

健康、劳动参与及中国农村老年贫困*

刘生龙 李 军

内容提要: 随着人口的逐渐老龄化, 中国即将面临巨大的农村老年贫困问题。本文主要验证健康这一重要的人力资本因素对农村老年贫困的影响。运用 CHNS 数据, 本文通过实证研究发现: ①随着健康状况的改善, 居民的劳动参与显著增加, 贫困发生显著下降。此外, 相对城镇居民和青壮年农村居民而言, 健康对农村老年居民贫困的影响更加显著。②健康状况的改善能够提高农村老年居民的福利比率。本文的研究结果表明, 加强农村地区健康基础设施和医疗保障的投入, 是减缓农村老年贫困和应对中国未来人口老龄化的重要手段之一。

关键词: 健康 劳动参与 老年贫困 农村居民

一、引言及文献回顾

改革至今, 中国已经经历了近 30 年的经济高速增长, 与此同时, 中国在扶贫和减贫方面也取得了显著的成绩。据世界银行公布的数据, 1981~2005 年, 按照日均生活费低于 1.25 美元的新国际贫困标准来测算, 中国的贫困人口从 1981 年的 8.35 亿下降到 2005 年的 2.08 亿^①, 绝对数量下降了 6.27 亿。虽然中国在减少贫困人口方面取得了举世公认的成就, 但是, 由于人口基数庞大, 中国贫困人口的数量仍然很高, 仅次于印度, 居世界第二位。可以说, 在今后相当长的一段时间内, 贫困问题仍将是中国政府必须高度重视的一个问题, 因为它关系到众多贫困人口的民生以及整个社会的和谐与稳定。

与大多数发展中国家一样, 中国正面临着人口结构老化的问题。2000 年, 中国 65 岁及以上人口占总人口的 7%, 标志着中国正式进入老龄化社会。与发达国家不同的是, 中国人口的老龄化速度将是前所未有的。比如, 法国 65 岁及以上人口占总人口的比重从 7% 上升至 14% 花了 115 年时间, 中国经历同样的人口转型只需要 27 年时间^②。由于身体素质下降和精力不足, 老年人口相对于青壮年人口而言更容易陷入贫困 (Barrietos, 2002; Barrietos et al., 2003)。此外, 中国的贫困人口主要分布在农村地区 (Ravallion and Chen, 2007)。因此, 要想妥善解决中国的贫困问题, 解决中国农村老年贫困问题至关重要。

国际上已有一些研究者对老年贫困问题进行了探讨。Lloyd-Sherlock (2000) 研究了老年贫困人口的生活模式, 他发现, 代际关系对老年贫困有重要影响。Barrietos et al. (2003) 对发展中国家的老年贫困问题进行了研究。研究表明, 老年贫困问题在发展中国家尤为严重, 而要想真正了解

*本文研究受到中国社会科学院青年启动基金项目“人口老龄化的增长效应与储蓄效应”和中国社会科学院数量经济技术经济研究所青年基金项目“人口结构变迁的储蓄效应分析”的支持。

^①数据来源: Chen and Ravallion (2008)。

^②数据来源: Clark et al. (2004)。

老年贫困和推行合适的老年人口政策，准确把握老年人口对家庭、社区的贡献是必要的。Barrios (2002) 的研究结果表明，标准的测量方法低估了老年贫困发生率，在对扶贫计划进行评估时应当考虑老年人口的经济贡献，并资助老年人口所产生的正外部性。

国内有关老年贫困问题的研究文献还较少。王德文、张凯悌 (2005) 对中国老年人口贫困发生率进行了估计。研究表明，2000 年，中国老年贫困人口数量为 921 万~1169 万，贫困发生率为 7.1%~9.0%。其中，城市老年人口贫困发生率为 4.2%~5.5%，农村老年人口贫困发生率为 8.6%~10.8%，农村老年人口贫困发生率明显高于城镇。王琳 (2006) 研究了未来中国老年人口的风险，发现未来老年人口的收入来源呈现多元化的趋势，老年人的经济自立能力逐渐增强。但是，由于中国即将经历老龄化和高龄化最快的时期，未来老年人口中相当一部分人将会处于贫困或贫困边缘。刘生龙 (2008) 研究了健康对中国农村居民劳动参与率的影响。结果表明，健康状况越好，则农村居民参与劳动的可能性越高，而且健康对农村老年人口的劳动参与率影响更大。罗遐、于立繁 (2009) 研究了农村老年贫困的原因，发现农村老年贫困的产生既有结构的原因，也有文化的原因，还有老年人自身的原因。从现有文献的收集情况来看，定量分析健康和劳动参与对老年人口贫困发生影响的文献较为罕见。身体状况对中国农村老年人口尤为重要，这是因为中国农村人口主要从事体力劳动，只要身体状况允许，即使进入高龄群体，许多农民仍然参加劳动。对于那些身体状况较好的老年人来说，参加劳动可以在一定程度上缓解他们的经济压力，获取一部分经济来源，这对降低老年人口贫困发生率具有积极作用。此外，由于中国农村居民的社会保障程度较低，疾病是导致老年贫困的重要因素之一 (Smith and Kington, 1997)。

本文的目的在于定量分析健康这一重要的人力资本因素对中国农村老年人口劳动参与和贫困发生的影响。为了达到这个目的，本文研究将完成以下四个目标。首先，对中国的贫困发生率进行测算，检验健康、劳动参与和老年贫困之间的相关关系。其次，运用二元选择模型验证健康状况对劳动参与和贫困发生的影响。再次，识别农村老年人口贫困发生的决定因素，最为重要的就是检验当其他因素不变时，健康是否对农村老年贫困产生显著影响。最后，试图了解哪些与健康相关的政策能够有效克服中国农村老年贫困。为了达到上述目的和目标，本文全文结构安排如下：第一部分是引言；第二部分介绍本文研究所使用的数据，同时还将对贫困发生率进行测算；第三部分验证健康对劳动参与和贫困发生的影响；第四部分构造贫困决定因素模型，验证当其他条件保持不变时，健康是否对中国农村老年贫困产生重要影响；第五部分是全文结论、政策含义及全文不足。

本文研究将分析集中在中国农村老年贫困，主要是基于如下几个方面的原因：首先，中国的贫困主要发生在农村地区，这与世界上其他发展中国家的情形是相类似的；其次，中国农村人口老龄化状况要比城镇人口老龄化状况更为严重；最后，相对于城镇居民而言，中国农村居民的社会保障体系远不如城镇的完善，因此，拥有良好的健康状况对于农村居民来说更为重要。

二、数据及贫困的测度

(一) 数据

本文研究所用数据来自中国健康与营养调查数据库 (CHNS)^①，该项调查是由美国北卡罗莱纳州人口中心、北卡罗莱纳大学、国际营养与食品安全机构和中国疾病控制与预防中心联合实施的，调查对象包括 9 个省份^② 4400 个家庭 19000 多个个体。该项调查到目前为止一共进行了 8 次，分别

^①数据来源：中国营养健康网 (www.cpc.unc.edu/projects/china)。

^②这 9 个省份分别是辽宁、黑龙江、江苏、山东、河南、湖北、湖南、广西、贵州。

是 1989 年、1991 年、1993 年、1997 年、2000 年、2004 年、2006 年和 2009 年，本文研究主要使用 2009 年的调查结果进行分析。该数据库所调查的样本信息包括人口学背景资料、工作及收入情况、消费及饮食习惯、卫生服务及健康状况、教育及婚姻状况等，这些对于本文研究来说是较为合适的。本文研究对数据进行了细致的清理，具体做法是将 18 岁以下的未成年人和所有在校生排除在样本之外，这样做是因为未成年人和在校生几乎没有收入，将这部分人都归结为贫困人口很显然是非常不合适的，它会严重高估贫困发生率。此外，本文删除了那些重要信息不全的样本。这样，本文最终收集到的有效样本共计 15332 个。表 1 给出了本文的样本构成，可以看到，本文研究样本主要由农村人口构成，农村人口占总人口的比重达到了 81.5%。此外，样本里，老年人口的比重达到了 40%。在样本里，农村人口和老年人口的比重比较高，这为本文研究农村老年贫困问题提供了方便。

表 1 样本构成情况

省份	观察值	城市观察值	农村观察值	老年人口	青壮年人口
辽宁	1359	254	1105	389	970
黑龙江	967	275	692	252	715
江苏	2107	336	1771	887	1220
山东	1271	315	956	441	830
河南	1507	364	1143	629	878
湖北	1379	257	1122	642	737
湖南	1466	363	1103	394	1072
广西	2799	397	2402	1159	1640
贵州	2477	271	2206	1335	1142
总计	15332	2832	12500	6128	9204
占总人口比重 (%)	100.0	18.5	81.5	40.0	60.0

注：本文中老年人口指 60 岁及以上男性人口和 55 岁及以上女性人口。

（二）贫困的测度

从理论上说，从不同的角度对贫困的划分是不一样的。比如，经济学中将贫困划分为收入贫困、消费贫困、能力贫困等；社会学中将贫困划分为知识贫困、生态贫困等（王德文、张凯梯，2005；胡鞍钢、李春波，2003）。从不同的观点出发对贫困发生率进行估计容易导致较大的差异。本文中贫困主要指收入贫困，每个国家都设立了自己的贫困线，它反映了维持最低生活标准所需的食品及非食品成本。对于不同国家来说，维持最低生活标准所需要的成本是不一样的。相对来说，发达国家维持最低生活标准所需要的成本要高于发展中国家，因此，发达国家的贫困标准普遍高于发展中国家。基于每个国家情况制定的贫困线对于本国贫困测试来说具有重要的指导意义，其测试结果却不能进行国际比较。鉴于此，本文研究中对于收入贫困主要采用国际贫困线，即收入低于 2 美元（2005 年购买力平价）/天者为贫困^①。根据 Foster et al.（1984）的研究，贫困可以通过如下公式进行测度：

$$P_a = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^q \left(\frac{z - s_j}{z} \right)^a \quad (1)$$

^①据测算，2005 年 1 美元的购买力平价相当于人民币 3.46 元（Chen and Ravallion，2008）。本文所选用的贫困标准明显高于中国政府制定的贫困标准，因此，所估计出来的贫困发生率要高于按中国贫困标准估计的结果，但是，这并不影响本文的分析。

(1) 式中, z 代表贫困线, s_j 代表第 j 个个体的收入, 第 j 个个体的贫困差距用 $z - s_j$ 表示, 总人口规模为 n , q 表示贫困人口 (即 $s_j < z$) 的数量。当参数 a 取值为 0 时, P_0 是简单的人头指数 (headcount index); 当 a 取值为 1 时, P_1 表示贫困差距指数 (poverty gap index); 当 a 取值为 2 时, P_2 表示贫困严重指数 (poverty severity index)。根据 (1) 式对样本各类贫困指数的计算结果如表 2 所示。

表 2 2009 年中国分地区和人口结构的贫困测度

地区及人口分类	人头指数		贫困差距指数		贫困严重指数	
	指数 (%)	贡献度 (%)	指数 (%)	贡献度 (%)	指数 (%)	贡献度 (%)
辽宁	12.95	9.00	5.41	8.64	2.8	7.80
黑龙江	9.41	4.65	3.15	3.58	1.71	3.39
江苏	6.74	7.26	2.00	4.95	1.03	4.45
山东	12.59	8.18	5.90	8.82	3.37	8.79
河南	16.79	12.94	9.12	16.15	5.87	18.14
湖北	12.84	9.05	2.36	3.82	1.06	3.00
湖南	9.82	7.36	5.65	9.73	3.69	11.09
广西	14.93	21.36	5.69	18.72	2.87	16.47
贵州	15.95	20.20	8.79	25.59	5.29	26.87
城镇	4.84	7.03	2.11	7.01	1.27	7.38
农村	14.55	92.97	6.33	92.99	3.61	92.62
青壮年人口	12.96	60.98	5.65	61.11	3.13	59.13
老年人口	12.45	39.02	5.40	38.89	3.25	40.87
城镇青壮年人口	4.65	4.41	1.79	3.89	0.99	3.75
城镇老年人口	5.19	2.62	2.70	3.12	1.80	3.63
农村青壮年人口	15.05	56.58	6.62	57.20	3.67	55.36
农村老年人口	13.83	36.39	5.92	35.79	3.53	37.26
总计	12.76	100.00	5.55	100.00	3.18	100.00

从表 2 可以看出, 根据样本数据, 中国的贫困发生率达到了 12.76% (参见表 2 中最后一行), 这一数值大大高于中国政府公布的贫困发生率, 主要原因在于本文研究采用了国际贫困标准, 这一标准要高于中国政府制定的贫困标准。此外, 本文研究还发现, 不同地区的贫困发生率表现出很大的差异性, 贫困发生率最低的省份是江苏, 贫困发生率为 6.74%, 而贫困发生率最高的两个省份是河南和贵州, 其贫困发生率分别为 16.79% 和 15.95%, 后者的贫困发生率是前者的近 2.5 倍。由于在本文研究样本里贵州和广西人口最多 (分别占总人口的 18.3% 和 16.2%), 这两个省份贫困发生率对总体的贫困发生率的贡献度也是最高的, 分别达到了 20.20% 和 21.36%。贫困差距指数和贫困严重指数最高的两个省份同样是河南和贵州。

表 2 (第 12~15 行) 还给出了分城镇和农村、青壮年人口和老年人口的各类贫困指数的计算结果。可以看到, 中国农村的贫困发生率为 14.55%, 远远高于城镇的贫困发生率, 后者仅为 4.84%。样本中农村人口占 81.5%, 对贫困发生率的贡献度达到了 92.98%。这再次说明, 中国的贫困主要还是发生在农村地区。青壮年人口的贫困发生率要比老年人口的贫困发生率稍高一些, 由于样本中青壮年人口占 60%, 因此, 青壮年人口对贫困发生率的贡献度要高于老年人口。

表 2 (第 16~19 行) 也给出了城镇青壮年人口、城镇老年人口、农村青壮年人口和农村老年人口的贫困发生率。可以看到, 城镇老年人口的贫困发生率高于城镇青壮年人口的贫困发生率, 但是, 由于城镇老年人口占总人口的比重较小, 城镇老年人口对贫困发生率的贡献度要低于城镇青壮年人口对贫困发生率的贡献度。农村老年人口的贫困发生率略低于农村青壮年人口的贫困发生率, 但是, 不论是农村老年人口的贫困发生率还是青壮年人口的贫困发生率, 都是相当高的。可以看到, 不论是农村青壮年人口还是农村老年人口, 其贫困发生率均高于样本平均水平。此外, 中国农村人口的老龄化程度本身就高于城镇人口, 加上随着城镇化的进一步发展, 中国出现了农村青壮年人口向城镇移民的浪潮, 这会进一步加速农村人口老龄化, 使得农村的老年贫困问题变得更加复杂。

三、健康、劳动参与和贫困发生

本文这一部分主要验证健康对本文研究样本劳动参与和贫困发生的影响。CHNS 数据库中与健康状况相关的数据的分类标准是是否有疾病和疾病的严重程度, 具体而言, “没有疾病的” 取数值 0, “有疾病但不严重的” 取数值 1, “有疾病且一般严重的” 取数值 2, “有疾病而且很严重的” 取数值 3。因此, 本文将样本的健康状况分为 4 个等级, 即当数值为 0 时健康状况为 “很好”, 当数值为 1 时健康状况为 “良好”, 当数值为 2 时健康状况为 “一般”, 当数值为 3 时健康状况为 “很差”。CHNS 还提供了个体目前是否正在工作的数据, 即 “正在工作的” 取数值 1, “没有工作的” 取数值 0。本文将正在参与工作的个体定义为劳动参与者。图 1 给出了健康状况、劳动参与率和贫困发生率三者之间的关系。

从图 1 可以看出, 随着健康状况的下降, 居民的劳动参与率逐渐下降, 健康状况 “很好” 的居民的劳动参与率为 57.6%, 健康状况 “良好” 的居民的劳动参与率下降到 55.1%, 健康状况 “一般” 的居民的劳动参与率为 48.7%, 健康状况 “很差” 的居民的劳动参与率仅为 30.3%。从图 1 还可以看出, 随着健康状况的下降, 居民的贫困发生率基本上处于上升的趋势, 健康状况 “很好” 的居民的贫困发生率为 11.6%, 而健康状况 “很差” 的居民的贫困发生率则上升至 61.4%。由此可以初步看出, 健康对居民的劳动参与率和贫困发生率之间可能存在一定的相关关系。

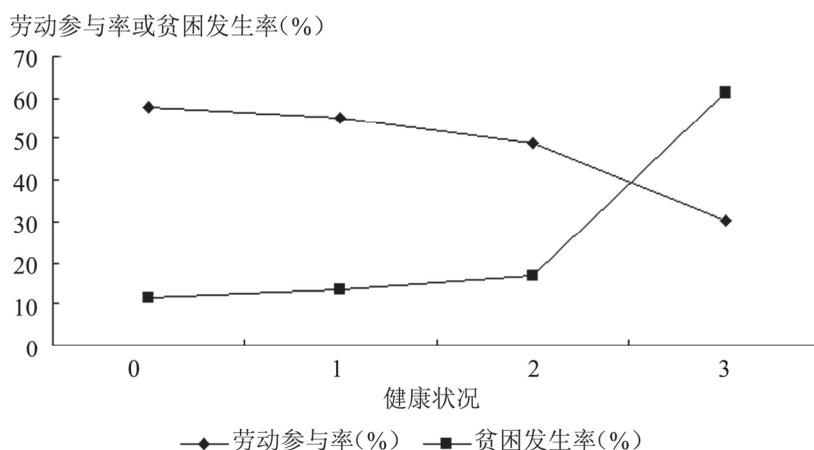


图 1 健康状况与劳动参与率和贫困发生率之间的关系

虽然图 1 在一定程度上说明了健康状况对劳动参与率及贫困发生率的影响, 但仍然无法从数量上直观地反映出健康状况的影响。为了定量分析健康状况对劳动参与和贫困发生的影响, 通常的做法是建立一个多元回归模型来进行分析 (Ravallion, 1998)。对于劳动参与或贫困发生这种只有 0 和

1 的被解释变量而言，最常用的实证分析模型是概率模型，其形式如下：

$$\Pr(p_i = 1 | X_i) = \Phi(X_i b) \quad (2)$$

(2) 式中，对于劳动参与方程，如果第*i*个个体参与劳动，则 $p_i=1$ ；对于贫困发生方程，如果第*i*个个体的收入低于贫困线，则 $p_i=1$ 。 Φ 是标准的累积正态分布函数， X_i 是解释变量矩阵。在解释变量矩阵中，最主要的解释变量是健康状况，其他一些解释变量在这里作为控制变量。这些变量包括：受教育状况，用平均受教育年限来衡量；年龄及其平方项；性别，男性取值为 1，女性取值为 0；地区固定效应。表 3 和表 4 分别是劳动参与模型和贫困发生模型的参数估计结果。

表 3 中模型 (1) 反映的是健康状况对全部居民劳动参与的影响，模型 (2) 反映的是健康状况对城镇居民劳动参与的影响，模型 (3) 反映的是健康状况对农村居民劳动参与的影响；模型 (4) 反映的是健康状况对青壮年居民劳动参与的影响，模型 (5) 反映的是健康状况对老年居民劳动参与的影响，模型 (6) 反映的是健康状况对城镇老年居民劳动参与的影响，模型 (7) 反映的是健康状况对农村老年居民劳动参与的影响。

表 3 劳动参与模型的参数估计结果

	劳动参与						
	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)	模型 (5)	模型 (6)	模型 (7)
	结果	结果	结果	结果	结果	结果	结果
健康	-0.135***	-0.082	-0.155***	-0.164***	-0.101***	-0.062	-0.093***
状况	(0.018)	(0.055)	(0.020)	(0.025)	(0.028)	(0.075)	(0.030)
受教育	-0.015***	0.003	-0.001	-0.027	-0.005	-0.006	0.016***
状况	(0.003)	(0.006)	(0.004)	(0.004)***	(0.004)	(0.009)	(0.006)
年龄	0.023***	0.002	0.031***	0.050***	0.033	-0.132*	0.081**
	(0.003)	(0.009)	(0.004)	(0.009)	(0.032)	(0.078)	(0.035)
年龄的	-0.000***	-0.000*	-0.000***	-0.001***	-0.000*	0.001	-0.001***
平方	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.001)	(0.000)
性别	0.002	0.066	-0.022	-0.086***	0.098**	0.174*	0.044
	(0.022)	(0.049)	(0.025)	(0.029)	(0.039)	(0.097)	(0.044)
辽宁	-0.080*	-0.127	-0.081	0.081	-0.280***	0.055	-0.282***
	(0.045)	(0.112)	(0.050)	(0.058)	(0.076)	(0.182)	(0.087)
黑龙江	-0.056	0.271**	-0.119**	-0.006	0.043	0.023	0.342***
	(0.050)	(0.111)	(0.058)	(0.063)	(0.090)	(0.196)	(0.114)
江苏	0.336***	-0.023	0.470***	0.399***	0.311***	0.281	0.401***
	(0.040)	(0.104)	(0.045)	(0.058)	(0.056)	(0.173)	(0.061)
山东	-0.114**	-0.023	-0.102**	-0.050	-0.084	0.124	-0.023
	(0.045)	(0.106)	(0.052)	(0.060)	(0.071)	(0.178)	(0.082)
河南	-0.680***	-0.271***	-0.748***	-0.461***	-0.865***	0.041	-0.962***
	(0.042)	(0.103)	(0.047)	(0.058)	(0.065)	(0.179)	(0.072)
湖北	-0.269***	0.088	-0.313***	-0.049	-0.478***	0.360**	-0.560***
	(0.043)	(0.110)	(0.048)	(0.063)	(0.063)	(0.182)	(0.069)

(续表 3)

湖南	-0.538*** (0.043)	-0.040 (0.102)	-0.638*** (0.048)	-0.434*** (0.056)	-0.548*** (0.075)	0.186 (0.181)	-0.638*** (0.087)
广西	-0.291*** (0.037)	0.117 (0.101)	-0.329*** (0.040)	-0.109** (0.053)	-0.454*** (0.054)	0.557*** (0.174)	-0.549*** (0.058)
常数项	0.512*** (0.096)	0.210 (0.246)	0.315*** (0.110)	0.091 (0.173)	-0.150 (1.107)	4.613* (2.697)	-1.884 (1.240)
观测值	15332	2832	12500	9204	6128	982	5146

注：括号中的数值是标准误差，***、**和*分别代表 1%、5%和 10%的显著性水平。

从模型 (1) 的估计结果可以看出，健康状况对全部样本的劳动参与有着显著的影响，随着个体健康状况下降，劳动参与逐渐降低。根据简单的概率计算可以得出，平均来说，健康状况每下降 1 个等级，个体的劳动参与的概率就会下降 5.29%^①。受教育状况对全部样本的劳动参与有显著的负向影响，这一点多少让人觉得意外：更多的受教育年限意味着更高的人力资本，人力资本越高，其就业机会应该越大。当然，也可以从这样几个方面给出可能的解释：首先，对于青壮年人口而言（见模型 (4)），人力资本越高，其专业性越强，在劳动力市场上找到能够与其专业相匹配的岗位越难，因此，这一点可能是受教育年限较多的个体劳动参与的概率低的原因之一。其次，在本文研究的样本数据中，城镇居民的平均受教育年限是 7.4 年，农村居民为 3.2 年。对于一些城镇老年居民而言（见模型 (6)），高的人力资本意味着他们年轻时获得的报酬高，因而有能力在年轻时积攒下足够的养老金，而且城镇居民有着较完善的社会保障和退休金制度，因此，许多城镇老年居民退休后选择不再参与劳动。

从模型 (2) 和模型 (3) 的估计结果可以看出，健康状况对城镇居民和农村居民劳动参与的影响是相当不同的。可以看到，健康状况对城镇居民的劳动参与影响并不显著，而对农村居民的劳动参与则有着显著的影响，对于农村居民而言，健康状况每下降 1 个等级，劳动参与概率下降 6.01%。这是因为大多数城镇居民所从事的工作是脑力劳动，对身体素质要求并不是很高；而农村居民所从事的工作大多是体力劳动，体力劳动要求劳动者必须有良好的身体条件。从模型 (4) 和模型 (5) 的估计结果可以看出，健康状况对青壮年人口和老年人口的劳动参与均有着显著的影响。对于青壮年人口而言，健康状况每下降 1 个等级，劳动参与的概率下降 6.04%；对于老年人口而言，健康状况每下降 1 个等级，劳动参与的概率下降 3.98%。从模型 (6) 和模型 (7) 的估计结果可以看出，健康状况对城镇老年人口的劳动参与率影响不显著，而对农村老年人口的劳动参与率则有显著的影响。健康状况每下降 1 个等级，农村老年人口的劳动参与的概率下降 3.68%。

总之，表 3 中的估计结果表明，健康状况对中国居民的劳动参与有着显著的影响，健康状况越好，居民的劳动参与越高。健康状况对农村居民的劳动参与尤为重要，这是因为中国农村居民大多从事体力劳动，对身体素质要求较高。此外，中国农村居民的养老保障和退休金制度很不完善，这使得中国农村居民即使在步入老年后只要身体条件允许仍要参与劳动，可以看到，在本文研究样本里，农村老年居民的劳动参与的概率是 44.9%，城镇老年居民的劳动参与的概率是 37.1%，农村老

^①此处的概率值是健康状况对劳动参与的边际效应，根据公式 $\frac{dp(x_i b)}{dx_i} \Big|_{b=\hat{b}}$ 计算得来，后面的概率值计算与此处相同。

年居民的劳动参与的概率明显高于城镇老年居民。健康状况对农村老年居民的劳动参与有着显著的影响，意味着拥有健康的身体对于自食其力的农村老年人口来说是十分重要的。本文的研究结果与刘生龙（2008）的研究结果是一致的。

表 4 贫困发生模型的参数估计结果

	贫困发生						
	模型 (8)	模型 (9)	模型 (10)	模型 (11)	模型 (12)	模型 (13)	模型 (14)
	结果	结果	结果	结果	结果	结果	结果
健康状	0.297 ^{***}	0.159 [*]	0.302 ^{***}	0.377 ^{***}	0.124 ^{***}	0.237 [*]	0.115 ^{***}
况	(0.019)	(0.086)	(0.020)	(0.028)	(0.032)	(0.122)	(0.034)
受教育	-0.062 ^{***}	-0.046 ^{***}	-0.047 ^{***}	-0.078 ^{***}	-0.051 ^{***}	-0.048 ^{**}	-0.036 ^{***}
状况	(0.004)	(0.012)	(0.005)	(0.005)	(0.007)	(0.024)	(0.008)
年龄	0.006	-0.030 ^{**}	0.014 ^{***}	0.038 ^{***}	-0.093 ^{**}	-0.109	-0.063
	(0.004)	(0.015)	(0.005)	(0.012)	(0.037)	(0.126)	(0.039)
年龄的	-0.000 ^{***}	0.000	-0.000 ^{***}	-0.001 ^{***}	0.001 ^{***}	0.001	0.001 [*]
平方	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.001)	(0.000)
性别	-0.210 ^{***}	-0.241 ^{**}	-0.227 ^{***}	-0.092 ^{**}	-0.491 ^{***}	-0.219	-0.563 ^{***}
	(0.030)	(0.095)	(0.032)	(0.039)	(0.058)	(0.201)	(0.063)
辽宁	0.025	0.004	0.019	0.076	-0.326 ^{***}	-0.326	-0.293 ^{**}
	(0.055)	(0.343)	(0.057)	(0.069)	(0.110)	(0.476)	(0.116)
黑龙江	-0.151 ^{**}	-0.020	-0.108	-0.491 ^{***}	0.354 ^{***}	—	0.527 ^{***}
	(0.066)	(0.349)	(0.069)	(0.089)	(0.108)		(0.117)
江苏	-0.665 ^{***}	0.053	-0.673 ^{***}	-0.826 ^{***}	-0.634 ^{***}	—	-0.608 ^{***}
	(0.055)	(0.299)	(0.057)	(0.076)	(0.087)		(0.089)
山东	-0.027	1.124 ^{***}	-0.145 ^{**}	-0.164 ^{**}	0.086	0.739 ^{**}	0.036
	(0.056)	(0.244)	(0.063)	(0.076)	(0.086)	(0.300)	(0.098)
河北	0.144 ^{***}	-0.074	0.239 ^{***}	0.308 ^{***}	-0.107	—	-0.018
	(0.051)	(0.300)	(0.053)	(0.068)	(0.083)		(0.087)
湖北	-0.103 [*]	0.937 ^{***}	-0.152 ^{***}	-0.389 ^{***}	0.027	0.771 ^{**}	-0.012
	(0.054)	(0.252)	(0.057)	(0.083)	(0.075)	(0.306)	(0.079)
湖南	-0.183 ^{***}	1.002 ^{***}	-0.287 ^{***}	-0.131 [*]	-0.493 ^{***}	0.268	-0.523 ^{***}
	(0.056)	(0.244)	(0.062)	(0.070)	(0.108)	(0.332)	(0.121)
广西	-0.089 [*]	0.537 ^{**}	-0.089 [*]	-0.196 ^{***}	-0.223 ^{***}	0.200	-0.239 ^{***}
	(0.046)	(0.253)	(0.048)	(0.067)	(0.070)	(0.322)	(0.073)
常数项	-0.517 ^{***}	-0.867 [*]	-0.794 ^{***}	-1.016 ^{***}	2.275 [*]	1.747	1.167
	(0.125)	(0.466)	(0.135)	(0.236)	(1.296)	(4.468)	(1.389)
观测值	15332	2832	12500	9204	6128	658	5146

注：括号中的数值是标准误差，***、**和*分别代表 1%、5%和 10%的显著性水平。模型（13）中黑龙江、江苏和河南这三个地区虚拟变量与其他解释变量产生了多重共线性，在使用 Stata 进行参数估计时被剔除。

表 4 给出了健康状况对贫困发生影响模型的参数估计结果。与表 3 中的估计结果相对应, 模型 (8) 反映的是健康状况对全部居民贫困发生的影响, 模型 (9) 反映的是健康状况对城镇居民贫困发生的影响, 模型 (10) 反映的是健康状况对农村居民贫困发生的影响; 模型 (11) 反映的是健康状况对青壮年居民贫困发生的影响, 模型 (12) 反映的是健康状况对老年居民贫困发生的影响, 模型 (13) 反映的是健康状况对城镇老年居民贫困发生的影响, 模型 (14) 反映的是健康状况对农村老年居民贫困发生的影响。

从表 4 中的估计结果可以看出, 随着健康状况的下降, 居民的贫困发生显著上升; 受教育年限对贫困发生有着显著的负向影响; 有趣的是, 年龄对贫困发生的影响在不同的模型中是不一样的, 这种区别既反映在农村居民与城镇居民之间, 也反映在青壮年居民与老年居民之间^①; 男性居民的贫困发生显著低于女性居民, 意味着在其他条件相同的情况下, 女性居民更容易陷入贫困。

由模型 (8) 的估计结果可以看出, 健康状况每下降一个等级, 全部样本的贫困发生的概率将会增加 5.61%。受教育年限的提高能够显著地降低居民的贫困发生的概率, 受教育年限每上升 1%, 全部样本的贫困发生的概率会降低 1.17%。由模型 (9) 的估计结果可以看出, 健康状况对城镇居民贫困发生的影响仅仅在 10% 的显著性水平上通过了检验, 健康状况每下降 1 个等级, 城镇居民的贫困发生的概率增加 0.96%。由模型 (10) 的估计结果可以看出, 健康状况对农村居民贫困发生的影响在 1% 的显著性水平上通过了检验, 健康状况每下降 1 个等级, 农村居民的贫困发生的概率增加 6.40%。由模型 (9) 和模型 (10) 的估计结果可以看出, 健康状况对农村居民贫困发生的影响更大。从模型 (11) 和模型 (12) 的估计结果可以看出, 健康状况对青壮年和老年居民的贫困发生均有显著影响。其中, 对于青壮年居民来说, 健康状况每下降 1 个等级, 其贫困发生的概率增加 6.93%; 对于老年居民来说, 健康状况每下降 1 个等级, 其贫困发生的概率增加 2.20%。从模型 (13) 的估计结果可以看出, 健康状况对城镇老年居民贫困发生的影响仅仅在 10% 的显著性水平上通过了检验, 而对农村老年居民贫困发生的影响则在 1% 的显著性水平上通过了检验。

综上, 表 4 中的估计结果表明, 健康状况对中国居民的贫困发生有着显著的影响, 随着健康状况的改善, 居民的贫困发生显著下降。与对劳动参与的估计结果相类似, 相对于城镇居民而言, 健康状况对农村居民贫困发生的影响更加大。这在一定程度上说明, 要想降低农村居民的贫困发生率, 政府加大对农村居民的健康投入是必要的。

四、健康对中国农村老年贫困的影响

从表 2 可以看出, 按照国际标准, 样本中中国农村老年人口的贫困发生率为 13.83%, 即每 7 个农村老年居民中就有 1 个收入水平低于国际贫困线。而在本文研究样本中, 农村老年居民平均的健康等级是最低的, 为 0.26, 这一数值既高于农村青壮年居民的平均值 0.19, 也高于城镇老年居民的平均值 0.20, 更是远远高于城镇青壮年居民的平均值 0.07。健康状况与农村老年人口贫困发生之间是否存在一定的因果关系呢? 或者换句话说, 当其他影响贫困发生的因素被控制后, 健康状况是否会对农村老年人口贫困发生产生显著影响呢?

从前面的分析可以看出, 健康状况对中国农村老年居民的劳动参与产生了显著的影响, 参与劳

^①笔者在各个模型中去掉年龄的平方项后重新回归, 其结果表明, 在大多数模型中, 年龄对贫困发生的影响显著且系数为负, 也就是说, 随着年龄的增加, 贫困发生降低。这是因为年龄增加意味着经验和经历丰富, 这对降低贫困发生是有帮助的。但是, 对于老年居民和农村老年居民而言, 年龄对其贫困发生的影响显著且系数为正, 这是因为对于老年人口而言, 年龄的进一步增加意味着身体素质和精力的下降。

动无疑是降低贫困的有效措施之一。由于中国广大农村居民没有退休金和养老保障，只要身体条件允许，许多农村居民即使步入老年之后仍然参与劳动，这在一定程度上能够缓解老年贫困。此外，由于大多数农村居民医疗保障水平较低，农村老年居民一旦生病，尤其是一旦生重病，庞大的医疗费用也会反过来造成老年贫困。这就意味着健康状况可以从两个方面影响农村老年贫困：一个是收入方面，即影响劳动参与；另一个是支出方面，比如影响医疗费用。因此，从理论上讲，健康状况对中国农村老年贫困应当具有显著的影响。本文研究样本中包含了共计 5146 个农村老年居民样本，这为研究农村老年贫困的决定因素提供了一定的数据支持。

（一）模型设定

虽然采用二元选择模型能够反映健康状况对贫困发生的影响，但是，表征贫困发生与否的二元变量无法反映贫困的深度和严重性。因此，在研究农村老年贫困的决定因素时，与通常使用二元反应模型的文献不同，本文沿用 Blackorby and Donaldson (1987) 的“福利比率” (welfare ratio) 模型，其形式如下：

$$\ln(s_i / z) = X_i b + u_i \quad (3)$$

当居民的收入水平低于贫困线标准时， $\ln(s_i / z) < 0$ ，而通过代入变量系数的估计值 \hat{b} 及其回归标准误差的估计值 $\hat{\sigma}$ ，就可以得到居民的福利比率为负值的概率：

$$\text{prob}(\ln(\hat{s}_i / z) < 0) = \Phi((-X_i \hat{b}) / \hat{\sigma}) \quad (4)$$

居民收入低于贫困线的平均值即为贫困发生率。通过同样的方法还能够模拟贫困深度和贫困严重性水平 (Datt, 1998)。

（二）变量及数据

健康状况无疑是本文中最主要的解释变量。为了准确地估计健康状况对农村老年贫困的影响，本文在实证分析中还引入了一系列潜在的决定贫困的控制变量，这些变量在 CHNS 数据中均能找到。这些变量包括：人口统计变量、教育变量、劳动参与状况变量、区域虚拟变量。

人口统计变量包括年龄和年龄的平方项。一般情况下，随着年龄的增长，个人的经验会逐渐丰富，这对居民个人的福利比率应当产生正向影响。而随着年龄的增长，个人的身体素质和精力会由于逐渐老龄化而下降，此时，年龄对福利比率将会产生负向影响。因此，年龄对福利比率的影响应当是“倒 U 型”的。教育变量包括平均受教育年限和最高学历。在 CHNS 数据中，最高学历包含 6 个等级，分别是：“小学毕业”取值为 1，“初中毕业”取值为 2，“高中毕业”取值为 3，“中等技校或职校毕业”取值为 4，“大专或大学毕业”取值为 5，“研究生及以上”取值为 6。一般而言，受教育年限越高或者最高学历越高，意味着人力资本越多，个人陷入贫困的可能性就会越低。因此，受教育水平对福利比率应当有着正向影响。劳动参与用当前是否参与工作来衡量。一般情况下，参与劳动能够获得劳动报酬，这在一定程度上，尤其是在农村地区，能够降低贫困发生率，提高福利比率。此外，本文用区域虚拟变量来控制空间效应的影响。由于影响福利比率的因素很多，引入区域固定效应能够在一定程度上克服遗漏变量所导致的参数估计偏差。

（三）实证分析结果

表 5 给出了健康状况对农村老年居民福利比率影响的模型估计结果。模型 (15) 中的解释变量仅包含健康状况变量，模型 (16) 进而引入人口统计变量，模型 (17) 进一步引入教育变量，模型 (18) 在模型 (17) 的基础上引入劳动参与变量，模型 (19) 则引入区域固定效应。

表 5 健康状况对中国农村老年贫困影响的估计结果

	福利指数					
	模型 (15)	模型 (16)	模型 (17)	模型 (18)	模型 (19)	模型 (20)
	结果	结果	结果	结果	结果	结果
健康状况	-0.132 ^{***} (0.018)	-0.076 ^{***} (0.018)	-0.047 ^{**} (0.018)	-0.044 ^{**} (0.018)	-0.071 ^{***} (0.018)	-0.083 ^{***} (0.019)
年龄	—	0.205 ^{***} (0.022)	0.222 ^{***} (0.022)	0.218 ^{**} (0.023)	0.224 ^{***} (0.024)	-0.004 [*] (0.002)
年龄的平方	—	-0.002 ^{***} (0.000)	-0.002 ^{***} (0.000)	-0.002 ^{***} (0.000)	-0.002 ^{***} (0.000)	-0.000 ^{**} (0.000)
平均受教育年限	—	—	0.028 ^{***} (0.005)	0.027 ^{***} (0.005)	0.027 ^{***} (0.005)	0.024 ^{***} (0.005)
最高学历	—	—	0.092 ^{***} (0.015)	0.089 ^{**} (0.015)	0.094 ^{***} (0.015)	0.099 ^{***} (0.015)
是否劳动参与	—	—	—	0.093 ^{***} (0.029)	0.008 (0.033)	0.080 ^{**} (0.036)
辽宁	—	—	—	—	0.238 ^{***} (0.069)	-0.016 (0.066)
黑龙江	—	—	—	—	-0.095 (0.104)	-0.020 (0.098)
江苏	—	—	—	—	0.494 ^{***} (0.050)	-0.009 (0.047)
山东	—	—	—	—	-0.081 (0.071)	—
河南	—	—	—	—	-0.233 ^{***} (0.059)	-0.006 (0.046)
湖北	—	—	—	—	-0.121 ^{**} (0.053)	0.003 (0.050)
湖南	—	—	—	—	0.528 ^{***} (0.068)	0.017 (0.063)
广西	—	—	—	—	-0.014 (0.041)	0.004 (0.037)
常数项	1.060 ^{***} (0.016)	-5.719 ^{***} (0.791)	-6.659 ^{***} (0.812)	-6.577 ^{***} (0.811)	-6.806 ^{***} (0.889)	0.022 (0.028)
观测值	5146	5146	5146	5146	5146	5146
R ²	0.01	0.03	0.06	0.06	0.11	0.04

注：括号中的数值是标准误差，***、**和*分别代表在 1%、5%和 10%的水平上通过了显著性检验。模型 (20) 中山东这个地区虚拟变量与其他解释变量产生了多重共线性，在使用 Stata 进行参数估计时被剔除。

从表 5 可以看到,健康状况对农村老年贫困有着显著的影响,随着农村老年居民健康等级的逐渐下降,其福利比率也会下降,这同时意味着农村老年人口的贫困发生率和贫困深度上升。

模型中其他控制变量的影响基本上符合本文研究先前的预期。年龄对农村老年居民福利比率的影响呈“倒 U 型”。当将年龄的平方项去掉之后再行回归时发现,年龄对农村老年居民福利比率影响显著且系数为负,意味着对于农村老年居民而言,年龄对福利比率的总体影响是负向的。这就意味着随着年龄的进一步增加,农村老年人口的贫困发生率或贫困深度将会进一步增加。教育对农村老年居民的福利比率产生了显著的正向影响,说明提高农村居民的受教育年限是降低农村老年贫困的一项重要手段。劳动参与对农村老年居民福利比率的影响是正向的,但在模型(19)中没能通过显著性检验,其中一个重要原因是中国农村居民的劳动参与往往由身体健康状况所决定,劳动参与与健康状况之间存在较为严重的多重共线性。

(四) 稳健性检验

虽然实证分析结果表明,健康状况对中国农村老年贫困有着显著的影响,然而,这并不能保证表 5 中模型(15)~(19)的实证分析结果是无偏的。这是因为从理论上讲,健康状况的确会对农村老年贫困产生影响,然而,贫困反过来也有可能对农村老年居民的健康状况产生影响。对于那些富裕的农村老年居民而言,他们有可能在其青壮年时代就开始对健康进行投资,这种健康投资使得其在步入老年后有可能拥有更健康的身体。这就是经济计量学中常见的逆向因果关系问题,一旦这种逆向因果关系成立,解释变量的内生性问题也就会随之产生,而内生性问题是导致参数估计有偏的重要原因之一。因此,有必要对模型(17)的参数估计结果进行稳健性检验。

在经济计量学中克服解释变量内生性的重要手段是工具变量法,而工具变量的选择必须具备两个条件:首先,相对于整个模型系统而言,工具变量必须是外生的;其次,工具变量必须与被代理变量呈高度相关性。对于本文来说,要想找到替代健康状况的合适的工具变量是相当难的^①。为此,本文设计了另一种检验稳健性的方法,即将所有被解释变量和解释变量进行组内差分后再进行回归估计。所谓组内差分指的就是所有变量与其省际均值进行差分,变量组内差分后的回归结果见表 5 中模型(20)。

变量组内差分后的 OLS 回归结果表明,健康状况对农村老年贫困仍然存在显著的影响,而且其参数估计结果并没有太大的改变。年龄对农村老年贫困的影响仍然是“倒 U 型”的,但是,其系数降低。教育对农村老年贫困的影响仍然很显著,而且系数估计结果与前面模型的估计值相差无几。值得注意的是,劳动参与前面的系数发生了明显的改变,其显著性水平也由模型(19)中的不显著变成了显著。总而言之,变量组内差分后的 OLS 参数估计结果基本上符合本文预期。对于本文来讲,最主要的解释变量即健康状况前面的系数并没有发生很大的改变,说明本文中有关健康对贫困影响的参数估计结果能够通过稳健性检验。

五、结论、政策含义及全文不足

随着人口老龄化,中国即将面临巨大的农村老年贫困问题。本文主要验证健康这一重要的人力资本因素对农村老年贫困的影响。运用 CHNS 数据,本文的研究结果显示:①健康对居民的劳动参与和贫困发生产生显著的影响,随着健康状况的改善,居民的劳动参与显著增加,贫困发生显著下降。此外,相对于城镇居民和青壮年居民而言,健康对农村老年居民劳动参与和贫困发生的影响更

^①笔者曾经以身高、体重和体型指数(即 BMI, $BMI = \text{身高}/\text{体重的平方}$)作为健康状况的工具变量,但发现,在老年群体中,这些变量与健康状况之间不存在高度的相关性。

加大。②福利比率模型的估计结果，健康状况对中国农村老年居民的福利比率有着显著的影响，健康状况的改善是提高农村老年居民福利比率的重要手段之一。

本文的政策含义十分明显：健康作为一个重要的人力资本因素，它在降低农村老年贫困、提高农村老年人口福利比率中所能发挥的作用应当得到应有的重视。在大力倡导建设和谐社会和共同富裕的今天，中国政府应当加大农村地区健康基础设施建设和医疗保障体系建设的力度，使得绝大多数农村居民尤其是老年居民这个最大的弱势群体能够战胜贫困。

最后，不得不指出本文的不足之处。首先，由于没有找到合适的工具变量，本文没有能够解决健康状况这个重要解释变量的内生性问题；其次，本文使用的数据是2009年一年的家庭调查数据，也就是说使用的是横截面数据，而横截面数据无法反映各个变量在时间上的变化。

参考文献

- 1.胡鞍钢、李春波：《新世纪的新贫困：知识贫困》，《中国社会科学》2001年第3期。
- 2.刘生龙：《健康对中国农村劳动力参与的影响》，《中国农村经济》2008年第8期。
- 3.罗遐、于立繁：《我国农村老年贫困原因分析与对策思考》，《生产力研究》2009年第1期。
- 4.王德文、张凯梯：《中国老年人口的生活状况与贫困发生率估计》，《中国人口科学》2005年第1期。
- 5.Barrientos, A.: Old Age, Poverty and Social Investment, *Journal of International Development*, 14(12): 1133-1141, 2002.
- 6.Barrientos, A.; Gorman, M. and Heslop, A.: Old Age Poverty in Development Countries: Contributions and Dependence in Later Life, *World Development*, 31(3): 555-570, 2003.
- 7.Blackorby, C. and Donaldson, D.: Welfare Ratios and Distributionally Sensitive Cost-benefit Analysis, *Journal of Public Economics*, 34(4): 265-290, 1987.
- 8.Chen, S. H. and Ravallion, M.: *The Developing World is Poorer Than We Thought, But No Less Successful in Fight Against Poverty*, The World Bank Policy Research Working Paper No. 4703, 2008.
- 9.Clark, R. L.; Burkhauser, R. V.; Moon, M.; Quinn, J. F. and Smeeding, T. M.: *The Economics of an Aging Society*, Blackwell Publishing, 2004.
- 10.Datt, G.: *Simulating Poverty Measures from Regression Models of Household Consumption*, International Food Policy Research Institute, Washington D.C., 1998.
- 11.Dercon, S.: *Rural Poverty: Old Challenges in New Contexts*, GPRG Working Papers No. 072, 2008.
- 12.Foster, J.; Greer, J. and Thorbecke, E.: A Class of Decomposable Poverty Measures, *Econometrica*, 52(4): 761-765, 1984.
- 13.Lloyd-Sherlock, P.: Old Age and Poverty in Developing Countries: New Policy Challenges, *World Development*, 28(12): 2157-2168, 2000.
- 14.Ravallion, M.: Poor Areas, in Ullah, A. and Giles, D.(ed): *Handbook of Applied Economic Statistics*, New York: Marcel Dekker, 1998.
- 15.Ravallion, M. and Chen, S. H.: China's (Uneven) Progress Against Poverty, *Journal of Development Economics*, 82(1): 1-42, 2007.
- 16.Smith, J. P. and Kington, R.: Demographic and Economic Correlates of Health in Old Age, *Demography*, 34(1): 159-170, 1997.

(作者单位: 中国社会科学院数量经济技术经济研究所)
(责任编辑: 杨晓智)