

# 中国出口国内附加值的测算与变化机制

**内容提要：** 本文通过使用 2000-2006 年中国海关贸易和工业企业库的合并数据，从微观层面对中国企业出口的国内附加值率（DVAR）进行测算。在综合考虑了不同进口贸易方式特征、间接进口与资本品进口问题之后，测算结果发现：中国出口的 DVAR 从 2000 年的 0.49 上升到 2006 年的 0.57；加工贸易的 DVAR 显著低于一般贸易，外资企业 DVAR 显著低于本土企业；生产技术复杂程度高的行业具有较低的出口 DVAR；推动中国出口 DVAR 上升的主要动力是民营企业与从事加工贸易的外资企业。进一步的机制分析发现，FDI 进入是导致加工贸易与外资企业 DVAR 上升的重要因素，这可能反映出中国并未获得真正的贸易利得；对发展中国家和新兴国家的出口有利于我国出口 DVAR 的提升。本文的经验结果有助于解决有关中国对外贸易的重要争论，并为中国对外贸易政策的调整提供参考依据。

**关键词：** 中国出口；出口的国内附加值率（DVAR）；加工贸易；外资企业；FDI

## 一、引言

上个世纪八十年代以来，全球贸易分工模式开始由产品间分工转向产品内分工（intra-product specialization），各个国家开始专注于产品价值链的某个环节而不再是某种产品（Gereffi, 2001）。典型的例子是，一台 iPhone 手机在美国的加利福尼亚州设计，然后分别在美国，德国，韩国，中国台湾等地生产其零部件，最后在中国组装。从出口统计数据来看，中国出口一台 iPhone 报送海关的出口额是整台 iPhone 的价格，而中国获得的实际价值只是其中的 1.8% 左右。因此当产品内分工普遍存在时，从贸易总量的角度来理解一国在全球贸易价值链分工体系下所得的贸易利益，就会具有极大的误导性。事实上，对国家层面出口附加值的测算正成为国际贸易领域的研究热点（Johnson and Noguera, 2012; Koopman, Wang and Wei, 2008; 2009; 2012a; 2012b）。既有的研究文献已经证明，从企业层面对一国出口附加值（Domestic Value Added, 以下简称 DVA）的准确测算，不仅能够精确反映一国参与垂直分工的程度（Vertical Specialization, 以下简称 VS）<sup>①</sup>，更是核算一国参与国际贸易过程中真实贸易利得的有效途径。

在改革开放战略的引导下，中国以自身的劳动力禀赋优势以及相对完善的工业体系，参与到发达国家的跨国公司和国际大买家所积极推动的全球化生产与贸易体系。出口给中国经济的增长提供了外需空间，使得中国在 20 年内一举发展成为“世界工厂”。然而，中国的持续出口快速扩张已经引起了不少国家的“指责”，他们认为中国的出口扩张抢夺了别国的出口机会、就业机会与发展机会，因此，要求世界贸易体系的“再平衡”成为一些国家特别是某些发达国家的强力“诉求”。在此背景下，针对中国的贸易制裁案件迅速增长。截至 2011 年，中国已经连续 17 年成为全球遭受反倾销贸易调查最多的国家，连续 6 年成为全球遭受反补贴调查最多的国家。毫无疑问，中国已经成为国际贸易制裁的最大受害者。上述现象都直指一个核心问题：中国究竟从出口中获得了多少利益？是否真如美国等西方国家某些学者所鼓吹地那样：中国是当今国际贸易格局中的“最大”受益者呢？因此，我们需要回答的问题不是“中国出口的价值为多少”，而是“中国出口中实际在中国生产的价

<sup>①</sup> Hummels et al.(2001)定义  $VS=(\text{进口中间投入品} \cdot \text{出口})/\text{总产出}$ ，而  $DVA=(1-VS)$ ，因此 VS 与 DVA 可以看作出口这枚硬币的两面。

值为多少”，即“中国出口的国内附加值为多少”。

对上述问题的回答，对于当今全球产品内分工的生产与贸易体系的最主要参与者——中国而言，尤其在“中国威胁论”大行其道的今天，从严格的学术研究角度来合理分析中国在国际分工体系以及全球价值链中的地位以及贸易利得，显得尤为重要。这不仅将有助于澄清对中国“出口模式”的“误解”，也将有利于缓解中国在贸易战中的被动局面。有鉴于此，本文在既有文献所提供的测算方法的基础上，通过对测算方法的综合与改进，全面测算了中国企业出口的 DVAR (Domestic value added ratio, 即国内附加值率)，并尝试分析背后可能的影响因素及其作用机制。

本文的研究可能具有以下方面的意义：从理论层面来说，丰富了已有关于不同国家出口 DVAR 测算的研究文献，并提供了一个基于企业层面的改进的微观测算方法，这将为 DVAR 的决定因素的实证和理论研究提供经验基础，也将为从附加值的角度来理解现实国际贸易中分工格局和贸易利益的分配格局来提供检验基础 (Johnson and Noguera, 2012)，事实上，现阶段国际贸易研究的关注重点不仅仅是出口比较优势的问题，而是更多地将研究重点放在对现有贸易体系下的贸易利益在不同国家的分配以及不同国家的贸易利得方面问题

(Arkolakis, Costinot and Rodríguez-Clare, 2012)。从实践层面来说，本文的研究结论将会对深入理解中国对外贸易的基本情况及存在的问题，提供重要的参考依据。一方面，测算中国出口 DVAR 不仅仅是正确理解中国“出口模式”的基础性工作，而且，该研究结论也将为中国当前对外贸易政策的调整，产生重要的政策参考价值；另一方面，准确测算中国出口的 DVAR 将对深入理解当今国际贸易问题中的重要争论，比如引人注目的“中美巨额贸易顺差”问题以及所谓的“中国威胁论”，提供充分的经验事实证据。

本文余下部分安排如下：第二部分介绍本文所使用的测算方法，重点探讨了本文对微观测算方法的改进；第三部分是对本文所使用的数据库的介绍以及处理，分析了本文所得到的匹配数据的基本情况；第四部分汇报了测算结果以及对结果的分析；第五部分则对中国企业出口 DVAR 影响机制的实证分析；最后是本文的结语与可能具有的政策含义。

## 二、本文的测算方法与改进

### (一) 已有两类测算方法的比较

关于出口国内附加值的测算，可以根据其使用的数据分为两大类方法。第一类是基于非竞争性投入-产出表(即 I-O 表)的宏观估算方法。这类方法的经典文献是由 Hummls et al. (2001) 首次提出的对 VS 的测算，他们将一国出口产品中进口中间品的比例来反映一国的 VS，并利用 OECD 数据库中 1968-1990 之间几年的 I-O 表测算出了 G7，澳大利亚等 10 个国家的 VS 占出口的比重。HIY (Hummls-Ishii-Yi) 方法的缺陷在于其设定进口中间品在加工贸易与一般贸易的出口产品中具有相同的投入比例，而没有考虑到加工贸易这一贸易方式的特殊性。考虑到加工贸易在中国出口中的重要地位和其低附加值率的特点，HIY 测算方法显然高估了 DVA。基于这点认识，Koopman et al. (2012) 改进了 HIY 方法，他们将标准的非竞争性 I-O 表分解为一般贸易与加工贸易两类 I-O 表，并对加工贸易与一般贸易设定了不同的投入-产出系数矩阵，然后利用二次规划模型来估算新引进的参数。他们将这一算法应用到中国 1992，1997 和 2002 年的 I-O 表数据，计算了中国这三年中各行业出口产品的 DVA 与 DVAR，发现中国加入 WTO 之后，出口产品的 DVAR 从 50% 上升至 60% 左右。尽管考虑到了加工贸易的特殊性，KWW (Koopman-Wang-Wei) 方法未能区分一般贸易进口的中间产品与最终产品，Dean et al. (2011) 运用中国海关数据和联合国 BEC 产品分类标准<sup>①</sup>更为细致地划分了进口产品的中间产品与最终产品(消费品或资本品)，并对照地运用

<sup>①</sup> BEC 即 Broad Economic Classification, BEC 分类标准是由联合国制定的对贸易品的分类依据，其产

了 HIY 方法与 KWW 方法来测算中国 VS 占出口的比重，其的发现是 KWW 方法由于没有对进口产品进行划分，仍然高估了中国出口的 DVAR。

第二类方法是基于中国工业企业数据库和中国海关贸易数据库的微观测算方法。随着中国企业层面的海关贸易数据的获得，直接从微观层面来估算企业出口的 DVAR 成为可能。Upward et al. (2012) 合并了中国工业企业数据库与海关贸易数据库，直接利用 KWW 方法中的核算公式计算了中国企业出口的 DVAR，测算结果发现，2003-2006 年间中国企业出口的平均国内附加值率仅由 53% 上升至了 60%，并且加工贸易型企业的出口附加值率比非加工贸易型企业低 50%。Kee 和 Tang (2012) 则充分认识到了企业之间存在的间接贸易问题和进口中间产品的识别问题，前者是指企业之间可能存在着进口产品的相互转售而造成的企业进口产品的测算误差，后者则是指难以通过较为有效的方式来分离出企业的进口中间产品。同样利用 2000-2006 年中国工业企业与海关贸易数据库的合并数据，他们测算了中国加工贸易出口的 DVAR，其结果表明加工贸易企业出口的 DVAR 由 2000 年的 52% 上升至了 60%。但这一结果与 Upward et al. (2012) 的估算有较大差异，这些测算结果的差异说明了在实际运用中对该测算方法改进的必要性。

### (二) 已有测算方法的不足与本文的改进

已有的测算方法尽管得出较为合理的结论，仍存在着较大的缺陷。就运用 I-O 表的宏观测算方法而言，它的缺陷在于：第一，使用 I-O 表时暗含着固定投入产出系数的设定，这使得估算难以捕捉价格变化等外生冲击对企业投入产出决策的影响 (Koopman et al., 2012)；第二，作为一种宏观估算方法，I-O 表本身不能反映行业内部企业的异质性，而企业之间的异质性是广泛存在的 (Melitz, 2003)。这导致了关于 DVA 的研究仅仅只能停留在行业层面核算与统计描述，而难以深入到其决定因素与变化机制的研究；第三，I-O 表数据本身的可获取性（每 5 年报告一次）限制了对 DVAR 时间变化趋势的计量分析。相比于基于 I-O 表的宏观测算方法，出口国内附加值的微观测算方法在这三个方面都较宏观测算方法更可取。

尽管相对于基于 I-O 的宏观测算方法，微观测算方法有较大优势，但是从已有的文献来看，我们认为，这些测算方法在中国的运用仍存较大问题，主要表现为贸易代理商、中间投入品的间接进口以及进口资本品的折旧三个方面的问题。接下来，我们将从 DVAR 计算公式入手来讨论已有测算方法的不足和本文在测算方法上的改进。依据 DVAR 的定义，我们有 t 时期 i 行业中的企业 j 的 DVAR 的计算公式为：

$$DVAR_{ijt} = 1 - \frac{\sum_k \alpha_{ijk} \cdot M_{ijt}^k}{\sum_k X_{ijt}^k} \quad (1)$$

其中 k 表示贸易方式，以 k=1 表示加工贸易，k=2 表示一般贸易<sup>①</sup>。X<sub>ijt</sub><sup>k</sup> 表示企业以 k 类贸易方式的出口额，M<sub>ijt</sub><sup>k</sup> 表示在 k 类贸易方式下中间产品进口额；α<sub>ijk</sub> 表示在 k 类贸易方式下，企业进口中间产品中生产出口产品的份额。由 (1) 式可知 DVA 测算的关键在于确定 M<sub>ijt</sub><sup>k</sup> 与 α<sub>ijk</sub> 的值。确定 M<sub>ijt</sub><sup>k</sup> 与 α<sub>ijk</sub> 的取值亦被分别称为中间产品的判别问题和中间投入品的配置问题 (Dean et al., 2011)。已有的文献对这两个问题的处理做出了有益的尝试，其处理方法可以归纳如下：

(1) 测算 M<sub>ijt</sub><sup>k</sup>。k=1 时(即进口方式为加工贸易时)，已有的研究认为根据中国海关的报关规定，加工贸易方式的进口品均为中间投入品，无需区别对待来料加工装配贸易与进料加工贸易 (Dean et al., 2011; Upward et al., 2012; Kee and Tang, 2012)。而实际情况是，中国海关贸易数据的进口指标中单列出了“来料加工装配贸易设备”一项统计指标。在 1999 年以前，该项包含的仅是来料加工装配贸易的进口设备，进料加工装配贸易的设备被归为

品分类可以与 HS-6 分位产品编码对应。

<sup>①</sup> 由于在进出口贸易中，加工贸易与一般贸易方式占到了进出口额的 95% 以上，故只需考虑 k 的两种取值情况。

一般贸易，而在 1999 年以后，该项统计指标同时包含了来料加工装配贸易的进口设备和进料加工贸易的进口设备<sup>①</sup>。鉴于此，来料装配贸易与进料加工贸易项下的进口品可以全部作为中间投入品而不需要额外的划分。以  $IMP_{ijt1}$  表示加工贸易的进口值，从而有：

$$M_{ijt1}^I = IMP_{ijt1}。$$

当  $k=2$  时（即进口方式为一般贸易时），其进口可能包含消费品或资本品。而最终产品不能算作进口的中间产品，于是需要利用某种分类标准来对进口产品进行分类，从而分离出进口的中间产品。常用的产品分类标准为 Broad Economic Classification (BEC) 标准 (Dean et al., 2011; Upward et al., 2012)。该分类标准提供了两类信息：第一类信息是三种产品（中间品，资本品和消费品）对应的 BEC 编码，第二类信息是 BEC 编码与 6 分位 HS 产品编码的对应表<sup>②</sup>。由于海关贸易数据中的产品分类为 8 分位 HS 编码，我们只需先将 HS 编码转化为 BEC 编码，然后再利用 BEC 编码来分离出一般贸易进口产品包含的中间投入品。为了验证 BEC 分类标准对产品的分类效率，本文将 BEC 分类标准对中国海关贸易进口数据中“来料加工装配贸易设备”项下的产品进行了分类<sup>③</sup>。我们发现 BEC 分类标准能够较好地识别出产品类型，从而证明了其有效性。以  $IMP_{ijt2}$  表示一般贸易的进口值， $IMP_{ijt2}|_{BEC}$  表示经 BEC 标准划分的中间投入品值，从而有： $M_{ijt2}^I = IMP_{ijt2}|_{BEC}$ 。

(2) 测算  $\alpha_{ijkt}$ 。根据中国海关规定，企业从事加工贸易时，企业的生产活动将全程接受海关的监管，企业进口的中间品只能用于出口产品的生产，即  $M_{ijt1}^I$  全部用企业加工贸易出口产品的生产。而在一般贸易情形下，企业进口产品既可能用于生产出口产品也可能用于生产内销产品，这时的关键问题是确定进口产品在两者之间的分配比例。Hummls et al. (2001) 提出的 VS 测算公式中，设定企业生产内销产品与出口产品使用同样的技术，从而进口中间投入品在内销产品与出口产品之间按比例分配。在考虑一般贸易情形时，HIY 方法仍然被广泛应用 (Johnson and Noguera, 2012; Chen et al., 2007; Dean et al., 2011; Upward et al., 2012)，于是在单一贸易方式下，有如下计算式成立：

$$\alpha_{ijtk} = \frac{X_{ijtk}}{Y_{ijtk}} \quad (2)$$

其中  $Y_{ijtk}$  表示企业在  $k$  类贸易方式下的总产值，可以用企业的总销售额来测算。于是，当企业为单一进出口方式时，企业 DVAR 的测算式为：

$$DVAR_{ijtk} = \begin{cases} X_{ijt1} - \left(\frac{X_{ijt1}}{Y_{ijt1}}\right) \cdot IMP_{ijt1} & ; k = 1 \\ X_{ijt2} - \left(\frac{X_{ijt2}}{Y_{ijt2}}\right) \cdot IMP_{ijt2}|_{BEC} & ; k = 2 \end{cases} \quad (3)$$

显然，加工贸易型企业与一般贸易型企业并不是出口企业的全部，出口企业中还存在着相当比例的混合贸易企业 (M)。Koopman et al. (2012) 注意到了 HIY 方法的缺陷，他们指出当加工贸易普遍存在时，这种测算方法会高估出口的国内增加值，从而有必要将加工贸易与一般贸易分开来讨论。为了计算混合贸易企业的 DVAR，可以分别计算一般贸易与加工贸易 DVAR，然后利用两种贸易方式下的出口值对其加权求和，其计算公式为：

$$DVAR_{ijt}^M = \omega_{ijt1} \cdot DVAR_{ijt1} + \omega_{ijt2} \cdot DVAR_{ijt2} \quad (4)$$

在 (4) 中  $\omega_{ijt1}$  与  $\omega_{ijt2}$  分别表示企业加工贸易出口与一般贸易出口所占企业总出口的份额。由于仅能获得企业的总产值，所以为了得到企业的  $Y_{ijt2}$  需要用企业的总产值减去企业在加工贸易方式下的出口值。于是，(3) 与 (4) 给出了加工贸易，一般贸易与混合贸易型

<sup>①</sup> 参见中国海关总署网站 <http://www.customs.gov.cn/publish/portal0/tab3804/info2804.htm> 对统计代码“20”的解释与说明。

<sup>②</sup> 关于 BEC 分类标准可以参见联合国网站 <http://unstats.un.org/unsd/cr/registry/regcst.asp?Cl=10&Lg=1>，而由于 BEC—HS 对应表五年更新一次，本文分别使用了 1996 年的 BEC—HS 对应表与 2002 年的 BEC—HS 对应表来对 2000-2001 与 2002-2006 的进口产品做对应的分类处理，1996 版的 BEC—HS 对应表与 2002 年的 BEC—HS 对应表可以参见联合国网站 <http://unstats.un.org/unsd/cr/registry/regdnld.asp?Lg=1>。

<sup>③</sup> 我们还将 BEC 分类标准应用到了中国海关进口数据中，对“进料加工贸易”与“来料加工装配贸易”项下的进口产品进行分类，同样发现 BEC 分类标准能够很好地识别出中间品。

企业出口的 DVAR 测算方法。

尽管以上给出的 DVAR 测算方法在理论并无歧义，但若直接将中国的贸易数据套用到此公式中，便会发现其并不能得到关于中国企业出口 DVAR 合理的结论。首先，我们注意到微观测算方法的困难之处在于识别企业自身实际进行的进口，生产与出口活动。而贸易代理商的存在和企业之间原材料的转移会导致企业表现为过度进口（进口中间产品大于企业中间投入）或过度出口（进口中间产品偏低），这会使企业真实的进出口数额与海关记录的进出口数据存在较大差异。从而直接使用海关记录的企业进出口数据会导致测算产生误差；其次，企业即使是进口为零，仍然有可能间接进口了国外的中间产品，因为在垂直分工盛行的今天，中国企业的工业生产已经融入了全球价值链中，这导致国内中间投入不可避免地含有国外产品成分（Koopman et al., 2012）。最后，不仅是企业进口的中间产品会转移到出口产品中，企业自身生产的资本设备在生产中同样会有部分价值转移至企业的产成品中。并且，中国进口中的生产设备类的资本品一直占据了较大比例<sup>①</sup>。而尤其是在加工贸易型企业中，企业偏向于进口生产设备来实现技术进步（Yasar, 2012）。所以，更为合理的测算方法应该在企业的附加值中扣除由进口资本品带来的累计折旧部分。

鉴于已有测算方法存在的问题，为了更精确地测算中国企业的 DVA 和 DVAR，本文充分考虑这三个方面问题，并对已有的测算方法做了如下改进：

（1）贸易代理商问题。既有文献的测算方法中没有关注到的一个重要问题是，由于我国 2004 年前存在对企业进出口经营权的限制<sup>②</sup>以及企业自身能力和资金的限制，中国企业的进出口存在依靠中间贸易商的普遍现象。也就是说，企业资本品和中间品的进口可能不是自己直接通过海关进口所得，而是通过专门从事进出口的贸易代理商来进行。表 1 展示了利用海关贸易数据的信息所得到的企业使用中间贸易代理商的进出口数量比重。为此，我们对中间贸易代理商的识别采用了 Ahn, Khandel 和 Wei（2010）所建议的方法，将海关数据库中企业名称中包含“进出口”、“经贸”、“贸易”、“科贸”、“外经”等信息的企业归为中间贸易商。我们最终发现进口中间贸易商的数量为 32162 家，中间贸易商（intermediary firms）的进口额大约占到总进口额的 22%，但从 2000 年到 2006 年表现出显著的下降趋势，特别是 2001 年我国正式加入 WTO 以后，这种下降趋势更为明显。这种下降趋势说明了加入 WTO 后，我国对进出口经营权的审批权的放开，导致了企业直接进出口规模的增长。而且，我们可以从表 1 可看出，即使在 2004 年后我国企业使用中间代理贸易商的进出口数量比例也相当大。所以，如果不考虑我国企业使用中间代理贸易商进口的中间品和资本品，必定低估我国出口企业的 DVA 和 DVAR。针对此问题，我们构造了以下的估算式来处理此问题：

$$IMP_{ijk}^{total} = IMP_{ijk}^{custom} + IMP_{ijk}^{inter} \Rightarrow 1 = \frac{IMP_{ijk}^{custom}}{IMP_{ijk}^{total}} + \frac{IMP_{ijk}^{inter}}{IMP_{ijk}^{total}} \quad (5)$$

上式中， $IMP_{ijk}^{total}$  表示企业实际使用的进口中间产品额，其由两部分构成： $IMP_{ijk}^{custom}$  表示海关记录的企业进口中间产品额； $IMP_{ijk}^{inter}$  表示企业可能从中间贸易代理商所购买的间接进口的中间产品额。 $IMP_{ijk}^{total}$  是需要估算出的企业实际总进口额， $IMP_{ijk}^{custom}$  是从海关数据库中得到的数值。由上述恒等式可知，关键问题在于对  $IMP_{ijk}^{inter}$  数值的估算。这一问题可以转化为对代理进口产品比例（ $IMP_{ijk}^{inter} / IMP_{ijk}^{total}$ ）的估算。经过我们的可靠性测试后，本文采用海关贸

<sup>①</sup> 商务部 2012 年发布的报告显示：资本品所占比重则从 2000 年的 21%逐步上升到 2006 年的 24%，工业制成品进口中机械设备比重的持续增加，从 2000 年的 51.2%上升到 2006 年的 59.1%。

<sup>②</sup> 根据我国加入世贸组织的承诺，我国将在入世后三年内完全放开进出口经营权。在入世后三年过渡期内，我国将取消进出口权的审批制，所有在中国的企业均有权从事进出口贸易。也就是说，三年之后，只要企业有要求，就可以登记成为进出口企业。但是，仍然有企业获得进出口权的最低注册资本金要求和企业进出口业务经营范围的限制。

易库中统计所得到的  $\sum_{k=1}^n \beta_{kt} INTERATE_{kt}$  来进行替代<sup>①</sup>。其表示按照企业不同贸易方式的进口额加权得到的企业从中间贸易代理商进口额占总出口额的比重。由此，得到了企业实际使用的进口中间产品额  $IMP_{ijk}^{total}$ ：

$$IMP_{ijk}^{total} = \frac{IMP_{ijk}^{custom}}{(1 - \sum_{k=1}^n \beta_{kt} INTERATE_{kt})} \quad (6)$$

以  $IMPK_{ijk}^{total}$  表示企业进口的资本品，则(6)式同样适合估算企业实际的资本品总进口额。与进口相同，企业也可以通过中间代理商进行出口，但是由于工业企业数据库中提供了企业的出口交货值，从而避免了估算企业实际总出口这一问题。

表 1 我国进出口中间贸易代理商的进出口额比重

年份	贸易商进口额占比	贸易商资本品进口额占比	贸易商中间品进口额占比	贸易商出口额占比	贸易商资本品出口额占比	贸易商中间品出口额占比
2000	28.26%	35.11%	25.97%	37.92%	21%	39%
2001	28.73%	35.56%	26.11%	35.33%	18%	37%
2002	26.29%	29.55%	24.31%	32.42%	17%	32%
2003	23.94%	25.07%	22.41%	29.31%	14%	29%
2004	21.90%	20.82%	21.15%	26.34%	11%	27%
2005	20.01%	19.71%	19.05%	24.45%	11%	25%
2006	18.18%	21.01%	16.35%	23.77%	10%	24%

(2) 中间投入品的间接进口问题。除了由贸易代理商引致的间接进口问题，间接进口还可能以两种更为隐蔽的方式存在：首先，由于我国在加入 WTO 之前对企业经营权采取严格的审批权控制政策，因此，获取进出口经营权的企业就可以充当进出口代理商的角色，造成在海关贸易统计库中某些企业的中间投入品的进口额大于企业总体的中间投入品额<sup>②</sup>。针对这种情况，我们参考了 Kee 和 Tang (2012) 所建议的方式来加以处理。其次，由企业间产品的交易引致的间接进口可能更为普遍。比如：当 A 企业将含进口原材料生产的产成品销售给国内的 B 企业时，一旦 B 企业将该产品用于企业的原材料投入，那么就相当于 B 企业间接进行了原材料的进口，而 B 企业的这种间接进口无法在海关数据中反映出来。这一问题可以通过利用已有的研究结论得以部分地解决，Koopman et al. (2012) 认为中国加工贸易企业使用的国内原材料含有的国外产品份额为 5%-10%，在本文中，我们对比计算了企业国内中间投入不含国外产品和国内中间投入中含有 5% 的国外产品两种情况下企业出口的 DVAR，以作为对测算结果的稳健性检验。

(3) 资本品的进口问题。既有文献在测算过程中还忽略的一个重要问题是，企业的附加值中必然包含资本的折旧所得。而从中国的现实情形来看，资本品的进口是我国企业获得出口竞争能力的重要渠道。因此，如果在我国出口国内附加值的核算中没有减去进口资本品的折旧所得，可能会高估企业出口的 DVA 和 DVAR。单豪杰 (2008)<sup>③</sup> 的研究相对精确地估算了我国制造业的固定资产折旧率 ( $\delta=10.96\%$ )，鉴于此，我们采用该文献所提供的固定资产折旧率来将 j 企业在年份 t 所进口的资本品的累计折旧部分核算出来，并在估算企业出口 DVA 和 DVAR 的过程中扣除了企业进口的资本品的累计折旧。其具体测算方法如下：假设企业存活了  $T(\geq 1)$  期，那么企业在时期  $t(\leq T)$  进口的资本品需要在余下的每期中减去相应的折旧。

<sup>①</sup> 我们采用了企业出口方面的数据利用此思路进行验证，结果充分验证了该方法所具有的可靠性。

<sup>②</sup> 可以从工业企业库中的企业出口交货值和海关贸易统计库中海关出口额的差异发现这个现象的存在。

<sup>③</sup> 单豪杰：《中国资本存量 K 的再估：1952~2006 年》，《数量经济技术经济研究》2008 年第 10 期。

具体的假设企业  $j$  在  $t$  期进口的资本品为  $IMPK_{ijk}^{total}$ ，那么企业在  $t$  期应当减去的资本折旧为：

$$D_{ijk} = \sum_{s=1}^t \delta \cdot IMPK_{ijsk}^{total} \quad (7)$$

在海关贸易数据中，加工贸易的资本品进口在加工贸易进口设备中有单独的统计，而一般贸易的资本品进口则仍然需要通过 BEC 分类方法来获得。由以上的讨论可知，本文提出的 DVAR 测算公式为：

$$DVAR_{jtk} = \begin{cases} 1 - \frac{IMP_{jt1}^{total} + D_{jt1}}{Y_{jt1}} & ; k = 1 \\ 1 - \frac{IMP_{jt2}^{total}|_{BEC} + D_{jt2}|_{BEC}}{Y_{jt2}} & ; k = 2 \end{cases} \quad (8)$$

$$DVAR_{jt}^M = \omega_1 \cdot \left( 1 - \frac{IMP_{jt1}^{total} + D_{jt1}}{Y_{jt1}} \right) + \omega_2 \cdot \left( 1 - \frac{IMP_{jt2}^{total}|_{BEC} + D_{jt2}|_{BEC}}{Y_{jt2}} \right) \quad (9)$$

### 三、数据来源与处理

#### (一) 数据来源与初步处理

本文研究使用的数据有两个来源：其一是中国海关贸易数据库，其二是中国工业企业数据库。海关贸易数据库提供了通过海关的每笔交易记录，工业企业数据库提供了与企业特征相关的指标。这两个数据库为本文的研究提供了必要的数据库指标，下面分别对其说明。

(1) 中国海关贸易数据库。中国海关贸易数据库来自于中国海关总署记录的产品层面交易数据。本文使用的数据涵括了 2000-2006 年每月通关企业的每一条进出口交易信息。本数据包括的信息亦可以分为两类，第一类主要是企业注册的部分信息，包括报关企业名称、报关企业编码、收发货企业名称、收发货企业编码和企业所有制信息，第二类则是反映企业每笔对外贸易的基本信息（金额单位为美元），主要包括进出口产品 8 分位 HS 编码、进出口金额和数量、进出口贸易类型<sup>①</sup>、进口货源地与出口目的地、运输方式等指标。对本套数据的初步处理如下：(1) 删除了其中赋值明显不合理的相关变量；(2) 将月份数据加总为年份数据。

(2) 中国工业企业数据库。本文使用的中国工业企业数据涵括了国家统计局于 2000 到 2006 年间对全部国有与规模以上（主营业务年收入超过 500 万元）非国有工业企业调查数据。该数据库覆盖了 41 个行业，包含了大约 200 多万个观测值，占据了工业总产值的 95% 和出口总额的 98%。数据主要包含了两类变量，第一类变量是有关企业注册基本信息的变量，包括企业名称、法人代码、联系电话、邮政编码、所属行业等类似指标，第二类变量与企业财务状况相关（金额单位为人民币），主要包括工业中间投入、工业总产值、出口交货值、流动资产、固定资产等类似财务指标。本文对本数据主要进行了以下初步处理：(1) 仅保留营业状态的制造业企业；(2) 剔除与本文研究相关的变量<sup>②</sup>中赋值明显不合理或为负值的样本观测值；(3) 删除样本首尾 1% 的样本；(4) 保留连续 3 年以上观测值的企业数据。

此外，选用 2000 至 2006 年期间的相关数据作为研究样本还有如下的合理性：一是 2000-2006 年间，中国企业的进出口均处于一个高速增长期；二是中国于 2001 年底加入了 WTO，我们样本数据正好涵括了中国加入 WTO 的前后期间。这就为我们观察中国加入 WTO 后，贸易壁垒的相对降低与对外开放程度的进一步加深导致进出口的扩张对企业出口 DVAR 的影响效应，提供了一个较为合理的观察期。

<sup>①</sup> 中国海关数据库中存在的贸易方式的划分主要有：一般贸易、来料加工装配贸易、进料加工贸易、易货贸易、补偿贸易等 17 种贸易方式。

<sup>②</sup> 这些变量主要包括工业销售额、营业收入、就业人数(<8)、固定资产总额、出口额、中间投入品总额。

## （二）数据匹配

数据合并是本文数据处理最为基础的一步，也是关键的一步。对两套数据的合并效率取决于是否可以找到唯一企业的特殊代码。本文采用的数据合并方法是采用企业的中文名称进行合并，因为企业在当地工商管理部门注册登记时不允许重复使用名称。这种方法的优势在于其合并具有较高的效率，因为企业名称一般不会出现缺失或统计错误的问题（Upward et al., 2012）。

由于 CIFD<sup>①</sup>中的企业为全部国有与规模以上非国有工业企业，而 CCTS 记录的是有通关记录的全部进出口企业，所以主要有以下三种原因导致 CIFD 与 CCTS 不能完全合并：（1）CIFD 中的企业包含有非出口企业与间接贸易企业，这两种类型的企业都不会参与进出口的报关，因此不会在 CCTS 中；（2）CCTS 中包含有大量的贸易代理商，而这些企业不是工业企业，因此不会在 CIFD 中；（3）CCTS 中的工业企业可能由于年主营业务收入小于 500 万元而不会在 CIFD 中。鉴于以上原因，合并后的企业将同时具有两类特征：其一是国有企业或规模以上的非国有企业；其二是直接参与海关进出口报关。于是，合并数据中的企业具有财务指标与进出口指标，这是计算企业出口的国内附加值的基础。在尽可能采取其它辅助手段提高匹配效率的基础上，表 2 给出了 CIFD 与 CCTS 两类数据匹配企业的基本情况。初步可以看出，我们的数据匹配无论是从进口还是出口在企业数量比重和进出口数量份额两个方面均达到了相应的匹配效率。正如 Upward et al.（2012）所做的一系列检验，这样的匹配数据基本上反映中国企业进出口的基本特征。

通过对不合理样本的删除以及非纯出口企业的剔除，本文最终得到的有效样本含有 112862 个观测值，其中出口为一般贸易方式的企业数为 39002 个，加工贸易方式出口样本数为 50336 个，混合贸易方式出口样本数为 32524 个。下面我们将使用该样本来计算企业出口的 DVAR 值。

表 2 CIFD 与 CCTS 匹配的企业基本情况

年份	匹配企业数	CIFD 企业%	CCTS 企业%	CIFD 出口企业%	CCTS 进口企业%	CCTS 出口份额%	CIFD 进口份额%
2000	13581	8.77%	45.99%	37.99%	48.37%	67.72%	41.16%
2001	16104	9.80%	47.38%	41.47%	47.69%	66.84%	42.29%
2002	18983	10.87%	47.48%	44.04%	46.30%	69.39%	42.69%
2003	24432	12.78%	51.92%	50.23%	45.91%	64.61%	48.46%
2004	29109	13.50%	54.12%	54.48%	46.21%	67.74%	54.08%
2005	43993	15.72%	67.72%	57.82%	47.04%	63.55%	55.27%
2006	47083	15.85%	71.55%	62.06%	50.53%	65.63%	57.99%
合计	194285	--	--	--	--	--	--

## 四、测算结果与分析

### 1. 企业出口 DVAR 的总体变化趋势

我们关注的是中国企业出口 DVAR 的总体平均值及其在样本观测期间内的变动趋势。图 1 显示，在不考虑企业从国内所采购的中间投入品中包含的进口成分的情形下，我国企业出口的 DVAR 从 2000 年的 49.13% 逐步上升到 2006 年的 57.3%，7 年之间增长了 8.17 个百分点。在考虑企业从国内所采购的中间投入品中包含的进口成分的情形下（设定 5% 比

<sup>①</sup> CIFD 是 China Industrial Firms Data（中国工业企业数据）的简称，CCTS 是 Chinese Customs Trade Statistics（中国海关贸易数据）的简称。本文下同。



例), 我国企业出口的 DVAR 从 2000 年的 48.39% 逐步上升到 2006 年的 57.7%, 7 年之间增长了 9.31 个百分点。对比观察可看出这二者的增长变化趋势非常类似, 变化幅度非常接近, 这可能说明企业从国内采购的中间投入品中所包含的进口成分因素并不是影响我国企业出口 DVAR 的重要因素。并且可看出, 在 2002 年我国加入 WTO 后是我国企业出口 DVAR 快速增长的时期, 由此说明, 加入 WTO 后我国进一步的贸易开放政策可能是促进企业出口 DVAR 增长的重要推手。验证我们的测算结果是否合理的一个办法是, 与 Koopman et al.

(2012) 利用 I-O 方法的测算结果进行对比, 他们的测算结果是中国加入 WTO 之后我国出口 DVAR 大致从 50% 上升至 60%。这个结果与我们的结果非常接近。鉴于他们的 I-O 方法是相对可靠的测算方法, 由此可证明我们测算方法的合理性以及结果的可靠性。

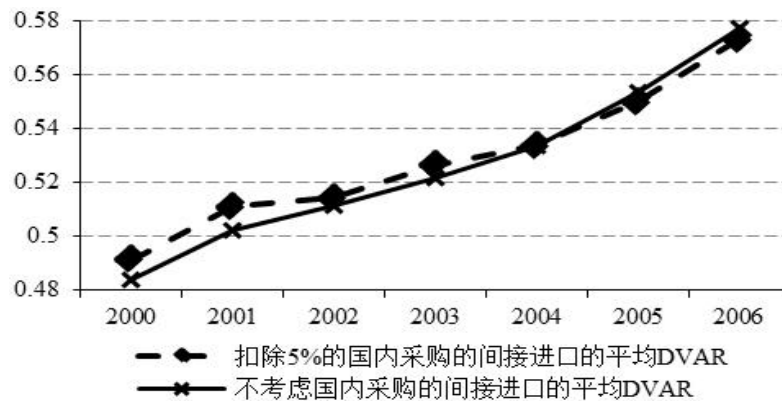


图 1 2000-2006 年间企业总体平均与不同贸易方式 DVAR 的变化趋势

## 2. 不同出口贸易方式企业 DVAR 的变化趋势

图 2 是我们按照企业的不同贸易方式来展示本文的测算结果。在本文样本观察期内, 在三类主要的出口贸易方式中, 如果不考虑企业从国内所采购的中间投入品中包含进口成分的情形下, 加工贸易企业出口的 DVAR 最低, 均值为 45.04%。混合贸易出口较高, 均值为 55.27%。一般贸易出口最高, 均值为 68.5%。具体来看, 在 2000 年至 2006 年期间, 三类贸易方式的企业出口 DVAR 的增长情形存在差异。其中, 加工贸易企业出口 DVAR 增长幅度最大, 由 2000 年的 41.15% 逐步上升到 2006 年的 51.5%, 7 年间的增长幅度为 10.35 个百分点。混合贸易企业出口 DVAR 增长幅度相对较大, 由 2000 年的 52.89% 逐步上升到 2006 年的 57.92%, 7 年间增长幅度为 4.41 个百分点。一般贸易企业出口 DVAR 变化幅度较小, 由 2000 年的 66.72% 起伏缓慢增长到 2006 年的 69.72%, 7 年间增长幅度为 3 个百分点。如果考虑企业从国内所采购的中间投入品中包含的进口成分 (设定 5% 比例) 的情形, 我们可以发现此情形下三种贸易方式的企业出口 DVAR 的变化情况, 与不考虑企业从国内所采购的中间投入品中包含进口成分的结果基本一致。由此可知, 推动中国企业出口 DVAR 上升的主要动力是加工贸易类型企业的出口。

从与已有文献的测算结果进行对比的角度来看, Kee 和 Tang (2012) 专门对中国加工贸易企业进行了测算, 其结果是企业出口 DVAR 由 2000 年的 52% 上升到了 60%, 而我们的测算结果是中国加工贸易企业的出口 DVAR 由 2000 年的 39.5% 上升到了 50.1%, 显然远低于 Kee 和 Tang (2012) 的测算结果。Kee 和 Tang (2012)<sup>⑥</sup> 只是针对中国加工贸易企业进行测算, 如果考虑到中国加工贸易企业的出口 DVAR 要显著低于其它类型企业的基本事实, 那么, 他们对中国企业出口 DVAR 的总体测算结果必然会高于 60%, 这样的结果显然高于 Koopman et al. (2012) 利用 I-O 方法的测算结果, 由此进一步证明 Kee 和 Tang (2012)<sup>⑥</sup> 的测算方法的不合理以及我们所改进的测算方法的合理之处。

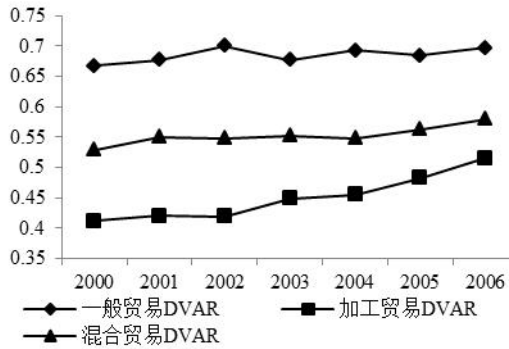


图 2-1 2000-2006 年间企业不同贸易方式出口 DVAR 的变化趋势

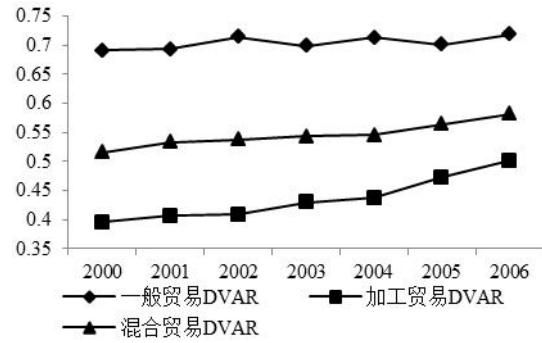


图 2-2 2000-2006 年间企业不同贸易方式出口 DVAR 的变化趋势 (国内采购的中间投入包含 5%的间接进口)

### 3. 不同所有制类型企业 DVAR 的变化趋势

为了更全面地了解中国企业出口 DVAR 的变化机制，图 3 给出了不同所有制企业<sup>①</sup>出口 DVAR 的变化趋势。可以看到，如果不考虑企业从国内所采购的中间投入品中包含进口成分的情形下，非港澳台外资企业出口 DVAR 最低，均值为 50.72%。港澳台企业出口 DVAR 也非常低，均值为 50.9%。集体所有制企业出口 DVAR 相对也较低，均值为 56.78%。集体所有制性质企业出口 DVAR 相对也较低，均值为 56.78%。但是，独立法人性质企业的出口 DVAR 相对较高，均值为 58.43%。国有所有制企业与私人所有制企业的出口 DVAR 相对最高，均值分别为 60.84%与 62.54%。进一步来看，在 2000 至 2006 年这 7 年期间，非港澳台外资企业、港澳台企业、集体企业、独立法人企业、国有企业与私人所有企业这六种不同所有制性质的企业出口 DVAR 的增长幅度分别为 8.02、9.55、7.07、5.46、4.70 与 4.69 个百分点。这其中，非港澳台外资和港澳台企业出口 DVAR 的出现了较大幅度增长，集体企业的出口 DVAR 的增长幅度也较大，独立法人企业出口 DVAR 的增长幅度一般，而国有与私人所有企业出口 DVAR 的增长幅度相对较低。并且，这样的变化规律在考虑企业从国内所采购的中间投入品中包含进口成分的情形下，也同样基本存在。

这样的结果说明，中国出口 DVAR 增长的重要动力来源可能是外资企业（含港澳台与非港澳台外资企业）与集体企业。外资企业作为中国最主要的 FDI 来源与以加工贸易方式最大的进出口经济行为主体，是推动中国出口 DVAR 增长的最主要动力，因此，大量外资企业的引入和外资企业产业链的延长可能才是中国出口附加值上升的最为根本的原因。相反，本土企业对中国出口 DVAR 增长的推动作用相对有限。

<sup>①</sup> 我们按照企业注册投资资本所占比重（≥50%）来区分国有、集体、独立法人、私人所有、港澳台与非港澳台外资企业这 6 种类型，正如 Guariglia et al. (2010) 所指出的，这种按照企业实收资本比重划分所有制类型的方法比单纯根据企业登记注册类型划分所有制更为可靠准确。

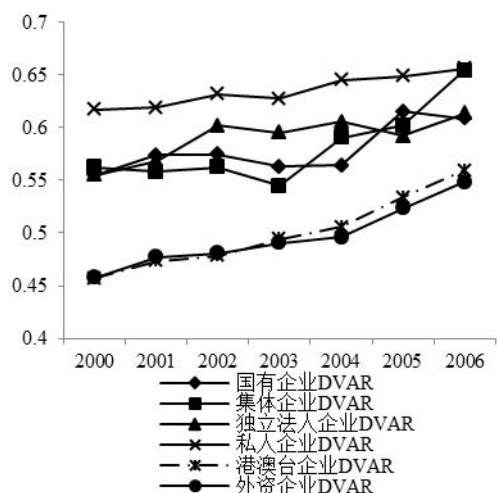


图 3-1 2000-2006 年间不同所有制类型企业 DVAR 的变化趋势

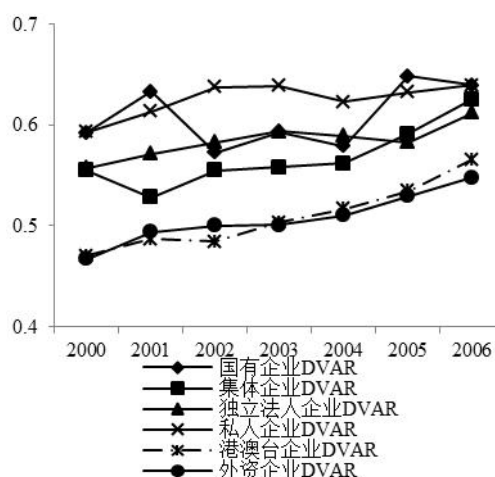


图 3-2 2000-2006 年间不同所有制类型企业 DVAR 的变化趋势 (设定国内采购的中间投入包含 5%的间接进口)

#### 4. 分行业企业 DVAR 的变化趋势

不同行业出口 DVAR 的差异可以作为行业出口竞争力的一个重要指标。依照之前的思路，我们仍依次分析不同年份分行业的 DVAR 和不同出口贸易方式分行业的 DVAR。为了保证测算结果的可靠性，我们仅汇报了企业数目大于 800 的行业 DVAR 情况。

(1) 分行业平均 DVAR。由图 4 可知，从 2000 年至 2006 年，大部分行业出口的 DVAR 有所增长，但是仍有部分行业（资本密集型）出口的 DVAR 不增反降，如：通讯设备、计算机及其它电子设备制造业（40）；化学纤维制造业（28）；医药制造业（27）等。交通运输设备之制造业（37）、食品制造业（14）基本保持不变。相反，主要的劳动密集型出口行业，如纺织业（17），纺织服装、鞋、箱制造业（18），皮革、毛皮、羽毛（绒）及其制造业（19）的 DVAR 处于一直上升阶段。值得关注的是，一些高新技术密集型的行业，如通讯设备、计算机及其它电子设备制造业（40）的出口 DVAR 出现了下降趋势，从 2000 年的 50.26% 下降为 2003 年的 43.17%，再缓慢上升到 2006 年的 49.59%。这说明中国尽管出口了大量技术程度高的产品，但是却只获得了较低的国内附加值。

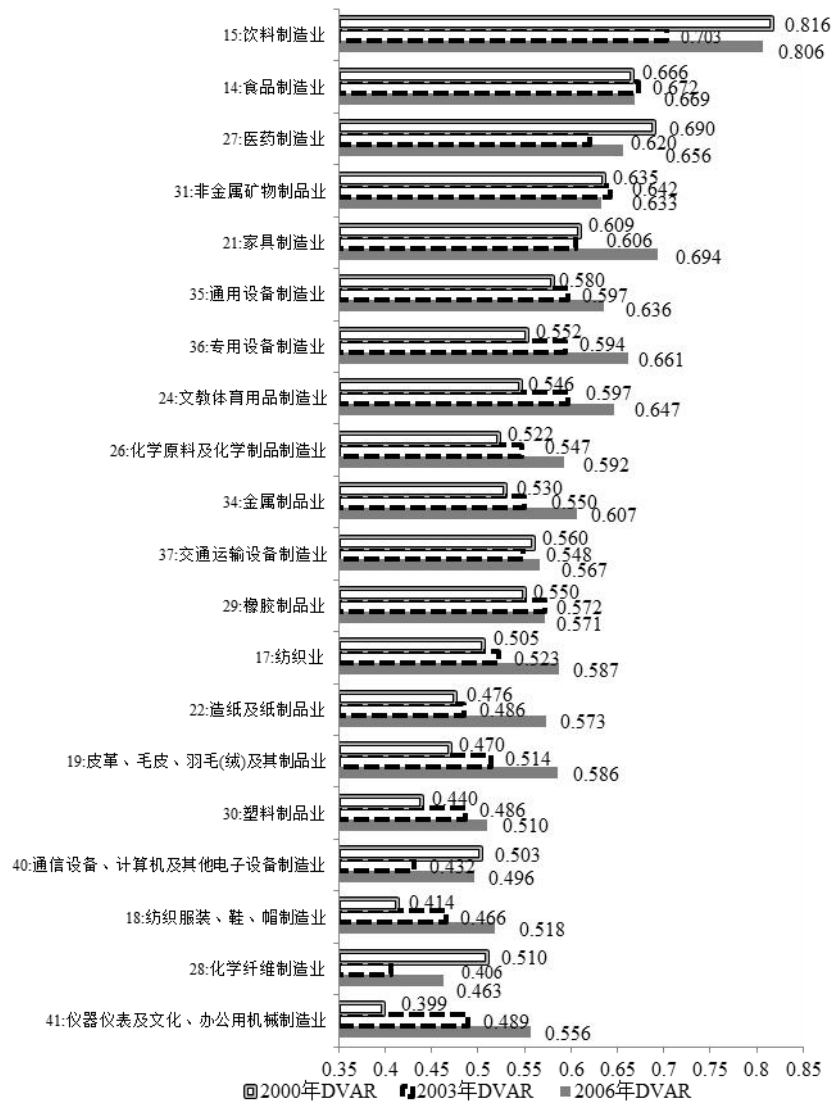


图4 2000、2003、2006年分行业的出口DVAR的变化趋势  
(按总体均值由大到小排序)

(2) 不同贸易方式分行业DVAR。图5显示,在不同的贸易方式下行业出口的DVAR也出现了较大的差异。总体来看,除了饮料制造业之外,其它所有行业中一般贸易的DVAR高于混合贸易,混合贸易的DVAR高于加工贸易。从加工贸易角度来看,纺织服装、鞋、箱制造业(18),纺织业(17)和仪器仪表及文化、办公用机械制造业(41)的出口DVAR最低,分别为35.5%、38.7%和40.8%。从混合贸易角度来看,化学纤维制造业(28),通讯设备、计算机及其它电子设备制造业(40),仪器仪表及文化、办公用机械制造业(41)的出口DVAR最低,分别为45.2%、46%和46.2%。从一般贸易角度来看,化学纤维制造业(28),橡胶制造业(29),皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制造业(19)的出口DVAR最低,分别为54.3%、64.4%和64.7%。进一步观察可发现,出口DVAR越低的加工贸易行业中,一般贸易出口的DVAR和加工贸易的出口DVAR的差距越大,比如纺织服装、鞋、箱制造业(18)中二者的差距高达44个百分点,通讯设备、计算机及其它电子设备制造业(40)与仪器仪表及文化、办公用机械制造业(41)中二者的差距也分别达22.9和26.2个百分点。我们对此的解释是,在加工贸易的行业中,由于受到国外原材料零部件供应商与国外购买商的双重挤压,企业难以获取利润,故而附加值率较低。而一般贸易受到国外原材料零部件供应商与国外购买商的双重挤压的概率较小,因此能够获得更大的出口国内附加值。

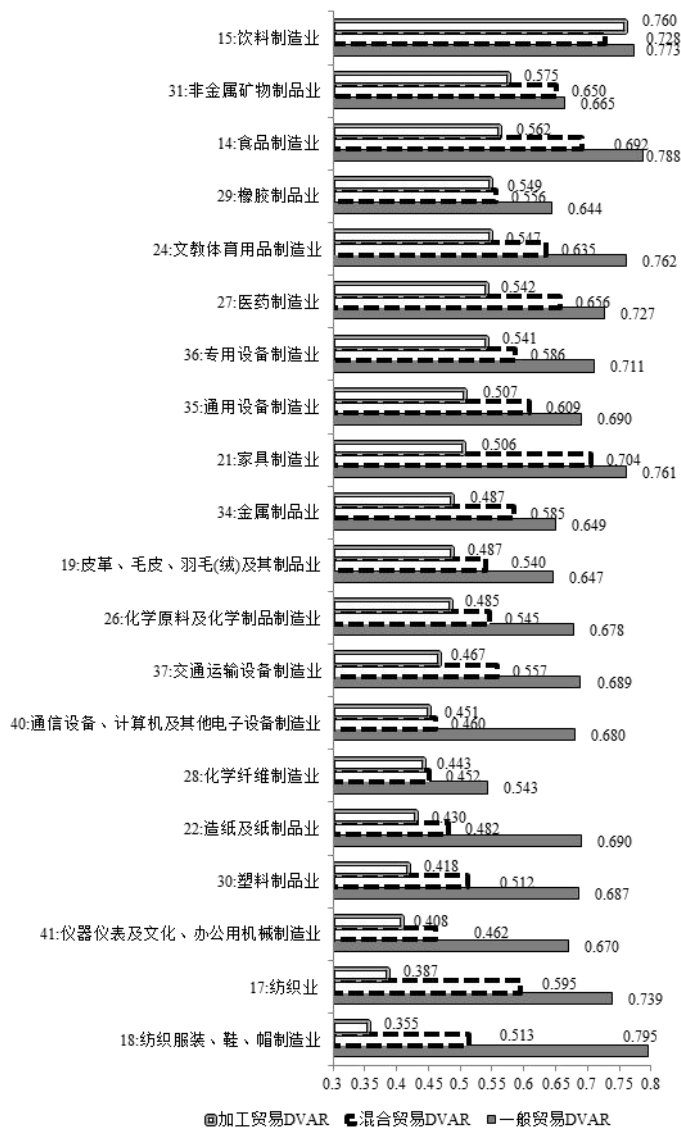


图5 2000-2006年分行业与分贸易方式的出口DVAR的变化趋势  
(按加工贸易均值由大到小排序)

### 五、进一步的实证分析

本文所构造的测算方法所估算的企业出口国内附加值有两点优势：一是可以深入地研究究竟是什么因素对企业出口DVAR造成了影响以及其中的作用机制；二是可以通过对影响因素的识别来检验我们所测算的企业出口DVAR是否合理。下面，我们构建了一个检验企业出口DVAR的影响因素的计量方程，来揭示推动我国企业出口DVAR变化的核心因素。参照Upward et al. (2012)等的做法，该计量模型设定为：

$$dvar_{it} = \alpha_0 + \beta_0 \cdot dvar_{it-1} + \beta \cdot X_{it} + \eta \cdot Z + \gamma_{indus} + \gamma_{provin} + \gamma_{year} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

以上方程(10)式中，各变量的下标*i*和*t*分别代表企业和年度。这里，被解释变量为我们所测算的企业出口的国内附加值dvar。考虑到企业出口的国内附加值dvar可能具有的延续性，在方程右边加入了其的滞后一期变量。其中，重点关注的解释变量为X，会依照需要研究的问题而有所变化。控制变量集合Z中主要是与企业自身特征相关的一系列变量，包含的变量有：(1)企业规模(size)，以企业年均员工数的对数来表示；(2)企业年龄(age)，

以企业的成立时间来表示；(3) 竞争程度 (*herfind*)，以按 4 分位企业计算的赫芬达尔-赫希曼指数来表示；(4) 企业贸易类型的虚拟变量，以一般贸易类型企业为参照系，*processing* 为加工贸易类型企业，*mix* 为混合贸易类型企业；(5) 企业所有制类型的虚拟变量，以国有企业为参照系，*collective* 为集体企业，*legal* 为独立法人企业，*private* 为私人所有企业，*hmt* 为港澳台企业，*foreign* 为非港澳台外资企业。此外，我们还控制了企业的行业特征 (3 分位)、省份地区特征以及年份特征所表示的各固定效应特征。

尽管我们在计量模型中控制了与企业自身特征相关的一系列变量以及与所有制差异、地区差异、产业差异、时间差异各自相关的固定效应特征，而且也使用企业自身所处的城市区位作为聚类处理 (*cluster*)，但是可能因为并未考虑到企业中未被观察到的异质性因素 (例如管理能力、人力资本因素等)。而这些未被观察到的异质性因素或许能够解释企业出口国内附加值的差异。为了更有效地利用面板数据中提供的信息，我们将服从 *i.i.d* 分布的企业的误差项  $\varepsilon_{it}$  分解为与时间无关的企业异质性误差项以及其余服从 *i.i.d* 分布的企业误差项。另外，企业 *DVAR* 的滞后项对于核心解释变量和控制变量  $X(n)$  的向量自回归方法也可能引起序列相关性以及内生性的问题。为了能有效处理计量模型中的这些问题，我们在动态面板数据中引入两步系统 *GMM* 的估计方法。在选择了作为工具变量的差分方程与水平方程的合适的滞后期后，各计量模型中用于检验工具变量是否受过度识别约束的 *Sargan-Hansen* 检验方法以及针对二阶序列残差的相关性进行检验的 *AR(2)* 检验，都通过了该方法的基本检验要求。

我们从两个角度来观察推动中国出口企业 *DVAR* 变化的重要力量。首先，我们来探讨 *FDI* 的进入对企业出口企业国内附加值造成的影响。表 3 第(1)列对全样本的回归结果显示，省份地区的 *FDI* (省份地区的 *FDI*/地区当年实际 *GDP*) 变量的回归系数在 1% 统计水平上显著为正，这就表明在 *FDI* 进入程度越多的省份地区中的出口企业 *DVAR* 越高。由此，我们认为，推动中国企业出口国内附加值提升的重要原因之一就是外资企业的进入。一方面，外资企业出于防止技术外溢效应或者对创新研发诀窍的保护动机，通过零配件企业和主导企业一起进入中国市场的“抱团”模式进行生产布局；另一方面，具有创新研发优势的国外关键零配件为了占据中国市场而积极进入中国投资生产基地进行生产。这两种情况必然会导致中国企业出口国内附加值的提高。然而，这样的检验结果提醒我们，这种情形下的企业出口国内附加值的提高未必会给中国带来真正的贸易利益所得。进一步，我们按照企业贸易类型进行分组回归，表 3 中第(2)、(3)和(4)列的回归结果显示，在加工贸易和混合贸易类型的样本企业中，*FDI* 的进入显著推动了出口企业 *DVAR* 的提高，而在一般贸易企业中这种推动效应就不显著存在。而且，本土企业 (包含国有、集体、独立法人和私人所有性质企业) 和外资企业 (包含港澳台与非港澳台企业) 的分组样本的回归结果显示 (结果见表 3 第(5)和(6)列，外资企业中 *FDI* 的进入是推动其出口 *DVAR* 提高的重要力量，而 *FDI* 的进入却不是推动本土企业出口 *DVAR* 提高的力量。这样的结果进一步验证了加工贸易和外资企业所带来的 *FDI* 的进入，是推动我国出口企业 *DVAR* 提高的重要因素。

其次，我们来研究企业出口到发达国家、发展中国家以及新兴国家<sup>①</sup>对企业出口国内附加值造成的影响。表 3 中第(7)、(8)和(9)列的回归结果显示，用来表示企业出口发展中国家与新兴国家的出口份额的变量 *developing* 和 *emerging* 的回归系数均呈现显著正相关，而代表企业出口发达国家的出口份额的变量 *developed* 的回归系数没有呈现显著相关，这就说明，企业出口到发展中国家和新兴国家的出口份额越高其 *DVAR* 越高，而出口到发达国家的出口份额对其 *DVAR* 没有造成显著影响。这样的检验结果表明，中国对发展中国家以及新兴市场国家的出口扩张可以提升国内附加值，进而获得更大的贸易利得。

<sup>①</sup> 这里，发达国家和发展中国家划分是按世界银行发布的最新标准。新兴市场国家包括除中国以外的“金砖四国”，还包括“新钻 11 国” (Next-11，简称 N-11)，即成长潜力仅次于金砖四国的 11 个新兴市场。

此外，表 3 的回归结果还显示，不同所有制类型、不同贸易方式以及不同年份的虚拟变量的估计结果，验证了我们在第四部分对不同情形下企业出口 DVAR 变化趋势和差异性的统计分析。

表 3 我国企业出口 DVAR 影响因素的实证检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	全样本	一般贸易	加工贸易	混合贸易	本土	外资	发达国家	发展中国家	新兴国家
dvar <sub>-1</sub>	0.576*** (6.78)	0.762*** (5.81)	0.460*** (4.75)	0.401 (5.11)	0.398 (5.63)	0.873*** (7.23)	0.137** (2.44)	0.739*** (6.95)	0.541*** (5.66)
fdi	0.546** (2.18)	0.479 (1.37)	0.600*** (3.48)	0.240** (2.39)	-0.281 (-1.28)	1.573*** (3.10)			
developed							-0.002 (-0.19)		
developing								0.102*** (3.19)	
emerging									0.096** (2.08)
size	-0.001 (-0.22)	0.024*** (4.57)	0.010** (2.09)	0.012** (2.55)	0.003 (0.37)	-0.013 (-0.38)	-0.0001 (-0.04)	-0.0001 (-0.04)	-0.003 (-0.85)
age	0.0004 (0.78)	0.0004 (0.62)	0.002 (1.42)	0.0004 (0.69)	0.0003 (0.37)	0.044** (2.37)	0.0004 (0.88)	0.0004 (0.88)	0.0005 (1.25)
herfind	-0.148 (-1.31)	0.051 (0.42)	-0.237 (-1.62)	-0.108 (-0.68)	-0.133 (-0.80)	2.347** (2.11)	-0.128 (-1.19)	-0.128 (-1.19)	-0.136 (-1.34)
processing	-0.260*** (-15.37)				-0.548*** (-5.85)	-0.406*** (-3.96)	-0.262*** (-15.80)	-0.262*** (-15.80)	-0.264*** (-15.75)
mix	-0.070*** (-5.61)				-0.446*** (-6.47)	-1.233*** (-4.89)	-0.067*** (-5.57)	-0.067*** (-5.57)	-0.071*** (-5.94)
collective	-0.032 (-1.54)	-0.007 (-0.13)	0.050 (1.19)	-0.059** (-2.31)	-0.102* (-1.68)	.	-0.028 (-1.50)	-0.028 (-1.50)	-0.033* (-1.74)
legal	-0.018 (-1.17)	0.036 (1.48)	0.018 (0.52)	-0.040** (-1.96)	-0.021 (-0.85)	.	-0.016 (-1.09)	-0.016 (-1.09)	-0.016 (-1.12)
private	0.025** (2.30)	0.129*** (3.22)	0.038 (0.90)	0.012 (0.60)	0.203*** (5.27)	.	0.027* (1.76)	0.027* (1.76)	0.024* (1.79)
hmt	-0.098*** (-6.60)	0.019 (0.73)	-0.051 (-1.35)	-0.125*** (-5.79)	.	-0.647*** (-3.59)	-0.093*** (-6.61)	-0.093*** (-6.61)	-0.093*** (-6.56)
foreign	-0.131*** (-7.54)	-0.022 (-0.89)	-0.084** (-2.32)	-0.161*** (-6.45)	.	.	-0.124*** (-7.60)	-0.124*** (-7.60)	-0.127*** (-7.75)
2001	-0.002 (-0.18)	-0.004 (-0.26)	0.003 (1.29)	0.003 (0.16)	0.098* (1.77)	0.748* (1.78)	0.006 (0.73)	0.006 (0.73)	0.006 (0.70)
2002	0.0124 (1.24)	0.010 (0.57)	0.006** (2.45)	0.024 (1.56)	0.079 (1.26)	0.592** (2.28)	0.020** (2.34)	0.020** (2.34)	0.019** (2.26)
2003	0.004 (1.30)	-0.009 (-0.49)	0.014* (1.76)	0.003** (2.13)	0.053 (0.68)	0.703* (1.70)	0.015** (2.22)	0.015** (2.22)	0.014** (2.15)
2004	0.005** (2.32)	-0.003 (-0.19)	0.009** (2.31)	0.003** (2.10)	0.040 (0.60)	0.656** (2.35)	0.019** (2.45)	0.019** (2.45)	0.018** (2.39)

2005	0.023** (2.50)	0.008 (0.46)	0.036** (2.47)	0.020** (2.07)	0.080 (1.32)	0.814*** (2.73)	0.038*** (3.12)	0.038*** (3.12)	0.035*** (3.01)
2006	0.037** (2.28)	0.007 (0.37)	0.061** (2.25)	0.032*** (2.62)	0.035** (2.50)	0.852*** (2.83)	0.052*** (3.86)	0.052*** (3.86)	0.051*** (3.81)
Industry	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Province	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
cons	0.841*** (6.87)	0.910*** (16.17)	0.471*** (5.05)	1.096*** (5.99)	1.016*** (9.75)	0.973** (2.54)	1.004*** (10.93)	1.002*** (10.94)	1.031*** (11.56)
Hansen- Sagan test	0.35	0.58	0.72	0.32	0.44	0.39	0.57	0.61	0.66
AR(1)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00	0.04	0.00	0.00
AR(2)	0.67	0.46	0.55	0.23	0.41	0.50	0.73	0.33	0.49
N	101234	34532	46752	30117	46521	58005	100237	100132	100309

注：\*\*\*、\*\*和\* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，括号中的数字为双尾检验的 t 或 z 值。  
回归结果皆以企业所处的地级市的 cluster 效应加以处理。

## 六、结语与政策含义

本文通过使用中国企业海关进出口与中国工业企业统计库的合并数据，在充分考虑中国企业进口所具有的贸易代理商、进口资本品的折旧以及间接进口这三个现实问题的基础上，对现有测算方法进行改进，从微观企业层面对 2000 至 2006 年期间中国企业出口的 DVA 以及 DVAR 作了有效测算。测算结果发现：（1）中国出口的国内附加值率在样本观察期内的均值为 52.5%左右，7 年之间增长了约 8 个多百分点。加工贸易方式企业的出口 DVAR 均值约为 45%，低于混合贸易的 55.3%以及一般贸易的 68.5%。然而，从推动中国出口 DVAR 上升的动力源泉来看，本文的研究结果表明，一方面中国的出口 DVAR 上升的主要推动力是加工贸易，另一方面中国出口 DVAR 上升的主要推动者是外资企业（含港澳台外资与非港澳台外资企业）。深入来看，进行加工贸易生产的外资企业是推动中国出口 DVAR 上升的最重要力量；（2）中国出口附加值率在不同行业间体现出较大的差异。加工贸易在各行业都具有较低的出口 DVAR。一方面，劳动密集型行业中从事加工贸易的出口 DVAR 相对较低，而且与一般贸易的出口 DVAR 的差距较大；另一方面，部分的出口份额较大的技术复杂行业也具有较低的出口 DVAR。因此，中国在国际分工中仍然没有改变“为他人作嫁衣”的地位；（3）进一步的实证结果表明，FDI 的进入是导致加工贸易和外资企业的出口 DVAR 增长的主要幕后推手，证明生产关键零配件的外资企业大举进入中国国内市场，是造成中国出口的国内附加值提升的主要动因，由此反映中国从现行的国际贸易生产与贸易体系中所获得的贸易利得有限。相反，对发展中国家以及新兴国家的出口有利于贸易利得的提升。

本文的政策含义非常明显。从贸易利得角度来看，加工贸易和 FDI 对中国经济的可持续发展造成了一定的负面效应。因此，促进我国加工贸易的转型升级以及对利用外资政策的进一步调整，应该是今后我国对外贸易政策调整的重点所在。本文研究成果所具有的另一个应用方向是对不同国家之间贸易逆差或顺差的重新估算。在产品内分工盛行的背景下，仍然从贸易总量的角度来理解国际贸易并提供相关的政策建议，将具有极大的误导性。如 2011 年，中国对美国的出口值为 3244.9 亿美元，进口值为 1221.5 亿美元，按贸易总量来看，中国对美国的贸易顺差为 2023.4 亿美元，而假设中国对美国出口的平均国内附加值率为 50%，美国对中国出口的国内附加值率为 70%，那么中国对美国的贸易顺差为 1590.68 亿美元，仅为传统顺差统计口径的 78.6%。如果考虑到中美贸易结构中中国对美国出口更多采用加工贸易方式，按照国内附加值率来估算的中美贸易顺差可能还要更小。

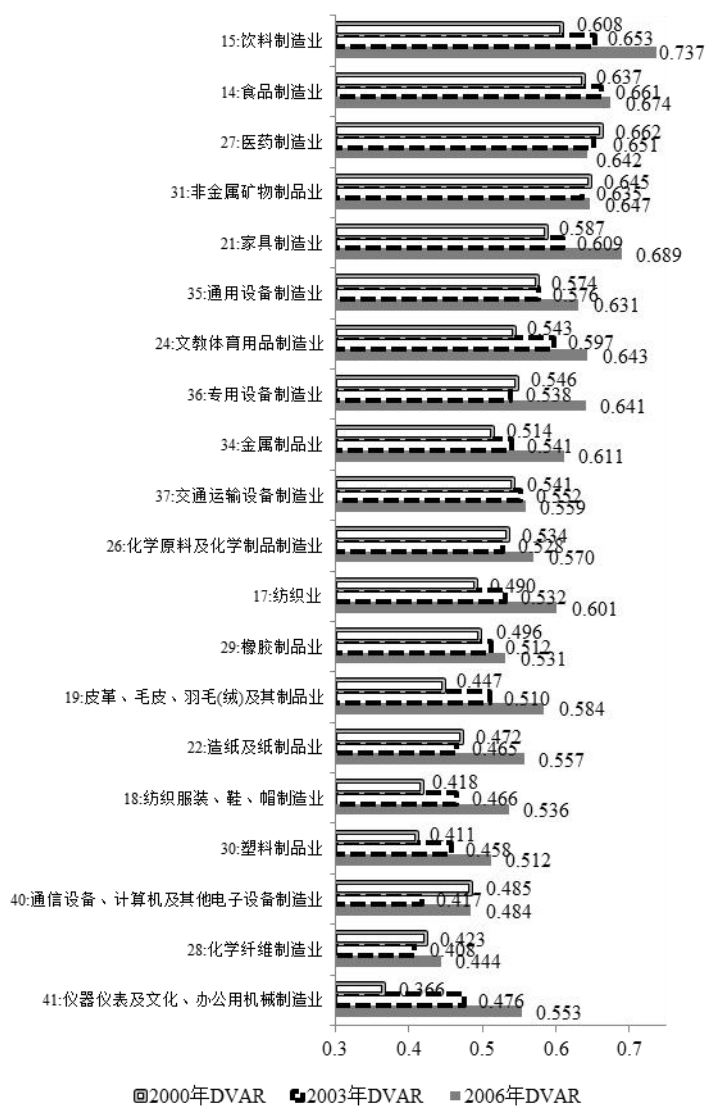


#### 参考文献:

- Ahn, Jaebin., Amit Khandelwal, and Shang-Jin Wei, “The Role of Intermediaries in Facilitating Trade”, 2011, forthcoming *Journal of International Economics*.
- Costas Arkolakis, Arnaud Costinot, and Andrés Rodríguez-Clare, 2012, “New Trade Models, Same Old Gains?” , *American Economic Review* 2012, 102(1): 94–130.
- Chen, Xikang, Cheng, Leonard K., Fung, K. C., Lau, Lawrence J., 2004. “The Estimation of Domestic Value-Added and Employment Induced by Exports: An Application to Chinese Exports to the United States” . *Working Paper. Stanford University*.
- Dean, Judith M., Fung, K. C., Wang, Zhi, 2011. “Measuring vertical specialization: the case of China”. *Review of International Economics* 19, 609–625.
- Erumban, Abdul Azeez, Bart Los, Robert Stehrer, Marcel Timmer and Gaaitzen de Vries, 2011. "Slicing Up Global Value Chains: The Role of China" The Fragmentation of Global Production and Trade in Value-Added -Developing New Measures of Cross Border Trade, World Bank Trade Workshop, June.
- Feenstra, Robert and J. Bradford Jensen. 2009. “Evaluating Estimates of Materials Offshoring from U.S. Manufacturing.” Paper presented at the National Academy of Public Administration conference “Measurement Issues Arising from the Growth of Globalization,” November 6-7.
- Hummels, D., J. Ishii and K. Yi, “The Nature and Growth of Vertical Specialization in World Trade”, *Journal of International Economics* 54, 75–96
- Johnson, Robert, Rudolfs Bems, and Kei-Mu Yi. 2011. “Vertical Linkages and the Collapse of Global Trade.” *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 101:2, May.
- Johnson, Robert and G. Noguera, 2012. “Accounting for intermediates: Production sharing and trade in value added”, *Journal of International Economics* 86, 224-236.
- Kee, Hiau Looi and Tang, Hei-wai, 2012. “Domestic value added in Chinese exports”. *Working Paper. Stanford University*.
- Koopman, Robert, Zhi Wang, and Shang-Jin Wei. 2008. “How Much Chinese Exports Is Really Made in China—Assessing Foreign and Domestic Value-added in Gross Exports.” NBER Working Paper 14109.
- Koopman, Robert, Zhi Wang and Shang-Jin Wei. 2009. “A World Factory in Global Production Chains: Estimating Imported Value Added in Exports by the People’s Republic of China.” Forthcoming in Robert Barro and Jong-Wha Lee, eds, *Costs and Benefits of Economic Integration in Asia*, Oxford University Press.
- Koopman, Zhi Wang and Shangjin Wei "The Value-added Structure of Gross Exports-Measuring Revealed Comparative Advantage by Domestic Content in Exports" paper presented at AEA annual meeting, Chicago, January 7, 2012.
- Koopman, Robert, Wang, Zhi, Wei, Shang-Jin, 2012. Estimating domestic content in exports when processing trade is pervasive. *Journal of Development Economics* 99, 178–189.
- Rodrik, Dani, 2006. What’s so special about China’s exports? *China & World Economy* 14, 1–19.
- Yi, Kei-Mu, 2003. Can vertical specialization explain the growth of world trade? *Journal of Political Economy* 111, 52–102.
- Zhang, Tang, Zhan 2012 Foreign Value-added in China’s Manufactured Exports: Implications for China’s Trade Imbalance. *China & World Economy* 20, 27–48.
- Upward, Wang, Zheng. 2012, —Weighing China’s export basket: The domestic content and technology intensity of Chinese exports, forthcoming *Journal of Comparative Economics* 19

附录:

图 1 2000、2003、2006 年分行业的出口 DVAR 的变化趋势  
(按总体均值由大到小排序)  
(设定国内采购的中间投入包含 5%的间接进口)



附录图 2

2000-2006 年分行业与分贸易方式的出口 DVAR 的变化趋势  
 (按加工贸易均值由大到小排序)  
 (设定国内采购的中间投入包含 5%的间接进口)

