

联合国综合指数的修正与检验

——基于“六普”数据的考察

郭 未 王灏晨

【摘 要】联合国综合指数可以从年龄和性别两个方面来检验人口普查数据的准确性,但按照传统的以5岁组计算的该指数一方面扩大了性别比指数和年龄比指数,另一方面无法消除人口流动带来的年龄堆积。由于各地区人口流动强度不同,传统的联合国综合指数不利于不同省份的比较。据此,文章提出以单岁组来计算年龄比指数和性别比指数对联合国综合指数进行修正,并以全国数据和具有代表性的北京、天津和上海市及人口流出大省为例进行计算,发现其较好地修正了5岁组计算结果的不足。文章认为,在人口流动加速的当今中国社会,以单岁组计算的修正联合国综合指数在普查数据尤其是分省普查数据的质量检验中会更为有效。

【关键词】联合国综合指数 性别比 年龄比 检验

【作 者】郭 未 南京大学社会学院社会工作与社会政策系,讲师;王灏晨 北京大学人口研究所,博士研究生。

一、缺少性别结构检验的年龄检验指数的发展

在常用的年龄检验指数中,年龄偏好指数可以对任何年龄的堆积现象进行检验。但在使用年龄偏好指数进行相应计算时有一个前提假设条件,即“年龄分布必须是均匀的”。年龄准确性指数是对5岁一组的年龄进行检验,即将几个年龄合并为一个年龄组试图在一定程度上消除年龄结构的差异。惠普尔指数是对人口年龄结构在尾数为0或5的年龄上是否存在堆积进行综合检验,其应用也相对较多。例如,王洪春、王金营(1994)根据惠普尔指数对河北省第四次人口普查数据质量进行分析,发现河北省第四次人口普查质量相对较高,但女性年龄数据质量较男性略差。此外,很多学者在检验年龄准确性时也用到惠普尔指数(乔晓春,1992;于新民、董世和,1994;郭琳、车士义,2008)。虽然惠普尔指数的应用相对广泛,但其检验也有着苛刻的前提要求,即要求人口呈线性分布,而且该指数容易掩盖0和5尾数上年龄堆积的差异,甚至出现二者效应相互抵消的现象(巫锡炜、甘雪芹,2013)。对此,Noumbissi(1992)发展出尾数别修正惠普尔指数,以弥补惠普尔指数的缺陷。但由于尾数别

修正惠普尔指数是一组指标,因而不便于对不同人口的数据质量进行比较。对此,Spooerberg (2008)在此基础上提出了总和修正惠普尔指数,在一定程度上弥补了传统惠普尔指数的缺陷,并利用该指数对瑞士、摩洛哥和印度历次人口普查数据进行检验,发现检验结果与其他指数检验结果的一致性相对较好。

我们知道,如果在尾数为 0 和 5 的年龄多报,必然带来其他年龄的少报。这种申报的不准确性在年龄结构上很可能出现比较有规律的某一年龄人口多,其他年龄人口少的现象,而惠普尔指数无法判断这种年龄结构的异常。于是,Myers 构造了迈耶斯指数。迈耶斯指数是根据静止人口生命表构造混合和的方法,计算各年龄组的百分比分布,以检验年龄正常与否。国内也有诸多学者使用迈耶斯指数来检验人口年龄结构数据的质量(查瑞传、乔晓春,1993;乔晓春,1994;于新民、董世和,1994)。

二、纳入性别结构检验的联合国综合指数

以上提到的年龄偏好指数、年龄准确性指数、惠普尔指数、迈耶斯指数都能用来对年龄结构进行检验,却忽略了对人口结构中较为重要的性别结构的检验。而联合国综合指数则可以检验整体的年龄和性别的准确性。蒋正华(1987)利用联合国综合指数对中国第一次、第二次和第三次人口普查数据进行分析,并以出生率的相对值作为权数对人口数据进行加权后计算联合国综合指数。郭琳、车士义(2008)应用联合国综合指数对新疆地区人口年龄和性别结构的准确性进行检验,其联合国综合指数为 35.07,说明数据虽然不够准确但仍在可以接受的范围内^①。此外,乔晓春(1992)、黄荣清(1993)等也应用联合国综合指数对普查数据的性别和年龄结构的准确性进行检验。

联合国综合指数通常使用 5 岁年龄组数据,将 0~74 岁分为 15 个组,包含性别比分析和年龄比分析两部分。在性别比分析中,首先计算分年龄组性别比, ${}_5SR_a = \frac{{}_5P_a^M}{{}_5P_a^F} \times 100$ 。其中, ${}_5SR_a$ 表示 $a \sim a+5$ 岁人口性别比; ${}_5P_a^M$ 表示 $a \sim a+5$ 岁男性人口数, ${}_5P_a^F$ 表示 $a \sim a+5$ 岁女性人口数。然后计算相邻年龄组性别比离差的绝对值,进行加总平均后得到性别比指数, $SRIndex = \frac{\sum |{}_5SR_{a+5} - {}_5SR_a|}{14}$ 。在计算性别比指数时,需要对相邻两组性别比进行相减,因而第一组(0~4 岁组)无法计算,因此只能得到 14 个年龄组的加总平均。

在年龄比分析中,需要分性别计算年龄比指数。以男性为例,首先计算年龄比 ${}_5AR_a^m = \frac{3 \times {}_5P_a^M}{{}_5P_{a-5}^M + {}_5P_a^M + {}_5P_{a+5}^M} \times 100$ 。然后计算各年龄组年龄比与 100 离差的绝对值,最后进行加总平均

① 通常认为,当联合国综合指数小于 20 时,说明资料非常好;在 20~40 之间时,说明资料可以接受,但不够准确;如果结果大于 40,说明资料非常不准确,不能接受(Yang 等, 2005)。

得到男性年龄比指数 $ARIndex = \frac{\sum |sAR_u^m - 100|}{13}$ 。同样,在计算年龄比指数时,由于分母中包含相邻两个组的数值,因而第一组(0~4 岁)和最后一组(70~74 岁)无法计算,最后只有 13 个年龄组的加总平均。

在计算出性别比指数和年龄比指数后,联合国综合指数的计算公式为:

联合国综合指数 = $3 \times SRIndex + ARIndex(Male) + ARIndex(Female)$

本文以 2010 年第六次全国人口普查汇总数据为例,介绍联合国综合指数的计算过程和结果(见表 1)。

表 1 全国第六次人口普查联合国综合指数的计算

年龄组 (岁)	人口数		性别比分析		年龄比分析			
	男性	女性	比率	相邻组离 差绝对值	男性 比率	与 100 之差 的绝对值	女性 比率	与 100 之差 的绝对值
0~4	41062566	34470044	119.13	—	—	—	—	—
5~9	38464665	32416884	118.66	0.47	96.33	3.67	95.79	4.21
10~14	40267277	34641185	116.24	2.42	92.47	7.53	90.34	9.66
15~19	51904830	47984284	108.17	8.07	99.70	0.30	98.58	1.42
20~24	64008573	63403945	100.95	7.22	115.16	15.16	117.73	17.73
25~29	50837038	50176814	101.32	0.36	92.79	7.21	93.38	6.62
30~34	49521822	47616381	104.00	2.69	92.42	7.58	91.91	8.09
35~39	60391104	57634855	104.78	0.78	104.41	4.41	103.91	3.91
40~44	63608678	61145286	104.03	0.75	107.34	7.34	107.53	7.53
45~49	53776418	51818135	103.78	0.25	102.27	2.27	102.71	2.71
50~54	40363234	38389937	105.14	1.36	89.55	10.45	88.29	11.71
55~59	41082938	40229536	102.12	3.02	110.75	10.75	112.32	12.32
60~64	29834426	28832856	103.47	1.35	97.64	2.36	96.73	3.27
65~69	20748471	20364811	101.88	1.59	92.92	7.08	92.90	7.10
70~74	16403453	16568944	99.00	2.88	—	—	—	—
合计				33.21		86.11		96.29
平均值				2.37		6.62		7.41
指数				$3 \times 2.37 + 6.62 + 7.41 = 21.15$				

资料来源:国家统计局:《中国 2010 年人口普查资料》(<http://www.stats.gov.cn/>)。

表 1 中根据第六次人口普查汇总数据计算的联合国综合指数为 21.15,表明六普数据质量可以接受。这个结果与学者们使用其他方法检验的结果一致。巫锡炜、甘雪芹(2013)利用惠普尔修正指数对年龄准确性的检验同样发现第六次人口普查年龄数据的质量具有较好的有效性。

三、联合国综合指数的修正

（一）联合国综合指数在实际应用中的不足

1.以 5 岁组计算“扩大”了联合国综合指数

联合国综合指数以 5 岁组为单位计算的初衷是“在一定程度上消除出生人数不同带来的年龄结构上的差异”(查瑞传,1991),而实际上以 5 岁组计算却无意之中“扩大”了年龄比指数。以第六次人口普查全国 0~14 岁男性人口为例,按单岁组计算,0~14 岁年龄比指数的均值为 2.29,而按 5 岁组计算则为 5.60,后者是前者的 2 倍多。同样,对于性别指数的计算也有类似的结果。由此可见,根据 5 岁组计算出的偏高的联合国综合指数,可能无法准确判断数据的真实质量。

2.流动人口“扭曲”联合国综合指数

目前中国流动人口规模庞大,且年龄大多集中在 15~39 岁,这可能会对联合国综合指数的计算结果产生一定的影响。表 2 给出了根据 2000 和 2010 年人口普查数据计算的分省联合国综合指数。从表 2 可以看出,尽管各省 2000 和 2010 年普查人口年龄性别数据质量均在可接受范围之内,但不可掩盖的是很多省份计算出的联合国综合指数数值偏高,特别是流入人口集中的北京、天津、上海、江苏和广东,以及流出人口较多的安徽、河南、湖南和重庆等中西部省份。

根据对全国数据和分省数据计算的联合国综合指数,可以判断分省数据计算的联合国综合指数偏高的结果不仅是数据本身的问题,也受人口流动的影响。青壮年劳动力人口的流动,对流入地和流出地人口的年龄结构都会带来较大的影响,同时产业结构的不同对不同性别人员的不同需求可能也会影响性别结构。因而,从全国层面而言,人口的迁移流动对全国的年龄性别结构可能影响不大,而分省来看则会受很大的影响。

（二）对联合国综合指数的修正

如前所述,一方面,按照 5 岁组计算会带来年龄比指数和性别比指数的“扩大”;另一方面,流动

表 2 2000、2010 年基于各省人口普查数据的联合国综合指数

地区	年 份		地区	年 份	
	2000	2010		2000	2010
全国	22.82	21.15	河南	34.48	32.56
北京	29.14	32.29	湖北	23.30	28.75
天津	19.05	30.57	湖南	33.06	31.01
河北	27.73	23.70	广东	32.58	24.71
山西	19.63	18.16	广西	24.51	17.61
内蒙古	19.31	17.83	海南	27.23	27.70
辽宁	15.81	17.90	重庆	36.34	32.86
吉林	19.37	21.67	四川	32.06	27.88
黑龙江	20.98	20.51	贵州	25.19	25.99
上海	27.37	30.33	云南	19.02	17.85
江苏	28.94	27.25	西藏	18.22	18.10
浙江	21.35	18.76	陕西	20.24	22.77
安徽	38.32	34.85	甘肃	24.87	26.29
福建	26.78	26.35	青海	20.00	18.79
江西	27.47	24.13	宁夏	19.60	18.23
山东	32.24	26.91	新疆	28.46	22.43

资料来源:2000、2010 年中国人口普查资料。

人口年龄相对集中,主要是集中于劳动力年龄段的几个年龄组,可能造成按 5 岁组计算的年龄比指数不准确,而传统的联合国综合指数正是按照分组年龄数据计算的。相比而言,尽管流动人口集中于某几个年龄组,但流动人口的单岁组年龄结构中相邻年龄组之间的差异相对平缓,因而以单岁组计算年龄指数的差异也相对较小。同时,单岁组计算时分母相应增多,也稀释了流动人口集中带来的影响。对此,本文提出对联合国综合指数进行修正,以单岁组代替 5 岁组为单位进行分析计算。其计算方法与过程与之前联合国综合指数的计算一致。

(三) 修正联合国综合指数的检验

本文首先计算全国数据的修正联合国指数,并与联合国指数进行比较,分析 5 岁组带来的年龄比指数的“扩大”对联合国综合指数的影响。然后选择人口流动相对较多的省份作为分析单位进行分析,分别计算其户籍人口与常住人口的联合国综合指数与修正联合国综合指数,并通过两个指数的比较对修正联合国综合指数的效果进行检验。

1.应用全国数据检验修正联合国综合指数

根据 2010 年全国数据计算的修正联合国综合指数如表 3 所示。从中可以看出,根据单岁组计算的修正联合国综合指数显著低于按 5 岁组计算的联合国综合指数,不论城市、镇、乡村均是如此。

2.应用省级数据检验修正联合国综合指数

要检验人口流动对修正联合国综合指数的影响,显然应选取流动人口较多的省份。2010 年第六次人口普查数据显示,跨省流入人口居于全国前 7 位的为广东、浙江、上海、江

苏、北京、福建和天津,跨省流出人口居于全国前 7 位的分别为安徽、四川、河南、湖南、湖北、江西和广西,结合其联合国综合指数及数据的可得性,本文选择 3 个直辖市(北京、天津、上海)和 3 个人口流出大省(安徽、河南、湖南)来检验修正联合国综合指数。

在计算传统与修正联合国综合指数之前,我们先根据年龄比指数公式来计算人口流入较多的北京、天津和上海第六次人口普查时流动人口较为集中的 20~39 岁年龄段

表 3 基于全国数据计算的修正联合国综合指数(2010)

指数	性别比 指数	男性年龄 比指数	女性年龄 比指数	指数值
全国				
联合国综合指数	2.37	6.62	7.41	21.15
修正联合国综合指数	1.13	4.11	3.91	11.42
城市				
联合国综合指数	2.72	7.89	8.08	24.14
修正联合国综合指数	1.06	4.24	4.17	11.60
镇				
联合国综合指数	2.68	7.02	7.52	22.57
修正联合国综合指数	1.30	4.26	4.06	12.22
乡村				
联合国综合指数	3.17	6.51	7.81	23.85
修正联合国综合指数	1.51	4.15	3.90	12.59

资料来源:国家统计局:《中国 2010 年人口普查资料》(<http://www.stats.gov.cn/>)。

常住人口和常住人口减去跨省流入人口的年龄比指数。结果发现,不论是常住人口还是常住人口减去跨省流入人口的年龄比指数,以5岁组为单位计算的年龄比指数均高于单岁组,由此可以判断,以5岁组为单位计算联合国综合指数会由于人口数的堆积而“扩大”年龄比指数;而扣除了跨省流入人口之后,5岁组与单岁组年龄比差异值有所减小,这个差值可粗略视为人口流动带来的绝对影响^①。这一结果表明,本文前面提出的修正联合国综合指数在分省数据,尤其是在流动人口较多的省级数据的应用中更为有效。

在前面的分析中已经得到6个省份的联合国综合指数均在30~40之间,说明数据质量在可接受范围内,但相对较差。而随着社会经济的发展,人们的年龄偏好非常小,过高的指数值很可能与前文提到的人口流动有关。

从图2给出的修正联合国指数可以看出,这6个省份的常住人口修正联合国综合指数在13~17之间,远低于联合国综合指数。可见,修正联合国综合指数在消除流动人口影响方面有很大的作用,这进一步说明修正联合国指数在人口流动加速的背景下适用。

为了检验修正联合国综合指数对消除流动人口影响的作用,本文比较了北京、天津、上海市常住人口及常住人口减去跨省流动人口后的联合国综合指数和修正联合国综合指数。结果发现,3个直辖市按常住口径计算的联合国综合指

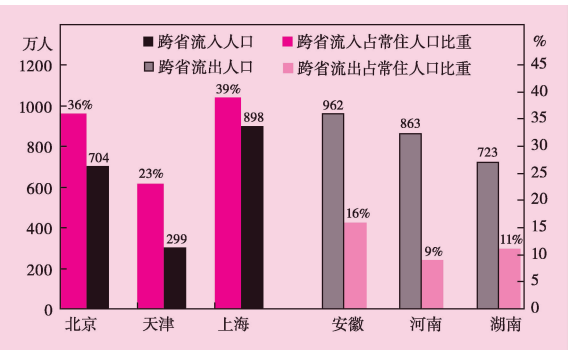


图1 2010年部分省份跨省流动人口规模及比重

资料来源:国家统计局:《中国2010年人口普查资料》(<http://www.stats.gov.cn/>)。

表4 2010年京、津、沪20~39岁年龄比指数及影响

	北京	天津	上海
常住人口			
年龄比指数			
5岁组	10.01	10.41	7.86
单岁组	3.37	4.05	3.52
年龄分组的影响	6.64	6.36	4.34
常住-跨省流入人口			
年龄比指数			
5岁组数	9.83	9.17	7.61
单岁组	3.45	4.27	3.86
年龄分组的影响	6.38	4.90	3.75
人口流动的影响	0.26	1.46	0.59

注:根据2010年第六次人口普查资料计算。

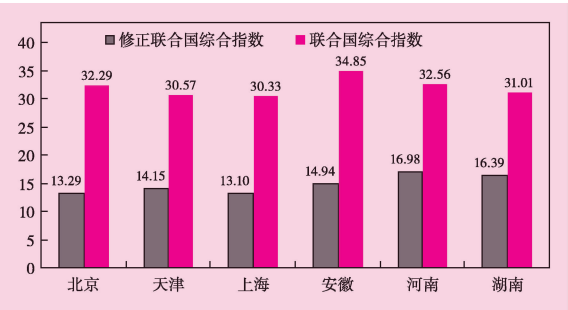


图2 2010年部分省份的联合国综合指数及修正联合国综合指数

注:根据2010年第六次人口普查资料计算。

① 由于3个直辖市也有跨省流出口,这一结果只能在一定程度上弱化人口流动的影响。

表 5 人口流动对联合国综合指数及修正联合国综合指数的影响

	北京	天津	上海
联合国综合指数			
常住人口	32.29	30.57	30.33
常住人口 - 跨省流入人口	27.04	23.12	26.33
二者差异	5.25	7.45	4.00
人口流动的影响(%)	16.26	24.37	13.19
修正联合国综合指数			
常住人口	13.29	14.15	13.10
常住人口 - 跨省流入人口	13.05	13.38	13.22
二者差异	0.24	0.77	-0.12
人口流动的影响(%)	1.81	5.44	-0.92

注：根据 2010 年第六次人口普查资料计算。

析。根据迈耶斯指数判定标准看,当迈耶斯指数小于 5 时说明数据质量比较好,当数值在 5~10 说明数据质量可以接受,而大于 10 时则认为数据质量不可接受。计算结果表明这 6 个省份常住人口的迈耶斯指数均小于 5,属于数据质量较好的范围。其中,上海为 2.75,湖南为 3.65,安徽为 3.79,河南为 4.03,天津为 4.76,北京为 4.82。修正联合国综合指数分析结果显示数据质量相对较好,也就是说,修正联合国综合指数的结果与迈耶斯指数的结果更为接近。

四、结论与讨论

用于检验人口年龄结构数据质量的指标较多,学者们在实际研究中经常同时用多个指标对同一数据从多角度进行检验,而这种对比分析可以发现不同指标检验出的数据质量有所差异。这一方面是由于数据本身存在的问题,另一方面是由于不同指标在应用时对数据分布的要求有所不同,检验时的侧重点不同所致。

与其他指数不同的是,联合国综合指数同时从性别结构和年龄结构两个角度进行检验,这是其最大的优点。由于传统的联合国综合指数在计算时是按照 5 岁组人口数进行分析,本研究发现这一计算方法“扩大”了年龄比指数和性别比指数。同时,在人口流动加速的背景下,由于流动人口主要集中在青壮年劳动力年龄段,人口流动对流出地和流入地某些年龄组人口带来很大的影响,这种特点无法从传统联合国综合指数中体现出来,从而给计算结果带来影响,不利于各省之间数据质量的对比。而按单岁组计算的修正联合国综合指数尽管需要更多数据,计算更加繁琐,但是能够更好地消除人口流动的影响,从而使各省的年龄性别结构的数据准确性更具有可比性。

本文选择具有代表性的人口流出大省和流入大省,计算其传统联合国综合指数和修正

数显著高于扣除跨省流动人口的计算结果,而修正联合国综合指数则相对接近。其中,上海市常住人口减去跨省流入人口后计算的修正联合国综合指数反而略低于常住人口的该指数。可见,人口流动对修正联合国综合指数的影响程度远低于联合国综合指数。这再次验证了修正联合国综合指数消除人口流动影响的作用。

为更好地检验修正联合国指数,本文根据这 6 个省份常住人口计算的联合国综合指数和修正联合国综合指数与迈耶斯指数检验结果进行比较分析。

联合国综合指数,计算结果发现,这6个省份常住人口的修正联合国综合指数均低于传统联合国综合指数,而且修正联合国综合指数的检验结果与迈耶斯指数检验结果更接近。也就是说,修正联合国综合指数可以在一定程度上消除人口流动对年龄组人口数据检验的影响,更好地反映人口性别年龄结构的数据质量。

随着社会的不断发展,人口的增长模式、迁移等行为特征发生更大的变化,这也给传统的人口分析方法提出了挑战。在此背景下,本文对联合国综合指数在流动人口加速情形下的应用中存在的问题进行分析,并提出相应的修正方法,以促进未来的人口普查及1%人口抽样调查数据收集工作更好地发展。另外,中国过去几十年人口出生波动较大,人口年龄的分布不是均匀的线性分布,在使用性别年龄检验指数检验时会面临挑战。但是,这些指数既然是对人口性别、年龄结构分布是否规则的检验,当然也可以从侧面对人口性别、年龄的分布是否规则进行说明。本文的目的也在于对未来研究提出了一个可行的分析视角与研究方向,当然笔者也希望未来的研究者继续此研究,发展出更多有价值的计算指标。

参考文献:

1. 郭琳、车士义(2008):《新疆维吾尔自治区2000年年龄堆积现象的分析》,《西北人口》,第2期。
2. 黄荣清(1993):《中国百万人口以上的民族年龄申报的准确性》,《中国人口科学》,第5期。
3. 蒋正华(1987):《中国人口动态参数的识别》,《中国人口科学》,第1期。
4. 乔晓春(1992):《第四次全国人口普查人口性别年龄结构的初步检验》,《中国人口科学》,第5期。
5. 乔晓春(1994):《对新疆人口年龄结构的调整与分析——新疆人口年龄堆积现象研究报告之三》,《人口研究》,第4期。
6. 王洪春、王金营(1994):《河北省第四次人口普查数据质量分析——年龄准确性检验》,《人口学刊》,第2期。
7. 巫锡炜、甘雪芹(2013):《中国人口普查年龄数据准确性检验:总和修正惠普尔指数的应用》,《人口研究》,第1期。
8. 于新民、董世和(1994):《云南省第四次人口普查性别年龄准确性检验》,《云南教育学院学报》,第5期。
9. 查瑞传、乔晓春(1993):《新疆维吾尔族人口年龄堆积原因的初步分析》,《中国人口科学》,第1期。
10. 查瑞传(1991):《人口普查资料分析技术》,中国人口出版社。
11. Noubissi, A. (1992), L'indice de Whipple Modifié: une Application aux Données du Cameroun, de la Suède et de la Belgique. *Population (French Edition)*. 47(4): pp.1038-1041.
12. Spoorenberg, T. (2008), Quality of Age Reporting: Extension and Application of the Modified Whipple's Index. *Population (English edition)*. 62(4): pp.729-741.
13. Yang, G.etc. (2005), Mortality Registration and Surveillance in China: History, Current Situation and Challenges. *Population Health Metrics*. 3(3): pp.1-9.

(责任编辑:李玉柱)