

共同富裕背景下医疗保障的公平性： 以职工医保为例^{*}

王震

摘要：我国医保基金在筹资负担、待遇、基金结余上存在明显的地区间差距。建立全国统一的基金调剂机制是完善医保制度的必然要求，也是促进共同富裕的重大举措。本文基于社会保险的两个公平性原则，以职工医保基金为例，对基金区域差距的公平性进行了分析，并以基金收入与支出的公平性为基准估计了区域间的基金调剂比例。在基金支出方面，考虑不同地区医疗价格效应及参保人年龄结构效应，符合横向公平原则的预测基金支出分布的基尼系数比实际基金分布的基尼系数低 9.22%。在基金收入方面，符合纵向公平原则的基金收入分布的基尼系数比实际基金收入的基尼系数高 20.55%。在符合公平原则的基金支出及基金收入的基础上，本文还估计了相应的基金调剂额及调剂比例。

关键词：纵向公平 横向公平 基金差距 基金调剂

一、引言

共同富裕是社会主义的本质要求，是中国式现代化的重要特征。党的十九届五中全会提出，到 2035 年全体人民共同富裕取得更为明显的实质性进展。医疗保障是我国居民实现“病有所医”的主要制度保障。我国已经建成了以基本医疗保险为主体的多层次医疗保障体系。基本医疗保险基本实现了全覆盖，城镇职工基本医疗保险覆盖城镇就业人口，城乡居民医疗保险覆盖农村居民和城镇非就业居民，覆盖率维持在 96% 以上。

从共同富裕的角度，我国基本医疗保险的制度建设仍然面临巨大挑战，其中之一是医保基金分布的区域不平衡。具体到职工医保^①，截至 2020 年，全国基金累计结余 25432.5 亿元，以当年基金支出计算，可用月数高达 23.7 个月。但是，从基金的分布看，这些结余主要集中在少数几个省份。排名前五位的省份（上海、广东、浙江、江苏、四川）的基金累计结余占到了全国总结余的 48.3%。人均基金收入最高的省份是最低的 3.02 倍多，人均基金支出最高的省份是最低的 2.57 倍。

医保基金的区域差距存在以下问题：第一，不符合基本医疗保险的公平性原则，与共同富裕的目标相悖。基本医疗保险作为一项社会保障制度，其重要功能是对冲市场运行的结果，促进社会公平，拉平区域间差距是社会保险的重要功能之一。第二，大量医保基金结存在少数几个地区，其他地区则面临入不敷出的压力，基金难以实现余缺调剂，使用效率低下。第三，基金的区域差距，还导致各地企业负担不均衡，与实现统一的国内大市场的原则相悖。有基金结余的地区，实际缴费率较低，而基金支付压力较大的地区，企业负担也较重，从而导致不同地区的企业负担不均，难以实现公平竞争

^{*} 王震，中国社会科学院经济研究所，邮政编码：100836，电子邮箱：wang-zhen@cass.org.cn。感谢匿名审稿人的建议，文责自负。

^①虽然居民医保覆盖的人口数高于职工医保，但职工医保的总筹资额远高于居民医保，2020 年基金收入是居民医保的 1.73 倍。区域之间的基金收支差距主要体现在职工医保基金上。在制度构架与基金管理原则上，也以职工医保为基础建立。因此，本文对医保基金区域差距的分析以职工医保基金为主。

(朱玲,2010;郑功成、郭林,2017)。

解决医保基金区域差距的主要政策手段是提高统筹层次。对此,中央的政策是一以贯之的。2020年《关于深化医疗保障制度改革的意见》提出要做实市地级统筹,同时推进省级统筹。从目前各地提高统筹层次的推进情况看,已基本实现了地市级统筹,且有包括4个直辖市在内的8个省份实现了省级统筹^①。但从实现共同富裕的角度,以及我国医保制度自身不断完善的角度,省级统筹依然难以解决各省之间的基金差距问题,在全国范围建立中央调剂机制是个必然的选择(朱恒鹏,2021)。

从国际经验看,包括德国、荷兰等国家在内的社会医疗保险国家早在20世纪90年代就开始在全国范围内建立基于风险分布的基金调剂机制,以平衡各个疾病基金之间的差距,促进疾病基金之间的竞争(Buchner & Wasem, 2003; Knaus & Nuscheler, 2005; Schneider et al, 2008; Juhnke et al, 2016; Pilny et al, 2017; Busse et al, 2017)。

但是,相比于德国等传统社会保险制度的国家,风险结构之间的差别不足以解释我国医保基金的区域差距。首先,德国等国家在建立风险调剂机制时统一了医保的待遇,不同疾病基金的待遇是相同的。而我国基金调剂首先需要解决地区之间医保待遇的巨大差别。其次,德国等西方国家医疗资源的分布大致均衡,不存在明显的地区差距。而我国医疗资源分布存在明显的区域差距,优质医疗资源主要集中在东部沿海等大城市,医疗服务的可及性存在区域性的差别。因此,我国医保基金的区域差距还需要着重考虑医疗资源的分布状况。再次,我国医保按照行政区划进行参保登记及基金管理,统筹区不能“选择”参保人,参保人也不能“选择”统筹区。这也与西方国家的制度设计有很大的不同。

因此,不同于单纯的基于风险分布的调剂,我国医保基金的调剂机制还需要统筹考虑筹资负担、待遇差距、医疗资源分布等因素,承担促进社会公平的功能。以公平性原则作为测度区域差距的指标以及基金调剂的原则,既考虑了我国医保基金区域差距的制度特征,又考虑了各地的经济发展差异、医疗资源的分布差异。特别是从推进共同富裕的角度,发挥了基本医保基金调剂在平衡各地经济差距以及医疗资源服务差距上的作用。

基于此,本文首先给出一个测度医保基金区域分布公平性的框架,该框架既考虑筹资上的纵向公平,也考虑基金支出上的横向公平,且在基金支出上的公平性测度中,区分风险结构因素及区域医疗费用差距的因素。在上述框架下,本文设计了纵向公平和横向公平的测度指标,并使用省级的职工医保基金收支数据,估算了医保基金区域差距偏离公平分布的程度,提出了符合公平性原则的基金调剂额及调剂比例。

二、医保基金区域差距的原因及主要特征

(一)基本医保统筹层次的设计

我国职工基本医疗保险基金之间的区域差距在很大程度上是制度设计本身的结果。1998年职工医保建立之初,在基金管理原则上确立了以地市级和县区级作为统筹单位的原则。这里“统筹区”概念与欧洲国家社会保险中的“风险池”(risk pooling)、“基金池”(fund pooling)概念相类似,其基本职能是“执行统一政策,实行基本医疗保险基金的统一筹集、使用和管理”^②。按照制度设计,各个统筹区可在国家统一的缴费率标准和医保待遇范围内调整实际费率和待遇保障水平。基金的收支平衡责任由统筹区自行承担。根据2010年颁布的《社会保险法》,基金若出现收支不平衡,由本级财政承担兜底责任。

之所以将统筹区设定在地市和县区级,首先跟我国财税体制的设计密切相关。我国省以下财税

^①包括北京、上海、天津、重庆、福建(职工医保)、海南、宁夏、青海(居民医保)。

^②参见《关于建立城镇职工基本医疗保险制度的决定》(国发[1998]44号)。

体制基本上属于“分级管理”“分灶吃饭”的格局(周广帅、唐在富,2018)。在医保基金由本级财政兜底的情况下,若统筹层次上移,则会引发基层政府的道德风险,即降低保费征缴努力,并有动力扩大本地基金支出。在各地选择提高统筹层次的过程中,财税体制是一个显著的影响因素(朱恒鹏等,2020;高秋明、王洪娜,2020)。其次则跟医保基金的管理能力有关。在医保体系建立之初,信息系统不发达,经办管理水平不足,对基层医保部门缺少相应的基金征缴的激励机制以及基金支出的约束机制。提高统筹层次,意味着基金收支平衡的责任上移,若上级缺少相应的管理能力,基层医保部门有动力减少基金征缴,并扩大基金支出。在这样的情况下,选择较低层次的统筹层次有利于基金的管理,属于“因地制宜”的做法(王东进,2000)。

(二)基金区域差距的制度根源

职工医保在制度设计之初即充分考虑了各地的经济社会发展差距,在统一的制度框架内给地方留下了政策调整空间。这主要体现在“以收定支”的基金管理原则上:各个地区的待遇依赖于筹资能力,通过调整待遇来实现基金的收支平衡。在基金收入上,设立全国统一的缴费率(缴费基数 \times 8%)。在全国统一费率之下,各地可以根据本地基金支出以及经济发展的实际情况在一定范围内进行调整,以实现基金收支平衡。因此,制度设立之初的费率是一个“均衡费率”。

在该均衡费率之下,虽然各地仍然有调整费率的权限,但其调整空间受到严格限制,目的在于通过控制费率来控制各地的基金收入,从而控制医保待遇地区差距。在这样的情况下,各地医保基金收入以及根据“以收定支”原则确定的医保待遇的变动主要依赖于各地缴费人口和缴费基数的变动。而缴费人口与缴费基数的变动又与各地的经济发展状况相关。因此,各地医保待遇的差距也依赖于各地的人口结构与经济发展状况。当地区之间发展差距缩小时,医保的待遇差距也逐步缩小。这是制度设计之初确立的医保基金的区域平衡机制。

这个平衡机制依赖于各地人口结构和经济发展水平的趋同,依赖于各个地区人口和经济结构的相对稳定性。但是,职工医保建立二十多年来,维持上述区域平衡机制的两个条件都发生了变化:一是人口的大规模流动改变了各地职工医保参保人员的年龄结构。我国过去二十年间发生的人口流动的一个主要特征是中西部地区的年轻人口大量单向迁移到东部沿海地区,浙江、北京、天津、江苏、上海、福建、广东等省市都是年轻人口净流入地区(马红旗、陈仲常,2012;沈诗杰、沈冠辰,2020)。近年来虽然也有年轻人口回流的现象,但总体来看回流的意愿与实际规模并不大,没有改变年轻人口单向流动的大趋势(林李月等,2021)。二是各地的经济发展差距从而作为医保基金筹资基数的平均工资没有出现明显缩小的趋势(盛来运等,2018;陈勇、柏喆,2020)。

年轻人口大量流入的地区往往也是经济发达的地区。在给定的制度费率下,这些地区一是缴费人口多,二是缴费基数高,从而导致基金收入快速增长。与此同时,在基金的待遇支出上,由于人口年龄结构趋于年轻化,人均的以及总的基金支出压力也小。在这样的情况下,这些地区出现了大量的基金结余。

在没有基金调剂的情况下,出现基金结余的地区只能通过两个途径来实现基金收支平衡:一是降低费率,从而减少基金收入;二是提高待遇水平,扩大基金支出。但从医保的制度设计上看,留给地方统筹区的调整空间不大。根据国家医疗保障局和财政部出台的国家医疗保障待遇清单^①,各地职工医保的费率为8%(单位6%+个人2%);在待遇支出上,不仅医保目录要统一,而且各地的报销政策也逐渐拉平。

实际上,即使在全国统一的医保待遇清单出台之前,各个统筹区的费率调整和待遇政策调整的空间也不大,不足以消化人口结构变化和缴费基数变化带来的收入变化。一些主要的人口流入省份甚至可以在3~5年零费率的情况下实现基金平衡。在待遇上,基金累计结余较多的省份,恰恰也是人口年龄结构较年轻化的省份,其人均支出本就不高。因此,待遇方面的调整空间也无法平衡过高

^①参见国家医保局和财政部发布的《关于建立医疗保障待遇清单制度的意见》(医保发〔2021〕5号)。

的收入。但对那些人口流出较多的省份,由于年龄结构老化,即使将待遇压到很低的水平,也无法实现基金的平衡。

因此,我国职工医保基金的区域差距实际上来源于制度设计所允许的统筹区的政策调整空间难以容纳人口结构与经济发展所带来的基金收支变动。国家统一的医保待遇清单制度又进一步压缩了地方调整的空间。进一步,即使放松各个统筹区的政策调整空间,其结果也必然是筹资负担与医保待遇之间差距的不断扩大。这又与医疗保障作为共同富裕的重要制度支撑的定位所冲突。

(三) 筹资负担、待遇支出与基金结余的区域差距

我国基本医保基金的区域差距不仅表现为基本医保待遇之间的巨大差距,而且也表现在各地筹资负担以及基金收支平衡上的巨大差距(表1)。在筹资负担上,制度费率的差别,较高的地区达到11%,较低的地区在7%~8%之间,高低之间相差4~5个百分点。但实际费率差距仍然大于制度费率差距。2020年我国职工基本医保的实际缴费率^①,最低的5个省级单位分别为江西(5.09%)、广东(5.14%)、贵州(5.24%)、河南(5.44%)、安徽(5.48%),而实际缴费率最高的五个省份为黑龙江(12.04%)、上海(12.03%)、辽宁(11.94%)、天津(10.36%)、新疆(9.38%),高低之间的差别达到了6~7个百分点。从基金总支出的差距看,年支出最高省份(广东)是最低省份(西藏)的36.77倍;考虑参保规模因素,人均支出最高的(青海)是最低的(广东)的2.85倍。

在省级以及地市级“收”与“支”的调整权限受到限制的情况下,各个统筹区难以通过自身的调整实现基金的收支平衡。体现在基金管理上,就是我国的医保基金在统筹区层面以及在省级层面有的存在大量基金结余,有的收不抵支,且这种状况长期存在。以基金当期结余看,2020年最高的当期结余为283亿(浙江),最低的只有15亿(宁夏),最高结余是最低结余的19.09倍;以累计结余看,最高的3184亿(上海)是最低的117亿(宁夏)的27.12倍。累计结余较多的地区同时也是人口大规模流入的地区。通过计算各个省份2019年人口净流入情况与职工医保基金累计结余的情况,上海、广东、浙江等地作为主要的人口流入地出现了大量基金累计结余。上海和广东两个省市的累计结余占到了全国累计结余的四分之一还多(25.86%);上海、广东和浙江这三个省市的累计结余占到了全国的三分之一还多(34.47%);排名前五位的省份的累计结余几乎占到了全国总结余的一半(48.33%)。

从总体上看,职工医疗保险作为一项社会保障制度没有起到平衡经济不平等的作用,而且在某种程度上还拉大了不平等。从推进共同富裕的角度,需要逐步提高医保的统筹层次,并建立全国的医保基金调剂机制。

表1 2020年省际职工医保基金的差距

地区	基金总收入 (亿元)	人均基金收入 (元)	基金总支出 (亿元)	人均基金支出 (元)	当期结余 (亿元)	累计结余 (亿元)	实际费率
北京	1381	9677	1167	6701	214	1299	7.89%
天津	324	8097	295	4766	30	312	10.36%
河北	512	6502	411	3616	101	922	8.92%
山西	278	5703	234	3261	45	432	6.48%
内蒙古	257	6972	197	3562	60	409	8.59%
辽宁	544	5806	475	2988	69	570	11.94%

^①考虑到我国职工医保的另一个制度特征,即退休人员不缴费,以各省城镇单位就业人员平均工资及在职参保人员二者的乘积作为缴费基数,以当年基金收入除以缴费基数,得到实际缴费费率。关于缴费基数,在实际缴费中,单位以该单位的人员工资总额作为缴费基数;个人以其实际工资作为缴费基数;灵活就业人员以当地社会平均工资作为缴费基数。本文统一使用单位就业人员平均工资作为缴费基数。关于缴费基数和实际费率的测算问题,可参见谭中和(2022)。

续表 1

地区	基金总收入 (亿元)	人均基金收入 (元)	基金总支出 (亿元)	人均基金支出 (元)	当期结余 (亿元)	累计结余 (亿元)	实际费率
吉林	193	5863	156	2948	37	363	8.06%
黑龙江	370	7635	284	3242	86	518	12.04%
上海	1223	11486	960	6048	263	3184	12.03%
江苏	1298	5651	1106	3566	192	2049	7.23%
浙江	1221	5893	939	3638	283	2224	8.19%
安徽	327	4776	287	3012	40	543	5.48%
福建	378	5231	315	3523	63	764	5.57%
江西	248	6434	203	3381	46	389	5.09%
山东	940	5416	868	3738	71	1230	7.71%
河南	521	5495	427	3193	94	759	5.44%
湖北	580	7266	433	3811	146	657	7.04%
湖南	416	6106	340	3434	76	662	6.66%
广东	1647	4087	1380	3014	267	3181	5.14%
广西	282	5898	234	3560	49	450	5.86%
海南	95	5196	77	3095	18	178	7.53%
重庆	327	5832	274	3570	54	334	7.33%
四川	779	5713	585	3118	195	1462	8.70%
贵州	221	6259	174	3668	46	306	5.24%
云南	341	8726	260	4739	81	524	7.62%
西藏	45	11371	22	4365	23	137	7.00%
陕西	344	6454	264	3560	80	542	6.09%
甘肃	160	6591	125	3454	35	203	5.50%
青海	83	11667	65	5954	19	141	9.33%
宁夏	75	6617	60	3941	15	117	8.54%
新疆	322	7020	253	4018	69	565	9.38%
最大值	1647	11667	1380	6701	283	3184	12.04%
最小值	45	4087	22	2948	15	117	5.09%
最大值/最小值	36.77	2.85	62.73	2.27	19.09	27.12	2.36

数据来源:相关年份《中国统计年鉴》。

注:实际费率=基金总收入/(城镇单位就业人员平均工资×在职参保人数);考虑到我国职工医保退休职工不缴费,使用在职参保人数乘以当期各省城镇单位就业人员平均工资作为缴费基数。

三、医保基金区域差距的公平性及调剂原则

(一)基金调剂机制及社会保险的公平性原则

传统社会医疗保险是典型的“团体主义”式的保险(安德森,1990),不同职业、不同地域的人群通过缴纳团体费率的保费形成一个“风险池”。这个风险池就是一个“统筹区”的概念。在不同的统筹区之间,费率、缴费基数、待遇包等有所差别。为了解决不同统筹区之间的筹资负担、待遇保障等的差别,需要提高统筹的层次。提高统筹层次理论上有两个途径:一是合并风险池,将不同的统筹区的基金合并到一个风险池中,实现统收统支;二是仍然保留各个统筹区的独立性,但在各个统筹区之间建立基金调剂机制(Mathauer et al, 2019)。

基金的调剂机制主要有两个模式:一是基于统筹区风险分布的事前调剂模式。该模式根据各个统筹区的风险分布差别,在基金实际支出发生之前进行调剂。在风险调剂之后,各个统筹区自行实现收支平衡。估算各个统筹区的风险分布差别的主要因素包括年龄、性别、发病率等。目前包括德国、瑞士、荷兰等传统社会医疗保险国家的医保基金调剂主要是这种基于风险分布的事前调剂。二是基于平衡不同统筹区基金实际收支缺口的事后调剂。该模式在各个统筹区实际基金支出发生后,根据各个统筹的收支缺口进行调剂。目前我国一些地区的地市级统筹以及省级统筹主要是事后调剂的模式。

对于这两种调剂模式,从运行效率上看,事前调剂要优于事后调剂,在事后调剂机制下,各个统筹区都有动力扩大基金的支出、减少基金征缴(朱恒鹏等,2020)。而事前调剂可以最大限度解决不同统筹区因委托一代理而产生的机会主义行为。但是,基于风险分布的事前调剂机制难以调整因其他因素导致的基金区域差距。这些因素包括各个地区的经济发展差距、不同统筹区的待遇差距、不同地区的医疗服务供给差距以及由此带来的服务可及性及费用的差距。德国等传统社会保险国家建立风险调剂机制的经验是:不断拉平疾病基金的待遇差距;逐渐缩小费率差距;各地医疗资源供给状况差距不大。在这样的条件下,通过风险调整机制来均衡各个统筹区的基金收支。因此,这些国家事前风险调剂的模式的主要功能是平衡不同疾病基金因风险分布带来的基金收支差距,从而促进统筹区之间的竞争,提高基金使用效率。

我国医保基金的区域差距不仅是人口结构导致的风险分布的差距,而且还有在经济、医疗资源分布以及医保待遇上的巨大差距。因此,我国医保基金的调剂机制不仅要平衡各地的风险差别,而且还要作为促进社会公平的手段,均衡各地的筹资负担差别以及待遇差别。从这个角度看,我国医保基金的调剂需要先考虑医保基金差距的公平性,并以此为基准建立基金的调剂机制。

社会医疗保险作为一项社会保障制度,本身就具有实现社会公平的再分配功能。其公平性主要体现在两个方面:在收入端,社会医疗保险需要体现纵向公平的原则,即不同收入水平的人的缴费不同。一般而言,收入越高的人缴费越高,收入越低的人缴费越低,体现“量能缴费”。在现实的制度设计中,社会保险的费率一般是固定费率(flat rate),但由于缴费基数是收入,因此,收入越高的人其缴费额也越高。在支出端,社会医疗保险的分配原则是横向公平,相同的人相同对待,体现为“按需分配”“同病同待遇”,即参保人所获得的医保补偿的大小依赖于疾病及其治疗方式,与参保人的收入、职业、地位、性别、年龄等无关。这两个原则体现到区域之间的差距上,在收入端意味着经济发展水平较高、收入能力较强的地区应该多缴费;在支出端意味着罹患同样的疾病所得到的保障是一致的。

(二)符合横向公平原则的基金支出需求的测度

本文首先给出基金支出端的公平性测度。我国职工医保待遇及支出之间的地区差距主要来自如下两个方面:其一,由于医疗资源的分布具有明显的不平衡性,从而导致医保基金支出的地区差距中有一个“价格效应”或“费用效应”,即相同的疾病、相同的治疗方式在不同地区的价格或者费用有明显的差距。同样的诊断、同样的治疗方法,在北京、上海等大城市与中小城市、农村地区的价格或费用有明显的差别。其二,除了价格效应,各个统筹区之间基金支出差距的另一个原因是风险结构不同。有的统筹区参保人的年龄结构较轻,医疗费用的支出压力就较小;有的统筹区由于年龄结构老化,疾病风险较高,从而基金支出压力较大。因风险结构的不同而导致的基金支出差距,本文称之为“结构效应”或“风险效应”。

由此,我国职工医保基金支出的差距可以分为价格效应和结构效应。由于本文考察的是全国范围的基金支出公平性,因此使用全国范围平均的医疗费用的数据,并以此考察各地医保基金支出差距的价格效应。设全国平均的职工医保参保人的人均医疗费用为 \bar{P} ,那么每一个省份*i*按照全国平均的医疗费用的预测的基金需求(支出)为:

$$FFE_i = S_i \cdot \bar{P} \quad (1)$$

其中, S_i 为第*i*个省级单位的总参保人数,包括在职参保职工与退休参保职工。 FFE_i 为调整价

格效应后的根据全国平均医疗费用支出估计的符合横向公平原则的第*i*省基金总支出。本文称之为预测的(公平)基金支出。

再考虑结构效应。在医疗保险中,一个保险统筹区内的风险从理论上而言等于统筹区内参保人的发病概率与预期治疗费用的乘积。因此,首先需要确定一个统筹区内所有参保人的发病概率。发病概率需要通过相应的参数进行估计。通常而言,年龄、性别、健康状况、是否残障等因素被用来估计发病概率。限于数据的可获得性,本文仅使用年龄进行分组,将所有参保人分为在职参保职工(*WS*)和退休参保职工(*RS*)两个组别。这两个组别的人均医疗费用是不同的(\bar{P}_w 和 \bar{P}_r)。将这两个组别的参保人数与人均医疗费用相乘,得到同时调整价格及年龄结构效应^①的预测的基金支出:

$$RFE_i = WS_i \cdot \bar{P}_w + RS_i \cdot \bar{P}_r \quad (2)$$

仅调整价格效应的预测基金支出(*FFE_i*)与同时调整价格效应和年龄结构效应的预测基金支出(*RFE_i*)之间的差额,表示了年龄结构效应对基金支出的影响:

$$GAP_i = FFE_i - RFE_i \quad (3)$$

以基尼系数(*G*)来测度基金分布的省际差距情况。设省际实际基金支出(*AE*)的不平等程度为*G(AE)*,调整了价格效应的预测基金支出不平等程度为*G(FFE)*,同时调整了价格效应与年龄结构效应的预测基金支出不平等程度为*G(RFE)*。若定义*G(RFE)*为符合基金支出横向公平原则的基金分布状况,那么*G(FFE)*与*G(AE)*的差(ΔG_f)可以用来测度实际基金支出分布与仅调整价格效应的“公平”的基金支出分布的差别程度;*G(RFE)*与*G(AE)*之间的差(ΔG_r)可以用来测度实际基金支出分布与调整了价格效应与年龄结构效应的“公平”基金支出分布之间的差别程度:

$$\Delta G_f = G(AE) - G(FFE) \quad (4)$$

$$\Delta G_r = G(AE) - G(RFE) \quad (5)$$

式(3)(4)之间的差则用来测度因年龄结构不同而导致的基金支出公平性差别的程度:

$$\Delta G = \Delta G_f - \Delta G_r \quad (6)$$

将上述预测的符合支出公平原则的各省的基金支出需求加总就得到全国的预测的基金总需求:

$$FE = \sum_1^I RFE_i \quad (7)$$

(三)符合纵向公平原则的筹资能力

社会医疗保险在收入端的公平性原则是“量能缴费”的纵向公平原则。在税收中,最能体现纵向公平的是累进税率,即高收入者不仅纳税基数高,而且其高收入阶段的适用税率也高于低收入阶段。在社会保险的筹资传统中,一般不使用累进的缴费率,更多使用固定统一的缴费率。但由于缴费基数不同,高收入者的实际缴费额度仍然高于低收入者。这是社会保险实现再分配功能的主要手段。

要体现“量能缴费”的原则,就要使实际缴费贡献与各个统筹区的实际收入能力相关联。第*i*个统筹区与其收入能力相匹配的缴费基数(*FB_i*)等于该统筹区内每个参保人($n=1, 2, \dots, N$)的缴费工资(*W_n*)之和:

$$FB_i = \sum_1^N W_n \quad (8)$$

由于各地区社会医疗保险的缴费是职工与单位(企业)共同缴费,各自承担相应的比例,因此,这

^①此处仅使用年龄结构作为风险因子并不能完全预测区域差距的风险效应。理论上,如果能够穷尽所有风险因子,那么可以得到完全分离风险因素的公平的基金支出分布。

里的缴费基数为职工和企业的总的缴费基数。这里的缴费基数衡量了不同统筹区的潜在筹资能力。全国的总筹资能力(TB)就等于所有统筹区的缴费基数之和:

$$TB = \sum_1^I FB_i = \sum_1^I W_{i,n} \quad (9)$$

设定总的医保筹资要满足预期的基金支出需求。那么,要维持基金当年在全国范围内的收支平衡(假设不存在结余),与之相匹配的均衡费率应该等于预测的基金支出(PE)除以总缴费基数(TB):

$$\overline{FR} = PE/TB \quad (10)$$

将全国统一的均衡费率与各个统筹区的实际缴费基数相乘即得到每个统筹区根据其收入能力预计的缴费贡献(FC_i):

$$FC_i = \overline{FR} \cdot FB_i \quad (11)$$

这里的 FC_i 是与各个统筹区潜在筹资能力相对应的缴费贡献,可以理解为符合“量能缴费”的公平原则的缴费额。仍以基尼系数测度统筹区缴费贡献的不均等程度,则符合公平原则的基金收入的区域差距程度为 $G(FC)$,实际的基金收入区域分布差距为 $G(AC)$,二者之间的差即为省际实际基金收入偏离纵向公平原则的预测的基金收入的程度:

$$\Delta G_c = G(AC) - G(FC) \quad (12)$$

(四)基于社会保险公平性原则的基金调剂

我国医保基金调剂的目的不仅是平衡各个统筹区的风险差别,而且也要平衡各地的筹资及待遇差别。从这个角度看,我国医保基金的调剂还要体现促进公平的原则,调剂的基准是依据社会保险公平性得到的公平的基金筹资负担及基金支出。符合上述公平原则的基金调剂,在基金的收入上是根据统一的均衡费率计算的各省预测基金收入(FC);在基金的支出上,则是根据统一的医疗费用,并考虑不同的风险结构(年龄结构)测算的基金支出(FE)。二者之间的差额即是该省需要进行的基金调剂额度(A_i):

$$A_i = FC_i - FE_i \quad (13)$$

如果 $A_i > 0$,那么意味着该省的收入能力或融资能力大于与其风险相对应的基金需求,其基金需要调剂出;如果 $A_i < 0$,那么意味着该统筹区的风险过大,超出了其融资能力,需要基金的调入。

四、估计结果及其解释

(一)数据介绍

本文使用2020年全国31个省份职工医保基金的收支数据对基金区域差距的公平性进行测度^①。结果见表2。2020年职工医保参保人数34455.1万人,其中,在职职工参保人数(实际缴费人数)为25428.8万人,退休职工参保人数9026.3万人,在职与退休职工比为2.8,即2.8个在职缴费职工供养一个退休不缴费职工。基金总收入15731.6亿元,其中,统筹账户为9145.0亿元,个人账户为6586.6亿元^②。

职工医保基金中,医疗费用支出为11281.1亿元,以总医疗费用支出除以全部参保人数可以得到人均的医疗费支出为3274元。从各省人均医疗费的情况看,超过全国平均费用水平的有9个省份,其中,上海最高,为5992元,其次是天津(5545元)、北京(5389元);人均医疗费最低的是海南

^①2021年9月份国家医保局出版了《中国医疗保障统计年鉴》,其中提供了在职职工、退休职工的医疗费数据。本文使用的数据主要来自该统计年鉴。

^②个人账户供个人使用,实际上不具有再分配功能。因为本文主要是测度职工医保基金的区域差距的公平性,个人账户的资金也表示不同地区参保人可以使用的医保资金,因此,不区分统筹账户与个人账户。

(2115元),其次是西藏(2123元)和广东(2135元)。最高值是最低值的2.83倍。不同年龄的参保人的医疗费用有明显差别,退休参保人员的人均医疗费为7404元,在职参保人员的人均医疗费只有1808元,退休是在职的4.10倍。

如前所述,各地医保基金支出的差距,一是价格或费用的差距,二是年龄结构的差距。由于退休职工的医疗费远高于在职职工,一个地区的职退比过低,则意味着医疗费的支出高企,但收入能力不足。从全国的数据看,职工医保的职退比为2.80。但是,职退比在不同省份之间的差距非常明显,是导致基金支出差距的主要原因之一。全国各省级单位职工医保职退比高于2.80的只有9个省份,最高的是广东(7.35),其次是北京(4.53)、福建(4.22)和浙江(4.08)。职退比相对高的地区主要是东部沿海人口流入地区。而诸如东北三省等中西部地区,由于人口老龄化,职退比相对低,黑龙江、辽宁和吉林分别只有1.24、1.44和1.65,职退比低于2的共有7个省份。

表2 2020年职工医保参保人员医疗费及职退比情况

地区	人均医疗费(元)	在职人均医疗费(元)	退休人均医疗费(元)	职退比
全国	3274	1808	7404	2.80
北京	5389	2487	18530	4.53
天津	5545	2699	10776	1.84
河北	3130	1678	6411	2.26
山西	2408	1381	4608	2.14
内蒙古	2816	1744	4959	2.00
辽宁	2779	1461	4677	1.44
吉林	2975	1918	4713	1.65
黑龙江	2873	1975	3984	1.24
上海	5992	2497	13117	2.04
江苏	3563	2109	7709	2.85
浙江	4091	2625	10079	4.08
安徽	2690	1409	5971	2.56
福建	3153	2010	7978	4.22
江西	3182	1747	5781	1.81
山东	2873	1433	7122	2.95
河南	2596	1383	5547	2.43
湖北	3101	1732	6318	2.35
湖南	2645	1348	5513	2.21
广东	2135	1328	8079	7.36
广西	3055	1766	6532	2.69
海南	2115	850	5609	2.76
重庆	3825	2108	8508	2.73
四川	2729	1493	6023	2.67
贵州	2898	1536	6794	2.86
云南	3554	2101	7153	2.48
西藏	2123	1396	4685	3.55
陕西	3046	1686	6503	2.54
甘肃	2357	1488	4112	2.02
青海	3779	2745	5753	1.92
宁夏	2706	1454	6304	2.87
新疆	3551	2219	7129	2.69

数据来源:《中国医疗保障统计年鉴2021》。下同。

注:职退比=在职参保人数/退休参保人数。

(二)基金支出的公平性测度

因为基金支出中除了医疗费支出还有其他基金支出,为了能与实际基金支出具有可比性,本文将根据医疗费支出测算的预计基金支出转换为与实际基金支出可比的支出。结果见表3。使用全国平均的医疗费支出对各地的医保基金支出进行调整后,实际医疗费较高的地区的预测基金支出明显降低;而实际医疗费较低的地区的预测基金支出上升。若进一步将年龄结构效应加入,那么在职退休比较高的地区的预测基金支出继续下降,而退休人员较多、在职退休比较低的地区的预测基金支出上升。

以北京为例,北京属于医疗费较高、年龄结构较年轻化的地区,因此,其预测的基金支出要比实际基金支出小。仅调整价格效应后,北京预测的基金支出下降到650亿元,要比实际基金支出(1167亿元)低将近一半;调整价格效应和年龄结构效应后,预测的基金支出继续下降到517亿元。与之相反,河北的预测基金支出要高于实际基金支出。如果进一步考虑年龄结构效应,那么河北因为退休人员较多、职退比较低,其预测的基金支出继续增加。广东则是另一种情况,如果不考虑年龄结构效应,广东预测的基金支出要高出实际基金支出330亿元,也就是相比于价格公平的支出,广东因为平均医疗费价格较低,从而“少花了钱”。但是,如果考虑广东参保人员的年龄结构,则广东预测的基金支出要低于实际支出,从这个角度看,广东“多花了钱”。这也意味着广东的年龄结构效应是比较大的。黑龙江、吉林、辽宁三省不论是从价格效应还是年龄结构效应,其预测的基金支出都要大于其实际基金支出。

如果从“实物”补偿的角度考虑医保待遇的公平性,应该剔除价格效应。以北京为例,如果剔除价格“膨胀”效应,使用全国平均的医疗服务价格,那么北京的实际基金支出1167亿元所购买的医疗服务,仅相当于全国平均价格计算下的650亿元。再考虑年龄结构的效应。从测算结果看,职退比较高的地区,其结构效应是比较高的,广东的年龄结构效应占到了总差额的24.33%。因此,即使广东因为价格效应的原因“少”支出了基金,但如果加入年龄结构的效应,广东的实际基金支出还是高于预测基金支出的,即如果考虑年龄结构因素,广东实际上“多”花了钱。

如果将预测的基金支出的分布作为“公平”的基金支出分布,调整医疗服务价格后,省际医保基金支出的基尼系数从0.4323下降到0.4260,下降了1.46%;如果同时调整价格效应与年龄结构效应,那么预测的基金支出的基尼系数下降到0.3925,下降了9.22%。

表3 2020年职工医保实际基金支出与预测基金支出(单位:亿元)

地区	实际基金支出	预测基金支出1	预测基金支出2	支出差额1	支出差额2	结构效应	结构效应占比
	AE	FFE	RFE	$D1=AE-FFE$	$D2=AE-RFE$	$GAP=FFE-RFE$	$RD=GAP/FFE$
北京	1167	650	560	517	607	90	13.86%
天津	295	231	267	64	28	-36	-15.45%
河北	411	424	456	-13	-46	-32	-7.65%
山西	234	268	293	-34	-60	-26	-9.64%
内蒙古	197	207	232	-10	-35	-25	-12.18%
辽宁	475	593	743	-119	-269	-150	-25.28%
吉林	156	198	237	-42	-81	-39	-19.84%
黑龙江	284	327	431	-43	-147	-104	-31.63%
上海	960	593	661	367	299	-68	-11.47%
江苏	1106	1158	1154	-52	-48	5	0.39%
浙江	939	963	856	-25	83	108	11.16%
安徽	287	355	367	-69	-80	-11	-3.23%
福建	315	334	293	-19	21	40	12.03%
江西	203	224	260	-21	-57	-36	-16.03%
山东	868	868	854	1	14	13	1.52%
河南	427	499	524	-72	-97	-25	-5.00%

续表 3

地区	实际基金支出	预测基金支出 1	预测基金支出 2	支出差额 1	支出差额 2	结构效应	结构效应占比
	<i>AE</i>	<i>FFE</i>	<i>RFE</i>	$D1=AE-FFE$	$D2=AE-RFE$	$GAP=FFE-RFE$	$RD=GAP/FFE$
湖北	433	425	451	9	-18	-26	-6.22%
湖南	340	370	401	-30	-61	-31	-8.44%
广东	1380	1710	1294	-330	86	416	24.33%
广西	234	245	249	-11	-15	-4	-1.48%
海南	77	93	94	-16	-17	-1	-0.67%
重庆	274	286	290	-13	-16	-3	-1.08%
四川	585	701	713	-116	-129	-13	-1.85%
贵州	174	178	177	-3	-2	1	0.49%
云南	260	205	214	55	46	-9	-4.38%
西藏	22	19	17	3	5	1	7.02%
陕西	264	277	287	-13	-23	-10	-3.50%
甘肃	125	135	151	-10	-26	-16	-11.85%
青海	65	41	46	24	18	-6	-13.88%
宁夏	60	57	57	3	4	0	0.65%
新疆	253	235	239	18	14	-4	-1.60%
基尼系数	0.4323	0.4260	0.3925				

$\Delta G_f=0.0063; \Delta G_r=0.0399; \Delta G=0.0336$

注：医保基金支出分为医疗费支出及其他支出；2020年医疗费支出占全部基金支出的87%；为了与实际基金支出进行比较，本表中使用的全国医疗费支出与基金支出的比例对预测的医疗费进行了转换，将其转换成基金支出；医疗费与基金支出的转换系数为1.141。

(三) 潜在筹资能力与基金收入的公平性

以预测的基金总需求(医疗费支出)作为所需要的潜在筹资,以实际城镇单位就业人员平均工资及在职参保人数的乘积作为缴费基数,根据收支平衡的原则,可以得到一个均衡费率。这个均衡费率假设当年的收入正好全部用于所需的基金支出,不存在结余。与实际费率相比,这里得到的均衡费率只有4.40%,而当年全国计算的实际费率为8.5%。这其中的差额,一是没有基金的结余,二是未考虑其他支出。

以预测的均衡费率作为“公平费率”,乘以每个省级单位的缴费基数,可以得到预测的基金收入。但由于在计算均衡费率时未考虑基金结余及其他支出,因此预测的基金收入与实际的基金收入不具有可比性。为了与实际基金收入进行比较,本文将加总的预测基金总收入通过一个转换系数转换为可比较的预测基金收入。结果见表4。

根据上文的定义,预测的基金收入是符合社会保险“纵向公平”原则的基金收入。以这个“公平”收入来比较,北京、江苏、浙江、安徽、福建、广东、海南的实际基金收入低于预测的应缴额,意味着这7个省级单位“少”缴了钱。特别是广东,相比于应缴额,其实际基金收入“少”缴了1025亿元,占实际缴费额的62.26%。其次是浙江,少征缴的额度是当年实际征缴额13.16%。少征缴的额度超过10%还有江苏和安徽。

而剩下的24个省级单位,他们的实际征缴额要高于“公平”的征缴额,也就是这些地区“多”收了钱。其中,“超征”额度最高的是青海,“超征”的基金额度占到当年实际征缴额的46.66%。当然,青海虽然“超征”比例高,但“超征”的绝对额并不高,只有39亿元。相比之下,黑龙江不仅“超征”比例高(40.07%),而且“超征”的绝对额也高,达到了148亿元。

从实际的征缴过程看,“少征”的来源,一是制度费率较低,例如广东省多数统筹区的制度费率大都在6%~7%左右;二是实际征缴过程中,适用最低缴费基数的人数比较多,比如灵活就业人员参保,适用平均工资的60%的最低缴费基数。这就导致其实际费率比较低。2020年广东的实际费率只有5.14%,远低于全国实际费率(8.5%)。

实际基金收入分布的基尼系数要比预测的基金收入分布的基尼系数低,这意味着在实际基金收入中,差距不够“大”,一些应该多缴的地区并未多缴,而一些不该多缴的地区多缴,这导致实际差距缩小。实际基金支出的基尼系数为 0.4253,预测的符合“公平”原则的基金收入的基尼系数为 0.5127。以基尼系数测度,实际基金支出比“公平”基金支出低 0.0874(17.05%)。

表 4 2020 年职工医保基金的实际收入与预测的公平的基金收入(单位:亿元)

地区	实际基金收入	预测的基金收入	收入差额	差额占比
	AC	FC	$D=AC-FC$	D/AC
北京	1381	1560	180	13.01%
天津	324	282	-42	-13.08%
河北	512	374	-138	-27.01%
山西	278	224	-54	-19.56%
内蒙古	257	193	-64	-24.91%
辽宁	544	457	-87	-15.99%
吉林	193	158	-35	-18.36%
黑龙江	370	222	-148	-40.07%
上海	1223	1123	-100	-8.15%
江苏	1298	1461	163	12.54%
浙江	1221	1382	161	13.16%
安徽	327	361	34	10.33%
福建	378	391	13	3.42%
江西	248	185	-63	-25.43%
山东	940	935	-5	-0.56%
河南	521	408	-112	-21.54%
湖北	580	416	-163	-28.16%
湖南	416	331	-85	-20.47%
广东	1647	2673	1025	62.26%
广西	282	243	-39	-13.90%
海南	95	98	2	2.30%
重庆	327	323	-4	-1.27%
四川	779	742	-38	-4.86%
贵州	221	193	-28	-12.50%
云南	341	223	-118	-34.49%
西藏	45	29	-16	-34.69%
陕西	344	273	-71	-20.58%
甘肃	160	118	-41	-25.76%
青海	83	44	-39	-46.66%
宁夏	75	68	-7	-9.62%
新疆	322	243	-79	-24.51%
基尼系数	0.4253	0.5127	$\Delta G_c = -0.0874$	

注:预测的基金收入通过转换系数转换为与实际基金收入可比较;转换系数=总的实际基金收入/总的预测基金收入。

(四) 基于社会保险公平原则的基金调剂

符合社会医疗保险公平原则的职工医保基金省际调剂等于预测的基金收入与预测的基金支出之间的差额。由于这个差额不涉及现实的基金收支,因此,本文这里使用的预测的基金收入与基金支出,没有根据实际基金收支数据进行转换。本文分别使用调整价格效应的预测基金支出(预测基金支出 1)和同时调整价格和年龄结构效应的预测基金支出(预测基金支出 2)来进行测算。如果预测基金收入大于预测基金支出,即调剂额大于 0,那么该省份需要调出资金;反之,如果小于 0,则该省份需要调入资金。将各省的调剂额(绝对值)加总后,得到全国的总调剂额。某省调剂额占总调剂额的比例表示了该省的调剂额在全国调剂总额中的份额。结果见表 5。

从调剂额度看,在 31 个省份中,有 7 个需要调出(北京、上海、江苏、浙江、福建、广东、西藏)。在基金调出的省份中,福建是比较特殊的:如果不考虑年龄结构效应,仅考虑价格效应,福建属于应调

入的省份;但如果考虑年龄结构效应,福建变成了基金调出的省份。这表明福建的职工医保参保人结构较年轻,在给定的预测基金收入额不变的情况下,结构效应将职工医保基金的应支出额降低了。虽然基金调出的省份有7个,但从调出额占比来看,仍然呈现高度集中的状况:广东一个省应调出的资金就占到了全国调剂总额的20.15%;其次是北京,调出额占到了16.17%。这2个地区的应调出额就占到了全部调出额的36.32%。应调出额占总调剂额超过5%的还有浙江(6.20%)和上海(5.83%)。这4个地区就占到了总调剂额的48.35%。考虑到应调出的基金只占总调剂额的50%,这4个地区几乎占到了全部的调出额,这也表明我国职工医保基金的高度集中的特征。

剩下的24个省份为基金调入单位。基金调入单位的集中度要小一些,其中应调入额占总的调剂额的比例大于3%的地区也有四个:辽宁(8.34%)、黑龙江(5.36%)、河南(4.29%)、河北(3.41%)。这4个应调入地区的总调入额占到了总调剂额的21.68%。

表5 2020年预测的基金收支及调剂(单位:亿元)

地区	预测基金收入	预测基金支出1	预测基金支出2	调剂额1	调剂额2	调剂占比1	调剂占比2
	FC	FFE	RFE	$CD1=FC-FFE$	$CD2=FC-RFE$	$RD1=CD1/TA$	$RD2=CD2/TA$
北京	1119	570	491	548	627	19.12%	16.17%
天津	202	202	234	0	-32	-0.01%	-0.81%
河北	268	372	400	-104	-132	-3.62%	-3.41%
山西	161	235	257	-74	-97	-2.58%	-2.49%
内蒙	138	181	203	-43	-65	-1.49%	-1.67%
辽宁	328	520	652	-192	-324	-6.70%	-8.34%
吉林	113	173	208	-60	-95	-2.10%	-2.44%
黑龙江	159	287	378	-128	-219	-4.46%	-5.63%
上海	806	520	579	286	226	9.97%	5.83%
江苏	1047	1016	1012	32	36	1.10%	0.92%
浙江	991	845	750	146	241	5.10%	6.20%
安徽	259	312	322	-53	-63	-1.85%	-1.63%
福建	280	292	257	-12	23	-0.43%	0.59%
江西	133	196	228	-63	-95	-2.21%	-2.44%
山东	670	761	749	-91	-79	-3.16%	-2.03%
河南	293	438	459	-145	-167	-5.05%	-4.29%
湖北	299	372	395	-74	-97	-2.57%	-2.49%
湖南	237	324	351	-87	-114	-3.02%	-2.94%
广东	1916	1499	1134	418	782	14.56%	20.15%
广西	174	215	218	-41	-44	-1.41%	-1.13%
海南	70	82	82	-12	-12	-0.41%	-0.32%
重庆	232	251	254	-19	-22	-0.68%	-0.57%
四川	532	614	626	-82	-94	-2.87%	-2.42%
贵州	138	156	155	-17	-17	-0.60%	-0.43%
云南	160	180	187	-19	-27	-0.68%	-0.70%
西藏	21	17	15	4	6	0.16%	0.15%
陕西	196	243	252	-47	-56	-1.65%	-1.44%
甘肃	85	118	133	-34	-48	-1.17%	-1.23%
青海	32	36	40	-4	-9	-0.13%	-0.22%
宁夏	49	50	50	-1	-1	-0.05%	-0.03%
新疆	174	206	209	-32	-35	-1.11%	-0.90%

注:本表中的预测基金收入、预测基金支出为没有经过转换的预测基金收入和预测基金支出;调剂占比为该省调剂金的额度占全国调剂总金额(TA)的比例;全国调剂总金额为各省调剂金额绝对值的加总。

五、结论及政策讨论

我国职工医保基金存在巨大的区域差距,这个差距不仅表现在基金收入、实际费率、基金支出上,而且还表现在基金的结余状况上。在制度设计之初,各个统筹区按照“以收定支”的原则,在给定费率下通过调整待遇实现收支平衡。但是,随着我国地区间经济差距的扩大以及人口的大规模流动,统筹区的政策调整空间难以容纳经济发展差距及人口流动对医保基金平衡的冲击。从实现共同富裕以及提高医保基金使用效率的角度,提高基金的统筹层次是我国医保制度完善的必然要求。

建立统筹区间的调剂机制是提高统筹层次的主要途径。但与西方传统社会保险国家建立基金调剂的目的不同,我国建立基金调剂机制不仅是各个统筹区的风险结构不同,而且还面临区域间巨大的经济差距、医疗服务资源分布的不平衡以及医保待遇的差距。因此,基金调剂机制需要着重考虑发挥医疗保险促进社会公平的功能。

本文从社会医疗保险的两个公平性原则出发,提出测度省际职工医保基金公平性的指标,对省际职工医保基金区域差距的公平性进行判断,并以其为基准对各地的基金调剂进行了估算。

基金支出适用横向公平的原则,强调“同病同待遇”。本文区分了因不同地区医疗费用差别导致的基金支出差别,以及因年龄结构因素导致的基金支出差别。年龄结构偏年轻化、医疗费用较高的地区,其实际的基金支出额高于预测的符合横向公平原则的基金支出额,“多”支出了基金。经过年龄结构及价格效应的调整后,预测的符合公平性的基金支出省际分布的基尼系数比实际基金支出的基尼系数下降了9.22%。

基金的征缴及收入适用纵向公平的原则,即“量能缴费”,高收入者缴费额较高。测算结果显示,以此原则计算的各地基金收入分布的基尼系数要高于实际的基金收入分布的基尼系数。这表明在各地的实际基金差距中,应多缴费的地区并未多缴,而应该少缴费的地区也并未少缴费。预测的基金收入分布的基尼系数要比实际的基金收入分布的基尼系数高出20.55%。

基于公平性的基金收入与基金支出,本文还估计了各省符合公平性原则的基金调剂额和调剂比例。基金调出的地区主要集中在东部沿海大城市,广东、北京、上海、浙江作为主要的基金应调出的地区,其调出的基金额占到了全国总调剂额的48.35%;基金调入的地区主要集中在人口流出的中西部地区,辽宁、黑龙江、河南、河北作为主要的基金应调入地区,其调入的基金额占到了总调剂额的21.68%。

当然,本文对符合公平原则的基金支出与收入的估计未能进一步控制更多的年龄分组及其他风险因素。在基金收入方面,本文使用了各省平均的城镇单位就业人员工资作为缴费基数,这也与实际的缴费工资有所差别。因此,这里预测的基金支出与收入更多是“趋向公平”的一个测度。

另外,基金的调剂是一个复杂的管理系统,需要充分考虑调剂之后带来的基金征缴及基金支出方面的道德风险。但是,本文的分析也表明在目前的制度与政策框架下,各统筹区缺乏实现基金平衡的政策工具,区域之间的差距必然会越来越大。这不仅导致医保基金的效率损失,而且也与共同富裕的大目标相悖。从这个角度看,提前考虑建立全国医保基金的调剂机制是健全和完善我国基本医疗保险制度的必然选择。

参考文献:

- 哥斯塔·埃斯平—安德森,1990:《福利资本主义的三个世界》,苗正民、腾玉英译,商务印书馆2010年中译版。
- 陈勇 柏喆,2018:《技能偏向型技术进步、劳动者集聚效应与地区工资差距扩大》,《中国工业经济》第9期。
- 高秋明 王洪娜,2020:《财政分权体制对医疗保险统筹层次的影响研究》,《中国特色社会主义研究》第4期。
- 林李月 朱宇 柯文前,2021:《区域协调发展背景下流动人口回流的空间意愿及其政策含义》,《地理研究》第5期。
- 马红旗 陈仲常,2012:《我国省际流动人口的特征——基于全国第六次人口普查数据》,《人口研究》第6期。
- 沈诗杰 沈冠辰,2020:《中国省际人口流动的空间结构特征研究》,《人口学刊》第4期。
- 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。
- 谭中和,2022:《健全稳健可持续医疗保障筹资运行机制的几点思考》,《中国医疗保险》第2期。

- 王东进,2000:《坚持原则 因地制宜 积极推进医疗保险制度改革》,《卫生软科学》第6期。
- 郑功成 郭林,2017:《中国社会保障推进国家治理现代化的基本思路与主要方向》,《社会保障评论》第3期。
- 周广帅 唐在富,2018:《改革开放四十年我国财政体制改革回顾与展望》,《财政科学》第8期。
- 朱恒鹏 田文文 孙梦婷,2021:《从国家治理能力现代化视角看社保统筹层次提高》,《科学社会主义》第6期。
- 朱恒鹏 岳阳 林振翻,2020:《统筹层次提高如何影响社保基金收支——委托—代理视角下的经验证据》,《经济研究》第11期。
- 朱玲,2010:《中国社会保障体系的公平性与可持续性研究》,《中国人口科学》第5期。
- Buchner, F. & J. Wasem(2003), “Needs for further improvement: Risk adjustment in the German health insurance system”, *Health Policy* 65:21—35.
- Busse, R. et al(2017), “Statutory health insurance in Germany: A health system shaped by 135 years of solidarity, self-governance, and competition”, *Lancet* 390(10097):882—897.
- Juhnke, C. et al(2016), “A review on methods of risk adjustment and their use in integrated healthcare system”, *International Journal of Integrated Care* 16(4):1—18.
- Knaus, T. & R. Nuscheler(2005), “Risk selection in the German public health insurance system”, *Health Economics* 14(12):1253—1271.
- Mathauer, I. et al(2019), “Pooling arrangements in health financing systems: A proposed classification”, *International Journal for Equity in Health* 18, <https://doi.org/10.1186/s12939-019-1088-x>.
- Pilny, A. et al(2017), “Introducing risk adjustment and free health plan choice in employer-based health insurance: Evidence from Germany”, *Journal of Health Economics* 56:330—351.
- Schneider, U. et al(2008), “Risk adjustment systems in health insurance markets in the US, Germany, Netherlands and Switzerland”, CESifo DICE Report 3/2008, <https://www.ifo.de/DocDL/dicereport308-rr1.pdf>.

The Equity of Social Health Insurance under the background of Common Prosperity: With Employed Workers' Health Insurance as an Example

WANG Zhen

(Chinese Academy of Social Sciences, Beijing, China)

Abstract: There are apparent regional disparities in financing burden, benefit package and fund surplus of China's social health insurance, which is inconsistent with the principle of the common prosperity. It is necessary to resolve the regional disparity by building national fund adjustment mechanism. This paper attempts to analyze the equity of regional disparity of China's employed workers' health insurance from the two equity principles of social insurance, and to estimate adjustment proportions among different provinces based on the horizontal and vertical equity principles. The estimated Gini coefficient for regional fund expenditure consistent with horizontal equity is 9.22% lower than the actual Gini coefficient. The estimated Gini coefficient for regional fund financing consistent with vertical equity is 20.55% higher than the actual Gini coefficient. Based on the estimated fund expenditure and financing distribution among different provinces, the paper also calculates the proportion of fund for adjustment.

Keywords: Vertical Equity; Horizontal Equity; Regional Disparity; Fund Adjustment

(责任编辑:何伟)

(校对:刘新波)

子女健康对父母劳动力供给的影响^{*}

——基于 CFPS 数据的实证研究

张兴祥 史九领 庄雅娟

摘要:健康是影响个人终身发展的关键因素,而子女健康还会对其父母劳动力供给产生不容忽视的影响。本文通过构建理论模型,推导了子女健康对其父母劳动力供给的影响及路径,并结合中国家庭追踪调查(CFPS)数据进行实证检验。结果发现:(1)在面对子女健康冲击时,父母在家庭劳动供给中表现出明显的分工行为,子女健康水平下降会显著降低母亲参加工作的概率,同时显著提升父亲的工作时间;(2)子女健康对父母劳动力供给存在着较强的时间约束,其他家庭成员的照料能显著增加父母的劳动力供给水平;(3)就已有制度安排而言,医疗保险在缓解家庭经济约束方面所发挥的作用相对有限,尚不足以覆盖子女健康受损给父母带来的经济冲击;(4)子女健康对父母劳动力供给的影响只在短期中体现出来,而父母在劳动力市场的长期表现几乎不受影响。最后,本文得出相应的结论和政策启示。

关键词:子女健康 劳动力供给 时间约束 经济约束

一、引言

丰富的劳动力资源曾是中国经济发展的比较优势,许多学者认为这一“人口红利”极大促进了改革开放后中国的经济增长(蔡昉,2010;陆旻、蔡昉,2014;铁瑛等,2019)。然而,进入 21 世纪以来,伴随着人口出生率的持续下降,劳动力规模缩减与劳动力结构老化问题已成为掣肘中国经济转型升级的重要因素(汪伟等,2015)。为有效应对劳动力规模缩减和人口老龄化等问题,计划生育政策不断进行调整,从原来提倡“一对夫妇只生育一个孩子”到推广“全面二孩政策”^①,2021 年又开始实施“三孩生育政策”。计划生育政策在调整劳动力市场的同时,也会对家庭内部的劳动力供给结构产生直接且重要的影响。就目前形势而言,多子女生育政策的实施和推进并非短期行为,深入探究子女因素对父母劳动力供给的影响,成为一个重要现实课题。

随着民众对健康的意识日益增强,子女健康逐渐成为影响家庭决策,尤其是父母劳动力供给行为的关键因素。根据教育部的抽样调查数据,儿童青少年体质健康的主要指标连续二十多年下降,33%的儿童青少年存在不同程度的健康隐患^②。已有文献表明,健康状况不佳的孩子会给父母带来额外的时间约束和经济约束,从而影响父母在劳动力市场的行为决策及其劳动力供给水平(Powers,

^{*} 张兴祥、史九领(通讯作者)、庄雅娟,厦门大学经济学院,邮政编码:361005,电子邮箱:jjzz@xmu.edu.cn, wjxxrsjl@163.com, qgzyj@163.com。基金项目:国家自然科学基金 2019 年综合研究专项“‘十四五’经济科学发展战略研究”(71940004)。感谢匿名审稿人的宝贵建议,文责自负。

^① 从 2011 年 11 月开始,各地全面实施“双独二孩”政策,即允许双方都是独生子女的夫妇生育两个孩子;到了 2013 年 12 月,又进一步实施“单独二孩”政策,即允许有一方是独生子女的夫妇生育两个孩子;2015 年 10 月,党的十八届五中全会公报进一步指出,“坚持计划生育基本国策,积极开展应对人口老龄化行动,实施全面二孩政策。”

^② 2020 年 11 月,央视财经对“儿童青少年体质健康指标”进行专题报道,详情可参见网址:<http://tv.cctv.com/2020/11/07/VIDEwxkeYLFgGtsJNdGMu5yp201107.shtml>。

2003;Corman et al,2003)。一方面,不利的子女健康冲击意味着子女需要更多的照料和陪护,父母的劳动力供给水平可能因此而有所下降;另一方面,不利的子女健康冲击意味着家庭需要更多的医疗服务及经济支出,增加的经济压力又可能会导致父母劳动力供给水平的增加。因此,子女健康水平对父母劳动力供给水平的影响并没有确定的方向(Noonan et al,2005;Frijters et al,2009;Laffers & Schmidpeter,2021),依然有待实证检验。

本文通过构造父母效用理论模型,从理论上探究了子女健康影响父母劳动力供给行为的作用机理,分析了父母家庭分工原理及其作用机制,并结合2014—2018年CFPS面板数据进行实证检验。本文的研究发现主要体现在以下四个方面:第一,在面临子女健康冲击时,父母在家庭劳动供给中会表现出明显的分工行为,母亲的劳动力供给水平会因为子女健康水平的下降而显著降低,父亲的劳动力供给水平则会显著增加;第二,子女健康对父母劳动力供给存在着较强的时间约束,当这一时间约束能够得到有效缓解时,无论是母亲还是父亲的劳动力供给水平均会有所改观;第三,现有医疗保险制度安排缺少对儿童健康的专门应对措施,不能有效缓解家庭所面临的额外经济约束,子女参加医疗保险不能有效改变父母的劳动力供给现状;第四,子女健康对父母劳动力供给的影响是比较有限的,只在短期呈现出来,长期几乎没有影响。

二、文献回顾

根据研究对象的不同,本文将相关文献分为两类:一是子女健康对母亲劳动力供给的影响研究;二是子女健康对父亲劳动力供给的影响研究。

由于母亲在家庭照料中一直扮演着主要角色,子女健康的冲击首先会影响到母亲的劳动力供给,也正因为如此,已有研究主要考察了子女健康对母亲劳动力供给的影响(Salkever,1982;Powers,2001,2003;Laffers & Schmidpeter,2021)。尽管这些研究所采用的样本不同,估计模型也各有差别,甚至对子女健康的定义也不尽相同,但多数研究结论均表明,子女不健康会抑制母亲在劳动力市场的表现,显著降低母亲的劳动力供给水平。部分学者将儿童残疾视为猛烈的健康冲击,并考察了儿童残疾对母亲的劳动力供给产生的影响(Salkever,1982;Powers,2003)。Powers(2003)对儿童残疾进行了详细多样的定义,基于不同定义的回归结果表明,儿童残疾不论是对母亲的劳动参与率,还是对其劳动供给时间均会产生显著的负向影响。Salkever(1982)利用NHIS数据进行实证检验,发现儿童残疾仅在最初时影响母亲是否进入劳动力市场,即显著降低了母亲的劳动参与率,但对已经就业的母亲来说,其劳动供给时间并没有受到显著影响。

健康状况不佳的孩子会给父母带来额外的时间约束和经济约束(Gould,2004;Corman et al,2005;Frijters et al,2009;Agostinelli & Sorrenti,2018)。一方面,子女健康状况不佳意味着其需要更多的照料和陪护,父母的劳动力供给水平可能会因此而有所下降;另一方面,家庭需要更多的医疗支出,从而导致父母劳动力供给水平的增加。此外,子女健康对母亲劳动力供给水平的影响还与子女疾病的类型、母亲的经济能力、婚姻状态等因素密切相关(Coley et al,2011)。Gould(2004)在控制了疾病带来的经济负担后发现,如果孩子患有时间密集型疾病,单身母亲的工作时间会相应减少,而如果孩子患有严重疾病且时间不可预测时,已婚母亲工作时间也会减少。Wasi et al(2012)利用2000年美国人口普查数据考察子女健康对母亲劳动力供给水平的影响发现,无论是单身母亲还是已婚女性,子女不健康对其就业和工作时间都会产生显著的负向影响,但对于已婚女性,这两种影响要明显低于单身母亲;不仅如此,相对于受教育程度更高的女性,子女不健康对低受教育程度女性劳动力供给的影响更大。

少数文献也研究了子女健康对父亲劳动力供给的影响(Corman et al,2003;Noonan et al,2005;Laffers & Schmidpeter,2021)。与母亲不同的是,子女健康对父亲劳动力供给影响的研究结论存在较大的差异,这种差异主要取决于父亲在家庭中的角色及其对不健康子女的态度。Noonan et al(2005)的研究显示,子女健康对父亲劳动力供给的作用受家庭结构的影响较大。

Corman et al(2003)利用美国脆弱家庭和儿童福利研究数据,在控制了子女健康的内生性后考察了不健康子女对父亲劳动力供给的影响,结果表明健康状况不佳的子女虽然不会显著影响父亲参加工作的概率,但在职父亲每周因而减少了大约4个小时的工作时间,这种减少并不一定意味着父亲花费更多时间照料不健康的儿童,也有可能是因为父亲降低了对这类儿童的资金投入。Laffers & Schmidpeter(2021)利用澳大利亚儿童纵向研究数据,采用工具变量法解决内生性问题,考察了儿童早期健康发育状况对父亲劳动力供给水平的影响,研究表明父亲的劳动力供给没有受到显著影响。

综上,由于母亲被普遍视为家庭照料的主要提供者,已有研究集中于考察子女健康对母亲劳动力供给水平的影响。研究结论也倾向于认为子女健康水平下降会对母亲劳动力供给水平产生显著负向影响。但对父亲而言,子女健康对其劳动力供给水平产生的影响结果并不一致,这受家庭结构与父亲个体因素的影响较大。因此,在研究子女健康对家庭劳动供给带来的影响时,需要同时考虑父母双方的状况。目前国内直接考察子女健康对父母劳动力供给影响的研究文献很少,基于经验数据对该问题进行的实证分析更是阙如。随着“三孩政策”等多子女生育鼓励政策的深入推进,子女健康对父母劳动力供给的影响将会越来越突出,考察子女健康对父母劳动力供给的影响有重要现实意义。此外,从方法上看,已有文献较少探讨其中的机制,通过理论建模进行分析的文献也较为匮乏。针对以上问题,本文将通过构建理论模型,推导分析子女健康对父母劳动力供给的影响及路径,从理论层面阐释父母家庭分工原理,并结合CFPS数据进行实证检验,探究父母劳动力供给水平受子女健康状况的影响及其机制。

三、理论模型与假设

(一)基本理论模型与最优化条件

本文借鉴陈璐等(2016)的研究思路,构建理论模型。由于本文考察的是子女健康对父母劳动力供给行为的影响,为便于分析,首先提出两个前提假设:第一,父母均育有子女,且父母对子女具有利他偏好,子女健康可以提高父母的效用水平;第二,父母在一定的约束条件下分配其工作、闲暇和照料子女的时间,从而获得最大化效用。

那么,父母所面临的效用函数和约束函数如下:

$$\begin{aligned} \text{Max } U &= u(c) + v(l) + x(H) \\ \text{s. t. } \quad P_c c + P_M M &\leq W(T - A - l) + Y \\ T - A - l &\geq 0 \end{aligned} \quad (1)$$

其中, U 为父母的效用水平, $u(\cdot)$ 、 $v(\cdot)$ 和 $x(\cdot)$ 表示父母效用的凹函数,分别取决于父母的消费 c 、闲暇时间 l 和子女的健康水平 H 。 T 表示全部时间, $T - A - l$ 表示工作时间。 P_c 为单位商品的货币价格, P_M 为单位医疗服务的货币价格,因此, $P_M M$ 表示用于维持或提高子女健康水平的费用。 W 为父母工作每小时的工资率, Y 代表父母的非劳动收入。

根据Grossman(1972)的健康需求模型,消费者的健康水平主要取决于医疗服务投入和提高健康水平的投入。据此,子女健康水平可表示为:

$$H = H_0 A^\alpha M^{1-\alpha} \quad (2)$$

其中, H_0 为子女的初始健康状况, A 表示父母照料子女以提高子女健康水平的投入, M 表示维持或提高子女健康水平的医疗服务。进一步地,若父母在上述约束条件下最大化效用水平,构造拉格朗日函数:

$$\begin{aligned} L &= u(c) + v(l) + x(H_0 A^\alpha M^{1-\alpha}) + \lambda_1 [W(T - A - l) + Y - P_c c - P_M M] \\ &\quad + \lambda_2 (T - A - l) \end{aligned} \quad (3)$$

对式(3)中 c, l, A 和 M 求一阶导数, 由 Kuhn-Tucker 条件可得:

$$\lambda_1 [W(T - A - l) + Y - P_c c - P_M M] = 0 \quad (4)$$

$$\lambda_2 (T - A - l) = 0 \quad (5)$$

此时存在两种情况:

第一种情况: 若 $\lambda_2 > 0$, 那么 $T - A - l = 0$ 。这意味着父母在照料子女时无法同时从事劳动, 不得不退出劳动力市场, 这里的角点解表明父母照料子女的时间投入和闲暇的单位效用大于个体消费和医疗服务投入的单位效用, 因为:

$$\frac{\partial x}{\partial A} \cdot \frac{1}{W} = \frac{\partial v}{\partial l} \cdot \frac{1}{W} > \frac{\partial x}{\partial M} \cdot \frac{1}{P_M} = \frac{\partial u}{\partial c} \cdot \frac{1}{P_c} \quad (6)$$

第二种情况: 若 $T - A - l > 0$, 那么 $\lambda_2 = 0$ 。在这种情况下, 父母的最优化选择是, 将一部分时间用于工作, 而非直接退出劳动力市场。由于子女健康水平主要通过时间约束和经济约束两条路径对父母劳动供给行为产生影响, 因此, 接下来本文将着重讨论第二种情况, 探究当父母工作时间大于 0 且存在工资收入时, 子女健康水平变动如何影响父母在工作时间上的投入。

(二) A, M, H 与父母工作时间 L 的关系

在 $T - A - l > 0$ 的情况下, 最优化均衡时父母在照料子女时有时间从事劳动, 且父母照料子女的时间投入、子女医疗支出、父母自身消费和闲暇的单位边际效用都等于常数 λ_1 , 即:

$$\frac{\partial x}{\partial A} \cdot \frac{1}{W} = \frac{\partial x}{\partial M} \cdot \frac{1}{P_M} = \frac{\partial u}{\partial c} \cdot \frac{1}{P_c} = \frac{\partial v}{\partial l} \cdot \frac{1}{W} = \lambda_1 \quad (7)$$

根据边际效用递减规律, 若照料子女时间投入所带来的效用增加, 则父母会相应增加照料时间, 同样, 若医疗支出所带来的效用增加, 则父母会增加医疗支出。

考虑到照料时间 A 与工作时间 $L = T - A - l$ 的关系, 构造新的拉格朗日函数:

$$\Lambda = u(c) + v(T - A - L) + x(H_0 A^\alpha M^{1-\alpha}) + \lambda_1 [WL + Y - P_c c - P_M M] + \lambda_2 L \quad (8)$$

同样, $\lambda_2 = 0$, 最优化均衡条件为:

$$-\frac{\partial v}{\partial L} = \lambda_1 W = \frac{\partial x}{\partial A} \quad (9)$$

则有:

$$\frac{\partial^2 x}{\partial A \partial L} = \frac{\partial \left(-\frac{\partial v}{\partial L} \right)}{\partial L} = -\frac{\partial^2 v}{\partial L^2} > 0 \quad (10)$$

最后可得到 A 与 L 的关系式:

$$\frac{\partial L}{\partial A} = \frac{\partial^2 x}{\partial A \partial L} / \frac{\partial^2 x}{\partial L^2} < 0 \quad (11)$$

因此, 当实现最优化均衡时, 父母每增加 1 单位照料子女的时间投入会导致其劳动力供给时间减少。类似地, 考虑子女医疗支出带来的经济约束对父母工作时间的的影响, 根据最优化条件 $\frac{\partial \Lambda}{\partial \lambda_1} = 0$ 可得 $\frac{\partial L}{\partial P_M M} > 0$, 即当父母每多支付 1 单位金钱用于维持或提高子女健康水平的医疗支出时, 其劳动力供给时间会相应增加。

而对于 H 与 L 之间的关系, 当子女健康 H 下降时, 由于健康需求函数为 $H = H_0 A^\alpha M^{1-\alpha}$, 为了提高子女健康水平, 父母需要在 A 与 M 之间选择, 确定何者须增加投入, 这将相应改变父母的劳动

力供给行为。当父母选择增加子女照料时间 A 时,其劳动力供给时间会减少;而当父母选择增加医疗服务 M 的投入时,医疗支出 $P_M M$ 将随之增加(假定 P_M 是事先给定的外生变量),结果将导致父母劳动力供给增加。

根据以上分析,本文提出第一个理论假说:

假说 1:子女健康水平较低时,父母会通过增加照料子女的时间或提高对子女的医疗支出来加以改善,这将对父母的劳动力供给产生影响,其影响可能为正,也可能为负。

(三)父母的劳动分工机制

家庭不仅是生产单位,同时也是家务劳动的消耗单位,基于性别的劳动分工是家庭生产单位的主要特征,是人们理性选择的结果。在家庭中,女性通常会将大部分的时间用于照料孩子、做家务等;而男性则通常将大部分时间用于从事有报酬的市场化工作,从而产生一种“男主外、女主内”的家庭分工模式(Becker,1981)。一般认为,女性在从事细致、耐心、灵活的劳动方面具有比较优势,而男性在从事高体力支出或强持续性的劳动方面更具有比较优势(Becker,1981;Qian,2008;丁从明等,2020)。除了生理差异与倾向之外,市场对女性的歧视和传统观念的束缚也在客观上进一步固化了女性的比较优势。

在家庭中,由于照顾子女往往需要更多耐心,因而母亲在照料子女方面更有优势,即母亲的 α 值更大;而父亲在劳动市场的回报普遍更高,因而父亲的工资率也会更高,即父亲的 W 值更大。因此,本文假设,在家庭中,母亲在照顾子女方面具有比较优势,而父亲在劳动力市场方面具有比较优势,即 $\alpha_1 > \alpha_2, W_1 < W_2$ 。其中, α_1, W_1 为母亲的相应参数值, α_2, W_2 为父亲的相应参数值。

此时可将健康函数表示为 $H = H_0 A_1^{\alpha_1} A_2^{\alpha_2} M^{1-\alpha_1-\alpha_2}$,其中 A_1, A_2 分别代表母亲和父亲照料子女以提高子女健康水平的投入。根据最优化条件可得:

$$\frac{\partial x}{\partial A_1} \cdot \frac{1}{W_1} = \frac{\partial x}{\partial H} \cdot \frac{\alpha_1 H_0 A_1^{\alpha_1-1} A_2^{\alpha_2} M^{1-\alpha_1-\alpha_2}}{W_1} = \lambda_1 \quad (12)$$

$$\frac{\partial x}{\partial A_2} \cdot \frac{1}{W_2} = \frac{\partial x}{\partial H} \cdot \frac{\alpha_2 H_0 A_1^{\alpha_1} A_2^{\alpha_2-1} M^{1-\alpha_1-\alpha_2}}{W_2} = \lambda_1 \quad (13)$$

$$\frac{\partial x}{\partial M} \cdot \frac{1}{P_M} = \frac{\partial x}{\partial H} \cdot \frac{(1-\alpha_1-\alpha_2) H_0 A_1^{\alpha_1} A_2^{\alpha_2} M^{-\alpha_1-\alpha_2}}{P_M} = \lambda_1 \quad (14)$$

联立式(12)(14),则对于母亲,有以下条件成立:

$$\frac{A_1}{M} = \frac{\alpha_1}{1-\alpha_1-\alpha_2} \cdot \frac{P_M}{W_1} \quad (15)$$

联立式(13)(14),则对于父亲,有以下条件成立:

$$\frac{A_2}{M} = \frac{\alpha_2}{1-\alpha_1-\alpha_2} \cdot \frac{P_M}{W_2} \quad (16)$$

由式(15)(16)可知,在其他条件不变的情况下,当照料子女能力 $\alpha_i (i=1,2)$ 更大时,在维持或提高子女健康水平方面,照料子女的时间投入相对于医疗服务投入会更有效,那么 $A_i (i=1,2)$ 将会提高以保证式(15)或式(16)的等号成立,这意味着工作时间 $L_i (i=1,2)$ 将相应减少。对于整个家庭而言,在家庭总照顾子女时间 $A = A_1 + A_2$ 不发生变化的情况下,父母中照料子女能力更强的一方投入更多的照料时间有助于整个家庭的福利最大化。

另一方面,在其他条件不变的情况下,当工资率 $W_i (i=1,2)$ 更大时,在维持或提高子女健康水平方面,医疗服务投入相对于照料子女的时间投入会更有效,那么, M 将会提高以保证式(15)或式(16)的等号成立,这意味着工作时间 $L_i (i=1,2)$ 将相应增加。对于整个家庭而言,在家庭总医疗服务投入不发生变化的情况下,父母中工资水平较高的一方投入更多的工作时间有助于整个家庭的福利最大化。

综合式(15)(16),可得:

$$\frac{A_1}{A_2} = \frac{\alpha_1}{\alpha_2} \cdot \frac{W_2}{W_1} > 1 \tag{17}$$

因此,对于整个家庭而言,当子女健康水平下降时,与父亲相比,母亲将会增加更多照料子女的时间,从而相应减少等量的工作时间,甚至可能会退出劳动力市场。

根据以上分析,本文提出第二个理论假说:

假说2:由于母亲通常工资水平相对较低而照料子女能力相对较高,因此当子女健康水平下降时,与父亲相比,母亲的劳动力供给更可能显著减少。

四、计量模型、数据与变量

在文献梳理和理论模型分析的基础上,本文构建面板数据固定效应模型,以探究子女健康对父母劳动力供给的实际影响。为了分别考察子女健康对父母整体劳动力供给以及家庭中父母之间劳动分工的影响,本文先对父母全样本进行回归分析,然后对父母进行分样本回归分析。基本计量模型设定如下:

$$Employ_{it} = \beta_0 + \beta_1 Sickchild_{it} + \beta_2 X_{it} + \delta_i + \eta_t + \epsilon_{it} \tag{18}$$

$$Workhour_{it} = \beta_0 + \beta_1 Sickchild_{it} + \beta_2 X_{it} + \delta_i + \eta_t + \epsilon_{it} \tag{19}$$

式(18)和式(19)中的因变量 $Employ_{it}$ 为二元变量,表示父母的工作状态,即父母目前是否参加工作, $Workhour_{it}$ 为连续变量,表示已参加工作父母的周工作时间。自变量 $Sickchild_{it}$ 表示子女健康状况,本文选择子女在过去一个月是否生病作为代理变量。 δ_i 是个体固定效应,用以吸收同一父母不随时间变化的个体因素, η_t 是时间固定效应,用以吸收同一时期所有个体面临的相同冲击, ϵ_{it} 是随机干扰项。借鉴已有关于个体劳动力供给影响因素的研究(魏众,2004;张世伟、周闯,2010;陈璐等,2016),本文在模型中加入了一系列控制变量 X_{it} 。

本文所用数据来自中国家庭追踪调查(CFPS)数据库,该数据库覆盖了中国25个省份,具有丰富的成人、儿童和家庭信息。为了确保就业信息统计口径的一致,本文采用2014—2018年的中国家庭追踪调查数据进行分析,通过筛选有0~17岁未成年孩子的家庭,获得本文最终数据样本,各变量的构造方式与具体说明如表1所示。为便于分析,本文将家庭基准成员设定为22~60岁的男性和20~55岁的女性,据此来确定父母、子女等相关家庭成员的信息。这样设计的主要依据是,《中华人民共和国民法典》规定,男女的结婚年龄分别不得早于22周岁和20周岁;而通常情况下,我国职工法定退休年龄分别为男性年满60周岁,女性年满50周岁(工人)或55周岁(干部)。另一方面,由于从事自雇工作的人员在劳动时间分配上具有较大的灵活性,如自家经营门店可同时兼顾子女照料工作,因此,这类工作与家庭子女照料的冲突性不大。而在非自雇工作中,当子女出现健康问题时,父母必须在照料子女与从事有酬工作之间进行取舍,因此,本文将研究重点放在从事非自雇工作的群体上,这样研究更具针对性,政策方面也有较大意义。

表1 变量构造与说明

变量属性	变量名	变量含义	变量说明
因变量	<i>Employ</i>	是否参加工作	父母参加工作为1,没有参加工作为0
	<i>Workhour</i>	周工作时间	父母每周工作的小时数
关键自变量	<i>Sickchild</i>	子女是否有生病	过去一个月子女有生病为1,否则为0
子女特征	<i>Childage_sick</i>	生病子女平均年龄	过去一个月所有生病子女的平均年龄
	<i>Childnum</i>	子女数量	未成年子女的数量
	<i>Childnum_u3</i>	三岁以下子女数量	三岁以下子女的数量
	<i>Childage</i>	子女平均年龄	未成年子女的平均年龄