

中国证券市场交易费用效应问题的实证研究

东北财经大学金融工程研究中心和华夏证券研究所

联合课题组

一、引言

随着我国证券市场的日臻完善和对外开放步伐的加快，金融监管当局的市场政策工具的有效性也将越来越得到重视。从制度经济学的角度出发，交易费用的大小和调整将给整个制度本身带来多层次的影响。从证券市场的角度出发，我国目前推行的印花税及佣金制度实际上就是证券市场制度中交易费用的最直接体现，其如何变动会对证券市场的微观结构产生重要的影响。对该问题的研究也是我国证券市场制度创新的一个重要体现。

我国历史上长期存在的证券交易佣金制度是一种单一固定佣金制。两大交易所成立初，在其业务规则中就明确规定：会员证券商不得任意（或变相）提高与降低佣金收取标准。但随着证券市场的扩容和交易量的不断扩大，深圳证券交易所率先调低佣金收取标准，紧接着上海证券交易所也做出相应调整，直至1996年10月3日，深沪两市A股交易佣金收取比率基本统一为3.5‰，但都没有从制度上对这种单一固定佣金制进行过变革。中国证监会、国家计委、国家税务总局日前发出通知，从今年的5月1日起，证券交易实行最高上限向下浮动的佣金收费标准，规定券商收取佣金的上限是交易金额的3‰，下限不得低于代收的证券交易监管费和证券交易所手续费等。这实际上标志着我国已正式实行了对佣金制度的浮动化管理。该举措的现实意义十分重大，它包括：（1）对我国证券市场具有极强的功能完善作用；（2）克服了固定佣金制缺乏弹性并弱化竞争等问题；（3）进一步从法律上禁止了暗佣行为。

与此相类似，我国印花税制度实际上也进行了一个实质性的演进过程，1991年10月，深圳市将印花税率由6‰调到3‰。1991年10月10日上海证券交易所对股票买方、卖方实行双向征收，税率为3‰。1992年6月12日国家税务总局和国家体改委联合下发《关于股份制试点企业有关税收问题的暂行规定》，明确规定交易双方分别按3‰的税率缴纳印花税。1997年5月10日，证券交易印花税率由3‰提高到5‰。1998年6月12日国家税务总局又将税率由5‰调低至4‰。1999年6月1日为活跃B股市场，国家税务总局再次将B股交易税率由4‰降低为3‰。最近的一次改革是，经我国证券监管当局的研究和批准，我国财政部已经从2001年11月16日起，对买卖、继承、赠与所书立的A股、B股股权转让书据，由立据双方当事人分别按2‰的税率缴纳证券（股票）交易印花税，有关印花税变化的详细情况如表1所示。应该说，这次调整对我国证券市场有着极其重要的意义。它包括：（1）与国际证券市场接轨，促使我国证券公司作出适应性的调整；（2）适应WTO的要求，及时地系统地重整股市；（3）为创业板的推出做好前期准备工作，使股市资金链适度分流；（4）有利于切实有效地消除那种把股市当“唐僧肉”都来吃一口的不正之风。

实际上，从国际惯例和我国的实践经验来看，适当的印花税与佣金调整是监管当局所必须考虑的一个问题，我国目前证券市场上存在的一些问题或隐患也都与其密切相关，譬如投

本文系上海证券交易所联合研究计划第四期课题报告。课题组成员包括：（1）东北财经大学金融工程研究中心史永东、范南、刘勇、武志、蒋贤锋、冀洪涛；（2）华夏证券研究所谢朝斌、董晨、黄凌、王凯。

资者成本问题、券商返佣现象等等。现在的理论及实践焦点是：(1) 我国费率的调整会给证券市场的波动性和噪声交易带来什么影响；(2) 我国费率的调整对股价水平的影响如何；(3) 我国费率的调整会对我国整个税收收入带来什么影响；(4) 发达国家和其他发展中国家证券市场交易费用的设计经验对我国有何启示。

表 1 我国印花税率调整情况

时间	旧税率	新税率	变化率	备注
1990年6月28日	0‰	卖出 6‰		深市开征印花税
1990年11月23日	卖出 6‰	买卖 6‰	50%	深市
1991年10月	买卖 6‰	3‰	-50%	深市，为了刺激低迷的股市
1991年10月10日	0‰	3‰		上海证券交易所
1992年6月12日	3‰	3‰	0%	税务总局和体改委联合发文确定税率
1997年5月10日	3‰	5‰	67%	针对当时证券市场过度投机的倾向
1998年6月12日	5‰	4‰	-20%	为了使证券市场能持续稳定的向前发展
1999年6月1日(B)	4‰	3‰	-25%	为了活跃 B 股市场
2001年11月16日	4‰(A股) 3‰(B股)	2‰ 2‰	-50% -33%	为了刺激低迷的股市

因为印花税与佣金的调整对国内外金融监管当局而言都是一件比较慎重的工作，而该类影响又是多层次且相互交叉的，所以为了更直接和更准确地说明问题和提供政策建议，能得到一组通过严格经济计量和实证检验的具体结果将是我国证券市场理论与实践相结合的重大突破，同时与国外同类问题的实证比较也将有极其现实的意义。在此基础上最终我们可以在较准确预测未来成本收益的情况下，确定对我国证券市场交易费用的基本策略，从而也纠正市场上的一些错误认识。因为从目前及以后相当一段时期内我国证券市场的表现来看，寻求新的或更有效影响证券市场受众的监控工具将是证券监管当局的一个迫切课题，而能较准确地预测未来情况更是监管当局工作主动性的鲜明体现，本研究计划的主要结构就在于前面我们所提到的理论及实践焦点。

二、国内外研究现状及争论的焦点

有关交易费用（交易税和佣金）对证券市场以及所有参与微观主体的影响关系研究，在当今国际领域也正是一个讨论的热点。总体来说，对交易费用（交易税和佣金）的观点主要有两派，即赞成派（Tobin, 1984; Summers *et al*, 1989）和反对派（Lybeck, 1991; Campbell and Froot, 1994），赞成派认为，交易税可以减少股票市场的波动性，增加税收收入，指导投资者和基金经理用长远的眼光来投资，从而提高市场效率，以及公平地再配置社会财富。但是，反对者根据理论和经验研究来反对交易费用（交易税和佣金）。主要争论如下：

（一）交易费用（交易税和佣金）对股票市场波动性的影响

赞成派认为交易税能够降低股票收益的过度波动。他们认为股票价格的大量波动来自于股票市场中“噪声交易者”的行为。当他们委托指令时，噪声交易者并不分析股票的内在价值，这得使股票价格极大地偏离它们的基础价值，因而这种行为对经济是有害的。因此政

府应该施加压力以便减少噪声交易者的活动。赞成派认为增加交易税和佣金可以很好地达到这个目的。当交易税和佣金增加时，交易成本会相应增加，这样，噪音交易者的每一笔短期投机行为就会受到惩罚。当他们的投机交易成本较高时，就会刺激噪声交易者花较多的时间来研究证券的内在价值。因此，投机性交易就会减少，噪声交易者对股票市场的影响就会减少。从而，过度波动性来源的短期投机交易将会消失，这反过来也会使基本投资者获利。因此，许多拥护者认为交易税是反对过度波动的一种强有力的武器。Tobin (1984) 的分析很好地对此进行了精辟的总结：“向飞速旋转的轮子上撒一把沙子”。

但是，仍然有众多的反对者表示了他们的怀疑。他们认为，增加证券交易税和佣金不一定会减少波动性。这是因为，交易税对每一个投资者的作用都是一样的。印花税和佣金不仅影响噪声交易者，而且影响知情交易者，后者在减少股票市场波动性方面发挥了很大的作用。只有当印花税对噪声交易者的作用大于价格稳定者和知情交易者的作用的时候，我们才可以断言交易税可以在减少波动性方面发挥一定的作用。只有考虑率股票市场上的所有交易者，交易税和佣金对波动性的效果才可靠。如果交易税对理性投资者的影响更为严重，我们也不能够排除交易税会增加市场波动性的可能。

除了理论分析之外，在增加印花税对价格波动性的影响方面，已经作了一些经验研究。Umlauf (1993) 对1980—1987年瑞典股票市场的研究就是一个例子。Umlauf发现，与拥护者预期的相反，在征收交易税之后，日方差在最大的税率期间是最高的（从1986年7月到1987年12月税率是2%）。Jones和 Seguin (1997) 考察了美国在1975年解除佣金管制后对价格的影响，因为这减少了交易成本。他们的经验结论表明解除固定佣金管制会增加交易量，并且交易量增加会减少收益率的波动。因此，反对者认为交易税不会减少波动性。Kupiec (1995) 的简单均衡模型显示，随着税率的提高，风险资产的噪声收益的波动性也随之提高；Hu (1998) 通过对亚洲国家的研究发现，税率的变动仅影响小组的噪声收益的波动性，而对大组合收益的波动性几乎没有影响。Prat (2001) 在对拉丁美洲国家的研究中，针对阿根廷、巴西和墨西哥三个不同的交易税和佣金制度国家，进行了实证分析和比较研究，也得出了相同的结论。

（二）交易费用（交易税和佣金）对税收收入的效应

增加交易税的基本动机之一是增加税收收入。拥护者认为当税率增加时，税收收入会显著增加。尽管表面上的确如此，但是经过更仔细的研究之后，反对者仍然对此有所怀疑。他们认为，在理论上，税收收入是三个参数的乘积：税率、加权的平均价格水平、以及成交量。通过增加交易成本，税率将会上升；但同时，另外二个因素，成交量和价格水平，可能会急剧下降。因为增加交易成本会极大地影响交易者的利润，他们就会试着去减少纳税造成的“损失”。这样他们就会减少交易，直接导致股票市场成交量的减少。另外一种方法就是从持有短期证券转移到持有长期证券上，这是因为短期证券交易较为频繁，从而税收负担较重。另外一个更严重的问题是，投资者为了获取利润，会将交易由国内市场转移到海外市场，国内市场由于成交量减少从而萎缩。Umlauf (1993) 在瑞典股票市场中发现，“当在1986年开征2%交易税时，为了避税，11种交易最活跃的瑞典股票成交量的60%转移到了伦敦”。通过对瑞典和英国这一国际经验进行研究，Campbell和Froot (1993) 指出，成交量有三种效果“... 是很重要的。如果忽视这种行为效应，那么，增加交易税导致的收税收入将会被高估”。检验这种效应的一种经验方法是估计成交量对交易成本的弹性。Schwert和Seguin (1993) 指出，根据可得到的最新的有限证据，交易量对交易成本的弹性介于-0.25和-1.35之间。所以当税率增加时，成交量就会减少。其次，很多研究人员认为交易税会降低证券价格，从而减少税收收入。当交易成本增加时，要求收益率就会上升。而当要求收益率增加时，证券价格就会下

降。这样，成交量下降以及交易价格的下降都会减少税收收入，所以，很难说清楚交易税收收入是否会增加。除了上述对交易税收收入的直接效果之外，Umlauf认为，征收交易税会对资本利得税收收入产生一种次级效应。他指出“为了反映较低的交易水平，资本利得税收收入的下降幅度将会完全抵消交易税收收入的增加”。这样，增加交易税税率就会严重影响交易税收收入和资本利得税收收入。

（三）交易费用（交易税和佣金）对资本市场效率的影响

另外一个问题涉及到交易税是否会提高资本市场配置资源的效率。拥护者认为交易税可以使基金经理和投资者具有长远的眼光。有时，基金经理或投资者对短期计划的投资可能不利于长期项目发展，从而对公司以及宏观经济不利。证券交易税将不会鼓励这种非生产性行为，因为这些活动将被课以重税，所以不会获利，从而使公司经理人员的眼光更加长远有利于更好地配置资源。反对者承认交易税确实可能在某些方面提高资本市场效率，但是他们认为这对资本市场的负效应也非常大。负效应之一就是最优投资组合的扭曲。他们认为当股票没有税收负担时，最优投资组合会是最有效率的。当对证券征税时，因为交易税对不同证券的影响不一样，它们的相对成本也是不一样的。例如，增加交易税对交易更为频繁的短期证券的副作用最大。当不同证券的相对交易成本变化时，最优证券组合也会相应改变，这会导致最初证券组合资源配置的扭曲，市场效率也会降低。交易税产生的另外一种非效率是对金融资产流动性的间接影响。当交易成本增加时，为了避免较高的税收负担，交易频率将会降低。当某种资产价格具有误导性，且与其内在价值不一致的时候，由于缺乏充分的交易，就需要花费较长的时间来纠正这种偏差。这时，资本市场就是非效率的。

（四）增加交易费用能否促进社会财富的公平再分配

拥护者认为证券交易税会帮助政府对社会财富进行公平再分配。他们认为富人拥有更多的金融资产，而且愿意进行更为频繁的交易。因此提高税率将会使富人不得不负担更多。较大的税收收入将来自于富人的频繁投机和交易。通过政府开支，政府可以征税并且将它们再分配给那些穷人。这样，交易税就会缓解由于社会财富过多地集中在某些特定群体而引起的紧张程度。但是，反对者认为，事情并不象看起来地那么乐观。相反，交易税会伤害整个社会人群。这是因为，股票持有者的数目是巨大的，并非只有富人才是直接的股票持有者。这样，只要穷人们也交易，交易税就会伤害他们。另一个事实是股票持有者会忍受资本损失。交易成本将直接降低资产价值，直接造成当前持有者的财富损失。这样，交易税是否可以将财富部分地从富人手中转移到穷人手中，仍然是不确定的。

另外，有关交易费用的变化对换手率的影响，Jackson和O'Donnell（1985）用英国的季度数据研究表明，印花税从2%降低到1%，股票换手率将提高70%；而Lindgren和Westlund（1990）以及Ericsson和Lindgren（1992）分别用瑞典和跨国数据的实证分析发现，长期来看，印花税的1%上升将导致换手率分别下降50%和70%。

国内有关交易税和佣金制度的讨论不少，但几乎都是从国际比较来看，讨论交易税是否应该调整以及佣金是否自由化的定性研究，缺乏对我国证券市场的定量分析和实证研究，尤其不清楚印花税和佣金的调整会对交易量、股价和波动性的影响程度（即弹性），因而大大降低了该研究的操作意义，并很难得出适合我国国情的结论和政策建议。

三、证券印花税对股票市场价格的影响研究

(一) 理论概述

证券印花税作为交易成本的一部分，在证券市场上起着很重要的作用。对它的考察大多数集中在印花税对证券市场波动性、交易量、股价水平、证券市场效率以及税收收入等主题之上。但是，长期以来，对它在证券市场上述各个指标作用的认识是不一致的。在印花税与交易资产价格行为之间的关系上，目前国际上还未有一个统一的观点。这是因为，对于资产价格的考察更多地涉及到资产定价理论，而资产定价理论的前提假设都比较强，这样在经验检验中就不得不放松假设，或者做出很多假定。传统的资产定价理论通常假定交易费用为零，从而不考虑其影响。如果考虑作为交易费用主要组成部分的印花税对资产价格的影响，就必须重新构造模型，而这是很困难的。而且由于构造的模型侧重点有所不同，得到的结论就会不一致。例如，Jackson和O'Donnell(1985)对一个简单的资产价格模型进行了估计，并且发现印花税每提高1%，会导致价格下降10%。Umlauf(1993)考察了瑞士股票市场对证券交易税变化的反应，并得出结论认为该关系是一种负相关关系；近年来，Victoria Saporta和Kamhon Kan(1997)分析了印花税对英国股票价格的影响，并且得出结论认为印花税率的变化会引起英国股票价格指数的显著变化，并且认为印花税效应会至少部分的资本化在价格之中。

鉴于从资产价格来分析印花税的影响涉及到很多理论模型，应用程度较低，以及收益率和价格之间的本质关系，很多学者转向研究交易成本或者买卖价差对资产收益率行为影响的研究。Amihud和Mendelson(1986)根据截面数据分析了纽约股票交易所中美国股票平均收益率和买卖价差之间的关系，并且发现它们之间存在着一种很强的正相关关系，这表明为了吸引投资者，交易成本较高的股票必须提供较高的收益率。这意味着在其他条件相等的情况下，交易成本较高的股票，其资产价格将会比较低。Amihud和Mendelson估计得出，一般0.5%的交易税将会使高流动性股票价值降低达到18%。(尽管他们可能高估了该税收效应，因为他们假定税收不会降低交易量。)

印花税已经作为一项调控证券市场的政策工具，所以很有必要研究印花税与股票市场价格水平之间关系。本文从印花税对资产价格收益率的影响来探讨。印花税已被视为交易成本的一部分，当交易成本增加时，投资者会期望获得较高的收益率，才会继续持有该金融工具；当交易成本降低时，投资者要求较低的收益率，就可以投资在该种股票之上，从而盈利。所以，一般来讲，提高印花税会降低该股票的价格，提高投资者要求的报酬率，而且使当前报酬率降低；降低印花税可以提高该股票的价格，降低要求的报酬率，从而使当前报酬率升高。这是因为，交易成本可以被资本化到证券价格之中，当提高印花税时，交易成本增加，会刺激投资者减少投资，或者将资金转移到其他交易成本少的金融工具之上，或者将交易转移到海外市场进行，从而使资产价格下降。反之，则相反。因此，本文将上述理论作为待验证的理论假设。

(二) 事件研究、事件窗口确定、理论假设及数据选取

本文采取的研究方法主要来自于资本市场上的事件研究(Event Study)。事件研究通常用来分析某一事件对公司价值的影响。在市场参与者理性的假设下，某一事件的影响和效用将被迅速反映到资产的价格变化之上。这样，某一事件的经济效应就可以通过在某一相对较

短时期中对资产价格变化的观测来加以度量。事件研究有广泛应用，它可以运用到与公司相关的特定事件之中，例如公司并购、意外盈余等；也可以运用到涉及到整个宏观经济的事件，如税率调整、实施新制度等。

事件研究的要求一般比较严格。首先它假定市场对信息可以做出及时反映，也就是股票市场应该满足 Fama 的弱式有效。目前大量的实证研究表明，我国股票市场已经达到了弱式有效，甚至部分研究说明我国股票市场正在接近于半强式有效。例如，宋颂兴、金伟根(1995)认为上海股市已经达到了弱式有效市场假设的要求；史代敏、牡丹青(1997)认为深市也具备了弱有效性。从时间发展来看，经历过较长时间的股票市场磨练的中国股民对信息的反映肯定会是比较敏感的。我们在应用事件研究方法时，一般假设事件研究的理论基础已经具备。

除了要求投资者对股票市场信息及时做出反应之外，事件研究还要求在事件窗口之中，不存在其他重大的影响公司价值的其他事件，或者定义的事件不会引起其他方面的影响公司价值的效应。也就是说，在研究公司价值对某种特定信息的反应时，应尽可能排除其它因素对研究结论的干扰。由于印花税历史上变化次数比较多，而且年代比较久远，很多历史资料难以搜集。因此本文假定上述结论都成立。即使不太成立，本文中尽量采纳较多的样本股票，进行较多的计算，这样也可以从中找到某些影响的共同性质。

经查阅历史资料发现，历次印花税调整基本上是当天公布当天实施。因此我们认为，印花税对证券市场的影响产生于实施之日。鉴于印花税调整次数比较多¹，我们计划选取 1997 年 5 月、1998 年 6 月和 2001 年 11 月的印花税调整事件为主要研究对象。其他印花税调整事件，由于时间较早，中国股市发育刚刚处于起步阶段，投资者不够理性或市场不成熟现象会存在较多，而且印花税开征也刚刚出于探索阶段，制度规范难以保证。且在时间较早前提下，得到的研究结论对目前的指导意义不如近期结论更为有效。而 1999 年 6 月的印花税调整主要针对 B 股市场，考虑到 B 股市场作为 A 股市场的一个补充，以及简化工作量起见，此处不再作特殊处理。本文有关印花税调整的数据全部来自于《中国证券报》。有关沪深两市大盘指数以及单只股票价格变化的历史数据来自于分析家软件。所有的运算都是在 Excel 以及经济计量应用软件 Eviews 下操作完成的。

(三) 沪深股价指数与印花税调整的关系

标准的资产估价理论认为，资产交易税的上升会导致资产价格的下降，而交易税的下降将会导致资产价格的上升。因此，我们可以预测股票印花税率的上升（下降）会导致股票市场价格的下降（上升）。这一节，通过分析上海股票市场和深圳股票市场不同价格指数对印花税率变化的反映情况，我们将考虑市场价格是否会按照预期的模式来做出反应。这种分析类似于 Umlaf (1993) 对瑞士股票市场的研究。我们首先选取标准样本，然后选取印花税调整后的研究样本，将研究样本的收益率均值与标准样本的均值进行比较，并且就 t 检验值的大小分析是否存在显著区别。

1、沪市股票价格指数与印花税调整效应

我们首先来分析上海股票市场股票指数对印花税调整的反应。本部分我们还分析了 1992 年 6 月 12 日印花税征收确认正式文件对上海股票市场的影响。由于 1992 年印花税调整距离我们研究的另外 3 次印花税调整时间较远，我们对 1992 年印花税调整取样本为 1992 年 1 月 2 日到 1992 年 12 月 31 日全年为标准样本，观测值数目为 255 个。其他研究的标准样本为 1997 年 1 月

¹ 印花税调整的完全纪录见第 1 部分的表 1。

2日到2002年5月20日，后者是我们所能够获得的最新数据；共计1288个观测值。

表2给出了四次有关印花税调整实施对上海股票指数收益率的效应。1992年6月12日，国家税务总局和国家体改委联合下发《关于股份制试点企业有关税收问题的暂行规定》，明确规定交易双方分别按3‰的税率缴纳印花税。这是印花税征收得到确认的正式文件。在1992年样本中，上证综合指数和上证A股指数日收益率的样本均值分别为0.385%和0.402%；方差分别为0.0603和0.0643。从检验结果可以看出，在国家税务总局和国家体改委联合发文确定税率当日，上证综合指数和上证A股指数都为负值，而且显著区别于样本区间收益率均值。这表明尽管印花税已经征收了较长时间，但是，发文确认仍然超出市场预期，并且造成了股价指数的下挫。而两种指数的30天收益率均值虽然仍然为负，但由于这种区别在15%的显著性水平上也不是显著的，所以表明市场已经对该消息进行了很好的消化吸收。总体来看，将印花税的征收用发文的方式正式确认下来，造成了股价的显著下跌。

表2 上海股市对印花税调整的效应

日期	事件	上海综合指数		上海A股指数	
		指数收益率	30天指数收益率均值	指数收益率	30天指数收益率均值
1992年6月12日	发文确认为0.3%	-0.561% (2.503)*	-1.01% (1.285)	-0.544% (2.349)*	-0.058% (1.143)
1997年5月10日	印花税率由0.3%提高到0.5%	2.236% (-47.244)*	-0.426% (-8.300)*	2.248% (-47.212)*	-0.428% (10.077)*
1998年6月12日	印花税率由0.5%降为0.4%	2.615% (-55.415)*	-0.079% (2.558)*	2.669% (-56.218)*	-0.0724% (2.466)*
2001年11月16日	印花税率由0.4%降为0.2%	1.556% (-32.610)*	0.013% (0.577)	1.550% (-32.274)*	0+ (0.820)

注1：括弧中是T检验统计量。*表示在5%的显著性水平下显著；无标记意味着不显著。

注2：0+表示该值非常接近于零，但符号为正。计算中的真实数值为0.0000419。

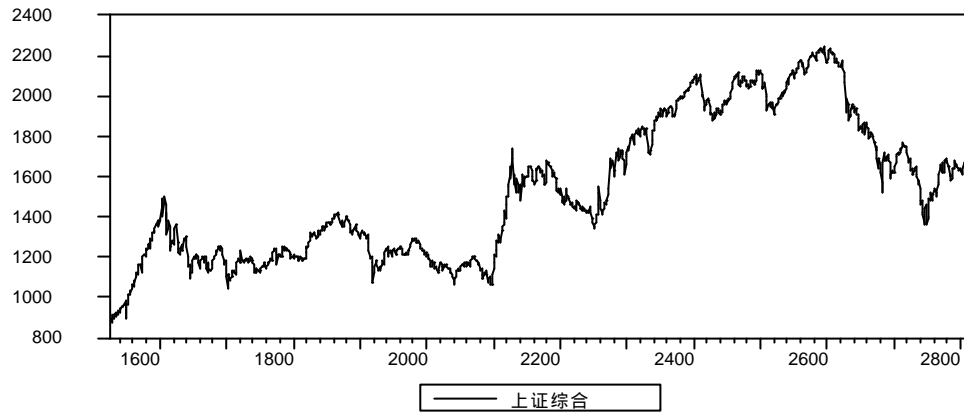
我们考察的重点是最近三次印花税的调整。图1给出了这段时间中上证综合指数²以及上证A股指数的变动情况。就图形来看，在一段适当的时间中，除了1998年6月12日印花税调整不明显以外，其他印花税的调整都证明了这样一个结论：即减少印花税率会使股价指数上升，而提高印花税率会使股价指数下降。从上证综合指数和上证A股指数变动的数据中，也可以看出这种规律。其中，上证综合指数样本收益率的均值和方差分别是0.0403%和0.01668，而上证A股指数样本收益率的均值和方差分别为0.0425%和0.01677。

就1997年5月10日发文将印花税率由0.3%提高到0.5%而言，由于发文的时间正好是星期六，股市并非处于开市时间。所以，在研究的时候，选取的是1997年5月12日星期一的数据。本次印花税调整将印花税率由千分之三提高到千分之五，幅度比较大。发文的目的是为了抑制证券市场过度投机的倾向。从上面图中可以看出，上证综合指数和上证A股自从1997年以来就一直攀升，这显示市场泡沫较多，市场中投机现象比较严重。就对上证综合指数和上证A股的检验而言，虽然当天检验的显著性非常明显，但是符号区域我们预测的不相符合。按照一般的资产股价理论，印花税率上调，股价指数应该下跌。这里的原因很可能是前一阶段投机现象过重的惯性。下面对30日收益率均值的检验证明了这一点。这里值得提出的是，30日指的是商业时间而言，也就是说由30个观测值，大体相当于物理时间的40天左右。在这

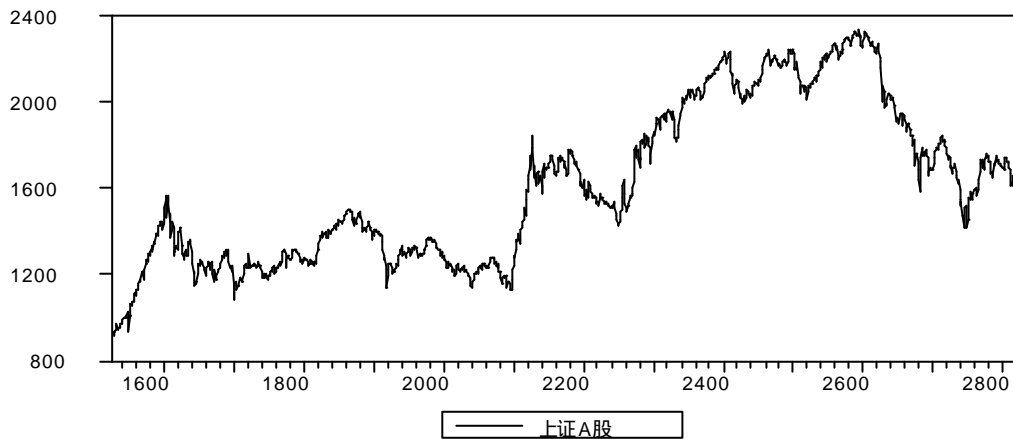
²上证综合指数是上海证券交易所编制的，以上海证券交易所挂牌上市的全部股票为计算范围，以发行量为权数的加权综合股价指数。

段时间之中，是足以消化各种政策冲击的。事件研究中，事件窗口的取值多为20天、30天。上海综合指数和上证A股指数收益率事件后30天的平均值分别为-0.426%和-0.428%，t检验值分别为-8.300和10.077，在5%的显著性水平上显然是显著的。这表明，在30天的时间中，股价指数不但抵消了5月12日当天价格指数上升的现象，而且证明了，在这段时间中，印花税率率的上升使股票价格指数下跌。由30天平均收益率下跌来看，印花税率率每上升一个百分点，上证综合指数每日下跌幅度为2.13个百分点，而上证A股下跌2.14个百分点。

图1 样本区间上海股票市场股价指数走势图



注1：其中三次印花税调整时间分别对应横轴刻度为1607、1873以及2702点



注2：其中三次印花税调整时间分别对应横轴刻度为1606、1872以及2701点。

继1997年5月10日调整印花税率以后，1998年6月12日，鉴于中国股票市场印花税较高的情况，为了使证券市场能持续稳定的向前发展，国家税务总局又将印花税率下调千分之一，即将印花税率由原来的千分之五下调到千分之四。当天收益率的变化验证了印花税下调会导致股价指数当天的上升，且上证综合指数和上证A股的日收益率分别为2.615%和2.669%，这表明对应的股票价格指数分别上升了2.615和2.669个百分点。变化是很大的，也是很明显的。因为对应的t检验分别为-55.415和-56.218。但是，这里30天收益率均值的结果却不尽如人意。检查附近几天的股价指数可知，在这次印花税调整之后，股价指数还是呈现出一定能够初定的上涨现象的。为了检验这种上涨是否显著，可以考虑对其10天指数收益率，而非30天指数收益率进行检验。这是因为30个交易日的交易时间可能太长，不但会消化印花税调整带来的利好消息，而且可能会恢复到原来的趋势。检验结果如表3所示。从表3可以看出，

在十天之内，印花税下调确实使上海综合指数和上证A股指数上升，而且每天上升幅度分别为0.242和0.257个百分点，这种上升是显著的。而且从t检验值可以看出，这种变化是显著的。从数量上看，在10个交易日之内，印花税每下调一个百分点，上海股票市场价格指数大约会上升2个百分点左右。这与前面1997年印花税调整的数量效应基本上是一致的。

表3 上海股市对印花税1998年调整的10天反应

日期	事件	上证综指		上证A股	
		10天指数收益率均值	10天指数收益率均值	10天指数收益率均值	10天指数收益率均值
1998年6月 12日	印花税率由0.5%降 为0.4%	0.242%	0.257%	(-4.330)*	(-4.644)*

注1：括弧中是对应的t检验。*表示在1%的显著性水平下显著。

自从1998年印花税调整之后，1999年6月1日为活跃B股市场，国家税务总局再次将B股交易税率由4‰降低为3‰。鉴于B股交易量较少，而且B股市场随着中国对外开放的不断深入，中国资本市场的逐步放开，它将会和A股市场融合到一起。所以，本文不准备对B股市场专门讨论。这里讨论2001年11月16日的印花税调整。为了刺激低迷的股市，财政部在2001年11月16日调整证券（股票）交易印花税税率，由原来的千分之四将为千分之二。本次调整的背景是基于国有股坚持方案出台之后，给股票市场带来了强烈的动荡，股票市场呈现一路下跌的情况。针对这种情况，在2001年10月22日晚证监会宣布停止首次发行和增发股票时出售国有股的消息之后，又在2001年11月16日出台调减印花税税率的政策。尽管在本次印花税调整之前已经有利好消息出台，但政策公布实施当日，上海综合指数和上证A股指数的收益率分别为1.556%和1.550%，显示两种指数分别增长了1.556和1.550个百分点。而且根据t检验值可知，这种增加与样本均值的区别是非常显著的。就30天收益率均值来说，与样本均值的区别并不是很显著。这是因为上证综合指数30天收益率均值为0.013%，对应t统计量为0.577，即使在15%的显著性水平下也不明显区别于样本均值。上证A股指数30天收益率均值为0+，对应t统计量为0.820，与样本均值的区别也不是显著的。但是，尽管上述却别不是显著的，考虑到10月22日刚出现过一轮行情，以及30天收益率均值的符号为正，一并考虑11月16日印花税调整当天市场收益率为正，而且显著区别于样本收益率均值，我们仍然可以得出结论，本次印花税率降低使股票价格指数上升。

针对30天收益率均值的不显著现象，考虑是否是选择时间区间过长导致。我们下面计算了印花税率调整之后10天、20天样本收益率的均值，并将检验结果附后。计算结果见表4。从表4中可以看出，无论是上证综合指数，还是上证A股；无论是10天指数收益率均值，还是20天指数收益率均值，其符号都为正，而且根据t统计量数值可知，它们在数值上都显著异于样本收益率均值。这表明，在20天之内，本次印花税率的下调使上海股价指数有一个显著的上升。在30天时，这种上升与样本均值的区别就不是很明显了。

表4 上海股市对印花税2001年调整的10天、20天反应

日期	事件	上证综指		上证A股	
		10天指数收益率均值	20天指数收益率均值	10天指数收益率均值	20天指数收益率均值
2001年11月 16日	印花税率由0.4% 降为0.2%	0.662%	0.202%	0.661%	0.194%
		(-13.378)*	(-3.469)*	(-13.305)*	(-3.286)*

注1：括弧中是对应的t检验。*表示在1%的显著性水平下显著。

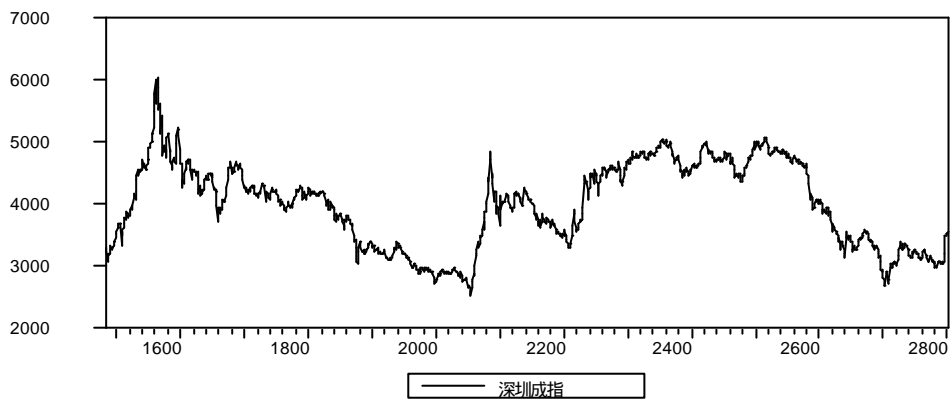
就上述对上海股市对印花税率调整效应的分析可知，当印花税率下调时，上海股票市场

股价指数，包括上证综合指数和上证A股指数，会上升；而当印花税税率上升时，上海股票市场价格指数会下降。变化的时间效应一般在30天左右，10天之内最为明显，20天就会开始衰减。基于定量分析我们认为，印花税税率每变化1个百分点，股价指数大约变化1~3个百分点。具体情况和考察的时间长短有一定的联系。这里值得指出的是，可能在考察期间会有其他事件影响股价指数，但是，多次度量结论的佐证使我们得出上述结论是安全的。

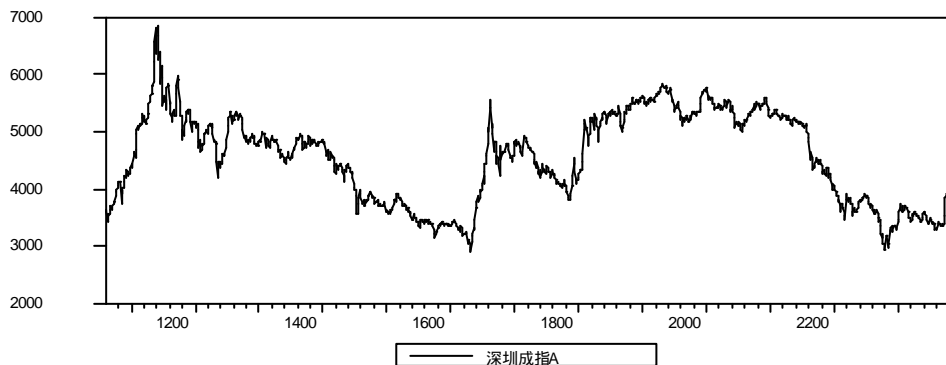
2、深市股票价格指数与印花税调整效应

下面考虑印花税调整对深圳股票市场的影响。这里由于采取了深圳成指³以及深圳成分A股指数，而后者在1992年发文确认印花税征收以及税率的时候没有可以得到的数据，所以这里仅对1997年、1998年和2001年印花税调整效应进行分析。样本区间是从1997年1月2日到2002年6月28日，共计1317个交易日数据。在样本区间的价格指数走势如图2所示。就我们所检验的三次印花税调整对股价指数冲击的假设而言，从下面样本区间股票价格指数变化图2中很难发现。因为样本区间较长，而所考虑的三次印花税变化的区间相对来说很小，这样就难以得出明确的结论。

图2 样本区间深圳股票市场股价指数走势图



注：三次印花税调整时间对应的横轴刻度分别为1564、1830和2659。



注：三次印花税调整时间对应的横轴刻度分别为1114、1407和2236。

³深证成份股指数是深圳证券交易所编制的一种成份股指数，是从上市的所有股票中抽取具有市场代表性的40家上市公司的股票作为计算对象，并以流通股为权数计算得出的加权股价指数，综合反映深交所上市A、B股的股价走势。

下面我们用计量检验方法对上述假设进行验证。样本区间中深圳成指和深圳成分A的样本收益率均值分别为0.0000749和0.0000760，非常接近于零。两种股票价格指数的方差分别为0.01857和0.01877。三次印花税调整的冲击效果如表5所示。1997年5月10日印花税税率的上调对深圳股市的冲击效应和对上海股市的冲击效应有所类似。在之前，深圳股市股价指数走势图呈现一路攀升的趋势，这表明股市泡沫较多，投机现象比较严重。而提高印花税率的主要目的是用来抑制较多的投机现象，挤压股市泡沫。如同上海股市一样，在政策颁布实施的第一个交易日，也就是1997年5月12日，股市并没有下挫，相反有一个上扬现象。这是因为当天的深圳成分指数和成分A股收益率分别为2.594%和2.611%。这表明前期证券市场投机的惯性力量较大。就30天指数收益率均值来看，深圳成分指数和成分A股收益率的均值分别为-0.545%和-0.549%，这一方面表明印花税率提高有力地抑制了市场中的投机成分，另一方面说明提高印花税率确实造成了深圳成分指数和成分A股指数的下跌。而且根据t检验值可以得出结论表明该数值显著异于样本均值。

表5 印花税调整对深圳股市的冲击效应

日期	事件	深圳成指		深圳成分A	
		指数收益率	30天指数收益率均值	指数收益率	30天指数收益率均值
1997年5月10日	印花税率由0.3%提高到0.5%	2.594% (-50.555)*	-0.545% (10.798)*	2.611% (-50.397)*	-0.549% (10.783)*
1998年6月12日	印花税率由0.5%降为0.4%	2.488% (-48.486)*	-0.194% (-21.564)*	2.587% (-49.918)*	-0.172% (3.484)*
2001年11月16日	印花税率由0.4%降为0.2%	1.111% (-21.564)*	0.021% (-0.271)	1.042% (-20.025)*	-0.024% (0.6182)

注1：括弧中是T检验统计量。*表示在5%的显著性水平下显著；无标记意味着不显著。

就1998年6月12日国家税务总局将印花税率由千分之五降为千分之四而言，深圳股票市场的表现和上海股票市场的表现是一致的。深圳成分指数和成分A股在当天的收益率分别为2.488%和2.578%，而且根据括弧中的t检验值可知，这种正的收益率显著区别于样本区间的收益率均值。这表明当天所考察的深圳股票价格指数有一个显著的上涨，这与印花税率下调会使股票价格指数上涨的假设是一致的。同上海股票市场一样，30天收益率均值的表现负，这与假设是不一致的。考虑30个交易日的时段是否过长，对印花税冲击效应进行5天、10天的时间检验。检验结果如表6所示。我们从表6中可以看到，当选取交易日较少的时候，检验结果表现出不同的特性。当选取5个交易日的时候，深圳成分指数和成分A股的收益率均值分别为0.133%和0.146%，根据括弧中的t检验可知，上述收益率均值显著区别于样本收益率均值。这表明，在公布实施印花税率调整方案之后的5个交易日中，深圳成分指数和成分A股都有所上涨。但对10个交易日的检验中就会发现，指数收益率均值已经变为负值，虽然显著性水平较高（都大于10%），但这表明深圳股票市场价格指数已经开始下跌。由于显著性水平较高，可以认为下跌开始不久。考虑到对深圳股市检验表5中30天收益率均值的结论，可以认为，在10天之内，本次印花税调整带来的指数增加效应已经释放完毕。联系本次印花税调整对上海股市的检验结果，有理由认为本次印花税调整对深圳股市的冲击较上海股市为小。因为从表2的检验结论可知，印花税调整冲击对后者的效应持续时间比较长，至少是10天。

表6 深圳股市对印花税1998年调整的5天、10天反应

日期	事件	深圳成分指数		深圳成分A股	
		5天指数收益率均值	10天指数收益率均值	5天指数收益率均值	10天指数收益率均值
1998年6月 12日	印花税率由0.5% 降为0.4%	0.133% (-2.459)*	-0.076% (1.613)**	0.146% (-2.682)*	-0.072% (-1.531)**

注1：括弧中是对应的t检验。*表示在1%的显著性水平下显著，**表示在15%的显著性水平下显著。

为了刺激低迷的股市，财政部2001年11月16日将A股印花税率由原来的千分之四下调为千分之二。深圳成分指数和成分A股对这次政策冲击在当天的反应分别为1.111%和1.042%，这表明两种价格指数分别上升了1.111和1.042个百分点。根据括弧中的t检验值可知，该值显著区别于样本均值。就30天收益率均值而言，深圳成分指数虽然为正，但与样本收益率均值的区别不是很显著。因此，难以断言30天内的政策冲击效果。但是深圳成分A股指数平均收益率却为负，也没有显著区别于样本收益率均值。为了进一步分析本次印花税率下调的冲击效应，我们又计算了深圳股市对本次印花税率调整10个交易日、20个交易日的反应。计算检验结果如表7所示。如同上海股市一样，深圳股市对2001年印花税率调整的10个交易日、20个交易日反应表现出很强的显著性。深圳成分指数和成分A股的10天收益率均值分别为0.639%和0.612%，而且根据对应的t检验可知，上述数值与样本均值是有显著区别的。这表明在过去十个交易日之中，深圳成分指数和成分A股指数每天分别上升0.639和0.612个百分点。就20个交易日收益率均值而言，虽然与10个交易日收益率均值相比，该数值下降不少，分别为0.212%和0.618%。但是，在1%的显著性水平之上，该数值仍然显著区别于样本收益率均值。这表明，截至20个交易日为止，政策冲击效应仍然发挥作用。就数量而言，在印花税率调整10个交易日之内，可以认为印花税率每减少1个百分点，对应的深圳成分指数每天大约上升3个百分点；而在20个交易日之内，印花税率每减少1个百分点，对应的深圳成分指数每天大约上升1个百分点。

表7 深圳股市对印花税2001年调整的10天、20天反应

日期	事件	深圳成分指数		深圳成分A股	
		10天指数收益率均值	20天指数收益率均值	10天指数收益率均值	20天指数收益率均值
2001年11月 16日	印花税率由0.4% 降为0.2%	0.639% (-12.335)*	0.212% (-4.000)*	0.612% (-11.701)*	0.168% (-3.111)*

注1：括弧中是对应的t检验。*表示在1%的显著性水平下显著。

通过上面分析沪深两市对印花税率调整效应的分析，我们可以得出如下结论：

第一、沪深两市对印花税率调整有很敏感的反应，而且具体反应模式为当印花税率下调时，股票价格指数上升，价格指数的收益率为正；当印花税率上升时，股票价格指数下降，价格指数的收益率为负。这种反应是很明显的。

第二、就反应数量而言，所造成的数量效应不是统一的。这是因为一方面每次印花税率调整的数量不同。当调整幅度较大时，相应的股票价格指数变化较大；当调整幅度较小时，股票价格指数变动也较小。另一方面，这和每一次公布实施时股票市场原来的运动趋势有关，还与最近几次接连发布的政策措施有关。例如，2001年印花税率调整，由于之前国有股减持造成的利空，以及10月份出台的利好消息，所以2001年印花税率调整对股票价格指数的推动比较

大。但由于国有股减持的利空影响较长远，所以，时效也较短。

第三、就反应的时效而言，沪深两市均会及时做出反应。而且在10个交易日内市场反应最大，随着时间的推移，反应效应逐渐减少。当达到30个交易日的时候，反应效应已经很微弱了。

尽管得出上述较为强烈的结论，但是，考虑到研究方法、各种其他影响因素，有必要指出以下几点：（1）上述数字可能低估了印花税调整对指数的影响幅度。这是因为，市场可能会预期到印花税调整而提前做出反应。但是在研究中，由于预期难以度量，而且存在不确定性，本文没有考虑这种预期的影响。如果要研究预期的影响，可以考虑将样本区间扩展到印花税调整公布实施之前的若干交易日，一般取为前20个交易日；（2）对待上述结论应该持有谨慎的科学态度。这是因为，股票指数还可能会受到与印花税同时出台的其他政策措施的影响。为了对证券市场进行宏观调控，政策措施的出台也许会在很短的时间中联系在一起。例如，2001年11月16日在公布印花税税率下调之前，在2001年10月22日晚证监会还宣布停止首次发行和增发股票时出售国有股的消息。而且，两次政策出台的交易日间隔仅仅为19个交易日。这样，首次发行和增大股票限售国有股的消息对市场可能产生的冲击也许会与印花税税率调整的冲击在一起产生作用；（3）印花税调整对股票市场的影响并不仅仅局限在价格水平方面。印花税调整除了会对价格水平产生影响以外，还会影响股市的波动性、交易量，而且经验研究发现对波动性和交易量的影响效应非常大，而波动性和交易量又会对股价水平产生影响。这里，加入考虑到这方面的关系，最初的结论可能会有所不同。

（四）沪深股票市场个股与印花税调整之间的关系

下面我们分别研究印花税税率调整对上海股市和深圳股市选定的单个股票的冲击效应。我们研究采取的是事件研究方法（event study）。本文中事件定义为印花税税率的调整。我国印花税税率调整的公布之日也就是实施之日。所以三次事件发生时间分别为1997年5月10日⁴、1998年6月12日和2001年11月16日。研究数据区间选取的是事件之前30个交易日和事件之后70个交易日的数据，并且根据不同的样本区间长度来选择。估计时期为事件之前1个交易日到前20个交易日的收益率数据。检验时期为事件之后一个交易日到若干交易日，一般取为10个交易日、20个交易日以及30个交易日不等。

具体计算方法为：

（1）首先计算正常收益（ NR_i ）。本文采取常数均值收益率法，正常收益为事件之前1个交易日到前20个交易日的收益率。第*i*只股票的正常收益为：

$$NR_i = \frac{1}{20} \sum_{t=1}^{20} R_{it} \quad (3.1)$$

（2）计算异常收益（ AR_{it} ）。异常收益为样本收益率减去正常收益，第*i*只股票在时刻*t*的异常收益为：

$$AR_{it} = R_{it} - NR_i \quad (3.2)$$

（3）计算异常收益均值（ \overline{AR}_i ），将异常收益在样板区间进行平均得到，第*i*只股票的异常收益均值为：

⁴ 就1997年5月10日的印花税税率调整而言，由于公布之日恰好是周六，市场没有交易。所以选择对应交易日为最相邻的未来交易日，也就是1997年5月12日。

$$\overline{AR}_i = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n AR_{it} \quad (3.3)$$

(4) 利用 t 统计量度量异常收益均值为零的概率。其中, t 统计量为:

$$t - stat. = \frac{\overline{AR}_i}{\sqrt{n-1} \times s(\overline{AR}_i)} \quad (3.4)$$

这里, $s(\overline{AR}_i)$ 表示 \overline{AR}_i 的标准差。

1、上海股票市场个股与印花税调整之间的关系

我们从上证 30 构成股票中选取 20 只股票, 运用上述检验方法进行了检验。1997 年 5 月 10 日印花税税率调整的具体检验结果见表 8。其中, 后 N 天表示印花税调整后 N 个交易日。

表 8 上海股市单只股票对 1997 年印花税调整冲击的反应

股票名称	样本正常收益	异常收益均值					
		后 10 天	后 20 天	后 30 天	后 40 天	11~20 天	20~30 天
春兰股份	0.347	-1.257 (-0.785)	-0.618 (-0.714)	-0.556 (-0.876)	0.021 (-1.096)	-0.432 (0.029)	-1.257 (-0.507)
东方集团	1.16	-2.808 (-2.419)*	-1.827 (-2.427)*	-1.405 (-2.461)*	-1.593 (-3.429)*	-0.847 (-0.928)	-0.561 (-0.702)
大众交通	1.317	-2.619 (-1.772)***	-1.658 (-2.108)	-1.756 (-2.876)	-1.856 (-3.420)	-0.698 (-1.473)	-1.951 (-1.967)**
华北制药	0.207	-1.673 (-1.609)***	-0.950 (-1.385)	-0.804 (-1.587)***	-1.088 (-2.367)*	-0.226 (-0.255)	-0.513 (-0.737)
陆家嘴	1.233	-3.115 (-1.826)***	-2.141 (-2.283)*	-1.804 (-2.685)*	-1.979 (-3.702)*	-1.167 (-1.518)	-1.129 (-1.488)
兰生股份	0.289	-1.729 (-1.057)	-1.157 (-1.305)	-0.942 (-1.433)	-1.187 (-2.239)*	-0.585 (-0.775)	-0.512 (-0.562)
联通国脉	0.357	-2.456 (-1.640)***	-0.931 (-0.957)	-0.764 (-1.064)	-0.344 (-0.566)	0.593 (0.530)	-0.427 (-0.437)
梅雁股份	0.166	-1.613 (-1.712)***	-0.741 (-1.120)	-0.492 (-1.028)	-0.723 (-1.890)**	0.131 (0.147)	3.53E-05 (0.006)
青岛海尔	1.272	-1.204 (-1.041)	-0.960 (-1.224)	-1.003 (-1.696)**	-1.015 (-2.076)*	-0.715 (-0.641)	-1.089 (-1.229)
青岛啤酒	0.006	-1.152 (-0.615)	-0.687 (-0.686)	-0.485 (-0.691)	-0.482 (-0.838)	-0.223 (-0.270)	-0.079 (-0.113)
四川长虹	1.385	-0.999 (-0.573)	-1.145 (-1.199)	-1.095 (-1.541)***	-1.208 (-2.127)*	-1.290 (-1.436)	-0.996 (-0.981)
上柴股份	-0.578	-1.813 (-1.244)	-0.761 (-0.772)	-0.434 (-0.574)	-0.692 (-1.135)	0.291 (0.221)	0.218 (0.186)
上海	-0.135	-1.297	-0.907	-0.914	-1.130	-0.517	-0.929

石化		(-0.882)	(-1.016)	(-1.427)	(-2.018)*	(-0.478)	(-1.192)
申能 股份	0.412	-2.908 (-1.593)***	-2.064 (-1.726)***	-0.785 (-0.792)	-1.182 (-1.512)***	-1.219 (-0.765)	1.774 (1.155)
通化 东宝	1.174	-3.167 (-2.188)**	-1.782 (-2.100)*	-1.559 (-2.523)*	-1.929 (-3.435)*	-0.397 (-0.551)	-1.113 (-1.419)
王府 井	0.859	-0.763 (-0.475)	-0.854 (-0.958)	-0.962 (-1.440)	-1.505 (-2.699)*	-0.946 (-1.068)	-1.178 (-1.210)
伊利 股份	0.663	-1.563 (-1.243)	-0.817 (-1.144)	-0.503 (-0.943)	-0.546 (-1.240)	-0.071 (-0.106)	0.123 (0.168)
原水 股份	1.406	-4.097 (-2.638)*	-1.750 (-1.459)	-1.589 (-1.895)**	-1.958 (-2.897)*	0.597 (0.383)	-1.267 (-1.502)
仪征 化纤	0.310	0.012 (0.006)	-0.439 (-0.365)	-0.688 (-0.836)	-1.399 (-1.903)**	-0.890 (-0.604)	-1.188 (-1.833)**
中国 嘉陵	0.579	-2.317 (-1.741)***	-0.773 (-0.797)	-0.670 (-0.936)	-1.028 (-1.778)**	0.770 (0.596)	-0.464 (-0.468)

注：收益率的单位是百分点。括弧中是 T 检验统计量。*表示在 5% 的显著性水平下显著；**表示在 10% 的显著性水平下显著；***表示在 15% 的显著性水平下显著；无标记意味着不显著。

从上表可以看出，单只股票对 1997 年印花税税率调整的效应不是显著的。在印花税税率调整公布后 10 个交易日之内，尽管有 10 只股票异常收益率均值是显著的，但是其中 7 只股票的显著性水平为 15%。在后 20 个交易日之内，仅有 3 只股票的异常收益率均值显著；在后 30 个交易日之内，有 7 只股票的异常收益率均值显著；在后 40 个交易日之内，有 14 只股票显著。但是，由于距离时间较远，⁵所以很难以确定这种效应是不是来自于印花税调整的影响。第二批 10 个交易日中，竟然没有一只股票的异常收益率均值显著；在第三批 10 个交易日中，异常收益率均值显著的股票仅有两只。如果排除样本选区谬误或者所用方法之间的差异，这只会表明印花税在单只股票上的影响是很微弱的。值得注意的是，尽管在数值上是不显著的，但是，从符号上来讲，由于 1997 年时提高印花税税率，而上面表格每一列中大部分符号为负。这表明，印花税税率的下调在一定能够程度上造成了股价的下跌。这于我们的假设是一致的。

为了简洁起见，下文的表 9 给出了 1998 年和 2001 年印花税调整对上述 20 只股票的效应。就 1998 年印花税税率调整而言（此次将印花税率由千分之五降为千分之四），由于前面表明股票市场价格指数反应并非太强烈，所以反应在单只股票上面并不是很显著。这由表 9 中不显著一栏中股票数目就可以看出来。但是，就各只股票异常收益均值的符号来说，还是可以明显的感受到股价在印花税率下降之后的增长趋势。这是因为，在正值数一栏中，正的异常收益均值的个数明显较多，而且比较稳定。对于 2001 年的印花税率调整，其特征一方面表现为印花税的调整幅度较大，从千分之四下降到千分之二；另一方面表现为前一阶段受到国有股坚持利空消息的影响，股市下跌比较厉害。对应于上述两方面的特征，在短期之中，单只股票表现出较强的显著性，例如显著性水平为 5% 时，后 10 个交易日和后 40 个交易日显著的股票数目竟然分别达到了 5 只和 8 只。而且，不显著股票数目也比 1998 年有了很大的减少。这是由于印花税率下降幅度比较大的原因。但这次印花税率效应明显的特征表现为持续时间比较短。因为随着时间的延长，正值数急剧减少。这前面与对股价指数的分析是一致的。这种急剧减少反应了国有股减持的冲击比较大。

⁵ 40 个交易日，相当于接近物理时间中的两个月。

表 9 上海股票市场单只股票对 1998 年和 2001 年印花税调整冲击反应

显著性水平	异常收益均值显著的股票数目					
	后 10 天	后 20 天	后 30 天	后 40 天	11~20 天	20~30 天
1998年印花税税率调整（共有20只股票）						
5%	0	0	0	1	0	0
10%	2	1	2	1	1	0
15%	0	3	0	1	3	0
不显著	18	16	18	17	16	20
正值数	13	12	11	12	10	7
2001年印花税税率调整（共有20只股票）						
5%	5	2	4	8	3	1
10%	0	1	0	2	2	3
15%	4	2	1	0	3	1
不显著	11	15	15	10	12	15
正值数	17	11	8	2	2	1

注：正值数表示异常收益均值大于零的股票数目。

2、深圳股票市场个股与印花税调整之间的关系

根据同样的计算方式，可以得到三次印花税调整对深圳股票市场单只股票的政策冲击效应。我们选取了 12 只深圳股市中的股票。其政策冲击效果见表 10。就 1997 年印花税调整对深圳市场的冲击而言，异常收益均值不显著的股票数目明显较大，这表明了单只股票对印花税调整的反应不是很明显；但是从异常收益均值为负值的股票数目来看，在所选区的时间段中，一半以上的股票异常收益均值为负。在最初 10 个交易日中的股票数目，所有股票的异常收益均值全部为负，这表明印花税税率上调使单只股票的股价下跌，尽管这种下跌有时候是不很显著的。1998 年印花税调整尽管也表现出类似的模式，但是不显著性更大一些。因此从表 9 可以看出，不显著一栏数目明显过多，都在 10 只股票以上；而且正值股票数目较少。分析 1998 年印花税率调整，仅仅从千分之五下调了千分之一，因为下调幅度较小，而且单只股票对印花税率调整反应不太敏感，所以会出现正值数目较少的情况。但是，2001 年的印花税率调整就表现出了完全不同的模式。这是因为该次印花税率调整较大，从千分之四下降到了千分之二。这在调整之后的 10 个交易日内最为明显，在 5% 的显著性水平之下，异常收益均值显著不为零的股票数目竟然达到了 5 只，接近一半；而不显著的股票只有 4 只。而且所有 12 只股票的异常收益均值全部为正，这表明该次印花税率调整是深圳上述 12 只股票股价上升，其中 8 只股票样本期间异常收益均值显著异于零。这里值得指出的是，尽管最初 10 个交易日单只股票对印花税率调整表现出较强的敏感性，但随着时间增加，这种敏感性衰减也是比较快的。这些结论与对深圳大盘指数的研究是一致的。

考虑到各个公司在该段时期可能会有其他因素对股价产生影响，以及选用方法在处理股票时可能会具有的信息遗漏等种种因素，结合沪深两市大盘指数对印花税率调整的结论，对沪深股市三次印花税率调整个股股价反应研究结论整理可以有如下结论：

第一、概括来说，单只股票对印花税率调整将会做出反应，具体说来，就是印花税率下调将会使股价上升，会得到一个正的异常收益；印花税率上升，将会使股价下跌，会得到一个负的异常收益。

表 10 深圳股票市场单只股票对三次印花税调整冲击的反应

显著性水平	异常收益均值显著的股票数目					
	后 10 天	后 20 天	后 30 天	后 40 天	11~20 天	20~30 天
1997年印花税税率调整（共有12只股票）						
5%	1	2	3	6	1	1
10%	2	1	2	0	2	1
15%	1	3	1	2	0	0
不显著	8	6	6	4	9	10
负值数	12	10	11	11	7	10
1998年印花税税率调整（共有12只股票）						
5%	1	0	0	0	0	0
10%	0	0	1	2	1	0
15%	0	0	0	0	0	0
不显著	11	12	11	10	11	12
正值数	7	3	3	3	3	2
2001年印花税税率调整（共有12只股票）						
5%	5	0	2	3	1	0
10%	2	1	1	1	0	0
15%	1	2	0	1	3	0
不显著	4	9	9	7	8	12
正值数	12	8	7	1	2	1

注：正值数表示异常收益均值大于零的股票数目。

第二、从数量上来讲，单只股票对印花税调整的反应不是很明显。这一方面取决于当时印花税税率调整的幅度。一般说来，税率调整幅度越大，股票价格的反应也就越明显。例如，股票价格对 1997 年和 2001 年印花税调整比 1998 年调整的反应更为显著，就是因为前者印花税税率调整的幅度较大的原因。另一方面还取决于既有的政策组合以及本来的股市运动形态。

第三、从时间上来说，单只股票对印花税调整随着时间推移而衰减。一般说来，印花税调整公布实施后 10 个交易日中表现比较显著。

（五）结论

我们通过研究沪深两市大盘指数以及单只股票对证券印花税调整的影响，证明了印花税税率下调将会提高股票价格指数水平，得到一个显著的正收益率；印花税税率上升会降低股票价格指数水平，得到一个显著的负收益率。从而证明了印花税税率可以作为一种调控证券市场的宏观政策工具，并且为这种政策调控提供了一定的数量指导。但是，在现实使用中，还应该注意征税主体对象的普遍性，以免造成过大的税收扭曲效应。此外，还应该注意我国目前证券交易印花税税率于国际上比较还过高，因此，在适当时机下，应该继续调低印花税税率，刺激股市上涨，吸引更多的投资者到股市中来，进一步发展我国的股票市场。因为就国外市场而言，证券交易印花税税率越低的国家，资本市场的流动性也越高。

四、交易费用变化对股票收益波动性的影响分析

（一）理论概述

应该说，证券市场是金融市场中直接融资的最重要部分，也可以说是金融制度的一个重要组成部分。考虑到金融制度本身，成本收益分析便成为国内外理论界所探讨的重点，交易费用也就成为研究制度变化的重要工具。从定义上说，交易费用分为广义和狭义两种，其区分的主要方式是隐性与显性的关联度比较，具体到证券市场来看，狭义交易费用指的是证券买卖双方活动中所直接发生的费用成本，即印花税和交易佣金，而广义交易费用则指的是整个证券制度中全部参与主体为维持制度关系而发生的所有成本，它包括信息费用、实施监管的费用、界定和保护产权的费用和保险费用等等。同时我们又知，证券市场制度的运行包括很多方面，但不管是多目标的监管思路，还是单一目标的监管思路，在世界各国的实际运作中，稳定性一直是监管当局和业内受众所关注的重点，换言之，证券市场的波动性问题是理论研究和实际工作的一个迫切要求，由于不同国家证券市场发达程度不同，因此由经济发生扰动而产生的扩散效应也就有所差别，同时值得政策方关注的是，从某个角度来说，波动性的适当幅度对发展中国家更为重要，因此，在这样的理论和实践背景下，衡量和比较我国证券市场交易佣金变化对整个市场波动性的影响在目前就显得更为现实。

众所周知，股市制度运行的一个基本特点就是通过持续的无特定对象的买卖活动而博取股票价格变动的利益。在这种风险和利益并存的环境下，股市投资行为便成为充满机会的动态过程。在股票高潮期，不切实际的高盈利预期和普遍的投机狂热，会出现整体股票价格超常规上涨为基本特征的虚假繁荣；而当股票熊市到来时，过度的看空预期和普遍的悲观，会出现价格超常规下降为基本特征的虚假萧条。在这种动态制度变化过程中，制度成本往往可以起到一个关键性的作用，反映在现实的股票市场中，便是交易费用的变化将对整个市场的波动性产生一定的影响，从理论上讲，两者似乎是反向关系，但现实的结果却非常复杂，本文第2部分介绍的国外研究结果也说明了这一点。

考虑到数据开采的难度和研究的直接性，在此本部分用的是狭义交易费用概念，即交易佣金和印花税，而在衡量我国证券市场波动性方面，采用的是通用的股价、交易量和交易总额。为求容量更大，交易市场分上海A股市场、上海B股市场、深圳A股市场、深圳B股市场四类分别研究，样本数据为日数据。虽然相对于复杂的我国证券市场来说，这些数据尚显单薄一些，而且由于证券市场影响因素的现实复杂性，我们很难分离出系统风险、非系统风险对证券市场波动性影响与最终印花税因素影响的准确结果。但由此及彼，由一窥万，我们可以根据一定的统计计量结果大致作出一个理论上的判断，最终得到一定的启迪作用，以求有助于得出适合我国国情的结论和政策建议。

（二）研究的方法及具体过程

1、研究的方法

按照 Stiglitz (1989) 和 Summeran and Summers (1989) 的观点，较高的交易费用能够抑制短期的交易者，从而减少股票市场的波动性；另一方面，Kupiec (1996) 和 Stulz (1994) 认为交易费用可以增加股市的波动性。所以我们进行的第1个零假设检验为：

$$H_0: s_H = s_L, \quad (4.1)$$

其中, s_H 为在高税率(佣金率)期间的标准差; s_L 为在低税率(佣金率)期间的标准差。

我国历次印花税变化基本上是当天公布当天实施,因此我们可以认为印花税对证券市场的影响产生于实施之日。但是,2002年佣金的变化与此不同,其在4月5日宣布,并于5月1日正式实施,因此我们可以研究其宣布效应(announcement effect)。所以我们进行的第2个零假设检验为:

$$H_0: r_t = 0. \quad (4.2)$$

其中, r_t 为佣金宣布变化当日的收益。用于检验宣布效应的标准差使用宣布日前120日的日收益率的标准差。

大量证据表明,短期的金融资产价格及收益率是不可预测的(Granger, 1992)。但人们普遍认为,使用特定的时间序列技术可成功地预测金融资产收益率的方差。在这方面,Bollerslev (1986)提出的 GARCH (广义自回归条件异方差)模型和 Engle (1982)提出的 ARCH (自回归条件异方差)模型在预测金融资产收益率方面最为成功。

对于一个均值稳定但方差变化的时间序列,Engle (1982)提出了 ARCH 模型,他认为 $e_t | \mathbf{v}_{t-1} : N(0, h_t)$ 。其中, e_t 为 t 期的分布, \mathbf{v}_{t-1} 为 t-1 期所有信息集合。条件方差的形式是: $h_t = a_0 + a_1 e_{t-1}^2 + \dots + a_q e_{t-q}^2$ 。因此,条件方差是过去分布的平方和。Engle (1982)发现滞后项 q 非常大。为了解决这个问题并提供一个更加灵活的形式, Bollerslev (1986)提出了 GARCH 模型。GARCH 模型要求较少的参数但其效果与 ARCH 模型基本一样,有时甚至优于 ARCH 模型。GARCH (p,q) 中的条件方差可表示为:

$$h_t = a_0 + \sum_{i=1}^q a_i e_{t-i}^2 + \dots + \sum_{i=1}^p b_i h_{t-i} = a_0 + A(L)e_t^2 + B(L)h_t, \quad (4.3)$$

在运用 GARCH 模型前应该进行 GARCH 效果检验。本文对残差 e_t 进行 q 阶自回归,计算其 LM 值来检验 GARCH 效果,其中 $LM = NR^2$, N 为观测样本数, R^2 为残差自回归的拟合优度。LM 服从 $\chi^2(q)$ 分布。如果 LM 大于相应的临界值,那么就可以拒绝不存在 GARCH 效果的原假设;否则接受原假设。如果存在 GARCH 效果,我们采用最大似然方法估计 GARCH 模型。最大似然函数为:

$$\ln L = \sum_{t=1}^T -\frac{1}{2} [\ln(2p) + \ln s^2 + \frac{e_t^2}{s_t^2}]. \quad (4.4)$$

2、检验过程及样本的选取

根据印花税变化情况,本文将我国证券市场分成几个部分来研究。考虑到我国证券市场的实际成熟情况和股票指数的编制情况,研究主要考虑 1997 年 5 月 12 日、1998 年 6 月 12 日和 2001 年 11 月 16 日三个时刻。为反映我国证券市场波动性数据的现实状况,本文用区间标准差来反映波动性情况,在每个区间内分 4 段研究,即变化前 120 日,变化后 120 日,变化前 30 日,变化后 30 日。这样的考虑在于通过相同时间周期比较可以充分反映事件发生的持续影响。波动数据我们选取的是根据大盘指数变化率的对数与 100 的乘积,即

$r_t = 100 \cdot \ln(p_t / p_{t-1})$ 这样考虑的目的在于可以最大程度消除由于证券市场本身扩融而导致的波动影响。

Hiemstra 和 Jones (1994) 认为成交金额可以被认为是投资者对信息反应的代理变量, 因此在我们的 GARCH 模型中引入了成交金额的变量。为了检验印花税变化对收益波动性的影响, 我们引进了 1 个虚拟变量 $d1$, 在印花税变化时取 1, 反之取 0。被解释变量我们仍然选取大盘指数变化率的对数与 100 的乘积, 即 $r_t = 100 \cdot \ln(p_t / p_{t-1})$ 。应该说, 通过这些相应的解释参数比较, 我们则可更直观地观察印花税变化对我国证券市场波动性带来的影响, 从而进一步验证我国证券市场波动性的影响因素及方向。最后, 本研究课题对上海、深圳两个市场的 A、B 股及合计均做了样本研究。

(三) 经验结果

1、印花税变化对收益波动性的影响

表 11 列出了 A 股市场印花税调整对上海 A 股市场大盘收益波动性的影响的检验结果。从表中可以看出, 无论是前后 30 天还是前后 120 天, 其 F 检验的 P 值都小于 10%, 这说明在 10% 的置信度下可以拒绝原假设, 即三次印花税调整都对上海 A 股市场大盘收益波动性产生了影响。因此, 印花税的调整对上海 A 股市场的波动性的影响较大。

表 11 上海 A 股市场印花税变动对波动性的影响

印花税率变化情况	97.5.12 0.3%—0.5%		98.6.12 0.5%—0.4%		01.11.16 0.4%—0.2%	
区间安排	前后 30 日	前后 120	前后 30 日	前后 120	前后 30 日	前后 120
F 检验 P 值	0.008	0.0392	0.064	0.0008	1.92E-05	1.52E-09

表 12 给出了印花税调整对深圳 A 股市场大盘收益波动性的影响的检验结果。和表 11 相比较, 我们可以看出印花税调整对深圳 A 股市场大盘收益波动性的影响没有对上海 A 股市场大盘收益波动性的影响那么明确。从前后 30 日的角度来看, 1997、1998 年的印花税调整使深圳 A 股市场大盘收益波动性发生了变化, 而 2001 年印花税调整没有影响深圳 A 股市场大盘收益的波动性; 从前后 120 日的角度来看, 1997 年印花税调整没有改变深圳 A 股市场大盘收益的波动性, 而 1998、2001 年印花税调整则使深圳 A 股市场大盘收益的波动性发生了变化。

表 12 深圳 A 股市场印花税变动对波动性的影响

印花税率变化情况	97.5.12 0.3%—0.5%		98.6.12 0.5%—0.4%		01.11.16 0.4%—0.2%	
区间安排	前后 30 日	前后 120	前后 30 日	前后 120	前后 30 日	前后 120
F 检验 P 值	0.0189	0.1674	0.002	0.001	0.5688	0.651

上面分析了印花税调整对 A 股市场大盘收益波动性的影响, 下面我们分析印花税调整对 B 股市场大盘收益波动性的影响。表 13 给出了印花税调整对上海 B 股市场大盘收益波动性影响的结果。从前后 30 日角度来看, 只有 2001 年印花税调整改变了上海 B 股市场大盘收益

的波动性，其余三次印花税调整没有影响上海 B 股市场大盘收益的波动性；从前后 120 日角度来看，除了 1998 年印花税调整没有影响上海 B 股市场大盘收益的波动性之外，其余三次印花税调整都使上海 B 股市场大盘收益的波动性发生了变化。

表 13 上海 B 股市场印花税变动对波动性的影响

印花税率变化情况	97.5.12 0.3%—0.5%		98.6.12 0.5%—0.4%	
区间安排	前后 30 日	前后 120 日	前后 30 日	前后 120 日
方差 F 检验 p 值	0.267053	0.015943	0.560893	0.425027
印花税率变化情况	99.6.1 0.4%—0.3%		01.11.16 0.3%—0.2%	
区间安排	前后 30 日	前后 120 日	前后 30 日	前后 120 日
方差 F 检验 p 值	0.232803	0.011891	0.037128	5.02E-05

表 14 列出了印花税调整对深圳 B 股市场大盘收益波动性的影响的检验结果。和印花税调整对上海 B 股市场大盘收益波动性影响不一样的是，无论从前后 30 日还是前后 120 日的角度来看，除了 1998 年印花税调整没有影响深圳 B 股市场大盘收益波动性之外，其余三次印花税调整都改变了深圳 B 股市场大盘收益的波动性。

表 14 深圳 B 股市场印花税变动对波动性的影响

印花税率变化情况	97.5.12 0.3%—0.5%		98.6.12 0.5%—0.4%	
区间安排	前后 30 日	前后 120 日	前后 30 日	前后 120 日
方差 F 检验 p 值	0.019006	0.000116	0.353617	0.638709
印花税率变化情况	99.6.1 0.4%—0.3%		01.11.16 0.3%—0.2%	
区间安排	前后 30 日	前后 120 日	前后 30 日	前后 120 日
方差 F 检验 p 值	0.009063	6.67E-05	0.022130	0.001113

把印花税调整对 A 股市场大盘收益波动性的影响和印花税调整对 B 股市场大盘收益波动性的影响相比较，我们可以得出：印花税调整对上海 A 股市场大盘收益波动性的影响和 B 股印花税调整对深圳 B 股市场大盘收益波动性的影响大致相同，两者都在很大程度上改变了市场收益的波动性；A 股印花税调整对深圳 A 股市场大盘收益波动性的影响和 B 股印花税调整对上海 B 股市场大盘收益波动性的影响大致一致，即印花税调整对市场收益波动性的影响从前后 30 日、120 日的角度看不是相同的。

上述分析分别针对 A 股、B 股市场，下面我们从综合的角度对问题进行分析。这里采用的指标是综合指数。表 15 给出了印花税调整对上海综合大盘收益波动性检验的结果。从表中可以看出，除了 2001 年印花税调整没有影响上海市场综合大盘收益前后 120 日的波动性之外，其余的印花税调整都改变了前后 30 日、120 日的波动性。印花税变动对上海市场综合大盘收益波动性的影响比较大。从上面分别进行的分析来看，印花税调整对上海市场综合大盘收益波动性的影响和 A 股市场印花税调整对上海 A 股是市场大盘收益波动性的影响大体一致，这和我国证券市场以 A 股市场为主的情况相符。

表 15

上海 A、B 股市场印花税变动对波动性的影响

印花税率变化时刻	97.5.12		98.6.12	
印花税率变化情况	A、B：0.3%—0.5%		A、B：0.5%—0.4%	
区间安排	前后 30 日	前后 120 日	前后 30 日	前后 120 日
方差 F 检验 p 值	0.007682	0.039639	0.064158	0.000478
印花税率变化时刻	99.6.1		01.11.16	
印花税率变化情况	A：不变; B：0.4%—0.3%		A：0.4%—0.2%; B：0.3%—0.2%	
区间安排	前后 30 日	前后 120 日	前后 30 日	前后 120 日
方差 F 检验 p 值	0.040738	3.06E-06	2.23E-05	0.763756

表 16 列出了印花税调整对深圳市场综合大盘收益波动性影响的检验结果。表中显示，1997 年印花税调整对深圳市场综合大盘收益前后 120 日的波动性几乎没有影响，而且，如果我们把置信度定为 5%，则 1999 年 B 股印花税调整也没有影响深圳市场综合大盘收益前后 30 日的波动性。除此之外的其他印花税调整都影响了深圳市场综合大盘收益的波动性。和各个市场的分别分析相比较，印花税调整对深圳市场综合大盘收益波动性的影响和 A 股市场印花税调整对深圳 A 股市场大盘收益波动性的影响结果大体一致，这和我国证券市场以 A 股市场为主的情况也是相符的。

表 16

深圳 A、B 股市场印花税变动对波动性的影响

印花税率变化情况	97.5.12 0.3%—0.5%		98.6.12 0.5%—0.4%	
区间安排	前后 30 日	前后 120 日	前后 30 日	前后 120 日
方差 F 检验 p 值	0.014156	0.126425	0.003039	0.00076
印花税率变化情况	99.6.1 A：不变; B：0.4%—0.3%		01.11.16 A：0.4%—0.2%; B：0.3%—0.2%	
区间安排	前后 30 日	前后 120 日	前后 30 日	前后 120 日
方差 F 检验 p 值	0.097005	4.52E-07	0.0002	0.561231

为了进一步验证上述的统计量检验的结果，我们用 GARCH 模型从计量的角度进行了检验。下面列出了两个市场印花税调整对市场大盘收益波动性影响的 GARCH 模型方程。由于我们研究的对象为波动性，所以我们仅列出残差方差方程而忽视了均值方程。在上海市场的 GARCH 模型中，几乎所有的 ARCH 项、GARCH 项都是显著的，即使某项单独的 ARCH 或 GARCH 项不显著，其他的 GARCH 或 ARCH 也是显著的，这说明 GARCH 模型能较好地刻画上海市场印花税调整对市场收益波动性的影响。成交金额在 9 个方程中多数显著的大于 0，剩余的成交金额要么不显著、要么显著的为负而且绝对值非常小，这说明成交金额的大小和波动性是正相关关系。频繁的交易会导致高的波动性，长期持有则能减少波动性，这和一般的理论假设是相符的。

对于虚拟变量，B 股市场中的 4 个虚拟变量都不显著，这说明印花税调整对 B 股市场收益的波动性几乎没有影响，这和上述的统计假设检验结果有所不同。A 股市场中的 3 个变量有 2 个是显著的，但 1998 年印花税调整的虚拟变量的绝对值几乎为 0，这说明 1997 年印花税调整对 A 股市场大盘收益的波动产生了影响，并且导致了波动性的提高，而其他两次基本上没有影响。这和上述的统计假设检验结果也不完全相符。所有的综合指数的虚拟变量中，

只有 1997 年印花税调整的虚拟变量显著的大于 0，其他的虚拟变量都不显著。这和 A 股是市场的 GARCH 检验相符，但与统计假设检验的结果也不完全相符。

表 17 上海市场 ARCH-GARCH 模型

市场与时期	h_t	C	ARCH(1)	GARCH(1)	LSZZ1J	DUMMY
上海 A 股市场第一时期	h_t	-11.15 (-7.11)	+0.39 (4.20)	-0.04 (-0.54)	+0.77 (7.34)	0.39 (3.20)
上海 A 股市场第二时期	h_t	-1.33 (-2.00)	+0.44 (5.66)	+0.11 (1.74)	+0.10 (2.21)	+0.02 (0.47)
上海 A 股市场第三时期	h_t	0.60 (3.74)	-0.02 (-15.68)	+1.01 (228.44)	-0.04 (-3.70)	-0.01 (-3.63)
上海 B 股市场第一时期	h_t	0.01 (1.45)	+0.15 (1.64)	+0.60 (2.06)	-1.24E-06 (-1.33)	-4.57E-06 (-1.86E-05)
上海 B 股市场第二时期	h_t	-5.08 (-4.35)	+0.24 (2.27)	+0.21 (1.28)	0.47 (4.41)	+0.07 (0.76)
上海 B 股市场第三时期	h_t	-2.81 (-4.52)	+0.15 (2.28)	+0.55 (5.37)	+0.26 (4.49)	-0.03 (-0.76)
上海 B 股市场第四时期	h_t	-3.60 (-3.75)	+0.04 (1.05)	+0.56 (5.57)	+0.30 (3.86)	-0.05 (-0.77)
上海综指市场第一时期	h_t	-10.05 (-9.65)	+0.36 (3.93)	+0.02 (0.33)	+0.72 (9.68)	+0.26 (3.90)
上海综指市场第二时期	h_t	-1.72 (-2.45)	+0.47 (5.78)	+0.11 (1.57)	+0.12 (2.62)	+0.00 (0.09)
上海综指市场第三时期	h_t	-5.68 (-4.68)	+0.09 (1.79)	-0.40 (-1.84)	+0.40 (4.83)	+0.11 (1.02)
上海综指市场第四时期	h_t	0.10 (4.19)	+0.29 (6.44)	+0.69 (22.39)	-0.07 (-4.23)	+0.00 (0.15)

注：括号中的数字为 t 统计量；LSZZ1J 为相应的成交金额；DUMMY 是虚拟变量，变化时取 1，未变化时取 0。下面深圳市场 GARCH 模型中变量的含义与此相同。

表 18 给出了深圳市场的 GARCH 模型。与上海市场的 GARCH 模型相比较，GARCH 也能较好地反映印花税调整对深圳市场大盘收益波动性的影响，成交金额所体现的意义也和上海市场中成交金额所体现的意义一致，即成交金额与波动性是正相关的。

深圳市场 GARCH 模型中虚拟变量所反映的意义和上海市场 GARCH 模型所反映的并不一致。在 B 股市场中，前两个虚拟变量是显著的，后两个虚拟变量不显著。这说明前两次印花调整改变了 B 股市场中收益的波动性，而后两次则没有。在 A 股市场中，所有的虚拟变量都不显著，这说明印花税调整对 A 股市场大盘收益的波动性几乎没有影响。在综合指数的方程中，只有最后一次印花税调整影响了市场收益的波动性。

从 GARCH 检验和统计假设检验的结果比较来看，二者并不完全一致。之所以出现这样的情况，原因在于：两种方法的假设基础不一样；统计假设检验仅从收益波动性一个方面考察，而 GARCH 模型不仅考虑了收益的波动性，同时还考虑了成交金额的变化，即市场对印花税调整这一信息的反应程度。

表 18

深圳市场 ARCH-GARCH 模型

市场与时期	h_t	C	ARCH(1)	GARCH(1)	LSZZ1J	DUMMY
深圳 A 股市场第一时期	h_t	2.31 (-0.80)	+0.26 (2.40)	+0.42 (2.41)	+0.18 (0.95)	+0.08 (0.57)
深圳 A 股市场第二时期	h_t	-0.94 (-1.13)	+0.27 (3.89)	+0.19 (1.68)	+0.07 (1.36)	+0.07 (1.31)
深圳 A 股市场第三时期	h_t	0.20 (1.01)	+0.04 (0.95)	+0.85 (6.62)	-0.01 (-0.99)	-6.80E-05 (-0.01)
深圳 B 股市场第一时期	h_t	-2.18 (-7.93)	+0.29 (3.28)	+0.47 (5.11)	+0.23 (7.91)	-0.16 (-2.37)
深圳 B 股市场第二时期	h_t	-6.25 (-7.71)	+0.15 (2.30)	+0.18 (1.07)	+0.61 (7.72)	+0.24 (2.62)
深圳 B 股市场第三时期	h_t	-5.75 (-3.92)	+0.20 (2.18)	-0.02 (-0.11)	+0.62 (4.10)	-0.31 (-1.42)
深圳 B 股市场第四时期	h_t	-6.96 (-10.95)	-0.05 (-1.14)	-0.02 (-0.16)	+0.62 (11.01)	+0.05 (0.52)
深圳成指市场第一时期	h_t	-4.17 (-1.26)	+0.31 (2.67)	+0.35 (2.38)	+0.30 (1.40)	+0.17 (1.12)
深圳成指市场第二时期	h_t	-0.64 (-0.83)	+0.31 (3.90)	+0.19 (1.76)	+0.05 (1.06)	+0.07 (1.41)
深圳成指市场第三时期	h_t	-1.80 (-1.84)	+0.49 (4.94)	+0.15 (1.73)	+0.13 (2.00)	+0.03 (0.50)
深圳成指市场第四时期	h_t	0.68 (2.44)	+0.12 (3.36)	+0.87 (28.30)	-0.04 (-2.40)	-0.02 (-2.33)

2、佣金调整对收益波动性的影响及其“宣布效应”

表 19 给出了佣金调整对两个市场不同角度的大盘收益波动性影响的检验结果。从表中可以看出，所有的 F 统计量都是不显著的，这说明佣金的调整对以所有指标衡量的大盘收益的波动性几乎没有影响。既然佣金的调整意味着交易成本的变化，为什么佣金调整对大盘收益的波动性没有影响呢？这可能有两个原因：第一，这次是佣金下调，而佣金下调意味着交易成本的下降，有些投资者虽然在意成本的上升但并不关心成本的下降；第二，在我国证券市场中，“返佣现象”是普遍的，佣金下调对这部分的投资没有任何影响。

表 19

佣金调整对大盘收益波动性的影响

		上海 A 股	上海 B 股	深圳 A 股	深圳 B 股	沪市	深市
股价收益 波动性	变化前 20 日	0.46	0.77	0.47	0.55	0.46	0.46
	变化后 20 日	0.59	0.54	0.52	0.48	0.59	0.49
方差 F 检验		0.30	0.12	0.71	0.51	0.32	0.83

2002 年佣金下调是我国证券市场历史中首次佣金调整，并且其下调从宣布到实施经历一定时间：2002 年 4 月 5 日宣布佣金下调，2002 年 5 月 1 日正式实施。由于有一个时间差，这里就存在一个“宣布效应”：宣布日的收益是否为 0。表 20 列出了我国证券市场中佣金调

整的宣布效应检验的结果。从表中可以得出，所有的 t 统计量的 P 值都很小，原假设被拒绝，即宣布日的收益不为 0，存在着宣布效应。

表 20 我国证券市场中佣金调整的宣布效应

证券市场	宣布日收益	P 值
上海 A 股证券市场	0.0202323	0.025
上海 B 股证券市场	0.0205844	0.025
上海综指证券市场	0.02288	0.025
深圳 A 股证券市场	0.03401	0.025
深圳 B 股证券市场	0.02058	0.025
深圳成指证券市场	0.03457	0.025

(四) 简短结论及意义

综合上述各种间检验的结果，结合具体的现实情况，我们可得出下面的结论：

1，从印花税调整对 A 股市场和 B 股市场的收益波动性影响的比较来看，印花税调整对市场的综合收益波动性的影响和印花税调整对 A 股市场收益波动性的影响大致一致，但和 B 股市场收益的波动性影响不太一致。这从统计检验和 GARCH 检验两方面都得到了相同的结论。这和我国证券市场的现状是一致的，即我国证券市场以 A 股是市场为主。至 2001 年底，A 股市价总值占我国股票市场市价总值的 98% 以上。从这一点出发，监管者目前应该把监管的重点放在 A 股市场；同时从长远的利益出发，监管者应该积极培育 B 股市场，以使 B 股市场在整个股票市场的作用发挥中有所贡献。

2，从印花税调整对单个市场收益波动性的影响来看，1997 年印花税调整对上海 A 股市场收益的波动性产生了较大的影响，这也从各个方面的检验都得到了相同的结论；但其他各次印花税调整对其他市场收益的波动性并没有确定的影响，其原因是统计检验和 GARCH 检验没有提供相同的结论。从这一点出发，我们可以认为：印花税提高会导致市场收益波动性的提高，印花税下调对市场收益的波动性影响不明显，所以除非在特殊时期，监管者不应该提高印花税；上海市场中交易成本变化的影响比深圳市场交易成本变化的影响相对明显，上海市场的市场机制可能相对于深圳市场要完善。所以，监管者除了重视上海市场建设的同时也应该重视深圳市场的建设。

3，佣金的调整存在着“宣布效应”，佣金调整宣布日的收益不为 0。这从一方面说明了我国证券市场不是一个有效的市场。因此，监管者应该完善市场对信息的反应机制，加强信息披露的力度。然而，尽管存在着“宣布效应”，佣金调整对市场收益波动性却没有影响。这和“返佣现象”是有联系的。大的投资者在佣金宣布下调以前就被收取较低的佣金，所以在佣金宣布和实施之后，券商向他们收取的佣金也不会有太大的变化，他们的交易量也不会发生变化。我们的 GARCH 模型显示，交易量对波动性的影响是正向的。由于交易量没有发生变化，因此波动性也没有明显的变化。所以，通过佣金调整来影响波动性的方法不是可取的，监管者要影响市场波动性，应该通过非佣金调整的方法。

五、印花税的变化对噪声收益波动性的影响

(一) 文献综述

Black (1986) 这样写到,“ 噪声成就了金融市场,但也使其不完美”。从中,我们可以看出噪声交易对金融市场的重要作用,如果没有噪声交易,金融市场也就因为缺乏赢利机会而失去它作为投资场所的魅力;但也正因为噪声交易,才在很大程度上造成了金融市场的风险,即波动性。本文的第 4 部分研究了印花税的变化对大盘指数收益波动性的影响, Lee et al. (1991) 利用美国的数据研究得出:个人投资者交易小公司股票的比例远远超过大公司的股票,个人投资者的情绪指数在很大程度上能够解释小公司股票的收益方差,噪声成分对于小公司股票(股票组合)来说更重要。因此,为了增加检验的解释力,本部分将针对两个组合(小公司股票组合和大公司股票组合),研究交易费用的变化对收益波动性的影响。

早在1936年, Keynes就在其经典著作《就业、利息和货币通论》中提出,交易税的实施可以减少短期投机性交易从而降低市场波动性。但是他没有提出噪声的概念。噪声是在1985年由Kyle正式提出,从那以后人们对噪声进行了越来越深刻的研究。但是,至今为止还没有一个关于噪声的统一、标准的概念。不过,噪声大概可以分为如下的类型:为了获取流动性进行的交易 (Foster & Viswanathan, 1990, 1993; Dow & Gorton, 1993; Pagano & Roell, 1996); 保值性的交易 (Dow & Gorton, 1994a); 投机性的交易 (De Long et al., 1990a,b); 也可能是理性的交易 (Dow & Gorton, 1994a, 1994b) 或非理性的交易 (Black, 1986; De Long et al., 1989, 1990, 1991; Kupiec 1994; Palomino, 1996); 技术分析投资者的交易 (Osler, 1998)。综合前人的论述,噪声大概有如下的特点:噪声交易的依据是市场上的价格而非资产的真实价值 (Stiglitz, 1989); 噪声交易者频繁地交易而造成金融资产收益的巨大波动 (Stiglitz, 1989); 噪声交易者在完全竞争市场中对金融资产收益没有影响从而不能获得额外收益,但在现实世界中对金融资产的收益有着一定的影响从而可以获得额外的收益 (Osler, 1998)。

除了Keynes以外, Tobin和Stiglitz等经济学家都是征税可以抑制噪声交易观点的支持者。他们认为股票价格的大量波动来自于股票市场中“噪声交易者”的行为。当他们委托指令时,噪声交易者并不分析股票的内在价值,这得使股票价格极大地偏离它们的基础价值,因而这种行为对经济是有害的。因此政府应该施加压力以便减少噪声交易者的活动。赞成派认为增加交易税和佣金可以很好地达到这个目的。当交易税和佣金增加时,交易成本会相应增加。这样,噪音交易者的每一笔短期投机行为就会受到惩罚。当他们的投机交易成本较高时,就会刺激噪声交易者花较多的时间来研究证券的内在价值。因此,投机性交易就会减少,噪声交易者对股票市场的影响就会减少。从而,过度波动性来源的短期投机交易将会消失,这反过来也会使基本投资者获利。因此,许多拥护者认为交易税是反对过度波动的一种强有力的武器。

但是,这些经济学家的观点从来没有得到足够的实证证据的支持,因而有众多的反对者表示了他们的怀疑。他们认为,增加证券交易税不一定会减少波动性。这是因为,交易税对每一个投资者的作用都是一样的。印花税不仅影响噪声交易者,而且影响知情交易者,后者在减少股票市场波动性方面发挥了很大的作用。只有当印花税对噪声交易者的作用大于价格稳定者和知情交易者的作用的时候,我们才可以断言交易税可以在减少波动性方面发挥一定的作用。只有考虑率股票市场上的所有交易者,交易税对波动性的效果才可靠。如果交易税对理性投资者的影响更为严重,我们也不能够排除交易税会增加市场波动性的可能。

除了理论分析之外,在增加印花税对噪声收益波动性的影响方面,已经作了一些经验研

究。Kupiec (1995) 的简单均衡模型显示, 随着税率的提高, 风险资产的噪声收益的波动性也随之提高; Hu (1998) 通过对亚洲国家的研究发现, 税率的变动仅影响小组的噪声收益的波动性, 而对大组合收益的波动性几乎没有影响。

但是, 到目前为止, 除了Zhang (2001) 对中国股票市场1997年印花税调整对大盘收益波动性的研究之外, 还没有人对中国股票市场上税率调整对收益的波动性, 尤其是对噪声收益的波动, 进行过有力度的研究。因此, 本文打算在这方面进行探索。同时, 为了增强本文实证的力度, 本文主要从组合的角度分析税率调整对组合正常收益、噪声收益波动性的影响。

(二) 数据选取及处理方法

1、投资组合

由于投资组合中的噪声交易显得更为重要, 本文依据 2001 年底流通市值的大小和在市面上的交易时间选取下列四个组合: 大组合 1、大组合 2、小组 1、小组 2。大组合 1 由上海市场中 2001 年底流通市值最大并且在 1997 年 1 月 1 日已经上市交易的 15 只股票组成, 大组合 2 由深圳市场中 2001 年底流通市值最大并且在 1997 年 1 月 1 日已经交易的 15 只股票组成; 小组 1 由上海市场中 2001 年底流通市值最小并且在 1997 年 1 月 1 日已经上市交易的 15 只股票组成, 小组 2 由深圳市场中 2001 年底流通市值最小并且在 1997 年 1 月 1 日已经在上市交易的 15 只股票组成。表 21 依照流通市值的降序列出了这四个组合所包含的股票。这些股票都从 A 股中选取, 他们的数据选自印花税变化前后 60 个交易日的数据。60 天是指大盘发生交易的交易日, 而不是单只股票发生交易的交易日。对于具体单只股票的数据, 我们在下面提到对他们的处理方法。

表 21 各组合包含的股票

大组合 1	大组合 2	小组 1	小组 2
600688 (上海石化)	000001 (深发展 A)	600629 (ST 棱光)	000413 (宝石 A)
600871 (仪征化纤)	000549 (湘火炬 A)	600714 (山川股份)	000655 (华光陶瓷)
600839 (四川长虹)	000002 (深万科 A)	600691 (东新电碳)	000626 (如意集团)
600690 (青岛海尔)	000618 (吉林化工)	600749 (西藏圣地)	000617 (石油齐柴)
600808 (马钢股份)	000633 (合金投资)	600618 (氯碱化工)	000019 (深深宝 A)
600651 (飞乐音响)	000510 (金路集团)	600819 (耀皮玻璃)	000526 (旭飞实业)
600653 (华晨集团)	000539 (粤电力 A)	600869 (青海三普)	000017 (ST 中华)
600601 (方正科技)	000027 (深能源 A)	600844 (英雄股份)	000567 (琼海德 A)
600775 (南京熊猫)	000425 (徐工科技)	600765 (力源液压)	000043 (深南光 A)
600664 (哈药集团)	000666 (轻纬纺机)	600786 (东方锅炉)	000013 (深石化 A)
600649 (原水股份)	000406 (石油大明)	600829 (天鹅股份)	000662 (ST 红日)
600737 (新疆屯河)	000527 (粤美的 A)	600661 (交大南洋)	000049 (深万山 A)
600600 (青岛啤酒)	000009 (深宝安 A)	600801 (华新水泥)	000603 (威达医械)
600868 (梅雁股份)	000021 (深科技 A)	600650 (新锦江)	000656 (重庆东源)
600874 (创业环保)	000554 (泰山石油)	600646 (国嘉实业)	000566 (轻骑海药)

资料来源:《综合研究月报》2002 年第 1-2 期, 申银万国证券研究所 2002 年 1 月 10 日出版。

2、组合正常收益率和成交金额

对于单只股票，我们采用对数收益率：

$$r_{it} = 100 \cdot \ln((p_{it} + d_{it}) / p_{it-1}),$$

其中 r_{it} 为第 i 只股票第 t 个交易日的收益率， p_{it} 为该只股票第 t 个交易日的收盘价； p_{it-1} 为该只股票第 $t-1$ 个交易日的收盘价； d_{it} 为该只股票在 $t-1$ 个交易日得到的红利、股息等收入，其计算公式为：

$$d_{it} = \text{每股现金股利} + p_{it} \times (\text{送股比例} + \text{配股比例}) - \text{每股配股价格} \times \text{配股比例}$$

由于正常股东大会、临时股东大会的召开，应诉、被法院调查以及其他重要事件的影响，某些股票在个别时期停盘，这就缺少该只股票该天的交易数据。对于这种情况，我们的处理方法是令这只股票该天的收益率为 0，停盘后第一个交易日的收益率为当天的收盘价与停盘前一个交易日的收盘价之比的自然对数。

组合收益的计算方法有“简单算术平均法”、“几何算术平均法”、“价值加权平均法”等方法，本文采取“简单算术平均法”，即等权重组合，计算公式为：

$$\bar{r}_i = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n r_i.$$

其中， r_i 为第 i 只股票的某个交易日的收益率， \bar{r}_i 为组合该交易日的收益率， $n = 15$ 。为了计算方便，组合的成交金额为各股票成交金额总和除以 10^9 。如果某天某只股票没有发生交易而别的股票发生了交易，则令该只股票该天的成交金额为 0。

3、组合的噪声收益率和成交额

对于噪声的处理，目前还没有一个统一、标准、权威的方法。Schwert (1989)、Shing-yang Hu (1998) 等人采用一个市场模型估计噪声收益的波动性。在检验的过程中，我们利用下列市场模型来测量市场中噪声成分：

$$r_{pt} = \mathbf{a} + \mathbf{b}_1 r_{mt} + e_{pt}, \quad (2)$$

其中， r_{pt} 为 t 期的组合收益； r_{mt} 为市场收益； e_{pt} 为组合的噪声收益率。把 e_{pt} 作为对组合噪声收益的估计是基于下面的原因：第一，如果我们将上面的模型看成是包括市场风险和非市场风险的双因子模型， r_{mt} 代表市场风险， e_{pt} 代表非市场风险，而非市场风险主要由噪声交易者造成，那么 e_{pt} 必然包含了噪声。第二，由于 e_{pt} 是方程估计的残差，会含有情绪因素，它代表实际收益与预期收益的偏差，我们可以认为这种偏差主要由噪声交易造成。第三，由于 e_{pt} 为回归残差，它的均值必然等于 0，这与噪声交易者的平均收益为 0 的理论相符。基于上面的三个原因，我们可以把 e_{pt} 看作噪声收益的代理变量。

对于噪声交易额，我们的处理和对噪声收益的处理相同，以一个市场模型的残差作为噪

声交易额的代理变量进行估计。值得注意的是，这样处理的噪声交易额有可能为负。负的交易额在允许买空、卖空的市场可以解释为买空或卖空，而在不允许买空、卖空的市场，像我们这样的市场，可以解释为与理性投资者进行方向相反的交易。

市场收益成交额的计算办法参照组合正常收益、正常成交额的计算公式。但是市场指标的选取在我国存在着一些问题。由于制度上的原因，我国的国有股、法人股不能流通，A股和B股在很长一段时期内严重分割。以所有A股和B股为样本的上海综合指数和深圳综合指数的收益不能代表A股的市场收益。以所有A股为样本的上海A指和深圳A指不仅考虑流通市值，还考虑了非流通市值，因此它们的收益也不能完全反映A股的市场收益。上海30指数(2002年7月1日后被180指数取代)和成份A指分别以上海市场中30只A股和深圳市场中40只A股为样本，仅以流通市值为权重，因此它们能较好反映市场情况，但又由于它们不包含所有的A股，因此它们对A股市场的反映在力度上有所欠缺。

因此，我们采用两个市场收益指标，市场收益1和市场收益2；采用两个市场交易额指标，市场交易额1和市场交易额2。市场收益1为上海A指或深圳综指的收益，市场收益2为上海30指数或成份A指的收益；市场交易额1为上海A指或深圳综指的成交额，市场交易额2为上海30指数或成份A指的成交额。对应地，每个组合在每个估计期间都有两个噪声收益；噪声收益1和噪声收益2，两个噪声交易额；噪声交易额1和噪声交易额2。噪声收益1、噪声交易额1为组合正常收益、正常交易额与市场收益1、市场成交额1回归残差；噪声收益2、噪声交易额2为组合正常收益、正常交易额与市场收益2、市场成交额2的回归残差。

4、相关变量的表示

为了表述方便，下面的表22列出了本文涉及到的大部分相关变量及其含义。第1栏“时间”表示印花税改变的时间，第二栏“投资组合”表示投资组合的名称，第三栏“正常收益”

时间	投资组合	正常收益	噪声收益 1	噪声收益 2
1997 年印花税变化前后	大组合 1	shhbs	Shhbis	shhbcs
	小组合 1	shhls	Shhlis	shhlcs
	大组合 2	shzhbs	Shzhbis	shzhbcs
	小组合 2	shzhls	Shzhlis	shzhlcs
1998 年印花税变化前后	大组合 1	shhbn	Shhbin	shhbcn
	小组合 1	shhln	shhlin	shhlcn
	大组合 2	shzhbn	shzhbin	shzhbcn
	小组合 2	shzhln	shzhlin	shzhlcn
2001 年印花税变化前后	大组合 1	shhbo	shhbio	shhbco
	小组合 1	shhlo	shhlio	shhlco
	大组合 2	shzhbo	shzhbio	shzhbco
	小组合 2	shzhlo	shzhlio	shzhlco

是简单平均计算出来的投资组合的正常收益，第四栏“噪声收益 1”表示组合正常收益与上海A指或深圳综指回归估计的噪声收益，第五栏“噪声收益 2”表示组合正常收益与上海30指数或成份A指回归估计的噪声收益。如，第二行、第四栏中的“shhbis”表示1997年印花

税变化前后大盘 60 个交易日期间内,大组合 1 的正常收益与上海 A 指回归估计的噪声受益。每个指标在用文字进行表述时,我们都在其前面加上该次税收变化的时间。如“shhbis”可以表述为 1997 年上海小组的正常收益。

(三) 研究方法及实证结果

1、相关变量的统计描述

对有关变量的统计描述有利于我们接下来的进一步分析。表 23 和表 24 分别列出了组合的正常收益、噪声收益的统计指标。两个表中最后一栏的“J—B 值”为 Jarque—Bera 统计量,它是序列正态性检验的正式指标。J—B 值服从自由度为 2 的 χ^2 分布,如果 J—B 值大于该 χ^2 分布的临界值,则可以拒绝序列正态性的原假设,否则接受正态性的原假设。

表 23 显示 12 个组合中,有 6 个组合的平均收益为正的,5 个组合的平均收益为负,一个组合,1998 年深圳大组合,的平均收益为 0。各组合的波动性大至一致,其标准差大都分布在 2—3 之间。偏度值显示 12 个组合都是非对称的,8 个组合的偏度小于 0,分布为左偏的;4 个组合的偏度大于 0,分布为右偏的。峰度值显示各组合的正常收益都是胖尾的。J—B 值显示各组合的正常收益都不服从正态分布。

表 24 列出了组合噪声收益的统计指标。由于噪声收益是估计的残差,它的均值必然等于 0,这与噪声交易者不能获得超额收益的理论相符合。标准差显示噪声收益的波动要小于正常收益,这和噪声交易是市场波动性的主要原因的理论假设不相符。这可能和我们使用的是代理变量有关,代理变量和真实变量高度相关但还不能完全反映真实变量的信息。偏度值显示 24 个组合中有 12 个组合的噪声收益分布为左偏,4 个组合的噪声收益大致是对称的,8 个组合的噪声收益为右偏的。峰度值显示 24 个组合中有 1 个组合是窄尾的,3 个组合的尾部和正态分布大致一致,其余的组合为肥尾的。J—B 值显示在 0.5%的置信度下,24 个组合中有 11 个组合可以被认为是正态的,其余组合则不是正态的。

综合上面的分析,基本上可以认为我们所选取的指标都不服从正态分布。

表 23 组合正常收益

	均值	标准差	偏度	峰度	J-B 值
shhbs	0.25	2.99	-0.8	5.02	33.36
shzhbs	0.19	3.1	-1.13	4.87	43.07
shhls	0.06	2.89	-0.85	5.53	46.37
shzhls	-0.03	3.31	-1.09	4.96	42.8
shhbn	-0.08	1.9	-1.16	9.51	238.5
shzhbn	0	1.87	-0.41	5.69	39.62
shhln	0.12	2.05	-0.75	5.82	50.81
shzhln	0.03	2.1	-0.6	5.13	30.07
shhbo	-0.18	2.11	1.28	10.4	305
shzhbo	-0.2	2.11	1.27	9.69	255.91
shhlo	-0.28	2.43	0.56	5.32	33.12
shzhlo	-0.35	2.77	0.14	4.76	15.81

表 24

噪声收益

	均值	标准差	偏度	峰度	J-B 值
shhbcs	0	1.18	0.15	4.8	16.59
shhbis	0	0.77	0.79	4.97	31.93
shhlcs	0	1.76	-0.15	3.89	4.37
shhlis	0	1.11	-0.08	3.34	0.72
shzhbcs	0	0.98	0.18	3.28	1.03
shzhbis	0	0.71	0.28	3.09	1.56
shzhlcs	0	1.79	-0.81	5.22	37.8
shzhlis	0	1.27	-1.2	7.17	116.12
shhbcsn	0	1	0.31	2.66	2.54
shhbisn	0	0.78	-0.09	2.99	0.17
shhlcsn	0	1.5	-0.42	4.72	18.34
shhlin	0	1.11	-0.4	4.45	13.69
shzhbcn	0	0.81	0.08	3.44	1.08
shzhbin	0	0.75	0.6	5.05	28.2
shzhlcn	0	1.47	-0.19	3.09	0.77
shzhlin	0	1.25	-0.27	3.14	1.52
shhbco	0	0.55	-0.25	3.95	5.72
shhbio	0	0.63	0.1	4.86	17.46
shhlco	0	0.96	0.42	5.43	32.89
shhlio	0	0.7	0.25	4.3	9.69
shzhbco	0	0.7	-0.86	7.81	130.24
shzhbio	0	0.57	-0.11	5.16	23.64
shzhlco	0	1.25	-1.7	10.65	350.21
shzhlio	0	0.88	-1.45	8.95	219.26

2、假设检验

本文的主要目的是检验印花税变化前后波动性是否发生了变化，所以我们构造原假设为 $H_0: \mathbf{s}_H = \mathbf{s}_L$ ，备选假设为 $H_1: \mathbf{s}_H \neq \mathbf{s}_L$ ， \mathbf{s}_1 为印花税变化前收益的标准差， \mathbf{s}_2 为印花税变化后收益的标准差。Levene (1960) 提出了一种检验标准差的统计量。Levene 统计量检验以序列正态性分布为假设，当正态性假设被破坏时，应该采取自展法 (bootstrap) 对 Levene 统计量进行调整；当序列为右偏时，应该采取中位数调整法获取 Levene 统计量。Zhang (2001) 显示即使序列不服从正态性分布，传统的 Levene 统计量和调整的 Levene 统计量并无太大的区别。所以，我们采用传统的 Levene 统计量检验方差是否发生了变化。

同时，为了增强 Levene 统计量的检验结果，我们在接下来的段落中用 GARCH 模型进行了计量检验。设 x_{ij} 为第 i ($i = 1, 2, \dots, g$) 组中第 j ($j = 1, 2, \dots, n_i$) 个样本， g 为样本的组数(在这里， $g = 2$ ，即印花税变化前一组和印花税变化后一组)。 $z_{ij} = |x_{ij} - \bar{x}|$ ， \bar{x} 为每组样本的均值。Levene 统计量就可以表示为：

$$W_0 = \frac{\sum_{i=1}^g n_i (\bar{z}_i - \bar{z}) / (g-1)}{\sum_{i=1}^g \sum_{j=1}^{n_i} (z_{ij} - \bar{z}_i) / \sum_{i=1}^g (n_i - 1)}$$

其中， $\bar{z}_i = \sum_{j=1}^{n_i} z_{ij} / n_i$ ， $\bar{z} = \sum_{i=1}^g \sum_{j=1}^{n_i} z_{ij} / n_i$

Brown 和 Forsythe (1974)指出 Levene 统计量在高斯假设的条件下服从自由度为 $g - 1$ 和

$\sum_{i=1}^g (n_i - 1)$ 的 F 分布。这也就是传统的 Levene 统计量假设的方法。表 25A 和表 25B 给出了

组合正常收益和噪声收益的 levene 统计量检验的结果。

在表 25 中，W 表示 Levene 统计量，P 表示 Levene 统计量在原假设下的概率。表 25A 显示在 10% 的置信度下，1997 年印花税变化后的深圳所有组合的正常收益的方差、波动性都发生了变化，1998 年印花税变化后的上海大组合的正常收益的波动性发生了变化，2001 年印花税变化后的深圳小组组合的波动性发生了变化，其他各组合的正常收益的波动性在印花税变化后并没有发生变化。相比较而言，印花税变化对深证市场组合正常收益的波动性的影响大于对上海市场组合收益正常收益的波动性，对小组组合正常收益的影响大于比大组合的影响。但是从总体上看，印花税变化对各组合的正常收益波动性的影响都不是很明显。

表 25B 显示在 10% 的置信度下，1997 年印花税变化后深圳大组合的噪声收益 2 的波动性发生了变化，1998 年印花税变化后以各种市场收益衡量的所有组合的收益的波动性都发生了变化，2001 年印花税变化使上海大组合的噪声收益 2 和深圳小组组合的噪声收益 1 的波动性都发生了变化。相比较而言，印花税变化对深圳市场中组合的噪声收益波动性的影响大于对上海市场中组合噪声收益的波动性。

在我们的样本区间里，印花税在 1997 第一次发生变化，由 0.3% 提高到 0.5%，提高幅度达 67%；印花税在 1998 年发生第二次变化，也是第一次下调，由 0.5% 调低到 0.4%，下调幅度达 20%；印花税在 2001 年发生第三次变化，也是第二次下调，由 0.4% 下调到 0.2%，下调幅度达 50%。虽然同样是下调，而且第二次下调幅度大于第一次下调幅度，但是第一次印花下调后使组合的噪声收益的波动性发生变化，第二次印花税下调却没有导致噪声收益波动性的变化。因此，我们有理由认为在这两次印花税变化前后，还存在着别的因素影响噪声收益的波动性。下面的 Garch 模型可以较为真实地反映这两次印花税变化对噪声波动性的影响。

我们用 Levene 统计量的检验与 Hu (1998)用 Z 统计量对亚洲国家组合噪声收益波动性的检验不一致。Hu 的结果显示，印花税变化对小组组合的噪声收益的波动性有着影响但对大组合的噪声收益的波动性却没有影响。而我们用 Levene 统计量检验的结果却没有提供印花税变化对小组组合噪声收益波动性影响的证据。原因之一可能是采用的方法不一样，还可能有的原因。我们将在下面的部分进行简短的分析。由于我们仅用 Levene 统计量检验收益波动性是否变化，而没有检验波动性是否增加还是减少，所以这里不能对 Kupiec (1995) 的结论提供直接的支持或反对证据。

同时，从总体上看，印花税变动对噪声收益波动性的影响大于对正常收益波动性的影响。12 个正常收益的 Levene 统计量中，有 4 个统计量可以拒绝原假设，拒绝率为 33%；而在 24 个噪声收益的 Levene 统计量中，有 10 个统计量可以拒绝原假设，拒绝率为 42%。但是，从某个具体的组合来看，结果并不完全是这样。例如深圳大组合的正常收益的波动性在 1997

年印花变动后发生了变化，但其噪声收益 1 的波动性在同一时刻并没有发生变化，只有其噪声收益 2 的波动性才在这一时刻发生了变化；上海小组的正常收益的波动性在 2001 年印花税调整后没有发生变化，其噪声收益 1、2 的波动性也没有发生变化。。

表 25A： 组合正常收益的 levene 统计量检验

组合	w	p	组合	w	p	组合	w	p
shhbs	0.8	0.37	shhbn	5.24	0.02	shhbo	0.09	0.77
shhls	0.75	0.39	shhln	0.01	0.92	shzhlo	2.97	0.09
shzhbs	9.89	0	shzhbn	0.4	0.53	shzhbo	0.74	0.39
shzhls	7.31	0.01	shzhln	0.12	0.73	shhlo	0.05	0.82

表 25B： 噪声收益的 Levene 统计量检验

shhbcs	0.74	0.39	shhbcn	3.98	0.05	shhbco	5.58	0.02
shhbis	0.9	0.34	shhbin	6.3	0.01	shhbio	0	0.95
shhlcs	0.11	0.74	shhlcn	5.13	0.03	shhlco	0.13	0.72
shhlis	0.4	0.53	shhlin	7.37	0.01	shhlio	0.1	0.75
shzhbcs	5.3	0.02	shzhbcn	11.18	0	shzhbco	0.15	0.7
shzhbis	1.9	0.17	shzhbin	3.7	0.06	shzhbio	0.69	0.41
shzhlcs	0.6	0.44	shzhlcn	6.82	0.01	shzhlco	1.73	0.19
shzhlis	0.01	0.92	shzhlin	7.89	0.01	shzhlio	4.05	0.05

3、GARCH 检验

Hiemstra 和 Jones (1994) 认为成交金额可以被认为是投资者对信息反应的代理变量，因此在我们的 GARCH 模型中引入了成交金额的变量。为了检验印花税变化对收益波动性的影响，我们引进了 3 个虚拟变量 d1、d2、d3。d1 在 1997 年印花税改变之后的 60 个样本期内取 1，在其它期间取 0；d2 在 1998 年印花税改变之后的 60 个样本期间内取 1，在其它期间取 0；d3 在 2001 年印花税改变之后的 60 个样本期间内取 1，在其它期间取 0。在估计 GARCH 模型时，我们将每个组合在三个观测样本期内的数据连成一个大样本。

对各收益的 GARCH 效果检验显示，除了深圳大组合的噪声收益 2 以外，其他所有的噪声收益和正常收益的 LM 值都大于置信度 10% 的 χ^2 临界值，LM 的最大滞后期数为 8，这表明这些收益应该用 GARCH 模型来刻画。虽然深圳大组合的噪声收益 2 可以用 GARCH 模型表示，但其 LM 值在滞后任何期的情况下都小于置信度 10% 的 χ^2 临界值，这表明该收益不适合用 GARCH 模型刻画。所以，我们忽略了对深圳大组合噪声收益 1 的 GARCH 检验。

在每个 GARCH 模型中都有两个方程，一个是均值方程，一个是残差方差方程。为了节省篇幅，同时由于我们关注的是波动性，所以我们仅列出残差方差方程。下面列出了四个组合的正常收益的 GARCH(1,1) 模型。其中， v_t 为该组合的成交金额（当讨论到噪声时 v_t 为相应的噪声成交金额）， h_t 为正常收益回归残差方差（当讨论噪声时 h_t 为噪声收益回归残差方差），括号里的数值为 t 统计量。

在所有的 GARCH 模型中，所有的 e_{t-1} 、 h_{t-1} 项在 10% 的置信度下都显著的不为 0，这说明 GARCH 模型较好地反映了组合正常收益的波动性。对于变量 v_t ，所有大组合的 v_t 在 10% 的置信度下都显著大于 0，成交金额对大组合正常收益波动性的影响是同方向的；所有小组的 v_t 都不显著，成交金额对小组正常收益波动性的影响不明显。对于变量 d1、d2、d3，除了上海小组组合中的 d2 的 t 统计量非常接近置信度 10% 的临界之外，其他的所有虚拟变量都

明显大于置信度 10%的临界值。因此，可以有理由认为所有的虚拟变量都是不显著的。

表 26 组合正常收益的 GARCH 效应

上海大组合	$h_t =$	0.16	+0.36 e_{t-1}	+0.48 h_{t-1}	+1.9 v_t	-0.39d1	+0.04d2	-0.11d3
正常收益		(0.75)	(5.04)	(6.62)	(3.56)	(-0.68)	(0.14)	(-0.41)
上海小组合	$h_t =$	0.61	+0.22 e_{t-1}	+0.68 h_{t-1}	+1.34 v_t	+0.41d1	-0.46d2	-0.24d3
正常收益		(1.88)	(4.62)	(11.23)	(0.86)	(0.92)	(-1.66)	(-0.82)
深圳大组合	$h_t =$	0.28	+0.24 e_{t-1}	+0.66 h_{t-1}	+0.51 v_t	+0.17d1	+0.06d2	-0.19d3
正常收益		(1.81)	(5.07)	(14.8)	(1.9)	(0.29)	(0.27)	(-1.02)
深圳小组合	$h_t =$	0.53	+0.23 e_{t-1}	+0.69 h_{t-1}	+1.27 v_t	+0.23d1	-0.38d2	+0.53d3
正常收益		(1.66)	(5.76)	(16.46)	(1.3)	(0.35)	(-1.42)	(1.66)

在 Levene 统计量检验中，除了 shzhbs、shzhls、shzhlo、shhbn 外所有的组合的正常收益的波动性在印花税变化后都没有发生变化，这在 GARCH 模型中也得到了同样的结论；shzhbs、shzhls、shzhlo、shhbn 组合的正常收益的波动性在 Levene 统计量检验中发生了变化，但 GARCH 检验并不支持这一结论。Garch 检验与 Levene 统计量之所以出现一些不符，至少有两条原因：第一，两种检验的假设基础有所不同；第二，Levene 统计量检验是单纯考虑收益一个因素，而 GARCH 检验则不仅考虑收益因素还考虑了印花税变化引致的成交金额的变化因素，因此 GARCH 检验包含的信息更为全面。而且，在不显著的情况下，Levene 统计量显示印花税变化对深圳组合正常收益波动性的影响相对大于对上海组合正常收益波动性的影响，对大组合正常收益波动性的影响小于对小组合正常收益波动性的影响。GARCH 检验进一步加强了这种不显著性，即印花税改变对一个组合正常收益波动性的影响不大于也不小于其他组合正常收益波动性的影响。

由于我们忽略了深圳大组合噪声收益 2 波动性的 GARCH 模型，所以下面只列出 7 个噪声收益波动性的 GARCH 检验模型。在我们下面列出的方程中，除了上海大组合噪声收益 1 中的 e_{t-1} 、 h_{t-1} 和深圳小组合噪声收益中的 h_{t-1} 以外，所有的 e_{t-1} 、 h_{t-1} 都是在 10% 的置信度下显著的，这说明和 GARCH 模型能较好地反映两个市场中组合的正常收益波动性一样，GARCH 模型也能较好地反映两个市场中组合的噪声收益的波动性。

和正常收益 GARCH 模型不一样的是，所有噪声成交金额的系数都在 10% 的显著水平下显著大于 0。这和前面所述的噪声交易的特点相符：噪声交易者的频繁交易是噪声交易造成市场波动的主要原因。在虚拟变量方面，除了深圳小组合噪声收益 2 的 d3 系数外，所有的深圳小组合噪声收益 GARCH 模型中的其他虚拟变量都在 10% 的置信度下显著地大于 0，1998 和 2001 年印花税下调导致了噪声收益波动性的提高，1997 年印花税提高却也提高了噪声收益的波动性，这一方面说明深证市场中小组合的投资者的不理性成份很大，另一方面也对 Kupiec (1995) 的模型提供了一定的支持证据。上海大组合噪声收益 1 的 d3 的系数和上海小组合噪声收益 2 的 d1、d3 都显著不为 0。1997 年印花税提高使上海小组合噪声收益 2 波动性提高，这也对 Kupiec (1995) 的模型提供了支持证据，2001 年印花税下调的同时也降低了上海大组合噪声收益 1 和上海小组合噪声收益 2 的波动性。除此以外的所有虚拟变量的系数都不显著。

和 Levene 统计量检验结果相比较，GARCH 模型对上海、深证小组合噪声收益 1、深证大组合噪声收益 2 波动性的检验提供了基本相同的结果，但在其他噪声收益波动性的检验并没有提供强有力的支持证据。其中的原因和上面 GARCH 模型对正常收益波动性检验的结果大致差不多。但是，我们用 GARCH 检验的结果和 Hu (1998) 用 Z 统计量检验的结果大致一致：印花税变化对小组合噪声收益波动性有着较大的影响，但对大组合的噪声收益波动性并

没有多少影响。

同时，和 Levene 统计量检验结果一样，从总体上看，在 GARCH 模型中，印花税变动对噪声收益波动性的影响大于对正常收益波动性的影响。在噪声收益的 GARCH 模型中，21 个虚拟变量有 7 个显著不为 0，而在正常收益的 GARCH 模型中几乎所有的虚拟变量的系数都不显著。从具体某个组合来看，结果也并不完全是这样。例如，1997 年印花税调整后，深圳大组合的正常收益和噪声收益 1、2 的波动性都没有发生变化；2001 年印花税调整后，上海小组的正常收益的波动性没有发生变化，其噪声收益 1 的波动性也没有发生变化，只有其噪声收益 2 的波动性发生了变化。尽管这种结果和 Levene 统计量检验的结果比较接近，但二者体现的印花税变动所影响的虚拟变量，即波动性发生变化的组合的收益的具体时刻和对象，并不完全一样。

表 27 噪声收益的 GARCH 效应

上海大组合 噪声收益 1	$h_t =$	0.29 (1.95)	$+0.04e_{t-1}$ (0.55)	$0.43h_{t-1}$ (1.54)	$+0.04v_t$ (1.93)	$+0.07d1$ (0.91)	$+0d2$ (0.05)	$-0.14d3$ (-2.03)
上海大组合 噪声收益 2	$h_t =$	0.07 (1.97)	$+0.16 e_{t-1}$ (2.42)	$+0.76 h_{t-1}$ (9.35)	$+0.15 v_t$ (2.54)	$+0.12 d1$ (1.51)	$+0 d2$ (0.03)	$-0.03d3$ (-0.93)
上海小组组合 噪声收益 1	$h_t =$	0.14 (2.46)	$+0.19 e_{t-1}$ (2.89)	$+0.67 h_{t-1}$ (7.91)	$+0.03 v_t$ (1.9)	$+0.06 d1$ (0.88)	$+0.01 d2$ (0.26)	$-0.03d3$ (-0.87)
上海小组组合 噪声收益 2	$h_t =$	0.63 (2.71)	$+0.22 e_{t-1}$ (2.73)	$+0.47 h_{t-1}$ (3.44)	$+0.7 v_t$ (3.05)	$+0.57 d1$ (2.17)	$-0.18 d2$ (-1.06)	-0.36 (-2.09)
深圳大组合 噪声收益 2	$h_t =$	0.25 (2.22)	$+0.13 e_{t-1}$ (3.12)	$+0.42 h_{t-1}$ (2.1)	$+0.05 v_t$ (2.18)	$+0.28 d1$ (1.43)	$+0.06 d2$ (0.94)	-0.05 (-0.99)
深圳小组组合 噪声收益 1	$h_t =$	0.46 (2.54)	$+0.15 e_{t-1}$ (1.91)	$+0.32 h_{t-1}$ (1.45)	$+0.12 v_t$ (3.33)	$+0.46 d1$ (2.49)	$+0.41 d2$ (2.34)	$+0.42d3$ (2.08)
深圳小组组合 噪声收益 2	$h_t =$	1.45 (4.75)	$+0.19 e_{t-1}$ (4.18)	$-0.32 h_{t-1}$ (-0.16)	$+0.43 v_t$ (5.21)	$+1.61 d1$ (3.51)	$+0.98 d2$ (2.86)	$+0.15d3$ (0.55)

(四) 简短结论及局限

综上所述，本文在税率调整对收益波动性影响的理论提供了一些新的证据。首先，在我国 A 股市场 1997—2001 年 3 次印花税调整的观测期内，印花税的调整没有明显影响噪声收益的波动性；但是与对正常收益波动性的影响相比较而言，印花税调整对噪声收益波动性的影响力度要稍强，这和 Keynes、Tobin、Stiglitz 等传统的“支持派”的观点在一定程度上是相符的。

其次，本文的结果在一定程度上显示税率调整对小组噪声收益波动性的影响大于对大组合噪声收益波动性的影响，但是这种作用并不是十分明显。税率调整对小组噪声收益波动性的影响从 GARCH 模型检验中对 Kupiec (1995) 的模型提供了一定程度上的支持，但支持力度也并不十分充足。

本文之所以得出这样的结论，可能和我国证券市场中的投资者的组成有关。据统计数据显示，在我国 A 股市场中开户的账户中，98% 以上的账户为个人账户。一般地，个人投资者的噪声交易的成分比较大。如果是这样，那么我国整个 A 股市场的大部分交易都是噪声交易，印花税调整所影响的对象也几乎都是噪声交易，自然对正常性交易收益的波动性没有影响。

我国股票市场至今在对外开放方面做得很不够，我国投资者的交易不能在国际间转移。而 Summers & Summers (1989) 的研究表明，税率的调整影响交易在国际间的转移。在我国

的市场中，税率如何调整，其交易不能向国外转移。这也影响了税率调整对噪声收益波动性的影响。

与其他关于这方面的国外文章一样，本文仅仅是研究税率调整对噪声收益波动性的影响，而没有考虑别的因素。实际上，除了税率调整以外，政府还可以调整利率、汇率。在我国股票市场中，政府还可以通过改变对国有股的处理方法、社论的方式影响股票市场。而我们没有把这些因素区分开来。这是本部分的局限，也是以后进一步研究的内容。

六、交易费用变化对税收收入的影响

尽管关于证券市场交易成本的历史文献较多，但我们发现其研究主要是从交易量、股价水平及市场波动率、换手率等角度展开，很少有涉及证券市场印花税收入方面的阐述，这可能跟国外证券市场实行自由化政策有关。但是，在我国证券市场中，证券市场交易成本不仅构成了投资者的投资成本，而且还更多地作为政府对市场的一种调控工具而出现，甚至还部分担当了增进国家财政收入的角色。因此，考虑到我国证券市场的实际情况，我们有必要对此问题做出一些尝试。

作为新兴市场，我国证券市场以高交易成本为典型特征。但是，当市场越来越一体化，决策者发现他们处于困境：他们是应该废除那些使市场缺乏灵活性的法律呢，还是通过管制继续保持较高水平的交易成本？市场灵活性可以吸引新的投资者参与市场，但这同时也能够导致过度投机。对这一问题的回答对政策制定具有重要的启示作用，并最终得出最优证券市场规则的建议。

（一）经验分析

1、样本选取

交易成本主要包括印花税与交易佣金，而我国证券市场采取的是固定比例的印花税与佣金，因此，我们只准备分析其中之一，研究集中于交易成本中的印花税对税收的影响。在我国证券市场发展的历史上，共进行过6次印花税的调整，但这主要集中在两个阶段：一是1991年至1992年期间；二是1997年至2001年期间。而我国证券市场在90年代初才刚刚成立，市场很不成熟，投机炒作气氛较浓，以此分析不易得出正确结论。因此，我们只准备将第二阶段的印花税调整作为研究对象，其中A股进行了三次印花税调整而B股进行了四次调整。

我们以各次印花税调整日为基准，分别取在此之前与之后的10、20、40、60、120日数据进行分析。由于样本的选择可能会带来不同的分析结果，我们准备以上证A、B股及上证综指分别对沪市进行分析；同样道理，我们以深证A、B股及深证综指对深市进行分析。对于1999年6月1日的B股印花税调整，则用上证B股与深证B股分别对沪深两市进行分析。

但是，随之而来的一个问题是，由于我国证券市场处于高速扩容阶段，发行上市的公司数量不断增多，在以整个股指作为对象进行分析时，随着时间推移包含了新发行上市公司在内的市场成交金额数据自然大大增加，从而混淆我们的分析效果。资本资产定价模型认为，一个完全分散的投资组合能够从大约7到10家企业中获得。在此，我们选择上证30指数成分股作为研究样本，它们包含了多种行业，能够较好地反映我国的经济状况。而且，它们具有一个共同特点，印花税调整之前它们在交易所上市，经受住了时间考验；另一方面，这些上市公司在样本期前后均在交易所交易，从而避免了印花税调整对上市公司产生的上市或退

市的影响。我们在研究中所采用的数据全部来源于分析家软件。

2、数据分析

分析结果列在表 28 至表 34。具体来看，表 28 列出了以上证 A 股测量的印花税调整对税收的影响。随着 1997 年印花税从 3‰上调至 5‰，印花税收入也呈现增长趋势：+/-10、+/-20、+/-40、+/-60、+/-120 天样本分别为 25.76%、22.76%、7.02%、6.92%、4.93%。而随着 1998、2001 年印花税从 5‰下调至 4‰与 4‰下调至 2‰，印花税收入也呈现下降趋势：+/-10、+/-20、+/-40、+/-60、+/-120 天样本分别为-35.50%、-45.40%、-54.37%、-55.94%、-33.85%与-11.00%、-47.56%、-49.27%、-44.11%、-49.52%。如果我们取 40 日数据进行计算，可以发现印花税三次调整的弹性分别为 0.105、2.719、0.985。

表 28 上证 A 股的印花税调整效果

		+/-10	+/-20	+/-40	+/-60	+/-120
1997 年 5 月 10 日	宣布前	39958234 (6333709)	37972093 (6357734)	33976483 (6929727)	29750793 (9072174)	23801753 (13261493)
	宣布后	50250461 (15952959)	46616230 (13842858)	36362030 (15102150)	31809592 (14350788)	24975394 (13355587)
	变化率	25.76%	22.76%	7.02%	6.92%	4.93%
1998 年 6 月 12 日	宣布前	37108176 (8615863)	37922140 (7956421)	39494778 (7426608)	38780824 (10403633)	29487036 (12625674)
	宣布后	23935606 (3801625)	20704827 (5029267)	18020781 (4763545)	17087044 (4480059)	19505412 (5850484)
	变化率	-35.50%	-45.40%	-54.37%	-55.94%	-33.85%
2001 年 11 月 16 日	宣布前	16483005 (4335743)	26919050 (20361187)	22336599 (15320092)	22370832 (13135956)	30503528 (15375324)
	宣布后	14670058 (4379711)	14117106 (3884101)	11332386 (4141456)	12502441 (4908155)	15397746 (7660501)
	变化率	-11.00%	-47.56%	-49.27%	-44.11%	-49.52%

注：括号中数据为标准差。

表 29 列出了上证综指测量的印花税调整对税收的影响。随着 1997 年印花税从 3‰上调至 5‰，印花税收入也呈现增长趋势：+/-10、+/-20、+/-40、+/-60、+/-120 日样本分别为 25.41%、22.46%、7.25%、7.00%、5.49%。而随着 1998、2001 年印花税从 5‰下调至 4‰与 4‰下调至 2‰，印花税收入也呈现下降趋势：+/-10、+/-20、+/-40、+/-60、+/-120 日样本分别为-35.54%、-45.49%、-54.32%、-55.87%、-33.99%与-11.37%、-45.32%、-46.86%、-42.80%、-52.31%。如果我们取 40 日数据进行计算，可以发现印花税三次调整的弹性分别为 0.109、2.716、0.937。

表 30 列出了以深证 A 股测量的印花税调整对税收的影响。随着 1997 年印花税从 3‰上调至 5‰，印花税收入也呈现增长趋势：+/-10、+/-20、+/-40、+/-60、+/-120 日样本分别为 11.37%、18.10%、16.17%、16.53%、4.54%。而随着 1998、2001 年印花税从 5‰下调至 4‰与 4‰下调至 2‰，印花税收入也呈现下降趋势：+/-10、+/-20、+/-40、+/-60、+/-120 日样本分别为-41.86%、-52.01%、-58.98%、-59.27%、-42.89%与-2.44%、-37.56%、-44.87%、-41.09%、-47.28%。如果我们取 40 日数据进行计算，可以发现印花税三次调整的弹性分别为 0.243、

2.949、0.897。

表 29 上证综指的印花税调整效果

		+/-10	+/-20	+/-40	+/-60	+/-120
1997 年 5 月 10 日	宣布前	40591724 (6403834)	38536103 (6366545)	34369573 (7040906)	30103826 (9172150)	24113394 (13404858)
	宣布后	50908148 (16125496)	47191536 (14004424)	36860162 (15228265)	32211154 (14499854)	25436940 (13430600)
	变化率	25.41%	22.46%	7.25%	7.00%	5.49%
1998 年 6 月 12 日	宣布前	37279915 (8607410)	38118313 (7930316)	39658843 (7408133)	38951442 (10384437)	29711531 (12578166)
	宣布后	24030338 (3782839)	20780379 (5033397)	18115407 (4753703)	17190143 (4469241)	19614178 (5845627)
	变化率	-35.54%	-45.49%	-54.32%	-55.87%	-33.99%
2001 年 11 月 16 日	宣布前	17289003 (4846004)	28226079 (21615711)	23709540 (16187092)	24255059 (13875325)	34815652 (18224086)
	宣布后	15323724 (4750221)	15434163 (3900997)	12600146 (4207066)	13875516 (5269797)	16603980 (8118060)
	变化率	-11.37%	-45.32%	-46.86%	-42.80%	-52.31%

注：括号中数据为标准差。

表 30 深证 A 股的印花税调整效果

		+/-10	+/-20	+/-40	+/-60	+/-120
1997 年 5 月 10 日	宣布前	53152466 (9395132)	41735823 (13872727)	38000701 (11209362)	33726136 (11459592)	30870159 (13804589)
	宣布后	59196820 (24402623)	49290801 (21131543)	44145666 (17868380)	39302574 (16566098)	32270151 (17334504)
	变化率	11.37%	18.10%	16.17%	16.53%	4.54%
1998 年 6 月 12 日	宣布前	33142650 (7049025)	34942723 (6738121)	37674111 (7300687)	36067848 (9655329)	28702434 (11602665)
	宣布后	19269108 (2863456)	16768005 (3731992)	15455773 (3305511)	14690961 (3283065)	16392569 (4500662)
	变化率	-41.86%	-52.01%	-58.98%	-59.27%	-42.89%
2001 年 11 月 16 日	宣布前	8669479 (2424376)	13789511 (10554140)	12327930 (7753652)	12500680 (6616226)	18841563 (9992035)
	宣布后	8458306 (1987165)	8610858 (1978753)	6796213 (2408030)	7364764 (2774130)	9934114 (5168035)
	变化率	-2.44%	-37.56%	-44.87%	-41.09%	-47.28%

注：括号中数据为标准差。

表 31 列出了以深证综指测量的印花税调整对税收的影响。随着 1997 年印花税从 3‰上调至 5‰，印花税收入也呈现增长趋势：+/-10、+/-20、+/-40、+/-60、+/-120 日样本分别为 11.27%、17.84%、16.03%、16.26%、4.00%。而随着 1998、2001 年印花税从 5‰下调至 4‰

与 4‰下调至 2‰，印花税收入也呈现下降趋势：+/-10、+/-20、+/-40、+/-60、+/-120 日样本分别为-41.87%、-52.18%、-59.01%、-59.28%、-42.95%与-5.64%、-40.14%、-47.60%、-47.30%、-54.08%。如果我们取 40 日数据进行计算，可以发现印花税三次调整的弹性分别为 0.240、2.950、0.952。

表 31 以深证综指测量的印花税调整效果

		+/-10	+/-20	+/-40	+/-60	+/-120
1997 年 5 月 10 日	宣布前	53814356 (9501129)	42363196 (13950575)	38473497 (11314913)	34161351 (11561542)	31426353 (13977530)
	宣布后	59881036 (24537310)	49922156 (21211458)	44638952 (17955302)	39715939 (16676267)	32673771 (17385294)
	变化率	11.27%	17.84%	16.03%	16.26%	4.00%
1998 年 6 月 12 日	宣布前	33233141 (7049407)	35146447 (6755635)	37832152 (7300136)	36204550 (9656583)	28821688 (11620472)
	宣布后	19318621 (2858400)	16808721 (3736350)	15506765 (3310623)	14742499 (3287096)	16443145 (4501644)
	变化率	-41.87%	-52.18%	-59.01%	-59.28%	-42.95%
2001 年 11 月 16 日	宣布前	10087054 (2977018)	16389931 (13062961)	14751725 (9554925)	15449708 (8240741)	22996951 (12141618)
	宣布后	9518650 (2382423)	9810715 (2309218)	7729626 (2801957)	8142304 (3014589)	10561097 (5292930)
	变化率	-5.64%	-40.14%	-47.60%	-47.30%	-54.08%

注：括号中数据为标准差。

表 32 列出了以上证 30 成分股测量的印花税调整对税收的影响。随着 1997 年印花税从 3‰上调至 5‰，印花税收入也呈现增长趋势：+/-10、+/-20、+/-40、+/-60、+/-120 日样本分别为 22.57%、38.99%、17.52%、9.92%、9.28%。而随着 1998、2001 年印花税从 5‰下调至 4‰与 4‰下调至 2‰，印花税收入也呈现下降趋势：+/-10、+/-20、+/-40、+/-60、+/-120 日样本分别为-16.46%、-40.72%、-56.72%、-61.49%、-63.48%与-33.88%、-58.98%、-63.06%、-53.97%、-54.54%。如果我们取 40 日数据进行计算，可以发现印花税三次调整的弹性分别为 0.263、2.836、1.26。

表 32 上证 30 的印花税调整效果

		+/-10	+/-20	+/-40	+/-60	+/-120
1997 年 5 月 10 日	宣布前	8270649 (1575806)	7228996 (1723343)	6850864 (1697550)	6055413 (1985015)	4740892 (2879344)
	宣布后	10137390 (2486657)	10047416 (2678712)	8050888 (3246517)	6655618 (3336472)	5180774 (3046214)
	变化率	22.57%	38.99%	17.52%	9.92%	9.28%
1998 年 6 月 12 日	宣布前	1985945 (475995)	2412995 (724067)	2674673 (712468)	3020521 (1169279)	3156381 (1354667)
	宣布后	1658973 (479919)	1430406 (551556)	1157570 (487398)	1163361 (439375)	1152786 (444521)

	变化率	-16.46%	-40.72%	-56.72%	-61.49%	-63.48%
2001年11月 16日	宣布前	1044822 (398072)	1781033 (1543555)	1467295 (1173851)	1301230 (1002209)	1694222 (986046)
	宣布后	690805 (202914)	730608 (280218)	542030 (281935)	598919 (295943)	770255 (478127)
	变化率	-33.88%	-58.98%	-63.06%	-53.97%	-54.54%

注：括号中数据为标准差。

表 33 列出了以上证 B 股测量的印花税调整对税收的影响。随着 1997 年印花税从 3‰上调至 5‰，印花税收入也呈现增长趋势：+/-10、+/-20、+/-40、+/-60、+/-120 日样本分别为 3.82%、2.00%、26.72%、13.75%、48.10%。而随着 1998、1999、2001 年印花税从 5‰下调至 4‰、4‰下调至 3‰、3‰下调至 2‰，印花税收入并没有完全呈现下降趋势：+/-10、+/-20、+/-40、+/-60、+/-120 日样本分别为-44.84%、-61.49%、-42.32%、-39.57%、-51.55%与 629.64%、164.64%、61.04%、3.60%、-13.56%及-18.90%、105.04%、176.63%、180.54%、-59.20%。如果我们取 40 日数据进行计算，可以发现印花税四次调整的弹性分别为 0.401、2.116、-2.442、-5.299。

表 33 上证 B 股的印花税调整效果

		+/-10	+/-20	+/-40	+/-60	+/-120
1997年5月10日	宣布前	633491 (117706)	564010 (222872)	393089 (238044)	353032 (207695)	311639 (228316)
	宣布后	657684 (214501)	575303 (204585)	498130 (219598)	401559 (228078)	461543 (355872)
	变化率	3.82%	2.00%	26.72%	13.75%	48.10%
1998年6月12日	宣布前	171737 (90805)	196171 (125368)	164063 (99404)	170616 (92845)	224492 (146577)
	宣布后	94730 (27144)	75550 (32345)	94624 (49642)	103097 (51956)	108764 (62188)
	变化率	-44.84%	-61.49%	-42.32%	-39.57%	-51.55%
1999年6月1日	宣布前	36399 (24132)	66264 (83883)	86805 (67660)	102285 (68798)	78207 (56779)
	宣布后	265582 (342874)	175357 (254353)	139789 (202208)	105965 (174769)	67608 (143052)
	变化率	629.64%	164.64%	61.04%	3.60%	-13.56%
2001年11月16日	宣布前	805996 (662354)	567651 (581508)	370502 (458356)	361040 (383737)	1792537 (3146664)
	宣布后	653665 (380249)	1163901 (642891)	1024908 (652964)	1012858 (619687)	731323 (595735)
	变化率	-18.90%	105.04%	176.63%	180.54%	-59.20%

注：括号中数据为标准差。

表 34 列出了以深证 B 股测量的印花税调整对税收的影响。随着 1997 年印花税从 3‰上调至 5‰，印花税收入却呈现下降趋势：+/-10、+/-20、+/-40、+/-60、+/-120 日样本分别为

3.37%、0.63%、4.33%、-0.50%、27.43%。而随着 1998、1999、2001 年印花税从 5‰ 下调至 4‰、4‰ 下调至 3‰、3‰ 下调至 2‰，印花税收入更是混乱无序：+/-10、+/-20、+/-40、+/-60、+/-120 日样本分别为-45.29%、-80.01%、-67.74%、-62.30%、-57.60%与 346.59%、571.02%、440.45%、406.14%、388.29%及-25.75%、-33.12%、-46.43%、-60.06%、-81.81%。如果我们取 40 日数据进行测量，可以发现印花税四次调整的弹性分别为 0.065、3.237、-17.778、1.393。

表 34 深证 B 股的印花税调整效果

		+/-10	+/-20	+/-40	+/-60	+/-120
1997 年 5 月 10 日	宣布前	661889 (173882)	627371 (327451)	472794 (316459)	435213 (276999)	556193 (518764)
	宣布后	684212 (232155)	631352 (290605)	493284 (321140)	413363 (292272)	403618 (443123)
	变化率	3.37%	0.63%	4.33%	-0.50%	-27.43%
1998 年 6 月 12 日	宣布前	90487 (14833)	203722 (170067)	158039 (130914)	136700 (114268)	119253 (98052)
	宣布后	49510 (15630)	40715 (17365)	50991 (37459)	51537 (33580)	50574 (32360)
	变化率	-45.29%	-80.01%	-67.74%	-62.30%	-57.60%
1999 年 6 月 1 日	宣布前	163364 (152555)	118776 (119199)	115125 (99530)	93843 (87934)	64268 (97181)
	宣布后	729574 (208145)	797014 (340399)	622193 (355628)	474984 (360805)	313819 (343979)
	变化率	346.59%	571.02%	440.45%	406.14%	388.29%
2001 年 11 月 16 日	宣布前	438329 (243422)	867417 (1036439)	893223 (790670)	1187476 (931767)	2245771 (2258150)
	宣布后	325461 (197084)	580118 (347289)	478482 (282867)	474253 (255699)	408567 (266354)
	变化率	-25.75%	-33.12%	-46.43%	-60.06%	-81.81%

注：括号中数据为标准差。

3. 综合分析

综合比较后我们可以发现，对于沪市，无论用上证 A 股指数还是用上证综合指数，在 1997 年印花税调高后，其税收均随之呈上升趋势，而 1998、2001 年两次下调后，税收也随之下降；并且，随着样本分析区间的扩大，印花税调整的效应呈现递减趋势。同样，这一现象在深市也十分明显。而且，采用上证 30 指数成分股从而剔除新发行上市公司影响后的分析结果同样支持了我们的这一发现。但是，对于 B 股，分析结果却显得非常凌乱，并没有完全显示出这一规律。原因可能在于，我国 B 股市场样本数量尚小，不具有代表性；而且，B 股市场向境内投资者开放所引发的市场牛市走势对我们的分析也会产生影响。而对于印花税调整对税收影响的弹性，我们可以发现，在印花税上调时其弹性较小；而印花税下调时其弹性较大。这意味着，印花税上调对税收增长的作用要远小于印花税下调对税收减少的作用。

（二）简短结论与政策建议

本文通过 A 股、综合指数及 B 股等对沪深两市印花税调整对税收影响进行考察，具体方法为，以各次印花税调整日为基准，分别以在此之前与之后的 10、20、40、60、120 日数据进行分析。我们发现，对于沪深两市 A 股，无论用上证 A 股指数，还是采用上证 30 指数从而剔除新发行上市公司影响后，其结果均表现出，在 1997 年印花税调高后，其税收均随之呈上升趋势，而 1998 与 2001 年两次下调后，税收也随之下降。而且，对于印花税调整对税收影响的弹性，进一步研究还发现，在印花税上调时其对税收的弹性较小；而下调时弹性却较大。但是，对于 B 股，分析结果却显得非常凌乱，并没有完全表现出这一规律。

主要的政策含义是，从文章的研究出发，虽然我国证券市场印花税收入与印花税率呈正相关关系，但印花税上调对税收增长的作用要远小于印花税下调对税收减少的作用；因此，我们只能将印花税调整作为制定税收政策的参考，而不应将其视为主要目的。而且，从国际范围来看，印花税作为投资者的一项主要交易成本，其呈现下降趋势。最后，需要指出的是，即使文章中也采用了 +/-120 日数据，但本文的研究仍只限于对印花税调整对税收影响效果的短期分析，并没有考虑长期影响；而印花税却呈现下降趋势，因此从长期看对税收的影响还需做进一步的研究。

七、交易费用的国际比较

在定量分析了交易费用变动对股票收益波动性、噪声交易、税收收入和股价水平的效应之后，我们还需要解决的一个问题是我国证券交易费用体系的发展方向，究竟我们应当选择怎样的一个发展模式才能既尊重我国资本市场发展的客观现状，又能更好地与国际资本市场接轨。在论文的这一部分我们将从研究发达国家资本市场以及新兴资本市场证券交易费用的演变历程出发，在充分考虑到我国资本市场与国际资本市场存在客观差异的基础上，对于我国证券交易费用体系的发展趋势进行前瞻性研究。

（一）国外证券市场交易费用研究

1、全球资本市场的佣金制度变革趋势

从世界范围来看，各国在证券市场初期采用的都是固定佣金制，即有一个统一的佣金比率或上下浮动范围。随着全球经济一体化和金融自由化的发展，为刺激本国（地区）证券市场发展、提高其国际竞争力，全球范围的佣金制度发生了重大调整，主要呈现出三大趋势：佣金自由化趋势、差别化趋势、下降化趋势。

（1）佣金自由化趋势

目前全球各主要资本市场的佣金制度均呈现出自由化的趋势（见下表），佣金自由化始于 1975 年 5 月 1 日的美国，从那时起全美经纪商可根据代理业务的具体情况与客户商定佣金比例；其后，澳大利亚也从 1984 年开始实行浮动佣金制，券商可以自主决定佣金费率（有最低佣金）。但是最引人关注的还是英国在 1986 年对证券业实施了一场空前的重大变革，重新为英国赢得了全球主要证券市场的地位，在这场变革中，取消了固定佣金制，客户可与证券经纪商根据市场供求情况、交易额度及各自的实际情况，决定按何种标准收取佣金或是否收取佣金。目前在全球资本市场 15 强中，已经有 13 个市场实行了自由商议佣金的制度。

在亚洲，为了应对全球资本市场一体化进程，提高本国（或地区）资本市场的国际竞争

力，日本于 1999 年 10 月实行了佣金自由化；泰国于 2000 年 10 月实行佣金自由化；新加坡将佣金自由化的进程表提早到 2000 年 10 月，取消了原先的分级固定制的佣金模式；香港联交所也 2002 年 4 月 1 日起正式取消证券及期货交易最低佣金制，引入佣金协商制。

表 35 全球主要资本市场的佣金自由化进程

国家或地区	自由化时间表
美国	1975 年 5 月
日本	1999 年 10 月
英国	1986 年 10 月
法国	1989 年 7 月
澳大利亚	1984 年
香港	2002 年 4 月

(2) 佣金差别化趋势

这种佣金制度目前在不少国家和地区被广泛采用，它是近乎于佣金自由化和固定佣金制之间的一种过渡措施，其实质就是证券交易的佣金将根据交易量的大小有所区分，交易量越大佣金水平越低。在全球主要资本市场中，台湾是至今尚未实行佣金自由协商制的最后一个。台湾证交所采取的是佣金分级累进制，即规定佣金上限，由券商与客户自由协商确定最终的佣金水平，当每户日交易额达到 1500 万新台币时，其 1000 万新台币成交额的佣金费率不得高于 1.425%（最低 20 元新台币），但超过 1000 万后的 500 万新台币交易额的最高佣金费率为 1.325%。类似的例子还出现在马来西亚（见下表）。

表 36 马来西亚的佣金标准

交易额	佣金标准
50 万马来西亚元以下	1%
50-100 万马来西亚元	0.75%
200 万马来西亚元以上	0.5%

(3) 佣金下降化趋势

伴随着佣金制度选择的变化，全球主要资本市场的佣金水平也呈现出不断下降的特征。以美国为例，1975 年佣金制度改革以后，美国投资者的交易成本大幅下降，每股交易佣金从

表 37 新加坡佣金自由化前的历次佣金调整

交易金额（万美元）	最初佣金水平（%）	第一次调整（%）	第二次调整（%）
25 及以下	1	1	0.96
25-50	1	0.9	0.855
50-75	1	0.8	0.76
75-100	1	0.7	0.655
100-150	1	可协商，最低 0.5	0.475
150 以上	1		可协商，最低 0.255

1975 年的平均 26 美分下降到 1980 年的 11.9 美分，到 1997 年已经降到平均每股 5 美分。英国 1986 年改革佣金制度之后，平均佣金费率也由 0.7% 下调到 0.28%，其中个人投资者的平

均佣金费率由 1.07% 降为 0.28%，机构投资者的平均佣金费率由 0.42% 下调到 0.21%。亚太地区主要证券市场目前除了新加坡、日本、等少数国家对佣金实行自由化之外，其余大部分国家的证券市场还是采用固定佣金制度或有限度协商佣金制。但从其佣金制度的演变来看，我们还是能够从中发现佣金水平不断下降的趋势。新加坡佣金自由化以前的历次佣金调整见表 37。

2、全球资本市场的证券税制变革趋势

(1) 证券税制的基本框架

从法理学的角度来考察，证券税制的课税对象是与证券有关的直接或间接的行为，它应该包括发行、交易、交易所得、投资所得、将证券作为遗产或赠与他人等。因此，从理论上讲，一套完整的复合证券税制，应当由与证券交易有关的发行税、交易税、所得税和财产税等一系列税种及证券政策组成的。

这里需要说明两个问题，一是关于证券交易的发行税的课征问题。在证券发行阶段，债券溢价发行的部分并非企业的盈利，而是以支付高利息为代价的，相当于发行主体预先向投资者收取了一部分利息款，然后在以后的时期内归还给投资者；同样，股票溢价发行的部分，从根本上属于股东所有但也并非企业的盈利。投资者与证券发行主体是投资与接受投资的关系，而不是商品买卖关系，因此，在证券发行阶段不能对发行主体发行的资本证券课征流转税。二是财产税由于不涉及直接的证券交易行为，因此在本文中不进行讨论。

(2) 证券税制的国际比较

从国外成熟资本市场发展的情况来看，在证券税制的主体方面证券交易税和证券所得税是最具代表性的两个税种。根据对这两个税种的不同做法，世界各国的证券税种可以分为两个大类：一是以日本等亚洲国家为代表，他们既征收证券交易税，又征收证券所得税；二是以美国等国家为代表，以征收证券所得税为主，证券交易税往往被认为有损资本流动而停征或者少征。

证券交易税制的国际比较

对证券交易行为的课税，目前世界各国或地区的征税方式主要有以下三种情况：一是只征收证券交易印花税，如英国、法国、澳大利亚、泰国等，这些国家和地区将股票、债券视为法定的权益证书，当这些证券在证券市场上转让时，同其它应税凭证一样课征印花税；二是只征收证券交易税，如瑞典、韩国、西班牙、台湾等；三是同时征收证券交易税和印花税，这是世界上许多国家的通常做法，尤其突出的是亚洲的许多国家和地区都同时开征证券交易税和印花税，如马来西亚、新加坡、日本、菲律宾等。

从国际范围来看，证券交易税种的设置通常呈现出以下两个特征：一是大部分国家和地区对证券交易都采取轻税政策，证券交易的税率一般都保持在 3‰ 以下的低水平，特别是大多数国家和地区在证券市场的发展初期往往还采用证券交易的低税率或阶段性暂停征收等措施来鼓励市场发展，例如我国的台湾地区为了改善投资环境，繁荣证券市场，曾先后两次暂停征收证券交易税。二是证券交易税种的设置呈现出差异性的特征，即征收对象的差异、征收品种的差异和起征点的差异等。从征收对象来看，大多数国家都采用了只对卖方征收的单向收费从征收品种来看，并非所有的品种都适用单一的证券交易税，政府债券等品种交易往往还享有一定程度的税收优惠；从起征点的设置来看，有的国家还对征收证券交易税的起征点有所规定，如瑞典就只对半年内交易量超 50 万法郎者的帐户征收证券交易税。

证券所得税制的国际比较

证券所得包括证券交易所得和投资所得。证券交易所得，是指股票、债券在转让时所取得的增值。开征证券交易税的目的在于调整市场投机行为，平衡收入分配。从国际资本市场的情况来看，除新加坡、墨西哥和我国香港地区等少数几个国家和地区外都开征此税，有的

在税法中就明确规定，转让证券属于资本的范畴，同普通所得一样课征所得税，如美国；有的虽然未单列资本利得税，但把证券交易视同财产转让而课征所得税，如德国。对于证券投资所得，世界上绝大多数国家和地区都将股息、红利、利息收入列入所得税的征税范围，对个人和公司分别计征。

（二）我国证券市场交易费用沿革

1、我国证券市场的佣金变革

历史上我国沪深交易所佣金收费标准一直是单一固定佣金制，其中 A 股交易按 3.5‰收取；B 股佣金收取标准为 4.3‰（2001 年 1 月 1 日 B 股交易佣金曾经进行过一次调整，由 6‰降低到 4.3‰）；证券投资基金交易按 2.5‰收取佣金；债券交易佣金可以浮动，但上限为 2‰。

自 2002 年 5 月 1 日起我们正式调整了证券交易佣金的收取标准。A 股、B 股、证券投资基金的交易佣金实行最高上限向下浮动制度，证券公司向客户收取的佣金（包括代收的证券交易监管费和证券交易所手续费等）不得高于证券交易金额的 3‰，也不得低于代收的证券交易监管费和证券交易所手续费等。A 股、证券投资基金每笔交易佣金不足 5 元的，按 5 元收取；B 股每笔交易佣金不足 1 美元或 5 港元的，按 1 美元或 5 港元收取。

2、我国证券市场的证券税制变革

严格地讲，我国目前尚未形成完整的证券税收体系，还不存在以证券交易行为及收益为特定规范对象的税收法规，现行各税种对证券市场的调节，大多是对我国证券市场运行中出现的问题所采取的变通性措施。

（1）证券交易税制的现状

我国目前的证券交易税制采用的也是只征收印花税不征收证券交易税的做法，印花税在财政收入中的比重呈现逐年上升的态势（见下表）。与佣金的相对稳定相比较，印花税作为宏观调控的工具经历了几次大的调整：1991 年 10 月，为了刺激当时低迷的证券市场，印花税从当时的双向 6‰调低为 3‰；1997 年 5 月，针对当时市场出现的阶段性过热的情况，管理层将印花税调高为双向 5‰；1998 年 6 月，针对印花税偏高的客观现状，管理层再度调低印花税为 4‰；2001 年 11 月，为了迎接证券市场国际化的客观要求，同时也为了刺激长时间以来的证券市场低迷，印花税经历了第四次比较大的调整，从 4‰调低为 2‰。

表 38 印花税在财政收入中的比重变动

	股票印花税（亿元）	财政收入（亿元）	%
1993	22.00	4349	0.51%
1994	48.77	5248.1	0.93%
1995	26.38	6242.2	0.42%
1996	127.99	7408	1.73%
1997	250.76	8651.1	2.90%
1998	225.75	9853	2.29%
1999	248.07	11377.24	2.18%
2000	485.89	13380.11	3.63%
2001	291.31	16371	1.78%

（2）证券所得税制的现行政策

目前我们现行的法规对于交易所得和投资所得的征收因分配方式和投资者类型的差异

而体现出差别：

对于个人投资者的利息、股息和红利收入，《中华人民共和国个人所得税法》规定，以每次收入为应纳税所得额，适用 20%的比例税率征税，实行源泉扣缴，但对国债和国家发行的金融债券利息免税；

对于企业的利息、股息和红利收入，按照《中华人民共和国企业所得税法》的规定，纳入企业所得总额征收企业所得税，实行归集抵免制。如果获得股利收入的企业与分配股利的企业适用的税率相同，则企业不必就获得的股利收益缴纳企业所得税，但如果两者适用的税率不同，且前者高于后者，那么需将股利收益折算成税前利润，按照税率的差额补纳企业所得税。企业获得的国债利息收入免税；

对于派送红股的税收征缴，1997 年 12 月 25 日，国家税务总局发文明确规定，股份制企业用资本公积金转增股本不属于股息、红利性质的分配，相应地对个人取得的转增股本数额不征收个人所得税；股份制企业用盈余公积金派发红股则属于股息、红利性质的分配，对于个人因此取得的红股数额，应作为个人所得予以征税；

关于股票交易资本利得的税收问题，《中华人民共和国企业所得税暂行条例》第五条规定，企业财产转让收入和利息收入等应列入所得总额中予以课税，同时《中华人民共和国企业所得税暂行条例实施细则》中对于财产转让收入的注释包括了企业有偿转让有价证券取得的收入，因此企业转让有价证券收入应当纳入应纳税所得；对于个人转让有价证券取得的收入，目前国家税务总局则是采取特案批准的形式暂缓征收。

（三）境内外资本市场环境差异比较

在比较了境内外资本市场交易费用差异的基础上，具体到今后我国资本市场交易费用体系的路径选择问题，我们必须充分考虑到境内外经济金融环境上的差异。交易费用体系的路径选择作为证券市场发展过程中的一个“非帕累托改进”，必须受到客观经济金融环境的制衡。

1、金融体系市场化进程的差异

从 70 年代开始，伴随着布雷顿森林体系的瓦解，西方国家经历了一场金融自由化浪潮，并一直延续至今。这场金融自由化主要以汇率、利率等主要金融产品和服务价格放开为内容，以放松资本帐户管制、允许银行跨区域和兼营证券业为主要措施。在金融自由化过程中，以英国 1986 年的金融大爆炸最具代表性，通过金融改革，英国率先放开了证券经纪业务的佣金管制，加强证券和银行的统一监管，放松对外国金融资本进入的限制。2000 年美国《金融服务现代化法案》的通过，标志着全球金融自由化进入一个新的阶段。而佣金自由化是金融自由化过程的一个组成部分，它主要依赖于整个金融市场的市场化程度。

目前，我国金融市场的发展，无论从规模和质量上讲，还处于比较低级的阶段，金融产品单一，投融资渠道狭隘，金融管制还比较严格，更重要的是，利率和汇率这两大市场工具还没有实现市场化，这些因素都制约着我国完全意义上的佣金自由化进程。

2、资本市场对外开放程度的差异

佣金制度改革是国家（或地区）证券市场间相互竞争、提升自身竞争力的需要，在一定意义上讲，改革传统的佣金制度是迫不得已的事，外在的竞争压力从中起了重要的作用。因此，一个开放的证券市场相比较封闭的市场而言更具有改革佣金制度的外在动力。

目前，我国的证券市场对外开放的程度还比较有限，入世虽然给我国资本市场的国际化创造了良好的外部条件，但总体而言，这一进程绝不是一蹴而就的。根据入世证券业开放的承诺：从开放的时间周期来看，我们还有 3-5 年的保护期；从开放事项的承诺来看，我们也并非全部业务一次性地对外开放，业务的开放将遵循基金管理 证券承销 证券交易（经纪

和自营)这一先后顺序。

3、资本市场外部环境培育的差异

资本市场发展十年来,我们在市场的制度建设方面取得了长足的进步,一大批市场化程度较高的制度约束为市场的良性发展创造了很好的外部环境。但同时我们也应当看到,在一些最基础的外部环境培育方面我们还存在很大的不足,其中很重要的一点就是资本市场的法制化进程缓慢:体现在管理层,我们在证券法规体系的构建上还缺乏规范性、系统性和完整性,法制执行过程中的“有法不依、执法不严、违法不究”的现象还较为普遍;体现在相关市场主体,其市场行为的法制意识也相当淡薄。这也从另一个侧面决定了我们在借鉴国外成熟市场的证券税制沿革的同时应当循序渐进,充分考虑到本国的实际情况。

4、资本市场微观主体培育成熟度的差异

从行业经营模式的角度来看,我国目前实行的是银证完全分离的分业经营模式,并实行了严格的证券行业准入制度,这在隔离金融风险的传染的同时,也割裂了金融业内部千丝万缕的联系。从国际资本市场的情况来看,混业经营已经越来越成为全球金融业发展的大趋势,这就使得境外券商可以利用商业银行现有的网点、网络、社会信用中介、资金等优势来支持其业务拓展,也使得他们拥有了大幅下降经纪业务成本的渠道和能力。

从券商综合实力的角度来考察,佣金的自由化还取决于证券市场主要参与主体—券商的业务创新能力和抗风险能力的提高。只有券商实现了业务多元化,才有能力降低对佣金收入的依赖,才能够从容面对佣金自由化带来的冲击。随着证券市场的发展,西方国家的证券公司在向综合型的投资银行方向转化,业务种类和利润来源不断增加,对经纪佣金收入的依赖也逐渐减小,因而具备了承受不断降低经营成本的实力。目前,在西方国家的综合类券商中,证券交易佣金的收入一般只占到其总收入的 1/3 左右。他们通过不断的降低佣金来赢得更多的客户,然后对这些客户进行再开发,再从其它形式业务中赚取收入。目前我国券商的盈利结构与境外券商有着极大的差别,券商的投行、自营等业务盈利能力总体不强,券商盈利过于以来经纪业务,经纪业务佣金收入占到总收入的 60 - 70%左右,佣金收入是其能否生存的关键。这使得我国的佣金制度改革对券商的影响可能会相当大。

从投资者构成的角度来考察,目前我国资本市场上虽然机构投资者的比重呈现逐年上升的态势,但从绝对数量来考察,散户投资者仍占据着市场的绝对比重。因此,我们在推进佣金的市场化进程中不能完全借鉴海外成熟市场中自由协商的模式。

(四) 建设有中国特色的证券交易费用体系

1、完善证券交易费用体系的原则

(1) 一切从实际出发的原则。一方面佣金市场化进程要考虑券商的实际情况。调整佣金费率应充分考虑券商经纪业务平均运营成本。券商经纪业务运营成本包括人员工资、营业税负、场地费用、信息费用、席位费用和会员费用等等。券商因经济规模、管理水平、交易委托手段差异等使单位交易量的运营成本有较大差别,因此可以考虑以证券经纪业务平均运营成本(也可以近似看作证券经纪业务平均生产力水平)定为佣金费率的下线标准。佣金恶性竞争的结果很可能使得整个证券行业面临生存的危机。比如,1999年日本佣金制度改革前,44家综合证券公司的交易佣金约占营业利润的50%,其他中小券商对佣金收入的依存度更大,高达70%左右,实行佣金费率自由化后,行业的竞争使得大约有一半券商被迫关闭。因此,佣金制度改革既要考虑国内约占2/3中小券商的出路,但又不能保护落后,还要考虑券商整体的承受能力,这样才有助于推动券商不断提高经营管理水平,完善交易委托手段,开拓新的业务领域,保持持续创新能力。券商整体素质与竞争能力不断提高,投资者才能持续享有交易成本的下降与服务质量的提高。

另一方面，我们还要坚持佣金改革与税收改革并重的原则。交易成本的降低不单单是佣金的市场化，更重要的还在于证券税制的改革，这里既包括总量水平的降低，更包括证券税制的结构性调整。

(2) 循序渐进改革的原则。海外大部分国家和地区佣金制度改革并不是一步到位，而是逐步分阶段进行的。1975年美国佣金制度改革以后，经历了较长时间佣金水平才大幅下降，每手交易佣金从1975年的平均26美分下降到1980年的11.9美分，到1997年已降到平均每股5美分。新加坡佣金制度变革经过三次调整，2000年10月才实现自由协商的佣金制度，充分地反映出这种循序渐进的过程。上述例子说明，根据国际经验，我国的佣金市场化改革也不能一步到位，只能根据实际情况逐步推进。

(3) 改革进程与市场监管的相协调原则。我们以香港为例。近30年来，香港交易所实行0.25%最低经纪佣金制度，这一佣金制度相对其它发达国家或地区的交易佣金费率仍然偏高，但是外资或本地客户并不因为股票经纪佣金太高而不参与香港证券市场的股票买卖。国际投资者购买港股，国际证券商参与港股交易，主要是因为香港的经济环境良好、监管制度完善及市场透明度高因素，并不因最低佣金费率偏高而吓跑。因此，我国在佣金制度改革的过程中，要全面考虑并完善市场监管制度，改善经济环境，增加市场透明度，否则佣金制度改革并不能带来市场的繁荣。

2、建设有中国特色的证券交易费用体系

(1) 佣金市场化进程研究。目前在佣金制度方面我们实施的是有限度协商佣金制，即在确定一定的上下限水平（不得高于证券交易金额的3‰，也不得低于代收的证券交易监管费和证券交易所手续费）以内，允许券商自由浮动。应该说，这一举措已经充分考虑到了证券市场发展的现状，其主张在今后很长一段时间内都将具有广泛的适用性。因此目前佣金制度方面需要进一步加以完善的地方存在于佣金形式的多样性，应当倡导券商设计出各具特色的佣金模式，来满足不同类型投资者的需求：

一是按交易次数区别费率方案。按交易次数收取佣金，实现按量计取，这主要是因为任何一笔交易，无论金额大小，均占用了券商与交易所基本相同的资源消耗。这种制度的优点是可以降低机构投资者的交易成本，但同时也将无形中提高了中小投资者的交易成本。这种制度也将使得大额交易分散委托的交易成本增加，有利于监管市场的投机操纵行为，对培育战略投资者也将产生积极影响。

二是按交易额区别费率方案。按交易额不同确定不同的佣金费率等级，是境外佣金自由化进程中的一种过渡措施。按交易额大小收取不同佣金费率，费率仍由有关部门确定，按每笔（或一定笔数或一定时间累计）交易量的不同执行不同的费率标准。这种佣金制度在实际执行过程中，需要得到交易所的配合，即券商根据其每个客户的交易量执行不同佣金费率标准时，交易所因具有清算职能，可以方便监测券商在佣金费率上是否违规进行“低价倾销”。这种方式的优点是鼓励投资者进行大手笔的交易，缺点是佣金计算比较复杂，增加了交易所的清算工作量，在实际执行过程中难度较大，如果统一推广，不同的交易者在交易过程中享受不到平等待遇。

三是按经纪委托形式区别费率方案。按业务类型不同收取不同佣金费率的原因在于交易委托方式、客户资产管理方式以及对券商服务的依赖程度等方面的不同客观上对券商运营成本的要求也是不同的，因此应当根据多种委托形式下运营成本的不同来规定不同佣金费率。例如电话委托、网上交易的佣金费率就应当比现场委托的费率来得低。这一方案将有助于证券经纪商之间的专业分工，同时也有助于通过市场的逆向选择降低交易成本。

四是采用佣金费用承包制方案。投资者每年按事先约定的金额交纳佣金费用，超过约定以外的交易量不再交纳任何费用。在我国，目前一些小券商已经开始采用这种方案，其目的是为了开发和巩固客户。华尔街近年开始流行佣金费用承包制，大受客户欢迎，在1999年

夏天开始实行的这种新佣金收取制下，华尔街券商赢得了大量客户，半年内赢得的客户资金高达 1045 亿美元，仅美林证券就称其获得了 630 亿美元。这一方案的好处在于有利于开发超级大户，并能收取固定金额的佣金，而不管市场行情趋势；它的缺点是很难对全部客户开展，因为中小散户不太适宜推行这一方案。

五是只规定基本的佣金费率，允许根据具体情况围绕基本费率按一定的幅度上下波动，或者只规定最低费率，佣金收费不能下调，只能上升。但是，这种方案，前者可能变成区间波动的费率制度，后者在实践过程中有可能又有可能形成有下限费率的固定佣金制。因此，这两种方式只能看作其它形式的变形。

应该说，上述各具特色的有限度的浮动佣金制开始在我们的证券市场上被逐步采纳，而且，这一改革的进程呈现出以小券商为主、以经纪类券商为主的特点，这标志着我们在佣金市场化的道路上又迈出了坚实的一步。随着市场的进一步发展，必将有更多的市场化程度更高的佣金制度在市场上推陈出新。需要强调两点，一是完全意义上的佣金自由化目前从全球范围来看还不存在；二是推进佣金自由化绝不意味着对佣金规范的放任自流，佣金自由化和低价倾销是两个概念，这就要求我们在推进佣金自由化进程中更应当加强对券商定价行为的监管。

(2) 证券税制改革研究。证券税制改革应当是今后我们完善证券交易费用体系的重点，证券税收制度的优化应当遵循以下两个原则：一是宽税基、低税率的原则，在保证财政收入的同时最大限度地减小税收对资本运作的干预；二是应当逐步实现以流转税为主体税种向以所得税为主体税种的税收体系转化。证券交易税虽然有易于征管、能控制证券流动的特点，但在维护公平、调节不同投资者利益方面都有所欠缺。随着证券市场的进一步发展，证券税收宏观调控功能日益显著，要求它不仅能调节证券流动性，更要调节不同投资者的利益差别，这就要求所得税制的不断完善，要求我国证券税制逐步转变到以所得税为主的证券税制。具体说来，证券税收制度的改革应当包括以下一些内容：

(a) 建立完整、系统的证券交易税制

建立证券交易税制体系，应当把握四条基本原则。第一，该体系的税收调控应涵盖全部证券交易市场，包括股票、债券的交易市场；第二，该体系应从规模和结构上对我国证券市场进行全方位的调节，尤其要有助于促进证券市场上的税收公平；第三，保证与证券法的衔接；第四，轻税，简便，易于征管。为了填补我国现行证券交易印花税的种种缺陷，建议改变现行的对证券交易税套用印花税的做法，采取印花税和证券交易税兼征的制度：选择适当时机开征“证券交易税”，使其具有法律上的严谨性；把股票、企业债券、各种国债及投资基金等证券交易均作为此税税目；在税率设计上，实行差别比例税率，分为股票类、非政府债券类、政府债券类依次制定由高到低的税率；另外，还要区别对待场内交易和场外交易，即通过自营发行方式而不委托深沪证券交易所上市的股票，因难于征管，故要实行比场内交易高的税率；扩大现行证券交易印花税的征税范围，对一级市场股票、债券发行时订立的产权转移书据或合同征收证券印花税；实行属地征收原则，对中外投资者，凡买卖我国境内上市的股票，一律征税，以维护我国税收权益。理顺证券交易税与印花税的关系。如前所述，我国证券交易成本过高，因此在兼征证券交易税与印花税的情况下，应调低印花税率水平，使其与证券交易税的税率合计不超过目前的水平。

(b) 完善证券投资所得税利

证券投资所得税一般由两部分构成，一是证券买卖的差价收益，二是持有证券的利息、股息、红利收入，因此对证券市场征收所得税应区分两种情况考虑：

专门针对证券买卖的差价收益开征资本利得税。对从事证券交易的机构、企业和个人适用统一的税收政策，以达到普遍调节的目的。从税收理论上讲，这样做完全是理所当然的。但有观点指出：我国证券市场现仍处于起步成长阶段，又肩负着国有大中型企业转轨改制并

融资的任务，而目前，投资者在上市企业效益平平，不能期望通过所持证券的高成长性获得丰厚收益的情况下，通过赚取买卖差价获取投资回报成为不可否认的现实投资动因，开征资本利得税必然会抑制投资需求，不利于证券市场的发展。笔者认为，正因为我国证券市场不成熟，炒作内幕盛行，导致了少数大股东与普通股民的投资收益差距扩大，因此，从调节社会分配不公的角度，应加强对证券资本利得税的课征。从问题的另一侧面看，对投资者或称投机者的资本利得缺乏必要的税收管理手段，同样不利于证券税制的建设与证券市场的良性发育；而且我国目前已具备了开征利得税的技术条件。一是深沪两大证交所的交易量已占全国证券交易量的绝大多数，且其证券全部实现了中央登记存管与集中清算，每一投资者的明细交易数据由计算机系统管理，为计算买卖差价提供了条件；二是两大证交所已建立了较完善的投资者交易保证金管理体系，计算出的资本利得税可由资金清算系统自动扣缴。为了实现对证券市场中级差收益的调节，可以将税率设计成超率累进税率。

对证券持有期间获得的股息、利息、红利所得（合称股利所得），可以借助我国现行的所得税体系，根据其持有者主体资格的不同，分别适用企业所得税或个人所得税。其完善措施包括：第一，要体现同股同权的原则。即把股份制企业的所有股东，包括国家股、法人股、个人股摆在平等的位置上，对国有股和法人股一律征收股利所得税。第二，在税率的设计上，法人股利收入按 33% 的税率计税；个人股利收入按 20% 的税率计税。为了有效促进证券业发展，还应按国际惯例，对持股半年以上者减征 25%，持股一年以上者减半征收；持股三年以上者可免税；对个人股利的第一个 100 元可以免税，对法人股东股利再用作投资的给予减半征税；对来自投资基金的利息、股息收入减半征收所得税。第三，为鼓励法人之间相互持股，解决股利重复征税问题，需要对法人股股利实行扣除制。扣除制的具体办法是：法人股东取得的分配利润扣除公司这部分税负外再计征 33% 的所得税，对未分配的利润按 33% 计税。

（c）开征证券遗产税和赠与税。

有价值证券属于无形资产，按国际惯例，通常采取课征遗产税的办法。从税源基础上看，我国开征遗产税和赠与税的条件已经具备。在税率设计上，应采取累进税制。

八、主要结论及政策含义

加入 WTO 后，我国证券市场对外开放步伐将逐渐加快，监管当局的市场政策工具的有效性也将越来越得到重视。从制度经济学的角度出发，交易费用的大小和调整将给整个制度本身带来多层次的影响。从证券市场的角度出发，我国目前推行的印花税及佣金制度实际上乃是证券市场制度中交易费用的最直接体现，其如何变动将会对证券市场的微观结构、波动性、换手率、股价水平和税收收入产生重要的影响。

本课题以我国沪深两市市场数据（A 股和 B 股）为样本，采用 Umlauf 计量方法、事件研究和 GARCH 模型，实证地研究了我国印花税和交易佣金变动对我国证券市场及微观主体的影响，并且对我国证券交易费用体系的发展方向进行了探讨。主要结论为：

1、对股票价格水平的影响：（1）沪深两市无论是大盘指数还是单只股票对印花税调整都有很敏感的反应，而且具体反应模式为当印花税税率下调时，股票价格指数上升，价格指数的收益率为正；当印花税税率上升时，股票价格指数下降，价格指数的收益率为负；（2）就反应的时效而言，沪深两市和单只股票均会及时做出反应。而且在 10 个交易日内市场反应最大，随着时间的推移，反应效应逐渐减少。当达到 30 个交易日的时候，反应效应已经很微弱了。因此，其政策含义为印花税税率可以作为一种调控证券市场的宏观政策工具，并且可以为这种政策调控提供了一定的数量指导。但是，在现实使用中，还应该注意征税主体

对象的普遍性，以免造成过大的税收扭曲效应。此外，还应该注意我国目前证券交易印花税率与国际上比较还过高，因此，在适当时机下，应该继续调低印花税率，刺激股市上涨，吸引更多的投资者到股市中来，进一步发展我国的股票市场。因为就国外市场而言，证券交易印花税率越低的国家，资本市场的流动性也越高

2、对波动性的影响：(1) 印花税调整对市场的综合收益波动性的影响和对 A 股市场收益波动性的影响大体一致，但对 B 股市场收益的波动性影响不太一致。这与我国证券市场的现状是一致的，即我国证券市场以 A 股是市场为主；(2) 从印花税调整对单个市场收益波动性的影响来看，1997 年印花税调整对上海 A 股市场收益的波动性产生了较大的影响，但其他各次印花税调整对其他市场收益的波动性并没有确定的影响。因此，印花税提高会导致市场收益波动性的提高，印花税下调对市场收益的波动性影响不明显，所以除非在特殊时期，监管者不应该提高印花税；上海市场中交易成本变化的影响比深圳市场交易成本变化的影响相对明显，上海市场的市场机制可能相对于深圳市场要完善。所以，监管者除了重视上海市场建设的同时也应该重视深圳市场的建设；(3) 佣金的调整存在着“宣布效应”，但佣金调整对市场收益波动性却没有影响。前者说明了我国证券市场不是一个有效的市场。因此，监管者应该完善市场对信息的反应机制，加强信息披露的力度。后者与“返佣现象”是有联系的。大的投资者在佣金宣布下调以前就被收取较低的佣金，所以在佣金宣布和实施之后，券商向他们收取的佣金也不会有太大的变化，他们的交易量也不会发生变化。我们的 GARCH 模型显示，交易量对波动性的影响是正向的。由于交易量没有发生变化，因此波动性也没有明显的变化。所以，通过佣金调整来影响波动性的方法不是可取的，监管者要影响市场波动性，应该通过非佣金调整的方法。

3、对噪声收益波动性的影响：(1) 我国 A 股市场 1997—2001 年 3 次印花税调整的观测期内，印花税的调整没有明显影响噪声收益的波动性；但是与对正常收益波动性的影响相比较而言，印花税调整对噪声收益波动性的影响力度要稍强，这和 Keynes、Tobin、Stiglitz 等传统的“支持派”的观点在一定程度上是相符的；(2) 本文的结果在一定程度上显示税率调整对小组噪声收益波动性的影响大于对大组合噪声收益波动性的影响。

4、对税收收入的影响：(1) 对于沪深两市 A 股，无论用上证 A 股指数，还是采用上证 30 指数从而剔除新发行上市公司影响后，其结果均显示，在 1997 年印花税调高后，其税收均随之呈上升趋势，而 1998 与 2001 年两次下调后，税收也随之下降；(2) 在印花税上调时其对税收的弹性较小；而下调时弹性却较大。但是，对于 B 股，分析结果却显得非常凌乱，并没有完全表现出这一规律。主要的政策含义是，从文章的研究出发，虽然我国证券市场印花税收入与印花税率呈正相关关系，但印花税上调对税收增长的作用要远小于印花税下调对税收减少的作用；因此，我们只能将印花税调整作为制定税收政策的参考，而不应将其视为主要目的。而且，从国际范围来看，印花税作为投资者的一项主要交易成本，其呈现下降趋势。最后，需要指出的是，即使文章中也采用了 +/-120 日数据，但本文的研究仍只限于对印花税调整对税收影响效果的短期分析，并没有考虑长期影响；而印花税却呈现下降趋势，因此长期看对税收的影响还需做进一步的研究。

5、建立我国证券交易费用体系的发展方向：(1) 完善佣金市场化进程。在佣金自由化的基础上，推进佣金形式的多样性，倡导券商设计出各具特色的佣金模式，如按交易次数和交易额区别费率方案、按经纪委托形式区别费率方案和采用佣金费用承包制方案等；(2) 改革证券税制。证券交易税虽然有易于征管、能控制证券流动的特点，但在维护公平、调节不同投资者利益方面都有所欠缺。随着证券市场的进一步发展，证券税收宏观调控功能日益显著，要求它不仅能调节证券流动性，更要调节不同投资者的利益差别，这就要求所得税制的不断完善，要求我国证券税制逐步转变到以所得税为主的证券税制。主要包括建立完整、系统的证券交易税制、完善证券投资所得税、开征证券遗产税和赠与税等。

主要参考文献

- 施东晖, 2001, 中国股市微观行为: 理论与实证, 上海远东出版社。
- 史代敏、杜丹青, 1997, “沪深股票市场弱有效性对比研究”, 《财经科学》第6期。
- 史永东, 2000: “中国证券市场股票收益持久性的经验分析”, 《世界经济》第11期。
- 宋颂兴、金伟根, 1995, “上海股市市场有效实证研究”, 《经济学家》第4期。
- Ahn, H., Bae, K., and Chan, K., 2001, Limit Orders, Depth, and Volatility: Evidence from the Stock Exchange of Hong Kong, *Journal of Finance* 56, 769-790.
- Amihud, Yakov and Haim Mendelson, 1986, Asset Pricing and the Bid-Ask Spread, *Journal of Financial Economics*, Vol. 17, pp. 223-249.
- Barclay Michael J. Eugene Kandel and Leslie M. Marx, 1998, The Effects of Transaction Costs on Stock Prices and Trading Volume, *Journal of Financial Intermediation* 7, 130-150.
- Barr D. and Sellin P., 1996, Throwing Sand in the Gears: the Swedish Experiment, *Sveriges Riksbank, mimeo, Stockholm*.
- Black, Fisher, 1986, Noise, *Journal of Finance*, Vol. 41, pp529-543.
- Bollerslev, T., 1986, Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity, *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- Brown, M.B. and Forsythe, A.B., 1974, Robust Tests for the Equality of Variances, *Journal of the American Statistical Association*, vol. 69, June, 1974, pp. 364-367.
- Campbell J. and Froot K., 1994, International experiences with securities transaction taxes, in Frankel, J(ed), “*The internationalization of equity markets*”, University of Chicago Press.
- Clarke, J. and Shastri, K., 2001, On Information Asymmetry Metrics, *Working Paper*, University of Pittsburgh.
- DeLong, J. Bradford. Shleifer, Andrei. Summers, Lawrence H. Waldmann, Robert J., 1989, The Size and Incidence of the Losses from Noise Trading, *Journal of Finance* Jul, Vol. 44, No. 3, pp.681-696.
- DeLong, J. Bradford, Andrei Shleifer, Lawrence Summers, and Robert Waldmann, 1990, “Noise Trader Risk in Financial Markets,” *Journal of Political Economy*. Vol. 98, pp. 703-738.
- Efron, B and Tibshirani, R.J., 1993, *An Introduction to the Bootstrap*, London: Chapman & Hall.
- Engle, R.F., 1982, Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of U.K. Inflation, *Econometrica*, 50, 987-1008.
- Ericsson J. and Lindgren R., 1992, Transaction Taxes and Trading Volume on Stock Exchange: an International Comparison, *Stockholm School of Economics, Working Paper*, No. 39.
- Gümbel A., 2000, Myopic Traders, Efficiency and Taxation, *Lincoln College, Oxford, Working Paper*.
- Hu Shing-yang, 1998, The Effects of the Stock Transaction on the Stock Market-Experiences from Asian Markets, *Pacific-Basin finance journal*, Vol.6, pp347-364.
- Jackson P. and O'Donnell A., 1985, The effects of stamp duty on equity transactions and prices in the UK stock exchange, *Bank of England Discussion Paper*, No. 25.
- Jones, C. and Seguin, P.J., 1997, Transaction costs and price volatility: Evidence from commission deregulation, *American Economic Review*, 84, 728-737.
- Keynes, J. M., *The General Theory of Employment, Interest and Money*, Harcourt Brace, New York, 1936.

- Kupiec A., 1991, Initial margin requirements and stock returns volatility: another look, *Journal of Financial Services Research*, 3, pp.189-212.
- Kupiec, Paul H., 1995, Noise Traders, Excess Volatility, and a Securities Transactions Tax, *working paper of Fed*, Fed Number: 95-26.
- Levene, H., 1960, Robust tests for equality of variances, in I.Olkin, ed., *Contributions to Probability and Statistics*, Palo Alto, Calif.: Stanford University Press, 278-92.
- Lindgren R. and Westlund A., 1990, How did transaction costs on the Stockholm stock exchange influence trade and price volatility?, *Skandinaviska Enskilda Banken Quarterly Review*, 2, pp.30-35.
- Osler, C. L., 1998, Identifying Noise Traders: the Head-and-Shoulders Pattern in U.S. Equities, *staff reports of Fed*, series 42.
- Prat J., 2001, Transaction costs, liquidity and stock dynamics in Latin America, *University of California: Los Angeles, Working Paper*.
- Saporta V. and Kan K., 1997, The Effects of Stamp Duty on Level and Volatility of UK Equity Price, *Bank of England, Working paper*.
- Schwert, G.W. and Seguin, P.J., 1993, Securities transaction taxes: an overview of costs, benefits and unsolved questions, *Financial Analysts Journal*, 49, 27-35.
- Stiglitz J., 1989, Using tax policy to curb speculative short-term trading, *Journal of Financial Services Research*, 3, pp.101-115.
- Summers, Lawrence H. & Victoria P. Summers, 1989, When Financial Markets Work Too Well: A Cautious Case for a Security Transactions Tax, *Journal of Financial Services Research*, 3(2-3), pp261-286.
- Tobin J., 1984, On the efficiency of the financial system, *Lloyd's Bank Review*, 153, pp.1-15.
- Umlauf S., 1993, Transaction taxes and the behavior of the Swedish stock market, *Journal of Financial Economics*, 33, pp.227-240.
- Venkataraman, K., 2001, Automated Versus Floor Trading: An Analysis of Execution Costs on the Paris Bourse and New York Exchanges, *Journal of Finance* 56, 1445-1484.
- Zhang, Li, 2001, The Impact of Transaction Tax of Stock Markets: Evidence from an Emerging Market, *MS research paper of ECU*, July.

课题组负责人：史永东

电话号码：0411-4712805

email: shiyd@online.ln.cn

通讯地址：大连东北财经大学金融学院和金融工程研究中心

邮政编码：116025