

财政转移支付对地区经济增长的影响

——基于空间断点回归的实证研究

王丽艳 马光荣*

摘要: 本文基于中国28个省份的县域层面统计数据,通过西部大开发这一自然实验以及空间断点回归方法研究了财政转移支付对地区经济增长的影响。研究发现,转移支付显著地促进了获得地的GDP增长。人均转移支付每增加1%,将导致人均GDP增加约1%。为了解决GDP的统计质量问题,我们还利用夜间灯光亮度作为经济增长的代理变量,发现转移支付的正向作用依旧存在。机制分析发现,转移支付显著地促进了县级政府的生产性财政支出,但是对教育、医疗等民生性公共品的改善作用有限。本文的政策建议是,对经济落后地区的转移支付,除了支持地方基本建设外,还应加大对地方民生性公共品的支持。

关键词: 转移支付;经济增长;空间断点设计

一、引言与文献综述

改革开放近40年来,中国经济实现了飞速增长,尽管中国地区间发展速度差距趋于缩小,但是区域发展绝对差距仍然较大,不平衡问题依然十分突出。从人均享有公共品来看,中西部地区公共品不足依旧很严重。近些年来中央在分配转移支付资金方面大幅度地向中西部地区倾斜,2016年中西部地区获得的转移支付占中央转移支付比重超过了80%。^① 转移支付逐渐成为中西部地区财政收入的重要来源之一,尤其对于落后的西部地区。统计数据显示,西部12省份获得的转移支付(不含税收返还)占西部地区地方本级财政收入的比重从1995年的0.42上升至2016年的1.35。^② 增加转移支付使得地方政府有更多财力提供基础设施和公共服务(Scott, 1952; Wilde, 1971; 李永友、沈玉平, 2009; 杨龙见等, 2015),吸引更多人口和资本的流入,从而促进经济的增长。那么如此大规模的偏向性转移支付是否会促进落后地区的经济增长呢? 这是本文所要研究的主要内容。

* 王丽艳,中国人民大学财政金融学院,邮政编码:100872,电子信箱:wliyan99@ruc.edu.cn;马光荣(通讯作者),中国人民大学财政金融学院,邮政编码:100872,电子信箱:grma@ruc.edu.cn。

本文得到国家自然科学基金项目“高铁的经济效应——市场力量与地方政府行为的双重作用”(项目号:71773125)、国家自然科学基金项目“财政转移支付对经济发展影响的微观机制”(项目号:71403278)的资助。感谢匿名审稿人的中肯建议,当然,文责自负。

①数据来源:财政部官网 <http://yss.mof.gov.cn/2017zyys/>,这里转移支付不包括税收返还。

②数据来源:财政部官网 <http://yss.mof.gov.cn/2017zyys/>和全国地市县财政统计资料以及中国国家统计局。

转移支付影响经济增长的机制主要有以下两方面:一方面,转移支付能够促进地方政府提供更多的生产性公共品,从而促进经济增长。具体来讲,生产性公共品的增加有利于吸引外来企业和人口,带动地方经济的发展。另一方面,转移支付可能对地方政府发展经济产生负向激励作用,从而抑制经济增长。首先,转移支付可能会带来预算软约束问题,使得转移支付支出效率降低,导致地方政府规模扩大,行政管理支出增加,民生性支出和生产性支出被挤占;其次,由于一般性转移支付是为了平衡地区间发展差异,因此经济发展水平与地方政府所获得的转移支付呈反向相关关系,直接削弱地方政府发展经济的激励,从而可能不利于经济增长。因此,综合来看,转移支付对经济增长的影响主要取决于上述两种机制中哪种占主导作用。

国内外有大量文献研究了转移支付对地区经济增长和地区差距的影响,但是研究结论存在正反两种观点。从正面观点来看,国外研究中,Feyrer 和 Sacerdote (2012)以及 Serrato 和 Wingender (2016)分别使用不同的工具变量,研究均发现转移支付对地区经济增长有显著正向作用。国内研究中,江新昶(2007)发现中央政府对地方政府的转移支付每增加 1 亿元,地方经济增长率将提高 0.02 个百分点。马光荣等(2016)将转移支付具体分为一般转移支付和专项转移支付,发现专项转移支付对经济增长的作用更大。从反面观点来看,国外文献中,Garcia-Mila 和 McGuire(2001)研究发现转移支付政策并没有刺激贫困地区私人投资的增加,对整个经济体的改善效果并不显著。Dias 和 Silva (2004)发现地区获得中央政府转移支付没有带来显著的经济收敛以及贫困地区经济发展水平的改善。国内文献中,郭庆旺等(2009)研究表明随着分税制改革以后,转移支付规模的过快增长与财政收支分权不相适应,使得转移支付对地区经济增长产生了抑制作用。从长期来看,转移支付对经济增长会产生负向影响(范子英、张军,2010)^①。除此之外,马拴友和于红霞(2003)、安虎森和吴浩波(2016)等从经济收敛的角度研究了转移支付与经济增长的关系,发现转移支付没有起到缩小地区经济差距的作用。

以上国内文献在经济增长的度量上均使用传统的经济增长衡量方法。但是由于中国县级层面的 GDP 数据是由县级政府管辖下的统计局负责收集汇总得到的,县级地方政府为了在政绩考核中获得晋升,有强烈的动机去篡改该县的 GDP 数据^②(Holz, 2014; Gao, 2015),正是由于这种核算机制和官员晋升激励的扭曲,导致中国县域的 GDP 数据存在质量问题。Rawski (2001)认为中国从 1998 年开始,GDP 数据就开始被过分夸大,同时国内一些学者认

^①原因在于,转移支付会导致预算软约束,具体表现为转移支付过多地用于地方行政规模的扩大,挤占了民生性支出和生产性支出,对长期经济增长产生抑制作用(付文林、沈坤荣,2012;袁飞等,2008)。而且更多的转移支付意味着集权,集权则减弱了地方政府发展经济的激励,因而可能从“援助之手”变为“攫取之手”(陈抗等,2002)。

^②2009 年上半年,中国 31 个省份的实际国内生产总值之和达到 15.38 万亿元,但是这个数据远远超过中国国家统计局公布的数据(13.98 万亿元)。两者相差 1.4 万亿元,误差为 10%,远远大于正常统计误差(2%)。

2017 年辽宁省委副书记、省长陈求发在政府工作报告中首次对外确认辽宁省所辖市、县在 2011-2014 年期间存在财政数据造假,指出在 2011-2014 年“官出数字、数字出官”,导致经济数据被注入水分,这是辽宁省首次公开确认数据造假。资料来源:何勇,2017:《辽宁省长陈求发:我们顶着压力挤压数据造假的水分》,《人民日报》1 月 17 日, <http://china.huanqiu.com/hot/2017-01/9962549.html>。

为中国官方数据存在虚高现象(孟连、王小鲁,2000),不能排除地方数据造假的嫌疑。因此本文参考了Henderson等(2012)的方法,使用校准后的卫星灯光数据来衡量县市层面的经济增长。这对GDP测算误差较严重的地区而言,能够提供有利的参考依据。此外,国外越来越多文献开始着重解决转移支付与经济增长的内生性问题(Hortacsu et al., 2011; Feyrer and Sacerdote, 2012),但是从我们掌握的国内文献来看,很少有文章较好地处理了变量的内生性问题。

因此,与上述研究经济增长与转移支付的文献相比,首先,本文基于中国西部大开发这一自然实验,较好地处理了转移支付与经济增长的内生性问题,并采用空间断点回归分析方法进行估计,使结果更加准确。其次,数据上,本文同时采用了各县市的夜间灯光数据来度量中国经济增长,有利于弥补地方统计部门统计失真问题,进一步佐证了转移支付显著地促进了地方经济的增长这一结论。最后,本文还从生产性支出和民生性支出等角度多方面检验了转移支付对经济增长的作用机制,并且发现转移支付显著增加了县级政府的生产性财政支出(基本建设支出),但是对教育、医疗等民生性公共服务的改善作用较为有限。

本文余下部分的结构安排如下:第二部分为研究设计,介绍了实证模型和数据描述;第三部分汇报了实证分析的基本结果以及稳健性检验;第四部分为作用机制分析;第五部分为结论与启示。

二、研究设计

(一) 实证模型

为了检验转移支付对经济增长的影响,本文分别采用OLS和模糊RD方法进行估计。

首先设定OLS模型如下:

$$PGDP_{ij,t} = \alpha + \beta_0 Transfer_{i,lag} + \beta_1 X_{i,t} + \mu_i + \eta_t + \xi_{i,t} \quad (1)$$

(1)式中: i 表示县, j 表示地区, t 表示年份。这里的 t 取两个时期,1999和2010年。由于西部大开发正式实施时间是2000年10月26日,因此,本文选择1999年为基期。 $PGDP_{ij,t}$ 是 t 年 j 地区 i 县人均GDP,核心解释变量是人均转移支付,由于转移支付对经济增长的影响并不仅仅是当年效应,即不仅仅是当年的转移支付会影响经济增长,过去若干年的转移支付将会对经济增长产生较长时间的作用。鉴于此, $Transfer_{i,lag}$ 表示 i 县过去5年人均转移支付总额。具体地,对1999年第 i 个县的观测值来说, $Transfer_{ij,t}$ 是1994–1998年五年内该县获得的转移支付总额与1999年该县常住人口之比^①。同时,为了进行稳健性检验,我们也将报告过去4年、过去3年以及过去1年人均转移支付总额对经济增长的影响。 $X_{i,t}$ 表示除了人均转移支付以外的其他解释变量集,本文控制了产业结构、人口密度、人均财政收入、年末金融机构贷款余额和1999年的人均GDP,其中产业结构是用第二产业增加值比第三产业增加值来衡量,人口密度用年末常住人口比土地面积来衡量。 μ_i 表示县的固定效应, η_t 表示年份的固定效应, $\xi_{i,t}$ 表示误差项。对(1)式进行差分,得到:

^①类似地,对2010年第 i 个县的观测值来说, $Transfer_{i,lag}$ 是2005–2009年五年转移支付总额与2010年常住人口之比。

$$PGDP_{ij,t} - PGDP_{ij,t-11} = \beta_0(Transfer_{i,t} - Transfer_{i,t-11}) + \beta_1(X_{i,t} - X_{i,t-11}) + (\eta_t - \eta_{t-11}) + (\xi_{i,t} - \xi_{i,t-11}) \quad (2)$$

对于(2)式^①,尽管从一定程度上控制了一些不随时间变动的因素(如风俗习惯、地形等),但是由于转移支付与经济增长之间存在反向因果关系,通常经济和地理条件较差的地区,更可能得到转移支付,故直接用 OLS 估计得到的结果会偏离真实值。为了克服这一问题,本文参考了 Almond 等(2009)和 Dell(2010)的方法,采用空间断点方法来解决内生性问题。具体来说,本文使用西部大开发政策实施的临界线^②作为空间断点^③。由于内蒙古是少数民族聚集区^④,而少数民族人口比重较大的地区可能更容易获得转移支付,因此基准回归中没有考虑内蒙古。

基本的制度背景是为了均衡西部与东部地区人均财力差距,2000 年中央提出了“西部大开发”实施战略,其中主要的优惠政策便是给予西部地区大规模的转移支付^⑤,尽管在 2004 年中央又提出了“中部崛起”,但是和西部地区相比,优惠政策有很大的区别,转移支付力度与西部地区相差较大。为了控制“中部崛起”政策可能带来的影响,我们在下面的回归方程中对该政策进行了控制。

本文使用模糊断点回归方法进行估计,具体的估计方程如下:

第一阶段回归:

$$\Delta Transfer_{ij} = \theta + \lambda Westdevelop + \beta_1 X_i + f(\text{geographic} \cdot location_i) + \sum_{m=1}^{11} a_m dummy_m + b_i accordwest + \zeta_{ij} \quad (3)$$

第二阶段回归:

$$\Delta PGDP_{ij} = \alpha + \gamma \Delta Transfer_{ij} + \beta_2 X_i + f(\text{geographic} \cdot location_i) + \sum_{m=1}^{11} e_m dummy_m + f_i accordwest + \xi_{ij} \quad (4)$$

(3)、(4)式中:被解释变量 $\Delta PGDP_{ij} = PGDP_{ij,t} - PGDP_{ij,t-11}$,即用第 2010 年人均实际 GDP 的

①这里 $t=2010$ 。

②这里的临界线与中西部省份之间的边界线基本重合,由于湖南省湘西土家族苗族自治州和湖北省恩施土家族苗族自治州也享受了西部大开发待遇,因此这两个省边界线外扩成这两个州的边界线。此外,吉林省延边朝鲜族自治州也享受西部大开发政策优惠,但由于其距离边界线太远,不符合本文的识别策略,因此本文的回归样本中并不包括延边朝鲜族自治州。

③雷根强等(2015)用到了这一制度断点,发现转移支付对城乡收入差距呈现扩大效应。与他们的研究不同,本文主要考察了转移支付对经济增长的影响。

④100 km 带宽内,内蒙古少数民族人口占比为 24.79%,与其接壤的省份少数民族占比为 10.44%,人口密度也差别很大,内蒙古人口密度为 0.05 人/平方米,而与其接壤的其他省份人口密度为 0.12 人/平方米。另外广西的民族人口占比相对广东高,但是由于其民族县主要聚集的地方距离边界线较远,因此,对结果影响较小。

⑤在转移支付以前,如果东部地区人均财力水平是作为 100 计算的话,中部地区只有 35,西部地区只有 40 左右,通过转移支付以后,东部地区人均财力水平如果是 100 的话,西部地区已经达到了 97,中部地区达到 76~77,分配的均衡度大大提高。参见郭晋晖,2012:《中央财政转移支付超 4 万亿 西部人均财力接近东部》,《第一财经日报》3 月 19 日。

对数值减 1999 年人均实际 GDP 的对数值,这里 $t = 2010$ 。 $Westdevelop$ 表示是否享受西部大开发政策,边界线左边的县域是处理组^①,取 1;边界线右边是控制组^②,取 0。 $\Delta Transfer_{ij}$ 表示 j 地区 i 县实际人均转移支付的变化,计算方式为 $Transfer_{ij,t} - Transfer_{ij,t-11}$ 。 $f(\text{geographic} \cdot \text{location}_i)$ 表示了 i 县的地理位置。根据 Dell (2010) 的建议,本文将经纬度作为驱动变量,并用距离多项式做稳健性检验,理由是经纬度可以捕捉地理上的二维空间,而用到边界的距离作为驱动变量,只能捕捉到一个维度。 ζ_{ij} 和 ξ_{ij} 是随机扰动项。

此外, X_i 是其他控制变量,包括民族县和贫困县的虚拟变量,年末金融贷款变化以及 1999 年人均 GDP。 $accordwest$ 表示是否比照西部大开发实施政策的哑变量^③,中部地区有 243 个县在 2006 年享受到了该政策,故取 1,其他县取 0。 $dummy_m$ 是参照 Dell (2010)、Dell 和 Querubin (2016)、Dell 等 (2017) 的做法,控制了边界线的固定效应,本文将边界线平均分成了 12 段 ($dummy_m$, m 取 1-11),分别测算了每个县到 12 段边界线的距离,距离最近的边界线时赋值 1,否则为 0。这样处理的好处是,控制了边界上不同段的固有差异,可以对距离同一段边界较近的县进行比较,从而使得回归结果更加可信。

(二) 数据描述

样本选择方面,本文包括了 28 个省份的数据,由于西藏数据缺失较严重以及海南属于海岛省份不在边界线的两侧,故没有包括海南和西藏地区的样本,同时内蒙古的少数民族占比较大,也没有包括在样本范围内。此外由于市辖区的财政体制与普通县市具有系统性差异,本文去掉了所有市辖区样本,同时本文没有考虑县改区以及县改市的样本。因此,本文最终包括的样本数量为 1 756 个县市。

本文采用的经济发展水平指标数据来自《中国县市社会经济统计年鉴》和《中国区域统计年鉴》,转移支付数据来自《全国地市县财政统计资料》,这里的转移支付不包含税收返还。^④ 夜间灯光数据来源于 NOAA 所公布的全球夜间灯光数据^⑤,分别由 F10、F12、F14、F15、F16 以及 F18 六颗卫星观测所得,在此基础上,借鉴了 Liu 等 (2012) 的方法,对灯光数据进行了校准,用每个县市每年的平均灯光亮度来衡量该地区的经济发展水平。贫困县数据是根据 2001 年公布的贫困县名单来确定的。

为了消除价格因素的影响,各年份的经济指标均使用了分省的 GDP 平减指数(以 1994

①处理组包括西部省份(除内蒙古之外)所有县市,以及湖南省湘西土家族苗族自治州、湖北省恩施土家族苗族自治州。

②控制组包括中部和东部省份的所有县市,但不包括已享受西部大开发政策的湖南省湘西土家族苗族自治州和湖北省恩施土家族苗族自治州,这部分县市已划归处理组。值得注意的是,吉林省延边朝鲜族自治州既不在控制组,也不在处理组。

③为贯彻落实《国务院办公厅关于中部六省比照实施振兴东北地区等老工业基地和西部大开发有关政策范围的通知》(国办发[2007]2号),国务院研究确定,中部六省中 26 个城市比照实施振兴东北地区等老工业基地有关政策,243 个县(市、区)比照实施西部大开发有关政策。

④转移支付=原体制补助+专项补助+一般性转移支付补助+民族地区转移支付补助+农村税费改革转移支付补助+中小学教师工资转移支付补助+增发国债补助+农村义务教育补助+调整工资转移支付补助+缓解县乡财政困难转移支付补助+结算补助+企事业单位预算划转补助+其他补助+省补助单列市+调入资金。

⑤灯光数据下载网站:<https://www.ngdc.noaa.gov/eog/dmsp/downloadV4composites.html>。

年为基期)进行平减。为了剔除极端值的影响,本文对各指标最大和最小的 1%的样本分别进行了 winsorize 中心化处理。表 1 是描述统计分析。

表 1 主要指标的描述性统计分析表

变量	平均值	标准差	最小值	最大值
Δ 人均 GDP(log)(1999-2010 年)	1.09	0.36	0.07	2.41
Δ 过去 5 年人均转移支付总额	2.31	0.56	0.73	3.86
Δ 过去 4 年人均转移支付总额	2.39	0.58	0.71	3.98
Δ 过去 3 年人均转移支付总额	2.47	0.60	0.71	4.09
Δ 过去 1 年人均转移支付总额	2.79	0.62	1.23	4.36
到边界线的距离(100km)	-1.01	9.58	-27.05	38.68
西部大开发	0.39	0.49	0	1
比照西部大开发	0.14	0.34	0	1
Δ 灯光亮度(log)(1999-2010 年)	2.02	0.64	0.57	4.33
Δ 产业结构(1999-2010 年)	0.37	2.92	-12.57	104.85
Δ 人均财政收入(log)(1999-2010 年)	1.53	0.66	-1.02	4.77
Δ 人口密度(1999-2010 年)	0.00	0.01	-0.06	0.08
贫困县	0.30	0.46	0	1
民族县	0.24	0.43	0	1
Δ 税收收入 ^① (2000-2007 年)	-0.08	0.90	-2.77	2.48
Δ 年末金融机构贷款余额(1999-2010 年)	1.13	0.61	-1.41	3.00
Δ 第一产业增加值(1999-2010 年)	1.00	0.34	0.17	2.41
Δ 第二产业增加值(1990-2010 年)	1.80	0.65	-0.04	4.18
Δ 第三产业增加值(1999-2010 年)	1.53	0.43	0.30	2.97
平均基本建设支出 ^② (1999-2006 年)	2.59	2.02	-6.57	7.38
平均教育支出(1999-2006 年)	5.02	0.33	4.22	6.71
平均医疗支出(1999-2007 年)	3.57	0.58	1.93	6.05
平均社会保障支出(1999-2007 年)	1.75	0.78	-2.56	4.46
Δ 年末就业人数(2000-2010 年)	-0.03	0.54	-3.38	2.61
Δ 医院卫生病床数量(1999-2010 年)	0.37	0.39	-2.16	2.09
Δ 社会福利院数量(2000-2010 年)	0.14	1.12	-4.30	4.72
Δ 福利院床位数量(2000-2010 年)	1.30	1.11	-3.47	6.70
Δ 本地电话用户数量(2000-2010 年)	0.79	0.51	-1.65	3.69

注:有些经济指标为负,是因为本文所有经济指标均剔除了物价影响,同时使用的是 2010 年和 1999 年差分后的结果。其中《全国地市县财政统计资料》中基本建设支出和教育支出只统计了到 2006 年,医疗支出、社会保障支出以及税收收入均只统计到 2007 年。

三、实证结果与分析

(一) 双向固定效应回归分析

根据回归式(2),本文首先汇报了双向固定效应回归结果,见表 2,在回归过程中控制了产业结构、人口密度、人均财政收入、金融贷款变化以及基期的人均 GDP。表 2 第(1)列控制了人均财政收入以及人口密度的变化,结果表明转移支付对经济增长有显著的促进作用,具体地,人均转移支付每增加 1%,人均 GDP 增加 0.059%;第(2)、(3)列是再依次控制产业结

①这里税收收入的计算方法是根据《全国地市县财政统计资料》里增值税数据推算得到,并剔除物价指数。

②由于基本建设支出、教育支出、医疗支出、社会保障支出带来的效果并不止于当年效应,因此这里用的是每年人均指标来衡量该项支出的水平。

构变化、年末金融机构贷款余额变化、1999 年人均 GDP 后的回归结果,系数的波动幅度很小。

表 2 人均转移支付与经济增长

模型	(1)	(2)	(3)
被解释变量: Δ 人均 GDP			
Δ 过去 5 年人均转移支付总额	0.059*** (0.014)	0.055*** (0.015)	0.050*** (0.014)
Δ 人均财政收入	0.299*** (0.014)	0.289*** (0.014)	0.289*** (0.015)
Δ 人口密度	-6.617*** (1.529)	-6.779*** (1.516)	-5.974*** (1.379)
Δ 产业结构		0.014 (0.012)	0.012 (0.012)
Δ 年末金融机构贷款余额			0.047*** (0.014)
1999 年人均 GDP			-0.118*** (0.014)
观测值	1 620	1 620	1 616
R^2	0.284	0.296	0.337

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著,括号内数字为稳健标准误。其中 Δ 人均 GDP 是用 2010 年人均 GDP 的 log 值减 1999 年人均 GDP 的 log 值得到, Δ 过去 5 年人均转移支付总额用 2005–2009 年人均转移支付总额的 log 值减去 1994–1998 年人均转移支付总额的 log 值得到,产业结构和人口密度均用 2010 年与 1999 年之差来衡量,人均财政收入以及年末金融机构贷款余额变化均用 2010 年和 1999 年取 log 后差值来度量。

虽然人均转移支付对经济增长的双向固定效应结果很稳健,但是由于人均转移支付与经济增长存在双向因果关系,表 2 的回归结果很可能偏离真实值。因此,下文的重点在于处理人均转移支付可能存在的内生性问题,并在尽可能解决内生性问题的基础上,进一步研究转移支付与经济增长之间的关系,从而检验上述效果是否真实存在。为了克服转移支付的内生性问题,本文采用空间地理断点方法,详细过程见下面断点回归分析部分。

(二) 断点回归结果

1. 平衡性检验

使用断点回归进行因果识别要满足的第一个识别假设是:在西部大开发实施之前,保证边界两侧所有相关的变量变化是平滑的。这个假设条件是为了确保边界线右侧的县市刚好构成左侧县市的反事实组。为了证实该假设的可行性,本文对分界线两边地区人口密度、农民纯收入、平均海拔、平均坡度^①、人均 GDP、财政收入、少数民族人口占比、城市化率等作为被解释变量进行了平衡性检验,结果见表 3。具体来讲,首先,断点附近两侧的地理特征是相似的,包括坡度、海拔;其次,断点附近两侧人均转移支付、城市化率以及人均财政收入、人口密度、农民人均纯收入都是很接近的,无论带宽选择 100 km 还是 200 km,两侧差异均不明显;最后,两侧县市经济发展水平也是连续的,见表 3 第(5)列和图 1。因此,以上结果均说明断点两侧满足连续性的基本假定。第二个识别假设是边界附近不存在样本操纵,由于本文采用的是地理断点,因此不存在事前为了享受西部大开发政策,将边界附近中部的某个县人为划为西部地区。

^①利用 SRTM(Shuttle Radar Topography Mission)数据计算每个网格的平均坡度和海拔。

表 3 平衡性检验结果

变量	(1) 人口 密度	(2) 农民人均 纯收入	(3) 平均 海拔	(4) 平均 坡度	(5) 人均 GDP	(6) 人均财 政收入	(7) 人均转 移支付	(8) 少数民族 人口占比	(9) 城市 化率
200 km 带宽									
西部大开发	-0.005 (0.004)	0.091 (0.108)	5.912 (67.44)	0.168 (0.382)	-0.227* (0.124)	-0.0197 (0.163)	-0.042 (0.225)	0.005 (0.054)	-0.005 (0.012)
经纬度多项式	一阶	一阶	一阶	一阶	一阶	一阶	一阶	一阶	一阶
观测值	340	349	349	349	356	356	353	355	355
R ²	0.174	0.587	0.699	0.443	0.350	0.115	0.140	0.604	0.137
100 km 带宽									
西部大开发	-0.003 (0.003)	0.143 (0.105)	3.269 (56.990)	0.206 (0.310)	-0.136 (0.114)	0.008 (0.171)	-0.112 (0.242)	-0.005 (0.045)	-0.005 (0.010)
经纬度多项式	一阶	一阶	一阶	一阶	一阶	一阶	一阶	一阶	一阶
观测值	196	197	200	200	203	203	201	202	202
R ²	0.429	0.744	0.76	0.698	0.442	0.171	0.202	0.712	0.107

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著，括号内数字为稳健标准误。第(1)、(2)、(5)、(6)和(7)列指标来自 1999 年《中国县市社会经济统计年鉴》和《全国地市县财政统计资料》，第(3)和(4)列是根据 SRTM 数据计算每个网格的平均海拔和坡度，网格代表一个县或市，第(8)和(9)列数据是根据 2000 年全国人口普查数据计算得到。

使用模糊断点回归分析方法的另一个要求是，存在一个真实的一阶段回归结果。从图 2 可以看到人均转移支付总额增加值在驱动变量断点处存在明显的跳跃，这表明西部大开发实施地区的人均转移支付水平增加幅度要明显高于未实施地区。

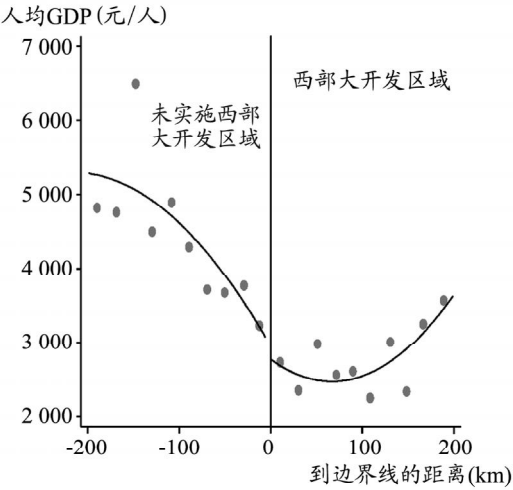


图 1 1999 年人均 GDP 的断点图

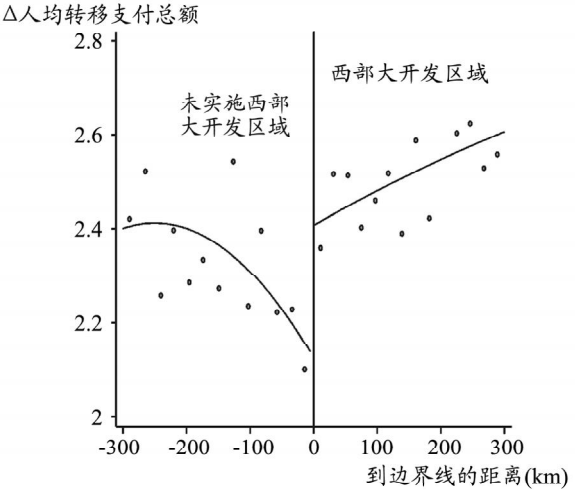


图 2 过去 5 年人均转移支付总额的增加值

由于断点回归设计对模型设定条件非常敏感，如果估计结果随设定条件变化而呈现较大幅度波动，那么应当对回归结果存疑。现有文献主要通过调整带宽、变换多项式形式来进行稳健性检验。Gelman 和 Imbens (2014) 认为当带宽较大时，高阶多项式估计结果更加准确，带宽较小时，低阶更精确。因此，本文主要汇报了一次多项式和二次多项式^①的结果。同时，选择带宽 200 km 以及一阶多项式的结果作为基准回归结果。

^① x 为经度， y 为纬度，经纬度的二次多项式为： $x+y+x^2+y^2+xy$ 。

2. 回归结果分析

根据回归式(3)和(4),得到断点回归结果(见表4),其中从第一阶段回归结果来看,西部大开发实施地区人均转移支付总额增加值要高出未实施地区约0.3%。在不同带宽水平下,回归结果系数变化幅度不大,且大多在1%的统计水平下显著。并且改变经纬度多项式形式以及用距离多项式替代后,回归结果依旧稳健(由于篇幅限制此处没有报告)。说明西部大开发的实施确实显著地带来了转移支付额度的增加。

从第二阶段回归结果来看,人均转移支付每增加1%,将导致人均GDP增加约1%,系数在5%统计水平下显著。断点回归估计系数与双向固定效应回归结果符号一致,数值是其10倍左右,这表明双向固定效应低估了转移支付对人均GDP变化的影响。当将带宽调整为100 km时,尽管样本量减少将近一半,但是回归系数依旧在5%统计水平显著,且带宽变动回归系数波动幅度很小,说明我们的结果具有很强的稳健性。

表 4 人均转移支付对经济增长的 RD 回归

模型编号	(1)	(2)	(3)
样本范围	300 km	200 km	100 km
第二阶段(被解释变量:Δ人均GDP)			
Δ过去5年人均转移支付总额	0.710* (0.368)	1.234** (0.578)	0.833** (0.374)
第一阶段			
西部大开发	0.277*** (0.085)	0.264*** (0.094)	0.366*** (0.115)
经纬度多项式	一阶	一阶	一阶
边界的虚拟变量	是	是	是
观测值	493	346	198

注:***、**、* 分别表示在1%、5%、10%水平下显著,括号内数字为稳健标准误。

下面对不同时间段人均转移支付总额与经济增长之间的相关性进行研究,结果发现西部大开发对过去4年和过去3年人均转移支付以及过去1年人均转移支付总额影响显著为正。并且不同时间段人均转移支付总额对经济增长均有显著的促进作用,且系数随时间段不同略有下降。具体地,表5第(1)列表明过去4年人均转移支付总额每增加1%,人均GDP增加1.581%,相比过去5年人均转移支付对经济增长的回归结果,回归系数增大但显著性有所下降。第(2)列表明过去3年人均转移支付每增加1%,人均GDP增加1.15%。第(3)列表明人均转移支付增加1%,人均GDP增加约0.84%。从以上结果可知,转移支付对经济增长有长期影响。

表 5 不同时期转移支付总量对经济增长的实证结果(200 km)

模型编号	(1)	(2)	(3)
第二阶段(被解释变量:Δ人均GDP)			
解释变量	过去4年人均转移支付	过去3年人均转移支付	过去1年人均转移支付
系数(标准差)	1.581* (0.918)	1.150** (0.549)	0.841* (0.464)
第一阶段			
西部大开发	0.206** (0.100)	0.279*** (0.107)	0.351** (0.137)
经纬度多项式	一阶	一阶	一阶
边界的虚拟变量	是	是	是
观测值	347	347	345

注:***、**、* 分别表示在1%、5%、10%水平下显著,括号内数字为稳健标准误。

3. 稳健性检验

为了检验结果的稳健性,我们将经纬度一阶多项式改为二阶多项式,并且将经纬度多项式换成距离多项式。具体地,表6第(1)列是将经纬度一阶多项式变为二阶多项式,并且汇报了200km的回归结果,与基准结果相比,回归结果系数波动幅度较小,均在1附近,且在5%统计水平下显著。表6第(2)列是将经纬度一阶多项式变换成距离一阶多项式后的回归结果,回归结果在5%的水平下显著。第(3)列加入了控制变量,包括1999年人均GDP、贫困县、民族县的虚拟变量等,从结果可以看出回归系数仍然显著且系数变化很小。

表6 第二阶段稳健性检验结果

模型编号	(1)	(2)	(3)
样本范围	200 km	200 km	200 km
被解释变量	Δ 人均 GDP		
Δ 过去5年人均转移支付总额	0.905** (0.396)	0.954** (0.469)	0.992** (0.534)
经纬度多项式	二阶	—	一阶
距离多项式	—	一阶	—
额外的控制变量	否	否	是
边界的虚拟变量	是	是	是
观测值	344	344	344

注:***、**、* 分别表示在1%、5%、10%水平下显著,括号内数字为稳健标准误。

根据徐康宁等(2015)的研究发现夜间灯光亮度与GDP存在显著正向关系,因此夜间灯光亮度一定条件下可以作为GDP的替代变量。由此,本文采用了各县市夜间灯光数据来度量中国的实际经济增长,力求从一个相对客观的视角来检验转移支付对地区经济增长的影响。从表7的回归结果可知,在400km和300km带宽时,系数在1.6附近,且在10%的水平上显著;带宽为200km时,系数仍然为正。^① 总体来看,回归结果进一步支持了前面的结论,表明人均转移支付对经济增长起到了促进作用。

表7 人均转移支付与灯光亮度

带宽	(1) 400 km	(2) 400 km	(3) 300 km	(4) 300 km	(5) 200 km	(6) 200 km
第二阶段回归(被解释变量: Δ 灯光亮度)						
Δ 过去5年人均转移支付总额	1.516** (0.627)	1.639** (0.762)	1.700* (0.926)	1.541* (0.856)	1.121 (0.943)	0.797 (0.670)
经纬度多项式	一阶	二阶	一阶	二阶	一阶	二阶
观测值	594	594	453	453	312	312

注:***、**、* 分别表示在1%、5%、10%水平下显著,括号内数字为稳健标准误。

此外,由于西部大开发实施过程中,中央政府除了给西部地区大量的转移支付以外,还有相应的其他方面的政策优惠,主要是金融扶持以及税收优惠政策。为了识别这两个政策是否会对结果产生干扰,本文分别进行了以下检验。首先,通过已有的数据检验了西部大开发对企业实际税率的影响,发现西部大开发虽然提出了一系列的税收优惠政策,但是中西部地区企业实际税率并没有显著差异^②。其次,为了消除金融贷款政策对经济增长的可能影

^①不显著的可能原因是用灯光亮度来描述真实的GDP,存在一定误差,样本量越小,该误差的影响可能越大。

^②限于篇幅,本文未汇报实际税率的结果,感兴趣的读者可以来信索取。

响,将年末金融机构贷款余额的变化作为控制变量加入回归方程中再次进行回归,结果见表 8,从结果可知,人均转移支付增加依旧显著地促进了地区经济的增长。

表 8 控制其他政策后人均转移支付与经济增长结果

模型编号	(1)	(2)	(3)
	300km	200km	100km
第二阶段(被解释变量: Δ 人均 GDP)			
Δ 过去 5 年人均转移支付总额	0.538 (0.337)	1.007** (0.489)	0.760** (0.365)
第一阶段			
西部大开发	0.276*** (0.0858)	0.277*** (0.0963)	0.337*** (0.116)
Δ 年末金融机构贷款余额(log)	是	是	是
经纬度多项式	一阶	一阶	一阶
边界的虚拟变量	是	是	是
观测值	490	345	198

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著,括号内数字为稳健标准误。

四、机制分析

下面对转移支付与经济增长的机制进行检验,结果见表 9。首先,从公共支出角度来看,转移支付显著地促进了县级政府基本建设财政支出的增加,对年末就业人数有正向作用但是不显著,见表 9 第(7)–(8)列。具体地,当人均转移支付总额每增加 1% 时,基本建设支出增加约 7%。表 9 第(1)–(6)列依次表明转移支付对医院卫生病床数、社会福利院数量、社会福利院床位数量、教育支出、医疗支出以及社会保障支出均没有显著的改善作用,经纬度一阶多项式结果表明,转移支付甚至对医疗支出和社会保障支出有显著的负向作用。由此,说明转移支付可能更多地被用于基础建设支出,用于福利性支出的规模较小。

表 9 渠道检验(200 km 带宽)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	医院卫生 病床增加 数量	社会福利 院增加 数量	社会福利 院床位增 加数量	教育 支出	医疗 支出	社保 支出	基本 建设 支出	年末就 业人数 增加量
经纬度一阶多项式								
Δ 过去 5 年人均 转移支付(log)	0.289 (0.296)	-0.755 (1.285)	0.933 (1.338)	-0.027 (0.175)	-0.523* (0.269)	-2.335*** (0.826)	6.868* (3.876)	0.335 (0.282)
经纬度二阶多项式								
Δ 过去 5 年人均 转移支付(log)	0.366 (0.340)	-1.587 (2.052)	0.859 (1.925)	0.097 (0.247)	-0.468 (0.337)	-1.897*** (0.588)	6.778* (3.501)	0.441 (0.362)
边界虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	331	298	296	346	346	346	242	346

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著,括号内数字为稳健标准误。其中医院卫生病床数、社会福利院数量、社会福利院床位数、年末就业人数的数据来源于《中国县市社会经济统计年鉴》,县级政府的教育支出、医疗支出、社保支出以及基本建设支出的数据来源于《全国地市县财政统计资料》。

由以上机制分析可知,转移支付对西部地区经济的增长主要通过生产性投资驱动,但是对于经济落后地区医疗、教育、社会保障等福利性部门没有起到重要的改善作用。

五、结论与启示

本文基于西部大开发这一自然实验,利用模糊断点回归分析方法发现转移支付对经济

增长有显著的促进作用。利用夜间灯光数据作为 GDP 的替代变量进行回归,结果依旧显著为正。与此同时,发现转移支付促进经济增长主要的作用机制是显著地促进了政府的生产性财政支出增长,但是转移支付对改善民生性公共服务作用有限。

基于实证分析得到的结论,本文有以下两点启示:(1)经济落后地区整体上还处于投资驱动的经济发展阶段,基础设施还有较大的完善空间,应继续增加对基本建设方面的支出,以进一步缩小地区间基础设施水平的差距。(2)政府应增加对薄弱环节、改善民生方面的支出,加大对农业、教育、医疗卫生、社会保障等领域的投入力度,真正实现公共服务均等化的目标。

参考文献:

- 1.安虎森、吴浩波,2016:《转移支付与区际经济发展差距》,《经济学(季刊)》第2期。
- 2.陈抗、A.L.Hillman、顾清扬,2002:《财政集权与地方政府行为变化——从援助之手到攫取之手》,《经济学(季刊)》第4期。
- 3.范子英、张军,2010:《中国如何在平衡中牺牲了效率:转移支付的视角》,《世界经济》第11期。
- 4.付文林、沈坤荣,2012:《均等化转移支付与地方财政支出结构》,《经济研究》第5期。
- 5.郭庆旺、贾俊雪、高立,2009:《中央财政转移支付与地区经济增长》,《世界经济》第12期。
- 6.江新昶,2007:《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》,《财贸经济》第6期。
- 7.雷根强、黄晓虹、席鹏辉,2015:《转移支付对城乡收入差距的影响——基于我国中西部县域数据的模糊断点回归分析》,《财贸经济》第12期。
- 8.李永友、沈玉平,2009:《转移支付与地方财政收支决策——基于省级面板数据的实证研究》,《管理世界》第11期。
- 9.马光荣、郭庆旺、刘畅,2016:《财政转移支付结构与地区经济增长》,《中国社会科学》第9期。
- 10.马拴友、于红霞,2003:《转移支付与地区经济收敛》,《经济研究》第3期。
- 11.孟连、王小鲁,2000:《对中国经济增长统计数据可信度的估计》,《经济研究》第10期。
- 12.徐康宁、陈丰龙、刘修岩,2015:《中国经济增长的真实性和全球夜间灯光数据的检验》,《经济研究》第9期。
- 13.杨龙见、徐琰超、尹恒,2015:《转移支付形式会影响地方政府的收支行为吗?——理论研究和经验分析》,《财经研究》第7期。
- 14.袁飞、陶然、徐志刚、刘明兴,2008:《财政集权过程中的转移支付和财政供养人口规模膨胀》,《经济研究》第5期。
- 15.Almond, D., Y.Chen, M.Greenstone, and H.Li.2009.“Winter Heating or Clean Air? Unintended Impacts of China's Huai River Policy.” *American Economic Review* 99(2): 184-190.
- 16.Dell, M.2010.“The Persistent Effects of Peru's Mining Mita.” *Econometrica* 78(6): 1863-1903.
- 17.Dell, M., and P.Querubin.2016.“Nation Building through Foreign Intervention: Evidence from Discontinuities in Military Strategies.” NBER Working Paper 22395. <http://www.nber.org/papers/w22395>.
- 18.Dell, M., N.Lane, and P.Querubin.2017.“The Historical State, Local Collective Action and Economic Development in Vietnam.” NBER Working Paper 23208.<http://www.nber.org/papers/w23208>.
- 19.Dias, M.F., and R.Silva.2004.“Central Government Transfers and Regional Convergence in Portugal.” ERS Conference Papers ersa04p443, European Regional Science Association. <https://ideas.repec.org/p/wiw/wiwsa/ersa04p443.html>.
- 20.Feyrer, J., and B.Sacerdote.2012.“Did the Stimulus Stimulate the Effects of the American Recovery and Reinvestment Act.” Mimeo Dartmouth College Working Paper. https://www.dartmouth.edu/~bsacerdo/Stimulus2012_06_21.pdf.
- 21.Gao, J.2015.“Pernicious Manipulation of Performance Measures in China's Cadre Evaluation System.” *The China Quarterly* 223: 618-637.
- 22.Garcia-Mila, T., and T.J. McGuire.2001.“Do Interregional Transfers Improve the Economic Performance of Poor Regions? The Case of Spain.” *International Tax and Public Finance* 8(3): 281-296.
- 23.Gelman, A., and G.Imbens.2014.“Why High-Order Polynomials Should Not Be Used in Regression Discontinuity Designs.” NBER Working Paper 20405.<http://www.nber.org/papers/w20405>.
- 24.Henderson, J.V., A.Storeygard, and D.N.Weil.2012.“Measuring Economic Growth from Outer Space.” *American Economic Review* 102(2): 994-1028.
- 25.Holz, C.A.2014.“The Quality of China's GDP Statistics.” *China Economic Review* 30: 309-338.
- 26.Hortacsu, A., L.Jakab, and T.Moskowitz.2011.“Economic Effects of US Federal Disaster Relief Programs.” University of Chicago Working Paper.<http://home.uchicago.edu/~laszloj/research.html>. (下转第73页)

High Speed Railway Development and Urban–Rural Income Inequality: Evidence from Chinese Cities

Chen Fenglong, Xu Kangning and Wang Meichang
(School of Economic and Management, Southeast University)

Abstract: This paper takes 275 cities of China from 2007 to 2014 as the object of study and explores the impact of HSR(High Speed Railway) development on urban–rural income inequality of Chinese cities with the HSR frequency data. The results show that the development of HSR is conducive in narrowing the income gap between urban and rural areas and the impact is heterogenous among cities. The positive role of HSR is more biased to cities from eastern provinces, the large population size cities as well as cities abutting large cities. In addition, the speed of HSR does not have any different impact on the urban–rural income inequality. But the performance between the origin train and the non–origin train is very different. The IV estimations support the conclusion above. Further study finds that the population flow and capital flow are important mechanisms in promoting the development of HSR to reduce the income inequality between urban and rural areas in China.

Keywords: High Speed Railway, Urban–Rural Income Inequality, Population Mobility

JEL Classification: O18, R40

(责任编辑:惠利、陈永清)

(上接第14页)

27. Liu, Z., C. He, Q. Zhang, Q. Huang and Y. Zhang. 2012. "Extracting the Dynamics of Urban Expansion in China Using DMSP–OLS Nighttime Light Data from 1992 to 2008." *Landscape and Urban Planning* 106(1): 62–72.
28. Rawski, T. G. 2001. "What Is Happening to China's GDP Statistics?" *China Economic Review* 12(4): 347–354.
29. Serrato, J. C. S., and P. Wingender. 2016. "Estimating Local Fiscal Multipliers." NBER Working Paper 22425. <http://www.nber.org/papers/w22425>.
30. Scott, A. D. 1952. "The Evaluation of Federal Grants." *Economica* 19(76): 377–394.
31. Wilde, J. A. 1971. "Grants-in-Aid: The Analytics of Design and Response." *National Tax Journal* 24(2): 143–155.

The Impact of Transfer Payments on Regional Economic Growth: An Empirical Analysis through Spatial Regression Discontinuity Design

Wang Liyan and Ma Guangrong
(School of Finance, Renmin University of China)

Abstract: Using county–level data from 28 provinces of China, We use the natural experiment of western development and the method of spatial regression discontinuity to study the influence of fiscal transfer payments on the regional economic growth of China. Studies show that transfer payments significantly contribute to the regional GDP growth. GDP growth will be boosted by 1%, if the transfer payments increase 1%. In order to solve the problem of statistical quality of GDP, we use the county–level light data as the proxy variable for GDP, the relationship still exists. Mechanism analysis find that transfer payments achieve economic growth mainly through the channel of increasing infrastructure investment, but it plays a limited role in providing welfare public goods such as education and health care. Policy suggestion of this paper is that transfer payments in the backward regions should not only support infrastructure construction, but also local government's public goods.

Keywords: Inter–governmental Transfer, Economic Growth, Spatial Regression Discontinuity Design

JEL Classification: H41, H7, O12

(责任编辑:赵锐、彭爽)