5	5497.1	27735.2	86296.6	54320.3	15256.1	26755.5
2008	115107.6	79867.4	4781.7	30458.4	102664.2	68691.8	16887.5	29528.3
2009	131399.3	84169.6	7643.6	39586.1	118619.3	72632.7	20068.8	38697.7
2010	156217.5	97968.3	7254.1	50995.0	141956.2	85124.8	21087.2	50005.5
2011	183867.7	112212.5	9796.1	61859.1	165183.3	95442.9	27938.5	60486.4
2012	192784.8	117776.5	12109.8	62898.4	170799.2	98122.0	33238.6	61424.2
2013	210694.3	140691.8	15208.7	54793.7	185975.4	118264.7	39316.0	53113.5
2014	237800.6	159051.7	19623.2	59125.7	210393.0	134409.5	46058.2	57332.9
2015	249705.1	165839.9	22949.1	60916.1	219957.3	138706.0	52262.1	58737.0

表 1 详细展示了我国 1978—2015 年资本要素收入以及要素收入在各部门间的分配，在此基础上，我们首先从全国资本要素收入出发进行分析，最后重点关注居民（住户部门）资本要素收入。

自改革开放以来，我国的国民总收入、总资本要素收入都经历了指数式增长，增长趋势尤其在 1990 年代以后更明显，国民总收入和全国资本要素收入的总体变化趋势基本一致。不过，相对国民总收入来说，资本要素收入的波动性更大，产生波动的时间段也与我

国经济改革过程中经济波动的时间相吻合，如 1980 年代中期和 1990 年代末，以及“4 万亿”的支出政策效果逐渐消退之后，说明其更容易受到经济周期的冲击，这也是由其收入的性质决定的。

另一方面，我们关注全国税后资本要素收入占 GNI 比重的历史变化（附图 1^①中的次坐标轴）。根据我们的测算结果，1990 年代以前资本要素收入占 GNI 的比重在 5%~30% 之间呈现较大波动，1990 年代至 2000 年左右保持着稳定增长趋势，之后一致稳定在 30%~35% 之间。已有文献对我国劳动要素收入在初次分配中的份额进行了讨论，其中不少学者认为，最近几十年内我国劳动要素收入份额总体趋势是下降的，这与我们的测算结果也是相符的。

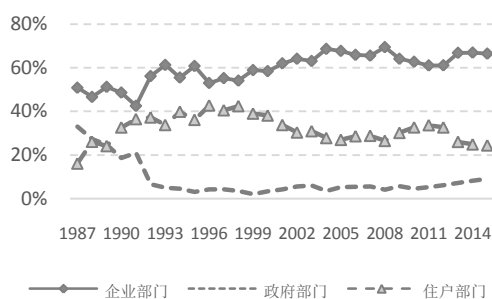


图 1a 1987—2015 年税前

资本要素收入的部门分配

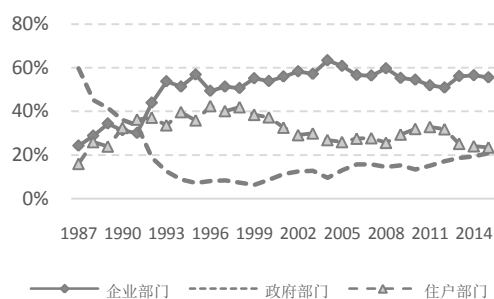


图 1b 1987—2015 年税后

资本要素收入的部门分配

图 1 为税前、税后资本要素收入的三部门分配情况（剔除了收入为负的年份）。整体上看，初次分配下，企业部门资本要素收入占比最高，居民次之，而政府部门经历了大幅度的下滑之后处于缓慢上升势头；再分配格局下，政府通过收入税从企业部门获得了一部分经常转移，但整体格局与初次分配是一致的。1980 年代末至 1990 年代初，政府通过再分配作用占据了大量的收入，主要是来自于企业的收入税，但在一系列改革措施之后，此部分收入迅速减少；住户部门的资本要素收入在接下来几年进入了快速增长阶段，最高达到了 40% 以上，企业占比也增长了 10% 左右。进入 21 世纪之后，伴随着国民经济的结构

^①因篇幅所限，全国资本要素收入变化趋势以附图 1 展示，见《统计研究》网站所列附件。

变化，住户部门和企业部门收入占比有所下降，释放的比重被政府部门重新占据。但是同时也需要关注资本要素收入税的再分配调节作用，从测算结果可以发现，我国资本要素收入税的收入调节作用并不明显，未来税制改革中资本收入税不容忽视。

附图 2^①描绘了我国居民资本要素收入规模的历史变化。从测算结果可以发现，居民资本要素收入与国民总收入的变化趋势基本保持一致，从 1990 年代中期开始呈现稳定上升趋势，近几年有所回落。这一变化特征与中国改革开放以来的增长是紧密相连的，中国改革开放以来一直保持着高位增长，居民资本要素收入的增加正是分享国家改革、经济社会发展成果的体现。

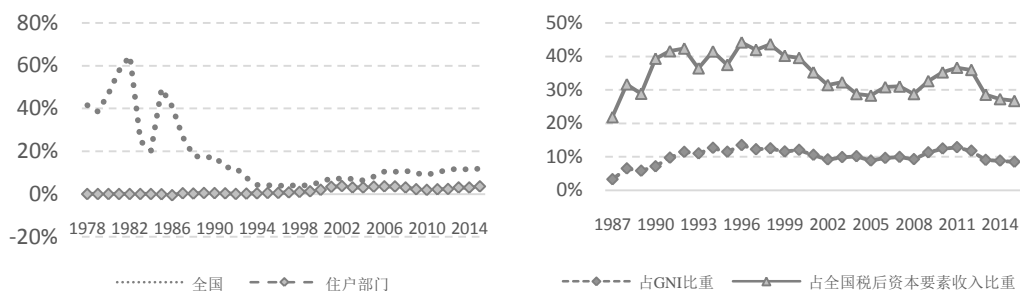


图 2 1978—2015 年

图 3 1987—2015 年

资本要素收入税率变化趋势居民税后资本要素收入占比情况

图 2 和图 3 考虑我国资本要素收入税率及居民税后资本要素收入的占比情况。资本要素收入税率为资本要素收入税与税前收入的比值，其大小可以考察我国对居民资本要素收入的征税情况，其中企业所得税为资本要素收入税中的主要部分，企业所得税的变化主导着全国资本要素收入税率的变化。1980 年代起我国实行对国有企业从利润上缴到包干制再到“税利分离”等一系列改革，造成资本性收入在此期间的大幅下滑。随着企业所得税制的进一步完善，资本要素收入税率从 1994 年开始稳定下来，之后呈现出小幅稳定增长趋势。与此相对应的居民资本要素收入征税税率却一直在低位徘徊，最高比例也仅有 4% 左右，

^①因篇幅所限，居民资本要素收入规模的历史变化以附图 2 展示，见《统计研究》网站所列附件。

从这个角度来说,我国现有税收制度下居民资本要素收入承担的税负处于很低的水平,客观上对收入再分配作用比较有限。

居民资本要素收入经过资本要素收入税收的再分配作用,其在 GNI 以及全国税后资本要素收入的比重直接反映我国居民资本要素收入在总体资本要素收入中的地位。测算结果显示,居民税后资本要素收入占 GNI 比重基本稳定在 10%左右,而在全国资本要素收入中占比在 30%~40%之间波动,从中我们可以证实我国资本要素收入符合要素比例基本稳定的典型化事实。

三、居民资本要素收入的测算与对比分析

宏观层面上,资金流量表作为中国国民经济核算体系的重要组成部分,是测算中国要素收入及分配的重要依据。除此之外,国家统计局开展的城乡住户调查数据为我国居民要素收入的估算提供了微观基础。2013 年正式实施城乡一体化住户调查之前,受城乡二元结构和工作模式的影响,城乡住户调查口径(以下简称为“微观口径”)与资金流量表口径(以下简称为“宏观口径”)存在一些细节上的差异(许宪春,2014),因此微观口径的测算只是近似估算。诚然,微观口径的估算可能存在偏差,但是其数据来源于住户调查,且在实际调查工作中有置信度保障^①,与居民的真实收入息息相关,我们认为通过微观口径测算我国居民资本要素收入仍有显著的必要性,这也是居民资本要素收入测算方法多样化的体现。

(一) 测算方法

根据城乡住户调查方案,住户收入中属于资本要素收入的收入种类为财产性收入和部分经营性收入。财产性收入是指拥有有形非生产性资产或者金融资产的人,将其提供给另

^①2013 年及以后的城乡一体化住户收支与生活状况调查是在 95%的置信度下,全国居民人均可支配收入的抽样误差小于 1%,调查样本为各省(区、市)的 16 万住户,实际工作中由市县级调查队使用统一的方法和数据处理程序对原始调查资料进行编码、审核、录入,然后将分户基础数据直接传输至国家统计局进行统一汇总计算;2012 年及以前住户调查在 95%的概率把握程度下要求抽样误差不得超过 3%,调查样本达 13 万户,实际调查工作中有经常性调查户,开展日记账工作,并定期轮换经常性调查户。从我国住户调查实际开展工作看,住户调查数据能在很大程度上反映我国居民收入状况。

外的机构以供其支配，由此得到的收入；经营性收入则包括个体经营户的劳动报酬和创造的利润，也包括农户的劳动报酬和创造的利润。因此，经营性收入既包括劳动要素收入的部分，也有部分资本要素收入，需要对其进行进一步分解。由于城乡住户调查区分城镇住户和农村住户^①，需要分别用城乡家庭人均资本要素收入分别乘以城乡人口年中数^②，分别得到城乡居民资本收入，再进行加总得到居民资本要素收入。

根据以上原则，我们可以得到居民税后资本要素收入的计算公式：

居民税后资本要素收入

$$= \text{城镇家庭人均资本要素收入} \times \text{城镇人口数} + \text{农村家庭人均资本要素收入} \\ \times \text{农村人口数} - \text{个人所得税中对资本征税部分}$$

其中，

城镇/农村家庭人均资本要素收入

$$= \text{城镇/农村家庭人均财产性收入}$$

$$+ \text{城镇/农村家庭人均经营性收入资本收入部分}$$

$$\text{城镇/农村家庭人均经营性收入资本收入部分}^{\textcircled{3}} = \text{家庭人均经营性收入} \times \left(1 - \frac{\text{个体业户劳动要素收入}}{\text{个体业户总收入}}\right)。$$

$$\left. \frac{\text{个体业户劳动要素收入}}{\text{个体业户总收入}} \right)。$$

（二）测算结果

此部分测算数据来自各年份《中国统计年鉴》中“人民生活”部分，统计局官方公布的居民财产性收入和经营性收入最早年份为1987年，其中1978—1992年统计口径中不包含

^①2013年起住户调查城乡一体化后，虽然调查工作和指标不再区分城镇住户和农村住户，但是最终汇总计算得到的收支数据依旧保持按城镇居民、农村居民家庭列示。

^②城乡人口年中数为上年年末与当年年末城乡人口数的平均值。

^③需要说明的是，家庭人均经营性收入资本收入部分的计算过程中，我们假设经营性收入中资本要素收入占比等于个体工商业户总收入中资本要素收入的比例，主要原因在于：①生产经营活动的主要表现形式。尽管从收入规模上看，微观口径下的家庭生产经营活动收入不完全等同于个体工商业户生产经营所得，但具体表现形式上，城镇住户经营性收入主要为个体工商业户的生产经营所得，农村住户生产经营收入主要来源于农业生产经营和其他非农活动，个体工商业户总收入中资本要素收入占比可视为经营性收入中资本要素收入占比的替代指标；②数据的限制。目前缺乏微观口径上家庭生产经营活动收入数据的详细数据；③测算税后资本要素收入的需要。税后资本要素收入的测算过程中需要将“个体工商业户生产经营所得”税收进行分解，其中劳动、资本要素收入的占比也通过个体业户劳动要素收入在个体业户总收入中的占比计算得到，我们此处的假设可以统一口径。

农村居民财产性收入。根据上述计算公式，我们微观口径上对1987年以后的居民资本要素收入进行测算，测算结果如表2。

表2 1987-2015年我国居民资本要素收入及结构（微观口径）（亿元，%）

年份	资本要素收入规模					城乡居民不同来源收入占比			
	居民资本要素收入	城镇居民财产性收入	城镇居民经营性资本性收入	农村居民财产性收入	农村居民经营性资本性收入	城镇居民财产性收入	城镇居民经营性资本性收入	农村居民财产性收入	农村居民经营性资本性收入
1987	686.46	15.13	6.15	/	665.18	2.20%	0.90%	/	96.90%
1988	940.30	20.73	11.24	/	908.33	2.20%	1.20%	/	96.60%
1989	1066.95	35.01	14.66	/	1017.28	3.28%	1.37%	/	95.35%
1990	597.82	46.59	6.32	/	544.91	7.79%	1.06%	/	91.15%
1991	907.99	60.54	12.93	/	834.53	6.67%	1.42%	/	91.91%
1992	1322.27	96.75	20.00	/	1205.52	7.32%	1.51%	/	91.17%
1993	1655.63	149.65	32.51	59.79	1413.68	9.04%	1.96%	3.61%	85.39%
1994	2397.32	231.79	51.46	244.22	1869.85	9.67%	2.15%	10.19%	78.00%
1995	3499.16	313.53	89.24	351.67	2744.72	8.96%	2.55%	10.05%	78.44%
1996	4295.05	405.80	122.67	364.21	3402.36	9.45%	2.86%	8.48%	79.22%
1997	4903.29	477.37	208.06	199.81	4018.06	9.74%	4.24%	4.08%	81.95%
1998	4063.92	538.50	190.04	254.09	3081.29	13.25%	4.68%	6.25%	75.82%
1999	3473.56	549.05	195.43	260.59	2468.48	15.81%	5.63%	7.50%	71.06%
2000	3276.02	575.49	202.40	366.79	2131.33	17.57%	6.18%	11.20%	65.06%
2001	2587.61	632.51	156.41	376.70	1421.98	24.44%	6.04%	14.56%	54.95%
2002	1949.06	501.80	127.95	399.88	919.44	25.75%	6.56%	20.52%	47.17%
2003	2267.35	692.37	157.33	509.86	907.79	30.54%	6.94%	22.49%	40.04%
2004	3453.11	859.40	331.79	584.37	1677.55	24.89%	9.61%	16.92%	48.58%
2005	3976.19	1065.78	478.83	664.46	1767.13	26.80%	12.04%	16.71%	44.44%
2006	4895.32	1396.96	676.04	742.21	2080.11	28.54%	13.81%	15.16%	42.49%
2007	6655.35	2072.38	952.83	927.39	2702.75	31.14%	14.32%	13.93%	40.61%
2008	8094.97	2380.87	1590.34	1050.59	3073.17	29.41%	19.65%	12.98%	37.96%
2009	8836.28	2740.35	1751.90	1164.86	3179.17	31.01%	19.83%	13.18%	35.98%

2010	10853.92	3420.71	2234.73	1375.82	3822.66	31.52%	20.59%	12.68%	35.22%
2011	13710.06	4415.05	3210.10	1517.35	4567.56	32.20%	23.41%	11.07%	33.32%
2012	14796.64	4958.23	3599.57	1617.31	4621.55	33.51%	24.33%	10.93%	31.23%
2013	17128.23	5556.60	4771.44	1238.13	5562.06	32.44%	27.86%	7.23%	32.47%
2014	19269.3	6209.831	5585.973	1386.204	6087.296	32.23%	28.99%	7.19%	31.59%
2015	19652.79	6947.82	5470.645	1536.816	5697.508	35.35%	27.84%	7.82%	28.99%

根据表 2 的测算结果,可以发现:我国居民资本要素收入除了 20 世纪末和 21 世纪初有小幅下降,整体上保持着持续增长的趋势,但是近几年增速放缓;收入规模上,除了农村居民经营资本性收入波动较大外,城乡居民其他来源资本要素收入整体上保持着稳定增长,近几年来城镇居民财产性收入、经营资本性收入与农村居民经营资本性收入并驾齐驱,共同推动我国居民资本要素收入的增长。

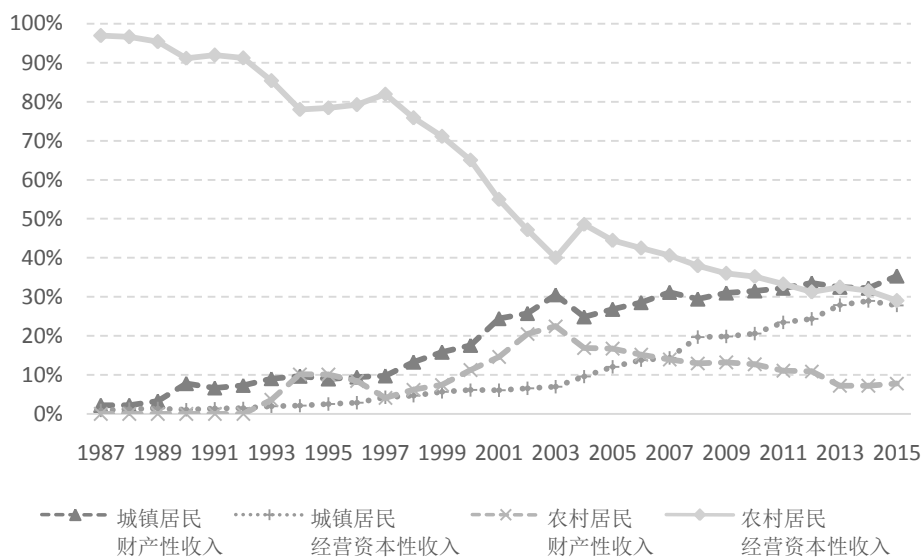


图 4 1987—2015 年我国居民资本要素收入结构

图 4 展示了微观口径下居民要素收入内部结构。20 多年来,农村居民资本性收入比重有所降低,有相当原因是城镇化导致农村居民数量减少、务农人数减少,城镇居民增多,城乡资本要素收入格局产生变动。另外,随着第三产业的发展,城镇居民经营性资本收入

占比也迅速上升。从我国居民资本要素收入结构占比情况可以得出结论：我国居民资本要素收入从经营性收入占绝大部分，发展到经营性收入与财产性收入并驾齐驱的格局。

（三）与宏观口径对比分析

在微观口径测算结果基础上，我们尝试将其与宏观口径（税后）的结果进行对比。图5描绘了宏观、微观口径下居民资本要素收入测算结果的差异：宏、微观口径的测算结果均保持着上升势头，但宏观口径的增速明显高于微观口径；两种测算口径的居民资本要素收入规模存在一定差异，差距最大值高达4万亿，约占宏观口径测算结果的2/3，是微观口径测算值的两倍多。

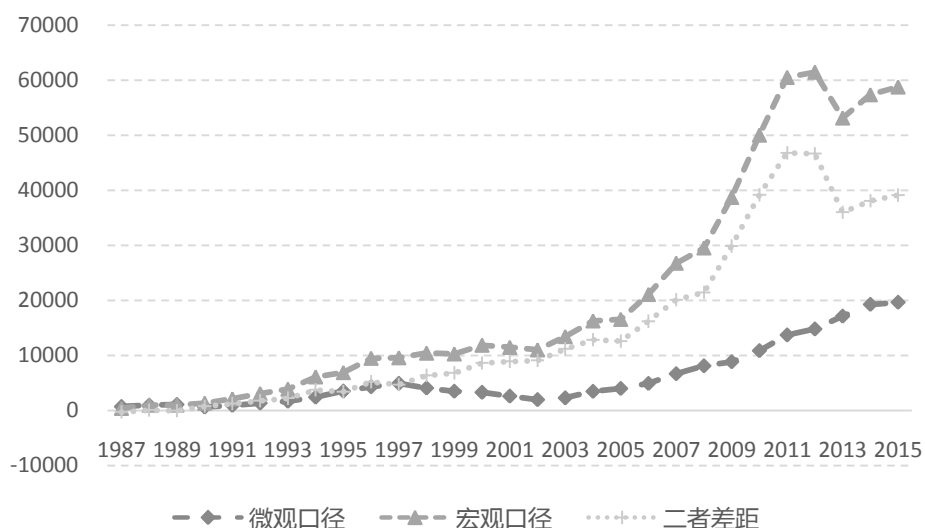


图5 1987—2015年宏观、微观口径测算的居民税后资本要素收入对比

我们可以预见宏、微观口径的测算结果会存在一定出入，但如此大的规模远远超出了我们的估计。至此，导致宏、微观口径测算结果如此大差额的原因是什么，是宏观和微观测算口径的差别，还是统计过程中带来的系统性误差，对这个问题的探究有助于真实掌握我国居民资本要素收入以及国民经济统计工作的改进。我们结合我国国民经济核算的变革以及宏、微观口径统计中的问题进行分析。

1.考虑自有住房的增加值。

许宪春(2014)较为详细地说明了一体化改革后住户调查中的居民收入与资金流量表中的居民收入之间的协调情况,可以明确的是资金流量表的居民资本要素收入的口径宽于住户调查的口径^①。也就是说,暂且忽略其他口径上的差异,在考虑自有住房折算租金收入时,如果两者的统计数据来源不存在系统性误差的话,2012年以前微观口径下核算的资本要素收入小于宏观口径下的数额。因此,如果要解释两者的差额,需要对自有住房虚拟租金进行折算。

国内生产总值核算从1985年至今发生了多次改革,1993年开始对生产范围进行明确界定:提供或准备提供给其他单位的货物和服务的生产、生产者用于自身消费或固定资本形成的货物的生产、自有住房服务和雇佣付酬家庭保姆提供的家庭服务生产,之后生产范围不断扩大和调整(许宪春和吕峰,2018)。资金流量表中核算住户部门增加值的具体计算公式为:

住户部门增加值

$$\begin{aligned} &= \text{农林牧渔业农户生产活动形成的增加值} + \text{城乡个体经营户增加值} \\ &+ \text{住户自有住房增加值} \end{aligned}$$

其中,“住户自有住房增加值”即为“住户自有住房服务增加值”,那么住户部门增加值就包含了居民自有住房服务增加值,而在2013年“一体化调查”改革之后,住户调查中才把自有住房折算净租金(自有住房虚拟净租金)包含在了家庭收入调查中(许宪春,2014)。从收入性质上来看,住房服务增加值对应的收入应该属于资本要素收入,如果要解释2012年及之前两种测算口径的差额,就必须考虑自有住房服务增加值的核算。

在我国现有GDP核算中,居民自有住房服务总产出按成本价格计算^②。按照成本法,居民自有住房服务增加值只包括固定资产折旧以及维护修理费、物业管理费等维护成本,

^①资金流量表中核算的资本要素收入是权责发生制的净收入,即当期应收收入与应付财产收入的差额;住户调查采取收付实现制,统计的结果为当期实际得到的财产性收入,且没有扣除财产性支出(如居民贷款利息支出);同时,资金流量表中的居民可支配收入虽不包括居民自有住房虚拟净租金,但GNI核算过程中包含了住户自有住房服务增加值,而住户调查数据中没有包含自有住房折算租金的收入(在一体化调查之后进行了修订)。

^②2015年中国国民经济核算体系进行了修订,其中改进了城镇居民自有住房服务价值的核算方法,修订后利用市场租金法代替成本法计算城镇居民自有住房服务价值,但是农村居民自有住房服务价值仍采用成本法计算,我们测算的数据在修订之前,因此居民自有住房服务价值均采用成本法计算。

劳动者报酬、生产税净额和营业盈余均为零。所以我们可以根据自有住房的折旧来估计自有住房服务增加值。具体计算公式如下：

$$\begin{aligned} \text{居民自有住房服务增加值}^{\text{①}} &= \text{固定资产折旧} \\ &= \text{城镇居民自有住房虚拟折旧} + \text{农村居民自有住房虚拟折旧} \end{aligned}$$

$$\text{城镇居民自有住房服务虚拟折旧} = \text{城镇人均虚拟折旧} \times \text{城镇年平均人口} \times \text{私房比重}$$

$$\text{城镇人均虚拟折旧} = \text{人均住房建筑面积} \times \text{城镇住宅单位面积造价} \times 2\% \text{ (折旧率)}$$

$$\text{农村自有住房虚拟折旧} = \text{农村人均虚拟折旧} \times \text{农村年平均人口}$$

$$\text{农村人均虚拟折旧} = \text{农村人均住房面积} \times \text{农村居民住房单位面积价值} \times 3\% \text{ (折旧率)}$$

由于统计年鉴中并没有给出私房比重的具体数据，我们根据康远志（2014）的建议，将私房比重估算为 80%，得到 1987—2012 年居民自有住房服务增加值。接着，我们用测算得到的总自有住房服务增加值与宏、微观口径测算结果的差距进行对比，以观察居民自有住房服务增加值是否导致两种口径测算结果差异的原因。

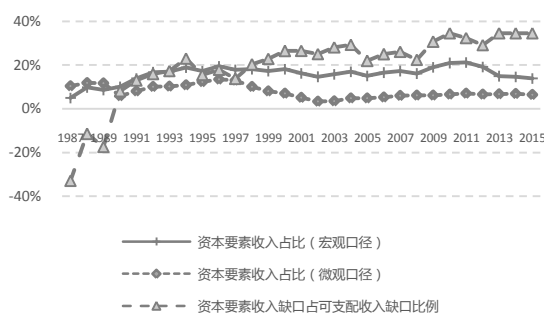
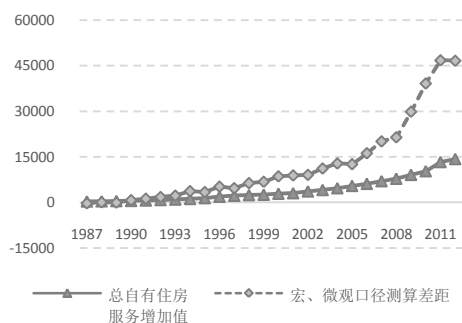


图 6 1987—2012 年居民自有住房服务增加值 图 7 宏、微观口径下 1987—2015 年与宏、微观口径差距的对比居民税后资本要素收入占可支配收入的比例^②

^①城镇、农村居民自有住房虚拟折旧计算公式中均需要乘以私房比重，但是根据康远志（2014）以及国家统计局部门算法，农村居民自有住房自有率为 100%，因此在农村自有住房虚拟折旧中没有私房比重比例。

^②资本要素收入占比（宏观口径/微观口径）分别指的是两种口径下居民税后资本要素收入在居民可支配收入（宏观口径/微观口径）中的占比，具体计算公式为： $\frac{\text{居民税后资本要素收入（宏观/微观口径）}}{\text{居民可支配收入（宏观/微观口径）}} \times 100\%$ ；资本要素收入缺口占比指的是宏、微观口径测算的居民税后资本要素收入的差额与宏、微观口径测算的居民可支配收入差额的比值，具体计算公式为： $\frac{\text{居民税后资本要素收入的宏、微观口径差额}}{\text{居民可支配收入的宏、微观口径差额}} \times 100\%$ 。

从图 6 可以看到,即使在测算中包含住房服务增加值,两种口径的居民资本要素收入缺口依旧很大(尤其在近十年),住房服务增加值不足以解释如此大的数额缺口。如果考虑到自有住房服务价值核算的准确性时,上述宏观、微观口径测算数据甚至会更大。原因在于,在我国现有 GDP 核算中,居民自有住房服务总产出按成本价格计算,但 21 世纪初以来中国房地产市场迅猛发展导致城镇房屋造价与市场价值的差距越来越大,导致城镇居民自有住房服务价值存在明显低估(许宪春和吕峰,2018),因此宏观口径下居民资本要素收入会被低估,这会进一步拉大两种口径的测算差距。由此看来,如果要对两种口径的测算差距进行合理的解释,仍然需要寻找其他原因。

2.宏、微观统计口径的差异。

鉴于住户调查数据和资金流量表数据在口径上存在一定差别,可以认为在一体化调查改革前,住户调查中的居民可支配收入存在一定程度的低估现象。那么是否可以认为住户调查相比资金流量表数据存在系统性偏差?施发启等人(“当前宏观收入分配格局研究”课题组,2015)测算了两种口径下居民可支配收入,结果发现,微观口径的推算结果大约占宏观口径结果的 70%左右,相关系数高达 0.9991。我们补充 1987—1992 年、2013—2015 年的数据之后,相关系数上升到了 0.9993,平均占比为 72.6%。两者测算口径的差别造成的影响比较稳定,很可能是测算口径区别导致的统计性误差造成了二者的差异(我们称之为“固有统计误差”)。

既然宏观口径与微观口径在统计方法上存在固有的误差,我们可以认为住户调查过程中确实存在低报收入的现象,其原因可能是住户保护隐私和怕露富的意识日益增强,接受调查的住户存在少报和漏报的现象,这也是政府统计的世界性难题。我们考虑这固有的统计误差,在这基础上,通过宏、微观口径测算的居民资本要素收入占存在统计误差下居民可支配收入的比值,以分析居民资本要素收入的测算是否存在宏、微观口径的统计性误差。接着,通过上述自有住房服务增加值对固有统计性误差以及两个口径下居民资本要素收入的缺口进行调整,后者占前者的比值即可视为资本要素收入的低报程度。调整后的比值见图 7。

考虑固有统计误差的结果显示：1980 年代末 1990 年代初两种口径的资本要素收入比较相近（详见表 1），可以认为是正常的统计误差；进入 1990 年代以来，宏观口径资本要素收入占比一直在 15%~20% 左右波动，微观口径下则从 1990 年代 10% 左右下降到 21 世纪 6% 左右，两者之间存在明显差距；可支配收入缺口中资本要素收入占比也逐渐增高，截至 2015 年超过了 34%，是统计数据的两倍多。

居民税后资本要素占可支配收入比重在宏、微观口径下相对比较稳定，但是近十几年来二者差距有扩大的趋势，我们可以推测出宏观口径与微观口径下的统计数据确实存在固有统计误差。而资本性收入的低报比例远远超过统计数据中所占的比例，说明资本要素收入较劳动收入更容易被低报。

3. 劳动者报酬被低估^①。

从资本要素收入测算公式出发，劳动者报酬被低估会造成宏观口径下资本要素收入偏高，进而影响宏、微观口径下居民资本要素收入的差距。具体而言，在宏观口径下资本要素税前收入的计算是通过 GNI 减去劳动者报酬以及生产税净额得出，若劳动者报酬被低估，则资本要素收入会存在高估。

根据资金流量表的编制方法，住户部门的劳动者报酬（运用方）为各行业中属于住户部门劳动者报酬之和^②，资料取自国内生产总值构成项目表。由于住户部门资本要素收入（税前和税后）计算公式中均涉及到劳动者报酬，若该部分被低估，则宏观口径下测算的资本要素收入会被高估。因此，劳动者报酬的准确性会影响到宏、微观口径下资本要素收入的差距。

我国劳动者报酬核算口径经历了两次重大调整，众多学者（白重恩和钱震杰，2009；吕光明和于学霆，2018；等等）就劳动报酬问题进行了讨论，但并未得出一致的结论。尽管在口径上存在前后不一致的问题，但服务业中劳动者报酬被低估的问题更不容忽视。许

^①感谢匿审专家为此提供的宝贵意见。宏观口径的测算过程中，若劳动者报酬被低估，最终会导致宏观口径资本要素收入偏高，进而影响宏、微观口径测算结果的差距。

^②具体计算公式为：住户部门劳动者报酬=农业中属于住户部门劳动者报酬+工业中属于住户部门劳动者报酬+建筑业中属于住户部门劳动者报酬+农林牧渔服务业中属于住户部门劳动者报酬+地质勘探和水利管理业中属于住户部门劳动者报酬+交通运输、仓储及邮电通讯业中属于住户部门劳动者报酬+批发零售贸易餐饮业中属于住户部门劳动者报酬+房地产业中属于住户部门劳动者报酬+社会服务业中属于住户部门劳动者报酬。

宪春（2004）指出现行服务业存在资料来源缺口、资料来源口径、金融媒介服务的处理、房地产业核算、保姆服务核算、计算机软件的处理以及未观测经济统计等问题，这都会导致国民经济核算过程中劳动者报酬存在遗漏、被低估等问题，也是我国政府统计的薄弱环节（许宪春，2017）。国民经济核算过程是一个不断发展和完善的过程，本世纪以来，特别是党的十八大以来，国家统计局推出了一系列包括经济普查制度、企业一套表联网直报统计调查制度、服务业统计调查制度等重大改革，这些改革对中国 GDP 核算的发展起了重要促进作用。虽然服务业被低估是一个共识，但遗憾的是，现有研究都没有对服务业被低估的规模进行估计，我们非常期待未来有研究能解决这个问题。可以预见的是，按增加值的收入法，服务业增加值的低估其中一个不能忽视的原因便是服务业劳动者报酬的低估。

尽管我国国民经济核算体系在不断发展和完善，但是不得不承认某些行业上的核算确实存在低估，服务业就是典型的代表，不过这也是国民经济核算过程中无法避免的问题，在全球范围内也是普遍存在的。要解决这个问题，仅从核算方法上改进不足以解决问题，更重要的是从范围界定、数据搜集等最基础的工作着手（许宪春，2017；杨新洪，2018）。我国国民经济核算制度的改革发展过程中需要重视服务业的改革，尤其是其范围界定、数据搜集等方面，这对于摸清我国居民资本要素收入具有重要作用。

4. 住户数据的统计性偏差。

关于住户数据可能存在的低估问题，学者们对此进行过辩论。王小鲁（2012）估算了未统计收入，2005 年为 4.8 万亿，2008 年为 9.3 万亿。而一部分统计局工作者和学者从样本选择、数据来源、测算方法等技术性问题上对其测算结果进行了质疑（施发启，2010；罗楚亮等，2011）。虽然双方辩论并没有形成一致的结论，不过双方都同意的是，住户调查数据存在遗漏：一是高收入群体受调查意愿不高，二是受调查住户存在少报、漏报情况，这也是世界范围内住户调查中普遍存在的问题（Korinek 等，2006）。

一般来说，资金流量表运用多种来源计算居民收入，能够有效避免单一来源的局限性（许宪春，2014），因而我们更倾向于怀疑住户调查数据存在系统性偏差，即存在对居民资本性收入的低估。不过低估的部分（即宏、微观口径测算的资本要素收入缺口）到底流向了哪些住户，这部分收入存在的形式是什么，还需要进一步的研究。

四、结论

本文使用资金流量表和统计局住户调查数据,对我国资本要素收入及其部门分配和居民资本要素收入的结构进行了测算,并重点关注居民资本要素收入在两种口径下的差距,得到如下结论:

基于资金流量表对居民资本要素收入宏观测算表明,居民资本要素收入长期以来高速增长,在国民总收入中所占的比例相对稳定,但在总资本要素收入中所占比重先上升(20世纪90年代)后下降(21世纪初)。2015年居民税后资本要素收入规模为58736.97亿,居民税后资本要素收入占GNI比重基本稳定在10%左右。同时,我国对居民资本要素收入征税的力度还很小,最高也没有超过4%,在资本要素收入不平等状况远大于劳动要素收入的情况下,能够起到的再分配效果比较有限。

基于住户调查数据对居民资本要素收入结构分析表明,改革开放初期几乎所有资本要素收入都来自于农村居民的经营性收入(农业生产),城镇居民的资本要素收入和财产性收入都很少。伴随着城镇化进程、个体经济发展和证券市场逐渐完善,城镇居民的经营性、财产性收入的比例都迅速上升,两者之和占比超过了60%。

基于住户调查数据对居民资本要素收入微观测算表明,2015年居民税后资本要素收入规模为19652.79亿,与宏观测算结果存在较大的缺口,经过自有住房服务增加值的调整之后,缺口仍然非常显著。2015年宏、微观口径缺口占GNI的比重为6%,缺口规模是微观口径测算结果的2.0倍。这个缺口可能受宏观口径下服务业劳动者报酬被低估所影响,更主要是住户调查中被访住户有意低报了资本要素收入情况所致,因此,从微观上搞清楚居民资本要素收入的流向和存在形式,是我国统计工作面临的一项严峻的挑战性工作,也是设计收入分配政策的一项基础性工作。

参考文献

- [1]白重恩,钱震杰.国民收入的要素分配:统计数据背后的故事[J].经济研究,2009,44(3):27-41.
- [2]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,2010,33(12):3-27.
- [3]柏培文,杨志才.劳动力议价能力与劳动收入占比——兼析金融危机后的影响[J].管理世界,2019,35(5):78-91.
- [4]“当前宏观收入分配格局研究”课题组.当前我国宏观收入分配格局研究[J].调研世界,2015(11):3-8.
- [5]郭庆旺,吕冰洋.论要素收入分配对居民收入分配的影响[J].中国社会科学,2012(12):46-62,207.
- [6]贾帅帅,徐滇庆.我国 GNI 核算与数据质量评估[J].统计研究,2017,34(2):10-22.
- [7]康远志.中国居民自有住房虚拟租金的一个估算[J].统计与信息论坛,2014(5):15-19.
- [8]罗楚亮,岳希明,李实.对王小鲁灰色收入估算的质疑[J].比较,2011(1).
- [9]吕冰洋,郭庆旺.中国要素收入分配的测算[J].经济研究,2012,47(10):27-40.
- [10]吕光明,于学霆.基于省份数据修正的我国劳动报酬占比决定因素再研究[J].统计研究,2018,35(3):66-79.
- [11]施发启.也评王小鲁博士的《灰色收入与国民收入分配》[A].中国经济体制改革研究会、北京师范大学.中国收入分配:探究与争论[C].中国经济体制改革研究会、北京师范大学:中国经济体制改革研究会,2010:2.
- [12]汪德华.中国的国民收入分配与扩大内需:基于财税政策视角的探究[M].北京:中国社会科学出版社,2016:84.
- [13]王小鲁.灰色收入与发展陷阱[M].北京:中信出版社,2012:228.
- [14]王志平.统计局如何“多算”了公众的收入和消费[J].探索与争鸣,2017(11):57-65.
- [15]许宪春.中国服务业核算及其存在的问题研究[J].经济研究,2004(3):20-27.
- [16]许宪春.当前我国收入分配研究中的若干问题[J].比较,2011(6).

- [17]许宪春.我国住户调查与国民经济核算统计指标之间的协调[J].财贸经济, 2014,35(1):5-13.
- [18]许宪春.中国政府统计重点领域改革[J].世界经济,2017,40(2):179-192.
- [19]许宪春,吕峰.改革开放 40 年来中国国内生产总值核算的建立、改革和发展研究[J].经济研究,2018,53(08):4-19.
- [20]杨新洪.我国第三产业发展与现行统计制度及核算方法研究[J].调研世界,2018(5):11-16.
- [21]余淼杰,梁中华.贸易自由化与中国劳动收入份额——基于制造业贸易企业数据的实证分析[J].管理世界,2014(7):22-31.
- [22] Atkinson A B. The Changing Distribution of Income: Evidence and Explanations[J]. German Economic Review, 2000, 1(1):3-18.
- [23] Chi W, Qian X. Regional Disparity of Labor's Share in China: Evidence and Explanation[J]. China Economic Review, 2013, 27: 277-293.
- [24] Feenstra R C, Inklaar R, Timmer M P. The Next Generation of the Penn World Table[J]. American Economic Review, 2015, 105(10): 3150-82.
- [25] Gomme P, Rupert P. Measuring Labor's Share of Income[R]. Federal Reserve Bank of Cleveland: Policy Discussion Papers, 2004.
- [26] Karabarbounis L, Neiman B. The Global Decline of the Labor Share[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2014, 129(1): 61-103.
- [27] Korinek A, Mistiaen J A, Ravallion M. Survey Nonresponse and the Distribution of Income[J]. Journal of Economic Inequality, 2006, 4(1):33-55.
- [28] Piketty T, Yang L, Zucman G. Capital Accumulation, Private Property and Rising Inequality in China, 1978-2015[R]. Cepr Discussion Papers, 2017.

作者简介

吕冰洋，中国人民大学财政金融政策研究中心、财政金融学院教授、博士生导师。研究方向为财税理论与政策、现代财政制度构建。

刘潘（通讯作者），中国人民大学财政金融学院在读博士研究生。研究方向为财税政策。电子邮箱：ruc_liupan@ruc.edu.cn。

赵厉，北京市海淀区安永华明会计师事务所。

张经纬，中国人民大学财政金融学院硕士研究生。研究方向为现代财政制度构建。