

# 发展中国家贸易条件的变化趋势与大宗商品价格变动的关系

章艳红

## 内容摘要

在大宗商品价格大幅变动的背景下，本文考察了不同类型发展中国家（能源出口国、非能源大宗商品出口国和工业制成品出口国）贸易条件近二十年来的变化趋势，并进一步采用面板数据的方法估算了 1999-2006 年大宗商品价格变动对不同类型发展中国家贸易条件的具体影响。本文的主要发现之一是进入新世纪以来，发展中国家整体的贸易条件有所改善，但这种改善却是不均匀的，体现为能源输出国的贸易条件改善幅度最大，非能源大宗商品出口国次之，工业制成品输出国的贸易条件却恶化。本文的另一个主要发现是虽然包括能源输出国和非能源输出国在内的大宗商品出口国的贸易条件改善在很大程度上可归因于大宗商品价格的上涨，但却无有力证据来证实工业制成品输出国贸易条件与大宗商品价格之间的反向关联。本文的结果对普雷维什-辛格假说在新时期的适用性提出了置疑，并就导致国际贸易所得分配格局变化的决定要素提供了新的证据。

关键词：发展中国家、贸易条件、大宗商品价格

## I. 引言

进入新世纪以来，国际上大宗商品的价格呈现持续的上涨趋势，与上世纪 90 年代以来这些商品价格的长期低迷形成明显对照。<sup>1</sup>由于在世界贸易格局中，传统上资源性产品主要由资源禀赋丰富的发展中国家提供，发达国家是主要进口国，所以一个令人感兴趣的问题就是，发展中国家的贸易条件是否也相应地得到了改善？或者更直接地说，发展中国家贸易条件的变化在多大程度上可归因于资源性产品价格的变化？

至少有两个原因让我们对上述问题感兴趣。首先，一国贸易条件的变化具有重要的直接和间接福利含义。一国贸易条件的改善表示给定数量的出口商品能够换取到更多数量的进口商品，意味着该国产品实际购买力的提高，所以在国际贸易中，贸易条件的变化直接与贸易所得在国家间的分配相关。在间接福利含义方面，如果贸易量不发生大的调整，那么一国贸易条件的改善会导致其经常帐户盈余的增加，从而增加国内总需求，促进经济的成长。<sup>2</sup>所以对于参与国际贸易的发展中国家来说，贸易条件是度量其福利变化的一个重要指标。

其次，和发达国家相比，发展中国家的贸易条件更容易受到大宗商品价格变化的影响。大宗商品是自然资源禀赋相对充裕的发展中国家的主要出口商品，传统上向发达国家出口以换取工业制成品。近二、三十年来随着亚洲新兴工业化国家的兴起，加工贸易迅速发展，导致发展中国家之间大宗商品贸易也快速增加。所以无论是对出口大宗商品的发展中国家还是工业制成品出口型的发展中国家而言，大宗商品贸易都具有特别的重要性。给定这样的贸易结构，欲深入理解发展中国家在国际贸易中福利变化的原因，必然需要研究大宗商品价格变动与这些国家贸易条件变化的关系。

上世纪 50 年代初，普雷维什（Prebisch (1950)）和辛格（Singer (1950)）的研究形成了著名的普雷维什-辛格假说，即初级产品相对于工业制成品的贸易条件存在持续下降的趋势，国际贸易产生的贸易所得的分配因此是向主要出口工业制成品的发达国家倾斜的，而出口初级产品为主的发展中国家则处于不利的地位。普雷维什-辛格假说引发了大量针对发展中国家/初级产品贸易条件变化趋势以及变化原因的研究。概括起来，现有文献所产生的证据虽然混杂，但大多数证实了二十世纪发展中国家/初级产品贸易条件恶化的趋势。针对这一现象已经提出的解释包括：初级产品的需求收入弹性比较低；发展中国家和发达国家的劳动力市场结构不同，所以经济发展和技术进步导致发展中国家工人的相对工资的下降，从而造成发展中国家贸易条件的恶化（Ocampo and Parra (2004)）。<sup>3</sup>

然而，进入新世纪以来，我们需要对发展中国家贸易条件的变化重新审视。首先，随着大宗商品价格的持续上涨和高企，发展中国家的贸易条件是否发生了相应的变化？也就是说，国家贸易产生的贸易所得的分配格局是否发生了偏向于发展中国家的倾斜？其次，发展中国家既包括出口能源和非能源资源性产品的国家，也包括进口初级产品进行加工后出口工业制成品的国家，这些不同类别发展中国家的贸易条件变化趋势有何区别？即贸易所得在发展中国家之间又是如何分配的？对这些问题的解答关系到普雷维什-辛格假说在新世纪是否适用的问题，具有重要的理论和实践意义。现有文献中虽然已经有研究显示近年来能源和非能源大宗商品的贸易条件都得到了改善（IMF, World Economic Outlook），但还缺乏深入考察不同类型发展中国家的贸易条件变化趋势的研究。

---

<sup>1</sup> 本文所指的大宗商品（commodities）是与工业制成品（manufactures）相对的概念，包括食物和饮料、能源和工业性投入等三种类别，根据IMF的Commodity Prices System，共包含32种商品，参见 [www.imf.org/external/np/res/commod/index](http://www.imf.org/external/np/res/commod/index)。

<sup>2</sup> 一国经常帐户盈余的上升会同时增加对国内产品和国外产品的需求。在本国偏好（home bias）的假定下，对国内产品需求的增加会超过对国外产品需求的增加。

<sup>3</sup> 由于单调的工业结构，发展中国家的劳动力主要集中在初级产品生产行业，属于非技能型工人，并且劳动力市场缺乏发达的工会组织，所以技术进步带来的效率改进体现为生产成本的降低，而非收入的增加。

再次，我们需要考察在给定其他因素的前提下，大宗商品价格的变动究竟应当在多大程度上为国际贸易所得分配格局的变化负责呢？虽然有关理论指出推动一国贸易条件变化的主要原因是其产品的市场需求和生产成本，但对于市场影响力普遍薄弱的许多发展中国家来说，大宗商品价格变化的冲击应是导致其贸易条件变动的重要原因。然而，现有文献中甚少关于发展中国家贸易条件的决定要素的研究，尤其缺乏大宗商品价格与贸易条件关系的量化研究。<sup>4</sup>

针对现有文献存在的上述不足之处，本文重新审视了 1990 年代以来发展中国家的贸易条件变化，其中特别对比了上世纪末和本世纪初不同类型发展中国家（能源输出国、非能源性大宗商品输出国和工业制成品输出国）贸易条件的变化。本文进而利用面板数据的分析方法，收集了 1999-2006 年的数据，具体考察了在控制了收入效应和成本效应的前提下大宗商品价格对不同类型发展中国家贸易条件的影响。通过以上工作，本文希望能对国际贸易所得分配格局的变化提供新的证据，并就大宗商品价格对发展中国家贸易条件的影响提供切实的估算。

本文的主要结论可以归纳如下：首先，进入新世纪以来，发展中国家的贸易条件得到普遍改善，但是其中能源出口国改善幅度最大，非能源资源产品出口国改善幅度次之，而工业制成品出口国的贸易条件则呈恶化趋势。其次，给定其他变量，从 1999 年到 2006 年，大宗商品价格上涨导致能源输出国的贸易条件改善了 99%，非能源资源产品输出国的贸易条件平均改善了 60%，工业制成品输出国的贸易条件则恶化了 7%。

本文的第二部分简要回顾了关于大宗商品和发展中国家贸易条件的文献，然后在第三部分描述了 1990 年代以来大宗商品价格和发展中国家贸易条件的变化特点。有关计量模型设定和估算问题放在第四部分讨论，估算结果的汇报和解释放在第五部分，最后在第六部分对本文做出总结。

## II. 文献综述

在 20 世纪中期之前，经济学家们对初级产品贸易条件的变化看法都比较一致，即根据经济学里经典的需求和生产理论，给定土地等自然资源禀赋的有限性，在生产初级产品时存在规模经济递减效应；而随着人口的增加，对食物等初级产品需求也会相应增加，所以长期说来初级产品的贸易条件应当呈现上升的趋势。这种传统看法受到了普雷维什（Prebisch（1950））和辛格（Singer（1950））的颠覆，二人的研究形成了普雷维什-辛格假说。普雷维什（1950）用英国进出口的平均价格来近似地代替国际市场上初级产品和制成品的价格，发现从 1860 年到二战期间初级产品的贸易条件呈现下降趋势。辛格（1950）则提出了一系列解释初级产品以及发展中国家贸易条件恶化的原因。总结起来，他们认为初级产品以及“外围国家”（初级产品出口国）的贸易条件恶化的主要原因有：1）初级产品和工业制成品相比，具有较低的需求收入弹性，2）技术进步使得在生产工业制成品时使用大量的合成材料，因此随着经济增长和技术进步，对初级产品的相对需求会下降。3）“中心国家”（出口工业制成品的发达国家）和“外围国家”在劳动力市场结构上存在差别。外围国家工业化程度低，缺乏初级产品行业的替代行业，所以初级产品行业具有充足的劳动力供应。因此技术进步导致的生产效率提高在外围国家体现为工人实际工资的下降，从而导致这些国家的贸易条件恶化。他们因此认为在外围国家和中心国家的贸易中，外围国家处于不利的位置，并根据这个结论认为发展中国家应当偏离出口初级产品为主的发展策略。由于普雷维什-辛格假说在规范分析和实证分析方面具有的含义，它主导了二十世纪后半期关于发展中国家贸易条件的研究（见 Ocampo and Parra（2004））。

<sup>4</sup> 见稍后的文献综述。

大量的实证研究致力于验证该假说，即初级产品的贸易条件是否持续下降的趋势，结果应当说是混杂的。在提供支持证据的代表性研究中，Sapsford (1985)考察了1900-1970年期间初级产品的变化趋势，Grill and Yang (1988)考察了1900-1986年期间多种初级产品的贸易条件，都得出了大宗商品的贸易条件持续下降的结论。但是也有不少研究提出质疑。如Powell (1991)考察初级产品贸易条件的平稳性，结论为剔除突出的负面冲击后，初级产品的贸易条件具有平稳性，并不支持普雷维什-辛格假说。Bleaney and Greenaway (1993)则认为初级产品的价格变化趋势不是持续的，并且不同种类的初级产品的价格变化趋势存在明显差别。总的说来，应当说针对20世纪初级产品贸易条件的现有研究中大多数支持普雷维什-辛格假说，如Sarkar (2001)总结说普雷维什-辛格假说的实证基础是比较坚实的。不过，进入新世纪以来，大宗商品价格的持续上涨对普雷维什-辛格假说提出了挑战，最新针对新世纪以来大宗商品贸易条件变化的研究发现无论能源型初级产品还是非能源性初级产品的贸易条件近年来都得到了显著改善 (IMF, World Economic Outlook, 2008, chapter 5)。

普雷维什-辛格假说将初级产品贸易条件与发展中国家贸易所得联系起来，前提是这些发展中国家的主要出口产品是初级产品。半个多世纪过后，发展中国家的贸易结构已变得更为多样化，既有出口大宗商品价格为主的国家，也包括出口工业制成品为主的国家，这种结构性的变化使得国际贸易所得分配的动态变化不只发生在发达国家和发展中国家之间，也发生在发展中国家之间。相应地，我们需要具体考察不同类型发展中国家贸易条件的变化趋势，才能够就国际贸易所得分配格局的变化做出判断，而现有研究在这方面还很缺乏。

与考察贸易条件变化趋势数量众多的研究相比，关注贸易条件决定因素的研究数量很少。Evans (2002)考察了生产要素（资本和劳动力）和技术进步的行业性差别等因素对南北贸易中贸易条件变化的影响，结论是技术进步在初级产品部门和工业制成品部门之间的差异足以抵消北方需求带来的规模经济递减的效应。Merrier (1953)讨论了英国贸易条件与工资水平和FDI的关系，认为收入水平的变化更能解释英国贸易条件的改善。Bloch and Sapsford (1998)对二战后初级产品贸易条件与产品价格、工资和制造业溢价 (mark-up) 的关系进行研究，发现这些因素如该假说提出的那样对初级产品的贸易条件有负面影响。最新的Mollick, Faria, Albuquerque and Leon-Ledesma (2008)的研究则发现大宗商品贸易条件的恶化与全球经济融合的程度没有必然联系。

虽然有关理论指出推动一国贸易条件变化的主要原因是其产品的市场需求和生产成本，但对于市场影响力普遍薄弱的许多发展中国家来说，通过内在的改进生产效率和降低成本更多的是提高了溢价 (mark-up)，而非市场价格，所以影响需求的收入因素和大宗商品价格变化的冲击应是导致其贸易条件变动的重要原因。因此，对大宗商品价格与不同类别发展中国家贸易条件之间的联系进行实证分析能够为大宗商品价格影响发展中国家贸易所得分配的程度提供重要证据。然而，现有文献中对大宗商品价格与发展中国家贸易条件关系的量化还没有什么关注。

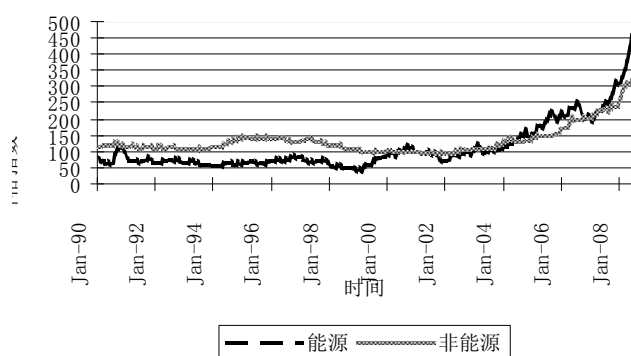
### III. 大宗商品价格和发展中国家贸易条件的近期变化

#### 1. 大宗商品价格在上世纪90年代比较平稳，进入新世纪后明显上扬，其中能源性大宗商品价格的增幅快于非能源性大宗商品价格的增幅

大宗商品可以分为能源型和非能源型大宗商品。能源型大宗商品包括原油、天然气和煤等商品，非能源型大宗商品包括农产品和金属矿产品等。图1绘出了自1990年以来能源性大宗商品价格指数和非能源型大宗商品价格指数的变化趋势。可以看出，这两种价格指数

都有相似的变化趋势，在整个上世纪 90 年代虽略有波动，但都维持了相当稳定的水平。但能源价格指数从 1999 年开始，非能源价格指数从 2003 年开始，开始了持续的、明显的上涨。截至 2008 年 6 月，和 1990 年代的平均水平相比，能源价格指数上升了四倍多，非能源价格指数上升了大约 2.5 倍。这样的上涨幅度远超过同期工业制成品的价格上涨，导致了大宗商品贸易条件的大幅改善。

图 1 初级产品价格趋势，1990.01-2008.06



尽管大宗商品价格近年来的上涨很明显，我们还很难判断它们的上涨趋势是否是可持续的。一方面各类大宗商品的价格表现不一定一致。虽然原油等能源产品的价格上涨持续时间较长，农产品的价格上涨 2007 中期之后才发生，并且主要发生在谷类产品方面；金属矿产品的价格在 2004 年之后才大幅上升。<sup>5</sup>另一方面和整个 20 世纪大宗商品价格的平缓相比，近几年来大宗商品价格变化并不足以供我们做出长期的判断。

## 2. 进入新世纪之后，发展中国家的贸易条件总体改善，其中能源输出国和非能源资源产品输出国的贸易条件改善，工业制成品输出国的贸易条件恶化。

如前所述，发展中国家的出口结构逐渐变得多样化，包括大宗产品出口国和工业制成品出口国，而出口结构不同的国家的贸易条件的变化趋势会有所区别。如表 1 所示，根据联合国的计算，从 2000 年-2005 年，发展中国家整体的贸易条件上升了 5%，其中能源输出国的贸易条件上升了 14%，而工业制成品输出国的贸易条件则恶化了 9%，同期发达国家的贸易条件却无明显变化。

为了更具体地观察不同类型发展中国家贸易条件的变化趋势，图 6-图 7 给出了代表性的能源输出国、非能源性大宗商品出口国和工业制成品输出国 1990 年以来的贸易条件变化趋势。图 2 清楚显示作为能源输出国的代表，沙特阿拉伯和委内瑞拉的贸易条件变化非常相似，在 1990 年代变化甚少，而 1999 年之后都有明显改善，显然与能源价格的变化趋势相吻合。此外，图 3 显示作为非能源大宗商品输出国代表的 5 国中，除了马拉维之外，其他国家的贸易条件在 2000 年之后都有不同程度的改善。最后，图 4 和图 5 则清楚显示出口工业制成品国家的贸易条件的变化趋势与前二者明显不同。韩国、越南、中国和整个东亚地区（日本除外）的贸易条件在 2000 年之后都有较明显的下降。

根据以上关于 2000 年以来发展中国家贸易条件变化的观察，我们可以对该时期贸易所得在国际间的分配做出一些判断。和上世纪 90 年代相比，就发展中国家总体来说，在国际贸易所得格局的地位只能说是略有改善。但在发展中国家之间，贸易所得分配却有巨大的

<sup>5</sup> 见附录 1。

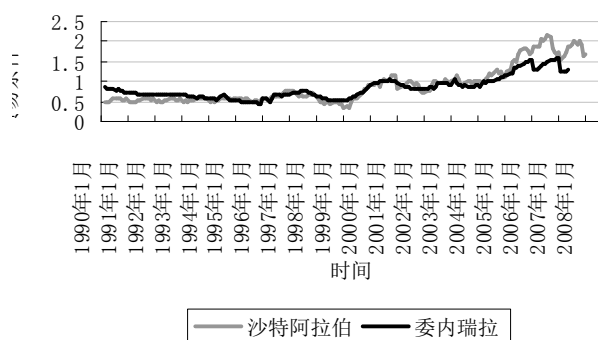
差异。能源输出国明显受益于能源产品价格的上涨，而工业制成品输出国却明显是让利一方。所以与其说进入新世纪以来国际贸易所得的从发达国家向发展中国家转移，不如说从输出工业制成品的以东亚国家为代表的发展中国家向大宗商品出口国转移。

表 1 贸易条件与购买力指数(2000=100)

年份	贸易条件			
	发展中国家	能源出口国	制成品出口国	发达国家
1980	117	168	109	97
1985	111	154	102	92
1990	101	86	104	103
1995	102	69	106	105
1998	100	60	105	105
1999	99	65	104	105
2001	98	95	99	101
2002	98	96	99	103
2003	99	104	98	104
2004	100	119	94	104
2005	104	114	91	102

数据来源：摘自 UN Handbook of Statistics, 2006-2007, Chapter 4, Table 4.2.2 Terms of trade indices and purchasing power indices, of exports of economic groupings

图2 石油输出国贸易条件(沙特和委内瑞拉)



图, 非石油初级产品主要出口国贸易条件

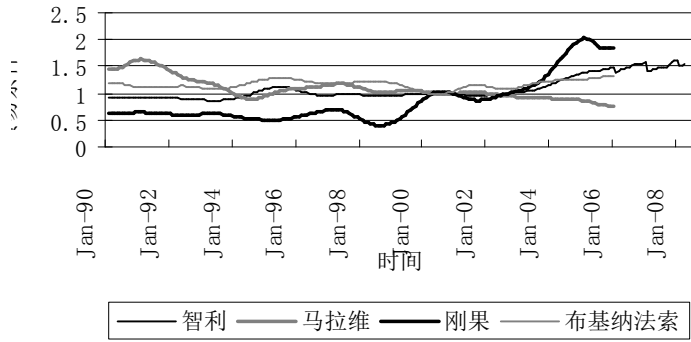
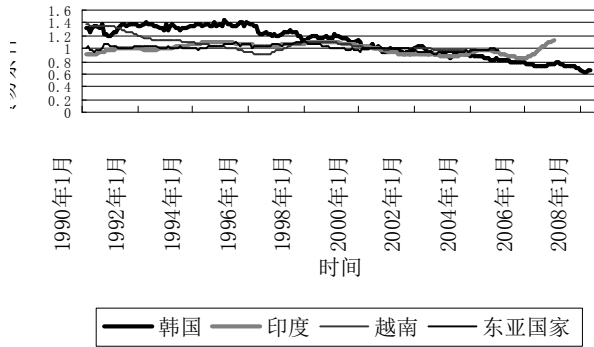
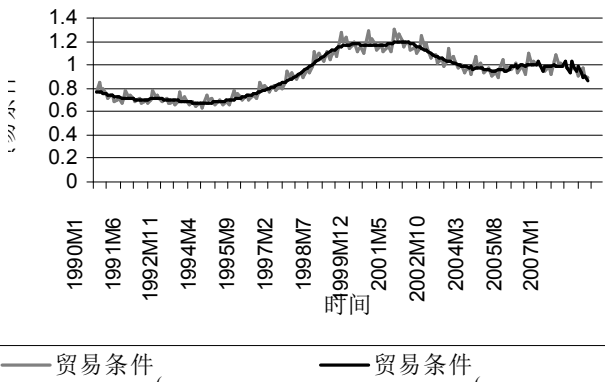


图4 制成品出口发展中国家贸易条件



图



数据来源：图 1-4 由作者根据收集自 World Bank, Global Economic Monitor 数据库的各国的进出口价格指数计算得出。图 5 根据作者推算的中国进出口环比价格指数计算得出，详见附录 2。

## IV. 计量模型的设定与估算

### 1. 发展中国家贸易条件的决定要素和变量的描述

一国的贸易条件被定义为一国出口商品相对于进口商品的价格，因此其决定因素也体现了一般商品价格的决定因素：需求层面和供给层面的因素。在需求层面，除了进口国的收入水平外，对于缺乏市场影响力的发展中国家而言，还特别应强调大宗商品价格变化造成的冲击。在供给层面，可能会影响到贸易条件的因素包括生产成本（包括劳动力成本和资本成本）和技术水平，对于从事加工贸易的发展中国家而言，大宗商品价格的变化也会影响到其生产成本。根据以上讨论，我们归纳出下列影响发展中国家贸易条件的主要变量并描述在计量模型中所使用的度量。

1) **大宗商品的价格水平** ( $P\_COM$ )。大宗商品价格水平会从需求和供给层面影响发展中国家的贸易条件。对于大宗商品出口国而言，大宗商品价格变化直接影响对大宗商品的需求数量。对工业制成品出口国而言，大宗商品价格的变化会影响到其进口商品价格，增加生产成本。大宗商品包括能源产品和非能源产品，它们的价格可能具有较高的相关性，为避免高度多重共线性问题，我们构建一个综合的大宗商品价格指数  $P\_COM$ ，定义它为能源产品的价格指数和非能源产品价格指数的算术平均：

$$P\_COM = \frac{1}{2}(\text{能源价格指数} + \text{非能源大宗商品价格指数})$$

2) **进口国的收入水平** ( $GDP\_OECD$ )。根据一般的需求理论可知，其他因素不变，进口国收入的增加会导致对进口需求的增加，导致进口价格水平的上升。然而，进口国收入增加却不一定导致出口国贸易条件的改善，因为与此同时，进口国消费者对本国产品的需求也会增加，导致其本国出口价格水平的上升。如果对发展中国家出口的需求收入弹性小于1，那么进口国的收入上升必将导致发展中国家的贸易条件恶化。由于发展中国家出口的主要目的地是发达国家，我们采用经合组织成员国的国民生产总值指数  $GDP\_OECD$  作为进口收入水平的度量。

3) **出口国的利率水平** ( $INT$ )。生产大宗商品的要素之一为资本，资本回报率的变化对生产成本有直接影响。其它条件相同时，取决于市场影响力的大小，资本使用成本的增加或多或少会推动出口商品的价格上涨，所以我们预期发展中国家利率水平对其贸易条件有正面影响。

4) **出口国的工业增加值** ( $VADD$ )。生产的另一个要素是劳动力。如前所述，发展中国家与发达国家相比的劣势在于劳动力市场的特殊结构使得发展中国家的工人具有较低的实际工资。那么发展中国家工人实际工资上涨会推动生产成本上升，或多或少地推动发展中国家出口价格上涨，最后应当对其贸易条件有正面作用。由于大多数发展中国家缺乏详细的工资数据，我们选用发展中国家的工业增加值 ( $VADD$ ) 作为替代变量，原因是由于资本的国际流动远较劳动力的国际流动通畅，工业增加值的变动更多的是体现了劳动力成本反向的变动。

5) **发展中国家的类型**。如前所述，发展中国家的贸易结构变得更为多样化，使得不同类型发展中国家的贸易条件的变化趋势和决定因素有所区别。为考察这些类别性差异，我们用将发展中国家分为能源输出国 ( $D\_ener$ )，非能源大宗商品输出国 ( $D\_nonener$ )，以发展发展中国家为代表的工业制成品输出国 ( $D\_manu$ ) 和其他国家，并定义如下：

$$D\_ener = \begin{cases} 1 & \text{如果是石油输出国} \\ 0 & \text{如果不是} \end{cases}$$
$$D\_nonener = \begin{cases} 1 & \text{如果是非能源产品输出国} \\ 0 & \text{如果不是} \end{cases}$$



$$D_{-manu} = \begin{cases} 1 & \text{如果是亚洲发展中国家} \\ 0 & \text{如果不是} \end{cases}$$

## 2. 计量模型的具体形式和估算方法

为了考察进入新世纪以来发展中国家贸易条件的决定要素，我们收集了1999–2006年112个发展中国家的数据。<sup>67</sup>由于有些国家数据不完整，最终可用于估算的数据包括了82个国家的数据，一共为609个观测点。根据上一节的讨论，我们将模型形式设定如下：

$$\log(TOT_{it}) = X_{it}\beta + D_{it}\gamma + D_{it} \times \log(P\_COM_{it})\lambda + u_{it} \quad (1)$$

其中  $i=1, N$ ,  $N=82$ 。  $TOT_{it}$  表示的是第  $i$  个国家在  $t$  时的贸易条件。数据矩阵  $X_{it}$  包括变量  $\log(GPD\_OCED)$ 、 $\log(P\_COM)$ 、 $INT$  和  $VADD$  在第  $i$  个国家时间为  $t$  时的观测值。数据矩阵  $D_{it}$  包括变量  $D_{ener}$ 、 $D_{nonener}$  和  $D_{manu}$  在第  $i$  个国家时间为  $t$  时的观测值。为考察不同类别国家大宗商品价格影响其贸易条件程度的差异，我们纳入了交叉项  $D_{it} \times \log(P\_COM_{it})$  作为自变量。 $\beta$ 、 $\gamma$  和  $\lambda$  分别为相应的待估参数向量。

按照常规面板数据的估算步骤，我们首先检验混合 OLS 估算方法是否适用，然后看究竟是随机效应还是固定效应模型更使用，结果表明单边随机效应模型是更好的选择。<sup>8</sup>我们根据常规做法，构建一个 error correction model，即对式 (1) 中的随机干扰项做如下设定：

$$\begin{aligned} u_{it} &= w_i + v_{it} \\ E(u_{it}^2 | X, D) &= \sigma_w^2 + \sigma_v^2 \\ E(u_{it}u_{is} | X, D) &= \sigma_v^2 \\ E(u_{it}u_{js} | X, D) &= 0, \text{ for } \forall t, i \neq j \end{aligned} \quad (2)$$

但为了检验估算结果的稳健性，我们也估算了一个混合 OLS 模型和一个固定效应模型，并将其结果与式 (1) 和 (2) 中的单边随机效应模型的估算结果相比照。

## V. 估算结果的汇报与解释

### 1. 单边随机效应模型估算结果

我们估算了式 (1) 和 (2) 中的单边随机效应模型，并把结果汇报于表 2。估算结果表明整个模型具有较好的拟和度，并且绝大部分估算值都具有统计上的显著性。我们可以从以下几方面对估算结果作出汇报和解释。

首先，估算结果在一定程度上证实生产成本对发展中国家的贸易条件的影响。表 2 的结果表明给定其他条件，本国利率水平的上升对贸易条件有在统计上显著的改善作用，虽然改善的幅度很小。这样的结果是与理论预期相吻合的，因为利率的上升一方面会增加生产成本，推高出口价格，另一方面会导致资金流入，导致本币升值，抬高出口价格，所以利率和贸易条件有正面关系。同时，估算结果也表明工业增加值的上升对发展中国家的贸易条件影响不具有统计上的显著性，所以我们无法就劳动力成本的影响做出明确的判断，这可能是由于工业增加值不算是劳动力成本的完美替代变量的原因。

其次，估算结果表明进口国的收入增长对发展中国家的贸易条件有负面影响。给定其

<sup>67</sup>样本中包含的国家和地区名参见附录 3。

<sup>7</sup> 各变量的统计性特征和其他说明见附录 2。

<sup>8</sup> 检验结果参见附录 4。由于不是平衡数据 (balanced data)，我们无法估算随机时间效应。

他条件，OECD 国家的 GDP 指数增加 1%，发展中国家的贸易条件平均下降 0.68%。这个结果间接证实了发展中国家出口商品具有较低的需求收入弹性，当发达国家收入增加时，对发展中国家出口商品需求的增加速度慢于对发达国家自己本国产品需求增加的速度，导致前者价格上升幅度低于后者，也就意味着发展中国家贸易条件的恶化。

再次，结果也表明在样本区间内，如果其他变量全部取值为零，亚洲发展中国家的贸易条件平均来说是改善了，而能源输出国和非能源性资源产品输出国的贸易条件是恶化了。不过，由于其他变量全部取值为零的假设前提不可能成立，该结论也就不具有现实意义。

最让我们关注的是大宗商品价格变化对发展中国家贸易条件的影响。为了检验大宗商品价格对各类别发展中国家贸易条件影响的显著性，我们进行了 WALD 检验，结果汇报于表 3。从中可以看出，交叉项系数与大宗商品价格系数之和对亚洲发展中国家来说为负，对其他类别国家来说为正，但只有后者具有统计上的显著性。由于在 1999-2006 期间大宗商品价格平均上涨了 124%，我们可推算出大宗商品价格的上涨导致同期亚洲发展中国家的贸易条件恶化了约 7%，导致能源输出国的贸易条件改善了约 99%，导致非能源性大宗商品输出国的贸易条件改善了约 60%，导致其他发展中国家的贸易条件改善了 15%。从估算结果中可以得出的一个重要结论是，**如果将亚洲发展中国家作为出口工业制成品的发展中国家代表，那么本轮大宗商品价格的上涨对工业制成品出口国的贸易条件并无显著作用，但改善了其他发展中国家的贸易条件，其中，能源输出国改善幅度最大，非能源大宗商品输出国次之，其他发展中国家又次之。**

这一结论具有重要的含义。虽然在本文第三部分的结果说明进入新世纪以来贸易所得在发展中国家之间的分配发生转移，但本部分的结果却难以让我们做出结论说这种转移是由于大宗商品价格变动导致的。一方面证据显示大宗商品价格的上涨确实推动了大宗商品出口国贸易条件的大幅上涨，但另一方面大宗商品价格却非亚洲发展中国家贸易条件变化的主要原因。这可能是由于数据的局限性，也可能是因为亚洲发展中国家在样本期间的贸易条件恶化更多地归因于其出口商品雷同和恶性竞争导致的出口价格的下降，具体原因有待未来更彻底的研究。

表 2 面板数据估算结果

因变量：ln TOT

自变量代码	自变量名	随机效应	固定效应	混合 OLS
INT	利率	0.0007** (0.0002)	0.0007 (0.0007)	0.0005* (0.0003)
VALUE	工业增加值	0.0005 (0.0009)	0.0015** (0.0006)	0.0008 (0.0007)
ln PCOM	商品综合价格(对数)	0.1294** (0.0534)	0.1345** (0.0336)	0.1191* (0.0581)
FUEL	能源出口国	-3.2145** (0.5697)		-3.2420** (0.2181)
NFUEL	非能源资源出口国	-1.8044** (0.7288)		-1.8825** (0.2410)
ASIA	亚洲发展中国家	0.8660** (0.2599)		0.8505** (0.1868)
GDP_OECD	OECD 国家 GDP 指数	-0.6869** (0.2758)	-0.5622** (0.2249)	-0.6341* (0.3158)
ASIA*ln PCOM		-0.1895** (0.0561)		-0.1866** (0.0389)

FUEL*ln P PCOM		0.6907** (0.1226)		0.6960** (0.0457)
NFUEL*ln PCOM		0.3945** (0.1593)		0.4111** (0.0506)
constant	常数项	7.1726** (1.0932)	6.5734** (0.9135)	6.9756** (1.2155)
截面随机效应		0.2074** (0.0511)		
R 平方(调整)		0.7004	0.2860	0.4515
F 统计量		139.7993	3.8678	51.0594
P 值		0.0000	0.0000	0.0000
DW		0.6633	0.7978	0.5287
截面单位		82	82	82
观测点数目		609	609	609

注：扩号中数字为估算值的标准误差。上标\*和\*\*分别表示 10%和 5%的统计显著性。

表 3 商品价格对发展中国家贸易条件影响的地区性差异（随机效应模型）

	估算值	WALD 检验统计量	P 值
亚洲发展中国家 $\beta_3 + \lambda_1$	-0.06 (0.055)	1.189	0.275
能源输出国 $\beta_3 + \lambda_2$	0.82 (0.107)	52.215	0.000
非能源资源输出国 $\beta_3 + \lambda_3$	0.524 (0.157)	11.149	0.000
其他国家 $\beta_3$	0.129 (0.053)	5.854	0.016

注：扩号中数字为估算值的标准误差。

## 2. 稳健性检验

如前所述，为了保障估算结果具有稳健性，我们也估算了一个固定效应模型和一个混合 OLS 模型，结果也合并汇报于表 2 的后二栏中。固定效应模型由于无法考察发展中国家的类别性差异，拟合程度较差，但是所得结果中大宗商品价格的作用和 OECD 国家 GDP 指数的作用都与单边随机效应模型的结果相一致。混合 OLS 模型的估算结果基本与单边随机效应模型的结果相一致。所以，使用不同的模型设定和估算方式，对于我们要考察的主要目标即大宗商品价格对不同类别发展中国家贸易条件的影响，得到的结果应当是比较一致和稳定的。

## VI. 结论

为分析进入新世纪以来大宗商品价格上涨对发展中国家福利变化的影响，本文考察了不同类别发展中国家（能源输出国、非能源资源产品输出国和工业制成品输出国）贸易条件变化的趋势。在此基础上，本文利用面板数据的分析方法，对 1999–2006 年期间发展中国家贸易条件变化的决定因素进行认真分析，其中着重考察大宗商品价格变化对不同类别发展中国家贸易条件的区别性影响。

本文的主要发现之一是进入新世纪之后，虽然发展中国家的贸易条件总体改善，但不同贸易结构的发展中国家的贸易条件变化趋势却不尽相同，其中能源输出国和非能源大宗商品输出国的贸易条件改善，而工业制成品输出国的贸易条件恶化。如果以贸易条件变化作为国际贸易所得分配的方向，那么贸易所得分配的转移更多地是在发展中国家之间，即从工业制成品输出国流向大宗商品出口国。这样的结果也让我们质疑普雷维什-辛格假说在新世纪的适用性。

本文的另一个主要发现是进入新世纪以来大宗商品价格对各类发展中国家贸易条件的影响存在显著差异。具体来说，给定其他条件，从1999-2006年期间，大宗商品价格的上涨导致能源输出国的贸易条件平均上升了99%，导致非能源性资源产品输出国的贸易条件平均上升了60%，导致亚洲发展中国家的贸易条件平均恶化了7%，导致其余发展中国家的贸易条件平均改善了15%。这些结果说明大宗商品价格上涨是大宗商品出口国在贸易所得分配中获利增多的主要原因。

虽然本文的发现不支持普雷维什-辛格假说提出的初级产品和发展中国家贸易条件持续恶化的观点，但却对普雷维什-辛格假说提出的发展中国家贸易条件的决定要素提供了新的证据，因为本文的结果证实发展中国家出口商品具有较低收入弹性，并在一定程度上支持贸易条件受生产成本影响的观点。对此的一个合理解释是1999-2006年期间大批发展中国家贸易条件的改善并非由进口国收入和生产成本等基本因素推动，而是由某些外因导致的大宗商品价格上涨所推动，而导致大宗商品价格变化的原因可能是多方面的，包括消费偏好的改变、市场投机行为的增加、自然灾害等等。也是因为这个原因，大宗商品价格会具有相当的波动性，所以发展中国家贸易条件的变化趋势是否持续也有待观察。

#### 文献索引：

- Bleaney, Michael F & Greenaway, David, 1993. "Long-Run Trends in the Relative Price of Primary Commodities and in the Terms of Trade of Developing Countries," *Oxford Economic Papers*, Oxford University Press, 45(3), 349-63.
- Bloch, H. and D. Sapsford. 1997. "Some Estimates of Prebisch and Singer Effects on the Terms of Trade between Primary Producers and Manufacturers," *World Development*, 25(11), 1873-1884.
- Evans, D. 1987. "The Long-run Determinants of North-South Terms of Trade and Some Recent Empirical Evidence," *World Development*, 15(5), 657-671
- Grilli, E. R. and M. C. Yang. 1988. "Primary Commodity Prices, Manufactured Goods Prices, and the Terms of Trade of Developing Countries: What the Long Run Shows," *the World Bank Economic Review*, 2(1), 1-47.
- International Monetary Fund, 2008, "Globalization, Commodity Prices, and Developing Countries," *World Economic Outlook*, April, Chapter 5.
- Merrier, G. M. 1953. "Long Period Determinants of Britain's Terms of Trade, 1880-1913," *The Review of Economic Studies*, 20(2), 115-130.
- Mollick, A. V., Faria, J. R., Albuquerque, P. H. and M. A. León-Ledesma. 2008. "Can globalisation stop the decline in commodities' terms of trade?" *Cambridge Journal of Economics Advance Access*, Published online on June 11, 2008
- Ocampo, J. A. and M. A. Parra. 2004. "The Commodity Terms of Trade and Their Strategic Implications for Development".  
<http://econwpa.wustl.edu:80/eps/it/papers/0403/0403001.pdf>
- Powell, A. 1991. "Commodity and Developing Country Terms of Trade: What Does the Long Run Show?," *The Economic Journal*, 101, November. 1485-96.

Prebisch, R. 1950. *The Economic Development of Latin America and Its Principal Problems*. New York: United Nations.

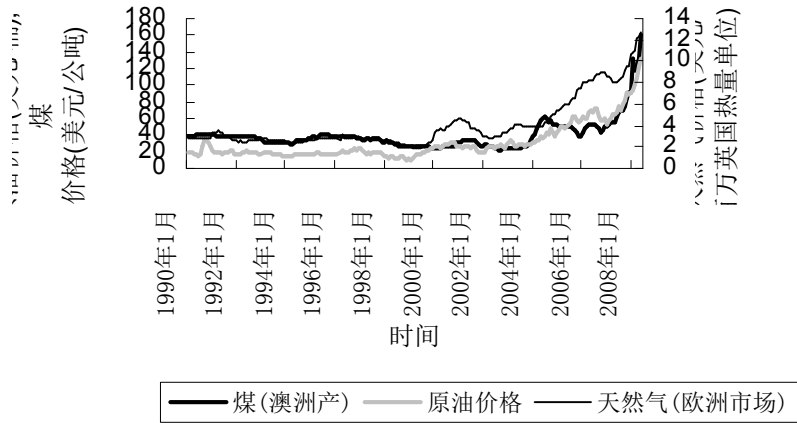
Sapsford, D. 1985. "The Statistical Debate on the Net Barter Terms of Trade Between Primary Commodities and Manufactures: A Comment and Some Additional Evidence", *The Economic Journal*, 95, September, 781-88.

Sarkar, P. 2001. "The North-South Terms of Trade Debate: A Re-examination," *Progress in Development Studies*, 1(4), 309-327

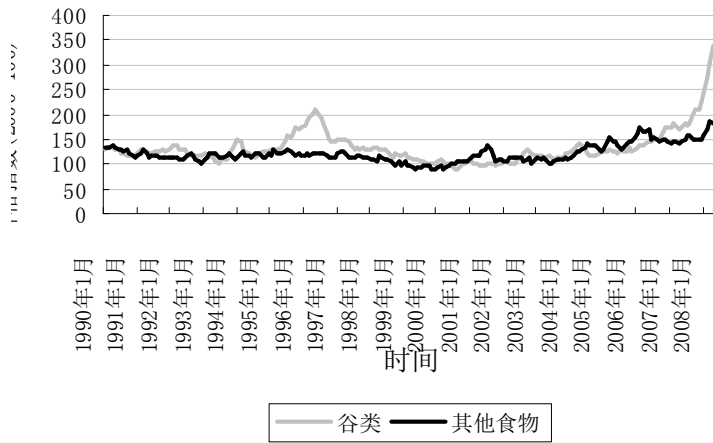
Singer, H. 1950. "The Distribution of Gains between Investing and Borrowing Countries?" *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 40(2), 473-85.

附录1 各类大宗商品价格的变化

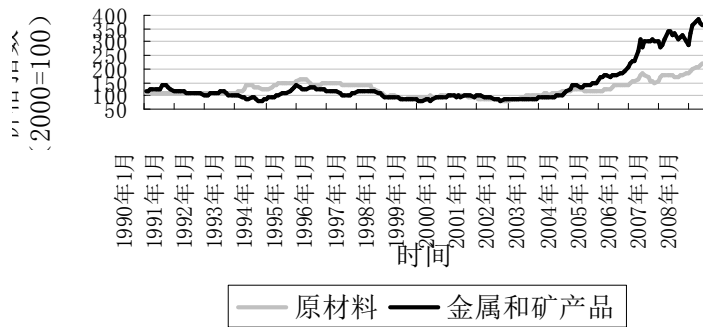
附图1 部分能源产品价格: 1990:01-2008:06



附图2 食物价格:1990:01-2008:06



附图3 原材料和金属、矿产品价格:  
1990: 01-2008: 06



数据来源: World Bank, Global Economic Monitor 数据库。

附录 2 变量的统计特征、数据来源以及其他说明

附表 1 变量的统计性特征

代码	变量名	均值	中位数	最大值	最小值	标准差	观测点	总和
TOT (百分比)	贸易条件	103.76	100.00	209.71	59.43	19.21	978	101478.80
INT	利率	0.84	2.80	16.17	-304.84	17.35	642	539.62
VADD	工业增加值	4.79	4.66	73.09	-20.74	7.24	714	3423.19
D_manu	亚洲发展国家	0.20	0.00	1.00	0.00	0.38	112	22
D_ener	能源输出国	0.18	0.00	1.00	0.00	0.36	112	20
D_nonener	非能源大宗商 品输出国 OECD 国家	0.13	0.00	1.00	0.00	0.31	112	14
GDP_OECD	GDP 指数	104.82	103.77	114.52	96.17	5.71	1999 年- 2006 年- 1999 年-	838.63
P_ener	能源价格指数 金属和矿产品	123.75	101.80	220.86	64.60	50.89	2006 年- 1999 年-	125732.80
P_metal	价格指数 非能源产品	132.94	99.59	280.34	87.99	63.17	2006 年- 1999 年-	135072.00
P_nonener	价格指数 原材料	122.57	106.17	192.13	94.82	31.74	2006 年- 1999 年-	124527.80
P_COM	价格指数	123.15	103.81	206.49	82.00	40.96	2006 年	125130.3

附表 2 数据来源与解释

代码	变量名	数据来源与描述
TOT (百分比)	贸易条件	中国的 TOT 由中国的出口与进口的环比价格指数相除而得。中国的出口与进口的环比价格指数的计算：先从 IMF International Financial Statistics 收集到中国进出口的同比价格指数，然后以中国海关总署发布的 2006 年进出口环比价格指数为基数，向前和向后推出 1990-2008 的进出口环比价格指数。中国的年度 TOT 由月度 TOT 平均得出。其他国家和地区的 TOT 收集自 UNCTAD, Handbook of Statistics, 2008。
INT	利率	由月度性的 central bank policy rate 平均得出，当 central bank policy rate 缺失时，用 real bank deposit rate 替代。数据全部收集自 World Bank, Global Economic Monitor 数据库。
VADD	工业增加值	收集自 World Bank, World Development Indicators。
GDP_OECD	OECD 国家 GDP 指数	收集自中经统计数据网。
P_ener	能源价格指数 金属矿产品	2000 年=100。收集自 UNCTAD, Handbook of Statistics, 2008。
P_metal	价格指数 非能源产品	同 P_ener
P_nonener	价格指数	同 P_ener
P_COM	大宗商品价格指数	P_ener 和 P_nonener 的算术平均。

附录 3 样本中纳入的国家名以及分类



附表 3 样本中包括的国家名

id	Country (or Region)	id	Country (or Region)	id	Country (or Region)	id	Country (or Region)	id	Country (or Region)	id	Country (or Region)
1	Algeria	21	China	41	Guatemala	61	Mauritius	81	Philippines	101	Trinidad and Tobago
2	Angola	22	China, Hong Kong SAR	42	Guinea	62	Mexico	82	Qatar	102	Tunisia
3	Argentina	23	China, Macao SAR	43	Guyana	63	Mongolia	83	Republic of Korea	103	Turkey
4	Aruba	24	China, Taiwan Province of	44	Haiti	64	Montserrat	84	Rwanda	104	Uganda
5	Bahrain	25	Colombia	45	Honduras	65	Morocco	85	Saint Kitts and Nevis	105	United Arab Emirates
6	Bangladesh	26	Congo	46	India	66	Mozambique	86	Saint Lucia	106	United Republic of Tanzania
7	Barbados	27	Costa Rica	47	Indonesia	67	Myanmar	87	Saint Vincent and the Grenadines	107	Uruguay
8	Belize	28	Cuba	48	Iran	68	Namibia	88	Samoa	108	Venezuela
9	Benin	29	C 魁 e d'Ivoire	49	Jordan	69	Nepal	89	Saudi Arabia	109	Viet Nam
10	Bolivia	30	Democratic Republic Of the Congo	50	Kenya	70	Netherlands Antilles	90	Senegal	110	Yemen
11	Botswana	31	Dominican Republic	51	Kuwait	71	New Caledonia	91	Seychelles	111	Zambia
12	Brazil	32	Ecuador	52	Lebanon	72	Nicaragua	92	Singapore	112	Zimbabwe
13	Brunei Darussalam	33	Egypt	53	Lesotho	73	Nigeria	93	South Africa		
14	Burkina Faso	34	El Salvador	54	Libyan Arab Jamahiriya	74	Oman	94	Sri Lanka		
15	Burundi	35	Equatorial Guinea	55	Madagascar	75	Pakistan	95	Sudan		
16	Cambodia	36	Ethiopia	56	Malawi	76	Palau	96	Suriname		
17	Cameroon	37	Fiji	57	Malaysia	77	Panama	97	Swaziland		
18	Cape Verde	38	French Polynesia	58	Maldives	78	Papua New Guinea	98	Syrian Arab Republic		
19	Central African Republic	39	Gabon	59	Mali	79	Paraguay	99	Thailand		
20	Chile	40	Ghana	60	Mauritania	80	Peru	100	Togo		

### 附录 3 续：不同类别包含的发展中国家

能源输出国：阿尔及利亚，安哥拉，巴林，刚果，厄瓜多尔，赤道几内亚，埃塞俄比亚，加蓬，伊朗，科威特，阿曼，卡塔尔，沙特阿拉伯，苏丹，叙利亚，特立尼达和多巴哥，阿联酋，委内瑞拉，也门

非能源资源产品输出国：布基纳法索，布隆迪，智利，刚果民主共和国，几内亚，圭亚那，马拉维，毛里塔尼亚，蒙古，莫桑比克，巴布新几内亚，苏里南，赞比亚

亚洲发展中国家：孟加拉，柬埔寨，中国，香港，澳门，台湾，斐济，印度，印度尼西亚，马来西亚，马尔代夫，缅甸，尼泊尔，巴基斯坦，菲律宾，韩国，萨摩亚，新加坡，斯里兰卡，泰国，越南

附录4 面板数据模型设定的检验

附表 4 F 检验结果

虚拟假设：固定效应模型与混合模型无显著差别

$$F_{N-1,NT-N-K} = \frac{(R_{LSEW}^2 - R_{pooled}^2)/(N-1)}{(1 - R_{LSDV}^2)/(NT - N - K)} \sim F_{N-1,NT-N-K}^c$$

2.53945

F 81, 522, 0.05 < F 10, 120, 0.05 = 1.93

附表 5 Hausman 检验结果

虚拟假设：截面随机效应与自变量不相关

卡方统计量	6.728057	自由度	4
P 值	0.151		