

贫富差别、城市化与经济增长^{*}

——一个基于需求因素的经济学分析

沈 凌 田国强

内容提要: 贫富不均是近几年来我国经济发展相伴而来的一个重要现象。我们除了对它作价值判断,讨论公平与否之外,更加重要的是,确切地了解它对经济增长和经济效率的客观影响。本文从需求分析的角度讨论贫富差距扩大对经济增长的影响。我们引入熊彼特的观点,认为经济增长的动力来自于创新性研究,它可以提高商品质量并推动经济增长。通过构建一个基于二元结构(城市和农村)的两部门(消费者和厂商)模型,贫富差距就可以由农民的人口比例 α 和农民的相对贫穷程度 d 来衡量。由于高收入者对于优质商品有更强的支付意愿,收入分配状况影响在普通商品和优质商品之间进行的消费决策和厂商选择,进而影响为生产优质商品而进行的创新活动。结论是:在达到分离型均衡时,减少低收入者数量所引致的贫富差距缩小有利于创新,而提高低收入者收入所导致的贫富差距缩小则不利于创新。因此,推进城市化以减少农村人口比单纯增加农民收入更有利于经济的发展,是解决三农问题的根本方法。在经济发展水平和基尼系数给定的情况下,对跨国数据实证分析也支撑了我们的理论结果。

关键词: 贫富差距 城乡差异 城市化 经济增长

一、引 言

我国在经济快速增长的同时出现了贫富差距迅速扩大的现象。从城乡差别的角度来看,我国的贫困现象主要集中在农村。很多实证研究也表明,贫富差距扩大的一个主要原因是城乡差距的拉大(Yang, 1999, Wu and Perloff, 2004, Benjamin et al, 2004, Wan, Lu and Chen, 2006),因此我国的贫富差距在很大程度上表现为城乡差距。虽然有研究表明经济增长可以减少农村的贫困现象(林伯强, 2003),但是对于城乡收入差距扩大对经济增长的影响,国内的研究还很少。国外关于经济增长的研究指出,普遍意义上的收入分配不均对经济增长有不利的影响, Benabou(1996)概括了三种主要的理论机制:资本(信贷)市场具有不完美性,政治制度通过税收实现的影响,以及社会动荡。另外,家庭生育率和人均教育水平(Croix and Doepke, 2004)也受到了重视。这些理论基本属于供给

^{*} 沈凌、田国强,上海财经大学经济学院,邮政编码:200433,电子信箱:ling.shen@mail.shufe.edu.cn,gtian@mail.shufe.edu.cn。本研究得到上海财经大学“211工程”三期重点学科建设项目资助。田国强感谢国家自然科学基金以及教育部和李嘉诚基金会的“长江学者奖励计划”,沈凌感谢“上海浦江人才计划”2007年度“和谐式经济增长理论”课题组提供资金方面的支持。感谢匿名审稿人提出的建设性意见。作者文责自负。

虽然国企改革及下岗引起的城市贫困现象日益引起人们关注,但城市贫困远不如农村严重。见林伯强(2003)。

有关一国的收入分配和经济增长的关系的研究,目前还远远没有达成一致。很多实证分析(例如,Berg and Sachs, 1988; Persson and Tabellini, 1994; Alesina and Rodrik, 1994; Clarke, 1995)显示,收入分配不均对经济的长期增长有负面的影响。然而,还是有其他的研究指出,分配不均对经济的中短期增长有正面的作用(Forbes, 2000),或者说,这种关系是非线性的(Chen, 2003; Banerjee and Duflo, 2003)。

层面的分析,强调人力资本在经济增长中的作用。需求因素对经济增长的作用,被许多经济学家忽视了。

本文沿用内生经济增长理论,建立了一个基于需求分析的理论模型,来讨论城乡收入差距对长期经济增长的影响。虽然短期政府投资增加(比如刚刚推出的四万亿政府投资计划),或者外部环境的变化(比如这次发轫于美国的世界金融危机)等等都可能导致短期经济增长率的波动,但是从长期来看,可持续的经济增长只能由知识的积累和技术的进步来获得,而这一切都是创新活动的结果。这是近代内生经济增长理论的基本思想。对于创新活动的决定因素,可以从两方面考察:一个是供给方面,比如考虑人力资本的积累、产权制度的完善等等,这些影响渠道在上面提到的文献中多有论述;另外一个方面,就是考虑需求刺激对创新专利的垄断利润的影响。这就是本文基于需求分析的理论模型的基础。

由于我们主要的目的是从理论上分析,即使人力资本相等,但由政策人所造成的城乡收入差距也会通过消费需求对经济增长造成影响。为此我们假设,劳动力是唯一的生产要素,生活在城市与农村的人口在人力资本和生产率上并无区别,每个人无弹性地提供一个单位的同质劳动力。由此,我们假定厂商在雇佣工人的时候并不区分他是农村人还是城市人。但是由于我国在分配体制上向城市倾斜,城市人口拥有更多的社会财富,比如公共医疗、公园、公共交通等等,因而城市人比农村人口更富有。这种城乡差距在我国是特有的户口制度的产物(Yang and Zhou, 1999),但是也不仅存于中国。一般发展中国家都有社会公共资源集中于城市的问题。所以,我们这里的理论研究发轫于中国,但是不仅仅服务于中国。由于这种贫富差别完全不同于由人力资本等供给面差异造成的收入差距,使我们得以提炼出收入不均通过消费影响经济的逻辑关系。

从需求上讲,高收入者比低收入者更有能力和意愿出高价购买优质商品。所以,厂商喜欢给不同的消费者提供不同质量的商品,以便弱化价格竞争,获得最大利益。本文的模型在一般均衡的框架内体现了这种垂直性的差异化竞争。借用熊彼特的观点,我们模型的经济增长由创新推动,创新成功率也就是经济增长率。优质产品首先通过研究活动被发明出来。在专利期内厂商对这个最新优质产品有垄断权。在专利失效以后,人人都可以生产该产品,于是变成完全竞争市场。所以,专利期内的垄断利润是厂商进行创新的动力。根据 Aghion 和 Howitt (1992) 的假设,创新的出现服从泊松进程。创新者可以通过增加生产要素的投入来提高创新的成功率。因此,收入分配可以通过影响垄断利润来影响在创新方面的要素投入,最终影响经济发展。

收入分配不均对创新与经济增长有双重影响。一方面,收入分配不均可以导致进一步的质量分化,由于高收入者会为新产品支付更多,这给厂商带来更强的创新动机。另一方面,收入分配不均也会导致新产品的市场狭小,从而不利于激励厂商创新。本文的主要结论是,在一个分离型均衡中,高收入者消费优质商品,低收入者消费普通商品。如果贫富差距是由低收入者变得相对更穷而导致的,那么对厂商的创新是有利的;如果贫富差距是由低收入者的人口比重增加而导致的,那么对创新是不利的。由此可见,如果只关注基尼系数所衡量的贫富不均程度,而忽视贫富差距的不同成因对经济增长的不同甚至相反的作用,那么在致力于消除贫富差距的政策实践中很有可能产

类似的研究还有 Galor and Zeira (1993)、Fishman and Simhon (2002)、Benhabib and Rustichini (1996)。Benabou (2002) 提供了一个模型来解释收入分配不均和经济增长的关系可以是非线性的。Li and Zou (1998) 的模型提出了收入分配不均对经济增长有利的作用。

Zweimuller (2000, 2005) 提供了一个与本文类似的研究视角,但是他的结论也是单一的,即:收入不均对经济增长有负面影响。

Shaked and Sutton (1982, 1983) 在研究产业组织时首先提出了这种垂直性的差异化竞争模型。

本文所指的创新包括全新优质产品的发明与现有产品的质量提高。

生偏差。

中国现处的经济发展阶段,正在从“让一部分人先富起来”向共同富裕转变。然而我们对共同富裕的关注,往往出自社会主义社会对于社会公正的诉求,似乎为了缩小贫富差别,就必须牺牲经济增长。这是鱼和熊掌不可兼得的选择。本文的主要结论,给我们考虑贫富差别和经济增长的关系提供了一个新的视角。其实在某些特定条件下,效率和公平是一对可以两全的目标。所以对于共同富裕的追求,还可以理解为经济增长的内在要求。我们政策的制定,就需要考量它对于经济增长和共同富裕的两方面的影响,力争做到既有利于经济增长,又有利于共同富裕。

就城乡差别来讲,为了缩小农村人和城市人的生活水平的差别,我们很显然有两类政策可以运用。一是直接的转移支付,增加对农村的投入,给农民补贴,来提高农村人的收入,缩小城乡差距。这类政策的例子很多,比如前段时间有部分地区试行对家电下乡进行财政补贴。这是很典型的从需求方面改善城乡差距的政策。但是,从本文模型和结论来看,下乡的家电都是城市里面卖不出去的“低质”商品,补贴农民增加他们的购买力,只能降低厂商对于高质量商品的研发冲动,降低创新和经济增长。所以这样的政策,或许有改善城乡差别的功效,但是以牺牲经济增长为代价的。另一类政策是扩大城市化,减少农村人口。这类政策不仅可以直接减少城乡差距,在本文的模型里面,它还能扩大厂商的高质量商品的市场份额,因为高质量商品的消费者是城市人口。因为需求的增加,厂商加大研发力度,提高产品质量,促进经济增长和效益的提高。这样,减少城乡差距是经济增长的内在需要。推进城市化以减少农村人口比单纯增加农民收入更有利于经济的发展。

我们的实证研究也支持了我们的理论预测。我们用国别面板数据,选取收入的分段数据和农村人口比例作为理论模型里面的收入分配两个变量的指标。处于各个发展阶段的不同国家构成的国别数据,将会展示一个普遍的理论趋势,而我国的发展正处其中某个阶段,其轨道可能从他国得到验证。比如发达国家农村人口占比很低给了我们一个预测:城市化是符合经济发展的总趋势的。因此,国别数据的选用正是为了更好地揭示我们国家的未来趋势。

为了讨论方便,我们的理论模型运用熊彼特的创新是经济增长动力的思想,实证时将GDP增长率视作创新率的指标。一方面是因为创新率和经济增长率本来就是高度相关的。内生增长理论认为,经济的长期增长率取决于技术创新。另外一方面也部分地反映了现实。在现实里面,人们可能总以为经济增长就是数量的增长,似乎和我们的创新率并不相符,其实不然。比如,我们的汽车销量增长带动GDP增长,貌似数量的增长,但是如果考虑它就是一个出行工具,在没有汽车以前,我们出门坐马车轿子,现在被汽车替代,我们所有的还是一个单位的出行工具,但是它的质量得到了提高。所以,汽车的销量增长可以看作出行工具的质量增长。因此我们选取GDP的增长率也不是和模型完全没有联系的。

本文结构如下,首先第二部分通过一个简单例子说明我们的问题,第三部分是理论模型,第四部分提供一些简单的实证支持,最后是总结。

二、一个例子

为了进一步说明我们的思路,在具体展开模型之前,我们先考察一个简单的例子。假设我们有一个社会,一半人口生活在农村,是低收入阶层;一半人口生活在城市,是高收入阶层。这个城乡差异是历史给定的,作为外生的环境存在。我们假设低收入者的收入是1,高收入者的收入是4。那么我们这个社会的劳伦斯曲线如图1,其基尼系数是0.3。

基尼系数的计算即是劳伦斯曲线的上部的三角形除以整个三角形的面积(此处为0.5)。所以等于 $[0.5 - 0.5 \times 0.2 \times 0.5 - 0.5 \times 0.2 - 0.5 \times (1 - 0.2) \times 0.5] / 0.5 = 0.3$ 。

现在假设我们为了减少城乡差别,有两个政策可供选择,它们都能将基尼系数下降到 0.1:其一是保持双方的人口比例不变,直接对城市人征税,通过转移支付给农村人,使得农村人的收入达到 2,而城市人的收入为 3;其二是保持农村人的收入不变,但是推进城市化,使得城市人口比例达到 0.922。这样,城市人的人均收入会下降到 2.63。这两类政策在降低基尼系数上的效用一样。也就是说,都是旨在实现收入分配平均化的政策,在极限情况下都能够彻底消除城乡差别。我们的问题是:这样的政策在实现“共同富裕”的同时,它们对经济发展的长远影响如何呢?

在我们下面的模型里面,我们通过探讨不同的收入分配结构(即使它们的基尼系数是一样的)对厂商的垄断利润的影响,来讨论它们对创新的影响。我们看到,上述两个政策,对需求的影响是不同的。如果农村的人口不是很多,或者农村人的收入相对来讲比较低(具体的条件见下面式(6)),那么厂商愿意通过高定价,将高质量商品仅仅卖给城市人,而农村人只能买得起低质量商品。这就是下面讲的分离型均衡。在这个均衡中,政策一改善了农村居民的收入而降低了城市居民的收入,同时并没有扩大城市人口。高质量厂商能够从高质量商品里面获得的利润下降,所以它不太愿意加大创新的投入来发明更高质量的产品以获得垄断利润。厂商从事创新的冲动下降,对经济增长不利。政策二虽然也降低了城市人的收入,但是扩大了城市人口,也就是说对于生产高质量商品的厂商来讲,市场份额大了。按照下面模型的结论,总的来讲,对高质量产品的垄断利润的影响是好的。所以,厂商从事创新的冲动加强,对经济增长有利。

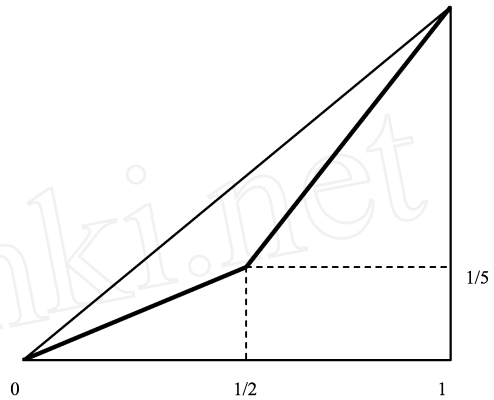


图 1 一个例子:基尼系数 0.3

从动态过程看,在经济获得增长之后,人们可以设计相应的配套政策,使得城市和农村居民的收入都得以提高。也就是说,城市居民的收入水平可从发展和动态角度看,不会因为城市化的推进而下降。城市人口扩张带来的公共物品不足可以通过经济增长带来的额外收入弥补。这样就可以在不断提高城市人口比重的情况下取得经济增长。当然,城市化改革从短期看,可能会损害现有城市居民的自身利益(尽管长期由于经济发展所有人的福利都可能增长),从而现有城市居民可能会反对一些具体的城市化的改革措施。这就需要立法机构或上级部门制定法规或政策,运用政府的权威来强力推行。本文重点研究两种政策原则对经济发展的不同影响,不对这些相应政策的设计进行具体讨论。

三、模型

本文的一般均衡模型涉及两类参与者:消费者和厂商。消费者生活在两个地区:城市和农村。厂商生产两类商品:普通商品和优质商品。为了生产优质商品,厂商必须进行创新研究活动。

(一)基本假设

假设总人口固定不变并标准化为 1。根据户口制度,农村人口的比例为 $(0 < < 1)$,城市人口

尽管如何进行城市化改革的具体政策不在本文讨论范围之内,我们在实际生活中还是可以找到很多相应的例子,比如征地造成的农转非,这说明这里讨论的政策原则并非天方夜谭。由于城市化给城市原有居民带来的短期的福利降低,可以理解他们的抵触情绪。比如给予农民工以同城待遇,就是一个没有实现的推动农民进城的政策。或许这就是顾及城市人利益的结果。这也正是需要政府运用强制力的时候,一如征税的强制力。毕竟我们的政府不仅仅代表城市人的利益,因此,推进短期来看不利于城市人利益的某些政策并非完全没有可能。

的比例为 $1 - d$ 。每个人都工作,提供同质的一个单位的劳动力,而劳动力是生产消费品所需要的唯一生产要素。劳动力市场是完全竞争的,因此每个人的劳动所得(即工资 w)都是一样的。除了劳动所得,个人 i 还可以获得社会福利 A_i ,其中 d 是固定的利息率, A_i 是个人 i 所分享到的社会财富,而 $i = p, r$ 分别代表农村人和城市人。因此个人 i 的全部收入是 $y_i = w + A_i$ 。由于我国偏向于城市的分配政策导致城市人比农村人享有更多的社会财富($A_r > A_p$),城乡之间的收入差距也由此形成($y_r > y_p$),因此城市人等同于高收入者,而农村人等同于低收入者。这是我们模型的外生环境。

我们假设 $A_p = dV$,其中 $d(0 < d < 1)$ 衡量农村人均财富相对于全社会平均水平的比例,这是一个给定的外生变量, V 是全社会人均社会财富,而且 $V = A_p + (1 - d)A_r$ 。我们可以推导出 $A_r = \frac{1-d}{1-d}V$ 。由于 $\partial A_r / \partial d > 0$,给定 d 和 V 不变,城市人口越多,其人均财富就越少。社会财富 V 的积累来自于垄断企业支付研究成本和个人社会福利后的剩余利润。

消费商品分为普通商品和优质商品两类。其中普通商品的质量被标准化为 1,数量记为 x 。我们假设,普通商品在完全竞争市场上交易,所以价格 P_x 等于其边际成本。普通商品的边际成本为 wb ,其中 w 是工资, b 是生产一单位普通商品所需要的劳动力投入。这个边际成本也可以标准化为 1,于是有 $P_x = wb = 1$ 。

优质商品可以进一步分为高档与低档两类。如以 q_j 表示质量水平,则 $j = 0, -1$ 分别代表高档与低档优质商品。高档优质商品的质量是低档优质商品质量的 $k(k > 1)$ 倍: $q_0 = kq_{-1}$ 。但是它们的边际成本是一样的,都是 wa ,其中 $a \in (0, 1)$ 是生产一个单位优质商品所需要的劳动力投入。

每一种优质商品都是通过研究活动发明出来的。一旦发明成功,厂商就能够制造出比现有高档优质商品好 k 倍的新的低档优质商品(记为 q_0),它可以有专利保护而得以按照垄断价格 P_0 出售,而原先的高档优质商品退而成为低档优质商品(记为 q_{-1}),其原有的垄断性生产专利失效。由于任何人都可以生产低档优质商品,所以 q_{-1} 的市场是完全竞争的,其价格 P_{-1} 等于边际成本 wa 。我们假设发明的成功与否具有随机性,因此,对于高档优质商品的生产垄断的持续时间是不确定的。厂商如果想永远保持这个垄断地位,就必须每次购买最新发明出来的低档优质商品的专利权。

(二) 消费者的决策

我们不考虑储蓄,所有收入都用于消费。为了考虑收入对优质商品的价格的影响,我们假设,无论贫富,每个消费者都只消费一单位优质商品。在本文的模型中,消费品的数量和质量分别由普通商品和优质商品来代表。优质商品代表的是消费者对消费品的质量的关注,所以在考虑对质量档次的选择时,我们不必同时考虑数量。消费者对数量的偏好是由对普通商品的消费来体现的,所以对于普通商品的消费,没有专门针对数量(x_i)的限制。当然消费者决策必须满足预算约束: $y_i = 1 \cdot x_i + P_j \cdot 1, j = 0, -1$ 。

消费者的效用函数是:

$$u_i(x_i, q_j) = \ln x_i + \ln q_j \quad i = p, r, j = 0, -1 \quad (1)$$

也可以记为: $u_i = \ln(y_i - P_j) + \ln q_j$ 。我们假设,当两种商品带给消费者的总效用一样时,消费者选择质量较好的商品。这种假设只是为了简化分析,对结果没有影响。

d 其实是代表社会福利的政府在社会福利函数里面给予农村居民的权重,所以,是一个相对模型经济体的外生变量。可以假设原先的低档优质商品现在属于普通商品,从而使贫困人口也能享受技术进步带来的好处。

(三) 厂商的垄断价格决策

由于厂商无法辨别消费者的贫富状况,所以只能制定单一价格。我们只考虑价格不随时间变化的稳定状态(steady state)。前面的分析表明 $P_{-1} = wa$ 。现在我们考虑垄断厂商对 q_0 的定价。因为 q_{-1} 的潜在竞争, q_0 的价格不能定得太高。最高价格 p_0 必须满足:

$$\ln(y_i - p_0) + \ln q_0 = \ln(y_i - wa) + \ln q_{-1} \quad (2)$$

等式左边是消费者 i 消费 q_0 所产生的效用,右边则是他消费 q_{-1} 的效用。只有当消费 q_0 所产生的效用至少等于消费 q_{-1} 的效用时,他才会选择购买 q_0 。代入 $q_0 = kq_{-1}$ 并且重新调整等式,我们可以求得垄断厂商能够制定的最高价格:

$$p_0 = \left(1 - \frac{1}{k}\right) y_i + \frac{wa}{k} \quad (3)$$

可见,高档优质商品的价格取决于厂商确定的目标客户的收入。理论上,垄断厂商可以有两个定价策略:混合定价(Pooling)和分离定价(Separating)。混合定价是指把价格定得很低,以至于低收入者也能够消费。分离定价意味着定价很高,从而只有高收入者才会购买。具体选择哪个定价方法,取决于哪个带来的利润大。如果采取混合定价,厂商所获得的垄断利润是:

$$p^{pool} = \left(1 - \frac{1}{k}\right) (y_p - wa) \quad (4)$$

其中 p^{pool} 是选择不同定价策略带来的垄断利润。采取分离定价带来的利润是:

$$p^{sep} = (1 - \beta) \left(1 - \frac{1}{k}\right) (y_r - wa) \quad (5)$$

结合中国实际,我们假设分离定价更优,亦即假定 $p^{pool} < p^{sep}$,这就要求满足下面的条件:

$$y_r - y_p > \beta (y_r - wa) \quad (6)$$

这个条件比较复杂,一下子不是很容易看出它的内涵。不过,当 β 充分小时,(6)式总是成立。另外,(6)式成立的一个必要条件是 $d(1 + \beta) > 1$,也就是说:分离定价要求这个社会的低收入者(农村人)的人口比例不能太大,它们的相对收入不能太高。总的来说,它们对于高质量商品的生产者来讲,不是很重要。因此,该生产者会把销售目标盯在高收入者(城市人)身上。图 2 显示 30 年的改革历程中 $d(1 + \beta)$ 这一数值的变化轨迹。除了改革初期(1978—1985 年间)这个数值有短暂上升,代表了农民在消费者中间的重要性略有增加以外,随后,这一数值一直呈现下降态势,特别是进入 21 世纪以后,它明显低于 1 代表着上述必要条件的具备。所以,对我们现在来讲,考虑分离均衡更加有实际意义。当然,在不能满足上面(6)式所述的条件时,厂商会采取混合定价策略。在这个情况下,高质量商品会卖给所有人。因此,本文开始提出的问题就不太合适了。因为单纯的调整城市人口比例,不会改变高质量商品的市场份额,对经济增长没有影响。当然,提高农村人的收入,必定会增加厂商的创新动力,对经济增长有利。这个情况或许比较适用于我国过去二十多年的情况。那时,我们的农村人口比例高,而城乡的收入差距也没有现在大。有关混合均衡的情况(Pooling equilibrium),见 Shen (forthcoming)。

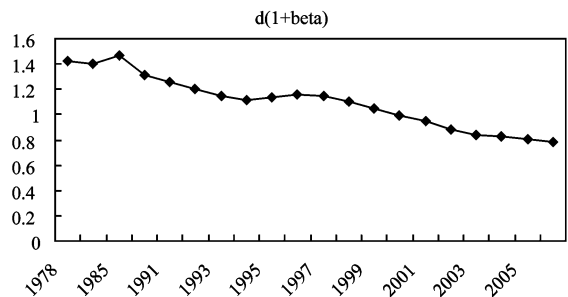


图 2 近三十年来中国的值

数据来源:《中国统计年鉴 2007》。

在(6)式代入城市人和农村人的各自收入,我们得到: $1 - d(1 + \beta) > w(1 - a)/V$,所以,一个成立的充分条件是 0 。一个必要条件是 $1 - d(1 + \beta) > 0$ 。

(四) 创新

优质商品需要通过研究活动创造出来。如果创新成功,新的优质商品的质量就可以提高到原先高档优质商品质量的 k 倍。沿用 Aghion 和 Howitt (1992) 的假设,我们将创新看作是一个服从泊松分布的随机过程,其参数是 ϕ 。这是创新的成功率,我们假设它只取决于当前的研究投入 n ,其中 n 为每个研究人员在创新方面的生产率, n 为研究人员数量。为简化分析,假设这一研究投入可以确保 ϕ 的成功率,即 $\phi = n$ 。研究的成本流是 wn ,而它的收益流是 ϕB ,其中 B 是当创新成功后能带来的所有未来的利润的现值:

$$B = \sum_{t=1}^{\infty} \left[\frac{1}{(1+r)^t} \Pr(0|t) \right] = \sum_{t=1}^{\infty} \left[\frac{(1-\phi)^{t-1}}{(1+r)^t} \right] \Rightarrow B = \frac{\phi}{r+\phi} \quad (7)$$

其中 t 表示时间, $\Pr(0|t)$ 表示在 t 之前没有创新的概率, $\phi = n$ 是预期的未来的创新成功率, n^e 是未来的在研究部门工作的工人数量。

现在我们可以对平均社会财富 v 的来源做出说明。厂商在扣除支付给个人的社会福利和研究成本后的剩余垄断利润,就构成社会财富。即:

$$\dot{V} = \phi B - wn - rV \quad (8)$$

其中 \dot{V} 代表财富增量。由于厂商将剩余垄断利润全部返还给消费者,我们可以将其看作全民拥有的企业,于是 v 就是人均拥有的产权。一种更符合我国现实的做法是将垄断厂商看成国有独资企业, v 是国有资产,用于为财政开支提供融资,那么 v 就是每年能够保证的人均公共开支。由于我国目前仍在执行户口制度,城市人口享受的公共福利多,而农村人口享受的少,因此 v 在国民间的分配不平均。 d 就是用来衡量这种分配不均的。这种由制度造成的贫富差距,是本文模型之外给定的,所以是外生变量。

四、均衡

(一) 均衡条件

我们要研究下列两个变量的均衡水平:创新的成功率 ϕ 和社会财富 v 。 ϕ 的大小,代表了消费质量提高的快慢。在本文的模型里,每个人只能消费一个单位优质商品,所以经济增长不是由消费数量的增加来体现,而是由质量水平的提高来体现。因此 ϕ 其实就是一般意义上的经济增长率。社会财富 v 是模型的状态变量。在达到稳定状态时状态变量不再变动,由此我们可以从等式(8)得到:

$$\phi B = wn + rV \quad (9)$$

从劳动力市场的出清条件也可以得到这个均衡条件。在均衡状态下,劳动力的总供给应该等于总需求。根据本模型的假设,劳动力总供给为 1。劳动力需求来自于三个方面:其一,创新活动需要 n 单位的劳动力;其二,生产优质商品需要 a 单位劳动力;其三,生产普通商品的劳动力需求等于 $b[x_p + x_r(1 - \alpha)]$,其中 x_p 和 x_r 分别代表贫困人口与富裕人口对普通商品的需求。于是劳动力市场的出清条件是:

$$1 = n + a + b[x_p + x_r(1 - \alpha)] \quad (10)$$

代入 $x_r = y_r - P_0$ 和 $x_p = y_p - wa$,我们会发现,它等同于等式(9)。

我们假设研究部门可以自由进入(free entry),因此其均衡条件是研究部门的成本等于收益,即 $wn = \phi B = nB$ 。我们还假设研究人员具有完美预见性(perfect foresight),因此 $\phi = \phi^e$ (亦即 $n = n^e$)。这样,我们有了另外一个均衡条件:

由于总人口被标准化为 1,人均产权等于产权总额。

$$\frac{w}{\phi} = \frac{1}{\phi} \quad (11)$$

这个等式左边是每个成功率百分点对应的成本,等式右边是成功后能带来的利润的现值。研究的成本随着研究人员效率()的提高而降低,所以,它对创新率 ϕ 的作用是正确的。创新成本的降低,有利于促进更多的劳动力进入研究部门,从而提高创新率。利息率对经济增长的作用有两个方面:首先,利息率是一个折现率,它越高,那么未来利润的现值就越低,从而抑制创新动机。另一方面,利息率的提高,意味着社会财富能够提供的福利增加。这样消费者的收入增加,垄断者可以定价更高,由此带来利润的增加会促进创新。

(二)均衡条件下收入分配对创新的影响

利用等式(5)、(9)和(11),我们可以得到均衡解:

$$V^* = \frac{w}{\phi^*} \quad (12)$$

$$\phi^* = \left[1 - \frac{1}{k} \right] \left[(1 - \alpha)(1 - \beta) + (1 - d) \right] \quad (13)$$

命题一:在满足条件(6)的情况下,高级优质产品的定价为分离型,也就是说,城市人购买高级优质产品,而农村人购买低级优质产品。在这个分离性均衡里,低收入者的相对收入(d)和低收入者的人口比例对创新率的影响都是负的。

证明:由上述(13)求 d 和 β 对 ϕ^* 的偏导即可。

结论一表明,收入分配对创新的影响是复杂的,致力于改善分配不均和缩小贫富差距的措施对经济增长的影响会互相抵触。按照 Shen (2004, forthcoming) 的计算,反映本模型中贫富差距的基尼系数等于 $(1 - d)$ 。提高农村人口的相对收入(d)或降低农村人口的比例(β),这两种措施都能起到降低基尼系数、缩小贫富差距的效果,但是两者对经济增长的影响截然相反。给定农村人口的比例不变,提高农村人口的相对收入(d),收入分配变得平均。这是我们在前面第二部分的例子里面谈到的第一类政策。但是由于 $A_r = \frac{1-d}{1-\beta} V$ 随着 d 的上升而下降,城市人口的收入就会减少。但是城市的人口并没有改变。这使垄断价格下降,由专利带来的垄断利润变薄,从而抑制厂商的创新动力,造成 ϕ^* 下降。此外,由于农村人口在优质商品上的支出是固定的, d 的上升只能使他们增加对普通商品的消费。这将使整个社会的劳动力配置向普通商品倾斜,研究部门的劳动力投入减少,从而导致 ϕ^* 下降。因此,提高农村人口收入对经济增长有负面影响。与此相反,推进城市化的政策可以通过减少农村人口的比例(β)来缩小贫富差距,那么尽管城市人口的收入也会减少(因为 $dA_r/d > 0$),但是由于他们的数量在增加,优质商品的市场也扩大了。因为总的城市人的社会财富 $(1 - d)$ 是随着 β 减少而增加的,从等式(5)可以知道,上述两者的净影响是提高了垄断利润,这有助于提高创新率(ϕ^*),从而对经济增长有正面影响。这个结论意味着,同样有利于减少城乡差异的政策有可能对经济增长有不同的影响。推进城市化,减少农村人口,比单纯的增长农民收入,更加有利于创新和经济增长。城市化的推进,即 $\beta = 0$ 。在极限情况下,即在趋向百分百的城市化时,农村的贫困度不再对厂商的创新冲动构成影响,但是我们的结论仍然成立。也就是说,与其增加农村人口的收入,不如使农村人进城,让他们享受和城市人一样的生活水平,这样对经济增长更有正的作用。

在等式 5 内代入 $y^r = w + \frac{1-d}{1-\beta} V$, 我们有 $\pi^* = \left[1 - \frac{1}{k} \right] \left[(1 - d) V + w - wa \right]$ 。所以,对垄断利润的净影响是负的。也就是说,减少农村人口,将会提高垄断利润。这个和模型的其他假设无关。

五、实证

表 1 各国(地区)的收入分配

Part 1: 67 included countries/regions

Country/Reg.	Year	Gmi	Quntile 1	Quntile 2	Quntile 3	Quntile 4
Algeria	1988	38.73	0.0680	0.1777	0.3271	0.5345
Australia	1990	41.72	0.0460	0.1430	0.2980	0.5360
Bahamas	1989	44.54	0.0303	0.1207	0.2766	0.5232
Banglades	1989	28.85	0.0950	0.2280	0.3980	0.6140
Belgium	1988	26.63	0.0848	0.2270	0.4137	0.6492
Bolivia	1990	42.04	0.0562	0.1528	0.2981	0.5177
Brazil	1989	59.60	0.0248	0.0740	0.1655	0.3482
Canada	1990	27.56	0.0754	0.2111	0.4657	0.6615
Chile	1989	57.88	0.0370	0.1050	0.2080	0.3700
China	1990	34.60	0.0701	0.1890	0.3504	0.5902
Colombia	1991	51.32	0.0360	0.1239	0.2528	0.4565
Costa Rica	1989	46.07	0.0400	0.1310	0.2740	0.4930
Cote d'Ivoire	1988	36.89	0.0678	0.1796	0.3374	0.5592
Denmark	1992	33.20	0.0548	0.1754	0.3670	0.6217
Dom. Rep.	1989	50.46	0.0420	0.1210	0.2460	0.4430
Egypt	1991	32.00	0.0871	0.2120	0.3747	0.5891
Finland	1991	26.11	0.0778	0.2241	0.4212	0.6620
Ghana	1989	36.74	0.0697	0.1831	0.3407	0.5586
Greece	1988	35.19	0.0619	0.1778	0.3482	0.5882
Guatemala	1989	59.06	0.0210	0.0790	0.1840	0.3700
Guinea Bissau	1991	56.12	0.0206	0.0853	0.2055	0.4114
Guyana	1993	40.22	0.0627	0.1695	0.3193	0.5309
Honduras	1992	52.63	0.0384	0.1181	0.2413	0.4367
Hong Kong	1991	45.00	0.0489	0.1507	0.2944	0.5063
Hungary	1989	23.34	0.1087	0.2562	0.4360	0.6557
India	1990	29.69	0.0910	0.2220	0.3910	0.6090
Indonesia	1990	33.09	0.0920	0.2131	0.3747	0.5805
Ireland	1987	34.60	0.0493	0.1464	0.3048	0.5540
Italy	1989	32.74	0.0835	0.2152	0.3884	0.6190
Jamaica	1990	41.79	0.0598	0.1586	0.3031	0.5163
Jordan	1991	40.66	0.0647	0.1676	0.3137	0.5231
Kenya	1992	54.39	0.0339	0.1011	0.2084	0.3816
Korea, R.	1988	33.64	0.0739	0.1968	0.3595	0.5776
Lesotho	1987	56.02	0.0287	0.0927	0.2052	0.4001
Madagascar	1993	43.44	0.0585	0.1565	0.2978	0.5016
Malaysia	1989	48.35	0.0458	0.1291	0.2590	0.4627
Mauritius	1991	36.69	0.0670	0.1830	0.3400	0.5660
Mexico	1989	54.98	0.0320	0.1020	0.2170	0.4070
Morocco	1991	39.20	0.0657	0.1702	0.3199	0.5370
Netherlands	1991	29.38	0.0692	0.2107	0.3997	0.6364
New Zealand	1990	40.21	0.0458	0.1510	0.3141	0.5527
Nicaragua	1993	50.32	0.0420	0.1220	0.2480	0.4490
Niger	1992	36.10	0.0748	0.1930	0.3477	0.5588

我国近几年的发展也印证了这个预测:贫富不均对经济发展的好坏不能笼统而言。低收入者数量的增长对经济发展有负作用,而高收入者变得更富则对我们的经济发展有正面的作用。目前我国的大部分高新消费品都是采取了分离定价策略,目标消费者定位为城市居民。于是,城乡收入差距的扩大和高新商品的热销并行不悖。根据《中国统计年鉴 2007》的数据,农民收入相对于全社会平均收入的比例,从 1980 年的 0.78 降到 2006 年的 0.50。但是与此同时,我国城市人口比例从 1980 年的 19.39% 增加到 2006 年的 43.9%。d 的减少和 1- 的增加,从两方面支持着需求的提高。因此,尽管贫富差距日益扩大,基尼系数不断升高,国民经济却仍然高速增长。这种现象无法用 Benabou (1996) 的不完美资本市场理论来解释,但是如果用本文的需求效应来分析,就可以得到解释。

下面我们将提供一个更加系统的实证研究结果,来验证我们的理论预测。首先从世界银行的世界发展指标(the world development index, World Bank)找到各国的农村人口,把它作为我们模型里面的数据。最好的反映相对贫困度的指标当然是农村人均收入和社会平均收入的比例了,它是我们模型里面 d 的定义。但是我们不能直接找到这样的数据。所以,我们根据 Deininger et al. (1996) 提供的分段数据(the quintile data),这个数据库是最近十年来涉及收入分配的实证研究用的最多的,比如 Forbs (2000)。这个分段数据告诉我们,q1 是最低收入的 20% 的人口的收入占整个社会收入的比例,q2 是最低收入的 40% 的人口的收入占整个社会收入的比例,依此类推。我们最后从联合国的数据库里面取得各国的 GDP 的数据,据此算出各国的增长率。

我们需要的收入分配的分段数据比较缺乏。为了得到尽可

续表 1

Country/Reg.	Year	Gni	Quintile 1	Quintile 2	Quintile 3	Quintile 4
Nigeria	1992	41.15	0.0660	0.1687	0.3126	0.5171
Norway	1991	33.31	0.0540	0.1657	0.3358	0.5845
Pakistan	1991	31.15	0.0840	0.2127	0.3814	0.6030
Panama	1989	56.47	0.0200	0.0830	0.1990	0.4020
Philippines	1988	45.73	0.0520	0.1430	0.2760	0.4750
Poland	1990	26.24	0.0952	0.2354	0.4147	0.6428
Portugal	1990	36.76	0.0570	0.1690	0.3380	0.5760
Puerto Rico	1989	50.86	0.0290	0.1000	0.2340	0.4680
Senegal	1991	54.12	0.0350	0.1048	0.2207	0.4138
Singapore	1988	41.00	0.0652	0.1727	0.3063	0.5341
South Africa	1993	62.30	0.0202	0.0687	0.1635	0.3513
Spain	1989	25.91	0.0839	0.2271	0.4139	0.6472
Sri Lanka	1990	30.10	0.0892	0.2205	0.3894	0.6066
Sweden	1990	32.52	0.0740	0.2010	0.3680	0.6180
Tanzania	1993	38.10	0.0685	0.1775	0.3303	0.5456
Thailand	1990	48.80	0.0400	0.1230	0.2480	0.4480
Tunisia	1990	40.24	0.0586	0.1627	0.3154	0.5367
Turkey	1987	44.09	0.0524	0.1485	0.2891	0.5006
Uganda	1989	33.00	0.0852	0.2061	0.3658	0.5807
UK	1990	32.30	0.0778	0.2037	0.3626	0.5901
USA	1990	37.80	0.0460	0.1540	0.3200	0.5580
Venezuela	1990	53.84	0.0361	0.1067	0.2232	0.4159
Zambia	1991	43.51	0.0557	0.1515	0.2931	0.5029
Zimbabwe	1990	56.83	0.0398	0.1027	0.2028	0.3766

Part 2 : 13 excluded countries/regions

Country/Reg.	Year	Gni	Quintile 1	Quintile 2	Quintile 3	Quintile 4
Armenia	1989	39.39	0.0170	0.1350	0.3250	0.5940
Bulgaria	1990	24.53	0.1054	0.2578	0.4283	0.6543
Czechoslovakia	1991	24.60	0.1086	0.2484	0.4230	0.6450
Kazakhstan	1993	32.67	0.0749	0.1981	0.3672	0.5961
Kyrgyz Rep.	1993	35.32	0.0670	0.1820	0.3462	0.5774
Laos	1992	30.40	0.0955	0.2247	0.3873	0.5976
Latvia	1993	26.98	0.0960	0.2320	0.4068	0.6327
Lithuania	1993	33.64	0.0809	0.2043	0.3665	0.5792
Romania	1989	23.38	0.0998	0.2488	0.4360	0.6677
Slovak Rep.	1992	19.49	0.1186	0.2770	0.4645	0.6865
Slovenia	1992	25.95	0.1012	0.2414	0.4169	0.6387
Ukraine	1992	25.71	0.0954	0.2366	0.4170	0.6462
Vietnam	1992	35.71	0.0780	0.1920	0.3460	0.5700

Data : from Deininger et al. (1996).

能多的数据,我们选择上世纪 90 年代初。其次,由于分配的数据是相对来讲比较稳定的,所以我们不拘泥于某个年份。如果有 1990 年的数据最好,没有的话,我们选最靠近 1990 年的三年内的数据,这样我们共找到 80 国(或地区),它们有上世纪 90 年代初的收入分配的分段数据。这其中,我们又删除了 13 个刚刚成立的国家的的数据,以防这样的数据由于社会变动导致的不精确,妨碍了我们的结果。表 1 显示了这 80 国(或地区)的收入分配的数据,其中第一部分是我们需要的 67 国(或地区),第二部分列出了我们将予以舍弃的 13 国的数据。表 2 给出了 67 国(或地区)的城市人口比例的统计数据。基本的 OLS 的回归结论则列在了表 3 里面。

我们首先选 Q1 作为我们模型里面的相对贫困变量的指标来回归,所以,它是 20% 最低收入人群的相对贫困度。在表 3 的第一列,我们回归的独立变量就是期初的 GDP 和农村人口比例,以及作为相对贫困变量 d 的代表的 Q1。结果显示,在控制了收入分配的变量之后,GDP 的增长的确显示出明显的收敛性,但是,统计不显著。这个基本符合发展经济学里面的条件收敛的一般结论。其次,我们也看到,农村人口比例对经济增长的作用是负的。这个说明,由于低收入者的数量增长导致的贫富分化的确不利于经济增长。这个和我们的理论预测相符。但是,我们的相对贫困指标的系数是正的,这个显示低收入者的收入相对高收入者递减导致的两极分化,也对经济增长不利。这个和我们的理论预测不符。为此我们猜测:我们的理论模型只是解释了收入分配不均对经济增长的众多作用渠道之一,而不是事情的全部。所以,为了控制收入分配不均对经济增长的其他可能作用,我们引入了基尼系数。在表 3 的第二列,我们显示了引入基尼系数之后的回归结果,它和第一列只有两点不同:第一,条件收敛的回归结果显示为统计显性。可见收入分配对经济增长的重要性。只有控制住它,条件收敛的结果才让人信服。第二,代表相对贫困度的 Q1 的系数由正转变为负。这是相当有趣的结论。因为它显示了我们理论预测的结果:由于低收入者收入增加所导致的两极分化的减少是不利

表 2 描述性统计指标

	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation
GDP90	67	144.00	28059.00	6164.4030	8265.5902
GROWTH(%)	67	-6.147425	9.549096	3.36722835	2.69669196
GINI90	67	23.34	62.30	41.1630	10.0198
Q1(%)	67	2.00	10.87	5.8021	2.1638
(%)	67	0.000000	89.088800	45.80618806	23.31617248

注:GDP90 是 1990 年的 GDP,来自联合国统计网页。

GROWTH 是 1990 年到 2004 年的 GDP 的年平均增长率。

GINI90 是九十年代的基尼系数,来自 Deininger et al. (1996)。

Q1 是九十年代的第一个分段收入数据,即最穷的 20% 的人的收入总和占整个社会的收入的比例。来自 Deininger et al. (1996)。

(%) 是 1990 年的农村人口比例。来自世界银行的世界发展指标。

表 3 回归结果

	$d = q1$	$d = q1$	$d = q2$	$d = q1/(1 - q4)$
(Constant)	4.163 (3.257)	24.538 (3.238)	36.479 (3.045)	15.931 (2.342)
GDP90	-4.40E-05 (-0.816)	-1.71E-04 (-2.463)	-1.63E-04 (-2.524)	-1.12E-04 (-1.798)
Gini90		-0.298 (-2.724)	-0.436 (-2.767)	-0.185 (-1.700)
	-0.0463 (-2.432)	-0.0553 (-2.998)	-0.0589 (-3.187)	-0.0530 (-2.813)
d	0.275 (1.812)	-0.916 (-1.988)	-0.715 (-2.239)	-0.136 (-0.909)
R^2	0.131	.224	0.236	0.185

注:Dependent Variable: GROWTH.

小括号内数据是 t 值。

收入者的收入相对高收入者递减导致的两极分化,也对经济增长不利。这个和我们的理论预测不符。为此我们猜测:我们的理论模型只是解释了收入分配不均对经济增长的众多作用渠道之一,而不是事情的全部。所以,为了控制收入分配不均对经济增长的其他可能作用,我们引入了基尼系数。在表 3 的第二列,我们显示了引入基尼系数之后的回归结果,它和第一列只有两点不同:第一,条件收敛的回归结果显示为统计显性。可见收入分配对经济增长的重要性。只有控制住它,条件收敛的结果才让人信服。第二,代表相对贫困度的 Q1 的系数由正转变为负。这是相当有趣的结论。因为它显示了我们理论预测的结果:由于低收入者收入增加所导致的两极分化的减少是不利

于经济增长的。但是,这个结论是在控制了两极分化对经济增长的其他作用后得到的。如果考虑收入分配不均对经济增长的总的作用,我们回归的结果显示基尼系数的回归系数是负的,也就是说,收入分配不均是不利于经济增长的。这个结论告诉我们,不要再谈空洞的效率和公平不可兼得了,我们现在的社会显示出,公平和效率在某种意义上是可以兼得的!

为了考察我们结论的有效性,我们用 Q2 取代 Q1 作为 d 的指标。这是最穷的 40% 的人群的相对贫困度。显然,这个指标比 Q1 来得弱。我们的回归结论在表 3 的第三列。我们的结果仍然成立。即使我们使用了 $d = q1/(1 - q4)$ 这样和我们的理论模型的定义相对差距较大的指标,即是最穷的 20% 的人群的收入和最富的 20% 的人群的收入之比,我们的结论还是基本成立。但是,这个回归的结果在 d 上没有显示统计显性。基尼系数和 GDP 初始值的统计显性也下降了。由于这个 $d = q1/(1 - q4)$ 是放大的相对贫困度,而它的结论弱于我们的正常的 Q1 和 Q2 的结论。我们认为,这说明了通过需求探讨的收入分配不均对经济增长的影响只是其全部影响的一个部分,也许存在着其他相反的作用力。所以,不能片面强调这个需求渠道的影响力。

六、结论

本文区分了衡量贫富差距的两个指标:农村人口的比例和农村人的相对贫困度。然后通过收入分配对需求的影响,分析了它们对创新和经济增长的不同作用。我们的结论是:由于低收入者的相对贫穷程度的改善而导致的贫富差距缩小对经济发展不利,而由于低收入者人口比例的减少而导致的贫富差距缩小对经济发展有利。这个结论也表明,仅仅关注基尼系数,不区分影响基尼系数的不同因素的动态变化,就不能对我们的政策实践提供明确的指导。

我们的结论在政策上面的体现,就是强调了一个能够同时达成城乡差距减少和促进经济增长的双赢的可能。减少农村人口,加快城市化,比单纯的给农民补贴,增加他们的收入,在同样有利于减少城乡差距的前提下,更加能促进经济增长,是解决三农问题的根本方式,兼顾效率和公平的两全。当然,推进城市化,短期来看会影响城市人的福利,这个和现在有利于城市人的收入分配政策看上去是矛盾的。但是,由于能够促进经济的长期增长,并且,基于创新的增长是可持续的,这就给我们的政策制定提供了帕累托改进的空间。当然限于篇幅,本文没有对具体的政策提供太多的讨论。

本文的结论建立在一个需求拉动的内生经济增长模型基础上。它有别于一般从供给角度分析的新古典经济增长模型。本文的模型更加类似于熊彼特的创新型经济增长模型,强调需求对经济增长的作用。如何联系这两类模型,从供给和需求两方面同时探讨收入分配对经济增长的影响,是未来的研究方向。

参考文献

- 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。
- 中国国家统计局,2007:《中国统计年鉴》,中国统计出版社。
- Aghion, Philippe and Howitt, Peter,1992,“A Model of Growth through Creative Destruction”, *Econometrica*, 60(2), pp. 323—351.
- Alesina, Alberto and Rodrik, Dani,1994,“Distributive Politics and Economic Growth”, *Quarterly Journal of Economics*, 109(2), pp. 465—490.
- Banerjee, Abhijit V. and Duflo, Esther,2003,“Inequality and Growth: What can the Data say?”, *Journal of Economic Growth*, 8(3), pp. 267—299.
- Benabou, Roland,1996,“Inequality and Growth”, in Ben S. Bernanke and Julio J. Rotemberg, eds., *NBER Macroeconomics Annual*. Cambridge, MA: MIT Press, pp. 11—74.
- Benabou, Roland,2002,“Tax and Education Policy in a Heterogeneous—agent Economy: What levels of Redistribution Maximize Growth and Efficiency?”, *Econometrica*, 70(2), pp. 481—517.
- Benhabib, J. and A. Rustichini, 1996, “Social Conflict and Growth”, *Journal of Economic Growth*, 1, pp. 129—146.

Benjamin, Dwayne, Loren Brandt and John Giles, 2004, "The Dynamics of Inequality and Growth in Rural China: Does Higher Inequality Impede Growth?" working paper, University of Toronto.

Berg, A. and Sachs, J., 1988, "The Debt Crisis: Structural Explanations of Country Performance.", *Journal of Development Economics*, 29, pp. 271—306.

Chen, Beer-Lon, 2003, "An Inverted-U Relationship between Inequality and Long-run Growth", *Economics Letters*, 78, pp. 205—212.

Clarke, George R., 1995, "More Evidence on Income Distribution and Growth.", *Journal of Development Economics*, 47(2), pp. 403—427.

Croix, De La, David and Matthias Doepke, 2004, "Inequality and Growth: Why Differential Fertility Matters", *American Economic Review*, 93(4), pp. 1091—1113.

Deininger, K and Squire L., 1996, "New Data Set Measuring Income Inequality", *World Bank Economic Review*, 10, pp. 565—591.

Fishman, A. and A. Simhon, 2002, "The division of Labor, Inequality and Growth", *Journal of Economic Growth*, 7, pp. 117—136.

Forbes, J. Kristin, 2000, "A Reassessment of the Relationship between Inequality and Growth", *American Economic Review*, 90(4), pp. 869—887.

Glor, Oded and Joseph Zeira, 1993, "Income Distribution and Macroeconomics", *Review of Economic Studies*, 60, pp. 35—52.

Li, Hongyi, and Heng-fu Zou, 1998, "Income Inequality is not Harmful for Growth: Theory and Evidence.", *Review of Development Economics*, 2(3), pp. 318—334.

Persson, Torsten and Tabellini, Guido, 1994, "Is Inequality Harmful for Growth?" *American Economic Review*, 84(3), pp. 149—187.

Shaked, Avner and Sutton, John, 1982, "Relaxing Price Competition through Product Differentiation", *Review of Economic Studies*, 49, pp. 3—13.

Shaked, Avner and Sutton, John, 1983, "Natural Oligopolies", *Econometrica*, 51, pp. 1469—1483.

Shen, Ling, 2004, "Education, Income Distribution and Innovation", *Discussion paper of Bonn Graduate School of Economics*, No. 11.

Shen, Ling, Forthcoming, "Urban-rural Disparity: the Demand Analysis", *Journal of Developing Areas*.

Wan, Guanghua, Ming Lu and Zhao Chen, 2006, "The Inequality-Growth Nexus in the Short and Long Runs: Empirical Evidence from China", *Journal of Comparative Economics*, 34(4), 654—667.

Wu, Ximing and Perloff, M. Jeffrey, 2004, "China's Income Distribution Over Time: Reasons for Rising Inequality", home page of the Jeffrey.

Yang, Dennis Tao and Zhou, Hao, 1999, "Rural-urban Disparity and Sectoral Labor Allocation in China", *Journal of Development Studies*, 35(3), pp. 105—133.

Yang, Dennis Tao, 1999, "Urban-biased Policies and Rising Income Inequality in China", *American Economic Review*, 89(2), pp. 306—310.

Zweimuller, Josef, 2000, "Schumpeterian Entrepreneurs Meet Engel's Law: The Impact of Inequality on Innovation-Driven Growth", *Journal of Economic Growth*, 5(2), pp. 185—206.

Zweimuller, Josef and Brunner, K. Johann, 2005, "Innovation and Growth with Rich and Poor Consumers", *Metroeconomica*, 56(2), pp. 233—262.

Income Inequality, Urbanization and Economic Growth: A Demand-side Analysis

Shen Ling and Tian Guoqiang

(School of Economics, Shanghai University of Finance and Economics)

Abstract: Urban-rural disparity is an important source of income inequality in China. This paper investigates the demand-side effect of income inequality on economic growth. Income inequality can be measured by the population share of the rural residents and their relative income. Economic growth is represented by quality improvement driven by innovations of monopolistic firms. Since rich consumers are more willing to pay high prices for the better quality than the poor, the firms' profit depends on the income disparity of consumers. At the separating equilibrium, goods of different quality levels are sold to different consumers. A higher relative income of the urban residents is good for innovations, but a larger population share of the rural residents is bad for innovations. Our empirical evidence supports our theoretical prediction.

Key Words: Inequality; Urban-rural Disparity; Urbanization; Economic Growth

JEL Classification: D31, D43, O12, O15

(责任编辑:成言)(校对:晓鸥)