

# 中国改革开放以来财政政策 平滑经济波动的能力

## ——基于传统 IS—LM 模型的实证分析

李永友

(安徽财经大学,安徽 蚌埠 233041)

**摘要:**文章通过借助传统 IS—LM 模型和比较静态分析方法对中国改革开放以来财政政策平滑经济波动的能力进行了实证分析,得出:(1)财政政策对经济波动的整体平滑能力较低,平均只有 6.35%,财政政策的平滑能力在经济波动的不同状态之间存在明显差异;(2)财政政策工具之间的平滑能力存在较大差异,其中财政购买性支出能平滑掉经济初始冲击的 11.48%,而财政转移性支出和收入政策整体上反而使经济波动上升近 3%;(3)内生性检验表明,中国只有相机性支出政策与经济波动之间存在显著的双向因果关系,不仅如此,相机性支出政策的内外时滞都较短。文章结论的政策含义是,提高中国财政政策稳定效果的关键在于提高政策工具的有效性与相互之间的协同效应,不仅如此,对经济高涨时期政府财政行为进行有效约束也至关重要。

**关键词:**IS—LM 模型;平滑能力;政策工具;内外时滞

**中图分类号:**F810 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2006)07-0004-14

中国自改革开放以来,虽然货币政策在宏观经济调控中一直处于一个非常重要的地位,但随着中国资本项目的逐步开放以及现行的汇率形成机制,使得货币政策的价格和数量调整都无法发挥对经济的有效调节作用。不仅如此,美国 2001 年和日本 1990 年代的经验事实也表明,低利率时期,货币政策的调控功能几乎微不足道(Feldstein, 2002),而中国自 1997 年以来就进入了一个低利率时代。随着中国对外开放和参与世界经济一体化进程的逐步加深,国内经济运行的波动风险将会更大,同时东亚区域经济一体化进程的加快也使跨区域的财政政策协调成为必然。上述事实表明,财政政策在中国宏观经济调控中的作用将会变得非常突出和重要。但问题在于,财政政策能否有效地平滑经济波动,实现经济稳定均衡增长的目标,到目前为止,财政理论界

收稿日期:2006-04-15

基金项目:上海市社科基金(2005EJB003)和安徽省教育厅社科基金项目(2006sk104)

作者简介:李永友(1970—),男,安徽巢湖人,安徽财经大学讲师。

并没有对此做出明确的回答。这意味着,对一个特定国家而言,财政政策能否胜任稳定经济的角色,我们只能从历史的经验证据中去推断这一问题的答案。实际上,自改革开放之后,尤其是 20 世纪 90 年代之后,财政政策就逐步走到了中国宏观调控的前台,从 20 世纪 80 年代末的扩张到 90 年代初中期的紧缩再到 2000 年前后的积极财政政策,最后到 2005 年前后的稳健财政政策,可以说中国改革开放之后的财政政策实践是丰富多彩的,这为财政政策平滑能力的评估提供了一个非常好的样本。鉴于此,本文借助传统 IS-LM 模型和比较静态的分析方法对中国自 1978 年以来的财政政策平滑能力进行实证分析,希望从中找出改进中国财政政策稳定效果的方向和路径。

### 一、中国 IS-LM 模型的估计

1. 估计模型的设定。一般在评估财政政策稳定效果时,许多国内学者都从分析 IS-LM 曲线开始。其中,马栓友(2000)利用联立方程模型和 1983~1999 年的经验数据对中国 IS-LM 曲线进行了估计。李生祥、丛树海(2004)利用了同样的方法对中国 IS-LM 曲线进行了估计,与马栓友不同的是,后者估计的样本时间是 1985~2000 年;除此之外,后者对联立方程模型估计中存在的序列相关性利用 ARMA 方法进行了修正,使估计结果更具有一致性。郭庆旺等(2004)也对中国 IS-LM 模型进行过估计,与前两者不同的是,后者使用的是 1999 年 1 月至 2003 年 4 月的月度数据,不仅如此,后者在估计方法上与前两者也存在较大差别,即后者采用的是单方程最小二乘估计,这种单方程估计相对于联立方程模型,其缺点在于没有考虑经济系统中各参数的相互决定。综合上述几项研究,考虑到各行为方程参数的同时决定,根据计量经济学的一般常识,对这样的联立方程系统,采用三阶段最小二乘法进行估计可以获得一致且渐进有效的参数估计。所以本文在估计中国 IS-LM 模型时也将采用这种估计方法。但和上述研究不同,本文考虑到国民收入对投资的加速效应,所以在联立方程模型投资方程的右边增加了国民收入的一阶差分项,同时考虑到进口不仅取决于国内收入,而且也取决于汇率因素,所以在进口方程中,将汇率作为一个解释变量。另外,在货币需求方程中,本文在李永友(2006)研究的基础上,使用消费而非国民收入作为货币需求的解释变量。其次,在消费方程中,考虑到持久收入消费决策对消费行为的影响,增加了消费一阶滞后作为一个解释变量。但为了不使估计方程过于复杂,本文对李永友(2006)的估计模型进行了相应的调整,将其方程中的财富变量省略,利用滞后一期的消费代替。最后,将出口需求、货币供给和财政政策设定为外生变量。这样调整后的估计模型为:

$$C_t = c(1) + c(2)Y_t^d + c(3)C_{t-1} + \epsilon_t \quad (1)$$

$$I_t = c(4) + c(5)\Delta Y_t + c(6)i_t + \mu_t \quad (2)$$

$$JK_t = c(7) + c(8)Y_t + c(9)e_t + \nu_t \quad (3)$$

$$i_t = c(10) + c(11)C_t + c(12)(M_t - P_t) + c(13)\pi_t + v_t \quad (4)$$

$$Y = C + I + G + CK - JK \quad (5)$$

其中:  $\epsilon_t$ 、 $\mu_t$ 、 $v_t$  和  $\pi_t$  为误差项, 且满足  $E(\cdot) = 0$ 。

2. 数据描述与处理。估计模型中, 各变量的数据采集与处理过程为:  $Y$  为支出法 GDP。 $C$  为按支出法统计的居民消费。 $I$  为私人部门的投资需求, 用全社会投资减去公共部门投资来表示, 其中全社会投资包括固定资产投资和存货投资, 而公共部门投资则采用预算内投资代替, 这样处理无形中夸大了私人部门的投资需求水平, 但不会对本文的研究结论产生实质性的影响。本文采用的政府收支数据仅指预算内和预算外两项数据。其中, 将政府支出分为购买性支出和转移性支出两项, 购买性支出包括政府消费支出和投资支出, 消费支出来自支出法中的政府消费, 投资支出即政府预算内投资。转移性支出包括财政支出统计中的政策性补贴支出和抚恤与社会福利支出。由于统计数据原因, 本文没有将预算外支出作进一步的划分, 而是将其全部纳入政府购买性支出中, 所以本文所指的政府购买性支出实际上有三项构成, 即政府预算内消费、政府预算内投资以及政府预算外支出。和政府支出相对应, 本文使用的政府收入包括政府的财政收入和预算外收入两项, 即所谓的中口径税负。上述数据分别来自于 2004 年的《中国统计年鉴》、《中国固定资产投资统计年鉴》和《中国财政年鉴》。

本文使用的居民可支配收入  $Y^d$  等于支出法  $Y$  减去政府收入与企业留存收益两项之和再加上政府对私人部门的转移支付。其中企业留存收益, 本文根据收入法国民收入统计中的企业营业盈余和折旧两项之和近似代替。数据来自 2004 年《中国统计摘要》。进出口数据来自 2004 年《中国对外经济统计年鉴》。名义利率根据 1996~2004 年《中国金融年鉴》和《中国人民银行统计季报》中的有关数据计算, 本文采用对一年中不同名义利率进行加权平均求年平均名义利率, 权重为不同利率水平在某一年中执行的月份占全年 12 个月的比重。真实利率为名义利率与通货膨胀率之差, 通货膨胀率以 1978 年为 100 的 GDP 缩减指数增长率表示。汇率数据来自《国际金融统计》和中国经济信息网公布的 1985~2003 年人民币对美元的有效汇率指数, 以 1990 年为 100, 1978~1984 年数据来自于张晓朴(2001)的计算。为保证估计结果的可比性, 本文采用了同类研究采用的货币供给定义, 即  $M1$ , 但由于中国的  $M1$  统计是从 1985 年开始的, 所以 1990 年至 2003 年的  $M1$  来自《中国人民银行统计季报》, 1985~1989 年数据来自中国经济信息网公布的货币供应量, 对于 1978~1984 年的  $M1$  数据, 本文采用了曾五一(1994)的计算结果。 $M1$  用年初数与年末数的简单平均来表示。

本文使用的数据除名义利率、通货膨胀率、汇率和宏观税负外, 所有其他的变量都利用了以 1978 年为 100 的不变价进行了相应缩减。其中, 支出法 GDP  $Y$ 、进出口数据利用其增长指数计算的数据进行缩减。政府消费、私人部门消费以及政府转移支付采用以上年为 100 的商品零售价格指数计算的增

长指数进行缩减。全社会固定资产投资、存货投资以及政府预算内投资采用由郭庆旺(2004)计算的以1978年为100的固定资产投资价格指数进行缩减。真实货币供给采用名义货币供给除以GDP的缩减指数得到。

3. 参数的静态估计结果与分析。经过上述的数据处理之后,利用三阶段最小二乘估计的结果和方程设定检验见表1与表2。估计结果表明,除方程(4)外,四个方程整体拟合效果都很高,达到了90%以上。就参数的估计结果而言,方程(1)的参数c(2)估计值似乎有点不合理,或者说,如果其估计值是正确的,则说明中国私人部门消费对当期收入并不敏感,而较高的一阶滞后项系数,则进一步说明中国私人部门的消费决策具有持久收入消费决策的特征。方程(2)的利率系数估计值为负,说明利率上升对私人部门产生的替代效应大于收入效应,显示中国IS曲线的斜率满足稳定性财政政策有效性的第一个必要条件。不仅如此,投资对当期收入的变化非常敏感,收入变化对投资的加速数达到了0.33,说明中国经济的变化对私人部门投资行为的影响较大。就方程(3)而言,中国私人部门的边际进口倾向较高,为0.266,说明中国财政政策的漏损较大。这一点从中国进口的增长速度上也可见一斑。改革开放后,国内进口的平均年增长速度为24.5%,占GDP的比重由1978年的不足6%提高到2003年的近30%。相对于收入变化的影响,汇率变化对进口的影响在90%的水平上没能通过t检验,但尽管如此,其对进口的影响还是获得了预期的符号,即本币升值,进口相应会上升。利率方程(4)的参数估计都获得了预期的符号,且各参数的估计都非常显著。但除方程(1)外,上述联立方程中有三个方程明显存在序列相关,为此必须对方程进行修正,修正采用自相关AR(1)过程,修正后的估计结果见表3与表4。

表1 模型的估计结果

待估参数	估计值	标准差	相伴概率	待估参数	估计值	标准差	相伴概率
C(1)	134.81	64.29	0.04	C(8)	0.27	0.02	0.00
C(2)	0.13	0.03	0.00	C(9)	294.20	217.14	0.19
C(3)	0.84	0.05	0.00	C(10)	3.51	0.86	0.00
C(4)	-1 201.43	353.21	0.00	C(11)	0.001	0.00	0.00
C(5)	0.33	0.01	0.00	C(12)	-0.0009	0.00	0.00
C(6)	-59.61	24.20	0.02	C(13)	-0.66	0.05	0.00
C(7)	-1 659.22	523.77	0.00				

表2 模型的设定检验

估计方程	Adjusted R-squared	S. E. of regression	D. W.
方程(1)	0.999	155.10	1.73
方程(2)	0.915	929.52	0.93
方程(3)	0.924	675.88	0.64
方程(4)	0.823	1.53	0.92

修正后的联立方程估计在显著性上较原方程有所改进,同时除方程(1)的D. W.统计量有所下降外。其他方程的序列相关都有所减弱。同时各参数的估计符号与原方程基本一致,说明方程设定总体上较为稳健,从各参数的估计值看,剔除消费滞后影响后的消费方程表明,私人部门的边际消费倾向约为

表3 修正后的估计结果

待估参数	估计值	标准差	相伴概率	待估参数	估计值	标准差	相伴概率
C(2)	0.65	0.01	0.00	C(8)	0.28	0.02	0.00
C(5)	0.33	0.009	0.00	C(10)	3.11	0.89	0.0007
C(6)	-66.22	23.57	0.006	C(11)	0.001	0.0003	0.00061
C(7)	-2 139.69	525.88	0.000	C(12)	-0.00092	0.00022	0.00
C(9)	434.92	217.13	0.148	C(13)	-0.62	0.05	0.00

表4 各方程的设定检验

估计方程	Adjusted R-squared	S. E. of regression	D. W.
方程(1)	0.97	165.66	1.47
方程(2)	0.90	809.19	1.38
方程(3)	0.93	683.70	1.61
方程(4)	0.84	1.54	1.05

说明:修正后的方程估计没有报告 AR(1)的参数估计。

0.646,而收入变化对私人投资的加速数和原方程基本一致,但修正后的利率效应明显上升,即利率每上升一个百分点会使投资下降由原方程估计的约59亿上升到约66亿,而AR(1)的估计系数较高接近0.7,且在99%水平上显著,这说明私人部门投资具有较高的惯性作用,这种作用在经济衰退时期能起到延缓衰退发生的时间和深度,但在经济高涨时期,会减弱政策调控的效果和经济向均衡路径收敛的速度。修正后的方程除了这两个参数估计有较大变化外,其他参数与原估计基本一致,这说明参数的估计结果是较为稳健的。

上述估计结果和前述三项研究的估计结果相比,本文估计的边际消费倾向要大于马栓友的0.36和郭庆旺等单方程估计的0.39,但小于李生祥估计的0.746。投资的收入效应要小于马栓友的0.41、郭庆旺等的0.38和李生祥的0.36。投资的利率效应要小于马栓友的86、郭庆旺等的1 140.42,但大于李生祥的31。边际进口倾向大于马栓友的0.18和李生祥的0.23,但小于郭庆旺等的0.54。货币需求的收入效应要远远小于郭庆旺等的1.40,但大于李生祥的0.000733和马栓友的0.000553。其他的估计结果也基本和上述一致。这可以看出,本文的估计结论基本上位于前述研究的范围内,之所以本文的估计结论与前述研究还存在一点差异,我们认为主要有两点原因,一是本文在进口方程中考虑了汇率的影响因素,而前述研究都没有考虑;二是本文在货币需求方程中采用了居民消费取代了前述研究的国民收入变量,这种替换从估计结果看,居民消费对货币需求的影响明显要高于国民收入的影响。

将估计出的参数代入方程(1)~(5)得到方程(6)~(10),联立方程的模拟结果表明,参数估计符合一般的经济学常识,收入对消费具有显著影响,其中可支配收入每增加1元,就可能引致消费增加0.646元。投资方程表明,国民收入每上升1元,就可能引致投资增加0.328元,而利率上升一个百分点,则会使投资下降66.22亿元。进口方程表明,随着收入的上升,进口需求也会增加,增加的幅度是,收入每上升一元,私人部门对国外产品和服务的需求上升0.283元。利率方程表明,消费的上升会增加对货币的需求,而货币需求的上

升将会导致利率上升,而通货膨胀率的上升将会使真实利率下降。

$$C_t = 0.646Y_t^d \quad (6)$$

$$I_t = 0.328Y_t - 66.22i_t \quad (7)$$

$$JK_t = -2139 + 0.283Y_t + 434.92e_t \quad (8)$$

$$i_t = 3.11 + 0.0012C_t - 0.00092(M_t - P_t) - 0.62\pi_t \quad (9)$$

$$Y = C + I + G + CK - JK \quad (10)$$

根据方程(6)~(10)估计出的中国 IS 和 LM 曲线分别为:

$$i = Y[0.646(1-\tau) + 0.328 - 0.283 - 1]/66.22 + (0.646TR - 0.646QL + G + CK + 2139 - 434.92e)/66.22 \quad (11)$$

$$i = 0.000775(1-\tau)Y + 3.11 + 0.000775(TR - QL) - 0.00092(M_t - P_t) - 0.62\pi_t \quad (12)$$

等式(11)表明,IS 曲线的斜率为  $[0.646(1-\tau) - 0.955]/66.22$ , LM 曲线的斜率为  $0.000775(1-\tau)$ , 由于  $(1-\tau) < 1$ , 所以 IS 曲线的斜率一定为负数, 而 LM 曲线的斜率一定为正数, 但数值较小, 这说明 LM 曲线较为平坦。利用 1978~2003 年的宏观税负对 IS 曲线和 LM 曲线进行模拟。结果如图 1 所示。

图 1 表明, 中国 IS-LM 曲线形态都是正常的, 这说明中国稳定性财政政策有效性的第一个必要条件得到了满足。但问题是, 中国 IS-LM 曲线的斜率都较小, 从而使曲线形态都较为平坦。这意味着中国财政政策的有效性较低, 而较平坦的 LM 曲线则意味着较大幅度的 IS 曲线移动对利率的影响较小, 这与中国利率没有实现市场化的事例较为一致。

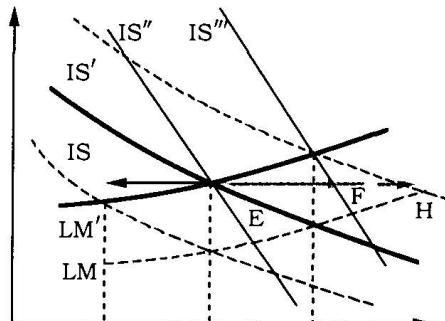


图 1 模拟出的中国 IS-LM 曲线

## 二、中国财政政策平滑经济初始冲击能力的实证分析

1. 财政政策平滑能力的总体分析。由于正常形态的 IS-LM 曲线仅仅是稳定性财政政策有效性的必要条件, 稳定性财政政策有效性还必须要求财政支出乘数大于 0, 税收乘数小于 0。所以接下来需要分析中国财政政策乘数的方向和规模。实际上财政乘数的方向和 IS-LM 曲线的斜率是一致的, 正常形态的 IS-LM 曲线就暗含着乘数的方向为正。对(11)式和(12)式进行合并, 就会得到产品市场和货币市场同时均衡的国民收入恒等式(13)。恒等式表明, 在税率一定的条件下, 政府支出增加能提高国民产出, 相反, 减少则会降低国民收入水平, 这说明, 财政支出政策完全可以胜任对经济的逆向调节作用。同样企业留存越多, 说明经济的漏损越大, 国民收入就越低。而出口对国民收入的增加总是有利的, 相反, 出口下降将直接降低国民收入水平, 而

出口除了受一国汇率政策的影响外,还受到国外经济发展状况的影响,这说明国际经济的波动必然会通过溢出效应对国内经济产生影响。就汇率而言,恒等式表明,本币升值造成汇率上升会对国内经济产生较大的影响。而货币供应量和通货膨胀都显示对国民收入正的影响。

$$Y = [0.595TR - 0.595QL + G + CK - 434.92e + 0.061(M - P) \\ + 41.06\pi + 1933.06] / (0.36 + 0.595\tau) \quad (13)$$

仅就财政政策而言,财政支出的乘数总为正,而税收的乘数总为负,这满足了财政政策有效性的第二个必要条件。就乘数规模而言,财政购买性支出乘数为  $1/(0.36 + 0.595\tau)$ ,财政转移性支出乘数为  $0.595/(0.36 + 0.595\tau)$ ,而财政税收政策的乘数为  $-0.595/(0.36 + 0.595\tau)^2$ 。至此,本文利用传统 IS-LM 静态分析的方法求出了中国财政政策乘数的规模,如果仅就乘数规模而言,其政策有效性的程度,税收政策要高于财政购买性支出政策,购买性支出政策要高于转移性支出政策。利用前述计算的中国宏观税负可以得出三个政策具体的乘数规模及其变动轨迹。

从三个乘数的结构看,乘数的大小直接受制于宏观税负水平的高低,税负高则乘数较低,税负轻则乘数就高。正是由于税负的作用,中国财政政策乘数的规模才出现和税负相反的变动轨迹。就本文估计的乘数规模看,和前述研究相比,结果明显要小于李生祥等的估计,而财政支出乘数接近于马栓友和郭庆旺等的估计,但本文估计的税收乘数要明显高于后两者。除了上述三项研究外,本文的研究结论要高于 Xiao-Ming Li(2004)估计的长期乘数  $0.5752 \sim 0.7928$ ,更高于其估计的短期乘数  $0.3475 \sim 0.4098$ 。和其他国家相比,本文的估计要高于 Blanchard 和 Perotti(2002)对美国 1960~1997 年财政乘数的估计(其短期支出乘数仅为 0.45,而长期支出乘数为 0.97;税收乘数短期为 0.74,长期为 0.22)。Perotti(2002)对 1960~2000 年美国和德国的财政乘数进行了估计,前者短期支出乘数为  $0.20 \sim 0.59$ ,后者为  $0.96 \sim 1.24$ ,其中后者在 1980 年之后财政支出乘数为负数,而两国的税收乘数都为正数,大小在  $0.10 \sim 0.83$  之间。Barrell 等(2003)利用 NiGEM 模型所估计的 EM 三国财政支出短期乘数分别为:德国 1.33、法国 1.26,意大利 1.32,而三国的长期乘数都为 0。而 Baxter 和 King(1993)早期所作的研究得出财政长期乘数基本上在  $1.1 \sim 1.4$  范围内。比较结果显示,中国的财政乘数明显高于其他国家。

根据估计出的财政乘数,可进一步研究财政政策对经济稳定的初始效应,即不考虑财政政策对其他经济变量产生的长期影响,同时也不考虑财政工具的内生性与外生性在经济稳定方面的差异。根据中国 1978~2003 年的财政收支数据,可以得出中国财政政策平滑能力变化的轨迹。即首先假定等式(13)中除财政政策以外的经济变量没有发生变化,只考虑财政政策变化对国民收入的影响,这样就可得到等式(14)。根据该等式,可计算出每年财政政

策变化对国民收入产生的影响程度。同时还可看到财政政策乘数对国民收入的影响。对这种影响结果的有效程度进行评估,具体结果见表 5 和图 2。

$$\Delta Y = \frac{(0.36 + 0.595\tau)(0.595\Delta TR + \Delta G) - 0.595\Delta\tau(0.595TR + G)}{(0.36 + 0.595\tau)(0.36 + 0.595\tau - 0.595\Delta\tau)} \quad (14)$$

表 5 国财政政策平滑经济波动的效果与能力

参数/指标	名义经济的平滑效果与能力		真实经济的平滑效果与能力	
	实际产出缺口	财政政策变化前 产出缺口	实际产出缺口	财政政策变化前 产出缺口
Std. Dev 平滑能力(%)	7.40	2.12	7.56	2.91
				6.35

说明: Std. Dev 为经济波动的标准差, 波动的标准差越高说明经济增长波动的程度越高。

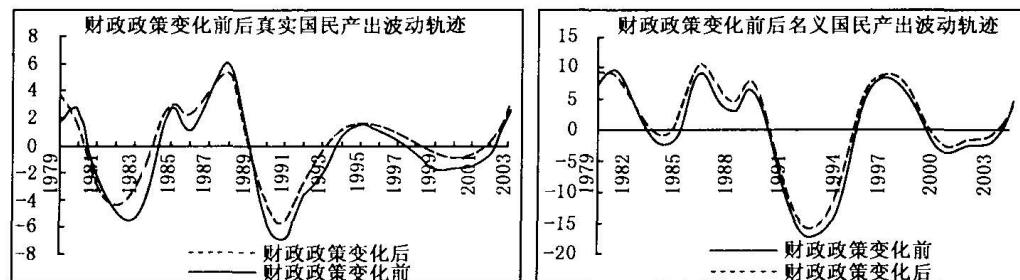


图 2 财政政策平滑效果示意图

表 5 计算结果表明, 1978~2003 年, 中国财政政策对经济波动的平滑能力非常低, 对名义国民收入波动的平滑能力平均只有 2.12%, 对实际国民收入波动的平滑能力只有 6.35%, 这意味着中国过去 26 年的财政政策实践, 如果假定其主要目标在于实现经济的平稳运行, 那么经验证据表明, 其实现目标的能力非常低。因为致力于经济稳定的财政政策只能平滑掉国民收入波动的 2.12%~6.35%。但如果我们将国民收入波动的不同区间进行区分的话, 图 2 表明, 中国财政政策在经济低谷时期对经济波动的平滑能力都较为显著, 其中实际经济为 45%, 名义经济为 26%, 尤其在 1984 年和 1998 年的实际经济运行中, 财政政策几乎完全平滑掉当年的经济波动, 即平滑能力达到了 100%, 图 2 清晰地反映了这一事实。而在经济高涨时期, 财政政策不但没有能够降低经济的波动程度, 反而使经济波动程度更加严重。

2. 不同财政政策工具平滑能力的比较。前述分析表明, 总体上, 中国财政乘数远高于西方成熟市场经济国家, 但实际平滑经济波动的能力反而低于后者, 原因何在? 为此, 本文对不同财政政策工具的稳定能力做了进一步分析。表 6 计算了财政购买性支出、财政转移性支出以及财政收入对经济波动的平滑能力。

表 6 显示, 中国财政政策之所以未能发挥对经济波动的平滑作用, 至少存在有两方面的原因, 一是不同政策工具对经济波动的平滑能力较低; 二是不同政策工具的稳定效果之间存在明显的相互抵消现象。就第一种情况而言, 中国购买性支出政策 26 年中对经济的平滑能力只有 11.84%, 而财政转移性支出政策和税收政

表6 不同财政政策工具平滑能力的比较

实际产出缺口	购买性支出政策	转移性支出政策	财政收入政策
	变化前的产出缺口	变化前的产出缺口	变化前的产出缺口
Std. Dev	7.40	8.39	7.21
	购买性支出政策	转移性支出政策	财政收入政策
平滑能力(%)	11.84	-2.59	-2.72

策总体上不仅未能起到平滑经济波动的作用,还造成了经济更强的波动,两者分别使经济总体波动上升了2.59%和2.72%。这说明就稳定职能而言,中国财政购买性支出政策要好于转移性支出政策和财政收入政策。不仅如此,上述分析表明,就整体稳定效果而言,财政转移性支出政策和收入政策的负向稳定效应对财政购买性支出政策实际上产生了一种抵消的作用,正是政策间存在的相互抵消效应使得整体财政政策的稳定效果下降,平均只有6.35%。

就不同政策工具在不同财政年度间的表现看,三个工具在不同年度间作用的变化轨迹与整体财政政策一样,都表现为经济低迷时,稳定效果较明显;但经济高涨时,稳定效果较差,不仅如此,甚至成为经济高涨的重要原因。即使在经济波动的相同阶段,三个政策的稳定效果也有较为明显的差别。经济低迷时期,虽然三个政策都具有一定的稳定效果,但财政购买性支出政策的稳定效果要明显高于其他两个政策,而在经济高涨时期,财政购买性支出政策引致的经济波动程度又明显高于后两者。上述分析表明,在不同的经济运行状态下,政策工具的选择对经济的影响存在较大差异,经济低迷时期启用购买性支出政策能较快地将经济拉回到均衡增长路径上,而在经济高涨时期不应过分依赖于财政政策,特别是购买性支出政策。当同时使用不同政策工具调控经济时,必须要考虑政策之间的协同效应。这一点在最近一次的经济低迷时期表现得非常突出,本文计算结果表明,从1999年到2002年正是中国经济陷入通货紧缩的时期,为使经济尽快走出通货紧缩阴影,政府在1998年下半年启动了以扩大支出为主的积极财政政策,应该说,这种积极的财政支出政策对经济着实具有明显的稳定作用,就政府购买性支出而言,其平滑经济的能力4年平均为35%。但由于政府同时强化了收入职能,结果使得自1998年到2002年中国的收入政策具有明显的紧缩特征,税收政策不仅没能有效地配合支出政策对经济产生积极的稳定作用,反而延滞了经济向均衡增长路径回调的力度,4年中平均造成经济紧缩近10个百分点。

### 三、稳定性财政政策的内生性检验与时滞效应

上述对中国财政政策平滑能力的分析仅从一个静态的角度着眼,将经济波动的变化直接归因于财政收支的变化,显然这种分析存在一个隐含假定,即变量之间存在某种因果关系,或者说财政收支的变化具有完全的内生性。并且,财政收支变化对经济波动的影响不存在时滞,这同样也不完全符合实际,

因为,财政收支变化对经济波动的影响完全取决于经济系统对前者变化的敏感程度,这种敏感程度与一定的经济制度、交易习惯等有关,是完全内生的。综合上述两点分析,准确评估中国稳定性财政政策的有效程度还必须对上述两个方面进行分析,这对选择适当的财政政策平滑经济波动同样非常重要。为此,本文将利用 VAR 模型、脉冲响应函数对中国财政政策的内生性和时滞效应进行分析。但由于财政政策不同调控机制在内生性和时滞效应方面可能存在差异,所以上述分析将直接利用李永友、丛树海(2005)的分析结论,在区别不同调控机制的基础上对财政政策与经济波动之间的相互关系进行分析。

1. 财政政策的内生性分析与检验。就理论层面而言,只要变量之间存在相互内生的关系,则变量之间一般会存在相互之间的因果关系。对财政政策而言,如果财政政策是内生的,则在经济波动和财政收支政策变动之间必然存在双向的因果关系,即经济波动必然会引起财政收支政策的变动,不管财政收支变动是由于财政政策的内在稳定器作用的结果,还是政策制定者相机抉择的结果。同样,如果不考虑财政政策可能出现的各种非凯恩斯效应,则财政收支政策的变化也必然会对经济运行产生影响。上述分析意味着,检验财政政策内生性实际上可以转化为检验财政政策与经济波动之间是否存在双向的因果关系。基于这个分析结论,本文利用 Granger(1969)因果检验方法通过检验中国财政政策与经济波动之间的双向因果关系,以此推断中国财政政策是否具有内生的特征。在因果检验之前,需要对变量的平稳性进行检验,为了分析的需要,检验的变量包括相机性支出政策、相机性收入政策、自动稳定的收入政策、自动稳定的支出政策以及潜在产出缺口。另外,在平稳性检验的同时,我们对变量之间的简单相关系数也进行了分析。具体的检验结果见表 7。

分析结果表明,变量之间存在较显著的相关性,除了相机变化的收入政策和自动稳定的支出政策外。产出缺口与支出政策的相机变化和总的相机性财政政策变化之间的相关系数达到了 0.87 和 0.90,与自动稳定政策的相关系数则更是达到了 0.95,与税收的自动变化几乎接近于 1。从相关系数的方向

表 7 变量之间的相关系数与平稳性检验

相关系数	变量名	ADF		PP	
		(C,0,0)	(0,0,0)	(C,0,0)	(0,0,0)
CCQK	CCQK	-4.41(3)	-4.57(3)	-2.72(3)	-2.72** (3)
-0.87	XZ	-4.15	-4.21	-2.97	-2.89**
-0.24	XS	-4.35	-4.56	-2.95**	-2.90
-0.90	XZZ	-3.49	-3.58	-3.59*	-3.66
1.00	ZZ	-4.84	-4.96	-2.72**	-2.75
0.21	ZS	-3.96	-3.90	-3.45*	-3.39
0.95	ZZZ	-4.62	-4.74	-2.58***	-2.62*

说明: \* 为在 95% 水平上通过检验, \*\* 为在 90% 水平上通过检验, \*\*\* 为在 90% 水平上未能通过检验。第三行括号内为滞后阶数,其他检验未标明的都是选择滞后阶数为 1。滞后阶数的选择依据最小 AIC 和 SC 原则。第二栏的变量从上到下分别代表产出缺口、相机支出政策、相机收入政策、相机政策、自动支出政策、自动收入政策以及自动稳定政策。

看,相机性政策变化与产出缺口的变化呈现明显的负相关关系,表现出逆周期特征。而与自动稳定政策呈现出明显的正相关关系。但问题在于,中国税收政策的相机变化与产出缺口之间以及支出政策的自动变化与产出缺口之间却呈现出与理论预测不相一致的相关关系,同时,较低的相关系数也表明这两种政策似乎并不具有稳定经济的能力,甚至还会造成更强烈的经济波动。平稳性检验结果表明,除了政策自动稳定部分的( $c, 0, 0$ )PP 检验未能在 90% 水平上驳斥存在单位根原假设外,其他检验都至少在 90% 水平上是平稳的。

表 8 变量间的因果关系检验

因果顺序	Obs	lags	P	因果顺序	Obs	lags	P
ccqk 非 xz 因	24	1	0.02	xz 非 ccqk 因	24	1	0.09
ccqk 非 xs 因	21	4	0.098	xs 非 ccqk 因	21	4	0.29
ccqk 非 xzz 因	23	2	0.04	xzz 非 ccqk 因	24	1	0.07
ccqk 非 zz 因	24	1	0.38	zz 非 ccqk 因	24	1	0.25
ccqk 非 zs 因	24	1	0.04	zs 非 ccqk 因	24	1	0.06
ccqk 非 zzz 因	21	4	0.07	zzz 非 ccqk 因	21	4	0.06

在变量平稳性检验的基础上,表 8 的因果关系检验结果表明,中国财政政策的相机变化具有较显著的内生特征,在 90% 的置信水平上,除了自动的支出政策外,经济波动是政策变化的原因,这意味着,如果排除相机性收入政策与经济波动的负相关关系,可以看出财政政策相机变化具有明显的稳定目标。但财政政策相机变化对经济波动的反应有所差异,财政支出政策对经济波动的响应速度较快,表中的滞后阶数为 1,说明财政支出对经济波动在当年就能做出相机的调整。而相对来说,财政收入的相机变化对经济波动的反应要迟缓得多,检验结果表明,直到第四年财政收入才会对产出波动做出反应。再看政策的相机调整对经济波动的影响,财政支出政策的相机调整在当年就能对产出波动产生作用,从而成为产出变动的原因,收入政策的相机调整并没有成为经济波动的原因,这说明收入政策的相机调整对经济波动轨迹的影响程度不显著。上述分析意味着,中国的相机性收支政策的内在时滞都较短,但相机性收支政策调整的目标存在差异。

就自动稳定政策而言,中国支出政策的自动变化并不是经济波动的结果,不仅如此,支出的惯性波动也对经济波动没有产生实质性的影响。相反,收入政策的自动变化与经济波动存在双向因果关系,并且影响时滞较短。由于支出的计划效应,结果使得财政政策的自动部分虽然与经济波动存在双向因果关系,但相互影响的时滞较长。

2. 财政政策时滞效应的测算与分析。在因果关系检验的基础上,本文利用了脉冲响应函数对中国财政政策的时滞效应做进一步分析。根据 VAR 模型的描述,我们可以给出财政政策的自动变化、相机变化与经济波动之间的相互脉冲响应关系,具体见图 3 和图 4。由图 4 可见,经济波动与财政收支的相机变化对对方的一个标准差新息冲击的脉冲响应基本上呈现一种快速衰减的

特征。面对产出的一个正向标准差冲击,财政当局当期就向下调整财政支出 0.08 个百分点,之后就逐步降低调整规模,大约在第三年就下降为 0。这与前述因果检验结果基本一致,即反映中国财政政策的内在时滞较短。而产出缺口在财政支出一个标准差的正向冲击之后,开始出现向均衡路径调整,并在第二年达到最大的调整规模,之后开始减少,大约在第四年降为 0。

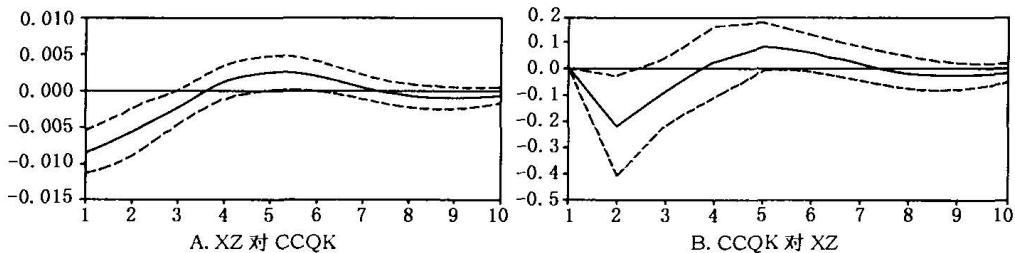


图 3 变量对一个标准差新息冲击的脉冲响应轨迹

就政策的自动变化而言,面对产出缺口一个标准差的正向冲击,税收收入将会在当年就自动变化 0.0075 个百分点,并在第二年达到最大近 0.01,之后开始下降,这一点与理论预测完全一致,即财政收入的自动稳定器与经济呈同向运动关系。与经济波动的冲击效应相反,经济波动对自动稳定器一个标准差的正向冲击反应不敏感,这与前述因果检验结论存在一定差异。

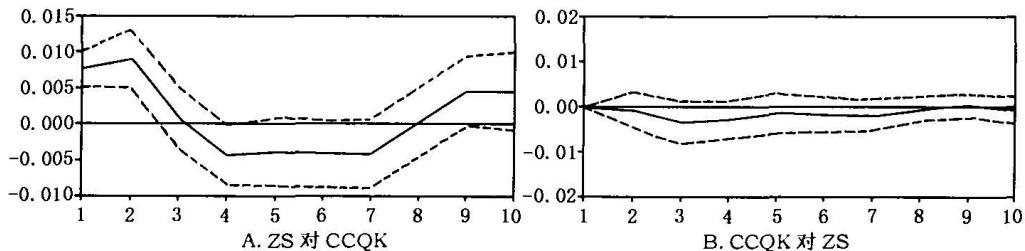


图 4 变量对一个标准差新息冲击的脉冲响应轨迹

上述分析表明,中国财政政策与经济波动存在相互影响的关系,这与前述因果检验结论相一致。而面对支出政策的相机变化,产出缺口的脉冲响应强度要远远高于对财政政策自动变化的反应,这说明中国财政支出政策的相机变化对经济的稳定作用要好于收入政策的自动稳定器。另外,脉冲响应轨迹也表明,中国财政政策的相机变化对经济产生作用的时滞较短,只有 2 年时间,即在第二年就可以对经济产生最大程度的影响,相比较而言,财政政策的自动变化对经济的调节作用时滞较长,大约在第三年才产生最大的影响。这种情况出现的原因除了相机性支出与自动稳定的收入变化对国民产出作用的路径存在差异外,一个可能的情况就是中国的财政政策自动稳定器存在许多制度设计上的缺陷,从而导致其无法发挥正常的调控功能。当然,这一结论还需要对中国的税收制度作进一步分析才能做出推断。

#### 四、分析结论及政策含义

首先,IS-LM 模型的估计结果表明,内生性税收政策的处理使税收乘数水平较外生性处理高,不仅如此,也高于财政支出乘数水平。另外,中国财政乘数的水平整体上要高于西方发达的市场经济国家,但整体稳定效果却较差,自 1978 年以来的稳定性财政政策实践对实际经济初始冲击的整体平滑能力只有 6.5%,名义经济则更低,只有 2.5% 左右。后续分析进一步表明,整体平滑能力低的一个原因是我国不同政策工具之间的协调性较差,稳定效果存在相互抵消的现象。自 1978 年以来,财政购买性支出对经济波动的整体平滑能力达到了 11.4%,而财政收入政策和转移性支出政策整体上不仅未能对初始经济波动产生稳定效果,反而使经济整体波动强度上升了 3% 左右。除了政策工具之间存在协调失灵外,中国稳定性财政政策的有效性在经济波动的不同状态之间也存在较大差异,经济高涨时期,财政政策的稳定效果较经济低迷时期差。其次,政策的内生性检验和作用时滞的测算表明,中国的相机性支出政策具有明显的内生特征,与经济波动存在双向的因果关系,自动稳定的收入政策也是如此,但相机性收入政策和自动稳定的支出政策明显在 10% 的置信水平上未能通过因果关系检验,即它们与经济波动不存在明显的因果关系,不仅如此,中国相机性支出政策对经济波动的作用时滞和反应时滞都非常短,这一点驳斥了财政政策相机抉择存在较长内在时滞的结论。上述分析的政策含义非常明显,即提高中国稳定性财政政策有效性,提高不同财政政策工具的有效性和政策工具之间的协同效应至关重要,而对经济高涨时期的财政行为进行有效的约束对提高经济高涨时期的政策有效性同样非常重要。

#### 参考文献:

- [1]高柏. 日本经济的悖论[M]. 北京:商务印书馆,2004.
- [2]Xiao-Ming Li. The long-run and short-run multipliers of fiscal policy in the Chinese economy[J]. Journal of Chinese Economic and Business Studies, 2004, 2(2): 115~131.
- [3]张晓朴. 人民币均衡汇率研究[M]. 北京:中国金融出版社,2001.
- [4]曾五一. 总供需平衡统计研究[M]. 北京:中国统计出版社,1994.
- [5]Blanchard O, Perotti R. An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output[J]. Quarterly Journal of Economics, 2002, 117(4): 1329~1368.
- [6]马栓友. 税收政策乘数及其效应的实证分析[J]. 首都经济贸易大学学报, 2001, (6): 54~57.
- [7]李生祥, 丛树海. 我国财政政策理论乘数和实际乘数效应研究[J]. 财经研究, 2004, (1): 5~20.
- [8]郭庆旺. 我国财政政策与货币政策配合研究[M]. 北京:中国人民大学出版社, 2004.
- [9]Martin Feldstein. The role for discretionary fiscal policy in a low interest rate environment.

- ment[R]. NBER Working Papers, 2002, 9203.
- [10] 李永友. 稳定性财政政策有效性的边界条件:一个理论框架[J]. 数量经济技术经济研究, 2006, (4): 30~41.
- [11] 李永友, 丛树海. 我国相机性财政政策波动性研究[J]. 新华文摘, 2005, (9): 51~53.
- [12] Perotti R. Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries[R]. ENEPRI Working Paper, no. 15, 2002.
- [13] Barrell R. Macroeconomic policy in Europe: Experiments with monetary responses and fiscal impulses[J]. Economic Modelling, 2003: 877~931.
- [14] Baxter Marianne, King Robert G. Fiscal policy in general equilibrium[J]. American Economic Review, 1993, 83: 315~334.

## **Fiscal Policies' Capability in Smoothing Economic Fluctuation since China's Reform and Opening-up**

——An Empirical Analysis Based on the IS-LM Model

LI Yong-you

(Anhui University of Finance and Economics, Bengbu 233041, China)

**Abstract:** With the traditional IS-LM model and the comparative static analysis, this paper investigates fiscal policies' capability in smoothing economic fluctuation since China's reform and opening-up. It gets conclusions as follows: (1) fiscal policies' capability in smoothing economic fluctuation is comparatively low, which is averagely 6.35 percent, and the performances vary greatly during different periods of economic fluctuation; (2) different policy tools are greatly different from each other in terms of such capability, namely, fiscal expenditure can smooth off 11.48 percent of economic initial shock, while fiscal transfer and income policy enhance economic fluctuation instead by nearly 3 percent; (3) endogenous test indicates that the two-way causality relationship only exists between discretionary expenditure policies and economic fluctuation and the internal and external time lag of discretionary expenditure policies are relatively short. The conclusions above indicate that the key to improving the stable effect of China's fiscal policies lies in improving the validity of policy tools and the cooperative effect among the tools; moreover, it is also necessary to restrain government's fiscal behaviors during the overheated economy.

**Key words:** IS-LM model; smoothing capability; policy tools; internal and external time lag

(责任编辑 许 柏)