

# 我国价格剪刀差的政治经济学分析： 理论模型与计量实证<sup>\*</sup>

林毅夫 余森杰

**内容提要：**在 Sah-Stiglitz“价格剪刀差的政治经济学”模型中，他们通过考虑政府目标函数的结构去研究工农价格剪刀差对经济的影响。本文首先通过引入国际贸易和农产品配额拓展他们的模型以使其更适用于我国，然后再利用 1949 年到 1992 年的省级面板数据对修正后的理论模型进行多种计量估算。我们的结构式参数估算表明：在我国政府的目标函数中，农民的权重小于工人。此外，农民福利的权重也小于资本积累的权重。这些结论都与中国的实际情况一致。在这层意义上，本文在一定程度上填补了对计划经济时期我国政府目标函数估算的研究空白。

**关键词：**贸易 政治经济学 价格剪刀差 政府目标函数

## 一、引言

“价格剪刀差”的概念由前苏联经济学家普列奥布拉任斯基(Preobrazhensky)于 1926 年提出，它指的是发展中国家(尤其是社会主义国家)的政府如何从农业部门的农民那里赚取利润来补贴城市工业部门的工人；同时，通过实施价格剪刀差，政府可以加快资本积累速度。尽管“价格剪刀差”这一概念由来已久，但在学术界上最早成功地把这一概念发展成严谨的理论模型的却是由萨和斯蒂格利茨(Sah-Stiglitz, 1984)(以下称为 S-S)来完成的。他们通过分析政府的社会福利函数描述了对农民不利的贸易条件形式。由于他们的模型简单且有很强的解释力，因而迅速成为随后的许多研究的模板。例如，Carter(1986)把 S-S 模型由封闭经济扩展到开放经济，Blomqvist(1986)则研究了社会主义国家对农产品征收间接税的情形。

本文的主要目的不在于研究“价格剪刀差”是否有利于资本积累，而在于借助该理论框架来估算我国的政府目标函数。一般认为，社会主义国家政府重积累而轻消费，重工人而轻农民。然而，这种观点仅仅是先验的：它并没有得到实证研究的支持或否认。因而，本文旨在弥补这一研究空白，即从政治经济学的角度来严格检验我国是否也存在这种现象。而如果有，则政府又是在多大程度、多大数量上重工人轻农民、重资本积累轻居民福利的。

为此，我们先拓展 S-S 理论框架使其更适合我国国情。事实上，为力求理论模型简洁，在研究最优的工农产品价格剪刀差时，S-S 运用了简化版的伯格森—萨缪尔森(Bergson-Samuelson)社会福利函数；在政府的理念中，工人和农民的福利对国家而言被假设是等价的。但这并不符合我国的实

<sup>\*</sup> 林毅夫，世界银行，电子信箱：justinlin@ccer.edu.cn；余森杰，北京大学国家发展研究院中国经济研究中心，邮政编码：100871，电子信箱：mjyu@ccer.edu.cn。作者感谢 Robert Feenstra, Joaquim Silvestre, Ane Bigsten, John Knight, Christer Ljungvall, 宫云丹、李稻葵、黎志刚、马捷、冼白堇、宋铮、王勇、汪伟、许斌、许定波和朱家祥所提的十分有益的建议，也要感谢参加斯德哥尔摩经济学院(SSE)2007 年 CERC-CCER 中国世界经济论坛、第三届中俄年度全球机构国际会议的与会人士，以及参与在哥德堡大学、北大中国经济研究中心、北大经济学院、中欧国际商学院(CEIBS)、复旦大学、厦门大学王亚南经济研究院(WISE)和韩国首尔国立大学学术研讨讲座的参与者。特别感谢三位匿名审稿人的建议性意见。最后还要感谢田巍、张敏和周祝源同学出色的研究助理工作。当然，文责自负。

际。因此,本文对S-S的模型从以下三方面进行修正和拓展:第一,依照Carter(1986),我们把模型从封闭经济体扩展到开放经济体。这主要是因为考虑到这样一个事实:虽然我国在1992年市场经济正式建立以前的外贸依存度偏低,但却从来不是完全封闭的自给自足的经济体。<sup>①</sup>第二,本文理论模型的创新之处在于考虑了农产品消费配额。在计划经济时代,我国对城镇居民实行农产品消费配额以重新调节供需关系。这样,我们的模型就能够区别于其他实行计划经济的国家而更符合我国的现实。第三,与S-S模型不同,我们并不人为限定政府目标函数中工人与农民的权重,而是通过数据来说话,利用数据本身并在理论模型的引导下来估算工人与农民的权重大小。

基于这一修正版的S-S理论模型,利用1949—1992年计划经济期间的省级面板数据,我们通过估算理论模型中的相关结构性参数(structure-form parameters)来研究我国政府目标函数中农业与工业的相对重要性及投资与消费的相对重要性。同时,也估计了工业部门的工资相对于农业价格的弹性,这主要因为没有现成的数据可供使用,而这些数据对估算和还原政府目标函数中居民福利和资本积累的相对权重又是必不可少的。为解决这个问题,我们利用不同的计量方法来估算该价格弹性。当然,估算过程中所存在的测量误差可能会给结构估计造成内生性问题。为此,本文使用合适的工具变量来解决这个问题。

为使我们的实证模型更加贴近现实,在估计中还加入了两个额外的控制变量——饥荒哑变量和重工业基地哑变量,以检验其是否能使理论模型具有更强的解释力。众所周知,我国在1959—1961年间经历了一场全国性的大饥荒。一般认为这种负面冲击会影响到政府目标函数中的各部门相应权重。同样,由于历史原因,我国在某些特定省份(如东北三省)建有大型重工业基地,政府在这些地区可能有不同的政治目标。因此,本文加入这两个变量来检验这些传统观点是否正确。

与本文相关的文献目前并不多。令人惊讶的是,尽管S-S模型做出了明确的经验预测,对价格剪刀差进行的实证研究却很少,而有关中国的更是凤毛麟角。据笔者所知,在国际一流的经济学术刊物中,有关价格剪刀差的实证研究较具代表性的首推Li和Tsui(1990)一文。与其他的理论研究不同,他们没有用前苏联作为研究对象,而是用中国作为社会主义国家的例子来检验普列奥布拉任斯基的第一命题,即价格剪刀差能够使一个国家通过农业补贴工业而赚取更多的工业剩余用于资本积累。他们发现农业相对价格与资本积累是正相关的,然后用效率工资假说来解释这个出乎意料的结果。Knight(1995,1999)通过分析国际贸易学中的各种提供曲线(offer curve)的变化得到了一些关于中国农村、城市划分的有趣结论。

本文的主要贡献在于通过理论模型进行结构式的实证研究,以成功还原并估算我国政府目标函数中的两个相对权重:居民福利和资本积累的相对权重及农民相对于工人的权重。计量结果表明:农民的权重比工人小,同时消费的权重远远小于资本积累。这些结论与中国的现实均一致。因此,本文的政治经济学分析能较好地解释我国在计划经济时期的一些政策措施。

当然,本文的研究也有一些局限性。这主要是没有我国在1978年以前的省级农业贸易数据。为充分地研究价格剪刀差对农业贸易的影响,应用面板数据做回归是必要的。因为简单的时间序列分析存在着样本太少无法估算的问题。<sup>②</sup>遗憾的是,我们得不到中国经济改革之前的农业贸易数据。退而求其次,只好借用国际贸易理论中的引力模型来估计各省农业贸易量大小。而在1978年以后,则可以方便地用省份贸易面板数据来估算。

<sup>①</sup> Naughton(2005)指出,1979年之前,中国的总贸易额与GDP的比例大约是10%。这个比例在1970—1971年达到最小值5%。

<sup>②</sup> 这里如仅运用时间序列分析,样本量将锐减到40个左右年度观察值,虽能勉强进行回归,但却无法进行深入的分期讨论。笔者感谢匿名审稿人提出的建议。

本文余下部分的结构如下：第二部分介绍价格剪刀差在中国的实际状况；第三部分描述基于 S-S 模型的理论模型；第四部分具体介绍实证检验所用的计量经济方法；第五部分是数据描述和实证结论说明；第六部分小结。

## 二、中国的价格剪刀差状况

在经济改革之前，中国所有商品的价格都是由政府制定的。如林毅夫(Lin, 2003, 2005, 2007)所指出的，与许多欠发达国家(LDCs)相似，中国在建国后采用了重工业导向的发展战略。由于重工业属于资本密集型，其项目的生产需要巨额资本投入并且周期很长，而中国当时是一个资本短缺的农业国家，国家领导人又强调以自力更生来筹集资本，所以政府的唯一出路是通过压低农民出售的农产品价格同时提高卖给农民的工业产品的价格来取得农业剩余，投入到重工业的资本积累。简言之，在这个战略下，政府自然而然会选择不利于农民的价格剪刀差来发展工业。

如 S-S(1984)等经典文献指出的，工农产品价格剪刀差可用工农产品的相对价格比率来衡量。假设没有政府干预，工农产品的相对价格则由市场直接决定。而价格剪刀差就是指政府通过压低农民出售的农产品价格( $p_A$ )和/或提高卖给农民的工业产品的价格( $p_I$ )来人为改变工农产品的相对价格比。图 1 可以帮助理解价格剪刀差的经济效应。在没有政府干预时，农产品的相对价格由市场直接决定，即  $(p_A/p_I)_0$ 。为了压榨农业利润以进行资本积累，政府给农产品制定一个较低的相对价格  $(p_A/p_I)_1$ ，这样就产生了对农产品的过度需求。如果价格不能调整，政府就必须进口农产品来平衡需求。但由于我国在计划经济时期的外汇储备很少，这种作法并不可行。所以，政府只得对城市工人的农产品消费实行配额。换言之，需求曲线被人为控制在一条垂线。通过农产品配额，政府不但可以不用进口农产品，而且可以出口农产品来赚取外汇。

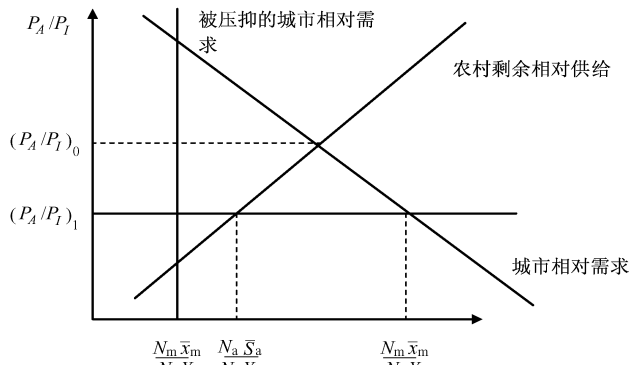


图 1 价格剪刀差、农业配额和贸易

注：当政府制定不利于农民的价格剪刀差  $(p_A/p_I)_1$  时，农产品市场上有超额需求  $\frac{N_m X_m}{N_m Y} - \frac{N_a S_a}{N_m Y}$ ，其中  $S_a$  是人均农村农业剩余供给。所以，国家就有对农产品的进口需求。但是，如图中的垂线所示，对城市工人实行农业配额后城市农业相对需求为  $\frac{N_m X_m}{N_m Y}$ ，这不仅抵消了进口需求，而且还创造了农业超额供给  $\frac{N_a S_a}{N_m Y} - \frac{N_m X_m}{N_m Y}$ 。这样，国家在价格剪刀差和配额的共同作用下就可以出口农产品。

在实证检验上，我们依照 Lardy (1983)等人先前的标准定义，把价格剪刀差( $p$ )定义为农产品的购买价格指数( $p_A$ )与工业产品在农村的零售价格指数( $p_I$ )的相对比率，即  $p \equiv p_A/p_I$ 。<sup>①</sup> 图 2 显示出农产品的相对价格指数在这些年间有所上升。<sup>②</sup> 不过，值得注意的是，这种上升不能完全由不利于农民的价格剪刀差来解释，这主要是因为 1984 年以后并非所有商品的价格都是由政府制定的。<sup>③</sup>

① 如 Li 和 Tsui(1990)所讨论的，衡量价格比率的一个可参考指标是  $p_A/\bar{p}_I$ ，即农产品的购买价格指数( $p_A$ )与工业产品在农村的零售价格指数( $\bar{p}_I$ )的相对比率，其中  $\bar{p}_I$  是工业产品的出厂价格指数。他们的研究发现应用这两个指标得出的结果基本一样。在本文中，由于  $p_A/p_I$  的数据更为完整，故用它来衡量价格剪刀差。

② 如图 2 所示，由于 1959—1961 年间的大饥荒，农产品的购买价格指数有一个突然上升。

③ 农产品的相对价格指数大于 1。但这并不表示农业价格水平高于工业价格水平，因为各种价格指数是用 Laspeyres 公式计算的。

从1978年开始的经济改革是通过渐进式的价格双轨制改革,由计划经济逐渐过渡到市场经济的。如林毅夫等(1994)指出,价格双轨制改革大致包括两阶段。第一阶段是1978—1984年,改革重点在于调整农业和工业的相对价格。第二阶段则是从1985—1992年,改革的目标是引入与计划经济轨相平行的市场经济轨。在这一阶段,计划内产品仍然由国家定价,但计划外产品价格则是由市场直接决定的。因此这一阶段有三种价格形成机制:政府计划价、政府指导价和市场决定价。实际上,中国政府在1992年正式宣布实行市场经济时,通过前两种定价方式定价的产品的比重仅为7.1% (国家计划委员会价格管理司,1997)。

### 三、理论模型

如前所述,本文的理论模型是以S-S(1984)模型为基础的。为使模型更贴近中国的情形,我们在S-S模型中引入国际贸易和农业配额。同时,为便于实证回归,也具体化了消费者的效用函数。

考虑一个两部门的经济体:农村和城市,其人口数分别为 $N_a$ 和 $N_m$ 。一代表性消费者 $j$ 具有下列拟线性效用函数 $U_j$ :

$$U_j = y_j + u(x_j), j = a, m \quad (1)$$

其中,消费者 $j$ 分别来自农业部门( $a$ )及城市

工业部门( $m$ )。 $x$ 和 $y$ 分别代表农产品和工业品。(1)式中,子效用函数 $u(x_j)$ 为一个对 $x_j$ 可微的递增凹函数。相对于工业品而言,农产品为生活必需品,因而其财富的需求弹性很小可近似为零。换言之,工业品的消费 $y$ 在式(1)中可视为一般等价物(numeraire)。

工业部门使用两种要素:资本( $K$ )和劳动( $L_m$ )进行生产,而农业部门的生产则依靠土地( $R$ )和劳动( $L_a$ )。注意到 $L_m$ 和 $L_a$ 为每个劳动者的劳动时间且不可跨部门流动。这与我国当时实际情况一致:严格的户籍管理政策使人员很难在地区间自由流动。两个部门的技术都假定为常规模回报。农工产品相对价格 $p$ 由政府决定,较低的相对价格则说明经济中存在着严重的工农剪刀差。

代表性农民面临如下的预算约束:

$$px_a + y_a = pX(R/N_a, L_a) \quad (2)$$

其中, $X$ 为该农民的农业产出。由于国家平均分配土地给全国农民,故 $R/N_a$ 为人均土地禀赋。这样,该农民的间接效用函数 $V_a$ 为:

$$V_a(p, N_a) = \max_x pX(R/N_a, L_a) - px_a + u(x_a) \quad (3)$$

由包络定理(Envelope Theorem)可得:

$$\partial V_a / \partial p = X - x_a \equiv S_a \quad (4)$$

其中,定义每个农民的农业剩余产出 $S_a$ 为 $X - x_a$ 。类似地,工资 $w$ 是城市工人唯一的收入来源。<sup>①</sup>这意味着一个代表性城市工人有如下的预算约束:

$$px_m + y_m = wL_m \quad (5)$$

此外,该工人还面对着另一个约束——农产品消费配额,即:



图2 中国的各种价格指数

注:价格剪刀差的定义是农产品的购买价格指数(PPIFP)与工业品在农村的零售价格指数(RRPIIP)之比。数据来源:《新中国五十五年统计资料汇编,1949—2004》。

① 我国工人没有明显的资本禀赋。计划经济时期的宪法明确规定,所有的资本都直接归国家所有。

$$x_m \leq \bar{x}_m \quad (6)$$

其中,  $\bar{x}_m$  为城市农产品消费的人均配额。于是:

$$\partial V_m / \partial p = -x_m; \partial V_m / \partial w = L_m \quad (7)$$

再者, 由于中国在 1978 年经济改革之前并不是一个封闭经济, 它也出口农产品至其它社会主义国家 (Naughton, 2005), 所以也应把国际贸易加入模型中来。具体地, 农产品的市场均衡等式是:

$$E = N_a S_a - N_m \bar{x}_m \quad (8)$$

其中,  $E$  为农业出口量。这说明: 由于实施了农产品配额, 尽管国内有超额需求, 我国实际上仍然能够出口农产品。

由于政府人为压低农产品价格, 导致国内农产品相对价比世界水平的农产品相对价 ( $p^w$ ) 要低。差价 ( $\in \equiv p^w - p$ ) 是政府剩余的一部分。这样, 我们得到如下的政府预算盈余 ( $G$ ):

$$G = N_m [Y(K/N_m, L_m) - wL_m] + \in E \quad (9)$$

其中,  $Y$  表示人均工业产出。也就是说, 政府预算盈余有两个来源: 工业剩余和农业贸易顺差。工业剩余由工业部门保留的利润来衡量。等式 (9) 右边的最后一项是农业贸易顺差值。

政府通过选择最优相对价格来最大化社会总福利。根据 S-S (1984) 模型, 政府目标函数如下:

$$\Omega = N_a V_a + \beta N_m V_m + \delta G \quad (10)$$

等式 (10) 右边的第一项是农业部门的福利,  $N_m V_m$  则为工业部门的福利。由于农业部门的权重被标准化为 1, 参数  $\beta$  实际上就是政府目标函数中工业部门的权重。而系数  $\delta$  所衡量的则是政府预算盈余  $G$  的社会价值。本文的主要研究目标就是要估计政府目标函数中  $\beta$  和  $\delta$  这两个权重, 以考察在计划经济时期我国是否真的重资本积累而轻居民福利、重工人而轻农民。

把 (9) 代入 (10), 我们得到:

$$\Omega(p, w, \bar{x}_m) = N_a V_a + \beta N_m V_m + \delta N_m [Y(K/N_m, L_m) - wL_m] + \delta \in E \quad (11)$$

为确定最优贸易条件, 求解政府社会福利函数  $\Omega$  对  $p$  的偏导数, 并令其为零:

$$\frac{d\Omega}{dp} = \frac{\partial \Omega}{\partial p} + \frac{\partial \Omega}{\partial w} \frac{dw}{dp} = 0 \quad (12)$$

据此, 得到如下均衡条件 (数学推导见附录):

$$(1 - \delta)pE + pN_m \bar{x}_m + (\beta - \delta)(N_m w L_m) \eta - p\beta N_m x_m = 0 \quad (13)$$

其中, 等式 (13) 的第一项  $pE$  是农业出口额。第二项中的  $pN_m \bar{x}_m$  是在配额条件下的城市农产品总消费。第三项包括两个部分: 城市工人的工资总和  $pN_m w L_m$  和工资对农产品相对价格的弹性 ( $\eta$ )。弹性  $\eta$  在这里定义为  $\eta \equiv (dw/dp)p/w$ 。最后一项为无法观察的居民非扼制下的自愿需求。

#### 四、计量经济模型

式 (13) 启发了我们的实证模型设定。因为在计划经济体制下, 我国各级地方政府都处在中央政府的严格监督和控制之中。因此为简化, 设定省级政府和中央政府具有相同的目标函数。这样, 我们的实证研究就可依赖于省级面板数据集。但是, 它却没有具体提示如何在计量经济学模型中引入误差项。所以我们首先考虑如下的模型设定:

$$C_{it} = (\delta - 1)A_{it} + (\delta - \beta)\eta W_{it} + \beta N_m x_m \quad (14)$$

$$= \gamma_1 \cdot A_{it} + \gamma_2 \cdot \eta W_{it} + \zeta_i + \phi_t + \mu_{it} \quad (15)$$

其中, 因变量是配额条件下的城市农产品消费 ( $C \equiv pN_m \bar{x}_m$ ), 它的主要影响因素包括农业出口额 ( $A \equiv pE$ )、城市工资水平 ( $W \equiv N_m w L_m$ ) 和工资对农产品相对价格的弹性 ( $\eta$ )。下标  $i$  代表省份,  $t$  代表年份。误差项代表了未被理论模型所包括的其他任何影响城市农产品消费的因素。它可以被分为

三部分: (1)依省份而定的固定效应  $\zeta_i$ , 它表示的是未被观察到的依省份而定但不随时间变化的固定效应; (2)依年而定的随时间变化的固定效应  $\phi_t$ ; (3)特异效应  $\mu_{it}$ , 它的期望值为零, 异方差为  $\sigma_i^2$ 。我们的主要目的是估计两个结构参数:  $\gamma_1 \equiv \delta - 1$  和  $\gamma_2 \equiv \delta - \beta$ 。

当然, 这种模型设定并不是估计式(13)的唯一方法。至少还有其它两种模型设定可供选择。第一种是把农业出口额( $A_{it}$ )移到等式左边。这样, 剩下的两项  $C_{it}$  和  $\eta_{W_{it}}$  就作为自变量。第二种是把  $\eta_{W_{it}}$  作为因变量, 而把  $A_{it}$  和  $C_{it}$  放在等式右边。在这三种方式中采用式(14)是基于如下的原因:

首先, 与把农业出口额作为因变量的模型设定相比, 式(14)可以回避缺少数据的问题。如上文所提到的, 我们无法获得 1978 年之前的省级农业贸易数据。解决这个困难的一个可行办法是用省级 GDP 和工业部门的总产出的数据来计算它的近似值(下文马上会具体讨论此方法)。但是, 这种近似会产生通常的测量误差问题。而在计量经济学中, 完全可以通过把它移到等式左边来回避这个问题, 因为可以把这种测量误差包括在误差项中。但是, 我们还面对着另一个问题: 没有等式右边的工资的价格弹性数据。任何对弹性的估计或数据近似都会造成等式右边的另一个测量误差。

类似地, 我们也可以把  $\eta_{W_{it}}$  作为因变量。很明显, 计算出的价格弹性的测量误差就会被包括在误差项中。但是, 由于没有农业贸易数据, 由农业贸易数据近似产生的测量误差问题很容易使估计有偏。所以, 我们不用这种方法而采取如式(14)的模型设定。

最后, 注意到我国已于 1992 年正式建立社会主义市场经济。在市场经济体制下, 绝大部分产品价格由市场直接决定, 国家不再干预。因而工农产品价格的剪刀差也不复存在。因而, 我们把本研究的时间跨度定为 1949—1992 年。

### (一)农业出口

为估计式(14), 需要省级农业出口数据。遗憾的是, 尽管能获得 1978 年之前国家加总的贸易数据, 却无从获得 1978 年之前的省级数据。为解决这个实证困难, 我们用引力贸易模型为“真实”的省级农业出口数据计算一个近似值。

根据贸易模型中的重力方程的预测, 出口量与出口国的 GDP 有直接的比例关系。这个结论在以产业为单位或省级水平上仍成立(Helpman, 1987)。换言之,  $i$  省的出口( $T_{it}$ )与该省的产出( $Q_{it}$ )直接成比例。这样, 就得到  $T_{it} = \theta_{it} Q_{it}$ , 其中  $\theta_{it}$  是在  $t$  年对  $i$  省产出的国外需求份额。<sup>①</sup> 类似地, 对省工业产出的国外需求份额是  $\theta_{it}^m$ , 即  $M_{it} = \theta_{it}^m Q_{it}^m$ , 其中  $Q_{it}^m$  是  $i$  省在  $t$  年的制造业产出。这样, 就可以为工业出口量构造一个代理变量  $M_{it} = s_{it}^m (Q_{it}^m / Q_{it}) T_{it}$ , 其中  $s_{it}^m = \theta_{it}^m / \theta_{it}$  衡量的是工业产品的需求占有所有商品的需求的比例。农业出口( $A_{it}$ )是总出口( $T_{it}$ )和工业出口( $M_{it}$ )之差:  $A_{it} = T_{it} - M_{it}$ <sup>②</sup>。即农业出口可以表示为:

$$A_{it} = T_{it} - s_{it}^m (Q_{it}^m / Q_{it}) T_{it} \quad (16)$$

这里, 我们有  $Q_{it}^m$ 、 $Q_{it}$  和  $T_{it}$  的数据, 但相对需求比例  $s_{it}^m$  是需要估计的。

1978 年之后的农业出口是由省级农业产出和省级农业消费(即城市与农村之和)的差额来计算的。我们没有直接使用国际贸易数据, 这是因为根据模型设定, 应考虑 1978 年之后的省间贸易。

### (二)工资对农业相对价格的弹性

有三种获得工资对价格弹性的可能途径。第一种是使用以前的研究数据。但是就我们所知, 目前为止几乎没有研究可以提供我们所需的弹性指标。第二种可能的途径是直接由定义  $\eta_i \equiv [(dw/dp)^{\circ} p]_{i}$  来计算弹性, 这在技术上是可行的。但是, 这并不具有经济学含义。因为在我国

① 例如, 如果  $\theta_{it} = 1$ , 那么  $i$  省出口它的全部产出。相反, 如果  $\theta_{it} = 0$  那么  $i$  省不出口任何产品。

② 请注意, 1949—1992 年间, 中国服务部门的出口非常少(Naughton, 2005)。

的中央计划体系中，各省很少享有自治权，工资对价格的弹性不会跨省变化；同时，因为主要经济指数和重要的经济政策都是由国家的五年计划决定的，该弹性也不会频繁地跨时变化。所以，只能用间接途径来估计工资的价格弹性。于是，我们考虑一个如下的双向固定效应模型：

$$\ln w_{it} = \alpha + \eta \ln p_{it} + v_i + \lambda_t + e_{it} \quad (17)$$

其中，所估计的系数  $\eta$  是工资对农产品相对价格的弹性。和通常一样，依省份而定的固定效应  $v_i$  和依年份而定的固定效应  $\lambda_t$  控制了其他没有被表示的因素。自然，这个简单的模型设定会有一些测量误差。因为尽管(17)是一个很好的基准模型，但因不知道简约型估计(17)所代表的“真实”模型形式，估计出来的弹性值与真实世界的弹性值存在一定程度的误差。换言之，由测量误差造成的内生性问题可能是待估方程(14)的一个问题。两阶段最小二乘(TSLS)估计是控制由测量误差所产生的内生性问题的有力的计量经济学方法。<sup>①</sup> 所以，我们选择合适的工具变量来解决这个问题。

但是，有理由认为当经济发生结构性变化时，这些弹性也会有所不同。因此，在估计弹性时，我们把 1949—1992 年这段时间划分为三个时期，以 1978 和 1985 年为分界点。估计结果见表 3。

现在，我们合并等式(14)和(16)来得到需要估计的新的均衡条件：

$$C_{it} = (\delta - 1)T_{it} + (\delta - \beta)\eta W_{it} - \delta(\delta - 1)(Q_{it}^m / Q_{it})T_{it} \quad (18)$$

为简化估计，假设对工业产品的需求比例在各省和各年完全一样： $s_{it}^m = s^m$ 。由于我国的贸易模式在 1978 年之前和之后并不相同：中国出口的几乎完全是农产品。所以，这样的简化难免会造成误差。为此，在实证模型中引入一个新的指示变量  $I_t$  ( $I_t$  在 1978 年之后为 1，之前为 0)：

$$C_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot T_{it} + \gamma_2 \cdot \eta W_{it} + \gamma_3 \cdot (Q_{it}^m / Q_{it})T_{it} \cdot I_t + \zeta_i + \phi_t + \mu_{it} \quad (19)$$

其中， $\gamma_1 = \delta - 1$ ， $\gamma_2 = \delta - \beta$ ， $\gamma_3 = \delta(\delta - 1)$ 。换言之，当我们考虑 1978 年以前的情况时，由于  $I_t = 0$ ， $(Q_{it}^m / Q_{it})T_{it} \cdot I_t$  这一项就被消掉了，所以贸易总量就等于农业贸易量。

## 五、数据和实证结果

在这一部分，我们首先描述分析所用的数据集，然后给出初步实证结果。为控制内生性问题，接下来分析工具变量的可靠性。最后，讨论对不同时期的估计情况。

为了估计方程 表 1 统计变量的描述

(19)，需要以下数据：  
城市农产品消费  
( $C_{it}$ )、出口总量  
( $T_{it}$ )、城市总工资  
( $W_{it}$ )、省级工业产出  
( $Q_{it}^m$ )、总产出( $Q_{it}$ )和  
工资的价格弹性  
( $\eta$ )。如上文提到的，虽然没有工资的价格弹性数据但却可以估计出它的大小。

变量	均值	标准差	最小值	最大值
出口总量	127.53	597.04	0	10148.27
工人数量(百万)	333.52	217.59	14.7	1045.2
平均工资(元)	1088.29	667.99	105.2	4273
总工资	42.25	48.08	0.69	345.55
农业相对价格指数(1950年为100)	212.90	89.19	97.60	682.62
城市的农产品消费	62.17	88.05	0.04	679.96
基本建设投资	94.56	106.08	2.28	921.75
用于更新改造的固定资产投资	16.26	20.32	0.01	128.57

注：除非另有说明，所有变量的单位都是 100 万元。

在样本中，有关中国出口的数据单位按照即期官方汇率由美元换算成人民币。此外，把 1950 年作为相对价格指数的基准年。所有的数据都可以从国家统计局出版的《新中国五十五年统计资料汇

① Wooldridge (2002, 第 5 章) 详细地论述了这个问题。

编, 1949—2004)上直接获得。表1给出了每个变量的基本统计信息。

(一)初步估计结果

表2列出了工资对相对价格的弹性估计值。第(1)列报告的是整个时期(1949—1992)的样本估计值, 余下部分报告的是其他不同阶段的值: 第(2)列是1949—1977年, 第(3)列是1978—1992年, 第(4)列是1978—1984年, 第(5)列是1985—1992年。

根据式(17), 首先对不同时段做固定效应估计。工资对相对价格的弹性在整个时期的估计值是-0.083(尽管它是统计不显著的)。其经济学含义显而易见。农业相对价格越低, 城市工人工资就越高。较低的农业相对价格意味着较大的价格剪刀差。当政府对农民施加强大的价格压力时, 城市工人的真实收入就会上升, 因为他们可以以非常低的成本消费生活必需品。

如表2所示, 工资对农业相对价格的弹性系数都是负的。除1978—1984年这一阶段, 其他的估计值大都是统计显著的。估计值会产生测量误差不足为怪, 因为我们不知道价格影响工资的“真实”的简约模型。但是, 如上文所说, 可以通过使用工具变量来解决这个问题。

表2 工资对农业相对价格的弹性估计值

工资弹性	1949—1992	1949—1977	1978—1992	1978—1984	1985—1992
固定效应弹性	-0.083 (-0.94)	-0.293** (-3.40)	-0.117** (-2.23)	-0.049 (-0.69)	-0.130** (-2.40)

注: 括号里的数值为t值。\*(\*)分别表示1(5)%的显著水平。为节省篇幅, 这里没有报告依省而定的和依年而定的固定效应。有兴趣的读者可直接联系笔者。

表3的第(1)列报告了方程(19)的标准最小二乘估计结果。城市农产品消费的系数估计值  $\gamma_1$  为0.01, 但统计不显著。相应地, 价格弹性和城市工资乘积的系数估计值  $\gamma_2$  是-19.58。第(3)列报告的是控制了依省份而定和依年份而定的固定效应之后的估计结果, 估计值  $\gamma_1$  变为统计显著。

(二)内生性和工具变量

如前所述, 方程(19)可能存在的内生性问题来自于价格弹性的测量误差。由于没有工资对农业相对价格弹性的数据, 所以用方程(17)的最小二乘估计值来代替真实数据。在所估计的弹性系数和不能获得的“真实”数据之间很自然可能产生测量误差。

为准确估计政府目标函数中各部分的相对权重, 需要控制内生性问题。否则, 相关的估计值就会不准确。解决内生性问题的一个有力的计量经济学技术是使用合适的工具变量来做两阶段GMM方法估计。注意到均衡条件(13)中并没有暗示变量间存在任何因果关系, 所以GMM估计是一个非常合适的方法。此外, 与一般的最小二乘法相比, GMM对误差项的假设较少, 而且可以生成异方差稳健的标准差(Hall, 2004)。

我们采用基本建设投资和用于更新改造的固定资本投资作为价格弹性的工具变量。原因如下: 较少的用于更新改造和基本建设的投资是政府投资不足的标志, 它会使政府更加压低农业价格(更低的相对价格), 而这又会相应提高真实工资。在我们的样本中, 基本建设投资和工资之间的简单相关系数是-0.93, 而创新投资和工资之间的简单相关系数是-0.94。可见, 数据明显支持这种在更新改造和基本建设投资与工资之间的负相关关系。

此外, 两阶段GMM估计结果也表明这两个工具变量是可靠的。如果一个工具变量(即用于更新改造的固定资本投资或基本建设投资)对因变量(即城市农产品消费)的影响是通过且仅通过被工具化了的变量(即工资对价格的弹性)这一渠道的话, 则该工具变量就是合适的。为了证实这一点, 我们进行了如下的各种检验:

首先, 用Anderson(1984)的典型相关性似然比检验(canonical correlation likelihood-ratio test)来检验未被包括的工具变量(即用于更新改造的固定资本投资和基本建设投资)是否与内生的自变量相



关。零假设是模型识别力不够，在 1% 的水平上拒绝了 this 零假设。

其次，进一步检验了工具变量与工资价格弹性是否弱相关。如果是这样，这个两阶段 GMM 的估计值就会有很大偏差。幸运的是，Cragg 和 Donald (1993) 的 F 统计量为拒绝零假设——第一阶段在高显著水平上是不能被识别的——提供了强有力的证据。

第三，Anderson 和 Rubin (1949) 的  $\chi^2$  统计量拒绝了零假设——内生性回归元的系数之和为零。

第四，Hansen-Sargen 过分识别检验也进一步证明了工具变量的合理性 ( $p$  值为 0.45)。简言之，所有这些统计检验都证明了两个工具变量的合理性，所以这个模型设定是可靠的。

表 3 基准模型回归结果 (1949—1992)

计量经济学方法 <sup>a</sup>	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
因变量(城市的农产品消费)	OLS	IV	FE <sup>b</sup>	IV+FE <sup>b</sup>	含工具变量的回归式
总出口 ( $T_{it}$ )	0.01 (0.52)	0.02 (1.16)	0.02** (2.22)	0.03** (2.33)	0.03* (1.80)
城市工资×弹性 ( $\eta W_{it}$ )	-19.58** (-45.57)	-20.31** (-33.24)	-22.71** (-50.63)	-23.55** (-33.91)	-18.21** (-15.76)
制造业出口 ( $\frac{Q_{it}^m}{Q_{it}} T_{it} I_{it}$ )	0.02 (0.56)	-0.01 (-0.27)	-0.04 (-1.46)	-0.05* (-1.77)	-0.05 (-1.12)
基本建设投资					0.45 (1.56)
用于更新改造的固定资本投资					-0.01 (-0.08)
F 统计量	1687.3 <sup>‡</sup>	1990.3 <sup>‡</sup>	446.1 <sup>‡</sup>	3337.4 <sup>‡</sup>	1256.2 <sup>‡</sup>
第一阶段 F 统计量		376.36			
Anderson 似然比统计量		710.1 <sup>‡</sup>			
Cragg-Donald F 统计量		1944.1 <sup>‡</sup>			
Anderson-Rubin $\chi^2$ 统计量		627.4 <sup>‡</sup>			
Shea 偏 $R^2$		0.83			
Sargan 过度识别检验		0.58			
Sargan 过度识别检验的 $p$ 值		0.45			
$R^2$	0.97	0.96	0.95	0.94	0.96
Prob.> F 或 Prob.> $\chi^2$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

注：a. 括号里的数值是  $t(z)$  值。\*\*(\*) 表示 1(5)% 的显著水平。<sup>‡</sup> 表示统计量的  $p$  值小于 0.01。

b. 这里包括了依时间而定的和依省份而定的固定效应 (FE)。

最后，为所选工具变量的合理性提供一个更容易理解的回归式。我们把用于更新改造的固定资本投资和基本建设投资当作外生性的自变量加入模型中。如果这两个变量对农业净出口有直接的影响，就认为系数估计值是统计显著的。但是，如表 3 最后一列所示，它们在 5% 水平上是统计不显著的。<sup>①</sup> 这再次证实了这两个变量影响因变量的途径仅仅是通过被辅助的变量。

表 3 的第 (2) 和第 (4) 列报告了使用工具变量 (IV) 方法的估计结果。IV 估计结果大都与最小二乘 (OLS) 估计值一致。第 (4) 列报告的是固定效应 IV 估计值。两个关键变量  $T_{it}$  和  $\eta W_{it}$  的系数估计值都是统计显著的，而且与第 (3) 列中的固定效应 (FE) 估计值非常接近。

<sup>①</sup> 我们还分别把用于创新的固定资本投资和基本建设投资作为单独的附加自变量，结果是它们都统计不显著。

(三)稳健性检验

众所周知,中国在1959—1961年遭遇了一场全国性的大饥荒。问题是,当面对这个负面冲击时,政府是否调整了它的目标函数。还有,在历史上,东北三省是最重要的重工业基地。此外,三个直辖市(即北京、上海和天津)也曾是十分重要的重工业基地。<sup>①</sup>所以,有理由认为中国可能在这些地区有特殊的政治目标。

为检验表3基准模型中报告的估计结果是否稳健,我们在表4中加入两个控制变量:大饥荒哑变量(它在1959—1961年取值为1,在其他年份为0)和重工业基地哑变量(它在以下六个地区取值为1:辽宁、黑龙江、吉林、北京、上海和天津;而在其他地区为0)。在控制了双侧固定效应后,所有变量的系数估计值都与表3非常接近。此外,大饥荒哑变量的系数为负——大饥荒降低城市农产品消费,尽管该系数统计上不显著。但总体方向上与这一时期的现实一致。

表4 扩展模型回归结果(1949—1992)

计量经济学方法 <sup>a</sup>	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
因变量(城市的农产品消费)	OLS	IV	FE <sup>b</sup>	IV+FE <sup>b</sup>	含工具变量的回归式
总出口( $T_{it}$ )	0.05** (2.65)	0.03** (2.50)	0.02** (2.22)	0.03** (2.33)	0.05** (2.65)
城市工资×弹性( $\eta W_{it}$ )	-17.99** (-45.18)	-20.24** (-33.79)	-22.71** (-50.63)	-23.55** (-33.91)	-17.96** (-15.88)
制造业出口( $\frac{Q_{it}^m}{Q_{it}} T_{it} I_{it}$ )	-0.09* (-1.95)	-0.04 (-1.51)	-0.04 (-1.46)	-0.05* (-1.77)	-0.09** (-1.98)
大饥荒哑变量	3.27 (1.29)	4.56* (1.71)	-8.97 (-0.92)	-7.77 (-0.51)	3.27 (1.29)
重工业基地哑变量	10.30** (4.33)	9.34** (4.20)			10.32** (4.36)
基本建设投资					0.01 (0.06)
更新改造的固定资产投资					0.46 (1.60)
F统计量	1536.7 <sup>‡</sup>	2003.5 <sup>‡</sup>	446 <sup>‡</sup>	33374 <sup>‡</sup>	1492.1 <sup>‡</sup>
第一阶段F统计量		348.5 <sup>‡</sup>			
Anderson似然比统计量		705.0 <sup>‡</sup>			
Cragg-Donald F统计量		1914.8 <sup>‡</sup>			
Anderson-Rubin $\chi^2$ 统计量		618.8 <sup>‡</sup>			
Shea偏 $R^2$		0.83			
Sargan过度识别检验		0.57			
Sargan过度识别检验的p值		0.45			
$R^2$	0.97	0.96	0.95	0.94	0.96
Prob.> F或Prob.> $\chi^2$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

注: a. 括号里的数值是t(z)值。\*\*(\*)表示1(5)%显著水平。<sup>‡</sup>表示统计量的p值小于0.01。

b. 这里包括了依时间而定的和依省份而定的固定效应。在所有固定效应估计中都未包括重工业基地哑变量的系数。

<sup>①</sup> 例如,1952年,辽宁的工业产出占全国工业总产量的14%。这个数值在1992年仍维持在7%。上海的工业产出在1952(1992)年占全国工业总产量的12%(6%)。

我们已经探讨了在不同时期价格指数的异质性。同样，中国的贸易结构也在随时间而变化。在1978年中国开始经济改革之前，中国的外贸组成结构相对来说很简单。贸易开放度（即出口和进口总额相对于GDP的比例）仅仅是大约5%。中国大部分可出口的商品为农产品（Naughton, 2005）。上世纪70年代末，由于黑龙江大庆油田的开采，石油产量激增，中国开始大量出口石油。中国的对外贸易在上世纪80年代稳步上升，贸易开放度从1980年的0.13上升到1992年的0.34。中国的出口也更加多样化，从最开始严重依赖于初级产品发展到混合出口初级产品和制造业产品。初级产品所占的出口份额从1980年的49.7%下降到1992年的20.0%。相比之下，机械和运输器材所占出口份额从1980年的4.65%上升到1992年的15.5%。<sup>①</sup>

由于中国的经济结构在1978年前后有很大差别，我们首先把全部样本的时间跨度分为两个不同的时期，以1978年作为分界。我们还用1985年作为另一个分界，因为如上文所述，1985年前后的经济改革大不相同。

表5报告了用1978—1992年精确的省级农业出口数据所做的估计结果。<sup>②</sup> 各种计量经济学分析显示，城市农产品消费与农业出口正相关，而与工资和价格弹性的乘积负相关。两个关键系数的估计值 $\gamma_1$ 和 $\gamma_2$ 对所有模型设定都统计显著。 $\gamma_2$ 在这一阶段的数值远小于它在1949—1992年整个时期的数值。第(5)列报告的是1978—1992年这一阶段的工具变量的容易理解的形式。

表5 运用省际农业贸易数据回归结果(1978—1992)

计量经济学方法 <sup>a</sup>	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
因变量(城市的农产品消费)	OLS	IV	FE <sup>b</sup>	IV+FE <sup>b</sup>	含工具变量的回归式
农业出口( $A_i$ )	0.19** (3.89)	0.21** (4.26)	0.14** (5.67)	0.13** (5.43)	0.20** (4.02)
城市工资×弹性( $\eta W_i$ )	-0.002** (-30.30)	-0.002** (-28.54)	-0.002** (-21.16)	-0.002** (-18.08)	-0.002** (-16.42)
基本建设投资					0.016 (0.02)
用于更新改造的固定资本投资					0.249 (1.15)
F统计量	1269.55 <sup>‡</sup>	1156.91 <sup>‡</sup>	427.62 <sup>‡</sup>	364.28 <sup>‡</sup>	732.53 <sup>‡</sup>
第一阶段F统计量		103.36			
Anderson 似然比统计量		71.76 <sup>‡</sup>			
Cragg-Donald F统计量		152.25 <sup>‡</sup>			
Anderson-Rubin $\chi^2$ 统计量		219.62 <sup>‡</sup>			
Shea 偏 $R^2$		0.74			
Sargan 过度识别检验		0.17			
Sargan 过度识别检验的p值		0.68			
$R^2$		0.99	0.99	0.98	0.97
Prob.>F 或 Prob.> $\chi^2$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

注：a. 括号里的数值是t(z)值。\*\*(\*)表示1(5)%显著水平。<sup>‡</sup>表示统计量的p值小于0.01。b. 这里包括了依时间而定的和依省份而定的固定效应。

① 数据来源《中国统计年鉴(2007)》。

② 由于无法得到1978年以前的农业贸易数据，我们没有报告1949—1977年的估计结果。

我们进一步把 1978 年之后的阶段划分为两个时期: 1978—1984 年和 1985—1992 年。表 6 的下半部分报告了估计结果。两个关键系数估计值的符号与表 5 是一致的。大部分估计值是显著的。只有 1978—1984 年这一时期的 IV 固定效应估计中的  $\gamma_1$  是一个例外, 我们将在下文对此进行讨论。

(四) 确定权重

在表 4 到表 6 的估计结果的基础之上, 就可以还原中国政府目标函数中的权重了。如前所述, 由于式(10)中农业部门的权重被标准化为 1, 政府目标函数中制造业的相对权重就是  $\beta$ 。同时,  $\delta$  衡量的是政府预算盈余对农民的消费的相对权重。通过比较(18)和(19), 可以精确地确定这些权重的大小:  $\beta = \gamma_1 - \gamma_2 + 1$ ,  $\delta = \gamma_1 + 1$ 。也就是说, 只要  $\beta$  和  $\delta$  的估计值是统计显著的, 就能够还原这些权重。

表 7 列出了这些权重的计算结果。首先报告的是没有控制内生性问题和固定效应的情况下估计出的权重。表 7 最上部分由于内生性问题通过 OLS 估计值计算出来的权重有偏。所以, 我们在进一步控制了内生性问题之后再次计算政府目标函数中的相对权重。

在 IV 固定效应估计中, 两个系数的估计值是显著的, 城市工人的权重是 24.58, 而未来投资的权重是 1.03。城市工人如此高的权重超出了我们的预期,<sup>①</sup> 但是它的含义很明显: 在计划经济时代, 中国政府更重视城市工人的福利, 而不是农民; 同时它更加关心资本积累, 而不是消费。

表 6 不同时期的估计结果

因变量: 出口量 <sup>a</sup>	(1) OLS	(2) IV	(3) FE <sup>b</sup>	(4) IV+FE <sup>b</sup>
1949—1992				
总出口 ( $T_{it}$ )	0.05** (2.65)	0.03** (2.50)	0.02** (2.22)	0.03** (2.33)
城市工资×弹性( $\eta W_{it}$ )	-17.99** (-45.18)	-20.24** (-33.79)	-22.71** (50.63)	-23.55** (33.91)
1978—1992				
农业出口 ( $A_{it}$ )	0.19** (3.89)	0.21** (4.26)	0.14** (5.67)	0.13** (5.43)
城市工资×弹性( $\eta W_{it}$ )	-0.002** (30.30)	-0.002** (28.54)	-0.002** (21.16)	-0.002** (18.08)
1978—1984				
农业出口 ( $A_{it}$ )	0.08** (3.89)	0.07** (5.26)	0.04 (1.49)	0.03 (1.18)
城市工资×弹性( $\eta W_{it}$ )	-0.00** (38.98)	-0.00** (18.44)	-0.01** (9.57)	-0.00** (4.01)
1985—1992				
农业出口 ( $A_{it}$ )	0.27** (5.05)	0.30** (5.89)	0.30** (6.18)	0.17** (6.07)
城市工资×弹性( $\eta W_{it}$ )	-0.002** (24.11)	-0.002** (11.73)	-0.002** (25.92)	-0.002** (20.96)

注: a. 括号里的数值是 t(z) 值。\*\*(\*) 表示 1(5)% 显著水平。b. 这里包括了依时间而定的和依省份而定的固定效应(FE)。

我们预期 1978 年之前和之后的情况应该是不同的。经济改革之前, 中国政府的主要目标是发展重工业以使中国可以尽快赶上英美这样的发达国家(林毅夫等, 1994)。但是 1978 年改革之后,

① 如此之高的  $\delta$  是由于系数估计值  $\gamma_2$  相对较大, 而这又是由缺少精确的省级农业出口数据造成的。

政府对如何提高人民的生活水平投入了更多关注。换言之,自从经济改革开始,政府对资本积累的重视程度有所下降,而更加关心消费。我们的估计结果支持了这个动态的变化。如表7中间部分所示,IV固定效应估计值显示,在1978—1992年这一时期,中国仍然重投资而轻居民福利( $\delta=1.13$ ),它也同样重城市工人而轻农民( $\beta=1.132$ )。这就意味着此时期 $\beta$ 的权重与1978年之前相比都有大幅度的下降。

有趣的是,1978—1984阶段的结构参数 $\beta$ 的IV固定效应估计值是不显著的。这与中国的现实恰好一致。在经济改革初期,政府并没有一个明确的改革方向。我国政府改革的逻辑事实上的确是“摸着石头过河”的。<sup>①</sup>

表7 权重的还原

计量方法	(1) OLS	(2) IV	(3) FE <sup>b</sup>	(4) IV+FE
整个计划经济时期 1949—1992				
城市工人的权重( $\beta$ )	19.04 <sup>‡</sup>	21.27 <sup>‡</sup>	23.73 <sup>‡</sup>	24.58 <sup>‡</sup>
资本积累的权重( $\delta$ )	1.05 <sup>‡</sup>	1.03 <sup>‡</sup>	1.02 <sup>‡</sup>	1.03 <sup>‡</sup>
1978—1992				
城市工人的权重( $\beta$ )	1.192 <sup>‡</sup>	1.212 <sup>‡</sup>	1.142 <sup>‡</sup>	1.132 <sup>‡</sup>
资本积累的权重( $\delta$ )	1.19 <sup>‡</sup>	1.21 <sup>‡</sup>	1.14 <sup>‡</sup>	1.13 <sup>‡</sup>
1978—1984				
城市工人的权重( $\beta$ )	1.08 <sup>‡</sup>	1.07 <sup>‡</sup>	1.05	1.03
资本积累的权重( $\delta$ )	1.08 <sup>‡</sup>	1.07 <sup>‡</sup>	1.14 <sup>‡</sup>	1.13 <sup>‡</sup>
1985—1992				
城市工人的权重( $\beta$ )	1.272 <sup>‡</sup>	1.302 <sup>‡</sup>	1.302 <sup>‡</sup>	1.172 <sup>‡</sup>
资本积累的权重( $\delta$ )	1.27 <sup>‡</sup>	1.30 <sup>‡</sup>	1.30 <sup>‡</sup>	1.17 <sup>‡</sup>

注:此表中的数值是用表6的结果计算出来的。<sup>‡</sup>表示 $\gamma_1(\gamma_2)$ 在5%的水平上统计显著。参数 $\beta$ 和 $\delta$ 是用相应的系数和的估计值计算出来的: $\beta=\gamma_1-\gamma_2+1$ ,  
 $\delta=\gamma_1+1$ 。

## 六、结论

受S-S(Sah-Stiglitz, 1984)理论模型的启发,本文从政治经济学的角度估算了计划经济时期我国政府目标函数中的结构参数。结果发现,城市工人的福利所占权重远远高于农民的福利。此外,政府也更重视资本积累而轻视居民福利。总的来说,估计结果说明一个扩展了的S-S模型能够很好地契合中国的现实,也能够帮助我们量化政府的政治目标。

我们的结构参数估计模型有许多优点。首先,由于计量的回归式是严格由理论模型推导出来的,因此我们可以看出各个结构变量之间的联系。其次,结构参数估计也可以帮助我们避免在简约型估计中经常难以避免的随意设定问题(arbitrary specifications)。每个估计系数的经济含义也很清晰。这样,模型设定中每个结构变量的数值不仅仅在统计上显著,而且在经济意义上也是显著的。因此文章在一定程度上填补了对我国计划经济时期政府目标函数估计的研究空白。

这项研究对当今政策也有一定的指导意义。虽然工农价格剪刀差在1990年代早期就因社会主义市场经济体制的建立而不再被采用,但我国仍然在某种程度上有着各种价格管制(比如说,汇率管制)。诚然,现今的价格管制与本文所讨论的工农价格剪刀差形式上有所不同,不过还是有其异曲同工之处的。

<sup>①</sup> 改革的第一阶段(1978—1984)估计出来的工人权重小于改革的第二阶段(1985—1992),初看起来这似乎与直觉不太符合,但不必太在意,因为工人的比重依然大于1,且最具有说服力的IV固定效应估计值是统计上不显著的。经济学上一个可能的解释是:在经济改革初期,政府并没有一个明确的改革方向,大多数的改革都是在“摸着石头过河”。换言之,改革第一阶段的估算结果表明政府的理念在该阶段有较大的波动——相对于改革的第二阶段,他们可能会由于受其时农村改革的有效展开(如包产到户、农产品相对价格的调整等政策)的影响而较重视农民的利益。笔者感谢匿名审稿人指出这一点。

如同任何结构参数计量模型一样,由于受数据的限制,我们不得不做出了一些妥协和折衷。由于1978年之前的省级农业出口的数据不可得,我们只能用代理变量或估计值来替代。虽然国际贸易中的引力模型较成功地解决了这一问题,但毕竟只能算是次优的选择。将来研究的一个可能方向就是继续搜集1978年之前的省级农业数据以进行估算。但不管如何,1978年以后,由于省级农业出口数据可获,我们得以成功地运用结构参数计量模型进行精确的回归估算。

附录

由(11)式我们知道

$$\Omega(w, p, \bar{x}_m) = N_a V_a + \beta N_m V_m + \delta N_m [Y(K/N_m, L_m) - wL_m] + \delta \in E$$

为了确定不利于农民的最优贸易条件,我们求解政府社会福利函数  $\Omega$  对  $p$  的偏微,然后令其等于零:

$$\begin{aligned} \frac{d\Omega}{dp} &= \frac{\partial \Omega}{\partial p} + \frac{\partial \Omega}{\partial w} \frac{dw}{dp} \\ &= N_a \frac{\partial V_a}{\partial p} + \beta N_m \frac{\partial V_m}{\partial p} + \beta N_m \frac{\partial V_m}{\partial w} \frac{dw}{dp} - \delta N_m L_m \frac{dw}{dp} - \delta E \\ &= N_a S_a - \beta N_m \bar{x}_m + N_m L_m (\beta - \delta) \frac{dw}{dp} - \delta E + (N_m \bar{x}_m - N_m \bar{x}_m) \\ &= (N_a S_a - N_m \bar{x}_m) - \beta N_m \bar{x}_m + N_m \bar{x}_m + N_m L_m (\beta - \delta) \frac{w}{p} \left( \frac{dw}{dp} \frac{p}{w} \right) - \delta E \\ &= E + N_m \bar{x}_m - \beta N_m \bar{x}_m + (\beta - \delta) \frac{w}{p} N_m L_m \eta - \delta E = 0 \end{aligned}$$

上面的第二个等式是从(4)和(7)式来的。第三个等式重新整理了  $N_m \bar{x}_m$  这一项,第四个等式运用了(8)式并且把工资对农产品相对价格的弹性定义为  $\eta = (dw/dp) \cdot p/w$ 。最后,我们把等式两边同乘以  $p$  就得到了等式(13):

$$p(1 - \delta)E + pN_m \bar{x}_m + (\beta - \delta)(N_m w L_m) \eta - p\beta N_m \bar{x}_m = 0.$$

附表 1 模型的符号定义

符号	定义	符号	定义
	面板 A: 理论模型		面板 B: 实证模型
$p$	农业对工业的相对价格	$A_{it}$	$i$ 省在 $t$ 年的农业出口值; $A_{it} = pE_{it}$
$w$	小时工资	$T_{it}$	总出口值,即农业和制造业出口值之和; $T_{it} = A_{it} + M_{it}$
$\eta$	工资的价格弹性	$M_{it}$	农业出口值; $M_{it} = s_{it}^m (Y_{it}^m / Y_{it}) T_{it}$ , 其中 $s_{it}^m \equiv \theta_{it}^m / \theta_{it}$
$N_a, N_m$	分别为农村和城市的人口数量	$Q_{it}$	$i$ 省在 $t$ 年的总产出水平
$L_m, L_a$	分别为在制造业和农业部门的代表性个体的劳动小时数	$Q_{it}^m$	$i$ 省在 $t$ 年的制造业产出水平
$V_a$	代表性农民( $a$ )的间接效用	$C_{it}$	城市工人的农产品消费, $C_{it} = pN_m x_m$
$V_m$	代表性工人( $m$ )的间接效用	$v_i$	模型(16)中的依省份而定的固定效应
$x_j$	消费者 $j$ 对农产品的消费, $j = a, m$	$\lambda_t$	模型(16)中的依年份而定的固定效应
$\bar{x}_m$	城市工人的农产品消费配额	$\zeta_i$	模型(18)中的依省份而定的固定效应
$y_j$	消费者 $j$ 对制造业产品的消费, $j = a, m$	$\phi_t$	模型(18)中的依年份而定的固定效应
$X$	农业产出	$W_{it}$	城市总工资 $W_{it} = N_m w L_m$
$Y$	工业产出	$\mu_{it}$	特异随机变量
$K$	制造业部门的资本投入		
$R$	农业部门的土地投入		
$S_a$	每个农民的平均农业剩余产出; $S_a = X - x_a$		
$G$	政府预算盈余		
$\Omega$	政府目标函数		
$\beta$	工人相对权重		
$\delta$	政府预算盈余相对权重		
$\in$	农业贸易价差		

## 参考文献

- 国家计划委员会价格管理司, 1997,《三种价格形式的权重和变化》,《中国价格》第 12 期。
- 国家统计局国民经济综合统计司编, 2006,《新中国五十五年统计资料汇编 1949—2004》, 中国统计出版社。
- 林毅夫、蔡昉、李周, 1994,《中国的奇迹：发展战略与经济改革》, 上海三联书店、上海人民出版社。
- Blomqvist, Åke, 1986, “The Economics of Price Scissors: Comment”, *American Economic Review* 76, pp. 1188—91.
- Carter, Michael, 1986, “The Economics of Price Scissors: Comment”, *American Economic Review* 76, pp. 1192—4.
- China Bureau of Statistics, 2005, *China Compendium of Statistics, 1949—2004*, China Statistics Press.
- Hall, R. Alastair, 2004, *Generalized Method of Moments*, Oxford University Press.
- Helpman, Elhanan, 1987, “Imperfect Competition and International Trade: Evidence from Fourteen Industrial Countries”, *Journal of the Japanese and International Economics* 1, pp. 62—81.
- Knight, John, 1995, “Price Scissors and Intersectional Resource Transfers: Who Paid for Industrialization in China?” *Oxford Economic Papers* 47(1), pp. 117—35.
- Knight, John, and Lina Song, 1999, *The Rural-Urban Divide: Economic Disparities and Interactions in China*, Oxford: Oxford University Press.
- Lardy, Nicholas, 1983, *Agriculture in China's Modern Economic Development*, New York: Cambridge University Press.
- Li, Dominic, and Kai Y. Tsui, 1990, “The Generalized Efficiency Wage Hypothesis and the Scissors Problem”, *Canadian Journal of Economics* 23 (1), pp. 144—58.
- Lin, Justin Yifu, 2003, “Development Strategy, Viability, and Economic Convergence”, *Economic Development and Cultural Change* 51(2), pp. 277—308.
- Lin, Justin Yifu, 2005, “Viability, Economic Transition and Reflection on Neoclassical Economics”, *Kyklos* 58(2), pp. 239—264.
- Lin, Justin Yifu, 2007, *Development and Transition: Idea, Strategy, and Viability, Marshall Lectures (2007)*, Cambridge University, forthcoming.
- Lin, Justin, Fan Cai, and Zou Li, 1996, *The China Miracle: Development Strategy and Economic Reform*, Chinese University Press.
- Naughton, Barry, 2005, *The Chinese Economy: Transitions and Growth*, The MIT Press.
- Preobrazhensky, Evgeny, 1926, *The New Economics*, Oxford: Clarendon Press, 1965.
- Sah, R. Kumar, and Joseph Stiglitz, 1984, “The Economics of Price Scissors”, *American Economic Review* 74, pp. 125—38.
- Wooldridge, Jeffery M., 2002, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press.

## The Political Economy of Price Scissors in China: Theoretical Model and Empirical Evidence

Justin Yifu Lin<sup>a</sup> and Yu Miaojie<sup>b</sup>

(a: World Bank; b: CCEER, Peking University)

**Abstract:** The Sah-Stiglitz “Economics of Price Scissors” model on the political economy of price scissors derives the optimal terms of trade against peasants. By extending this model to an open economy and allowing agricultural rationing, we first check if the model stands up to China’s data and if so, we estimate its key structural parameters. Using province-level panel data from 1949—1992, we find that the importance of peasants in China’s governmental objective function is less than the importance of workers. In addition, the importance of peasants’ welfare is also less than that of capital accumulation. Such findings are consistent with the reality of China.

**Key Words:** Trade; Political Economy; Price Scissors; Governmental Objective Function

**JEL Classification:** F10, O10

(责任编辑:宏亮)(校对:子璇)