



经济理论与经济管理

工作论文系列

Working Paper Series

精准扶贫、人口流动与地区经济差距

仇童伟

ETBMWP2024030

- * 本刊编辑部推出工作论文项目，将“拟用稿”而尚未发表的稿件，以工作论文的方式在官网呈现，旨在及时传播学术成果，传递学术动态。
本刊所展示的工作论文，与正式刊发版可能会存在差异。如若工作论文被发现存在问题，则仍有被退稿的可能。各位读者如有任何问题，请及时联系本刊编辑部，期待与您共同努力、改进完善。
联系人：李老师；联系电话：010-62511022

精准扶贫、人口流动与地区经济差距

仇童伟

[摘要] 本文利用县域面板数据结合 2000—2020 年人口普查资料，系统考察了精准扶贫对地区经济差距的影响，以及人口流动在其中的角色扮演。结果显示，精准扶贫政策的实施确实有助于缩小地区经济差距，但效果相对有限。一个重要的原因在于，精准扶贫存在加速贫困县常住人口流失的倾向，而常住人口流失扩大了地区经济差距。进一步证据显示，贫困县人口流失对地区经济差距的激发作用明显强于其他地区；对于处在城市群或南方地区的贫困县，精准扶贫在降低其与其他地区经济差距中的作用更为明显；对于处在城市群或北方地区的贫困县，精准扶贫会导致他们流失更多常住人口。本文为认识精准扶贫的经济作用及其要素配置效应，优化后扶贫时代脱贫地区扶持策略提供了经验证据，但本文仅是对精准扶贫经济效应的短期评估，其经济潜力仍需长期观察。

[关键词] 地区经济差距；精准扶贫；人口流动

一、引言

2013 年开始实施的精准扶贫，是人类历史上规模最大、力度最强的脱贫攻坚战。关于中国脱贫奇迹何以出现，王雨磊和苏扬（2020）认为行政统筹机制、资金机制、扶贫干部队伍管理机制、村组织建设机制、考评和问责机制的有效衔接，以及“集中力量办大事”的国家治理体制是关键。在针对帮扶企业的税收优惠政策、贫困地区产业扶持政策等相继落实后，扶贫绩效益发凸显。例如，2015~2019 年，贫困地区农民人均经营性收入从 3282 元增至 4163 元，产业扶贫贡献率高达 57%；截止 2020 年 8 月底，832 个贫困县建成种植、养殖、加工业等各类产业基地超过 30 万个，引进培育各类企业 6.76 万家，直接带动贫困人口近 1200 万人（陈锡文和韩俊，2021）。到了 2020 年底，我国现行标准下 9899 万农村贫困人口全部脱贫，832 个贫困县全面摘帽，12.8 万个贫困村全部列出^①。

除了消除绝对贫困，扶贫的另一项重要职能是通过产业扶持，缓解地区间的发展不平衡问题，从而推进共同富裕（陈锡文和韩俊，2021）。其原因在于，当前东西部经济发展差距的持续扩大、南北差距的形成、发达与欠发达地区发展的严重不平衡已经影响到中国经济持续健康发展

* 仇童伟，南京农业大学经济管理学院，邮政编码：210095，电子邮箱：15150561782@163.com。本文得到国家社科基金重大项目（23&ZD116）的资助。感谢匿名审稿人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，作者文责自负。

① http://www.gov.cn/xinwen/2021-02/25/content_5588869.htm

仇童伟：精准扶贫、人口流动与地区经济差距

(盛来运等, 2018)。然而, 关于扶贫与地区经济发展关系存在争论。部分研究认为, 扶贫相关政策有效促进了地区经济增长。例如, 张国建等 (2019) 研究表明, 扶贫改革试验区获得了产业、金融等多方面财政支持, 实现了当地经济的增长。周迪和王明哲 (2019) 发现, 享受扶贫政策地区的城镇化率、固定资产投资、金融覆盖率都显著增加, 并对地区经济起到了积极影响。此外, 贫困县政策的实施还通过提高县域金融机构贷款规模、调整固定资产投资、合理规划产业结构、提升居民受教育程度和增进就业等多种渠道改善了贫困县经济状况 (金浩等, 2020; 范从来和赵锦春, 2023; 刘奥龙等, 2023)。减贫还能增加人们对物质资本和人力资本的投资, 有效阻断因代际传递诱发的贫困陷阱, 进而助力经济发展。

另一部分研究则认为, 由于缺乏有效的配套制度, 扶贫开发重点县政策不仅未能促进地方经济增长, 反而扩大了区域差距 (郑家喜和江帆, 2016)^②。贫困地区还存在扶持落后产业的倾向, 这会造成扶贫资金的低效率使用。加之贫困县退出机制不完善, 扶贫政策的实施效果受到了严重限制 (金浩等, 2020)。此外, 扶贫政策的减贫效果也存在争议。实际上, 大多数发展中国家的减贫机制并不完善, 使得扶贫资金并未到达真正需要它们的贫困人口手中 (朱梦冰和李实, 2017)。刘穷志 (2009) 甚至发现, 公共转移支付不但未减少农村贫困, 反而使得他们更加贫困。

除上述原因外, 扶贫政策诱发人口加速流出是另一个可能加剧地区经济差距的原因。尽管扶贫可能带来贫困地区经济增长, 但这并不意味着他们对流动人口的吸引力就会增加。一方面, 贫困县与其他地区的经济势差依然巨大, 经济势差则是决定人口流向的动因 (邢春冰等, 2013)。另一方面, 扶贫政策的实施同时降低了贫困县人口流动的机会距离和地理距离, 可能引发人口加速流出。就业扶贫和对口支援, 使得贫困人口寻找工作的机会成本大幅下降; 交通等基础设施的改善, 在缩短地理距离的同时也会加速人口流动 (李静等, 2021)。

众多研究显示, 人口集聚是城市经济和规模经济形成的关键。流动人口集聚能有效提升城市创业活跃度 (叶文平等, 2018), 促进对外贸易转型升级和区域创新, 进而推动地区经济发展 (伍山林, 2016)。尽管许召元和李善同 (2008) 发现, 部分国家的人口流动可以促进地区经济收敛, 但对于人口净流出的地区, 高质量劳动力的流失将直接降低其创新活力。人口流失还会造成劳动力供给不足, 影响企业进入与发展, 反映为人口净流出地区面临“用工荒”。尤其对于贫困地区, 其人口的加速流出很可能造成扶贫中的产业和基础设施投资陷入低效率使用困境, 由此弱化精准扶贫在缩小地区经济差距中的作用。

然而, 目前尚缺乏相关研究考察精准扶贫对地区经济差距的影响, 并探讨人口流动在其中的角色扮演, 这不利于在后扶贫时代持续优化对脱贫地区的扶持策略。本文主要工作包括: 第一, 以精准扶贫为准自然实验, 借助双重差分倾向得分匹配法 (PSM-DID) 评估精准扶贫对地区经济差距的影响; 第二, 利用双重差分法 (DID) 评估精准扶贫对贫困县常住人口流动的影响; 第三, 利用工具变量 (IV) 方法检验人口流动对地区经济差距的影响。本文主要贡献在于: 第一, 较早评估了精准扶贫对地区经济差距的影响, 对于理解该政策的区域发展平衡作用具有参考价值; 第二, 从人口流动的角度出发, 探讨精准扶贫诱发的要素配置及其经济影响, 可为优化贫困地区发展策略提供经验与理论依据。

本文拟采用县域面板数据结合 2000—2020 年人口普查数据进行实证分析。文章剩余部分安排如下: 第二部分为研究假说, 理论阐述了精准扶贫政策影响地区经济差距的内在逻辑, 以及人口流动在其中扮演的角色; 第三部分为研究设计与数据样本; 第四部分为实证结果与讨论; 第五

^② 需要指出的是, 他们研究中的扶贫开发重点县是《中国农村扶贫开发纲要 (2001—2010 年)》提出来的 592 个国家级扶贫开发重点县, 与精准扶贫阶段的 832 个国家级贫困县不是一回事。

部分为异质性分析；第六部分为结论与政策启示。

二、研究假说

（一）精准扶贫对地区经济差距的影响

探究精准扶贫对地区经济差距的影响，需明确精准扶贫过程中，国家在贫困县到底开展了哪些有别于其他地区的工作。一方面，虽然欠发达地区可能在资源禀赋上存在一定的优势，但缺乏与产业、技术相适应的软硬基础设施，由此导致要素禀赋难以起到支撑地区发展的作用（林毅夫，2017）。另一方面，对于欠发达地区经济组织的经营与创业来说，由于市场容量不足、创新创业风险高、资金需求大等原因，如果缺乏必要的政策支持，企业经营活力会大受影响。由此造成，一方面，贫困县难以内生出优秀的本地企业，另一方面较差的基础设施和营商环境也会妨碍外地企业进驻。因此，当缺乏必要的政策激励，本地企业的发展和外地企业的进驻均将受到制约，进而导致贫困县经济增长较慢。

为缓解贫困县面临的困境，缩小地区经济差距，精准扶贫通过产业政策来重塑和优化了贫困地区发展模式。一方面，由于贫困地区资源禀赋不足、比较优势差，难以形成具有自生能力的产业类型。在这种情况下，国家通过扶持和鼓励新型农业规模经营主体、农产品加工企业等经济组织，并实施贫困县企业税收优惠政策，且对入驻贫困县的企业给予了各类补贴和政策扶持，从而起到了重新配置资源和优化贫困县产业结构，弥补“市场失灵”和重塑“比较优势”的作用。另一方面，精准扶贫通过对贫困县基础设施建设、财政体系优化等的支持，为产业发展建立了有效的公共服务体系。尤其是财政层面的扶持是贫困县经济增长的重要原因。2021年发布的《关于继续支持脱贫县统筹整合使用财政涉农资金工作的通知》就明确强调，脱贫县要将支持产业发展摆在优先位置，发展壮大脱贫地区优势特色产业（含必要的产业配套基础设施），促进产业提质增效。如果在其他要素和经济环境不变的情况下，产业政策，尤其是财政扶持政策的利好可能有助于缩小贫困县与其他地区的经济差距。

然而，产业政策的实施也可能扭曲市场预期、降低行业生产率、诱发企业过度投资（王克敏等，2017），从而导致不良的经济后果。实际上，在贫困县产业扶贫过程中也存在类似问题。一方面，众多地区扶贫产业一拥而上，政策导向性过强且难以与当地市场和禀赋条件相匹配，最终出现大量投资浪费和产业项目“烂尾”的情况。另一方面，扶贫带来的大规模财政转移支付，不仅使得贫困县政府养成了“等靠要”的惯性思维，也使得部分企业和行业试图攫取公共资源。显然，这些情况的存在都会降低精准扶贫在平衡地区发展，缩小地区经济差距中的作用。实际上，分析产业政策影响的相关文献普遍存在的一个潜在假设是其他要素和经济环境不变。但从社会经济环境的变化来看，在东西、南北等经济格局已然形成的背景下，贫困地区可能受到地区间经济势差的影响，从而出现流动性资源的持续外流，由此将进一步弱化精准扶贫在缩小地区经济差距中的作用。

假说1：精准扶贫总体上可能有利于缩小贫困地区与其他地区的经济差距，但作用效果相对有限。

（二）精准扶贫、人口流动与地区经济差距

贫困地区的产业政策实施是否会加速本地要素或资源外流呢？完全存在这种可能性。以新古典经济中最重要三类生产要素——土地、资本和劳动力为例，土地的不可移动性决定了其不可能外流；贫困县扶贫过程中的新增资本主要来自政策性投资，也决定了其较难实现跨区域流动；人口则完全有可能出现外流。

仇童伟：精准扶贫、人口流动与地区经济差距

高波等（2012）认为，人口流动往往与工资、失业、城市属性等相关。各地区的收入差距是劳动力流动的主要原因。此外，公共物品供给，例如公共支出水平、学校质量、教育支出和基础设施质量等的差异，也会诱发人口流动到其更偏好的地区（李明和郑礼明，2021）。对于贫困县来说，其人口流动面临着地理距离和机会距离的双重障碍。一方面，由于贫困县一般地处偏远地区，交通等基础设施相对不足，这就导致人口流动成本相对较高。再加上流动人口在迁移到新城市并找到工作前，必须要承担较高的生活成本，这就使得贫困地区人口的流动性一定程度上受到了抑制。另一方面，正是由于贫困县地处偏远，人口流动到机会更多的大城市必须经历一段较长的空间距离，这会导致流动人口的社会网络变得非常弱，并造成找不到工作和失业的风险大幅增加。随着精准扶贫工作的开展，首要任务就是改善交通等基础设施。截止2020年年底，全国贫困地区新建公路110万千米、新增铁路里程3.5万千米（陈锡文和韩俊，2021）。交通条件的改善不仅加速了人口流动，甚至可能诱发小城市的“空心化”问题（李静等，2021）。另外，扶贫工作的开展还可以增加当地居民的收入，提高贫困人口的转移支付，从而为贫困县的流动人口提供“第一桶金”。当然，在人口流动的禀赋条件具备之后，诱发贫困县人口流动的最重要因素依然是贫困县与非贫困县之间的经济势差。尤其考虑到贫困县与贫困县的绝对经济差距仍在扩大，这很可能造成贫困地区青壮年劳动力为追求更高收入而流出。

人口流动带来的社会经济影响受到学界广泛关注。刘学军和赵耀辉（2009）指出，人口大规模流入非农领域和城市是经济持续增长的必要条件。这是因为，人口在城市集聚能够带来资源的集中优化配置、提高城市创业活跃度并带动产业升级（叶文平等，2018）。因此，众多研究都发现人口流入是一个地区或城市经济增长的重要原因（伍山林，2016）。而且，人口流动还可以降低地区间的收入差距（陈斌开和林毅夫，2013），促使地区经济收敛。换言之，人口，尤其是高质量劳动力是地区经济发展的关键生产要素。然而，随着精准扶贫不断降低人口流动的障碍，地区间较大的经济势差必然会加速贫困县人口流出。这一方面会造成贫困县的消费人群减少，本地市场需求不足，从而抑制本地相关企业和产业的发展。另一方面，人口流出还会造成精准扶贫过程中投资的产业、基础设施等因人口规模不足而无法形成规模效益，降低投资回报率。实际上，当前中国农村，尤其是贫困地区农村的“空心化”问题愈发严重。村庄道路及其他基础设施的修建与村中无人的景象相伴而生，造成大量投资无法产生直接或长远的经济效益。

简而言之，只要贫困县与非贫困县仍然存在较大的经济势差，那么贫困县的人力资本回报率就很难赶上其他地区，这将造成人口流出长期存在。一旦人口流出降低了资源配置的集聚效应，地区的产业投资、基础设施建设和公共服务供给都将面临规模不经济的问题，产业扶贫的效果也会受到影响。这也表明，基于行政干预的产业政策必须与市场规律紧密衔接，同时还要充分考虑产业政策对市场要素的再配置作用，否则较难释放产业政策的经济潜力。

假说2：贫困县人口因精准扶贫加快流出，可能是造成精准扶贫在缩小地区间经济差距中作用相对有限的重要原因。

三、研究设计与数据样本

（一）地区经济差距的测度与指标选取

学界主要是利用泰尔指数来衡量地区经济不平等，利用基尼系数来测度收入不平等，但这两个指标都无法衡量某一地区与其他地区的经济差距。为此，李兰冰等（2020）以非前沿地区与前沿地区之间的比例来衡量行业间全要素生产率差距和地区收入差距，从而在时间维度上可以识别地区间差距的相对变动状况。参考该做法，本文以各年度全国经济发展水平最高的县级城市为尺

度，利用其他县级城市的经济水平与该县级城市的比值来衡量地区经济差距。因此，本文的地区经济差距可由如下公式计算：

$$D_{it} = \frac{E_{it}}{E_t^{\max}} \quad (1)$$

式中， D_{it} 表示地区经济差距， E_t^{\max} 为 t 年县域最高的经济水平； E_{it} 为 t 年 i 县的经济水平。

与采用 GDP 或其他表征经济总量的做法不同，本文采取地区人均经济水平。其中，地区经济水平又采用灯光亮度衡量。其原因在于：第一，经济总量并不能完全反映地区的实际经济发展阶段，往往存在地区经济总量很大，但仍处于经济发展落后阶段的情况；第二，GDP 作为衡量经济总量的指标往往因口径、测度准确性等问题广受诟病。实际上，在众多发展中国家，只有很少一部分正式部门的经济活动可以被纳入 GDP 之中。相反，灯光亮度已经被广泛用来衡量地区经济活动，并被证明能够相对准确刻画经济发展水平 (Hodler & Raschky, 2014)。本文人均经济水平计算中采用的为地区常住人口数量，这能反映本地实际人口产生的经济价值。

(二) 研究设计与模型

本文主要目标是考察精准扶贫对地区经济差距的影响，以及人口流动在其中的角色扮演。为此，需要对三者间的关系分别进行检验。

首先，本文考察了精准扶贫对地区经济差距的影响。实际上，精准扶贫过程中的贫困县选择或政策实施可以看成是一项政策试验，并可以采用 DID 方法进行估计。精准扶贫阶段的 832 个国家级贫困县是由 2011 年颁布的《中国农村扶贫开发纲要（2011—2020 年）》确定的，并于 2012 年公布施行。因此，本文将 832 个国家级贫困县作为处理组，其他县作为控制组，并将 2012~2020 年设定为政策实施阶段。由此，可设置如下模型：

$$D_{it} = \beta_0 + \beta_1 C_i \times Y_t + \beta X_{it} + \delta_i + \eta_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

式中， D_{it} 表示 t 年 i 县与经济最发达县的经济差距。 C_i 为贫困县的虚拟变量， Y_t 表示 2020 年的虚拟变量， β_1 即为精准扶贫对地区经济差距的影响系数。 X_{it} 为县级城市的特征变量。 β_0 为常数项； β 和 β_1 为待估计系数。上述模型还控制了县域固定效应 δ_i 和时间固定效应 η_t 。为缓解面板数据估计中因样本县聚类造成的标准误估计不准确，文章将所有参数的标准误（即 ϵ_{it} ）聚类到地级市层面。

使用 DID 方法的基本前提是满足平行趋势假设。然而，一方面，平行趋势一般较难满足。另一方面，贫困县的选取和精准扶贫的实施很大程度是参考地区经济发展水平，尤其是人均收入进行的。换言之，DID 方法的这一假定在精准扶贫与地区经济差距的关系中很难得到满足。为此，本文也对其平行趋势进行检验，结果并不满足。参考刘瑞明和赵仁杰（2015）的做法，本文采用 PSM-DID 方法估计了式（2）。PSM-DID 方法是用于解决样本自选择问题的常用方法之一，该方法既可以在一定程度上缓解样本自选择问题，又能消除不随时间变化的非观测异质性和时间趋势的影响。

其次，本文检验了精准扶贫对人口流动的影响。正如上文所言，精准扶贫可以看做是一项政策试验。同时，考虑到人口流动并非贫困县选择和精准扶贫政策实施的主要决定因素，故采用传统的 DID 方法估计是可行的方案。为此，识别如下模型：

$$\ln P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 C_i \times Y_t + \alpha X_{it} + \delta_i + \eta_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

式中， P_{it} 表示人口流动状况，由县域常住人口数量和人口净流入数量共同刻画。 α_0 为常数项； α 和 α_1 为待估计系数。其余变量与参数的定义与式（2）中的一致。表 1 给出了精准扶贫影响人

仇童伟：精准扶贫、人口流动与地区经济差距

口流动的平行趋势检验结果。结果显示，政策实施前的两期（2010年和2000年），贫困县的人口流动并不存在显著性差异。在政策实施后（即2020年），贫困县的人口流动与前期出现显著性差异。由此表明，精准扶贫对人口流动的影响满足平行趋势假设。

表 1 平行趋势检验

变量	ln（常住人口数）	ln（常住人口净流入数）
国家级贫困县×2020年虚拟变量	-0.044*** (0.012)	-0.233*** (0.075)
国家级贫困县×2010年虚拟变量（对照组）	—	—
国家级贫困县×2000年虚拟变量	-0.003 (0.010)	-0.007 (0.066)
控制变量	是	是
县域固定效应	是	是
年份固定效应	是	是

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著；括号内为地级市层面的聚类标准误。

再者，本文检验了人口流动对地区经济差距的影响，以考察人口流动是否干扰了精准扶贫在缩小地区经济差距中的作用发挥。为此，识别如下模型：

$$D_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln P_{it} + \gamma X_{it} + \delta_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中， γ_0 为常数项； γ 和 γ_1 为待估计系数。其余变量与参数的定义与式（2）中的一致。然而，人口流动对地区经济差距的影响面临内生性问题。这是因为，地区之间的经济势差会反向影响人口流动，从而引发反向因果问题。为此，本文将采取IV方法来估计式（4）。参考林伯强和谭睿鹏（2019）的研究，县级城市的地形起伏度被用来作为工具变量。其原因在于：一方面，地形起伏度是地区外生的自然特征变量；另一方面，地形起伏度表征了地区地形的复杂程度，地形越复杂越不利于产业经济发展和农业生产，这会加快人口流向地形更为平坦、经济更为繁荣的地区。

（三）数据与描述性统计

本文所用数据来自县域层面2000年、2010年和2020年的三年期数据^③。主要数据来源包括：第一，灯光数据。本文采用的灯光数据来源于美国国家海洋和大气管理局（NOAA）公布的全球灯光数据，简称DMSP/OLS数据。关于该数据的详细介绍和处理过程参见范子英等（2016）的文献；第二，常住人口数据。本文采用了2000年、2010年和2020年三次人口普查县域统计资料中的常住人口数来刻画人口流动。采用2000年及之后数据的原因是，2000年之前，各城市常住人口是受到计划指标限制的，这造成人口流动受制度性障碍的影响较大。在21世纪初，《国务院批转公安部关于推进小城镇户籍管理制度改革意见的通知》的颁布标志着对办理小城镇常住户口的人员不再实行计划指标管理，这也避免了各阶段差异化人口政策对本文估计可能造成的干扰；第三，县域特征数据。本文还引入了部分县域特征，这部分数据来自《中国县域统计年鉴》。

本文的因变量为地区经济差距和人口流动。其中，地区经济差距是根据“地区经济差距的测度与指标选取”部分测算的指标；人口流动则由县域常住人口和常住人口流入数共同刻画。需要

^③ 实际上，县域层面的经济指标存在2000~2020年的数据，但由于本文的地区经济差距中包含了县域常住人口，而目前县域层面可靠的常住人口数据只有历次人口普查的资料，故本文最终选择使用2000年、2010年和2020年的三年期数据。

指出的是,在实证估计中,本文是将县域常住人口和常住人口流入数的自然对数作为因变量引入的,但常住人口流入数是存在负数的。为此,本文首先将常住人口净流入数的绝对值做自然对数处理,然后在出现人口净流出时对自然对数取负数;本文的主要自变量为精准扶贫的政策实施,采用的是国家级贫困县与政策实施时间的交互项。其中,国家级贫困县指精准扶贫阶段的 832 个国家级贫困县。

本文的控制变量包括县域所辖乡镇数、第一产业增加值、第二产业增加值、公共财政支出、公共财政收入、人均存款余额和人均贷款余额。控制这些变量的原因在于,扶贫政策的实施和地区经济差距或人口流动同时受到地方经济发展水平的影响。第一产业和第二产业增加值反映了地方经济的水平;财政收支则是影响地方经济发展和人口流动的重要变量(李明和郑礼明,2021);人均存款和贷款余额则反映了地方资本市场的活力,对经济发展和该地是否能被选定为国家级贫困县均存在显著影响。表 2 给出了主要变量的描述性统计,各指标观测值不一致的原因在于,《中国县域统计年鉴》中汇报的仅为部分县级城市的特征,这就使得后文估计中会存在样本量不一致的情况。

表 2 变量选择与说明

变量	定义与说明	均值	标准差	观测值
地区经济差距	根据“地区经济差距的测度与指标选取”部分测算的指标	0.038	0.069	5 295
县域常住人口	县域常住人口(万人)	45.951	39.873	8 484
常住人口净流入数	县域常住人口(万人)	-4.394	13.972	5 904
国家级贫困县	2012 年确定的 832 个国家级贫困县: 1=是, 0=否	0.275	0.447	8 484
所辖乡镇数	去年年末县下辖的乡镇街道个数	206.873	229.073	5 679
第一产业增加值	去年年末全县第一产业增加值(万元)	170 855.6	182 773.8	5 812
第二产业增加值	去年年末全县第二产业增加值(万元)	523 631.6	1 153 282	5 806
公共财政支出	去年年末全县公共财政支出(万元)	192 184.8	268 692.2	5 841
公共财政收入	去年年末全县公共财政收入(万元)	72 292.11	201 097.3	5 811
人均存款余额	去年年末全县居民储蓄余额(万元)	8.945	1.370	5 793
人均贷款余额	去年年末全县机构贷款余额(万元)	8.862	1.323	5 814

四、实证结果与讨论

(一) 精准扶贫对地区经济差距的影响

为克服贫困县与其他地区经济增长的变动趋势存在的系统性误差,降低 DID 估计的偏误,本文采用了 PSM-DID 方法来评估精准扶贫对地区经济差距的影响。运用 PSM-DID 方法时,首先需要国家贫困县(分组变量)对控制变量进行 Logit 回归,获得倾向得分。表 3 汇报的 Logit 回归结果显示,所辖乡镇数、第一产业增加值、第二产业增加值、公共财政支出、公共财政收入、人均存款余额和人均贷款余额等控制变量均对被解释变量国家级贫困县均具有显著影响。这些控制变量的影响结果表明,被选择为国家级贫困县的县级城市,确实具有更低的第一产业和第二产业增加值,以及更低的公共财政收入、人均存贷款余额。而且,这些地区还可能面临更高的公共财政支出,这是由其担负着重要的社会保障和扶贫救困职能造成的。此外,贫困县与

仇童伟：精准扶贫、人口流动与地区经济差距

其他地区相比，一般所辖乡镇数更多，行政运行压力更大。

表 3 国家级贫困县选定的 Logit 回归

变量	国家级贫困县
所辖乡镇数	0.001*** (0.000)
ln (第一产业 GDP)	-0.501*** (0.047)
ln (第二产业 GDP)	-0.183*** (0.048)
ln (公共财政支出)	0.495*** (0.092)
ln (公共财政收入)	-0.420*** (0.065)
ln (人均存款余额)	-0.756*** (0.066)
ln (人均贷款余额)	-1.430*** (0.188)
时间固定效应	是
常数项	13.759*** (0.913)
观测值	3 381

注：***表示在1%水平上显著；括号内为地级市层面的聚类标准误；样本量不一致是由于控制变量缺失造成的。下同。

其次，在使用 PSM 方法进行匹配后，需要检验协变量的均值在处理组和控制组之间是否依然存在显著性差异。如果不存在显著性差异，那么就支持使用 PSM-DID 方法。表 4 汇报了进行 PSM 匹配后，控制组与处理组的协变量的差异及显著性。结果显示，除了因变量外，控制组与处理组的其他协变量均不存在显著性差异。而在给定的无差异或相同的协变量，控制组和处理组的个体更容易拥有相同的时间趋势，这正是 PSM-DID 最核心的“条件平行趋势假设”（conditional parallel trend assumption）。

表 4 匹配后贫困县与非贫困县特征差异

变量	控制组均值	处理组均值	差异	P 值
地区经济差距	0.039	0.016	-0.023	0.014 4**
所辖乡镇数	257.637	258.686	1.049	0.962 0
ln (第一产业 GDP)	10.534	10.493	-0.041	0.767 3
ln (第二产业 GDP)	10.384	10.380	-0.005	0.977 8
ln (公共财政支出)	10.159	10.026	-0.133	0.124 2
ln (公共财政收入)	8.533	8.351	-0.182	0.204 7
ln (人均存款余额)	7.775	7.688	-0.086	0.324 2
ln (人均贷款余额)	7.765	7.649	-0.117	0.138 0
2000 年虚拟变量	0.503	0.488	-0.015	0.424 6
2010 年虚拟变量	0.497	0.512	0.015	0.424 6

注：**表示在5%水平上显著。

最后，本文采用“核匹配”来估计精准扶贫对地区经济差距的影响。其原因在于，一方面，传统的“K 近邻匹配”的估计结果可能依赖于 K，而 K=1 时的方差较大，会造成近邻匹配并非

最优匹配。另一方面，“卡尺内匹配”也不易选择卡尺的半径。“核匹配”的优点在于，它是一种“全局匹配”，可以将处理组的每个个体和控制组的所有个体进行匹配，并通过“核函数”和“倾向得分”来为控制组的个体赋予权重。具体估计结果见表 5。它表明，精准扶贫政策实施缩小了贫困县与其他地区的经济差距。本文也发现，精准扶贫对地区经济差距的缩小作用仅为 2.1%，这说明，针对贫困县经济发展的政策支持效果相对有限。由此验证了研究假说 1。需要说明的是，由于 2020 年中国的精准扶贫工作才结束，所以本文对精准扶贫政策效应的评估是短期评估，其在未来是否会释放更大的潜力需要进一步关注。

表 5 基于 PSM-DID 模型估计的精准扶贫对地区经济差距的影响

匹配状态	地区经济差距	匹配状态	地区经济差距
匹配前		匹配后	
非贫困县（控制组）	0.039	非贫困县（控制组）	0.023
贫困县（实验组）	0.016	贫困县（实验组）	0.021
Diff-in-Diff	-0.023** (-2.46)	Diff-in-Diff	0.021** (2.06)

注：**表示在 5%水平上显著；括号内为 T 值。

（二）机制分析 1：精准扶贫对人口流动的影响

表 6 进一步汇报了式（3）的模型估计结果，即精准扶贫对人口流动的影响。估计结果显示，在控制协变量的情况下，精准扶贫政策的实施对县域常住人口数和常住人口净流入数的影响均在 1%水平上显著为负。具体而言，精准扶贫政策的实施使得贫困县常住人口数降低了约 3.3%，常住人口流出数则增加了 19.9%。这表明，精准扶贫阶段对贫困县的经济、产业、社会等各个方面的支持加速了当地人口外流。

实际上，随着精准扶贫政策的实施，贫困县一方面得到了大规模转移支付，这在改善地区经济水平，提高居民收入的过程中有助于流动人口完成原始积累。另一方面，大规模的基础设施建设，尤其是公路和铁路的改建，极大地方便了人口流动。众多研究也表明，交通条件的改善不仅可以活跃人力资本流动，也有可能造成小城市的“空心化”问题（李静等，2021）。

表 6 机制分析 1：精准扶贫对人口流动的影响

变量	ln（常住人口数）		ln（常住人口净流入数）	
	国家级贫困县×2020年虚拟变量	-0.081*** (0.018)	-0.033*** (0.012)	-0.120 (0.081)
控制变量	否	是	否	是
时间固定效应	是	是	是	是
县域固定效应	是	是	是	是
常数项	12.684*** (0.010)	11.466*** (0.265)	-1.507*** (0.045)	5.174*** (1.249)
观测值	8 484	5 528	5 901	5 528
Within R ²	0.037	0.223	0.285	0.470

注：***表示在 1%水平上显著；括号内为地级市层面的聚类标准误。

（三）机制分析 2：人口流动对地区经济差距的影响

为进一步说明人口流动确实是造成精准扶贫在缩小地区经济差距中作用受限的重要原因，还

仇童伟：精准扶贫、人口流动与地区经济差距

需要考察人口流动是否真的会影响地区经济差距。为此，表 7 汇报了人口流动影响地区经济差距的模型结果。首先，杜宾—吴—豪斯曼（DWH）检验显示，Durbin chi2 的值分别为 49.728 和 97.003，且均在 1%水平上显著，由此表明人口流动与地区经济差距存在内生关系^④；其次，弱工具变量检验显示，Cragg-Donald Wald F statistic 的值分别为 9.124 和 42.943，分别大于 15%和 10%的临界值。另外，识别不足检验的结果显示，Anderson canon. corr. LM statistic 的值分别为 9.129 和 42.669，且均在 1%水平上显著，由此说明利用地形起伏度作为工具变量不存在弱工具变量问题。

估计结果显示，常住人口增加或人口净流入缩小了地区经济差距。从工具变量方法的估计结果来看，县域常住人口数每增加 1%，地区经济差距就会缩小 0.00066；县域常住人口净流入数每增加 1%，地区经济差距就会缩小 0.00129^⑤。相反，随着人口流出，该地区与其他地区的经济差距将持续扩大。结合表 6 的估计结果，研究假说 2 得以验证。从中国改革开放四十多年的经验来看，人口流入城市是国民经济高速发展的必要前提。对于贫困县来说，人口流出不仅会降低消费，更重要的是，人口流出还会造成当地公共投资的低效率使用，企业也无法获得足够的高质量劳动力，从而限制当地产业的发展。即便在扶贫阶段进行了大量的产业项目投资，但这些产业能否在人口大量流失的情况稳定发展值得商榷。

表 7 机制分析 2：人口流动对地区经济差距的影响

变量	地区经济差距			
	FE	RE-IV	FE	RE-IV
ln（常住人口数）	0.038** (0.018)	0.066*** (0.017)		
ln（常住人口净流入数）			0.008*** (0.002)	0.129 * (0.076)
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
县域固定效应	是	否	是	否
常数项	-0.622*** (0.209)	-0.922*** (0.166)	-0.219*** (0.078)	0.366 (0.431)
观测值	4 958	4 816	4 958	4 816
DWH 检验		49.728***		97.003***
弱工具变量检验		9.124		42.943

注：***表示在 1%水平上显著；括号内为地级市层面的聚类标准误；考虑到工具变量——地形起伏度年际间无变化，故在利用 IV 方法估计时，采用了随机效应模型。

（四）稳健性检验 1：利用降雨量作为精准扶贫工具变量的再估计

为验证估计结果的稳健性，本文尝试采用工具变量法再次检验精准扶贫的影响。为此，本文采用了县级城市的降雨量作为工具变量。为了与精准扶贫政策变量相对应，本文构造了降雨量与 2020 年虚拟变量的交互项。如此一来只需要知道 2019 年各县级城市的降雨量即可，该数据系作者根据中科院地理信息系统整理而来。采用降雨量作为工具变量的原因在于：一方面，降雨量是

^④ （Wu-Hausman）F 值的结果分别为 50.112 和 98.729，且均在 1%水平上显著。

^⑤ 造成地区经济差距变化很小的原因在于，本文并没有对地区经济差距（本地经济与当年最高经济的比）作乘以 100 的处理。如果做这样的处理，那么地区经济差距就会相应缩小 0.066%和 0.129%。

地区自然特征，具有外生变量特征；另一方面，从地理分布上看，降雨量不足地区主要集中于中西部地区，尤其是西北地区，这些地区的贫困县分布最为密集。究其原因，降雨量不足不仅导致农业生产面临困境、相关产业用水需求难以得到满足，也会导致人口外流（叶文平等，2018）。因此，降雨量在影响地方经济发展的同时自然就会影响该地区是否成为贫困县。

表 8 利用降雨量作为工具变量的检验结果显示，精准扶贫政策实施与地区经济差距及人口流动的关系面临内生性问题干扰；利用降雨量作为工具变量不存在弱工具变量问题。从精准扶贫政策实施的估计系数上看，首先，精准扶贫政策的实施显著降低了地区经济差距。其次，精准扶贫存在降低贫困县常住人口数并造成人口净流出增加的趋势。由此表明，精准扶贫对地区经济差距和人口流动的影响结果是稳健的。

表 8 稳健性检验 1：利用降雨量作为精准扶贫工具变量的再估计

变量	地区经济差距	ln（常住人口数）	ln（常住人口净流入数）
国家级贫困县×2020年虚拟变量	0.075*** (0.016)	-0.207** (0.086)	-2.087*** (0.653)
控制变量	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
县域固定效应	是	是	是
常数项	0.169 (0.104)	10.622*** (0.508)	-3.955 (3.488)
观测值	4 816	5 496	5 496
DWH 检验	2.515*	5.533**	19.228***
弱工具变量检验	113.847	110.450	110.450

注：***和**分别表示在 1%和 5%水平上显著；括号内为地级市层面的聚类标准误。

（五）稳健性检验 2：以海拔替代地形起伏度作为工具变量的再估计

在估计人口流动对地区经济差距的影响时，本文参照已有研究采用了地形起伏度作为人口流动的工具变量。实际上，除了地形起伏度可以表达地形对地区社会经济的影响，及由此引发的人口流动外，海拔是另一个反映地区自然特征，且对人口流动存在影响的外生变量。海拔越高的地区，生存条件明显不如海拔较低地区，这可能诱发人们向更适宜居住的地区转移。具体估计方法与表 7 中的一致。

表 9 稳健性检验 2：以海拔替代地形起伏度作为工具变量的再估计

变量	地区经济差距	
	RE-IV	RE-IV
ln（常住人口数）	0.076*** (0.020)	—
ln（常住人口净流入数）	—	0.109** (0.054)
时间固定效应	是	是
常数项	-0.999*** (0.184)	-0.280*** (0.076)
观测值	4 816	4 816
DWH 检验	39.145***	93.520***
弱工具变量检验	23.166	47.904

注：***表示在 1%水平上显著；括号内为地级市层面的聚类标准误；考虑到工具变量——“县—省”距离在年际间无变化，故在利用 IV 方法估计时，采用了随机效应模型。

仇童伟：精准扶贫、人口流动与地区经济差距

利用海拔作为工具变量的检验结果显示，人口流动与地区经济差距的关系面临内生性问题；利用海拔作为工具变量不存在弱工具变量问题。表 9 的估计结果还表明，常住人口数与常住人口净流入数均显著正向影响地区经济差距，即县域常住人口的增加会降低其与其他地区的经济差距，且估计系数与表 7 中的比较接近。这表明，表 7 的估计结果是稳健的。

五、异质性分析

（一）异质性分析 1：人口流动对贫困县与非贫困县经济差距的作用差异

在表 7 中，本文估计了人口流动对地区经济差距的影响，但人口流动对贫困县和非贫困县是否存在影响的异质性呢？从逻辑上来说，一个地方越穷，其人口流失的速度就越快。由于存在“资本追逐劳动”的现象，那么人口流失就会造成资本加速流出该地，从而使得其经济难以发展。与非贫困县相比，贫困县人口流失造成的影响可能更大。其原因在于，贫困县产业基础本就薄弱，加之基础设施和公共服务均供给不足，人口流失可能加速资本外流，让原本薄弱的产业基础更加疲软。

为验证上述推断，表 10 汇报了人口流动对贫困县和非贫困县地区经济差距的影响。估计结果显示，常住人口数和常住人口净流入数对贫困县与其他地区的经济差距具有非常显著的缩小作用。反过来说，人口流失会使得贫困县与其他地区的经济差距进一步扩大，而且这种效应较非贫困县更为明显。由此表明，贫困县人口流失确实是精准扶贫在平衡地区发展中作用发挥的一大阻碍。

表 10 异质性分析 1：人口流动对贫困县与非贫困县经济差距的作用差异

变量	地区经济差距			
	贫困县	非贫困县	贫困县	非贫困县
ln（常住人口数）	0.344** (0.170)	5.283 (11.066)		
ln（常住人口净流入数）	—	—	0.078* (0.047)	0.179 (0.110)
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
县域固定效应	是	是	是	是
常数项	-3.701** (1.890)	-65.213 (135.775)	-0.228 (0.253)	-1.802* (0.964)
观测值	1 868	3 090	1 868	3 090

注：**和* 分别表示在 5%和 10%水平上显著；括号内为地级市层面的聚类标准误。

（二）异质性分析 2：区域性城市群建设对精准扶贫作用发挥的影响

随着区域性城市群的建设，贫困地区人口可能面临来自家门口的城市“虹吸效应”。自 2010 年以来，我国相继建成了京津冀、哈长、长三角、海峡西岸、山东半岛、中原、长江中游、粤港澳、成渝和关中十大新城市群，涉及 100 多个主要城市，形成了东中西区域集聚的城市群发展态势。在这种背景下，原本的东南沿海的“虹吸效应”转变成了区域性城市群的“虹吸效应”。为此，表 11 考察了精准扶贫对处于和不处于城市群的城市群的县级城市的地区经济差距和常住人口的影响。

估计结果显示，精准扶贫更有助于缩小处在城市群的非贫困县与其他地区的经济差距，但效果仍然有限。实际上，人口流动并不会自动缩小地区差距，需要政府采取相关的举措才行。城市群的建设实际上将区域内的所有城市纳入了总体发展，由于主体城市与附属城市的距离较近，而资

本存在往能够获得更高价值地区流动的趋势，那么随着主体城市的资本回报率下降，其他城市就能够享受城市群发展的“涓滴效应”。但是，城市群的建设也意味着贫困县人口流动的地理距离和机会距离进一步缩短，这会强化精准扶贫对人口流失的激发作用。而且，相较于处于非城市群中的贫困县，处于城市群中贫困县的人口增长对缩小地区经济差距帮助更大。

表 11 异质性分析 2：区域性城市群建设对精准扶贫作用发挥的影响

变量	地区经济差距		ln(常住人口数)		ln(常住人口净流入数)	
	城市群	非城市群	城市群	非城市群	城市群	非城市群
国家级贫困县× 2020年虚拟变量	0.023** (0.012)	0.009 (0.007)	-0.058*** (0.018)	-0.019 (0.020)	-0.235** (0.106)	0.016 (0.108)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
县域固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	13.558*** (1.390)	12.651*** (1.131)	12.778*** (0.207)	11.243*** (0.234)	-1.718 (1.823)	14.711*** (2.979)
观测值	1 687	1 694	2 822	2 706	2 822	2 706
变量	地区经济差距					
ln(常住人口数)	城市群	非城市群	城市群	非城市群		
ln(常住人口净流入数)	0.198*** (0.043)	-0.065 (0.102)	—	—		
控制变量	—	—	0.046*** (0.007)	-0.005 (0.007)		
时间固定效应	是	是	是	是		
县域固定效应	是	是	是	是		
常数项	是	是	是	是		
观测值	-2.242*** (0.397)	0.349 (0.787)	-0.271*** (0.094)	-0.182*** (0.058)		
	2 555	2 661	2 555	2 661		

注：***和**分别表示在1%和5%水平上显著；括号内为地级市层面的聚类标准误。

(三) 异质性分析 3：南北差距对精准扶贫作用发挥的影响

除了城市群建设，另一个值得关注的是南北差距对精准扶贫政策实施效果的影响。实际上，南北差距扩大已成为我国区域发展关注的热点问题。许宪春等（2021）测算发现，南北平衡发展差距由2011年的4.19上升至2018年的6.61，呈现持续扩大态势。自2013年开始，南北经济总量、人均水平、财政收入差距就开始加速扩大（盛来运等，2018）。其中，人口由北向南流动是重要的表现（杨明洪等，2021）。为此，表12汇报了精准扶贫对南北贫困县的地区经济差距和人口流动的影响^⑥。

估计结果显示，精准扶贫政策的实施仅缩小了南方贫困县与其他地区的经济差距，对北方贫

^⑥ 参考杨明洪等（2021）的分类方法，本文将黑龙江、吉林、辽宁、河北、北京、天津、山东、山西、河南、内蒙古、陕西、甘肃、宁夏、青海、新疆界定为北方省份，其余地区界定为南方省份。

仇童伟：精准扶贫、人口流动与地区经济差距

困县的影响不显著。这表明，精准扶贫政策在缩小地区经济差距中的作用发挥具有明显的地区依赖性。对于南方地区，由于经济较为发达，市场环境良好，贫困县的发展会在相对健全的市场环境和资源环境中展开。尤其考虑到与核心大城市的距离不远，这会诱发大量资本向其流动，从而形成类似于“屠能环”的产业布局，这对于贫困县经济发展来说十分有益。加之扶贫政策的实施，资本流动的趋势会更为明显。从人口流动上来看，精准扶贫会造成北方贫困县的人口加速“逃离”。南北差距已经造成北方人口大量流失，精准扶贫无疑为那些不具备流动条件的人口带来了更多的资源，这可能加速他们在追求更高工资、更大福利和更好公共服务的过程中流出北方城市。本文还发现，人口流失对地区经济差异的影响在南方更为明显。这主要是因为，南方经济更为发达，人口流失对当地的即时影响要明显大于经济水平本就相对较低的北方地区。

表 12 异质性分析 3：南北差距对精准扶贫作用发挥的影响

变量	地区经济差距		ln(常住人口数)		ln(常住人口净流入数)	
	北方	南方	北方	南方	北方	南方
国家级贫困县× 2020年虚拟变量	0.043 (0.029)	0.012*** (0.004)	-0.063*** (0.020)	-0.019 (0.014)	-0.278*** (0.096)	0.051 (0.112)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
县域固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	11.041*** (1.246)	14.420*** (1.144)	11.250*** (0.307)	12.147*** (0.239)	5.743*** (1.896)	6.884** (2.937)
观测值	1 636	1 745	2 675	2 853	2 675	2 853
变量	地区经济差距					
	北方	南方	北方	南方		
ln(常住人口数)	0.016 (0.016)	0.134*** (0.030)	—	—		
ln(常住人口净流入数)	—	—	0.289 (3.395)	0.056*** (0.014)		
控制变量	是	是	是	是		
时间固定效应	是	是	是	是		
县域固定效应	是	是	是	是		
常数项	-0.433*** (0.157)	-1.555*** (0.293)	1.253 (18.514)	-0.246** (0.099)		
观测值	2 397	2 419	2 397	2 419		

注：***和**分别表示在1%和5%水平上显著；括号内为地级市层面的聚类标准误。

六、结论与政策启示

本文利用县域面板数据和2000~2020年人口普查数据，考察了精准扶贫政策实施对地区经济差距的影响，以及人口流动在其中的角色扮演。结果显示，精准扶贫政策有助于缩小地区经济差距，但作用效果相对有限。一个重要的原因在于，精准扶贫会诱发贫困县人口大量外流。换言

之，精准扶贫引发的人口外流在一定程度上抵消了其对地区经济发展的平衡效果。进一步证据显示，贫困县人口流失对地区经济差距的激发作用明显强于其他地区；处于城市群或南方地区的贫困县，精准扶贫在降低其与其他地区经济差距中的作用更为明显；处于城市群或北方地区的贫困县则更可能因为精准扶贫而出现人口流失。

本文研究表明，精准扶贫对于平衡地区经济发展确实起到了一定的效果。无论是从公共服务供给，或是从产业扶持的角度来说，精准扶贫都是改善贫困地区社会经济面貌的重要举措，其产生的实际效果可能远不止经济上的变化。但就经济发展而言，在短期内精准扶贫政策尚未达到理想的效果。这其中有资源使用的浪费、产业政策的扭曲以及政策效果滞后等多种原因，但劳动力流失可能对贫困县经济发展造成更为深远的影响。无可否认的是，人口总是流向人力资本回报率更高的地区。精准扶贫在为贫困县提供了大量的公共服务和社会资源的过程中，也为流动人口的迁移提供了便利。当然，人口流动是社会经济发展的自然现象，精准扶贫的出发点也是试图让有能力的人群自谋出路，从而摆脱贫困。但就贫困县自身的经济发展而言，人口流失对其经济产业结构的深层次影响会愈发明显，而扶贫阶段的大量资源投入也可能面临经济回报率不足的问题。

因此，有必要明确是否有必要将经济发展的重担置于贫困地区之上，又应该在社会经济发展中赋予贫困地区，尤其是农村地区怎样的角色定位。首先，精准扶贫是将社会资源做了一个在地区和人口上的重新配置，这种配置的作用在于保证人力资本的稳定提升和改善地区在承接产业、供给服务等方面的能力，只有把人和地区两方面的发展能力保障了，才能维护社会发展的基底牢固；其次，贫困县，尤其是农村地区不是经济发展的增长极，这是必须明确的。城市，尤其是特大城市是集聚高新科技、高质量人才的区域，他们是社会经济增长的第一引擎。然而，随着产业布局的调整，中西部欠发达地区在承接制造业，尤其是劳动密集型制造业中的功能会愈发突出。制造业是国民经济的基础，扎实的制造业可以规避国民经济发展出现严重的“空心化”；再者，贫困县和农村地区的扶贫是应对中国经济硬着陆的重要举措。强化地区公共服务供给和农村发展建设，可以保证基本生存物资的生产和供应，基础设施的完善有助于夯实这一能力。换言之，精准扶贫过程中的大规模基础设施建设实际上具有应对突发性危机的作用，很难以经济回报率加以考量。由此，需科学审视贫困地区的经济发展，加强在产业选择和承接上的理性选择，切忌大搞与本地发展水平不相符的高新产业，因地制宜，循序渐进，注重公共服务供给和基础设施建设，充当好国家发展的底盘和压舱石。

参考文献

1. 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。
2. 陈锡文、韩俊，2021：《中国脱贫攻坚的实践与经验》，北京：人民出版社。
3. 范从来、赵锦春，2023：《精准扶贫政策之益贫式增长效应》，《经济理论与经济管理》第11期。
4. 范子英、彭飞、刘冲，2016：《政治关联与经济增长——基于卫星灯光数据的研究》，《经济研究》第1期。
5. 高波、陈健、邹琳华，2012：《区域房价差异、劳动力流动与产业升级》，《经济研究》第1期。
6. 金浩、张文若、李瑞晶，2020：《扶贫开发工作重点县政策的经济增长效应——基于河北省县级数据的准自然实验研究》，《经济与管理》第1期。
7. 李静、孙亚运、邓茺茺，2021：《高铁时代的小城市发展——基于人口空心化的研究》，《财经研究》第9期。
8. 李兰冰、姚彦青、张志强，2020：《农村劳动力跨部门流动能否缩小中国地区收入差距？》，《南开经济研究》第4期。
9. 李明、郑礼明，2021：《回不去的家乡？——教育公共品供给与人口回流的实证研究》，《金融研究》第

仇童伟：精准扶贫、人口流动与地区经济差距

4 期。

10. 林伯强、谭睿鹏, 2019:《中国经济集聚与绿色经济效率》,《经济研究》第 2 期。
11. 林毅夫, 2017:《产业政策与我国经济的发展:新结构经济学的视角》,《复旦学报(社会科学版)》第 2 期。
12. 刘奥龙、尚晨曦、李雅楠, 2023:《精准扶贫政策对农村家庭教育投资的影响研究》,《经济理论与经济管理》第 8 期。
13. 刘穷志, 2009:《经济增长与社会公平:财政激励的理论模型与实证研究》,武汉:武汉大学出版社。
14. 刘学军、赵耀辉, 2009:《劳动力流动对城市劳动力市场的影响》,《经济学(季刊)》第 2 期。
15. 盛来运、郑鑫、周平、李拓, 2018:《我国经济发展南北差距扩大的原因分析》,《管理世界》第 9 期。
16. 王雨磊、苏扬, 2020:《中国的脱贫奇迹何以造就?——中国扶贫的精准行政模式及其国家治理体制基础》,《管理世界》第 4 期。
17. 伍山林, 2016:《农业劳动力流动对中国经济增长的贡献》,《经济研究》第 2 期。
18. 许宪春、雷泽坤、窦园园、柳士昌, 2021:《中国南北平衡发展差距研究——基于“中国平衡发展指数”的综合分析》,《中国工业经济》第 2 期。
19. 许召元、李善同, 2008:《区域间劳动力迁移对地区差距的影响》,《经济学(季刊)》第 1 期。
20. 杨明洪、巨栋、涂开均, 2021:《“南北差距”:中国区域发展格局演化的事实、成因与政策响应》,《经济理论与经济管理》第 4 期。
21. 叶文平、李新春、陈强, 2018:《流动人口对城市创业活跃度的影响:机制与证据》,《经济研究》第 6 期。
22. 张国建、佟孟华、李慧、陈飞, 2019:《扶贫改革试验区的经济增长效应及政策有效性评估》,《中国工业经济》第 8 期。
23. 郑家喜、江帆, 2016:《国家扶贫开发工作重点县政策:驱动增长、缩小差距,还是政策失灵——基于 PSM-DID 方法的研究》,《经济问题探索》第 12 期。
24. 周迪、王明哲, 2019:《改革迸活力:国家扶贫改革试验区政策的经济效应研究》,《中国农村观察》第 6 期。
25. Hodler, R., and P. A. Raschky, 2014, “Regional Favoritism”, *Quarterly Journal of Economics*, 129 (2): 995 - 1033.

TARGETED POVERTY ALLEVIATION, POPULATION MOBILITY AND REGIONAL ECONOMIC GAP

QIU Tongwei

(College of Economics and Management, Nanjing Agricultural University)

Summary: China's targeted poverty alleviation campaign launched in 2013 is the largest poverty alleviation battle in human history. By the end of 2020, 98.99 million rural impoverished people have been lifted out of poverty, 832 poverty-stricken counties have been completely removed from poverty, and 128 thousand poverty-stricken villages have been lifted out of poverty. In addition to eliminating absolute poverty, another important function of poverty alleviation is to alleviate regional development imbalances through industrial support. However, poverty alleviation policies may also induce accelerated population outflow, thereby exacerbating regional economic disparities. There is lacking relevant research to examine the impact of targeted poverty alleviation on regional economic disparities, and to explore the role of population mobility.

What to be tested in this paper are threefold. Firstly, we use PSM-DID method to evaluate the impact of targeted poverty alleviation on regional economic disparities. Secondly, employing DID method, the impact of targeted poverty alleviation on the mobility of permanent residents in poverty-stricken counties is identified. Thirdly, the instrumental variable method is used to investigate the impact of population mobility on regional economic disparities.

The estimated results show that the implementation of targeted Poverty Alleviation Policies does help narrow the regional economic gap, but the effect is relatively limited. One of the important reasons for this is that targeted poverty alleviation tends to accelerate the loss of permanent residents in poverty-stricken counties, while the loss of permanent residents has significantly widened the regional economic gap. Further evidence shows that the population loss in poverty-stricken counties has a stronger stimulating effect on the regional economic gap than that in other regions. For poor counties in urban agglomerations or southern regions, targeted poverty alleviation plays a more obvious role in reducing the economic gap between them and other regions. For poor counties in urban agglomerations or northern areas, targeted poverty alleviation leads to the loss of more permanent residents.

The main contributions of this article are twofold. Firstly, the early evaluation of the impact of targeted poverty alleviation on regional economic disparities has reference value for understanding the regional development balance role of this policy. Secondly, from the perspective of population mobility, exploring the factor allocation and economic impact induced by precision poverty alleviation can provide experience and theoretical basis for optimizing development strategies in impoverished areas.

The main policy implications of this article are threefold. Firstly, targeted poverty alleviation is the reconfiguration of social resources in regions and populations. The role of this allocation is to ensure the stable improvement of human capital and to improve the region's ability to undertake industries, supply services, and other aspects. Only by ensuring the development capabilities of both people and regions can the foundation of social development be firmly maintained. Secondly, it must be clarified that poverty-stricken counties, especially rural areas, are not growth poles for economic development. Thirdly, poverty alleviation in poverty-stricken counties and rural areas is an important measure to address China's economic hard landing. But it is necessary to scientifically examine the economic development of poverty-stricken areas, strengthen rational choices in industry selection, and avoid promoting high-tech industries that do not match the local development level.

Key words: regional economic gap; targeted poverty alleviation; population mobility