



中國國際扶貧中心
International Poverty Reduction Center in China



国际减贫理论 与前沿问题 2013

左常升 主 编
何晓军 李小云 王小林 副主编

 中国农业出版社

F1139

12/2013



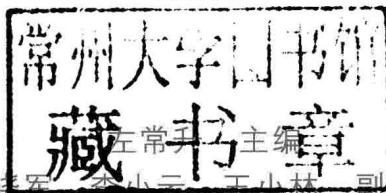
中國國際扶貧中心
International Poverty Reduction Center in China



Theory and Frontier Issues in International
Poverty Reduction

国际减贫理论与前沿问题

2013



何晓军 李小云 王小林 副主编

中国农业出版社

图书在版编目 (CIP) 数据

国际减贫理论与前沿问题. 2013 / 左常升主编. —
北京: 中国农业出版社, 2013. 10
ISBN 978-7-109-18372-8

I. ①国… II. ①左… III. ①贫困问题-世界-文集
IV. ①F113.9-53

中国版本图书馆 CIP 数据核字 (2013) 第 225470 号

中国农业出版社出版

(北京市朝阳区农展馆北路 2 号)

(邮政编码 100125)

责任编辑 姚 佳

中国农业出版社印刷厂印刷 新华书店北京发行所发行
2013 年 10 月第 1 版 2013 年 10 月北京第 1 次印刷

开本: 720mm×960mm 1/16 印张: 21

字数: 400 千字 印数: 1~1 000 册

定价: 48.00 元

(凡本版图书出现印刷、装订错误, 请向出版社发行部调换)

主 编 左常升

副主编 何晓军 李小云 王小林

编 委 夏庆杰 唐丽霞 赵丽霞 黄承伟

赖海涛 林 海 张海森 张 悦

毛小菁 姚 帅 罗江月 宋艳梅

董红婷 李 飞 徐丽萍 张德亮

编 者 的 话

《国际减贫理论与前沿问题·2013》是本系列译丛的第四本，这套丛书缘起于2009年中国国际扶贫中心在联合国开发计划署（UNDP）“增强中国国际扶贫中心开展南南合作能力（CPR/09/2109）”项目。该项目成果为《国际减贫动态》，旨在反映国际减贫与发展理论和前沿问题，介绍减贫与发展的前沿研究、全球热点、典型案例。

《国际减贫动态》发行以来，受到减贫与发展领域的政府部门、研究机构和相关人士的好评。为了进一步传播《国际减贫动态》，扩大社会影响，与更多的读者分享这些成果，中国国际扶贫中心于2010年从《国际减贫动态》中选择文章，编辑出版了《国际减贫理论与前沿问题·2010》；2011年从《国际减贫动态》中挑选文章编辑出版了《国际减贫理论与前沿问题·2011》；2012年从《国际减贫动态》中挑选文章编辑出版了《国际减贫理论与前沿问题·2012》。这三本书出版后，深受社会各界特别是各省（自治区、直辖市）扶贫办干部的欢迎。为此，现从2012—2013年的《国际减贫动态》和中国国际扶贫中心《研究报告》中选择了20篇文章，编辑出版《国际减贫理论与前沿问题·2013》。

《国际减贫理论与前沿问题·2013》分为四个专题：减贫理论、前沿问题、减贫实践和国别案例。这些专题涵盖了当前国际减贫领域关注的重要理论和实践问题。编委会感谢本书原文作者及所在机构对于授权编译相关文章给予的大力支持和帮助。

2013年9月9日

目 录

第一部分 减贫理论.....	1
不平等、收入和贫困：全球比较证据	3
农村贫困：新背景下的老问题	14
收入分配对于经济增长减贫能力的影响： 来自非洲城乡经济部门的证据	32
开放世界贸易会减少贫困和不平等吗？ ——农业扭曲的争议角色	41
营养、千年发展目标与食品价格变化	55
非洲奴隶贸易的长期效应	85
第二部分 前沿问题.....	107
如何确定贫困线对于时间和空间的敏感度？ ——一个关于乌干达的案例	109
贸易与贫困 ——贸易援助如何减少贫困	137
绿色经济增长和发展中国家：供决策者参考的报告概要	144
2012 年世界儿童状况 ——城镇世界中的儿童	155
第三部分 减贫实践.....	167
2012 年全球发展展望：世界变迁中的社会凝聚力	169
城市贫困：全球展望.....	177

前瞻性最优救助资金分配方案	197
让金融部门为穷人服务	208
第四部分 国别案例	217
定向救助和社会资本：智利在新自由主义民主时期的住房政策	219
俄罗斯国际发展援助体系的建设	239
加纳乡镇企业计划	
——改变农村贫困人口的生活	253
坦桑尼亚 2000—2010 年的农业增长与减贫：农业为穷人服务的路径	
以及我们能从中学到什么？	257
中国包容性增长与减贫：进程与主要政策	286
印度尼西亚的包容性经济发展新战略	300

第一部分

减贫理论

□ □

不平等、收入和贫困：全球比较证据

Augustin Kwasi Fosu 联合国大学发展经济学研究所

摘要：本文试图提供收入不平等相对于收入增长在减贫中的作用的全球比较证据。本文基于 1980—2004 年全球大样本非平衡面板数据估计了一个协方差分析模型，其中贫困人口比例（贫困率）作为被解释变量，基尼系数和经过 PPP（购买力平价）调整的平均收入作为解释变量。模型估计同时采用了随机效应和固定效应。贫困率对于收入的响应是关于不平等程度的递减函数，贫困率的不平等弹性实际上大于贫困率的收入弹性，而且不平等程度对于贫困率的作用在国家和地区间存在很大差异。相对于传统看法而言，收入分配在减贫过程中发挥了更重要的作用，虽然该作用在国家和地区间存在很大差异。

一、引言

作为“千年发展目标”（MDGs），到 2015 年将贫困率降低一半的首要目标，贫困已经成为一个全球关注的主题。自从 20 世纪 80 年代以来，贫困率在全球范围内已经大幅下降（世界银行，2006a），收入分配在减贫中的重要性也日益受到关注（Bruno、Ravallion、Squire，1998；世界银行，2006b）。从国家的层面而言，许多文献已经分解了不平等和收入对于贫困率的作用（Datt & Ravallion 1992；Kakwani 1993）。Datt 和 Ravallion（1992）和 Kakwani（1993）估计的结果认为收入分配和收入增长都对减贫做出了重大贡献。从地区的层面而言，基于非洲跨国数据，Ali 和 Thorbecke（2000）发现贫困率对于收入不平等比对于收入本身更加敏感。

一些文献进一步强调了不平等在决定贫困率如何对收入增长反应时的重要性（Adams，2004；Easterly，2000；Ravallion，1997）。基于贫困率的收入弹性随着不平等递减模型，Ravallion（1997）采用计量方法检验了“增长弹性争论”（growth elasticity argument），即较低的不平等程度一方面有利于贫困人口分享经济增长的好处，另一方面使得贫困人口承担经济萎缩的成本。与此类似，在评估布雷顿伍兹机构（Bretton Woods Institution）项目的作用时，Easterly（2000）在贫困增长方程（poverty-growth equation）中界定了收入

增长和收入分配不平等程度的交互作用项，并发现较低的不平等程度增强了项目的作用。在强调收入增长定义的重要性时，Adam（2004）提出的弹性估计方法显示：低基尼系数（低不平等程度）群体的贫困增长弹性更大。

除了上述文献以及其他研究，类似于本文这样充分地描述了不平等在减贫中作用并全面地提供了不平等对贫困的作用的全球比较证据的研究尚属少见。基于贫困人口比例，本文首先展示了全球主要地区关于贫困率趋势的全球比较证据：东亚和太平洋地区（EAP）、欧洲和中亚地区（ECA）、拉丁美洲和加勒比地区（LAC）、中东和北非地区（MENA）、南亚地区（SAS）和非洲撒哈拉以南地区（SSA）。本文的关注点是 1 美元标准，1 美元标准虽然存在争议，但却是衡量贫困的最重要参照，并出现于“千年发展目标”以及其他提高全世界最贫困国家生活水平的相关争论中。本文还估计了关于贫困率和收入关系的协方差分析模型，其中不平等程度同时作为独立变量及与收入交互的形式进入模型。采用 1980—2004 年非平衡面板数据，本文分别采用全球样本和地区样本估计了模型的完整形式和简化形式，这样做的目的是合理地评价不平等对于贫困的作用以及得出国家层面和地区层面的政策建议。

二、贫困率变化趋势

基于世界银行最新的数据，表 1 和图 1 描述了每天 1 美元（每月 32 美元）标准的贫困人口比例的全球和地区趋势。数据表明自从 20 世纪 80 年代以来全球贫困率大幅下降，从 1981 年的 43.8% 下降到 2005 年的 17.9%。然而，地区间存在差异。东亚和太平洋地区的下降幅度最大，从 1981 年的 69.5% 下降到 2005 年的 10.8%。类似，南亚地区的贫困率也从 1981 年的 45.8% 下降到 2005 年的 27.3%。相反，非洲撒哈拉以南地区的贫困率几乎没有变动，只从 1981 年的 44.7% 下降到 2005 年的 42.1%。与此同时，欧洲和中亚地区、拉丁美洲和加勒比地区、中东和北非地区的贫困率一直以来就很低（低于 10%），中东和北非地区、拉丁美洲和加勒比地区的贫困率略有下降，欧洲和中亚地区的贫困率略有上升。

表 1 全球贫困率趋势

		单位：%			
地区/年份		1981	1990	1996	2005
东亚和太平洋	EAP	69.47	42.69	26.05	10.84
欧洲和中亚	ECA	0.86	1.03	2.85	2.45

(续)

地区/年份		1981	1990	1996	2005
拉丁美洲和加勒比	LAC	9.53	8.46	8.05	5.72
中东和北非	MENA	4.04	2.09	1.99	1.89
南亚	SAS	45.84	37.96	33.06	27.28
非洲撒哈拉以南	SSA	44.73	49.49	50.28	42.06
全球	World	43.83	32.3	25.56	17.91

注：为了进行比较，表1中的数据是基于每月32美元并经过2005年购买力平价调整的收入，且与世界银行每天1美元的贫困率相对应（2007）。因此，此处贫困率与下文回归中的数据相当，但是小于世界银行每天1.25美元新标准下的数据。

资料来源：世界银行（2007）。

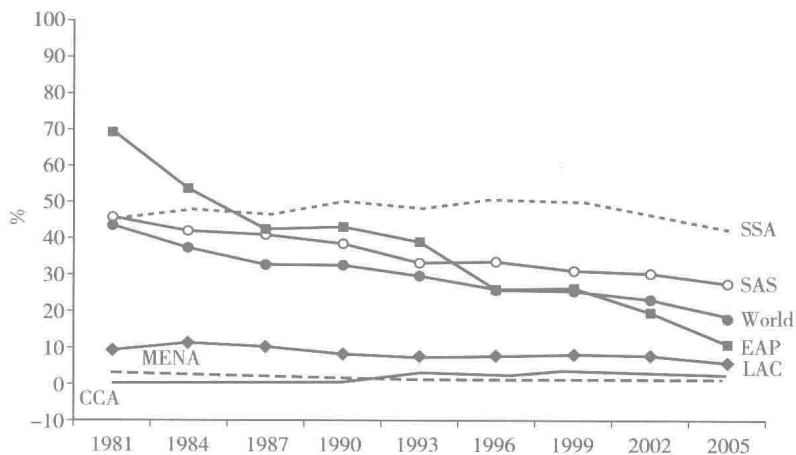


图1 全国和地区贫困率 (1981—2005年)

注：贫困人口比例，每天1美元，(每月32美元)标准。

贫困率趋势的跨期变化也存在地区差异。例如，大多数南亚地区国家的贫困率降低主要发生在20世纪90年代初期，而在20世纪90年代的其他时期几乎没有进展；如贫困率只从1993年的33.1%下降到2002年的30.2%，之后才下降到2005年的27.3%。相反，东亚和太平洋地区的贫困稳步下降，而非洲撒哈拉以南地区的贫困率直到20世纪90年代中期才开始下降。非洲撒哈拉以南地区的贫困率从20世纪80年代早期开始上升，并在90年代晚期达到峰值50.0%，然后下降到2005年的42.1%。然而，从1996年开始，非洲撒哈拉以南地区和南亚地区的贫困率分别下降了8.2%和5.8%，各自达到16.3%和17.5%。因此，从20世纪90年代中期开始，以每天1美元标准计算的贫

困人口比例, 非洲撒哈拉以南地区和南亚地区在减贫方面的表现不相上下。

三、数据、估计和结果

(一) 数据

正如上文所说, 本文数据来自于一个全球样本 (世界银行, 2007), 包括 1980—2004 年中 456 个可用的非平衡面板观测值。样本中的国家数据差别很大, 根据获得的调查数据, 中国和印度的数据最多。为了实现国家间数据的可比性, 所有国家和所有时期采用相同的贫困线即每月 32.74 美元, 大致相当于每天 1 美元 (经过购买力平价调整的 1993 年真实美元) 的国际标准。

表 2 给出了回归分析中采用的全球和地区样本的总结性统计特征。表 2 的结果基于世界银行 2007 年没有加权的数据, 与表 1 基于世界银行 2009 年数据且根据人口加权的結果大致相同。唯一例外的是中东和北非地区, 表 2 的总结性统计特征显示了相对于表 1 更高的贫困率。该异常主要是由于小国吉布提偏高的贫困率显著拉高了中东和北非地区没有加权的均值。

表 2 不平等、收入和贫困——总结性统计特征 (1980—2004)

地 区	均 值	标准差	最小值	最大值
2.1 贫困率 (贫困人口比例、每天 1 美元、每月 32.78 美元、经过 PPP 调整 1993 年美元)				
全球	17.68	20.17	0.03	90.26
东亚和太平洋	18.27	18.53	0.27	82.03
欧洲和中亚	3.15	4.08	0.03	20.65
拉丁美洲和加勒比	10.81	10.47	0.2	52.9
中东和北非	6.39	11.44	0.14	42.66
南亚	31.96	17.28	3.82	66.09
非洲撒哈拉以南	42.8	22.35	1.91	90.26
2.2 不平等 (%，基尼系数)				
全球	42.33	10.02	17.08	74.33
东亚和太平洋	34.62	7.28	17.08	48.63
欧洲和中亚	35.31	5.23	25.71	53.7
拉丁美洲和加勒比	51.84	5.81	34.48	63.42
中东和北非	39.1	4.73	28.55	47.42
南亚	32.2	3.26	25.88	40.18
非洲撒哈拉以南	45.82	8.84	28.9	74.33

(续)

地 区	均 值	标准差	最小值	最大值
2.3 平均每月收入 (经过 PPP 调整 1993 年美元)				
全球	145.27	92.31	18.47	440.02
东亚和太平洋	94.9	55.35	25.6	258.1
欧洲和中亚	161.1	54.17	69.18	319.67
拉丁美洲和加勒比	222.64	90.6	47.82	440.02
中东和北非	164.66	71.36	42.06	285.65
南亚	55.23	16.72	33.65	105.4
非洲撒哈拉以南	68.01	45.49	18.47	224.59

注：所有数据都没有加权且根据 1980—2004 年数据估计，除了印度还根据 1977 和 1978 年数据。

资料来源：世界银行 (2007)。

(二) 估计和结果

我在计量经济学模型估计过程中采用了随机效应 (RE) 和固定效应 (FE)。虽然随机效应模型的估计结果在统计上比固定效应更加有效，但是如果不可观察的国家特征因素存在且与解释变量相关，那么随机效应的结果是有偏的。由于样本量巨大，估计效率没有问题。因此，固定效应的估计结果更加可取。表 3 同时显示了随机效应和固定效应的估计结果，并且同时显示了每种情况下的 Hausman 检验统计量以判断随机效应是否与固定效应相比存在显著差别。结果包括全球样本以及 6 个地区样本。

表 3 不平等、收入和贫困——全球以及地区回归结果

	Y	G	y * g	Const	AR ²	SEE	H
I. 全球 (N=456)							
A. 固定效应							
A. 1	-2.477 (-12.96)	3.502 (7.98)	—	—	0.931	0.432	—
A. 2	-12.62 (-6.6)	-8.321 (-3.9)	2.681 (-5.33)	—	0.946	0.382	—
B. 随机效应							
B. 1	-2.283 (-22.69)	3.474 (12.32)	—	-0.196 (-0.20)	0.801	0.732	5.12 [0.08]
B. 2	-12.307 (-9.45)	-8.639 (-6.00)	2.667 (7.89)	45.254 (8.19)	0.891	0.543	10.62 [0.01]

(续)

	Y	G	y * g	Const	AR ²	SEE	H
II. 东亚和太平洋 (N=66)							
A. 固定效应							
A. 1	-2.95 (-12.05)	3.042 (7.98)	—	—	0.98	0.228	—
A. 2	-1.868 (-0.96)	4.306 (1.82)	-0.305 (-0.56)	—	0.98	0.229	—
B. 随机效应							
B. 1	-2.827 (-13.00)	2.85 (6.82)	—	4.506 (4.83)	0.941	0.393	0.9 [0.64]
B. 2	-3.409 (-1.86)	2.132 (0.97)	0.167 (0.33)	6.995 (0.91)	0.943	0.385	7.53 [0.06]
III. 欧洲和中亚 (N=95)							
A. 固定效应							
A. 1	-3.974 (-7.39)	8.371 (9.42)	—	—	0.95	0.545	—
A. 2	-15.833 (-2.33)	-8.902 (-0.89)	3.366 (1.7)	—	0.857	0.531	—
B. 随机效应							
B. 1	-3.157 (-8.89)	6.702 (7.8)	—	-7.505 (-2.58)	0.759	0.841	18.81 [0.00]
B. 2	-9.115 (-0.18)	-1.981 (-0.18)	1.677 (0.72)	23.328 (0.57)	0.758	0.691	55.38 [0.00]
IV. 拉丁美洲和加勒比 (N=147)							
A. 固定效应							
A. 1	-2.345 (-12.77)	3.647 (6.18)	—	—	0.91	0.327	—
A. 2	-21.247 (-6.23)	-20.583 (-4.66)	4.795 (5.56)	—	0.93	0.288	—
B. 随机效应							
B. 1	-2.183 (-15.41)	3.779 (7.45)	—	-1.498 (-0.77)	0.759	0.532	7.03 [0.03]
B. 2	-18.918 (-5.13)	-17.748 (-3.75)	4.249 (4.59)	83.251 (4.42)	0.799	0.489	12.36 [0.00]

(续)

	Y	G	y * g	Const	AR ²	SEE	H
V. 中东和北非 (N=25)							
A. 固定效应							
A. 1	-5.811 (-6.5)	8.337 (4.28)	—	—	0.948	0.376	—
A. 2	2.778 (0.38)	20.235 (1.93)	-2.417 (-1.15)	—	0.933	0.425	—
B. 随机效应							
B. 1	-3.963 (-10.14)	5.975 (4.32)	—	-1.553 (-0.43)	0.9	0.519	12.62 [0.01]
B. 2	-10.336 (-2.15)	-2.454 (-0.4)	1.781 (1.34)	23.507 (1.3)	0.818	0.7	20.33 [0.00]
VI. 南亚 (N=42)							
A. 固定效应							
A. 1	-2.479 (-14.71)	1.619 (4.18)	—	—	0.976	0.111	—
A. 2	-11.06 (-3.17)	-8.271 (-2.1)	2.417 (2.45)	—	0.983	0.095	—
B. 随机效应							
B. 1	-2.545 (-16.01)	1.617 (4.67)	—	7.735 (-8.79)	0.94	0.176	1.48 [0.48]
B. 2	-10.995 (-2.98)	-8.173 (-1.97)	2.396 (2.29)	42.211 (-2.9)	0.935	0.184	0.14 [0.99]
VII. 非洲撒哈拉以南 (N=81)							
A. 固定效应							
A. 1	-1.297 (-8.18)	1.331 (5.96)	—	—	0.944	0.182	—
A. 2	-9.64 (-4.89)	-7.414 (-3.66)	2.174 (4.37)	—	0.963	0.147	—
B. 随机效应							
B. 1	-1.311 (-8.34)	1.379 (7.8)	—	3.645 (3.96)	0.827	0.319	0.24 [0.89]
B. 2	-8.571 (-5.85)	-6.223 (-4.21)	1.862 (5.16)	33.211 (5.55)	0.865	0.282	3.1 [0.38]

注：被解释变量是贫困人口比例的对数（每天1美元标准）；y是平均收入的对数；g是基尼系数的对数。小括号中是异方差一致文件t值。AR²是经过调整的R²，SEE是估计的标准误。H是豪斯曼检验值，中括号中的是相应的p值。

表 3 系数的符号与预期一致。例如,在模型的简化形式(A.1 和 B.1)中所有的估计模型 y 和 g 的系数分别显著为负和显著为正。因此,收入增长降低贫困率,而不平等程度提高增加贫困率。模型交互项的系数符号也与预期的一致。 y 的系数为负,说明收入增加降低贫困率。 g 的系数也为负,当 y 很小时,不平等程度增加降低贫困率。正如上文所述,在低收入国家,将财富从富人转移给穷人实际上会使更多人口处于贫困状态,从而提高贫困率。假设给定交互项系数为正及其规模大小,收入的大幅度增长将使得 g 的整体效应为正。交互项的正号进一步说明 g 的增加将降低 y 对于贫困率的负效应,从而降低收入增长的减贫作用。

根据表 3 豪斯曼检验,固定效应在统计上优于随机效应。因此,本文采用固定效应模型 A.1 和 A.2 作为估计贫困率的收入弹性和不平等程度弹性。估计结果见表 4。

表 4 不平等、收入和贫困——全球及地区贫困率的收入弹性和不平等程度弹性

地区	收 入 弹 性		
	A. 1	A. 2	
全球	-2.477	-2.579*	[-5.012, -1.069]
东亚和太平洋	-2.950*	-2.949	[-3.053, -2.734]
欧洲和中亚	-3.974*	-3.836	[-4.904, -2.425]
拉丁美洲和加勒比	-2.345	-2.315*	[-4.271, -1.349]
中东和北非	-5.811*	-6.083	[-6.549, -5.323]
南亚	-2.479	-2.668*	[-3.196, -2.133]
非洲撒哈拉以南	-1.297	-1.325*	[-2.327, -0.273]
地区	不平等程度弹性		
	A. 1	A. 2	
全球	3.502	5.027*	[-0.503, 7.998]
东亚和太平洋	3.042*	2.917	[2.612, 3.317]
欧洲和中亚	8.371*	8.204	[5.359, 10.511]
拉丁美洲和加勒比	3.647	5.337*	[-2.039, 8.603]
中东和北非	8.337*	7.899	[6.567, 11.198]
南亚	1.619	1.425*	[0.227, 2.987]
非洲撒哈拉以南	1.331	1.760	[-1.074, 4.357]

注:方括号中的数值分别采用地区基尼系数和平均收入的最小和最大值估计得到的弹性的下限和上限。*代表基于 AR^2 、SEE 和系数精确程度而言更好的拟合度。如果采用模型 A.2,交互项显著,意味着贫困率弹性在国家存在差别。