

出口退税政策调整对中国出口影响的实证分析

白重恩 王鑫 钟笑寒*

摘要 2007年7月1日,中国大规模下调了出口退税率。本文运用倍差法(difference in difference),对出口退税率降低引起的出口变动进行了实证分析。结果表明:出口退税率下调对易引起贸易摩擦的商品出口增长率负影响显著,对“高耗能、高污染、资源型”产品的出口增长率负影响不显著。对政策动态影响和对多次政策调整的分析进一步验证了这一结果。本文据此认为该项政策部分而非全部达到了预想的效果。

关键词 出口退税, 出口增长率, 倍差法

一、导 言

2007年6月19日,中国财政部和国家税务总局会同国家发改委、商务部、海关总署发布了《财政部、国家税务总局关于调低部分商品出口退税率的通知》(财税[2007]90号)(以下简称《通知》)。该项政策自2007年7月1日起实施,共涉及2831项商品,约占海关税则中全部商品的37%。涉及商品中,平均退税率降低约5.87个百分点,其中,“高污染、高耗能、资源型”产品(以下或简称“三高”产品)平均降低11.06个百分点,易引起贸易摩擦的商品(以下或简称“摩擦”商品)平均降低5.10个百分点。与以往历次调整¹相比,本次调整的政策目标明确指向控制出口过快增长和调整出口产品

* 清华大学经济管理学院。通信作者及地址:王鑫,北京市清华园1号清华大学紫荆学生公寓14号楼717B,100084;电话:13552766156;E-mail:wangx2.04@sem.tsinghua.edu.cn。作者署名以姓氏拼音为序。感谢余森杰、迟巍、文一教授以及2008年中国经济学年会、清华大学经济管理学院学术研讨会、清华大学博士生学术论坛有关的评论人和参与者。作者白重恩感谢国家杰出青年科学基金(基金号70625002)资助,钟笑寒感谢清华大学世界与中国经济研究中心的资助。本文作者非常感谢两位匿名审稿人提供的宝贵意见,当然文责自负。

¹ 自1983年我国确立现行的出口退税制度以来,分别经历了1996年、1997年、2003年三次重要的大规模调整。1996年,由于财政原因,政府将退税率降低为3%、6%和9%。1997年,因为亚洲经济危机造成我国出口大幅度下降,政府从1998年开始逐步将出口商品综合退税率由6%提高到15%。2003年10月13日,国务院发布《关于改革现行出口退税机制的决定》,出口退税率平均水平从15.11%降至12.11%,并由中央承担改为中央、地方共同分担。

结构两个方面。²

本文针对出口退税政策调整对出口产生的影响进行实证分析,借以评价该政策的实施效果。出口退税是对报关出口货物退还在国内各生产环节和流通环节按税法规定缴纳的增值税和消费税或免征应纳税额,是国际贸易中通常采用并为各国接受的、目的在于鼓励各国出口货物公平竞争的一种税收措施,也是一国进行出口宏观调控的重要手段(王文清,2008,2009)。关于出口退税调整对出口的影响的研究有着重要的现实意义:一方面,改革开放以来,我国的外贸依存度不断提高,1980年我国的外贸依存度仅为12.54%,2006年达到了至今为止的最高值66.52%。2007年之后虽然略有下降,但仍处于60%左右的水平。外贸出口已经成为我国国民经济快速发展的重要支柱。另一方面,长期的贸易顺差也导致了贸易摩擦的频繁发生,中国的对外贸易政策(主要是汇率政策、出口退税政策、产权保护政策等)越来越引起世界上其他国家的关注。出口退税是WTO框架内许可的贸易政策³,也是近年来我国频繁使用的贸易政策。除了本文着重关注的2007年6月19日进行的政策调整之外,2008年到2009年,受国际金融危机的影响,我国政府先后7次调高部分商品的出口退税率。此外,随着环境与可持续发展在中国经济发展中占据越来越重要的地位,出口产品中初级产品和资源性产品比重过大的问题日益凸显,而对外贸易政策(包括出口退税政策)越来越成为政府较为倚重的调节我国出口产品结构的政策工具。

出口退税对于出口量影响最早的理论文献可以追溯到Panagariya(1992)的文章。在对于中国的理论研究方面,Chao *et al.* (2001)以及Chao *et al.* (2006)运用一般均衡模型,发现对于进口的中间产品进行退税增加了使用这些产品进行出口加工的企业的出口量。Chen *et al.* (2006)建立了一个古诺竞争的局部均衡模型得出了同样的结论。与之相似,马捷和李飞(2008)建立的国际多市场寡头模型也说明出口退税增加了出口量。此外,这些文献也讨论了出口退税对于一国整体福利的影响,得出了影响不确定的理论结论。

在对于中国的经验研究方面,Chao *et al.* (2001)利用一个长期均衡的出口需求模型,发现在1978—1998年间的出口退税政策对于出口有显著刺激

² “这次出口退税政策的调整,主要是为了进一步抑制外贸出口的过快增长、缓解我国外贸顺差过大带来的突出矛盾,同时,优化出口商品结构,抑制‘高耗能、高污染、资源性’产品的出口,促进经济增长方式的转变和经济社会的可持续发展。”《财政部有关负责人就部分商品出口退税政策调整答记者问》,见北大法宝中国法律检索系统,<http://law.chinalawinfo.com>。

³ 关贸总协定(GATT)在《注释和补充规定》(附件9)中规定“免征某项出口产品的关税,免征相同产品供内销时必须缴纳的国内税,或退还与缴纳数量相当的关税或国内税,不能视为一种补贴”。GATT东京回合拟订的《补贴和反补贴守则》中的“出口补贴示例清单”中详细列举了出口补贴的12种形式,其中规定:“对于出口产品生产和销售的间接税的免除和退还超过对于国内消费的同类产品的生产和销售多征收的间接税”的部分,才视为出口补贴。世贸组织(WTO)不仅继承了GATT的有关规定,而且其《补贴与反补贴措施协定》(附件2)中明确指出“间接税减让表允许对出口产品生产投入消耗的前阶段累计间接税实行豁免、减免或延期”。(罗丙志,2001)

作用。Chao *et al.* (2006) 利用可计算一般均衡模型模拟了出口退税（包括对于进口中间产品的关税和增值税退税）对于各部门出口量的影响，发现这一政策一般来讲促进了出口，但也存在部门之间的差异。Chen *et al.* (2006) 利用 1985—2002 年的宏观数据进行的 Spearman 序相关度检验发现了退税政策对于出口的显著正影响。在国内的经验研究中，陈平和黄健梅（2003）利用基于 1985—2002 年宏观数据的 ECM 模型和 1992—2001 年出口退税较大的 9 个省份的平行数据固定效应模型分别进行了估计，结果表明出口退税政策对出口有较为显著促进作用。谢建国和陈莉莉（2008）利用中国 1985—2002 年数据，研究了出口退税政策对中国工业制成品出口总量和分类别的影响，发现出口退税能够促进总量增加，但出口关税退还和出口增值税退还的作用效果存在显著的行业差异。隆国强（1998）、李万甫和马衍伟（2000）认为出口退税率的调整同汇率的变动对出口的影响是一致的，他们利用汇率和出口额的时间序列数据估计出口额对汇率的弹性，借此估计退税率调整对出口额的影响。其他研究还包括万莹（2007）、白胜玲和崔霞（2009）等。这些研究存在的问题主要包括：第一，大多利用宏观数据（年度总量），样本量小，所采用的时间序列方法难以直接说明出口退税政策对于出口量的因果关系（Chao *et al.*, 2001; Chen *et al.*, 2006; 陈平和黄健梅, 2003）。第二，由于出口退税数据存在部门差异而难以衡量，这些研究都是以出口退税额（而非退税率）作为解释变量，由于出口退税额等于出口量乘以综合退税率，即使退税率不变化，出口量和出口退税额也是高度相关的，因此回归结果不足以说明出口退税率对出口量的影响。目前唯一采取分类别的出口数据和方法进行研究的是王孝松等（2010）的文章。他们用倍差法研究了 2008 年 7 月至 2009 年 5 月中国政府为了应对全球金融危机而进行了 7 次出口退税率上调，认为该政策显著提高了中国纺织品对美出口的增长率。⁴

本文将倍差法（difference in difference）引入到分析出口退税率调整对出口额的影响的研究中来。考虑到历次的出口退税率调整都是选择部分商品调低或者调高其出口退税率，这自然构成了采用倍差法的条件，未调整出口退税率的物品可以作为控制组，而调整出口退税率的物品作为实验组，通过倍差法观察两类商品出口额变化的差别，进而可以观察到出口退税率对出口额的影响。2007 年 7 月 1 日开始实施的政策调整为我们提供了较为理想的实验环境：首先，在这个政策调整的时间附近，有接近两年的时间内没有发生过

⁴ 本文与之有如下几点不同：（1）在实验组和对照组的选择上，本文选择退税政策改变的所有出口商品（章，即 HS-4）为实验组，退税政策未改变的商品为对照组；王文以对美出口纺织品中退税率上调的商品（章，以及更细的 HS-10 分类）为实验组，退税率未上调的商品为对照组。（2）考虑的政策事件不同，本文重在 2007 年 7 月的一次性调整，王文重在 2008 年 7 月到 2009 年 5 月的多次调整。（3）在控制变量选择上有所不同。本文选择了月份哑变量、年份哑变量和（大）类别哑变量作为控制变量，而王文只选择了相应各类商品滞后一期的对美出口额作为控制变量。

大规模调整出口退税率的情况(之前一次为2006年9月,之后一次为2008年8月),也没有发生大的需求和供给冲击,因而有助于在时间上识别其政策效果。其次,这次出口退税率的调整涉及了约2/3的章的商品⁵,用倍差法时控制组和实验组样本数量相对平均,二者对比的统计效力较高。再次,这次出口退税率调整涉及的商品被明确分为了“高污染、高耗能、资源型”产品和易引起贸易摩擦的商品两类,有助于我们研究出口退税对不同商品出口额的不同影响。

我们的分析结果表明:出口退税率下调对易引起贸易摩擦的商品出口增长率负影响显著,对“高耗能、高污染、资源型”产品的出口增长率负影响不显著。使用倍差法的主要担心是实验组商品(出口退税率下调的商品)和控制组商品(出口退税率未变动的商品)毕竟属于不同类商品,即便没有退税率调整的政策发生,两类商品出口额增长率有可能随时间变化。为此,我们采取了反事实检验,即在发生政策调整的时间段内考察假想的政策调整点,是否也会发现同样的政策效应,结果并非如此。此外,我们考察窗宽不同对结果的影响,并尝试引入相邻的涉及不同退税商品的政策调整,得出的结论都支持主回归中的结果。总体来看我们的结论是稳健的。

下文中,第二部分通过一个简单的理论模型分析退税率变动对于出口的影响,第三部分引入“倍差法”计量模型,并介绍了本文的数据来源和处理方法,第四部分是对模型的估计结果,第五部分是若干的稳健性检验,第六部分是结论。

二、理 论

出口退税政策是对报关出口货物退还(或免征)在国内各生产和流通环节所(需)缴纳的增值税和消费税,本文重点关注增值税的退税。增值税是对企业销售收入减去其购买原材料等成本后的增加值(或“毛”利润)征税。退税额的大小取决于两个方面:退税率和计税依据——实际就是二者的乘积。虽然本文关注退税率的影响,但显而易见的是,计税依据的不同可能引起退税率对出口量影响的差异。理想的情况下,如果我们对出口货物本身免征最后这一环节的增值税,则退税的计税依据应该是出口企业购买中间投入所缴纳的增值税(又称进项税),这是因为进项税额的计税依据是中间投入的购买支出,它恰好等于出口货物在除出口企业以外的国内各生产和流通环节所产生的增加值。此外,理想的退税率也应该等于增值税的征税率,实现出口退税的“零税率原则”。但在出口退税的实践中,一方面,由于中国从事出口贸

⁵ 按出口商品四位代码分类。

易的企业种类繁多(包括外贸企业、生产企业、特殊贸易和特准企业等),计税的依据依企业类型不同而有所不同。另一方面,退税率通常也不等于征税率(但小于或等于征税率,以避免造成实际上的出口补贴而违反WTO的基本原则),而是可以由政府“相机抉择”,以达到调节出口量的目的。正如王文清(2008)前言中所称的:“出口退税政策不同于其他税收政策,它涉及面广、政策性强、并且相对独立,比一般的税收政策更为复杂、更为专业。”基于出口退税政策特殊性,我们认为有必要建立一个简单的理论模型来加以分析。与已有的理论文献不同,模型将关注出口退税(率)政策变动对于出口量的影响,以及决定这一影响大小的若干基本因素。我们还试图分析不同的计税依据可能带来的不同影响。模型分析的结果表明,退税率虽然可以增加出口额,但其影响的大小并不确定。这就需要进行经验检验。

为了更集中考虑出口国单个企业所受退税政策影响,我们假定企业处于一个竞争性市场当中(相当于国际贸易中的“小国模型”),而忽略了出口国企业和其他国家企业在不完全竞争条件下所进行的策略性互动(如产量或价格竞争)(马捷和李飞,2008;Chen *et al.*, 2006),我们认为,这些互动产生的影响相比于本文讨论的因素而言,应该是一种次级的影响。同时,相比于已有文献,我们考虑了一个更为一般的生产函数,而不是引入一个特殊形式的生产函数⁶,使得结论从某种意义上更具一般性。

考虑一个典型的企业,产品 y 全部出口,有两种投入品 x_1 和 x_2 。 x_1 的价值不属于企业增加值,例如原材料等中间投入; x_2 属于企业增加值,例如资本和劳动力。如上所言,理论模型的建立将依计税依据的不同而不同。一种比较自然的计税依据是:首先,对出口商品免征增值税,然后对企业在购买中间投入(x_1)环节所缴纳的增值税进行(部分或全部)退税。则企业的利润最大化问题写成

$$\begin{aligned} \text{Max: } & py - (1+t-s)p_1x_1 - p_2x_2, \\ \text{s. t. } & y \leq f(x_1, x_2), \end{aligned} \quad (1)$$

这里 p 表示产品市场上买者(即国外消费者)支付的(含税)价格⁷, p_1 是原材料市场卖者(即上游企业)得到的(不含税)价格, p_2 是其他投入品的价格, t 为增值税税率, s 为退税率, $0 < s < t$, $f(\cdot, \cdot)$ 是企业的生产函数,满足 $f_1, f_2 > 0, f_{11} < 0, f_{11}f_{22} - (f_{12})^2 > 0$ 。其中后两个不等式保证生产函数是严格凹函数,保证上述优化问题的解存在。这里假定价格 p, p_1 和 p_2 均是外生

⁶ Chen *et al.* (2006)假设一单位中间投入生产一单位最终产品——完全互补生产函数,Chao *et al.* (2001, 2006)也是引入一个以中间产品和劳动力为投入的完全互补生产函数,而中间产品又是由一个Cobb-Douglas生产函数生产。马捷和李飞(2008)假设了一个二次多项式的成本函数。

⁷ 此处假定外国政府不对进口商品征税。即使征税,只要固定不变,不会对我们的分析有本质的影响。

的,即企业在投入和产出(出口)市场上都是价格接受的。进一步的,上游企业得到的价格不随税率改变,本企业承受所有的税收负担。⁸下面也会讨论改变这一假定带来的影响。

不过,还存在另外一种计税依据。即:首先对出口货物按一定税率征收增值税(称为销项税),并扣除以企业购买中间投入所缴纳的全部增值税;然后再按一定税率退税。这被称为“先征后退”的方法。⁹此时,企业的目标函数变为

$$py - \left(\frac{t}{1+t}py - tp_1x_1 \right) + \frac{s}{1+t}py - (1+t)p_1x_1 - p_2x_2, \quad (2)$$

这一方式需要先征收增值税 $\frac{t}{1+t}py - tp_1x_1$, 其中 tp_1x_1 为进项税扣除;然后

按照退税率 s 退给企业 $\frac{s}{1+t}py$ 。这一目标函数进一步变形为

$$(1-t+s)py - p_1x_1 - p_2x_2, \quad (3)$$

这里利用了 $\frac{1+s}{1+t} \approx 1+s-t$ 。可以证明,根据不同计税依据建立的模型所得出的分析结果是类似的。我们将在附录2中讨论后一种模型分析的结果。以下仍集中在第一种设定方式。

可以证明下列命题(证明见附录1):

命题 退税率 s 上升:(1)必然导致中间投入 x_1 增加;(2)进一步的,如果企业的最优产出和投入满足 $f_1(-f_{22})+f_2f_{12}>0$,则必然导致企业的产出 y 上升。(3)进一步的,如果最优点满足 $f_{12}>0$,则必然导致其他投入 x_2 也上升。

这里提出的生产函数的条件是很一般的,特别的,如果 $f_{12}>0$,则上述条件必然满足。¹⁰因此这一结论通常是成立的。命题的直观解释是:当企业享受了对于中间投入所征增值税的退税后,其中间投入的“价格”下降,从而刺激企业增加中间投入,甚至增加了其他投入的使用量,最终导致产出增加。

从证明过程中还可以归纳一些影响出口退税对于产出影响大小的因素。首先是中间投入与产出的相对价格 $\left(\frac{p_1}{p}\right)$, 相对价格越高,产出上升越大。直

⁸ 对于我们的“小国模型”而言,这些假设是合理的。此外,企业产出和投入的价格不受退税率影响也可能是因为价格刚性,这在我们经验部分集中考察的短期也应该成立。

⁹ 该方法目前已被“免、抵、退”替代而停止执行。但二者的计税依据没有变化,改变的只是在“免、抵、退”方法下,企业无需先纳税,而是由政府征收或退给增值税率与退税率之差,或抵消企业其他应纳税款。

¹⁰ 不难验证,Cobb-Douglas 生产函数、要素之间完全互补的生产函数 $(f(x_1, x_2) = \min\{x_1/a, x_2/b\})$ 和完全替代的生产函数 $(f(x_1, x_2) = ax_1 + bx_2)$ 都满足上述条件(这里 $a, b > 0$ 为常数)。

观来说,由于退税是按中间投入的价值来进行的,中间投入价格相对越高,退税的金额就越大,企业享受到的成本节约就越大,激励企业更多地增加生产。其次就是生产函数的形状。这个影响比较复杂,难以给出理论上的准确预测。不过,给定其他条件不变,投入的边际产量(f_1, f_2)越大,产出上升越大。这是因为此时单位投入增加导致的产量上升越大。

下面讨论改变对企业所处市场环境的假设带来的影响。考虑两种情形。一是企业在产品市场上对价格具有一定的影响力,这相当于企业面对的需求曲线(以及边际收益曲线)的斜率下降——变得更陡峭。这会使得由于退税率下降带来的既定(边际)成本下降引起的产量上升减少。极端的,考虑企业面对完全无弹性的产品市场需求,企业最终的产量不会改变,即退税率没有影响。这意味着企业市场势力的增长减弱了出口退税对于出口量的促进效应。

二是企业在原材料市场具有价格影响力。则企业面对的原材料市场的供给弹性也在下降。这同时意味着企业可以将税收负担(同时也将退税的好处)更多地转移给上游企业,这也会削弱退税带来的激励作用。为理解这一点,考虑极端情况,即企业面对完全无弹性的原材料市场供给。此时,上游企业完全承担税收负担(和退税好处),企业面对不变的中间投入品价格,则退税政策不会导致企业改变中间投入(x_1)数量。从另一个角度看,企业也无法改变这一数量——因为供给完全无弹性。退税政策不会刺激产出增加。

最后,在将对单个企业的分析推广到行业时,还有一个因素会影响整个行业的出口受到退税率变动的影 响:行业是否存在进入障碍。存在进入障碍时,由于退税率下降无法鼓励企业进入,其产生的产出扩张效应就会比较小。反之在进入和退出比较自由时,则影响较大。

上述理论分析足以表明,虽然退税率变动对于产出和出口有正的效应,但其大小受诸多因素影响,包括企业的生产函数、产品和投入品的市场环境等。影响幅度如何是一个需要进行实证分析才能准确回答的问题。

三、模型与数据

(一) 模型

本文采用的实证分析方法为倍差法。为了理解“倍差法”的基本想法,我们先从所谓的“单差法”说起。就出口退税率降低对出口影响这一问题而言,“单差法”就是比较出口退税率降低前后受该变动影响的商品出口的变化。但是,“单差法”存在着一个重要问题,就是通常并非只有出口退税率一个因素在这段时间内影响出口,时间趋势或季节性特征、汇率变动、国际市场价格变动等都是影响出口的潜在因素,忽略这些变量可能造成估计的偏差。

传统的计量方法主要通过将这些因素尽可能引入计量方程中加以控制来解决,但这对数据的可得性提出了更高要求,同时,新变量的加入(如汇率)可能引入新的内生性问题。“倍差法”提供了解决“其他条件不变”的另一种思路。它借鉴了科学实验的一般原理,要求除实验组外,存在一个控制组,控制组除了未受到实验组考察的因素影响之外,受到和实验组相同的其他所有因素的影响,这样就可以利用对照组在出口退税率降低前后出口的变化来估计除“出口退税率降低”外其他因素的共同影响,而实验组和控制组在政策变动前后出口变动之差(即所谓“倍差”)就可以表示“出口退税率降低”对出口产生的影响。

具体来说,运用“倍差法”估计出口退税变动对出口影响的计量方程如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \times T_t + \beta_2 \times G_i + \beta_3 \times (T_t \times G_i) + \gamma X_{it} + u_{it}, \quad (4)$$

此处,下标 i 表示出口商品类别, t 表示时间。被解释变量 Y_{it} 为待考察的受政策影响变量。解释变量 T_t 是一个时间哑变量,出口退税政策实施之后为 1,之前为 0,其系数 β_1 衡量了退税政策变动前后其他因素对控制组商品出口的影响。 G_i 是一个商品分类哑变量,商品 i 属于退税政策调整针对的商品类别则为 1,否则为 0,其系数 β_2 衡量了退税政策调整所针对商品相对于其他商品的不随时间变化的差别。交叉项 $T_t \times G_i$ 被称为“倍差法”估计量(difference in difference estimator),其系数 β_3 反映了退税政策调整对出口影响的大小,是本文关注的核心:当 β_3 显著为负时,就可以认为出口退税率降低对出口产生了显著的负影响。 X_{it} 为其他控制变量,虽然“倍差法”的运用减少了引入控制变量的必要性,但仍有理由认为一些变量的影响可能无法消除。

下面对本文回归中的一些具体做法加以说明。本文采用出口增长率而非出口水平作为被解释变量(Y_{it})。这出于两种考虑:一是中国自加入 WTO 以来,出口呈现高速增长态势,因此降低退税率的政策本身不太可能完全逆转这一态势,而只能抑制增长速度——政策者的初衷也是如此。二是出口额本身具有随时间增长的趋势,是非平稳序列,可能导致伪回归,而出口增长率(月同比数据)去除了这一趋势,一般来说是平稳序列。¹¹时间哑变量(T_t)在 2007 年 7 月政策出台后为 1,之前为 0。分类变量(G_i)在回归中根据问题需要有三种分类方式:第一种,以出口退税率降低的所有商品类别为实验组($G_i=1$);第二种,以出口退税率降低且主要为“高污染、高耗能、资源型”的商品类别为实验组;第三种,以出口退税率降低且主要为易引起贸易摩擦

¹¹ 本文尝试以出口额(对数值)作为被解释变量进行了与出口增长率相似的回归,结果均不显著。

的商品类别为实验组。¹²对照组 ($G_i=0$) 均为出口退税率未变化的商品类别。在控制变量 (X_{it}) 方面, 鉴于出口具有明显的季节性, 加入了月份哑变量进行控制; 汇率及国际宏观经济波动等对所有出口商品有共同影响的随时间变化的变量则希望在年份哑变量中得以控制; 此外, 为了控制不同产品之间固有的出口变动差异性, 加入了类别哑变量。¹³

(二) 数据

降低出口退税率的商品名称和降低幅度的数据来自上述《通知》¹⁴。出口退税率变动包括取消退税(即退税率降至0)、降低退税和退税改免税三种情形¹⁵(详见表1)。

表1 2007年7月出口退税政策调整概述

| 调整方式 | 商品类别 | 退税率降低百分点 | | | | 观测数 |
|-------|------------------------------|----------|-------|-----|-----|------|
| | | 均值 | 标准差 | 最大值 | 最小值 | |
| 取消退税 | “高污染、高耗能、资源型”产品 ^a | 11.061 | 3.150 | 13 | 5 | 654 |
| 降低退税 | 易引起贸易摩擦的商品 ^b | 5.102 | 2.859 | 8 | 2 | 4546 |
| 退税改免税 | NA ^c | NA | NA | NA | NA | 11 |
| 合计 | | 5.851 | 3.507 | 13 | 2 | 5211 |

a. 包括: 濒危动植物及其制品、盐和水泥等矿产品、肥料和染料等化工产品、金属碳化物和活性炭产品、皮革、部分木板和一次性木制品、一般普炭焊管产品、非合金铝制条杆等简单有色金属加工产品, 以及分段船舶和非机动船舶。

b. 包括: 服装、鞋帽、箱包、玩具、纸制品、植物油、塑料和橡胶及其制品、部分石料和陶瓷及其制品、部分钢铁制品、焦炉和摩托车等低附加值机电产品、家具, 以及粘胶纤维。

c. 包括: 花生果仁、油画、雕饰板、邮票和印花税票。

本文研究针对的退税(或不退税)商品是以《中国关税税则(2007)》中章作为分类(样本)单位。我国的海关商品编码(HS编码)一般是10位码,

¹² “高污染、高耗能、资源型”产品和易引起贸易摩擦的商品的划分依据是2007年6月19日《财政部有关负责人就部分商品出口退税政策调整答记者问》(北大法宝中国法律检索系统, <http://law.chinalawinfo.com>)中提到的对这两类商品的分类方式: “这次政策调整共涉及2831项商品, 约占海关税则中全部商品总数的37%, 主要内容包括三个方面: 一是进一步取消了553项“高耗能、高污染、资源性”产品的出口退税, 主要包括: 濒危动植物、植物及其制品, 盐、溶剂油、水泥、液化丙烷、液化丁烷、液化石油气等矿产品, 肥料, 氯和染料等化工产品(精细化工产品除外), 金属碳化物和活性炭产品, 皮革, 部分木板和一次性木制品, 一般普炭焊管产品(石油套管除外), 非合金铝制条杆等简单有色金属加工产品, 以及分段船舶和非机动船舶。二是降低了2268项容易引起贸易摩擦的商品的出口退税率, 主要包括: 植物油, 部分化学品, 塑料、橡胶及其制品, 箱包, 其他皮革毛皮制品, 纸制品, 服装, 鞋帽、雨伞、羽毛制品, 部分石料、陶瓷、玻璃、珍珠、宝石、贵金属及其制品, 部分钢铁制品, 其他贱金属及其制品, 刨床、插床、切割机、拉床, 柴油机、泵、风扇、排气阀门及零件、回转炉、焦炉、缝纫机、订书机、高尔夫球车、雪地车、摩托车、自行车、挂车、升降器及其零件、龙头、钎焊机器, 家具, 钟表、玩具和其他杂项制品, 部分木制品, 以及粘胶纤维。三是将10项商品的出口退税改为出口免税政策。主要包括: 花生果仁、油画、雕饰板、邮票和印花税票。”同时包含两类商品的章被我们排除, 不含于任一类中, 以避免交互影响。

¹³ 《中国关税税则(2007)》包含98个章, 章之上的分类单位为类, 共分22个类, 即以此作为类别哑变量。

¹⁴ 《通知》获取自: 北大法宝中国法律检索系统。

¹⁵ 由于退税改免税的商品仅有11项, 并且退税改免税对商品实际税率的影响难以估计, 因此在本文中未考察这一类变动的的影响。

前两位表示商品的类,第3位、第4位表示商品的章,到第10位基本上就确定了商品的品目,部分情况会出现12位码。在本文的研究中,我们没有采用HS-10的数据,而是采用了HS-4(即按章分的数据),原因有四点:第一,商品的分类越细,商品与商品之间的替代关系就越强,控制组就越有可能受到调低出口退税率政策的影响,从而使得倍差法的条件不满足。第二,2007年出口退税率的调整大都是将某一章下面的大部分产品退税率一并调整,因此也不必要将数据细化到每一个品目商品的出口数据。第三,已有的外文文献中常常使用的也是HS-4的数据,虽然美国的4位码分类要比我国细一些。考虑到采用更细的数据除了增加观测值的数量外并没有什么特别的好处,反而会给倍差法的使用带来麻烦,因此我们采用了HS-4(即按章分的数据)的数据。第四,章数据也是从公开统计资料中能够得到的最细分类的出口数据。

数据来源于《中国海关统计月刊》¹⁶,《中国海关统计月刊》提供了98个章¹⁷商品出口额的月度数据。以章商品出口额的月同比增长率为被解释变量。每一章是否属于出口退税率降低的章(即 $G_i=1$ 或 $G_i=0$),则由该章是否包含出口退税率降低商品决定。这一处理似乎会导致高估出口退税率影响,因为该章中可能包含一些退税率未下调的商品,但我们认为可能性并不大。理由是:从政策制定者的初衷考虑,必定会避免企业出口从退税率下降的商品转向同一章中其他相近的替代品,因此政策必定会对同一章中的相近替代品均下调退税。同时,为避免引入更大的数据误差,退税率变量只是采用哑变量而非退税率变动的实际值。

本文数据的时间跨度为2006年9月至2008年6月¹⁸,政策变动(2007年7月)之前有10个月的出口数据,之后有12个月的数据。数据的统计特征见表2。可以看出,本次退税率下调覆盖的章占到2/3左右,“高污染、高耗能、资源型”商品、易引起贸易摩擦的商品章数基本相等。

表2 描述统计

| 变量 | 均值 | 标准差 | 最大值 | 最小值 | 观测数 |
|----------------------|-------|-------|-------|--------|------|
| 出口增长率(%) | 0.189 | 0.360 | 2.186 | -1.969 | 2134 |
| 退税率降低哑变量 | | | | | |
| 第一种分类方式 ^a | 0.691 | 0.462 | 1 | 0 | 2134 |
| 第二种分类方式 ^b | 0.464 | 0.499 | 1 | 0 | 1232 |
| 第三种分类方式 ^c | 0.455 | 0.498 | 1 | 0 | 1210 |

a. 第一种分类方式指以所有出口退税率降低的商品类别为实验组。

b. 第二种分类方式指以本次退税率调整中“高污染、高耗能、资源型”的商品类别为实验组。

c. 第三种分类方式指以本次退税率调整中易引起贸易摩擦商品类别为实验组。

¹⁶ 中国海关统计年鉴编辑部,《中国海关统计月刊》,2005年1月至2010年3月。

¹⁷ 第77章在所有资料中均缺失。

¹⁸ 起点选在2006年9月,是因为之前还有其他的退税率调整政策,终点选择2008年6月,是由于之后受全球金融危机影响,我国政府开始频繁调高出口退税率。

四、结 果

利用(5)式所示计量方程,对数据进行“倍差法”回归分析,结果见表3。首先来看退税率降低对该政策针对的所有商品的影响,在加入不同控制变量的情况下分别进行回归(表3第(1)—(3)列)。时间哑变量系数显示,受其他因素影响,政策变动之后,所有商品(无论退税率降低与否)的(月同比)出口增长率显著下降了约6个百分点,这可能是源于加入WTO“井喷”效应(特别是2005年1月WTO取消纺织品配额带来的纺织品出口急剧增长)逐渐衰减,或者其他国家对中国出口采取了某些应对性的限制措施。分类哑变量不显著,说明退税率降低商品的出口增长速度同未降低的商品没有显著的区别。时间哑变量与类别哑变量的交叉项虽为负值但不太显著,说明出口退税率下调对所针对的所有商品整体上没有显著的影响。

表3 出口退税率降低对出口增长率的影响

| 被解释变量 | 出口增长率 | | | | | | | | |
|-----------------------------|----------|----------|----------|-----------------|----------|----------|------------|-----------|-----------|
| | 所有商品 | | | “高污染、高耗能、资源型”产品 | | | 易引起贸易摩擦的商品 | | |
| 分类方式 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) |
| 时间哑变量 (T_t) | -0.054* | -0.067** | -0.067** | -0.054** | -0.060** | -0.060** | -0.054* | -0.074** | -0.074** |
| | (0.028) | (0.028) | (0.027) | (0.027) | (0.028) | (0.026) | (0.030) | (0.031) | (0.031) |
| 分类哑变量 (G_i) | -0.015 | -0.015 | -0.004 | -0.052* | -0.052* | -0.012 | 0.064* | 0.064* | 0.051 |
| | (0.025) | (0.025) | (0.026) | (0.029) | (0.029) | (0.031) | (0.033) | (0.033) | (0.039) |
| 交叉项 ($T_t \times G_i$) | -0.031 | -0.031 | -0.031 | 0.039 | 0.039 | 0.039 | -0.167*** | -0.167*** | -0.167*** |
| | (0.033) | (0.034) | (0.032) | (0.040) | (0.040) | (0.037) | (0.045) | (0.045) | (0.044) |
| 常数项 | 0.241*** | 0.292*** | 0.227*** | 0.241*** | 0.294*** | 0.207*** | 0.241*** | 0.288*** | 0.486*** |
| | (0.021) | (0.033) | (0.048) | (0.020) | (0.039) | (0.051) | (0.022) | (0.044) | (0.090) |
| 月份哑变量 | No | Yes | Yes | No | Yes | Yes | No | Yes | Yes |
| 年份哑变量 | No | Yes | Yes | No | Yes | Yes | No | Yes | Yes |
| 类别哑变量 | No | No | Yes | No | No | Yes | No | No | Yes |
| 样本数 | 2 134 | 2 134 | 2 134 | 1 232 | 1 232 | 1 232 | 1 210 | 1 210 | 1 210 |
| 调整后 R^2 | 0.0114 | 0.0185 | 0.0974 | 0.0029 | 0.0046 | 0.1460 | 0.0370 | 0.0483 | 0.0754 |
| 平方 | | | | | | | | | |
| Prob>F | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.08 | 0.14 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |

注:***、**、* 分别代表在1%、5%、10%的显著水平下显著。

再来看退税率降低对其中“高污染、高耗能、资源型”产品这一类商品的影响,见表3第(4)—(6)列。时间哑变量系数仍然显著为负。分类哑变量为负且显著,说明退税率降低之前“高污染、高耗能、资源型”产品出口增长率比其他商品低5个百分点。交叉项仍不显著,说明出口退税的降低没有给“高污染、高耗能、资源型”产品的出口额增长率带来显著的负面影响。

最后来看退税率降低对易引起贸易摩擦的商品的影响,见表3第(7)—(9)列。时间哑变量系数几乎没有变化。分类哑变量显著为正,说明在退税

率降低之前,易引起贸易摩擦的商品出口增长率比其他商品高6个百分点。交叉项的系数为负且非常显著,说明出口退税率的降低对易引起贸易摩擦的商品出口增长率产生了非常显著的影响,使其降低了约17个百分点!由于出口价格会因为退税率的下降而上升,因此出口量的下降还要大于17个百分点。

为什么退税政策对于“高污染、高耗能、资源型”产品和易引起贸易摩擦产品的影响有显著不同呢?根据我们的理论分析,可能有以下几个原因:第一,易引起贸易摩擦产品,按其定义应该是面临激烈国际市场竞争、市场势力较弱的商品,相对于“三高”产品而言,其需求价格弹性更大,中间产品的供给弹性也大,根据理论分析,退税率降低导致企业成本上升,容易引起其需求量下降。第二,易引起摩擦产品通常是劳动密集型,附加值比较低,这反过来意味着其他中间投入的价值高,对其退税的减少导致企业成本负担显著加重,起到了遏制出口作用,而“三高”产品的中间投入价值可能并不高。

为了更直观地理解出口退税率降低对易引起贸易摩擦的商品出口增长率的影响,我们将表3第(7)列的分析结果重新表述如表4。可以看到,在出口退税率降低以前,未受退税政策影响(控制组)各类商品的出口增长率约为24%,易引起贸易摩擦的商品(实验组)各类商品的出口增长率约为30%,后者高出6个百分点。在出口退税率降低之后,控制组各类商品的出口增长率降至18%,降低5个百分点,而实验组各类商品的出口增长率显著降低至8%,降低22个百分点。最终,出口退税率降低对出口增长率的影响为 $22-5=17$ 个百分点。

表4 出口退税率降低对易引起贸易摩擦的商品出口增长率的影响:倍差法

| 分组 | 出口增长率 | | 差值 |
|-----|---------------------|----------------------|----------------------|
| | 差值出口退税率降低之前 | 出口退税率降低之后 | |
| 实验组 | 0.304*** (0.024) | 0.083*** (0.022) | -0.221*** (0.033) |
| 控制组 | 0.241*** (0.022) | 0.187*** (0.020) | -0.054* (0.030) |
| 差值 | 0.064* (0.030) | -0.104*** (0.030) | -0.167*** (0.045) |

注:采用未加控制变量的“倍差法”模型进行回归。***、**、*分别代表在1%、5%、10%的显著水平下显著。

五、稳健性检验

(一) 改变窗宽对结果产生的影响

通过上文的分析,我们发现出口退税率的降低对“高污染、高耗能、资源型”产品的出口额增长率影响是不显著的,对于易引起贸易摩擦的商品的出口额增长率有显著的负影响。由于上文的实证检验我们采用的是2006年9月至2008年6月的出口数据,因此结果反映的是政策实施之后(2007年7月至2008年6月)相对于政策实施之前(2006年9月至2007年6月)平均来看受到的影响。而上述结果并没有反映这一影响在政策实施过后多久才反映出来,或许政策的影响在不同的时间段内有非常大的差别,因此观察政策实施之后不同时间段内的效果是非常有必要的。

我们采用改变政策发生时间点前后窗宽的方法来检验政策在不同时间段内产生的不同影响。具体而言,以政策开始实施的实际时间(2007年7月1日)为中间点,前后分别选取1个月、3个月、6个月、9个月为窗宽进行上文中所进行的检验。结果如表5所示。

表5 改变观测窗宽的检验结果

| 被解释变量 窗宽 | 出口增长率 | | | | | |
|-------------|-----------------|---------|------|------------|---------|-----|
| | “高污染、高耗能、资源型”产品 | | | 易引起贸易摩擦的商品 | | |
| | 交叉项系数 | 标准差 | 样本数 | 交叉项系数 | 标准差 | 样本数 |
| 1个月 | -0.101 | (0.126) | 112 | -0.029 | (0.111) | 110 |
| 3个月 | -0.042 | (0.073) | 336 | -0.012 | (0.069) | 330 |
| 6个月 | 0.001 | (0.052) | 672 | -0.096* | (0.058) | 660 |
| 9个月 | 0.036 | (0.042) | 1008 | -0.151*** | (0.049) | 990 |

注:采用未加控制变量的模型进行回归。***、**、*分别代表在1%、5%、10%的显著水平下显著。

对“高污染、高耗能、资源型”产品而言,在上述四个窗宽的选取下,出口退税率的降低对出口额增长率的影响始终都是不显著的。以1个月为窗宽时有一个较大的负影响,但由于方差较大并不显著。总体来看同第四部分的结果是一致的。对于易引起贸易摩擦的商品,窗宽较小时交叉项系数为负但不显著,随着窗宽的增大,出口退税率降低对出口额增长率的负影响越来越大,且越来越显著。这说明出口退税率调整对于易引起贸易摩擦的商品出口额增长率的影响时滞约为3—6个月,同时也说明出口退税率降低对易引起贸易摩擦的商品出口额增长率的负影响具有一定的持续性。

(二) 反事实检验

采用倍差法来分析出口退税率降低对出口额增长率的影响所基于的一个假设是控制组的商品同实验组的商品具有可比性,即如果不存在出口退税率

降低的政策,实验组的商品和控制组的商品的出口额增长率的差异不随时间的变化而变化。图1中显示了三类商品(出口额退税率未调整的商品、“高污染、高耗能、资源型”产品以及易引起贸易摩擦的商品)月同比出口额增长率。可以看出,在2007年7月之前,三类商品的出口额余额同比增长率曲线虽然都有所波动,但变化的趋势基本上是平行的,也就是说,不同类商品之间的增长率差异几乎不随时间改变。特别的,易引起摩擦类商品增长率略高于不退税商品。而在2007年7月之后,易引起摩擦类商品增长率下降以至于明显低于不退税商品。但随着政策时间的推移,二者之间增长率的差别又变得相对稳定。而“三高”类商品在政策前后与不退税商品之间的增长率差距几乎都没有变化。

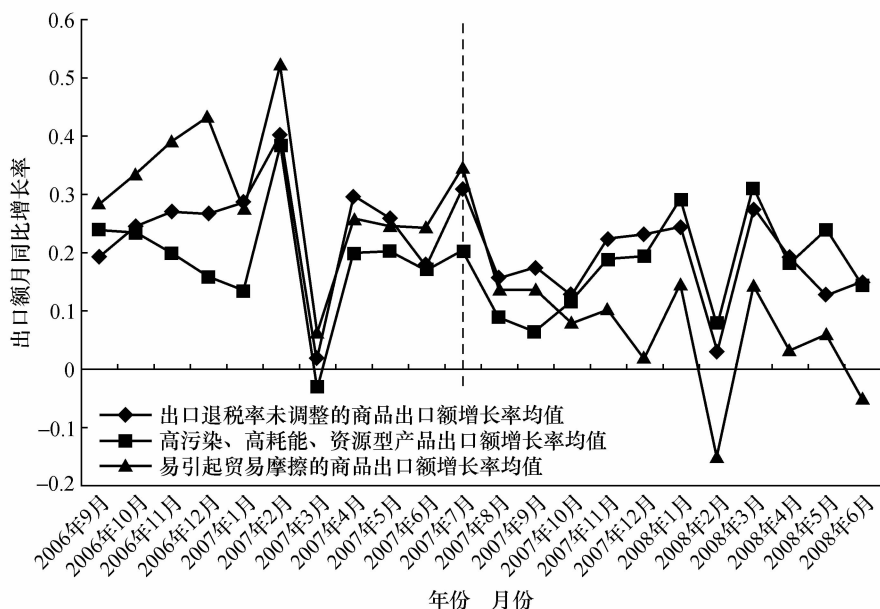


图1 三类商品出口额月同比增长率

更严格的,我们可以采用反事实检验(counterfactual test)的方法来对这一假设进行实证检验。我们分别选取了2006年9月至2007年6月、2007年7月至2008年6月两个时间段,在这两个时间段中都不存在出口退税率的调整。在这两个时间段中,我们对以任何一个月作为假想的政策发生时间进行了同主回归一致的检验,检验结果如表6所示。

表6 改变观测点的检验结果

| 被解释变量 观测点 (假想政策实施点) | 出口增长率 | | | |
|---------------------------|-----------------|---------|------------|---------|
| | “高污染、高耗能、资源型”产品 | | 易引起贸易摩擦的商品 | |
| | 交叉项系数 | 标准差 | 交叉项系数 | 标准差 |
| 观测区间:2006年9月至2007年6月 | | | | |
| 2006年10月 | -0.109 | (0.088) | -0.029 | (0.109) |
| 2006年11月 | -0.088 | (0.066) | -0.034 | (0.081) |
| 2006年12月 | -0.057 | (0.058) | -0.053 | (0.071) |
| 2007年1月 | -0.027 | (0.054) | -0.089 | (0.066) |
| 2007年2月 | 0.014 | (0.053) | -0.056 | (0.065) |
| 2007年3月 | -0.002 | (0.053) | -0.082 | (0.066) |
| 2007年4月 | -0.003 | (0.058) | -0.086 | (0.071) |
| 2007年5月 | 0.025 | (0.066) | -0.048 | (0.081) |
| 2007年6月 | 0.050 | (0.088) | 0.001 | (0.108) |
| 观测区间:2007年7月至2008年6月 | | | | |
| 2007年8月 | 0.104 | (0.104) | -0.152 | (0.110) |
| 2007年9月 | 0.091 | (0.077) | -0.134 | (0.082) |
| 2007年10月 | 0.111* | (0.066) | -0.127* | (0.070) |
| 2007年11月 | 0.093 | (0.061) | -0.128** | (0.064) |
| 2007年12月 | 0.093 | (0.058) | -0.111* | (0.062) |
| 2008年1月 | 0.099* | (0.057) | -0.071 | (0.061) |
| 2008年2月 | 0.081 | (0.058) | -0.076 | (0.062) |
| 2008年3月 | 0.067 | (0.061) | -0.055 | (0.065) |
| 2008年4月 | 0.058 | (0.066) | -0.052 | (0.070) |
| 2008年5月 | 0.079 | (0.077) | -0.037 | (0.082) |
| 2008年6月 | 0.007 | (0.104) | -0.106 | (0.110) |

注:采用未加控制变量的模型进行回归。***、**、* 分别代表在1%、5%、10%的显著水平下显著。

可以看出,在2006年9月至2007年6月这一时间段中,无论选择哪个月份作为假想的政策发生时间,实验组的商品和控制组的商品的出口额增长率的差异随时间均没有显著的变化(即回归方程中交叉项系数不显著)。在2007年7月至2008年6月这一时间段中,少数月份(主要是2007年8月至2007年12月)作为假想的政策发生时间时,回归方程中交叉项系数显著,对比表5的回归结果,这应该是因为2007年7月开始实施的出口退税调低政策逐步开始产生效果的缘故,并不能说明实验组和控制组存在异质性。

(三) 包含多次政策的扩展模型

除了本文关注的2007年7月1日开始实施的出口退税的调整外,在之前和之后分别还有两次大规模的出口退税率调整:一是2006年9月降低了36个章商品的退税率,并提高了10个章商品的退税率;二是受全球金融危机影响,2008年8月开始至2009年6月先后7次调高部分商品的出口退税率。在这一小节中我们将分别对这三次出口退税率调整产生的影响进行检

验,并将三次政策变化放到一个模型中同时进行检验观察得到的结果。这样做一方面可以对我们得出的结论进行重复实验,而一个包含三次退税率调整模型可以涵盖更长的时间段,因此样本容量也将更大。另一方面,因为不同的政策调整所涵盖的退税商品不同,这一方法可以进一步检查倍差法所基于的实验组和控制组可比的假设的合理性。需要特别说明的是,对于2008年8月至2009年6月连续7次退税率调整,为了避免加入过多的政策实施变量,我们将其视为一次政策,将2008年8月至2009年6月的数据删去。

构造的包含三次退税率调整的模型如下:

$$\begin{aligned}
 Y_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \times T_t^1 + \beta_2 \times G_i^{1up} + \beta_3 \times (T_t^1 \times G_i^{1up}) + \beta_4 \times G_i^{1down} \\
 & + \beta_5 \times (T_t^1 \times G_i^{1down}) + \beta_6 \times T_t^2 + \beta_7 \times G_i^2 + \beta_8 \times (T_t^2 \times G_i^2) \\
 & + \beta_9 \times T_t^3 + \beta_{10} \times G_i^3 + \beta_{11} \times (T_t^3 \times G_i^3) + \gamma X_{it} + u_{it}, \quad (6)
 \end{aligned}$$

其中,下标*i*依然表示出口商品类别,*t*依然表示时间。上标1、2、3分别代表2006年9月、2007年7月以及2008年8月至2009年9月三次大规模出口退税率调整政策。由于2006年9月的调整即有退税率高的,也有退税率调低的,为了考察影响的异质性,分别引入了两个类别哑变量,式中*G*的上标up和down指2006年9月出口退税率调整中,调高出口退税率的商品和调低出口退税率的商品。*T*仍然表示政策时间哑变量,*G*仍然是商品类别哑变量,*T*×*G*表示对应的政策调整政策时间哑变量同商品类别哑变量的交叉项。数据的时间跨度为2006年1月至2010年3月。

所有四个交叉项的回归结果见表7(第(2)列),这里还列入主回归中对2007年7月政策变动(时间区间为2006年9月至2008年6月)的估计结果作对比(表7第(1)列)。第一次退税率调整的两个交叉项都显著,符号符合我们的预期,即调高退税率能够促进出口增长,反之,调低出口退税率抑制了出口增长。第二次政策调整的影响符号由主回归的符号变为正号,但仍不显著。第三次政策调整(退税率调高)影响为负但不显著。

经过分析,我们认为第三次政策调整具有特殊性。此次出口退税率调整是在全球性金融危机的大环境下做出的,退税率调整商品的选择同该商品出口受危机影响的程度相关,影响程度越大越可能被调高出口退税率,也就是说,政策时间点与一个非常大的需求冲击重合,很难单独识别出政策的影响。为此,我们单独考察了第三次政策变动的影响,结果见表7第(3)列,果然发现交叉项系数显著为负,也就是看起来的结果是退税率调高反而降低了相

表7 包括多次政策的模型分析结果

| 被解释变量 | 出口增长率 | | | | |
|--|-------------------|----------------------|----------------------|-------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| 第一次退税率调高的影响 (交叉项 $T_1^1 \times G_1^{1up}$) | — | 0.077** (0.032) | — | 0.000 (0.034) | 0.092** (0.045) |
| 第一次退税率调低的影响 (交叉项 $T_1^1 \times G_1^{1down}$) | — | -0.085*** (0.026) | — | -0.047 (0.030) | -0.121*** (0.028) |
| 第二次退税率调低的影响 (交叉项 $T_2^2 \times G_2^2$) | -0.031 (0.032) | 0.008 (0.026) | — | — | -0.059** (0.027) |
| 第三次退税率调高的影响 (交叉项 $T_3^3 \times G_3^3$) | — | -0.069 (0.049) | -0.154*** (0.057) | — | — |
| 样本数量 | 2 134 | 3 880 | 2 134 | 1 746 | 2 910 |

注：加入月份、年份、类别控制变量。***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的显著水平下显著。

应商品的出口增长率。我们认为这是需求冲击高于政策效应带来的后果。¹⁹ 鉴于第三次政策调整的特殊性，我们考虑排除这一次政策调整的影响，仅考虑前两次政策调整的影响。结果列入表 7 第 (4)、(5) 列，其中第 (4) 列仅考虑第一次政策的单独影响，第 (5) 列同时考虑前两次政策的影响。对第 1 次政策变动单独回归的交叉项中降低退税的交叉项为负但不显著，而提高退税的交叉项非常不显著。而当同时考虑前两次政策时，三个交叉项均变得显著，特别是主回归中原本不显著的第二次政策调整的总（负）影响现在变得显著了。这可能是因为样本容量增加带来的统计结果，也可能反映了这一事实：即在单独考察第二次政策变动的的影响时，可能第一次政策变动的的影响在第二次政策变动到来前尚未释放完毕，导致对第二次政策变动的的影响低估，而把两次变动同时加入消除了这一问题。

总之，对多次政策变动的的影响分析，基本上验证甚至强化了我们已有的结论，即出口退税率变动，至少对某些商品，有较为显著的政策影响。但也提醒我们，政策出台的背景至关重要。在前两次政策出台的同时，并没有出现较为重大的其他冲击；而在第三次政策出台时，明显与金融危机带来的需求冲击相关联，使得单独识别政策的影响变得困难。

¹⁹ 有意思的是，这一结论与王孝松等(2010)的结论刚好相反。我们认为这一差异可能是由如下原因导致的：首先，王文的比较主要是在纺织品内部，即考虑退税率上调和未上调的纺织品，因此，退税率上调的纺织品出口相对于未上调的增加可能只是说明“替代”效应，而不是纺织品出口的总上升。其次，王文考虑时间区间较短，未加入年度、月度等进行趋势和季节性调整的控制变量，而王文引入控制变量——滞后一期出口量——可能是非平稳序列，而解释变量出口增长率是平稳序列，可能引入序列相关问题。最后，王文考虑的时间区间内一直有政策调整，很难单独识别究竟是哪次调整起作用。

六、结 论

本文针对2007年7月出口退税政策调整对于出口额的影响进行了经验分析。由于该次政策调整时外部条件相对稳定,本文使用的“倍差法”可以构造出一个相对理想的“实验环境”。而这次政策调整的明确目的——控制出口过快增长和调整出口产品结构,又为有针对性地评价其政策效果提供了“参照系”。分析结果表明,出口退税率的降低对出口增长率产生了负面影响,尤其是对易引起贸易摩擦的商品出口增长率有很大的负影响,但是出口退税率下调并没有显著抑制“高耗能、高污染、资源型”产品出口的增长。从政策评价的角度看,该政策实现了政策制定者“抑制出口较快增长”的预期目的,但“调整出口商品结构”的目的看起来并未实现。“政府政策常常产生意想不到的效果”,这是经济学家常常说的一句话,本文的结论部分支持(也部分否定了)这句话。此外,我们的分析还表明出口退税政策调整的影响是持续的,当然也存在一定的滞后性。

此外,我们的分析进一步印证了已有文献关于出口退税对不同商品出口量存在不同影响的结论(谢建国和陈莉莉,2008;Chao *et al.*, 2006)。对照理论分析,政府需要对各类出口商品所处市场环境(产品市场需求弹性、投入品市场供给弹性等)和对企业生产特点(中间投入占产品价格份额等)等基本因素做出更为准确的估计,合理选择出口退税商品的组合,才能达到该政策的最大效力。

本文尚存在一些值得进一步改进之处。由于采用的是出口退税率上升或下降的哑变量,而非退税率调整的具体值进行分析,因此我们并不能够得到退税率变化一个百分点对出口额增长率产生的确切影响。这一问题的解决有赖于更为细致的数据。例如运用企业层面的数据,因为一个企业涉及的商品类别相对较窄,我们可以估算退税率调整政策对不同组企业的影响。又如,运用分类更细(HS-6或者HS-8)的商品出口额数据,我们可以采用加权平均的方法计算其上一级(HS-4)商品类别的退税率变动,进而计算退税率变化对出口额增长率的弹性。此外,本次研究针对的是2007年7月那一次的退税率调整,但正如本文最后对于相邻若干次政策的分析表明,不同背景下的政策效果也许有所不同。特别是对于金融危机中的政策调整的影响,由于与需求冲击重叠,其效果的识别仅用倍差法显然不够,这都有赖于进一步的研究来解决。

附录1 命题证明

将企业的优化问题重述于下：

$$\begin{aligned} \text{Max}_{(y, x_1, x_2)} : & py - (1+t-s)p_1x_1 - p_2x_2, \\ \text{s. t. } & y \leq f(x_1, x_2), \end{aligned} \quad (1)$$

约束条件必然以等式成立。将该等式代入目标函数，然后将目标函数对 x_1 和 x_2 求偏导数，得到下列两个隐含了最优投入 (x_1^*, x_2^*) 的等式：

$$\begin{aligned} p_2 &= pf_2(x_1^*, x_2^*), \\ (1+t-s)p_1 &= pf_1(x_1^*, x_2^*). \end{aligned} \quad (A.1)$$

最优的产出为

$$y^* = f(x_1^*, x_2^*). \quad (A.2)$$

出口退税率对产出的影响为

$$\frac{dy^*}{ds} = f_1 \frac{dx_1^*}{ds} + f_2 \frac{dx_2^*}{ds}, \quad (A.3)$$

可见其符号取决于 (dx_1^*/ds) 和 (dx_2^*/ds) 。为此，对(A.1)式求退税率 s 导数，得到

$$\frac{dx_2^*/ds}{dx_1^*/ds} = -\frac{f_{12}}{f_{22}}, \quad (A.4)$$

$$\frac{dx_1^*}{ds} = -\left(\frac{p_1}{p}\right) \left/ \left(\frac{f_{11}f_{22} - f_{12}^2}{f_{22}}\right)\right. \quad (A.5)$$

利用条件 $f_{11} < 0$, $f_{11}f_{22} - (f_{12})^2 > 0$ 。以及由此推出的另一条件： $f_{22} < 0$ 。立即得到 $\frac{dx_1^*}{ds}$

> 0 。再考虑(A.4)式，则有当 $f_{12} > 0$ 时， $\frac{dx_2^*}{ds} > 0$ 。

将(A.4)和(A.5)代回(A.3)式，有

$$\frac{dy^*}{ds} = \left(f_1 - f_2 \frac{f_{12}}{f_{22}}\right) \left(\frac{dx_1^*}{ds}\right). \quad (A.6)$$

当 $f_1(-f_{22}) + f_2f_{12} > 0$ 时，则有： $\frac{dy^*}{ds} > 0$ 。注意到 $f_{12} > 0$ 必然意味着 $f_1(-f_{22}) + f_2f_{12} > 0$ 。

命题得证。

附录2 “先征后退”计税方式下的模型分析

重写企业的优化问题如下：

$$\begin{aligned} \text{Max}_{(y, x_1, x_2)} : & (1-t+s)py - p_1x_1 - p_2x_2, \\ \text{s. t. } & y \leq f(x_1, x_2). \end{aligned} \quad (A.7)$$

命题 如果最优点满足 $f_1(-f_{22}) + f_2f_{12} > 0$, $f_2(-f_{11}) + f_1f_{12} > 0$ ，则退税率 s 上升导致产出和所有投入的使用量都上升。

证明 约束条件必然以等式成立。将该等式代入目标函数,然后将目标函数对 x_1 和 x_2 求偏导数,得到下列两个隐含了最优投入 (x_1^*, x_2^*) 的等式:

$$\begin{aligned} p_2 &= (1-t+s)pf_2(x_1^*, x_2^*), \\ p_1 &= (1-t+s)pf_1(x_1^*, x_2^*). \end{aligned} \quad (\text{A. 8})$$

最优的产出为

$$y^* = f(x_1^*, x_2^*). \quad (\text{A. 9})$$

出口退税率对产出的影响为

$$\frac{dy^*}{ds} = f_1 \frac{dx_1^*}{ds} + f_2 \frac{dx_2^*}{ds}, \quad (\text{A. 10})$$

可见其符号取决于 (dx_1^*/ds) 和 (dx_2^*/ds) 。为此,对(A.1)式求退税率 s 导数,得到

$$\begin{aligned} f_{12} \frac{dx_1^*}{ds} + f_{22} \frac{dx_2^*}{ds} &= -\frac{f_2}{1-t+s}, \\ f_{11} \frac{dx_1^*}{ds} + f_{12} \frac{dx_2^*}{ds} &= -\frac{f_1}{1-t+s}. \end{aligned} \quad (\text{A. 11})$$

根据(A.11)中两个式子,容易求得

$$\begin{aligned} (f_{11}f_{22} - f_{12}^2) \frac{dx_1^*}{ds} &= \frac{f_2 f_{12} + f_1(-f_{22})}{1-t+s}, \\ (f_{11}f_{22} - f_{12}^2) \frac{dx_2^*}{ds} &= \frac{f_1 f_{12} + f_2(-f_{11})}{1-t+s}. \end{aligned} \quad (\text{A. 12})$$

根据给出的条件,容易得到: $\frac{dx_1^*}{ds} > 0$, 以及 $\frac{dx_2^*}{ds} > 0$ 。则也有: $\frac{dy^*}{ds} > 0$ 。注意命题给出的条件是很容易满足的,特别的,如果 $f_{12} > 0$, 则命题中要求的两个不等式必然都成立。

命题得证。

假定 $f_{12} > 0$ 成立。与中间投入退税的模型比较,同样有,投入的边际产量 (f_1, f_2) 越大,产出上升越大。但由于此时出口退税对于所有投入的影响是“对称”的,中间投入与产出的相对价格 $\left(\frac{p_1}{p}\right)$ 的影响不再成立。

另外,不难分析发现,中间投入退税模型的其他扩展分析结论也是成立的,包括:当企业在产品市场和原材料市场具有价格影响力时,出口退税率下降对出口的促进作用下降;考虑行业的自由进入导致出口退税影响增大。因此总体来看,两种分析的结论基本相同。

参 考 文 献

- [1] 白胜玲、崔霞，“出口退税对我国出口贸易的影响：基于主要贸易国的实证分析”，《税务研究》，2009年第9期，第37—40页。
- [2] Chao, C., E. Yu, and W. Yu, “China’s Import Duty Drawback and VAT Rebate Policies: A General Equilibrium Analysis”, *China Economic Review*, 2006, 17(4), 432—448.
- [3] Chao, C., W. Chou, and E. Yu, “Export Duty Rebates and Export Performance: Theory and China’s Experience”, *Journal of Comparative Economics*, 2001, 29(2), 314—326.
- [4] Chen, C., C. Mai, and H. Yu, “The Effect of Export Tax Rebates on Export Performance: Theory and Evidence from China”, *China Economic Review*, 2006, 17(2), 226—235.
- [5] 陈平、黄健梅，“我国出口退税效应分析：理论与实证”，《管理世界》，2003年第12期，第25—31页。
- [6] 李万甫、马衍伟，“提高出口退税率的政策效应分析”，《涉外税务》，2000年第12期，第46—49页。
- [7] 隆国强，“调整出口退税政策的效应分析”，《国际贸易》，1998年第7期，第22—24页。
- [8] 罗丙志，“出口退税未必合适吗？——兼与茅于軾教授商榷”，《大经贸》，2001年第7期，第8—11页。
- [9] 马捷、李飞，“出口退税是一项稳健的贸易政策吗？”《经济研究》，2008年第4期，第78—87页。
- [10] Panagariya, A., “Input Tariffs, Duty Drawbacks, and Tariff Reforms”, *Journal of International Economics*, 1992, 32(1—2), 131—147.
- [11] 万莹，“中国出口退税政策绩效的实证分析”，《经济评论》，2007年第4期，第62—67页。
- [12] 王文清，《2008最新出口货物退(免)税操作实务》。北京：中国财政经济出版社，2008年。
- [13] 王文清，《最新出口货物退(免)税政策解析与操作实务大全》。北京：中信出版社，2009年。
- [14] 王孝松、李坤望、包群、谢申祥，“出口退税的政策效果评估：来自中国纺织品对美出口的经验证据”，《世界经济》，2010年第4期，第47—67页。
- [15] 谢建国、陈莉莉，“出口退税与中国的工业制成品出口：一个基于长期均衡的经验分析”，《世界经济》，2008年第5期，第3—12页。

The Effect of Tax Rebate Policy Changes on China’s Exports: An Empirical Analysis

CHONG-EN BAI XIN WANG XIAOHAN ZHONG

(Tsinghua University)

Abstract In July 2007 China cut the tax rebate rates by one-third of its export goods. Using the difference in difference (DD) method, we conduct an empirical analysis of the effects of the change on China’s exports. The result shows that export growth rates are significantly reduced for target goods categorized as “subject to trade disputes”, but not for

those “highly energy intensive, highly polluting and resource based”. Robustness checks on both dynamic and multiple policy effects support this result. We conclude that the policy only realized part of its expected goals.

JEL Classification F13, F14, H25