

# 中国财政政策非线性稳定效应 理论和证据\*

□方红生 张 军

摘要：本文考察了中国财政政策的非线性稳定效应并对其形成的可能机制进行了检验。基于现有文献和中国的现实，本文创造性地识别了可能会导致中国财政政策非线性或非凯恩斯效应的历史时期。接着本文构造了1978~2004年度和1998~2004年度两个面板数据集，前者很好地完成了对生成财政政策非线性或非凯恩斯效应的预期机制的检验并发现了非凯恩斯效应的证据；后者部分证实了劳动市场观点的假说，但不能排除预期观点在生成非凯恩斯效应方面所起到的重要作用。最后，本文针对性地给出了一些具体的应付宏观经济不稳定的政策建议。

关键词：预期观点 劳动市场观点 非线性效应潜在时期的决定 经济衰退

## 一、引言

近年来，国际学术界重新掀起关于财政政策能否有效促进宏观经济稳定的争论，焦点主要集中在两个方面：一是扩张性财政政策是否具有“凯恩斯效应”；二是财政政策能否依据宏观经济形势做出适时转变（郭庆旺、贾俊雪、刘晓路，2007）。他们认为，在以下两种情形下，财政政策能有效促进宏观经济的稳定：一是政府适时实施反周期性财政政策，同时财政政策具有显著的“凯恩斯效应”；二是政府适时实施顺周期性财政政策，同时财政政策具有显著的“非凯恩斯效应”。否则，将导致宏观经济的不稳定。我们认为，为稳定宏观经济，政府具备财政政策是否存在非凯恩斯效应的先验知识是关键。这是因为，如果政府不具备财政政策是否存在非凯恩斯效应的先验知识，就不会适时地做出正确的政策选择，是实施反周期性财政政策还是顺周期性财政政策？因此，本文研究的重心将放在中国的财政政策是否存在非凯恩斯效应方面。

财政政策为什么会具有非凯恩斯效应？现有的研究给出了两大理论解释，分别是预期观点和劳动市场观点。预期观点认为，大而持久的财政调整和初始条件会改变行为人对持久收入的预期，进而逆转了凯恩斯效应。而劳动市场观点则认为非凯恩斯效应的存在并不取决于上述因素所导致的行为人的预期转变，而是取决于通过劳动市场对私人部门的劳动成本发生影响的财政政策冲击结构（具体见下文的文献回顾）。

中国的财政政策具有非凯恩斯效应吗？对此做过实证研究的学者为数不多。郭庆旺、贾俊雪（2006）通过1998~2004年度省级面板数据模型对积极财政政策的淡出（2003~2004年间）是否具有非凯恩斯效应进行了实证检验，结果发现在积极财政政策淡出期间，财政收入政策具有显著的“非凯恩斯效应”，而财政支出政策则不具有显著的“非凯恩斯效应”，但不同类型的财政支出项目影响并不相同。具体的说，在积极财政政策淡出期间，中国基本建设支出和文教科学卫生支出都具有“非凯恩斯效应”，而行政管理支出不具有“非凯恩斯效应”。在另一

\* 本文为国家社科基金项目（08CJL008）、国家自然科学基金项目（70873022）、浙江省自然科学基金项目（Y6080332）、浙江省优秀青年教师资助计划项目、浙江省高校人文社科重点研究基地（财政学）的研究成果和2009年度中国经济学年会入选论文。此外，本文的研究还得到了复旦大学国家哲学社会科学“中国经济国际竞争力”创新基地以及上海市重点学科建设项目（B101）的慷慨资助。作者感谢复旦大学中国经济研究中心陈诗一副教授和桂林硕士在数据和文献方面所提供的有力支持。当然，文责自负。

篇研究中,郭庆旺、贾俊雪、刘晓路(2007)利用1992年1月~2005年6月的月度数据并采用MSIAH-VAR模型实证发现,20世纪90年代以来,我国财政支出政策具有显著的“凯恩斯效应”,而税收政策既具有显著的“凯恩斯效应”,也具有不显著的“非凯恩斯效应”。但是,根据我们对国外关于“非凯恩斯效应”实证研究的理解,我们认为第一篇的不足之处主要有3点,第一是没有较全面的考察预期观点所强调的各种因素的作用;第二是关注的是财政政策的长期经济增长效应而不是短期经济增长效应(即稳定效应),这与现有的实证研究文献不符(Ardagna,2004;Miller and Russek,2002;Gupta et al.,2005);第三,对“非凯恩斯效应”可能发生时期的确定具有主观性,实际上,根据我们的研究,1998~2004年度并不存在严格意义上的大而持久的财政紧缩。第二篇的不足之处主要是不能检验预期观点在其中所扮演的作用。因此,我们很有必要继续对中国财政政策是否具有显著的“非凯恩斯效应”进行深入的实证研究。值得说明的是,从事这项研究,实际上就是从事财政政策的非线性稳定效应或非线性效应的研究。因为“非凯恩斯效应”的研究是在“非线性效应”的研究过程中完成的。掀起“非凯恩斯效应”理论和实证研究的Giavazzi等(2000)认为,财政政策的非线性效应是指财政政策对经济的影响程度是其他因素(即预期观点强调的那些因素)的函数,由此,我们认为其经济含义主要有以下3层,第一,凯恩斯效应向非凯恩斯效应的转换与预期因素有关;第二,非凯恩斯效应向凯恩斯效应转换与预期因素有关;第三,预期因素可能强化或弱化凯恩斯效应或非凯恩斯效应,但不至于使效应之间发生转换。在这里,由于前面提及的原因,我们将在探寻中国财政政策非线性效应的研究中重点关注中国的财政政策是否具有显著的非凯恩斯效应。此外,我们还将试图对预期观点和劳动市场观点进行检验。

简言之,与现有的财政政策非线性效应研究相比,我们的研究具有以下特点。第一,我们关注财政政策的短期经济增长效应(即稳定效应),而非短期的消费或投资效应(Giavazzi and Pagano,1990,1996;McDermott and Wescott,1996;Perotti,1999;Giavazzi et al.,2000;Alesina et al.,2002)。第二,我们将考察经济过热和经济衰退下的财政政策的稳定效果是否存在。如果在经济过热下还存在所谓的

“扩张性的财政紧缩”的证据,我们不认为这是一个好的政策结果;反之,如果在经济衰退下政府提供了所谓的“紧缩性的财政扩张”的政策,这更是一个糟糕的政策。就我们所知,除Hemming等(2002)对衰退下的财政政策有效性的研究之外,少有研究区分经济过热和经济衰退两种情形考察财政政策在稳定经济中的有效性。因此,我们的研究是对现有研究的一个改进。第三,尽管Ardagna(2004)第一个正式从计量层面上对预期观点和劳动市场观点进行了检验,但是在我们看来,他的研究存在两大方面的缺陷:一是没有正式拆分“劳动市场观点”下的财政支出和收入,而是以总量形式出现在计量方程中,因此,这就严重偏离了Alesina等(2002)及Lane和Perotti(2003)的计量策略,从而也就形不成对“劳动市场观点”的正式检验;二是放弃了Perotti(1999)和Giavazzi等(2000)在检验预期观点时所开创的虚拟变量计量策略。因此,我们试图在继承既有的正式检验“劳动市场观点”和“预期观点”的计量策略的基础上对两大观点进行再检验。

本文余下结构安排如下。第二部分,关于两大观点的文献回顾;第三部分,借鉴现有实证文献的方法识别可能导致中国财政政策非线性效应的潜在时期以便为寻找中国财政政策非线性效应和检验预期观点做准备;第四部分,构造计量模型来寻找中国财政政策的非线性效应并对两大观点进行检验;第五部分,计量结果分析;第六部分,结论与政策启示。

## 二、关于两大观点的文献回顾

下面所给出的预期观点和劳动市场观点将分别帮助我们理解下面两个问题,(1)导致财政冲击的凯恩斯效应向李嘉图等价甚至非凯恩斯效应转换或反向转换的需求方面的机理是什么?(2)产生非凯恩斯效应的供给方面的机理是什么?尽管并不存在两个观点同时重要的证据,然而,我们更愿意谨慎地表示以下两点,第一,这两个观点是互补而非竞争的观点。实际上,财政冲击在通过劳动市场渠道作用于总供给曲线的同时,也可通过预期观点所论述的机制作用于总需求曲线。第二,以上观点也不会穷尽所有可能的造成财政冲击效果有别甚至非凯恩斯效应的渠道。

### (一)预期观点

该观点首先由Blanchard(1990)提出,后经由

Bertola 和 Drazen(1993)及 Sutherland(1997)的代表性研究而变得更加全面,但最终的集大成者是 Perotti(1999)。其核心思想是试图从需求角度论证财政冲击的效果取决于初始财政条件。现说明如下。

Bertola 和 Drazen(1993)论证私人消费对政府支出冲击的反应程度和方向如何取决于初始政府支出水平。他们假定政府支出遵循着一个含有正漂移的随机过程。若没有稳定措施,政府支出的增长将不可持续,因此当政府支出达到一个临界水平时,消费者预期政府支出会有一个大的削减。但是,当政府支出达到一个低水平临界值时,消费者就政府是否进行稳定化并不确定,因此,消费者对政府支出变动就有了多种反应。尽管如此,当政府支出处在低水平时,政府支出的 1 单位增加由于在低水平临界值时政府可能进行稳定化或在高水平临界值时一定进行稳定化的预期使得私人消费下降少于 1 单位。当政府支出处在高水平时,消费者预期即将稳定化的概率非常大。因此,政府支出的 1 单位增加将由于使得预期未来税收的现值增加为负而提高消费。这表明,在低水平政府支出时,政府支出增加将导致私人消费下降,表现为非凯恩斯效应;在高水平时,政府支出增加将导致私人消费增加,而表现为凯恩斯效应。

与 Bertola 和 Drazen (1993) 不同,Sutherland (1997) 则论证私人消费对财政赤字的冲击或债务冲击的反应程度和方向如何取决于初始债务水平。他假定一个有限期模型,在正常时期,政府执行一个服从独立同分布的基本赤字性财政政策,其中,基本赤字以向消费者补贴或征税的方式存在。当债务达到极端水平时,为了满足跨期预算约束,政府将执行大幅增加总量税收的债务稳定政策。由于消费者知道以上信息,所以当公共债务处在低水平时,当前一代消费者在下一次稳定化税收征收之前死去的可能性非常大,因此当前债务水平的 1 单位增加将引致预期未来税收现值的增加小于 1 单位,从而私人财富增加,消费增加,这是传统的凯恩斯效应。而当公共债务处在高水平时,当前一代消费者在下一次稳定化税收征收时活着的可能性非常大。因此,当前债务水平的 1 单位增加将引致预期未来税收现值的增加超过 1 单位(因为消费者知道稳定化所征收的税收额度非常大<sup>⑩</sup>),从而私人财富减少,消费降低,这是非凯恩斯效应。

尽管以上研究在解释凯恩斯效应向非凯恩斯效

应或非凯恩斯效应向凯恩斯效应平滑转化方面做出了重要贡献,但是 Perotti(1999)认为以上研究的逻辑类似于一个“伪问题”,因为他们假定消费者的行为是由一个在现实世界中也许并不存在的重大的事件所驱动的。这些重大事件在 Perotti(1999)看来只不过是为了提供一个预期税收路径向上的假定。实际上,预期路径向上可以更现实和合理的方式提出,从而也就不需要决策者的反应和消费者预期的大的不连续性。基于以上考虑,他构造了一个融政府支出和税收为一体的两类人框架,解决了上述问题。

当前财政政策可以通过影响行为人的预期而影响经济的另一机制是利率。如果行为人相信稳定化是可信的,并避免了政府债务的违约风险,他们就可以要求一个低的政府债券升水。如果政府债券所支付的利率下降导致消费者和企业所负担的实际利率下降,那么敏感于实际利率的私人需求就会增加<sup>⑪</sup>(Ardagna,2004)。

#### (二) 劳动力市场观点

该观点关注供给方面。尽管预期可以在这个渠道中起作用,然而,在既有的文献中,非凯恩斯效应的存在并不取决于上述的预期渠道,而是取决于对私人部门的劳动成本发生影响的财政政策冲击结构。传统上,财政政策的供给效应曾在标准的具有完全竞争性劳动市场的新古典模型中研究过(Baxter and King,1993;Ludvigson,1996;Olivei,1999)。近期,文献开始关注具有不完全竞争的劳动力市场模型,因为这样的模型可以更加现实的方式反映大多数 OECD 国家的劳动力市场性质,而且所获得的预测与财政稳定化事件所给出的经验证据更为一致。Ardagna(2004)考虑了两类财政调整,第一类是增加工人所支付的收入税或社会保障税。其传导机制如下,对于一个给定的税前实际工资,这些政策冲击降低了工人的税后实际工资并诱使工会要求增加税前实际工资。均衡工资率增加将导致均衡就业水平和资本影子价值下降,进而给资本积累和经济增长带来负面影响。第二类是削减特定的政府支出项目。削减政府就业、政府工资及其失业救济可以对经济有正面影响,因为这些可缓解劳动市场的紧张程度,进而弱化工会力量。实际上,削减公共就业将增加失业的概率,因为公共就业代表着私人就业的一个替代,降低前者的水平或公共工资还降低了工会成员的保留效用。同样,削减失业救济或转移支付增加了失业的成本。削减这些公共支出项目的

任何一项将降低给均衡工资带来的压力,从而给经济带来正面效应。Finn(1998)在一个具有完全竞争的劳动力市场和总量税的一般均衡模型中也导出了削减公共就业将增加私人部门就业并促进增长的结论。相反,在一个标准的具有完全竞争的劳动力市场新古典模型中,有关收入项目和除政府工资外的其他支出项变动的效应的预测一般敏感于政策变动的持续性、融资方法和个人劳动供给弹性(Alesina et al.,2002;Ardagna,2004)。由以上研究可知,要想实现扩张性财政紧缩,最好的调整方式是第二类调整。

### 三、财政政策非线性效应 潜在时期的决定

第二部分的理论回顾告诉我们,预期因素在生成财政政策非线性效应方面起到非常重要的作用。下面我们将参考现有经验文献的做法,从以下几个方面来识别可能导致中国财政政策非线性的潜在时期,以便为寻找中国财政政策非线性效应和检验预期观点做好准备。

#### (一)大而持久的财政扩张期和紧缩期的决定

表1中显示不同学者所考虑的决定因素,其基本构成是(1)临界值的界定。方法可分为主观判定法和简单统计法两种,前者是指作者主观确定一个值,但理由并不清楚,后者是指通过简单统计指标的方法客观的决定一个临界值,如Alesina和Perotti(1995)的一个标准差和均值之和,Afonso(2001)的半个标准差和均值之和。(2)持续长度。一般至少两年,但若所用临界值较大,则可放宽为一年。(3)临界值所限定的对象。根据表1,基本可分为3种,分别是时期累计、时期平均和每年。但有时可进行某种组合,如McDermott和Wescott(1996)。(4)财政政策行为的度量。基本上由基本结构预算余额/GDP的变化、基本结构预算余额/潜在GDP的变化、结构预算余额/GDP这3种形式中的一种来度量。参照以上分析,本文中大而持久的财政扩张期和紧缩期可由以下组合决定:在至少两年内,结构预算余额/潜在GDP的变化必须每年超过一个标准差和均值之和或半个标准差和均值之和<sup>③</sup>。

与表1中的组合相比,本组合具有以下明显的优势,第一,临界值的界定具有客观性;第二,诱发行为人的预期变化需要一定程度的持久性;第三,在连续的各个年份保持同样的最低冲击度有利于稳定行为人的预期。但鉴于本文中决定的大而持久的紧缩期临界值(均值和一个标准差之和或均值和

半个标准差之和)在中国三大地区之间具有明显的差异(见表2),本文特分别界定三大地区的临界值,包括大而

表2 紧缩的分地区统计描述

地区	均值	标准差	最大值	最小值	观察值
东部	0.169	0.118	0.35	0.01	11
西部	0.877	0.62	2.21	0.01	93
中部	0.362	0.286	1.31	0.02	35
全部	0.691	0.591	2.21	0.01	139

表1 财政政策度量及财政政策非线性效应潜在时期的决定

作者和年份	时期的定义	度量结构预算的方法
Alesina and Perotti(1995)	定义1:基本结构预算余额/GDP的变化超过1.5%的年份;定义2:基本结构预算余额/GDP的变化偏离均值±1个标准差的年份	Blanchard (1993)
McDermott and Wescott(1996)	基本结构预算余额/潜在GDP两年内至少提高1.5%,且任何一年不能下降	OECD, IMF
Cour et al(1996)	3年中基本结构预算余额/GDP的变化至少3%	OECD
OECD(1996)	结构预算余额/GDP连续3年至少变化3%	OECD
IMF(1993, 1995)	两年内结构预算余额/GDP至少变化1.5%	IMF
Giavazzi and Pagano(1996)	基本结构赤字/GDP在4年、3年和2年分别累计变化5%、4%和3%以上或者基本结构赤字/潜在GDP在一年内变化3%	OECD
Alesina and Perotti(1997)	财政紧缩:基本结构赤字/GDP一年内至少下降1.5%或者两年内至少下降1.25%	Blanchard (1993)
Alesina and Ardagna(1998)	基本结构预算余额/GDP一年内至少上升2%,或连续两年内每年平均上升1.5%	Blanchard (1993)
Zaghini(1999)	基本结构赤字的变化超过给定的临界值	EC
Miller and Russek (2002)	对于每一个国家,若至少3年,经过均值调整的累积量超过财政调整的长度与经过周期性调整的基本赤字(与潜在GDP之比)的年度变化的标准差乘积的平方根,则称实行了一个大而持久的财政调整	OECD
Giavazzi et al.(2000)	两年或两年以上,大而持久地财政扩张和紧缩定义为充分就业盈余/潜在GDP每年变化至少1.5%以上	OECD
Afonso(2001)	若在一个给定的年份,经过均值调整的基本结构预算余额/GDP的变化超过一个标准差,或在两年内,经过均值调整的基本结构预算余额/GDP的平均变化超过半个标准差	EC
Missale et al. (1997)	基本结构余额/GDP在一年或更多年份至少增加1%	OECD
Perotti(1999)	若去年经过周期性调整的政府债务与未来政府支出的现值之和/潜在GDP超过一个给定的临界值,则本年就属于坏的年份,其中临界值取第90、80和70分位数。若经过周期性调整的赤字占潜在GDP的比重在过去的两年中每年都超过一个给定的值,那么一个给定的国家在本年就属于坏的年份,其给定值取4%、3%和2%	IMF
Miller and Russek (2002)	若去年公共债务/GDP(或公共消费/GDP或经过周期性调整的赤字/潜在GDP)超过均值和一个标准差之和,则存在触发点	OECD

表3 扩张的分地区统计描述

地区	均值	标准差	最大值	最小值	观察值
东部	0.89	1.063	4.45	0.01	246
西部	0.959	0.804	3.65	0.01	139
中部	0.545	0.765	7.32	0.01	173
全部	0.8	0.932	7.32	0.01	558

表4 结构性赤字/潜在GDP分地区统计描述

地区	均值	标准差	最大值	最小值	观察值
东部	2.223	1.176	5.85	0.05	146
西部	10.605	6.358	26.41	1.2	232
中部	3.738	2.334	11.26	0.01	179
全部	6.201	5.753	26.41	0.01	557

表5 政府规模分地区统计描述

地区	均值	标准差	最大值	最小值	观察值
东部	10.618	3.379	21.25	3.96	270
西部	15.701	5.186	31.19	5.11	243
中部	11.083	3.373	18.74	3.9	216
全部	12.45	4.674	31.19	3.9	729

持久的财政扩张期的临界值(见表3)。这样的好处是尽可能考虑到了不同地区的行为人可能在决定大而持久的财政扩张期和紧缩期临界值方面的差异。换言之,在一个地区被行为人敏感的临界值在另一个地区可能就不会。

(二)作为初始条件的结构性赤字/潜在GDP决定的坏年份

Perotti(1999)是第一篇以初始条件决定财政政策非线性效应潜在时期的经典实证性研究论文,具体见表1。遵循他的做法,本文的定义是,若一个省份结构性赤字占潜在GDP的比重在过去的两年中每年都超过一个给定的值,那么该省份在本年就属于坏的年份。但给定的值由该省份所在地区的均值和一个标准差之和或均值和半个标准差之和决定<sup>⑩</sup>,其理由同上。其实证依据见表4。

表6 财政政策非线性效应潜在时期的决定结果

省份	大而持久的扩张期	大而持久的紧缩期	坏年份1	坏年份2
北京	79~85		02~04	00~04
天津	79~84		02~04	00~04
上海	79~94			
浙江				02~04
江苏				
福建		88~89		90~93; 01~04
广东				01~04
辽宁	79~85		00~04	99~04
山东	79~80			91; 95~97; 04
河北			02~04	
山西			02~04	91; 98; 00~04
安徽			04	
吉林			00~04	01~04
江西		79~80	02~04	90; 92; 94; 98~00; 02
黑龙江	79~82		02~04	00~04
河南				02~04
湖北		79~80		
湖南			04	91~93; 99~04
内蒙古		79~81	80~82	
广西				02~04
贵州				03
云南		79~80		01~03
甘肃	79~83			
青海	89~01	85~90	80~89; 01~04	91~92; 02~04
宁夏		87~92	80~89; 02~04	82~92; 01~04
新疆	84~86			01~04
陕西				
合计	54	23	47	102

注:临界值是均值和一个标准差之和。坏年份1表示以结构性赤字/潜在GDP决定的坏年份,坏年份2表示以政府规模决定的坏年份。

(三)作为初始条件的政府规模决定的坏年份<sup>⑪</sup>

Miller和Russek(2002)是第一篇以政府规模<sup>⑫</sup>作为初始条件决定财政政策非线性效应潜在时期的代表性、实证性研究论文,其理论基础正是Bertola和Drazen(1993)。遵循他的做法,本文的定义是,若一个省份其政府规模在过去一年中超过一个给定的值,那么该省份在本年就属于坏的年份<sup>⑬</sup>,但给定的值由该省份所在地区的均值和一个标准差之和或均值和半个标准差之和决定<sup>⑭</sup>,其理由同上。其实证依据见表5。表6是具体的识别结果<sup>⑮</sup>。

四、模型设定与数据说明

(一)模型设定

由前三部分,我们知道,预期观点所提及的因素是导致财政政策非线性效应的重要原因。下面我们将利用中国1978~2004年省级面板数据并通过构造计量模型来考察预期因素是否显著影响着财政政策的结果,即试图对预期观点进行检验。如果预期因素显著影响着财政结果,那么预期观点被证实,这表明中国的财政政策具有非线性效应。除此之外,在检验预期观点的同时,我们还想检验劳动市场观点。根据劳动市场观点,非凯恩斯效应的产生并不依赖于预期因素,这意味着如果在控制预期因素之后的确发现了财政政策的非凯恩斯效应,那么劳动市场观点被证实,否则被证伪。具体的实证思路是,为了寻找财政政策的非线性效应和检验两大观点,我们只要在计量方程中引入两个时期概念,分别是正常时期和非正常时期,其中非正常时期就是第三部分所界定的财政政策非线性效应潜在时期,正常时期是非潜在时期。引入两个时期的功能分别是,非正常时期的引入可以对预期观点进行直接检验。若财政结构变动在非正常时期显著影响着财政结果,则预期观点被证实,这表明中国的财政政策具有非线性效应,否则被证伪,表明中国的财政政策没有非线性效应。正常时期的引入可以对劳动市场观点进行直接检验。若符合劳动市场观点的财政结构变动显著负面影响财政结果,则劳动市场观点被证实,否则被证伪。除此之外,我们还将分经济过热和经济衰退两种情形重做上述研究工作,其意图有两个,一是试图检验凯恩斯理论中的生产能力闲置的作用是否与理论预期一致,另一个是期望为日后的财政政策操作提供更为可靠的经验。

但是在这个我们所关心的考察期,由于受到数据可获得性的限制,我们精心选择的财政结构变动仍然无法与劳

动市场观点期望的结构变动一致,因此,我们并不能充分地检验劳动市场观点。尽管有此缺憾,但是它并不妨碍我们去寻找中国财政政策的非线性效应和对预期观点的检验。在这里,我们精心选择的财政结构变动是政府消费的变动( $\Delta GSIZE$ )、政府基本建设支出的变动( $\Delta INFRATE$ )和政府预算内收入的变动( $\Delta FREVRATE$ )(以下简称为第一组变动)。不过,在1998~2004年考察期,我们所设定的模型可以弥补上述考察期中不能充分检验劳动市场观点这一缺憾。因为在这个时间区段,我们可以构造一个用于检验劳动市场观点的平衡面板数据集。

非常巧合的是,在最近的系列研究中,蔡昉(2007a,2007b,2007c)认为在这个时间区段中国正处在“刘易斯转折区间”。如表7所示,他发现20世纪90年代末以来,不仅在垄断行业,而且在那些主要吸收普通劳动者就业的制造业等行业,城市正规劳动力市场每年都经历着两位数的工资上涨。他将此看成是“刘易斯转折区间”的一个重要证据,并且认为这是劳动力短缺的一个必然后果。这表明,在我们所考察的期间,中国的劳动力供给曲线不再是水平线,而是斜率向上的曲线。因此,我们期望在这个期间可以找到一些支持劳动市场观点的证据。

参考Lane和Perotti(2003)和Ardagna(2004)在检验劳动市场观点中的做法,我们精心选择的财政结构变动是公务员工资消费的变动( $\Delta CW$ )、非公务员工资消费的变动( $\Delta NCW$ )、政府基本建设支出的变动( $\Delta INFRATE$ )、社会福利支出的变动( $\Delta WELFARE$ )和个人所得税的变动( $\Delta PT$ )(以下简称为第二组变动)。考察图1~图4,我们很容易发现其拟合直线的斜率与劳动市场观点期望的完全一致。但由于图1~图4是在没有控制其他因素的前提下所得到的结果,因此,我们还需进行正式的计量检验。我们的检验法则是,若正常时期财政结构变

表7 若干行业平均工资的实际年增长率:  
“刘易斯转折区间”的证据(%)

	采掘业	制造业	建筑业	交储邮	批零餐饮	社会服务
1995	5.34	3.33	1.2	4.54	2.82	1.9
1996	3.49	0.32	-0.72	4.11	0.85	4.14
1997	2.24	1.99	3.29	5.99	0.82	8.08
1998	6.63	19.78	12.71	14.74	21.79	10.99
1999	5.21	11.78	8.46	13.53	10.85	12.62
2000	10.01	11.37	8.56	11.19	11.15	10.73
2001	14.15	10.93	7.83	14.21	13.15	14.01
2002	16.09	13.69	9.48	14.39	15.88	14.88
2003	23.08	12.57	10.66	-1.34	n.a.	n.a.
2004	19.39	8.72	7.71	11.4	n.a.	n.a.
2005	20.32	10.52	10.52	14.34	n.a.	n.a.

注:转引自蔡昉(2007a,2007b)。

动效应与劳动市场观点预期一致,则劳动市场观点被证实,否则被证伪。再遵循Giavazzi等(2000)、Perotti(1999)、Afonso(2001)及Miller和Russek(2002)在检验预期观点时所使用的策略,我们将以上两组变动分别乘以相应的虚拟变量。结合第三部分,我们将虚拟变量定义如下:

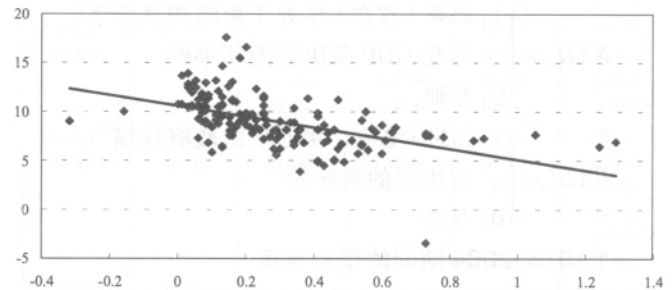


图1 经济增长(纵轴)与社会福利支出变动(横轴)图

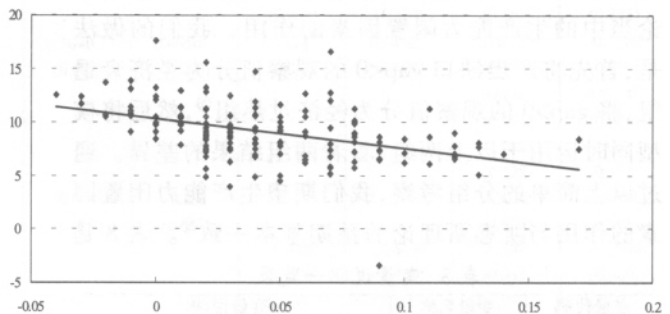


图2 经济增长(纵轴)与公务员工资消费支出变动(横轴)图

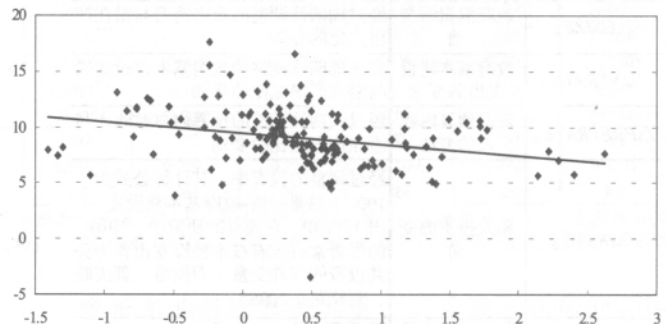


图3 经济增长(纵轴)与非公务员工资消费支出变动(横轴)图

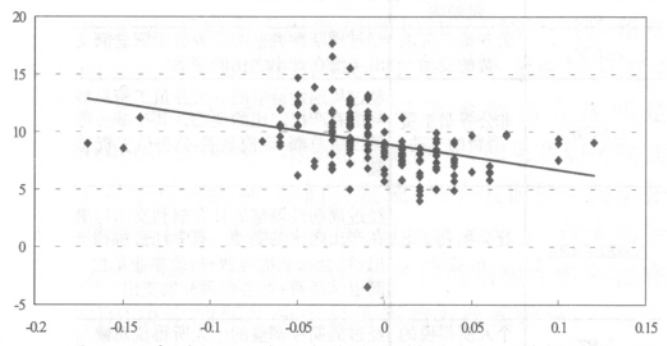


图4 经济增长(纵轴)与个人所得税变动(横轴)图

$$D_{it}^E = \begin{cases} 1, & \text{如果 } i \text{ 省在 } t \text{ 年处于大而持久的财政扩张期} \\ 0, & \text{否则} \end{cases}$$

$$D_{it}^C = \begin{cases} 1, & \text{如果 } i \text{ 省在 } t \text{ 年处于大而持久的财政紧缩期} \\ 0, & \text{否则} \end{cases}$$

$$BAD_{it}^1 = \begin{cases} 1, & \text{如果 } i \text{ 省在 } t \text{ 年处于由结构性赤字/潜在 GDP 所决定的坏年份} \\ 0, & \text{否则} \end{cases}$$

$$BAD_{it}^2 = \begin{cases} 1, & \text{如果 } i \text{ 省在 } t \text{ 年处于由政府规模所决定的坏年份} \\ 0, & \text{否则} \end{cases}$$

1.1978~2004 期间的模型设定

下面的模型可以用于寻找中国财政政策的非线性效应和检验预期观点,至于如何考察凯恩斯理论当中的生产能力闲置因素的作用,我们的做法是,首先将产出缺口  $gap < 0$  的观察值分为经济衰退组,将  $gap > 0$  的观察值分为经济过热组<sup>③</sup>,然后将模型同时运用于以上两组,看看两组结果的差异。通过以上简单的分组考察,我们期望生产能力闲置因素的作用与凯恩斯理论的预期基本一致<sup>④</sup>。表 8 是

表 8 变量说明一览表

变量代码	变量名称	变量说明
$GROWTH_{it}$	人均实际 GDP 增长率	将经过 GDP 平减指数调整过的人均 GDP 对数化并取一阶差分
$\Delta GSIZE_{it}$	政府消费的变动	经过周期性调整的政府消费与潜在产出之比的变动
$\Delta INFRA TE_{it}$	政府基本建设支出的变动	经过周期性调整的政府基本建设支出与潜在产出之比的变动
$\Delta FREVRATE_{it}$	政府预算内收入的变动	经过周期性调整的预算内财政收入与潜在产出之比的变动
$\Delta IRATE_{it}$	私人投资的变动	经过调整的投资率,其计算公式为 $100 \times (\text{总量投资} - \text{政府基本建设支出}) / \text{GDP}$ 。在现有的研究中,中国的学者常将政府基本建设支出作为公共投资的代理变量(贾俊雪、郭庆旺、刘晓路, 2006)
$D$	年度虚拟变量	遵循通常的虚拟变量设定
$\eta_i$	不可观察的省别效应	—
$\varepsilon_{it}$	误差项	—
$\Delta CW_{it}$	公务员工资消费的变动	经过周期性调整的公务员工资总额支出与潜在产出之比的变动
$\Delta NCW_{it}$	非公务员工资消费的变动	经过周期性调整的非公务员工资总额与潜在产出之比的变动,其中非公务员工资总额=政府消费-公务员工资总额
$\Delta WELFARE_{it}$	社会福利支出的变动	经过周期性调整的社会福利支出与潜在产出之比的变动,其中社会福利支出=社会福利救济费+行政事业单位离退休经费+社会保障补助支出
$\Delta PT_{it}$	个人所得税的变动	经过周期性调整的个人所得税总额与潜在产出之比的变动

对有关变量的详细说明。

$$GROWTH_{it} = \alpha_1 \Delta GSIZE_{it} + \alpha_2 \Delta GSIZE_{it} \times D_{it}^E + \alpha_3 \Delta GSIZE_{it} \times D_{it}^C + \alpha_4 \Delta INFRA TE_{it} + \alpha_5 \Delta INFRA TE_{it} \times D_{it}^E + \alpha_6 \Delta INFRA TE_{it} \times D_{it}^C + \alpha_7 \Delta FREVRATE_{it} + \alpha_8 \Delta FREVRATE_{it} \times D_{it}^E + \alpha_9 \Delta FREVRATE_{it} \times D_{it}^C + \alpha_{10} \Delta IRATE_{it} + \theta D + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中第一组变动非交互项系数(即  $\alpha_1, \alpha_4$  和  $\alpha_7$ )反映了财政政策在正常时期下的稳定效应,交互项系数(即  $\alpha_2, \alpha_3, \alpha_5, \alpha_6, \alpha_7$  和  $\alpha_9$ )反映了非正常时期下预期因素对财政政策稳定效应的影响。在已估计方程中,若交互项系数中至少存在一个显著系数,则预期观点被证实,这表明中国财政政策存在非线性稳定效应。这里考察的仅是大而持久的扩张期和紧缩期是否影响政策效果,其设定意图同 Giavazzi 等(2000)、Afonso(2001)及 Miller 和 Russek(2002)。

同理,我们可类似单独考察另外两个潜在时期,即由结构性赤字/潜在 GDP 决定的坏年份和由政府规模决定的坏年份。其设定意图分别同 Giavazzi 等(2000)、Perotti(1999)及 Miller 和 Russek(2002)。不过,我们也将效仿 Giavazzi 等(2000)的做法同时报告 4 个潜在时期各自的边际效应,看看结果如何?但我们必须指出的是,由于可能的共线性问题,这是非常困难的,因为它极有可能导致所有的潜在时期边际效应不显著。因此这里的考察仅当参考。在既有的检验预期观点的研究中,经典的 Perotti(1999)也只是分方程对两个坏时期进行考察,深入研究的 Miller 和 Russek(2002)在用  $D_{it}^E$ 、 $D_{it}^C$  和坏时期的虚拟变量交互时,同样只是一次使用一个坏时期。

2.1998~2004 期间的模型设定

由于在这个期间,我们找到了很好的可检验劳动市场观点的财政政策结构变动数据,因此我们可构造如下模型(2)来检验劳动市场观点和预期观点,以弥补 1978~2004 期间无法很好地检验劳动市场观点的缺憾。

$$GROWTH_{it} = \alpha_1 \Delta CW_{it} + \alpha_2 \Delta CW_{it} \times D_{it}^E + \alpha_3 \Delta NCW_{it} + \alpha_4 \Delta NCW_{it} \times D_{it}^E + \alpha_5 \Delta INFRA TE_{it} + \alpha_6 \Delta INFRA TE_{it} \times D_{it}^E + \alpha_7 \Delta WELFARE_{it} + \alpha_8 \Delta WELFARE_{it} \times D_{it}^E + \alpha_9 \Delta PT_{it} + \alpha_{10} \Delta PT_{it} \times D_{it}^E + \alpha_{11} \Delta IRATE_{it} + \theta D + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中对预期观点的检验同上,对劳动市场观点的检验要考察正常时期下(即非交互项)的第二组

变动效应是否与劳动市场观点一致。根据劳动市场观点, 公务员工资消费的变动、社会福利支出的变动和个人所得税的变动将对经济产生负面影响, 因此, 若  $\alpha_1$ 、 $\alpha_7$  和  $\alpha_9$  全部显著为负, 则劳动市场观点被证实; 若不全显著为负, 则劳动市场观点部分被证实; 若全部都不显著, 则劳动市场观点被证伪。值得指出的是, 由于在 1998~2004 年期间, 并不存在我们所定义的大而持久的紧缩期, 因此, 在模型设定中只包含了大而持久的扩张期  $D_{it}^E$ 。同理, 我们可类似单独考察另外两个潜在时期。

### (二) 数据说明 计量模型的数

据为面板数据, 其数据涵盖中国 27 个省份<sup>②</sup>, 时间跨度为 1978~2004 年和 1998~2004 年。本研究依赖的基础数据都是来自以下最权威统计出版物:《中国五十五年统计资料汇编》、《中国五十年统计资料汇编》、《中国统计年鉴》各期和《中国财政年鉴》各期。

## 五、计量结果分析

### (一) 考察期为 1978~2004 时的结果分析

表 9 是利用全样本数据估计 (1) 式的结果。在正常时期下, 我们会发现无论采用什么标准下的模型, 第一组结构变动效应都存在明显的差别, 具体表现在政府消费的变动 ( $\Delta GSIZE$ ) 对人均实际 GDP

表 9 财政政策的短期效应取决于初始的财政条件及其操作方式 (1978~2004 年) 解释变量

解释变量	界定 $D_c$ 和 $D_c$ 的标准		界定 $BAD_1$ 的标准		界定 $BAD_2$ 的标准		第一个标准 (7)	第二个标准 (8)
	第一个标准 (1)	第二个标准 (2)	第一个标准 (3)	第二个标准 (4)	第一个标准 (5)	第二个标准 (6)		
$\Delta GSIZE$	-0.8668*** (0.003)	-0.6978** (0.020)	-0.9720*** (0.001)	-1.0128*** (0.001)	-0.8177*** (0.005)	-0.7913** (0.014)	-0.9291*** (0.004)	-0.6620* (0.065)
$\Delta GSIZE \times D_E$	-0.2617 (0.746)	-1.4186** (0.043)					0.0627 (0.940)	-1.2492* (0.085)
$\Delta GSIZE \times D_C$	1.575 (0.115)	1.3406 (0.138)					1.6576 (0.140)	0.688 (0.479)
$\Delta GSIZE \times BAD_1$			0.4578 (0.480)	0.5836 (0.265)			0.5333 (0.480)	0.8656 (0.165)
$\Delta GSIZE \times BAD_2$					0.2262 (0.704)	-0.0798 (0.865)	-0.2569 (0.699)	-0.6668 (0.221)
$\Delta INFRATE$	1.3944*** (0.004)	1.5633*** (0.004)	1.1314*** (0.004)	1.1844*** (0.005)	0.8150** (0.030)	0.9080** (0.018)	1.6326** (0.002)	1.7583*** (0.002)
$\Delta INFRATE \times D_E$	-1.0424 (0.398)	-0.3895 (0.721)					-1.144 (0.359)	-0.3764 (0.734)
$\Delta INFRATE \times D_C$	1.4712 (0.180)	1.1585 (0.267)					2.1172 (0.133)	1.7933 (0.122)
$\Delta INFRATE \times BAD_1$			-0.0337 (0.975)	-0.6096 (0.495)			-1.4776 (0.333)	-1.8964* (0.087)
$\Delta INFRATE \times BAD_2$					-0.6766 (0.694)	0.3373 (0.734)	-1.1395 (0.551)	1.3504 (0.235)
$\Delta FREVRATE$	0.0961 (0.724)	-0.0569 (0.847)	0.5040*** (0.002)	0.4660*** (0.005)	0.5518*** (0.001)	0.5438*** (0.001)	0.0821 (0.771)	-0.1129 (0.719)
$\Delta FREVRATE \times D_E$	0.6722* (0.051)	0.6826* (0.052)					0.6850* (0.051)	0.7173** (0.045)
$\Delta FREVRATE \times D_C$	-1.9625 (0.163)	-1.2179 (0.289)					-2.7985 (0.128)	-2.0632 (0.114)
$\Delta FREVRATE \times BAD_1$			-0.9141 (0.291)	-0.336 (0.635)			0.3132 (0.805)	0.4699 (0.595)
$\Delta FREVRATE \times BAD_2$					-0.4482 (0.671)	-0.4479 (0.321)	0.1601 (0.885)	-0.2594 (0.580)
$\Delta IRATE$	0.1776*** (0.000)	0.1800*** (0.000)	0.1848*** (0.000)	0.1831*** (0.000)	0.1753*** (0.000)	0.1751*** (0.000)	0.1854*** (0.000)	0.1858*** (0.000)
$DUM89$	-5.7350*** (0.000)	-5.7554*** (0.000)	-5.6449*** (0.000)	-5.6481*** (0.000)	-5.7418*** (0.000)	-5.7130*** (0.000)	-5.7400*** (0.000)	-5.6470*** (0.000)
$DUM90$	-5.2672*** (0.000)	-5.3704*** (0.000)	-5.1024*** (0.000)	-5.1269*** (0.000)	-5.1961*** (0.000)	-5.1879*** (0.000)	-5.1948*** (0.000)	-5.2704*** (0.000)
$DUM94$	1.7317** (0.031)	1.6976** (0.034)	2.1027*** (0.008)	2.0865*** (0.008)	2.2087*** (0.005)	2.1155*** (0.007)	1.7379** (0.031)	1.6287** (0.042)
Obs.	702	702	702	702	702	702	702	702
$R^2$	0.2459	0.2522	0.2307	0.2291	0.2269	0.2286	0.2469	0.2541
Notes	RE	RE	RE	RE	FE	RE	RE	RE

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 以下的显著水平, 括号中为显著性检验的 p 值; 第一个标准是大于一个标准差和均值之和; 第二个标准是大于半个标准差和均值之和; 尽管第 (5) 列 Hausman 检验不能识别 FE 和 RE 估计哪个更优, 但是结果非常类似, 这里我们报告的是 FE 估计的结果。

增长率的影响显著为负, 其系数所在区间是  $[-1.0128, -0.6620]$ ; 政府基本建设支出的变动 ( $\Delta INFRATE$ ) 对人均实际 GDP 增长率的影响显著为正, 其系数所在区间是  $[0.7971, 1.7583]$ ; 政府预算内收入的变动 ( $\Delta FREVRATE$ ) 的 8 个系数中只有 4 个显著且显著为正。其显著系数所在区间是  $[0.4660, 0.5438]$ 。在非正常时期下, 如果我们考察前 7 列交互项结果, 我们会发现, 只有大而持久的扩张期显著影响着政策结果, 但在第 8 列, 不仅大而持久的扩张期, 而且作为初始条件的结构性赤字/潜在 GDP 决定的坏年份也显著影响着政策结果。

具体分析如下。在第 1 列中, 大而持久的扩张



期仅显著影响着政府预算内收入的变动效应,且在10%显著性水平上影响为正,其边际贡献为0.6722。在第2列中,大而持久的扩张期不仅在5%显著性水平上显著影响着政府消费变动( $\Delta GSIZE$ )效应,而且还在10%显著性水平上显著影响着政府预算内收入的变动效应,其边际贡献分别为-1.4186和0.6826。再结合正常效应,政府消费变动( $\Delta GSIZE$ )和政府预算内收入的变动在大而持久的扩张期下的总效应都显著异于0且分别是-2.1164(即 $-0.6978-1.4186=-2.1164$ )和0.6257(即 $-0.0569+0.6826=0.6257$ )。这表明在大而持久的扩张时期增加政府消费只会更加不利于经济增长,而增加政府预算内收入则会有利于经济增长。

在第7列中,尽管对影响财政政策非线性效应的潜在时期进行全部控制,但是与第1列、第3列和第5列分别控制相比,我们仍然只发现仅大而持久的扩张期显著影响着政府预算内收入的变动效应,而且边际贡献非常接近。在第8列中,大而持久的扩张期所起的作用与第2列相类似,但作为初始条件的结构性赤字/潜在GDP决定的坏年份由第4列的极不显著改为在10%显著性水平上显著负面影响着政府基本建设支出的变动( $\Delta INFRATE$ )效应。因此,在该坏年份下,我们发现了政府基本建设支出变动的显著非凯恩斯效应的证据:-0.1381(即 $-1.8964+1.7583=-0.1381$ )。

综上所述,我们有以下基本结论,对此我们将尝试性地给予一些解释。第一,在正常时期,增加政府消费会对经济增长产生显著的负面效应,这表明在正常时期,中国政府消费存在非凯恩斯效应;4个潜在时期中,只有大而持久的扩张期有可能显著负面影响经济增长,这表明中国财政政策存在非线性效应的可能性和预期观点一定程度上被证实。对于正常时期下政府消费的非凯恩斯效应,我们的一个解释是可能是由于政府消费通过影响劳动力市场而提高了企业的生产成本所致,因为政府消费中包含了公务员工资的消费性支出部分,而根据劳动市场观点,这个部分的增加应该对经济产生负面影响。在最新的研究中,陈诗一、张军(2008)也发现了政府消费不利于政府支出效率的提高,但是他们并没有给予解释。如果我们给出的解释是正确的话,那么如果预期的影响显著,则中国政府消费的非凯恩斯效应主要由预期观点来解释,因为预期观点的边际效应要大于劳动市场观点的边际效应<sup>⑧</sup>,否则,

主要由劳动市场观点来解释。而对于大而持久的扩张期对政策效果的负面影响,我们认为可由预期观点来解释。预期观点认为,在大而持久的扩张期增加政府消费将使人们预期未来的收入会由于上缴扭曲性税收偿还债务而大幅下降,从而对当前的需求产生负面影响。第二,正常时期下,增加政府基本建设支出对经济增长的影响显著为正,但在由结构性赤字/潜在GDP决定的非正常时期下<sup>⑨</sup>,增加政府基本建设支出有可能不利于经济增长,这表明中国政府基本建设支出存在非凯恩斯效应的可能性。对于正常时期的发现,我们认为可由凯恩斯理论来解释,即增加政府基本建设支出可以通过增加总需求来促进经济增长。而对于非正常时期所发现的非凯恩斯效应的证据,我们认为可以由预期观点很好地解释。因为根据预期观点,在结构性赤字/潜在GDP比较高的时期,再增加支出将使人们担心未来的收入由于上缴扭曲型税收偿还债务而大幅下降,从而对当前的需求产生负面影响。第三,4个潜在时期中,只有大而持久的扩张期显著影响着政府预算内收入的变动效应,而且在该时期下,增加政府预算内收入会显著促进经济增长,这表明中国政府预算内收入存在非凯恩斯性效应。对这一结果,我们认为从预期的视角也可以解释,因为在大而持久的扩张期增加政府预算内收入将使人们预期未来的收入会因未来扭曲性税收的降低而增加,从而对当前的需求产生正面影响。

表10是用经济衰退组数据的估计结果。观察1~8列,我们不难发现,正常时期下的第一组变动效应都存在显著差异。其中政府消费的变动效应所在区间为 $[-1.5856, 0]$ ,基本建设支出的变动效应所在区间为 $[2.0899, 2.9842]$ ,政府预算内收入的变动效应所在区间为 $[0, 0.7116]$ 。在非正常时期下,如果我们考察1~8列交互项系数,我们会发现,我们所考察的4个潜在时期都可以显著影响着政策结果,但是只有大而持久的扩张期和由结构性赤字/潜在GDP决定的坏时期的显著影响最稳健。

具体分析如下。第1列,大而持久的扩张期在5%显著性水平上显著负向影响政府消费的变动效应,其边际贡献是-2.8847。因此,在大而持久的扩张期下,政府消费的变动效应为-3.6655(即 $-0.7808-2.8847=-3.6655$ );大而持久的扩张期在10%显著性水平上显著正向影响政府基本建设支出的变动效应,其边际贡献是3.9474。因此,在大而持久的扩张

期下,政府基本建设支出的变动效应为 6.3936(即  $2.4462+3.9474=6.3936$ )<sup>⑤</sup>;大而持久的紧缩期在 10%显著性水平上显著正向影响政府消费的变动效应,其边际贡献是 2.6429。因此,在大而持久的紧缩期下,政府消费的变动效应为 1.8621(即  $-0.7808+2.6429=1.8621$ ),这意味着在大而持久的紧缩期下,政府消费的变动具有凯恩斯效应<sup>⑥</sup>。第 2 列的分析结果类似于第 1 列。第 3 列,由结构性赤字/潜在 GDP 决定的非正常时期显著正向影响政府消费的变动效应,其边际贡献是 2.3454。因此,在由结构性赤字/潜在 GDP 决定的非正常时期下,政府消费的变动效应为 1.1204(即  $-1.2250+2.3454=1.1204$ ),即政府消费的变动具有凯恩斯效应<sup>⑦</sup>。第 4 列的分析结果类似于第 3 列。第 5~6 列,由政府规模决定的

非正常时期都不显著影响第一组的变动效应。第 7 列,尽管对影响财政政策非线性效应的潜在时期进行全部控制,但是与第 1 列、第 3 列和第 5 列分别控制相比,除大而持久的紧缩期不再显著影响政府消费的变动效应外,其他分析结论并不会发生根本性改变。第 8 列,与第 7 列相比,由政府规模决定的非正常时期开始显著影响政策结果,其他分析结论并不会发生根本性改变。具体表现在,它在 5%显著性水平上分别显著负向和正向影响政府消费的变动效应和基本建设支出的变动效应,其边际贡献分别是 -1.3366 和 2.8593。

综上所述,我们有以下基本结论,对此我们也将尝试性地给予一些解释。第一,正常时期下,增加政府消费最可能对经济增长产生显著的负面效应;

表 10 财政政策的短期效应取决于初始的财政条件及其操作方式:衰退情形(1978~2004年)

解释变量	界定Dc和Dc的标准		界定BAD <sub>1</sub> 的标准		界定BAD <sub>2</sub> 的标准		第一个标准	第二个标准
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)		
$\Delta GSIZE$	-0.7808* (0.059)	-0.5452 (0.196)	-1.2250*** (0.002)	-1.5856*** (0.000)	-0.9607** (0.013)	-0.7957* (0.070)	-1.0368* (0.027)	-0.6455 (0.207)
$\Delta GSIZE \times D_E$	-2.8847** (0.014)	-3.9205*** (0.000)					-2.2591* (0.071)	-3.7168*** (0.000)
$\Delta GSIZE \times D_C$	2.6429* (0.073)	2.4359* (0.067)					1.4896 (0.363)	0.3868 (0.792)
$\Delta GSIZE \times BAD_1$			2.3454*** (0.003)	2.4197*** (0.000)			1.9570** (0.025)	2.5323*** (0.001)
$\Delta GSIZE \times BAD_2$					0.2092 (0.747)	-0.2798 (0.623)	-0.3242 (0.651)	-1.3366** (0.040)
$\Delta INFRATE$	2.4462*** (0.000)	2.9708*** (0.000)	2.3637*** (0.000)	2.5395*** (0.000)	2.0899*** (0.000)	2.1502*** (0.000)	2.3941** (0.001)	2.9842*** (0.000)
$\Delta INFRATE \times D_E$	3.9474* (0.058)	4.1034** (0.026)					4.0652* (0.054)	4.2262** (0.025)
$\Delta INFRATE \times D_C$	-2.0389 (0.260)	-2.2006 (0.148)					-2.0483 (0.305)	-1.3439 (0.395)
$\Delta INFRATE \times BAD_1$			-2.1085 (0.158)	-1.7558 (0.124)			-1.464 (0.396)	-2.0251 (0.154)
$\Delta INFRATE \times BAD_2$					0.4145 (0.829)	0.113 (0.928)	0.6662 (0.775)	2.8593** (0.050)
$\Delta FREVRATE$	0.1498 (0.676)	0.0038 (0.992)	0.6547*** (0.003)	0.5453** (0.016)	0.7116*** (0.001)	0.7034*** (0.001)	0.2965 (0.426)	-0.0375 (0.930)
$\Delta FREVRATE \times D_E$	0.315 (0.501)	0.2465 (0.605)					0.2023 (0.671)	0.268 (0.578)
$\Delta FREVRATE \times D_C$	4.2601 (0.224)	2.0161 (0.277)					5.1628 (0.177)	1.3145 (0.495)
$\Delta FREVRATE \times BAD_1$			1.4776 (0.288)	0.6022 (0.560)			1.0562 (0.517)	0.3797 (0.754)
$\Delta FREVRATE \times BAD_2$					-1.2751 (0.266)	-0.248 (0.647)	-1.4311 (0.284)	-0.6502 (0.257)
$\Delta IRATE$	0.3356*** (0.000)	0.3382*** (0.000)	0.3448*** (0.000)	0.3417*** (0.000)	0.3222*** (0.000)	0.3291*** (0.000)	0.3386** (0.000)	0.3424*** (0.000)
DUM89	-6.5015*** (0.000)	-5.5979*** (0.000)	-6.0716*** (0.000)	-5.7135*** (0.000)	-5.2036*** (0.000)	-5.1268*** (0.000)	-6.8405*** (0.000)	-5.4805*** (0.000)
DUM90	-4.5417*** (0.000)	-4.5421*** (0.000)	-3.9982*** (0.000)	-4.0215*** (0.000)	-4.1909*** (0.000)	-4.1626*** (0.000)	-4.3472*** (0.000)	-4.1734*** (0.000)
DUM94	2.1952 (0.138)	2.4724* (0.087)	2.9540** (0.041)	2.8226** (0.050)	2.5971* (0.070)	2.4446* (0.089)	2.4397* (0.100)	2.3392 (0.102)
Obs.	359	359	359	359	359	359	359	359
R <sup>2</sup>	0.3397	0.3548	0.3281	0.3244	0.3271	0.3259	0.3363	0.3511
Notes	FE	FE	FE	FE	RE	RE	FE <sup>7</sup>	FE

注:FE<sup>7</sup>:即便 hausman 检验不能选择哪个更优,但所得结果非常类似,这里报告的是 FE 的结果。

在大而持久的扩张期,增加政府消费会显著负面影响经济增长,表明中国政府消费存在显著的非线性效应、非凯恩斯效应和预期观点被证实。进一步的,在非凯恩斯效应的形成中,预期观点的作用高于劳动市场观点的作用,因为前者的边际效应要大于后者的边际效应<sup>⑧</sup>;在由结构性赤字/潜在 GDP 决定的非正常时期下,增加政府消费会有利于经济增长<sup>⑨</sup>。不难发现,与前面全样本结果相比,衰退期下增加政府消费的经济影响基本保持不变,变化的是,在由结构性赤字/潜在 GDP 决定的非正常时期下,我们发现了增加政府消费会有利于经济增长的凯恩斯效应证

据,即是说,由于这个非正常时期的出现导致了财政政策效应由非凯恩斯效应向凯恩斯效应转换。对于这种转换,我们认为当经济发生衰退的时候,尽管结构性赤字/潜在 GDP 比较高,但是人们仍然有可能相信增加消费性质的政府支出也能让经济复苏,相信未来的收入会上升,从而增加支出。第二,正常时期下,增加政府基本建设支出对经济增长的影响显著为正,但在大而持久的扩张期下<sup>③</sup>,增加政府基本建设支出更加有利于经济增长。如何解释中国经济衰退下大而持久的扩张期下政府基本建设支出更为显著的凯恩斯效应?我们认为这与预期因素有关,因为在中国,当发生经济衰退的时候,人们非常渴望政府采取非常积极的扩张性财政政策刺

激总需求,而大而持久的扩张期恰恰向人们发送了一个非常可信的确保经济稳定的信号。该信号使人们预期未来的收入会增加,因而与正常时期相比更多的增加消费和投资,导致财政效果在非正常时期更显著。说到这里,可能有读者要问,在中国经济发生衰退的时候,为什么在大而持久的扩张期下增加政府消费会显著负面影响经济增长?我们认为,这个不难解释,与政府基本建设支出可以通过自身的盈利补偿相比,政府消费的增加只能通过政府征税来偿还,因而两者向人们

发送的信号完全不同,后者将使人们预期未来的收入因未来扭曲性税收的增加而大幅下降,从而导致总需求下降。第三,正常时期下,政府预算内收入的变动效应并没有明确的结论。非正常时期下,4个潜在时期都不显著影响政府预算内收入的变动效应。我们对此的一个解释可能是由于没有拆分预算内收入所致。如果可以拆分再估计的话,可能会出现一些明确且有意义的结果。但在中国,获得细分的预算内收入数据很难。

表 11 是用经济过热组数据分别估计 1~4 个模型的结果。观察 1~8 列,我们同样可以发现,正常时期下的第一组变动效应都存在着显著差异,其中政府消费的变动效应全部显著为负,所在区间

表 11 财政政策的短期效应取决于初始的财政条件及其操作方式:过热情形(1978~2004年)

解释变量	界定De和Dc的标准		界定BAD <sub>1</sub> 的标准		界定BAD <sub>2</sub> 的标准		第一个标准 (7)	第二个标准 (8)
	第一个标准	第二个标准	第一个标准	第二个标准	第一个标准	第二个标准		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)		
$\Delta GSIZE$	-1.0590** (0.011)	-1.0434** (0.014)	-1.0190** (0.017)	-1.0651** (0.023)	-1.3067*** (0.003)	-1.3635*** (0.005)	-1.2821*** (0.008)	-0.8830* (0.070)
$\Delta GSIZE \times D_E$	-0.4991 (0.783)	-1.4881 (0.336)					0.7695 (0.687)	-1.4943 (0.339)
$\Delta GSIZE \times D_C$	0.7084 (0.624)	0.968 (0.433)					0.5924 (0.760)	1.8078 (0.190)
$\Delta GSIZE \times BAD_1$			-0.4283 (0.700)	-0.489 (0.633)			-1.3839 (0.442)	-1.828 (0.127)
$\Delta GSIZE \times BAD_2$					1.9077 (0.168)	0.8542 (0.335)	2.5697 (0.229)	0.7488 (0.461)
$\Delta INFRATE$	0.6595 (0.349)	0.5406 (0.465)	0.35 (0.537)	0.1442 (0.818)	-0.2235 (0.704)	-0.2782 (0.648)	0.5714 (0.481)	1.0921 (0.177)
$\Delta INFRATE \times D_E$	-1.2656 (0.490)	-0.8235 (0.610)					-0.8714 (0.656)	-1.4132 (0.390)
$\Delta INFRATE \times D_C$	2.5398 (0.101)	2.9514** (0.042)					3.6514 (0.241)	5.1079*** (0.006)
$\Delta INFRATE \times BAD_1$			1.6098 (0.275)	-1.8085 (0.296)			-6.1197 (0.159)	-4.4868** (0.032)
$\Delta INFRATE \times BAD_2$					-3.2738 (0.272)	0.3782 (0.821)	-1.4863 (0.748)	-0.001 (1.000)
$\Delta FREVRATE$	-0.0354 (0.930)	-0.0842 (0.846)	0.4267* (0.063)	0.4852* (0.071)	0.5014* (0.051)	0.6026** (0.021)	0.1342 (0.767)	-0.276 (0.550)
$\Delta FREVRATE \times D_E$	0.695 (0.175)	0.6819 (0.184)					0.5599 (0.312)	0.8719* (0.099)
$\Delta FREVRATE \times D_C$	-2.9087* (0.061)	-3.0882** (0.030)					-4.6161 (0.221)	-5.5718*** (0.004)
$\Delta FREVRATE \times BAD_1$			-2.4166** (0.027)	-0.5389 (0.631)			2.0626 (0.509)	2.4024 (0.104)
$\Delta FREVRATE \times BAD_2$					0.5017 (0.840)	-1.1059 (0.147)	-0.3223 (0.906)	-0.5658 (0.466)
$\Delta IRATE$	0.0808* (0.091)	0.0905* (0.058)	0.0919* (0.061)	0.1014** (0.040)	0.0742 (0.125)	0.0764 (0.113)	0.1087** (0.030)	0.1001** (0.043)
DUM89	-6.4248*** (0.000)	-6.4706*** (0.000)	-6.4709*** (0.000)	-6.4878*** (0.000)	-6.4688*** (0.000)	-6.3582*** (0.000)	-6.3687*** (0.000)	-6.6111*** (0.000)
DUM90	-4.3226 (0.126)	-4.3629 (0.120)	-4.3572 (0.123)	-3.9799 (0.170)	-4.1142 (0.157)	-4.1336 (0.154)	-4.1661 (0.152)	-4.2362 (0.130)
DUM94	1.1222 (0.253)	1.0259 (0.295)	1.4795 (0.121)	1.6212* (0.088)	1.5961* (0.095)	1.4094 (0.140)	1.3555 (0.172)	0.9408 (0.339)
Obs.	343	343	343	343	343	343	343	343
R <sup>2</sup>	0.183	0.1958	0.1832	0.1889	0.1869	0.1954	0.1977	0.1988
Notes	PLS	PLS	PLS <sup>3</sup>	FE	FE	FE	FE	PLS

注:PLS3:BPLM在10%显著水平上拒绝选择RE;F检验仅在10%显著水平上选择FE,但在5%显著水平上拒绝选择FE。这里报告的是混合OLS结果,若选择FE,则 $\Delta FREVRATE \times BAD_1$ 在10%显著水平上不显著,其他方面没有明显差异。

为 $[-0.8830, -1.3635]$ ;基本建设支出的变动效应不再显著为正,且存在的正效应大部分偏小,这与凯恩斯理论预测完全一致<sup>⑧</sup>。政府预算内收入的变动效应并没有明确的结论,其变动效应既可能不显著,也可能显著为正。在非正常时期下,如果我们考察1~8列交互项系数,我们会发现,我们所考察的4个潜在时期中只有大而持久的紧缩期和由结构性赤字/潜在GDP决定的坏时期可以显著影响着政策结果,但是只有前者的显著影响最稳健。

具体分析如下。第1列,大而持久的紧缩期只显著影响政府预算内收入的变动效应,其边际贡献是-2.9087。第2列,大而持久的紧缩期在5%显著性水平上不仅显著影响政府基本建设支出的变动效应,而且还显著影响政府预算内收入的变动效应,其边际贡献分别是2.9514和-3.0882。第3列,由结构性赤字/潜在GDP决定的坏时期在5%显著性水平显著负向影响政府预算内收入的变动效应,其边际贡献是-2.4166。在该时期下,政府预算内收入的变动效应是-1.9899(即 $0.4267-2.4166=-1.9899$ )。第4列,由结构性赤字/潜在GDP决定的坏时期都不显著影响第一组变动效应。第5~6列,由政府规模决定的坏时期都不显著影响第一组变动效应。第7与1、3、5列相比,当将所有潜在时期全部进行控制时,先前发现的显著的交互项系数全部不再显著,在这里,我们将其理解成是由于多重共线性所致,因此,不足以作为给出结论的依据。第8列与2、4、6列相比,当将所有潜在时期全部进行控制时,先前发现的显著交互项系数全部显著,新增的一个在5%显著性水平上显著的交互项系数是结构性赤字/潜在GDP决定的坏时期与基本建设支出变动的交互项,因此,我们可以将其理解成是一个相对可靠的证据。

综上所述,我们有以下基本结论,对此我们将尝试性地给予一些解释。第一,正常时期下,增加政府消费会对经济增长产生显著的负面效应,这表明在经济过热时期,中国政府消费存在非凯恩斯效应,其解释同上;4个潜在时期都不显著影响经济增长。第二,正常时期下,基本建设支出的变动效应不再显著为正,且存在的正效应大部分偏小,这与凯恩斯理论预测完全一致。在非正常时期下,大而持久的紧缩期显著正向影响基本建设支出的变动效应;由结构性赤字/潜在GDP决定的坏时期很可能非常负面影响基本建设支出的变动效应。对于前

者,我们认为在大而持久的紧缩期并配合着紧缩基本建设支出将向人们发送一个政府治理经济过热的强烈信号,在这个时候,人们预期当前和未来的收入会大幅下降,因而当前会降低消费需求和投资需求,从而显著负面影响经济增长。对于后者,同全样本的解释。第三,正常时期下,政府预算内收入的变动效应并没有明确的结论,其变动效应既可能不显著,也可能显著。非正常时期下,大而持久的紧缩期至少在10%显著性水平上显著且非常负面影响政府预算内收入的变动效应。对于前者,同经济衰退下的解释,对于后者,我们认为,在大而持久的紧缩期并配合着增加政府预算内收入将向人们发送一个政府治理经济过热的强烈信号,在这个时候,人们预期当前和未来的收入会大幅下降,因而当前会降低消费需求和投资需求,从而显著负面影响经济增长。

#### (二)1998~2004年期间的计量结果分析

根据第四部分,我们知道利用1978~2004年期间的面板数据估计(1)式尚不能对劳动市场观点进行有效检验,而利用1998~2004年期间的面板数据估计(2)式可以做到这一点。表12就是我们试图对预期观点和劳动市场观点同时进行检验的计量结果。首先观察前6列的非交互项<sup>⑨</sup>,我们可以发现下面足以支持劳动市场观点中的两个预言的稳健证据:在正常时期,社会福利支出的变动和非政府工资消费的变动都分别具有非常强的显著负效应和不具有稳健显著的负效应。但就劳动市场观点中的其他预言而言,我们并没有发现与其一致的稳健证据。

具体分析如下。在正常时期,虽然政府工资消费在前两列与劳动市场观点预期完全一致,但3~6列,政府工资消费的变动效应尽管非常符合劳动市场观点在符号上的预期,可是却不显著;个人所得税的变动效应在正常时期下具有不显著的正效应<sup>⑩</sup>。因此,综合以上分析,我们认为在1998~2004年期间,劳动市场观点只是部分被证实,这很符合我们的预期。因为在转型期的当前中国,劳动力短缺还未成为一个普遍现象,使得政府的财政冲击结构尚不足以通过劳动力市场对中国企业造成不利的全局性冲击。

再观察前6列的交互项,我们发现,在非正常时期,由结构性赤字/潜在GDP决定的坏时期不仅在10%显著性水平上显著负向影响政府工资消费的变

动效应,而且至少在10%显著性水平上显著正向影响社会福利支出的变动效应。因此,预期观点被证实<sup>③</sup>。对于前者,由于劳动市场观点的作用并不显著,所以预期观点是造成中国政府工资消费非凯恩斯效应的重要原因,其背后的机制可能是当结构性赤字/潜在GDP比较高时,政府还增加工资性消费将使人们认为该政府是一个腐败性政府,因而预期未来的收入会下降,从而导致当前的总需求下降;对于后者,中国社会福利支出的非凯恩斯效应完全可由劳动市场观点来解释,预期观点的作用是缓解了福利支出的非凯恩斯效应。我们认为其背后的机制可能是当结构性赤字/潜在GDP比较高时,政府增加社会福利支出将使人们认为该政府是一个“执政为民”的政府,相信该政府会相应的压

缩其他方面的支出,因而预期未来的收入会上升,从而导致当前的总需求上升。

## 六、结论与政策启示

就国际学术界关于财政政策能否有效促进宏观经济稳定的两大争论焦点而言,本文认为,为稳定宏观经济,政府具备财政政策是否具有非凯恩斯

表 12 财政政策的短期效应取决于初始的财政条件及其操作方式(1999~2004年)

解释变量	界定Dc和Dc的标准		界定BAD <sub>1</sub> 的标准		界定BAD <sub>2</sub> 的标准		第一个标准	第二个标准
	第一个标准	第二个标准	第一个标准	第二个标准	第一个标准	第二个标准		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\Delta CW$	-12.6055** (0.022)	-14.4891** (0.014)	-4.6647 (0.443)	-2.6115 (0.710)	-8.967 (0.189)	-5.7676 (0.448)	-3.4476 (0.653)	-0.2038 (0.992)
$\Delta CW \times D_{\varepsilon}$	-218.4679 (0.518)	16.9505 (0.120)					261.7525 (0.653)	10.8059 (0.616)
$\Delta CW \times BAD_1$			-20.8821* (0.088)	-17.8844* (0.093)			-12.0904 (0.401)	-10.9298 (0.483)
$\Delta CW \times BAD_2$					-13.4516 (0.129)	-16.0298* (0.057)	-6.913 (0.527)	-10.9174 (0.453)
$\Delta NCW$	-0.1835 (0.560)	0.0274 (0.931)	0.1532 (0.617)	-0.21248 (0.518)	-0.201 (0.553)	-0.2798 (0.468)	-0.3668 (0.336)	-0.3481 (0.585)
$\Delta NCW \times D_{\varepsilon}$	9.5573 (0.449)	0.1014 (0.902)					-9.6713 (0.657)	0.68 (0.620)
$\Delta NCW \times BAD_1$			-0.4712 (0.401)	0.4735 (0.332)			-0.888 (0.167)	-0.8287 (0.361)
$\Delta NCW \times BAD_2$					0.5496 (0.279)	0.5179 (0.299)	1.1829** (0.041)	0.4882 (0.510)
$\Delta INFRA TE$	2.9511*** (0.010)	3.0472** (0.014)	1.6988* (0.095)	3.7599*** (0.007)	3.0925*** (0.003)	1.2887 (0.279)	2.1595 (0.162)	1.8295 (0.524)
$\Delta INFRA TE \times D_{\varepsilon}$	-8.3921 (0.420)	0.8743 (0.685)					4.5957 (0.738)	-1.8033 (0.648)
$\Delta INFRA TE \times BAD_1$			2.0562 (0.195)	-1.7821 (0.253)			4.3255 (0.149)	-0.529 (0.801)
$\Delta INFRA TE \times BAD_2$					0.3974 (0.809)	2.4924* (0.085)	-1.829 (0.481)	2.1479 (0.339)
$\Delta WELFARE$	4.0832*** (0.001)	-2.2684* (0.069)	-3.9558*** (0.000)	-5.8706*** (0.000)	-4.2990*** (0.000)	-2.9355** (0.039)	-5.0804*** (0.000)	-2.3348 (0.495)
$\Delta WELFARE \times D_{\varepsilon}$	20.9266 (0.521)	-5.2389** (0.029)					-21.097 (0.671)	-3.3106 (0.392)
$\Delta WELFARE \times BAD_1$			3.0465* (0.087)	4.2495*** (0.008)			2.4058 (0.231)	4.4618* (0.051)
$\Delta WELFARE \times BAD_2$					2.1532 (0.167)	-0.5434 (0.739)	0.9939 (0.576)	-0.542 (0.814)
$\Delta PT$	1.5468 (0.756)	0.0638 (0.990)	1.9412 (0.722)	6.0929 (0.316)	9.5384 (0.163)	7.238 (0.343)	9.2372 (0.184)	6.7607 (0.527)
$\Delta PT \times D_{\varepsilon}$	-193.1304 (0.570)	21.4654 (0.200)					278.3225 (0.592)	8.283 (0.735)
$\Delta PT \times BAD_1$			-8.8781 (0.358)	-9.0476 (0.258)			0.0052 (0.100)	4.4736 (0.677)
$\Delta PT \times BAD_2$					-15.6349* (0.074)	-12.9532 (0.150)	-15.4262 (0.145)	-16.5709 (0.148)
$\Delta RATE$	0.1556 (0.239)	0.1846 (0.162)	0.2223* (0.070)	0.2105* (0.071)	0.2196* (0.081)	0.2099* (0.098)	0.1581 (0.236)	0.2479 (0.344)
DUM02	1.1488** (0.013)	1.2072*** (0.010)	1.004** (0.029)	1.1461** (0.012)	1.1759*** (0.010)	1.2090*** (0.007)	0.9640** (0.044)	1.0401* (0.054)
DUM03	2.8765*** (0.000)	3.0774*** (0.000)	2.8401*** (0.000)	2.9732*** (0.000)	3.0637*** (0.000)	2.8819*** (0.000)	2.8170*** (0.000)	2.8837*** (0.000)
DUM04	2.9271*** (0.000)	3.2145*** (0.000)	3.0498*** (0.000)	2.9852*** (0.000)	3.1576*** (0.000)	2.9644*** (0.000)	3.0404*** (0.000)	3.0694*** (0.000)
Obs.	162	162	162	162	162	162	162	162
R <sup>2</sup>	0.5517	0.5688	0.5579	0.5812	0.5643	0.5727	0.5881	0.5355
Notes	RE	RE	RE	RE	RE	RE	RE	FE

效应的先验知识是关键。为此,本文将研究的重心放在中国的财政政策是否具有非凯恩斯效应方面。然后,基于现有文献和中国的现实,本文创造性地识别了可能会导致中国财政政策非线性或非凯恩斯效应的历史时期。接着本文构造了1978~2004年度和1998~2004年度两个面板数据集,前者很好地完成了对生成财政政策非线性或非凯恩斯效应的

预期机制的检验并发现了非凯恩斯效应的证据;后者部分证实了劳动市场观点的假说,但并不能排除预期观点在生成非凯恩斯效应方面所起到的重要作用。具体的说,本文的主要结论和政策启示可以归纳为以下几点。

第一,一般说来,在经济衰退期,增加政府消费会导致宏观经济更加不稳定,在大而持久的扩张期尤其如此。不过,在结构性赤字/潜在GDP比较高的历史时期,增加政府消费是会有利于宏观经济稳定的。在经济过热时期,增加政府消费会有利于宏观经济的稳定。

第二,在经济衰退期,增加政府基本建设支出会有利于宏观经济的稳定,在大而持久的扩张期尤其如此。在经济过热时期,如果在大而持久的紧缩期并配合着实行紧缩政府基本建设支出的政策,将特别有利于宏观经济的稳定。如果能在结构性赤字/潜在GDP比较高的历史时期,增加政府基本建设支出不会影响到宏观经济的稳定。

第三,在经济过热时期,在大而持久的紧缩期,实行紧缩性的税收政策会特别有利于宏观经济的稳定。但在经济衰退期,效果并不确定。

第四,一般说来,增加政府的社会福利性支出,特别不利于短期的经济增长,但在结构性赤字/潜在GDP比较高的历史时期,不利状况会有所缓解。

(作者单位:方红生,浙江大学经济学院、浙江财经学院经贸学院;张军,复旦大学中国经济研究中心,责任编辑:蒋东生)

#### 注释

凯恩斯效应是指扩张性财政政策(如增加政府支出或减税)可以通过增加总需求而增加产出或紧缩性财政政策(如减少政府支出或增税)可以通过减少总需求而降低产出。

非凯恩斯效应是指扩张性财政政策(如增加政府支出或减税)降低了总需求而降低了产出或紧缩性财政政策(如减少政府支出或增税)增加了总需求而增加了产出。

预期观点也可解释财政政策的非凯恩斯效应向凯恩斯效应的转换,见文献回顾。

但文教科学卫生支出的“非凯恩斯效应”并不显著。

加上“稳定”以强调现有的有关财政政策非线性效应的研究都重在研究财政政策的短期效应。

笔者注。

Giavazzi等(2000)认为劳动市场渠道并不重要。

如Lane和Perotti(2003)实证发现汇率渠道显著影响着制造业产品工资和利润等价格类指标,而对就业和产出等数量指标没显著影响。正如作者在其结论中所言,更好地理解税收政策对汇率的冲击是未来研究的一大挑战,而且现在关于财政政策在不同汇率制度下对私人不可交易部门的影响依然不清楚。这表明汇率渠道的研究目前尚处在初级阶段。

需要说明的是,在他们那里,是指政府支出与GDP的比

率。

没有稳定化的预期时下降1单位。

①①代际之间的税收不平等分配是生成非凯恩斯效应的一个隐性原因。

②②利率的下降还可以导致债券和股票升值,增加了行为人的金融财富,并引发消费或投资繁荣。而且,如果行为人相信稳定化将避免违约危机的发生,而自身又以极大的财富持有了政府债券,那么他们将基于稳定化避免了该部分财富的能否获得的不确定性而愿意更多的消费和投资。

③③关于结构性财政盈余的估算,我们参考了郭庆旺、贾俊雪(2004b),但是我们应用HP滤波方法时,取参数值为6.25,参见Ravn和Uhlig(2002)。

④④其简单的统计方法类似于Miller和Russek(2002),具体见表3。

⑤⑤由于分省债务数据不可获得,因此本文无法进行类似于Perotti(1999)及Miller和Russek(2002)的考察。

⑥⑥即政府消费/GDP的比重。

⑦⑦其中“坏的年份”沿用Perotti(1999)的用法。

⑧⑧其简单的统计方法类似于Miller和Russek(2002),具体见表3。

⑨⑨这里仅报告均值和一个标准差之和的结果,以作示范。

⑩⑩现有的文献提供了多种估算产出缺口的方法(郭庆旺、贾俊雪,2004a),但最常用和简便的方法是HP滤波方法。本文就是采用HP滤波方法估算产出缺口gap的。除此之外,本文还用该方法估算潜在产出和经过周期性调整的财政收支。

⑪⑪“生产能力闲置因素”是指经济中未被充分利用的资源。凯恩斯理论认为资源的闲置对于财政政策的效果具有重要影响。如果资源闲置程度越大,那么总供给曲线就会越平坦,财政政策的效果就会越大,否则就会越小。

⑫⑫由于在我们的考察期,西藏、海南、四川和重庆都存在数据不全问题,因此,我们并没有将其包含在面板中。

⑬⑬见表9的第2列。

⑭⑭并没有发现其他3个潜在时期显著影响政策效果的证据。

⑮⑮但大而持久的扩张期并不显著影响政府预算内收入的变动效应。

⑯⑯但大而持久的紧缩期并不显著影响政府基本建设支出和政府预算内收入的变动效应。

⑰⑰但由结构性赤字/潜在GDP决定的非正常时期并不显著影响政府基本建设支出和政府预算内收入的变动效应。

⑱⑱即便存在与两个坏时期的一个或两个互动,都不会改变这个结论。

⑲⑲不考虑大而持久的扩张期和由结构性赤字/潜在GDP决定的非正常时期的互动,否则仍旧显著负向影响经济增长。

⑳⑳大而持久的紧缩期和由结构性赤字/潜在GDP决定的非正常时期都不显著影响基本建设支出的变动效应。但由政府规模决定的非正常时期有可能正向影响基本建设支出的变动效应,但并不稳健。

㉑㉑还有一个惊人的证据是,存在负的变动效应,但不显著。

㉒㉒由于上述提到的多重共线性问题,使得前6列大量的系数不再显著。多重共线性的来源是在这个非常短的时段,三大潜在时期高度重合。

㉓㉓正常时期下的基本建设支出的变动效应非常符合凯恩斯理论的预期。劳动市场观点也不期望它通过劳动市场影响经济增长。

㉔㉔尽管还存在其他显著的交互项,但是在两个不同标准上并不稳健。

#### 参考文献

(1) 蔡昉:《中国劳动力市场发育与就业变化》,《经济研究》,

2007a 年第 7 期。

(2) 蔡昉:《认识中国劳动力市场及其变化趋势》,《比较》,2007b 年第 30 期。

(3) 蔡昉:《中国经济面临的转折及其对发展和改革的挑战》,《中国社会科学》,2007c 年第 3 期。

(4) 陈诗一、张军:《中国地方政府财政支出效率研究:1978~2005》,《中国社会科学》,2008 年第 4 期。

(5) 郭庆旺、贾俊雪:《中国潜在产出与产出缺口的估算》,《经济研究》,2004a 年第 5 期。

(6) 郭庆旺、贾俊雪:《中国周期性赤字和结构性赤字的估算》,《财贸经济》,2004b 年第 6 期。

(7) 郭庆旺、贾俊雪:《稳健财政政策的非凯恩斯效应及其可持续性》,《中国社会科学》,2006 年第 5 期。

(8) 郭庆旺、贾俊雪、刘晓路:《财政政策与宏观经济稳定:情势转变视角》,《管理世界》,2007 年第 5 期。

(9) 贾俊雪、郭庆旺、刘晓路:《资本性支出分权、公共资本投资构成与经济增长》,《经济研究》,2006 年第 12 期。

(10) Afonso, A., 2001, "Non-Keynesian Effects of Fiscal Policy in the EU-15", Department of Economics, Instituto Superior de Economia e Gestao, Working Paper, pp.1~47.

(11) Alesina, A. and S. Ardagna, 1998, "Tales of Fiscal Contractions", *Economic Policy*, 27, pp.487~545.

(12) Alesina, A., S. Ardagna, R. Perotti and F. Schiantarelli, 2002, "Fiscal Policy, Profits, and Investment", *American Economic Review*, 92(3), pp.571~589.

(13) Alesina, A. and R. Perotti, 1995, "Fiscal Expansions and Adjustments in OECD Countries", *Economic Policy*, 21, pp.205~248.

(14) Alesina, A. and R. Perotti, 1997, "Fiscal Adjustments in OECD Countries: Composition and Macroeconomic Effects", *IMF Staff Papers*, 44(2), pp.210~248.

(15) Ardagna, S., 2004, "Fiscal Stabilizations: when do They Work and Why", *European Economic Review*, 48, pp.1047~1074.

(16) Baxter, M. and R. King, 1993, "Fiscal Policy in General Equilibrium", *American Economic Review*, 83, pp.315~334.

(17) Bertola, G. and A. Drazen, 1993, "Trigger Points and Budget Cuts: Explaining the Effects of Fiscal Austerity", *American Economic Review*, 83, (1), pp.11~26.

(18) Blanchard, O., 1990, *Comment on Giavazzi and Pagano*, NBER Macroeconomics Annual, MIT Press, Cambridge, MA.

(19) Blanchard, O., 1993, "Suggestions for a New Set of Fiscal Indicators", in Verbon, A. and F. Winden, (eds), *The Political Economy of Government Debt*, North-Holland.

(20) Cour, P. et al., 1996, "The Costs of Fiscal Adjustment Revisited: How Strong is the Evidence?", CEPII, Working Paper, pp.96~16.

(21) Finn, M. G., 1998, "Cyclical Effects of Government's Employment and Goods Purchases", *International Economic Review*, 39(3), pp.635~657.

(22) Giavazzi, F. and M. Pagano, 1990, *Can Severe Fiscal Contractions be Expansionary? Tales of Two Small European Countries*, NBER Macroeconomics Annual, MIT Press, Cambridge, MA, pp.95~122.

(23) Giavazzi, F. and M. Pagano, 1996, "Non-Keynesian Ef-

fects of Fiscal Policy Changes: International Evidence and Swedish Experience", *Swedish Economic Policy Review*, 3(1), pp.67~112.

(24) Giavazzi, F., T. Jappelli and M. Pagano, 2000, "Searching for Non-linear Effects of Fiscal Policy: Evidence from Industrial and Developing Countries", *European Economic Review*, 44(7), pp.1259~1289.

(25) Gupta, S., B. Clements, E. Baldacci, and C. Mulas-Granados, 2005, "Fiscal Policy, Expenditure Composition and Growth in Low-income Countries", *Journal of International Money and Finance*, 24, pp.441~463.

(26) Hemming, R., S. Mahfouz, and Schimmelpfening, 2002, "Fiscal Policy and Economic Activity during Recessions in Advanced Economies", IMF, WP/02/87.

(27) IMF, 1993, "Structural Budget Indicators for the Major Industrial Countries", *World Economic Outlook*, pp.99~103.

(28) IMF, 1995, "Structural Fiscal Balances in Smaller Industrial Countries", *World Economic Outlook*, May.

(29) Lane, P. R. and R. Perotti, 2003, "The Importance of Composition of Fiscal Policy: Evidence from Different Exchange Rate Regime", *Journal of Public Economics*, 87, pp.2253~2279.

(30) Ludvigson, S., 1996, "The Macroeconomics Effects of Government Debt in a Stochastic Growth Model", *Journal of Monetary Economics*, 38, pp.25~45.

(31) McDermott, C. J. and R. F. Wescott, 1996, "An Empirical Analysis of Fiscal Adjustments", IMF Staff Papers 43 (December), pp.725~753.

(32) Miller, S. and F. Russek, 2002, "The Relationship Between Large Fiscal Adjustments and Short-Term Output Growth Under alternative Fiscal Policy Regimes", University of Connecticut. Working Paper.

(33) Missale, A., F. Giavazzi and P. Benigno, 1997, "Managing the Public Debt in Fiscal Stabilizations: the Evidence", NBER Working Paper 6311, December.

(34) OECD, 1996, "The Experience with Fiscal Consolidation in OECD Countries", *Economic Outlook*, 59, June, pp.33~41.

(35) Olivei, G., 1999, "Fiscal Retrenchments and the Level of Economic Activity", Working Paper 99/03, Federal Reserve Bank of Boston.

(36) Perotti, R., 1996, "Fiscal Consolidation in Europe: Composition Matters", *American Economic Review*, 86(2), pp.105~110.

(37) Perotti, R., 1999, "Fiscal Policy in Good Times and BAD", *Quarterly Journal of Economics*, 114, pp.1399~1436.

(38) Ravn, M. O. and H. Uhlig, 2002, "Notes on Adjusting the Hodrick-Prescott Filter for the Frequency of Observations", *The Review of Economics and Statistics*, 84(2), pp.371~380.

(39) Sutherland, A., 1997, "Fiscal Crises and Aggregate Demand: Can High Public Debt reverse the Effects of Fiscal Policy?", *Journal of Public Economics*, 65, pp.147~162.

(40) Zaghini, A., 1999, "The Economic Policy of Fiscal Conditions: The European Experience", Banca d'Italia, Temi di Discussione, n0355, June.

## **MANAGEMENT WORLD**

**No.2 2010**

### **BRIFE COMMENTARIES**

A Empirical Study on the Level of China's Urbanization on the Difference in Provincial Economic Growth  
..... by *Jin Rongxue and Xie Hongtao*

A Study on the Interactive Development of the Coastal Economic Belt and Hinterland Areas  
..... by *Hu Jianwei*

A Study on the Connotation of the Supply Chain of the Regional Ecology  
..... by *Shi Xianliang and Qiao Xiaohui*

An Analysis on the Development of China's Ocean Economy  
..... by *Wang Changjiang and Liu Jie*

The Realization Mechanism of Government Auditing for the State Financial Safety.....  
..... by *Li Renhua*

An Analysis of the Financial Dilemma in Villages: the Perspective of Credit Contracts  
..... by *Zhang Jinsong and Zhao Yao*

A Study on the Fair Value of Insurance Debt ..... by *Li Ronglin*

A Study on the Relationship in the Organizational Culture, the Knowledge Management Strategy and the  
Choice of the Way of Innovation..... by *Jian Chuanhong, Ren Yuong and Luo Yanbei*

Study on Harmonious Community of Property Management ..... by *Lai Yifei*

### **ABSTRACTS IN ENGLISH**

#### **The Non-linear Stable Effects of China's Fiscal Policies: A Theory and the Evidence**

by *Fang Hongsheng and Zhang Jun*

In this paper, we have investigated the non-linear stable effects of China's fiscal policy and tested out the possible mechanism that they have shaped. Founded on the existing literature and the reality of China, we have, for the first time, identified the historical periods in which, possibly, the non-linear or non-Keynesian effects of China's fiscal policy occurred. Then, we have constructed two panel data sets, the first being for the period of 1978~2004 and the second being for 1998~2004. By the first set, we have completed the test on the expectation mechanism of the non-linear or non-Keynesian effects and discover evidences for non-Keynesian effects. By the second set, we have verified the hypothesis about the labor market view, but the important role of the expectation view in producing the non-Keynesian effects cannot be excluded. Finally, we have, in view of the existing situation, offered some concrete suggestions about the policies for dealing with the instability of the macro economy.

#### **Does the Investors Over-Optimistic during the Control Transferring?**

by *Wang Huacheng, Sun Jian, Deng Lu, and Lu Chuang*

Behavior finance theory shows that the investor sentiment is a factor of the stock returns. This paper explores the existence of the investor sentiment during the control transferring. Using the sample from 2000 to 2006, we find the following conclusions. First, the CAR around the initial announcement date is positive correlated with the merger momentum and the market momentum. Second, the stock price reverses since the 180 days after the announcement date. The buy-and-hold abnormal return is negative correlated with the merger momentum and the market momentum. All this shows the existence of over-optimistic sentiment during the control transferring.