

# 收入不平等对经济增长的倒U型影响:理论和实证<sup>\*</sup>

刘生龙

(清华大学 国情研究中心,北京 100084)

**摘要:**文章致力于从理论和实证两个维度,探讨收入不平等对长期经济增长“先促进后阻碍”的“倒U型”影响。文章首先基于一个拉姆齐模型,从理论上证明这一“倒U型”关系的存在;其次是构建实证模型,根据跨国横截面数据,分别运用OLS和GMM估计方法从实证的角度检验这一“倒U型”关系的存在。实证结果显示:GMM估计方法要优于OLS估计方法,在其他条件不变情况下,收入不平等有一个合理区间,如果以基尼系数衡量不平等程度,这一数值处于0.37—0.40之间。当一国初始收入不平等程度低于最优值时,可以通过提高收入不平等程度来加快经济增长的速度;反之,则应通过降低收入不平等程度来促进经济的增长。

**关键词:**收入不平等;经济增长;基尼系数;GMM估计

**中图分类号:**F061.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2009)02-0004-12

## 一、引言与文献回顾

长期以来,经济增长和收入分配都是发展经济学领域十分重要的研究课题,故而收入不平等对长期经济增长的影响成为经济学领域一个长盛不衰的研究课题。大量的研究者从理论和实证的角度,对收入不平等对经济增长的影响进行了探讨,然而,他们所得到的结论可谓众说纷纭,莫衷一是。

Li和Zou(1998)、Forbes(2000)和Castello(2004)利用面板数据的固定效应模型和动态广义矩估计方法证明收入不平等对经济增长产生正面的影响。Bertola(1993)、Persson和Tabellini(1994)以及Alesina和Rodrik(1994)建立不同的模型证明在政治和经济机制的联合作用下,不平等和经济增长之间有替代关系,随着不平等程度的增长,再分配的政府支出和税收增加(政治机制),其结果是由于财政扭曲的增加,经济增长下降(经济机制)。Marta Bengoa Calvo等(2004)通过一个拉姆齐模型以及拉丁美洲16个国家的面板数据证明了收入不平等与经济增长之间呈二次型关系。Yoshiaki Sugimoto(2005)、Galor和Moay(2004)提出的一个理论认为,收入分配和经

收稿日期:2008-10-29

作者简介:刘生龙(1979—),男,湖北荆门人,清华大学国情研究中心博士后流动站研究人员。

济增长的关系随着时间的推移呈现出一种不稳定的态势,它们的关系取决于这个国家的发展阶段。由于所使用的经济计量方法、所收集的数据、所分析的国家以及对收入不平等的衡量上的不同,关于收入不平等对经济增长的影响的理论和实证结论非常不一致。为了清楚地看到这些理论和实证上的不同,我们将有关这一论题的理论和实证研究结果列于表 1 之中。

表 1 收入不平等对经济增长影响的理论和实证结果

| 研究者及时间                                        | 发表类型 | 模型机理                          | 理论模型的结论                              | 实证结果<br>(估计系数<br>平均值) |
|-----------------------------------------------|------|-------------------------------|--------------------------------------|-----------------------|
| Acemoglu, Daron 和 James Robinson (2000)       | J    | 内生的政策模型、政府税收和中间人投票定理          | 收入不平等与经济增长负相关                        | —                     |
| Aghion P. 和 Bolton P. (1992)                  | J    | 资本和投资市场不完善                    | 由于投资的回报率递减,收入不平等与经济增长负相关             | —                     |
| Alesina 和 Perotti R (1996)                    | J    | 社会—政治不稳定                      | 资源分配高度不公导致人们从事犯罪、暴力等行为,降低投资的积极性和经济增长 | —                     |
| Alesina 和 Rodrik(1994)                        | J    | 政治经济模型、引入了政府税收和中间人投票定理        | 由于税收会降低私人投资的积极性,因而收入不平等与经济增长负相关      | -0.064                |
| Barro(2000)                                   | J    | 联立方程模型、引入政府消费和投资              | 收入不平等与经济增长几乎不存在相关性                   | -0.013                |
| Benabou(1996)                                 | J    | 社会—政治模型                       | 高度收入不平等将导致社会不稳定,继而降低经济增长             | —                     |
| Banarjee A. 和 Andrew Newman (1991)            | J    | 资本和投资市场不完善、引入了道德风险模型          | 不平等导致更大的道德风险,从而有害于经济增长               | —                     |
| Benhabib 和 Rustichini (1996)                  | J    | 社会—政治不稳定模型                    | 不平等导致社会冲突,社会冲突妨碍经济增长                 | —                     |
| Beker G. S. 和 R. Barro (1998)                 | J    | 内生的生育、代理人框架                   | 富裕的国家生育率低、人力资本高、收入不平等程度低             | —                     |
| Beker, G. S., K. J. Murphy 和 R. Tamura (1990) | J    | 内生的生育、代理人框架                   | 富裕的国家生育率低、人力资本高、收入不平等程度低             | —                     |
| Bertola G. (1993)                             | J    | 内生的财政政策、政府税收和中间投票人定理          | 收入不平等与经济增长负相关                        | —                     |
| Dahan M. 和 Daniel T. (1998)                   | J    | 内生的生育框架                       | 生育率与收入不平等正相关、教育与不平等负相关               | —                     |
| de la Croix D. 和 Doepke M. (2003)             | J    | 内生的生育、引入了人力资本                 | 高的生育率导致低的人力资本,继而使得经济增长缓慢             | 0.017                 |
| Kaldor N. (1956)                              | J    | 凯恩斯联立方程组模型                    | 当富人的边际储蓄较穷人高时,收入不平等与经济增长正相关          | —                     |
| Glor O. 和 Moav O. (2004)                      | J    | 资本市场完善和不完善模型,引入了人力资本和实物资本     | 收入不平等与经济增长的关系是不确定的,取决于经济的发展阶段        | —                     |
| Galor O. 和 Zang H. (1997)                     | J    | 内生的生育、教育—生育框架                 | 高的生育率导致低的教育水平,继而妨碍经济增长               | —                     |
| Galor O. 和 Zeira J. (1993)                    | J    | 代际交叠模型、引入了资本市场不完善             | 资本市场不完善、收入不平等不利于人力资本投资,因而不利于经济增长     | —                     |
| Grossman, Herschel 和 Minseong Kim (1996)      | J    | 社会—政治不稳定                      | 不平等导致一部分穷人从事掠夺性行业、继而影响经济增长           | —                     |
| Gylfason 和 Zoega(2002)                        | J    | 政治—经济模型、引入了自然资源的约束            | 政府税收,自然资源的约束使得收入不平等与经济增长负相关          | -0.04                 |
| Krusell, Quadrini 和 Rios-Rull(1999)           | J    | 内生政策模型,在拉姆齐模型的基础上引入政策变量作为约束条件 | 收入不平等与经济增长负相关                        | —                     |

续表 1 收入不平等对经济增长影响的理论研究和实证结果

| 研究者及时间                                          | 发表类型 | 模型机理                        | 理论模型的结论                          | 实证结果<br>(估计系数<br>平均值) |
|-------------------------------------------------|------|-----------------------------|----------------------------------|-----------------------|
| Li 和 Zou(1998)                                  | J    | 内生政策模型,引入了政府税收和中间投票人定理      | 收入不平等与经济增长正相关或者相关性不显著            | 0.051                 |
| Marta Bengoa Calvo 和 Blanca Sanchez-Robles Rute | R    | 内生政策模型,引入了政府税收              | 收入不平等与经济增长是二次型的关系                | -0.013                |
| Mirrlees J. A. (1971)                           | J    | 公平与效率模型,引入了收入税              | 收入不平等有利于经济增长                     | —                     |
| Perotti R. (1996)                               | J    | 内生的生育框架                     | 收入不平等程度的降低将会导致生育水平的降低,继而导致人力资本增加 | —                     |
| Persson 和 Tabellini (1994)                      | J    | 政治—经济模型,引入了政府转移支付变量和中间人投票定理 | 收入不平等与经济增长负相关                    | -0.055                |
| 尹恒、龚六堂、邹恒甫 (2005)                               | J    | 内生的政府政策、中间投票人定理             | 收入不平等首先有利于经济增长、最后不利于经济增长         | —                     |

由表 1 可见,无论从理论模型还是从实证结果来看,收入不平等对经济增长的影响都是有分歧的。笔者认为,收入不平等对经济增长的影响呈现出库茨尼兹“倒 U 型”曲线的关系。在经济发展的初期,实物资本积累是经济增长的主要动力,收入不平等有利于实物资本的积累,从而有助于推动经济增长;而在经济发展的高级阶段,人力资本的积累成为经济增长的主要推动力,由于收入不平等阻碍了高昂的人力资本投资,因而这个时候,收入不平等就不利于经济增长。本文从理论上和实证上证明,过高的收入不平等和过低的收入不平等都不利于经济增长,在保持其他条件不变的情况下,收入不平等存在一个最优值。本文与前人研究的不同之处主要体现在以下两个方面:第一,到目前为止,尽管国内已经有人从理论上证明了收入不平等对经济增长的倒 U 型影响(尹恒等,2005),然而尚未发现有人从实证上证明这一点。本文的目的在于一方面建立一个理论模型证明收入不平等对经济增长的倒 U 型影响,另一方面也是更为重要的一个方面,那就是从实证的角度证明收入不平等对经济增长的倒 U 型影响,从而完成对本文以及对尹恒等研究者理论模型的实证研究。第二,尽管国外很多实证文献在巴罗类型的增长模型基础之上论证了收入不平等对经济增长的影响,然而他们所建立的实证模型大多是线性的,而且都没能考虑其中一些解释变量存在的内生性问题。本文一方面在巴罗类型的增长模型基础之上引进了收入不平等的二次方,从而使实证模型变成一个非线性分析模式。另一方面,为了克服由内生性引起的估计结果的不一致,本文在实证检验时使用了广义矩估计(GMM)方法,这样就可以解决解释变量的内生性问题,从而得到一致的估计结果。

本文结构安排如下:第一部分是引言和文献回顾;第二部分是收入不平等与经济增长“倒 U 型”关系的理论模型;第三部分是实证模型和数据;第四部分是实证结果;最后是基本结论。

## 二、理论模型:倒 U 型关系的推演

1. 理论框架。本文的生产函数沿用尹恒等(2005)的生产函数,在他们的生产函数中假定政府支出  $g$  包括两个部分,一部分是用来投资于生产的生产性支出  $g_1$ ,另一部分是用于转移支付的消费性支出  $g_2$ ,生产函数是资本和政府的生产性投资的线性函数,于是得到我们的总的生产函数如下:

$$y = Ak^\alpha g_1^{1-\alpha} l^{1-\alpha}, 0 < \alpha < 1 \quad (1)$$

此生产函数形式在 Barro(1991)、Alesina 和 Rodrik(1994)生产函数模型的基础上修改而得。之所以采用尹恒的生产函数而不是直接采用 Barro、Alesina 和 Rodrik 的生产函数,是因为后两者的生产函数假定政府支出都是具有生产性的,这显然与事实不太相符,当然,即使使用后两者所提出的生产函数形式也不会影响本文最终的推理结果。这里的  $A$  为技术进步,  $k$  和  $l$  分别为总的资本和劳动存量,  $g_1$  为政府的生产性投资,  $\alpha$  和  $1-\alpha$  分别为资本弹性和劳动弹性。

假设政府只是对资本进行征税(平均税率为  $\tau$ )从而为公共支出筹资,而且在任何时期其预算支出都是平衡的,也即:

$$g = \tau k \quad (2)$$

这里之所以采用资本的线性税率,而不是我们通常熟知的累进税率,是因为在我们的模型中,资本收入越高的人,被征收的资本收入税也就越高,只要工资收入相对而言比较平均,我们的模型在实际效果上就是一个累进税率的形式。

假定政府生产性支出比例为  $c(0 < c < 1)$ ,于是政府的生产性支出为  $g_1 = c\tau k$ ,进入效用函数的政府支出为  $g_2 = (1-c)\tau k$ 。将经济中劳动力总量标准化为 1,于是总的生产函数可以表达如下:

$$y = A(c\tau)^{1-\alpha} k \quad (3)$$

这里假定要素市场是完全竞争的,这样,资本和劳动的价格由它们的边际产出决定,也即:

$$r = \partial y / \partial k = \alpha A(c\tau)^{1-\alpha} \equiv r(\tau) \quad (4)$$

$$w = \partial y / \partial L = (1-\alpha) A(c\tau)^{1-\alpha} k \equiv w(\tau) k \quad (5)$$

2. 经济均衡分析。代表性的个人希望最大化其一生的效用,假定代表性个人的效用函数是不变风险厌恶系数效用函数,也即:

$$u_i = c_i^{1-\theta} / (1-\theta) + g_2^{1-\theta} / (1-\theta) \quad (\theta > 0)$$

于是,第  $i$  个个体的目标最大化是:

$$U = \int_0^\infty e^{-\rho t} [c_i^{1-\theta} / (1-\theta) + g_2^{1-\theta} / (1-\theta)] dt \quad (6)$$

以下考虑这个人一生中要受到的预算约束,假定初始阶段这个人的资本存量是  $k(0)$ (可将其视作遗赠下来的财富),于是代表性个人受到的预算约束是:

$$\int_0^{\infty} e^{-[R(\tau)-\tau]t} c_i(t) dt \leq k(0) + \int_0^{\infty} e^{-[R(\tau)-\tau]t} [(r(\tau) - \tau)K_i + w(\tau)k_i] dt \quad (7)$$

其中:  $R(\tau) - \tau = \int_0^t [r(\tau) - \tau] dt$ , 代表一种连续的复利。根据目标函数

(6) 式和约束函数(7) 式, 我们可以建立拉格朗日函数如下:

$$L = \int_0^{\infty} e^{-\rho t} [c_i^{1-\theta}/(1-\theta) + g_2^{1-\theta}/(1-\theta)] dt + \lambda \{ k(0) + \int_0^{\infty} e^{-[R(\tau)-\tau]t} [(r(\tau) - \tau)K_i + w(\tau)k_i] dt - \int_0^{\infty} e^{-[R(\tau)-\tau]t} c_i(t) dt \} \quad (8)$$

要求得最大值, 必要条件是  $\partial L / \partial c_i = 0$ , 就是:

$$e^{-\rho t} c^{-\theta} = \lambda e^{-[R(\tau)-\tau]t} \quad (9)$$

对(9)式两边同时取对数得:

$$-\rho t - \theta \ln c(t) = \ln \lambda - R(\tau) + \tau \quad (10)$$

再对(10)式两边同时对  $t$  求导数得到:

$$-\rho - \theta [\dot{c}(t)/c(t)] = -r(\tau) + \tau \quad (11)$$

于是我们得到消费的增长率为:

$$\dot{c}(t)/c(t) = [r(\tau) - \tau - \rho]/\theta \quad (12)$$

通过分析经济的动态变化, 可以证明以下式子得以满足:<sup>①</sup>

$$g_y = g_K = g_c \quad (13)$$

式中  $g_y$ 、 $g_K$  和  $g_c$  分别代表了经济、资本和消费的增长率。于是有:

$$g_y = [r(\tau) - \tau - \rho]/\theta \quad (14)$$

3. 均衡状态下经济增长率和收入不平等的关系。由(4)式和(14)式我们可知当经济处于均衡状态时, 经济增长率和税率满足如下关系:

$$g_y = [\alpha A(c\tau)^{1-\alpha} - \tau - \rho]/\theta \quad (15)$$

由(15)式我们可以看出经济增长率和税率的关系为:

$$\partial g_y / \partial \tau = [(1-\alpha)\alpha A(c\tau)^{-\alpha} - 1]/\theta \quad (16)$$

由(16)式可知, 当  $\tau < [(1-\alpha)\alpha A]^{\alpha} c^{\alpha-1}$  时, 经济增长率随着税率的增加而增加; 当  $\tau > [(1-\alpha)\alpha A]^{\alpha} c^{\alpha-1}$  时, 经济增长率随着税率的增加而减少。由于资本税率随着收入不平等程度的加剧而增大(尹恒等, 2005), 这就从一定程度上说明收入不平等对经济增长的影响先是促进经济增长的正相关, 到达一定程度后又成为阻碍经济增长的负相关, 也就是所谓的库茨尼兹倒 U 型关系。

### 三、实证模型和数据

由于 Barro(1991)关于收入不平等对经济增长影响的实证模型已经得到了广泛应用, 本文的实证模型也遵循他的模式, 实证模型的形式如下:

$$GRGDP_i = \alpha_1 INEQ_{i0} + \alpha_2 INEQ_{i0}^2 + \beta_i X_i + \mu_i \quad (17)$$

其中:  $GRGDP_i$  表示第  $i$  个国家的长期经济增长,  $INEQ_{i0}$  表示初始的收入

不平等,  $X_i$  是一系列的控制向量,  $\mu_i$  是模型的误差项, 它满足  $E(\mu_i/INEQ_0; INEQ_0^2, X_i)=0$ 。与 Barro 的模型有所不同的是这里的实证模型引入了收入不平等的二次项。如果想要获得关于收入不平等对经济增长的倒 U 型影响, 有必要对模型中的参数做出以下约束:  $\alpha_1 > 0, \alpha_2 < 0$ 。

经济学家们在研究收入不平等对经济增长的影响时, 向来都十分重视关于收入不平等的测量误差, 这是因为只有少量国家采用正规的方法计算收入不平等, 而且由于各个国家在进行入户调查时所选择的样本非常不一致并且对于收入的定义也有所不同, 这些都使得收入不平等的测量误差进一步加大。幸运的是 Deininger 和 Squire (1996) 对收入不平等数据进行了广泛收集,<sup>②</sup> 我们在此挑选出来的数据都是一些高质量的数据, 这些数据满足以下三个最低质量标准: (1) 必须基于家庭调查数据, 而不是基于收入获取者或是税收支付者; (2) 所调查的人口必须在整个国家具有代表性; (3) 所衡量的收入(或支出) 必须是不仅包括工资收入, 还包括所有种类的非工资或非货币收入。在本文的实证模型中, 我们仅仅使用高质量的数据以便将测量误差控制在最小的范围内。由于 Deininger 和 Squire 于 2007 年再次对收入不平等数据进行了更新, 因而本文的数据相比以前的实证研究包含了更多的国家。

在衡量收入不平等时, 人们最常用的指标是 GINI 系数, 其数值处于 0—1 之间, GINI 系数越高说明收入越不平等。本文 GINI 系数的使用应注意以下两点: (1) 初始年份的数据(比如说本文是 1965 年)如果得不到, 那么我们遵循 Alesina 和 Rodrik (1994) 的做法, 选用 1970—1980 年之间最接近 1965 年那一年的数据作为初始的 GINI 系数(定义为  $GINI_{1965}$ ); (2) 如果 GINI 系数是基于支出计算出来的, 那么我们遵循 Deininger 和 Squire (1996) 的做法, 在这个基础上加上 6.6。<sup>③</sup> 同现有的长期增长回归一样, 我们假定控制变量是线性形式的, 控制变量  $X_i$  向量包括三组变量。第一组是初始的人均 GDP(用 PCGDP 表示)和资本投入(包括实物资本 invest 和人力资本 human)。第二组是政府政策变量, 包括贸易政策(用外汇交易黑市收益表示, bmp)和宏观经济政策(用政府消费占 GDP 的比重来表示, govsh)。第三组是一系列的区域虚拟变量 SFA、Asia、LAAM 和 OECD, 分别用来控制撒哈拉以南、亚洲、拉美和 OECD 这些区域可能遗漏的一些变量的影响。在跨国增长回归模型中, 上述变量是最常用的。表 2 是本文实证模型中所有变量的描述统计。

表 2 变量的描述统计

| 变量         | 观察值 | 均值        | 标准偏移      | 最小值     | 最大值        |
|------------|-----|-----------|-----------|---------|------------|
| GRGDP      | 51  | 2.205     | 2.057     | -2.831  | 7.339      |
| GINI 系数    | 51  | 42.043    | 9.962     | 19.300  | 61.400     |
| GINI 系数的平方 | 51  | 18.649    | 8.322     | 3.725   | 37.700     |
| PCGDP      | 51  | 2 981.686 | 2 947.511 | 337.000 | 11 529.000 |

续表 2 变量的描述统计

| 变量     | 观察值 | 均值     | 标准偏移   | 最小值   | 最大值    |
|--------|-----|--------|--------|-------|--------|
| human  | 51  | 11.207 | 12.443 | 0.100 | 57.200 |
| invest | 51  | 0.186  | 0.096  | 0.021 | 0.337  |
| bmp    | 51  | 0.146  | 0.275  | 0.000 | 1.343  |
| govsh  | 51  | 0.152  | 0.064  | 0.059 | 0.326  |
| Asia   | 51  | 0.078  | 0.272  | 0.000 | 1      |
| SFA    | 51  | 0.255  | 0.440  | 0.000 | 1      |
| LAAM   | 51  | 0.235  | 0.428  | 0.000 | 1      |
| OECD   | 51  | 0.235  | 0.428  | 0.000 | 1      |

注:GRGDP、GINI 系数和 GINI 系数的平方在水平量的基础上乘以 100,数据来源为:GINI 来自世界不平等数据库(WIID2b),被解释变量以及其余的控制变量均来自 Robert Barro 和 Jong-Wua Lee(1994): Data Set for a Panel of 138 Countries。

#### 四、实证结果

1. 普通 OLS 估计结果。收入不平等与长期经济增长的关系的估计如表 3 所示,表 3 中回归方程(1)是主要结论,GINI 系数前面的系数  $\alpha_1$  为正,GINI 系数的平方的系数  $\alpha_2$  为负,而且  $\alpha_1$  和  $\alpha_2$  都在 5%的显著性水平下统计显著,这一实证结果表明了收入不平等与长期经济增长的倒 U 型关系。GDP 的系数为负,说明了世界经济的发展满足条件收敛的情形,这一结论同以前大多数长期增长的实证研究相同。实物投资对经济增长的影响为正,这一结论符合经济学意义。人力资本投资对经济增长有正的影响,但回归方程(1)中人力资本投资的系数不能够拒绝数值为 0 的显著性水平检验。外汇交易黑市收益(bmp)的系数显著为负,这是因为贸易政策越落后,黑市收益越高,因而这一负值符合经济学意义。总的来说,回归方程(1)的系数基本上满足我们所期望的符号。

表 3 跨国横截面数据回归结果

| 回归方程/<br>解释变量  | (1)                 | (2)                   | (3)                   | (4)                | (5)                | (6)                 |
|----------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|--------------------|--------------------|---------------------|
| GINI 系数        | 0.316**<br>(0.143)  | 0.301**<br>(0.181)    | 0.253*<br>(0.157)     | 0.601*<br>(0.320)  | 0.243*<br>(0.156)  | 0.326**<br>(0.141)  |
| GINI 系数的<br>平方 | -0.398**<br>(0.180) | -0.361*<br>(0.203)    | -0.303<br>(0.241)     | -0.654<br>(0.420)  | -0.320*<br>(0.173) | -0.419**<br>(0.188) |
| PCGDP          | -3.9E-4<br>(3.1E-4) | -3.7E-4**<br>(1.6E-4) | -2.8E-4**<br>(1.4E-4) | 3.4E-5<br>(2.4E-4) | 1.0E-4<br>(1.1E-4) | -3.0E-5<br>(6.7E-5) |
| invest         | 5.955*<br>(3.249)   | 10.248***<br>(3.095)  | 8.648**<br>(3.511)    | -5.430<br>(4.854)  | -3.994<br>(4.598)  | 2.210<br>(4.869)    |
| human          | 0.041<br>(0.031)    | 0.051<br>(0.035)      | 0.045*<br>(0.028)     | -0.035<br>(0.035)  | 0.016<br>(0.033)   | 0.015<br>(0.021)    |
| bmp            | -0.183<br>(1.213)   | 0.064<br>(1.072)      | —                     | -0.421<br>(1.493)  | -0.469<br>(0.419)  | 0.064<br>(0.101)    |
| govsh          | -0.959<br>(5.429)   | 0.298<br>(6.266)      | —                     | 1.366<br>(8.593)   | -2.316<br>(4.752)  | 2.190<br>(3.898)    |

续表 3 跨国横截面数据回归结果

| 回归方程/<br>解释变量       | (1)                  | (2)               | (3)               | (4)                | (5)               | (6)                 |
|---------------------|----------------------|-------------------|-------------------|--------------------|-------------------|---------------------|
| SFA                 | -1.015<br>(0.822)    | —                 | —                 | 0.790<br>(1.107)   | -0.221<br>(0.993) | -0.298<br>(1.367)   |
| LAAM                | -1.122<br>(0.749)    | —                 | —                 | 2.020*<br>(1.183)  | 0.407<br>(1.134)  | 0.124<br>(0.878)    |
| Asia                | 2.602***<br>(0.9326) | —                 | —                 | 3.051<br>(1.890)   | -0.373<br>(1.382) | 3.952***<br>(1.260) |
| OECD                | 0.946<br>(0.626)     | —                 | —                 | 2.355**<br>(1.135) | -0.623<br>(1.305) | 0.761<br>(1.028)    |
| CONSTANT            | -4.129<br>(4.424)    | -5.300<br>(4.385) | -4.386<br>(3.877) | -9.261<br>(6.413)  | -1.797<br>(4.641) | -5.790*<br>(3.001)  |
| 观察值个数               | 51                   | 51                | 51                | 51                 | 57                | 71                  |
| 调整后的 R <sup>2</sup> | 0.478                | 0.286             | 0.229             | 0.277              | 0.178             | 0.385               |

注:\*\*\*、\*\*和\*分别代表在1%、5%和10%的显著性水平下通过统计检验,括号中的数字是 Huber-White 异方差调整后的标准误差。回归方程(1)、(2)、(3)的被解释变量是1965年到1985年人均实际 GDP 的平均增长率,回归方程(4)的被解释变量是1965年到1975年人均实际 GDP 的平均增长率,回归方程(5)的被解释变量是1975年到1985年人均实际 GDP 的平均增长率,回归方程(6)的被解释变量是1985年到1995年人均实际 GDP 的平均增长率。回归方程(1)、(2)、(3)、(4)的初始年份是1965年,回归方程(5)的初始年份是1975年,回归方程(6)的初始年份是1985年。

这里有两点值得注意,一是当我们在回归方程中引入人力资本投资后,收入不平等的系数仍然可以通过显著性检验,这一结论有别于 Benhabib 和 Spiegel (1994)的结论,在他们的文章中,当初始的人力资本投入作为解释变量被引入后,收入不平等对经济增长的影响不再显著。二是大多数区域虚拟变量(SFA、Asia、LAAM 和 OECD)同长期经济增长没有关系,这一点同 Persson 和 Tabellini (1994)的结论一样,然而,与 Persson 和 Tabellini 有所不同的是区域虚拟变量的引入并没有使收入不平等的系数变得不再显著。总体而言,这些解释变量对各国经济增长的差的解释力度大约为 47.8%。

回归方程(2)将 4 个区域解释变量去掉了,回归方程(3)进一步去掉了两个政策变量,尽管这两个方程的解释力度立刻降低了,但收入不平等对经济增长的倒 U 型影响并没有受到太大的影响。我们还验证了当被解释变量是 10 年人均实际 GDP 的平均增长率时收入不平等对经济增长的影响,结果如表 2 中回归方程(4)、(5)、(6)所示。研究表明,当被解释变量是 10 年人均实际 GDP 的平均增长率时,收入不平等对经济增长的倒 U 型影响仍然存在。我们最后还验证了收入不平等对短期经济增长的影响,结果发现,当我们以 5 年人均实际 GDP 的平均增长率为被解释变量时,收入不平等对经济增长的影响不再稳定,而且大多数通不过显著性检验。这也许是大多数研究者在研究收入不平等对经济增长的影响时,以 10 年而不是 5 年的人均 GDP 的实际增长

率作为被解释变量的原因之一。由表 3 结果经过简单计算会发现,当其他条件保持不变时,当衡量收入不平等的 GINI 系数处于 0.38—0.43 之间时,收入不平等状况最有利于经济增长。

2.GMM 估计结果。在估计收入不平等对经济增长的影响时,引入其他控制变量的主要目的在于消除被研究变量可能出现的“内生性”问题,但引入其他控制变量又可能带来新的“内生性”问题。在这种情况下,如何控制计量模型中的内生解释变量的影响,是能否得到一致性估计结果的关键。模型中一些遗漏的变量,比如宏观经济稳定、政治稳定和其他一些政策变量均会对经济增长产生影响,这些变量没有纳入到解释变量值中,因而进入到了残差项里,而这些变量同时也与本文计量模型中列出的投资变量和政策性变量相关,因而  $E(\mu_i/X_i)=0$  的条件不一定能得到满足,此时,OLS 的估计结果不一定是无偏的。因此,我们采用工具变量法中的 GMM 估计来消除模型中的内生性问题。表 4 列出了在控制了投资变量和政策变量(将这些变量作为内生变量看待)的条件下,对这些可能的内生变量的内生性进行检验。本文中用一个工具变量系列作为这些变量的工具变量,这些工具变量包括 25 岁以上人口的平均受教育年限、工作人员占人口总数、总人口出生率、预期寿命、GDP 的价格水平、每百万人口中每年出现的暗杀次数、出口占 GDP 的比重和进口占 GDP 的比重等 8 个工具变量,所有数据来自 Robert Barro 和 Jong-Wua Lee (1994)。表 4 结果表明,除了人力资本投资变量(human)之外,实物资本投资(invest)、政府消费(govsh)和外汇交易黑市收益(bmp)都具有内生性,因此,我们将这三个解释变量看成是内生变量,以其他所有的外生变量为工具变量,运用 GMM 估计(17)式得出的结果如表 5 所示。

表 5 估计表明,当通过工具变量的 GMM 估计消除了解释变量的内生性影响之后,收入不平等对长期经济增长的倒 U 型影响依然存在。表 5 的结果显然要比表 3 的结果更优一些,几乎所有的估计系数都符合经济学解释。经过简单计算,在其他条件不变时,当衡量收入不平等的 GINI 系数处于 0.37—0.40 之间时最有利于经济增长。

表 4 投资变量和政策变量的“内生性”检验

| 可疑变量   | 视为外生变量 |       | 视为内生变量 |       | Hausman 内生性<br>检验(T 值) | 对工具变量的检验<br>F 值—(P 值) |
|--------|--------|-------|--------|-------|------------------------|-----------------------|
|        | 系数     | 标准差   | 系数     | 标准差   |                        |                       |
| invest | 5.96   | 3.25  | 7.37   | 0.96  | 6.20                   | 4.77<br>(0.00)        |
| human  | 0.041  | 0.031 | 0.022  | 0.11  | -0.03                  | 1.74<br>(0.19)        |
| govsh  | -0.96  | 5.43  | 7.07   | 50.83 | 10.14                  | 4.04<br>(0.03)        |
| bmp    | -0.18  | 1.21  | 5.42   | 4.07  | -53.20                 | 26.69<br>(0.00)       |

表 5 跨国数据 GMM 估计结果

| 回归方程/解释变量           | (1)                     | (2)                      | (3)                    |
|---------------------|-------------------------|--------------------------|------------------------|
| GINI 系数             | 0.337**<br>(0.161)      | 0.206**<br>(0.101)       | 0.199*<br>(0.106)      |
| GINI 系数的平方          | -0.417**<br>(0.213)     | -0.259*<br>(0.133)       | -0.265*<br>(0.143)     |
| PCGDP               | -4.31E-4**<br>(1.70E-4) | -9.42E-4***<br>(2.17E-4) | -7.6E-4***<br>(2.1E-4) |
| invest              | 10.242**<br>(4.249)     | 23.604***<br>(5.909)     | 30.853***<br>(8.334)   |
| human               | 0.050<br>(0.029*)       | 0.007<br>(0.030)         | 0.030<br>(0.027)       |
| bmp                 | -1.848<br>(1.463)       | -6.695**<br>(2.964)      | —                      |
| govsh               | -7.090<br>(5.438)       | 30.627***<br>(14.884)    | —                      |
| SFA                 | -0.913<br>(1.112)       | —                        | —                      |
| LAAM                | -0.851<br>(1.066)       | —                        | —                      |
| Asia                | 2.453***<br>(0.742)     | —                        | —                      |
| OECD                | 0.656<br>(0.817)        | —                        | —                      |
| CONSTANT            | 1.717<br>(3.286)        | -10.795*<br>(5.535)      | -3.830<br>(3.778)      |
| 观察值个数               | 51                      | 51                       | 51                     |
| 调整后的 R <sup>2</sup> | 0.442                   | 0.403                    | 0.336                  |

注:被解释变量是 1965 年到 1985 年人均实际 GDP 的平均增长率,初始年份是 1965 年。

五、基本结论

本文基于拉姆齐模型从理论上证明了收入不平等对长期经济增长的“倒 U 型”影响。进而利用跨国横截面数据,分别运用 OLS 方法和 GMM 方法从实证角度证实了这一“倒 U 型”关系的存在。实证结果显示:在保持其他条件不变的情况下,收入不平等有一个最优值(如以基尼系数衡量不平等程度,则基尼系数的最优值处于 0.37—0.40 之间)。当一国初始收入不平等程度低于最优值时,可以通过提高收入不平等程度来加快经济增长的速度;反之,则应通过降低收入不平等程度来促进经济的增长。当然,对这一结论我们仍然必须审慎对待。我们也收集了 5 年的经济平均增长率来验证这一倒 U 型关系,结果发现,当我们以 5 年的平均增长率作为被解释变量时,收入不平等对经济增长的倒 U 型影响既不稳定又不显著。不过,基于 5 年经济平均增长率的实证结果,还不能得出收入不平等对短期经济增长的倒 U 型影响不存在的判断。原因在于,短期内收入不平等程度变动较小,而经济增长率却有可能发生较大的变化。总之,本文得出的收入不平等与长期经济增长之间存在“倒 U 型”关系的结论具有一定的说服力,这一结论与惯常的直觉也较契合。

\* 本文受北京市科委博士生论文资助专项基金资助,编号:ZZ0752。

本文在笔者博士论文的基础上修改而成,这里要感谢我的导师、数量经济与技术经济研究所汪同三教授的指导。清华大学李子奈教授、中国人民大学赵国庆教授、中国社会科学院数量经济研究所赵京兴教授、李雪松研究员和中国社科院经济研究所张晓晶研究员对本文给出了十分具有建设性的意见,武汉大学经济与管理学院的龚锋博士对全文进行了检查并提出了修改意见,在这里一并感谢。当然,文责自负。

#### 注释:

- ①如果这个式子得不到满足,那么消费占整个收入的比重要么缩小到0,要么扩大到1,这显然与事实不符。具体推导可参见 David Romer(2001), *Advanced Macroeconomics*, pp:49—60。
- ②Deininger 和 Squire 将世界上各个国家的 GINI 系数收集起来,对这些数据进行了质量等级的划分,并在世界银行建立了世界收入不平等数据库,这个数据库还在不断更新之中,本文所选用的收入不平等数据便是他们最新更新的数据(WIID2b)。
- ③Li 和 Zou(1998)、Forbes(2000)采用了同样的调整。

#### 参考文献:

- [1]尹恒,龚六堂,邹恒甫. 收入分配不平等与经济增长:回归到库兹涅茨假说[J]. 经济研究,2005,(4):17—22.
- [2]Aghion P, Bolton P. An incomplete contracts approach to financial contracting [J]. *Review of Economic Studies*, 1992, (3):473—494.
- [3]Acemoglu D, Robinson J A. Why did the West extend the franchise? [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2000, (4):1167—1199.
- [4]Alesina A, Perotti R. Income distribution, political instability, and investment [J]. *European Economic Review*, 1996, (5):1170—1189.
- [5]Alesina A, Rodrik D. Distributive politics and economic growth [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1994, (2):465—490.
- [6]Banerjee A, Newman A. Risk-bearing and the theory of income distribution [J]. *Review of Economic Studies*, 1991, (2):211—235.
- [7]Barro R J. Economic growth in a cross section of countries [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1991, (2):407—443.
- [8]Barro R J. Inequality and growth in a panel of countries [J]. *Journal of Economic Growth*, 2000, (5):5—32.
- [9]Benabou R. Inequality and growth [R]. NBER Working Paper no. 5658, 1996.
- [10]Benhabib J, Rustichini A. Social conflict and growth [J]. *Journal of Economic Growth*, 1996, (3):129—146.
- [11]Benhabib J, Spiegel M. Role of human capital in economic development from aggregate cross-country data [J]. *Journal of Monetary Economics*, 1994, (2):143—173.
- [12]Bertola G. Factor shares and savings in endogenous growth [J]. *American Economic Review*, 1993(5):1184—1198.
- [13]Castello A. A reassessment of the relationship between inequality and growth: What human capital inequality data say? [R]. IVIE Working Paper no. 15, 2004.
- [14]Deininger K, Squire L. A new data set measuring income inequality [J]. *World Bank E-*

conomic Review, 1996,(3):563—591.

- [15]de la Croix D,Doepke M. Inequality and growth: Why differential fertility matters [J]. American Economic Review, 2003,(4):1091—1113.
- [16]Fobes K. A reassessment of the relationship between inequality and growth [J]. American Economic Review, 2000,(4):869—887.
- [17]Glor O,Moav O. From physical to human capital accumulation: Inequality and the process of development[J]. Review of Economic Studies, 2004,(4):1001—1026.
- [18]Galor O, Zang H. Fertility, income distribution, and economic growth: Theory and cross-country evidence[J]. Japan and the World Economy, 1997,(2):197—229.
- [19]Galor O, Zeira J. Income distribution and macroeconomics[J]. Review of Economic Studies, 1993,(1):35—52.
- [20]Grossman H,Kim M. Inequality, predation and welfare[R], NBER Working Papers 5704, 1996.
- [21]Gylfason T,Zoega G. Natural resources and economic growth: The role of investment [R]. Working Papers Central Bank of Chile 142, 2002.

## The Inversed-U Effect of Income Inequality on Long-term Economic Growth: From Theoretical and Empirical Perspectives

LIU Sheng-long

(Center for China Study, Tsinghua University, Beijing 100084, China)

**Abstract:** The paper is committed to explore the inverted-U effects of income inequality on long-run economic growth from the theoretical and empirical perspectives. Firstly, based on a Ramsey model, the paper proves that the inverted-U relationship does exist from the theoretical perspective. Secondly, it constructs an empirical model and collects cross-sectional data to test the inverted-U relationship by using OLS and GMM methods. The results show that GMM method is superior to the OLS method. With the other conditions remaining unchanged, the income inequality has a reasonable range and this value is from 0.37 to 0.40 if the inequality degree is measured by GINI coefficient. If the level of income inequality is lower than the optimal value, economic growth can be improved by enlarging income inequality; otherwise, it should shorten income inequality to quicken economic growth.

**Key words:** income inequality; economic growth; GINI coefficient; GMM estimation (责任编辑 许 柏)