

新一轮个人所得税改革的收入再分配效应研究 ——基于 CHIP2018 的测算分析*

张玄

中国人民大学财政金融学院

岳希明

中国人民大学财政金融学院

内容提要：个人所得税是重要的再分配工具，其再分配效应一直受到各界的关注。本文使用 CHIP2018 数据库，对 2018 年个人所得税改革方案的收入再分配效应进行测算分析，研究发现：综合课征有利于提高个人所得税的平均税率、累进性和再分配效应；基本减除费用标准提高、专项附加扣除和税率级距改变均在不同程度上提高了个人所得税的累进性，降低了个人所得税的平均税率，从而削弱了个人所得税的收入再分配效应；综合课征会增强基本减除费用标准、专项附加扣除和税率结构改变对个人所得税收入再分配效应的影响；在各项改革措施的共同作用下，此次税改整体上提高了个人所得税的累进性，但导致个人所得税的平均税率和收入再分配指数大幅降低，两者降幅均在 50% 以上。本文使用改革当年的住户调查数据，全面考察个人所得税改革的收入再分配效应，丰富了有关新一轮个人所得税改革再分配效应的研究。

关键词：个人所得税 综合课征 专项附加扣除 税率结构 收入再分配

中图分类号：F812.42 **文献标识码：** **文章编号：**

一、引言

收入分配是以人民为中心的发展思想不可忽视的问题，是缩小收入差距、实现共同富裕的重要手段。2021 年 8 月 17 日召开的中央财经委员第十次会议指出：“要坚持以人民为中心的发展思

* 基金项目：国家社会科学基金重大项目“健全再分配调节机制研究”（20ZDA048）。作者感谢匿名审稿专家的宝贵建议，文责自负。岳希明电子邮箱：yue@ruc.edu.cn。

想，在高质量发展中促进共同富裕，正确处理效率和公平的关系，构建初次分配、再分配、三次分配配套的基础制度安排，加大税收、社保、转移支付等调节力度……”。*个人所得税是重要的再分配手段，具有缩小收入差距的功能（岳希明等，2014）。完善个人所得税制度及其再分配功能，是优化我国收入分配制度的必然要求。2018 年 8 月 31 日，我国开启了新一轮个人所得税改革（以下简称税改），†具体方案为：基本减除费用标准由 3500 元/月提高至 5000 元/月；在基本减除费用的基础上，对六类专项支出（子女教育、继续教育、大病医疗、房屋贷款利息、房屋租金、赡养老人）进行税前附加扣除（以下简称专项附加扣除）；扩大 20% 及以下税率的级距（以下称低税率级距扩大）；对工资薪金、劳务报酬、稿酬和特许权使用费进行综合课征（以下简称综合课征）。这些措施必然影响到个人所得税的平均税率和累进性，进而改变个人所得税的收入再分配效应。‡本文使用 CHIP2018 住户调查数据测算此次税改对个人所得税收入再分配效应带来的影响，具体内容安排如下：第二部分回顾税收收入再分配效应的相关研究；第三部分介绍本文使用的数据和测算方法，阐述数据中可能存在的一些问题和本文的处理方法；第四部分着重阐述如何使用 CHIP2018 中的相关信息，识别专项附加扣除信息；第五部分具体测算分析此次税改给我国个人所得税收入再分配效应带来的影响；第六部分是本文的研究总结。

二、文献回顾

早期有关税收收入分配效应的研究，多通过征税前后基尼系数的变化来评价税收的收入分配效应（Musgrave 和 Thin, 1948; Pechman 和 Okner, 1974）。后经学者证实，仅依靠基尼系数分析税收的收入再分配效应有一定的误导性（Steuerle 和 Hartzmark, 1981）。Kakwani（1984）将税收的收入再分配效应分解为平均税率和累进性的影响，这一方法迅速成为研究税收等再分配手段的再分配效应的主要方法。我国个人所得税制度虽然建立较晚，但其收入再分配效应一直备受关注。岳希明和徐静（2012）认为，我国个人所得税具有微弱的缩小收入差距的功能。岳希明等（2012）对我国 2011 年个人所得税改革的收入再分配效应进行研究，发现平均税率是决定我国个人所得税收入再分配效应的主要因素，税改大幅降低了个人所得税的平均税率，导致个人所得税的收入再分配效应显著降低。徐建炜等（2013）研究了 1997 年以来我国个人所得税的收入再分配效应的变化趋势，发现 2006 年及以后的税改虽然提高了个人所得税的累进性，但显著降低了个人所得税的

* 新华社：《习近平主持召开中央财经委员会第十次会议》，中华人民共和国中央人民政府门户网站（http://www.gov.cn/xinwen/2021-08/17/content_5631780.htm），2021-08-17。

† 新华社：《中华人民共和国主席令（第九号）》，中华人民共和国中央人民政府门户网站（http://www.gov.cn/xinwen/2018-08/31/content_5318196.htm），2018-08-31。

‡ 平均税率指个人所得税总收入与居民税前总收入的比值。

平均税率，从而导致个人所得税的收入再分配效应大幅降低。岳树民等（2011）指出，个人所得税的累进性和收入再分配效应随免征额（基本减除费用标准）提高呈现倒 U 字型变化，能够使得个人所得税累进性和收入再分配效应达到最优的免征额随收入变化而改变。2018 年的税改方案提出后，部分学者对个人所得税收入再分配效应受到的影响也进行了研究：黄晓虹（2019）认为综合课征削弱了个人所得税的收入再分配效应，而万莹和熊惠君（2019）的研究得到了相反的结论；刘蓉和寇璇（2019）的研究表明，专项附加扣除削弱了个人所得税的收入再分配效应，但提升了社会的整体福利；王钰等（2019）以及 Zhan, Li 和 Xu（2019）均测算了整个税改方案对个人所得税收入再分配效应的影响，发现税改显著弱化了个人所得税的收入再分配效应。

虽然已有学者对 2018 年税改的收入再分配效应进行了研究，但使用的均是 2018 年以前的收入数据（前文提到的研究中用到的数据有 CHIP2013, CFPS2014 和 CGSS2015）。居民的收入分布随时间改变，不同的收入分布下，税制变动对收入分配的影响不同。因此，使用 2018 年以前的收入数据测算税改的影响并不完全准确。此外，已有的研究几乎没有考虑不同改革措施之间的相互作用，单独测算评价某一项改革措施的政策效果，不能全面反映此次税改的影响。本文就以上问题对相关研究进行完善：本文使用的 CHIP2018 数据库提供了税改实施当年居民的收支和生活状况等信息，据此测算税改对个人所得税收入再分配效应的影响更加准确。此次税改对每一项专项附加扣除都规定了详细的扣除条件，对是否享有专项附加扣除资格的识别，也是影响测算结果准确性的重要因素。本文对如何使用 CHIP2018 数据库中的信息识别专项附加扣除进行了详细的介绍，并计算在不同扣除标准的假设下，个人所得税收入再分配效应受到的影响，从而对本文结论的稳健性进行检验。因此，本文从数据和专项附加扣除的识别两个方面，对相关研究的准确性进行了改善。本文还考虑到不同改革措施之间的相互作用，分析了综合课征对基本减除费用标准提高、专项附加扣除和税率结构变化等政策效应的影响，更全面地考察税改对个人所得税收入再分配效应的影响。

三、研究方法及数据介绍

（一）研究方法

Kakwani（1984）将税收的收入再分配（Redistributive Effect）效应（RE 指数）分解为横向公平效应和纵向公平效应，并将纵向公平效应进一步分解为 P 指数和平均税率的影响，具体分解公式如下：

$$RE = G_Y - G^* = (C_d - G^*) + \frac{t}{1-t} P$$

其中 G_Y 为税前收入基尼系数, G^* 为税后收入基尼系数, C_d 为按税前收入排序计算的税后收入集中率。 $C_d - G^*$ 为横向公平效应, $tP/(1-t)$ 为纵向公平效应, t 为平均有效税率, 等于居民缴纳的个人所得税总收入与居民税前总收入的比值。[§] P 为税收累进性指标 (P 指数), 按照 Kakwani (1977) 提出的度量税收累进性方法计算如下:

$$P = C_T - G_Y$$

C_T 为按照税前收入排序计算的税收集中率。 P 指数大于 0 的税收是累进的, P 指数小于 0 的税收是累退的, P 指数等于 0 的税收是不会改变居民收入分配的比例税。Kakwani 的分解方法被很多学者借鉴, 用于测算再分配手段的再分配效应。本文也使用 Kakwani 的分解方法, 对税改前后我国个人所得税的收入再分配效应进行测算分析。

(二) 数据来源和数据处理

本文使用的数据为中国家庭收入调查 (CHIP) 项目 2018 年的数据 (CHIP2018)。CHIP 数据库提供了从国家统计局住户调查中过录的居民收支数据 (以下简称过录数据), 和通过问卷调查收集得到家庭成员的基本情况、生活状况以及收支等信息 (以下简称调查数据), 最终的数据是根据个人和家庭的相关信息对过录数据和调查数据进行匹配合并得到的。CHIP2018 包含 20451 户共 71480 个样本的信息, 其中农村住户 9076 户共计 35002 个样本, 城镇及流动住户 11375 户共计 36478 个样本。CHIP2018 中的居民收入被划分为四大类 (工资性收入、经营性收入、财产性收入和转移性收入), 每一大类按照来源划分出更为详细的收入项目。工资性收入中的工资收入对应《中华人民共和国个人所得税法》(以下简称税法) 中的工资薪金, 其他收入包括自由职业者劳动所得、辞退金和安家费等; 自由职业者劳动所得对应劳务报酬所得和稿酬所得; 自由职业者劳动所得以外的其他收入包括“因裁员得到的一次性辞退金; 股份制企业派发或奖励给员工的股票和期权; 调动工作的安家费; 根据国务院发布的有关规定颁发的创造发明奖、自然科学奖和科学技术进步奖以及支付给运动员、教练员的奖金”等, 该部分收入几乎都属于免税收入。财产性收入包括利息所得、红利所得以及财产租赁所得, 其余的财产性收入可以作为财产转让所得的估计值。经营性收入对应税法中的经营所得, 转移性收入为免税收入。

CHIP 数据中包含了样本受访时提供的个人所得税信息, 但调查得到的个人所得税通常因漏报

§ 横向公平效应和纵向公平效应对应税收的横向公平原则和纵向公平原则, 具体分析见岳希明等 (2012)。

或低报而被低估。^{**}因此,本文根据 CHIP2018 中的收入项目和税法的相关规定,模拟计算每一位家庭成员在税改前后(有时称税改前为旧税制,税改后为新税制)实际应缴纳的个人所得税。^{††}旧税制下,工资薪金所得、经营性所得和其他所得的个人所得税分别按月、年和次征收,而 CHIP2018 中的收支信息是年收支数据。因此,在实际测算中,本文借鉴岳希明和徐静(2012)的做法,对 CHIP2018 的收入数据做如下处理:工资收入除以 12 得到月均收入,经营性收入不做处理,假定股息红利的收入为每年 1 次,房屋出租收入和其他财产收入为每年 12 次。^{‡‡}税改后,对工资薪金、劳务报酬、稿酬和特许权使用费实施综合课征,并按年累计累进征收。因此,在计算税改后居民的实际应纳税额时,对工资性收入和经营性收入不做处理,对其他收入做与旧税制下同样的处理。

根据国家统计局住户调查制度的定义,自由职业者劳动所得与税法中的劳务报酬和稿酬所得相对应。但过录数据中并没有提供准确的自由职业者劳动所得数据,也没有对劳务报酬和稿酬进行区分。为了测算综合课征对个人所得税收入再分配效应的影响,本文首先以其他收入减去辞退金和其他劳动所得作为劳务报酬的估计值^{§§},据此估算得到工资薪金所得税和劳务报酬所得税占个人所得税总收入的比重分别为 60.91% 和 10.87%。根据《中国税务年鉴》(2008-2019)中个人所得税的收入构成可以发现:2008 年至 2018 年期间,在个人所得税总收入中,工资薪金所得税占比在 61% 上下波动,劳务报酬所得税占比自 2008 年来缓慢增加,2018 年的占比为 4.33%。^{***}由此可见,本文估算的工资薪金所得税比较准确,但劳务报酬所得税明显高估。

为解决劳务报酬所得税高估的问题,本文结合调查数据中样本的就业信息对劳务报酬所得估计值进行校正,具体做法为:1. 就业身份为雇主、自营劳动者和家庭帮工的样本,若只有一份工作,劳务报酬所得为 0; ^{†††}若在主要工作外还有其他工作,其他工作带来的收入总额为 0 的样本,劳务报酬所得为 0,其他工作带来的收入总额小于其他收入减去辞退金和其他劳动所得的,劳务

^{**} 根据岳希明和徐静(2012),CHIP 数据库中住户提供的个人所得税信息往往由于漏报、低报等导致与实际缴纳的个人所得税不符。因此,计算个人所得税的收入再分配效应时,可根据收入数据模拟计算纳税人实际应当缴纳的税收,本文沿用这一做法。

^{††} 虽然农村住户几乎不缴纳个人所得税,但本文对所有的样本都按照收入来源模拟计算实际应缴纳的个人所得税,农村住户亦是如此。例如,若农村样本收入来源中有工资性收入,则按照税法相关规定计算实际应缴纳的工资薪金所得税额。即本文假定所有纳税人(包括农村居民)按税法全额缴纳了个人所得税,据此评价个人所得税对包括农村样本在内的全部样本收入分配的影响。

^{‡‡} 岳希明和徐静(2012)发现,在总收入一定的情况下,假定取得收入的次数越少会导致费用扣除增加,应纳税所得和应纳税额减少,个人所得税的收入再分配效应减弱,但是这种影响很小。

^{§§} 这一估计值包括劳务报酬和稿酬,劳务报酬和稿酬以收入减除百分之二十的费用后的余额为收入额,稿酬所得的收入额减按百分之七十计算,即两者在计税时,收入额的确定不同。但近几年我国稿酬所得税在个人所得税总收入中的占比基本在 0.06% (根据《中国税务年鉴》(2008-2019)计算)左右,因此本文将根据其他收入估计得到的收入全部作为劳务报酬处理。

^{***} 数据来源:《中国税务年鉴》(2008-2019)。

^{†††} 根据 CHIP2018 问卷说明手册,将仅领取劳动报酬的自由职业者或灵活就业者,如自由撰稿人、自由模特、打零工人员等的就业身份界定为雇员。因此,就业身份为雇主、自营劳动者和家庭帮工且没有其他就业的样本认定为没有劳务报酬所得。

报酬所得为其他工作带来的收入总额。2. 就业身份为非股份制企业的雇员，若只有一份工作，且 2014 年至今主要工作未发生变动，以其他收入减去辞退金和其他劳动所得后的全部收入为劳务报酬所得；^{†††}若有其他工作且带来的收入总额小于其他收入减去辞退金和其他劳动所得的，劳务报酬所得为其他工作带来的收入总额。3. 就业类型为签订长期合同或为固定职工的雇员，若主要工作外没有其他工作，劳务报酬所得为 0；若有其他工作且带来的总收入为 0 的，劳务报酬所得为 0。4. 其余样本的劳务报酬所得不进行调整^{§§§}。根据以上方法对劳务报酬所得进行校正后，得到的劳务报酬所得税在个人所得税总收入中的占比为 5.53%，这一比重已相对接近《中国税务年鉴 2019》年中劳务报酬和稿酬所得税的总占比（4.33%+0.06%）。虽然并不完全相等，但是一方面，本文在模拟计算应纳税额时未考虑实际情况中的逃税、避税等税收流失情况，得到的税收收入可能会在一定范围内大于官方统计值。另一方面，根据以上方法校正后的劳务报酬估计值，是在数据允许的情况下能够得到的，最接近于真实劳务报酬的估计值。因此，我们按照这一劳务报酬估计值对此次税改的收入再分配效应进行测算。^{****}

四、专项附加扣除信息的识别

CHIP2018 中有两个信息来源可用以确定专项附加扣除信息：一是过录数据中的支出信息，二是调查数据中的支出及家庭成员的相关信息。为了更准确地对专项附加扣除进行识别，本文综合使用了这两个信息来源，具体做法如下：

（一）子女教育支出的识别

子女教育支出的扣除条件为：“子女满三周岁以上至小学前，无论是否在幼儿园学习，均可享受专项附加扣除，正在接受小学、初中、高中及高等教育的，每个子女每月可扣除 1000 元，若有多个符合扣除条件的子女，每个子女均可享受扣除”。调查数据中的在校子女信息包含了 16 周岁以下子女和 16 周岁以上仍在校子女的相关信息，据此进行识别：子女年龄在 3 至 7 周岁的，无论是否在校，均按每月 1000 元的标准进行扣除；年龄在 7 周岁以上的在校和休学子女，按照每月

^{†††} 根据统计局《住户收支与生活状况调查方案》对收入的分类，其他收入扣除辞退金和其他劳动所得后的收入为包括自由职业劳动者所得、股份制企业派发或奖励给员工的股票和期权、调动工作的安家费在内的收入。因此，若就业身份为雇员，在非股份制企业中工作，并且 2014 年至今一直从事同一份工作的，认定为没有调动工作的安家费和股份制企业派发给员工的股票和期权收入。

^{§§§} 在其余的样本中，劳务报酬所得大于 0 的样本量为 499 人。

^{****} 本文在对劳务报酬所得进行估计时发现，不同的劳务报酬估计值会在一定程度上影响此次税改收入再分配效应的测算。本文的方法不能完全准确地对真实的劳务报酬进行估计，只是在目前数据允许的情况下，能够得到的最接近于真实值的估计结果。

1000 元的标准进行扣除。^{††††}该模块中还包含了子女父母的编码信息，据此可以确定享受子女教育支出扣除的家庭成员：若子女父母中一方是本户成员，由该成员进行扣除；若父母双方均为本户成员，父母各自扣除一半，本文识别出父母均为本户成员的共 105 人。^{††††}

（二）继续教育支出的识别

继续教育支出的扣除条件为：“在境内接受学历继续教育的每月扣除 400 元，纳税年度取得技能人员或者专业技术人员职业资格证书的当年扣除 3600 元，除接受本科以下学历继续教育支出可由父母扣除外，继续教育支出一般由本人扣除”。遗憾的是，无论是过录数据还是调查数据，都无法对继续教育信息进行准确识别。但根据调查数据中样本接受教育的院校类型以及年末在学情况，可以对本科以上继续教育信息进行识别，具体做法是：2018 年仍在校且院校类型为成人教育（包括函授/远程教育等）的，则认定为在接受学历继续教育。据此识别出接受继续教育的有 22 人，在总样本中占比不足 1%。但这一方法无法识别接受本科以下继续教育和职业技能培训的人，低估享受继续教育支出扣除的人数。过录数据提供了各阶段教育支出信息，根据国家统计局住户调查制度的定义，可将其中的其他教育和培训与税法中的学历继续教育对应，据此识别出有继续教育支出的样本为 189 户，占全部样本的比重不足 1%。但过录数据中的教育支出是家庭层面的数据，无法识别出接受继续教育的家庭成员。过录数据识别出的继续教育支出也有可能是职业技能继续教育支出，但职业技能继续教育支出的扣除需要满足纳税年度取得证书，且证书要在人力资源社会保障部公布的国家职业资格目录范围内两个要求，这两个条件也无法使用过录数据进行识别。因此，无论将过录数据识别出的继续教育支出作为学历继续教育支出还是职业技能继续教育支出都会产生一定的误差。^{§§§§}

（三）住房贷款利息支出的识别

住房贷款利息支出的扣除条件为：“在境内购买的享受首套或者首次贷款利率的住房贷款利息支出，在实际发生贷款利息支出期间按每月 1000 元的标准扣除，且本人及配偶只能享受一次住房贷款利息支出扣除”。调查数据中住户资产与债务模块提供了住户年末购建房贷款余额的信息，本

†††† 新税法规定：全日制学历教育支出扣除的享受期限包括因病或其他非主观原因休学但学籍继续保留的期间，因此将休学子女也纳入可扣除范围。

††††† 正文中报告的是父母均为本户成员的子女教育支出由父母各自扣除一半的计算结果，本文也计算了由父母中一方全额扣除的情况，发现几种情况下的计算结果几乎没有差异，详细结果见附录表 A1。

§§§§ 根据国家统计局《住户收支与生活状况调查方案》中的定义，过录数据中的教育支出按阶段分为学前教育、小学教育、初中教育、高中教育、中专职高教育、大专及以上学历、其他教育和培训 7 个阶段。虽然并未给出其他教育和培训的详细定义，但按照分类的标准，本文认为其他教育和培训更符合继续教育中的学历继续教育支出。因此，将有其他教育和培训支出的家庭认定为有学历继续教育支出更合理。本文也计算了将这一部分继续教育支出作为职业技能继续教育支出和不考虑这一部分继续教育支出的结果，发现不同情况下的计算结果之间差异很小，附录中表 A2 报告了计算结果。

文将购建房贷款余额大于零的家庭认定为存在住房贷款利息支出，并且由户主享受这一扣除。*****
过录数据提供了住户购建房时的贷款以及现在是否还在还款的信息，本文据此在调查数据的基础上对住房贷款利息支出信息进行补充：调查数据中，年末购建房贷款余额为零的家庭，如果过录数据中显示仍在还款，则认定为有住房贷款利息支出。但需要注意的是，家庭中的住房贷款利息支出未必是户主购买住房产生，也未必满足首套住房贷款利息的要求。根据过录数据和调查数据综合识别出的有住房贷款利息支出的人数为 3318 人，占总样本的 4.6%。

（四）住房租金支出的识别

住房租金支出的扣除条件为：“夫妻在主要工作城市没有自有住房，可在住房贷款利息和住房租金支出中择一扣除。根据租房城市不同，每月可按照 1500、1100 或 800 元的标准进行扣除”。调查数据中，家庭住房信息提供了现住房的产权情况，过录数据也提供了房屋来源的信息（租赁、自有和其他）。本文将调查数据中现住房产权为租赁房的家庭，认定为可以享受住房租金支出扣除，由户主进行税前扣除。同时，使用过录数据进行补充识别：根据调查数据确定为没有住房租金扣除的家庭，若过录数据中房屋来源为租赁，也认定为有住房租金支出。根据国家税务总局公布的《按市辖区户籍人口分的城市名单》和调查数据中 2018 年的居住地信息进行匹配，本文确定了每月可扣除的租金标准。在住房贷款利息和住房租金只能择一扣除的问题上，本文的做法是：对同时有住房贷款利息和住房租金支出的家庭（本文识别出同时有这两项支出的共 215 户），住房租金扣除标准大于 1000 元的家庭选择扣除住房租金，住房租金扣除标准小于 1000 元的家庭选择扣除住房贷款利息。

（五）赡养老人支出的识别

赡养老人支出的扣除条件为：“赡养的老人年满 60 周岁，独生子女每月扣除 2000 元，非独生子女分摊扣除且每人每月不得超过 1000 元”。根据调查数据中家庭成员的年龄、与户主关系以及是否有兄弟姐妹等信息，可以对赡养老人支出进行识别：根据户主父母和祖父母的年龄、兄弟姐妹的个数确定户主赡养老人支出的扣除额；++++根据户主配偶父母的年龄、兄弟姐妹的个数来确定户主配偶赡养老人支出的扣除额；根据户主年龄以及户主子女的个数确定其子女赡养老人支出

***** 调查数据中，这一模块的信息是向户主或者户主配偶进行询问获得，户主和户主配偶对自身支出的住房贷款利息有比较清楚的认知，但对其他家庭成员的住房贷款利息支出可能并不了解。因此，本文认为由户主进行扣除更加合理。本文也计算了住房贷款利息由家庭收入最高的成员扣除的情况，计算结果在不同的扣除方式下无明显差异。详细的计算结果见附录表 A3。

++++ 首先根据户主父母的信息进行识别，如果认定为没有赡养老人支出扣除，继续根据祖父母的信息进行识别。但户主配偶祖父母的赡养支出扣除信息无法识别，因此可能会低估赡养支出的专项扣除。

的扣除额；独生子女每月扣除 2000 元，非独生子女每月扣除 1000 元。****根据本文的方法，识别出享受赡养老人支出扣除的非独生子女人数为 9267 人，占总样本的 12.96%。****

（六）大病医疗支出的识别

大病医疗支出的扣除条件为：“纳税人、配偶或未成年子女一个纳税年度个人支付的，与基本医保相关且累计超过 15000 元的医药费用支出，可在 80000 元内据实扣除”。调查数据中的健康状况信息提供了家庭成员全年实际自付医疗费用，据此可对家庭成员的大病医疗支出进行识别。大病医疗支出可由本人扣除，也可由配偶扣除，未成年子女的大病医疗支出可由父母中的一方扣除。本文的做法是未成年子女的大病医疗支出由户主扣除，户主和配偶的大病医疗支出由本人扣除。

*****本文识别出享受大病医疗支出扣除的人数为 855 人，占全部样本的 1.1%。

由于数据限制，无论是过录数据还是调查数据都无法准确识别专项附加扣除额。本文在数据允许的条件下，尽可能对专项附加扣除进行准确识别，但仍不得不对一些情况做出假设。例如，假定住房贷款利息和未成年子女的大病医疗支出由户主进行扣除等，*****这显然并不完全符合现实。因此，本文尽可能计算对每一项专项附加扣除所做不同假设情况下的结果，以及每一项专项附加扣除都按照可能产生的最大影响和最小影响的标准进行扣除的结果，从而给定由于专项附加扣除识别导致的个人所得税再分配效应所受的误差范围，计算结果见附录表 A1-A5*****。

五、税改对个人所得税收入再分配效应影响的测算分析

**** 根据《个人所得税专项附加扣除操作指引》，非独生子女分摊扣除赡养老人支出时，可以兄弟姐妹平均分摊，也可以约定分摊或由老人指定分摊，但每人每月最高扣除额不能超过 1000 元。本文选择非独生子女扣除 1000 元是在考虑税负最小化情况下，收入较高的子女可能选择最高的扣除额。本文也计算了非独生子女均摊扣除赡养老人支出的结果，发现差异很小，详细计算结果见附录表 A4。

**** 虽然享受赡养老人支出扣除的非独生子女人数占总样本的比重较高，但在专项附加扣除前，可以先扣除 60000 元的基本减除费用，如果居民的收入不高于 60000 元，那么税负就不受专项附加扣除的影响，识别专项附加扣除过程中产生的误差也可以不用考虑。文中识别出享受赡养老人支出扣除，且年收入在 60000 元以上的非独生子女人数为 1183 人，占总样本的比重为 1.66%。

***** 这一做法没有考虑基于税负最小化目的而采取的子女的大病医疗支出由配偶扣除，或配偶的医疗支出由户主扣除的情况，可能低估大病医疗支出扣除。另外需要注意的是，可享受大病医疗支出扣除的医药费用支出必须与基本医保相关。但根据 CHIP2018 无法确定医疗支出是否与基本医保相关，也就无法剥离出与基本医保不相关的医药费用支出。因此，可能会高估大病医疗支出扣除。

++++ 本文也计算了这些支出由收入最高的家庭成员进行扣除的结果，发现同由户主进行扣除的结果之间并无明显差异，因此在正文中并未报告。如有需要，可向作者索取。

++++ 表 A5 显示，当专项附加扣除项目都按照最高额扣除时，计算结果同正文中的结果非常接近，但当专项附加扣除都按照最小的扣除标准扣除时，计算结果有明显不同：专项附加扣除的独立影响以及和综合课征的共同影响下，个人所得税的 RE 指数从 0.0117 提高至 0.0125，新税制的 RE 指数从 0.0060 提高至 0.0063。之所以会产生这么明显的差距，是因为将专项附加扣除做最小值处理时，假定所有的样本都不存在根据过录数据识别出的继续教育支出以及房屋贷款利息支出和住房租金支出扣除，非独生子女没有赡养老人支出扣除、父母双方都为户主成员的家庭没有子女教育支出扣除，这显然会低估专项附加扣除的影响。表 A5 也给出了完全没有专项附加扣除的个人所得税改革方案实施后的 RE 指数为 0.0069。由于篇幅限制，附录各表未在文中报告，如有需要可向作者索要。

(一) 各项改革措施的独立影响

综合课征、基本减除费用标准提高、专项附加扣除和低税率级距扩大都会对个人所得税的平均税率、累进性和收入再分配效应产生影响，但各自的影响并不相同。本文首先假设此次税改的几项改革措施分别单独实施，从而测算各改革措施的独立影响。表 1 是此次税改实施前和各改革措施单独实施后收入十等分组的平均税率。

表 1 单项改革措施实施后十等分组的平均税率

单位：%

收入分组	旧税制	综合课征	基本减除费用提高	专项附加扣除	低税率级距扩大
1	0.03	0.02	0.01	0.02	0.03
2	0.01	0.01	0.00	0.01	0.01
3	0.08	0.08	0.03	0.04	0.07
4	0.15	0.15	0.03	0.05	0.12
5	0.34	0.32	0.11	0.17	0.25
6	0.62	0.63	0.24	0.35	0.41
7	1.00	1.00	0.48	0.61	0.64
8	1.72	1.74	0.95	1.18	1.08
9	2.73	2.76	1.72	2.00	1.69
10	6.95	7.04	5.72	6.11	4.44
总样本	3.42	3.44	2.60	2.84	2.19

资料来源：根据 CHIP2018 整理计算。

此次税改首次将工资薪金、劳务报酬、稿酬和特许权使用费纳入综合所得，适用七级超额累进税率。综合课征对个人所得税平均税率的影响，取决于税改前后工资薪金所得、劳务报酬所得、稿酬所得和特许权使用费的边际税率的相对高低：如果税改前工资薪金所得税的边际税率较高，综合课征后，个人所得税的平均税率将提高；如果税改前工资薪金所得税的边际税率较低，综合课征后，个人所得税的平均税率将降低。表 1 中的数据显示，综合课征整体上使个人所得税的平均税率略有提高。但分组来看，不同收入组的平均税率受到的影响不同，第五收入组以下的平均税率因综合课征而有所降低，第五收入组以上的平均税率因综合课征而有所提高，尤其是最高收入组，平均税率显著提高。由此可见，综合课征有利于降低低收入者的平均税率，同时更有可能提高高收入者的平均税率。基本减除费用标准提高和专项附加扣除均属于个人所得税的税前扣除

计算某一改革措施的独立影响时，假设仅实施该改革措施而其他税制因素不变。如，计算综合课征的影响时，假设基本减除费用依然是 3500 元/月、保持旧税制的税率结构不变且没有专项附加扣除，仅分析是否实施综合课征的影响。

根据税前收入对 CHIP2018 中的样本进行十等分，每组的样本量和平均收入见附录表 B。

提高,会降低部分人的个人所得税平均税率。^{††††††††}对比表 1 中基本减除费用标准提高和专项附加扣除实施前后各收入组的平均税率可以看出:两项措施实施后,所有收入组的平均税率均有所降低。

3%、10%和 20%三档税率级距的扩大,理论上会降低个人所得税的平均税率。表 1 的结果也显示:低税率级距扩大整体上使个人所得税的平均税率显著降低,且降低的幅度超过了基本减除费用标准提高和专项附加扣除的影响。分组来看,低税率级距扩大对最低两个收入组的平均税率没有影响,但其余八个收入组的平均税率明显降低;尤其是最高收入组,低税率级距扩大对其平均税率的影响明显超过了基本减除费用标准提高和专项附加扣除的影响。由此可见,低税率级距扩大似乎更有利于降低高收入者的税负。扩大低税率级距对最低的两个收入组的平均税率没有影响的原因在于:这两个收入组的收入水平本就处于个人所得税最低的税率级距内,扩大低税率的级距不会改变他们的边际税率,也不会对他们的税负产生影响。高收入者平均税率降低更显著则是因为:高收入者的边际税率较高,低税率级距扩大以后,导致收入中原本适用更高边际税率的部分收入落入较低的税率级距,平均税率更容易受到影响。

表 2 单项税改措施实施后个人所得税的 RE 指数及其分解

	旧税制	综合课征	基本减除费用提高	专项附加扣除	低税率级距扩大
税前基尼系数 (G_y)	0.4414	0.4414	0.4414	0.4414	0.4414
税后基尼系数 (G^*)	0.4281	0.4280	0.4302	0.4296	0.4328
RE 指数 (RE)	0.0133	0.0134	0.0112	0.0118	0.0086
横向公平效应 ($C_d - G^*$)	-0.0003	-0.0003	-0.0002	-0.0003	-0.0001
纵向公平效应 ($=P^*t/(1-t)$)	0.0136	0.0137	0.0114	0.0121	0.0087
税收集中率 (C_T)	0.8256	0.8261	0.8664	0.8536	0.8264
Kakwani 指数 (P)	0.3842	0.3847	0.4250	0.4122	0.3850
平均有效税率 (t)	0.0342	0.0344	0.0260	0.0284	0.0219

资料来源:根据 CHIP2018 整理计算。

表 2 是各项改革措施单独实施后个人所得税的 RE 指数及其分解。从 RE 指数来看,综合课征略微提高了个人所得税的收入再分配效应,但影响非常小。分解结果显示,综合课征对个人所得税的横向公平效应几乎没有影响,但使个人所得税的平均税率和累进性都略有提高。基本减除费

^{††††††††} 基本减除费用和专项附加扣除都属于税前扣除,因此文中将基本减除费用提高和专项附加扣除统称为税前扣除增加。月收入水平低于 3500 元的人,基本减除费用标准提高前后个人所得税税负均为零,税负不受基本减除费用标准提高和专项附加扣除的影响。而不具备享受专项附加扣除资格的人,个人所得税税负不受专项附加扣除的影响。

用标准提高、专项附加扣除和低税率级距扩大均降低了个人所得税的平均税率，提高了个人所得税的横向公平效应和累进性，但各自的影响程度有明显差异。基本减除费用标准提高比专项附加扣除更显著地提高了个人所得税的累进性，也更显著地降低了个人所得税的平均税率，从而导致个人所得税的收入再分配效应被削弱程度更大。低税率级距扩大对累进性的影响不如基本减除费用标准提高和专项附加扣除那样显著，但更显著地降低了个人所得税的平均税率，对个人所得税收入再分配效应的削弱程度是最强的。

岳希明等（2012）将个人所得税的累进性分解为工资薪金所得税集中率、其他所得税集中率、工资薪金所得税在个人所得税总收入中的占比以及税前收入基尼系数的影响。#####基本减除费用标准提高、专项附加扣除不影响其他所得税的集中率和税前收入基尼系数，但基本减除费用标准提高使工资薪金所得税更加集中于工资薪金收入水平较高的人，降低工资薪金所得税在个人所得税总收入中的占比。专项附加扣除也会降低工资薪金所得税占个人所得税总收入的比重，但由于专项附加扣除并不像基本减除费用一样对每个人都是统一的扣除标准，对个人所得税累进性的影响不同于基本减除费用。对累进性受基本减除费用提高和专项附加扣除的影响做进一步分析可以发现：基本减除费用提高后，工资薪金所得税的集中率由 0.8219 提高至 0.8739，在个人所得税总收入中的占比由 60.91% 降至 49.47%；对六项支出进行扣除后，工资薪金所得税的集中率由 0.8219 提高至 0.8590，在个人所得税总收入中的占比由 60.91% 降至 49.66%；#####两者使工资薪金所得税在个人所得税总收入中的占比下降的幅度非常接近，但基本减除费用标准提高使工资薪金所得税更加集中于高收入者，因此，更显著地提高了个人所得税的累进性。

（二）综合课征模式下实施其他改革措施的影响

此次税改首次对四种不同来源的所得进行综合课税，理论上有利于提高个人所得税的收入再分配效应。前文对综合课征独立影响的分析也证实，综合课征模式下个人所得税的收入再分配效应更高。但此次税改同时实施了多项改革措施，各改革措施对个人所得税收入再分配效应的影响并不独立。根据前文的分析，除综合课征外，其余几项改革措施都在一定程度上削弱了个人所得税的收入再分配效应。那么综合课征与其他改革措施之间的相互影响如何？表 3 是在综合课征模式下，分别实施基本减除费用标准提高、专项附加扣除和低税率级距扩大后收入十等分组的平均税率。对比表 1 中的结果可知：税前扣除增加和低税率级距扩大单独实施后各组的平均税率小于综合课征模式下实施相应改革措施后各组的平均税率。由此可见，虽然相对于分类课征，综合课

具体公式和分析见岳希明等（2012），个人所得税中除工资薪金所得税以外的其他个人所得税统称为其他个人所得税。

工资薪金所得税的集中率及其在个人所得税总收入中的占比根据 CHIP2018 中的数据计算得到。

征更有利于提高个人所得税的平均税率，但就此次税改而言，其他改革措施的减税效应抵消并超过了综合课征的增税效应，并且综合课征会强化其他几项改革措施的减税效应。可能的原因在于：税前扣除增加和低税率级距扩大降低了工资薪金所得税的边际税率，当工资薪金所得税的边际税率降低至比劳务报酬所得税的边际税率低时，综合课征会使更多收入（劳务报酬等）适用低税率。

表 3 综合课征与其他改革措施配合实施下十等分组的平均税率

单位：%

收入分组	综合课征+基本减除费用提高	综合课征+专项附加扣除	综合课征+低税率级距扩大
1	0.00	0.01	0.02
2	0.00	0.01	0.01
3	0.03	0.04	0.06
4	0.03	0.05	0.12
5	0.09	0.14	0.23
6	0.24	0.35	0.41
7	0.46	0.59	0.62
8	0.92	1.15	1.05
9	1.68	1.98	1.65
10	5.76	6.17	4.35
总样本	2.58	2.83	2.13

资料来源：根据 CHIP2018 整理计算。

表 4 是综合课征模式下，税前扣除增加和低税率级距扩大后个人所得税的 RE 指数及其分解。结合表 2 中各改革措施的独立影响可知，综合课征模式下，税前扣除增加和低税率级距扩大对个人所得税的平均税率、累进性和 RE 指数的影响都比税前扣除增加和低税率级距扩大的独立影响显著。平均税率所受的影响前文已做分析，此处不再赘述。综合课征模式下累进性受到的影响更大的可能原因在于：分类课征模式下，低收入者，尤其是工资薪金收入较低的人，工资薪金的边际税率较低，税前扣除增加和低税率级距扩大可能使其降低至比劳务报酬所得税的边际税率低；而收入较高者，尤其是工资薪金所得较高者的边际税率可能依然高于劳务报酬所得；综合课征使收入较低者的劳务报酬适用低税率，税负降低，收入较高者的税负可能未受到影响或受到的影响较小，因而使得个人所得税税负更加集中于高收入者，导致税收累进性提高更多。

表 1 和表 3 中不同收入组的平均税率反映了同样的情况，尤其是从税前扣除对不同收入组平均税率的影响来看更为直观：基本减除费用标准提高或者增加专项附加扣除后，表 3 中最高收入组的平均税率大于表 1，但其他收入组的平均税率仍低于表 1，即综合课征模式下低收入组的平均税率降幅更大，高收入组平均税率降幅更小，税负更加向高收入者集中。因此，综合课征模式下，基本减除费用标准提高和专项附加扣除对累进性的影响显著大于各自的独立影响。RE 指数由平均

税率和累进性决定，虽然综合课征使其他几项改革措施更显著地提高了个人所得税的累进性，但也使平均税率降低幅度更大，平均税率降低削弱 RE 指数的效应超过了累进性提高带来的效应，从而导致综合课征模式下 RE 指数的降幅更大。

表 4 综合课征与其他改革措施配合实施下个人所得税的 RE 指数及其分解

	综合课征+基本减除费用 提高	综合课征+专项附加扣 除	综合课征+低税率级距扩 大
税前基尼系数 (G_y)	0.4414	0.4414	0.4414
税后基尼系数 (G^*)	0.4303	0.4297	0.4331
RE 指数 (RE)	0.0111	0.0117	0.0083
横向公平效应 ($C_d - G^*$)	-0.0002	-0.0002	-0.0001
纵向公平效应 ($=P*t/(1-t)$)	0.0113	0.0119	0.0084
税收集中率 (C_T)	0.8692	0.8762	0.8276
Kakwani 指数 (P)	0.4378	0.4145	0.3862
平均有效税率 (t)	0.0258	0.0283	0.0213

资料来源：根据 CHIP2018 整理计算。

(三) 税改总方案对个人所得税收入再分配效应的影响

表 5 新税制下十等分收入组的平均税率

单位：%

收入十等分组	平均税率
1	0.00
2	0.00
3	0.02
4	0.02
5	0.03
6	0.01
7	0.19
8	0.38
9	0.73
10	3.10
总样本	1.34

资料来源：根据 CHIP2018 整理计算。

如前文所述，个人所得税的各项改革措施对收入再分配效应的影响并不独立。此次税改对个人所得税收入再分配效应的影响是各项改革措施共同作用的结果，仅分析各项改革措施的独立影响或某几项措施的共同影响不能完全反映此次税改对个人所得税收入再分配效应的影响，还应当进一步计算分析此次税改方案整体对个人所得税收入再分配效应的影响。表 5 是整个税改方案实

施后各收入组的平均税率，对比表 1 中旧税制下各收入组的平均税率可以发现：税改后，各收入组的平均税率大幅降低，且相较于各项改革措施的独立影响要大得多。整体来看，此次税改使我国个人所得税的平均税率降幅达 60% 以上，根据前文个人所得税 RE 指数的分解公式可知，这对我国个人所得税的收入再分配效应非常不利。

表 6 是税改总方案实施后个人所得税的 RE 指数及其分解，结合表 2 中的结果：税改前，我国个人所得税的 RE 指数为 0.0133，占税前基尼系数的 30.13%；税改后，我国个人所得税的 RE 指数大幅降低，降至 0.0060，占税前基尼系数的 13.59%，RE 指数的降幅在 54.89% 左右。从 RE 指数的分解项来看，税改前，个人所得税的横向公平效应为 -0.0003，税改后，横向公平效应提高至 -0.0001，税改明显改善了因居民收入排序改变给个人所得税收入再分配效应带来的负面影响，税改后的个人所得税制更加符合税收的横向公平原则。税改还使个人所得税的 P 指数由 0.3824 提高至 0.4478，P 指数的增幅度达 17.10%。虽然横向公平效应和累进性提高有利于增强个人所得税的收入再分配效应，但由于税改后个人所得税的平均税率显著降低，由 3.42% 降低至 1.34%，降幅高达 60.82%，最终导致个人所得税的收入再分配效应被显著削弱。

表 6 新税制下个人所得税的 RE 指数及其分解

税前基尼系数 (G_y)	0.4414
税后基尼系数 (G^*)	0.4353
RE 指数 (RE)	0.0060
横向公平效应 ($C_d - G^*$)	-0.0001
纵向公平效应 ($=P*t/(1-t)$)	0.0061
税收集中率 (C_T)	0.8892
Kakwani 指数 (P)	0.4478
平均有效税率 (t)	0.0134

资料来源：根据 CHIP2018 整理计算。

对比个人所得税的平均税率、P 指数和 RE 指数的变化幅度可以看出：个人所得税 RE 指数和平均税率降低的幅度非常接近，这表明，当前我国个人所得税的收入再分配效应受到平均税率的影响可能更大。岳希明等（2012）在研究我国 2011 年个人所得税改革方案对个人所得税收入再分配效应的影响时就发现：我国个人所得税的收入再分配效应主要由平均税率决定，累进性的影响是次要的，2011 年的个人所得税改革在提高个人所得税累进性的同时大幅降低了个人所得税的平均税率，最终导致个人所得税的收入再分配效应被显著弱化，个人所得税的平均税率过低是阻碍我国个人所得税发挥收入再分配功能的主要因素。

我国此次税改同 2011 年的个人所得税改革方案有很多相似之处：都提高了个人所得税的基本

减除费用标准，对税率结构进行调整，并在一定范围内扩大了低税率的级距。不同的是，此次税改将部分来源的收入纳入综合所得进行课税，实现了个人所得税税制从分类课征向分类综合课征转变的重大突破，并且引入了专项附加扣除制度。就这两项新的突破而言，综合课征有利于提高个人所得税的收入再分配效应，专项附加扣除相较于基本减除费用标准提高更能从消费的角度提高个人所得税的公平效应。但从整体来看，此次税改的收入再分配效应同 2011 年非常接近：增强了个人所得税的累进性，但导致平均税率大幅下降，个人所得税的收入再分配效应被显著弱化；税改后个人所得税能够发挥的收入再分配效应变得非常微弱，主要原因在于税改后，个人所得税的平均税率降至很低水平；目前个人所得税的平均税率依然是我国个人所得税收入再分配效应的主要决定因素，平均税率过低是阻碍我国个人所得税发挥收入再分配效应的主要因素这一事实仍未发生改变。

六、结论

2018 年的税改从多个方面对我国个人所得税制度进行了完善：综合课征在一定程度上缓解了分类课征导致的不同收入项目税负不平等问题；专项附加扣除不仅可以改善民生，还同基本减除费用和低税率级距扩大一起，显著降低了居民的个人所得税负担。但同时，此次税改也从多个方面对个人所得税的收入再分配效应产生了影响。本文基于最新的住户调查数据，通过对个人所得税的 RE 指数进行测算分解，全面考察了此次税改对我国个人所得税收入再分配效应的影响，得出以下结论：首先，不同改革措施的独立影响大不相同。综合课征对个人所得税的平均税率、累进性和收入再分配效应均有非常微弱的正向影响。基本减除费用标准提高、专项附加扣除和低税率级距扩大均降低了个人所得税的平均税率和收入再分配效应。相较于低税率级距扩大，基本减除费用标准提高和专项附加扣除更显著地提高了个人所得税的累进性，但低税率级距在降低个人所得税平均税率和收入再分配效应方面的影响大于基本减除费用标准提高和专项附加扣除。其次，不同改革措施的影响并不独立。综合课征对个人所得税收入再分配效应微弱的正向影响完全被其他三项改革措施的负向影响所抵消，并且综合课征强化了其他三项改革措施对个人所得税平均税率、累进性和收入再分配效应的影响，使个人所得税的收入再分配效应被弱化的程度更高。最后，此次税改整体上显著提高了个人所得税的累进性，但导致个人所得税平均税率和 RE 指数大幅降低，显著削弱了个人所得税的收入再分配效应。

基于本文的研究结论不难理解，在评价此次税改对个人所得税收入再分配效应的影响时应当谨慎，不能根据各项改革措施的独立影响或者某几项改革措施的共同影响，片面地判定其对税改

的收入再分配效应的贡献度。例如：从独立影响来看，低税率级距扩大导致个人所得税的平均税率和收入再分配效应降低的幅度最大；但当居民综合所得收入较低，甚至低于税前扣除额时，居民的税负就不受低税率级距扩大的影响；当大部分居民的税负都因此而不受低税率级距扩大的影响时，它对个人所得税的平均税率、累进性和收入再分配效应的影响就很有有限。此时，不能根据低税率级距扩大的独立影响最大就断言其在本次税改的各项改革措施中，对个人所得税的收入再分配效应影响最大。我们能确定的只是此次税改各项改革措施对个人所得税收入再分配效应的独立影响和综合影响的大小，却很难判定各项改革措施对整个改革效应的贡献度。此外，从个人所得税累进性、平均税率和收入再分配效应的变化幅度来看，个人所得税的收入再分配效应受到平均税率降低的影响更大，在当前的税制结构和收入分布下，平均税率是我国个人所得税收入再分配效应的主要决定因素，累进性的影响相对次要。要解决目前我国个人所得税收入再分配效应不高的困境，应当从提高个人所得税的平均税率入手。

参考文献：

- 1.黄晓虹：《分类综合个人所得税制改革效应的测算研究——基于 2018 年个税改革方案》，《华东经济管理》2019 年第 9 期。
- 2.刘蓉、寇璇：《个人所得税专项附加扣除对劳动收入的再分配效应测算》，《财贸经济》2019 年第 5 期。
- 3.王钰、田志伟、王再堂：《2018 年个人所得税改革的收入再分配效应研究》，《财经论丛》2019 年第 8 期。
- 4.万莹、熊惠君：《2018 年我国个人所得税改革的收入再分配效应》，《税务研究》2019 年第 6 期。
- 5.徐建炜、马光荣、李实：《个人所得税改善中国收入分配了吗——基于对 1997—2011 年微观数据的动态评估》，《中国社会科学》2013 年第 6 期。
- 6.岳树民、卢艺、岳希明：《免征额变动对个人所得税累进性的影响》，《财贸经济》2011 年第 2 期。
- 7.岳希明、徐静：《我国个人所得税的居民收入分配效应》，《经济学动态》2012 年第 6 期。

- 8.岳希明、徐静、刘谦、丁胜、董莉娟：《2011 年个人所得税改革的收入再分配效应》，《经济研究》2012 年第 9 期。
- 9.岳希明、张斌、徐静：《中国税制的收入分配效应测度》，《中国社会科学》2014 年第 6 期。
- 10.Kakwani, N . C., On the Measurement of Tax Progressivity and Redistribution Effect of Taxes with Applications to Horizontal and Vertical Equity. *Advances in Econometrics*, Vol.3, 1984, pp.149-168.
- 11.Kakwani, N. C., Measurement of Tax Progressivity: An International Comparison. *The Economic Journal*, Vol.87, No.345, 1977, pp.71-80.
- 12.Musgrave, R. A. & Thin,T., Income Tax Progression, 1929-48. *Journal of Political Economy*, Vol.56, No.6, 1948, pp.498-514.
- 13.Pechman, J. A. & Okner, B. A., *Who bears the tax burden?*. Washington D.C:Brookings Institution, 1974.
- 14.Steuerl, E. & Hartzmark, M., Individual income taxation, 1947-79. *National Tax Journal*, Vol.34, No.2,1981, pp.145-166.
- 15.Zhan, P., Li, S. & Xu, X. J., Personal income tax reform in china in 2018 and its impact on income distribution. *China & World Economy*, Vol.27, No.3, 2019, pp.25-48.

A Study on the Impact of China's 2018 Personal Income Tax Reform on Income Redistribution Effects

ZHANG Xuan

(Renmin University of China, 100872)

YUE Ximing

(Renmin University of China, 100872)

Abstract: Personal income tax is an important redistribution tool, its redistribution effect has been concerned by all walks of life. Using CHIP2018, this paper calculates and analyzes the income redistribution effect of the personal income tax reform plan in 2018, and finds that: The comprehensive tax can raise the average tax rate, progressivity and redistribution effect of personal income tax; The rise of the standard of basic deduction, six special additional deductions, and the change of tax rate structure raise the progressiveness of personal income tax, but reduce the average tax rate, thus weaken the income redistribution effect of personal income tax; The comprehensive income tax will enhance the impact of basic deduction of expenses, six special additional deductions and the change of tax rate structure on the redistribution effect of individual income tax income; Under the joint action of these reforms, the progressivity of individual income tax has risen as a whole, but the average tax rate of individual income tax and redistribution index have shown a sharp decline, both of which decreased by more than 50%. Using the household survey data of the year of reform, this paper comprehensively investigates the income redistribution effect of the personal income tax reform, which enriches the research on the redistribution effect of the new round of personal income tax reform.

Keywords: Personal Income Tax, Comprehensive Tax System, Tax Deduction, Tax Rate Structure, Income Redistribution Effect

JEL: H23, H24

收入分成、竞争与中国的省内经济差距*****

魏海伦

中国人民大学财政金融学院

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，财税研究所

提要：中国的地区差距问题已逐渐成为制约经济发展的重要因素，并受到了学术界的广泛关注。然而，作为其主要构成部分的省内经济差距，现有研究却尚未深入。本文立足于省以下财政分权体制，从地方政府竞争的角度梳理了政府间收入分成作用于省内经济差距的具体机制，进而运用 1995-2014 年县级面板数据构建了省内经济差距和省以下收入分成指标并展开实证检验。研究发现：省以下收入分成比例的提高扩大了省内各县有效税率的差异，进而带来了要素在空间上的不均衡分布和省内经济差距的扩大；同时，这一作用在经济欠发达省份的效果更为明显。这些发现为理解中国财政分权体制下地区经济差距的形成以及完善当前财政体制以推动国家治理现代化提供了良好启示。

关键词：收入分成；财政分权；省内经济差距；地方政府竞争

***** 魏海伦，中国人民大学财政金融学院，邮政编码：100872，电子邮箱：hailun_wei@ruc.edu.cn；刘勇政（通讯作者），中国人民大学财政金融学院，中国财政金融政策研究中心，财税研究所。本文是国家自然科学基金项目（72173123；71773128；71533006）和北京市社会科学基金青年学术带头人项目（21DTR009）的阶段性成果。感谢匿名评审人提出的修改建议，本文文责自负。

一、引言

改革开放以来，中国长期保持了经济的高速增长。与此同时，地区经济发展不均衡的问题日益凸显。特别是 20 世纪 90 年代以来，中国的地区经济差距不断扩大，成为制约中国经济可持续发展的重要因素。已有文献对中国地区经济差距的表现和成因做了大量工作，关注的重点主要集中在城乡差异（陈斌开和林毅夫，2013；徐家楠和徐旭初，2019）、东中西部地区间的差距（蔡昉和王德文，2002；王小鲁和樊纲，2004）以及省份间的差距（陈秀山和徐瑛，2004）。然而事实上，构成中国整体地区经济差距的主要部分是省内经济差距——由图 1 可知，根据县级人均 GDP 数据所计算的泰尔指数及其分解，省内经济差距对于全国整体差距的贡献在 1995-2014 年间始终保持在 60% 以上，而且其重要性呈现出逐年提高的趋势。^①因此，准确把握省内经济差距的成因对于解决中国地区发展不均衡具有重要的理论和现实意义。

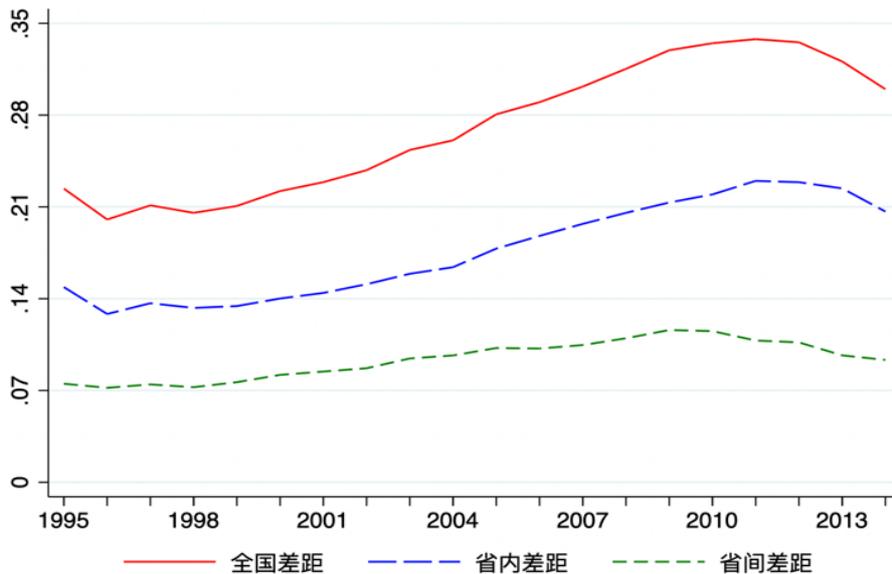


图 1 中国地区经济差距及构成

资料来源：作者计算

纵观已有关于中国地区经济差距形成的研究，要素流动和空间集聚（蔡昉和王德文，2002）、经济与产业结构（范剑勇和朱国林，2002）、政策与制度（Dénurger *et al.*, 2002），以及地理和历史因素（刘瑞明，2011）等被认为是造成中国地区经济差距的主要因素。其中，要素流动和空间集聚通常被认为是最重要的因素之一，亦充当了其他众多因素最终作用于地区经济差距的重要途径，因而寻找引起要素流动和空间不均衡分布的主要根源成为理解中国地区经济差距的关键之

^① 这一计算结果与 Cheong & Wu (2012) 的研究发现一致。

一。在这一方面，中国自经济改革以来所实行的财政分权体制及其引发的地方政府竞争发挥了重要作用。

中国的财政分权体制在给地方政府带来财政激励的同时，由于收支划分不匹配而增大了地方财政压力，这促使各地方政府争相吸引和培养地方税基（陶然等，2009）。此外，多级政府框架下的“官员晋升锦标赛”政治机制使地方官员都处于为增长而竞争的格局之中（周黎安，2007）。面对财政和政治两方面的激励，地方政府纷纷运用自身掌握的经济自主权，开展了以争夺流动性要素为直接目标的地区间竞争。一般认为，中国的地区竞争模式呈现出“竞次性”和“市县为主”的特征；作为竞争的主体，市县级政府广泛利用降低税率、扭曲支出结构、提供低价土地等方式吸引投资以期促进经济增长（周黎安，2007；陶然等，2009；龙小宁等，2014）。然而，由于竞争主体本身存在的先决性条件差异（例如，地区规模和初始禀赋差异），地方政府竞争的结果往往是更有利于先决性条件更好的地区，并由此进一步加剧要素在空间上的不均衡分布和地区经济差距的扩大（蔡昉和王德文，2002；Cai & Treisman, 2005；Zhang, 2006）。

基于此，本文以中国的省以下财政分权实践为契机，研究以收入分成为代表的地方财政激励如何通过影响地方财政竞争进而作用于省内经济差距的形成。具体而言，本文首先从理论层面上梳理财政分权通过激励地方政府竞争导致地区经济差距扩大的作用机制，进而运用 1995-2014 年县级面板数据构建省以下收入分成比例（省以下财政分权和激励的核心度量）和省内经济差距指标并展开实证检验。本文发现：省以下收入分成比例每提高 1 个百分点，省内各县人均 GDP 的变异系数亦增加 0.01 个单位，而且这一作用在经济欠发达省份的效果更为明显；进一步的机制分析表明，省以下收入分成比例的提高扩大了省内各县有效税率的差异，并且初始禀赋较好的县表现出了更低的有效税率。本文对已有文献的边际贡献主要体现在如下两个方面：

第一、本文以省以下收入分成和省内经济差距为研究对象是对现有相关研究的重要补充。首先，现有关于中国财政分权的研究主要集中在中央-省级层面，这类研究不仅忽略了对省以下地方政府行为的刻画，还会因同一时间点所有省份分权指标的分母相同而缺乏精确性（周黎安和吴敏，2015）。事实上，分税制以来，我国省以下政府间财政关系始终由各省在不违背中央政府大政方针的前提下自主决定，省级政府在制定本省不同时期的财政分权程度上具有很强的自由裁量权，这大大丰富了省以下财政分权的实践，也为研究中国财政分权的影响提供了更准确的研究案例。特别地，中国自改革开放以来的财政分权实践的核心在于政府间收入分配，这种分配的典型特征在于政府间收入分成（周黎安和吴敏，2015；吕冰洋等，2016），因而，政府间收入分成更能准确地刻画中国的地区财政分权以及其所产生的激励效应。^①其次，如前文所述，省内经济差距构成了中国整体地区差距的重要部分而现有文献对这一问题的研究还明显不足。

^① Song (2013) 和 Liu *et al.* (2017) 均在中国的背景下研究了财政分权对地区差距的影响。与这些研究相比，本文的区别之一在于将焦点集中于对省以下收入分成的刻画，这更为准确地衡量了各省的财政分权状况和地方政府所面临的激励。另一个主要区别是，本文从地方政府竞争的角度系统梳理了财政分权对地区经济差距的作用机制并为此提供了实证证据。

第二、本文从地方政府竞争的角度系统梳理了财政分权对地区经济差距影响的具体作用机制并提供了相关实证证据。已有文献对中国财政分权的影响做了多方面研究，但较少地关注其对地区经济差距的影响。Song（2013）和Liu *et al.*（2017）是这方面最相关的研究工作。前者以中国整体财政分权和整体地区差距为基础，通过时间序列分析发现中国的财政分权扩大了省份之间的差距；后者采用省级数据得到了相同的结论。遗憾的是，这两项研究均未对财政分权在中国的制度背景下产生这一影响的具体机制做深入阐述并展开实证检验。本文的研究弥补了这一方面的研究不足。

党的十八届三中全会提出，“财政是国家治理的基础和重要支柱”。在全面深化改革的历史背景下，如何正确认识财政体制在国家治理中的作用并有效提升和拓展其职能是学界普遍关注的重要问题。本文的研究对此提供了有益启示：以税收分成为主要特征的分税制财政体制极大地调动了地方政府发展经济的积极性，从而有利地推动了国家经济增长和国家治理能力的提升；然而这种积极性所伴随的强烈的地方政府竞争行为也在一定程度上因缺乏有效管控而加剧了地区差距，并反过来限制了国家治理能力的进一步提升。因而，中央针对地方政府的过度税收竞争行为采取必要的清理和整顿政策以规范其行为，或者通过建立不过多依赖流动性税基的地方财政收入体系以抑制地方政府的扭曲性竞争激励是完善分税制财政体制的取向之一。此外，提高政府调节能力、强化财政均等化手段有利于弥补地区间初始禀赋差距并削弱地方政府扭曲性竞争行为激励，这成为完善当前财政体制的另一个核心着力点。随着经济发展阶段的变化，以深化财政体制改革来支撑经济的长期、稳定、高质量增长已成为了国家治理的重要内容；面对地区发展不均衡所带来的挑战，上述启示对于充分发挥财政作为基础和重要支柱的职能来解决相关问题具有重要意义。

本文的余下部分安排如下：第二部分简要描述中国财政分权的制度背景和基本理论分析框架，第三部分介绍本文的实证方法和数据来源，第四部分是实证分析和稳健性检验的相关结果，第五部分对地方政府竞争这一重要作用机制进行实证检验，最后是全文的结论和政策含义。

二、制度背景与理论假说

（一）制度背景

自建国以来，中国的财政体制经历了三个历史阶段：“统收统支”、“财政包干”和“分税制”。纵观整个制度演变过程，虽然经历了多次或大或小的调整，但历次调整基本都围绕政府间收入分配关系来展开，而政府间支出责任划分方面则几乎没有大的调整(Liu *et al.*, 2015)。在计划经济时代的“统收统支”体制下，地方政府需根据中央政府下达的指标来确定自身的收支且不允许出现财政赤字，这意味着地方政府实际上没有税收自主权。改革开放后，“财政包干制”开始实行，地方政府通过按规定上解的方式与中央政府进行财政收入划分，此举在很大程度上调动了地方政府发展经济和组织收入的积极性；但随着地方财政收入的增长，中央收入比重缩小且控制力减弱等问

题日益凸显。为解决这一问题，中央政府在1994年进行了“分税制”改革，对政府间财政关系进行了大幅度调整，以收入分成为核心的财政体制逐渐形成。

分税制改革的重点在于界定中央与地方政府之间的财政收入分配关系，明确以分税为主要内容的税收分享方式。在分享范围方面，消费税、海关代征的增值税和消费税、中央和外资企业所得税被确定为中央税，收入完全归中央所有；而地方的主体税种包括营业税、地方企业所得税和个人所得税；对税收收入贡献最大的增值税被确定为共享税，其收入以75:25的比例在中央与地方之间进行划分。随着所得税的增长，2001年中央政府再次调整了税收分配制度，将企业所得税和个人所得税也纳入共享税种，中央与地方的分成比例在2002年为50:50，在2003年进一步调整为60:40。由此可见，作为中国税收收入主要来源的税种大多采用分成的方法在中央与地方之间共享。因此，总体来说分税制的典型特征在于政府间的税收分成。

尽管分税制改革并未详细给出省以下各级政府之间的收入划分方案，但各省级政府更为广泛且灵活地采用了分成的方法。基本上，各省省以下的财政关系始终由各省在不违背中央政府大政方针的前提下自主决定，省级政府在制定本省的政策方案时通常会模仿央地之间的形式，同时又充分利用自身的自由裁量权，从而形成了各自独特的分配制度。概括来看，不仅共享税（增值税、企业所得税和个人所得税）的地方享有部分按比例由省与市县共享，作为地方主体税种的营业税亦是如此，所实行的模式主要有50:50、40:60和30:70等不同比例形式。事实上，除收入规模较大的主要税种之外，其他税费收入的省内分配也往往使用分成的模式。例如，贵州省对地方享有的税收收入主要依据税种和企业隶属层级进行划分并将增值税、土地使用税、土地增值税、国有土地有偿出让收入和资源税确定为共享税；^①湖南省于2005年明确了包括考试报名费、证书工本费、排污费等在内的各项行政事业性收费和政府性基金收入在省、市、县之间的分成及结算办法；^②浙江省在2003年以后（至少3年内）对市县两级地方财政收入超过2002年收入基数的增量部分实行省与市县按20:80的比例分成。^③这些灵活多变的收入分成方式进一步造成了省以下收入分成比例在各省间的差异化。因而，省以下收入分成比例更为准确地刻画了各省的财政分权状况及其产生的激励效应。图2展示了除西藏（数据缺失）外各省的省以下收入分成指标在1995-2014年间的平均值，^④可以看到，省以下收入分成比例大致分布在40%到90%之间，且各省之间存在明显差别。

^① 详见贵州省《省人民政府贯彻国务院关于实行分税制财政管理体制决定的通知》（黔府发〔1994〕15号）。

^② 详见《湖南省财政厅关于印发〈湖南省行政事业性收费和政府性基金分成及结算办法〉的通知》（湘财综〔2005〕35号）。

^③ 详见《浙江省人民政府关于进一步完善地方财政体制的通知》（浙政发〔2003〕38号）。

^④ 该指标定义为省以下政府（包括地级市、县和乡镇）实际获得的收入总和占全省总收入的比重。具体计算公式见下文第三节“实证策略”中“变量指标”小节。

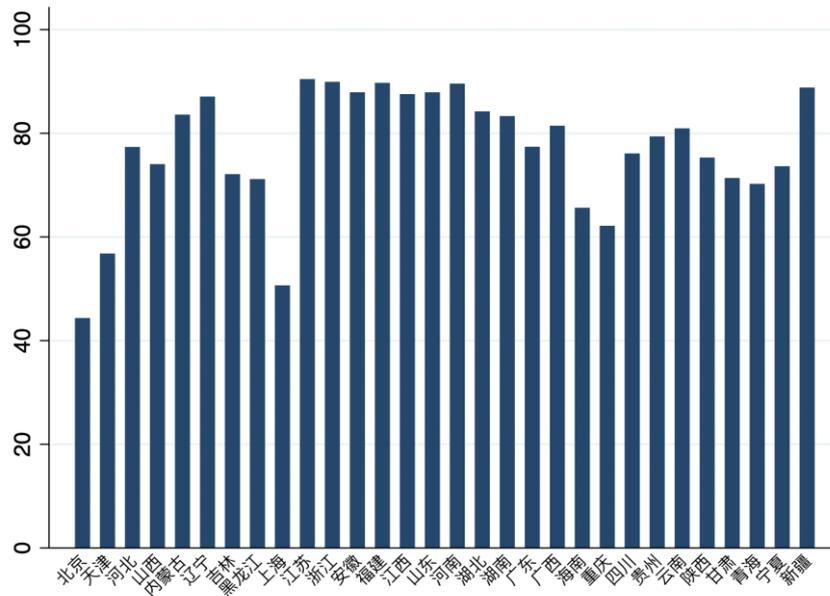


图2 各省省以下收入分成比例（1995-2014年平均值，%）

资料来源：作者计算

（二）理论假说

基于政府是以追求自身预算最大化为目标这一假设，第二代财政分权理论认为地方政府间的竞争有助于形成“市场保护型”财政联邦制，并且能够促进地方经济繁荣（Qian & Weingast, 1997）。这一理论为包括中国在内的许多国家分权带来的效率提升提供了解释，同时也蕴含了分权实践引起地方政府行为扭曲和地方经济差距扩大等负面效应的理论成因。具体而言，在分权体制下，地方政府为促进本地区的经济发展、提高财政收入并改善就业情况等，纷纷采取降低税率、偏向性投资或地方保护等方式开展争夺流动性要素的竞争，而地区禀赋差异的存在使竞争呈现出不对称性并导致要素在空间上的不均衡配置，进而引发地区经济差距扩大。结合中国特有的制度背景，以下我们围绕地方政府竞争这一重要角度梳理以收入分成为主要刻画的省以下财政分权作用于省内各县经济发展差距的具体机制，并提出可供检验的理论假说。

从经济因素的层面上看，财政分权体制造成了同级地方政府之间追求经济增长的竞争，而且分权程度的增加使竞争变得愈发激烈；与此同时，伴随着贫富地区之间不对称的竞争，要素和资源逐渐向发达地区集中，经济发展不均衡的问题持续恶化。这一事实不仅存在于省或省以上层面，省内各县之间亦是如此（王小鲁和樊纲，2004；Zhang, 2006）。在中国的制度背景下，省以下财政分权使县级政府更多依赖于自有收入（收入分成比例越高，自有收入越多）；同时，经济发展水平又成为“官员晋升锦标赛”的重要考核指标。在此激励下，各县为发展本地经济展开了激烈的竞争。由于中国独特的地理、历史和政策等因素带来的各县禀赋差异，在竞争过程中，富裕县通常能够利用自身的比较优势获取更多的经济资源，进而逐渐拉大了与贫困县之间的差距（王永钦等，2007）。相较于贫困县来说，富裕县在初始经济规模、经济结构和人力资本积累等各方面都拥有较高的禀赋，而且随着分权程度的增加这种比较优势被进一步强化，从而帮助富裕县在竞争

中吸引更多的流动性要素 (Cai & Treisman, 2005; 陈智和吉亚辉, 2019)。与此同时, 财政分权度 (收入分成比例) 的提高增强了富裕县对税收减免、地价优惠和基建投入等竞争手段的承受能力, 使其能够为赢得竞争而提供更加优惠的政策, 而贫困县则由于本身财力有限等原因难以跟进效仿 (Zhang, 2006; Liu *et al.*, 2017)。最后, 面对要素的流入, 富裕县可以更高效地根据地方性偏好完成资源配置, 这不仅减少了要素流入障碍还提高了资源利用效率, 使富裕县的比较优势得到更好的发挥 (蔡昉和王德文, 2002)。

从政治因素的层面上看, 经济发达地区相较于欠发达地区更有可能对上级政府的决策产生影响, 从而使它们有更多机会获得资源和政策上的倾斜, 这构成了异质性地方政府竞争导致地区经济差距扩大的另一重要原因 (Rodríguez-Pose & Ezcurra, 2010)。在中国过去几十年的分权实践中, 各级政府之间形成了以“互惠问责”为主要特征的行为模式。上级政府的财政收入和政策推行在很大程度上取决于下级政府的行动, 而“自上而下”的政治考核机制又相对有效地激励了地方政府行为。对于省级政府来说, 富裕县对本省财政收入和经济增长的贡献更大, 而且对各项政策的落实效果更好, 因此在省份的自身发展及其与其他省份的竞争中都发挥了明显强于贫困县的作用。不仅如此, 上级政府官员同时兼任下级领导人的情况是中国官员组织结构中较为常见的现象, 随着县域治理受到重视, 越来越多的省份出现了县委书记“高配”的任免形式, 而绝大多数情况下被选中的都是经济实力较强的先进县和重点县。鉴于以上情况, 在省级政府主导的地方政府内部博弈中, 富裕县凭借自身的经济地位和政治优势拥有更多争取资源或影响政策制定的机会。至此, 我们得到如下理论假说:

理论假说 1: 省以下收入分成 (财政分权) 的提高将加剧省内竞争, 进而扩大省内经济差距。

在地区经济差距的决定因素中, 上级政府的再调节功能发挥了至关重要的作用。基于各国的实践和研究也均表明中央政府在协调区域经济发展中所扮演的重要角色。同样地, 省内经济差距在一定程度上也取决于省级政府的再调节政策与力度。例如, Martinez-Vazquez *et al.* (2008) 明确指出, 中国省级政府的政策与行为直接影响了中央财政均等化政策在省内是否能实现以及中央政策是否能在地方实际落地。尽管财政分权降低了省级政府的收入分成比例, 进而削弱了其调节省内经济差距的能力; 然而, 一省的经济水平仍是决定省级政府调节能力的关键因素。Lessmann (2009) 指出, 发达地区拥有较为充足的财力、人力和较大的压力来切实解决辖区内的再分配等问题, 因而能够较好地缓解财政分权带来的区域差距问题: 首先, 经济发达地区能比经济欠发达地区获得相对更多的财政收入, 因而拥有更多可支配资金用于区域再调节; 其次, 发达地区还拥有数量更多、质量较高的人力资源来设计并执行均等化政策; 最后, 经济的发展促进了人们对于公平的诉求, 这也使得发达地区面临更大的消除地区经济差距的压力。除此之外, 在中国的多层级政府体制下, 中央用以区域再调节的转移支付资金是通过层层下放的方式下达地方的, 这意味着省级政府在决定转移支付资金在省内的实际分配方面起了关键作用。实践中, 相较于经济欠发达省份, 发达省份表现出了更高效整合并利用相关资源的能力并较少地截留应拨付给县级

政府的转移支付资金（刘勇政等，2019），因而保证了省级政府在各县间的调节效果。综合上述分析，我们得到本文的第二个理论假说：

理论假说 2：经济发展水平的提高有利于缓解省以下收入分成（财政分权）对省内经济差距的不利影响。

三、实证策略

（一）模型设定

为探究省以下收入分成对省内经济差距的影响并检验上述两个理论假说，我们采用如下固定效应模型进行实证分析：

$$I_{it} = \alpha + \beta RS_{it} + \gamma RS_{it} \cdot ED_{it} + \theta ED_{it} + X_{it} \delta + \eta_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， i 表示省份， t 表示年份。被解释变量 I_{it} 是基于县级数据测算的一省省内经济差距指标。 RS_{it} 是一省省以下收入分成指标， ED_{it} 是一省的经济发展水平，具体为各省实际人均 GDP 的对数， $RS_{it} \cdot ED_{it}$ 是二者的交互项。根据理论假说 1 和 2，我们分别预期在回归中得到， RS_{it} 的系数 β 显著为正， $RS_{it} \cdot ED_{it}$ 的系数 γ 显著为负。

作为控制变量， X_{it} 是文献证实的可能影响地区经济差距的其他因素，包括地区产业结构（第二产业增加值/GDP，第三产业增加值/GDP），国有化程度（国企职工数/工业企业职工总数），开放度（外商直接投资额/GDP），和城镇化率（城镇人口/总人口）。第二、三产业的比重和国有化程度有助于控制经济结构（产业结构和所有制结构）对地区经济差距的影响（范剑勇和朱国林，2002）。开放度衡量了贸易自由化导致的地域比较优势和产业集聚模式，这是一直以来被广泛认可的造成中国地区差距的重要因素（Kanbur & Zhang, 2005）。城镇化率解释了由城乡差距引起的地区经济差距（王小鲁和樊纲，2004）。此外， η_i 和 ν_t 分别代表了省份和年份的固定效应， ε_{it} 是随机干扰项。

（二）变量指标

1. 省内经济差距指标的构建。根据相关文献，我们将省内经济差距定义为省内各县人均 GDP 的变异系数（Rodríguez-Pose & Ezcurra, 2010; Liu *et al.*, 2017），具体的计算公式为：

$$I_{it} = \frac{\sqrt{\frac{1}{n_i} \sum_{j=1}^{n_i} (y_{jt} - \mu_{it})^2}}{\mu_{it}} \quad (2)$$

其中, y_{jt} 表示 t 年 i 省内 j 县的人均 GDP, n_i 表示 i 省所辖县的个数, μ_{it} 是 t 年 i 省内各县人均 GDP 的平均值, 即 $\mu_{it} = \frac{1}{n_i} \sum_{j=1}^{n_i} y_{jt}$ 。这种测算方法有两个优点: 第一, 计算结果不受省辖县数量的影响; 第二, 满足庇古-道尔顿转移原则 (Pigou-Dalton transfer principle), 即富裕地区向贫穷地区的转移支付能够降低计算得到的地区经济差距 (Cowell, 2011)。

2. 收入分成的测算。收入分成的测算一直是学者们广泛关注并争论不休的问题。由于各市县的收入分成方案并未完全公开, 准确地测算每个市县所面临的收入分成比例是无法实现的。我们借鉴吕冰洋等 (2016) 和马光荣等 (2019) 的方法, 将该指标定义为省以下政府 (包括地级市、县和乡镇) 实际获得的收入总和占全省总收入的比重。考虑到省以下普遍采用的收入分成实践, 特别是除增值税和企业所得税等大税种之外其他税费也普遍采用分成形式, 本文使用包含税收与非税在内的财政收入作为测算省以下收入分成的基础。此外, 为检验实证结果的稳健性, 我们同时测算了对流动性税基影响最大的税种 (增值税和企业所得税) 的税收分成比例。具体而言, 我们的计算分式为:

$$\text{省以下收入分成比例} = \frac{\text{该省所辖市县政府实际获得的财政收入}}{\text{该省的财政收入总额}} \quad (3)$$

(三) 数据来源

本文所使用的数据是剔除四个直辖市和西藏自治区之外中国 26 个省自 1995-2014 年的面板数据。剔除直辖市样本的原因在于直辖市的行政层级设置与其他省份不同, 直辖市所辖县的行政和财政地位与其他省份所辖县的地位不可直接比较。由于数据可得性的原因, 西藏的样本也被排除在外。考虑到 1994 年实施了现行的分税制财政体制, 本文将分析集中于 1995 年及之后的样本。

计算省内经济差距和省以下收入分成的数据主要来自于《全国地市县财政统计资料》。这一资料提供了关于地方公共财政的详细分类数据 (包括财政收入和主要税种收入等), 并且包含了一些基本的经济和社会方面的统计指标 (例如, GDP 和人口等); 遗憾的是, 这一资料只公开出版至 2009 年, 因而对于 2009 年之后以及其他指标的县市数据, 本文使用《中国区域经济统计年鉴》、各省统计年鉴、财政统计年鉴和税收统计年鉴等多种资料进行补充。其他省级层面的数据整理自《中国统计年鉴》。表 1 中给出了各个变量的描述性统计。

表 1 变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
人均GDP变异系数	458	0.675	0.363	0.253	2.744
收入分成 (%)	517	80.70	8.760	55.20	99.08
经济发展水平	520	4.636	0.747	2.905	6.284
第二产业比重	520	0.455	0.074	0.197	0.590
第三产业比重	520	0.382	0.042	0.277	0.519
国有化程度	520	0.457	0.173	0.089	0.893

开放度	520	0.436	0.653	0.016	5.705
城镇化率	520	0.406	0.142	0.172	0.877
人均GDP基尼系数	509	0.303	0.080	0.087	0.581
人口加权的人均GDP变异系数	458	0.849	1.043	0.223	5.974
人口加权的人均GDP基尼系数	509	0.296	0.076	0.085	0.493
增值税分成(%)	348	19.53	4.705	9.200	30.60
企业所得税分成(%)	346	26.35	10.89	7.700	72.10
收入分成_IV1	520	76.97	2.410	72.94	81.00
收入分成_IV2	520	81.31	2.974	74.44	87.28
有效税率变异系数	456	0.429	0.215	0.134	1.689
每万人拥有床位数变异系数	251	0.494	0.166	0.205	1.066
普通中学师生比变异系数	194	0.365	0.258	0.108	2.193

数据来源：作者计算。

四、实证结果

(一) 基准回归结果

表2中报告了基准回归结果。为了更好地检验省以下收入分成对省内经济差距的影响，我们采用逐渐加入控制变量和固定效应的方式进行回归分析。表2中第(1)~(2)列是加入衡量经济发展水平和经济结构的结果，第(3)~(4)列则加入了所有的控制变量。结果表明，收入分成的估计系数在所有回归中均显著为正，收入分成与经济发展水平的交互项则在1%的水平上显著为负。这说明，省以下收入分成的提高会造成省内经济差距的扩大，而在经济相对发达的省份中，收入分成的不利影响会由于省级政府的调节而得到减缓。上述结果较好地证实了理论框架中提出的两个基本假说。

表2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
收入分成	0.014*** (0.005)	0.011** (0.005)	0.015*** (0.005)	0.012*** (0.005)
收入分成×经济发展水平	-0.004*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.003*** (0.001)
经济发展水平	0.509*** (0.084)	0.796*** (0.102)	0.523*** (0.085)	0.801*** (0.102)
第二产业比重	-0.111 (0.281)	-1.719*** (0.334)	-0.097 (0.293)	-1.775*** (0.349)
第三产业比重	-0.578* (0.310)	-2.305*** (0.373)	-0.542* (0.328)	-2.383*** (0.393)
国有化程度	0.371*** (0.109)	0.532*** (0.145)	0.367*** (0.110)	0.550*** (0.146)

开放度			0.020 (0.014)	0.028** (0.014)
城镇化率			0.029 (0.052)	0.008 (0.053)
常数项	-1.260** (0.493)	-1.475*** (0.509)	-1.360*** (0.506)	-1.471*** (0.517)
省固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年固定效应	No	Yes	No	Yes
观测值	455	455	455	455
R 平方	0.915	0.927	0.915	0.928

说明：因变量是省内人均 GDP 变异系数。括号内为标准误；***、** 和 * 分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

其他控制变量的估计结果几乎全部显著且比较稳健。经济发展水平的估计系数显著为正，这说明各省在经济发展的过程中确实出现了要素集聚和空间分布不均的现象，并进而导致了省内各县之间的差距，此结果与理论文献基本一致，而且符合中国的现实情况（陈秀山和徐瑛，2004）。第二、三产业比重的提高显著降低了省内经济差距，一个可能的解释为，落后地区通过产业结构调整缩小了与发达地区之间的差距，同时也促进了全省产业结构的变化。国有化程度正向作用于省内经济差距，这可能是源于国有经济本身的分布不均，或者是较高的国有经济比重降低了要素的流动性，从而放大了贫富地区之间在引入资源过程中的比较优势差距。经济开放度亦加剧了省内经济差距；在经济开放的过程中，发达地区往往会占得先机，通过自身的比较优势迅速发展，并借助对外贸易提升资源禀赋、获得自增强效应。城镇化率对省内经济差距有正向影响，但这一影响在统计上并不显著。

（二）稳健性检验

为检验基准结果的稳健性，本节进一步考察四个方面的可能影响：更换省内经济差距的衡量指标、使用主要税种的分成指标以及考虑内生性问题并采用工具变量回归法。

首先，针对地区差距程度的测算往往依赖于对数据样本分布信息的处理，因而不同的处理方法可能导致测算结果表现出不一致的排序（Rodríguez-Pose & Ezcurra, 2010）。基于这个原因，本节使用基尼系数作为变异系数的替代性指标重新进行回归分析；此外，范剑勇和朱国林（2002）指出，计算地区差距时是否考虑以人口作为权重可能会使研究结论相距甚远，因此我们还测算了根据人口加权的两项地区差距指标，以考察在消除人口规模及分布的影响后回归结果是否稳健。相应指标的具体形式为：

$$G_{it} = \frac{1}{2n^2 \mu_{it}} \sum_{j=1}^{n_i} \sum_{k=1}^{n_i} |y_{jt} - y_{kt}| \quad (4)$$

$$wI_{it} = \frac{\sqrt{\sum_{j=1}^{n_i} p_{jt} (y_{jt} - \mu_{it})^2}}{\varphi_{it}} \quad (5)$$

$$wG_{it} = \frac{1}{2\varphi_{it}} \sum_{j=1}^{n_i} \sum_{k=1}^{n_i} p_{jt} p_{kt} |y_{jt} - y_{kt}| \quad (6)$$

其中, j 和 k 均表示 i 省内的县, wI_{it} 和 wG_{it} 分别为人口加权的变异系数和基尼系数, p_{jt} 表示 j 县第 t 年的人口占所属 i 省当年总人口的比重, φ_{it} 是 i 省第 t 年省内各县人均 GDP 按人口加权的平均值, 即 $\varphi_{it} = \sum_{j=1}^{n_i} p_{jt} y_{jt}$, 其他变量的定义与上文一致。表 3 报告了使用基尼系数和人口加权指标来衡量省内经济差距的回归结果。如表所示, 收入分成的估计系数始终为正且统计上显著, 而收入分成与地区经济发展的交互项则显著为负。这与基准结果保持一致, 表明我们的结果不受地区差距衡量指标的影响。

表 3 稳健性检验: 其他地区差距指标

	人均 GDP 基尼系数		人口加权的 人均 GDP 变异系数		人口加权的 人均 GDP 基尼系数	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
收入分成	0.003*** (0.001)	0.003** (0.001)	0.013*** (0.005)	0.009** (0.005)	0.003** (0.001)	0.002* (0.001)
收入分成×经济发展水平	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.003*** (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.001*** (0.000)	-0.0005** (0.000)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年固定效应	No	Yes	No	Yes	No	Yes
观测值	506	506	455	455	506	506
R 平方	0.888	0.896	0.989	0.991	0.868	0.881

说明: 控制变量包括: 地区经济发展水平、第二产业增加值/GDP, 第三产业增加值/GDP、国有化程度、开放度和城镇化率。括号内为标准误; **、* 和 * 分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

其次, 在基准回归结果中省以下收入分成是用财政整体收入的分配来衡量的, 这有利于相对全面的刻画省内政府间的收入分配关系, 但同时也相对笼统, 无法捕捉各个税种的分成情况 (周黎安和吴敏, 2015; 马光荣等, 2019)。从地方财政收入结构来看, 增值税和企业所得税是财政收入中规模最大也是最为重要的两个税种。因此, 我们分别测算省以下增值税和企业所得税的分成比例来检验其对于省内经济差距的影响。^①表 4 分别列出了省以下增值税分成和企业所得税分成作为核心解释变量的回归结果。回归估计系数的符号和显著性同样表明, 更高层次的增值税和企业所得税分成会导致省内各县之间产生更大的差距, 而经济实力较强的省份能够较好地调节并缓

^① 增值税分成和企业所得税分成的数据以 2000 年为起始年度, 因此实证分析的样本量明显减少。基于数据的可得性, 一省的增值税分成 (企业所得税) 分成被定义为该省市县级政府获得的增值税 (企业所得税) 除以税务部门在该省组织的该项税收总额。

解这种状况。从估计系数的大小上看, 企业所得税分成的影响与收入分成的影响相近, 而增值税分成的作用则明显更强, 这印证了我国增值税以生产地为征收原则的特点及其对地方政府为争夺流动性税基所产生的巨大激励。此外, 地方政府的增值税收入额远大于企业所得税, 因而增值税分成所产生的激励也相应地大于企业所得税分成所产生的激励。^①

表 4 稳健性检验: 具体税种的分成指标

	增值税分成		企业所得税分成	
	(1)	(2)	(3)	(4)
增值税分成	0.034*** (0.011)	0.032*** (0.011)		
增值税分成×经济发展水平	-0.008*** (0.002)	-0.007*** (0.002)		
企业所得税分成			0.013*** (0.005)	0.009* (0.005)
企业所得税分成×经济发展水平			-0.003*** (0.001)	-0.002* (0.001)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
省固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年固定效应	No	Yes	No	Yes
观测值	323	323	322	322
R 平方	0.952	0.956	0.951	0.955

说明: 因变量是省内人均 GDP 变异系数。控制变量包括: 地区经济发展水平、第二产业增加值/GDP, 第三产业增加值/GDP、国有化程度、开放度和城镇化率。括号内为标准误; ***, ** 和 * 分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

第三, 考虑到基础设施建设是造成资源在空间上不合理配置以及地区经济发展差距形成的另一潜在因素, 我们进一步控制省内基础设施建设差距对模型估计的影响。由于县级层面的基础设施数据缺失较为严重, 本文从卫生和教育这两个维度来衡量省内基础设施的差距并仅将其加入到稳健性检验的分析之中。^② 具体地, 我们以各县每万人拥有医疗机构床位数作为卫生基础设施的衡量指标, 以各县普通中学师生比 (每千人) 作为教育基础设施的衡量指标, 在此基础上计算省内相关指标的变异系数。表 5 的回归结果表明, 在进一步控制基础设施差距的影响之后, 收入分成依然显著地扩大了省内经济差距, 同时这一效应在经济发展水平更高的省份相对较低。

表 5 稳健性检验: 加入更多控制变量

	(1)	(2)	(3)	(4)
收入分成	0.012 (0.008)	0.062*** (0.016)	0.019** (0.008)	0.057*** (0.019)
收入分成×经济发展水平	-0.004**	-0.013***	-0.004***	-0.012***

^① 以 2014 年为例, 平均来看, 增值税占各省税收收入的比重为 31.1%, 而企业所得税的占比为 16.5%。

^② 一般而言, 地区的基础设施特征主要包括卫生、教育和交通三个方面。我们通过查阅各省统计年鉴发现, 县级层面的卫生和教育方面的相关指标仅有 9 个省份的数据可得, 而交通基础设施的缺失问题更为严重。因此我们主要从卫生和教育这两个维度来捕捉基础设施差距对地区经济发展差距的影响。

	(0.001)	(0.003)	(0.002)	(0.003)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
卫生基础设施差距	0.254***	0.062	0.260***	0.208
	(0.079)	(0.129)	(0.082)	(0.153)
教育基础设施差距		0.230**		0.295***
		(0.104)		(0.106)
省固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年固定效应	No	No	Yes	Yes
观测值	234	121	234	120
R 平方	0.854	0.863	0.872	0.899

说明：因变量是省内人均 GDP 变异系数。控制变量包括：地区经济发展水平、第二产业增加值/GDP，第三产业增加值/GDP、国有化程度、开放度和城镇化率。括号内为标准误；***、** 和 * 分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

最后，收入分成可能存在的内生性问题将导致基准结果产生估计偏误。具体而言，省内经济差距的扩大可能引起省级政府的再调节干预，其中一种可能的做法是减少省以下收入分成以增加省级政府所拥有的财政资源进行再调节。为考虑这一问题的潜在影响，我们进一步采取工具变量回归法。借鉴文献中的做法，我们使用其他省份的省以下收入分成指标的（加权）平均值作为工具变量（Liu *et al.*, 2017; Lv *et al.*, 2020）。选择这一工具变量的主要理由是：省份之间在制定政策时可能存在一定的关联性，例如相互学习、相互借鉴的情况；特别是地理上相邻的省份，可能因为经济社会状况较为相近而省际交流更为频繁；如此，一省的收入分成比例与其相对应的其他省份（加权）平均的收入分成比例相关，但省内经济差距指标衡量的是一省内部各县之间的经济发展差距，不会与其他省份的收入分成产生直接关联。因此我们认为，这一工具变量较好地满足相关性和外生性的要求。遵循这一逻辑，我们同时计算了除本省以外其他所有省份收入分成的算术平均值和加权平均值（权重为人口规模和两省之间距离的倒数）并将这两个平均值做为本省收入分成的工具变量（分别记为收入分成_IV1 和收入分成_IV2）。最后，在回归过程中，我们将收入分成工具变量与经济发展水平（ ED_{it} ）的交互项作为原交互项的工具变量（Rajan & Zingales, 1998）。

表 6 汇报了工具变量回归和相关检验的结果。如表所示，本文的核心解释变量的估计系数依然符合预期并且非常显著，这再次支持了我们的理论假说和基准结果。从相关检验的结果来看，Cragg-Donald Wald F 统计量基本上大于 10，表明模型不存在弱相关问题，所选取的工具变量满足工具变量有效性的要求之一；Sargan 检验的结果表明工具变量基本满足外生性的要求。

表 6 稳健性检验：工具变量法的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
收入分成	0.002	0.036***	0.0002	0.036***
	(0.016)	(0.009)	(0.016)	(0.009)
收入分成×经济发展水平	-0.004	-0.008***	-0.004	-0.008***

	(0.003)	(0.002)	(0.003)	(0.002)
控制变量	Part	Part	All	All
省固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年固定效应	No	Yes	No	Yes
观测值	455	455	455	455
Cragg-Donald Wald F 统计量	9.355	31.752	10.301	31.551
Sargan 过度识别检验	0.154	0.462	0.182	0.255

说明：因变量是省内人均 GDP 变异系数。第（1）～（2）列控制变量包括：地区经济发展水平、第二产业增加值/GDP，第三产业增加值/GDP 和国有化程度。第（3）～（4）列控制变量包括：地区经济发展水平、第二产业增加值/GDP，第三产业增加值/GDP、国有化程度、开放度和城镇化率。括号内为标准误；***、** 和 * 分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平。弱工具变量检验的原假设为存在弱工具变量， $F > 10$ 是被广泛认可的拒绝原假设的判断标准；Sargan 过度识别检验的原假设为工具变量具有外生性，以 $p > 0.1$ 为拒绝原假设的判断标准。

五、机制分析

上述实证结果较好地证实了省以下收入分成的提高加剧省内经济发展差距这一论断。本节继续探讨地方政府竞争这一重要作用途径。根据前文的理论分析框架可知，省以下收入分成的提高增强了地方财政激励从而强化了地方政府间为争夺流动性税基的竞争。在竞争过程中，由于初始禀赋的不同（如经济规模、生产率水平等），禀赋条件较好的地区容易形成竞争优势，在税收减免（优惠）等竞争手段的运用上具有较高的承受能力，最终初始禀赋较好的地区在相对更大的程度上拉低税率从而吸引更多的流动性税基（Cai & Treisman, 2005; Zhang, 2006）。因此，如果这一作用机制成立，那么一个合理的推测是省以下收入分成的提高将扩大省内各县之间在有效税率方面的差距，这成为省内经济差距扩大的一个重要中间环节。

为验证这一作用机制，我们采取如下实证策略：（1）我们计算省内各县有效税率的变异系数并将其作为因变量进行回归分析；^①如果上述作用机制成立，则收入分成的提高将扩大省内税率差距；（2）我们将省内各县有效税率变异系数作为新的控制变量加入基准回归中，我们预期在加入这一变量之后，收入分成对省内经济差距的影响将明显减弱。

表 7 中第（1）～（2）列和（3）～（4）列分别报告了上述两种识别策略的分析结果。与我们的预期一致，收入分成的提高显著扩大了省内各县的有效税率差距；而有效税率变异系数在加入基本实证模型之后很大程度上吸收掉了收入分成对于省内经济差距的作用（表 7 第（4）列中收入分成的估计系数明显变小且统计上不再显著）。这表明，地区间竞争是收入分成作用于地区差异的重要途径。

^① 我们参考文献的做法，以各县财政收入占 GDP 的比重来衡量各县的实际税率（例如，Jia *et al.*, 2020）。

表 7 作用机制分析：省级层面

因变量	有效税率变异系数		人均 GDP 变异系数	
	(1)	(2)	(3)	(4)
收入分成	0.014** (0.006)	0.015** (0.006)	0.011** (0.005)	0.007 (0.005)
收入分成×经济发展水平	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.002** (0.001)
有效税率变异系数			0.102** (0.040)	0.074* (0.039)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
省固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年固定效应	No	Yes	No	Yes
观测值	453	453	449	449
R 平方	0.648	0.676	0.917	0.930

说明：第（1）～（2）列的因变量是省内各县的有效税率变异系数；第（3）～（4）列的因变量是省内各县的人均 GDP 变异系数；控制变量包括：地区经济发展水平、第二产业增加值/GDP，第三产业增加值/GDP、国有化程度、开放度和城镇化率。括号内为标准误；***、** 和 * 分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

尽管上述分析为省以下收入分成的作用机制提供了重要证据，但仍面临的一个问题是省内各县有效税率差距的提高并不直接意味着富裕县（即初始禀赋好的地区）的有效税率更低。为进一步验证这一点，我们运用县级数据进行分析。具体地，我们设定如下回归模型：

$$\tau_{ijp} = \rho + \theta IE_{ijp}^0 + \psi IE_{ijp}^0 \cdot RS_{ip} + \lambda RS_{ip} + X_{ijp} \xi + \sigma_j + \omega_p + \kappa_{ijp} \quad (7)$$

其中， i 表示省份， j 表示县， p 表示时间段； τ_{ijp} 是一个县有效税率在时间段 p 内的平均值； IE_{ijp}^0 是该县在时间段 p 内的初始禀赋条件， RS_{ip} 是省以下收入分成在时间段 p 内的平均值。为简化分析，我们将每个县在时间段 p 内初始年份的经济发展水平（即人均 GDP）用来衡量该县的初始禀赋条件，同时将每十年划定为一个时间段（即整个样本划分为 1995-2004 和 2005-2015 两个时间段）。控制变量 X_{ijp} 是可能影响每个县有效税率的其他因素，包括第二产业增加值占 GDP 的比重，人均固定资产投资，财政自给率和人口密度；同样地，这些变量也取相应时间段内的平均值。

根据表 8 的第（1）～（2）列可以发现，在不考虑收入分成的情况下，初始禀赋较好的县（即初始经济发展水平较高的县）在之后的时间段里表现出相对更低的有效税率，这与前文的判断相一致。在模型中加入初始经济发展水平与收入分成的交互项以后，第（3）～（4）列的结果表明，收入分成的提高强化了初始禀赋较好的县的竞争力度，即进一步降低了有效税率，这为收入分成的作用机制提供了补充证据。

表 8 作用机制分析：县级层面

因变量	有效税率			
	(1)	(2)	(3)	(4)
初始经济发展水平×收入分成			-0.026*	-0.021**
			(0.014)	(0.010)
初始经济发展水平	-0.277	-1.681***	1.762	-0.045
	(0.196)	(0.189)	(1.100)	(0.754)
收入分成			0.159***	0.115***
			(0.056)	(0.037)
控制变量	No	Yes	No	Yes
县固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	2,472	2,472	2,472	2,472
R 平方	0.750	0.859	0.755	0.861

说明：控制变量包括：第二产业增加值占 GDP 的比重，人均固定资产投资，财政自给率和人口密度。括号内为聚集到县级层面的标准误；***、** 和 * 分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

六、结论与政策建议

关于中国地区差距的测度和成因，国内外学者进行了深入的研究并取得了很多富有意义的成果，同时中国财政分权的经济绩效及其对地方政府行为的影响也一直受到广泛的关注。但是，有关中国省以下财政分权如何通过激励地方政府竞争，进而作用于省内经济差距形成这一重要问题，现有研究仍缺乏细致的理论梳理和实证检验。考虑到以收入分成为主要特点的分税制是中国财政分权的核心内容，本文集中探讨省以下收入分成对省内经济差距的影响，并重点分析了地方政府竞争在其中发挥的作用。

本文的理论分析表明，省以下收入分成的提高强化了地方财政激励进而刺激了地方政府为争夺流动性税基的竞争，而地区禀赋差异的存在使竞争呈现出不对称性并导致要素在空间上的不均衡配置，最终造成地区经济差距扩大。基于 1995-2014 年县级面板数据，本文构建了省内经济差距和省以下收入分成指标并展开实证检验，得到了支持上述理论假说的实证证据。这些发现与 Rodríguez-Pose & Ezcurra (2010) 的研究结论相一致，即分权在发展中国家很可能造成区域不均衡。本文在此基础上提供了来自一国内部分权实践的证据并补充了具体作用机制的关键证据。

最后，本文的研究对于从财政体制安排的角度上理解中国地区差距的形成和可能的解决策略提供了有益启示。第一、中国的省以下财政分权体制构成了中国省内经济差距形成的制度性因素之一；第二、在税率和税基均由中央政府决定的制度前提下，省以下收入分成仍然强化了地方政府竞争这一事实本质上反映了地方政府税收行为缺乏一定的纪律性；因而，在保持现行分税制财政体制安排的情况下，强化地方政府的税收行为纪律（包括清理、整顿地方政府非正当税收优惠/减免政策等）将有利于减少收入分成制度对地方政府行为的扭曲并缓解地区经济差距的扩大；第三、从制度优化的角度来看，通过调整和完善地方性财政收入体系以减少地方政府对流动性税基

的依赖和争夺,将有利于弱化地方政府的扭曲性竞争激励从而增强国家治理能力;第四、地区差距的解决需充分发挥省级政府的再调节作用;这不仅需要通过增强省级政府的经济实力以增强其调节能力,还需通过合理的制度安排以激励省级政府的地区再调节努力。

参考文献:

1. 蔡昉、王德文, 2002, 《比较优势差异、变化及其对地区差距的影响》, 《中国社会科学》, 第 05 期。
2. 陈智、吉亚辉, 2019, 《中国高技术产业创新绩效的影响因素研究——基于中国省级面板数据的空间计量分析》, 《江南大学学报(人文社会科学版)》, 第 18 卷第 2 期。
3. 陈斌开、林毅夫, 2013, 《发展战略、城市化与中国城乡收入差距》, 《中国社会科学》, 第 4 期。
4. 陈秀山、徐瑛, 2004, 《中国区域差距影响因素的实证研究》, 《中国社会科学》, 第 5 期。
5. 范剑勇、朱国林, 2002, 《中国地区差距演变及其结构分解》, 《管理世界》, 第 7 期。
6. 刘瑞明, 2011, 《所有制结构、增长差异与地区差距: 历史因素影响了增长轨迹吗?》, 《经济研究》第 S2 期。
7. 刘勇政、贾俊雪、丁思莹, 2019, 《地方财政治理: 授人以鱼还是授人以渔——基于省直管县财政体制改革的研究》, 《中国社会科学》, 第 7 期。
8. 龙小宁、朱艳丽、蔡伟贤、李少民, 2014, 《基于空间计量模型的中国县级政府间税收竞争的实证分析》, 《经济研究》, 第 8 期。
9. 吕冰洋、马光荣、毛捷, 2016, 《分税与税率: 从政府到企业》, 《经济研究》, 第 7 期。
10. 马光荣、张凯强、吕冰洋, 2019, 《分税与地方财政支出结构》, 《金融研究》, 第 8 期。
11. 陶然、陆曦、苏福兵、汪晖, 2009, 《地区竞争格局演变下的中国转轨: 财政激励和发展模式反思》, 《经济研究》, 第 7 期。
12. 王小鲁、樊纲, 2004, 《中国地区差距的变动趋势和影响因素》, 《经济研究》, 第 1 期。
13. 王永钦、张晏、章元、陈钊、陆铭, 2007, 《中国的大国发展道路——论分权式改革的得失》, 《经济研究》, 第 1 期。
14. 徐家楠、徐旭初, 2019, 《金融集聚对城乡收入差距的影响研究》, 《江南大学学报(人文社会科学版)》, 第 18 卷第 4 期。
15. 周黎安, 2007, 《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》, 《经济研究》, 第 7 期。

16. 周黎安、吴敏, 2015, 《省以下多级政府间的税收分成: 特征事实与解释》, 《金融研究》, 第 10 期。
17. Cai, H., and D. Treisman, 2005. “Does Competition for Capital Discipline Governments? Decentralization, Globalization, and Public Policy”, *American Economic Review*, 95(3): 817-830.
18. Cheong, T. S., and Y. Wu., 2012, *Intra-provincial Inequality in China*, Canberra: ANU E Press.
19. Cowell, F., 2011, *Measuring Inequality*. Oxford University Press.
20. D énurger, S., J. D. Sachs, W. T. Woo, S. Bao, and G. Chang, 2002, “The Relative Contributions of Location and Preferential Policies in China’s Regional Development: Being in the Right Place and Having the Right Incentives”, *China Economic Review*, 13(4): 444-465.
21. Jia, J., S. Ding, and Y. Liu, 2020, “Decentralization, Incentives, and Local Tax Enforcement”, *Journal of Urban Economics*, 115, 103225.
22. Kanbur, R., and X. Zhang, 2005, “Fifty Years of Regional Inequality in China: A Journey through Central Planning, Reform, and Openness”, *Review of Development Economics*, 9(1): 87-106.
23. Lessmann, C., 2009, “Fiscal Decentralization and Regional Disparity: Evidence from Cross-section and Panel Data”. *Environment and Planning A*, 41(10): 2455-2473.
24. Liu, Y., J. Martinez-Vazquez, and B. Qiao, 2015, “Frozen in Time: The Much-needed Reform of Expenditures Assignments in China”, *Public Finance and Management*, 15(4): 297-325.
25. Liu, Y., J. Martinez-Vazquez, and A. M. Wu, 2017, “Fiscal Decentralization, Equalization, and Intra-provincial Inequality in China”. *International Tax and Public Finance*, 24(2): 248-281.
26. Lv, B., Y. Liu, and Y. Li, 2020, “Fiscal incentives, Competition, and Investment in China”. *China Economic Review*, 59, 101371.
27. Martinez-Vazquez, J., B. Qiao, and L. Zhang, 2008, “The Role of Provincial Policies in Fiscal Equalization Outcomes in China”, *China Review*, 135-167.
28. Qian, Y., and B. R. Weingast, 1997, “Federalism as a Commitment to Reserving Market Incentives”. *Journal of Economic Perspectives*, 11(4): 83-92.
29. Rajan, R. G., and L. Zingales, 1998, “Financial Dependence and Growth”. *The American Economic Review*, 88(3): 559-86.
30. Rodríguez-Pose, A., and R. Ezcurra, 2010, “Does Decentralization Matter for Regional Disparities? A Cross-country Analysis”. *Journal of Economic Geography*, 10(5): 619-644.

31. Song, Y., 2013, "Rising Chinese Regional Income Inequality: The Role of Fiscal Decentralization", *China Economic Review*, 27, 294-309.
32. Zhang, X., 2006, "Fiscal Decentralization and Political Centralization in China: Implications for Growth and Inequality", *Journal of Comparative Economics*, 34(4): 713-726.

REVENUE SHARING, COMPETITION, AND ECONOMIC DISPARITY WITHIN PROVINCES IN CHINA

WEI Hailun LIU Yongzheng

(School of Finance, Renmin University of China, Beijing, 100872 China)

Abstract: Regional disparity in China has gradually become one of the important constraints for further economic development and hence received widespread academic attention. However, economic disparity within provinces, acting as the main component of the overall regional disparity in the country, has not been examined rigorously. This paper aims to explore how inter-governmental revenue sharing at the province-subprovincial level may affect economic disparity within provinces through the channel of local fiscal competition. Based on county level panel data from 1995 to 2014, we first build both the indexes of economic disparity within governments and sub-provincial revenue sharing ratios and then conduct empirical estimations. Our results indicate that: sub-provincial revenue ratios significantly increase the disparity of county effective tax rates within provinces, which, in turn, induces unbalanced distribution of tax bases and hence exacerbating economic disparity within governments. This effect is also found to be more salient in less developed provinces. Overall, our study contributes to a better understanding of regional disparity in China and the modernization of China's system and capacity for governance from the perspective of fiscal decentralization arrangement.

Key words: Revenue Sharing; Fiscal Decentralization; Economic Disparity within Provinces; Local Government Competition