

# 我国财政政策非线性效应研究

## ——基于商品和劳动力市场供求结构的分析

卞志村<sup>1</sup> 唐燕举<sup>2</sup>

(1. 南京财经大学 金融学院 江苏 南京 210023; 2. 中信银行 南京分行 江苏 南京 211100)

**摘要:** 选取 1953—2013 年度数据构建马尔科夫区制转移模型,考察我国财政政策对产出增长的非线性效应。实证结果表明,我国财政政策存在显著的非线性效应:财政政策在 1958—1962、1966—1969 和 1977—1980 年等时期具有非凯恩斯效应;在 1981—2013 年等时期又具有凯恩斯效应。此外本文借鉴缪尔鲍和波茨的数量制约模型,分析认为我国商品市场和劳动力市场均呈现出短缺现象,是非线性效应产生的原因。为使财政政策更加科学合理地发挥作用,认为政府部门应高度重视劳动力市场供求结构的变动。

**关键词:** 财政政策;非线性效应;数量制约模型

**中图分类号:** F812.4 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-6049(2016)06-0025-09

### 一、引言

回顾过去的三十年,中国宏观经济形势跌宕起伏,财政政策首挑大梁,不断相机抉择,向世人充分展示了其灵活性和针对性。八十年代初,改革开放刚刚起步,中国经济便遭遇一场始料未及的通货膨胀,财政政策转向紧缩且成效显著;1986 年工业生产出现滑坡,中央政府提出“软着陆”概念,财政政策趋向宽松,经济明显重新发热;1988 年中国经济出现持续过热、通胀严重和群众恐慌性提储抢购等问题,中央出台“治理经济环境、整顿经济秩序”等严厉的财政紧缩措施,造成产出和物价水平的急剧下滑,实为一场“硬着陆”;急刹车般的财政紧缩当然不可持续,宏观政策悄然转变,宽松的政策措施复又造成 1994 年新一轮通胀问题;针对 1997 年的亚洲金融风暴,政府迅速出台积极的财政政策,对拉动经济

增长发挥了明显作用;2003—2007 年随着出口的强劲增长,我国经济持续发热,通胀不断高企,这期间伴随的是稳健财政政策;2008 年底,由于金融危机的全面爆发,中国外向型的增长模式难以为继。政府审时度势,出台刺激性的财政政策,在全球经济一片萧条下,我国经济成功实现“保 8”,俨然成为全球经济复苏的重要引擎。

面对异常艰巨的宏观调控任务,结合图 1 所示,我国财政政策的运用体现出如下几个特点:首先,政策基调转向十分频繁,改革开放短短三十多年来,财政政策基调依次经历“紧缩”、“适度从紧”、“积极”、“稳健”,当前又趋向积极;其次,每次宏观调控均呈现规模大、力度狠的特征,尤其为应对全球金融危机所出台的四万亿刺激计划更是其典型表现;第三,不容否认,政策实施效果与政策基调的初始愿望总会存在偏差。看似充满工程

收稿日期:2016-10-16

基金项目:国家社会科学基金重大项目“基于物价调控的我国最优财政货币政策体制研究”(12&ZD064)、国家“百千万人才工程”项目、教育部“新世纪优秀人才支持计划”项目(NCET)和江苏高校优势学科建设工程项目(PAPD)

作者简介:卞志村(1975—),男,江苏高邮人,南京财经大学金融学院教授,经济学博士,研究方向为货币理论与政策;唐燕举(1990—),男,安徽桐城人,经济学硕士,研究方向为财政金融理论与政策。

智慧的财政政策,为何总是出现疲于应付的窘态?面对宏观经济形势的不断波动,政府部门是采用顺周期抑或是逆周期的手段措施来面对?理论界对此展开长足思考。凯恩斯学派认为增加政府支出或降低税收,能通过凯恩斯乘数有效促进居民消费,拉动经济走出萧条的泥塘,他们主张政府应该逆经济行事,相机抉择以促进经济增长。而新古典学派则认为,只有财政紧缩才能给私人部门的扩张“腾出空间”,从而刺激经济增长。自学术界发现财政政策存在非线性效应以来,这个问题似乎变得日渐清晰,两种经济理论在不同的经济时期可能都成立<sup>[1]</sup>。所谓财政政策非线性效应<sup>[2-3]</sup>,是指扩张性的财政政策措施不一定会带来经济的扩张,在某些时期反而会造成经济出现紧缩现象,反之亦然,即经济会呈现出非凯恩斯效应。

面对宏观经济的盛衰波动,传统的基于线性假设的政策治理视角已经不能完美解决经济现实问题。探寻我国财政政策非线性效应的潜在区间,分析其产生机理,科学把握财政政策发挥效应的规律,对于增强我国财政政策宏观调控的预见性、针对性和有效性来说意义重大。

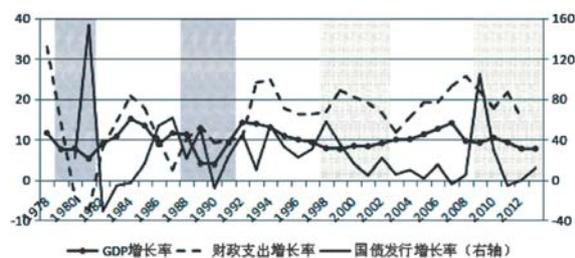


图1 中国宏观经济走势与财政政策取向

## 二、财政政策非线性效应的文献回顾

近年来,国内外研究财政政策非线性效应的文献逐渐增多,主要侧重于分析财政政策非线性效应的存在性、产生原因和传导机制等。最初将财政政策非线性效应引入大众视野的是 Giavazzi 和 Pagano<sup>[4]</sup>,他们通过分析丹麦和爱尔兰的财政紧缩政策后发现,紧缩财政并没有引起凯恩斯理论所预期的消费和产出减少,相反,私人消费均有不同程度的显著提高。这掀起了学术界研究检验各国不同时期财政政策效应的热潮,如 Ber-

tola 和 Drazen<sup>[5]</sup>, Perotti<sup>[6-7]</sup>, Blanchard<sup>[8]</sup> 以及 Afonso<sup>[9]</sup> 等等,他们的研究发现均支持了财政政策非线性效应的存在。

关于非线性效应产生的原因,国外学者主要有三大观点。Hellwig 和 Neumann<sup>[10]</sup> 较早观察到财政政策这一“负效应”现象,并提出“扩张性财政紧缩”假说来加以解释,该假说认为,在削减赤字或降低累积债务水平的财政紧缩过程中,政策效果可能会存在一个由凯恩斯效应向非凯恩斯效应的“转移”。Giavazzi 和 Pagano 对这一假说进行了经典阐述,并认为爱尔兰于 1987—1989 和丹麦在 1983—1986 年的财政调整即为扩张性财政紧缩的典型代表<sup>[4]</sup>。

第二,Blanchard<sup>[11]</sup> 在一个有限期限模型中提出,可以用“财富效应渠道”来解释财政政策的非线性效应,政府削减赤字或降低政府债务风险溢价的举措将导致利率降低,从而增加私人财富,刺激家庭部门的消费。但 Giavazzi 和 Pagano 在 Blanchard 模型基础上进一步推导并结合严谨的计量经济证据表明,财富效应渠道不足以充分解释私人消费出现的剧烈变动。

为弥补财富效应渠道的不足,理论界又提出第三大观点,即“预期”渠道。预期渠道的核心在于,消费者利用经济环境中的一切信息来不断修正自身的预期,一个足够大的临时性财政紧缩措施将会引导消费者预期未来发生永久性减税,这将会提高家庭部门的永久收入,并因此提高消费者的消费水平。利用预期渠道来解释财政政策非线性效应的文献大致可分为两大类:第一类强调的是经济初始条件。Bertola 和 Drazen 从新古典模型出发,提出政府支出所产生的效应取决于它自身的初始值,当公共支出水平接近或达到某个门限值,而期望的财政调整却没有出现,此时政府支出的变动将会使消费者产生未来财政政策基调向相反方向变动的预期,从而引发财政政策的非凯恩斯效应。Sutherland<sup>[12]</sup> 研究面板数据时也发现一旦政府债务水平超过某个阈值,便会引发财政政策的非线性效应。第二类强调的是政府财政调整的幅度或规模。Alesina 和 Ardagna<sup>[13]</sup> 利用 Probit 模型检验了 OECD 国家

①数据来源:笔者根据中经网统计数据库、《中国财政年鉴》相关数据测算绘制,图中深、浅阴影区块分别代表紧缩、积极的财政政策。

1960—1994 年的财政政策数据后发现, 财政调整幅度和结构是影响非线性效应产生的原因。Benedetti et al.<sup>[14]</sup> 通过分析 19 个 OECD 国家 1970—2004 年的财政数据发现, 强烈且持久的财政冲击(包括政府支出和收入)是非线性效应产生的重要条件。类似研究还包括: Perroti, Giavazzi et al.<sup>[15]</sup>, Neicheva<sup>[16]</sup> 等等。

国内方面, 郭庆旺等人<sup>[17]</sup> 利用 MS 模型考察了我国 1992—2005 年的财政月度数据发现, 20 世纪 90 年代以来我国财政支出政策具有显著的、持续时间较长的凯恩斯效应, 而税收政策虽既具有凯恩斯效应又具有非凯恩斯效应, 但非凯恩斯效应持续时间较短且不具统计显著性。方红生和张军<sup>[18]</sup> 根据结构预算余额占 GDP 比率以及结构赤字占 GDP 比率等两大指标, 划分出我国财政政策非线性效应的潜在阶段, 利用中国 27 个省份的财政数据, 从预期机制和劳动市场假说两个角度分析了我国财政政策非线性效应的产生原因。李春琦和唐哲一<sup>[19]</sup> 从生命周期模型出发, 利用 VAR 模型分析政府支出不同结构的变动, 并得出结论: 政府文教支出和经济建设支出能有效拉动居民消费, 但政府行政管理费用支出却挤出了居民消费, 即存在非凯恩斯效应。项后军和周宇<sup>[20]</sup> 以 1993—2009 年月度数据为样本运用门限回归模型发现, 财政支出政策对私人消费总体表现为凯恩斯效应, 与此相对的是税收政策表现出显著的非凯恩斯效应, 并且以税收增长率 0.287 为临界值, 财政支出从凯恩斯区制向非凯恩斯区制转移。卞志村和孙俊<sup>[21]</sup> 在划分三区制基础上发现在某些时期, 财政支出的正向冲击导致产出水平缓慢上升甚至出现负向的反应, 即不同时期的财政支出政策可能存在非线性效应。

纵观国内外学者的研究, 笔者认为: 第一, 外生划分财政政策非线性效应潜在阶段的方法, 过于主观且缺乏严谨的科学依据, 因此本文选取能从数据本身内生识别经济不同状态的马尔科夫区制转移方法( Markov switching), 以捕捉不可观察的因素对经济运行造成的影响, 内生判别非线性效应产生的潜在阶段。第二, 大多数文献忽视了财政支出的不同结构对经济产出可能存在不同的

影响, 本文认为有必要将财政支出划分为政府购买性支出和转移支付性支出, 探讨两者对产出是否存在差别影响。第三, 从财政初始条件或财政调整幅度等角度来解释非线性现象, 是西方经济学家基于成熟市场经济的惯用方法, 本文认为应当从我国实际出发, 借助带数量制约的宏观经济模型, 探寻符合我国国情的非线性效应解释因素。

### 三、财政政策非线性效应理论分析

国内已有的相关研究指出, 财政初始条件和调整幅度等主体预期因素不是我国财政政策非线性效应产生的必然原因<sup>[2-3]</sup>。袁志刚<sup>[22]</sup> 认为, 强调数量制约的非瓦尔拉斯宏观均衡模型不失为一种分析中国问题的良好工具。为此, 本文试图从 Muellbaue 和 Portes<sup>[23]</sup> 的数量制约模型(Quantity Rationing Models) 出发, 分析和探寻我国财政政策非线性效应现象产生的可能原因。

#### (一) 数量制约模型

数量制约模型假设存在三个经济主体: 家庭、企业和政府。企业在  $t$  期总产出为  $x$ , 家庭部门消费  $c$ , 政府部门消费  $g$ , 忽略企业库存因素则满足  $x = c + g$ 。存在两个市场, 产品市场和劳动市场, 家庭部门在消费产品的同时向企业提供劳动。数量制约模型的核心在于区分了有效( effective) 供求与愿望( notional) 供求, 愿望供求是指市场出清情形下完全由价格决定的供求数量, 而有效供求则是市场出现数量配额制约情形下最终能达到的供求数量。当市场出现数量制约时, 最终交换数额由市场的短边决定<sup>①</sup>, 即任何市场上的实际交换额是愿望供给和愿望需求的最小量。

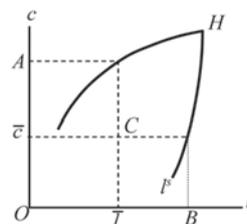


图2 数量制约下家庭部门的决策

如图2所示<sup>②</sup>, 在家庭部门的消费—劳动坐标系里, 曲线  $c^d$  和  $l^s$  分别代表劳动配额下的有效消费需求函数以及产品配额下的有效劳动供给函数。当劳动供给受到制约时 ( $l \leq \bar{l}$ ), 家庭部

①所谓短边规则, 是指在非均衡经济中, 市场成交量总是由供给或需求中相对小的一方来决定。

②图中, 上标“d”和“s”分别表示需求和供给, 下同。

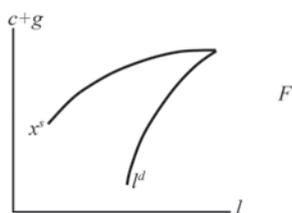


图3 数量制约下企业部门的决策

门的有效消费需求量为  $OA$  单位;当消费需求受到制约时( $c \leq \bar{c}$ ),家庭部门的有效劳动供给量为  $OB$  单位。 $H$  点代表的是没有数量制约情形下家庭部门所能达到的最高效用值,即家庭部门事先的愿望劳动供给量和消费量。当存在数量制约时,家庭部门的有效消费需求和有效劳动供给由  $C$  点表示。

企业的有效需求和供给如图3所示, $F$  点表示企业在两个市场都没有受到制约,代表企业的愿望劳动需求和愿望销售量。曲线  $x^s$  代表企业的愿望劳动需求受到制约时的有效产品供给,曲线  $l^d$  代表企业的愿望产品供给受到制约时的有效劳动需求,两条曲线之间的点代表的是企业在两个市场均受到数量制约情形下的有效产品供给和有效劳动需求。

考察一个简单经济体,由于企业产品分为家庭消费  $c$  和政府消费  $g$ ,将图3的  $(c+g, l)$  空间中企业的供求曲线向下移动  $g$  个单位,转换至  $(c, l)$  空间,与图2合并就能得到数量制约模型示意图。若  $H$  点与  $F$  点重合,则为瓦尔拉斯一般均衡情形,在这一点,家庭和企业均实现了他们的愿望供求。但更多情况下由于存在数量制约,经济体往往表现为下列四种情形。

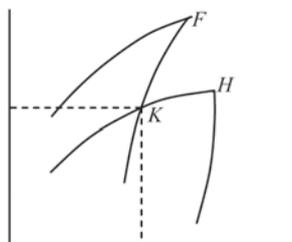


图4 凯恩斯失业

1. 凯恩斯失业情形 (Keynesian unemployment)。如图4所示,此时两个市场均存在超额供给,家庭和企业劳动市场和商品市场的愿望供给都受到制约,即  $c^s > c^d, l^s > l^d$ ,有效交换发生在  $c^d$  和  $l^d$  曲线的交点  $K$ 。在这一点,企业由

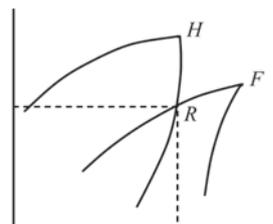


图5 抑制性通货膨胀

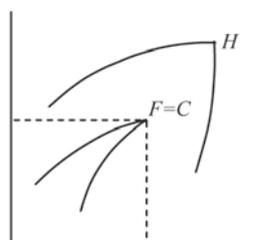


图6 古典失业

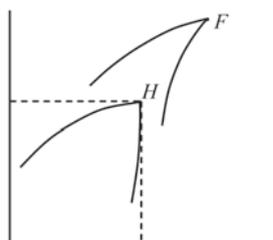


图7 消费不足

于超额产品供给,不愿再扩大劳动就业,家庭由于劳动供给的制约,也不愿扩大产品消费,经济的均衡点  $K$  低于瓦尔拉斯均衡点。

2. 抑制性通货膨胀情形 (Repressed inflation)。如图5所示,企业的供求曲线位于家庭的右下方时,两个市场均存在超额需求,家庭和企业劳动市场和商品市场的愿望需求都受到制约,即  $c^s < c^d, l^s < l^d$ 。实际交换发生在  $c^s$  和  $l^s$  曲线的交点  $R$ 。家庭部门由于对产品的需求受到制约,不愿再供给额外劳动,宁愿享受更多闲暇以提高效用,而企业的劳动需求受到抑制后,无法再供给更多产品,经济均衡点  $R$  也低于瓦尔拉斯均衡点。

3. 古典失业情形 (Classical unemployment)。如图6,家庭部门的供求曲线位于企业的右上方,家庭部门在劳动市场的愿望供给受到制约,在商品市场的愿望需求也受到制约,即  $c^s < c^d, l^s > l^d$ ,而处于市场短边的企业在两个市场均能达到自身的愿望供求。经济体的有效交换发生在企业部门的最优点  $F$  点。家庭愿意提供更多

的劳动以及购买更多的产品,但企业由于各种原因已经到达自身的极值点,无法接纳更多劳动以及供给更多产品。

4. 消费不足情形 (Underconsumption)。如图 7 所示,与古典失业情形相反,此时家庭部门处于市场的短边,经济均衡发生在家庭部门的最优点 H 点。

(二) 财政政策非线性效应产生的可能原因

假定其他项不变,考查政府支出增加  $\Delta g$  个单位对经济体产出和就业的比较静态结果。政府支出的增加对  $(c, l)$  空间的家庭部门没有影响,但将导致  $(c, l)$  空间内企业部门的供求曲线向下移动  $\Delta g$  个单位。表 1 列举了四种情形下政府支出增加所产生的比较静态结果。

表 1 比较静态结果

	产出	私人消费	就业
凯恩斯失业情形	+	+	+
抑制性通货膨胀情形	-	-	-
古典失业情形	0	-	0
消费不足情形	0	0	0

“+”表示增加,“-”表示减少,“0”表示不变。

如果经济起初处于图 4 所示的凯恩斯失业情形,政府支出的增加会导致经济均衡点  $K$  向  $H$  点靠近,带来产出扩张、就业增加,这便是凯恩斯主义理论一直倡导的所谓政府应干预经济运行的原因所在,伴随着积极财政政策,经济体的产出和就业均会增加,即为财政政策的凯恩斯效应。

若经济起初处于图 5 所示的抑制性通货膨胀状态,政府支出的增加将使经济进一步偏离瓦尔拉斯均衡,产出下降、就业减少,意味着财政政策产生了非凯恩斯效应。

相比较而言,若在增加政府支出之前经济体处于古典失业均衡状态,经济体的就业和产出不会发生变化,但此时发生了政府消费对私人消费的完全挤出和替代。在第四种情况下,政府支出变动对低消费均衡状态不会有任何效果,财政政策对改变产出和就业完全失效。因此,财政政策非线性效应的产生取决于经济运行区间是否属于抑制性通货膨胀情形。

#### 四、实证检验

##### (一) 模型描述

Hamilton (1994)<sup>[24]</sup> 认为,随着宏观政策的调

整和经济结构的变化,不同时期或区制 (regime) 对应的模型系数可能会发生改变,而捕捉这种系数变化的重要模型之一,就是带有状态变量的区制转移模型。其中,应用范围最广的当属马尔科夫区制转移模型 (Markov switching, MS), MS 模型的基本特征是模型回归参数依赖于不可观测的区制变量发生变化。

对于只涉及两个区制的 MS 模型 (分别以  $s_t = 0$  和  $s_t = 1$  来表示两种不同的区制状态),可表示如下:

$$\begin{cases} Y_t = X_t' \beta_0 + \varepsilon_{t0}, \varepsilon_{t0} \sim i. i. d. (0, \sigma_0^2), s_t = 0 \\ Y_t = X_t' \beta_1 + \varepsilon_{t1}, \varepsilon_{t1} \sim i. i. d. (0, \sigma_1^2), s_t = 1 \end{cases} \quad (1)$$

其中,  $Y_t$ 、 $X_t'$  和  $\beta$  分别表示因变量、自变量矩阵以及系数矩阵。不可观测的区制变量  $s_t$  服从一个离散时间、离散状态马尔科夫链过程,其转移概率为

$$p_{ij} = Pr(s_{t+1} = j | s_t = i), \sum_{j=0}^1 p_{ij} = 1, \forall i, j = 0, 1 \quad (2)$$

利用贝叶斯估计定理可计算出转移概率,假设  $I_t$  表示在样本的  $t$  期所观察到的所有信息集,以  $s_t = 1$  为例:

$$Pr[s_t = 1 | I_{t-1}] = \frac{f_1(y_t) Pr[s_t = 1 | I_{t-1}]}{f(y_t | I_{t-1})} \quad (3)$$

其中  $f_1(y_t)$  表示在状态  $s_t = 1$  下的概率密度函数,

$$Pr[s_t = 1 | I_{t-1}] = \sum_{s_{t-1}=0}^1 Pr[s_{t-1} | I_{t-1}] Pr[s_t = 1 | s_{t-1}] \quad (4)$$

$$f(y_t | I_{t-1}) = \sum_{s_t=0}^1 f_{s_t}(y_t) Pr[s_t | I_{t-1}] = \sum_{s_t=0}^1 f_{s_t}(y_t) \sum_{s_{t-1}=0}^{1s} Pr[s_{t-1} | I_{t-1}] Pr[s_t | s_{t-1}] \quad (5)$$

通过上式,便可获得  $t = 1, 2, \dots, T$  的概率  $Pr[s_t | I_t]$ , 这便是 MS 模型中区制转移的“滤波概率” (filter probabilities)。与之类似,称概率  $Pr[s_t | I_T], T > t$  为“平滑概率” (smoothed probabilities)。MS 模型的参数估计则由最大似然估计中的最大期望值算法 (expectation maximization, EM) 来实现,具体过程在此不再赘述,可参见

Krolzig(1998)<sup>[25]</sup>。

本文构建包含产出增长率、财政收支等四个变量的马尔科夫区制转移向量自回归模型(MS-VAR),又以均值、截距、回归系数和方差是否区制相依进一步划分为具体的形式。本文结合研究实际意义,依据对数似然值、AC、HQ和SC准则判定最优滞后阶数为1阶,模型最优区制数为两区制,进而确定最优模型形式为MSA(2)-VAR(1)。

(二) 数据说明

鉴于研究的实际意义,本文选取产出、税收、政府购买性支出和政府转移支付支出等四个变量1953—2013年度数据作为实证样本<sup>①</sup>。产出和税收数据取自中经网统计数据库,鉴于原序列存在明显增长趋势,因此对原序列取自然对数差分变为增长率形式,对政府支出也采取相似处理。由此得到产出增长率序列表示为GDP,政府税收增长率序列表示为TR。

与大多数文献不同,本文将政府支出项分为两大类,即政府购买性支出和转移支付支出。政

府购买性支出包括投资性支出、消费性支出和政府采购等;转移支付支出包括社会保障性支出、财政补贴和捐赠与债务支出等。囿于数据可得性,本文选取抚恤和社会福利救济费、政策性补贴以及社会保障支出等加总作为转移支付支出,其余政府支出作为政府购买性支出,数据皆来源于中经网统计数据库和《中国财政年鉴》(2013版)。对原序列取自然对数差分后,得到政府购买性支出增长率序列表示为GE,转移支付支出增长率序列表示为GT。

在建立MS模型之前,有必要对所有变量进行平稳性检验,ADF单位根检验结果表明,产出增长率GDP、税收增长率TR、政府购买性支出增长率GE和政府转移支付支出增长率GT在5%的显著性水平下都是平稳序列(检验结果略)。

(三) 实证结果

本文利用Gauss软件中的OX程序包对MSA(2)-VAR(1)模型进行参数估计和检验,估计结果如表2所示<sup>②</sup>。

表2 常数项和各系数的估计结果

常数项					
区制1	-2.425 463 [-0.991 7]	0.704 792 [1.458 1]	1.410 056 [3.846 5]*	-0.780 556 [-4.368 5]*	0.074 495 [1.240 8]
区制2	6.824 024 [4.312 3]*	0.719 228 [5.585 1]*	-0.143 823 [-2.034 8]**	0.099 789 [2.163 2]**	0.180 235 [2.311 4]**
LR 线性统计量: 65.590 8		Chi(20) = [0.000 0]*		DAVES = [0.000 0]*	

方括号内数值为t统计量的值,\*和\*\*分别表示1%和5%的显著性水平下显著。

在选定的MSA(2)-VAR(1)模型中,LR线性统计量的值为65.5908,卡方统计量的P值和Davies检验的P值均为0.0000,显著地拒绝线性模型的假设,说明本文所设定的非线性模型是合适的。

表2的模型估计结果显示,我国财政政策的效应显著地分为两个区制。在区制1中,政府税收的增加将提高经济的产出,而政府购买性支出的增加反而会降低产出,说明在区制1中,扩张性财政政策将会对经济产生紧缩的作用,即这一区制下的财政政策具有显著的非凯恩斯效应。在区制2中,政府税收的增加将减少经济的产出,提高政府购买性支出则会使产出增加,说明

这一区制下的财政政策具有显著的凯恩斯效应。值得一提的是,本文实证结果发现,政府转移支付支出不存在显著的非线性效应,在区制2中,增加转移支付支出会显著增加产出,而在非凯恩斯效应占主导的区制1中,虽然增加转移支付支出仍然会导致产出扩张,但统计结果并不显著。

表3 区制转移概率矩阵

		i	
		区制1	区制2
j	区制1	0.7276	0.0877
	区制2	0.2724	0.9123

①本文以1953年为样本起始年份,是考虑到我国的“一五计划”、优先发展重工业的赶超战略、统购统销政策和城乡隔绝的户籍制度均于1953年开始推行。

②根据文章研究目的,表1仅给出以产出增长率为因变量的方程中常数项和各系数的估计结果。

表3和表4分别给出了区制转移概率矩阵和各区制状态持续期的估计结果及样本划分。经济运行处于同一区制的平均持续期为  $D(s_t) = 1/1 - p_{ii}$ 。表3和表4表明,当经济进入区制2(凯恩斯效应区制)后,维持在该状态下的概率为0.9123,且经济处于该区制的频率最高,达80.94%。有48.2个样本处于区制2状态,平均持续期达11.4年,且经济向区制1转变的概率

较低,仅为0.0877,说明区制2具有相当高的稳定性。相比较而言,当经济进入区制1(非凯恩斯效应区制)后,维持在该状态的概率为0.7276,仍有0.2724的概率会向区制2转变。有11.8个样本处于区制1状态,且平均持续期为3-4年,区制1出现的频率也较低,仅有19.06%,说明区制1的稳定性相比而言较区制2差。

表4 各区制的持续期及样本划分

	样本数	频率	平均持续期	样本划分
区制1	11.8	0.1906	3.67	1958—1959; 1961—1962; 1966—1969; 1977—1980
区制2	48.2	0.8094	11.40	1954—1957; 1960; 1963—1965; 1970—1976; 1981—2013

图8和图9分别给出了各区制的平滑概率估计结果。根据上文分析,区制1可以称之为财政政策非凯恩斯效应区制,区制2称为财政政策凯恩斯效应区制。显而易见,我国的财政政策在改革开放之前具有显著的非凯恩斯效应(区制1的概率接近于1),突出表现在1958—1962、1966—1969和1977—1980年三个阶段。总体上看,大部分历史时期内我国财政政策均呈现出显著的凯恩斯效应(区制2的概率接近于1),这种效应在实行改革开放以后的时期表现的尤为明显。

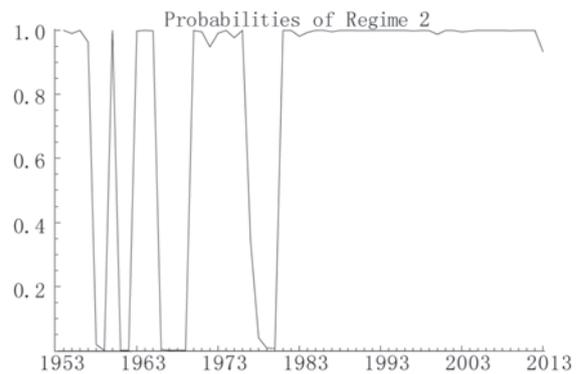


图9 区制2的转移概率估计

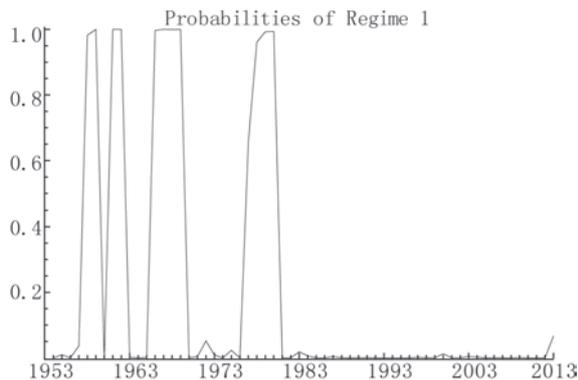


图8 区制1的转移概率估计

(四) 原因分析

新中国成立后,为迅速实现强国富民的目标,国家实行优先发展重工业的赶超战略,市场资源的配置完全靠计划进行。在此背景下,企业生产何种产品、产量多少以及产品销售流向均受到政府计划严格控制,原材料价格、工资、生活必需品价格和利率都被人为压低,家庭部门的消费受到配给,粮食等必需品必须按照国家统一计划(凭粮票、布票等)购买。整个市场明显属于短

缺,这导致商品市场上的需求全面大于供给。另一方面,1953年开始实施的城乡隔绝户籍制度、农业合作化运动,将中国大量的农村劳动力束缚在农村土地上,不仅农村人口转移到城市受到严格限制,城市新生劳动力还要“上山下乡”转移到农村,城市企业的劳动需求不能得到有效满足。商品市场和劳动市场双双出现供大于求的现象,这恰好属于上文描述的抑制性通货膨胀情形,在此基础上政府扩张性的财政政策将会导致经济产出的进一步下降,这就解释了我国在八十年代之前所出现的非线性现象,即减税增支的扩张财政政策却引起产出的下降。

随着改革开放的推进,我国消费品市场得到空前发展,社会消费品零售总额由1978年的1558.6亿元,扩大到2000年的39105.7亿元,到改革开放三十周年的时候已达108487.7亿元,年均增长15.4%。八十年代对粮棉油等商品凭票证定量供应制度的废除和取消,标志着我国居民告别了生活必需品短缺的时代,随着社会主义

市场经济的一步步繁荣,尤其是非公有制经济的蓬勃发展,我国企业的有效供给能力显著增强,社会产品极大丰富,由此我国的商品市场由“卖方市场”进入了“买方市场”,商品供给实现了由紧缺到宽松再到相对过剩的跨越式发展。另一方面,经济的发展离不开劳动的投入,大量“上山下乡”的知识青年回到城市,并且随着城乡隔绝户籍制度的打破,农村剩余劳动力不断涌向城市,然而城市所能提供的就业岗位有限,导致很长时间内劳动力市场出现供过于求的局面<sup>①</sup>。表5描述的是我国“一五计划”到“十一五计划”期间劳动力就业结构的变化情况,可以看出在经济发展过程中我国的劳动力不断由第一产业向第二、第三产业转移。商品市场的供给过剩加上劳动力市场的供给过剩,八十年代以来的中国经济符合上文模型中描述的凯恩斯失业情形,基于此背景,采取增加政府支出等扩张性财政政策势必导致产出增加,经济运行符合凯恩斯主义理论预测的线性轨迹。

表5 我国劳动力就业结构 %

	第一产业	第二产业	第三产业
“一五”期间	82.3	8.9	8.8
“六五”期间	66.0	19.2	14.8
“十一五”期间	39.6	27.1	33.3

数据来源:中经网统计数据库。

### 五、结论与启示

本文选取中国1953—2013年度数据并构建马尔科夫区制转移模型,考察了我国财政政策对产出增长的非线性效应,得到的研究结论如下:

第一,实证检验结果表明,我国财政政策存在显著的非线性效应。改革开放之前的1958—1962、1966—1969和1977—1980年等三个时期,我国财政政策存在显著的非凯恩斯效应,但凯恩斯效应主要来源于政府税收和购买性支出方面,表现为政府税收的减少或政府购买性支出的增加都将降低经济产出的增长率,而不同时期的转移支付支出则表现出线性效应特征。在大多数考察期内,我国财政政策具有显著的凯恩斯效应,即扩张性财政政策(增加政府购买性支出和转移支付支出、降低税收)有助于促进产出的增长,且这种正向效应持续时间较长。第二,通过借鉴缪尔鲍

和波茨的数量制约模型,本文从商品市场和劳动力市场的供求角度出发,考察分析我国财政政策非线性效应的产生原因。计划经济时代,我国一切商品物资靠计划分配以及劳动力流动的限制,使得我国商品市场和劳动力市场均呈现出短缺现象,是导致财政政策出现非线性效应的根本原因;随着改革开放的推进,我国消费品市场不断繁荣,城乡隔绝户籍制度的打破导致劳动力供给大大增加,商品市场和劳动力市场均出现供给过剩,在此背景下财政政策呈现线性特征,我国扩张的财政政策得以不断促进经济产出的增长。

上述结论对于判断我国宏观经济形势所处的状态,科学合理的制定财政政策措施,从而灵活、高效熨平宏观经济波动具有重要的参考和启示意义。

第一,本文结论表明八十年代以来我国经济运行处于凯恩斯效应区制,政府财政政策的相机抉择变化总体上比较符合凯恩斯主义理论所强调的逆周期而动的特点,为实现产出增长和经济稳定,实施积极财政政策的政策主张是值得肯定的。第二,要随时警惕我国商品市场和劳动力市场出现的供求变动。改革开放三十多年以来,得益于廉价劳动力所释放的巨额红利,中国经济增长取得了举世瞩目的成就,但国内许多经济学家认为我国“人口红利”这一比较优势即将丧失,中国的劳动力市场将会呈现出结构性短缺现象(蔡昉,2008;于学军,2011)<sup>[26][27]</sup>。现实中由2010年以来“珠三角”、“长三角”不断涌现的“民工荒”现象也可见一斑。一旦商品市场供给过剩,劳动力市场出现供给不足,经济将迈入消费不足情形的阶段,此时,若政府仍然采取增支减税的扩张性财政政策,将无法有效拉动经济增长。基于此,本文认为劳动力市场的供求结构变动应引起政府部门的高度重视。

### 参考文献:

- [1] Florian, Katrin. Non-linear Effects of Fiscal Policy in Germany: A Markov-Switching Approach [J]. Bonn Graduate School of Economics, University of Bonn, Adenauerallee, 2001: 24-26.

<sup>①</sup>数据资料来源《新中国60年》国家统计局编。

- [2]王立勇,高伟. 财政政策对私人消费非线性效应及其解释[J]. 世界经济, 2009(9): 27-36.
- [3]张明喜,高倚云. 我国财政政策非线性效应的理论探讨与检验[J]. 财贸研究, 2008(5): 56-63.
- [4]Giavazzi F, Pagano M. Can Severe Fiscal Contractions be Expansionary? Tales of Two Small European Countries [J]. NBER Macroeconomics Annual, 1990(5): 75-111.
- [5]Bertola G, Drazen A. Trigger Points and Budget Cuts: Explaining the Effects of Fiscal Austerity [J]. American Economic Review, 1993(83): 11-26.
- [6]Perotti R. Fiscal Consolidation in Europe: Composition Matters. [J]. American Economic Review, 1996(86): 105-110.
- [7]Perotti R. Fiscal Policy in Good Times and Bad [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1999, 114(4): 1399-1436.
- [8]Blanchard. An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output [J]. Quarterly Journal of Economics, 2002(117): 1329-1368.
- [9]Afonso A. Non-Keynesian Effects of Fiscal Policy in the EU-15 [J]. Working Papers Department of Economics 2001 A(1): 34-38.
- [10]Hellwig, Neumann. Economic policy in Germany: Was There a Turnaround? [J]. Economic Policy, 1987, 2(5): 105-145.
- [11]Blanchard O J. Debt, Deficits and Finite Horizons [J]. Journal of Political Economy, 1985(93): 223-247.
- [12]Sutherland A. Fiscal Crises and Aggregate Demand: Can High Public Debt Reverse the Effects of Fiscal Policy? [J]. Journal of Public Economics, 1997, 65(2): 147-162.
- [13]Alesina, Ardagna. Tales of Fiscal Contractions [J]. Economic Policy, 1998(27): 487-545.
- [14]Benedetti M, Giavazzi F, Jappelli T, Pagano M. Searching for Non-Monotonic Effects of Fiscal Policy: New Evidence [J]. NBER Working Papers, 2005(142): 1-29.
- [15]Giavazzi F, Jappelli T, Pagano M. Searching for Non-linear Effects of Fiscal Policy: Evidence from Industrial and Developing Countries [J]. European Economic Review, 2000, 44(7): 1259-1289.
- [16]Neichev. Non-Keynesian Effects of Government Spending: Some Implications for the Stability and Growth Pact [J]. MPRA Paper 2007(5277): 1-29.
- [17]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[J]. 管理世界, 2007(5): 7-15.
- [18]方红生,张军. 中国财政政策非线性稳定效应: 理论和证据[J]. 管理世界, 2010(2): 10-24.
- [19]李春琦,唐哲一,刘晓路. 财政支出结构变动对私人消费影响的动态分析——生命周期视角下政府支出结构需要调整的经验证据[J]. 财经研究, 2010(6): 90-101.
- [20]项后军,周宇. 财政政策对私人消费非线性效应及其解释财政政策对私人消费非线性效应的存在性及触发条件研究[J]. 财经研究, 2011(9): 16-27.
- [21]卞志村,孙俊. 开放经济背景下中国货币财政政策的非对称效应[J]. 国际金融研究, 2012(8): 4-15.
- [22]袁志刚. 非瓦尔拉均衡理论及其在中国经济中的应用[M]. 上海: 上海人民出版社与上海三联书店, 2006.
- [23]John Muellbaue, Richard Portes. Macroeconomic Models with Quantity Rationing [J]. The Economic Journal, 1978: 788-821.
- [24]Hamilton. Time Series Analysis [M]. Princeton University Press, USA, 1994.
- [25]Krolzig. Econometric Modelling of Markov-Switching Vector Autoregressions using MAVAR for OX [J]. Discussion Paper, Department of Economics, University of Oxford, 1998.
- [26]蔡昉. 刘易斯转折点——中国经济发展新阶段[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2008.
- [27]于学军. 从渐进到突变: 中国改革开放以来货币和信用周期考察[M]. 北京: 中国社会科学出版社, 2011.

(责任编辑: 黄明晴)

(下转第73页)

## Top Management Team's Oversea Background Political Connection and OFDI: An Empirical Analysis Based on Listed Firms in China

SU Xiao , WANG Haojun

( School of Business Management , Hohai University , Changzhou 213022 , China)

**Abstract:** Using the unbalanced panel data of Chinese A-share listed company set from 1998 to 2015 ,this paper analyzes the influence of top management team's oversea background and political connections on Outward Foreign Direct Investment ( OFDI) . The results show that: ( 1) Top Management Teams( TMTs) with oversea background are more likely to make OFDI decision and TMTs with oversea work experience have a stronger influence on OFDI decisions than those with oversea study experience. ( 2) TMTs with political connections have a positive influence on OFDI decisions ,and this influence is stronger in private companies than in state-owned ones. ( 3) TMTs with both oversea background and political connections will have a negative influence on OFDI decisions in state-owned companies ,but not in private companies. These results have enriched the literature of the influence factors of OFDI in developing countries ,and have provided references for the modification and improvement of overseas talent introduction policies and listed companies opening-up overseas markets.

**Key words:** quoted company; top management teams; oversea background; political connection; OFDI

( 上接第 33 页)

## A Study of Non-linear Effects of China's Fiscal Policy: Based on the Analysis of Supply-demand Structure of Both Commodity and Labor Market

BIAN Zhicun<sup>1</sup> , TANG Yanju<sup>2</sup>

( 1. School of Finance , Nanjing University of Finance and Economics , Nanjing 210023 , China;

2. CITIC Bank Nanjing Branch , Nanjing 211100 , China)

**Abstract:** Using 1953—2013 annual data ,this paper constructs a markov regime-switching model to investigate the non-linear effects of China's fiscal policy on output growth. The empirical result shows that fiscal policy appears significant non-linear effects in China: fiscal policy in 1958—1962 ,1966—1969 and 1977—1980 period has non-Keynesian effects ,whereas it has keynesian effects in 1981—2013 period. Besides ,learning from Muellbaue and Portes' Quantity restriction model ,we believe that the shortage of China's commodity and labor market may still exist which results in the non-linear effects. We suggest that the government should pay high attention to the supply-demand structure alteration of labor market in order to make fiscal policy playing a more scientific and reasonable role.

**Key words:** fiscal policy; non-linear effect; quantitative control model