

经济增长、收入分配与减贫 进程间的动态联系^{*}

——来自中国农村的经验分析

陈立中 张建华

【摘 要】 文章以贫困的收入增长偏弹性和贫困的收入分配偏弹性的性质为基础,构建了一个分析经济增长、收入分配和减贫进程之间关系的统一框架。文章着重探讨了在经济发展的不同时期,收入水平和收入不平等的初始值对经济增长的减贫能力,以及收入不平等的贫困效应的影响,并以中国农村为例,来实证检验它们之间的定性、定量关系及政策含义。

【关键词】 贫困的收入增长偏弹性 贫困的收入分配偏弹性 贫困的经济增长全弹性

【作 者】 陈立中 华中科技大学经济学院,博士研究生;张建华 华中科技大学经济学院,教授。

一、问题提出与文献回顾

从1978年改革开放以来,中国经济发展取得了令世人瞩目的成绩。人均GDP由1978年的379元上升到2001年的7543元,年均增长率超过8%。同期,农村居民家庭人均纯收入由133.6元上升到2366.4元。在这种经济社会快速发展的大背景下,数亿农村人口摆脱了贫困,农村贫困率由1980年的40.65%下降到2001年的4.75%(Ravallion等,2004)。不过,在收入水平持续增长的情况下,减贫进程却表现出明显的波动性和不一致性(见图1)。

由图1可知,1980~1988年的经济增长带来了农村贫困人口的急剧减少,贫困率由40.65%下降到7.99%。然而,尽管1994~1998年农村居民收入保持了相似的增长速度,减贫速度却在下降,贫困率由10.41%下降到3.24%,而1998~2000年更出现了上升。农村减贫进程为什么出现不平衡进展?贫困人口在普遍的经济增长中能否分享到好处?在经济发展的不同时期,经济增长和收入分配如何影响减贫进程?本文将以前述贫困弹性公式为基础,构建分析

* 本文系国家自然科学基金项目“中国转型时期城镇贫困的测度与反贫困政策评估”(项目编号:70473025)和国家社会科学基金项目“城镇贫困人口现状、问题和对策研究”(项目编号:05BJY037)的阶段性成果。

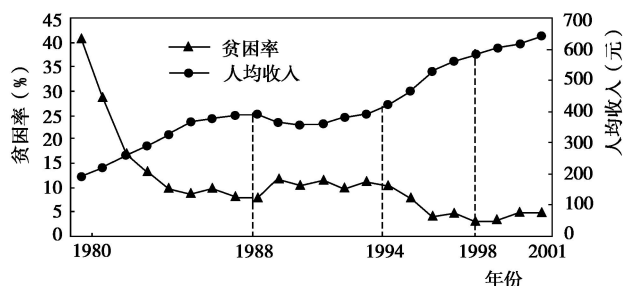


图 1 1980~2001 年农村居民家庭人均纯收入和贫困率变动趋势

注:农村居民家庭人均纯收入折算为 1980 年价格;贫困线为官方贫困线,即每人每年 300 元(1990 年价格)。数据来自 Ravallion 等,2004。

lition, 2001; World Bank, 2003; 尹恒等, 2002; 林伯强, 2003)。但是,它们很少注意到,在经济发展的不同阶段,从动态的角度看,收入水平和收入不平等的初始值对经济增长的减贫效应,以及收入不平等的贫困效应的影响,这是本文将要探讨的重点。

二、贫困测度方法与贫困弹性

识别穷人的贫困线是所有贫困分析的起点。为了便于对贫困的历史和区域的比较与减贫效果评估,本文中我们仅用绝对贫困线。同时,还假定收入是福利水平的测度变量。

(一) 总量贫困测度方法

设研究目标的个体收入 X 为一随机变量,其概率密度函数为 $f(x)$ 。我们用 Foster 等(1984)构建的贫困指数 P 作为总量贫困测度方法,其表达式为: $P = \int_0^z \left(\frac{z-x}{z} \right) f(x) dx$ 。这里, z 为社会贫困厌恶系数($z \geq 0$)。(1)当 $z=0$ 时, P 为贫困率指数 H ; (2)当 $z=1$ 时, P 为贫困差距率指数 P_1 ; (3)当 $z=2$ 时, P 为平方贫困距指数 P_2 。如果收入分布 X 服从均值为 μ , 标准差为 σ 的对数正态分布。当贫困线 z 一定,且 $z < \mu$ 时,贫困指数 P 的一般形式可表达为: $P = f(\mu, \sigma, z)$ 。

设用于收入不平等测度的基尼系数为 G ,在收入分布服从对数正态分布的条件下, Atcheson 等(1966)推导出基尼系数 G 与标准差 σ 之间的关系: $G = 2 \left[\frac{\sigma}{\sqrt{2}} \right] - 1$, 这里 $\left[\frac{\sigma}{\sqrt{2}} \right]$ 为标准正态分布的累积分布函数。由此, P 还可表达为: $P = f(\mu, G, z)$ 。

(二) 贫困弹性的定义与性质

假定时刻 t 研究目标的收入 X 服从上述对数正态分布,且贫困线 z 不随时间变化,则 t 时刻 P 可表示为: $P(t) = f[\mu(t), G(t), z]$, 该方程两边对时间 t 求导,并进行适当变换得:

$$\frac{dP(t)}{P(t)} = \epsilon_{\mu(t)} \frac{d\mu(t)}{\mu(t)} + \epsilon_{G(t)} \frac{dG(t)}{G(t)} \quad (1)$$

这里, $\epsilon_{\mu(t)} = \frac{\mu(t)}{P(t)} \frac{dP(t)}{d\mu(t)}$, $\epsilon_{G(t)} = \frac{G(t)}{P(t)} \frac{dP(t)}{dG(t)}$ 。公式(1)中,等式右边第一项称为贫困变动的收入效应;第二项称为贫困变动的分配效应。

1. $\epsilon_{\mu(t)}$ 的性质

公式(1)中, $\epsilon_{\mu(t)}$ 为贫困的收入增长偏弹性, $\epsilon_{\mu(t)} < 0$ 。它表示在收入分布不变的条件下,

经济增长、收入分配与削减贫困之间关系的统一框架,着重讨论经济增长的初始水平和速度与削减贫困的关系,以及收入不平等的初始水平和变化与削减贫困的关系。并以中国农村为例,来实证检验它们之间的定性、定量关系及政策含义。

已有的文献从理论和实证的角度研究了经济增长与削减贫困的关系,收入不平等对贫困的影响(Dollar 等, 2002; Bourguignon, 2004; Raval-

人均收入水平上升 1% 时,引起贫困指数 $P(t)$ 下降的百分比。 (t) 具有以下性质:(1) 如果 $\mu(t) < \mu(t+1)$, 则 $(t) > (t+1)$, 即贫困的收入增长偏弹性 (t) 随着经济发展的初始水平 $\mu(t)$ 上升而下降。(2) 如果 $G(t) < G(t+1)$, 则 $(t) < (t+1)$, 即 (t) 随着 $G(t)$ 上升而上升。

2. (t) 的性质

公式(1)中, (t) 为贫困的收入分配偏弹性, $(t) > 0$ 。它表示在人均收入水平不变的条件下,基尼系数每上升 1%,将引起贫困指数 $P(t)$ 上升的百分比。 (t) 具有如下性质:(1) 如果 $\mu(t) < \mu(t+1)$, 则 $(t) < (t+1)$ 。它表示贫困的收入分配偏弹性 (t) 随着经济发展的初始收入水平上升而上升。(2) 如果 $G(t) < G(t+1)$, 则 $(t) > (t+1)$ 。它表示 (t) 随着 $G(t)$ 上升而下降。

3. 贫困的经济增长全弹性

在经济增长过程中,人均收入上升的同时,往往还伴随着收入分配的变化。为此,我们还需判断伴随经济增长过程中的人均收入和收入分配同时变化对贫困产生的总效应。公式(1)两边同时除以 $d\mu(t)/\mu(t)$ 得:

$$(t) = \frac{\mu(t)}{P(t)} \frac{dP(t)}{d\mu(t)} = (t) + (t) \frac{dG(t)}{G(t)} \frac{\mu(t)}{d\mu(t)} \quad (2)$$

其中, (t) 为贫困的经济增长全弹性,它表示当经济增长水平上升 1% 时,贫困指数 $P(t)$ 变动的百分比。

令 $l(t) = \frac{dG(t)}{G(t)} \frac{\mu(t)}{d\mu(t)}$, l 为收入不平等的经济增长弹性。它表示当人均收入水平上升 1% 时,引起基尼系数变动的百分比。(1) 当 $l > 0$ 时,意味着经济增长过程中伴随收入不平等上升,称这种经济发展政策为有利于富人的经济发展政策。(2) 当 $l = 0$ 时,表示经济增长过程中收入分配状况不变,称之为分配中性的经济发展政策。(3) 当 $l < 0$ 时,表示经济增长过程中伴随着收入不平等下降,称之为有利于穷人的经济发展政策(Son, 2004)。

三、贫困弹性的经验分析

本文主要用 1999~2002 年和 2004 年《中国统计年鉴》中的农村居民按纯收入分组的收入分布调查数据,贫困线用国家统计局公布的农村绝对贫困线。用 POVCAL 贫困计算软件来计算 1998~2001 年和 2003 年农村的贫困率(H)、贫困差距率(P_1)、平方贫困距(P_2)、贫困的收入增长偏弹性((t))和贫困的收入分配偏弹性((t))。具体结果如表 1~3 所示。

从表 1 可以看出,当基尼系数相同时,人均收入水平越高,贫困指数 P 越小;当人均收入水平相同时, P 随着基尼系数上升而上升。另外, P 变动幅度越大。

$$\text{因为 } \frac{\partial}{\partial \mu} = -\frac{P-1}{\mu P} (-1 -) < 0, \frac{\partial}{\partial G} = -\frac{P P-1}{G P^2} (-1 -) > 0.$$

$$\text{因为 } \frac{\partial}{\partial \mu} = \frac{P-1}{z \mu P} [\mu + (\mu - z) (-1 -)] > 0, \frac{\partial}{\partial G} = -\frac{P-1 (- -) (\mu - z)}{z G P} < 0.$$

这里收入数据和贫困线都使用名义值,1998~2001 年和 2003 年国家统计局公布的农村绝对贫困线分别为:635 元、625 元、625 元、630 元和 637 元。

来源于世界银行网站(<http://www.worldbank.org/html/prdph/lsmstools/povcal>)。关于该计算方法还可参见 Datt (1998)。

这里没有用 2002 年的数据,因为该年农村的基尼系数为 0.3456,小于 2001 年的基尼系数。为了便于比较与说明问题,我们只选择基尼系数按递增排列的年份。

www.cnki.net

(2) 当人均收入水平相同时,基尼系数越大,越大。表明当人均收入水平相同时,收入分配越不平等,经济增长的减贫能力越弱。从反贫困政策的角度看,它意味着基尼系数越低的地区,经济增长的减贫能力越强。相反,收入不平等程度越严重的地区,经济增长的减贫能力越弱。即收入不平等较大的地区,难于通过经济增长来实现有效的减贫目标。

从表 3 可以看出:(1) 当基尼系数相同时,贫困的收入分配偏弹性 随着人均收入水平 μ 的上升而上升(见图 3)。表明在中国农村经济发展过程中,随着人均收入水平上升,收入不平等引起的贫困效应会越强。可见,经济高速增长可能弱化减贫进程,甚至增加贫困,这完全依赖于收入不平等上升的程度。(2) 当人均收入水平相同时,基尼系数越大, 越小。这就意味着,在人均收入水平相同的条件下,基尼系数越高的地区,收入不平等引起的贫困效应越小。从反贫困政策的角度看,它意味着初始收入不平等越高的地区,任何旨在改善收入不平等的反贫困政策的减贫能力越弱,亦即初始基尼系数越高的地区,更难以通过收入再分配政策来实现快速的减贫。

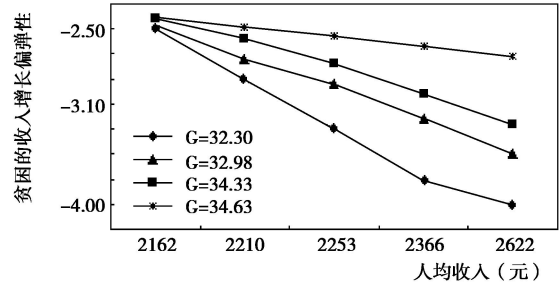


图 2 不同收入水平和不平等条件下贫困的收入增长偏弹性 (= 0) 变动趋势

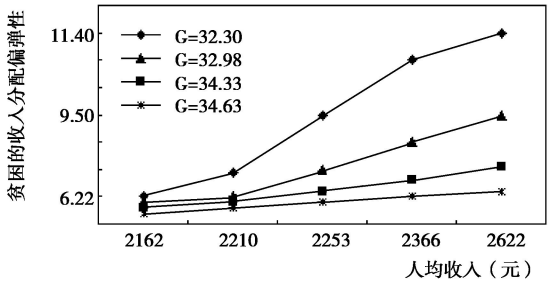


图 3 不同收入水平和不平等条件下贫困的收入分配偏弹性 (= 0) 变动趋势

表 3 不同收入水平和不平等条件下贫困的收入分配偏弹性

		基尼系数 (%)					人均纯收入水平
		32. 30 (1998)	32. 98 (1999)	34. 33 (2000)	34. 63 (2001)	34. 88 (2003)	(元) (年份)
(= 0)		8. 99 *	8. 76	7. 43	6. 82	6. 22	2162 (1998)
		9. 30	9. 07 *	7. 70	7. 06	6. 45	2210 (1999)
		9. 57	9. 33	7. 94 *	7. 25	6. 67	2253 (2000)
		10. 20	9. 99	8. 55	7. 79 *	7. 20	2366 (2001)
		11. 39	11. 25	9. 79	8. 87	8. 34 *	2622 (2003)
(= 1)		11. 60 *	11. 55	10. 51	9. 70	9. 33	2162 (1998)
		11. 83	11. 79 *	10. 75	9. 91	9. 55	2210 (1999)
		12. 02	11. 99	10. 95 *	10. 07	9. 75	2253 (2000)
		12. 48	12. 47	11. 45	10. 52 *	10. 23	2366 (2001)
		13. 26	13. 34	12. 41	11. 36	11. 20 *	2622 (2003)
(= 2)		13. 29 *	13. 40	12. 69	11. 74	11. 64	2162 (1998)
		13. 45	13. 57 *	12. 88	11. 90	11. 83	2210 (1999)
		13. 58	13. 71	13. 04 *	12. 03	12. 00	2253 (2000)
		13. 88	14. 03	13. 42	12. 36 *	12. 39	2366 (2001)
		14. 36	14. 58	14. 09	12. 96	13. 13 *	2622 (2003)

注:同表 1。

四、经济发展政策与减贫进程

(一) 贫困的经济增长全弹性

经济发展过程中往往伴随着人均收入水平增长和收入分布的变化,在 1998~2003 年中国农村经济发展过程中,人均收入由 2 162 元上升到 2 622 元,增长 21.28%;基尼系数由 0.3230 上升到 0.3488,增长 7.99%。由公式(2)可知,经济发展过程是增加了贫困还是减少了贫困,完全取决于贫困的经济增长全弹性 ϵ 的值。根据收入不平等的经济增长弹性 ϵ_1 的定义,可计算得到 1998~2003 年中国农村平均的 ϵ 值为 0.34,由表 2、表 3 及 $\epsilon = \epsilon_1 + 1$ 计算得到相应的值(见表 4)。这里只计算相对于贫困率($\epsilon = 0$)而言的贫困的经济增长全弹性。

由表 4 可以看出,贫困的经济增长全弹性 ϵ 有正有负,说明经济增长的减贫作用不仅依赖于收入水平的增长,还依赖于收入分布的变化。从表 4 中对角线上的数字看,1998、1999 和 2000 年实际经济发展使农村贫困加剧,而 2001 和 2003 年的经济增长却减轻了农村贫困。这就解释了图 1 中 1998~2000 年农村贫困率不降反升的原因。

表 4 不同收入水平和不平等条件下贫困的经济增长全弹性($\epsilon = 0$)

人均纯收入水平 (元) (年份)	基尼系数(%)				
	32.30 ₍₁₉₉₈₎	32.98 ₍₁₉₉₉₎	34.33 ₍₂₀₀₀₎	34.63 ₍₂₀₀₁₎	34.88 ₍₂₀₀₃₎
2162 ₍₁₉₉₈₎	- 0.34 [*]	- 0.30	- 0.23	- 0.27	- 0.34
2210 ₍₁₉₉₉₎	- 0.27	- 0.21 [*]	- 0.16	- 0.20	- 0.28
2253 ₍₂₀₀₀₎	- 0.19	- 0.13	- 0.09 [*]	- 0.15	- 0.21
2366 ₍₂₀₀₁₎	- 0.01	0.09	0.09	0.03 [*]	- 0.06
2622 ₍₂₀₀₃₎	0.31	0.47	0.49	0.38	0.30 [*]

注:同表 1。

(二) 经济发展政策与减贫进程:政策模拟

联合国提出的到 2015 年使广大发展中国家实现贫困减半的发展目标。假定今后 10 年,农村居民保持年人均纯收入水平 4% 的增长速度,那么,可以预测,(1) 如果实施有利于穷人的经济发展政策(假设 $\epsilon_1 = -\frac{1}{3}$, 即当农村居民人均纯收入水平上升 4% 时,基尼系数下降 1.33%),农村贫困率将由 2003 年的 4.13% 削减到 2015 年的 0.11%。(2) 如果实施收入分配中性的经济发展政策($\epsilon_1 = 0$, 即当农村居民人均纯收入水平上升 4% 时,基尼系数保持不变),农村贫困率将由 2003 年的 4.13% 削减到 2015 年的 1.31%。(3) 如果实施有利于富人的经济发展政策(假设 $\epsilon_1 = \frac{1}{3}$, 即当农村居民人均纯收入水平上升 4% 时,基尼系数上升 1.33%),农村贫困率将由 2003 年的 4.13% 上升到 2015 年的 6.74%。可见,即使在经济增长速度相同的条件下,不同的经济发展政策带来的减贫效果也差异巨大。

五、结 语

中国在经济发展的不同时期,由于收入水平和收入不平等的初始值不同,经济增长的减贫

1998~2003 年中国农村平均的 ϵ 值为 0.34,所以这里 ϵ 取值为 1/3。



能力与收入不平等的贫困效应都表现出较大的差异,因此,减贫进程就会出现波动性和复杂性。具体而言,可以得出以下结论。

第一,保持和拓宽经济增长一直是中国过去和未来减贫的关键引擎,但是,经济增长过程必须具有广泛的受益性和参与性,确保社会各收入阶层取得平衡发展。经济发展过程中人均收入水平越高,收入不平等引起的贫困效应越强。因此,在中国经济高速发展过程中,更应该注意收入不平等引起的贫困效应。如果单纯地强调 GDP 增长,不注意收入不平等状况,那么这样的经济增长可能弱化减贫进程,甚至增加贫困。同时,收入不平等越严重,贫困对收入不平等的反映越迟钝。这意味着,收入不平等较高的地区,难于通过收入再分配政策实现快速的减贫目标。

第二,经济发展过程中,如果实施有利于穷人的经济发展政策,即使是中等水平的经济增长率,也能实现快速的减贫目标;相反,如果实施有利于富人的经济发展政策,即使是令人满意的高经济增长率,不仅不能实现快速减贫,反而还可能增加贫困。当前,中国正处于构建和谐社会的关键时期,贫困不是和谐社会的特征,收入不平等也不是和谐社会的特征。因此,实施有利于穷人的经济发展政策,不仅可以改善收入分配状况,让更多的穷人分享经济增长的好处,更是构建和谐社会、实现经济可持续发展的题中之义。

参考文献:

1. 尹恒等(2002):《当代收入分配理论的新发展》,《经济研究》,第8期。
2. 林伯强(2003):《中国的经济增长、贫困减少与政策选择》,《经济研究》,第12期。
3. 国家统计局:《中国统计年鉴》(1999~2002),中国统计出版社,相应各年。
4. 国家统计局(2004):《中国统计年鉴(2004)》,中国统计出版社。
5. Atcheson J. and Brown J. (1966), *The Log-Normal Distribution*. Cambridge University Press.
6. Bourguignon, F. (2004), *The Poverty-Growth Inequality Triangle*. DRAFT Working Paper.
7. Datt, G. (1998), *Computational Tools for Poverty Measurement and Analysis*. FCND Discussion Paper No. 50.
8. Dollar David and Aart Kraay(2002), *Growth is Good for the Poor*. *Journal of Economic Growth*. No. 7:195-225.
9. Foster J., Greer, J. and Thorbecke, E. (1984), *A Class of Decomposable Poverty Measures*. *Econometrica*. Vol. 52:761-766.
10. Hyun H. Son and Kakwani, N. (2004), *Economic Growth and Poverty Reduction: Initial Conditions Matter*. IPC Working Paper.
11. Hyun H. Son(2004), *A Note on Pro-poor Growth*. *Economics Letters*. Vol. 82:307-314.
12. Ravallion, M. and Chen S. (2004), *China's (Uneven) Progress Against Poverty*. Policy Research Working Paper. No. 3408, World Bank, Washington D. C.
13. Ravallion, M. (2001), *Growth, Inequality and Poverty: Looking Beyond Averages*. *World Development*. Vol. 29:1803-1815.
14. World Bank(2003), *World Development Report 2004: Making Services Work for Poor People*. Oxford University Press.

(责任编辑:朱萍)

role for composition and a predominant role for rising between and within-group prices in explaining the parallel growth of upper and lower-tail inequality.

Changes in the Relationship between Labor Supply and Labor Demand and China's Economic Growth in the Low Fertility Era

Wang Dewen ·44 ·

As Chinese population growth enters the low-fertility phase, its slow growth will finally cause the slow growth of labor supply. If China maintains its rapid economic growth, the decline of working age population share and absolute number will trigger wages rising. This paper argues that under the circumstances of rising labor costs and heavy population aging burdens, ensuring the sustainability of Chinese economic growth will depend largely on how to speed up both physical capital and human capital accumulation, how to significantly improve labor productivity, and how to transform the pattern of economic growth.

Economic Growth, Income Distribution and Poverty Reduction: An Empirical Analysis of Rural China

Chen Lizhong Zhang Jianhua ·53 ·

Based on the properties of the poverty elasticity of income growth and the poverty elasticity of income inequality, this paper analyses the relationship among economic growth, income distribution and poverty reduction. The paper focuses on the effect of economic growth on poverty reduction at different initial income levels, and the effect of income inequality on poverty at different initial income levels. This paper also estimates the elasticity of poverty by using China rural income data. Finally, this paper compares the poverty reduction speed under different economic development policies and suggests a pro-poor growth policy.

Marginal Fertility Decision in Economic Development: Testing the Leibenstein's Theory

Ren Qiang Fu Qiang ·60 ·

Since Malthus presented his theory, the relationship between economic development and population growth has been under sharp debating. Based on the county-level panel data of Hunan province, China, from 2001 to 2004, we constructed a linear logarithmic regression model to analyse the determinants of local multi-children rate and to test the theory of Leibenstein and finds that the economic development has a very strong influence on the multi-children rate. Meanwhile, other factors, like the income and the non-agricultural sector expansion, may have asynchronous effects on their marginal fertility decision, which calls for attention of the policy-makers.

Inter-provincial Migration and Its Determinants in the 1990's China

Yan Shanping ·71 ·

In this paper, we use the 1990 and 2000 Population Census and the 1% Population Sampling Survey in 1995 to investigate the scale, direction and structure changes of inter-provincial migration since 1985. We refer to the economic theory on migration and try to establish an inter-provincial migration model, and then propose several hypotheses about the relation between the rate of movement and other factors reflecting social and economic conditions. Finally, we analyze the influence of relative factors, such as economic development, marketization level, unemployment rate, spatial distance, information about work, on the rate of movement by employing an econometric method.

Coordinated Layout of Satellite Cities in Regional Planning: Model and An Empirical Study

Xu Ying Zeng Di ·78 ·

Accompanying with urbanization, the planning of satellite cities becomes a significant issue, which is considered by some scholars to be irreplaceable for resolving the over-expansion problem of central cities. Based on the existing theories, this paper establishes a new control system model of satellite cities that determines the optimum number and scale of satellite cities, in order to satisfy the pressing demand of satellite city planning. This model is used in an empirical study for satellite city plan of Beijing's suburb.

Pensions, Retirement, and Models: A Review Essay of American Retirement Models

Che Yi Wang Yuanyue ·86 ·

The effects of social security and pension on retirement have been an active subject of both theoretical and empirical works after World War II in USA. The purpose of this paper is to review the empirical models of retirement in USA, such as nonlinear budget constraints model, option value model, dynamic programming model, probit and logistic model and hazard model. The models are referential to the empirical study of retirement in china.