

第3章 贫困与失业

张晓波* 张春泥** 谢宇***

一、贫 困

自1970年代末改革开放以来,在经济持续发展和政府反贫困政策的作用下,中国百姓的生活水平不断提高,贫困状况得到明显改善。从1978—2009年,农村绝对贫困人口从2.5亿降至3597万,中国提早实现了将每日收入不足1美元的人口比例减半和挨饿人数减半的联合国千年发展目标(中华人民共和国外交部、联合国驻华系统,2010)。然而反贫困的成效尚未稳定,新的贫困问题已经出现。有研究表明,自80年代中期以后,受城乡差距和农村内部贫富差距扩大的影响,农村的减贫速度变缓(胡鞍钢等,2006),减贫的成效一定程度上被收入不平等抵消(胡兵等,2007; Ravallion & Chen, 2007)。自90年代末起,由于大批城镇职工下岗失业,收入差距扩大,城镇的贫困问题也日益突出(胡鞍钢、常志霄,2000; Fang et al., 2002; Meng et al., 2005)。从中国过去三十余年的发展经验看,经济增长与反贫困之间的关系并非完全是线性的:经济增长虽然减少了贫困,但经济增长不平衡会降低扶贫的效果,甚至加剧某些群体的贫困。

对中国的贫困水平做动态评估是理解经济增长与贫困之间关系的基础。

* 张晓波:北京大学国家发展研究院千人计划讲座教授。

** 张春泥:香港中文大学社会学系博士研究生。

*** 谢宇:北京大学社会研究中心千人计划讲座教授、美国密西根大学社会学系教授。





从已有学术文献看,关于 80 年代中期到 90 年代末之间中国城乡贫困水平的逐年变化已积累了大量研究(例如陈绍华、王燕,2001;Xue & Zhong,2003;胡鞍钢等,2006;胡兵等,2007),但对最近几年中国贫困水平的研究力度仍不够。根据国家统计局的调查,2010 年中国有 2688 万农村人口收入低于 1274 元的贫困线(国家统计局住户调查办公室,2011),从 2008 至 2010 年,贫困发生率逐年下降。但据中国科学院估计,若按照 2011 年 2300 元的农村扶贫新标准,中国尚有 1.28 亿农村贫困人口(中国科学院可持续发展战略研究组,2012)。官方历来不公布城镇的贫困率,也未对城镇地区划定统一的贫困线。若将城镇低保对象作为贫困人口,国家民政部(2011)公布的 2010 年城镇低保对象人数为 2311 万人,但根据中国社会科学院的推算,城镇实际贫困人口通常是低保人数的两倍,2010 年中国城镇贫困人口大约为 5000 万人(潘家华、魏后凯,2011)。

由于数据的原因,以上对现阶段中国贫困水平的估计大多是粗略的,且在方法上存在争议。首先,贫困水平的估计受贫困标准的影响。对贫困标准的定义不同,由此推算出的贫困水平也会不同。目前实践中所使用的贫困标准是官方划定的贫困标准或低保线,而官方标准的贫困线属于低标准的贫困线,易低估实际贫困人口的数量、高估反贫困的成绩(Park & Wang,2001;胡鞍钢等,2006)。其次,绝大多数计算贫困率的研究所使用的数据均由国家统计局收集或协助收集(如 CHIP,中国家庭收入调查),数据来源单一,我们难以评价其估计的可靠性(reliability)。其三,历年贫困水平横截面上的变化不足以反映家庭贫困状况的动态变化。例如,上一年有多少家庭在下一年持续贫困?有多少家庭新近陷入贫困?有多少家庭摆脱贫困?单年的、横截面数据的估计无法反映这些问题。

在本章中我们将使用 2010 年和 2012 年两期的 CFPS 数据对中国 2010 年和 2012 年的贫困程度做出估计和分析。CFPS 的抽样和数据收集由第三方专业团队独立运作,执行过程透明,它提供了统计局调查以外另一个有参考意义的数据来源。由于 CFPS 提供的是家庭层次的微观数据,它能够比统计年鉴的收入分组数据提供更准确的估计。此外,CFPS 采用了跟踪调查的方式,两期调查的对象几乎是同样的家庭样本,因此它能用于分析家庭贫困状况的动态



变化。为了进一步提高估计的全面性和可靠性,本章采用如下分析方案:

一、本章采用多个贫困标准来估计不同条件下的贫困水平。首先,我们使用世界银行 1985 年的“1 天 1 美元”的标准,先将 1985 年的 1 美元(或 1 年 365 美元)按购买力平价(PPP)换算成 1985 年以人民币计的价格,接着按以 1985 年为基准的各省分城乡历年居民消费价格指数(CPI)将该价格调整到 2010 年和 2011 年^①的水平。^②其次,鉴于中国的城乡差异和地区差异,1 天 1 美元的标准对城镇地区和富裕农村地区可能偏低(Fang et al., 2002),我们还使用了 1 天 1.5 美元的标准,以同样的方式调整得到 2010 年和 2011 年各省分城乡的贫困标准。其三,为了与官方估计相比较,我们除了分别对城乡地区使用 1 天 1 美元和 1 天 1.5 美元的标准外,对农村地区还使用了政府 2011 年出台的 2300 元国家扶贫新标准,^③对城镇地区还使用了 2010 年和 2012 年国家民政部公布的各省城镇最低生活保障线。^④本章将贫困标准区分为高标准和低标准,低标准为 1 天 1 美元,高标准指 1 天 1.5 美元、2300 元(农村)和城镇最低生活保障标准。

二、本章对贫困水平的估计既基于收入数据也基于支出数据。收入采用的是年人均家庭纯收入,其构成包括经营性收入、工资性收入、财产性收入、转移性收入和其他收入。由于工资性收入是对每一位家庭成员在个人问卷中填写的工资、奖金、现金福利的加总,存在个别家庭成员(尤其是只有代答问卷或电访问卷的外出成员)漏答或拒答的情况,我们通过已知的成员信息(如性别、年龄、教育程度、户口、城乡居住地、党员身份、健康状况等)对缺失的工资性收入做了多重插补(multiple imputation)。考虑到许多农村贫困家庭主要依靠消费自家生产的农产品自给自足,现金收入较少,我们在计算经营性收入时把作

① 由于 2012 年各省分城乡 CPI 的数据尚未公布,因此我们对 2012 年 1 天 1 美元和 1 天 1.5 美元的贫困标准只能调整到 2011 年的水平。

② 1994—2011 年各省城乡居民消费价格指数的数据来自《中国统计年鉴》中的“各地区居民消费价格分类指数”表,1994 年以前的数据来自《新中国六十年统计资料汇编》。

③ 2011 年 12 月中央扶贫开发工作会议决定将农民人均纯收入 2300 元(2010 年不变价)作为新的国家扶贫标准(相关新闻参见新华社记者对国务院扶贫办主任范小建专访:http://news.xinhuanet.com/politics/2011-12/02/e_111212712.htm)。

④ 城镇最低生活保障线来自国家民政部网站公布的统计数据(<http://cws.mca.gov.cn/article/tj/b/>)。我们将 2010 年和 2012 年四个季度城镇各省月平均救济标准相加得到该省全年平均的城镇最低生活保障线。





为食品消费的自家生产的农产品也计入其中。当然,在计算支出时,我们也将其包括在内。本章用于估计贫困水平的支出数据采用的是年人均家庭消费支出,包括食品、衣着、居住、交通通讯、家庭设备用品及服务、医疗保健、教育文娱服务七大类。收入和支出构成的具体内容详见本书附录 A2-1 和 A3-1。

三、本章使用 Foster-Greer-Thorbecke 指数计算贫困水平。该指数由三个指标构成,其一是贫困比例(或贫困发生率),用 P_0 表示,反映处在贫困标准以下的人口比例;其二是贫困差距比,用 P_1 表示,反映贫困人口的整体收入(或支出)水平相对于贫困线的变动;其三是平方贫困距指数,用 P_2 表示,反映贫困人口内部的收入不平等程度。三个指标分别反映了贫困的规模、深度和强度。三个指标均是数值越大表示贫困程度越严重。指标的计算公式详见附录 A3-2。

四、由于 CFPS 绝大部分的收入和支出数据是在家庭层面上收集,但对贫困水平的估计是在总人口层次上的,所以,我们使用家庭规模和 2010 年第六次全国人口普查(以下简称“六普”)的分省、分城乡人口数对全国、城镇和农村样本做了加权处理。权数的计算公式参见本书附录 A3-3。

需要特别说明的是,由于每期 CFPS 的家庭收入和支出调查均是针对“过去一年”(即调查时点前 12 个月)的情况,因此,家庭收入和支出也包括 2009 年和 2011 年下半年的经济状况。但为简洁起见,我们统一将收入和支出算作调查年当年的情况。

我们将先分别估计并报告全国、农村和城镇 2010 年和 2012 年的贫困水平;接着,我们基于追踪样本分析两年间家庭贫困状况的变动;然后,我们对影响家庭贫困状况的两个重要因素——工资性收入和健康做初探性的分析;最后,我们简要描述 2012 年农村贫困家庭的人口特征、居住和生活条件。

1. 全国、农村、城镇的贫困水平

表 3-1 报告了分别以 1 天 1 美元和 1 天 1.5 美元为贫困标准的全国贫困水平。若以 1 天 1 美元为标准,2010 年全国贫困发生率(P_0)在 8%—11% 之间;若以 1 天 1.5 美元为标准,该年全国贫困发生率约为 19%。到 2012 年,贫困的规模、强度和深度均有所降低。单从贫困发生率来看,2012 年全国有



6%—9%的人口其收入和支出水平低于1天1美元的标准,有13%的人口其收入和支出水平低于1天1.5美元的标准。

表 3-1 全国贫困水平

(单位:%)

	1天1美元			1天1.5美元		
	P_0	P_1	P_2	P_0	P_1	P_2
2010 收入	11.2	4.8	2.9	19.3	8.3	5.0
2010 支出	8.2	2.7	1.3	18.8	6.3	3.1
2012 收入	8.8	4.1	2.7	13.5	6.4	4.2
2012 支出	5.9	1.8	0.8	13.3	4.3	2.1

由支出估计的贫困程度要比由收入估计的贫困程度轻微,这说明低收入人群在很大程度上可以通过各种方式维持基本的温饱。不过总的来说,两个来源的估计差异并不大,而且估计出的贫困发生率在两年间的变动方向和幅度基本接近:即从2010到2012年全国贫困人口规模下降,以1天1美元为标准,降幅约为3%,以1天1.5美元为标准,降幅约为6%。

接下来,我们估计农村地区的贫困水平。我们采用了三个贫困标准:1天1美元、1天1.5美元和国家最新规定的2300元农村扶贫线。其中,2300元扶贫线所定义的贫困标准介于1天1美元和1天1.5美元之间。表3-2报告了各贫困标准下的农村地区的贫困水平,其显示无论采用哪一种贫困标准,农村地区在2010—2012年间的贫困水平均有所下降,但这种下降在较高水平的贫困标准上体现得更明显:以1天1美元的较低贫困标准估计,2012年的农村贫困发生率在7%—10%之间,较之2010年仅略有下降,贫困的强度和深度下降也较小;但根据1天1.5美元或2300元的较高贫困标准估计,贫困水平的下降更明显,其中贫困发生率从2010年的17%—21%下降至2012年的11%—15%,降幅约为6%。

表 3-2 农村贫困水平

(单位:%)

	1天1美元			1天1.5美元			2300元		
	P_0	P_1	P_2	P_0	P_1	P_2	P_0	P_1	P_2
2010 收入	12.3	5.3	3.2	21.2	9.2	5.5	18.3	7.9	4.7
2010 支出	9.0	3.9	1.5	20.6	6.8	3.4	17.1	5.5	2.7
2012 收入	9.6	4.5	2.9	14.7	7.0	4.5	12.1	5.8	3.8
2012 支出	6.8	2.0	0.9	15.2	5.0	2.4	11.3	3.6	1.7



对城镇地区贫困水平的估计,我们采用1天1美元、1天1.5美元和城镇最低生活保障线为标准。其中,城镇最低生活保障线所定义的贫困标准略高于1天1.5美元的标准。表3-3报告了各贫困标准下的贫困水平估计。总的来说,城镇的贫困水平要远低于农村的贫困水平。与全国和农村的贫困水平变动方向基本一致,城镇地区的贫困水平在这两年间也有所下降。从支出来看,城镇地区贫困水平的下降幅度明显,而从收入上看,降幅略小。以1天1美元为标准,2012年按收入计算的贫困发生率为4.6%,仅略低于2010年,而贫困的深度和强度没有降低;但按照支出计算,2012年贫困发生率仅为1.1%,不仅贫困人口的比例缩减,而且贫困强度和深度均下降。我们用1天1.5美元或城镇低保线为标准也得到类似的估计结果。由于城镇贫困家庭在2010年按收入和支出计算的贫困发生率基本接近,而2012年两者的变化幅度却略有不一致,我们认为,支出数据可能低估了城镇贫困水平,两年间城镇地区实际的贫困水平下降可能没有这么快。究其原因,我们将2010年支出低于城镇最低生活保障标准的贫困家庭按照其2012年的贫困状况分为脱贫家庭和未脱贫家庭。我们比较了两类家庭各项消费支出两年间的增长率。图3-1显示,尽管脱贫家庭在每一项支出上的增长均高于未脱贫家庭,但脱贫家庭在家庭设备用品和服务上的支出增长率尤其过快。我们怀疑这一项支出增长过快可能与问卷测量误差有关。2012年问卷对耐用消费品做了更细致的分类询问(见附录A3-1中的支出明细),城镇受访家庭可能高报了大件耐用消费品的花费。^①考虑到城镇家庭支出数据可能存在问题,我们对城镇2012年贫困水平的估计取收入和支出的均值,即贫困发生率在低标准为3%,高标准为5%—9%。

^① 2010年和2012年CFPS问卷对耐用消费品的提问做了很大的改动。以目前的数据信息,我们无法证实耐用消费品支出填报在多大程度上存在不准确现象。首先,2012年提问的具体类别更多并给了较多的列举提示,2010年是较笼统地提问。由于人们比较容易记住购买大件耐用消费品的行为和金额而不是具体时间,因此有可能把过去一年以前购买的耐用消费品也算了进来。当然,也不排除2010年问卷的提问过于笼统导致对2010年此项支出的漏报。其次,2010年问卷中关于汽车的消费是问每月车辆按揭支出,而2012年问卷是问购车花费,对于通过分期付款和按揭购车的家庭来说,他们在2012年可能回答的是购车的总花费,但实际上该花费很大一部分要摊到未来若干年的支出中。



表 3-3 城镇贫困水平

(单位:%)

	1 天 1 美元			1 天 1.5 美元			城镇低保线		
	P_0	P_1	P_2	P_0	P_1	P_2	P_0	P_1	P_2
	2010 收入	5.1	2.1	1.3	9.2	3.8	2.3	10.6	4.6
2010 支出	4.1	1.5	0.7	8.6	3.1	1.6	11.6	4.0	2.1
2012 收入	4.6	2.3	1.6	6.9	3.4	2.3	10.2	4.8	3.2
2012 支出	1.1	0.3	0.1	2.8	0.9	0.4	7.8	2.1	0.8

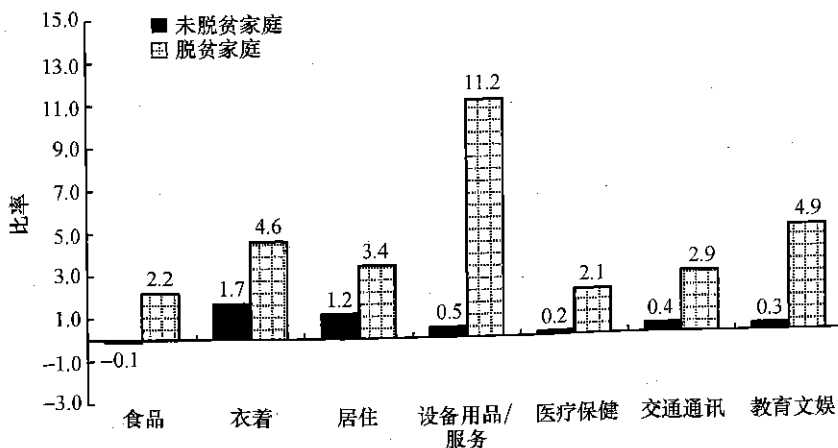


图 3-1 城镇脱贫家庭与未脱贫家庭各项支出 2010—2012 年增长率

总体来讲,我们所估计的城镇贫困率比其他利用官方数据所得出的结果高。比如,Ravallion 和 Chen(2007)发现,在 2002 年中国城镇贫困率只有 0.54%;Appleton 等(2010)估计的 2002 年的贫困率是 0.12%(1 天 1 美元贫困线)和 1.91%(1 天 2 美元贫困线)。Meng 等(2005)估计的 2000 年数字是 1.71%—4.97%。

综合上述结果,2012 年中国的全国贫困发生率的低标准估计约为 7%,高标准估计为 13%。农村贫困发生率的低标准估计为 8%,高标准估计为 11%—15%。城镇贫困发生率的低标准估计为 3%,高标准估计为 5%—9%。较之 2010 年的贫困水平,2012 年的贫困水平在规模、强度和深度上均有所降低。从降低的幅度上看,按较高贫困标准估计的贫困水平下降较明显。



2. 贫困家庭的动态流动

两个时间点上贫困水平的降低仅说明贫困状况在整体上有所缓解,却不能反映出具体家庭贫困状态的动态变化。贫困状态的变化包括脱贫、贫困在程度上缓解、贫困持续、贫困新增、贫困程度恶化和返贫。单一时点上观察到的贫困水平是这些变化的共同结果,两个时点上贫困水平的上升或下降可能是受其中一种或几种变化主导。只有认清贫困水平在横截面时点上的变动是受哪种(些)贫困状态变化的影响,反贫困才能对症下药。对贫困动态变化的监测需要借助跟踪数据,利用跟踪数据有助于发现和纠正以往从截面数据或个案观察推断的错误结论。例如,美国在开展收入动态追踪调查(Panel Study of Income Dynamics, PSID)以前,一个普遍的观点认为,贫困是自我生产的,穷人对福利的依赖难以改变。而学者们通过 PSID 对个人和家庭收入做长期跟踪调查后发现,只有很少一部分人或家庭长期依赖社会福利,虽然贫困人口的比例不会缩小,但构成贫困群体的具体贫困个人和家庭是变化的(Elder, 1985)。

在本章中,我们借助 CFPS 的跟踪数据分析 2010—2012 年间家庭贫困状态的变动情况。我们分别按照 2010 年和 2012 年的家庭收入将同时接受了 2010 年初访和 2012 年追访的家庭分为最贫困家庭、次贫困家庭和不贫困家庭。^① 其中,最贫困家庭是指人均家庭收入低于 1 天 1 美元贫困标准的家庭,次贫困家庭是指人均家庭收入高于(含等于)1 天 1 美元但低于 1 天 1.5 美元贫困标准的家庭,而人均家庭收入高于(含等于)1 天 1.5 美元的家庭为不贫困家庭。据此,我们得到同样一批家庭在两个时点上的贫困状况。如表 3-4 所示,两年均为贫困(最贫困或次贫困)的家庭属于持续贫困,其中,由次贫困过渡到最贫困说明家庭贫困状况恶化,由最贫困过渡到次贫困说明家庭贫困状况改善。2010 年贫困而 2012 年不贫困的家庭为脱贫家庭,而 2010 年不贫困但 2012 年贫困的家庭为新增贫困家庭,这些新增的贫困家庭既可能包括初

^① 我们也曾按支出划分最贫困、次贫困和不贫困家庭,并做同样的分析,得到的家庭贫困状况变动情况与按收入划分家庭贫困状况得到的结果基本一致。由于篇幅所限,本章仅报告根据收入数据描述的家庭贫困变动情况。



次陷入贫困的家庭也可能包括返贫家庭。

表 3-4 贫困状况的变化类型

2010	2012		
	最贫困	次贫困	不贫困
最贫困	持续贫困	贫困程度改善	脱贫
次贫困	贫困程度恶化	持续贫困	脱贫
不贫困	新增贫困	新增贫困	非贫困

接着,我们分别统计 2010 年的最贫困家庭、次贫困家庭和不贫困家庭在 2012 年贫困状况的比例。图 3-2 和图 3-3 分别描述的是农村和城镇追踪家庭样本^①中贫困状况的变动。图中显示,从 2010 年到 2012 年,有 67% 的农村最贫困家庭和 74% 的城镇最贫困家庭脱贫,有 79% 的农村次贫困家庭和 84% 的城镇次贫困家庭脱贫。另分别有 13% 和 8% 的农村和城镇最贫困家庭虽未脱贫但贫困状况有所缓和。但是,仍有约 26% 的农村贫困家庭和 20% 的城镇贫困家庭处在持续贫困中,其贫困程度没有明显改变。城乡均各有 14% 左右的

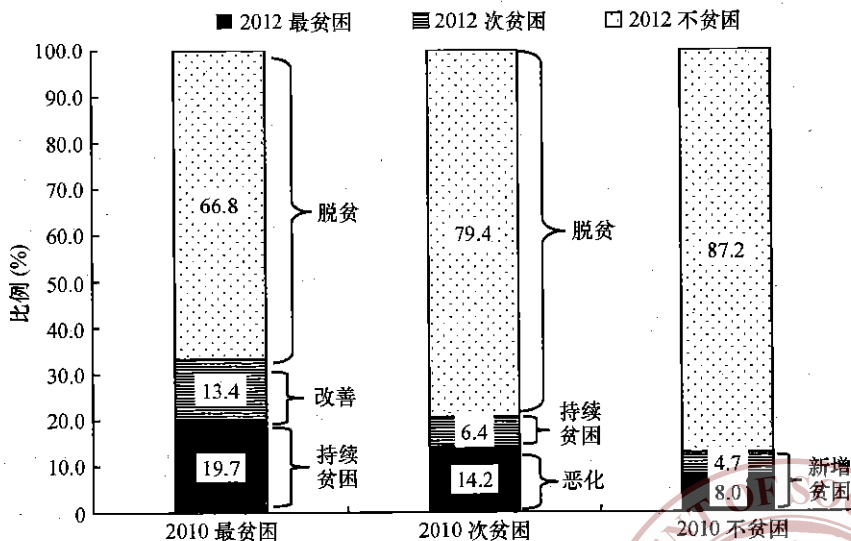


图 3-2 农村家庭贫困状况变动

^① 农村家庭成功追访且无收入缺失值的样本量为 5213, 城镇家庭成功追访且无收入缺失值的样本量为 2575。



次贫困家庭贫困状况进一步恶化。此外,有 13% 的农村不贫困家庭和 6% 的城镇不贫困家庭在 2012 年陷入贫困,成为新增贫困家庭。这说明大多数贫困是暂时的,这与文献中的发现是大体一致的 (Jalan & Ravallion, 1998; Glauben et al., 2012)。

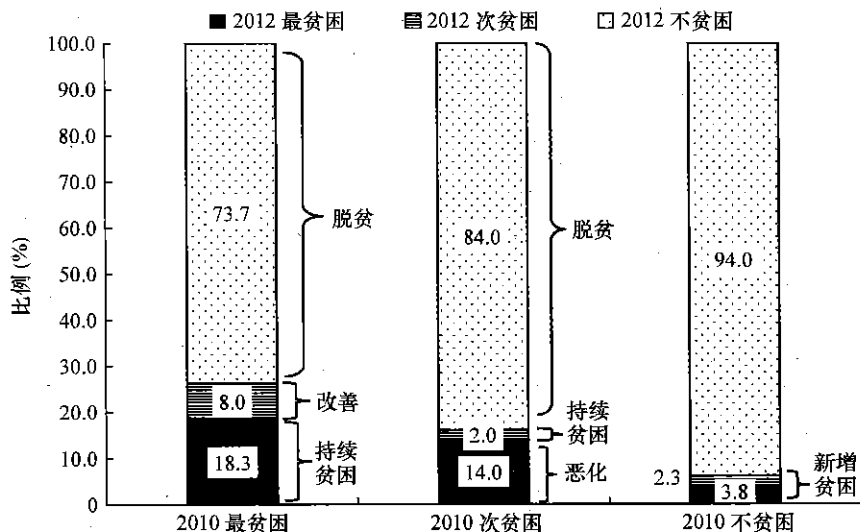


图 3-3 城镇家庭贫困状况变动

综上所述,与贫困水平的估计结果一致,城乡的贫困状况在 2010 到 2012 年间有所缓解。综合城乡,有 73% 的贫困家庭在这两年间实现了脱贫,有 7.5% 的家庭虽未脱贫但贫困状况得到改善。^① 尽管如此,我们的分析也显示贫困水平的整体变动确实是一个各种变化混合的结果,一方面是许多家庭摆脱贫困,另一方面也有家庭新近陷入贫困或贫困状况恶化。正是各种动态变化的混合形成了当前人口的贫困水平。

另外,我们的分析还显示,次贫困家庭的脱贫比例要明显高于最贫困家庭的脱贫比例,这说明脱贫有可能是一个渐进的过程,从最贫困过渡到次贫困的改善也许更有助于早日脱贫。同时,这也一定程度上解释了贫困水平为何在较高标准上的降低幅度更大:提高次贫困人口的收入和生活水平相对容易,

^① 两个比例计算的基数均是 2010 年人均收入低于 1 天 1.5 美元的全国样本贫困家庭数。

但改变最贫困人口贫困状况相对较难。

3. 家庭贫困状态变动的影响因素:工资性收入与健康

影响家庭贫困状态变化的因素很多,由于篇幅有限,本章不能对所有因素做逐一分析。由于低收入人群没有太多资产性收入,他们的大部分收入来自劳动,因此外出打工收入往往直接影响他们的贫困状态(Du et al., 2005)。一旦家里主要劳动力的身体健康出现了问题,失去了工资收入,整个家庭都有可能落入贫困。所以我们仅对工资性收入和健康这两个因素与家庭贫困状态的关系做初步探讨。

图 3-4 描述了 2010—2012 年间工资性收入占家庭总收入比例的变化与 2012 年家庭陷入贫困的概率之间的关系。^① 我们对 2010 年的贫困家庭(人均收入在 1 天 1.5 美元以下)和非贫困家庭(人均收入不低于 1 天 1.5 美元)分开进行描述。图中显示,在同时控制了 2010 年工资性收入和农业收入占全部家庭收入比例的情况下,工资性收入占家庭总收入的比例增长越多,家庭陷入贫困的可能性越低。相比于非贫困家庭,工资性收入所占比例的增长对降低贫困家庭陷入贫困(或持续贫困)的概率的作用更大:对于贫困家庭,工资性收入所占比例每提高 10%,持续贫困的发生比(odds ratio)降低约 28%;^②而对非贫困家庭,工资性收入所占比例每提高 10%,陷入贫困的发生比减少约 23%。^③ 从图中非贫困家庭的曲线可以看出,以 0 值为界(即两年间比例不变),工资性收入所占比例在原基础上的额外增长对防止陷入贫困的影响较小(曲线的右侧),但工资性收入所占比例的明显减少则会增加他们陷入贫困的可能性(曲线的左侧)。

① 图 3-4 中的曲线是根据 logit 回归估计所做的预测曲线。logit 模型的因变量为 2012 年家庭是否贫困(否=0),关键自变量为 2010 年与 2012 年家庭工资性收入占家庭总收入比例的差值,控制变量包括 2010 年家庭工资性收入占家庭总收入的比例、2010 年家庭经营性收入占家庭总收入的比例、城乡居住地类型。图 3-4 中已将控制变量限定在均值,因此表示的是当 2010 年工资性收入比例、经营性收入比例处在该类型家庭均值时,工资性收入比例两年间的变动幅度对贫困发生概率的影响。

② 对工资性收入所占比例作乘以 10 倍的处理后,logit 模型的估计系数为 -0.331 (S. E. = 0.022)。

③ 对工资性收入所占比例作乘以 10 倍的处理后,logit 模型的估计系数为 -0.265 (S. E. = 0.014)。

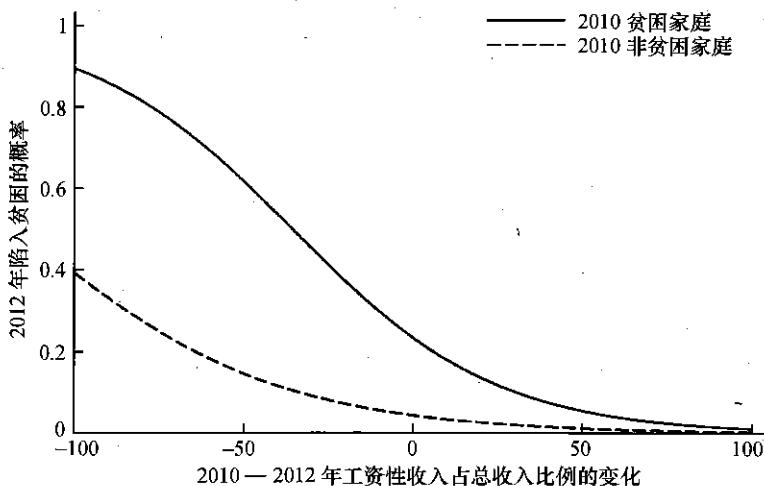


图 3-4 工资性收入比例的变化与家庭陷入贫困的概率

与获取工资收入相关的因素是健康。健康对以从事体力劳动为主的贫困人口通过正常工作赚取收入尤为重要,疾病会降低体力劳动者的工作时间和工作效率,令他们收入减少。对中低收入家庭来说,严重的疾病往往是家庭致贫的主要因素,不仅因为患病成员和照顾病人的家属无法工作或被迫减少工作时间,还因为家庭要负担额外的医疗费用。

在图 3-5 中我们分别描述了 2010 年的贫困家庭和非贫困家庭两年间其成年家庭成员平均健康状况的变化和家庭陷入贫困的概率之间的关系。^① CFPS 在 2010 和 2012 年均调查了成年家庭成员的健康自评。健康自评从“不健康”到“非常健康”分为五个等级。相对应地,我们对这五个等级按 1 至 5 分赋分,分值越高,说明健康状况越好。我们对每一个家庭计算了其所有成年家庭成员健康自评的平均得分。然后,我们用 2012 年家庭成员平均健康得分减去 2010 年该家庭的成员平均健康得分,得到两年间该家庭的成员整体健康状况变化程度的指标。得分差值高于 0 说明该户家庭成员的平均健康状况提高,

^① 图 3-5 中的曲线是根据 logit 回归估计所做的预测曲线。logit 模型的因变量为 2012 年家庭是否贫困(否=0),关键自变量为 2010 年与 2012 年家庭成员平均健康得分的差值,控制变量为 2010 年家庭成员平均健康得分和城乡居住地类型。图 3-5 中已对控制变量作限定在均值的处理,即表示的是 2010 年平均健康得分在该类型家庭中处于平均水平的家庭其成员平均健康得分每增长一分,该家庭在 2012 年陷入贫困概率相应的变动情况。

小于0则说明该户家庭成员的平均健康状况变差。图3-5显示,家庭成员健康状况变好的家庭其贫困发生的可能性较低,或者反过来说,家庭成员健康状况变差的家庭其贫困发生的可能性较高。据此,存在两种可能性:一是因病致贫,即家庭成员健康状况的恶化导致贫困的发生、持续和加剧;二是因贫致病,即贫困导致了家庭营养卫生水平恶化,或者有病没钱医治,导致了家庭成员健康水平的下降。与非贫困家庭相比,健康状况的变化对贫困家庭持续贫困的影响更大:从因病致贫的角度上看,家庭成员平均健康得分每提高1分,陷入贫困的发生比减少14%。^①

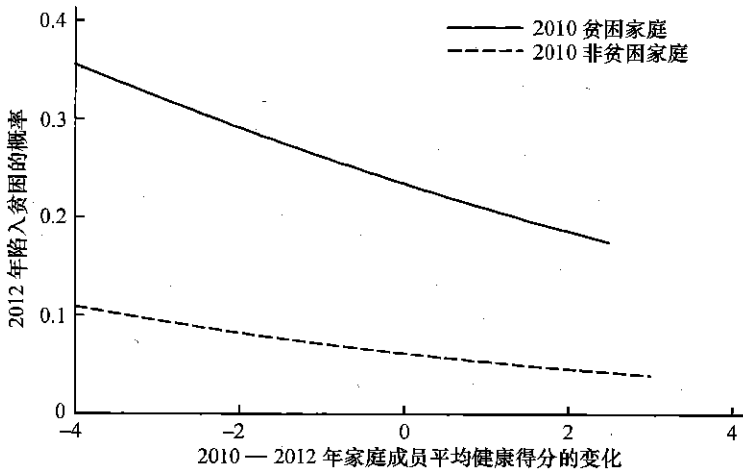


图3-5 家庭成员平均健康得分的变化与家庭陷入贫困的概率

以上对工资性收入、健康因素的分析为我们理解致贫和脱贫提供了重要的启示。首先,提高工资性收入的比例有助于贫困家庭摆脱贫困。由于外出务工,在第二、三产业就业均是提高工资性收入的渠道,我们的发现一定程度上肯定了鼓励外出务工,发展第二、三产业对提高贫困人口收入的作用。其次,健康状况与贫困存在负相关,这说明因病致贫可能是低收入家庭陷入贫困的主要渠道,也可能说明贫困对健康有负面影响。因此,减少贫困和防止贫困也要从保障和提高低收入人口的健康着手。政府应通过提高低收入人口的医疗、营养、卫生条件,提供必要的医疗保险和福利来减少因病致贫、因贫致病的现象。

^① logit模型的估计系数为-0.146(S.E.=0.077)



4. 农村贫困家庭的人口特征、生活条件

前面的分析已指出农村的贫困状况比城镇的贫困状况更严重。接下来,我们将专门描述 2012 年农村贫困家庭的人口特征、其居住和生活条件,并与农村非贫困家庭相比较。在这一部分中,我们以 2012 年家庭人均年纯收入在国家最新扶贫线 2300 元以下作为对农村贫困家庭的界定。

表 3-5 描述了农村贫困家庭和非贫困家庭的成员规模、老人(65 岁及以上)及儿童(16 岁以下)占家庭成员的比例,以及 18 岁及以上成员中教育程度在高中及以上者的比例。我们发现,农村贫困家庭在这些人口特征上与非贫困家庭均存在显著差异。^① 与农村非贫困家庭相比,农村贫困家庭的成员规模较小,但家中的老人和儿童的比例较高,受过高中及以上教育的成员比例较低。由此可见,农村贫困家庭在劳动力和人力资源上均不及非贫困家庭。

表 3-5 农村贫困家庭和非贫困家庭的人口特征

	贫困家庭	非贫困家庭
家庭规模(人)	3.8	4.1
老人、儿童比例(%)	49.5	30.3
高中及以上成员比例(%)	19.4	35.7

图 3-6 描述了农村贫困家庭和非贫困家庭的居住条件,显示农村贫困家庭的居住条件不及非贫困家庭。其中,农村贫困家庭居住拥挤、住房无冲水卫生间/厕所的比例显著高于非贫困家庭^②。在通电和做饭用水上,农村贫困家庭和非贫困家庭的差异并不显著,但样本中贫困家庭未通电或经常断电、无自来水或纯净水/过滤水做饭的比例仍稍高于非贫困家庭。^③

图 3-7 描述了农村贫困家庭和非贫困家庭拥有耐用消费品的情况。对于图 3-7 所列的 8 类常见耐用消费品,农村贫困家庭的拥有比例均显著低于农村

① 单变量方差分析(one-way ANOVA)显示两类家庭在几项人口特征上的差异均在 0.001 水平上统计显著。

② 双变量卡方检验显示差异在 0.001 水平上显著。

③ 通电差异的卡方检验结果为:Pearson $\chi^2 = 1.6$ (df = 1, Pr = 0.202)。做饭用水的卡方检验结果为:Pearson $\chi^2 = 2.4$ (df = 1, Pr = 0.125)



人口已不能反映城镇实际居住人口的整体状况。中国目前居住在城镇的人口已超过了总人口的 50%，而拥有非农户口者仅占 35%（国家统计局，2013）。如今，拥有农业户口者不仅在城市就业人口中占据相当比例，他们失业后也会留在城市继续寻找工作。因此，对城镇失业率的统计也应该反映这一群体的失业水平。二、以失业登记来收集的失业数据有可能低估失业人口。一方面，许多失业者未必会去劳动保障部门登记，登记的失业人数会比实际失业人数低。另一方面，下岗产生了大批提前退休或名义上与工作单位有劳动关系但实际上没有工作的隐性失业人员，这些人员没有进入失业登记（Solinger, 2001; Song, 2003）。

鉴于登记失业率的局限，有学者采用调整失业率的做法来重新估计城镇失业率。调整的办法是用登记失业人数加下岗职工人数作为对失业人口的估计（Song, 2003）。但这一做法假定全部下岗人员都有再就业需求和实际的求职行为，因而混淆了失业人口和非经济活动人口。^①

统计失业率较理想的方法是采用调查失业率，即通过抽样调查的数据来计算在调查参照期内有劳动能力、事实上无业但要求就业的失业人口比例。采用调查失业率替代登记失业率的做法已被建议纳入国家的“十二五”规划中。国家统计局从 2005 年 11 月开始进行“调查失业率”的抽样统计，但至今还未正式向社会公布调查失业率的相关数据（王红茹，2010）。中国社会科学院 2009 年公布的调查结果显示，城镇经济活动人口的失业率为 9.4%（汝信等，2009），西南财经大学主持的家庭金融调查（CHFS）发布的 2011 城镇失业率为 8.0%（中国家庭金融调查与研究中心，2012），均是登记失业率的两倍。

用抽样调查收集失业数据需要借助高质量的调查指标，其难度在于问卷设计要能够区分失业和在业但处在休假、临时性停工和季节性歇业的暂未工作状态，以及区分失业人口和没有就业意愿和求职行为的非经济活动人口。CFPS 2012 年成人追访问卷对失业数据的收集有几大优势：（1）CFPS 采用了更为严密的提问逻辑结构，对休假/放假、在职培训、因生意淡季或农闲季节临

^① 例如 Giles 等（2004）通过中国城市劳动力调查（CULS）发现，在 2001 年只有 31% 的下岗职工符合国际通行的失业标准，其余的下岗职工事实上找到了工作（比如临时或兼职的工作）或已经退出了劳动力市场。





时歇业等暂未工作的状态逐项作了筛查。对休假和在职培训者还询问了是否能在6个月以内或其他确定时间内回到工作岗位,以区分以休假或培训为名义的失业(见图3-8)。(2)问卷对没有工作的受访者问了他们找工作的行

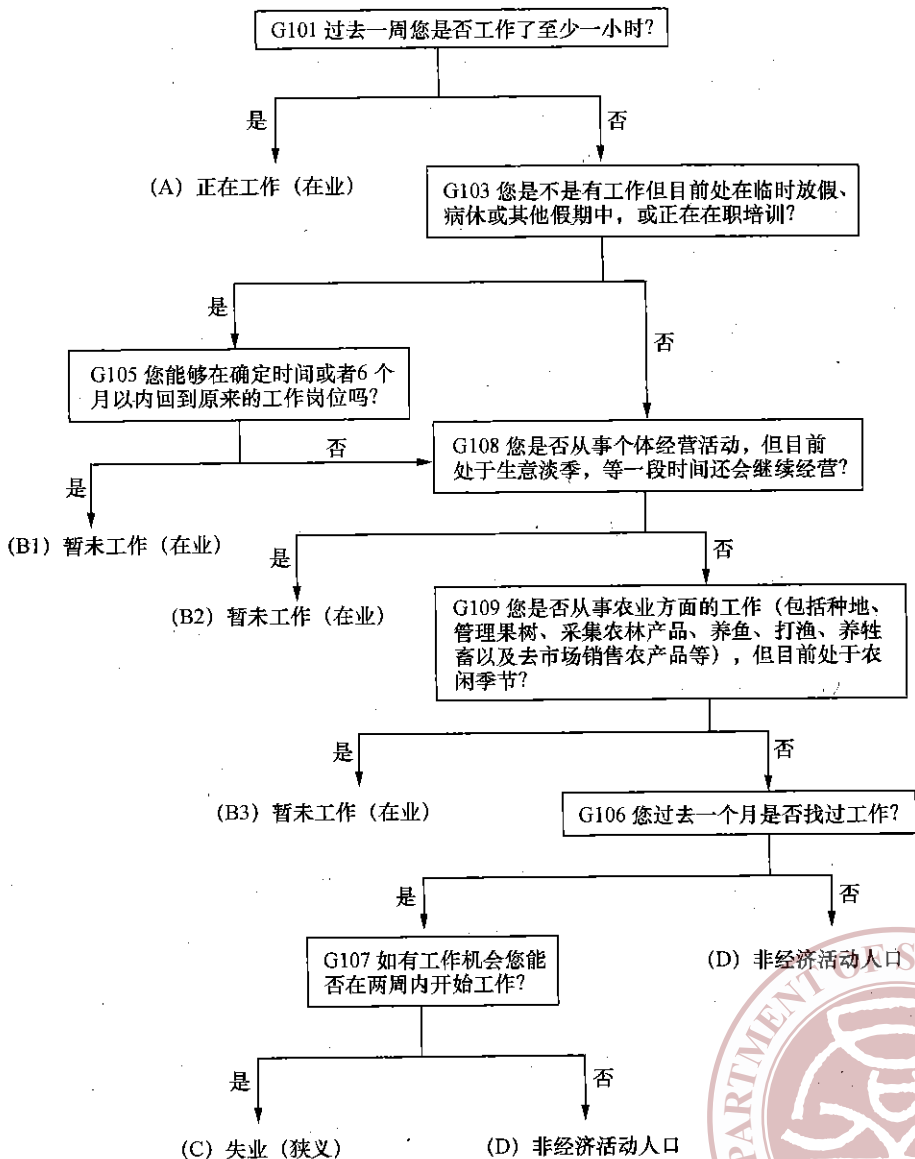


图 3-8 CFPS 2012 年成人(长)问卷判断就业状态的流程图



为和工作意愿,因而能够区分失业者和非经济活动人口(见图3-8)。(3)基于CFPS得到的就业状态类型与“六普”长表调查得到的就业状态类型具有可比性;由于CFPS的调查参照期参考了国际标准,^①若对部分条件加以调整,^②其结果也可以与美国等其他国家相比较。(4)在样本方面,首先,CFPS的抽样具有全国代表性。其次,CFPS没有规定回答就业题目者的年龄上限,也无城乡居住地和户籍的限制。利用CFPS 2012,对失业问题的研究可以拓展到60岁以上人口、农村人口。但本章分析失业问题的对象主要是16—59岁的城镇人口。最后,CFPS 2012年采用面访、电访、自答长问卷和代答短问卷等多种手段,尽可能收集所有成年家庭成员的就业信息,极大降低了因受访样本的选择性而造成的偏误。

以下,我们将借助2012年CFPS追访数据估计城镇人口的失业率,并描述失业者的社会人口特征,以及分析地区经济发展、经济不平等与失业的关系。

1. 就业状态与失业率

按照国际劳动组织(ILO)的分类方式,我们将就业状态分为三种类型:在业、失业和非经济活动人口。2012年CFPS追访所定义的工作包括农业工作、挣工资的工作、从事个体/私营经济活动和不拿工资为自家个体/私营经济活动帮工。在业的判断标准是过去一周从事上述工作至少一小时,或者过去一周工作未满一小时但处在6个月或其他确定时间以内的临时放假、短期离职休假、在职培训等,或过去一周工作未满一小时但处在生意淡季、农闲季节的暂时歇业状态。失业的判断标准是过去一周工作未满一小时也不处在上述提及的放假、在职培训、季节性歇业中,但过去一个月寻找过工作且表示如有工作机会能够在两周内开始工作。在业和失业人口同属于经济活动人口。非经

^① 例如CFPS求职题目的调查参照周为一个月(4周),这与美国的当前人口调查(CPS)、加拿大的劳动力调查、欧洲国家的社区劳动力调查均一致。又如CFPS关于可就业性(availability)的参照周为2周内,这与欧洲国家的标准一致。

^② 例如美国把全日制在校但有求职行为的学生定义为失业人口,加拿大和欧洲把不获取收入的家务劳动者定义为在业者。





济活动人口是指没有任何工作且没有工作意愿、也不寻找工作的人,这部分人包括在校的学生、离退休人员、因残疾而丧失劳动能力者,以及其他没有工作意愿的人。^①

表 3-6 描述的是 2012 年 16—59 岁城镇人口和城镇非农人口的就业状态。在 5301 名居住在城镇的受访者中,65.5% 处在就业状态,这包括 62.2% 的调查前一周正在工作的人和 3.3% 的有工作但调查时处在临时休假、短期放假、在职培训,或因生意淡季和农闲季节而暂未工作的人。不在业的城镇居民占 34.5%,这包括 3% 的失业人口和 31.5% 的非经济活动人口。我们按照不工作的原因对非经济活动人口进行了细分,其中在学或在培训者约占四分之一,离退休、退职人员约占五分之一,因残障疾病而丧失劳动能力者占 6.7%,不需要工作/不想工作者占 2.6%、做家务者占 15%、没有找到适合工作的人占 11.7%,其他原因占 19.3%。需要指出的是,非经济活动人口是整个就业判断流程中的“剩余部分”,其与严格意义上的(狭义)失业人口的区别仅在于后者有求职行为和具有可就业性(availability),而求职的行为、就业的意愿是有变化的且内生于人们对失业形势的判断,这为区分非经济活动人口和狭义失业人口造成了不确定性。例如,有的人是为了避免失业而选择不进入劳动力市场(如继续升学、做家务);还有的人是因为在失业后长期找不到合适的工作而放弃寻找工作,因而进入非经济活动人口。所以,在按照不工作原因分类的非经济活动人口中,不排除有一部分人是潜在的失业者,我们采用的狭义失业定义有可能低估实际的失业人数。

表 3-6 中的城镇人口包括持非农户口的城镇居民和居住在城镇的农业户口者,后者包括一部分以务工为目的的农村流动者,因此,基于城镇人口计算的就业比例略高于基于城镇非农人口计算的就业比例,前者的非经济活动人口比例也略低于后者的非经济活动人口比例。

① 三种就业状态的判断过程详见图 3-8 的流程。



非贫困家庭。^①

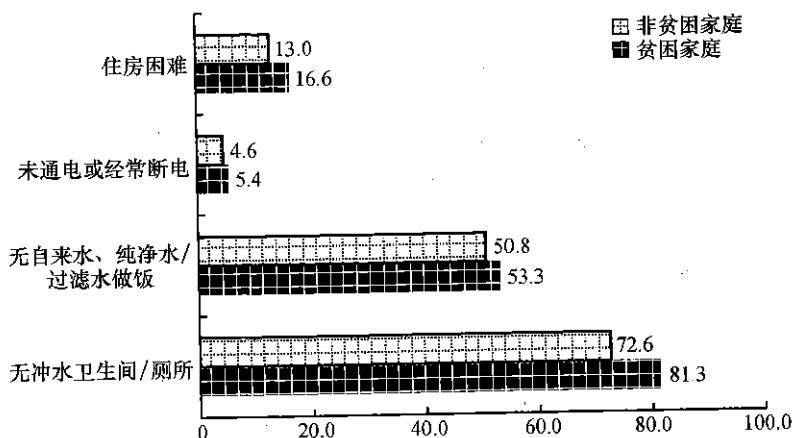


图 3-6 农村贫困家庭和非贫困家庭的居住条件 (单位: %)

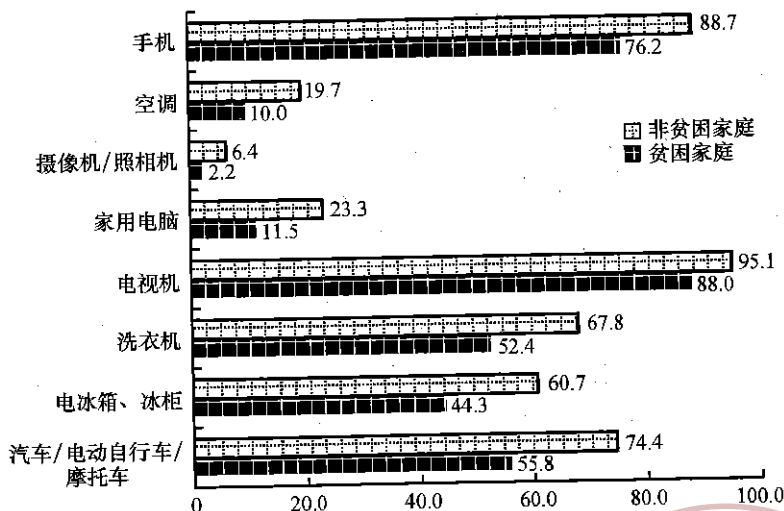


图 3-7 农村贫困家庭和非贫困家庭拥有耐用消费品的情况 (单位: %)

^① 双变量卡方检验显示所有差异均在 0.001 水平上显著。





二、失 业

中国城镇地区的贫困问题与失业问题有密切关系。当今中国的城镇失业现象主要源于三个制度性变化(国企改革、大学扩招、农民工流动),并由此引发三类群体的贫困问题:1990年代末,受国有企业改革影响,中国城镇的实际失业人数攀升,下岗职工生活困难,致使城市贫困率上升(Fang et al.,2002;Giles et al.,2004;Song,2003;Xue & Zhong,2003)。如果说下岗制造了大批教育程度不高的中年城镇失业者,高等教育扩招则引发了高教育程度青年的失业问题。高校扩招本是短期上延缓失业、长期上提升人力资源的策略,但由于高等教育的扩张与就业结构的发展不同步,2000年以后高校毕业生也面临就业困难(Bai,2006)。尽管如今的高校毕业生已调整了就业心态,但找工作难、工作不稳定、隐性失业等问题依然严峻,^①伴随而来的是大城市中的大学生贫困化现象(廉思,2009)。近年来城镇失业的一个新增现象是农民工失业。之所以是新增现象,是因为劳动力短缺(“民工荒”)本是近几年来农民工劳动力市场的主要形势,但受全球金融危机影响,企业用工需求减少,在危机严重的2009年全国约有2000万农民工失业(国务院新闻办公室,2009),他们中的滞留城市者,若无就业机会,则无生活来源,更易陷入贫困。在国企改革、大学扩招、农民工流动的相继影响下,从90年代末至今,失业问题成为城镇民生问题的持续焦点,而解决失业问题首先需要对目前的城镇失业水平和失业变动有准确的评估。

失业率是衡量失业程度的重要指标。该指标的准确性关乎对中国整体经济水平的评价和相关就业政策的制定。中国现行统计的失业率为城镇登记失业率,该指标是使用在劳动保障部门登记的失业人数和同期的就业人数来估计失业比例。2011年和2012年全国城镇登记失业率为4.1%。这一失业率被认为是低估了城镇地区实际的失业水平(张车伟,2003;顾海滨、张安军,2011)。

登记失业率的统计缺陷至少有两点:一、调查对象的统计口径过窄,仅统计城镇拥有非农户口的居民的失业情况,而随着中国快速的城市化进程,非农

^① 据新华网报道,2013年,高校毕业生达到699万,创历史新高,而用人单位招聘岗位数量下降10%—15%,北京、上海毕业生签约率不足三成,广东不足五成(白靖利,2013)。



表 3-6 CFPS 16—59 岁城镇人口和城镇非农人口各类就业状态的百分比 (%)

	城镇人口	城镇非农人口
在业	65.5	64.1
正在工作(A)	62.2	60.9
暂未工作(B)	3.3	3.2
休假或在职培训(B1)	1.8	2.2
生意淡季歇业(B2)	1.0	0.9
农闲季节歇业(B3)	0.5	0.2
不在业 ^①	34.5	35.9
狭义失业(C)	3.0	3.1
非经济活动人口(D)	31.5	32.8
	100.0(5301)	100.0(3916)
未进入(或退出)劳动市场的原因		
在学/培训(E)	24.0	25.0
离退休(F)	20.8	26.3
因残疾丧失劳动能力(G)	6.7	6.8
不需要工作/不想工作(H)	2.6	2.8
做家务(I)	15.0	11.4
没找到适合的工作(J)	11.7	11.5
其他(K)	19.3	16.3
	100.0(1669)	100.0(1285)

注:城镇人口包括居住在城镇且持非农户口者和居住在城镇持农业户口者。

为了验证 CFPS 就业数据的可靠性,我们分不同年龄组描述了 CFPS 样本中 16—59 岁城镇人口的就业状态,并将之与 2010 年“六普”数据进行了比较,^②结果见图 3-9a 和图 3-9b。图的纵轴表示的是各类就业状态的百分比,基数是城镇人口数。图中的实线是 CFPS 2012 的数据结果,虚线是“六普”的数据结果。我们可以看到,CFPS 提供了与“六普”的数据十分接近的就业状态构

① CFPS 2012 年的调查采用长问卷和短问卷的形式。长问卷为受访人亲自回答,针对无法接受访问的受访者,我们调用短问卷让其同住亲属代答该成员的信息。短问卷对就业状态的提问没有询问找工作的行为,这导致从短问卷中,我们无法区分失业和非经济活动人口。对此,我们按照长问卷 16—59 岁失业和非经济活动人口的相对比例推算了短问卷中失业和非经济活动人口相应的规模,表 3-6 中报告的是推算后的结果。我们也比较过不作推算(直接排除短问卷样本)的结果,与表 3-6 相差不大。

② “六普”的数据来自长表就业部分的汇总数据。





成的分年龄组分布^①：30岁以前是进入劳动力市场的主要时期，体现在16—29岁之间人口的就业比例迅速上升，非经济活动人口比例迅速下降。30—49岁是持续就业的平稳期，各年龄组人口的就业比例稳定在80%左右，非经济活动人口的比例则几乎保持在20%以下。50岁以后是退出劳动力市场的时期，体现在就业比例明显下降，非经济活动人口比例随年龄逐渐上升。从总人口的角度上看，就业比例和非经济活动人口比例在各年龄组此消彼长的相对变化构成了城镇人口年龄—就业状态结构的主要形态，相比之下，失业人口比例除了在16—19岁稍低、在20—24岁稍高外，在各年龄组上的变化相对平稳。尽管如此，在随后的分析中，我们会展示失业率（不等同于总人口中的失业人口比例）在各年龄段上是有变化的。

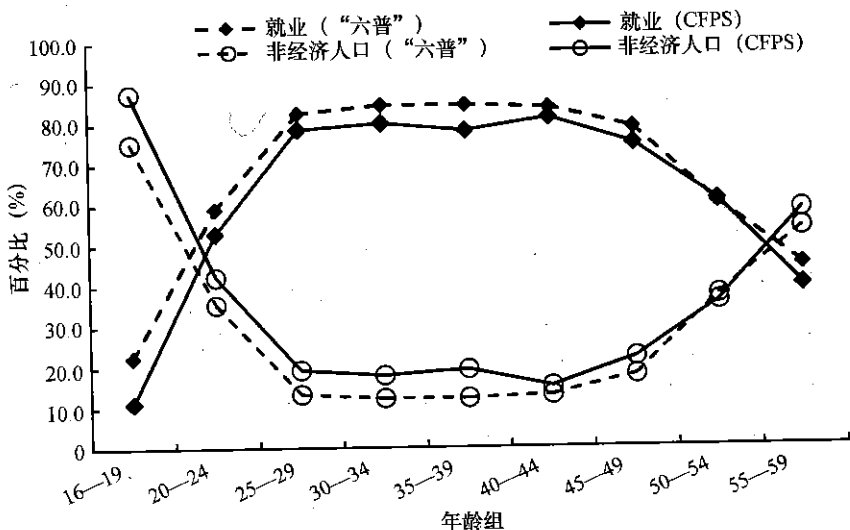


图 3-9a “六普”与 CFPS 2012 分年龄组 16—59 岁城镇人口的就业状态 (就业、非经济人口)

失业率是失业人口占经济活动人口的比例，狭义上，其计算公式的分子是失业人口数，分母是失业人口数与就业人口数之和。但广义上，失业率的分子和分母取决于我们如何定义失业人口和经济活动人口。在本章中，我们对失业采用更灵活的定义，计算不同定义下的失业率。在表 3-7 中，我们首先按照

^① 两个数据来源的差距既可能来自两年间就业状态的真实变化，也可能来自抽样的偏差，或样本覆盖面的差异 (CFPS 只包含 25 个省的样本)。



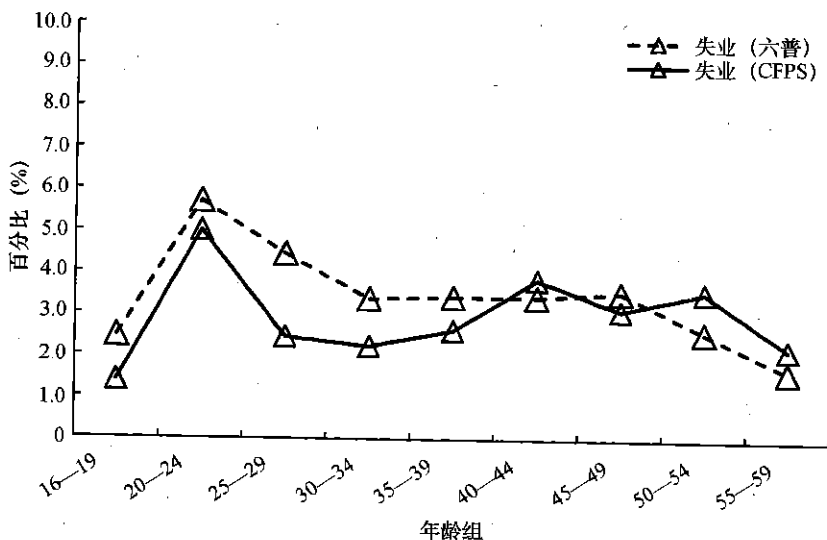


图 3-9b “六普”与 CFPS 2012 分年龄组 16—59 岁城镇人口的就业状态(失业)

狭义的方法估计失业率,即用表 3-6 中的狭义失业人口和在业人口估算,得到的失业率为 4.4%。然后,我们扩大分子的范围,先将因生意淡季、农闲季节等因季节性原因歇业者算做当前季节的失业者,则估计的失业率为 6.6%;我们接着假定因休假和培训暂未工作的人也不能回到原来的工作岗位,将所有暂未工作的人与失业者一同算做失业,得到的失业率为 9.2%。最后,我们假定非经济活动人口中因找不到合适工作而放弃找工作的人口是潜在的失业人口,我们将这部分人同时纳入分子和分母,估计出失业率为 9.2%。据此,我们对 2012 年城镇人口失业率的估计是一个区间,即 4.4%—9.2%。该区间的下限是狭义失业率,其数值接近国家公布的城镇居民登记失业率。而上限 9.2% 的估计近似于西南财经大学 CHFS 公布的城镇失业率^①和中国社会科学院估计的失业率。相比于西方国家最近的高失业率,中国的失业率还是比较低的,这意味着中国的经济在总体上还是比较健康的。

^① 西南财经大学 CHFS 公布的 8.0% 城镇失业率是将劳动人口年龄限制在 16—54 岁,若将劳动人口年龄扩至 16—59 岁,该调查报告的城镇失业率为 8.3% (中国家庭金融调查与研究中心, 2012)。





表 3-7 各种定义下的失业率估计

	对失业的定义(分子)	对经济活动人口的定义(分母)	失业率(%)
定义 1	仅失业 (C)	在业、失业 (A) + (B) + (C)	4.4
定义 2	失业、季节性歇业 (C) + (B2) + (B3)	在业、失业 (A) + (B) + (C)	6.6
定义 3	失业、暂未工作 (C) + (B)	在业、失业 (A) + (B) + (C)	9.2
定义 4	失业、因无适合工作而退 出劳动力市场 (C) + (J)	在业、失业、因无适合工作而退 出劳动力市场 (A) + (B) + (C) + (J)	9.2

注:表中的(A)、(B)、(C)、(B2)、(B3)、(J)对应表 3-6 中的标注。

根据以上失业率区间和“六普”城镇经济活动人口数,^①我们推算 2012 年城镇 16—59 岁失业人口规模在 1500 万到 3160 万之间。下限 1500 万反映的是城镇劳动人口中对就业有迫切需求者的规模,是缓解失业问题时应参照的标准,而上限 3160 万是促进就业、鼓励就业的目标。

2. 失业者的社会人口特征

接下来,我们分性别、年龄、教育程度、户籍统计失业率来描述城镇失业人口的特征。我们以下使用了两种失业率:狭义失业率(表 3-7 定义 1)和计入了因找不到适合工作而退出劳动力市场者的广义失业率(表 3-7 定义 4)。

图 3-10a 和图 3-10b 分别描述了 16—59 岁不同年龄组城镇男性和女性的狭义失业率和广义失业率。总的来说,男性和女性失业率的高峰年龄段在 16—24 岁,^②随年龄进一步增长,两性失业率先降后升,但 U 型的趋势在男性中体现得更为明显。^③从狭义失业率上看,男性与女性的平均失业率没有明显

① “六普”长表中的城镇经济活动人口数为 32776698 人,推算到总人口约为 343060167 人。

② 用性别和年龄组的虚拟变量对狭义失业(在业=0)做 logit 回归,结果显示 25—29 岁、30—34 岁、35—39 岁组的失业发生比比 16—24 岁合并组分别低 63%、65%、55%,且系数均在 0.01 水平上显著。用广义失业计算也相似。

③ 我们用年龄和年龄的平方分别对失业(在业=0)做 logit 回归,年龄平方项系数在两性合并样本和男性样本中均为正且在 0.01 水平上显著。



差异。^① 在广义失业率上,女性的平均失业率显著略高于男性。^② 从分年龄组上看,除16—19岁组外,女性的狭义失业率均略高于男性。女性失业率随年龄的上升以35岁为起点,男性失业率随年龄的上升较女性晚,40岁后才开始上升。中年以后失业率上升既可能是年龄效应也可能是队列效应:一方面,人在中年以后随着年龄增长,劳动生产率下降、技能老化,有可能因此面临失业或求职困难;另一方面,50—59岁群体出生于1954—1963年之间,其受教育阶段经历“文革”、上山下乡等运动的影响,许多人学历偏低、人力资本积累不足,临近中年又赶上国企改革,该出生队列的人较多因下岗而失业。在16—19岁组,男性的狭义失业率高出女性近10%,其广义失业率高出女性近20%,但这主要是小样本造成,^③不足以用于推断该年龄组男性和女性失业程度的差异。

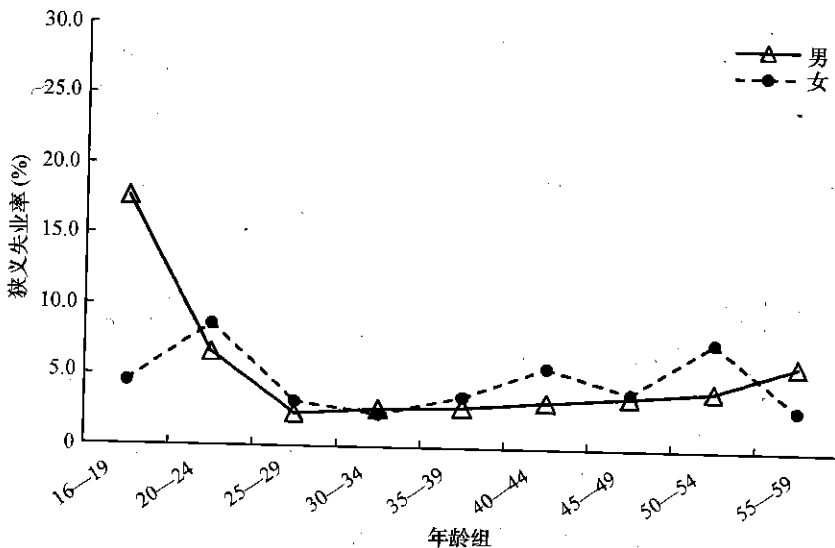


图 3-10a CFPS 分性别、年龄组 16—59 岁城镇居民狭义失业率

16—59 岁是对劳动人口年龄常用的界定标准,中国的法定退休年龄为男性年满 60 周岁,女性年满 55 周岁。但达到退休年龄之后有的人仍继续工作或仍有意愿继续工作。对现行失业率统计的批评指出,16—59 岁的限定忽视

① 双变量卡方检验结果: Pearson $\chi^2 = 1.5$ ($df = 1, Pr = 0.215$)。

② 双变量卡方检验结果: Pearson $\chi^2 = 7.3$ ($df = 1, Pr = 0.007$)。

③ 16—19 岁男性和女性经济活动人口的总样本量仅为 39。



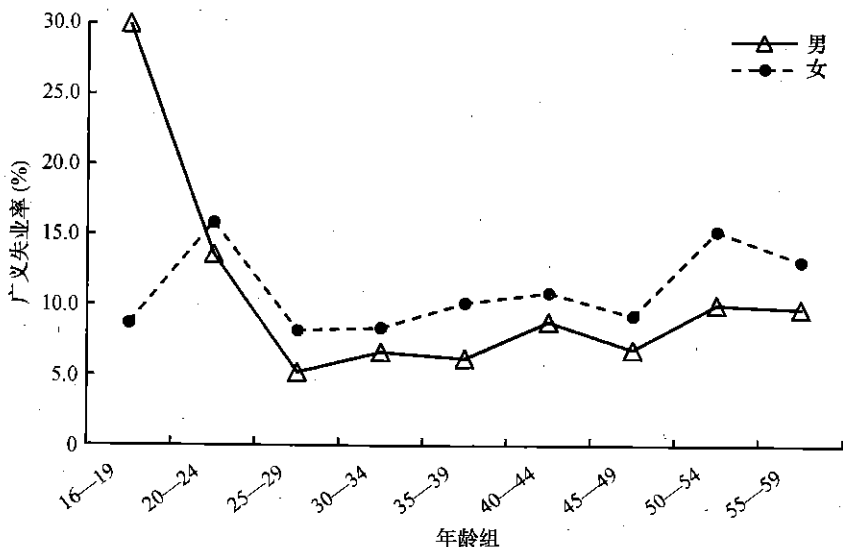


图 3-10b CFPS 分性别、年龄组 16—59 岁城镇居民广义失业率

了老龄人口的劳动参与和失业问题。不仅如此,法定退休年龄主要适用于政府、企事业单位的职工,而对务农、个体经营者不太适用,因此农村人口的劳动年龄上限可能较少受到法定退休年龄的影响。中国健康养老追踪调查(CHARLS)发现,城市户籍者在60岁左右退出劳动人口的比例大幅增加,而大多数农村户籍者在60岁以后仍未停止工作(北京大学中国经济研究中心,2009)。虽然本章主要是分析16—59岁城镇居民的失业率,但由于CFPS提供了包括农村居民在内的老龄人口数据,我们对该年龄群体的失业和劳动参与率也做了初步分析:在60—69岁的城镇低龄老龄人中,失业率为2.6%,而农村的低龄老龄人的失业率更低,为0.3%。在劳动参与率上,城镇低龄老龄人为19.3%,农村低龄老龄人为70.8%。^①后一发现佐证了基于CHARLS数据的推断,即城市老龄人口的劳动参与较多地受到退休制度的影响。

教育通常被认为能够减少失业。西南财经大学CHFS的报告显示,教育程度与失业率的关系呈倒U型,即失业率在低教育程度和高教育程度群体中较低。根据CFPS 2012年的数据,我们发现教育与失业率的关系主要是呈负

① 劳动参与率是指失业和就业人口之和除以全部人口的比例。



相关,即教育程度越高,失业率越低。图 3-11a 和图 3-11b 分性别和教育程度描述了 16—59 岁城镇人口的狭义失业率和广义失业率。图中显示,无论男女,大学及大学以上组的失业率最低,其次为大专组,再次为高中(含职高),而初中组、小学及以下组的失业率最高。尽管小学及以下组的狭义失业率略低于初中组,但两者的差异在统计上并不显著。对男性而言,高中及以上的学历能明显降低其失业率,回归分析^①显示,拥有高中、大专、本科及以上学历男性的狭义失业发生比仅是小学及以下学历男性的 37%、35% 和 24%。^② 对女性而言,拥有高等教育程度才能显著降低其失业率,^③女性拥有本科及以上学历者的狭义失业发生比是小学及以下学历者的 16%。^④

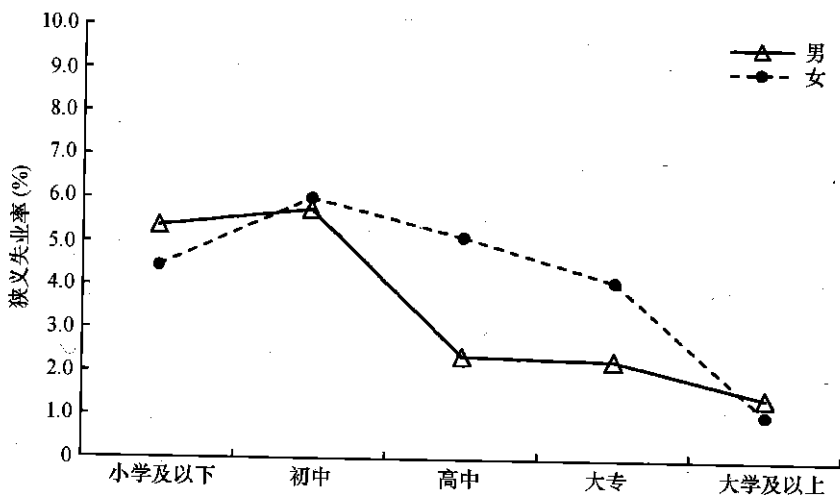


图 3-11a CFPS 分性别、受教育程度 16—59 岁城镇居民的狭义失业率

过往文献指出高等教育的扩张导致了大学生失业问题(Bai, 2006),西南财经大学 GHFS 的报告似乎也佐证了这一点。对此,我们对 367 名 21—25 岁

① logit 回归以失业(在业 = 0)作为因变量,教育程度的虚拟变量作为自变量,控制了户籍和年龄组。

② 拥有高中及以上学历男性的广义失业发生比仅为小学及以下学历男性的 52%、30% 和 13%。

③ 女性拥有大专及以上学历时其广义失业率才显著低于高中、初中和小学及以下。女性拥有大学本科及以上学历时其狭义失业率才显著低于其他教育程度组别。此处的显著是指在 0.05 和 0.01 水平上的统计显著。

④ 女性拥有大专学历和大学本科及以上学历的广义失业发生比仅分别是小学及以下学历者的 28% 和 6%。

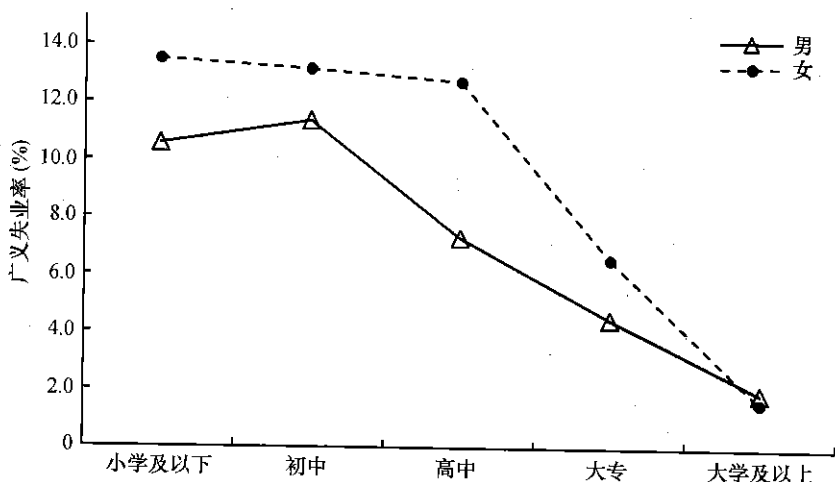


图 3-11b CFPS 分性别、受教育程度 16—59 岁城镇居民广义失业率

城镇青年分教育程度描述了失业率。图 3-12 显示,拥有大学及以上教育的城镇青年的失业率在几个教育程度组别中几乎最低。^① 尽管如此,我们注意到,大专学历的城镇青年狭义失业率最高,有可能受高等教育者的失业问题主要

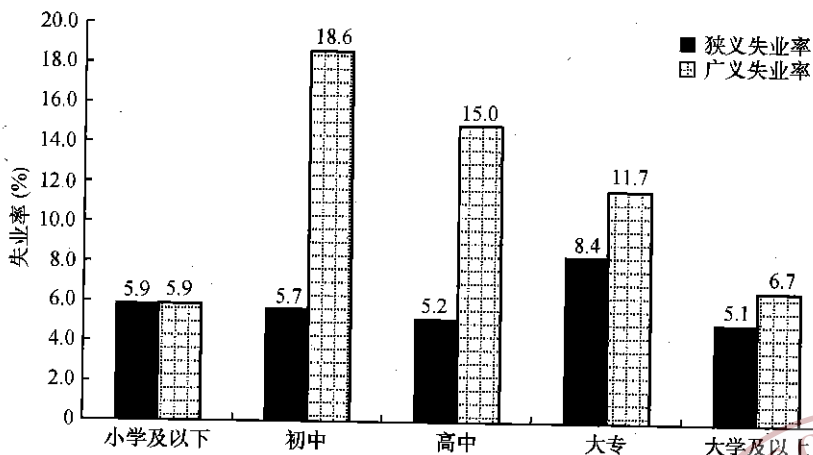


图 3-12 CFPS 21—25 岁城镇青年分受教育程度的失业比例

^① 在广义失业率上,21—25 岁小学及以下学历组青年的失业率略低于大学及以上组。尽管如此,我们发现小学以下组样本量极少,仅有 17 人,其中失业者仅 1 人,统计结果不稳定。由于中国早在 1986 年起实行了九年义务教育,我们认为如今 21—25 岁城镇青年仅有小学及以下教育程度者可能是非常特殊的群体。因此,我们的比较主要基于初中及以上各教育组别。



体现在大专毕业的人群中,这部分青年更可能面临“高不成低不就”的就业困境。但由于21—25岁的城镇青年样本较小,我们此处的分析仅是尝试性的。

从户籍上看,城镇非农户口者的失业率为4.4%,城镇农业户口者的失业率为3.5%,两者差异并不显著,^①故不再做进一步分析。

3. 地区经济差异与失业率

经济发展能够创造就业机会,降低失业率,但是经济发展不平衡,贫富差距加大,则有可能恶化就业市场,加剧失业问题。在这一部分中,我们将从地区层次分析经济发展、经济不平等与失业率的关系。

我们用《中国统计年鉴》公布的2011年各省人均国内生产总值(GDP per capita)^②测量地区经济发展水平,描述其与各省城镇人口失业率的关系,结果示于图3-13。图中的三角形表示各省的观测值,实线是对观测值的线性拟合

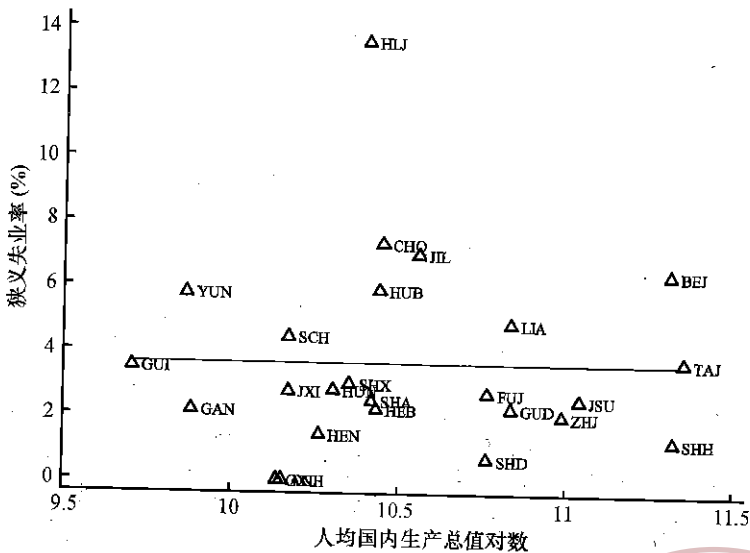


图 3-13 2011 年各省人均国内生产总值 (元) 的对数与 2012 年失业率

① 双变量卡方检验结果: Pearson $\chi^2 = 1.3$ (df = 1, Pr = 0.258)。

② 《中国统计年鉴 2012》表 2-14“地区生产总值和指数”(国家统计局, 2012)





线,^①我们在观测值上标记了对应省的拼音缩写。^②图 3-13 显示,地区人均国内生产总值与失业率不存在明显的相关关系。统计检验发现,地区人均国内生产总值与失业率呈微弱的负相关,^③即人均国内生产总值越高的省份失业率越低,但这一负相关在统计上并不显著。由此推测,单纯的 GDP 增长不一定带来失业率的明显降低,也许经济增长的模式、市场的发展对降低失业更为重要。

中国的经济改革是市场化不断推进的过程。中国城镇的失业问题与市场化改革存在复杂的关系。一方面,市场化改革是为了活跃经济,在体制外创造更多的就业机会;另一方面,在改革的初期,国有企业的减员增效政策带来了城镇职工的下岗问题,而大批农民进入城市打工,一定程度上也加剧了原有城镇居民的失业问题(Song,2003;Xue & Zhong,2003)。图 3-14 描述了各省市场化程度与失业率的关系。市场化程度用市场化指数测量,该指数是对政府与市场的关系、非国有经济的发展、产品市场的发育、要素市场的发育、市场中介组织的发育和法律制度环境五个方面的综合评分(樊纲等,2011)。图 3-14 显示市场化程度越高的省份失业率越低。由此可见,尽管对 1990 年代城镇失业问题

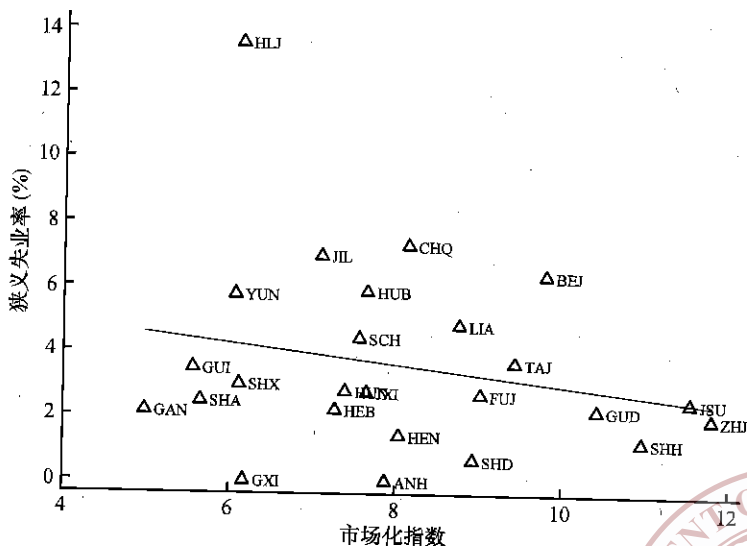


图 3-14 2009 年各省市场化指数 (总得分) 与 2012 年失业率

- ① 《中国统计年鉴 2012》表 2-14“地区生产总值和指数”(国家统计局,2012)
- ② 各省拼音缩写参见附录 A3-4。
- ③ 两个变量的相关系数为 -0.020 ($Pr = 0.923$)。



的研究结果发现改革加剧了失业,但如今随着改革的深入与市场机制的不断完善,劳动力市场会更加成熟,能够提供更多的就业机会。

虽然经济增长和市场化的推进有助于降低失业率,但如果经济机会的分配不平等,失业、贫困等问题不但不能被解决,反而会恶化。我们用各省的城镇基尼系数作为衡量经济不平等程度的指标,描述其与各省失业率的关系,结果见图 3-15。由于失业会加剧贫困和经济不平等的程度,图 3-15 中使用的基尼系数是根据 2010 年 CFPS 基线调查的家庭收入计算,这样在时间上令经济不平等的状况先于失业的状况。图 3-15 显示经济不平等与失业率呈正关系:2010 年经济不平等的程度越高的省份 2012 年的失业率越高。虽然我们仍然不能完全排除失业加剧经济不平等这一反向因果关系,但可以推断这两者之间存在关联:缩小贫富差距也许有助于降低失业率,而解决失业问题也将有助于缩小贫富差距。

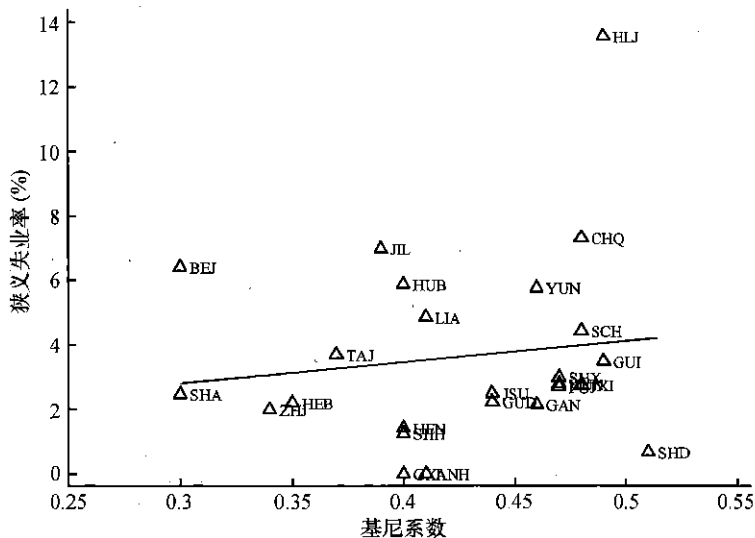


图 3-15 2010 年各省基尼系数与 2012 年失业率

为低收入群体提供社会保障能够在一定程度上减少经济不平等及其危害。但传统的经济学理论认为过于慷慨的社会保障水平(尤其是失业保障)会降低人们就业的积极性,鼓励更多的人坐享其成,因而导致失业率升高(Ljungqvist & Sargent, 1995; Nickell, 1997; O'Neill et al., 1987; Siebert, 1997),这就是所谓的“福利陷阱”(welfare trap)。可是,随后的实证研究发现,社会保障



水平并没有提高失业率或降低人们工作的积极性(Layte & Callan, 2001; Howell & Rehm, 2009), 不仅如此, Howell 和 Rehm (2009) 在 OECD 国家中发现, 社会保障水平越好的国家就业率也越高。对此, 我们用 CFPS 数据简要分析了各省份城镇最低生活保障线与失业率、劳动参与率的关系。由于许多省份的低保线的绝对数相差不大, 我们用低保线相较于当地居民平均收入的相对水平作为当地的社会保障水平的衡量标准进行分析。图 3-16 描述了各省低保线占该省当年人均家庭收入的比例与失业率、劳动参与率的关系。图 3-16 中的横轴是国家民政部公布的 2012 年各省城镇最低生活保障线与根据 CFPS 数据计算出来的省人均家庭收入的比值,^① 左侧的纵轴是失业率, 右侧的纵轴是劳动参与率。各省人均家庭收入根据 2012 年 CFPS 数据计算、汇总得到。图 3-16 显示, 社会保障水平越高的省份失业率越低、劳动参与率越高。当然, 这里描述的仅是简单的相关, 不意味着因果关系。

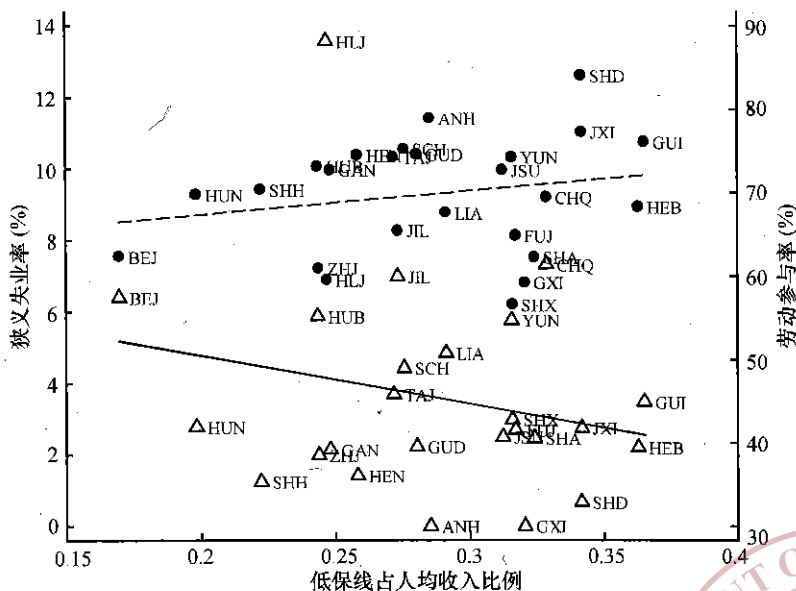


图 3-16 2012 年各省城镇低保线占人均家庭收入比例与 2012 年失业率、劳动参与率^②

① 数据与我们分析贫困部分所使用的相同。

② 图 3-16 中的实心圆点是各省劳动参与率的观测值, 空心三角形是各省失业率的观测值。虚线是对劳动参与率的线性拟合线, 实线是对失业率的线性拟合线。



三、本章小结

本章的要点总结如下：

1. 2012 年全国贫困发生率低标准估计约为 7%，高标准估计为 13%。农村贫困发生率低标准估计为 8%，高标准估计为 11%—15%，据此推算农村贫困人口约为 5393 万—10112 万人。城镇贫困发生率的低标准估计为 3%，高标准估计为 5%—9%，据此推算城镇贫困人口约为 1997 万—5990 万人。^① 我们所估计的贫困发生率比基于官方数据所算出的贫困率要高。

2. 较之 2010 年的贫困水平，2012 年全国、农村和城镇的贫困水平在规模、强度和深度上呈现出明显下降。根据 CFPS 对家庭贫困状况的动态监测，2010 年的贫困家庭中有近七成在这两年间实现了脱贫，另有近 8% 的家庭虽未脱贫但贫困状况得以改善。尽管如此，也有少部分家庭成为新增贫困家庭或已有的贫困状况进一步恶化。

3. 追踪样本的分析结果显示，工资性收入占家庭总收入的比重提高有助于减少家庭贫困的发生，尤其是对已陷入贫困的家庭。家庭成员的整体健康水平与贫困的发生呈负相关，这意味着家庭成员健康状况的恶化有可能加剧贫困（因病致贫），而家庭陷入贫困、持续贫困、贫困状况恶化也有可能对家庭成员的健康造成不利的影响（因贫致病）。

4. 农村贫困家庭的劳动力供给和人力资源水平不及农村非贫困家庭。农村贫困家庭的居住状况和拥有耐用消费品的情况均明显差于农村非贫困家庭。

5. 2012 年中国城镇人口的失业率在 4.4%—9.2% 之间。据此推算，16—59 岁的城镇失业人口规模在 1500 万到 3160 万之间。其中的下限估计是缓解失业的目标，上限估计是促进就业的目标。总体来讲，中国的失业率是很低的。这意味着工资上涨的压力可能会持续下去。

6. 从失业者的特征上看，失业率的高峰发生在 16—24 岁之间，女性失业

^① “六普”中居住在城镇的人口为 665575306 人，居住在农村的人口为 674149546 人（国家统计局，2011）。





率并不明显高于男性。教育有助于降低失业率,在大学及以上学历者中失业率最低。

7. 地区人均 GDP 与失业率没有明显关系,但市场化程度和社会保障水平越高,失业率越低。地区贫富差距越大,失业率越高。但经济发展、经济不平等和失业的因果关系还有待进一步确认。

在本章中我们对贫困和失业这两个与经济不平等相关的问题做了初步分析。我们的分析主要尝试回答三个问题:(1) 目前中国的贫困水平、城镇失业率有多高?(2) 目前的贫困水平、失业率较之从前是升高了还是降低了?(3) 有什么因素与贫困、失业相关?

在对贫困问题的分析中,本章采用了多种贫困标准,并同时使用了收入和支出数据,其综合结果显示,官方的贫困率估计很可能低估了目前的贫困水平。尽管如此,我们发现从 2010 到 2012 年贫困水平的确是在下降,大多数贫困家庭的收入和支出状况确有改善。从这一点看,本章基本上肯定了近年来反贫困的效果。在探讨与贫困相关的因素方面,我们重点分析了工资性收入占家庭收入的比重、健康状况与贫困的关系。尽管我们的发现还不足以证明前两者与后者之间具有因果关系,但初步提供的启示是:为贫困家庭提供赚取工资性收入的机会(如鼓励外出务工,提供第二、三产业的就业岗位)有助于这些家庭摆脱贫困。改善贫困家庭的医疗卫生条件、提供医疗保障也许有助于反贫困;而预防贫困、改善生活条件,也可能有助于提高贫困人口的健康水平。

在对失业问题的分析中,本章用调查数据估计了失业率。根据我们的估计,现行的登记失业率未必严重低估了当前的失业水平。若假定失业有一定的周期性,比如存在暂未工作的情况,则失业率应该是一个区间,登记失业率反映的是该区间的下限。虽然许多实际失业者未必会到劳动保障部门登记,但也有登记的失业者实际上从事临时性或非正式的工作,属于“隐性就业”(Song, 2003),这两部分误差相抵或许降低了登记失业率的偏误。尽管如此,登记失业率在统计口径、数据收集上确有缺陷,未来仍应采用调查失业率来估计失业水平。对于失业率的变化,由于 2012 年 CFPS 对就业与工作信息的收集采用的是全新的模块,无法与基线调查相比较,我们单凭这一期的数据难以做出判断,但我们未来的跟踪调查能够为这个问题提供答案。



本章参考文献

Appleton, Simon, Lina Song, and Qingjie Xia. 2010. "Growing out of Poverty: Trends and Patterns of Urban Poverty in China 1988—2002." *World Development* 38 (5): 665—678.

Bai, Limin. 2006. "Graduate Unemployment: Dilemmas and Challenges in China's Move to Mass Higher Education." *China Quarterly* 185: 128—144.

Du, Yang, Albert Park, and Sangui Wang. 2005. "Migration and Rural Poverty in China." *Journal of Comparative Economics* 33: 688—709.

Elder, Glen H., Jr. 1985. "Perspectives on the Life Course." pp. 23—49 in *Life Course Dynamics: Trajectories and Transitions, 1968-1980*, edited by G. H. E. Jr. Ithaca, NY: Cornell University Press.

Fang, Cheng, Xiaobo Zhang, and Shenggen Fan. 2002. "Emergence of Urban Poverty and Inequality in China: Evidence from Household Survey." *China Economic Review* 13: 430—443.

Giles, John, Albert Park, and Junwei Zhang. 2004. "What is China's True Unemployment Rate?" *China Economic Review* 16(2): 149—170.

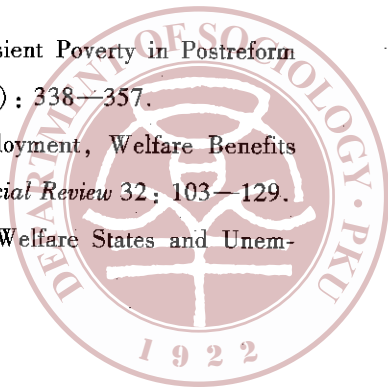
Glauben, Thomas, Thomas Herzfeld, Scott Rozelle, and Xiaobing Wang. 2012. "Persistent Poverty in Rural China: Where, Why and How to Escape?" *World Development* 40 (4): 784—795.

Howell, David R. and Miriam Rehm. 2009. "Unemployment Compensation and High European Unemployment: A Reassessment with New Benefit Indicators." *Oxford Review of Economic Policy* 25: 60—93.

Jalan, Jyotsna and Martin Ravallion. 1998. "Transient Poverty in Postreform Rural China." *Journal of Comparative Economics* 26 (2): 338—357.

Layte, Richard and Tim Callan. 2001. "Unemployment, Welfare Benefits and the Financial Incentive to Work." *Economic and Social Review* 32: 103—129.

Ljungqvist, Lars and Thomas J. Sargent. 1995. "Welfare States and Unem-





ployment." *Economic Theory* 6: 143—160.

Meng, Xin, Robert Gregory, and Youjuan Wang. 2005. "Poverty, Inequality, and Growth in Urban China, 1986—2000." *Journal of Comparative Economics* 33: 710—729.

Nickell, Stephen. 1997. "Unemployment and Labor Market Rigidities: Europe versus North America." *Journal of Economic Perspectives* 11: 55—74.

O'Neill, June A., Laurie J. Bassi, and Douglas A. Wolf. 1987. "Duration of Welfare Spells." *The Review of Economic and Statistics* 69: 241—248.

Park, Albert and Sangui Wang. 2001. "China's Poverty Statistics." *China Economic Review* 12 (4): 384—398.

Ravallion, Martin and Shaohua Chen. 2007. "China's (Uneven) Progress against Poverty." *Journal of Development Economics* 82: 1—42.

Siebert, Horst. 1997 "Labour Market Rigidities: At the Root of Unemployment in Europe." *Journal of Economic Perspectives* 11: 37—54.

Solinger, Dorothy J. 2001. "Why we cannot count the 'Unemployed'." *China Quarterly* 167: 671—688.

Song, Shunfeng. 2003. "Policy Issue of China's Urban Unemployment." *Contemporary Economic Policy* 21: 258—269.

Xue, Jinjun and Wei Zhong. 2003. "Unemployment, Poverty and Income Disparity in Urban China." *Asian Economic Journal* 17: 383—405.

白靖利, 2013, 《大学毕业生“史上最难就业年”到底难在哪?》(http://news.xinhuanet.com/edu/2013-05/20/d_115838152.htm).

北京大学中国经济研究中心 (CCER), 2009, 《第二届中国健康与养老国际研讨会简报之四》(<http://www.cenet.org.cn/article.asp?articleid=38006>).

陈绍华、王燕, 2001, 《中国经济的增长和贫困的减少》, 《财经研究》27 卷第 9 期。

樊纲、王小鲁、朱恒鹏, 2011, 《中国市场化指数: 各地区市场化相对进程 2011 年报告》, 北京: 经济科学出版社。

顾海兵、张安军, 2011, 《科学分析中国经济问题之三大障碍: 指标, 数据,



胆识》，《南京社会科学》第9期。

国家统计局，2011，《2010年第六次全国人口普查主要数据公报（第1号）》（http://www.stats.gov.cn/tjfx/jdfx/t20110428_402722253.htm）。

国家统计局，2012，《中国统计年鉴2012》，北京：中国统计出版社。

国家统计局，2013，《国家统计局新闻发言人就一季度国民经济运行情况答记者问》（http://www.stats.gov.cn/tjdt/gjtjdt/t20130415_402888396.htm）。

国家统计局住户调查办公室，2011，《2010年我国农村贫困人口2688万》国家统计局网站（http://www.stats.gov.cn/tjfx/fxbg/t20110310_402710030.htm）。

国家统计局综合司，2010，《新中国六十年统计资料汇编》，北京：中国统计出版社。

国务院新闻办公室，2009，《2月2日国务院新闻办发布会：陈锡文答记者问》（<http://www.scio.gov.cn/xwfbh/xwfbh/wqfbh/2009/0202/200905/t308608.htm>）。

胡鞍钢、常志霄，2000，《城镇贫困与综合性反贫困政策框架》，《经济学家》第6期。

胡鞍钢、胡琳琳、常志霄，2006，《中国经济增长与减少贫困》，《清华大学学报（哲学社会科学版）》第21卷第5期。

胡兵、赖景生、胡宝娣，2007，《经济增长、收入分配与贫困缓解》，《数量经济技术经济研究》第5期。

廉思，2009，《蚁族——大学毕业生聚居村实录》，桂林：广西师范大学出版社。

潘家华、魏后凯，2011，《中国城市发展报告·NO.4》，北京：社会科学文献出版社。

汝信、陆学艺、李培林，2009，《2009年中国社会形势分析与预测》，北京：社会科学文献出版社。

王红茹，2010，《哪些统计数据不靠谱？》，《中国经济周刊》第28期。

张车伟，2003，《失业率定义的国际比较及中国城镇失业率》，《世界经济》第5期。





中国家庭金融调查与研究中心,2012,《中国城镇失业报告》(<http://chfs.swufe.edu.cn/>)。

中国科学院可持续发展战略研究组,2012,《中国可持续发展战略报告——全球视野下的中国可持续发展》,北京:科学出版社。

中华人民共和国民政部,2011,《2010年社会服务发展统计报告》(<http://www.mca.gov.cn/article/zwgk/mzyw/201106/20110600161364.shtml>)。

中华人民共和国外交部、联合国驻华系统,2010,《中国实施千年发展目标进展情况报告(2010年版)》(<http://www.un.org/zh/millenniumgoals/reports.shtml>)。

文字编辑与校对:胡婧炜

