

财政省直管县体制与基本公共服务均等化 ——以居民医保整合为例

高秋明 杜 创*

摘 要 本文以城乡居民基本医疗保险的自发整合为例,考察财政省直管县体制在推进基本公共服务均等化中的作用。使用 242 个地级以上城市数据, (广义) 有序 Logit 回归的结果表明: 辖区内财政省直管县比重越高的城市越倾向于避免整合, 这在“强市一弱县”城市和“弱市一强县”城市更为突出。我们还验证了其作用机制, 在于阻碍市县之间关于整合成本分担共识的达成。此外, 财政收入能力影响整合的模式选择 (一档或两档), 但对是否整合的影响不显著。

关键词 财政省直管县体制, 居民医保整合, 基本公共服务均等化

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2019.03.09

一、引 言

传统上对基本公共服务差距的关注源于对社会公平的追求, 其背景是部分地区和人群还存在基本公共服务严重缺失的情况, 因此需要提高服务供给水平, 实现均等化的思路也集中于增加财政投入。然而随着经济发展阶段的演进, 效率等公平之外的因素也纳入考量。在这种情况下, 财政收支能力仍是制约均等化推进的唯一因素吗? 特别地, 财政体制, 除了作为均衡财力分配的手段之外, 是否还有其单独的作用途径? 这是本文试图探讨的问题。

新形势下, 效率作为推进基本公共服务均等化的动机正逐渐显现。首先是经济效率。新常态下, 经济发展越来越倾向于脱离小范围内粗放投资、重复建设、县域竞争的传统驱动模式, 转而面向大范围内的产业分工合作。这意味着生产要素需要由老产业向新产业转移, 跨越地域进行流动 (曹玉书和

* 高秋明, 中国政法大学商学院; 杜创, 中国社会科学院经济研究所。通信作者及地址: 高秋明, 北京市海淀区西土城路 25 号科研楼 B419, 102249; 电话: (010) 58908536; E-mail: qiuming.gao@cupl.edu.cn。本文受到国家自然科学基金青年项目资助 (17CGL035)。作者感谢三位匿名审稿人提出的宝贵意见和建议。

楼东玮, 2012), 而捆绑在地区之上的社会保障、教育、医疗等基本公共服务, 成为影响人力资本迁移的重要因素(邓曲恒, 2013; 方大春和杨义武, 2013)。因此, 为创造更为便捷的要素流动环境, 需要基本公共服务的均等化作为支撑。¹其次是服务提供的效率。伴随着人民收入水平的提高, 基本公共服务需求的结构也有所变化。一些原先不作为政府重点关注的领域, 例如环境保护、公共安全维护等, 逐渐成为基本公共服务的重要内容。这些项目的提供难以依赖单一的基层政府达成, 往往需要更高层次的协同规划。

城乡居民医保的整合正反映了这样的公平与效率动机。统一的居民医保制度的建立, 不仅有利于居民就医公平, 而且顺应当前城镇化扩张、周边人口向城市聚集的流动趋势(国务院发展研究中心和世界银行联合课题组, 2014), 有利于促进经济效率; 也顺应农民在收入水平和重大疾病知晓率提升后, 进入城市高等级医院就医的需求结构变化, 有利于医保服务效率的提高。²同时, 两类医保筹资中财政均占大头³, 因此整合进程必然受制于各类财政因素影响。这使得城乡居民医保整合在反映新形势下基本公共服务均等化与财政关系方面具有代表性。中央层面关于推进医保制度整合的方案出台于2016年1月, 但在此之前, 截至2015年年底, 已经有约五分之一的地级市先期自发地完成了整合⁴。在没有划定试点、没有中央统一规定情况下所形成的已整合城市与未整合城市的分立, 为我们识别财政因素对基本公共服务均等化的影响提供了不可多得的机会。

本文以城镇居民医疗保险(下称城镇居民医保)与新型农村合作医疗(下称新农合)的整合为例, 考察财政省直管县体制在推进基本公共服务均等化中的作用。使用包含63个自发整合城市在内的全国242个地级以上城市为样本, (广义)有序Logit模型回归的结果表明: 财政收入能力的确影响整合的实现程度, 那些财政收入能力越强的城市, 越倾向于达到更高的整合水平; 不过就是否开展整合而言, 财政能力并不构成障碍, 起作用的是财政体制。那些辖区内财政省直管县比重越高的城市, 越倾向于避免整合, 这种情况在“强市一弱县”城市和“弱市一强县”城市更为突出。而且基于已整合城市的分析表明, 财政省直管县比重越高的城市, 越倾向于采用让渡市级权力的基

¹ 《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十三个五年规划的建议》在“协调发展”部分两次提到“基本公共服务均等”, 一是“推动区域协调发展。塑造要素有序自由流动、主体功能约束有效、基本公共服务均等、资源环境可承载的区域协调发展新格局”, 二是“推动城乡协调发展。坚持工业反哺农业、城市支持农村, 健全城乡发展一体化体制机制, 推进城乡要素平等交换、合理配置和基本公共服务均等化。”可见, 在区域协调和城乡一体化的目标下, 都包含了对经济效率的考量。

² 我国医疗体系的设计遵循区域卫生规划, 一般只在地市级设三级医院。而原新农合以县为统筹单位, 这意味着农民去往三级医院就医必然要跨越统筹区, 造成医保管理的不便。

³ 这体现了基本公共服务的属性。新农合筹资中80%来自财政; 城镇居民医保分人群筹资, 平均后的人均财政补助比例尽管略低, 也大大超过50%。例如, 山东、广东、浙江的人均补助比例在65%左右。

⁴ 未列明出处的数据均来自作者计算, 下同。计算依据详见第四部分介绍。

金管理模式，这提示了财政省直管县体制发挥作用的机制在于阻碍市县之间关于整合成本分担共识的达成。这些结果表明，新形势下推进基本公共服务均等化不仅是增加财政投入的问题，还需要关注不同层级政府之间的权力划分。

本文可能在以下方面对既有文献形成补充：拓展了以往研究的视角，指出一条财政体制单独作用于基本公共服务均等化的新途径。以往文献对财政体制的分析落脚于财政投入，集中讨论分权式的财政体制将如何影响民生领域的财政支出。在省级层面，傅勇和张晏（2007）发现，若以预算内省本级财政支出占中央预算内财政支出的比重作为分权程度的衡量，则存在一临界水平，在此水平之下，地方政府因无力参与地方间竞争而倾向于增加科教文卫支出；而在这一水平之上，则会踊跃竞争，继而维持甚至削减基本公共服务支出份额。类似的两面性同样出现在县级。陈抗等（2002）指出，财政省直管县体制可以带来地方财力的增加，不过这或者能够促进民生支出的增加，即带来“援助之手”，或者助长地方重基建、轻民生的倾向，即带来“攫取之手”。实证研究在究竟哪个方向占据主导上并无定论。以民生支出占县级财政支出的比重作为衡量指标，刘佳等（2012）以及陈思霞和卢盛峰（2014）发现，财政省直管县体制增强了县级财政能力，却导致民生项目占支出的比重下降；不过，使用公共服务绝对水平等其他衡量指标，王德祥和李建军（2008）、谭之博等（2015）的研究表明，财政省直管县体制的确可以产生县级民生服务水平的提高。本文跳出财政体制对民生财政支出具有双重效应这一讨论思路，以市级为观察层面，研究省直管县为代表的财政体制因素在推进均等化中的单独作用。我们的研究显示，省直管县体制可能通过影响均等化过程中市县财政对于责任分担共识的达成，阻碍基本公共服务均等化的推行。这一发现丰富了现有文献对于财政体制作用的理解，具有一定的理论价值。

此外，本文也提供了首个针对居民医保整合的实证分析。现有文献多基于理论层面（金维刚，2012；申曙光，2014），或就某几个城市的具体案例进行分析（熊先军等，2011；仇雨临等，2011），尚无具有普适意义的实证研究。还有一支文献使用精算或核算方法，估计整合带来的财政投入增加（李亚青，2015；蒋云赞和刘剑，2015），但对财政体制在整合中的实际作用未有提及。本文通过收集一手资料建立数据集，首次使用计量方法和全国样本，实证分析了包括财政省直管县体制和财政收入能力在内的地方特征对城乡居民医保整合的影响。我们的结论支持了中央层面推行整合的必要性，也有助于地方制订更符合自身实际的整合方案，具有一定的现实意义。

文章接下来的部分规划如下：第二部分交代制度背景，介绍城乡居民医保自发整合的状况及与财政的关系；第三部分引入（广义）有序 Logit 模型作为模型设定；第四部分介绍回归使用的数据和变量；第五部分报告实证结果；

第六部分进行稳健性检验,并对不同市县关系下财政省直管县体制的作用以及发生作用的机制,展开进一步讨论;最后第七部分总结。

二、制度背景

(一) 自发整合的概况

中央层面整合城乡居民医保的动议最早见于2012年。党的十八大报告提出,“统筹推进城乡社会保障体系建设”“整合城乡居民基本养老保险和基本医疗保险制度”。这表明城乡整合的需求在当时已初步形成。然而直至2016年1月,中央层面才最终以国务院《关于整合城乡居民基本医疗保险制度的意见》(下称中央方案)明确了整合方向。在中央方案出台之前,一些地方在不存在中央试点、没有中央统一规定的情况下,基于自身实际,自发地开展了整合的探索。

根据中国医疗保险研究会统计,截至2013年年底,全国确定开展城乡医保整合工作的省级单位共有8个,分别是天津、山东、重庆、青海、宁夏、新疆生产建设兵团、广东、浙江;另有其他13个省份中的34个地级市也明确了整合方向。2015年,又有福建、上海、河北宣布将进行城乡医保整合。

不过在这份名单中,尚有地区未出台具体的实施方案。我们对上述城市进行了逐一筛查,结果显示:截至2015年12月,共有7个省(市)实际完成了全省层面的整合。其中天津、重庆、青海、宁夏采用省级统筹,广东、山东实行地市级统筹,浙江大多实行市级统一框架下的县级统筹。除上述7个省(市)外,还有其他11个省份的20个地级市出台了市级层面的医保整合文件。自发整合的地级市约占全国城市总数的22%。

已完成的整合基本都实现了后来中央方案所提出的“六统一”中的四个,即“统一覆盖范围、统一医保目录、统一定点管理、统一基金管理”。所不同的是在另外两个统一上,即“统一筹资政策”和“统一保障待遇”,一些地区采用了不同模式。除了城乡筹资待遇完全相同这一模式外,还有一些地区实行了分档选择,即在统一城乡医保政策框架的基础上,对成人居民设置差别化的筹资待遇档位,城乡居民可从中选择一种参加。据我们统计,在2016年前完成自发整合的城市(少数民族地区除外)中,省级统筹单位多采用分档模式,其中天津为三档方案,重庆为两档方案;其他61个地级市中,27个采用两档或三档模式⁵,占整合城市总数的44.3%。其余34个地级市采用了一档方案,占整合城市总数的55.7%。按照中央方案部署,使用分档整合的地区也需要在未来过渡期后逐步转向城乡一档,从而实现真正的均等。

⁵ 浙江大多实行县级统筹,分县制定实施细则,但存在市级统一的指导性文件。因此将这类城市也纳入样本,归入多档类别。

（二）整合中的模式选择

整合意味着需要弥合城镇居民医保与新农合现有的政策差距，而两者之间确实存在较大差别。建立时城镇居民医保比照职工医保设计，而新农合则立足农村另起炉灶，二者在初始的筹资待遇和统筹层次设定上即存在分化。延续至今，两类医保在多数地区的典型关系是：城镇居民医保个人缴费高，待遇高，实行市级统筹；新农合个人缴费低，待遇低，实行县级统筹。因此若要实现城乡统一待遇，既要抹平现有新农合在各县之间的待遇差别，还要抹平新农合与城镇居民医保之间的差别。

在中央文件未出台前，自发开展整合的城市出于平稳过渡这一首要考虑，在整合设计中均遵循两个原则，即“总体待遇不降低，个人缴费不大幅增加”。这意味着整合后的新方案必须是一个待遇就高、而个人缴费就低的设计。在这一约束下，地方制定整合政策时考虑自身情况，发展出了两类整合模式。其一般做法⁶是：①一档方案：若要实行城乡单一标准，则待遇设计比照原先待遇较高的城镇居民医保，个人缴费设计比照原先缴费较低的新农合。在实现方式上，通过降低原城镇居民的个人缴费，同时以财政补助填补差距的方式达到。②两档方案⁷：如果允许不同档位并行，则高档待遇比照原城镇居民医保，低档待遇比照原新农合，相应的筹资也对应于各自原先水平。不过，为了避免原先高缴费的城镇居民群体流向低档，大部分地区都附加了档位选择的限制条件，例如规定户口簿内同一家庭的成年人只能选择同一档次、原城镇居民参保人必须选择高档，或者低档只供某些区县选择等。可见，两档方案意在维持原先城镇居民参保群体和新农合参保群体的相对独立，很大程度上只在抹平新农合在各县之间的筹资待遇差别，因而是一种降低整合难度的折中方法。综上可知，在整合程度上，有：未整合<两档方案<一档方案。

（三）整合引发的资金需求与财政体制

整合必然产生资金需求。对于一档方案来说，正如上一小节所提到的，资金需求源于提升待遇后没有提高个人缴费。那么，将新农合群体的个人缴费提高到城镇居民水平，就可以避免缺口吗？答案是否定的。值得指出的是，将新农合待遇拉平所需要的筹资增加，将远大于补足现有城乡参保人个人缴费的差值。这主要是由城乡参保人不同的年龄结构决定的。城镇居民医保作为城镇职工医保在参保范围上的补充，主要吸纳城市中的少年儿童和大学生，

⁶ 一般做法根据全部已整合城市（包括直辖市，共63个）的整合实践归纳。我们梳理了每个城市在医保初建时以及整合前一年这两个时点上的城镇居民医保政策文件与新农合政策文件，然后将其与整合后的新制度进行对比，同时结合地方调研，归纳出模式特征。

⁷ 少数地区实行三档方案，为简化分析，将这类城市归入两档方案中。之所以能够这样做，原因在于“第三档”的设定基于多样化的考虑，而除此之外的其他两档，仍各自比照城镇居民医保与新农合进行设计，因此具有与两档方案相同的思路。

而城镇中的老人相当部分为职工医保所包括,因此其参保人的年龄结构较为年轻化。而新农合则不然,大量涵盖了农村地区的老人。学生、儿童相比老人属于医疗消费较低的基金贡献群体,因此原先的城镇居民医保能够以较新农合较小的筹资增加,实现较为显著的待遇提高;同样反过来,若要达到相同的待遇水平,新农合所需的筹资要远高于城镇居民。因此即使按照后来中央方案的设计,提升待遇的同时可以将个人缴费也提升至城镇居民水平,整合后的基金仍将面临缺口。那么对于两档方案来说,既然维持了原先两类医保筹资待遇的相对独立,是不是就不需要额外投入了?答案也是否定的。这是因为除了需要抹平新农合在县与县之间差距这一因素外,“六统一”中的“统一医保目录”和“统一定点管理”两项,仍然产生资金需求。对于原新农合参保人来说,统一医保目录意味着保障范围扩大(以山东为例,原新农合报销目录含药品1 127种,而整合后统一使用城镇居民医保目录,含药品2 387种,报销品类扩大逾一倍);而统一定点管理意味着原新农合定点医疗机构的范围由县内扩展到市内,农民进入市内三级医院可以立即报销,因此将对入城就医产生激励作用。这些隐含的需求释放所产生的支出增加,如果不能由现有的当期结余覆盖,最终都需要通过增加资金投入来弥补;而如果不能大幅度提高个人缴费,就需要财政资金来弥补。财政进行投入也体现了基本公共服务的特性。

需要指出的是,弥补上述资金缺口并不止于一次性的投入:一旦以整合后新政策的形式确定下来,就将固化为每年固定的成本支出。因此,明确这一支出由哪一级财政承担就显得尤为重要。一方面,城乡整合的受惠群体是县内农民,因此由县级财政负担由此增加的民生投入理所当然;另一方面,整合后待遇提升的具体程度和需求释放的实际程度,取决于整合政策的设计和整合后基金的管理水平,而当市级政府从县级手中接过这两项责任之后,就理应由由此产生的后果负责。因此,如何划分市县两级在整合成本上的分担,难以明确,尤其是在相关金额难以被准确估算的情况下。从自发整合城市的实践来看,63个城市中有26个在整合文件中提及面临基金缺口时的责任分担⁸,其中9个规定由县完全承担,2个由市完全承担;剩下的由市县共担,其中又有10个明确列出市县各自承担的具体比例,县的分担份额在5%到80%不等。其他城市则笼统以市县“协调”或“分担”字眼带过。市县分担结果的多样化显示了这一问题的复杂性。这也暗示,一旦市县之间无法就整合成本的分担达成共识,整合可能就难以推行。

对那些市管县的城市来说,市级财政作为县级财政背后的拨款人,形成市县统一意见可能并不困难。不过近年来,财政省直管县体制得到了大力推

⁸ 除舟山、青岛等个别城市外,大多数城市选择用兜底的方式来实现整合的投入(即“补出口”),而不是直接扩大财政筹资(即“补入口”)。在整合成本难以被准确估计的情况下,这也是避免财政资金在医保沉淀的一种方式。

广。尤其在2009年财政部曾发文,要求2012年年底力争全国除民族自治地区外全面推进省直接管理县财政改革。尽管这一文件最终没有得到全面落实,但截至目前,浙江、安徽等十省已先后在全省实现了财政省直管县体制,其他地区也都进行了较大规模试点。在省直管县背景下,收入方面,普遍要求市级不得新增集中县级财力,近半数省份还要求市级不得分享县级的新增财政收入;支出方面,明确转移支付直接由省核定并补助到县,省与县建立直接的财政往来关系。⁹依照财权与事权相一致的原则,市级对县级民生支出的责任降低,对其做统一要求的动员能力也降低;而县级在资金运用上的独立性增强,可能更加着眼于自身需要而不是市级要求,来参与城乡一体化的决策。那么这一因素在现实中是否影响整合进程,产生效应的规模如何?我们下面通过实证方法进行考察。

三、模型设定

每个城市都面临不整合、整合为两档(分两档)、整合为一档(分一档)三个选项。经前文分析可知,选项之间并非平行关系,而是呈现一种整合程度递进的次序特征。因此,我们使用有序多元选择模型来描述这一过程。

以 y^* 表示整合条件的成熟度,其构成因素可以被表达为:

$$y_i^* = \beta \times \text{cntyratio}_i + x_i' \gamma + \epsilon_i,$$

其中, cntyratio 表示该市所辖县级单位中财政省直管县所占比重, x 是包含财政收入能力在内的一组表征城市其他特征的控制变量, ϵ 为误差项, i 指示城市。

实际中,我们观察不到具体的条件成熟度打分 y^* ,只能观察到城市的最终选择 y 。令 $y=1, 2, 3$ 分别表示不整合、分两档、分一档。城市会根据自身条件选择能够达到的最接近选项。这个过程可以被描述为:

$$\begin{aligned} y &= 1 \text{ (不整合), 如果 } y^* \leq \mu_1; \\ y &= 2 \text{ (分两档), 如果 } \mu_1 < y^* \leq \mu_2; \\ y &= 3 \text{ (分一档), 如果 } y^* > \mu_2. \end{aligned}$$

其中 $\mu_1 < \mu_2$ 表示割点(cut points),是有待与 β 、 γ 一起估计的参数。

设 ϵ 服从标准 Logistic 分布,使用最大似然法可以实现对上述参数的估计,即为有序 Logit 回归(ordered logit regression)。其中 β 是我们关注的系数。在 Logistic 分布下可推得:

$$\begin{aligned} \log \left[\frac{\Pr(y_i \leq j | x_i)}{\Pr(y_i > j | x_i)} \right] &= \mu_j - \beta \times \text{cntyratio}_i - x_i' \gamma, \\ \text{即 } \log \left[\frac{\Pr(y_i > j | x_i)}{\Pr(y_i \leq j | x_i)} \right] &= -\mu_j + \beta \times \text{cntyratio}_i + x_i' \gamma, \quad j = 1, 2. \quad (1) \end{aligned}$$

⁹ 根据各省关于财政省直管县体制试点改革文件的统计,统计时剔除了港澳台地区、民族自治区和财政上视同少数民族地区的云南、贵州和青海。

式(1)即为回归方程。其中 $\Pr(y_i > j | x_i)$ 是 y 取值在 j 以上的累积概率, $\Pr(y_i \leq j | x_i)$ 是 y 取值在与 j 相等或以下的累积概率, 因此称 $\frac{\Pr(y_i > j | x_i)}{\Pr(y_i \leq j | x_i)}$ 为 $y_i > j$ 相对于 $y_i \leq j$ 的累积概率比数或累积机会比(即 odds ratio)。 β 表示省直管县比重的变化对累积机会比对数的影响。也就是说, 在其他条件不变的情况下, 省直管县比重增加 1 单位, 将使整合程度提高一个等级或以上的机会比变为原来的 $\exp(\beta)$ 倍(陈锋, 2003)。

不过, 上述有序 Logit 模型的一个隐含假定是, 累积概率比数的比为定值, 即 $\frac{\Pr(y_i > 2 | x_i)}{\Pr(y_i \leq 2 | x_i)} / \frac{\Pr(y_i > 1 | x_i)}{\Pr(y_i \leq 1 | x_i)}$ 为常数。换句话说, 这相当于施加了一个限制条件, 即要求除常数项之外的解释变量(例如财政省直管县比重), 其单位提高对于是否整合, 以及是否选择一档所带来的影响, 是相同的。这被称为比例比数假定(proportional odds assumption)。标准有序 Logit 模型也因此又被称为比例比数模型。

如果这一假定不能得到满足, 则意味着需要将财政体制对于不同整合等级的作用分别加以分析。允许 β 的数值随着 y 的取值 j 发生变化, 则得到广义有序 Logit 模型(generalized ordered logit model):

$$\log \left[\frac{\Pr(y_i > j | x_i)}{\Pr(y_i \leq j | x_i)} \right] = -\mu_j + \beta_j \times \text{cntyratio}_i + x'_i \gamma_j, \quad j=1, 2. \quad (2)$$

我们进一步将 $\frac{\Pr(y_i > 1 | x_i)}{\Pr(y_i \leq 1 | x_i)}$ 称为“整合机会比”, 将 $\frac{\Pr(y_i > 2 | x_i)}{\Pr(y_i \leq 2 | x_i)}$ 称为“一档机会比”, 因此省直管县比重增加 1 单位, 将带来整合机会比变为原来的 $\exp(\beta_1)$ 倍, 一档机会比变为原来的 $\exp(\beta_2)$ 倍。

前文第二部分对于财政省直管县体制作用的描述提供了关于 β 符号的预测: 在其他条件相同时, 省管县比重较高的城市可能受制于市县对财政责任重新划分的共识无法达成, 难以施行整合, 因此我们可能观察到 β 的符号为负。不过, 由于无论采用一档还是二档方案, 原先各县新农合的政策都面临调整, 既有的财政安排都会被打破, 因此省直管县体制在整合模式选择中的作用可能不大, 因此可能有 $\beta_1 < \beta_2$ (即 $|\beta_1| > |\beta_2|$)。

四、数据和变量

我们以《2012 中国城市统计年鉴》所辑录的全部地级以上城市为研究对象¹⁰,

¹⁰ 选择 2012 年是由于大部分的自发整合发生在 2010 年至 2014 年, 在此使用中间年份。事实上选择具体哪一年份并不重要, 这是因为取值自《中国城市统计年鉴》的变量均为城市特征, 意在反映城市之间的相对差异, 因此只需选择同一年份进行比较。特别是在经济相对放缓的 2010 年后, 这些差异随年份变化的倾向较小。

同时排除那些在中央财政政策中视同少数民族地区的省份¹¹。之所以选择市级作为考察层面，是由于中央方案规定市级为整合后的目标统筹层次。市级同时覆盖城乡，体现城乡统筹的内涵。经剔除后，所得样本城市共242个。

以2015年12月31日各地的整合状态为因变量，令未整合为1，分两档为2，分一档为3。对于整合状态的识别，首先使用中国医疗保险研究会提供的《2013年医疗保险城乡统筹开展情况》，分离出那些截至2013年年底明确（将要）开展两保整合工作的城市。考虑到其中尚有城市未出台具体的整合方案，我们继而在这一资料基础上进行了逐个的手动筛查，通过公开资料搜索，识别出那些已经完成整合的城市；然后根据其整合文件，手动补入关于分档模式的信息。¹²在此基础上，补入2013年年底至2015年年底期间宣布整合的城市，但发现没有新的城市出台具体实施方案。最终得到一档城市34个，两档城市29个，其他城市标记为未整合。

对于财政省直管县体制的刻画，使用该市所辖县级单位中财政省直管县所占比重。其构建方式为： $\text{省直管县比重} = \text{市辖财政省直管县数量} / \text{全市县及县级市总数}$ 。财政省直管县数量的统计，依据维基百科“省直管县”词条中所列各省文件整理，其中已整合城市的统计截止到该市整合前一年，未整合城市截止到样本日期。全市县级单位总数的计算，来自《2012中国县（市）社会经济统计年鉴》所列出的该市下辖县或县级市加总。

为剥离财政省直管县体制的影响，根据第二部分分析，同时控制以下影响城乡医保整合程度的变量：

(1) 人均公共财政收入：反映城市财政能力。之所以没有使用人均公共财政支出，主要考虑到支出项中包含一定规模的专项转移支付，不能挪入包括医保补贴在内的一般用途。¹³该变量的构建方式为： $\text{人均公共财政收入} = \text{全市公共财政收入} / \text{全市总人口}$ 。

(2) 市辖区人口比重：反映原先两类参保人群的相对规模。城镇居民医保的参保人大多集中在市辖区，而新农合参保人大多集中在周围郊区。市辖区人口比重越大，参加新农合的人群倾向于越少。该变量的构建方式为： $\text{市辖区人口比重} = \text{市辖区人口} / \text{全市总人口}$ 。

¹¹ 即各少数民族自治区和云南、贵州、青海。

¹² 其中，东莞、佛山、东营、三亚等4市在整合之后还进行了两档方案的合一，因此在整合状态中记为一档。

¹³ 尽管可以使用人均公共财政支出作为城市财政能力的衡量指标，但不宜使用人均公共财政支出在医疗卫生领域的值（财政对居民医疗保险的补贴计入医疗卫生支出）。这是因为：第一，人均财政支出的总额相对稳定，而分配给某一领域的额度可能受到其他领域资金需求的扰动。第二，由于整合往往带来财政相关补贴的增加，因此对于已整合城市来说，这一领域的财政投入可能具有内生性。由于各地整合时间不同，难以取得一个统一的时点来规避内生性问题。因此，使用总的人均公共财政支出是更合理选择。我们也使用人均公共财政支出作为财政能力的衡量，重复了下文所有的回归，所得结果与当前结果完全一致。

(3) 市辖区人均 GDP 比重: 反映城乡经济差距。其构建方式为: 市辖区人均 GDP 比重 = 市辖区人均 GDP / 全市人均 GDP。

(4) 市辖区医院数量: 反映城区供方实力, 衡量农村人口跨县就医的动力。作为需方的医疗保险, 无论是原有政策制定, 还是整合后的制度安排, 都包含对供方条件的考虑。

(5) 65 岁以上人口比重: 反映医保覆盖范围内的年龄结构。

(6) 总人口: 反映医保人群的绝对规模。绝对规模可能与医保统筹区的数量以及政策融合的复杂性有关。

上述控制变量中, 年龄结构的数据来自各省《中国 2010 年人口普查资料》, 其他变量的数据来自《2012 中国城市统计年鉴》。由于这些外生变量均独立于医保整合政策, 因此在进行城市间比较时只需取统一年份, 无须考虑各地医保整合的具体时点。¹⁴

各变量的描述统计见表 1。可以看到, 相比未整合城市, 已整合城市平均拥有更低的省直管县比重 (41.5% 比 73.9%) 和更高的人均公共财政收入 (4 818 元比 2 868 元)。不过进一步对未整合城市、两档城市、一档城市进行观察, 发现尽管人均公共财政收入随着整合等级的提高呈现严整的梯次上升 (其值依次为 2 868 元、3 925 元、5 579 元), 而省管县比重则不然, 一档城市的比重反而较两档城市略高 (依整合等级其值分别为 73.9%、39.7%、43.1%)。从整合等级之间的差距来看, 省直管县比重在已整合城市明显区别于未整合城市, 而人均公共财政收入则是在一档城市明显高于非一档城市。这暗示, 两类财政因素发生作用的环节可能不同, 省直管县比重更多影响城市是否能够参与整合; 而财政能力可能不是能否整合的关键, 但却在影响整合模式上发挥作用。这与我们之前的分析一致。

此外, 已整合城市还倾向于拥有更高的市辖区人口比重和更小的城乡经济差距; 但是在供方体制、年龄结构和人口规模上, 与未整合城市的差异则不明显。同样, 除了市辖区人口比重之外, 其他变量在一档城市与两档城市之间的比较并不能够完全复刻整合与未整合比较中所表现出来的次序, 这再次表明解释变量对于不同整合阶段所产生的影响可能具有差异。

¹⁴ 在中央层面, 两类医保主管部门对于整合后医保管理权的争夺被认为是导致整合推进缓慢的主要原因, 不过这个因素在地方整合中并不构成外生影响。原因在于, 各地关于城镇居民医保与新农合的管理机构设置、主管部门级别都是相同的, 并且各地两保主管部门的话语权特征相同。具体地, 城镇居民医保归属人力资源和社会保障局 (下称人社局), 新农合归属卫生局, 二者的分管副市长通常不是同一人, 并且分管人社局的副市长通常排位更高; 二者也与主管财政的市长或副市长不是同一人。在这种情况下, 我们认为当地医保所有权争夺的结果事实上是内生的, 来自例如当地两类医保参保人群的规模差异等外生因素。因此, 这里不宜作为控制变量出现。

表1 变量的描述统计

	全样本		未整合城市		已整合城市		分两档		分一档	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
观测值个数	242		179		63		29		34	
财政省直管县比重 (%)	65.5	(41.6)	73.9	(37.9)	41.5	(42.3)	39.7	(40.7)	43.1	(44.3)
人均公共财政收入 (百元)	33.8	(39.0)	28.7	(33.3)	48.2	(49.4)	39.3	(31.3)	55.8	(60.2)
市辖区人口比重 (%)	34.3	(23.8)	31.1	(20.1)	43.5	(30.6)	39.2	(27.6)	47.1	(32.9)
市辖区人均 GDP 比重 (%)	135.4	(41.4)	137.5	(42.3)	129.4	(38.2)	129.0	(44.4)	129.8	(32.7)
市辖区医院数量 (个)	73.7	(89.9)	72.9	(87.0)	75.8	(98.3)	101.9	(133.7)	53.5	(43.6)
65 岁以上人口比重 (%)	9.1	(1.8)	9.2	(1.6)	9.0	(2.3)	9.7	(1.6)	8.4	(2.6)
总人口 (万人)	460.4	(320.5)	450.7	(263.1)	487.8	(446.6)	602.9	(579.3)	389.7	(261.4)

注：(1)“分两档”中包含整合后待遇分多档的城市。(2)3个城市的市辖区人均 GDP 数据缺失，其市辖区人均 GDP 比重的计算方法为：分子使用城镇居民人均可支配收入，分母使用城镇居民人均可支配收入与农民人均纯收入经户籍农业人口与户籍非农业人口加权而得的全市人均收入。数据来自该市《2012年国民经济与社会发展统计公报》。(3)人均公共财政收入变量进行了高端1位的缩尾(winsorize)，以避免异常值的影响。

资料来源：《2012中国城市统计年鉴》，各省《中国2010年人口普查资料》。

五、实证结果

(一)有序 Logit 模型

表2的第(1)、(2)列报告了使用线性概率模型(LPM)进行OLS回归的结果。省直管县比重的系数为负且显著，并且在人均公共财政收入变量加入后保持稳定。人均公共财政收入的系数为正。两个变量的作用方向符合我们之前的预期。不过，由于模型中因变量为离散形式，因此使用线性模型所得结论可能不足以令人信服。

表2的第(3)、(4)列继而给出了使用标准有序Logit模型进行回归的结果。可以看到，所得结果与线性概率模型一致。省直管县比重的系数为负且显著，表明以县为主的财政体制会对整合等级提升产生阻碍作用。人均公共财政收入的系数为正且显著，表明财政能力提高有助于整合等级提升，这也与以往文献中对于财政能力作用方向的描述一致。由第(4)列可知，城市的

省直管县比重增加 10 个百分点, 整合机会比和一档机会比将降低为原来的 0.85 倍 [$=\exp(-1.660 \times 0.1)$]; 城市的人均公共财政收入增加 100 元, 整合机会比和一档机会比将提高为原来的 $\exp(0.011) = 1.01$ 倍。这表明, 财政能力越强的城市, 越倾向于选择更高的整合层次, 而财政省直管县体制的普及则不利于高层次整合的进行。

表 2 回归结果

因变量 y : 不整合=1, 分两档=2, 分一档=3	LPM		有序 Logit		广义有序 Logit		广义有序 Logit	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)		(6)	
					$y>1$ (整合)	$y>2$ (一档)	$y>1$ (整合)	$y>2$ (一档)
省直管县比重	-0.509*** (0.122)	-0.477*** (0.125)	-1.743*** (0.397)	-1.660*** (0.404)	-1.825*** (0.398)	-1.239** (0.507)	-1.752*** (0.398)	-1.269** (0.513)
人均公共财政收入		0.003 (0.002)		0.011** (0.005)			0.006 (0.006)	0.017** (0.007)
市辖区人口比重	0.009*** (0.002)	0.007*** (0.003)	0.031*** (0.008)	0.025*** (0.008)	0.030*** (0.008)	0.026*** (0.009)	0.023*** (0.008)	0.023** (0.009)
市辖区人均GDP比重	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.002 (0.004)	0.002 (0.004)	0.001 (0.004)	0.004 (0.005)	0.001 (0.004)	0.007 (0.006)
市辖区医院数量	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.001)	-0.008*** (0.003)	-0.011*** (0.003)	-0.008*** (0.003)	-0.010 (0.006)	-0.009*** (0.003)	-0.015** (0.007)
65岁以上人口比重	0.011 (0.024)	0.019 (0.023)	0.084 (0.085)	0.128 (0.083)	0.124 (0.089)	-0.039 (0.099)	0.176* (0.091)	0.089 (0.111)
总人口	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.001** (0.001)	0.002** (0.001)	0.001** (0.001)	0.000 (0.002)	0.002** (0.001)	0.001 (0.002)
常数项	1.230*** (0.266)	1.137*** (0.268)			-2.477** (1.050)	-1.860* (1.115)	-2.984*** (1.081)	-3.626** (1.432)
观测值数量	242	242	242	242	242	242	242	242

注: 括号内为稳健标准误, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。模型(3)的割点1值为 2.125*** (1.020), 割点2值为 3.031*** (1.013)。模型(4)的割点1值为 2.757*** (1.026), 割点2值为 3.675*** (1.027)。

图 1 直观地展示了基于模型(4)回归而拟合的整合等级概率与省直管县比重和人均公共财政收入之间的关系。可以看到, 其他条件相同时, 一方面, 随着所辖省直管县比重的上升, 城市未整合的概率大幅增加, 而整合为一档或两档的概率下降; 另一方面, 城市财政收入能力的增强, 使得未整合的概率降低, 整合为一档的概率明显提高, 整合为两档的概率也略有提高。上述变化方式在样本区间内基本保持单调趋势, 即对那些处于不同省直管县比重区段和不同财政收入能力的城市而言, 作用的幅度相近。唯一的反常出现在省直管县比重接近 1 的地方, 此时比重的提高反而带来未整合概率的降低和

整合为一档概率的提高。¹⁵造成这一现象的原因可能是由于部分省实行全省范围的省直管县体制，导致一些原本应该处于比重中段的的城市移向高段。我们还将在下文的稳健性检验部分继续讨论这个问题。在这里，由于异常作用的幅度较小，不影响我们对于总体结果的归纳。

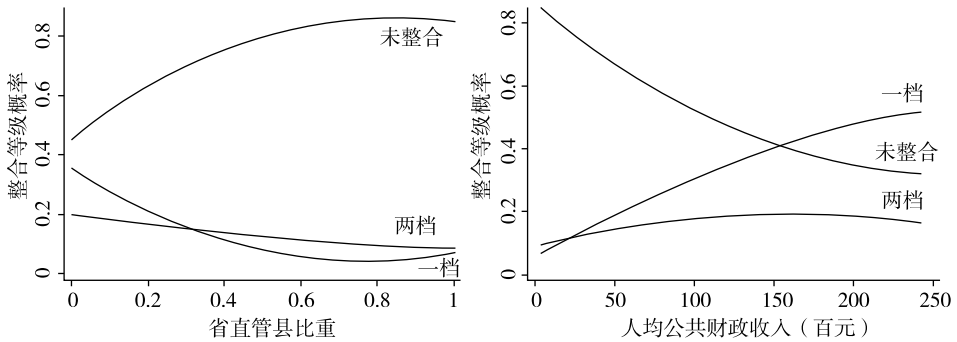


图 1 财政因素的整合等级概率二维图

不过，使用 Brant 检验和似然比检验两种方法来检验有序 Logit 模型的平行回归假定，发现表 2 模型（4）所依赖的假定基础较为薄弱。表 3 显示，Brant 检验的结果表明，对方程整体进行的检验在 1% 水平被拒绝，这意味着解释变量对于不同整合层次所产生的影响程度可能不同。特别地，对模型（4）中省直管县比重和人均公共财政收入两个变量进行单独检验，其 P 值都在 0.07 左右，表明二者的作用的确在不同层次选择之间存在差异。与此同时，方程似然比检验的 P 值也较低。这些结果暗示，对于财政因素的影响，可能需要根据不同整合等级做分别分析。在这种情况下，为了更准确地描述省直管县体制的作用，适宜使用广义有序 Logit 模型作为分析工具。

表 3 平行回归检验

检验	Chi2	$P > Chi2$
Brant 检验 (方程)	19.8	0.006
省直管县比重	3.2	0.074
人均公共财政收入	3.4	0.066
似然比检验 (方程)	9.8	0.202

(二) 广义有序 Logit 模型

表 2 的第 (5)、(6) 列展示了广义有序 Logit 模型下的回归结果。可以看到，省直管县比重的作用的确存在分别。对“整合”的系数为负且显著，表

¹⁵ 我们也在表 2 模型（4）中加入省直管县比重的平方项作为检验，结果显示系数并不显著。

明省直管县比重显著降低进入整合的概率；而对“一档”的系数绝对值小于对“整合”的系数且仍为负，表明省直管县比重产生的阻碍作用在分档选择中较小，主要体现在整合选择中。第(6)列显示，其他条件相同时，省直管县比重增加10%，整合机会比降低为原来的0.84倍 $[\text{=exp}(-1.752 \times 0.1)]$ ，一档机会比降低为原来的0.88倍 $[\text{=exp}(-1.269 \times 0.1)]$ 。

与之相反，财政收入能力的作用主要体现在分档选择中。对“整合”的系数并不显著，并且系数绝对值近于零；对“一档”的系数表现显著，并且在系数值上较之前有较大提高。由第(6)列可知，其他条件相同时，城市的人均公共财政收入提高100元，对整合机会比的影响微乎其微，但将带动一档机会比增加为原来的1.02倍 $[\text{=exp}(0.017)]$ 。这表明，财政能力强只是使城市在选择整合的情况下更偏向于一档而不是两档，却并不能提高城市自发开展整合的倾向。由于普通有序Logit回归的系数相当于广义有序Logit回归中两个系数的加权平均，因此表2第(4)列人均公共财政收入系数能够为正且显著的主要原因在于财政能力对一档机会比的正效应。

总之，上述发现回应了我们之前的预测，证实在财政能力之外，财政体制也是影响整合等级选择的重要因素。并且，财政收入能力的促进作用只在一档选择中较为明显，而财政省直管县体制的阻碍作用则主要影响是否整合。

除财政变量之外，市辖区人口比重的系数为正且显著，市辖区医院数量的系数为负且显著。这表明其他条件相同时，城镇居民人口的比重越大、城镇医疗资源的优势越不突出，城市倾向于达到的整合层次越高。另外，总人口和65岁以上人口比重只对“整合”表现显著，对“一档”并无显著影响。市辖区人均GDP比重的系数不显著。

六、稳健性检验和进一步讨论

(一) 稳健性检验

以表2的模型(6)为基准回归方程，我们在这一部分对前述结论的稳健性进行检验。出于篇幅考虑，本部分在报告时只显示两个财政变量的结果，完整的结果可向作者索取。

1. 工具变量法

内生性问题可能引发对于基准模型估计一致性，或者能否赋予回归结果因果性解释的担忧。由于确定省直管县数量的决策由省级依照统一标准做出，对单个市来说可以看作外生，因此在我们以市为视角的回归中，市级层面的变量遗漏一般不产生内生性问题。但仍可能存在省级层面的不可观测变量，同时影响财政省直管县体制和省内城市医保整合的推行。为了排除这一担忧，

我们引入工具变量法。¹⁶

我们使用省级发布的关于财政省直管县体制改革的文件数量，作为省直管县比重的工具变量。文件数量体现了财政系统内协调市与县财政利益、推行省直管县改革的难度，与最终实现的市级省直管县比重具有相关性；而财政改革的文件数量与医保整合程度之间难以认为存在关联。¹⁷变量取值根据维基百科“省直管县”词条中所列各省相关文件数量加总，样本内该变量均值为1.98，标准差为1.32，最小值为0（即直辖市和浙江、福建等始终实行省直管县的地区），最大值为5。我们首先验证了该工具变量与内生变量的相关性，使用回归方程：

$$\text{cntyratio}_i = \theta \times \text{file}_i + x'_i \delta + v_i, \quad (3)$$

其中 cntyratio 是内生变量“财政省直管县比重”，file 是工具变量“省级发布的文件数量”， x 是与基准回归方程相同的控制变量组， v 为误差项。估计结果显示，文件数量的系数值为-0.130，在1%水平显著，表明工具变量与内生变量存在相关性；同时， F 检验值为71.21，表明不是弱工具变量。¹⁸

基于这一良好的工具变量，我们继而检验了内生性问题是否存在。具体做法是使用杜宾—吴—豪斯曼检验（DWH test）。将方程（3）中回归所得残差项 v 作为自变量，加入基准方程中进行回归，若残差项系数能够拒绝为零的原假设，则认为存在内生性问题。结果显示，残差项对“整合”与“一档”的系数， P 值分别为0.765和0.603，不能拒绝为零的原假设。这表明内生性问题其实并不存在，基准模型的估计结果具有一致性。

在这种情况下，作为一个稳健性检验，我们仍按照 Angrist and Pischke (2009)，使用两阶段方法进行了工具变量法估计。其中第一阶段模型为方程（3），第二阶段为以第一阶段因变量的拟合值替换原方程中内生变量的基准回归形式。所得结果见表4的第（1）列。可以看到，省直管县比重对“整合”的系数为负且显著，并且绝对值大于对“一档”的系数，基准回归的结果保持稳健。

表4 稳健性检验

因变量：不整合 =1，分两档=2， 分一档=3	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
	$y > 1$	$y > 2$	$y > 1$	$y > 2$	$y > 1$	$y > 2$	$y > 1$	$y > 2$	$y > 1$	$y > 2$
	(整合)	(一档)	(整合)	(一档)	(整合)	(一档)	(整合)	(一档)	(整合)	(一档)
省直管县比重	-2.256**	-1.770	-1.727***	-1.343*	-1.331***	-0.485	-1.521**	0.952	-1.737***	-1.214**
	(1.151)	(1.133)	(0.462)	(0.702)	(0.474)	(1.420)	(0.631)	(0.976)	(0.398)	(0.509)

¹⁶ 处理省级不可观测遗漏变量的一个通常方法是在方程中控制省份固定效应，但这对于我们的研究情境并不适合。原因在于，控制省份固定效应意味着只能依靠自变量的省内变异来识别其影响，但对于省直管县这样由省级推行的政策来说，一般不会在所辖各市间人为地造成较大的差距或不平衡，这使得省直管县比重的省内变异较小。

¹⁷ 值得指出的是，财政省直管县改革和居民医保整合之间具有较为明显的先后顺序。省直管县改革开始于2003年，文件出台大多在2005—2009年；而城镇居民医保的试点始于2008年，在此之后才产生了是否要与新农合整合的问题。

¹⁸ 我们也仿照方颖和赵扬（2011），对工具变量进行了外生性检验，并获得通过。

(续表)

因变量: 不整合 =1, 分两档=2, 分一档=3	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
	y>1 (整合)	y>2 (一档)	y>1 (整合)	y>2 (一档)	y>1 (整合)	y>2 (一档)	y>1 (整合)	y>2 (一档)	y>1 (整合)	y>2 (一档)
人均公共财政收入	0.004 (0.006)	0.0153* (0.008)	-0.017** (0.008)	0.014 (0.010)	0.000 (0.007)	0.031** (0.013)	-0.002 (0.008)	0.028* (0.015)	0.048 (0.031)	0.080** (0.032)
东部地区			2.615*** (0.578)	1.790** (0.802)						
中部地区			-0.589 (0.530)	1.606 (2.071)						
观测值数量	242		242		220		134		241	

注: (1) 各回归方程中还控制了市辖区人口比重、市辖区人均 GDP 比重、市辖区医院数量、65 岁以上人口比重以及总人口。(2) 括号内为稳健标准误, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。(3) 由于 2003 年的城市数量为 241, 在第 (5) 列减少了一个观测值。

2. 排除地区固定效应的影响

自发整合城市大多分布在沿海发达地区, 回归结果所俘获的影响可能只是显示了这一地区某些被遗漏的整体特征。为了排除这一担忧, 我们将全国分为东部地区、中部地区和西部地区三个部分, 使用两个虚拟变量在方程中加以控制, 并重复回归。对于地区的划分使用国家统计局的分类方法。由表 4 第 (2) 列可以看到, 省直管县比重对“整合”的系数为负且显著, 并且绝对值大于对“一档”的系数, 基准回归的结果保持稳健。

3. 排除省一级非自发整合的影响

尽管样本中的整合均发生在中央文件出台前, 但其中部分城市是由于受到省级政府的强制要求才开展工作的。例如, 山东是在省内尚无任何城市整合的背景下, 由省政府做统一要求; 广东和浙江的少数城市, 其并轨也发生在省级文件下达之后。因此从省的层面来说, 这些城市难以称为自发整合。为了排除这一内生性问题对估计结果的影响, 我们使用剔除这部分城市的子样本进行重复回归。表 4 第 (3) 列显示, 省直管县比重对“整合”的系数为负且显著, 并且绝对值大于对“一档”的系数, 基准回归的结果保持稳健。

4. 排除省一级全面实施财政省直管县的影响

浙江、安徽、湖北等十个省份实行全面的省直管县体制, 辖区内所有县均由省财政直管。这意味着对于其中某些市来说, 其省管县的比重可能较未全面推行省份中的同类城市偏高。为了排除此类潜在异常值影响, 我们使用剔除这十个省份的子本来重复之前的回归, 表 4 第 (4) 列的结果表明, 所得结果与基准回归一致。

5. 排除财政体制与财政收入相关性的影响

如文献综述部分所提到的, 财政省直管县体制可能增加县级财政收入, 继而对全市财政收入总量产生影响。如果二者之间存在强烈的因果关系, 那么在以省直管县体制为解释变量的方程中加入同期财政收入作为控制, 就可

能产生“不合格控制变量”(bad control)问题,导致估计的偏误(Angrist and Pischke, 2009)。从样本实际来看,财政省直管县比重和人均公共财政收入两个变量的相关系数只有-0.3085,产生这一问题的可能性较低。但为了避免由此带来的担忧,我们使用校正这一问题的标准方法,即使用财政省直管县改革之前的2003年人均财政收入数据,替代原先的同期财政收入进入回归,以此作为稳健性检验。该数据来自《2004中国城市统计年鉴》。由表4第(5)列结果可以看到,省直管县比重对“整合”的系数为负且显著,并且绝对值大于对“一档”的系数,这与基准回归的结果一致。

(二)不同市县关系下财政省直管县体制影响的进一步考察

我们已经证明,以县为主的财政体制会阻碍整合的自发进行。不过,文献提示这一作用程度可能随市县关系的不同而有所分别。杨志勇(2009)指出,“强市一弱县”下实行省直管体制,会降低市对县的拉动作用,进而削弱县级公共服务的发展;与之相反,“弱市一强县”组合下,通常市管体制可能产生市级对下放县级资金的盘剥,因而由省直管对县级提升公共服务更为有利。刘叔申和吕凯波(2012)以公共卫生领域为例实证证明了这一点。那么,在居民医保整合中,是否也存在类似由于市县力量对比不同而导致的差异?我们接下来就这一问题进行考察。

对于市县强弱的衡量存在两种方法,一种基于经济发展程度,一种基于财政收入或支出水平。文献中对于使用哪种更为恰当并无明确说法(刘叔申和吕凯波,2012)。为了确保结果稳健,我们同时验证这两类标准,采用的具体指标分别为:

(1)市辖区人均GDP比重,表征市县经济发展的相对程度(徐雪梅等,2011)。

(2)市辖区人均公共财政收入比重,表征市县财政收入的相对强弱。其构建方式为:市辖区人均公共财政收入比重=市辖区人均公共财政收入/全市人均公共财政收入。

(3)市辖区人均公共财政支出比重,表征市县财政支出的相对强弱。其构建方式为:市辖区人均公共财政支出比重=市辖区人均公共财政支出/全市人均公共财政支出。

按指标取值从低到高排序,分别对样本中的城市进行分组。低值组定义为位于该指标25%分位数以下,这些城市的市辖区数值相对全市整体数值的比重偏低,意味着县的经济实力或财政能力相对较强,即“弱市一强县”;高值组位于75%以上,显示市的经济实力或财政能力明显高于县,即“强市一弱县”;居于其中市县实力相对接近的为中间组。

聚焦是否整合,对分组所形成的三个子样本分别使用二元Logit回归。控制变量仍为前文回归中的控制变量。我们还将各指标与省直管县比重形成交互项,加入相应的回归方程,以期更准确地捕获市县力量相对变化带来的影响;对于使用财政收入或支出指标进行分组的,相应方程中还补入了该指标

的水平项。

所得回归结果见表 5。由于回归模型是包含交互项的非线性模型,对于那些参与产生交互项的变量,无法基于通常报告的系数值和标准误进行统计推断,因此在这里报告经计算后的平均边际效应及其标准误。限于篇幅,只报告财政因素。可以看到,省直管县比重的平均边际效应在任何情况下持续为负,显示偏向县级的财政体制在各类情形下均会阻碍整合的开展。不过,效应的大小随市县相对实力的不同而有所差别。三类指标下的结果均显示,省直管县比重的影响在弱市—强县组 [第 (2) 列] 和强市—弱县组 [第 (4) 列] 均较大,其中在强市—弱县组更为突出;而在中间组 [第 (3) 列] 较小。以市辖区人均 GDP 比重为例,以此分类的弱市—强县组中,省直管县比重的平均边际效应为-0.378 且显著;强市—弱县组中的效应为-0.403 且显著;而中间组的数值仅为-0.121 且不显著。上述特征在以市辖区人均公共财政收入和市辖区人均公共财政支出划分的回归样本中表现一致。这些结果表明,财政省直管县体制的影响随市县关系的相对变化呈 U 形,无论是县的实力过强还是过弱,都更加不利于整合的自发开展。

表 5 不同市县关系下的分组回归结果 (平均边际效应)

分组依据	因变量: 整合 = 1, 不整合 = 0	(1) 全样本	(2) 弱市—强县	(3) 中间组	(4) 强市—弱县
	(指标分位数值)	52.0—335.3%	<105.7%	105.7—157.3%	>157.3%
市辖区人均 GDP 比重	省直管县比重	-0.279*** (0.058)	-0.378*** (0.123)	-0.121 (0.085)	-0.403*** (0.092)
	人均公共财政收入	0.001 (0.001)	0.002 (0.001)	0.002 (0.002)	0.003 (0.007)
	(指标分位数值)	31.3—698.3%	<123.8%	123.8—247.4%	>247.4%
市辖区人均 公共财政收 入比重	省直管县比重	-0.290*** (0.059)	-0.250*** (0.095)	-0.211** (0.087)	-0.458*** (0.102)
	人均公共财政收入	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	0.001 (0.002)	0.005 (0.009)
	(指标分位数值)	32.7—426.8%	<111.6%	111.6—190.6%	>190.6%
市辖区人均 公共财政支 出比重	省直管县比重	-0.282*** (0.060)	-0.233** (0.091)	-0.191** (0.095)	-0.520*** (0.138)
	人均公共财政收入	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.002 (0.002)	0.002 (0.008)
	观测值数量	242	61	121	60

注: (1) 各回归方程中除两个财政变量之外,还包含省直管县比重与相应指标的交互项。控制变量包括市辖区人口比重、市辖区人均 GDP 比重、市辖区医院数量、65 岁以上人口比重、总人口,以及各指标的水平项。(2) 分组依照指标值由低到高,第一个四分位数 (25%) 以下为弱市—强县组,第三个四分位数 (75%) 以上为强市—弱县组,其余归为中间组,斜体字为指标的四分位数值。(3) 表中所报告值为各变量的平均边际效应。(4) 括号内为稳健标准误,*** $p < 0.01$,** $p < 0.05$,* $p < 0.1$ 。

这一发现与以往研究有所不同。根据杨志勇（2009）等的分析，财政省直管县体制对于基本公共服务均等化的影响随市县关系呈线性变化，市级实力越强阻碍作用越大。我们的结果证实了强市一弱县条件下的不利影响，但同时表明，县级财力过强也未必有益。这也从侧面印证了我们所指出的省直管县体制的影响存在有别于以往文献的作用途径。医保整合有赖市县一体化协作。而当县级的独立性增强之后，出于保护本地资金外流的考虑，可能不愿意加入整合。对于穷县来说，其财政能力有限，勉强提高待遇已然吃力，更担心由于本县居民对医疗资源的使用率低，反而导致市级整合后本级的财政补助外流（保险中的“穷帮富”问题）；对于富县来说，其财政能力强，当地新农合保障水平已经与城镇接近，加入整合反而面临本县资金补助了其他县的风险，并且将丧失对本地政策调整的灵活性。在这种情况下，县级实力过弱或过强，都容易引起市县关于整合后责任分担的谈判破裂，继而影响到整合的自发开展。

（三）对于作用机制的检验

在前文中，我们证明了财政省直管县体制能够直接影响基本公共服务均等化的推进。我们认为，产生作用的机制在于当城乡一体化所引发的资金需求缺乏市县分担依据时，省直管县体制由于强化了县级决策的独立性，使得市县关于整合成本分担的共识难以达成，继而阻碍整合的推行。在本节中，我们尝试对这一机制进行检验。

责任分担谈判的过程不是公开信息，甚至对于一些未整合城市，由于可预见的分歧而根本不会有实际谈判的发生，这使得我们只能通过对已整合城市谈判结果的观察来进行检验。谈判结果体现在两个角度。最直接的是关于整合所导致基金缺口的分担。然而如前文所述，这一数据也不是可得信息。另一个角度是关于整合后基金管理模式的安排。如第二部分所述，县级不愿意分担资金的原因，是由于整合后向市级让渡了政策制定权和基金管理权，对由此产生的缺口和可能的资金外流持规避态度。换言之，如果市级想要说服县级改变现状、加入整合，要么市级主动承担更多的整合成本，但对于省直管县来说，其不再为市级贡献新的财政收入，市级很难有能力和动力去这样做，要么市级将整合后部分政策制定权和基金管理权下放，维持县的相对独立性，也就是明确整合成本的责任。这一做法最终体现为整合后新基金的管理模式。如果市级同时让渡部分政策制定权和基金管理权，则整合后基金实行的是“县级统筹”，即在市级统一政策框架的基础上，各县自主确定具体的筹资和待遇，并自收自支；如果市级只让渡基金管理权，则整合后基金实行“市级统筹、分级管理”，即全市统一筹资待遇标准，但是县级自主管理收缴的基金；如果市级不让渡所有权利，则实行的是“统收统支”的管理模式。因此，我们可以通过检验省直管县体制对整合后基金管理模式的影响，来间接了解省直管县体制是否在整合分担谈判中起作用。数据由各市城乡居民医

保整合文件中提取。

将县级统筹、分级管理、统收统支视为一组由低到高的次序选择,来替换方程(1)中的因变量,使用有序Logit模型重复回归。我们构造了三个回归样本。第一,使用原样本中的已整合城市,也就是2015年前整合的63个城市,来进行估计。表6第(1)列的结果显示,省直管县比重的系数为负且显著,表明财政省直管县比重越高的城市,越倾向于采用让渡市级权利的管理模式。第二,考虑到在中央方案出台后,原先未进行自发整合的城市也强制进入整合,这些城市尽管不能选择分档,但可以选择基金管理模式。因此我们又逐个收集了这些城市整合后的管理模式,结合其城市特征,构成2015年后整合城市的样本,可得的城市共138个。表6第(2)列显示了基于这一样本的回归结果。可以看到,省直管县比重的系数仍旧为负且显著,与我们的预期一致。第三,表6第(3)列与第(4)列给出了以全部整合城市为样本的有序Logit和广义有序Logit模型回归结果。可以看到,省直管县体制系数的结果与前两组相同,表明这一体制的推行的确影响整合后市县责任的划分。因此,省直管县体制可以不通过财政收入影响城乡一体化进程。¹⁹

表6 省直管县体制对基金管理模式的影响

因变量: 县级统筹=1, 分级管理=2, 统收统支=3	有序 Logit			广义有序 Logit (4)	
	(1)	(2)	(3)	y>1 (整合)	y>2 (一档)
	省直管县比重	-2.107** (0.977)	-1.143** (0.550)	-2.019*** (0.411)	-3.982*** (1.250)
人均公共财政收入	-0.087** (0.040)	-0.122* (0.066)	-0.068** (0.029)	-0.136*** (0.041)	-0.016 (0.024)
观测值数量	63	138	201	201	201

注:各回归方程中还控制了市辖区人口比重、市辖区人均GDP比重、市辖区医院数量、65岁以上人口比重以及总人口。括号内为稳健标准误,*** $p < 0.01$,** $p < 0.05$,* $p < 0.1$ 。

七、结 论

本文以居民医保的自发整合为例,探讨财政省直管县体制在推进基本公共服务均等化中的作用。以市为考察层面,使用包含63个自发整合城市在内的全国242个地级市为样本,(广义)有序Logit回归的结果表明:财政收入能力有助于提高城市在整合中选择一档的概率,但就是否开展整合而言,起作用的是财政体制。那些辖区内省直管县比重越高的城市,越倾向于避免整

¹⁹ 我们还使用Baron and Kenny(1986)的中介效应检验方法,检验了基金管理模式作为中介变量的显著性。结果表明中介效应显著,并且在保守估计下起到了部分中介作用。感谢匿名审稿人在此部分提供的建议。

合，这种情况在市县力量差距较大的地区更为突出。

这一结果提示：在纳入效率考量的基本公共服务均等化过程中，财政能力的作用固然重要，但如何处理政策协调后产生的财政责任划分问题，也是值得关注的方面。我们发现，财政省直管县比重越高的城市，整合后越倾向于采用让渡市级权力的基金管理模式，这提示分权式的财政体制能够影响市县关于财政责任的划分；而一旦这一共识无法达成，就可能影响到包括医保整合在内的基本公共服务一体化的推行。这显示了财政体制不通过影响财政投入，而直接作用于基本公共服务均等化的一条新途径。因此，在财政省直管县体制获得较大范围推广的背景下，省级及省级以上政府可能需要更加积极的作为。

参 考 文 献

- [1] Angrist, J., and J. Pischke, *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton: Princeton University Press, 2009.
- [2] Baron, R., and D. Kenny, "The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations", *Journal of Personality and Social Psychology*, 1986, 51 (6), 1173-1182.
- [3] 曹玉书、楼东玮, "资源错配、结构变迁与中国经济转型", 《中国工业经济》, 2012年第10期, 第5—18页。
- [4] 陈峰, 《现代医学统计方法与Stata应用》(第二版)。北京: 中国统计出版社, 2003年。
- [5] 陈抗、Hillman, A. L.、顾清扬, "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), 2002年第2卷第1期, 第111—130页。
- [6] 陈思霞、卢盛峰, "分权增加了民生性财政支出吗? ——来自中国‘省直管县’的自然实验", 《经济学》(季刊), 2014年第13卷第4期, 第1261—1282页。
- [7] 邓曲恒, "农村居民举家迁移的影响因素: 基于混合Logit模型的经验分析", 《中国农村经济》, 2013年第10期, 第17—29页。
- [8] 方大春、杨义武, "城市公共品供给对城乡人口迁移的影响: 基于动态面板模型的实证分析", 《财经科学》, 2013年第8期, 第75—84页。
- [9] 方颖、赵扬, "寻找制度的工具变量: 估计产权保护对中国经济增长的贡献", 《经济研究》, 2011年第5期, 第138—148页。
- [10] 傅勇、张晏, "中国式分权与财政支出结构偏向: 为增长而竞争的代价", 《管理世界》, 2007年第3期, 第4—12页。
- [11] 国务院发展研究中心和世界银行联合课题组, "中国: 推进高效、包容、可持续的城镇化", 《管理世界》, 2014年第4期, 第5—41页。
- [12] 蒋云赞、刘剑, "我国统筹医疗保险体系的财政承受能力研究", 《财经研究》, 2015年第12期, 第4—14页。
- [13] 金维刚, "统筹城乡医保的困境与出路", 《中国医疗保险》, 2012年第4期, 第11—13页。
- [14] 李亚青, "社会医疗保险财政补贴增长及可持续性研究: 以医保制度整合为背景", 《公共管理学报》, 2015年第1期, 第70—83页。
- [15] 刘叔申、吕凯波, "'省直管县'财政改革的公共卫生服务水平提升效应: 基于江苏省2004—2009年县级面板数据的分析", 《经济与管理评论》, 2012年第4期, 第67—71页。
- [16] 刘佳、吴建南、吴佳顺, "省直管县改革对县域公共物品供给的影响——基于河北省136县市面

- 板数据的实证分析”，《经济社会体制比较》，2012年第1期，第35—45页。
- [17] 仇雨临、翟绍果、郝佳，“城乡医疗保障的统筹发展研究：理论、实证与对策”，《中国软科学》，2011年第4期，第75—87页。
- [18] 申曙光，“全民基本医疗保险制度整合的理论思考与路径构想”，《学海》，2014年第1期，第52—58页。
- [19] 谭之博、周黎安、赵岳，“省管县改革、财政分权与民生——基于‘倍差法’的估计”，《经济学》（季刊），2015年第14卷第3期，第1093—1114页。
- [20] 王德祥、李建军，“人口规模、省直管县对地方公共品供给的影响——来自湖北省市县两级数据的经验证据”，《统计研究》，2008年第12期，第15—21页。
- [21] 熊先军、孟伟、严霄、高星星，“医保城乡统筹的路径走势”，《中国社会保障》，2011年第6期，第73—75页。
- [22] 徐雪梅、王洪运、王宁，“‘省直管县’管理体制改革的对策研究：以辽宁省为个案”，《财政研究》，2011年第2期，第21—24页。
- [23] 杨志勇，“省直管县财政体制改革研究：从财政的省直管县到重建政府间财政关系”，《财贸经济》，2009年第11期，第36—41页。

Fiscal Impacts on the Equalization of Basic Public Services

—A Study Based on the Integration of Urban and Rural Social Medical Schemes

QIUMING GAO*

(China University of Political Science and Law)

CHUANG DU

(Chinese Academy of Social Sciences)

Abstract In this paper we examine the fiscal effects on the equalization of basic public services, taking the example of the integration of urban and rural social medical schemes. Using nationwide city-level data and employing (generalized) ordered Logit model, we find that: although fiscal expenditure did affect the integration level, it was the fiscal system arrangement that played a major part in the integration decision. Cities with more province-governing counties were more likely to avoid the integration. This tendency was more clear in cities with “strong city-weak county” as well as “weak city-strong county” combinations. We then discuss the mechanism.

Key Words fiscal system arrangement, social medical scheme, basic public services equalization

JEL Classification H55, H50, I18

* Corresponding Author: Qiuming Gao, Business School, China University of Political Science and Law, 25 Xitucheng Road, Beijing, 102249, China; Tel: 86-10-58908536; E-mail: qiuming.gao@cupl.edu.cn.