

转移支付与经济增长： 基于测量误差方法的新证据

江 艇， 王成成

【摘要】 自分税制改革以来,转移支付制度在中国财政体系中始终发挥着重要作用。然而,准确评估其经济增长效应,面临反向因果关系和遗漏变量偏误等内生性挑战。现有研究大多依赖面板数据中的时空变异、外生政策冲击或政策资格断点进行识别,但在该研究情境下,这些方法的适用性存在一定局限,因而研究结论分歧显著。鉴于人口规模是转移支付资金分配机制的重要依据,本文利用2010年第六次人口普查对县级人口统计值序列造成的外生冲击,构造总体转移支付规模的外生变动,并以此检验转移支付的经济增长效应。基于2000—2015年县级数据的分析结果表明,在控制省份固定效应后,总体转移支付规模与县域经济增长率之间不存在显著关系。经过更换人口预测模型、调整资金分配设定、引入异质性以及筛选低偏差样本等稳健性检验后,这一结论依然成立。进一步分析表明,转移支付的外生变动与卫生公共投资显著相关,表明转移支付确实在促进公共服务均等化方面发挥了积极作用,也证实了本文所利用的外生变动并非纯粹噪音。本文贡献主要体现在两个方面:在实证层面,提供了一个更为干净的因果识别框架,为理解转移支付制度的真实作用提供了新证据;在方法层面,系统梳理了现有测量误差方法的识别思路,并创新性地将外生冲击与误差修正两种视角结合起来,丰富了该方法的应用实践。

【关键词】 转移支付; 经济增长; 测量误差; 人口普查

【中图分类号】 F812 **【文献标识码】** A **【文章编号】** 1006-480X(2025)11-0018-19

DOI:10.19581/j.cnki.ciejournal.2025.11.003

一、引言

1994年分税制改革以后,中央财政收入比重迅速上升,地方财政收入比重下滑。与收入划分的重大调整相比,中央与地方之间的事权结构并未发生根本性变化,地方政府仍然承担着大部分公共品供给责任。在此背景下,转移支付成为实现中央和地方“事权与财力相匹配”的关键制度安排。围绕转移支付是否以及如何影响地方经济增长,学术界进行了一系列有益探索,但尚未达成一致结论。本文利用人口普查所带来的外生冲击,构造转移支付的外生变动,并在此基础上评估转移支付的经济增长效应,以期提供更具说服力的新证据。

【收稿日期】 2025-03-12

【作者简介】 江艇,中国人民大学经济学院副教授,经济学博士;王成成,中国人民大学经济学院博士研究生。
通讯作者: 王成成,电子邮箱:ccwang21@ruc.edu.cn。本文得到中国人民大学求是学术栋梁项目(批准号RUC25QSDL052)资助。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

转移支付制度旨在缓解分税制改革后出现的政府间财力不平衡问题。1994年分税制改革使中央政府掌握了更多财政收入,但地方政府仍需承担大量公共支出责任,由此形成纵向财力不平衡;与此同时,地区经济发展差异导致横向财力不平衡,使不同地区居民享受差异化的公共服务供给(Boadway, 2004)。为应对这些问题,需要建立转移支付制度,通过上级政府向下级政府提供资金来弥补纵向财力缺口,同时通过向财政能力较弱地区提供更多资金以缩小横向差距(Oates, 1999)。此外,转移支付还可以促进具有空间正外部性的公共投资,如跨行政区域的高速公路和铁路建设等(Boadway and Hobson, 1993; Shah, 1994)。

中国转移支付制度经历了一个由分税制改革初期的税收返还逐步演变为21世纪以来规范化转移支付的发展过程(范子英, 2011),其规模不断扩大、结构日趋优化,最终形成了以一般性转移支付(用于均衡地区间财力差距)和专项转移支付(用于实现特定政策目标)为主体的制度框架,其中,一般性转移支付的比重逐渐提升(马光荣等, 2016)。就制度设计而言,转移支付能够缓解地方财政压力、增加公共品供给,理论上可以通过改善基础设施、提升公共服务质量等渠道促进经济发展。然而,诸多实证研究发现,接受转移支付较多的中西部地区往往出现政府规模过度扩张和“吃饭财政”等问题(袁飞等, 2008; 范子英和张军, 2010; 范子英, 2011)。这种理论预期与实证发现之间的分歧凸显了转移支付经济增长效应的复杂性,使得准确评估转移支付对经济增长的真实影响成为一项重要且具有挑战性的研究任务。

对转移支付经济增长效应的评估面临严重的内生性问题,主要包括反向因果关系与遗漏变量偏误。一方面,经济发展水平既是转移支付的预期影响目标,也是决定其分配的重要依据;另一方面,各类专项转移支付的不可观测特征可能同时影响转移支付分配和经济增长。对此,现有文献主要采用面板固定效应方法、内部工具变量方法、基于政策冲击的识别和回归断点设计等方法,但在该研究情境下,这些方法的适用性均存在一定局限。面板固定效应方法假设不存在时变遗漏变量,但现实中时变因素往往是内生性的主要来源。内部工具变量方法既要求扰动项本身不存在序列相关,又要求扰动项与核心解释变量的滞后项不相关。然而,影响经济增长的不可观测因素通常具有序列相关性,且当期转移支付可能受未来经济增长预期影响,这两点假设都难以满足。基于政策冲击的识别策略依赖于平行趋势假设,但“西部大开发”这类区域政策本身基于地区差异制定,处理组与控制组在政策前就存在趋势差异。基于贫困县资格的断点设计则常面临操纵性威胁和外部有效性受限的双重困境。

有别于现有研究的识别策略,本文创新性地利用转移支付资金分配机制中包含地区总人口这一制度特征,通过人口普查冲击构造转移支付的外生变动来实现更为可靠的因果识别。与现有研究方法相比,该方法所利用的变动性来自统计数据的测量误差,因此具有更强的外生性。具体而言,本文利用了以下两个特征事实:

特征事实一:人口统计值序列在普查年份往往出现明显波动。中国常住人口数据主要有三个来源,分别是人口普查、1%人口抽样调查以及全国人口变动情况抽样调查(抽样比例为1‰左右)。由于普查与抽样调查在调查范围与数据精度上存在系统性差异^①,各地常住人口规模在普查年份往往会出现较大波动,而在非普查年份的波动则相对平稳。陈友华和孙永健(2022)印证了这一规律,发现人口普查年各地常住人口数会出现“突增”,远高于相邻非普查年份的增长速度;抽样统计

^① 人口普查理论上覆盖全部人口,是最为全面、准确的数据来源;1%人口抽样调查的样本量次之;全国人口变动情况抽样调查的规模最小,估计精度亦相对较低。

人口值常年低于普查修正值,存在系统性低估;普查年的人口修正会一次性弥补前期累积的“遗漏人口”。

本文所使用的县级人口数据采用的是户籍人口口径。户籍人口并非来源于抽样调查,而是由公安部户籍管理系统按照行政登记规则直接生成,其统计原则与常住人口体系并不相同。然而,人口普查的开展会对户籍数据产生间接而重要的影响。作为普查的准备工作,公安机关通常会在普查年度组织大规模的户籍清理和台账核对,包括查补漏报人口、清理重复户口、注销死亡未销户记录、规范迁移登记等。这种集中核查具有“纠错”和“补缺”的功能,使得户籍人口在普查年份更容易出现结构性调整。相比常住人口的统计“跳跃”,户籍人口的波动来源是行政台账在普查背景下获得系统性修正和质量提升。本文发现,县级户籍人口序列显示出与上述机制一致的特征:人口普查年各地户籍人口数变动率显著高于非普查年份。

特征事实二:在转移支付资金分配机制中,人口规模是一个核心决定因素。根据《中央对地方均衡性转移支付办法》(2011年、2012年及2022年修订版,简称《办法》),某地区均衡性转移支付=(该地区标准财政支出-该地区标准财政收入)×该地区转移支付系数+增幅控制调整+奖励资金^①。其中,标准财政支出根据省、市、县三个行政级次分级分项测算,选取各地区总人口、学生数等与该项支出直接相关的指标为主要因素,并根据海拔、人口密度、温度、地表状况、运输距离、少数民族、地方病等影响财政支出的客观因素确定各地成本差异系数。

《办法》明确规定,总人口的计算方式为:总人口=户籍人口+外来人口×折算比例^②。这一制度安排充分反映了中国长期以来以户籍人口作为财政转移支付测算的核心基数的特点,同时说明人口规模在均衡性转移支付的资金分配中始终发挥着关键作用。

理论上,只要能够识别出由人口普查导致的人口规模的外生变动,并将其代入转移支付的分配机制,就可以推算转移支付的外生变动,进而借助这一外生变动来评估转移支付的经济增长效应。按照这一思路,本文的研究设计分为三步:第一步,根据普查年人口数与非普查年人口数^③之间的差异识别人口普查对人口统计值序列的冲击;第二步,测算人口规模对转移支付的影响,并据此将人口统计值序列的外生冲击转化为转移支付的外生变动;第三步,考察转移支付的外生变动对地区经济增长率的影响。人口普查对人口统计值序列的冲击仅源于数据质量的提升,而总人口在转移支付分配机制中的作用相对稳定。因此,由人口普查冲击导致的转移支付变动可以视为外生,从而使得本文可以通过回归方法准确识别转移支付的经济增长效应。

基于上述分析,本文使用《全国地市县财政统计资料》2000—2009年的县级转移支付数据和《中国县域统计年鉴》2000—2015年县级年末总人口、GDP、人均GDP和一般财政预算收支等数据开展实证研究。实证结果显示,在控制省份固定效应后,总体转移支付规模与县级经济增长率之间不存在显著关系。

为验证结论的稳健性,本文从四个方面开展进一步分析:一是采用不同的变量构造方法生成4个外生变动指标,所得结果与基准回归一致。二是在非线性效应检验中,按外生变动的绝对值大小进行分组,发现无论是绝对值高于还是低于均值的组别,转移支付的效应均不显著。三是在调节效

① 均衡性转移支付是一般性转移支付的最主要组成部分。根据《2011年中国财政年鉴》,2010年均衡性转移支付占一般性转移支付的比重约为33.9%,占中央对地方转移支付的比重约为16.3%。

② 外来人口=常住人口-户籍人口(若常住人口小于户籍人口,则外来人口为0),折算比例根据外来人口人均财政支出与户籍人口人均财政支出之比计算确定。

③ 准确地说,非普查年人口数是指普查年根据以往非普查年人口测算的反事实人口数,详见后文。

应检验中,按财政依赖度的均值将样本分为两组,转移支付的效应在两组中同样均不显著。四是针对“2009年后转移支付数据缺失、需要以一般财政收支之差加以替代”这一潜在问题,利用2000—2009年完整数据筛选出代理变量质量较高的子样本进行重新估计,结果表明,代理变量问题并未对基准结论构成实质性影响。值得注意的是,本文发现,总体转移支付规模的外生变动与卫生公共投资显著相关,这一方面表明转移支付在促进基本公共服务均等化方面发挥了积极作用,另一方面说明本文所依赖的外生变动并非纯粹的随机噪声,而是具有明确的经济含义。

本文的第一个贡献在于,利用人口规模的测量误差构造转移支付的外生变动,有效地缓解了内生性问题,从而能够更加干净地识别转移支付的经济增长效应。这不仅有助于正确理解转移支付制度的作用,也为深化转移支付制度改革提供了更加可靠的经验证据。本文的第二个贡献在于,不但识别了冲击发生后政策变量的外生变动及其后续影响,而且尝试利用冲击的发生对既往测量误差的修正来评估政策效应,这是对现有识别方法的拓展。此外,本文总结了利用测量误差方法进行实证研究的一般做法与适用范围,有助于学者们更好地理解并运用该方法。

二、文献综述与研究方法

与本文密切相关的文献主要有两类:第一类文献聚焦于评估转移支付的经济增长效应;第二类文献利用数据中的测量误差进行实证研究,其中,早期研究多依托统计方法变更所带来的冲击,近年的研究则进一步尝试直接识别并利用数据中的测量误差。梳理第一类文献,旨在明确本文在转移支付绩效评估领域中的理论定位与潜在贡献;回顾第二类文献,则是为了阐释本文所采用的实证策略,并展开相应的方法论讨论。基于对上述两类文献的系统梳理,本文进一步凝练自身的学术贡献。

1. 转移支付的经济增长效应

对转移支付的经济增长效应的准确识别始终面临严峻的内生性挑战。首先,转移支付与经济增长之间存在双向因果关系:一方面,转移支付可能影响地方经济表现;另一方面,地方经济发展水平又是中央政府设计转移支付分配方案时的重要考量。其次,专项转移支付分配过程中存在诸多不可观测的制度性因素,包括政治关联(卢洪友等,2011;范子英和李欣,2014)、地方政府议价能力以及政策执行偏好等。这些因素既影响地方政府获得转移支付的能力,也可能直接作用于地方经济增长,由此产生严重的遗漏变量偏误。基于对这些挑战的回应,现有研究大体沿着外生变异的不同来源,发展出两类主要的因果识别路径。其中一类研究利用面板数据中转移支付的时间和空间变异进行识别。这类研究主要基于双向固定效应估计方法或内部工具变量估计方法,且这两种方法倾向于得出相反的研究结论。采用双向固定效应估计方法的研究大多认为转移支付能够有效促进经济增长。江新昶(2007)发现,一般性转移支付有助于推动经济增长,专项转移支付和税收返还则扩大了地区发展差距。李丹等(2019)发现,转移支付促进了国家扶贫开发重点县的经济增长。而采用内部工具变量估计方法的研究大多认为转移支付可能反而阻碍经济增长。郭庆旺等(2009)发现,中央转移支付在不同时期对经济增长的影响存在差异,1995—2001年间中央转移支付虽在一定程度上有助于地区经济增长,但影响并不显著;2002—2006年间中央转移支付对地区经济增长反而产生了抑制作用,且在东部地区尤为突出。詹新宇和崔培培(2016)从经济增长质量的视角进一步论证了转移支付的负面效应。

本文认为,上述研究结论产生分歧的原因在于,其所采用的方法难以有效解决转移支付经济增

长效效应评估中的内生性问题。固定效应方法的核心假设是不存在同时影响转移支付和经济增长的时变遗漏变量,但现实中恰恰是那些随时间变化的关键因素,如地方政府治理能力、产业结构调整、外部经济环境变化等同时作用于二者。内部工具变量方法借鉴动态面板模型方法,使用核心解释变量的滞后项作为一阶差分方程的工具变量,或使用核心解释变量的滞前一阶差分项作为水平方程的工具变量,进行广义矩估计,其核心假设有二:扰动项序列不相关,扰动项与核心解释变量滞后项不相关。但经济增长的影响因素往往是高度序列自相关的,且当期转移支付可能受到未来经济增长预期的影响,使得这两个假设均难以满足。

另一类研究试图借助外生的政策变动或利用政策资格的断点规则进行因果识别。在政策冲击方面,徐明(2021)将“西部大开发”视为自然实验,采用双重差分和三重差分方法评估中央转移支付的减贫效应。在断点设计方面,Meng(2013)利用“八七扶贫攻坚计划”中的贫困县资格线,采用回归断点设计考察转移支付对农民收入的影响。马光荣等(2016)基于1997—2009年县级数据和国家级贫困县的资格划分,发现一般性转移支付和专项转移支付均促进了地方经济增长,其中,专项转移支付的效果更显著。张凯强(2018)采用模糊断点方法,以1993年国家级贫困县资格划分作为准自然实验,考察转移支付对地区经济稳定的影响。

本文认为,这类准实验方法同样面临严峻的识别挑战。对基于政策冲击的识别而言,关键在于平行趋势假设往往难以满足。例如,“西部大开发”本身就是针对东西部地区发展差距而制定的区域政策,处理组和控制组在政策实施前就存在迥异的发展轨迹。大量实证文献已证实中国区域间在发展水平和增长速度方面长期存在显著差距(杨开忠,1994;林毅夫等,1998;范剑勇和朱国林,2002)。国家级贫困县的认定更是受到诸多非经济因素的影响(Park et al.,2002),难以被视为真正外生的政策冲击。对于断点设计而言,操纵性威胁构成主要挑战:地方政府可能通过多种途径影响其在断点附近的相对位置,导致国家级贫困县资格认定存在明显的自选择倾向。同时,断点设计的外部有效性受限,在断点附近得到的估计结果难以推广到更广泛的地区范围。更为关键的是,相关研究往往将转移支付作为贫困县政策效果的传导机制之一,实际上是假定而非严格验证转移支付的独立作用机制。

2. 测量误差方法

鉴于上述两类方法在评估转移支付的经济增长效应时的局限,本文借鉴并创新性地应用了一种基于数据测量误差的识别策略。其核心思想在于:许多政策的资金分配依赖于统计数据,而统计方法的改进或数据的事后修正往往会带来与经济基本面无关的外生变动。

利用数据测算方法的改变进行实证研究的策略最早可追溯至Pande(2003)。该研究利用印度各邦实行的政治保留制度(Political Reservation),考察强制提高少数群体议员席位数对政策影响力的作用。根据印度宪法,少数民族或低种姓在邦级议会中的席位数需与其人口占比相匹配,但席位调整只在人口普查之后进行,因此,在普查后的首次选举中,席位数量会发生显著变动。作者正是利用这一外生变动来识别政策效应。Gordon(2004)沿用类似思路,评估了美国最大的联邦教育项目Title I的绩效。Title I资金的分配取决于各学区的学生贫困率,而人口普查的实施会导致资金分配出现剧烈变动,作者据此识别其对学校开支的影响。Serrato and Wingender(2016)利用统计方法变化导致的人口数据冲击构造联邦支出的外生变动,进而评估联邦支出对县级经济产出的影响。Kim and Nguyen(2020)在此基础上研究了联邦政府开支对企业投资的影响。Dal Borgo(2024)借助人口普查冲击构造联邦转移支付的外生变动,考察转移支付对市级政府债务的影响。

对于统计方法变更导致数据质量提升,可以从两个视角加以理解:外生冲击视角和误差修正视

角。现有文献通常只聚焦于其中之一。前述 Pande(2003)、Gordon(2004)、Serrato and Wingender(2016)、Kim and Nguyen(2020)、Dal Borgo(2024)的研究均是从外生冲击视角出发,将统计方法变更看作是对人口统计值序列的一次外生冲击,借此考察政策变量对冲击发生后的经济变量的影响,并未对既往数据中包含的测量误差进行探讨。与此相对,误差修正视角则强调统计方法变更可以纠正既往数据中的测量误差,从而为评估冲击发生之前的政策效应提供机会。Chodorow-Reich et al.(2019)利用修正失业率识别出实时失业率中的测量误差,并据此将各州的失业救济时长分解为由真实经济状况决定的部分和由测量误差驱动的部分;以测量误差驱动的部分作为解释变量,发现2008年金融危机之后美国的失业救济时长从26周延长至99周,并未对宏观经济造成显著负面影响。Binz et al.(2022)利用修正GDP数据识别出实时GDP的测量误差,考察其对企业经营决策与盈利能力的影响,发现企业进行决策时不会对初始GDP中的测量误差进行过滤,并且在企业层面观察到的现象在宏观数据中依然存在。

由上述分析可以归纳出利用数据的测量误差进行政策评估的一般思路。研究者关心政策变量 X 对结果变量 Y 的因果效应。政策变量 X 存在一个明确的分配机制,但影响结果变量 Y 的因素可能同时影响分配变量,甚至 Y 本身可能包含在分配变量集合中,因而直接将 Y 回归在 X 上会遭遇混淆因素和反向因果问题。测量误差方法的核心在于剖析 X 的分配机制,并利用其中包含测量误差的变量 Z ,通过统计方法变更或事后修正来识别 Z 的测量误差,从而为因果识别提供外生性来源。依据具体研究情境,可以提炼出如下两类主要的识别方法^①。

第一类是工具变量法。研究者将 Z 的真实值与含测量误差值之间的差异视为 Z 的外生变动,并将其作为工具变量来估计 X 对 Y 的因果效应。此时,分配机制隐含在工具变量估计的第一阶段中,其本身并未被显式建模。Gordon(2004)、Serrato and Wingender(2016)、Kim and Nguyen(2020)的研究均属此类。

第二类是控制回归法。研究者用 Z 的含测量误差值和 X 的实际值估计出 X 的分配机制,再将 Z 的真实值代入该机制,计算出 X 的假想值,并将假想值与实际值的差异视作 X 的外生变动,作为核心解释变量进入回归。Pande(2003)、Chodorow-Reich et al.(2019)、Binz et al.(2022)、Dal Borgo(2024)的研究均可归入此类。

测量误差方法在因果识别方面具有显著优势,但其应用场景至少需要满足两个前提条件:①政策变量 X 的分配机制中必须包含一个带有测量误差的变量 Z ,且 Z 的作用是确定的或能够被准确估计;② Z 的原始数据中所包含的测量误差必须能够被识别。相较而言,第一个条件容易被满足,但第二个条件则极为苛刻。尽管几乎所有数据都不可避免地存在测量误差,但测量误差真正能够被识别的情境非常有限。现有研究主要依赖两种方式探查数据中的测量误差:一是统计机构对历史数据的事后修正(如GDP和失业率);二是利用更高精度的统计方法(如人口普查)。在本文的研究情境中,2010年的第六次人口普查为识别人口数据中的测量误差提供了契机;与此同时,根据《办法》等政策文件,总人口又是转移支付资金分配中的关键决定因素。基于这两点,本文利用人口普查冲击构造转移支付的外生变动,从而识别总体转移支付规模对县域经济增长的因果效应。

本文选择控制回归法而非工具变量法,是基于方法论上的三点考量:①本文所利用的转移支付

① 对现有文献研究情境、估计方法及测量误差作用的归纳参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

变动来源于普查年人口数与非普查年人口数之间的差异,但在人口数据进入转移支付分配机制的过程中,其作用相对复杂。通过直接构造分配机制并计算转移支付的假想值,能够更加灵活地控制时间和空间的异质性因素,更准确地刻画转移支付的外生变动来源。②工具变量法通常要求工具变量与核心解释变量之间存在较强的相关性,而控制回归法通过直接计算外生变动,避免了潜在的弱工具变量问题,可以提高估计效率。③本文不但考察人口普查冲击发生后政策变量对经济结果的影响,同时考察发生之前的政策效应,控制回归法更适合进行这种拓展性的分析。

3. 研究贡献

关于实证层面的贡献。本文利用人口规模的测量误差构造转移支付的外生变动,为转移支付的经济增长效应的因果识别提供了一个相对干净的研究场景。这种方法更有效地缓解了内生性问题,回应了传统面板数据方法和准自然实验方法所面临的核心挑战,从而能够更加精准地识别转移支付的经济增长效应。与现有研究相比,本文的识别策略避免了时变遗漏变量的干扰和平行趋势假设难以满足的困境,为正确理解转移支付制度的作用机制、深化转移支付制度改革提供了更加可靠的经验证据。

关于方法论层面的贡献。本文在测量误差方法的总结与拓展方面做了系统性探索。首先,对已有文献(Pande, 2003; Serrato and Wingender, 2016; Chodorow-Reich et al., 2019)中较为分散的研究思路加以梳理,将其识别逻辑统一到一个一般性的分析框架之下,明确了该方法的核心机制,并区分出工具变量法和控制回归法两类主要估计策略。其次,本文的创新在于首次整合了外生冲击和误差修正两个视角:既利用人口普查这一外生冲击识别转移支付的即期变动,又追溯性地利用历史数据误差修正识别既往政策配置的偏差,实现了“前瞻—回溯”的双向分析,为理解政策效果提供了新的思路。最后,本文提出了一个涵盖误差识别、外生变动构造、双重效应评估和稳健性检验的完整分析框架,不仅总结了测量误差方法在实证研究中的一般做法与适用范围,也为其他依赖统计数据进行资源配置的政策领域提供了可借鉴的工具,从而有助于学者们深化对这一方法的理解和应用。

三、研究设计

本文借助人口普查对人口统计值序列的冲击,测算由此导致的转移支付的外生变动,进而考察转移支付对县域经济增长的影响。为实现这一目标,需要构造一个测度转移支付外生变动的变量,这一变量要能同时反映人口普查冲击的强度和人口统计值对转移支付的作用程度。具体而言,变量构造分为两步:第一步,识别人口普查对人口统计值序列的冲击;第二步,利用县级面板数据估计人口统计值对转移支付的影响,并据此构造转移支付的外生变动。

1. 代表性样本县主要变量的变化

在正式介绍变量构造方法之前,本文先通过一个代表性样本县的情况说明变量构造所利用的特征性事实^①。图1展示了该县2000—2015年的年末总人口、转移支付和一般财政预算收支之差(支出减收入)的变化情况。年末总人口在2010年出现突增,其增幅甚至超过此前9年的累计增长。由于该县在当年并未经历行政区划调整等引起人口规模大幅变动的事件,这一变化只能归因于户籍管理部门对既往人口数据测量误差的集中修正。

① 总人口和转移支付突降的代表性样本县情况参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

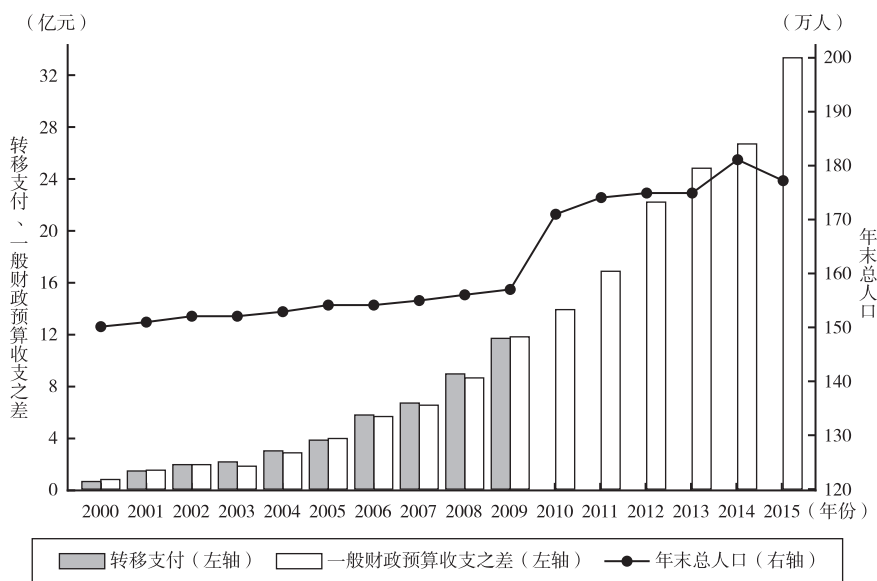


图1 代表性样本县主要变量的变化

注:折线表示按户籍人口口径的年末总人口。

资料来源:转移支付来自相关年份《全国地市县财政统计资料》,年末总人口和一般财政预算收支之差来自相关年份《中国县域统计年鉴》。

从图1中还可以发现,2012年该县的一般财政预算收支之差出现了异常大幅度的上升。鉴于转移支付和一般财政预算收支之差在2000—2009年间几乎相等^①,有充分理由推断,2012年该县的转移支付也发生了相应幅度的突增。之所以人口规模在2010年发生调整而转移支付在2012年才出现明显变化,是由预算制度所决定的:中央和各级地方政府通常在当年下半年开始编制下一年度预算草案,而当年的年度统计数据往往尚未发布,因而用于预算编制的经济和人口指标通常滞后预算年度2年。各级政府在2011年下半年编制2012年预算时所依据的是2010年的数据。因此,2010年人口普查对人口统计值序列的冲击会在2年后,即2012年的转移支付分配中得到体现。

图1传达的直观结论是:2010年第六次人口普查纠正了该县在2001—2009年间积累的人口测量误差,从而对人口统计值序列造成了明显冲击。由于总人口是转移支付资金分配的重要依据,这一冲击进一步导致转移支付大幅增加,具体表现为:2012年转移支付的增幅远超邻近年份。一个自然的问题是,该县的现象是否具有普遍性?这取决于两个条件:①2010年人口普查对县级人口统计值序列的冲击是否广泛存在且足够显著;②转移支付是否会对人口规模的突变作出反应。为验证第一个条件,本文测算了县级行政区在2001—2015年间的平均人口变动率^②。非普查年份的人口变动率基本稳定在1.0%—1.4%的区间,但2010年的人口变动率接近1.8%,显著高于非普查年份。这一结果表明,当实施人口普查时,各县人口统计值序列确实会出现更大的变动。为验证第二个条件,本文绘制了样本县在2009—2010年的人口统计值变动量与2011—2012年一般财政预算收

① 2009年之后,《全国地市县财政统计资料》停止更新,故缺乏县级层面的转移支付数据。

② 计算方法为: t 年人口变动率 = $\frac{1}{n_t} \sum_{i=1}^{n_t} \frac{popu_{i,t} - popu_{i,t-1}}{popu_{i,t-1}} \times 100\%$, 其中, n_t 为 t 年县级行政区总数。样本中

剔除了全部市辖区、4个直辖市和西藏以及当年存在区划调整的行政区。相关年份人口统计值变动率参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

支之差变动额之间的散点图^①。绝大多数样本县分布在第一象限,表明其人口统计值和一般财政预算收支之差均呈现增长趋势。进一步的回归结果显示,拟合线的斜率显著为正,说明总体而言人口统计值增长幅度越大的县,其一般财政预算收支之差的增幅越显著。同时,拟合线的纵截距为正,反映出转移支付规模整体上呈逐年扩大的趋势。

2. 核心解释变量的构造

构造转移支付外生变动的第一步是识别人口普查对人口统计值序列的冲击。为此,本文对户籍人口数序列作如下假定:若2010年未实施人口普查,各县户籍人口数将延续2001—2009年的历史趋势。例如,若某县人口数在2001—2009年间保持匀速增长,则其在2009—2010年间的增幅保持不变。基于这一假定,本文利用2001—2009年户籍人口数据构建预测模型,估计2010年在非普查的假想情形下的人口统计值。Fisher单位根检验结果显示,2000—2009年的人口统计值对数 $\log(popu)$ 为非平稳序列($Z=33.27, p=1.00$),其一阶差分 $\Delta\log(popu)$ 为平稳序列($Z=-42.29, p=0.00$)。基于此,本文采用自回归移动平均(Auto Regressive Moving Average, ARMA)模型对 $\Delta\log(popu)$ 序列进行建模,并预测2010年的反事实人口统计值。模型设定如下:

$$\Delta\log(popu_{it}) = \beta_0 + \sum_{j=1}^p \phi_j \times \Delta\log(popu_{i,t-j}) + \sum_{k=1}^q \theta_k \times \epsilon_{i,t-k} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $\Delta\log(popu_{it})$ 表示*i*县*t*年人口统计值对数的一阶差分。 ϕ_j 是第*j*阶自回归系数,衡量滞后*j*期人口统计值对数的一阶差分对当期的影响,*p*是自回归阶数; θ_k 是第*k*阶移动平均系数,衡量滞后*k*期随机冲击对当期的影响,*q*为移动平均阶数。 ϵ_{it} 表示*i*县*t*年的随机误差。

本文选择的模型规格^②为ARMA(2,1),基于该模型和各县2008—2009年的户籍人口数据,预测得到2010年的反事实人口统计值 $\log(fpou2010)$ 。将其与2010年人口普查数据之差定义为人口普查对人口统计值序列的冲击。需要强调的是,这一冲击并不代表实际人口数量的真实变化,仅仅反映数据质量提升所导致的观测差异,因而其在经济变量决定模型中可被视为具有较强的外生性。

利用人口普查冲击构造转移支付外生变动的理想方法,是将第一步测算得到的反事实人口统计值代入资金分配方程,计算出一个反事实的转移支付分配结果,再将其与真实分配结果相比较,从而得到转移支付的外生变动。然而,这种做法在实践中面临两方面的困难:一是缺乏2009年以后的转移支付数据;二是即便能够获得冲击发生后的转移支付数据,也难以获取各类专项转移支付的具体分配方案。

鉴于此,本文采取的策略是将各类转移支付加总之后,采用面板数据固定效应模型考察人口统计值对转移支付的影响,并尽可能捕捉这种影响在时间和空间两个维度上的异质性。加总之后的转移支付与一般财政预算收支之差十分接近,因此,对于2009年以后的观测值,本文采用一般财政预算收支之差作为转移支付的代理变量^③。这一做法在一定程度上缓解了数据缺失问题,使研究

① 参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

② 候选模型规格及估计结果参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

③ 为验证该代理变量的合理性,本文对2000—2009年的转移支付对数值 $\log(transfer0)$ 与一般财政预算收支之差对数值 $\log(fin_gap)$ 进行*t*检验,结果显示,拒绝了两者均值不存在差异的原假设($p=0.00$)。随后的一元回归结果表明,两者高度相关: $\log(fin_gap)$ 的系数为0.99($t=309.61, p<0.01$),截距项为正但不显著($p=0.30$),模型拟合度较高($R^2=0.85$)。尽管Wald检验拒绝了系数等于1的原假设($F=15.97, p<0.01$),但系数与1的差距仅为0.01,表明一般财政预算收支之差能够较好地刻画转移支付的相对变化,因此,作为代理变量具有较强的合理性。

得以进行。但与此同时,也意味着本文只能考察总体转移支付规模对县级经济增长率的影响,无法进一步探究转移支付结构的影响。

本文在估计人口统计值对转移支付的影响时选择的样本期间为2007—2011年,即冲击发生前5年,回归方程如下:

$$\begin{aligned} \log(\text{transfer}_{i,t}) = & \sum_{p=1}^{26} \beta_1^p \cdot \text{province}_i^p \times \log(\text{popu}_{i,t-2}) + \sum_{s=2007}^{2011} \beta_2^s \cdot \text{year}_i^s \times \log(\text{popu}_{i,t-2}) \times \text{minority}_i \\ & + \sum_{s=2007}^{2011} \beta_3^s \cdot \text{year}_i^s \times \log(\text{popu}_{i,t-2}) \times \text{poverty}_{i,t-1} + \sum_{s=2007}^{2011} \beta_4^s \cdot \text{year}_i^s \times \log(\text{gdppc}_{i,t-2}) \\ & + \gamma \cdot \text{political_relation}_{i,t-1} + \text{year}_i + \text{city}_i + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

其中, *transfer* 是一个混合指标:2007—2009年取实际转移支付数值,而2009年以后由于缺乏县级转移支付数据,则以一般财政预算收支之差作为代理。考虑到转移支付资金层层分配的特点,各省以下层级的转移支付分配机制中,总人口的作用可能存在差异,因此,式(2)允许人口统计值对转移支付的影响在省际之间具有异质性,由第一个加和项加以刻画;第二、三个加和项用于捕捉转移支付对国家级贫困县和民族自治县的倾斜,并允许这种倾斜在不同年份间变化;最后一个加和项则引入地区经济发展水平(人均GDP),同样允许其效应随年份而异。此外,既有研究发现政治关联在专项转移支付分配中可能发挥作用(范子英和李欣,2014),因此,式(2)还控制了各省财政厅厅长的籍贯(*political_relation*),用以刻画官员的本土偏向。

为进一步控制不可观测因素,式(2)纳入城市固定效应和年份固定效应,分别用于吸收地级市层面不随时间变化的特征,以及各年份普遍影响转移支付规模的因素。基于前述预算制度安排,即预算编制时所能使用的统计数据通常滞后预算年度2年,式(2)中人口统计值和人均GDP采用滞后2期,国家级贫困县和财政厅厅长籍贯采用滞后1期,民族自治县不随时间变化。式(2)的回归结果显示^①,人口滞后项对转移支付具有显著的正效应,同时,这一效应在各省份间存在明显差异。

综上,本文首先通过ARMA模型识别了人口普查对人口统计值序列的冲击,并测算出人口统计值对转移支付资金分配的影响。接下来,利用前两步的回归结果构造转移支付的外生变动*shock*。具体而言,将第一步估计的2010年反事实人口数 $\log(\text{fpopu}2010)$ 代入式(2),得到在未发生人口普查情形下2012年转移支付的估计值 $\log(\text{ftransfer}2012)$;然后,将2012年实际转移支付与该估计值之差定义为转移支付的外生变动*shock*:

$$\text{shock} = \log(\text{transfer}2012) - \log(\text{ftransfer}2012) \quad (3)$$

由于*shock*是对数值之差,其数值可理解为由人口普查冲击所导致的转移支付外生变动占转移支付总量的比重。*shock*的经济含义可以从两个角度进行解读:从外生冲击视角看,*shock*衡量了样本县因人口普查而在2012年经历的转移支付外生变动幅度,即相对于反事实情形,转移支付的增减比例。从误差修正视角看,*shock*反映了既往数年转移支付分配中因人口数据测量误差而产生的系统性偏差程度。例如,当某县的*shock* = 0.01时,意味着人口普查修正了其人口统计的低估,使得该县2012年转移支付外生性地增加了1%。这一调整同时揭示了一个重要事实:由于长期存在人口低估,该县在过去数年间持续面临“应得未得”的转移支付,其缺口规模与*shock*值正相关。

为了进一步检验转移支付冲击的外生性,本文将*shock*分别回归在2009年的人口统计值、2011年

① 回归结果参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

的一般财政预算收支之差以及2009年的人均GDP上。结果显示^①,*shock*与人口统计值和一般财政预算收支之差并无显著相关性;与人均GDP呈负相关,但在控制省份固定效应后,系数的绝对值明显下降,且一元回归的拟合优度仅为0.02,不足以对*shock*的外生性构成实质性威胁。即便如此,本文仍在基准回归中控制了样本县期初经济发展水平和样本期内的一般财政预算收支之差,以排除潜在干扰。

3. 回归方程设定

基于核心解释变量*shock*的双重经济含义,本文对其与冲击前后经济增长率的相关性提出差异化理论预期。2012年之后(冲击后时期),*shock*反映转移支付的外生增加幅度;而2012年之前(冲击前时期),*shock*则反映历史上“应得未得”转移支付的相对规模。由此可以推导出两种可能情形:①若转移支付促进经济增长,则*shock*与冲击后增长率应呈正相关(获得更多转移支付的地区增长更快),与冲击前增长率呈负相关(历史上转移支付不足的地区增长相对缓慢);②若转移支付抑制经济增长,则相关性方向相反,即*shock*与冲击后增长率负相关,与冲击前增长率正相关。鉴于人口普查冲击的外生性和转移支付资金分配机制的稳定性,本文的核心解释变量*shock*具有较强的外生性^②,因而可以采用回归方法考察其对经济增长的影响。回归方程设定如下:

$$growth(08-11)_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot shock_i + \beta_2 \cdot \log(gdppc2007_i) + \beta_3 \cdot provdirect_i + \sum_{t=2008}^{2011} \theta_t \cdot \log(transfer_{i,t}) + province_p + \mu_i \quad (4)$$

$$growth(12-15)_i = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot shock_i + \gamma_2 \cdot \log(gdppc2011_i) + \gamma_3 \cdot provdirect_i + \sum_{t=2008}^{2015} \lambda_t \cdot \log(transfer_{i,t}) + province_p + \nu_i \quad (5)$$

其中,*growth*(08-11)和*growth*(12-15)分别表示转移支付冲击发生前(2008—2011年)和发生后(2012—2015年)的GDP平均增长率。为了控制转移支付规模本身的影响,分别在式(4)和式(5)中控制了2008—2011年以及2008—2015年的转移支付对数值。*log*(*gdppc*2007)和*log*(*gdppc*2011)分别表示2007年和2011年的人均GDP对数,用以控制样本县期初经济发展水平。此外,回归方程中还控制了省直管县(*provdirect*)以及省份固定效应,以吸收制度性差异和区域性不随时间变化的特征。

4. 数据与样本

本文所使用的是2000—2015年的县级面板数据。年末总人口、GDP、人均GDP以及一般财政预算收支数据整理自相关年份《中国县域统计年鉴》,2000—2009年的县级转移支付数据来源于相关年份《全国地市县财政统计资料》。参照马光荣等(2016)的做法,GDP、人均GDP和转移支付等名义变量均按各省2000年价格调整为不变价实际变量^③。

本文的样本筛选原则如下:①因经济体量和发展水平差异,剔除4个直辖市和西藏的全部区县;②鉴于市辖区与县(县级市)在财政制度上的根本性差异,剔除所有市辖区;③剔除2001—2015年间存在行政区划变更(如县改区、辖区调整)的县级行政区;④剔除主要变量缺失严重的样本。最终,本文获得26个省(自治区)的1826个县(市)样本。

本文用组内方差占比测度变量的变动性来源。具体计算方法为:将时变变量回归在省份和年份固定效应上并计算残差的标准差,将时不变变量回归在省份固定效应上并计算残差的标准差,分

① 回归结果及*shock*的分布特征参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

② 此外,人口普查作为一项旨在了解国情国力的调查,其本身缺乏影响实体经济的直接渠道,尤其是对普查发生前的经济发展情况而言。因此,*shock*捕捉到的也并非人口普查本身对经济增长的直接效应。

③ 根据国家统计局2018年调整后的各省不变价GDP进行推算得出。

别得到组内标准差,然后将组内方差与方差之比作为组内方差占比。结果显示,核心解释变量 *shock* 和被解释变量 *growth* 的组内方差占比均超过 0.75,说明其变动性主要来自省内差异,因此,本数据集适用于考察同一省份内转移支付外生变动对经济增长的影响^①。

四、实证结果分析

1. 基准回归结果

在研究设计部分,本文测算了由 2010 年人口普查冲击导致的 2012 年转移支付的外生变动 *shock*。把冲击发生前后 3 年的 GDP 平均增长率回归在 *shock* 上,如果转移支付能够促进经济增长,则预期 *shock* 与 *growth*(08-11)呈负相关,与 *growth*(12-15)呈正相关,即 $\beta_1 < 0, \gamma_1 > 0$;如果转移支付抑制经济增长,则预期 *shock* 与 *growth*(08-11)正相关,与 *growth*(12-15)负相关,即 $\beta_1 > 0, \gamma_1 < 0$ 。而如果 β_1 和 γ_1 均不显著异于 0,则可能意味着转移支付既不促进也不抑制经济增长。

表 1 报告了本文的基准回归结果。第(1)—(3)列考察了 *shock* 对 2008—2011 年 GDP 平均增长率的影响,第(4)—(6)列考察了 *shock* 对 2012—2015 年 GDP 平均增长率的影响。第(1)、(4)列仅控制了 2008—2011 年或 2008—2015 年的转移支付规模以及省直管县虚拟变量,结果显示, *shock* 与冲击前的经济增长率显著负相关,而与冲击后的经济增长率显著正相关,这支持了转移支付促进经济增长的假说。第(2)、(5)列进一步控制了各县的期初经济发展水平后, *shock* 与冲击后经济增长率的相关性大小和统计显著性有所下降。

表 1 基准回归结果

变量	<i>growth</i> (08-11)			<i>growth</i> (12-15)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>shock</i>	-0.2701*** (0.0911) [0.0850]	-0.3064*** (0.0937) [0.0903]	-0.0565 (0.0870) [0.0860]	0.2668*** (0.0720) [0.0619]	0.1024* (0.0567) [0.0556]	0.0030 (0.0527) [0.0540]
$\log(gdppc2007)$		-0.0104 (0.0063) [0.0041]	-0.0165** (0.0065) [0.0050]			
$\log(gdppc2011)$					-0.0411*** (0.0039) [0.0025]	-0.0436*** (0.0043) [0.0032]
<i>provdirect</i>	-0.0177* (0.0104) [0.0090]	-0.0143 (0.0108) [0.0092]	-0.0083 (0.0076) [0.0078]	-0.0113* (0.0059) [0.0058]	0.0019 (0.0061) [0.0059]	0.0010 (0.0043) [0.0050]
$\log(transfer)$ 08-11	是	是	是	是	是	是
$\log(transfer)$ 12-15	否	否	否	是	是	是
省份固定效应	否	否	是	否	否	是
样本量	1785	1785	1785	1756	1756	1756
R ²	0.0229	0.0275	0.2523	0.0228	0.1905	0.3536

注: $\log(transfer)$ 08-11 表示 2008—2011 年的转移支付对数, $\log(transfer)$ 12-15 表示 2012—2015 年的转移支付对数。()内的数值为聚类稳健标准误,聚类到地级市层面;[]内的数值为异方差稳健标准误。***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著,根据聚类稳健标准误计算得到。以下各表同。

① 主要变量的描述性统计参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

本文认为,*shock*与经济增长率之间的相关性可能并非因果关系,而是由省份层面不可观测的混淆因素所驱动。中国地区间经济发展水平长期存在显著差异;同时,户籍管理制度的具体执行方式以及转移支付资金的分配机制在各省份之间也存在制度性差异:①各省份在户籍登记与台账管理的准确性方面存在差异,这会导致其在普查年度开展户籍纠错和修正时的力度不同,而且各省份在非普查年度也可能主动开展户口整顿,因此,同样的普查冲击在不同省份可能具有不同的修正强度;②转移支付资金分配是一个层层下拨的过程,各省份的省以下财政转移支付制度存在差异,因而相同的人口变动在不同省份可能会导致不同幅度的转移支付变动。如果这些制度性差异与影响经济增长的因素相关,就可能构成混淆因素,从而在统计上表现为*shock*与经济增长率之间的虚假相关性。

因此,在回归模型中控制省份固定效应是必要的。由于解释变量的变动性主要来自省内差异,控制省份固定效应后,如果*shock*与经济增长率之间确实存在因果关系,则不太可能因为解释变量缺乏变异而导致估计效率不足并掩盖结果。表1第(3)、(6)列的回归结果显示,在控制省份固定效应以后,*shock*与经济增长率之间的相关性完全消失,不仅系数的显著性消失,系数的绝对值也明显衰减,而系数估计的标准误没有发生大幅变化。这表明,在同一省份内部,当某县因为人口被低估而未能获得原本应得的转移支付时,其经济增长率不会显著偏低;而当人口普查纠正了转移支付资金的错配,导致该县的转移支付突然增加时,其经济增长率也不会显著高于其他县。换言之,在本文的样本中,并未发现总体转移支付规模促进或抑制经济增长的证据。

2. 核心解释变量构造的稳健性

基准分析面临的最大挑战是核心解释变量*shock*的构造问题。*shock*并非实际观测到的变量,而是本文基于外生冲击构造出来的指标,因此,其对经济增长率的效应估计不可避免地会受到变量构造过程的影响。具体而言,基准分析中的*shock*主要由两步回归结果来构造:第一步预测2010年反事实人口,用来衡量人口普查对各县人口统计值序列所造成的冲击幅度;第二步评估人口统计值对转移支付资金分配的作用,用来刻画人口变动1单位所引致的转移支付调整幅度。由于缺乏2009年以后的县级转移支付数据,本文采用一般财政预算收支之差作为代理变量,统计口径的变化也可能对*shock*的构造产生影响。

下面通过改变*shock*的构造方法,对上述两个步骤可能存在的问题进行稳健性检验。在第一步回归中,本文采用ARMA(2,1)模型预测2010年的反事实人口。为检验模型规格选择对结果的影响,本文将ARMA(2,1)模型替换为AR(4)模型,得到*shock*的替代变量*shock1*。在第二步估计人口统计值对转移支付的影响时,模型设定同样可能对自变量*shock*的构造产生影响。考虑到全国转移支付总额随时间增长,人口统计值对转移支付的影响也可能随年份变化,即越晚的年份人口统计值对转移支付的影响可能越大。刻画人口统计值对转移支付影响的异质性时,由单一的省份维度扩展为省份与年份两个维度,由此构造*shock*的第二个替代变量*shock2*。此外,基准回归中2009年以后转移支付变量使用一般财政预算收支之差作为代理。为检验统计口径变动可能带来的影响,本文进一步将2009年及以前的转移支付同样替换为一般财政预算收支之差,并采用与*shock*相同的方法构造第三个替代变量*shock3*。

上述三个替代变量分别针对*shock*构造过程中的人口预测模型、转移支付资金分配模型和转移支付数据统计口径进行了调整。回归结果表明,在控制省份固定效应的情况下,三者对经济增长率

的影响均不显著^①。这说明,在 *shock* 的构造过程中,无论是反事实人口估算、对年份异质性的处理,还是数据统计口径的改变,均未对回归结果造成实质性影响。

3.*shock*对转移支付的非线性影响以及财政依赖程度的调节作用

基准分析面临的第二个挑战在于转移支付的外生变动幅度相对较小,平均仅占转移支付总量的 1.50%。若转移支付的变动需超过一定阈值才能对经济增长产生影响,则基准回归结果不显著可能源于 *shock* 幅度过小。为了检验这一假说,本文基于 *shock* 的绝对值进行分组分析。具体做法是:根据 *shock* 绝对值的中位数生成 2 个虚拟变量:1[*shock*≤p50]和 1[*shock*>p50],分别在 *shock* 绝对值小于等于中位数和大于中位数时取值 1。随后,将 *shock* 与这 2 个虚拟变量交互,并将交互项纳入回归模型。2 个交互项的系数能够分别反映小幅冲击和大幅冲击下转移支付对经济增长的差异化效应。表 2 第(1)、(2)列显示,2 个交互项的系数在 5% 水平上均不显著^②。这说明,基准结果中未发现总体转移支付规模对经济增长的影响,这并非 *shock* 本身幅度过小所致。

表 2 *shock* 的非线性影响和财政依赖程度的调节作用

	<i>shock</i> 的非线性影响		财政依赖程度的调节作用	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>growth</i> (08-11)	<i>growth</i> (12-15)	<i>growth</i> (08-11)	<i>growth</i> (12-15)
<i>shock</i> ×1[<i>shock</i> ≤p50]	-1.5990* (0.9493) [1.0302]	-0.7051 (0.5947) [0.6577]		
<i>shock</i> ×1[<i>shock</i> >p50]	-0.0587 (0.0870) [0.0862]	0.0021 (0.0527) [0.0540]		
<i>shock</i> ×1[<i>dependence</i> ≤p50]			0.1585 (0.1087) [0.1111]	0.1086 (0.0773) [0.0811]
<i>shock</i> ×1[<i>dependence</i> >p50]			-0.2040 (0.1331) [0.1137]	-0.0546 (0.0712) [0.0669]
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
样本量	1785	1756	1757	1730
R ²	0.2532	0.3541	0.2532	0.3632

注:第(1)、(3)列中,控制变量为 *log(gdppc2007)*、*log(transfer)* 08-11 和 *provdirect*;第(2)、(4)列中,控制变量为 *log(gdppc2011)*、*log(transfer)* 08-15 和 *provdirect*。

① *shock*2 的构造方式以及不同构造方法下的回归结果参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。
② 第(1)列中, *shock*×1[*shock*≤p50]的系数在采用聚类稳健标准误的情况下在 10% 的水平上显著, *t* 值为 -1.68,但在采用异方差稳健标准误时不显著;并且,边际上的显著性反而在转移支付受到小幅冲击时出现,并不符合理论预期。

接下来考察财政依赖程度^①的影响。在县级层面,一般财政预算支出的主要来源包括本级财政收入和来自上级政府的转移支付。通常,财政支出越依赖转移支付的县,其经济发展自然越容易受到转移支付资金的影响。因此,若转移支付确实对经济增长有影响,那么理应在财政依赖程度更高的县中观察到更强的效应。为了验证这一假说,本文根据样本县2000年的财政收支数据构造了2个虚拟变量:1[$dependence \leq p50$],在财政依赖程度小于等于中位数时取1,否则取0;1[$dependence > p50$],在财政依赖程度高于中位数时取1,否则取0。表2第(3)、(4)列报告了在基准回归中将 $shock$ 替换为上述2个虚拟变量与 $shock$ 的交互项后的回归结果。2个交互项的系数均不显著,表明基准结果中转移支付对经济增长无显著影响的结论并不是由于回归模型未能捕捉财政依赖度的调节作用。

4. 一般财政预算收支之差作为代理变量可能存在的问题

在本文的样本期内,大多数县的财政支出资金主要来源于本级财政收入和上级财政转移支付。因此,一般财政预算收支之差与转移支付规模大致相当。散点图^②显示,一般财政预算收支之差与转移支付大体分布在45°线附近,但离散程度较高。这意味着,当转移支付仅作为回归方程中的控制变量时,在缺失转移支付数据的情况下使用一般财政预算收支之差作为代理变量可能是合理的。然而,在本文的研究框架下,转移支付是核心解释变量,此时若以一般财政预算收支之差作为代理变量,则可能因测量误差过大而导致系数估计结果不显著。

由于缺乏2012年的转移支付数据,本文无法直接检验用一般财政预算收支之差作为代理变量对核心解释变量 $shock$ 的影响,只能进行间接评估。通过对2000—2009年全部样本县的变量时序连线图进行分析,本文发现,转移支付与一般财政预算收支之差之间的偏离并非随机,而是仅在部分样本县中持续存在。基于这一发现,本文推测,若某县在2000—2009年间的转移支付始终与一般财政预算收支之差高度一致,那么2009年之后两者也很可能保持一致。如果这一推测成立,那么筛选出在2000—2009年间2个变量高度一致的样本,并基于该子样本展开实证分析,能够有效减少核心解释变量构造中的测量误差。

本文的筛选方法如下:在2000—2009年的每一年,计算各县两个变量的偏离程度,剔除偏离程度大于0.10的县^③,得到当年偏离程度较低的县;然后,在2005—2009年5个年份中,筛选出至少有4年满足偏离程度较低条件的样本县,得到低偏差样本。在低偏差样本县中,数据离散程度明显降低,2个变量对数差的绝对值的均值从0.19下降到0.10。

在筛选出低偏差样本之后,本文重新估计式(2),并结合式(1)的结果构造替代变量 $shock4$ 。 $shock4$ 的均值、取值范围、标准差以及组内方差比例等统计特征均与基准变量 $shock$ 接近,说明用一般财政预算收支之差作为转移支付的代理变量并未对核心解释变量的构造产生实质性影响。进一步地,本文使用低偏差样本考察 $shock4$ 对普查前后经济增长率的影响,回归结果^④表明,在控制省份固定效应的情况下, $shock4$ 与冲击前后的经济增长率均不显著相关,即便在低偏差样本中,总体转移支付规模仍未体现出促进或抑制经济增长的效应。

① 参考张国建等(2019)、郗曼等(2021),本文将一般财政预算支出与一般财政预算收入的比值称为财政依赖程度。比值越大,地方财政对上级的依赖程度越高。

② 参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

③ 计算转移支付与一般财政预算收支之差这两者差值的绝对值,再分别计算其占转移支付和一般财政预算收支之差的比例,得到2个偏离程度指标,只要任意一个偏离程度指标大于0.10,就剔除该观测值。

④ 参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

5. 卫生公共投资

上述三方面的分析为基准结果的稳健性提供了较为充分的证据,即本文构造的 *shock* 与经济增长率不相关。然而,如果 *shock* 仅仅是一个缺乏实际经济含义的随机误差,那么上述结果本身并不足以证明总体转移支付规模没有经济增长效应。事实上,转移支付是县级财政支出的重要来源,其中,均衡性转移支付的政策目标是实现地区间公共服务均等化,因而县级公共投资理应与总体转移支付规模呈正相关。如果 *shock* 能够真实反映转移支付的外生变动,那么其应当与冲击前的公共投资负相关,与冲击后的公共投资正相关。基于这一思路,本文选取冲击前后 3 年样本县人均病床数增长率作为反映卫生公共投资的指标^①,检验 *shock* 与公共投资之间的相关性,表 3 报告了相应的回归结果。

表 3 转移支付对卫生公共投资的影响

	人均病床数平均增长率(08-11)				人均病床数平均增长率(12-15)			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>shock</i>	-0.1468 (0.1268) [0.1185]				0.2370* (0.1241) [0.1215]			
<i>shock1</i>		-0.1486 (0.1264) [0.1183]				0.2381* (0.1243) [0.1217]		
<i>shock2</i>			-0.1386 (0.1302) [0.1238]				0.2324* (0.1271) [0.1252]	
<i>shock3</i>				-0.3472* (0.2070) [0.1908]				0.3725* (0.2026) [0.1942]
控制变量	是	是		是	是	是		是
省份固定效应	是	是		是	是	是		是
样本量	1786	1786	1786	1786	1748	1748	1748	1748
R ²	0.0677	0.0677	0.0676	0.0686	0.1292	0.1292	0.1290	0.1290

表 3 第(1)—(4)列考察总体转移支付规模对 2008—2011 年人均病床数平均增长率的影响,第(5)—(8)列考察总体转移支付规模对 2012—2015 年人均病床数平均增长率的影响。第(1)、(5)列的核心解释变量为 *shock*,第(2)、(6)列为 *shock1*,第(3)、(7)列为 *shock2*,第(4)、(8)列为 *shock3*。回归结果显示,在普查前(即第(1)—(4)列),*shock* 越大,即应得未得的转移支付规模越大,人均病床数的平均增长率越低,说明转移支付资金的缺位抑制了卫生公共投资,但仅第(4)列的结果具有统计显著性;在普查后(即第(5)—(8)列),*shock* 越大,人均病床数的平均增长率越

① 根据匿名评审专家的建议,本文在有限的条件数据下还选取了中小学生的均师资、生均学校数量作为被解释变量,考察转移支付对教育公共投资的影响,但未发现显著关系。正如匿名评审专家所指出的,这可能反映了教育投入指标的刚性特征,其变化受到人口结构、编制管理以及教育发展规律等多重因素的约束,难以在短期内对转移支付变动作出响应。

高,表明额外获得的转移支付推动了地方政府的卫生公共投资,并且这一组估计结果在统计上显著。

总体看,这些结果表明总体转移支付规模对地方公共投资具有显著影响,侧面印证了转移支付在促进地区公共服务均等化方面的积极作用。表3的发现不仅契合转移支付制度的均等化目标,也与现有文献的结论一致,这说明本文所构造的核心解释变量 *shock* 并非缺乏经济意义的随机噪声,而是确实反映了总体转移支付规模的外生变动。

五、总结

本文利用2010年第六次人口普查对人口统计值序列产生的冲击,构造了总体转移支付规模的外生变动,并据此考察其对县域经济增长的影响。由于人口普查冲击仅源于统计方法的改变,本身具有较强的外生性,因而相较于现有研究,本文在内生性处理上更加干净。实证结果表明,在本文所考察的期间内,总体转移支付规模并不具有显著的经济增长效应。这一结论在多种稳健性检验下依然成立。进一步的分析发现,转移支付在促进地区公共服务均等化方面具有积极作用。

基于本文的主要结论,应当重新审视转移支付制度在促进经济增长方面的作用。经济发展不能仅依赖转移支付推动,而应更多依靠市场机制优化资源配置,激发地方经济活力。因此,未来政策在继续发挥转移支付均等化功能、保障落后地区基本公共服务的同时,更应引导地方政府转变发展理念,减少对上级财政的依赖,注重培育市场力量,推动产业发展和技术创新,以实现更具内生动力和可持续性的经济增长。与此同时,本文的发现也为深化转移支付制度改革提供了启示:改革应当更加突出公共服务均等化的核心目标,完善资金分配与使用的激励约束机制,并强化与市场化改革的衔接,以提升制度的效率和政策效果。

在本文研究的基础上,未来可以进行以下两个方面的拓展研究:①拓展转移支付绩效的评估维度。本文构造了转移支付的外生变动,并主要考察其对经济增长和卫生公共投资的影响。未来研究可以在获得更全面数据的条件下,利用这一核心解释变量进一步评估转移支付在其他方面的绩效,例如,其对区域发展不平衡的调节作用,或对地方政府财政收支行为和激励约束机制的影响。②推广测量误差方法的应用。本文利用人口普查带来的人口数据质量提升作为外生冲击进行实证研究。这类基于统计修订或方法变更的识别策略在其他情境下同样具有应用潜力。例如,中国的GDP数据存在多轮修订,既包括季后初步核算与年度常规修订,也包括因经济普查、新基础资料引入或核算方法更新而进行的特殊修订。这些修订同样可能为研究者识别经济变量的外生变动、评估相关政策效应提供机会。

〔参考文献〕

- [1]陈友华,孙永健.人口普查数据与行政统计数据偏离现象研究——以中国四大城市为例[J].人口与经济,2022,(3):86-96.
- [2]范剑勇,朱国林.中国地区差距演变及其结构分解[J].管理世界,2002,(7):37-44.
- [3]范子英.中国的财政转移支付制度:目标,效果及遗留问题[J].南方经济,2011,(6):67-80.
- [4]范子英,李欣.部长的政治关联效应与财政转移支付分配[J].经济研究,2014,(6):129-141.
- [5]范子英,张军.粘纸效应:对地方政府规模膨胀的一种解释[J].中国工业经济,2010,(12):5-15.

- [6]郭庆旺,贾俊雪,高立.中央财政转移支付与地区经济增长[J].世界经济,2009,(12):15-26.
- [7]江新昶.转移支付、地区发展差距与经济增长——基于面板数据的实证检验[J].财贸经济,2007,(6):50-56.
- [8]李丹,裴育,陈欢.财政转移支付是“输血”还是“造血”——基于国定扶贫县的实证研究[J].财贸经济,2019,(6):22-39.
- [9]林毅夫,蔡昉,李周.中国经济转型时期的地区差距分析[J].经济研究,1998,(6):5-12.
- [10]卢洪友,卢盛峰,陈思霞.关系资本、制度环境与财政转移支付有效性——来自中国地市一级的经验证据[J].管理世界,2011,(7):9-19.
- [11]马光荣,郭庆旺,刘畅.财政转移支付结构与地区经济增长[J].中国社会科学,2016,(9):105-208.
- [12]郝曼,付文林,范燕丽.财政依赖与地区减贫增收——基于国家级贫困县面板数据的实证研究[J].财政研究,2021,(7):66-79.
- [13]徐明.中央转移支付的减贫效应评估:基本事实,潜在机制和提升路径[J].财经研究,2021,(5):109-123.
- [14]杨开忠.中国区域经济差异变动研究[J].经济研究,1994,(12):28-33.
- [15]袁飞,陶然,徐志刚,刘明兴.财政集权过程中的转移支付和财政供养人口规模膨胀[J].经济研究,2008,(5):70-80.
- [16]张国建,佟孟华,李慧,陈飞.扶贫改革试验区的经济增长效应及政策有效性评估[J].中国工业经济,2019,(8):136-154.
- [17]张凯强.转移支付与地区经济稳定——基于国家级贫困县划分的断点分析[J].财贸经济,2018,(1):54-69.
- [18]詹新宇,崔培培.中央对地方转移支付的经济增长质量效应研究——基于省际面板数据的系统GMM估计[J].经济学家,2016,(12):12-19.
- [19] Binz, O., W. J. Mayew, and S. Nauareddy. Firms' Response to Macroeconomic Estimation Errors [J]. Journal of Accounting and Economics, <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2021.101454>, 2022.
- [20]Boadway, R. The Theory and Practice of Equalization[J]. CESifo Economic Studies, 2004, 50(1): 211-254.
- [21]Boadway, R.W., and P.A.R. Hobson. Intergovernmental Fiscal Relations in Canada[R]. Canadian Tax Paper, 1993.
- [22]Chodorow-Reich, G., J. Coglianese, and L. Karabarbounis. The Macro Effects of Unemployment Benefit Extensions: A Measurement Error Approach[J]. Quarterly Journal of Economics, 2019, 134(1): 227-279.
- [23]Dal Borgo, M. Effect of a Transfer Shock on Subnational Debt: Micro Evidence from Mexico[J]. Journal of Public Economics, <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2024.105251>, 2024.
- [24]Gordon, N. Do Federal Grants Boost School Spending? Evidence from Title I[J]. Journal of Public Economics, 2004, 88(9-10): 1771-1792.
- [25]Kim, T., and Q. H. Nguyen. The Effect of Public Spending on Private Investment[J]. Review of Finance, 2020, 24(2): 415-451.
- [26]Meng, L. Evaluating China's Poverty Alleviation Program: A Regression Discontinuity Approach [J]. Journal of Public Economics, 2013, 101: 1-11.
- [27]Oates, W.E. An Essay on Fiscal Federalism[J]. Journal of Economic Literature, 1999, 37(3): 1120-1149.
- [28]Pande, R. Can Mandated Political Representation Increase Policy Influence for Disadvantaged Minorities? Theory and Evidence from India[J]. American Economic Review, 2003, 93(4): 1132-1151.
- [29]Park, A., S. Wang, and G. Wu. Regional Poverty Targeting in China[J]. Journal of Public Economics, 2002, 86(1): 123-153.
- [30]Serrato, J. C. S., and P. Wingender. Estimating Local Fiscal Multipliers[R]. NBER Working Paper, 2016.
- [31]Shah, A. The Reform of Intergovernmental Fiscal Relations in Developing and Emerging Market Economies [M]. Washington, D. C.: World Bank, 1994.

Transfer Payments and Economic Growth: New Evidence Based on a Measurement-Error Method

JIANG Ting, WANG Cheng-cheng

(School of Economics, Renmin University of China)

Abstract: Since the 1994 tax-sharing reform, transfer payments have served as a central pillar of China's intergovernmental fiscal system. Yet accurately assessing their impact on economic growth remains challenging due to severe endogeneity concerns, including reverse causality—since economic performance partly determines transfer allocations—and omitted variable bias arising from institutional and political factors that jointly influence transfer payments and economic growth. Existing studies typically exploit temporal-spatial variation in panel data, exogenous policy shocks, or policy eligibility cutoffs for identification. However, in the context of China's transfer system, these strategies face contextual limitations: time-varying confounders weaken fixed-effects estimates, quasi-experimental regional policies often violate parallel trends, and eligibility-based designs are susceptible to manipulation or have limited external validity. As a consequence, empirical findings on the growth effects of transfer payments remain highly inconsistent.

Recognizing that population size is a key determinant in China's transfer payment allocation rules, this paper employs a distinct identification strategy based on the exogenous shock to county-level population statistics produced by the 2010 Sixth National Population Census. Since the census reflects improvements in measurement rather than true demographic changes, the census-induced revisions provide plausibly exogenous shifts in the reported population numbers that govern the allocation of transfer funds. Combining counterfactual population forecasts with estimated sensitivities of transfer payments to population at the province level, the paper constructs an exogenous measure of aggregate transfer payment changes. This allows a cleaner assessment of the causal effect of transfer payments on county-level economic growth.

Using county-level panel and cross-sectional data from 2000 to 2015, this paper finds that, after controlling for province fixed effects, aggregate transfer payments are not significantly related to economic growth. Extensive robustness checks, including alternative counterfactual population models, adjustments to the allocation specification, richer heterogeneity structures, and the use of low-deviation subsamples, confirm the robustness of this finding.

Although aggregate transfer payments do not exhibit measurable growth effects, additional analysis shows that the constructed exogenous variation is significantly associated with public health investment, as measured by the growth of hospital bed capacity. This indicates that transfer payments do contribute to the equalization of basic public services, while confirming that the census-induced variation captures economically meaningful changes rather than statistical noise.

This paper makes the following contributions. Empirically, it provides a cleaner identification strategy and offers new evidence on the long-debated growth effects of transfer payments. Methodologically, it systematizes the logic of measurement-error-based identification approaches and provides a marginal yet meaningful extension to their empirical application by integrating the perspectives of exogenous shocks and error correction.

Keywords: transfer payments; economic growth; measurement error; population census

JEL Classification: C44 H30 O47

[责任编辑:覃毅]