

# 中国 - 东盟自由贸易区建立后 FDI 流入能替代进口贸易吗?

——基于新经济地理贸易自由化的研究

颜银根 安虎森\*

摘要: 通过构建三地区、两部门和两要素的空间均衡模型以及使用 2002 - 2008 年期间中国 28 个省份面板数据检验, 研究结果表明: 中国 - 东盟自由贸易区建立后 FDI 流入与进口贸易是替代关系还是互补关系, 主要取决于国家或区域间的贸易自由化水平。在区域间贸易自由度水平较低时, 贸易自由化强化了 FDI 流入对进口贸易的互补作用; 只有在区域间贸易自由化水平突破某个“门槛值”时, FDI 流入与进口贸易才是替代关系。此外, 本文研究还发现劳动力禀赋能够促进进口贸易, 本地资本禀赋对进口贸易影响并不显著, 而在贸易自由化水平比较低时人力资本禀赋对进口贸易没有影响, 但在贸易自由化水平比较高时存在着显著的正向影响。

关键词: 贸易自由化 外商直接投资 进口贸易 门槛效应 中国 - 东盟自由贸易区

## 一、问题的提出

改革开放以来, 中国对外经济快速发展。2008 年中国进口贸易总额和外商直接投资 (FDI) 流入分别为 11 325.6 亿美元和 8 526.13 亿美元, 是 1983 年的 104 倍和 930.8 倍。虽然这一时期两者的增长速度惊人, 但是很明显 FDI 的增速更快。进口贸易从改革开放后快速增加, 而 FDI 的大量流入则开始于 20 世纪 90 年代。从地理分布上来看, 中国进口贸易和 FDI 流入主要集中在东部沿海地区, 在 1998 - 2001 年期间, 90% 的 FDI 流入中国沿海城市 (Amiti and Wen, 2001)。2010 年中国与东盟正式建立中国 - 东盟自由贸易区 (CAFTA), 成为全球最大的自由贸易区, 区域贸易额占全球贸易额的 13%。中国与东盟建立自由贸易区后, FDI 的流入是否会影响进口贸易的增长? FDI 的流入会替代进口贸易吗?

FDI 的流入与进口贸易的关系如同 FDI 的流出与出口贸易的关系, 两者是同一个问题的不同方面。以往对 FDI 与贸易之间关系的研究主要从 FDI 流出和出口贸易的角度展开, 如新古典贸易 H - O - S 理论指出, 国际贸易替代资本等要素流动, 国际贸易中间包含着要素的流动。同样, Mundell (1957) 指出, 在各国技术相同时国际贸易和国家要素流动是相互替代的。如果 H - O - S 理论成立, 那么中国与西方经济发达国家之间的进口贸易将替代这些国家的 FDI 流入中国。但是我们发现, 大量 FDI 流入地区同时也是进口较多的地区。Liu 等 (2001) 在进口贸易与 FDI 的格兰杰因果检验的研究中指出, 中国进口的增长引起 FDI 流入, 而 FDI 流入同时也会增加本地出口额。

多数研究表明 FDI 与对外贸易可能为替代关系或互补关系, 主要从以下几个方面对此进行了解释: (1) 水平型 FDI 还是垂直型 FDI? 水平型 FDI 和垂直型 FDI 会对贸易产生不同的影响, 垂直型 FDI 会增加贸易, 水平型 FDI 会减少贸易 (Markusen, 1995; Markusen and Maskus, 2002); (2) 市场导向型 FDI 还是效率型 FDI?

\* 颜银根, 南开大学经济学院, 邮政编码: 300071 电子信箱: yanyingen@mail.nankai.edu.cn; 安虎森, 南开大学经济学院, 邮政编码: 300071。

本文研究获得国家社科基金重点项目“‘十二五’时期调整城乡结构和推进城镇化研究”(10AZD004)、教育部人文社会科学研究规划基金项目“转移支付和区域协调发展研究”(10YJA790001)的资助, 作者表示感谢。同时, 感谢匿名评审人对本文提出的宝贵建议, 当然文责自负。

同样,市场导向型 FDI 和效率型 FDI 对贸易会产生不同的影响,市场导向型 FDI 只是为了获得国外的市场,因此会减少贸易,而效率型 FDI 会增加中间环节在全球的生产,贸易会增加( Markusen and Maskus 2002); (3) FDI 流入还是 FDI 流出? 异质的 FDI 与贸易之间有着不同的关系,FDI 的流入与贸易有着正向的关系,而 FDI 的流出对贸易有着负向的关系( Pain and Wakelin 1998); (4) 中间品出口还是最终品出口? 双边的 FDI 和最终品的出口有着负向的关系,但是与中间品出口却有着正向的关系( Head and Ries 2001); (5) 进口还是出口? FDI 的流出对本国的出口产生短暂的影响,但是对本国的进口则产生持续的影响。此外,部分学者指出,不同行业的贸易和 FDI 的关系也会不同( Blonigen 2001)。

在资源禀赋差异较大的经济发达国家和发展中国家,产业间贸易仍然占据主导。发展中国家通常进口本国资源禀赋较低的产品,如资本密集型产品和技术密集型产品。劳动力、资本以及技术等共同影响着 FDI 和对外贸易( Pfaffermayr 1996)。正如新新贸易理论所言,生产效率高的企业通常选择出口,而效率低的企业则通常选择供应本地市场对产品的需求( Melitz 2003)。大量的实证研究从贸易效应角度证实外商直接投资至少对中国部分地区的进出口有着显著的影响( 冼国明等 2003; 王少平、封福育 2006; 周靖祥 2009)。然而,上述研究并没有考察贸易成本的变化对 FDI 以及进口贸易的影响。正如 Markusen ( 1998) 以及 Markusen 和 Venables ( 1999) 所言,随着不发达国家本地市场规模的变化、技术进步以及要素禀赋的变化,经济发达国家的企业会在这些不发达国家建立子公司。因此,本文的研究从新经济地理贸易自由化的动态视角出发,以揭示 FDI 流入与进口贸易两者之间的关系。

本文结构安排如下: 第二部分为理论模型和经验假说,构建 FDI 流入与进口贸易的关系,重点探讨贸易自由化引起 FDI 与进口贸易之间关系的变化,提出经验假说; 第三部分为计量模型与数据,主要说明计量模型中变量的选取、数据的来源以及计量中存在的内生性问题; 第四部分为本文研究的计量结果,重点考察 FDI 流入与进口贸易之间的关系,同时说明中国地区间的差异; 第五部分为本文的结论部分。

## 二、理论模型与经验假说

### (一) 基本假设

本文研究中我们建立了  $3 \times 2 \times 2$  的三地区、两部门、两要素的模型。模型中三地区我们分别用  $i = 1, 2, 3$  来表示,代表本国、自由贸易区其他国家(下文简称为“F 国”,本文中以东盟为例)以及世界上其他国家(除 CAFTA 外的其他国家,下文简称为“W 国”); 各地区要素禀赋包括劳动力(  $L$  ) 和资本(  $K$  ),其中劳动力限于区域内部门之间的流动,资本则可以在区域之间流动; 两部门分别为传统部门和现代部门,其中传统部门以规模报酬不变( CRS ) 和完全竞争为特征、生产同质品、仅使用劳动力一种要素作为投入; 现代部门以规模报酬递增( IRS ) 和完全竞争为特征、生产异质品、生产中使用资本作为固定投入和劳动力作为可变投入。同质品区际间贸易不存在贸易成本、异质品区域间贸易遵循“冰山贸易成本”(  $\tau$  )。本文研究中传统部门变量我们使用上标  $A$  表示,现代部门变量使用上标  $M$  表示,整个经济系统对应变量使用上标  $W$  表示。

### (二) 消费者行为

消费者效用函数由两层效用函数构成,与 Pflueger ( 2004) 相似: 上层效用函数为同质品和异质品组合的拟线性效应函数; 下层效用函数采用 Dixit 和 Stiglitz ( 1977) 的 CES 效应函数,为异质品组合消费的效用函数。 $i$  地区代表性消费者效用函数为:

$$U_i = \alpha \ln M_i + A_i, M_i = \left\{ \int_{\theta=0}^{n^w} [x_i(\theta)]^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} d\theta \right\}^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \text{ 其中 } \sigma > 1 > \alpha > 0 \quad (1)$$

如果以同质品为计价物,则消费者的预算约束为:

$$P_i M_i + A_i = Y_i, P_i = \left\{ \int_{\theta=0}^{n^w} [p_{ij}(\theta)]^{1-\sigma} d\theta \right\}^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (2)$$

其中  $U$  为总效用,  $M$  为消费者对异质品的需求量,  $A$  为消费者对同质品的需求量,  $x$  为不同种类产品的需求量,  $n^w = n_1 + n_2 + n_3$  为三地区异质品种类数总和,  $\sigma$  为任意两种异质品之间的替代弹性,  $P_i$  为  $i$  地区的异质品组合价格指数,  $p_{ij}$  为  $i$  地区生产的异质品在  $j$  地区的价格,  $\alpha$  为正的常数,  $Y$  为消费者的总支出。在约束条件(2)下最优化消费者效用函数(1),则可以得到消费者对同质产品和异质产品的需求量  $A$ 、 $M$  以及  $j$  地区消费者对  $i$  地区异质产品的需求:

$$M = \alpha/P, A = Y - \alpha x_{ij} = \alpha (p_{ij})^{-\sigma} (P_i)^{\sigma-1} \quad (3)$$

$i$  地区的进口总额  $X_i$  由两部分构成:

$$X_i = \sum_{j=1}^3 p_{ji} x_{ji} (L_i + K_i) \quad i, j = 1, 2, 3; i \neq j \quad (4)$$

### (三) 生产者行为

传统部门生产规模收益不变, 在完全竞争的市场上出售产品, 因此同质品的价格为  $p^A = MC = a^A w$ , 其中  $a^A$  为单位产出所需劳动力,  $w$  为劳动力工资。我们以同质品为计价物, 设  $a^A = 1, w = 1$ , 则  $p^A = 1$ 。由于我们假设同质品区域间贸易不存在贸易成本, 三地区的同质品价格相同, 即  $p_i^A = 1 (i = 1, 2, 3)$ 。

我们假设现代部门各地生产技术相同<sup>①</sup>, 企业生产异质品需要投入 1 单位资本作为固定投入和  $a_M$  单位劳动力作为可变投入, 因此  $i$  地区企业生产  $c_i$  单位产品的成本函数为:

$$f_i = r_i + a_M w_L c_i \quad (5)$$

其中  $r_i$  表示  $i$  地区企业的资本收益率。企业的利润为:

$$\Pi_i = p_i c_i - f_i \quad (6)$$

企业追求利润最大化, 根据张伯伦垄断竞争产品加成定价, 产品价格为:

$$p_i = a_M / (1 - 1/\sigma) \quad (7)$$

由于企业处于垄断竞争的市场上可以自由进出, 均衡时企业获得零利润。根据 (6) 式以及 (7) 式, 企业的资本收益为:

$$r_i = \frac{p_i c_i}{\sigma} = \frac{a_M c_i}{\sigma - 1} \quad (8)$$

由 (8) 式我们可以得到, 均衡时企业的产量:

$$c_i = (\sigma - 1) r_i / a_M \quad (9)$$

将 (8) 式代入 (2) 式, 再利用我们前文所假设的地区企业数与资本数相一致 ( $n_i = K_i$ ) 我们可以得到地区异质品的价格指数  $P_i$ :

$$P_i = \begin{cases} p_i [K_i + K_j (\tau_{12})^{1-\sigma} + K_3 (\tau_{13} + \tau)^{1-\sigma}]^{1/(1-\sigma)} & i = 1, 2 \\ p_3 [K_3 + \sum_{j=1}^2 K_j (\tau + \tau_{ij})^{1-\sigma}]^{1/(1-\sigma)} & i = 3 \end{cases} \quad \text{其中 } j = 1, 2; i \neq j \quad (10)$$

### (四) 贸易自由化、FDI 与进口贸易

在贸易自由化的进程中, FDI 的流入是否会导致进口的增加或者减少是本文重点关注的内容。本文研究过程中我们假定了地区具有相同的生产技术, 即地区企业异质企业的边际投入相同。采用张伯伦垄断竞争加成定价, 则本国、 $F$  国以及  $W$  国的异质品具有相同的出厂价 ( $p_i = p_j, i \neq j$ )。将 (3) 式、(9) 式和 (10) 代入 (4) 式, 我们可以得到:

$$X_i = \alpha \sum_{j=1}^3 \phi_{ji} (L_j + K_j) / P_i \quad i \neq j \quad (11)$$

其中  $\phi = \tau^{1-\sigma}$  即为 Baldwin 等 (2003) 所定义的地区间贸易自由度。为说明中国加入东盟后 FDI 与进口贸易之间的关系, 下文中我们将本国看作中国、 $F$  国看作东盟自由贸易区国家、 $W$  国看作除 CAFTA 外的世界其他国家。(11) 式展开即为:

$$X_1 = \alpha \left[ \frac{\phi_{21} (L_2 + K_2) + \phi_{31} (L_3 + K_3)}{K_1 + \phi_{12} K_2 + \phi_{13} K_3} \right] \quad (12)$$

为简化, 我们假设地区间的贸易成本对等<sup>②</sup>, 即  $\phi_{12} = \phi_{21}, \phi_{23} = \phi_{32}$  和  $\phi_{13} = \phi_{31}$ 。进一步, 我们考察东盟自由贸易区的 FDI 流入和世界其他国家的 FDI 流入两种不同的情形。由于两种情况是对称的, 因此我们只考察  $F$  国资本流出至中国与  $W$  国的情况。

#### 1. 外商直接投资流入

如果东盟对两国资本流动对等, 则对 (12) 式求关于  $K_2$  的偏导数, 我们得到:

<sup>①</sup>本文模型建立中没有对地区生产率差异进行研究, 有兴趣的读者可参见 Markusen 和 Venables (1999)。

<sup>②</sup>我们这里的假设与以往的新经济地理标准模型中的假设一致, 即不存在区域之间不对等的制度障碍以及贸易优惠政策如最惠国待遇等。

$$\frac{\partial X_1}{\partial K_2} = \alpha \phi_{12} \frac{K_1 - \phi_{12} L_2 - \phi_{13} L_3}{(K_1 + \phi_{12} K_2 + \phi_{13} K_3)^2} \quad (13)$$

(13) 式中分母始终大于 0, 其值正负取决于分子。当  $\phi_{12} < (K_1 - \phi_{13} L_3) / L_2$  时,  $\partial X_1 / \partial K_2 > 0$ , 即外商直接投资与进口贸易为互补关系。其中  $\phi_{12} = (K_1 - \phi_{13} L_3) / L_2$  为外商直接投资与进口贸易为替代或互补关系的临界值。因此, 当中国与东盟贸易自由度比较小的时候, 东盟外商直接投资增加将会增加中国的进口贸易; 而在中国与东盟贸易自由度突破某个“门槛值”的时候, 东盟外商直接投资增加将会减少中国的进口贸易。由此我们可以得出如下命题:

命题 1: 如果东盟国家外商直接投资在中国和世界其他国家与资本地理分布成比例, 则随着中国与东盟贸易自由度突破某个“临界值”之后, FDI 流入将导致中国进口贸易减少。

## 2. 区域经济一体化

中国与东盟 2010 年 1 月 1 日正式建立中国 - 东盟自由贸易区 (CAFTA), 贸易自由化同样会对中国进口贸易产生影响。对 (12) 式求关于  $\phi_{12}$  的偏导数, 得到:

$$\frac{\partial X_1}{\partial \phi_{12}} = \alpha \frac{(L_2 + K_2) K_1 + \phi_{13} (K_3 L_2 - K_2 L_3)}{(K_1 + \phi_{12} K_2 + \phi_{13} K_3)^2} \quad (14)$$

如果  $W$  国的劳动力与资本的比重小于等于  $F$  国, 即  $(L_3 / K_3) \leq (L_2 / K_2)$ , 那么中国与东盟的区域经济一体化总是能够促进中国进口贸易增长。而当  $W$  国的劳动力与资本的比重大于  $F$  国时, 即  $(L_3 / K_3) > (L_2 / K_2)$  时, 当且仅当  $\phi_{13} < (L_2 + K_2) K_1 / (K_2 L_3 - K_3 L_2)$  时中国与东盟贸易自由化才能促进中国进口贸易的增加。而此时如果中国与其他国家贸易自由度比较高时, 中国与东盟区域经济一体化反而会减少中国进口贸易。由此, 我们得到命题 2:

命题 2: 在 FDI 流入不变的情况下, 中国与东盟一体化程度的提高能否增加中国进口贸易还取决于中国与其他国家的贸易自由度。如果  $W$  国劳资比大于  $F$  国, 当  $\phi_{13} < (L_2 + K_2) K_1 / (K_2 L_3 - K_3 L_2)$  时, 中国东盟贸易自由化才会促进本国进口贸易的增加。而在  $F$  国劳资本比大于  $W$  国时, 中国与东盟的贸易自由化总能促进中国进口贸易的增加。

根据命题 1、命题 2, 我们提出如下经验假说:

中国与东盟建立自由贸易区后 FDI 流入是否会导致中国的进口贸易额增加主要取决于中国与东盟贸易自由度、中国与第三国的贸易自由度、中国劳动力数量以及本国资本存量等。

## 三、计量模型与数据

### (一) 计量模型设定

本文研究重点考察贸易自由度以及 FDI 的流入对进口贸易的影响, 除此之外在我们的经验假说中还指出资源禀赋和资本禀赋与本国的进口贸易是密切关联的, 这与新古典理论研究结论是一致的。此外, 在一些经验研究中指出汇率以及人力资本等因素对进口贸易有着影响, 如果在我们的计量研究中不考察这些指标, 可能因变量遗漏而导致残差项不服从白噪声的假设造成有偏估计。因此, 在本文的研究中我们将这些因素设为控制变量。本文研究中使用面板数据进行检验, 各省份作为样本地区, 因此计量模型设定为:

$$\ln X_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln FDI_{it} + \alpha_2 \ln \phi_{12t} + \alpha_3 \ln \phi_{13t} + \alpha_4 \ln \phi_{23t} + \alpha_5 \ln Z_i + \alpha_6 \ln \phi_{12t} \times \ln FDI_{it} + \alpha_7 \ln \phi_{13t} \times \ln FDI_{it} + \alpha_8 \ln \phi_{23t} \times \ln FDI_{it} + \mu_{it} \quad (15)$$

其中  $i$  代表地区 (省份),  $t$  代表年份, 下标 2、3 分别代表东盟国家和世界其他国家。 $Z_i$  为  $i$  地区的控制向量, 包括汇率 ( $Exc$ )、劳动力禀赋 ( $Lab$ )、资本禀赋 ( $Cap$ ) 和人力资本 ( $Hum$ ) 以及地区特征虚拟变量 ( $dum$ );  $\phi_{ij}$  为各省与东盟以及世界其他国家的贸易自由度;  $\mu_{it}$  为残差项。

### (二) 数据来源与变量说明

本文研究中使用的数据为 2002 - 2008 年期间全国 28 省 (市、自治区) 面板数据。<sup>①</sup> 数据来源于《新中国六十年统计资料汇编》、《中国统计年鉴》(2009)、《中国区域经济统计年鉴》(2003 - 2008)、联合国贸易和发展数据库 (UNCTAD)、国研网以及中经网等。研究中使用的外汇汇率数据来源于《中国统计年鉴》(2009), 东盟国家和世界其他国家 GDP (美元现价) 和贸易数据来源于 UNCTAD, 各省进口贸易数据来源于国研网,

<sup>①</sup> 由于 FDI 数据缺失, 文中剔除了海南、青海和西藏三省份样本, 同时文中未包含港澳台地区。

各省 GDP、实际 FDI 数额、高校教师数、总人口数来源于《新中国六十年统计资料汇编》,年末从业人员数据来源于《中国区域经济统计年鉴》(2003 - 2009),资本存量数据来源于单豪杰(2008)。单豪杰(2008)的资本存量数据只有重庆市和四川省合并数据,在本文研究中我们根据各地 GDP 占两地区 GDP 总值的比重乘以总的资本存量来计算该地区的资本存量。具体变量处理如下:

1. 贸易自由度

间接贸易自由度是衡量区域间开放度的一个很好的代理变量,该方法在新经济地理和新贸易理论中得到广泛的使用( Bosker and Garretsen 2010)。相比较仅使用进口或出口贸易总额与地区 GDP 的比值而言,该方法更能全面地反映贸易开放度。

$$\phi_{ij} = T_{ij}^{1-\sigma} = \sqrt{\frac{E_{ij}E_{ji}}{E_{ii}E_{jj}}} \tag{16}$$

其中  $E_{ij}$  表示本国对他国的出口,  $E_{ji}$  为他国对本国的出口(即本国的进口额),  $E_{ii}$  为本国的 GDP,  $E_{jj}$  为全球其他国家 GDP。在本文的研究中各省对东盟(ASEAN)整体的贸易自由度( $\phi_{12}$ )、各省对其他国家的贸易自由度( $\phi_{13}$ )以及东盟对世界其他国家的贸易自由度( $\phi_{23}$ )是我们计算的数值。

2. 其他控制变量

为避免遗漏变量引起计量的偏差,本文研究过程中使用了一些常见的控制变量:地区劳动力禀赋、资本存量以及地区人力资本以控制地区特征。新古典贸易理论建立在资源禀赋差异基础之上,本文研究控制这些变量能够更好地处理贸易自由度的变化对 FDI 以及出口贸易关系的研究。劳动力禀赋数据我们使用中经网中年末从业人员数据作为代理变量,资本禀赋数据使用各省份资本存量数据(单豪杰 2008),人力资本数据使用区域高校教师数与区域总人口的比值作为人力资本的代理变量。<sup>①</sup>

(三) 内生性与 GMM 估计

如果估计式(14)中所有的解释变量相对于被解释变量都是外生的,那么我们可以直接使用固定效应或随机效应进行面板 OLS/GLS 估计。但是,FDI 与贸易之间具有强内生性,两者有着相似的影响因素如劳动力、资本和技术等(Pfaffermayr, 1996)。由于 FDI 和贸易有着很强的内生性,这就需要寻求工具变量解决这一问题。然而,在现有的研究中通常都没有对这一问题进行研究,这与社会经济现象中的内生性问题难以处理有着直接的关联。近年来经济学中控制性分析方法逐步增多,但是想要寻找一个合适的工具变量还是很难的。本文研究的数据为“宽横截面,短时间序”,除内生性外数据具有异方差等特征,相比较而言系统 GMM 能够很好地处理这些问题(Roodman, 2009)。

(四) 数据描述

图 1 为 1985 - 2008 年期间各省 FDI 与出口贸易的散点图,从散点图来看,随着 FDI 的流入增加,进口贸易总额从最初的增速平缓到快速增加。需要注意的是,在 1985 - 2008 年期间,中国经历了经济特区的发展、南巡讲话以及加入 WTO,促进了贸易自由化水平的提高。安虎森和颜银根(2011)研究表明中国大量 FDI 的流入与中国的工业化水平以及贸易自由化有着直接的关联。由此,我们推测 FDI 流入和贸易自由度是形成这种非线性特征的根本原因所在。此外,表 1 列出了本文研究相关变量的观察值数、均值、标准差、最值。

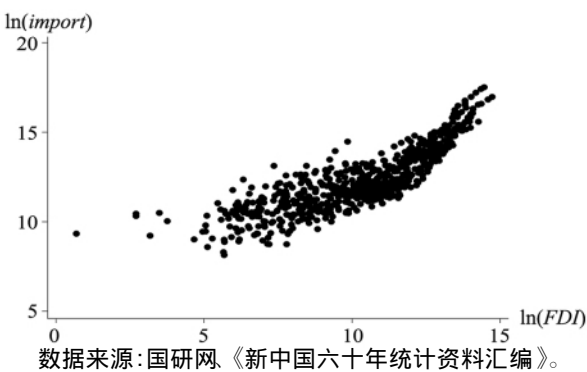


图 1 1985 - 2008 年期间各省 FDI 流入与进口贸易的散点图

①由于数据的缺失,本文研究中并未使用目前常见的受教育年限或者每万人大学生数,我们对搜集到的部分省份三类数据进行简单比较,研究结果相似。

表 1

主要变量统计描述

变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值	单位
$X$	196	2908595	5982116	32808	40000000	万美元
$FDI$	195	342324. 2	446615. 4	2043. 992	2512026	万美元
$\phi_{12}$	196	0. 0057771	0. 0093353	0. 000142	0. 038469	比值
$\phi_{13}$	196	0. 0089332	0. 0132322	0. 000499	0. 063011	比值
$\phi_{23}$	196	0. 1100974	0. 0072758	0. 099265	0. 118884	比值
$Exc$	196	7. 8663	0. 4777339	6. 9669	8. 2772	RMB/USD
$Lab$	196	2417. 711	1465. 081	282	5835. 45	万人
$Cap$	196	3792. 799	3604. 304	162. 41	16997. 5	亿元
$Hum$	195	142. 0133	108. 8965	31. 9899	689. 999	人 / 万人

数据来源:《新中国六十年统计资料汇编》、《中国统计年鉴》(2009)、《中国区域经济统计年鉴》(2003 - 2009)、联合国贸易和发展数据库(UNCTAD)、国研网、中经网以及作者自行估计 统计软件为 Stata11.0。

四、计量结果

本文计量软件为 Stata11.0 ,文中给出了静态面板(固定效应、随机效应)和动态面板(差分 GMM 以及系统 GMM) 估计结果。为研究贸易自由化与 FDI 流入对地区进口贸易的共同效应 ,我们重点研究两者的交互项。此外 ,为说明在贸易自由度较低时 FDI 的流入可能对进口贸易产生负向的影响 ,在模型(3.1) - (3.6) 中我们根据各省与世界其他国家的贸易自由度的大小重新分组。

(一) 静态面板估计

表 2 给出了固定效应和随机效应的静态面板估计结果 ,其中模型(1.3) - (1.6) 控制了时间固定效应 ,模型(1.5) - (1.6) 增加了交互项。根据 Hausman 检验 ,在固定效应和随机效应中分别选择了模型(1.1) 、(1.4) 和(1.5) 。模型(1.5) 中  $\ln\phi_{23}$  和  $\ln Exc$  在中国各省份之间是相同的 ,加入时间控制变量后因存在共线性而被省略掉。

表 2

静态面板估计(全国分省份样本)

	(1.1)	(1.2)	(1.3)	(1.4)	(1.5)	(1.6)
	固定效应	随机效应	固定效应	随机效应	固定效应	随机效应
$\ln FDI$	0. 0240526	0. 04589131	0. 01706706	0. 04408211	0. 55936233 ***	0. 57864502 ***
$\ln\phi_{12}$	0. 10035468 **	0. 12470811 ***	0. 05189182	0. 12364842 ***	0. 50333619 ***	0. 34195299 *
$\ln\phi_{13}$	0. 78037589 ***	0. 88517669 ***	0. 61934225 ***	0. 87325314 ***	0. 17975488	0. 26814754
$\ln\phi_{23}$	1. 7971708 ***	1. 3240688 ***		- 0. 55973192		- 2. 7345046
$\ln Exc$	- 3. 2734367 ***	- 2. 5677598 ***		- 2. 738313 ***		- 2. 661594 ***
$\ln Lab$	0. 05333185	0. 24340848 ***	- 0. 04196642	0. 1911756 **	- 0. 09271031	0. 17396054 **
$\ln Cap$	- 0. 108535	0. 09950733	- 0. 48415826 ***	0. 0924701	- 0. 5456635 ***	0. 03515572
$\ln Hum$	0. 16202914	0. 02824695	- 0. 09393005	- 0. 08679911	- 0. 08465326	- 0. 06681852
$\ln FDI \times \ln\phi_{12}$					- 0. 0455946 ***	- 0. 0280402
$\ln FDI \times \ln\phi_{13}$					0. 05249035 **	0. 06207862 ***
$\ln FDI \times \ln\phi_{23}$					0. 23585992 **	0. 152566
常数项	26. 00246 ***	25. 283533 ***	20. 842704 ***	16. 179558 ***	23. 395937 ***	24. 596675 ***
观察值	194	194	194	194	194	194
Adj. $R^2$	0. 9456	0. 9527	0. 9583	0. 9574	0. 9639	0. 9638
时间固定效应	否	否	是	是	否	是

注: \* 、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

从估计结果来看 ,FDI 只是在加入了贸易自由度与 FDI 的交互项之后显著为正。在模型(1.1) 和(1.4) 中 FDI 系数为正但并不显著。各省与东盟国家贸易自由化水平(  $\ln\phi_{12}$  ) 的提高促进了本省的进口贸易 ,而在模型(1.5) 中本省与其他国家的贸易自由度(  $\ln\phi_{13}$  ) 的提高对本国进口增加的促进作用则并不明显。这从侧面说明了本省与其他国家贸易自由度的提高未必能够促进本国进口额的增加 ,很有可能是取决于本国与区外其他国家贸易自由度是否达到一定水平。控制变量劳动力禀赋、资本禀赋以及人力资本禀赋对进口贸易几乎不产生影响。人民币升值与进口贸易有着反向关系 ,并且十分显著 ,这与以往的理论和经验研究相同。

从模型(1.5) 中我们发现 ,贸易自由度和 FDI 的交互项影响显著。其中  $\ln FDI \times \ln\phi_{12}$  的系数显著为负 ,而  $\ln FDI \times \ln\phi_{13}$  系数显著为正 ,这就表明中国与东盟贸易自由化进程中 FDI 的流入抑制了各省进口贸易 ,而各省与世界其他国家的贸易自由化以及 FDI 的流入促进了各省进口贸易。在命题 1 中我们指出 ,如果随着中国与东盟贸易自由度突破某个“临界值”之后 ,FDI 流入将导致中国从东盟的进口贸易减少。由于我们的理

论模型中东盟和世界其他国家是完全对称的关系 ,中国与其他国家的贸易自由化刚好是中国与东盟贸易自由化的对称面。因此如果命题 1 成立的话 ,那么这就表明中国与东盟贸易自由度可能已经突破临界值而中国与世界其他国家的贸易自由化尚未突破临界值 ,中国 – 东盟自由贸易区的进程中 FDI 的流动将会替代进口贸易。

(二) 动态面板估计

表 2 从静态面板角度研究了贸易自由度、FDI 等与进口贸易的关系 ,但是正如上文所言 ,本文贸易自由度等与进口贸易存在着内生性的问题。为消除内生性的影响我们选择动态面板估计 ,包括 Arellano 和 Bond ( 1991) 提出的差分 GMM 估计和 Arellano 和 Bover ( 1995) 以及 Blundell 和 Bond ( 1998) 提出的系统 GMM 估计。但是 ,如果因变量和内生自变量类似于随机游走 ,那么差分 GMM 将面临弱工具变量问题。系统 GMM 则不通过差分后的方程估计参数 ,同时通过堆积数据来保持原始数据和差分数据 ,具有观察值数据翻倍、不存在差分后数据缺失等优点。

表 3 给出了 Arellano 和 Bond ( 1991) 提出的差分 GMM 估计 ,Arellano 和 Bover ( 1995) 以及 Blundell 和 Bond ( 1998) 提出的系统 GMM 估计结果。模型 ( 2. 1) – ( 2. 3) 使用差分 GMM 估计 ,其中 ( 2. 1) – ( 2. 2) 使用贸易自由度以及 FDI 的一阶滞后(  $L1. \ln FDI$  ) 作为工具变量 ,模型( 2. 3) 增加 FDI 的二阶滞后(  $L2. \ln FDI$  ) 作为工具变量。从模型的检验结果来看 ,Sargan – P 值大于 0. 1 ,即模型中贸易自由度以及 FDI 的确存在内生性问题。模型 ( 2. 4) – ( 2. 5) 使用系统 GMM 估计 ,贸易自由度作为工具变量。使用系统 GMM 估计至少需要满足两个条件: ( 1) AR( 1) 对应的 P 值小于 0. 05 而 AR( 2) 对应的 P 值大于 0. 05; ( 2) Sargan 检验 P 值大于 0. 1。在存在 FDI 项时 ,采用系统 GMM 无法满足条件( 1) 。此外 ,Hansen 检验表明本文研究中的确存在内生性问题 ,因此模型 ( 2. 4) 和 ( 2. 5) 中并没有加入 FDI 项是设置合理的。在模型( 2. 2) 、( 2. 3) 和( 2. 5) 中我们同时控制了时间效应。

表 3 动态面板估计( 全国分省份样本)

	( 2. 1)	( 2. 2)	( 2. 3)	( 2. 4)	( 2. 5)
估计方法	Arellano 和 Bond ( 1991)			Arellano 和 Bover ( 1995)	
	差分 GMM			系统 GMM	
$\ln FDI$	0. 08957749	0. 05639357	- 0. 00948481		
$L1. \ln FDI$	0. 0060218	0. 00552464	- 0. 00478614		
$L2. \ln FDI$			0. 01499071 **		
$\ln \phi_{12}$	- 0. 07076964 ***	- 0. 06282011 ***	- 0. 02897421 **	- 0. 06336603	- 0. 08933712
$L1. \ln \phi_{12}$	- 0. 01984507 **	- 0. 01606606 **	- 0. 05044416 ***	0. 04348017 *	- 0. 00023007
$\ln \phi_{13}$	0. 84496334 ***	0. 93401105 ***	0. 96368989 ***	- 0. 35309234	- 0. 27865247
$L1. \ln \phi_{13}$	0. 01639259	0. 01113741	- 0. 00164587	- 0. 01974308	- 0. 0402019
$\ln \phi_{23}$	0. 50207553			6. 6069137 ***	7. 0283033 ***
$L1. \ln \phi_{23}$	- 0. 08913318			- 0. 11363002 *	- 0. 24563353 *
$\ln Lab$	- 0. 01838129	- 0. 01689282	- 0. 00615073	0. 01319326	0. 0272439
$\ln Cap$	0. 14914533 ***	0. 18353812 ***	0. 19694819 ***	0. 05797477	- 0. 02173106
$\ln Hum$	- 0. 05163806 **	- 0. 08164452 ***	- 0. 07741153 ***	- 0. 030666	0. 03915691
$\ln Exc$	0. 29438296 **			0. 11255156	0. 03753629
$\ln FDI \times \ln \phi_{12}$	0. 08553779 ***	0. 08427964 ***	0. 08297475 ***	0. 00252243	0. 00888147
$\ln FDI \times \ln \phi_{13}$	- 0. 07127929 ***	- 0. 07646904 ***	- 0. 0789335 ***	0. 02226404	0. 01918963
$\ln FDI \times \ln \phi_{23}$	- 0. 02799842	- 0. 01844315	- 0. 04077548	- 0. 5488508 ***	- 0. 56032213 ***
常数项	- 2. 8236627 ***	- 2. 5075406 ***	- 2. 7068434 ***	10. 617828 ***	11. 387786 ***
观察值	111	111	111	166	166
AR( 1)				0. 02088683	0. 00060381
AR( 2)				0. 82983592	0. 78608623
Sargan – P 值	0. 3815	0. 5344	0. 8452	0. 59390773	0. 42793984
Hansen – P 值				0. 10470592	0. 5206703
时间固定效应	否	是	是	否	是

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

从表 3 中我们可以看出 ,FDI 对进口贸易的影响是不定的 ,估计结果也不显著。与表 2 中明显不同的是

$\ln FDI \times \ln \phi_{23}$  的系数发生了变化, 差分 GMM 估计中不显著而系统 GMM 估计比较显著。也就是说, 东盟与其他国家贸易自由度的增加以及 FDI 的流入抑制中国进口的增加, 当然, 这并非本文关心的重点。系统 GMM 估计中  $\ln FDI \times \ln \phi_{13}$  的系数仍然为正, 这与静态面板模型的估计结果是一致的, 只是并不显著。

(三) 贸易自由化水平、FDI 与进口贸易

在命题 1 和命题 2 中我们指出只有在地区间贸易自由度比较大时 FDI 的流入才会促进本地进口额的增加。表 4 中我们分别给出了全体样本、高贸易自由度样本以及低贸易自由度样本 Robust 估计和系统 GMM 估计的结果。根据核密度估计的层次聚类, 我们选择了  $\phi_{13}$  是否大于 0.01 作为判断标准。表 4 中模型 (3.1) – (3.3) 采用 Robust 估计, 模型 (3.4) – (3.6) 采用系统 GMM 估计。从检验结果来看, 系统 GMM 估计结果是可信的, 对内生性的解决也是合理的。我们给出 Robust 估计结果只是为了做比较, 并无他用。

表 4 不同贸易自由度的样本估计

变量	(3.1)	(3.2)	(3.3)	(3.4)	(3.5)	(3.6)
	Robust			系统 GMM		
	整体样本	$\phi_{13} < 0.01$	$\phi_{13} > 0.01$	整体样本	$\phi_{13} < 0.01$	$\phi_{13} > 0.01$
$\ln FDI$	0.46294457	0.90756188	-0.38556191	1.0817728***	1.1830084***	0.13594487
$\ln Lab$	0.17842009	0.19610433	0.26389437**	0.58911843***	0.82253075**	1.6525052*
$\ln Cap$	0.02279191	-0.02384126	0.19063561	-0.78292602***	0.07142313	-0.51294744
$\ln Hum$	-0.00439493	-0.04606193	-0.10994088	0.49798737***	-0.30567671	0.8478723**
$\ln Exc$	-2.3226268	-0.99507386	-4.3464803	-2.918207***	-1.1022815*	-3.9376688*
$\ln FDI \times \ln \phi_{12}$	-0.00158079	-0.00153985	-0.01061644	0.01119538**	-0.00147903	0.06445598*
$\ln FDI \times \ln \phi_{13}$	0.08063***	0.08311359***	0.07836721***	0.07551392***	0.14404663***	-0.00493028
$\ln FDI \times \ln \phi_{23}$	-0.03782572	0.16383775	-0.30858971	0.09468751***	0.05914432*	0.05528145
常数项	15.594602***	13.480892**	21.112272***	14.173737***	7.7567057*	14.438799*
观察值	194	137	57	194	137	57
AR(1)				0.00003563	0.00011	0.00093171
AR(2)				0.33735263	0.94813735	1
Sargan - P 值				0.0908746	0.11219425	0.10961512
Hansen - P 值				0.36188519	0.48405042	0.5040756

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别为 10%、5%、1% 显著性水平, 计量软件为 stata11.0。

从表 4 估计结果来看, FDI 对出口贸易有正向影响, 但在贸易自由度比较大的时候并不明显。需要指出的是,  $\ln FDI \times \ln \phi_{12}$ 、 $\ln FDI \times \ln \phi_{13}$  以及  $\ln FDI \times \ln \phi_{23}$  的系数变化值得重点关注。从模型 (3.4) 中可以看出三者的系数均为正, 而且十分显著。但是, 如果细分不同的贸易自由度水平, 则会发现在贸易自由度比较低时和贸易自由度比较高时系数出现正负号的变化, 这与我们的命题是一致的, 即贸易自由化后 FDI 流入可能替代或者增加出口贸易。表 4 中模型 (3.5) – (3.6) 我们主要考察  $\phi_{13}$  不同组别值时  $\ln FDI \times \ln \phi_{13}$  对进口贸易的大小。在  $\phi_{13}$  比较小时,  $\ln FDI \times \ln \phi_{13}$  系数为正; 而在  $\phi_{13}$  比较大时,  $\ln FDI \times \ln \phi_{13}$  系数为负, 这与我们的命题 1 是完全一致的。

劳动力禀赋对进口贸易有着显著的正向影响, 在贸易自由度比较大时这一影响尤为明显, 这可能是由于劳动人口同时作为消费者, 随着贸易自由度的增加地区劳动力对国外消费品需求会增加。这就说明了中国改革开放的进程中, 为何出现大量美国货、欧洲货、日本货以及韩国货等涌入中国。在贸易自由度比较大时, 本地资本禀赋充裕的地区, 产品本地生产替代大量的进口产品。人民币升值更利于本地进口, 表 4 中  $\ln Exc$  的系数为负, 与新古典贸易理论的结论是一致的。模型 (3.4) – (3.6) 证实了本文研究的经验假说, 中国与东盟建立自由贸易区后 FDI 流入是否会导致本国的进口贸易额增加主要取决于本国与东盟贸易自由度、本国与第三国的贸易自由度、东盟与第三国的贸易自由度、本国劳动力数量以及本国资本存量等。

五、评述性结论

改革开放以来, 中国对外开放程度越来越高。随着中国加入东盟自由贸易区, FDI 的流入是否替代进口的增加, 转而本地市场更多的依靠新迁入的外资企业提供产品? 或者 FDI 的流入增加了中间产品的生产而增加了进口? 本文不同于以往的研究, 并没有从这些角度来考察 FDI 与进口贸易之间的关系。中国 FDI 与进口贸易快速增长的过程中恰逢中国市场开放, 地区贸易自由化水平快速提高。因此, 本文首先建立了三地区、两部门和两要素的空间一般均衡模型, 理论研究指出 FDI 对本地区进口贸易的影响主要取决于地区之间的贸易自由化水平, 甚至会取决于第三国与本国贸易伙伴的贸易自由度。在此基础上我们使用 2002 – 2008



年期间全国 28 个省(市、自治区) 面板数据对这一假说进行了经验检验。研究结果表明,FDI 与进口贸易之间并没有必然的正相关关系,当地区间贸易自由度突破某个“临界值”时,贸易自由化进程中 FDI 的流入将会替代进口贸易。

Baldwin 等 (2003) 在研究新经济地理理论和政策时提出了贸易自由度,这种贸易自由度中包含了地区之间的地理距离等因素,可以说明地区之间的贸易成本。本文研究中使用 Head 和 Mayer(2004) 提出的间接贸易成本作为贸易自由度的替代变量。根据前文的研究,我们得到如下启示:中国 - 东盟自由贸易区建立后,外商直接投资流入可能会降低中国的进口贸易。但是如果能够同时提高中国与其他国家贸易自由化水平,则完全可以促进中国进口贸易的增加,FDI 的流入将与进口贸易成为互补关系,从而有利于中国未来经济的发展。

#### 参考文献:

1. 安虎森、颜银根 2011:《贸易自由化、工业化与企业区位——新经济地理视角中国 FDI 流入的研究》,《世界经济研究》第 2 期。
2. 单豪杰 2008 《中国资本存量 K 的再估算: 1952 - 2006 年》,《数量经济技术经济研究》第 10 期。
3. 王少平、封福育 2006 《外商直接投资对中国贸易的效应与区域差异: 基于动态面板数据模型的分析》,《世界经济》第 8 期。
4. 冼国明、严兵、张岸元 2003 《中国出口与外商在华直接投资——1983 - 2000 年数据的计量研究》,《南开经济研究》第 1 期。
5. 周靖祥 2009 《中国 FDI 流入的“内生性”出口贸易增长效应研究》,《南方经济》第 5 期。
6. Amiti M. and M. Wen. 2001. “Spatial Distribution of Manufacturing in China.” In *Modeling the Chinese Economy* ed. P. J. Lloyd, and X. G. Zhang, 135 - 148. London: Edward Elgar.
7. Arellano M. and S. Bond. 1991. “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations.” *The Review of Economic Studies* 58(2): 277 - 297.
8. Arellano M. and O. Bover. 1995. “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error - components Models.” *Journal of Econometrics* 68(1): 29 - 51.
9. Baldwin R. R. Forslid P. Martin G. Ottaviano and F. Robert - Nicoud. 2003. *Economic Geography and Public Policy*. Princeton: Princeton University Press.
10. Blonigen B. A. 2001. “In Search of Substitution between Foreign Production and Exports.” *Journal of International Economics* , 53(1): 81 - 104.
11. Blundell R. and S. Bond. 1998. “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models.” *Journal of Econometrics* 87(1): 115 - 143.
12. Bosker M. and H. Garretsen. 2010. “Trade Costs in Empirical New Economic Geography.” *Papers in Regional Science* 89(3): 485 - 511.
13. Dixit A. K. and J. E. Stiglitz. 1977. “Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity.” *The American Economic Review* , 67(3): 297 - 308.
14. Head K. and T. Mayer. 2004. “The Empirics of Agglomeration and Trade.” In *Handbook of Regional and Urban Economics* ed. J. V. Henderson and T. Jacques - François 2609 - 2669. Amsterdam: Elsevier.
15. Head K. and J. Ries. 2001. “Overseas Investment and Firm Exports.” *Review of International Economics* 9(1): 108 - 122.
16. Liu X. ,C. Wang ,and Y. Wei. 2001. “Causal Links between Foreign Direct Investment and Trade in China.” *China Economic Review* ,12(2): 190 - 202.
17. Markusen J. R. 1995. “The Boundaries of Multinational Enterprises and the Theory of International Trade.” *The Journal of Economic Perspectives* 9(2): 169 - 189.
18. Markusen J. R. and K. E. Maskus. 2002. “Discriminating among Alternative Theories of the Multinational Enterprise.” *Review of International Economics* ,10(4): 694 - 707.
19. Markusen J. R. ,and A. J. Venables. 1999. “Foreign Direct Investment as a Catalyst for Industrial Development.” *European Economic Review* 43(2): 335 - 356.
20. Melitz M. J. 2003. “The Impact of Trade on Intra - Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity.” *Econometrica* , 71(6): 1695 - 1725.
21. Mundell R. A. 1957. “International Trade and Factor Mobility.” *The American Economic Review* 47(3): 321 - 335.
22. Pain N. ,and K. Wakelin. 1998. “Export Performance and the Role of Foreign Direct Investment.” *The Manchester School* , 66( Supplement): 62 - 88.

23. Pfaffermayr M. 1996. "Foreign Outward Direct Investment and Exports in Austrian Manufacturing: Substitutes or Complements?" *Review of World Economics* 132( 3) : 501 – 522.
24. Pflueger M. 2004. "A Simple , Analytically Solvable , Chamberlinian Agglomeration Model. " *Regional Science and Urban Economics* 34( 5) : 565 – 573.
25. Roodman D. 2009. "How to Do Xtabond2: An Introduction to Difference and System Gmm in Stata. " *Stata Journal* 9( 1) : 86 – 136.

## Can FDI Inflow Substitute for Trade after CAFTA ' s Building? Based on NEG Trade Liberalization Research

Yan Yingen and An Husen

( The School of Economics , Nankai University)

**Abstract:** By developing a  $3 \times 2 \times 2$  spatial equilibrium model and using panel data set which covers 28 provinces of China from 2002 to 2008 , we find that FDI inflow probably substitute or complement to import according to trade liberalization after China – ASEAN FTA building. When freeness of trade is low , FDI inflow will complement to import; Only when the freeness of trade breaks some "threshold value" , FDI inflow will substitute for import. Besides , we also find labor endowment will promote import , local capital endowment has no signal effect on import. Human capital endowment has no effect on import when freeness of trade is low , while it will has positive effect on import if freeness of trade is high.

**Key Words:** Trade Liberalization; FDI; Import; Threshold Effect; CAFTA

**JEL Classification:** F23 , R12 , F55

( 责任编辑: 彭爽)

( 上接第 62 页)

33. Prasnikar J. , J. Svejnar , D. Mihaljek , and V. Prasnikar. 1994. "Behavior of Participatory Firms in Yugoslavia: Lessons for Transforming Economies. " *The Review of Economics and Statistics* , 76( 4) : 728 – 741.
34. Schwartzman David. 1960. "Monopoly and Wages. " *The Canadian Journal of Economics and Political Science* , 26( 3) : 428 – 438.
35. Smit Minette R. 2005. "Concentration Labor Quality and Wages in the South African Manufacturing Sector. " *South African Journal of Economics* , 67( 2) : 289 – 319.
36. Vanek J. 1970. *The General Theory of Labor – managed Market Economies*. Ithaca , N. Y. : Cornell University Press.
37. Ward B. 1958. "The Firm in Illyria: Market Syndicalism. " *The American Economic Review* 48( 4) : 566 – 598.
38. Weiss Leonard W. 1966. "Concentration and Labor Earnings. " *American Economic Review* 56( 1/2) : 96 – 117.
39. Ye Miao. 2009. "The Situation of Income and Distribution in Monopoly Industries and the Public Policymaking. " *Asian Social Science* 4( 9) : 30 – 34.

## The Income Distribution Effect of Chinese Industrial Monopoly

Zhang Yuan

( China Institute of Industrial Relations)

**Abstract:** The industrial monopoly ' s effect on income distribution is a serious problem in China ' s labor market. This paper builds a two – sector profit sharing model to discuss the industrial monopoly ' s effect on income distribution from the perspective of product prices and factor prices. The result shows that industrial monopoly would widen income gap , and the monopoly power in both goods market and factors market would have a worse effect than that in the single goods market. Empirical data also shows that when the Monopoly power has more intervention in the economy , the income distribution problem is more serious , and often shows a decline in total labor income. The narrowing of income gap and the growth of total income could not be achieved under the industrial monopoly. The reform of income distribution system depends on the broken of this dual structure of monopoly economy.

**Key Words:** Industrial Monopoly; Income Distribution; Labor Income

**JEL Classification:** D3 , D4

( 责任编辑: 彭爽)