

# 经济发展战略与公平、效率的关系

林毅夫 刘培林\*

**摘要** 本文从一个国家(地区)的经济发展战略选择入手,以一个统一的逻辑框架,同时解释了长期经济发展过程当中的公平和效率问题。本文认为,公平和效率两者都内生决定于一个国家(地区)的长期经济发展战略。

**关键词** 经济发展战略,经济绩效,公平

## 一、引言：一些基本的事实和理论综述

既能够快速地发展经济,又能够使人民均享发展带来的利益,这是人类梦寐以求的目标。但是放眼世界各国的实际情况,能够解决好这两个问题的国家为数寥寥。图 1 刻画了世界 105<sup>1</sup> 个国家(地区)1999 年的人均 GNP 水平<sup>2</sup> 和收入分配状况。从该图可见,以 GINI 系数<sup>3</sup> 等于 0.40<sup>4</sup> 和 1999 年的人均 GNP 等于 15000 美元作为两个分类维度,世界各国(地区)的人均 GNP 和收入分配的类型大致可以分为三类:(1)高收入且收入分配比较公平;(2)低收入且收入分配比较公平;(3)低收入且收入分配不公平程度比较严重。除少数发达国家外,几乎所有的发展中国家(地区)属于后两者之一。<sup>5 6</sup> 正因为如此,公平和效率的关系也是学术界长期关注的焦点,这方面的文献可谓汗牛充栋。

经济增长和收入分配的理论研究由来已久。Gills 等(Gills, *et al.*, 1987: Ch.4)对经济思想史上影响广泛的几个关于经济增长和收入平等问题的理论,进行了非常好的评述。这里仅仅围绕本文的主题,评述当代的几个重要理论观点。

---

\* 林毅夫,北京大学中国经济研究中心;刘培林,国务院发展研究中心。通信作者及地址:林毅夫,北京大学中国经济研究中心,100871;电话:(010)62757375;Email:jlin@ccer.pku.edu.cn。

<sup>1</sup> 其他国家缺少人均收入或者 GINI 系数资料,故没有在图中标出。

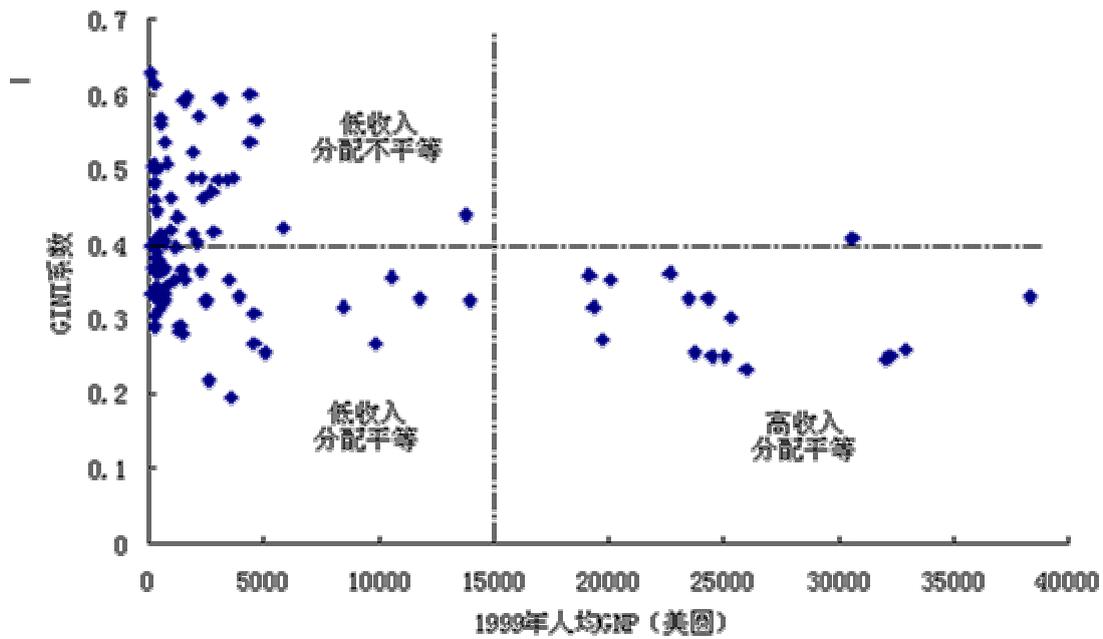
<sup>2</sup> 这里的人均 GNP 按照官方汇率折算得来,而按照 PPP 计算的人均 GNP 和按照汇率计算的人均 GNP 之间相关系数为 0.9663。我们的研究主要关注各国收入水平的对比,而不是实际的绝对水平,所以具体选用哪个口径的 GNP,对于这里的结论影响不大。

<sup>3</sup> 这里的 GINI 系数的调查年份并不完全一样。另外,有的国家根据收入调查资料计算 GINI 系数,有的国家则根据消费支出计算 GINI 系数。具体情况请参见 World Bank(2001)第 283 的注解和第 320 - 321 页。

<sup>4</sup> 0.4 的 GINI 系数是国际公认的公平和不公平的分界线。

<sup>5</sup> 事实上,把衡量发达程度标志的人均收入改变为 10000 美元或者是 8000 美元,上述的收入水平和收入分配格局的几种类型,基本没有什么改变。

<sup>6</sup> 从这个意义上讲,公平和效率的两难,更多地表现为发展中国家(地区)所面临的问题,后面的分析也将更多地围绕发展中国家的情形展开。



资料来源：根据 World Bank(2001)资料整理而来。

图 1. 105 个国家的人均收入和收入分配情况

标准的新古典福利经济学认为，公平和效率不可同时得兼，必须以两个步骤分别解决公平和效率问题。福利经济学第一定理表明，在充分竞争的条件下，各种生产要素获得的报酬率等于其边际产品的价值。由此得到的关于收入分配方面的推论则是，任何在市场竞争条件下形成的收入分配格局，都是帕累托最优的；而第二定理表明，市场竞争的某个具体的帕累托最优的结果，未必在规范的意义就是最合意的；而合意的福利分配<sup>7</sup>格局，必须通过人际之间的禀赋转移才能够达到 (Varian, 1992)。而有的学者则走得更远，如 Feldstein(1998)认为，“……收入不平等并不是一个值得矫正的问题。通常的观念把衡量不平等程度的 GINI 系数的上升理解为一桩坏事，这种观念违背了帕累托原则。该观念事实上无异于使用了一个特定的社会福利函数，在这个特定的社会福利函数中，高收入者的收入增加被赋予了负的权数。分配问题的真正所在不是不平等，而是贫困(Feldstein, 1998 : p.1)。”

在发展经济学中，对经济增长和收入分配研究产生重大影响的两个理论分别由两位诺贝尔经济学奖金的获得者提出：刘易斯的二元经济理论和库兹涅茨的收入分配倒 U 型规律的假说。前者更侧重于理论分析，后者更侧重经验研究。

刘易斯(Lewis, 1954)提出的劳动力无限供给条件下的二元经济发展理论认为，在整个二元经济向现代经济发展的过程中，可以以不变的工资水平获得无限供给的劳动力。这个理论在经济增长和收入分配方面的推论是，随着经济的增长，收入分配的不平等程度将会在发展的早期阶段上升，因为现代部门的利润只归少数资本家掌握。只有在二元结构消失之后，工资水平的上升才是可能的。但是，刘易斯的理论框架隐含了两个条件。其一，由于劳动力“无限”供给，所以工资率长期处于仅仅能够维持劳动力生存的低水平上；其二，现代部门在发展过程中始终采用同样的技术结构。

<sup>7</sup> 福利经济学意义上的平等，所比较的并不是单位时间段之内的货币收入流，而是经济主体之间的效用水平。福利经济学第二定理所称的人际之间的禀赋转移，指的是财富的存量；而通常的收入分配文献则主要研究收入流量之间的不平等。这是因为存量财富的不平等数据难以得到。

舒尔茨(Schultz, 1964, 中译本)对刘易斯持有的农业劳动力边际产出为零的观点进行了批评。舒尔茨认为,在传统农业中资源配置是完全有效率的,重新配置农业生产中的各种要素,不会显著增加产量;而且,农业劳动力的边际生产率为正。换言之,不能认为农业中存在大量的过剩劳动力。舒尔茨援引了大量的经验例证来支持他的理论判断。一个著名的例子就是 1918 - 1919 年印度流行性感冒导致的农业减产。舒尔茨进一步认为,低收入国家的农民之所以贫困,往往是缺乏打破旧的均衡的新技术,以及国家政策错误所致,而不应归因于天灾、农民的本性或者其他的原因。

从舒尔茨的论述中,我们可以得到结论:如果传统农业部门中市场机制都能够有效运转,那么,在没有人为扭曲的情况下,随着劳动力不断从农业部门转移到工业部门,农村劳动力的边际产出和农民的收入就会不断增长;而且,由整个经济体系中要素相对价格所决定的所谓“现代部门”的生产要素投入结构,也未必像刘易斯所理解的那样在二元经济弥合之前一直保持不变。所以,农村劳动力向工业部门的转移对农民和劳动者收入的提高至关重要。事实上,在拉尼斯和费景汉(Ranis and Fei, 1961)对刘易斯模型的修正中就指出,发展中国家资本相对稀缺、劳动力相对丰富,这种要素禀赋结构下,应该采用劳动密集型的技术,以增加对农村劳动力的吸纳。

经济增长和收入分配经验研究方面的奠基性工作是在库兹涅茨的研究。他在分析两个发达国家和三个发展中国家的经验时发现,各经济体中最富有的 20% 的人占有的收入份额与最贫穷的 60% 的人占有的收入份额之比,在发展中国家都大于发达国家的水平,由此还进一步归纳出倒 U 型假说(Kuznets, 1955)。Paukert(1973)对 56 个国家的经验实证工作得到了表 1 所示的结果,其结论支持了库兹涅茨的假说:

表 1. Paukert 的经验工作

收入等级 (1965 年的美元计算)	平均的 GINI 系数	GINI 系数的范围
低于 100	0.419	0.33-0.51
101-200	0.468	0.26-0.50
201-300	0.499	0.36-0.62
301-500	0.494	0.30-0.64
501-1000	0.438	0.38-0.58
1001-2000	0.401	0.30-0.50
2001 及以上	0.365	0.34-0.39

资料来源: Paukert(1973)。

Chenery 和 Syrquin(1975)关于 50 - 70 年代许多国家发展模式的研究、Ahluwalia(1976)关于收入分配和贫困的实证研究工作,<sup>8</sup>也得到了类似的结论。

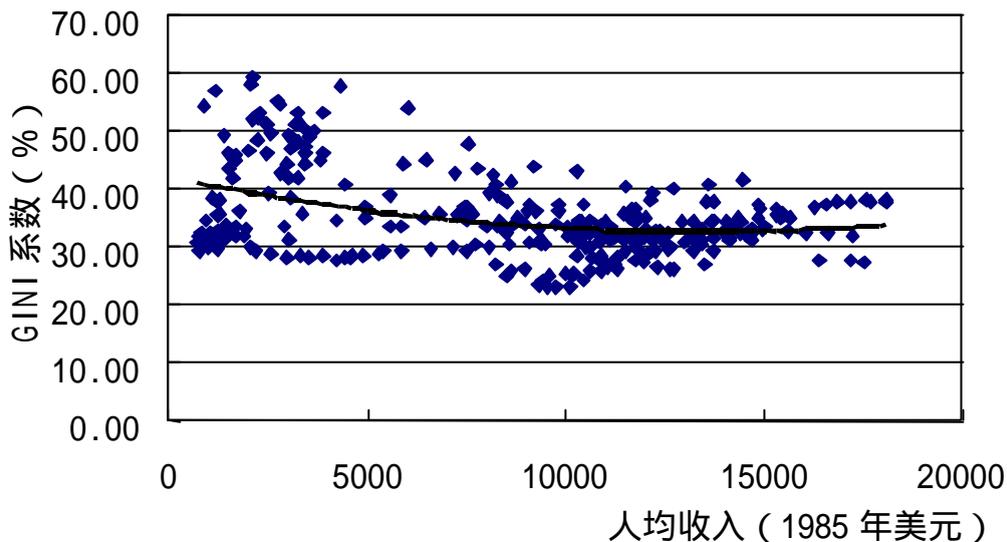
但是对新近经验的研究表明,库兹涅茨理论假说的一般性意义值得推敲。Fei、Ranis 和 Kuo(Fei, *et al.*, 1979)对台湾经济发展经验的实证研究工作发现,台湾在经济发展起飞阶段的 50 年代到 70 年代,不仅保持了高速增长,而且 GINI 系数也由 50 年代的 0.53 下降到 70 年代的 0.33。Fields 和 Jakobson(1994)就库兹涅茨倒 U 型曲线对 35 个国家进行的实证研究工作也认为,在经济发展过程中,至少在 20 世纪的发展进程中,不平等程度是下降的。库兹涅茨的倒 U 型假说缺乏经

<sup>8</sup> 该研究涉及 60 个国家,其中有 40 个发展中国家、14 个发达国家、6 个社会主义国家。研究中涉及的 GNP 以 1970 年价格的美元计量。

验支持。

也有文献(Ray, 1998 :p.23)这样来描述倒 U 型曲线：以人均收入水平为横轴, 以两组特定收入水平的人群(比如最穷的 40% 的人群和最富有的 20% 的人群)占有的收入在总收入中的比例为纵轴, 描出两组人群收入水平比例和收入比例的散点图, 以及两组散点各自的趋势线。如果高收入人群的趋势线是向下开口的倒 U 型曲线, 低收入人群的趋势线是向上开口的 U 型曲线, 那么就支持库兹涅茨倒 U 型假说。

我们认为, 衡量收入分配的一个合适指标是 *GINI* 系数,<sup>9</sup> 因为该系数度量了所有调查样本中的所有人际之间的收入差距。图 2 是根据 Penn World Table 5.6(Summers and Hanston, 1991)中按 1985 年美元度量的 1970 - 1992 年期间有关国家的人均收入, 以及 Deininger 和 Squire (1996)中对应年份的 *GINI* 系数画出的。如果库兹涅茨归纳的人均收入和收入分配公平程度之间呈现倒 U 型曲线关系的假说成立的话, 那么, 在图 2 中, 各散点之间的趋势线应该大致表现为一个向下开口的二次曲线。<sup>10</sup> 但是我们以二次曲线拟合图中的散点所得到的实际的情形, 显然难以支持该假说。从图中拟合的二次曲线的趋势来看, 宁可认为人均收入和收入分配的公平程度之间, 是一种正向的关系, 即人均收入越高的国家, 收入分配越趋向于公平。这个判断也基本吻合图 1 中截面数据所反映的大致规律。<sup>11</sup>



资料来源：1970 - 1992 年的人均收入数据来自 Penn World Table 5.6；对应年份的 *GINI* 系数来自 Deininger 和 Squire (1996)。这里的 *GINI* 系数仅仅包括 Deininger 和 Squire (1996) 根据他们的标准筛选出来的质量较好(“Accept”)的那些数据。

图 2. 人均收入和 *GINI* 系数

<sup>9</sup> 关于不平等程度衡量指标的深入理论分析, 可以参见 Sen(1973)。

<sup>10</sup> 检验库兹涅茨假说时可以有两种方程设定, 其中的一种以人均收入和人均收入的平方项作为解释变量; 另一种设定以人均收入和人均收入的倒数作为解释变量。我们在这里给出的是按前一种设定所拟合的曲线, 在后文中给出按第二种方程设定所拟合的计量结果。后面的结果和这里的图形展示是相互吻合和相互支持的, 均表明库兹涅茨假说缺乏强有力的经验支持。

<sup>11</sup> 图 1 中散点的趋势线, 明显是向右下方倾斜的。

Deininger 和 Squire(1998)利用他们收集整理的收入分配 Panel 数据集 (Deininger and Squire, 1996), 对倒 U 型假说进行了严格的实证分析, 其结果也表明, 经验证据对该假说几乎没有提供什么支持。

近来发展经济学的一些文献比较关注公平和效率二者之间的互动关系。比如, 有的文献(Ray, 1998 pp.211-217)分析了收入分配状况对储蓄和增长的影响, 以及收入水平和储蓄对收入分配状况变化的影响。该作者的主要逻辑依据是不同收入水平人群的消费心理和消费目标差异, 但我们认为其若干理论推论是难以令人信服的。就收入分配状况对储蓄和增长的效应而言, 由于各不同收入水平人群的边际储蓄倾向不同,<sup>12</sup> 所以不同的收入分配状况意味着国民经济总储蓄率的不同水平。这个逻辑推论进一步的含义是, 标准的新古典增长模型中储蓄率外生的假定(Solow, 1956)就要修改, 从而不同的收入分配结构会导致不同的人均收入水平和人均资本存量。但是照此逻辑导出的政策含义是, 通过调节收入分配状况就可以提高人均收入水平、促进经济发展。这样的推论显然没有说服力, 这是该作者本人也承认的。该作者分析的收入水平和储蓄对收入分配状况变化的效应, 也缺乏事实支持。按照该作者的推论, 如果初始收入分配不平等程度比较严重, 那么在未来的发展进程中, 收入不平等会恶化。但是, 正如上面提及的台湾经验表明的那样, GINI系数可以由发展早期的0.53, 在20年左右的时间里降低到0.33的水平, 并伴随着人均收入的迅速提高。

考察这些关于经济发展的基本事实, 的确应该承认既有的理论研究看到了公平和效率关系中的许多侧面, 但是并没有一个普适的(Robust)理论框架令人满意地阐明了这二者之间的关系, 尤其是发展中国家的公平和效率问题。而大量的实证研究也仅从经验上描述发展中国家(地区)的实际经济发展现象, 并没有深入归纳出这些现象背后的逻辑。关于经济增长和收入分配决定机制的理论, 不仅要与某些国家收入增长慢且不公平的经验现象相容, 而且还要与另一些国家收入增长快且公平的经验现象相容。既有的文献往往把公平和效率当作两个截然分开的问题进行研究。即便在那些关注二者之间互动关系的文献中, 或者把由公平到效率和由效率到公平两种效应归于不同的逻辑过程; 或者只能与部分而不是全部的经验现象相容。本文旨在提出一个新的研究思路, 以便在一个统一的逻辑框架中, 同时解释经济发展过程中的公平和效率问题。我们的观点是: (1)从动态角度看, 一个国家所采取的发展战略会同时影响公平和效率问题的实际状况。(2)发展中国家普遍的现实情况是, 置自身要素禀赋条件于不顾, 奉行违背比较优势的赶超战略, 扶持没有自生能力的企业, 为此扭曲甚至是严重扭曲了经济生活的方方面面, 使低收入者所拥有的最重要的劳动力资产的就业机会大为减少、劳动工资被严重压低。以市场经济为基本体制的发展中国家, 如果采用此战略不仅经济效率低下而且收入分配也会很不公。发达国家如果也追求超越于其要素禀赋结构的高资本密集度、高技术部门的发展, 那么其收入分配问题也不可避免地趋于恶化。当然, 发达国家更多的是出于维持就业目的而采取保护劳动较密集的传统产业的政策, 这种政策虽然牺牲了效率, 但应该有助于收入分配达到较为公平的水平。(3)任何国家(地区), 只有遵循比较优势战略来发展经济, 经济体当中的企业才具有自生能力, 从而不需要政府的扶持措施, 整个经济体系也就不会受到扭曲; 社会当中低收入者的劳动力资产才可以得到充分就业的机会, 公平和效率才有可能二者兼得。

本文的结构安排如下: 第二节阐述违背比较优势的赶超战略对经济发展绩

---

<sup>12</sup> 一般认为, 当收入水平比较低时, 边际储蓄倾向递增; 当收入水平达到一个临界水平之后, 边际储蓄倾向递减。

效的影响机制；第三节分析违背比较优势的赶超战略导致的收入分配不均等的问题；第四节是对理论假说的经验检验，第五节是结论。

## 二、违背比较优势的发展战略对经济增长绩效的影响<sup>13</sup>

不同的发展战略将导致不同的经济发展绩效。之所以如此,是因为不同发展战略之下企业自生能力的情形各异。自生能力指的是在自由、开放、充分竞争的市场上,一个正常管理的企业获取社会上可接受的预期正常利润率的能力。如果一个正常管理的企业在竞争性市场中不能获得社会可接受的预期利润率,这样的企业是不会有入为之进行投资的;或是,投资后也不能继续经营下去,除了依靠政府的政策扶持外这样的企业是不可能存在的(Lin, 1999; 林毅夫, 2002a)。显然,在自由、开放、充分竞争的经济中,一个企业经营、管理的好坏会影响这个企业实际的利润率水平。但是给定正常经营管理的条件下,一个企业的利润率还决定于其产业和技术选择是否得当。

在自由竞争的市场上,只有实现了成本最小化的企业才有自生能力(林毅夫, 2002a)。发展中国家(地区)劳动力相对丰富、资本相对稀缺,这就决定了在发展中国家(地区)有自生能力的企业进入的产业和采用的技术结构,一定是劳动相对密集的,而不是资本相对密集的。与发展中国家的情形相反,发达国家资本相对丰富、劳动相对稀缺,所以在发达国家里具有自生能力的企业进入的产业和采用的技术结构,一定是资本相对密集的。无论是发展中国家(地区),还是发达国家(地区),惟有按照市场竞争的要求,在市场引导之下发展有比较优势的产业,企业才会有自生能力,才能够使经济效率达到潜在的最高水平。然而现实中却许多国家的政府都在一定程度上采取了和上述要求相反的政策。

众所周知,二战以来,除了日本和东亚“四小龙”外,绝大多数发展中国家(地区)与发达国家的技术和人均收入差距没有根本缩小,有些国家(地区)甚至拉大了差距。仔细观察就会发现,成功者背后的共同因素是,它们实际上(不管是出于主观愿望还是出于现实制约)走了一条符合比较优势的发展道路,在其各个发展阶段较好地利用了当时的要素禀赋结构所决定的比较优势。而失败者背后的共同因素是其发展道路违背了比较优势(林毅夫等, 1999),这些发展中国家置要素禀赋结构于不顾,单单凭着热情和决心,以一代和/或几代人福利的牺牲为代价,建设那些技术结构和资本密集度接近发达国家水平的生产项目。发展中国家建设这些项目,必然要求企业大量使用相对稀缺、相对昂贵的资本,而较少使用相对丰富、相对便宜的劳动。因而在开放的市场中,其产品的成本必然高于资本相对丰富、资本价格相对低廉的发达国家同类产品的成本。这就决定了发展中国家建立的资本密集型生产项目,在开放竞争的市场中企业不会有自生能力。市场竞争的结果必然是,如果单单靠这些企业自身的力量,将无法与发达国家的同类企业竞争。为了维持这些企业的生存,政府就要予以扶持或保护。

发展中国家政府扶持没有自生能力企业的具体措施涉及到经济生活的方方面面。首先要为所扶持的企业筹集到足够的起步资本和建成之后的运营资本。然而,发展中国家之所以是发展中国家,就在于其资本相对短缺。发展中国家(地区)每个生产周期的经济剩余量都较少,而且极其分散,动员起来比较困难。所以发展

---

<sup>13</sup> 这部分的讨论,我们已经进行了初步的经验检验工作,参见林毅夫(2002a)。

中国家资本短缺、价格偏高。这就意味着所扶持的企业无力按照市场均衡的价格来支付所需的资本。那么,为了实现资本密集型生产项目优先发展的战略目标,就必须人为压低这些生产项目所面对的资本相对于劳动的高价格。McKinnon(1973)和 Shaw(1969)在研究发展中经济时,归纳出“金融压抑”和“肤浅的金融战略”等特征,其中最主要的特征之一就是利率水平低下。这个特征背后的原因就是,大量的发展中国家为了推行违背比较优势的发展战略,扶持没有自生能力的企业,而不得不采行以行政手段压低利率的政策。

赶超战略下所要优先发展的产业通常还需要从发达国家进口必要的机器、设备,而发展中国家可以出口的产品少、外汇短缺,由市场决定的汇率比较高,为了让优先发展部门的企业能够以低廉的价格进口这些机器设备,通常政府还会人为扭曲汇率。

除了利率和汇率外,为了扶持缺乏自生能力的赶超企业,发展中国家的政府有时还会压低其他投入要素,如能源、交通等的价格。

扭曲的价格体系必然会抑制供给、刺激需求,导致短缺。非优先发展部门会和优先发展部门争夺资源。为了保障战略目标中重点部门企业的发展,还需以行政手段直接干预资源的配置。

在这些扶持手段综合作用之下,短期之内或许还可以实现有限的产业和技术水平的提高,但是国民经济的整体增长速度缓慢,微观主体的效率低下,长期的经济绩效不如人意(林毅夫等, 1994, 1999),导致大多数发展中国家人均收入水平与发达国家的差距并没有缩小(Pearson, et al., 1969; Romer, 1994; 林毅夫, 2002a)。

就发达国家的情形而言,如果也像发展中国家那样,优先发展资本密集度超越于所处发展阶段要素禀赋结构的产业和企业,那么,赶超措施对经济增长效率的实际影响机制,与发展中国家的情形大致相同。所不同的是,发达国家需要进行赶超的部门和企业数量比较少,可以直接通过政府财政补贴来支持,不需要扭曲利率、汇率就可以达到目的。如果发达国家干预经济的目的,是维持因资本密集度低于所处发展阶段的要素禀赋结构而丧失比较优势的产业中那些缺乏自生能力企业的雇员的就业,如日本的农业、英国的煤矿产业,通常采取的方式也是直接给与补贴或是限制这类产品的进口。上述干预不可避免地对经济增长的效率带来消极的影响,但是,由于要保护、支持的产业在经济中的比重不大,所以负面的影响也会比较小。

### 三、违背比较优势的发展战略对收入分配的影响

为了推行违背比较优势的战略、扶持没有自生能力的企业而实行的各方面的政策和制度安排,不仅导致经济效率低下,而且,还会影响收入分配。以下分别就发展中国家(地区)和发达国家的情形来分析。

#### (一) 违背比较优势的发展战略对发展中国家收入分配状况的影响

由于财富分配的原因,发展中国家(地区)本来就存在社会公平方面的问题。要改善收入分配状况,须不断提高社会当中经济地位低下的群体在全社会的相对经济地位。而经济地位低下的群体所具有的能够用来获取财富的全部手段和资产,几乎就是他们的劳动力。对于相对富裕的阶层来讲,除了劳动力之外他们还拥有一些其他的资产,如土地、资本、良好的教育、人际关系、政经网络等可以用来获取收入。要提高经济地位低下群体在社会中的相对收入水平,惟一可持续的途径只能是给予他们所拥有的劳动能力以最大、最充分的就业机会,和按供求决定

的合理价格。如果发展中国家按照自身的比较优势,大力发展劳动密集型产业,就能使劳动者获得最充分的就业机会、分享经济发展的果实。而且,按比较优势战略发展经济,可以最快地积累资本,使要素禀赋结构由劳动力相对丰富、资本相对短缺的状况,逐渐改变为劳动力相对短缺、资本相对丰富的状况(林毅夫等,1999;林毅夫,2002a)。在这个发展过程中,原来属于低收入阶层的劳动者的收入也会随着资本的积累、产业和技术的升级,以及劳动边际生产力的提高而不断增加,收入分配的情形也就会随着经济的增长而不断趋于平等。不难理解,如果发展中国家按照比较优势战略发展经济,其效率和公平目标,就能够协调起来(林毅夫2002b)。

反之,如果一个发展中国家采取赶超战略而优先发展不具比较优势的资本密集型产业和密集使用资本的技术结构,那么,由于优先发展的资本密集部门并不能创造多少就业机会,绝大多数劳动力只能滞留在劳动边际生产率下的传统部门就业,工资水平难于提高;同时,政府为了实现赶超目标,必须扭曲各种价格信号,用行政力量配置资源(林毅夫等,1999;林毅夫,2002a)。其结果必然是寻租行为盛行、经济效率低下。少数受到保护的资本家可以聚集大量的财富,而多数劳动者的收入情形则难于改善,最终使收入分配的情形日益恶化。<sup>14</sup>由此可见,如果落后国家在发展早期资本相对稀缺的条件之下,就确立高技术的资本密集部门优先发展的战略,那么,二元经济的格局就不可避免地会形成和固化。<sup>15</sup>

具体而言,违背比较优势,走赶超式的发展道路,会在四个方面人为地恶化社会公平方面的问题:人与人之间收入差距扩大;地区差距扩大;社会腐败行为获得了制度上的温床;经济缺乏效率致使可用以对丧失劳动能力群体转移支付的资源量小于潜在水平。

违背比较优势的发展模式会拉大人际之间的收入分配差距。这是为扶持没有自生能力的企业而扭曲整个经济价格体系的必然结果。尽管优先发展部门面临的成本被人为压低,但同时也刺激了非优先发展部门对资本的需求,并抑制了这些部门对劳动的需求。这些部门会和优先发展部门争夺资本。为了保障优先发展部门的发展目标,政府往往人为地把要素市场分割为一种二元市场的格局,其中的一元是政府从全部社会生产要素禀赋资源中,先拿出足以满足优先发展部门需要的资源,配置到优先发展的部门中去。显然这一元要素市场占有的资本量非常大,而吸收的劳动力则比较少。由此导致的结果是,另一元要素市场的“剩余资本禀赋量”和“剩余劳动禀赋量”之比的结构,甚至低于全社会的总比例。结果是非优先发展部门实际面临的资本和劳动的相对价格,高于优先发展部门所面对的水平,甚至高于没有任何扭曲时的市场均衡的资本和劳动的相对价格。这种分割的二元要素市场的直接含义就是,在不同部门就业人员的收入水平差距拉大,优先发展部门就业人员的工资高于非优先发展部门就业人员的工资。

---

<sup>14</sup> 社会主义国家在城市采用均等的工资制度、在农村采用具有平均主义性质的工分制,这使得城市居民之间的收入和农村同一生产队之内的农民的收入趋于平均,但城乡之间和不同生产队之间的收入水平差距则很大。研究表明,合作化运动并未减少农村的收入不平均(Perkins and Yusuf, 1984: chap. 6)。世界银行的研究则发现,在中国在经济体制改革之前的 GINI 系数和印度大致相同,1980年中国的 GINI 系数为 0.32(Ying 1995),1983年印度 GINI 系数为 0.3149(Datt, 1995)。但在计划经济下,由于收入来源单一,贪污、受贿易于被察觉,而且,有钱也难于买到东西,因此,贪污受贿的情形较少。

<sup>15</sup> 发展中国家推行赶超战略,国内的资本往往不敷使用,在用完国内资金后,可能会依靠国外的资金再维持一段时间的发展。但由于发展中国家优先发展的产业不具国际竞争力,无法赚取足够的外汇来还本付息,当他们必须偿还外汇借款时,就会出现金融、货币危机。而且,因为国内优先发展起来的产业不具比较优势,而国内具有比较优势的产业因为缺乏资金得不到充分发展,此时,如果被迫打开国门,实行完全开放,危机就会爆发。当危机发生时,低收入人群总是受害最甚。

政府为了扶持重点部门的发展而压低初级原料和其他中间投入品的价格之后, 这些投入品的供给部门的利润空间缩小, 进而其从业人员的收入水平也就不可避免地相应压低。从而会使收入分配趋向于不平等。

违背比较优势的赶超发展模式还会拉大地区差距。发展中经济内部, 地区之间发展水平本来就参差不齐, 各个地区的要素禀赋结构不同、比较优势有所差异。但是, 当实施违背比较优势的赶超发展战略时, 政府不仅不能让各个地区之间协调发展, 反而会以压低价格的方式动员整个经济体中可以动员的一切必要资源, 以扶持少数地区中少数项目的发展。按照管制的低价进行资源的地区间转移, 其后果必然是获得扶持的资源输入地区的发展水平高过资源输出地区。而且赶超的力度越大、优先发展的部门增长越快, 则地区差距就越大。

赶超战略之下, 腐败的滋生和大量非生产性活动对收入分配也会产生负面影响。优先发展的部门在社会当中享有的地位要高于其他部门, 游说政府的能力也高于其他部门。这个事实造成两方面的效应: 其一, 有大量的资源用于游说政府, 争取补贴和扶持, 造成了极大的浪费, 滋长了寻租之风; 其二, 优先发展部门的各种优惠条件, 为腐败活动提供了先天的土壤。通过游说得到补贴, 较之改善管理、提高绩效, 要容易得多。决策阶层实际上掌握着大量的资源, 为了得到这些资源, 即使是各个优先发展部门之间, 也要展开竞争, 而且他们往往是通过腐败手段来争取资源。倘若一个经济体的法治或者行政系统自上而下的监控还能够有效地运转, 那么腐败尚且不会严重恶化。但是, 一旦法治和行政系统运转不畅, 腐败问题会急剧恶化。腐败和寻租导致了社会特权阶层的形成, 必然拉大收入差距, 严重影响社会公平。

实施赶超战略减少了社会经济剩余, 致使对于社会弱势群体的救济水平比较低。一个社会的弱势群体大致有三类: 其一, 先天或事故等原因而丧失劳动能力的人群; 其二, 因为年龄小而不具备劳动能力的儿童, 以及因为年龄大而自然丧失劳动能力的退休人员, 第三, 大量有劳动能力而经济地位低下的人群。我们上面分析的主要着眼点, 是违背比较优势的赶超发展道路对第三种弱势群体的影响。<sup>16</sup>就第一、第二种人群而言, 任何社会都应该通过社会保障、社会救济体系积累的资金, 以及家庭其他成员的收入, 为之提供基本的生活保障, 这是社会公平的题中之义。而社会能够划拨出来的用于救助第一和第二种人群的资源, 以及家庭中从事劳动的人员的收入水平, 均取决于社会整体经济增长状况。违背比较优势的赶超道路导致经济效率低下, 这意味着能够提供给第一、二种人群的资源少, 有时政府甚至会把本来应该留作社会救助和社会保障的基金, 用来扶持优先发展部门。这样一来, 社会上真正需要通过转移支付来扶持的弱势群体, 处境会进一步恶化, 社会公平就更无从谈起了。

当然, 从理论角度而言, 发展中国家也有可能为了就业而保护失掉比较优势的产业中缺乏自生能力的企业, 但是, 发展中国家政府可动员的资源少, 保护落后产业的能力低, 在现实中这种情况基本不存在。

## (二) 违背比较优势的发展战略对发达国家收入分配状况的影响

发达国家的情形和发展中国家有所区别。发达国家政府有可能基于两种不同目的干预经济, 相应也就会对收入分配状况产生两种不同的影响。首先, 发达国

<sup>16</sup> 在我们看来, 前面述及的福利经济学第二定理的本来含义, 应该是对于第一和第二种人群的禀赋转移, 而决不应该是对上面第三种人群的禀赋转移。因为社会如果持续地靠从一部分人那里转出资源扶助第三种人群, 势必扼杀资源转出方的积极性。对于第三种人群来说, 可持续的办法只能是为其创造就业机会和提高其人力资本价格。

家政府为维持就业等而采取的干预措施,将使收入分配的均等程度高于没有干预时的水平。发达国家中密集使用劳动力的企业不符合其比较优势,没有自生能力。随着经济的不断发展,发达国家中的产业部门和企业必然会按照劳动密集程度由高到低的顺序,渐次退出生产。而这些部门和企业中的雇员就会面临失业和重新就业的问题,这就使得收入分配公平状况至少在达到新的均衡前的一段时期里趋于恶化。如果发达国家政府出于维护就业和控制收入分配局面的目的,通过关税等贸易壁垒以及财政税收、补贴等手段来维持这些企业的生存,那么,收入分配问题可以得到改善。<sup>17</sup>其次,如果发达国家也像发展中国家那样,追求资本密集度超前于其所处发展阶段要素禀赋结构的产业和企业的优先发展,那么也必然像推行赶超战略的发展中国家一样,使收入分配问题趋于恶化。<sup>18</sup>只不过在发达国家里,为实现这种赶超而需要的干预力度小于发展中国家的情形,所以,对收入分配的不利影响也小于发展中国家的情形。

#### 四、经济发展战略和收入分配之间关系的经验检验

本节就上述关于经济发展战略和公平与效率的关系进行经验检验。作者之一已经检验了发展战略和经济增长之间的关系。结果表明,发展中国家越是顺应比较优势来选择各个阶段要发展的产业和/技术,则该国的人均收入水平就以越快的速度向发达国家的水平收敛,理论推断吻合于经验事实。具体的结果请参见林毅夫(2002a)。这里着重检验上文归纳的关于经济发展战略和收入分配之间关系的理论推断。

我们的理论假说是,如果一个国家或地区优先发展资本密集度超越于所处的发展阶段要素禀赋结构所决定的最优的产业/技术,就会使收入分配状况趋于恶化。在介绍可证伪的命题之前,首先介绍发展战略的度量指标。

##### (一)度量发展战略特征的指标

作者之一(林毅夫, 2002a)构造了一个技术选择指数(*TCL*)来度量发展战略的特征。其原理如下:

一个经济体在顺应比较优势的条件下,其制造业最优的资本投入量和劳动投入量最优结构,内生决定于整个经济体的资本禀赋量和劳动禀赋量结构。亦即,一个经济体的制造业的最优资本密集度水平,是该经济体当中资本和劳动禀赋结构的函数。

$$\left(\frac{K_i}{L_i}\right)^* = f\left(\frac{\bar{K}_i}{\bar{L}_i}\right) \dots\dots\dots(1)$$

上式等号左边的项代表制造业的最优资本劳动投入比例;  $\bar{K}_i / \bar{L}_i$  代表整个经济体的资本劳动禀赋相对结构。为了度量一个经济体的发展战略对比较优势战略的偏离程度,首先定义制造业实际的技术选择指数 *TCL*,该指数的具体含义是一个经济体中制造业的实际资本/劳动比率,除以整个经济体的资本/劳动禀赋量比率。即:

<sup>17</sup> 但整个经济体的效率必将受到负面影响(林毅夫, 2002a)。

<sup>18</sup> 同时经济效率也将受到不利的影响。

$$TCI = \frac{(K_i/L_i)}{(\overline{K_i}/\overline{L_i})} \dots\dots\dots(2)$$

前面的理论分析表明, 政府的发展战略决策会影响到该经济体的  $TCI$  指数的大小。

接下来定义制造业最优的技术选择指数  $TCI^*$ 。一个显然成立的原理是, 资本相对丰富的经济体当中制造业的最优资本密集度, 高于资本相对稀缺的经济体的水平。换言之, 资本/劳动禀赋比例越高的经济, 其制造业的最优资本/劳动投入量之比也越高。我们假定(1)式中的函数关系是如下的线性形式：<sup>19</sup>

$$\left(\frac{K_i}{L_i}\right)^* = w \cdot \left(\frac{\overline{K_i}}{\overline{L_i}}\right) \dots\dots\dots(3)$$

上式中的  $w$  是一个正的常数。基于上述原理, 定义最优技术选择指数  $TCI^*$  为：

$$TCI^* = \frac{(K_i/L_i)^*}{(\overline{K_i}/\overline{L_i})} = w \dots\dots\dots(4)$$

$TCI^*$  就是给定一个经济体的要素禀赋结构条件下的最优  $TCI$ 。<sup>20</sup>

可以采取如下的定义, 间接地度量政府的实际发展战略对于比较优势战略的偏离：

$$DS = TCI - TCI^* = TCI - w \dots\dots\dots(5)$$

如果一个国家(地区)的决策当局推行顺应比较优势的发展战略, 则  $DS=0$ 。如果优先发展资本密集度超越于所处发展阶段要素禀赋结构所决定的具有比较优势的产业, 则  $DS>0$ 。进一步,  $DS$  的实际取值越是大于 0, 则表明赶超力度越大。反之, 如果像有些发达国家那样为维持就业而保护资本密集度落后于所处发展阶段要素禀赋结构的传统产业, 则  $DS<0$ 。

## (二)待检验的假说和经验检验方程式的设定

我们以衡量收入分配公平程度的指标  $GINI$  系数作为被解释变量。前文的分析可以归纳为如下可证伪的假说：

**假说** 如果一个国家(地区)以越大的力度优先发展资本密集度超越于所处发展阶段要素禀赋结构所决定的产业、产品和技术, 则其收入分配越趋向于不公平。

为检验这个假说和其他的竞争性假说, 我们构造如下的计量检验方程式：

$$GINI_{i,t} = C + aDS_{i,t} + bX + e \dots\dots\dots(6)$$

(6)式中,  $GINI_{i,t}$  代表当前时期  $t$  第  $i$  国的  $GINI$  系数； $C$  是常数项,  $DS_{i,t}$  代表相

<sup>19</sup> 现实当中, 制造业最优资本劳动投入比例和整个经济体的资本劳动相对禀赋结构之间的实际函数关系可能非常复杂, 不过难以通过建立理论模型推导出其精确形式。所以经验研究中只能简化处理。

<sup>20</sup>  $TCI^*$  除决定于要素禀赋结构之外, 还受到发展阶段和自然资源丰裕程度的影响。我们这里不考虑这些因素。

应的  $t$  时期  $i$  国的实际赶超力度指标。按照我们的理论推断, 赶超力度越大, 则收入分配越趋向于不公平, 那么  $GINI_{i,t}$  与赶超力度  $DS_{i,t}$  呈现正向的关系, 即  $a$  为正。 $X$  代表其他的解释变量,  $\beta$  是这些变量的系数。是残差项。由于  $w$  不可从实证上观察, 所以无法直接计算  $DS$  的取值。但是, 注意到  $w$  是一个正的常数, 所以在回归分析时, 可以将(6)式经由(6')式最终展开为(6'')式。

$$GINI_{i,t} = C + a(TCI_{i,t} - w) + bX + e \dots\dots\dots(6')$$

$$GINI_{i,t} = C' + aTCI_{i,t} + bX + e \dots\dots\dots(6'')$$

在(6'')式中,  $C' = C - aw$ 。下面的回归分析中将估计的方程式是(6'')式。

### (三)变量和数据集说明

我们所选用的  $GINI$  系数数据, 来自 Deininger 和 Squire(1996)数据集的一个修订版, 下载自世界银行。<sup>21</sup> 该数据集报告了众多文献对有关国家  $GINI$  系数的估计。<sup>22</sup> 其中有的用收入数据进行估计, 有的用消费支出数据进行估计; 各种估计所涵盖的范围也不尽一致。Deininger 和 Squire(1996)对各项  $GINI$  系数估计的质量给出了评估。我们采用数据质量为“较好”(“Accept”)<sup>23</sup>的那一类。

需要说明的是, 我们根据 Deininger 和 Squire(1996)的研究结果, 对原始数据中基于收入估计的  $GINI$  系数和基于支出估计的  $GINI$  系数做了必要的调整, 即按照消费支出估计的  $GINI$  系数加上 6.6, 这个数是两种口径估计结果平均的差值。

$TCI$  指数的具体计算办法和资料来源, 请参见林毅夫(2002a)附录 II 当中的介绍。本文的附录给出了本文用于计量分析的样本国家(地区) $GINI$  系数(调整口径之后)和  $TCI$  指数数据集。

全部 Panel 数据集涉及到 36 个国家(地区)从 1970 - 1992 年间的 290 个观察值。其中, 能够同时得到  $TCI$  指数, 以及 1992 年人均收入水平在 10000 美元以下、且具有“较好”(“Accept”)质量的  $GINI$  系数的发展中国家(地区)数目有 18 个, 这 18 个发展中国家(地区)的 Panel 数据一共有 108 个观察值。图 3 和图 4 是基于发展中国家数据集和全部数据集描出的散点图。从图中可以看出, 正如理论预期的那样, 实际  $TCI$  指数的值越大,  $GINI$  系数趋向于上升。

为了同时检验其他的竞争性假说, 我们还引入了如下解释变量。

人均收入( $GDPPC_{i,t}$ )和人均收入的倒数( $GDPPC_{-1_{i,t}}$ )。这两个变量用来检验库兹涅茨倒 U 型曲线的假说。如果该假说成立, 那么, 这两个解释变量的系数的符号应该显著为负。<sup>24</sup>

<sup>21</sup> 网址为 <http://www.worldbank.org/research/growth/dddeisqu.htm>。

<sup>22</sup>  $GINI$  系数通常是以百分数计量的。世界银行的数据集中的  $GINI$  系数是通常意义的  $GINI$  系数乘以 100 得到的。

<sup>23</sup> 判断  $GINI$  系数质量是否“较好”的标准, 参见 Deininger 和 Squire(1996: pp.567-571)。

<sup>24</sup> 关于这个检验的方程设定, 可参见 Deininger 和 Squire(1998)。

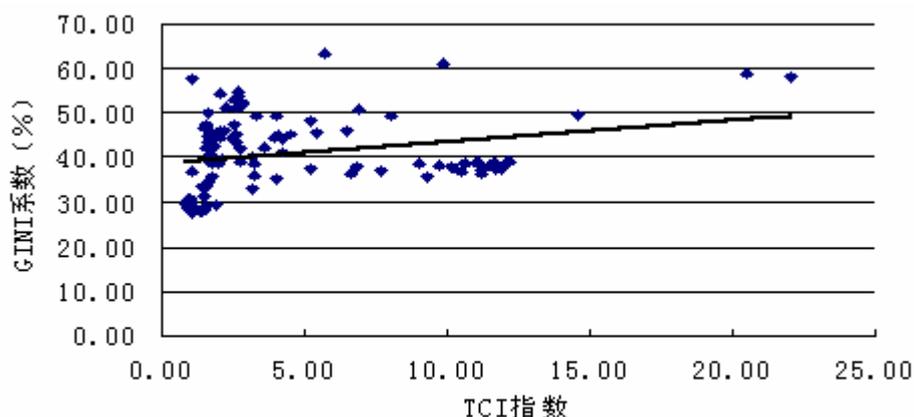


图 3: 1970-1992年期间18个发展中国家(地区)  
TCI指数和GINI系数的经验关系

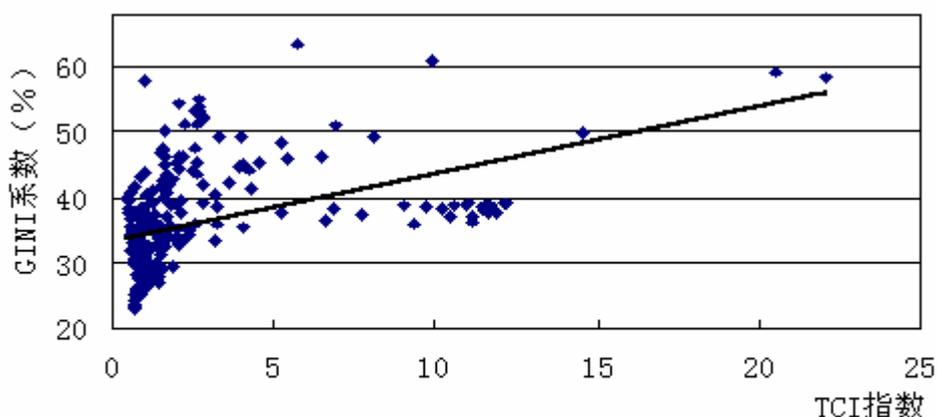


图 4: 1970-1992年期间36个国家(地区)  
TCI指数和GINI系数的经验关系

其次,根据 Li, Squire 和 Zou(1998)基于 Deininger 和 Squire(1996)的整个数据集进行的严格的检验得到的结果,GINI 系数就各个国家自身来说,在时间上是相对稳定的。基于这个发现,为控制各个发展中国家(地区)众多因素在历史上累积的对收入分配影响,以及国别之间若干不可观察因素的影响,我们引入了初始年份的GINI系数,记为  $IGINI$ 。由于数据集的限制,我们能够得到的各个国家(地区)的初始年份并不一致。但是,一般而言可以认为,不论初始年份具体为哪一年,只要各该初始年份的收入分配越不平等,即  $IGINI$  系数越高,则给定其他条件不变情况下,后续年份的GINI系数也相对越高。为此,  $IGINI$  在方程(6)中的系数的符号应该为正。

另外,政治腐败和官僚清白程度显然也会影响收入分配状况。为此我们引入了另外两个解释变量:政府腐败指数( $CORR_{i,t}$ )和官僚质量指数( $BQ_{i,t}$ )。两个指标的数据来自 Sachs 和 Warne(1997),这两个指标对于每个国家来说,在整个分析时间段之内为一个固定的值。指数的取值越高,则政府越清廉,官僚质量越高。按照理论预期,这两个解释变量的系数的符号应该为负。

贸易状况将会影响要素相对价格(Samuelson, 1948),而且会影响到不同部门的市场空间进而这些部门的就业容量(Krugman,1997),所以对外开放会影响收入

差距。为了控制开放程度对收入分配的影响,我们引入了开放度的指标( $OPEN_{i,t}$ )。该指标的含义是名义进出口总值占名义 GDP 的比重。数据来自 Easterly 和 Yu(2000)。不过开放对于不同群体收入状况的影响是不同的,所以并不能从理论上先验地推断开放程度的系数在方程(6)中的符号。

#### (四) 估计结果<sup>25</sup>

为了检验前文归纳的假说和其他竞争性假说,我们基于收集到的 Panel 数据集,运用 LIMDEP7.0 的计量软件对(6)式进行回归拟合。我们首先分析了全部国家的数据集,结果报告于表 2 中;另外分析了发展中国家的数据集,结果报告于表 3。

表 2. 基于全部 36 个国家(地区)数据集的估计结果

解释变量	模型 I <sup>b</sup>	模型 II <sup>b</sup>	模型 III <sup>a</sup>	模型 IV <sup>b</sup>	模型 V <sup>b</sup>	模型 VI <sup>a</sup>
常数	9.56 (0.000)***	6.53 (0.000)***	36.83 (0.000)***	6.17 (0.000)***	6.60 (0.000)***	34.62 (0.000)***
<i>TCI</i>	0.15 (0.063)*	0.30 (0.000)***	0.37 (0.092)*		0.21 (0.032)**	0.46 (0.026)**
<i>IGINI</i>	0.791 (0.000)***	0.81 (0.000)***		0.81 (0.000)***	0.80 (0.000)***	
<i>GDPPC</i>			-0.30E-3 (0.106)	0.82 E-5 (0.906)	-0.85E-6 (0.990)	
<i>GDPPC_1</i>			2399.1 (0.358)	3373.6 (0.004)***	1547.3 (0.288)	
<i>CORR</i>	1.25 (0.000)***					
<i>BQ</i>	-1.45 (0.000)***					
<i>OPEN</i>	-0.021 (0.0102)**					
调整的 $R^2$	0.7981	0.7761	0.8942	0.7725	0.7757	0.8938
LM 检验统计量	1.47	0.60	973.42	1.56	0.89	643.2
LM 检验 p 值	(0.225)	(0.440)	(0.000)	(0.211)	(0.345)	(0.000)
Hausman 统计量	1.60	0.84	8.59	2.59	2.26	4.09
Hausman 检验 p 值	(0.901)	(0.657)	(0.035)	(0.459)	(0.689)	(0.043)
样本容量	290					

注: LM 检验的零假说是:“不存在国别和时间上的随机效应”;备择假说是:“存在国别和时间上的随机效应”(另外,请参见附录 1-1)。

Hausman 检验的零假说是:“存在国别和时间上的随机效应”;备择假说是:“存在国别和时间上的固定效应”。

\*、\*\*和\*\*\*分别表示有关变量的系数在 10%、5%和 1%的水平上显著异于零(下同)。

a: 双向固定效应估计。

b: 单向时间随机效应估计。

表 3. 基于 18 个发展中国家(地区)数据集的估计结果

解释变量	模型 I <sup>b</sup>	模型 II <sup>b</sup>	模型 III <sup>c</sup>	模型 IV <sup>b</sup>	模型 V <sup>b</sup>	模型 VI <sup>c</sup>
常数	2.33	3.85	43.73	8.00	8.53	42.09

<sup>25</sup> 在正文中,我们根据 Hausman 检验的统计量,报告了基于 Panel 数据集的单向或者双向效应模型的估计结果。另外,我们还在正文的表 2 和表 3 中报告了拉格朗日乘子检验(LM 检验)统计量。表 2 和 3 表的模型 I、模型 II、模型 IV 和模型 V 的 LM 检验结果均表明,不能拒绝仅仅包含各个解释变量而不控制时间随机效应的 OLS 的估计结果。为此我们在附录 1-1 和附录 1-2 中,分别报告了针对表 2 和表 3 的上述 4 个模型的 OLS 估计结果。这些结果也表明经验事实和我们的假说相容。

	(0.471)	(0.022)**	(0.000)***	(0.001)***	(0.000)***	(0.000)***
<i>TCI</i>	0.27	0.23	0.44		0.19	0.44
	(0.017)**	(0.005)***	(0.044)**		(0.057)*	(0.026)**
<i>IGINI</i>	0.91	0.89		0.89	0.88	
	(0.000)***	(0.000)***		(0.000)***	(0.000)***	
<i>GDPPC</i>			-0.24E-3	-0.73E-3	-0.71E-3	
			(0.460)	(0.005)***	(0.005)***	
<i>GDPPC<sub>I</sub></i>			-1989.1	-1846.4	-3457.5	
			(0.520)	(0.300)	(0.078)*	
<i>CORR</i>	0.39					
	(0.363)					
<i>BQ</i>	-0.37					
	(0.386)					
<i>OPEN</i>	0.01					
	(0.586)					
调整的 $R^2$	0.8302	0.8285	-0.2431	0.8339	0.8393	-0.2686
LM 检验统计量	0.18	0.12	432.38	0.03	0.00	459.26
LM 检验 p 值	(0.672)	(0.725)	(0.000)	(0.864)	(0.997)	(0.000)
Hausman 统计量	0.63	0.40	3.18	5.24	4.00	0.00
Hausman 检验 p 值	(0.987)	(0.817)	(0.365)	(0.155)	(0.406)	(0.991)
样本容量	108					

注：LM 检验的零假说是：“不存在国别和时间上的随机效应”；备择假说是：“存在国别和时间上的随机效应”（另外，请参见附录 1\_2）。

Hausman 检验的零假说是：“存在国别和时间上的随机效应”；备择假说是：“存在国别和时间上的固定效应”。

\*、\*\*和\*\*\*分别表示有关变量的系数在 10%、5%和 1%的水平上显著异于零(下同)。

b: 单向时间随机效应估计。

c: 双向随机效应估计

我们首先估计了以技术选择指数(*TCI*)、初始 *GINI* 系数(*IGINI*)、政府腐败指数(*CORR<sub>i,t</sub>*)和官僚质量指数(*BQ<sub>i,t</sub>*)作为解释变量的模型 I。由于初始 *GINI* 系数(*IGINI*)、政府腐败指数(*CORR<sub>i,t</sub>*)和官僚质量指数(*BQ<sub>i,t</sub>*)等变量不随时间而改变(Time Invariant), 共线性问题致使无法估计双向国别固定效应模型; 另外这些变量又控制了国别的影响, 所以模型 I 中我们估计单向时间效应模型。在全部国家数据集以及发展中国家数据集的分析中, 模型 I 的 Hausman 检验拒绝固定效应模型, 所以在表 2 和表 3 中报告了单向时间随机效应模型的估计结果。从估计的结果来看, 如我们的理论假说所预期的那样, 36 个国家的数据集中, *TCI* 指数的系数符号在 10% 的显著性水平上为正; 18 个发展中国家数据集中, 则在 5% 的显著性水平上为正。

模型 I 的估计结果中, 政治腐败变量的系数符号为正, 这和通常的推断相反; 而官僚质量变量系数的符号为负, 符合预期。在全部 36 个国家的数据集中, 两个变量均在 1% 的显著性水平上异于零, 在 18 个发展中国家数据集的分析结果中则均不显著异于零。出现政治腐败变量的系数为正的情形, 则令人费解。我们认为其中一个可能的原因是, 腐败等因素对收入分配的影响难以在收入分配调查时得到准确的反映。另外, 这两个变量的取值本来是离散的, 只有 1—6 六个正整数, 近乎虚拟变量, 所以, 也难以反映政治和官僚方面的基本情况。与这两个变量形成对照的是, *TCI* 指数的符号一直稳定为正。

在 36 个国家的数据集分析结果中, 模型 I 的开放程度(*OPEN*)的系数的符号,

在 5% 的显著性水平上为负；而在 18 个发展中国家数据集的分析结果中则为正，但是不显著。开放对于熟练劳动力和非熟练劳动力、可贸易部门和不可贸易部门、在开放的短期和长期之内的不同影响，是极其复杂的。我们这里的小样本经验证据，不足以导出一般性的结论来。

Lin(2002a)的分析和前文的分析均表明，政府腐败指数( $CORR_{i,t}$ )和官僚质量指数( $BQ_{i,t}$ )以及开放程度( $OPEN$ )都内生决定于发展战略。为了避免这里的内生性问题，<sup>26</sup> 我们估计了不包含这几个解释变量的模型 II。在全部 36 个国家数据集和 18 个发展中国家数据集当中，Hausman 检验均拒绝了固定效应模型，我们报告了单向时间随机效应模型的估计结果。结果表明， $TCI$  指数均在 1% 的显著性水平上为正，与我们的假说相容。

从表 2 和表 3 报告的估计结果来看，模型 I 和模型 II 里， $IGINI$  的系数的符号均在 1% 的显著性水平上为正。这与 Li, Squire 和 Zou(1998)检验结果相一致。不过模型 II 所检验的我们的假说，较之 Li, Squire 和 Zou(1998)的结果，提供了更多的信息，即不论初始的收入分配状况如何，未来时期收入分配状况的演变路径，将受到未来时期发展战略的显著影响。给定初始收入分配状况，如果推行赶超战略，则收入分配趋于不平等；反之，如果按照比较优势战略发展经济，或是采取就业保护政策，那么未来时期的收入分配会比初始时期变得更加均等。

我们的数据集能够用来检验库兹涅茨倒 U 型假说。为了将库兹涅茨假说和我们的假说相对比，我们估计了 3 个模型：模型 III、模型 IV 和模型 V。模型 III 当中包括人均收入( $GDPPC_{i,t}$ )和人均收入的倒数( $GDPPC\_1_{i,t}$ )以及  $TCI$  指数作为解释变量；模型 IV 当中包括人均收入和人均收入的倒数以及  $IGINI$  系数作为解释变量；模型 V 在模型 IV 的基础上再引入  $TCI$  指数作为解释变量。就模型 III 而言，由于三个解释变量均随时间改变，所以可以估计双向固定效应模型。在全部 36 个国家数据集的估计结果中，Hausman 检验拒绝了双向随机效应模型，我们报告了双向固定效应模型的估计结果；而 18 个发展中国家数据集的估计结果中，Hausman 检验拒绝了双向固定效应模型，我们报告了双向随机效应模型的估计结果。就模型 IV 和模型 V 而言，全部 36 个国家数据集和 18 个发展中国家数据集的估计结果表明，Hausman 检验均拒绝单向固定效应模型，我们报告了单向时间随机效应模型的估计结果。

表 2 和表 3 报告的模型 III 和模型 IV 估计结果均表明，人均收入( $GDPPC_{i,t}$ )和人均收入的倒数( $GDPPC\_1_{i,t}$ )的系数或者符号不显著，或者在有的场合下系数符号根本就和库兹涅茨假说的预期相反。而模型 III 涉及到的  $TCI$  指数的系数的符号，则均显著为正。其中，在 36 个国家的数据集中，显著性水平为 10%，在 18 个发展中国家数据集中显著性水平为 5%。

就模型 V 而言，全部 36 个国家数据集的估计中，显然拒绝了库兹涅茨假说；而 18 个发展中国家数据集的估计结果则支持库兹涅茨假说。与之相对照， $TCI$  的系数的符号在 36 个国家和 18 个国家的数据集中均比较稳定，且在 36 个国家数据

<sup>26</sup> 在全部 36 个国家的数据集中， $TCI$  指数和政治清白程度指数的相关系数为-0.65； $TCI$  指数与官僚清白程度指数的相关系数为-0.6。

集中以 5% 的显著性水平为正, 在发展中国家数据集中以 10% 的显著性水平为正。

最后, 为了比较起见, 我们估计了仅包括 *TCI* 作为解释变量的模型 VI, 在全部 36 个国家数据集当中, Hausman 检验拒绝了双向随机效应模型, 我们报告了双向固定效应模型的估计结果。在 18 个发展中国家数据集当中, Hausman 检验拒绝了双向固定效应模型, 我们报告了双向随机效应模型的估计结果。估计的结果印证了我们的假说, *TCI* 指数均在 5% 的显著性水平上为正, 但在只包括 18 个发展中国家样本的估计结果中,  $R^2$  为 -0.0886。

综合模型 III、模型 IV、模型 V 和模型 VI 的全部估计结果, 尽管基于 18 个发展中国家的数据集的模型 V 的估计结果支持库兹涅茨假说, 但是很难认为该假说是普适的(Robust)。如果说我们的小样本检验所采集的数据少、代表性不强的话, Deininger 和 Squire(1998) 基于他们的大样本数据集(Deininger and Squire, 1996) 对库兹涅茨倒 U 型假说的严格检验结果, 则是比较可信的。具体的估计结果请参见他们的论文。在他们关于库兹涅茨假说的几种可能情形的检验结果当中, 只有一种情形下库兹涅茨假说获得了经验支持, 即将各个国家 10 年期间的 *GINI* 系数平均之后, 比较各国横截面上平均 *GINI* 系数和人均收入之间的关系。然而, 饶有兴趣的是他们接着给出的说明: 库兹涅茨假说在这里获得的经验支持不稳定, 对于其他情况比较敏感, 一旦引入拉丁美洲国家的虚拟变量, 则检验结果就不支持库兹涅茨假说。

综合上述所有的检验, *TCI* 指数的系数的符号在各种模型和各种估计方法中均显著为正。由此可以归纳出一个基本判断:

无论是 36 个国家在 1970 - 1992 年期间的发展战略和收入分配之间关系的经验证据, 还是 18 个发展中国家(地区)在相同时期的经验证据, 都与我们的假说相容。也就是说, *TCI* 指数越高, 即赶超力度越大, 则 *GINI* 系数越高, 收入分配越不平等。

## 六、结 论

综合全文的分析可见, 困扰诸多国家(地区)的公平和效率的两难问题, 并不象许多文献讨论的那样相互割裂, 它们两者实际上都共同受到一个国家(地区)所奉行的经济发展战略的影响。置自身要素禀赋结构状况于不顾, 举全国之力推行少数资本密集部门的技术赶超战略, 势必使担负赶超任务的企业没有自生能力。为扶持这些没有自生能力企业的生存和保障赶超目标的实现, 政府必须扭曲经济体系的方方面面, 最终使得经济的实际增长速度低于潜在水平, 进而无法实现向发达国家收入水平的收敛(林毅夫, 2002a), 同时还会恶化收入分配问题。

广大发展中国家必须放弃赶超战略, 代之以符合自身比较优势的发展战略, 其企业才会有自生能力, 从而才能够快速地发展经济, 使得要素禀赋结构以可持续的最快速度提升, 技术和产业结构也才能够以最快的速度升级。同时, 仅有顺应比较优势的发展战略之下, 劳动力的低收入人群能够得到最为充分的就业机会, 随着资本的积累, 劳动的边际产值和劳动收入不断提高, 相反的, 资本的边际产值不断下降, 依靠资本为其主要收入的富有人群和依靠劳动收入的人群之间的收入差距也就会不断减少, 收入分配将会趋于均等。同时, 腐败和寻租行为的制度基础在比较优势战略之下也不复存在。进一步, 高效率的经济增长会使得社会保障和救济体系获得更多的资金积累, 从而使丧失劳动能力的人群也能够均享发展带来的利益。

对高收入的发达国家而言, 同样也不应该追求资本密集度超越于所处发展阶段要素禀赋结构的技术和产业结构的优先发展, 否则其收入分配和经济增长状况也均会恶化。

当然, 由于资料的限制, 在计量分析中我们只涉及了 36 个国家(地区)的市场经济国家。在一个比较大的样本、包括更多国家(地区)的经验研究中, 我们的结论是否能得到支持, 则有待于未来的进一步研究, 我们期盼也欢迎这样的进一步研究。

附录 1-1. 表 2 中相关模型对应的 OLS 估计

解释变量	模型 I	模型 II	模型 IV	模型 V
常数	9.49 (0.000)***	6.52 (0.000)***	6.01 (0.000)***	6.52 (0.000)***
TCI	0.16 (0.053)*	0.31 (0.000)***		0.22 (0.024)**
IGINI	0.79 (0.000)***	0.81 (0.000)***	0.81 (0.000)***	0.80 (0.000)***
GDPPC			0.16 E-4 (0.824)	0.34E-5 (0.965)
GDPPC_1			3401.8 (0.004)***	1457.9 (0.317)
CORR	1.25 (0.000)***			
BQ	-1.45 (0.000)***			
OPEN	-0.02 (0.013)**			
调整的 R <sup>2</sup>	0.8138	0.7933	0.7900	0.7931
样本容量			290	

附录 1-2. 表 3 中相关模型对应的 OLS 估计

解释变量	模型 I	模型 II	模型 IV	模型 V
常数	1.96 (0.0520)	3.77 (0.020)**	7.94 (0.001)***	8.49 (0.001)***
TCI	0.26 (0.013)**	0.21 (0.006)***		0.19 (0.051)*
IGINI	0.92 (0.000)***	0.90 (0.000)***	0.90 (0.000)***	0.88 (0.000)***
GDPPC			-0.72 E-3 (0.006)***	-0.71E-3 (0.006)***
GDPPC_1			-1928.3 (0.279)	-3541.9 (0.069)*
CORR	0.36 (0.370)			
BQ	-0.34 (0.406)			
OPEN	-0.014 (0.472)			
调整的 R <sup>2</sup>	0.8387	0.8398	0.8440	0.8482
样本容量			108	

附录 2. 技术结构和 GINI 系数数据集

国别	年份	GINI系数	TCI指数	国别	年份	GINI系数	TCI指数
澳大利亚	1976	34.33	0.5316	哥斯达黎加*	1971	44.40	2.0531

	1978	38.10	0.5005		1977	50.00	1.64
	1979	39.33	0.4849		1979	45.00	1.6188
	1981	39.96	0.4429		1981	47.49	1.5688
	1985	37.58	0.5109		1982	42.00	1.5892
	1986	40.60	0.5528		1983	47.00	1.5888
	1989	37.32	0.6254		1986	42.00	1.7352
	1990	41.72	0.6817		1989	46.07	1.6048
	1976	34.33	0.5316	丹麦	1976	31.00	0.8019
比利时	1979	28.25	0.7256		1981	30.99	0.9097
	1985	26.22	0.8455		1987	33.15	0.9616
	1988	26.63	1.0833		1992	33.20	0.9004
	1992	26.92	1.4058	埃及*	1975	44.60	3.943
加拿大	1971	32.24	1.0477		1991	38.60	3.255
	1973	31.60	0.9931	芬兰	1971	27.00	0.917
	1974	31.03	0.9914		1977	30.45	0.9127
	1975	31.62	1.0301		1978	30.41	0.9181
	1977	31.97	1.0863		1979	31.06	0.8671
	1979	31.00	0.9793		1980	30.86	0.8189
	1981	31.80	0.9661		1981	32.04	0.8221
	1982	29.40	1.0426		1982	31.46	0.8431
	1983	32.80	1.0194		1983	30.98	0.8493
	1984	32.97	0.9508		1984	30.84	0.8474
	1985	32.81	0.9075		1987	26.19	0.9325
	1986	32.50	0.8859		1991	26.11	1.0327
	1987	32.28	0.8584	法国	1970	44.00	1.0101
	1988	31.91	0.8286		1975	43.00	0.8494
	1989	27.41	0.8399		1979	34.85	0.795
	1990	27.56	0.9048		1984	34.91	0.8065
	1991	27.65	0.9791	德国	1973	30.62	0.6561
智利*	1971	46.00	2.1905		1978	32.06	0.7033
	1980	53.21	2.6644		1981	30.59	0.6841
	1989	57.88	1.0249		1983	31.37	0.7356
哥伦比亚*	1970	52.02	2.7934		1984	32.20	0.74
	1971	52.30	2.792	希腊	1974	41.71	1.5369
	1972	53.21	2.5695		1981	39.89	1.532
	1974	46.00	2.0604		1988	41.79	1.6946
	1978	54.50	2.0587	萨尔瓦多*	1977	48.40	5.2508
	1988	51.20	2.2341				
	1991	51.32	2.6004				
危地马拉*	1979	49.72	14.553	韩国*	1970	33.30	3.1563
	1987	58.26	22.069		1971	36.01	3.2274
	1989	59.06	20.484		1976	39.10	1.7535
印度*	1970	36.98	10.469		1980	38.63	1.7986
	1972	38.45	9.7147		1982	35.70	1.7886
	1973	35.77	9.355		1985	34.54	1.6087
	1977	38.74	9.0607	荷兰	1975	28.60	0.9571
	1983	38.09	10.193		1977	28.39	0.9624
	1986	38.82	11.658		1979	28.14	0.986

	1987	38.42	11.467		1981	26.66	1.0987
	1988	37.75	11.623		1982	27.62	1.1606
	1989	37.06	11.181		1983	27.56	1.2125
	1990	36.29	11.151		1985	29.10	1.2556
	1991	39.13	11.039		1986	29.68	1.2799
	1992	38.62	10.611		1987	29.40	1.3005
爱尔兰	1973	38.69	1.0414		1988	29.00	1.4079
	1980	35.65	1.1736		1989	29.60	1.3768
	1987	34.60	1.4112		1991	29.38	1.3516
意大利	1974	41.00	1.2548	新西兰	1973	30.05	0.6734
	1975	39.00	1.2736		1975	30.04	0.6346
	1976	35.00	1.3011		1977	32.95	0.5986
	1977	36.30	1.3247		1978	31.90	0.5742
	1978	35.98	1.3463		1980	34.79	0.5987
	1979	37.19	1.3313		1982	33.93	0.7712
	1980	34.29	1.3646		1983	34.10	0.8666
	1981	33.12	1.4232		1985	35.82	1.0235
	1982	32.02	1.5014		1986	35.53	1.0296
	1983	32.87	1.4307		1987	36.45	1.0192
	1984	33.15	1.4115		1989	36.58	1.0688
	1986	33.58	1.4908		1990	40.21	1.0514
	1987	35.58	1.4652	挪威	1973	37.48	0.6848
	1989	32.74	1.5214		1976	37.30	0.6617
	1991	32.19	1.5126		1979	31.15	0.6728
秘鲁*	1971	55.00	2.6752		1984	30.57	0.695
	1981	49.33	3.9957		1985	31.39	0.6868
	1986	49.36	3.3223		1986	33.11	0.6875
肯尼亚*	1992	60.99	9.9122		1991	33.31	0.8447
津巴布韦*	1990	63.43	5.73	斯里兰卡*	1970	37.71	5.2527
					1973	35.30	4.0545
					1979	43.50	2.6046
					1980	42.00	2.7854
					1981	45.30	2.6018
					1987	46.70	1.478
巴基斯坦*	1970	36.51	6.6182	台湾*	1970	29.42	1.8787
	1971	38.05	6.847		1972	29.02	1.5868
	1979	38.92	12.149		1973	33.60	1.4179
	1985	39.04	12.099		1974	28.09	1.4454
	1986	38.75	11.58		1975	31.20	1.4939
	1987	38.73	10.992		1976	28.40	1.4527
	1988	38.03	11.549		1977	28.00	1.3329
	1991	37.75	11.864		1978	28.43	1.1921
菲律宾*	1971	49.39	8.0796		1979	27.70	1.0866
	1985	46.08	6.471		1980	27.96	1.056
	1988	45.73	5.4152		1981	28.15	1.0673
	1991	45.00	4.07		1982	28.51	1.0518
葡萄牙	1973	40.58	1.0676		1983	28.45	0.9866
	1980	36.80	1.1863		1984	28.81	0.9155
	1990	36.76	0.5604		1985	29.20	0.9161
	1991	35.63	0.5314		1986	29.29	0.9005

瑞典	1975	27.31	0.7974		1987	29.65	0.8813
	1976	33.12	0.8215		1988	30.02	0.9223
	1980	32.44	0.8685		1989	30.41	0.9333
	1981	32.54	0.8882		1990	30.11	0.9815
	1982	30.66	0.9039		1991	30.49	0.9965
	1983	30.06	0.9063		1992	30.78	0.9894
	1984	31.83	0.8793	委内瑞拉*	1971	47.65	2.5719
	1985	31.24	0.8869		1976	43.63	1.6548
	1986	31.72	0.9074		1977	42.41	1.5836
	1987	31.65	0.9431		1978	40.72	1.6909
	1988	32.22	0.9874		1979	39.42	1.6592
	1989	31.33	1.0266		1981	42.82	1.8647
	1990	32.52	1.0786		1987	45.17	1.9763
	1992	32.44	1.1408		1989	44.08	2.4637
土耳其*	1973	51.00	6.9283		1990	53.84	2.6911
	1987	44.09	4.2399		美国	1970	34.06
英国	1970	25.10	0.7023	1971		34.30	0.7013
	1971	25.70	0.7185	1972		34.46	0.6838
	1972	26.00	0.7322	1973		34.42	0.6512
	1973	25.10	0.7034	1974		34.16	0.6772
	1974	24.20	0.6794	1975		34.42	0.7599
	1975	23.30	0.6892	1976		34.42	0.7552
	1976	23.20	0.6873	1977		34.98	0.7371
	1977	22.90	0.6834	1978		35.02	0.7303
	1978	23.10	0.6969	1979		35.06	0.7373
	1979	24.40	0.711	1980		35.20	0.7858
	1980	24.90	0.745	1981		35.62	0.8346
	1981	25.40	0.8199	1982		36.48	0.9157
	1982	25.20	0.8654	1983		36.70	0.9268
	1983	25.70	0.8909	1984		36.90	0.8942
	1984	25.80	0.8806	1985		37.26	0.9078
	1985	27.10	0.9091	1986		37.56	0.905
	1986	27.80	0.9065	1987		37.56	0.8602
	1987	29.30	0.8994	1988		37.76	0.8336
	1988	30.80	0.8643	1989	38.16	0.8435	
1989	31.20	0.8471	1990	37.80	0.8663		
1990	32.30	0.8515	1991	37.94	0.9259		

注：凡是带\*号的国家(地区), 是检验发展中国家(地区)时涉及到的样本。

资料来源：GINI 系数来自 <http://www.worldbank.org/research/growth/dddeisqu.htm>；TCI 指数来自 Lin(2001)。

### 参考文献

- Ahluwalia, M., "Inequality, Poverty and Development." *Journal of Development Economics*, 1976, 6, 307-342.
- Chenery, H. B. and M. Syrquin, *Patterns of Development, 1950-1970*. London: Oxford University Press 1975.
- Datt, Gaurav, *Income Inequality in India*. Washington DC : The World Bank, mimeo, 1995.
- Deininger, K. and L. Squire, "A New Data Set Measuring Income Inequality." *World Bank Economic Review*, 1996, 10, 565-591.

- Deininger, K. and L. Squire, "New Ways of Looking at Old Issues: Inequality and Growth." *Journal of Development Economics*, 1998, 57, 259-287.
- Easterly, William and H. Yu, *Global Development Network Growth Database*. 2000, [Http://www.worldbank.org/research/growth/GDNdata.htm](http://www.worldbank.org/research/growth/GDNdata.htm) .
- Feldstein, M., "Income Inequality and Poverty." NBER working paper, No.6770, 1998.
- Fei, John, Ranis, Gustav, Kuo, Shirley W. Y., *Growth with Equity: Taiwan Case*. New York: Oxford University Press, 1979.
- Fields, G. S., and G. H. Jakubson, *New Evidence on Kuznets Curve*. Mimeograph, Department of Economics, Cornell University, 1994.
- Gills, M., Perkins, D. H. Roemer, M. and Snodgrass, D.R., *Development Economics*. New York: W. W. Norton and Company, 1987.
- Henisz Witold J., "The Institutional Environment for Economic Growth." *Economics and Politics*, 2001,12,1-31.
- Krugman, Paul R., *International Economics*. Mass.: Addison-Wesley Press, 1997.
- Kutznets, S., "Economic Growth and Income Inequality." *American Economic Review*, 1955,45, 1-28.
- Lewis, Arthur W., "Economic Development with Unlimited Supplies of Labor." *Manchester School of Economic and Social Studies*, 1954, 22,139-191. Reprinted in A. N. Agarwala and S. P. Singh, eds., *The Economics of Underdevelopment*. Bombay: Oxford University Press,1958.
- Li,Hongyi, L. Squire and H. Zou, "Explaining International and Intertemporal Variations in Income Inequality." *The Economic Journal*, 1998,108,p26-43.
- Lin, Justin Yifu and G. Tan, "Policy Burdens, Accountability and Soft Budget Constraint." *American Economic Review: Papers and Proceedings*, 1999, 88, 422-427.
- 林毅夫,“发展战略、自生能力和经济收敛”,《经济学(季刊)》2002(a)年第1卷第2期,第269-300页(原文为2001年5月14日芝加哥大学D. Gale Johnson年度演讲系列首讲的讲稿,英文原文将刊登于 *Economic Development and Cultural Chang*)。
- 林毅夫,“解决农村贫困问题需要有新的战略思路:评世界银行新的‘惠及贫困人口的农村发展战略’”《北京大学学报》(哲学社会科学版),2002(b)年第4期第15-17页。
- 林毅夫、蔡昉、李周,《中国的奇迹:发展战略和经济改革》,上海人民出版社、上海三联书店,1994年。
- 林毅夫、蔡昉、李周,《中国的奇迹:发展战略和经济改革(增订版)》,上海人民出版社、上海三联书店,1999年。
- McKinnon, R., *Money and Capital in Economic Development*. Washington, D. C.: Brookings Institution, 1973.
- Paukert, F., "Income Distribution at Different Levels of Development: A Survey of Evidence." *International Labor Review*, 1973,108, 97-125.
- Pearson, et al., *Partners in Development: Report of the Commission on International Development*. New York: Praeger, 1969.
- Perkins, D., and Shahid Yusuf, *Rural Development in China*. Baltimore: The Johns Hopkins University Press, 1984.
- Ranis, G., and J. Fei., "A Theory of Economic Development." *American Economic Review*, 1961,51, 533-565.
- Ray, Debraj, *Development Economics*. Princeton, NJ: Princeton University Press, 1998.
- Romer, Paul M., "The Origins of Endogenous Growth." *Journal of Economic Perspectives*, 1994,5,

3-22.

- Samuelson, Paul A., "International Trade and the Equalization of Factor Prices." *Economic Journal* 1978,58, 163-184.
- Schultz, T. Z., *Transforming Traditional Agriculture*(中译本, 商务印书馆, 1984年). New Haven: Yale University Press, 1964.
- Sen, Amartya, *On Economic Inequality*. Oxford: Oxford University Press, 1973(1985 Printing).
- Shaw, E.S., *Financial Deepening in Economic Development*. New York: Oxford University Press, 1969.
- Solow, R., "A Contribution to the Theory of Economic Growth." *Quarterly Journal of Economics*, 1956,70, 65-94.
- Summers, R. and Alan. Heston, "The Penn World Table(Marl 5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950-1988." *Quarterly Journal of Economics*, 1991, 106, 327-368.
- Varian, Hal R., *Microeconomic Analysis*. Third Edition. New York: W. W. Norton & Company, Inc, 1992.
- Ying, Wang Y, *Income Poverty, and Inequality in China during the Transition*. Washington DC: World Bank, mimeo, 1995.
- World Bank, *World Development Report: Workers in an Integrating World*. London: Oxford University Press, 1995.
- World Bank, *World Development Report: 2000-2001*. London: Oxford University Press, 2001.

## **The Effect of Development Strategy on Equity and Efficiency**

JUSTIN YIFU LIN

(Peking University)

PEILIN LIU

(Development Research Center of the State Council)

**Abstract** This paper argues that a country's development strategy affect both the efficiency and the equity in the country. If a country adopts a Comparative-Advantage-Defying strategy to develop capital-intensive industries, the firms in the priority industries will be nonviable in open, competitive markets and require supports/protection from government. However, any policy, which aims to support/protect those nonviable enterprises, will reduce economic efficiency and deteriorate the income distribution. Empirical evidences from cross-country data set are consistent with the above hypothesis.

**JEL Classification** O14, O20, O33