

中国减贫工作取得不平衡的进展

马丁·拉瓦里昂、陈绍华¹
世界银行发展研究组
美国华盛顿 1818H 大街, NW, 20433
2004 年 7 月 18 日
(根据 8 月 5 日的英文版校对)

1980–2001 年间，中国极端贫困的发生率急剧下降，然而减贫工作在不同阶段及不同省份之间的进展并不平衡。尽管农村人口向城市的流动对减贫工作也起到了一定作用，但大多数贫困人口获益主要归功于农村地区的发展。对全国范围内的减贫工作而言，经济增长的模式非常重要，即：农村地区的经济增长要远比城市地区经济增长重要；农业要比第二产业或第三产业更为重要。农业部门内部日渐上升的不平等程度极大地延缓了减贫进展。在期初不平等程度相对严重的省份，减贫速度更慢，这是由于这些省份不仅发展速度较慢，而且减贫对增长弹性也较低。农业税和通货膨胀损害贫困人口的利益，而对外贸易对减贫则几乎没有短期影响。

¹ 本文作者非常感谢中国国家统计局农村与城市住户调查机构的工作人员提供大量的数据。同时非常感谢维尔马丁、托马斯·皮克逊、多米尼哥·万德维利、王水林、阿兰·温得斯、国家统计局，也感谢在北京大学中国经济研究中心召开的麦克阿瑟基金会 2004 年 6 月会议的与会代表对本文给予的建设性意见。本文内容属作者的个人看法，并不代表世界银行或其任何附属机构的观点。作者联系方式：

mravallion@worldbank.org 和 schen@worldbank.org.

关键字 中国，贫困，不平等，经济增长，政策

1. 序言

本文意在记录和解释自邓小平于 1978 年发动市场化改革的 20 多年来，中国在减贫工作方面所取得的显著成绩。针对新收集到的收入分配数据，我们采用新划定的贫困线进行了分析（其中许多数据以前从未分析过），解决了过去估计研究工作中存在的一些数据模糊问题。因此，我们得到了 1981-2001 年间中国贫困和不平等的一系列测度数据，该数据系列时间跨度最长，且最具内在一致性。虽然各省的数据并不完整，我们能够对 20 世纪 80 年代中期以来各省的趋势进行估计。

有了这些新的测量数据，我们可以讨论发展经济学中长期存在的一些问题。贫困人口在中国的经济增长中到底受益多少？产业和区域的增长模式对减贫是否有影响？人口的城市化在减贫中有什么作用？初始分配如何影响增长率和减贫率？经济政策发挥了什么样的作用？

我们得到了如下主要发现：

第一个发现：中国在减贫方面总体上取得了巨大的进展，但是进展并不平衡。自 1981 年以来的 20 年间，处在我们新定义贫困线以下的人口比例从 53% 下降到 8%；但是，贫困人口的境遇也发生了一些退步。减贫在二十世纪八十年代末、九十年代初出现停止，九十年代中期得到恢复，九十年代末又

停滞不前。贫困人口下降幅度中有一半是发生在二十世纪八十年代的前几年。一些省份的减贫速度进展得比其他省份快很多。

*第二个发现：不平等状况在不断加剧，但这种变化并不是连续地发生，而是集中在某些时段和省份。*中国农村地区的相对不平等状况比城市地区更为严重，这同大多数发展中国家形成鲜明的对比。但是，随着城市不平等状况的迅速增加，农村和城市的不平等状况在趋同。考虑到城市生活费增长率较高，城乡之间的相对不平等没有出现上升的趋势。城市与农村之间、城市与城市之间、农村与农村之间的绝对不平等程度略有上升，城市地区尤为严重。

*第三个发现：增长模式影响减贫进展。*从全国来讲，农村人口向城市转移有助于减贫，但减贫主要还是源于农村地区自身。就削减贫困和不平等而言，第一产业（主要是农业）增长所发挥的作用大于第二或第三产业。如果各产业之间的总增长率从1981年以来保持一致，那么贫困率下降到8%所需要的时间仅需10年，而不是20年。增长的区域结构对减贫同样有影响。一方面，农村收入增长较快的省份减贫率往往也高；但本应对全国减贫最有影响的省份，收入增幅却并不大。增长的模式影响着整体上不平等状况的演变。农村和（尤其是）农业的发展降低了不平等的程度。农村经济增长缓和了城市和农村地区各自内部的、当然还有二者之间的不平等程度。

*第四个发现：不平等已经成为经济增长和减贫工作共同的关注点。假设经济增长率不变而农村内部不平等程度保持不上升，那么中国的贫困人口将不会超过实际值的四分之一（2001年全国的贫困率将是1.5%，而不是8%）。但如果*不平等程度的上升是经济高增长所应付出的“代价”，因为经济高增长的确有助于减贫，那么上述计算将是站不住脚的。然而，我们并没有发现能够表明二者之间这种折衷关系的证据。经济增长较快的时期并没有导致不平等的更快增长。农村收入增长较快的省份里，不平等程度也并没有急速增加。因而，不平等差距较大的省份实际上减贫工作进展缓慢，而非进步较大。这些年来，贫困对不平等的（连续）增长反应得越来越敏感。中国经济转型初期，贫困程度非常之高以至于不平等并不那么引人注目。这种情况发生了变化。而且，即便不平等程度没有显著变化，历史经验显示：不平等程度较大的省份在未来的减贫工作中将面临双重困难，即这些省份的增长率将较低，并且增长对减贫的影响会更小。

2. 有关中国收入贫困和不平等的数据库

我们使用的是中国国家统计局（NBS）农村住户调查（RHS）和城市住户调查（UHS）的数据²。文革期间（1966-76年），国家统计局曾中止这些调查，此后又重新启动（农村地区始自1980年，城市地区始自1981年）。早期的调查规模很小。虽然所有省份自一开始就参与了调查，但早期调查中约有

30%的省份样本过小，以至于国家统计局认为尽管可以据之估计均值但却不足以估计分布特性。然而，这似乎并不会导致偏差；我们不否定这样的零假设，即：在被调查省份最先得到的贫困测度同样适用于“小样本”省份和其它未参加调查的省份³。早期调查的样本尺寸较小，但仍然足以衡量中国整体上的贫困程度；农调队在1980年对16000个住户进行了采访，城调队在1981年对约9000个住户进行了采访；1985年以来，对农村地区进行全国性的调查时，有代表性的样本规模约为70000个，城市地区有代表性的样本规模为30000-40000个。

这些调查有个不同寻常的特点：它们的样框是基于中国的户籍登记制而非采用人口普查方式进行的。这就意味着属于农村户口但转移到城市的一些人将从城市抽样框中漏掉。从农村来的移民转移到城市后，他们的收入提高了（农调队对他们汇回家的款进行了记录）；但是与城市居民的平均收入水平相比，他们可能显得更为贫穷。为了防止结果出现向下偏差，城调队在进行贫困估计时并没有包括城市居民专有的各种津贴和补助。

国家统计局有选择性地向外外部研究人员提供某些省份某些年度的微观数据，但是并不能提供任何年份完整的微观数据。我们将收入分配制成了表

²关于这些调查的背景和设计，请参阅 Chen 和 Ravallion (1996) 和 Bramall (2001)。

³被调查省份的贫困率比我们的主要贫困线高 1.9 个百分点，但与 0 没有太大的区别（t 值 = 0.32）。这也适用于其他贫困测度。

格。这些表格中的绝大部分数据未公开出版，是由国家统计局提供的⁴。总收入包括自给产品的推算收入，但不包括自有住房的推算房租（由于住房市场化程度低，推算住房价格非常困难）。与通常一样，使用收入作为福利衡量指标存在着局限性。例如，城乡居民的收入不平等不一定能够充分地反映出其他方面的不平等，如获得服务的不平等（在城市地区更容易享受到健康、教育、水和卫生等服务）。

1990年，农调队改变了对农民所消费的自给农产品的评估办法，使用地方市场价代替了公共收购价⁵。为了帮助我们校正这一问题，国家统计局提供了使用这两种方式对1990年的分配情况进行汇总的表格；这样，我们可以估计如果国家统计局在二十世纪八十年代后期使用新的评估办法，那时的收入分配会是什么状况。本文附录中详细介绍了对评估办法所做的修定，修改的办法沿用了二十世纪八十年代末期的低贫困测度。

根据调查结果测量贫困时，我们使用了两种贫困线。一种是长期以来使用的“官方贫困线”，即农村地区按1990年价格为每人每年300元。（并无可比的城镇贫困线）。很多观察家认为这条线太低了，未能正确反映出人

⁴ 在国家统计局的年鉴中有许多汇总，但是它们仅提供每个收入阶层家庭的百分比；每个收入阶层如果没有平均收入和平均家庭规模，这些汇总无法对洛伦茨曲线进行准确的估计。有些数据只出现在省统计年鉴或者家庭调查年鉴里。

⁵ 过去的估计采用二十世纪八十年代的“旧价格”，九十年代以来采用“新价格”，忽略其间的价格变化。Chen和Ravallion(1996)为一些省份1985-90期间的微观数据制定了统一的序列。可是，如果数据不成套，序列就没有可行性。

们对何种状况在中国构成“贫困”的普遍看法。这也不足为奇，在如此快速发展的经济体中，拥有什么样的收入才是脱离贫困也是不断变化的⁷。

在与作者合作的过程中，国家统计局制定了一套新的贫困线，以便更好地反映目前的实际情况。新的贫困线使用了富有地区特点的食品包（food bundle），城乡又有不同的食品包，各省分别以中值计算城乡地区的食品包价格。食品包的价格以位在全国最贫穷地区中第 15 和第 25 个百分点之间地区的食品包的实际消费情况为基数。这些包所含热量需要达到每人每天 2100 卡路里，其中 75% 来自粮食⁸。非食品消费的额度是以**总开销等于食品贫困线的临界点附近家庭的非食品开销为基础的，各省不同，城乡也有差异**。这些方法与 Chen 和 Ravallion（1996）和 Ravallion（1994）的方法很接近。

在测量全国范围的贫困情况时，我们只是简单地使用了各地贫困线的均值。舍零取整，我们选择 850 元/年作为农村地区的贫困线，1200 元/年作为城市地区贫困线，均为 2002 年价格。理想的方案是：将地区贫困线应用到各省，然后进行汇总以确定全国的贫困情况。然而，我们只能得到 10-12 年省级的农村数据，这么做将损失大量的信息。我们根据 2002 年城乡贫困线之间的差距，折算出农村贫困线 300 元时的城市贫困线。最后，我们使用国家统计局提供的城乡消费价格指数（CPI）换算出不同时期的贫困线。

⁷尽管起初对低收入的弹性较小，但贫困线还是随着平均收入水平的增长而不断攀升。

在测量总体不平等和城乡之间的不平等状况时，我们将城乡贫困线作为调整城乡生活费（COL）的平减指数。过去对不平等研究忽略了城乡生活费的差别，下文我们将会发现这确有影响。然而，我们的生活费调整法可能不是最理想的，它并没有区分不同层次的收入水平。

我们提出三种贫困测量办法：人头指数（headcount index, H）指个人收入低于贫困线的人数占总人口的百分比。贫困差距指数（PG）指平均线以下人口距贫困线的平均差距占贫困线的比重（平均时将具有零差距的非贫困人口考虑在内）。第三个标准为贫困差距平方指数（SPG），以自身为权重对个体的贫困差距加权，这样就可以反映出贫困人口中间的不平等状况（Foster et al., 1984）。三种方法的综合测量都是将人口分散到各组中，以人口数量为权重进行计算。参考文献 Datta 和 Ravallion（1992）介绍了我们所用的测量方法是如何估计洛伦茨曲线、以及如何利用国家统计局的汇总数据计算贫困测度。

3. 中国 1981–2001 年间的贫困测度

从表 1 可以看出，城市（普查）人口比例从 1980 年的 19% 上升到 2002 年的 39%。尽管政府对人口流动进行过限制（二十世纪九十年代中期以来限制变小），城市化的步伐仍然快得惊人。对照而言，印度（没有人口流动限

⁸ 没有后者的条件，农村食品包则被视为营养不充分（从蛋白质和其它营养物的角度）；城市的食品包营养则相对较好。为了保持一致性，城市和农村的食品包都有限制条件。

制)的城市居住人口比例同期从 23%上升到 28%。看起来,由于经济的增长,中国城市劳动力需求的增加成为农村人口向城市转移的动力。

表 1 的生活费差异在统计期内从 19%上升到 2002 年的 41%。这反映了一个事实,即:城市消费价格指数(CPI)所反映出的长期通胀率比农村消费价格指数(CPI)反映出的长期通胀率高;城市消费价格指数从 1980 年的基数 100 上升到 2001 年的 438,而同期农村消费价格指数则升至为 368⁶。

表 1 还显示了我们对于农村和城市地区收入均值的估计情况。虽然生活费调整使差异大大缩小⁷,但表 1 仍然反映出中国经济的一个显著特点:城乡地区的平均收入存在巨大的差异。我们将在第五节讨论城乡不平等的影响。

表 2 显示的是农村地区的贫困测度,表 3 显示的是城市地区的贫困测度,而表 4 则是全国综合情况。图 1 用两种贫困线显示全国的人头指数。使用新的口径后,人头指数从 1981 年的 53%下降到 2001 年的 8%。我们用 1981 年的数字对 1980 年进行保守估计,1980 年的全国人头指数应为 62%。

对所有年份和所有测量办法进行比较,农村贫困状况都超过城市地区,而且差距很大。可以得出这样的假说,即:从全国范围来讲,快速的城市化进程可以减贫。农村的贫困测度虽然在二十世纪八十年代末、九十年代初以

⁶ 尽管城市人口比例和城乡生活费差别之间存在很强的相关性,这看上去不太真实;这些变化在统计期内不存在相关性。

⁷ 因为后者的调整以贫困线为基础,所以可能不适用于计算平均值(至少在期末);但是,这是我们的最佳选择。

及统计期的最后两年出现明显的倒退，但是总体上仍然出现很强的走低趋势。城市的贫困测度虽然出现较大的动荡，但也显示下降趋势。

统计期内，某些阶段减贫工作的进展比其他阶段大。二十世纪八十年代的开始几年，贫困急剧下降，主要表现在农村地区。使用我们的新贫困线，农村地区的贫困率从1980年的76%下降到1985年的23%。二十世纪八十年代末、九十年代初是中国贫困人口的困难时期；二十世纪九十年代中期，减贫工作重新取得进展，九十年代末进展明显减缓，农村地区的贫困又出现上升迹象¹¹。

我们可以将全国贫困的变化情况分解为“人口转移效应”和“部门内部效应”¹²。 P_t 表示 t 时期的贫困率， P_t^i 是部门 $i=(u$ 代表城市, r 代表农村)在 t 时期的贫困测度，同期相应部门的人口比例为 n_t^i 。我们可以将 $t=1981$ 和 $t=2001$ 之间的贫困变化严格地分解为两部分：

$$(1) \quad P_{01} - P_{81} = \underbrace{[n_{01}^r (P_{01}^r - P_{81}^r) + n_{01}^u (P_{01}^u - P_{81}^u)]}_{\text{部门内部效应}} + \underbrace{[(P_{81}^u - P_{81}^r)(n_{01}^u - n_{81}^u)]}_{\text{人口转移效应}}$$

部门内部效应是指统计期内贫困测度的变化情况，以最后一年人口的比例加权；人口转移效应则测量统计期内城市化的贡献度，以起始年份城乡贫困测度的差值加权。

¹¹ Benjamin et.,(2003)在使用不同的测量方法和数据时，同样发现二十世纪九十年代末期中国农村最贫困人口的生活水平下降了。

¹² 这是 Ravallion 和 Huppi(1991)建议的贫困测量的分解办法之一。

表 5 显示的是使用新贫困线后的贫困分解情况。我们发现：全国的人头指数下降了 45 个百分点，其中 35 个百分点是由部门内部效应造成的（其中 33 个百分点是因为农村地区贫困下降造成的，只有 2 个百分点是因为城市地区贫困下降造成的）；人口从农村向城市转移造成人头指数下降 10 个百分点。用其他方法进行贫困测量，结果非常类似，只不过农村地区效应在贫困差距平方指数法和贫困差距指数法中显示略高，而在人头指数法中效应最低。从表 5 下部数据可以看出，上述情况在 1991-2001 年同样很相似，主要差异是：使用旧贫困线时，“城市内部”比例下降到零，农村比例则上升到 80%左右。

因此，我们可以发现全国的贫困下降 75—80%的原因归功于农村地区的减贫，其余的大部分归功于城市化。了解农村减贫的驱动力对理解国家在减贫方面取得的全面成就显然非常重要。

4. 减贫与经济增长

经济增长率是统计期内中国减贫进展呈现出多样性的一个主要决定因素。全国人头指数对数与全国均值对数的回归系数为-1.43，t 值为 15.02。然而，考虑到两个序列都不是常量，这一结果并不可靠；人头指数对数与均值对数的回归残数显示了很强的序列依存关系（D-W 统计量为 0.62）。对

序列进行差分分析能够解决这一问题¹³。表 6 显示的是每个贫困测度差值对数与人均收入对数的回归结果（本文所有的增长率都是年度差分对数）。由应变量和自变量测量误差造成的普通最小二乘（OLS）估计值有可能上偏；均值高估时，贫困测度将被低估。对调查数据进行人均收入测量时，我们根据 Ravallion（2001）的办法，将人均 GDP 的增长率作为测量工具，其假设前提是：这两个数据源的测量误差不存在相关性（中国的国民核算主要以行政数据而不是以调查数据为依据）。表 6 中 OLS（普通最小二乘）和 IVE（工具变量估计）结果证实了对其他国家的研究结果，即：较高的经济增长率往往伴随较高的减贫率¹⁴。隐含的贫困—平均收入增长弹性在人头指数法下超过 3，在贫困差距指数法约为 4。IVE（工具变量估计）弹性与 OLS（普通最小二乘）弹性很接近（甚至略微高一些），说明相关性的测量误差不是偏差的主要原因。

我们还注意到，表 6 中截距为正并且很大。根据 OLS 估计结果，在零增长时，H（人头指数）每年上升 11%，PG（贫困差距指数）上升 16%，SPG（贫困差距平方指数）上升 19%。因此，中国贫困的下降是两种强大但相反的力量（不平等的上升与经济的积极增长）较量的最终结果。

¹³三个贫困测度对数的一阶差分的相关图并未显示明显的自相关。均值对数的一阶差分仍然显示正序列相关，贫困测度差分对数与均值差分对数的回归残数没有显示出序列相关迹象。

¹⁴关于这一点的证据，我们可以在 Ravallion (2001)中找到。

表 6 对各种情况进行回归，其中包括不平等变化率的回归，不难发现它对贫困产生强烈的积极影响（回归可以被看作是贫困测度和作为测量依据的均值分布之间潜在数学关系的一种对数线性模型逼近）。更有意思的是，时间和不平等变化之间存在正交互效应（表 6），这证明了时间趋势对不平等的强大影响。在此期间中国贫困状况的变化比较容易受不平等情况的影响。事实上，表 6 的交互效应的大小反映出 1980 年前后贫困—不平等弹性实际上为零；但是，人头指数法下的弹性在 2001 年上升到 3.7，在贫困差距指数法下为 5-6。

中国在治理绝对贫困方面取得了长期的成功，经济增长在其中发挥了重要的作用，有数据表明这种成功与增长的部门结构有关系¹⁵。如果我们将人均 GDP 分成 n 个来源，然后按照 Ravallion 和 Datt (1996) 的方法解下列检验方程时，就可以清楚地看到这一点。t 时期的总体均值为

$$\mu_t = n_t^r \mu_t^r + n_t^u \mu_t^u$$

其中 μ_t^i (i=r, u) 分别代表同期农村和城市的均值。总体均值的增长率因而可以记作 $\Delta \ln \mu_t = s_t^r \Delta \ln \mu_t^r + s_t^u \Delta \ln \mu_t^u + [s_t^r - s_t^u (n_t^r / n_t^u)] \Delta \ln n_t^r$ ，其中 $s_t^i = n_t^i \mu_t^i / \mu_t$ (i=r, u) 代表收入份额。现在我们就可以用如下回归方程来检验增长的结构是否有影响：

¹⁵ 人们通常强调增长的部门结构对减贫的重要性；关于这些论点和论据的具体内容，详见 Lipton 和 Ravallion (1995)。下列分析采用 Ravallion 和 Datt (1996) 的方法；发现增长结构对印度的减贫影响。

$$(2) \quad \Delta \ln P_t = \eta_0 + \eta^r s_t^r \Delta \ln \mu_t^r + \eta^u s_t^u \Delta \ln \mu_t^u + \eta^n (s_t^r - s_t^u \cdot \frac{n_t^r}{n_t^u}) \Delta \ln n_t^r + \varepsilon_t$$

ε_t 是白噪声误差项。如此构造回归方程的原因也很明显，请注意：当方程（2）中所有 η^i （ $i=r, u, n$ ）都相等时，它就退化成为减贫速率与增长率（ $\Delta \ln \mu_t$ ）之间的简单回归了。因而，检验假设 $H_0: \eta^i = \eta$ 是否对所有 i 均成立就可以验证产业城乡增长结构是否有影响。

表 7 给出了三种贫困测度的计算结果。很明显，所有情况下增长构成无关紧要的零假设都是不成立的。当然，我们是无法拒绝只有农业收入增长率对减贫有贡献的零假设的。

我们还使用了第二种分解方法，即把人均 GDP 分成 n 个来源构造出如下的检验方程：

$$(3) \quad \Delta \ln P_t = \pi_0 + \sum_{i=1}^n \pi_i s_{it} \Delta \ln Y_{it} + \varepsilon_t$$

Y_{it} 是来源 i 在 t 时期的人均 GDP， $s_{it} = Y_{it} / Y_t$ 是该项来源所占份额， ε_t 是白噪声误差。在参数 $\pi_i = \pi$ （ $i=1, \dots, n$ ）的特殊情况下，方程式（3）退化为减贫率与人均 GDP 增长率的简单回归（ $\Delta \ln Y_t$ ）。

统计期内，我们只有 21 个观察值，因此不可能将 GDP 分解得很细。我们采用了一种对 GDP 的由来的标准分类法，即“第一产业”（主要是农业）、“第二产业”（制造和建筑业）和“第三产业”（服务和贸易）。图

2 显示这些产业在统计期内的变化情况。第一产业比例从 1980 年的 30% 下降到 2001 年的 15%；第三产业比例的上升弥补了第一产业发展比例的下降。但应注意的是，这些都是高度综合的 GDP 成分；或许是由于收缩的（特别是国有企业）和扩张的（例如劳动密集型的出口）制造业同时起作用，第二产业的比例几乎不变。

表 8 提供了 H（人头指数）法和 PG（贫困差距指数）法的检验方程，表 9 显示了 SPG（贫困差距平方指数）法的结果（我们将会看到，该方法要求的规格略微不同）。我们发现不同产业的增长对减贫率的变化确有影响；第一产业的影响远远大于第二产业或第三产业；后两个产业的影响基本相似（我们无法拒绝零假设，即它们的影响是一样的）。对于 SPG（贫困差距平方指数）法，我们无法零假设，即只有第一产业起作用；表 9 给出了这种情况下的受限模型。我们的结论与 Ravallion 和 Datt（1996）关于印度的情况一致，尽管印度第三产业增长所产生的影响比中国相对更大。

从这些综合性的结果中无法判断出第一产业的增长对减贫的影响到底源自何处。由于农村地区农业土地使用权分配相对公平、贫困范围广而深，我们因此可以得出一个应该合理的结论，即：农业增长使贫困人口大大受益。有证据证明中国的农村家庭可能还要受外部效应影响。农村发展一个重要的外部因素是经济活动成分的地方化。在中国贫穷的西南地区，Ravallion

(2004)发现当地的经济活动成分对家庭消费增长具有不可忽视的作用。当地某一产业内经济活动的构成对这一产业的收入增长具有很大的积极效应。还有很多影响很大的交叉效应，特别是从农业到某些非农业活动。所有产业中，对正外部性贡献最大的是农业。

度量经济增长的部门结构对减贫贡献率的虚设指标就是假设所有三个产业以同样的比率增长时减贫的速率，我们将这种增长称为“平衡增长”。如果是这样，1981年GDP的产业比例就保持不变，即第一产业对GDP的贡献度 totals 32%。表8中的人头指数（取决于GDP总体增长率）的预期变化率则为 $0.155 - 4.039\Delta \ln Y_t$ （以表8为基础， $4.039 = 0.32 \times 7.852 + 0.68 \times 2.245$ ）。在同样的GDP增长率下，平均减贫率每年就会成为16.3%，而不是9.5%。如果用人头指数法对这20年的数据进行统计，将贫困率从53%降低到8%需要约10年的时间。

出现这种情况是假设平衡增长时总体增长率保持不变是可能的。这里可能存在一个权衡取舍，其原因一方面是由于生产与一些综合要素的供应刚性存在一定的替换可能；另一方面是由于政府在公共基础设施建设方面因财力不足而改由私人参与。在这种情况下，表7确定的两种增长成分（ $s_{1t}\Delta \ln Y_{1t}$ 和 $s_{2t}\Delta \ln Y_{2t} + s_{3t}\Delta \ln Y_{3t}$ ）之间的相关度为 -0.414。可是，此相关关系只有在6%的水平才有意义；很明显，在统计期内存在某些阶段（1983-84，1987-88

和 1994-96)，第一产业的增长与第二、第三产业的混合增长率都在平均线以上。

我们已经看到，增长成为解释减贫率变化的重要因素。如果直接使用调查得到的均值衡量，减贫率变化值的一半是受增长的影响。如果采用国民核算法，经济增长能够解释减贫率差异的五分之一；当我们考虑到增长的部门构成时，增长对这种差异变化的影响扩大了一倍，表明第一产业的重要性正在日益超出第二产业或第三产业（当然，在部门内也可能存在异质性）。

5. 不平等与增长

许多文献曾经对中国的不平等现象进行过很局部描述，它们只是反映了某些时期（据我们所知，Kanbur 和 Zhang, 1999 对 1985-95 涉及到的时间最长）和/或某些部门或省份情况。如我们将看到的那样，这种局部描述带有很大的片面性。本节我们将首先研究城乡之间的不平等，然后对部门内及整体情况进行考察，最后分析不平等与增长之间的关系。

城乡之间的不平等是否加大了呢？图 3 显示了城乡平均收入比的变化情况。如果不调整生活费差异，那么城乡居民平均收入比就会表现出很强的增长趋势。此时，平均收入比率与时间的回归系数为 0.047，t 值为 3.12（已经将误差项的序列相关纠正过）。然而，调整后的回归系数下降到 0.021，在 5% 的显著性水平下（ $t=1.79$ ）这已经与零没有太大区别。我们注意到仍然存在相对较长的分阶段趋势。这其中的 1986-94 期间曾经被 Yang (1999) 研

究过，他据此认为中国改革后城乡居民平均收入差距出现上升趋势。但很显然这并不是整个改革时期的普遍特征。事实上，城乡收入平均值比率在二十世纪九十年代中期急剧下降，尽管九十年代后期又出现反弹。

城乡地区之间的绝对不平等出现增长趋势，从图 4 所显示城乡平均收入（以 1990 全国平均值为标准）绝对差异的变化情况中可以验证这一点。绝对差异（这个数再次作为时间的回归系数计算）的趋势是每年 0.044，t 值为 3.40（同样纠正了误差项的序列相关性）。但也曾出现与这种趋势相反的时期，如二十世纪八十年代初期和九十年代中期。

在考察城市和农村地区各自内部的不平等情况时，我们可以看出一个增长的趋势，尽管农村内部不平等在二十世纪八十年代初期和九十年代中期曾出现下降（表 10）。与大部分发展中国家形成鲜明对比的是：尽管中国城市的不平等增长率比农村高，但是农村地区相对收入的不平等情况比城市地区严重；看起来，其他发展中国家的模式在中国的将来也会出现。我们还注意到，城市和农村不平等的变化似乎存在一个共同的影响因素；农村基尼指数对数形式一阶差分与城市基尼指数对数形式一阶差分的相关系数为 0.69。下文还将回头探讨这个问题。

在计算全国的基尼指数（表 10）时，我们对城乡的生活费进行调整。该表还列出了未调整的估计值（就如以前的研究一样）。如同人们预期的那

样，全国的整体不平等状况比城市内部或农村内部的不平等状况都要严重，如果使用生活费用调整城市地区基尼指数，不平等状况将会有所缓和。由表 10 可以看出，生活费的调整使 2001 年总基尼指数下降了五个百分点以上。全国的不平等增长趋势很明显（图 5），但在分阶段内却没有发现增长：不平等在二十世纪八十年代初和九十年代中期得到下降。

如果使用绝对测量法，不平等的加剧现象将更加显著。图 6 显示的是绝对基尼指数，用固定均值（1990 全国均值）对绝对差进行归一化调整（因而绝对基尼指数并不是小于 1 的）。很明显，农村地区的相对不平等程度比城市地区高，这与绝对不平等的情况相反，城市地区的绝对不平等程度在任何时候都比农村地区高。

不平等的加剧严重抑制了增长对贫困的影响。如果使用 1981 洛伦茨曲线和 2001 年农村的平均值对贫困测度进行重新计算，我们可以发现农村地区的贫困率（上线）在 2001 年将会下降到 2.04%，而不是实际的 12.5%。同样地，农村的 PG 指数（贫困差距指数）将会下降到 0.70%（而不是 3.32%），SPG 指数（贫困差距平方指数）下降到 0.16（而不是 1.21）。在这种情况下，城市地区将会消灭了贫困。但是，即便在测量 2001 年城市贫困状况时采用当年真实的贫困测度（让城市内的不平等状况象实际一样加剧），全国贫困率也应该会下降到 1.5%。

这样就提出了一个问题，即：如果不平等没有加剧，是否还能实现同样的增长率。如果放松对经济的控制必然导致不平等的加剧，那么我们将是低估了 2001 年的贫困水平，那本应在农村贫困程度没有上升的情况下度量的。

统计期内的不平等状况加剧，期间平均收入也在提高。基尼指数与人均 GDP 回归系数的 t 值为 9.22（相关系数为 0.90）。但是，这一相关性可能并不可靠；D-W 统计量为 0.45，说明残差存在很强的自相关性。这不足为奇，不平等和平均收入各自趋势都很强劲，或许是受不同因素影响。

一个更好的检验办法是观察统计期内不平等变化与增长率变化之间的相关性¹⁶。没有观察到明确迹象能够表明中国的经济增长是以较严重的不平等为代价的。GDP 增长率和差分对数形式基尼指数之间的相关系数为-0.05。回归系数的 t 值为 0.22（D-W 统计量为 1.75）。所以没有迹象表明：高增长率必然带来严重的不平等。

如果我们不使用总年度数据，而是按照全国不平等率上升或下降（如表 11）将整个时期分成四个阶段，也可以确认上述观点。假如存在整体上的此消彼长，我们将会发现不平等状况加重时期的增长率较高。事实上情况并非如此，在增长率最高的两个阶段，不平等率下降。

¹⁶基尼对数与 GDP 对数一阶差分的回归尽管没有显示残数之间的序列相关性，GDP 对数一阶差分的第一正序列相关度仍为 0.48 的。因此，差分的规格是合适的。

(\bar{Y}_t^u) 与农村平均值对数 (\bar{Y}_t^r) 的 OLS (普通最小二乘) 回归公式得到相关性将会最强, 即:

$$(6) \quad \Delta \log(\bar{Y}_t^u / \bar{Y}_t^r) = \underset{(2.657)}{0.044} - \underset{(-3.802)}{0.969} \Delta \ln Y_{t-1} + \hat{\varepsilon}_t^Y \quad R^2=0.437; \quad n=20$$

第一产业的增长使农村地区内部的不平等率下降; 同时, 第二产业的增长使农村地区的不平等率提高¹⁸。

$$(7) \quad \Delta \log(G_t^r) = \underset{(1.892)}{0.010} - \underset{(-4.516)}{0.219} (\Delta \ln Y_{1t} - \Delta \ln Y_{2t}) + \hat{\varepsilon}_t^r \quad R^2=0.346; \quad n=21$$

第二和第三产业的增长使城市地区的不平等率上升, 但是没有迹象表明第一产业的增长 (大部分源自农村地区) 对城市内的不平等状况产生影响。第二和第三产业的效应滞后一年时变得最强烈, 但是两个产业之间没有区别; 下面是城市不平等变化率的简单回归公式:¹⁹

$$(8) \quad \Delta \log(G_t^u) = \underset{(-2.078)}{-0.064} + \underset{(2.989)}{1.340} (s_{2t-1} \Delta \ln Y_{2t-1} + s_{3t-1} \Delta \ln Y_{3t-1}) + \hat{\varepsilon}_t^u \quad R^2=0.396; \quad n=21$$

在平均收入调查数据中, 我们发现了增长模式的另外一种观点。表 13 是全国、城市地区和农村地区的基尼指数对数差分与农村和城市平均收入增长率对数差分的回归情况。通过对 GDP 结构的一致分析, 我们发现农村收入的增长导致全国不平等程度的下降, 对城市和农村地区均是如此。然而, 农

¹⁷关于不平等和发展的文献强调增长的部门构成的重要性 (具体例子见 Bourguignon 和 Morrison, 1998)。

¹⁸下列回归的同质性限制顺利通过, 如果对 $\Delta \ln Y_{2t}$ 加到回归公式中去, 其系数的 t 值为 0.45。

¹⁹回归残数存在 (负) 第一序列相关。尽管标准误差降了很多 (t 值为 3.942), 为了对此进行纠正, 斜率降到 0.974。

农村地区存在一个很强的、基本上属抵消性的滞后效应，农民收入的增加本来可以降低农村地区的不平等率，但是，这种滞后效应可能会冲击农民的收入。城市居民收入的增长使全国不平等和城市内部不平等情况加剧，而没有使农村地区的不平等情况加剧。这与 Ravallion 和 Datt (1996) 对印度的研究成果相一致。

那么是什么推动了城乡地区的不平等状况的共同缓和呢？答案似乎在于农村收入的增长。我们已经看到，无论是城市还是农村地区，基尼指数对数的一阶差分与农村收入增长存在负相关。控制了这一共同因素，表 13 显示农村不平等状况的回归残差与城市不平等的回归残差没有太大的相关性²⁰。

6. 总体经济政策与收入分配

二十世纪八十年代初期，伴随着集体经济的解散和“家庭联产承包责任制”下农村土地使用权的私有化，第一产业 GDP 和农村减贫工作取得很大的成绩（以前的农业土地由生产队耕种，所有成员平均分配）。文献指出，这些改革刺激了中国经济转型初期农村经济的增长 (Fan, 1991; Lin, 1992; Chow, 2002)。对于这次改革，我们不能肯定是否还有其它更好的办法；但是，将 1981-1985 农村地区的贫困状况的改变中的大部分归功于农业改革应该是合理的。农村人头指数从 1981 年的 64.7% 下降到 1985 年的 22.7%（表

²⁰ 在解释城乡基尼指数变化的相关度方面，使用调查测量的农村经济增长作为数据比使用第一产业 GDP 更好。

2)。按照农村人口比例计算，1981-2001年间，全国贫困率下降77%。即便还有其他因素促成1981-85年农村贫困率下降了五分之一，我们仍可以认为中国早期的农业改革为中国20年来贫困率的下降做出了60%以上的贡献。

农业价格政策在此期间产生了影响。中国政府制定了粮食收购价，要求农民以低于市场价的价格向政府交纳公粮。对于一些农民来说，多生产粮食相当于多纳税；对于另外一些农民来说，这会影响生产粮食的积极性。显然，这种政策不受农民欢迎（参见Kung, 1995关于中国农民的态度调查）。

通过提高粮食收购价来降低这种税收提高了第一产业的GDP。我们发现第一产业GDP的增长率与实际的粮食收购价格（我们使用了农村消费价格指数来平抑名义价格）之间存在较强的相关性，具体情况见图7。这里同时存在即时效应和滞后效应，第一产业GDP增长率与当期和滞后的实际收购价格（PP）变化率之间的OLS（普通最小二乘）回归公式表示如下：

$$(9) \quad \Delta \ln Y_{1t} = 0.045 + 0.210 \Delta \ln PP_t + 0.315 \Delta \ln PP_{t-1} + \hat{\varepsilon}_t \quad R^2=0.590; D-W=2.60;$$

(5.937) (2.152) (3.154)

n=19

我们发现政府收购价格的变化与不平等变化之间存在较强的负相关；图8描述了这两个序列（政府收购价变化滞后一年）的情况；简单相关系数为-0.609。

减少农民的这种税收已经成为减贫的一项有效的短期政策。人头指数变化率 $\Delta \ln H_t$ 与 $\Delta \ln PP_{t-1}$ 的回归系数为 -1.060 (t 值为 3.043)。这种作用是通过农业收入实现的，我们已经看到，它对粮食收购价格的反应很敏感。如果对我们第二和第三产业的增长进行控制（这些增长不太可能受粮食收购价格影响），回归系数则为 -1.091 (t=2.994)。对于后两种指数而言，全国贫困相对收购价格的弹性要更高：使用 PG（贫困差距指数）时，回归系数（自变量、应变量均取对数差分）为 -1.433 (t=2.929)；使用 SPG（贫困差距平方指数）时，回归系数甚至高达 -1.708 (t=3.134)。

经济学文献表明，还有另外两种总体经济政策与贫困相关，即：宏观经济稳定性和贸易改革。就宏观经济稳定性而言，许多研究证明通货膨胀对贫困人口不利，持这种观点的文献包括进行研究过多国数据的 Easterly 和 Fischer (2001) 以及 Dollar 和 Kraay (2002)，以及研究印度数据的 Datt 和 Ravallion (1998)。中国出现过两次通货膨胀期，即 1988-89 和 1994-95。在前一个通货膨胀期，贫困率上升；而在第二个通货膨胀期，贫困率下降。然而，我们发现当对收购价格进行限制时，时滞后的通货膨胀率变化对三个贫困测度都有反作用。对于人头指数，

$$(10) \quad \Delta \ln H_t = -0.082 - 1.257 \Delta \ln PP_{t-1} + 1.249 \Delta^2 \ln CPI_{t-1} + \hat{\varepsilon}_t \quad R^2=0.491; D-W=1.86;$$

(-3.058)
(-3.688)
(2.493)

n=19

后两年的贸易量)的变化值也不大。用方程(11)进行再次检验时并没有发现贸易量增大会产生分配效应。

上述检验中,贸易量很可能是内生的,尽管尚不清楚纠正这种偏差是否会意味着贸易对减贫产生重要的影响。这要求贸易量与被忽略的变量正相关。然而,人们可能更倾向于认为贸易量与残差之间存在负相关;其他(被忽略的)促进增长的政策在推动贸易的同时,也削减了贫困。

其它利用不同的数据和方法进行的研究也说明:贸易改革对贫困或者不平等几乎不起任何作用。Chen 和 Ravallion (2004b)研究了中国加入世界贸易组织前关税调整对家庭收入的影响(采用了CGE模型对价格和工资变化进行估计)。加入世界贸易组织对人均家庭收入有积极的影响,但是对不平等的总体状况几乎没有任何影响,短期内对减贫起到一点作用。

7. 省级贫困情况

到目前为止,我们只是在关注国家层次时间序列的贫困情况,现在让我们利用现有不完整的数据来研究部分省份的贫困情况。在此,我们只研究农村地区的贫困问题。

国家统计局提供的农村平均收入的序列从1980年以来都是齐全的,然而省级分配的序列只有11-12年的统计数。表格15列出了收入平均值、贫

²¹价格的双轨制使得出口商可以以低于计划价格的价格采购商品,然后出口创利。因此,在1986年以前,石油是一个出口商品。

困和不平等“初始”值的整体统计量。均值都是 1980 年的；其他测度有三分之一始自 1983 年，其余则始自 1988 年。起初时数值差别很大。即使是二十世纪八十年代早、中期时的基尼指数也在 18%到 33%之间不等（见表 15）。

表格 16 是根据 OLS（普通最小二乘）方程 $\log X_{it} = \alpha_i^X + \beta_i^X t + v_{it}^X$ （ X 为某一变量变数， i 是省份）所得出的趋势增长率的估计值。我们假设平均收入值的误差为 AR(1)（这里对应的是延续性年度序列）；对于非延续性、不完整分配数据，我们除了将误差项作为白噪声处理外别无选择。趋势增长率从新疆的 1%/年到安徽的近 7%/年之间不等。基尼指数增长率从广东的近似零值到北京的 3%之间不等。广东省人头指数年下降率令人不可思议的为 29%，而同期在北京、天津、上海、云南、宁夏、新疆等 6 个省份的人头指数变化都几乎近似于零，尽管北京、天津和上海三处在开始阶段的贫困率都非常低（见表 15）。

有关区域增长的文献指出了沿海省份与内陆省份的差异²²。这种差异与中国政府的区域政策有关，因为这种政策使得税收和公共投资方面向沿海省份倾斜。（沿海省份包括河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东和广东；尽管广西地理上临海，但习惯上并不归入“沿海”地区。）我们证实了沿海省份的减贫倾向率较高。内陆省份人头指数平均下降倾向率为每年

8.43% ($t=4.14$)，而沿海省份则为每年 16.55% ($t=5.02$)；沿海省份与内陆省份减贫倾向差异的 t 统计量为 2.10。

贫困与增长在省级的情况

各省的数据确认了农村收入增长与减贫之间的关系。图 9 反映的是各省农民平均收入增长倾向率与人头指数变化倾向率之间的关系。该图还反映了与最小初始贫困测度的三种情况，也就是说：北京、天津和上海在统计期内都出现了贫困增长的情况（尽管统计数字并不大）。

有关人头指数下降率与农村收入增长率的回归系数是 -1.58，这在 5% 的显著性水平上比较可靠 ($t = -2.05$)。在 95% 的置信区间内，增长率 3% 的增长率对人头指数的影响大约是 0 到 9%。然而，如果不把北京、天津和上海计算在内，那么同样的置信区间下对人头增长率的影响则会更大，也可进行更为准确的估计。此时，回归系数则为 -2.43 ($t=4.29$)，95% 的置信区间下 3% 的增长率对人头指数的影响大约为 4% 到 10%。

尽管较高增长率意味着贫困的急剧减少，但我们可以从图 9 中看到给定增长率下的减贫程度还是存在很大差别的。对“减贫相对增长的弹性”的计算也能说明这一点，其定义为 H （人头指数）和人均收入的变化之比。该指标的变化范围为 -6.6 到 1.0，平均值为 -2.3。

²² 请参阅 Chen 和 Fleisher (1996), Jian et al. (1996), Sun 和 Dutta (1997), 以及 Raiser (1998)。

如何解释相同增长率下减贫率存在的差异呢？假设不平等状况没有变化，那么上述弹性依赖于初始分配情况的参数，主要有收入和“不平等”。更一般地，当分配情况发生变化时，该弹性也是依赖于不平等的趋势。差异可以用初始不平等、初始收入和不平等趋势进行部分的解释。（这两个趋势估计值之比也可能存在相当大的测量误差。）假定数据满足一致性限制，如下回归方程是不难解释的²⁴：

$$(12) \quad \beta_i^H / \beta_i^Y = \underbrace{(-5.935)}_{(-4.487)} + \underbrace{0.0136}_{(2.560)} \bar{y}_{80i}^R (1 - G_{83i}^R) + \underbrace{1.365}_{(2.392)} \beta_i^G + \hat{\varepsilon}_i \quad R^2=0.386; n=29$$

\bar{y}_{80i}^R 是省份 i 的初始均值与全国均值之差。当不平等变化率和平均残数为零时，弹性在 $G_{83}^R = 1$ 情况下为 0，并将随着不平等的下降向负方向变化。 $G_{83}^R = 0$ 时，相对平均收入的弹性为 -6；但当收入增长时，弹性朝零方向上升。因此，在初期较为均等且贫困率较低的省份，相同增长率对贫困的影响更大。

与使用全国层面时序数据推算的结果相一致，我们没有在各省的数据中发现增长和均等之间存在任何替代关系。图 10 显示了基尼指数趋势与平均收入趋势的分布情况，相关系数为 -0.188。由于没有存在总量水平上进行取舍的证据，我们倾向于认为不平等的增长降低了省级减贫率。不平等程度增

²⁴ 这个数据是 Ravallion(1997)的变化值。从 β_i^H / β_i^Y 与 $G_{83}^R \cdot \bar{y}$ 及 $G_{83}^R \beta_i^H$ 与 β_i^G 的无限制回归开始，联合的 F 检验坚持零假设 (prob.=0.17) 将公式 (9) 作为限制公式。

长较小的省份具有较高的减贫率(见图 12); 相关系数为 0.517 ($t=3.14$)。

假定增长过程对收入分配是中性的, 即所有阶层的收入水平在该期间都以相同的速度增长, 那么我们计算一下此时 2001 年的贫困程度就可以简单地衡量不平等的上升给贫困人口造成的损害。图 11 将 2001 年农村地区的模拟贫困测度与实际测度进行了比较²⁵。所有 29 个省份中, 分配变化都加剧了贫困程度。事实上, 我们发现 23 个省份 2001 年农村的实际贫困率将超过我们假定不平等情况不变时所得贫困率的三倍。

广东省(作为香港的腹地)是个例外。由于不平等状况没有出现上升趋势, 因而广东仍凭借略高于全国的平均增长率获得全国最高的减贫率, 尽管它初始不平等程度相对较高(表 15)。

增长的区域模式会偏爱穷人吗? 这要考察那些对全国贫困状况影响较大的省份是否经历了较大程度的增长。图 13 显示了对 1981 年的贫困按比例权重(权重确保对于给定省份全国贫困增长的影响)后, 增长率相对总弹性(人头指数与平均值变化趋势之比)的分布情况。很明显, 在增长可能会对全国贫困状况最有影响的省份, 没有出现较大增长。这与我们对二十世纪九十年代的印度研究结论一致(Datt 和 Ravallion, 2002)。

²⁵利用初始洛伦茨曲线和 2001 年的平均值可以得到模拟的贫困测度。

对省级情况的解释

考察下面两套变量能在多大程度上解释减贫变化率的省际差异是很有意义的：（1）与平均收入及其分配相关的初始条件；（2）位置，初特别是该省是否属于沿海省份（*COAST*）。广东是个特例。在解释初始分配情况时，我们把农民收入的初始基尼指数（ G_{83}^R ）以及城乡平均收入初始比率（ UR ）²⁶包含进来。我们假定这些变量同增长及间频率对增长的弹性都有关。使用以上变量，我们可以得到如下关于人头指数变化率趋势的回归公式：

$$(13) \quad \beta_i^H = -67.877 + 0.141 \bar{Y}_{80i} + 0.463 G_{83i}^R + 6.797 UR_i - 9.291 COAST_i - 25.012 GDONG_i + \hat{\varepsilon}_i$$

(-6.239) (8.090) (3.313) (3.201) (-5.292) (-15.160)

$R^2=0.827$; $n=28$

期初较贫困（指平均收入）和不平等程度较轻的省份后来的减贫率较高。这种影响很大，期初不平等程度从最低到最高导致减贫率下降七个百分点。控制初始平均收入和分配情况，沿海地区的减贫率上升九个百分点；广东的减贫率甚至上升了 25 个百分点。

初始不平等的影响是通过两个途径发挥作用的。首先是增长率，不平等程度较低的省份增长率较高，理论和实际都证明了这一结论²⁷。如果我们把应变量换成农村收入均值的变化率也可以发现这一点：

²⁶ 在 1985 年时这被界定为城市均值（这是 UHS 所提供的第一批数据点）与第一批农村均值的比率（1983 年 2/3 的案例都是如此）。

²⁷ 关于中国县级不平等的数据，请参阅 Ravillion(1998)；关于乡村一级情况，请参阅 Benjamin et al.,(2004)；关于理论与证据，请参阅 Aghion et al.,(1999)。

$$(14) \quad \beta_i^Y = 14.143 - 0.007 \bar{Y}_{80i} - 0.149 G_{83i}^R - 1.632 UR_i + 0.507 COAST_i + 1.290 GDONG_i + \hat{\varepsilon}_i$$

(3.759)
(-1.294)
(-2.526)
(-2.682)
(0.913)
(1.875)

R²=0.423; n=28

奇怪的是，表示是否属沿海省份及广东省的虚拟变量在上述回归中无足轻重；看来它们对贫困的影响主要是在分配状况方面。

其次，初始分配情况也对增长有着独立的影响，正如在方程（12）中显示的那样。如果我们将增长趋势变化率代入方程（13）（应该承认类似的内生偏差），那么两个不平等测度都仍很显著，尽管两个系数都变小（大约减少 1/3），而且此时初始基尼指数只是在 10% 的显著性水平上才可信（城乡差距变量仍很显著）。在不平等较为严重的省份，增长对减贫的作用比较小，这与一些国际研究中所发现的情况相一致 (Ravallion, 1997)。

8. 结论

1978 年开始改革以来，中国减贫工作的成功是不可否认的事实。然而，进一步认真研究减贫成功背后的各种数据后，我们认为还是有些经验教训值得重视，不论是为了中国自己未来的减贫工作，还是考虑到对于其他发展中国家在减贫方面的影响。

试图借鉴中国经验的其他发展中国家不应忘记中国改革初期的特殊历史环境。二十世纪七十年代中期，经历过“大跃进”和“文化大革命”的中国农村面临着普遍性的严重贫困。然而，很多被迫参加过集体劳动（工作积极性差）的农民仍然没有忘记如何单独地耕作。因此，只需取消这些失败政策

（如解散集体公社、实施了家庭承包责任制等）就可以马上带来一些收益。这给中国（乃至世界上）最贫穷的人口带来了巨大的益处。仅在二十世纪八十年代初始几年里，中国的贫困人口就下降了一半，但这最主要归功于土地改革的“举手之劳”，而土地改革可一不可再。

对其他发展中国家而言，一个非常明显但同时十分重要的中国经验是政府需要通过降低赋税（直接或间接地）以求尽可能少地损害贫困人口。在中国，直到前不久政府还是推行着广泛的粮食征购制度，通过制定比例及低于市场的收购价向农民课税。因而，中国政府可以借助提高粮食的收购价在短时间内迅速取得减贫效果，正如二十世纪九十年代所发生的那样，同时降低了贫困和不平等程度。

当一个国家的贫困问题主要出现在农村时，那么农业的增长在减贫工作中发挥重要作用就是非常自然的了。中国如此，其他发展中国家也是一样。然而，农业增长在中国过去减贫工作中所发挥的作用也反映了一个（至少部分）特殊的历史环境，那就是，在打破集体耕作时，对土地实行了相对公平的分配。然而，中国的经验证明：在多数发展中国家里，促进农业及农村地区的发展对利于贫困人口的增长来说至关重要。

我们还发现了一些支持如下观点的证据：宏观经济的稳定性（尤其是借助避免通货膨胀冲击所形成的稳定性）有利于减贫。贸易改革对减贫的作用

相对来说没有那么明显。成功的贸易改革也许会对贫困人口带来长期内的好处（例如，可带动更多城市劳动密集型经济的增长），然而，中国在 1981-2001 年的情况无法证实外贸扩张能够加速减贫进展。

展望未来，有理由相信：如果不解决日益严重的不平等问题，中国要维持过去的减贫进展速度将更加困难。倘若历史能够指引将来，我们可以想见：正如过去发生的那样，当前不平等程度（相对）较高的省份减贫进展更为艰巨。同时，总量增长越来越多地来源于仅能给最贫穷的人们带来有限益处的增长点。轻而易举便能有效地让贫困人口获益的改革措施将非常罕见。不平等状况不断加剧，并且贫困对不断加剧的不平等状况愈加敏感。

在中国，人们对“贫困”的理解也在发生变化。考虑到中国的人均收入同期翻了两番，二十年前定义的贫困标准失去意义是不足为奇的。中国正在进入一个新的发展时期，此时相对贫困受到了更多的关注。未来，经济增长将不再是与贫困斗争的制胜法宝。

附录：改变评估办法对 1990 年的评估进行纠正

二十世纪八十年代初期粮食市场还没有开放 (Guo, 1992; Chow, 2002)，因此这时修改评估办法显然还不太受人关注。既然所生产的粮食基本上都是卖给政府，因此按照政府的收购价格对自产的粮食消费进行评估是合理的。随着粮食市场在 1985 年开始迈开开放步伐，政府收购价和市场价

之间就出现了差异；在二十世纪八十年代末期，粮食的计划价格总是大大低于市场价格(Chen 和 Ravallion, 1996)。

1990 年实物收入评估办法发生改变（这时计划价格已被当地销售价格所替代），这给在中国如何制定统一的贫困测度序列带来了麻烦。表 A1 列出的是我们使用两种办法对国家统计局提供的 1990 年农村地区重要统计数据
进行计算后得出的结果。在我们所使用的两种方法中，农民平均收入的估计
值相对国家统计局结果向上调整了 10%，不平等估计值则向下调整了一些，
贫困侧度都有所下降，如表 A1 中前两行数据所示。

为了解决二十世纪八十年代末期数据中出现的不连续问题，我们将 1990
年的数据校准出一个简单的“纠正模型”。注意到国家统计局所提供表格中
数据的分位数不统一，因此首先必须对新旧价格的数据进行处理，使这些分
位数统一起来。为此，我们对每个分布的洛伦茨曲线参数进行单独估计，然
后用之估计每个百分点以下的人均收入。将这些分布按照相同的分位精度进
行排列后，我们对按新旧价格分别计算的平均收入比率对数建立了一个柔性
参数模型，可以发现只需取到收入比例的三次方就已经能够很好地拟合数据
(括号内为 t 值)：

$$(A1) \quad Y(new)/Y(old) = 1.19272 - 0.20915 p + 0.23457 p^2 - 0.12562 p^3 + \hat{\varepsilon} \quad R^2=0.99959$$

(5421.5) (-111.8) (54.5) (-44.9)

其中，Y(new)是新价格，Y(old)是旧价格，p是按人均收入排列的累积人口比例（ $0 < p < 1$ ）。通过回归，在旧价格的基础上对1990年的收入在新价格条件下的分布情况进行估计，我们得到了表A1最后一行的估计数据。可以看出，用新价格做出的汇总统计和贫困测度与直接从数据得到的测度结果非常接近。

我们使用上述办法为整个二十世纪八十年代估计出了一个校正过的“假想新价格”序列。可是，粮食价格（和许多其他消费品一样）直到1985年才放开，所以我们仅将纠正办法应用于1985年及以后的“旧价格”。由于价格的变化不是一夜之间发生的，因此我们对数据进行了平滑。我们使用新旧价格序列的加权平均来替换旧价格序列。估计出的新价格序列的权重从1985年的0.2线性上升到1989年的1.0。应当承认，这只是一种权宜之计，但是基于现有数据，该办法应该是最为可靠的了。

图A1表示的是纠正办法对农村贫困人头指数的影响。图2表示的是纠正办法对人均收入和基尼指数的影响。

表 A1： 使用调整的评估办法对 1990 年中国农村进行贫困测量

	平均收入 (元/人)	基尼指数 (%)	人头指数 (%)	贫困差距 指数 (%)	贫困差距 平方 (%)
旧评估办法	629.70	31.53	37.63	11.13	4.55
新评估办法：实际	686.30	29.87	29.93	7.85	2.87
新评估办法： 用纠正模型估计	688.05	30.05	29.86	7.86	2.88

图 A1: 评估办法的改变对人头指数的影响

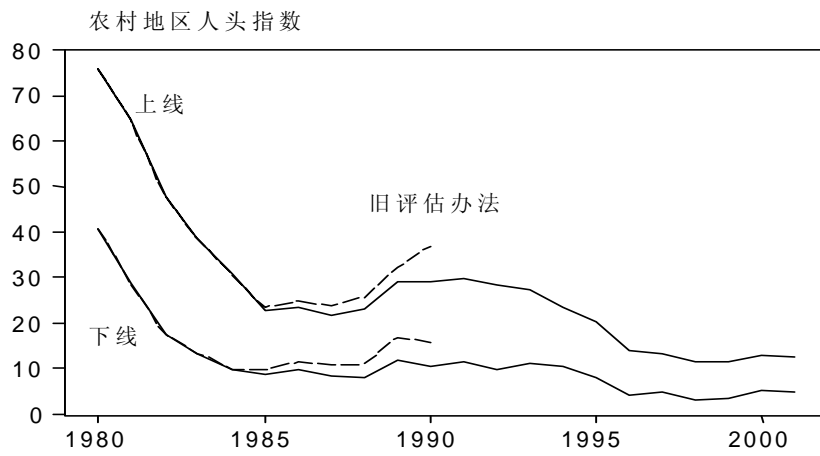
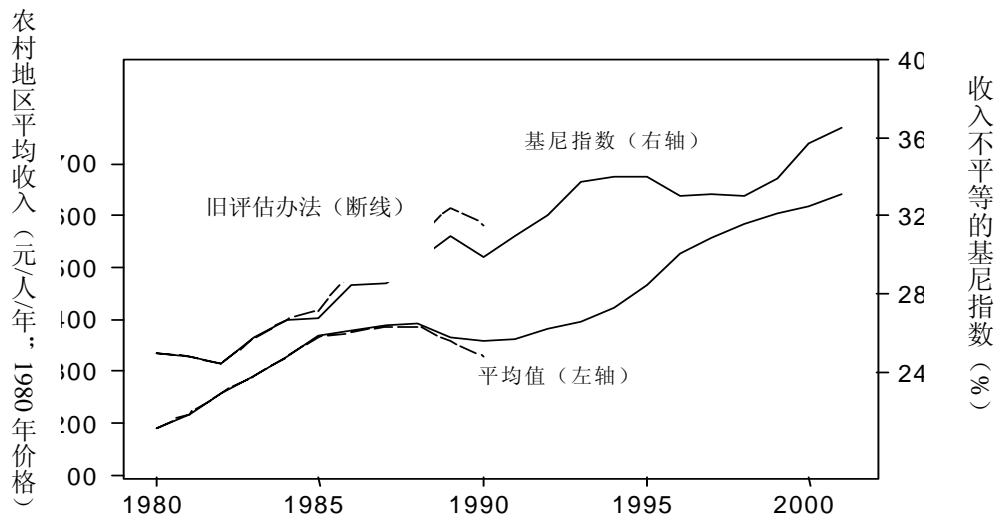


图 A2: 评估办法的改变对基尼指数和人均收入的影响



参考文献:

- Aghion, Philippe, Eve Caroli and Cecilia Garcia-Penalosa. 1999. "Inequality and Economic Growth: The Perspectives of the New Growth Theories", *Journal of Economic Literature* 37(4): 1615-1660.
- Bardhan, Pranab, Samuel Bowles and Herbert Gintis (1999), 'Wealth Inequality, Wealth Constraints and Economic Performance,' in A.B. Atkinson and F. Bourguignon (eds) *Handbook of Income Distribution*, vol. I., Amsterdam: North-Holland.
- Benjamin, Dwayne, Loren Brandt and John Giles. 2003. "The Evolution of Income Inequality in Rural China," mimeo, University of Toronto.
- _____, _____ and _____. 2004. "The Dynamics of Inequality and Growth in Rural China: Does Higher Inequality Impede Growth?" mimeo, University of Toronto.
- Bourguignon, Francois and C. Morrison. 1998. "Inequality and Development: The Role of Dualism." *Journal of Development Economics* 57 (2), 233-257.
- Bramall, Chris. 2001. "The Quality of China's Household Income Survey." *China Quarterly* 167, 689-705.
- Chen, Jian, and Belton M. Fleisher, 1996. "Regional Income Inequality and Economic Growth in China." *Journal of Comparative Economics*, 22: 141-164.
- Chen, Shaohua and Martin Ravallion. 1996. "Data in Transition: Assessing Rural Living Standards in Southern China," *China Economic Review*, 7: 23-56.
- _____ and _____. 2004a. "How Have the World's Poorest Fared Since the Early 1980s?" *World Bank Research Observer*, forthcoming.
- _____ and _____. 2004b. "Household Welfare Impacts of WTO Accession in China." *World Bank Economic Review*, 18(1): 29-58.
- Chow, Gregory C. 2002. *China's Economic Transformation*. Oxford: Blackwell Publishers.
- Datt, Gaurav and Martin Ravallion. 1992. "Growth and Redistribution Components of Changes in Poverty Measures: A Decomposition with Applications to Brazil and India in the 1980s." *Journal of Development Economics*, 38: 275-295.
- _____ and _____. 1998. "Farm Productivity and Rural Poverty in India", *Journal of Development Studies* 34: 62-85.
- _____ and _____. 2002. "Has India's Post-Reform Economic Growth Left the Poor Behind," *Journal of Economic Perspectives*, 16(3), 89-108.

- Dollar, David. 2004. "Globalization, Poverty, and Inequality since 1980," Policy Research Working Paper 3333, World Bank.
- Dollar, David and Aart Kraay. 2002. "Growth is Good for the Poor," *Journal of Economic Growth*, 7(3): 195-225.
- Easterly, William and Stanley Fischer. 2001. "Inflation and the Poor," *Journal of Money Credit and Banking*, 33(2): 160-78.
- Fan, Shenggen. 1991. "Effects of Technological Change and Institutional Reform on Growth in Chinese Agriculture," *American Journal of Agricultural Economics* 73: 266-75.
- Foster, James., J. Greer, and E. Thorbecke. 1984. "A Class of Decomposable Poverty Measures", *Econometrica* 52: 761-765.
- Guo, Jiann-Jong. 1992. *Price Reform in China, 1979-1986*. New York: St. Martin's Press.
- Ianchovichina, Elena, and Will Martin. 2004. "Impacts of China's Accession to the WTO." *World Bank Economic Review* 18(1): 3-28.
- Jian, Tianlun, Jeffrey Sachs and Andrew Warner. 1996. "Trends in Regional Inequality in China." *China Economic Review*, 7(1): 1-21.
- Kanbur, Ravi and Xiaobo Zhang. 1999. "Which Regional Inequality? The Evolution of Rural-Urban and Inland-Coastal Inequality in China from 1983 to 1995," *Journal of Comparative Economics* 27: 686-701.
- Khan, Azizur and Carl Riskin. 1998. "Income Inequality in China: Composition, Distribution and Growth of Household Income, 1988 to 1995." *The China Quarterly*, 154: 221-253.
- Kung, James. 1995. "Equal Entitlement versus Tenure Security under a Regime of Collective Property Rights: Peasants' Preference for Institutions in Post-Reform Chinese Agriculture," *Journal of Comparative Economics* 21: 82-111.
- Lin, Justin. 1992. "Rural Reforms and Agricultural Growth in China," *American Economic Review* 82: 34-51.
- Lipton, Michael and Martin Ravallion. 1995. "Poverty and Policy", in *Handbook of Development Economics* Volume 3, (edited by Jere Behrman and T.N. Srinivasan) Amsterdam: North Holland.
- Raiser, Martin. 1998. "Subsidizing Inequality: Economic Reforms, Fiscal Transfers and Convergence Across Chinese Provinces." *Journal of Development Studies*, 34: 1-26.
- Ravallion, Martin. 1994. *Poverty Comparisons*. Harwood Academic Press, Chur, Switzerland.
- _____. 1995. "Growth and Poverty: Evidence for Developing Countries in the

- 1980s,” *Economics Letters*, 48, 411-417.
- _____. 1997. “Can High Inequality Developing Countries Escape Absolute Poverty?”, *Economics Letters*, 56, 51-57.
- _____. 1998. “Does Aggregation Hide the Harmful Effects of Inequality on Growth?” *Economics Letters*, 61(1), 73-77.
- _____. 2001. “Growth, Inequality and Poverty: Looking Beyond Averages,” *World Development*, 29(11), 1803-1815.
- _____, 2004, “Externalities in Rural Development: Evidence for China,” in Ravi Kanbur and Tony Venables (eds) *Spatial Inequality and Development*, Oxford University Press, forthcoming.
- Ravallion, Martin and Gaurav Datt. 1996. “How Important to India's Poor is the Sectoral Composition of Economic Growth?”, *World Bank Economic Review*, 10: 1-26.
- Ravallion, Martin and Monika Huppi. 1991. “Measuring Changes in Poverty: A Methodological Case Study of Indonesia During an Adjustment Period,” *World Bank Economic Review*, 5: 57-82.
- Sun, Haishun and Dilip Dutta. 1997. “China’s Economic Growth During 1984-93: A Case of Regional Dualism.” *Third World Quarterly*, 18(5): 843-864.
- Tsui, Kai-yuen. 1998. “Trends and Inequalities in Rural Welfare in China: Evidence from Rural Households in Guangdong and Sichuan,” *Journal of Comparative Economics* 26: 783-804.
- United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD). 1994. *Directors of Import Regimes: Part 1: Monitoring Import Regimes*, UNCTAD, Geneva.
- World Bank. 1997. *China 2020: Sharing Rising Income*, World Bank, Washington DC.
- _____. 2000. *World Development Report: Attacking Poverty*, New York: Oxford University Press.
- _____. 2002. *Globalization, Growth and Poverty*, World Bank, Washington DC.
- _____. 2004. *World Development Indicators*, Washington DC: World Bank.
- Yang, Dennis Tao. 1994. “Urban-Biased Policies and Rising Income Inequality in China,” *American Economic Review (Papers and Proceedings)*, 89: 306-310.

表 1: 统计数据汇总

	城市人口 比例 (%)	城乡生活 费差别	平均每户收入 每人*			平均数 (生活费差 别调整后)*	
			农村	城市	全国	城市	全国
1980	19.39	19.35	191.33	n. a.	n. a.	n. a.	n. a.
1981	20.16	19.42	218.19	486.28	272.24	407.20	256.29
1982	21.13	19.50	258.86	514.94	312.97	430.92	295.22
1983	21.62	20.09	292.46	536.94	345.32	447.10	325.89
1984	23.01	20.03	326.35	598.46	388.96	498.59	365.98
1985	23.71	23.20	368.18	604.06	424.11	490.32	397.14
1986	24.52	26.67	377.29	686.49	453.11	541.97	417.67
1987	25.32	29.74	388.74	702.93	468.29	541.78	427.49
1988	25.81	33.30	391.83	686.51	467.89	515.01	423.62
1989	26.21	29.99	363.83	687.38	448.63	528.79	407.07
1990	26.41	25.94	357.20	744.90	459.59	591.48	419.07
1991	26.94	29.38	360.48	798.11	478.38	616.87	429.55
1992	27.46	34.23	381.03	875.78	516.89	652.44	455.56
1993	27.99	37.10	394.00	959.18	552.19	699.61	479.54
1994	28.51	38.90	423.05	1040.88	599.19	749.37	516.08
1995	29.04	38.08	465.25	1091.69	647.17	790.63	559.74
1996	30.48	39.24	526.41	1133.63	711.49	814.17	614.12
1997	31.91	40.05	557.32	1172.58	753.65	837.24	646.64
1998	33.35	40.62	582.30	1240.19	801.71	881.95	682.23
1999	34.78	40.90	604.39	1355.87	865.75	962.27	728.86
2000	36.22	42.17	616.79	1442.99	916.04	1014.95	761.00
2001	37.66	42.03	642.57	1565.20	990.03	1102.00	815.59
2002	39.09	41.18	n. a.	1775.41	n. a.	1257.58	n. a.

* 元/人/年, 1980 年价格

表 2: 1980-2001 年中国农村贫困状况

	贫困测度 (%)					
	旧贫困线			新贫困线*		
	H	PG	SPG	H	PG	SPG
1980	40.65	10.30	3.67	75.70	26.51	11.95
1981	28.62	6.84	2.35	64.67	19.99	8.44
1982	17.33	3.66	1.10	47.78	12.85	4.95
1983	13.34	2.50	0.65	38.38	9.89	3.63
1984	9.87	1.58	0.35	30.93	7.51	2.58
1985	8.82	1.46	0.34	22.67	5.23	1.71
1986	9.85	1.92	0.52	23.50	5.99	2.16
1987	8.29	1.44	0.35	21.91	5.33	1.83
1988	7.99	1.31	0.35	23.15	5.52	1.89
1989	11.88	2.38	0.66	29.17	7.98	3.05
1990	10.55	1.85	0.44	29.18	7.60	2.76
1991	11.66	2.84	1.17	29.72	8.52	3.43
1992	9.83	2.22	0.86	28.18	7.59	3.03
1993	11.29	2.42	0.71	27.40	7.84	3.13
1994	10.41	2.74	1.00	23.32	7.24	3.19
1995	7.83	2.13	1.01	20.43	5.66	2.16
1996	4.20	1.13	0.58	13.82	3.55	1.50
1997	4.83	0.80	0.18	13.33	3.45	1.23
1998	3.24	0.36	0.05	11.58	2.61	0.81
1999	3.43	0.42	0.07	11.40	2.66	0.85
2000	5.12	0.95	0.24	12.96	3.55	1.33
2001	4.75	0.81	0.19	12.49	3.32	1.21

*2002 年的贫困线为 850 元/人/年； 农村 CPI 作为平减指数。

表 3: 1981-2002 年中国城市贫困状况

	贫困测度 (%)					
	旧贫困线			新贫困线*		
	H	PG	SPG	H	PG	SPG
1981	0.82	0.22	0.14	6.01	1.01	0.35
1982	0.15	0.03	0.02	2.16	0.27	0.07
1983	0.12	0.03	0.01	1.56	0.20	0.05
1984	0.29	0.08	0.05	1.27	0.23	0.09
1985	0.23	0.07	0.05	1.08	0.21	0.09
1986	0.22	0.00	0.00	3.23	0.46	0.09
1987	0.78	0.31	0.30	1.62	0.48	0.33
1988	0.77	0.26	0.20	2.07	0.50	0.27
1989	3.66	1.49	0.86	7.05	2.72	1.55
1990	0.75	0.33	0.33	2.58	0.24	0.03
1991	0.00	0.00	0.00	1.66	0.53	0.38
1992	0.00	0.00	0.00	1.13	0.36	0.26
1993	0.50	0.16	0.11	1.01	0.25	0.14
1994	0.47	0.16	0.11	1.19	0.30	0.15
1995	0.31	0.13	0.11	0.85	0.24	0.15
1996	0.18	0.07	0.06	0.61	0.16	0.09
1997	0.20	0.09	0.08	0.70	0.19	0.11
1998	0.00	0.00	0.00	1.16	0.43	0.34
1999	0.00	0.00	0.00	0.57	0.18	0.12
2000	0.20	0.09	0.08	0.63	0.18	0.11
2001	0.00	0.00	0.00	0.50	0.16	0.11
2002	0.00	0.00	0.00	0.54	0.24	0.22

* 2002 年的贫困线为 1200 元/人/年; 城市 CPI 作为平减指数。

表 4: 1981-2001 年中国贫困总体状况

	贫困测度 (%)					
	旧贫困线			新贫困线*		
	H	PG	SPG	H	PG	SPG
1981	23.02	5.51	1.90	52.84	16.17	6.81
1982	13.70	2.89	0.87	38.14	10.19	3.92
1983	10.48	1.96	0.52	30.42	7.80	2.85
1984	7.67	1.24	0.28	24.11	5.83	2.01
1985	6.78	1.13	0.27	17.55	4.04	1.33
1986	7.49	1.45	0.40	18.53	4.63	1.65
1987	6.39	1.15	0.33	16.77	4.10	1.45
1988	6.13	1.04	0.31	17.71	4.23	1.47
1989	9.73	2.15	0.71	23.37	6.60	2.65
1990	7.96	1.45	0.41	22.15	5.65	2.04
1991	8.52	2.08	0.85	22.16	6.37	2.61
1992	7.13	1.61	0.63	20.75	5.61	2.27
1993	8.27	1.79	0.54	20.01	5.72	2.29
1994	7.58	2.00	0.74	17.01	5.26	2.32
1995	5.65	1.55	0.75	14.74	4.08	1.58
1996	2.97	0.81	0.42	9.79	2.52	1.07
1997	3.35	0.58	0.15	9.30	2.41	0.87
1998	2.16	0.24	0.04	8.10	1.88	0.65
1999	2.24	0.27	0.05	7.63	1.79	0.60
2000	3.34	0.64	0.18	8.49	2.33	0.89
2001	2.96	0.51	0.12	7.97	2.13	0.80

* 对表 4 和表 5 人口进行权重后的贫困测度

表 5: 贫困的变化结构

	贫困测度 (1981-2001 年百分点变化)					
	旧贫困线			新贫困线		
	H	PG	SPG	H	PG	SPG
<i>1981-2001</i>						
农村内部	-14.88 (74.2)	-3.76 (75.2)	-1.35 (75.7)	-32.53 (72.5)	-10.39 (74.0)	-4.51 (75.0)
城市内部	-0.31 (1.5)	-0.08 (1.7)	-0.05 (3.0)	-2.08 (4.6)	-0.32 (2.3)	-0.09 (1.5)
人口转移 (农村 到城市)	-4.87 (24.3)	-1.16 (23.2)	-0.39 (21.7)	-10.27 (22.9)	-3.32 (23.7)	-1.42 (23.6)
总变化	-20.06	-5.00	-1.78	-44.87	-14.04	-6.01
<i>1991-2001</i>						
农村内部	-4.31 (77.5)	-1.27 (80.9)	-0.61 (83.7)	-10.74 (75.7)	-3.24 (76.4)	-1.38 (76.2)
城市内部	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.0)	-0.44 (3.1)	-0.14 (3.3)	-0.10 (5.5)
人口转移 (农村 到城市)	-1.25 (22.5)	-0.30 (19.1)	-0.13 (17.2)	-3.01 (21.2)	-0.86 (20.3)	-0.33 (18.2)
总变化	-5.56	-1.57	-0.73	-14.19	-4.24	-1.81

注: 括号内为总数的百分比 (%)

表 6：减贫率与调查的家庭平均收入增长率的回归 情况

	OLS		IVE	
<i>人头指数 (对数差分)</i>				
常数	0.111 (3.923)	0.037 (3.200)	0.132 (2.098)	0.039 (3.312)
平均收入 (对数差分)	-3.187 (-8.745)	-2.660 (-15.776)	-3.512 (-3.886)	-2.682 (-13.615)
基尼指数 (对数差分)		3.491 (10.715)		3.488 (10.858)
基尼指数 (对数差分) x (2000 年)		0.183 (6.445)		0.185 (6.183)
AR(1)		-0.701 (-4.200)		-0.704 (-4.196)
R ²	0.644	0.935	0.637	0.935
DW	2.233	2.680	2.146	2.691
<i>贫困差距指数 (对数差分)</i>				
常数	0.159 (3.365)	0.029 (1.244)	0.179 (2.016)	0.037 (1.576)
平均收入 (对数差分)	-3.922 (7.596)	-2.881 (-11.865)	-4.240 (3.538)	-2.995 (-10.548)
基尼指数 (对数差分)		5.273 (7.031)		5.254 (7.121)
基尼指数 x (2000 年)		0.245 (4.155)		0.250 (4.102)
AR(1)		-0.418 (-1.934)		-0.432 (-2.120)
R ²	0.561	0.908	0.557	0.907
DW	2.039	2.252	1.990	2.270
<i>贫困差距平方指数 (对数差分)</i>				
常数	0.185 (2.882)	0.007 (0.204)	0.204 (1.759)	0.095 (1.204)
平均收入 (对数差分)	-4.270 (-6.381)	-2.737 (-6.496)	-4.569 (-2.946)	-3.994 (-4.099)
基尼指数 (对数差分)		6.025 (4.207)		5.781 (3.779)
基尼指数 x (2000 年)		0.212 (2.090)		0.239 (2.231)
R ²	0.499	0.873	0.497	0.839
DW	2.070	2.221	2.047	2.175

注：贫困测度以新贫困线为基础。括号内的异方差性为纠正的 t 值。辅助变量估计量 (IVE) 将人均 GDP 的增长率 (对数差分) 作为平均增长率的辅助量。平均值对数的时间和变化的交互作用得到检验，但作用不大。

表 8：减贫与产业的增长：人头指数和贫困差距指数

	1	2	3
<i>人头指数 (对数差分)</i>			
常数	0.116 (1.059)	0.163 (1.656)	0.155 (1.761)
人均 GDP 增长率	-2.595 (-2.162)		
第一产业 (π_1)		-8.067 (-3.969)	-7.852 (-4.092)
第二产业 (π_2)		-1.751 (-1.214)	
第三产业 (π_3)		-3.082 (-1.239)	
第二产业+ 第三			-2.245 (-2.199)
R ²	0.207	0.431	0.423
D-W	1.553	1.725	1.768
检验:			
$\pi_1 - \pi_2$		-6.317 (-3.231)	-5.607 (-3.14)
$\pi_2 - \pi_3$		1.331 (0.405)	
<i>贫困差距指数 (对数差分)</i>			
常数	0.160 (1.140)	0.233 (1.856)	0.216 (1.955)
人均 GDP 增长率	-3.133 (2.104)		
第一产业 (π_1)		-11.251 (-3.87)	-10.827 (-4.07)
第二产业 (π_2)		-1.651 (-0.90)	
第三产业 (π_3)		-4.271 (-1.41)	
第二+ 地产产业			-2.623 (-2.06)
R ²	0.173	0.456	0.439
D-W	1.538	1.721	1.772
检验:			
$\pi_1 - \pi_2$		-9.600 (-3.388)	-8.204 (-3.29)
$\pi_2 - \pi_3$		2.620 (0.644)	

注：应变量是以新贫困线为基础的贫困测度对数的一阶差分。括号内的异方差性为纠正的 t 值。

表 9：减贫与产业的增长：贫困差距平方指数

	1	2	3	4
常数	0.184 (1.059)	0.272 (1.852)	0.252 (1.900)	0.033 (0.463)
人均 GDP 增长率	-3.376 (1.845)			
第一产业 (π_1)		-13.257 (-3.670)	-12.753 (-3.762)	-10.648 (-3.300)
第二产业 (π_2)		-1.609 (-0.763)		
第三产业 (π_3)		-4.728 (-1.486)		
第二+ 第三产业			-2.767 (-1.88)	
R ²	0.151	0.466	0.448	0.344
D-W	1.517	1.754	1.765	1.721
Tests:				
$\pi_1 - \pi_2$		-11.648 (-3.599)	-9.986 (3.26)	
$\pi_2 - \pi_3$		3.119 (0.724)		

注：应变量是 SPG（贫困差距平方指数）对数的一阶差分。括号内的异方差性为纠正的 t 值。

表 10: 收入不平等的基尼指数

	农村	城市	全国	
			生活费差异 未调整	生活费差 异调整
1980	24.99	n. a.	n. a.	n. a.
1981	24.73	18.46	30.95	27.98
1982	24.40	16.27	28.53	25.91
1983	25.73	16.59	28.28	26.02
1984	26.69	17.79	29.11	26.89
1985	26.80	17.06	28.95	26.45
1986	28.48	20.66	32.41	29.20
1987	28.53	20.20	32.38	28.90
1988	29.71	21.08	33.01	29.50
1989	30.96	24.21	35.15	31.78
1990	29.87	23.42	34.85	31.55
1991	31.32	23.21	37.06	33.10
1992	32.03	24.18	39.01	34.24
1993	33.70	27.18	41.95	36.74
1994	34.00	29.22	43.31	37.60
1995	33.98	28.27	41.50	36.53
1996	32.98	28.52	39.75	35.05
1997	33.12	29.35	39.78	35.00
1998	33.07	29.94	40.33	35.37
1999	33.91	29.71	41.61	36.37
2000	35.75	31.86	43.82	38.49
2001	36.48	32.32	44.73	39.45
2002	n. a.	32.65	n. a.	n. a.

表 11: 不平等与分阶段的增长

	不平等	按年计算的对数差分 (%/year)		
		基尼指数	家庭平均 收入	
1.	1981-85	下降	-1.12	8.87
2.	1986-94	上升	2.81	3.10
3.	1995-98	下降	-0.81	5.35
4.	1999-2001	上升	2.71	4.47

表 12: 不平等与 GDP (按来源) 增长

	1	2	3
常数	-0.072 (0.429)	0.038 (1.278)	0.038 (3.598)
人均 GDP 增长率	0.012 (0.544)		
第一产业 (π_1)		-1.798 (2.244)	-1.755 (2.819)
第二产业 (π_2)		0.170 (0.432)	
第三产业 (π_3)		-0.218 (-0.272)	
R^2	0.018	0.326	0.316
D-W	2.112	2.112	2.202
$\pi_1 - \pi_2$		-1.968 (2.263)	
$\pi_2 - \pi_3$		0.388 (0.381)	

注: 应变量是基尼指数对数的一阶差分

表 13: 不平等与城乡平均收入增长

	全国	农村	城市
常数	0.008 (0.930)	0.013 (0.880)	0.019 (2.005)
人均 GDP 增长率	-0.839 (-7.811)	-0.476 (-3.206)	-1.430 (-5.808)
农村平均收入滞后增长率	0.422 (2.981)	0.510 (4.322)	1.014 (4.635)
农村增长率的双重差异			-0.504 (-5.878)
城市平均收入增长率	0.501 (4.640)	0.075 (0.830)	0.687 (3.305)
AR(1)		0.481 (2.208)	0.510 (2.554)
R^2	0.787	0.491	0.478
D-W	1.701		0.690 1.741
			0.588 1.292

表 14: 中国的外贸开放度

	平均关税 (%)				非关税壁垒比例 (%)			
	1980-83	1984-87	1988-90	1991-93	1980-83	1984-87	1988-90	1991-93
第一产业产品	22.7	20.6	19.1	17.8	n. a.	19.7	58.9	40.7
制造业产品	36.6	33.2	34.3	37.1	n. a.	16.1	34.4	19.2
所有产品	31.9	29.2	29.2	30.6	n. a.	17.2	42.6	26.4

来源: UNCTAD (1994)

表 15: 各省农村地区统计数的汇总

省份按地区分组 (官方代码)		1980 年 平均 (1980 年 价格)	年数	第一年 r	关于分配的数据			
					H (%)	PG (%)	SPG (%)	基尼指数 ($\times 100$)
北方								
11	北京	290.46	10*	1988	0.35	0.14	0.13	24.84
12	天津	277.92	12	1983	3.44	0.65	0.24	23.23
13	河北	175.78	12	1983	40.30	10.82	4.22	23.89
14	山西	155.78	12	1983	30.04	7.61	2.75	27.48
15	内蒙古	181.32	12	1983	42.51	10.96	4.07	26.01
东北								
21	辽宁	273.02	11	1988	21.69	6.19	2.48	30.94
22	吉林	236.30	12	1983	16.79	3.49	1.18	25.90
23	黑龙江	205.38	11	1988	31.81	9.71	4.24	30.12
东部								
31	上海	397.35	12	1983	0.77	0.18	0.09	19.82
32	江苏	217.94	12	1983	19.51	3.90	1.14	20.83
33	浙江	219.18	12	1983	28.04	6.02	1.89	21.33
34	安徽	184.82	12	1983	25.75	5.13	1.51	19.39
35	福建	171.74	11	1988	35.46	7.87	2.49	21.53
36	江西	180.94	12	1983	30.08	5.39	1.41	17.88
37	山东	194.33	12	1983	33.21	6.96	2.03	23.57
中部								
41	河南	160.78	12	1983	55.58	14.46	5.30	21.47
42	湖北	169.88	12	1983	24.08	4.45	1.18	20.30
43	湖南	219.71	12	1983	7.58	0.90	0.19	18.72
44	广东	274.37	11	1988	21.69	4.35	1.29	31.22
45	广西	173.68	12	1983	54.08	14.63	5.53	24.81
46	海南	n. a. ,	10	1990	50.08	15.52	6.79	28.89
西南								
51	四川	187.90	12	1983	40.59	8.32	2.50	19.33
52	贵州	161.46	11	1988	34.85	7.83	2.64	23.42
53	云南	150.12	12	1983	34.20	6.84	1.91	22.73
西北								
61	陕西	142.49	12	1983	27.35	5.52	1.63	19.83
62	甘肃	153.33	12	1983	39.34	9.55	3.21	26.18
63	青海	156.10**	11	1988	23.42	6.09	2.38	32.93
64	宁夏	198.45	12	1983	22.08	5.32	1.81	25.25
65	新疆	232.10	11	1988	22.84	6.23	2.32	33.10

* 无 1990 年数据; ** 1981

表 16: 按省份统计的农村地区趋势

	平均数 (1980- 2001 年)	基尼指数	人头指数	贫困差距 指数	方值平均 差距指数
北京	3.51 (3.75)	3.01 (3.28)	3.46 (0.95)	1.81 (0.38)	0.12 (0.02)
天津	5.75 (4.09)	1.73 (4.24)	0.94 (0.18)	2.94 (0.49)	0.94 (0.13)
河北	3.36 (2.95)	0.70 (1.39)	-14.11 (5.97)	-14.21 (5.09)	-14.30 (4.51)
山西	4.16 (7.6)	1.07 (3.47)	-8.26 (3.98)	-7.23 (2.74)	-5.76 (1.74)
内蒙古	3.94 (6.65)	1.77 (3.21)	-8.03 (4.01)	-6.76 (2.08)	-4.96 (1.07)
辽宁	3.34 (3.5)	1.53 (2.48)	-7.19 (2.39)	-4.22 (1.02)	-0.58 (0.12)
吉林	4.39 (-6.05)	1.28 (3.00)	-5.36 (2.19)	-1.90 (0.56)	1.35 (0.29)
黑龙江	3.24 (6.24)	1.45 (3.86)	-6.78 (3.96)	-4.40 (1.89)	0.86 (0.22)
上海	5.43 (6.44)	2.07 (2.27)	2.24 (0.38)	3.79 (0.46)	3.04 (0.36)
江苏	6.01 (15.98)	1.65 (3.21)	-20.02 (5.64)	-18.29 (5.04)	-14.35 (3.76)
浙江	2.74 (2.78)	1.92 (4.24)	-11.68 (9.38)	-12.61 (6.35)	-13.34 (4.02)
安徽	6.66 (19.74)	0.87 (2.19)	-14.36 (4.60)	-14.81 (4.03)	-13.01 (3.07)
福建	4.40 (11.29)	2.35 (4.03)	-22.06 (5.13)	-23.38 (6.25)	-22.87 (9.81)
江西	4.48 (4.96)	2.40 (5.79)	-12.29 (5.08)	-9.90 (3.42)	-5.83 (1.71)
山东	5.50 (8.17)	1.25 (3.75)	-12.74 (6.38)	-13.41 (5.66)	-12.32 (3.45)
河南	3.09 (3.49)	1.04 (2.26)	-16.10 (7.49)	-18.47 (6.80)	-19.27 (5.72)
湖北	2.64 (3.71)	1.87 (9.67)	-13.32 (7.36)	-12.57 (5.84)	-9.76 (4.60)
湖南	5.21 (12.96)	1.99 (9.19)	-6.90 (3.20)	-4.01 (1.56)	-0.87 (0.22)
广东	4.32 (16.28)	-0.36 (1.00)	-28.58 (12.29)	-26.46 (9.51)	-21.74 (5.88)
广西	5.75 (9.42)	0.45 (1.13)	-11.54 (4.82)	-13.24 (4.14)	-14.41 (3.86)
海南	5.39*	2.12	-10.03	-12.26	-13.47

	(20.46)	(4.75)	(7.60)	(5.88)	(4.75)
四川	3.58	1.76	-11.03	-10.36	-8.17
	(7.08)	(5.81)	(6.51)	(5.23)	(4.02)
贵州	2.06	1.05	-6.49	-7.76	-8.35
	(5.38)	(3.47)	(4.98)	(3.66)	(2.85)
云南	1.09	2.55	-0.61	1.39	3.61
	(1.86)	(21.00)	(0.79)	(1.26)	(2.64)
陕西	2.43	2.41	-3.43	-2.48	-1.32
	(6.56)	(6.47)	(3.74)	(1.85)	(0.74)
甘肃	3.66	1.75	-6.65	-7.35	-7.95
	(5.53)	(5.51)	(4.89)	(3.47)	(2.76)
青海	2.08	1.46	-4.72	-2.98	-1.18
	(3.00)	(1.60)	(2.06)	(0.89)	(0.27)
宁夏	2.85	2.06	-2.94	-3.27	-3.44
	(2.44)	(4.84)	(1.72)	(1.04)	(0.75)
新疆	0.97	1.39	0.37	1.62	3.21
	(1.66)	(4.72)	(0.25)	(0.68)	(0.97)
中国农村地区	3.36	1.72	-5.66	-5.39	-5.21
	(4.15)	(12.73)	(-6.10)	(-4.36)	(-3.33)

注：22个观察资料为各省1980-2001年（除了*1990年开始）序列的平均数；共有10-12个分布数据不平等的观察值。平均值的所有趋势合成一个AR(1)误差，分布数据以OLS回归为基础。

图 1： 中国 1981-2001 贫困在全国的影响范围

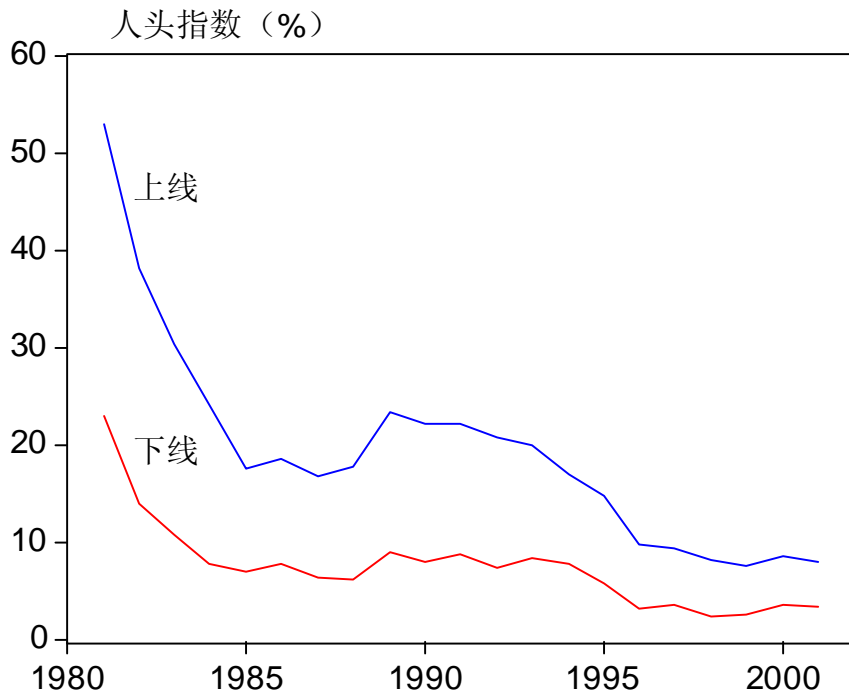


图 2： 按产业统计的 GDP 比例

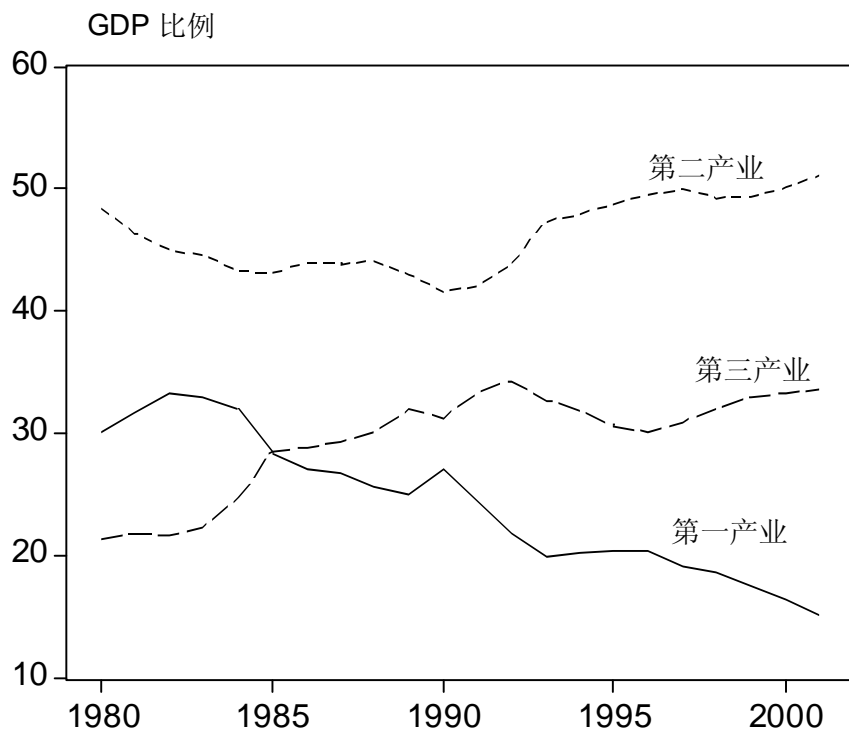


图 3： 中国城乡之间的相对不平等状况

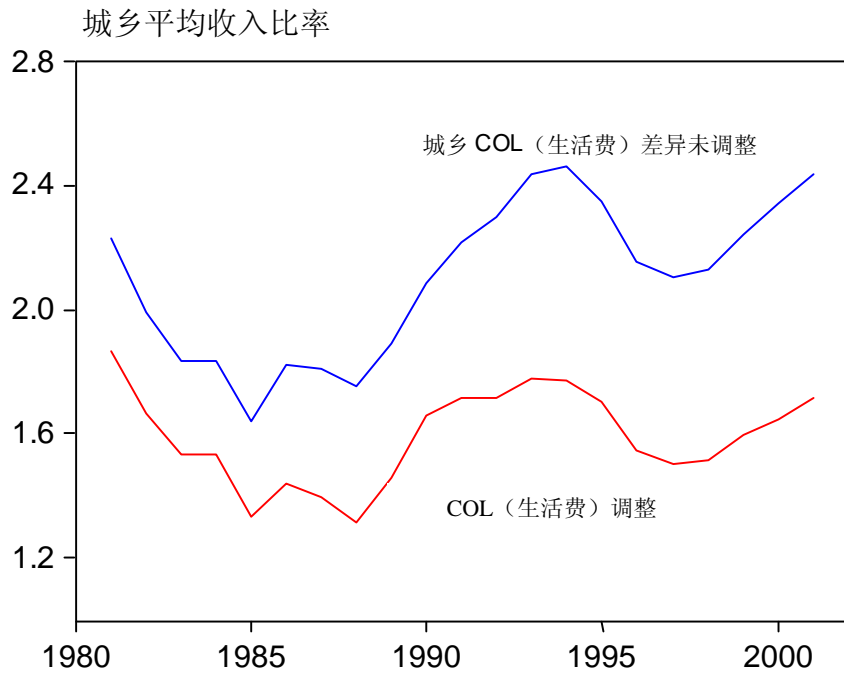


图 4: 中国城乡之间的绝对不平等状况

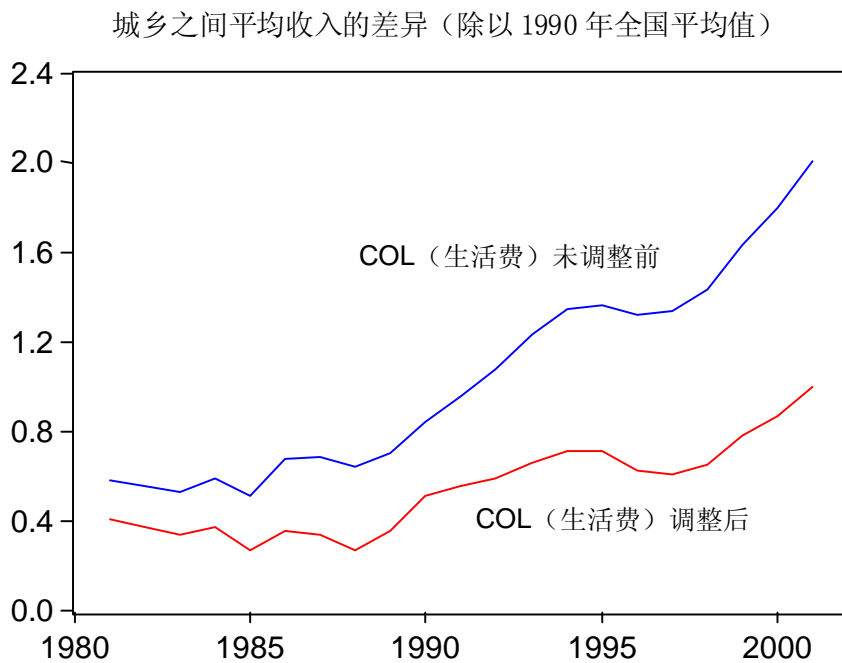


图 5: 农村内部、城市内部及全国的收入不平等状况

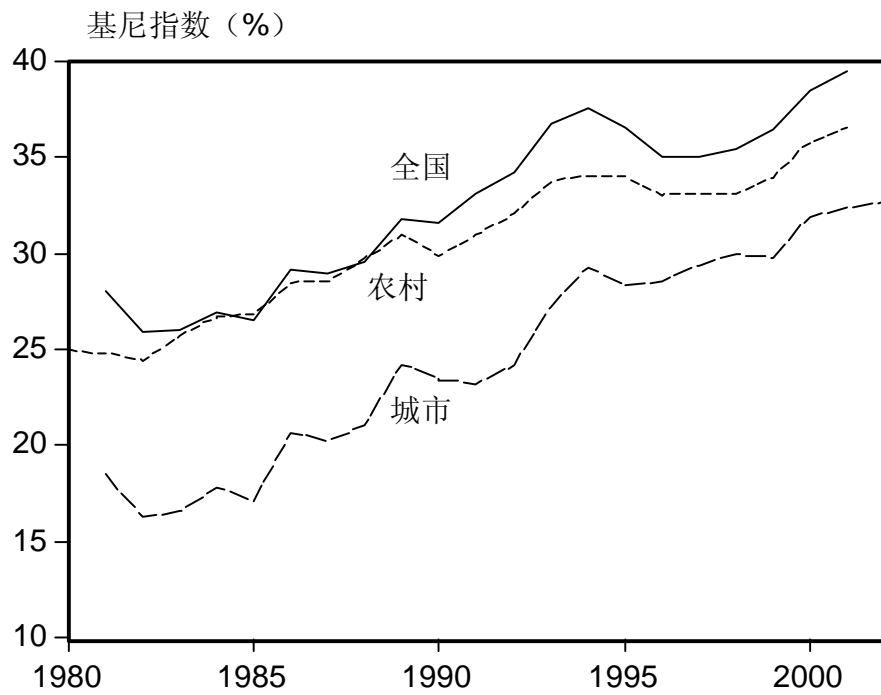


图 6: 绝对不平等 状况

绝对基尼指数 (相对于 1990 年平均值)

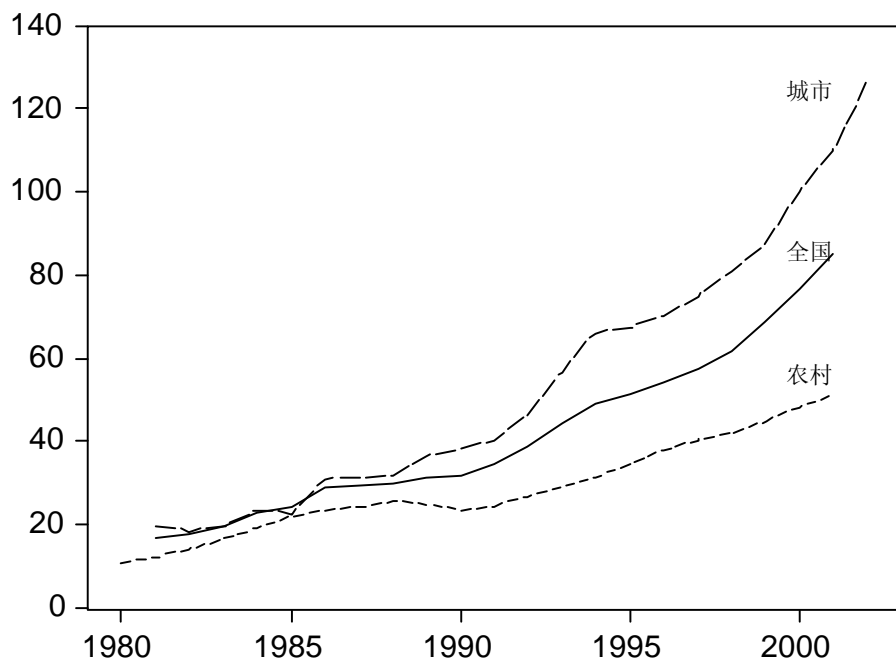


图 7: 第一产业增长与粮食收购价格

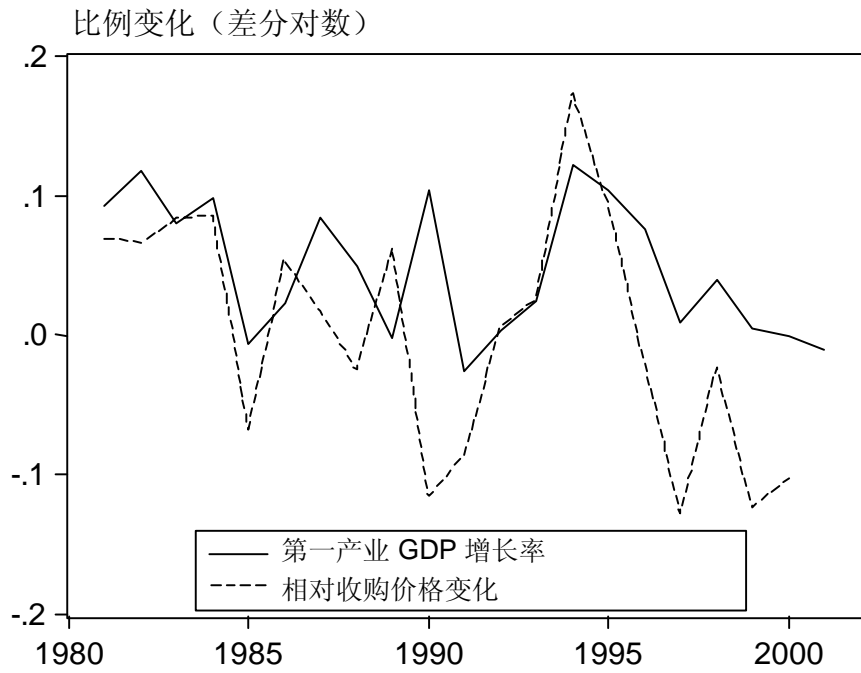


图 8: 不平等与粮食收购价格

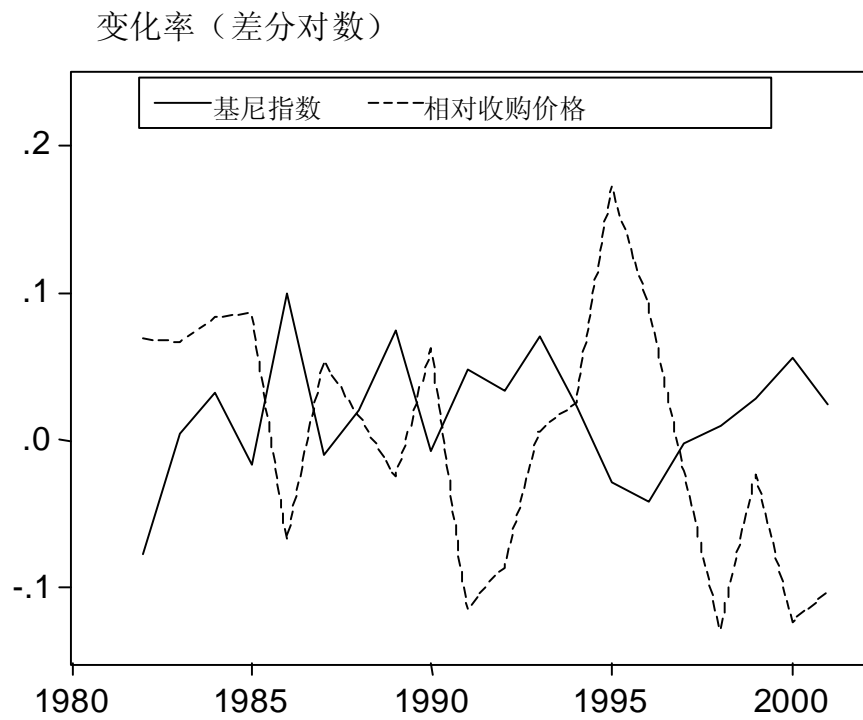


图 9： 29 个省份农村贫困变化率趋势与平均收入增长率趋势

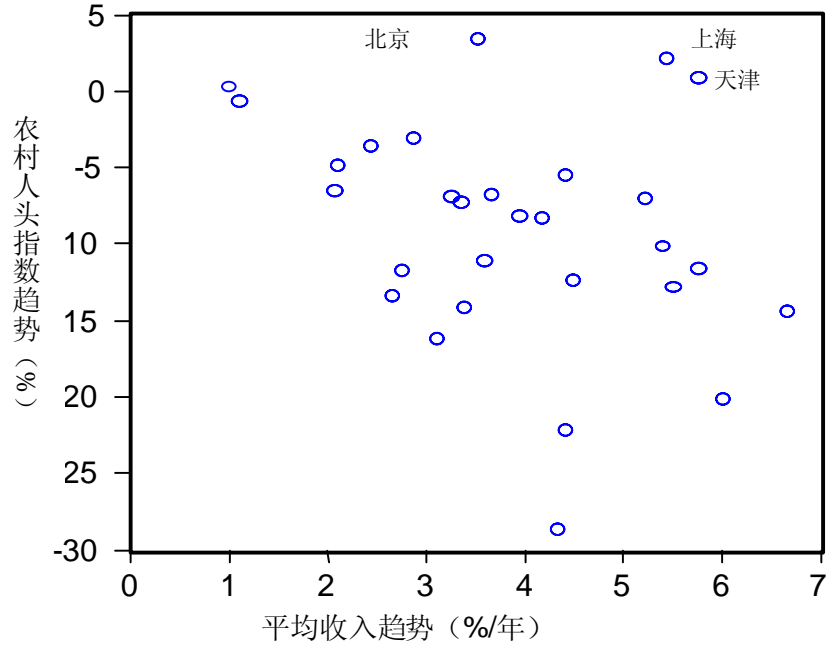


图 10： 农村基尼指数趋势与平均收入趋势

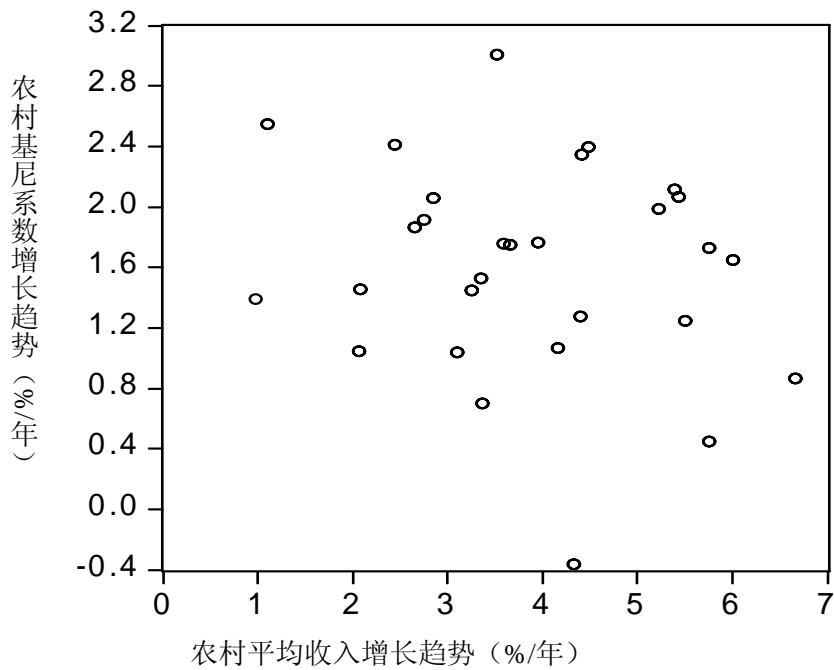
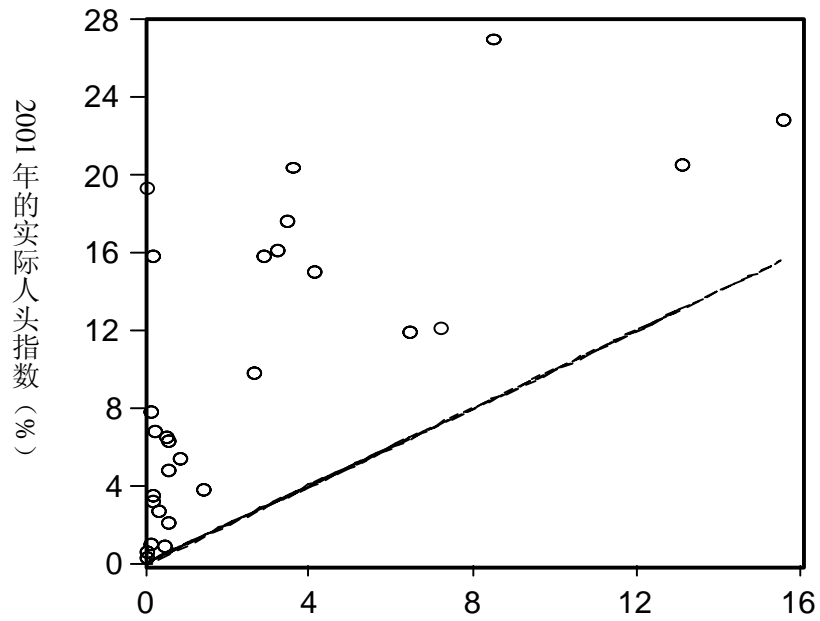


图 11: 2001 年的实际贫困状况与不平等未加剧状态下的模拟贫困状况



使用 1981 洛伦茨曲线得到的 2001 年模拟人头指数 (%)

图 12: 人头指数趋势与基尼指数趋势

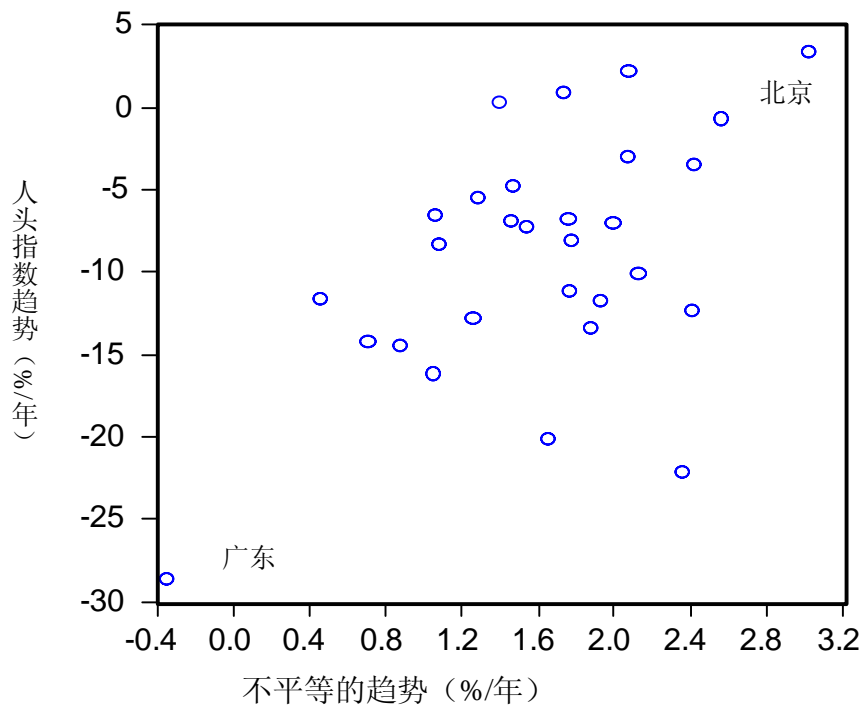


图 13:对贫困最有影响的省份没有出现增长率

