

积极财政政策的效应评价

马拴友

摘要: 利用 IS—LM 模型测算积极财政政策的效应发现, 1998—2000 年, 财政发行国债增加投资分别拉动经济增长 1.51%、1.96% 和 1.60%, 如果加上增加社会保障支出和扩大出口退税, 分别共拉动经济增长 2.36%、3.05% 和 2.90%。同时, 经验分析表明, 财政投资没有挤出私人投资; 购买支出和居民消费总体上是互补关系而不是替代关系, 增加财政支出不会挤出私人消费。在就业方面, 3 年实行的积极财政政策分别促进非农就业增长 0.57%、0.73% 和 0.70%。

关键词: 财政政策乘数 挤出效应 奥肯定律

自 1997 年亚洲金融危机爆发以来, 中国的经济发生了逆转。为了应对国内外经济形势的变化, 党中央、国务院相机抉择, 实施了积极的财政政策, 多次增发国债扩大投资, 同时调整收入分配政策, 加大出口退税力度促进出口增长。但人们对积极财政政策的看法不一, 积极财政政策的效应又如何测算? 本文试图全面评价积极财政政策的效果。

一、对经济增长的拉动效应

由于 IS—LM 模型是研究总需求决定的基本宏观经济模型, 我们将通过估计我国的 IS—LM 曲线形状和财政政策乘数, 来测算我国积极财政政策对经济增长的拉动效应。在这方面, 张帆(1999)曾直接估计净出口和用真实利率估计货币市场均衡方程, 得到净出口和货币市场均衡函数不正常的结果。事实上, 出口主要由国外收入水平决定, 宜作为外生变量, 从而不必估计净出口而直接估计进口函数; 另外, 根据有关基本理论(布兰查德和费希尔, 1994, 第 549 页; 布兰查德, 1997, 140 页), 影响货币需求的是名义利率, 在估计 LM 曲线时应该采用名义利率而非真实利率。马拴友(2000a)这样处理发现我国的 IS—LM 模型基本正常, 我们进一步扩展建立以下模型:

$$C = c_{11} + c_{12}Y^d + c_{13}i \quad (1)$$

$$I = c_{21} + c_{22}Y + c_{23}r \quad (2)$$

$$Q = c_{31} + c_{32}Y \quad (3)$$

$$i = c_{41} + c_{42}Y + c_{43}(M/P) \quad (4)$$

$$Y^d = Y - T + TR \quad (5)$$

$$NX = X - Q \quad (6)$$

$$r = 100(i - \pi)/(100 + \pi) \text{ 或 } r = i - \pi \quad (7)$$

$$Y = C + I + NX + G \quad (8)$$

其中, M/P 指真实货币余额, i 和 r 分别表示名义利率和真实利率。在该模型中, 货币供应(M)、政府购买支出(G)、转移支出(TR)、税收或财政收入(T)、出口(X)、通货膨胀率(π) 是外生变量, 利率、消费(C)、投资(I)、进口(Q) 从而净出口(NX)、总产出(Y)和可支配收入(Y^d)是内生变量。

采用 1983—1999 年数据(见附表 1), 以支出法国内生产总值(GDP)作为总收入(Y), 消费指居民消费, 投资指私人部门包括存货的投资, 是资本形成总额扣除固定资产投资中的预算资金投资; 政府购买等于政府消费加预算投资; 因缺完整的公司利润数据, 可支配收入(Y^d)按 Y 减去财政收入加转移支出计算, 后者主要指抚恤和社会福利救济与价格补贴; 利率统一采用 1 年期定期存款利率(变动时按执行天数加权平均, 单位是%), 货币指 M_1 指标; 各绝对量指标均是经

我们计算的以 1990 年为 100 的 GDP 缩减指数平减后的真实变量(单位为亿元)。

利用三阶段最小二乘法(3SLS), 以常数项 M/P 、 G 、 T 、 TR 、 X 、 π 和趋势项以及滞后 1 期的 C 、 I 、 Q 、 GDP 与 i 为工具变量, 经过广义差分法变换纠正自相关, 对模型估计的非恒等式方程的结果如表 1。从中可见, 模型的拟合效果达 97%, 在 5% 水平上不存在序列相关, 除进口和投资函数的常数项不显著外, 其他系数均很显著而且具有预期的符号, 这表明我国的 IS 和 LM 曲线形状(斜率)基本正常。

表 1 中国 IS—LM 模型的 3SLS 估计

解释变量	消费方程	投资方程	进口方程	利率方程
常数项	3.029.021084** (3.949797)	-570.275000 (-1.008480)	-128.018000 (-0.052748)	8.134491** (3.536641)
Y		0.384963* (19.82741)	0.175850** (3.277682)	0.000385***
Y ^d	0.474602* (22.64970)			(2.305258)
r		-58.27935** (-3.020362)		
i	146.2888** (-2.853912)			
M/P				-0.000867** (-3.430930)
R ²	0.973199	0.958299	0.364553	0.468805
调整后的 R ²	0.969370	0.952341	0.322190	0.392920
D.W. 统计值	1.599000	1.608704	1.867137	1.606806

说明: 括号里是 t 统计值, * 指在 0.00% 水平上显著, ** 在 1% 水平上显著, *** 在 5% 水平上显著。

由利率方程求出 M/P , 根据偏导数原理, 可以得到货币需求对收入的敏感度(交易需求系数) $L_Y = 0.444$, 货币需求对利率的敏感度 $L_r = 1153.4$ (通货膨胀给定时); 在出口给定时, 由进口方程可知, 边际净出口倾向 $NX_Y = -0.176$; 由消费方程得到, 边际消费倾向 $C_Y = 0.475$, 消费对利率的敏感度 $C_r = -146.289$ (通货膨胀给定时); 由投资方程知道, 投资对利率的敏感度 $I_r = -58.279$, 投资对收入的敏感度(加速系数) $I_Y = 0.385$, 则总支出对收入的敏感度 $E_Y = (1-t)C_Y + I_Y + NX_Y = 0.475(1-t) + 0.209$, 支出对利率的敏感度 $E_r = I_r + C_r = -204.568$, 支出对财政收入(或税收)和转移支出的敏感度 E_T 与 $-E_{TR}$ 由下式推定: $E_T = -C_Y = -E_{TR} = -0.475$, 再加上各年财政收入占 GDP 的比重 t , 我们利用乘数公式 $L_r / [(1-E_Y)L_r + L_Y E_r]$ (马拴友, 2000a), 可计算出我国的财政政策乘数。计算结果是: 1998—2000 年, 财政购买支出乘数分别为 2.19、2.16 和 2.15, 转移支出乘数依次为

1.04、1.03 和 1.01, 税收乘数为- 1.04、- 1.03 和- 1.01。

以不变价表示的财政收支增减额乘这些乘数再除以上年真实 GDP, 可大致测算出积极财政政策调控的增长效应。其中, 1998 年增发国债 1 000 亿元, 年底拨付到项目的投资 627 亿元, 使全年财政投资增加 500.65 亿元, 拉动经济增长 1.51%; 中央财政分别安排 144 亿和 20 亿元确保下岗职工生活和再就业及离退休人员养老金发放, 财政对城市居民最低生活保障支出增加 1.3 亿元, 促进 GDP 增长 0.23 个百分点; 另外提高出口退税率, 共出口退税 (相当于减税) 437 亿元, 促进经济增长 0.62%, 以上政策合计拉动经济增长 2.36 个百分点。

1999 年, 向商业银行增发 600 亿元长期国债, 全年完成国债投资 1 010 亿元, 使财政投资比上年增长 654.75 亿元, 拉动经济增长 1.96 个百分点; 安排社会保障支出 360 亿元, 按转移支出乘数可拉动经济增长 0.26 个百分点; 提高部分商品的出口退税率, 使平均退税率达到 15% 以上, 当年退税 626 亿元, 按税收乘数拉动经济增长 0.83 个百分点, 这些措施共拉动经济增长 3.05 个百分点。

2000 年, 发行长期建设国债 1 500 亿元, 财政增加的投资支出, 拉动经济增长约 1.60 个百分点; 中央财政完成社会保障支出, 比上年增长 34.2%, 促进 GDP 增长 0.30 个百分点; 另外为鼓励出口和扩大国际合作, 共安排出口退税即减税 800 亿元, 预计可促进经济增长约 1 个百分点, 这些积极政策措施合力拉动经济增长 2.90 个百分点。

二、对私人投资的影响

关于积极财政政策的效果, 有人怀疑近几年财政大规模发行国债增加投资, 会对私人投资产生挤出效应, 即政府通过向企业、居民和商业银行借款来实行扩张性政策引起利率上升和借贷资金需求上的竞争, 导致民间部门支出减少, 从而使财政支出的扩张作用部分或全部被抵消。但我们认为我国不存在发生挤出效应的条件。因为名义利率尚未完全市场化, 1996 年以来实际利率上升了, 但主要是因物价水平下降, 中央银行没有及时随物价调整名义利率所致。而价格水平下降也不是财政扩张的结果, 相反扩张性财政政策增加总需求, 能在一定程度上抑制物价下降。另外, 政府增发国债也没有与民间竞争资金, 因为近几年商业银行的超额准备率都超

过 7~ 10%, 存在较大的存贷差额, 并且是满足了政府借款需求之后出现的资金过剩。因此, 我们不能依靠利率机制, 只能改用其他方法来研究我国是否确实存在挤出效应问题。

按照新古典理论, 在经济均衡时, 私人部门投资主要受私人部门资本的边际产出 (或利润率) 和公共投资影响, 私人资本的边际产出上升会提高私人投资水平。增加公共投资, 一方面在它财富没有影响时, 因为公共资本和私人部门资本在生产函数中可以相互替代, 增加公共投资会挤出私人投资; 另一方面, 它对私人部门资本的边际产出具有正的外部效应, 例如高速公路、供水和机场等基础设施资本, 可能提高私人部门资本的边际生产力, 从而“挤进”民间投资。这两种对立效应的相对大小决定着公共投资对私人投资的最终影响, 由此可以建立以下模型从实证上检验公共投资是否挤出了私人部门投资:

$$I = c_1 + c_2 I_{t-1} + c_3 \phi + c_4 I^* + \epsilon \quad (9)$$

$$\phi = c_5 + c_6 t + c_7 \ln K + c_8 \ln K^* + c_9 cu + \epsilon \quad (10)$$

其中, I 和 I^* 分别为私人投资和公共投资, I_{t-1} 指私人投资滞后 1 期的值, ϕ 为私人资本的边际产出或收益率, K 和 K^* 分别为私人资本和公共资本, t 为时间表示趋势因素, cu 指能力利用率, \ln 为自然对数符号, ϵ 和 ϵ 是误差项。

我们的私人部门资本采用两种: 工业部门资本和不包括预算资金的民间投资形成的民间资本。由于数据限制, 统一以工业部门的固定资产净值利润率表示资本的边际产出或投资收益率。为避免异方差, 各支出变量均以私人固定资本净存量的比例表示。除工业部门资本采用其固定资产平均净值以外, 因我国没有资本存量数据, 我们根据 1978- 1999 年投资流量数据和永续盘存法, 分别构造民间投资形成的私人部门资本和预算投资形成的公共资本存量: $K_t = (1 - \delta) K_{t-1} + I_t$, 其中 K_t 和 I_t 分别是 t 期的资本存量和投资, δ 是几何折旧率, 假定民间资本和公共资本的折旧率分别为 5% 和 3%。基期年的资本存量按以下国际常用方法计算 (马拴友, 2000b): $K_0 = I_0 / (g + \delta)$, 其中 g 是样本期投资的年平均增长率。另外, 以各年通货膨胀率的一阶差分反映经济的景气循环, 即通货膨胀加速度越高, 说明经济过热; 加速度越低, 表示我国需求不足, 经济处于低谷。

表 2 公共投资与私人部门投资关系的似乎不相关估计

指标	I 工业投资/资本			II 民间投资/资本		
	系数值	t- 统计值	统计检验	系数值	t- 统计值	统计检验
C ₁	0.091677***	2.524866	投资方程	0.131757***	2.708995	投资方程
C ₂	0.402824***	2.147381	R ² = 0.70547	0.200876	1.173255	R ² = 0.56436
C ₃	0.569273**	2.937256	R ² = 0.62514	0.746965*	3.750727	R ² = 0.45545
C ₄	- 0.814447	- 1.859123	D.W = 1.650	- 0.941739	- 0.978282	D.W = 1.574
C ₅	- 4.502893*	- 7.657893	D- h = 0.986	- 2.82824***	- 2.545358	D- h = 1.168
C ₆	- 0.071436*	- 9.481730	收益方程	- 0.051238**	- 2.993411	收益方程
C ₇	0.251555*	7.101016	R ² = 0.97517	0.160703***	2.237131	R ² = 0.75791
C ₈	0.342329*	6.332859	R ² = 0.96525	0.211626***	2.114783	R ² = 0.66988
C ₉	0.003073*	8.429562	D.W = 2.417	0.002061*	5.516087	D.W = 1.964

说明: R² 指调整后的 R², * 表示至少在 0.1% 水平上显著, ** 和 *** 分别指在 1% 和 5% 水平上显著。

在样本期 1984- 1999 年利用似乎不相关法 (资料见表 2), 对工业部门投资模型的估计结果如表 2 (模型 I)。可见, 工业部门投资与上期投资和投资收益率正相关, 并且至少在 5% 水平上显著; 虽然公共投资的符号为负, 但它在统计上不显著, 说明公共投资没有挤出私人部门投资。工业部门资本和公共资本的增加都可以提高工业资金利润率, 提高能力利用率也可以增加投资的收益率。将工业投资换成来源为非预算资金的民间投资, 也得到了类似结果 (模型 II), 即公共投资对民间投资的挤出效应不显著, 但公共资本提高了私

人部门的收益率。

在实际历史水平的基础上, 模拟和分析 1990- 1999 年公共投资增加 1% 的影响, 如图 1 和 2 可知, 虚线 IF 表示的公共投资增加后预测的工业部门投资高于其实际水平 I 线, 这说明公共投资因为提高了工业部门的收益率 (预测收益率 RF 高于实际收益率 R 线) 而挤进了私人部门投资。因此, 在我国目前的财政支出水平上, 增加财政投资没有显著的挤出效应, 相反能通过提高私人部门资本的收益率而促进民间投资。

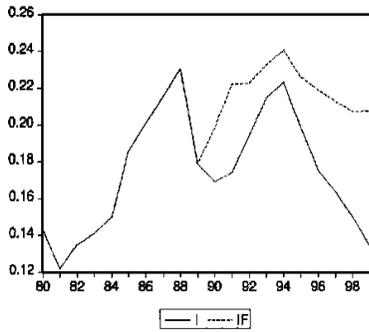


图1 增加公共投资对工业部门投资的模拟效应

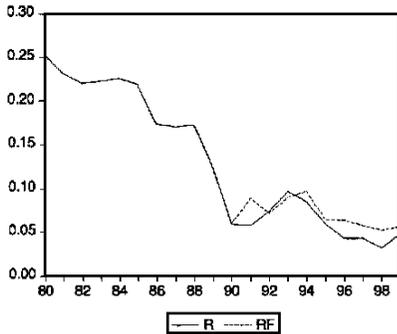


图2 增加公共投资对民间投资收益率的模拟效应

三、是否挤出了私人消费

在对消费的影响方面,有人担心政府支出与居民消费具有替代关系,从而财政增加购买支出可能挤出居民消费,而不能刺激私人消费需求。这需要具体分析,财政的某些支出例如招待费,的确是私人支出的替代品;但其他一些支出如交通设施支出,则是私人消费的互补品,它能促进私人购买汽车;其他许多公共支出可能既是私人消费的替代品又是互补品,比如国家用于食品和药品检验的支出,既减少了私人的检支支出,又增加私人对食品和医药的支出。因此,从购买支出总体上讲,财政支出与居民消费不一定是替代关系,下面分析我国财政的购买支出与居民消费的关系。

假定代表性消费者在每一时期无弹性供给1单位劳动,他在时间0最大化其以下预期的一生效用:

$$U_0 = E_0[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t^*)] \quad (11)$$

其中,即期效用 u 是凹函数, β 为主观贴现因子, c_t^* 是有效消费, E 表示预期。其中,有效消费定义为:

$$c_t^* = c_t + \theta g_t \quad (12)$$

这里, c_t 和 g_t 分别指私人消费和政府购买支出,参数 θ 表示 c_t 和 g_t 之间的替代程度, θ 越大,政府支出越能替代私人支出。由(11)和(12)式可知,因为负的 θ 会导致公共支出的边际效用为负,因此有人限定 θ 取正值。其实不然,如Christiano和Eichenbaum(1988)及Barro(1989),可以把关于 g 的一个函数加到效用函数上,使政府支出的边际效用变成正数。这样,预期效用修改为: $U_0 = E_0[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [u(c_t^*) + \phi(g_t)]]$,其中 $\partial \phi / \partial g_t > 0$ 。由于一般假定家庭不能控制 g ,这时可以不考虑政府消费通过 ϕ 对效用的贡献,直接求解消费者的最大化问题。

按照Auspitz-Lieben-Edgeworth-Pareto标准,如果一种商品的边际效用随另一种商品数量增加而下降,那么这两种商品是纯竞争性或替代性的;反之是纯互补性的(见MoCuIbch,1977)。因为效用函数 $u(c_t + \theta g_t)$ 是凹函数,有 $u' > 0, u'' < 0$ 。由于 $\partial(\partial u / \partial c_t) / \partial g_t = \theta u''$,那么如果 $\theta > 0$,则 $\partial(\partial u / \partial c_t) / \partial g_t$

为负,即增加政府支出降低私人消费的边际效用,二者是竞争性的;如果 $\theta < 0, \partial(\partial u / \partial c_t) / \partial g_t$ 为正,政府支出与私人消费是互补的。因此,在对修改后的预期效用求最大化时, θ 为负意味着增加政府支出可以提高私人消费的边际效用,二者是互补的;反之, θ 为正表示财政支出增加会降低私人消费的边际效用,二者是竞争性或替代性的。

另外,代表性消费者的预算约束是: $a_{t+1} = (a_t + w_t - c_t - \tau)(1+r)$,其中 a_t 是期初的金融财富, τ 是净一次总付税, w_t 指劳动收入, r 是平均利率,假定它不变。消费者也必须考虑政府的预算约束: $b_{t+1} = (b_t + g_t - \tau)(1+r)$,其中 b_t 为国债。将以上两式相减可以得到整个经济的预算约束: $a_{t+1} - b_{t+1} = [(a_t - b_t) + w_t - c_t - g_t](1+r)$ 。由(12)式知 $c_t = c_t^* - \theta g_t$,把它代入上式得:

$$a_{t+1} - b_{t+1} = [(a_t - b_t) + w_t - c_t^* - (1 - \theta)g_t](1+r) \quad (13)$$

因此,如果 θ 为正,政府支出不能完全转变为有效可支配收入;如果 θ 为负,则财政购买支出按大于1的倍数转变为有效可支配收入。把上式写成现值形式,可以更清楚地看到这一点: $\sum_{j=0}^{\infty} (1+r)^{-j} c_{t+j}^* = a_t - b_t + \sum_{j=0}^{\infty} (1+r)^{-j} [w_{t+j} - (1 - \theta)g_{t+j}]$ 。它表明,如果 $\theta = 1$,永久增加 g 没有财富效应;但如果 $\theta < 1, g$ 的增加会减少财富,特别是 θ 为负时对财富的侵蚀更大。

现在消费者的问题是在(13)式约束下使预期其效用最大化,最优有效消费 c_t^* 的路径必须满足欧拉方程:

$$u'(c_t^*) / [\beta E_t u'(c_{t+1}^*)] = 1+r \quad (14)$$

即在最优路径上,跨时替代率和跨时转换率必须相等。我们可以利用Hall(1978)关于消费的边际效用遵循随机游走的结论,估计参数 θ 的值。由上式可得: $u'(c_{t+1}^*) = \delta E_t u'(c_t^*)$,其中 $\delta = \beta(1+r)$ 。假定边际效用在各个时期变化很小, c_t^* 可以近似为:

$$E_{t-1} c_t^* = \rho c_{t-1}^* \quad (15)$$

其中, $\rho = \delta$ 假定消费的跨时替代弹性 $\sigma = -u''(c_t^*) / (c_t^* u'(c_t^*))$ 固定不变(证明见Hall,1978)。将(12)式代入(15)式,有 $E_{t-1}(c_t + \theta g_t) = \rho(c_{t-1} + \theta g_{t-1})$,在其两端都加上 $(c_{t-1} + \theta g_{t-1})$ 整理得: $c_t = \rho c_{t-1} - \theta g_{t-1} + \rho \theta g_{t-1} + \theta(g_t - E_{t-1} g_t) + e_t$,其中 $e_t = c_t - E_{t-1} c_t$ 是白噪声。令 $v_t = g_t - E_{t-1} g_t$,它也是白噪声,上式还可以变换为:

$$c_t = \rho c_{t-1} - \theta g_{t-1} + \rho \theta g_{t-1} + \mu_t \quad (16)$$

这里 $\mu_t = \theta v_t + e_t = c_t^* - E_{t-1} c_t^*$ 。利用非线性工具变量法估计(16)式可能得到一致的估计。注意 μ_t 与 $t-1$ 及其以前时期的所有变量不相关,它在使用年度数据时服从MA(1)过程(Evans,1988)。为不失一般性,在包括常数项和 μ_t 具有MA(1)时即 $\mu_t = \rho + v_t e_{t-1}$ 时,待估方程(16)又可以转化为:

$$c_t = a + \rho c_{t-1} - \theta g_{t-1} + \rho \theta g_{t-1} + e_t + v_t e_{t-1} \quad (17)$$

由于 μ_t 具有1期记忆力,我们不能使用 $t-1$ 时期的变量为工具变量,因此实际使用的工具变量包括 $c_{t-2}, c_{t-3}, g_{t-2}, g_{t-3}, d_{t-2}$ 和 d_{t-3} ,其中 d 表示预算赤字。

我们利用1978-1999年的数据(见附表3),其中私人消费指居民消费,政府购买是政府消费加预算内投资,预算赤字是国家公布的不含债务的财政收支差额,盈余为正,赤字为负,绝对量指标仍是1990不变价表示的真实变量(单位为亿元)。采用两阶段非线性最小二乘法(TSNLS)对(17)式的估计如表3,其中购买支出的系数 $\theta = -1.21$ 。它为负值,说明我国政府购买支出与居民消费的关系,总体上是互补关系,而不完全是替代关系,对私人消费更不存在完全的挤出效应,相反政府支出对私人消费具有挤进效应。这表明在我国目前的财政支出水平上增加购买支出,对民间消费需求也具有一定的扩张效应。

表 3

居民消费的 TSLS 估计

α	ρ	θ	V	R ²	S.E	D.W	D- h
325.6923* (2.42 × 10 ⁻⁷)	1.052300* (5.52 × 10 ⁻¹¹)	- 1.214716* (1.37 × 10 ⁻⁹)	0.181420* (3.76 × 10 ⁻¹⁰)	1.00	2.82 × 10 ⁻⁷	2.28	- 0.61

说明: * 指 t- 统计值在 0.00% 水平上显著; F- 统计值在 0.00% 水平上显著; 系数下括号里的是标准误差; D- h 表示 Durbin h 统计量; S.E 是回归标准误差; 工具变量为滞后 2 和 3 期的私人消费、购买支出和赤字; 调整后样本空间为 1981- 1999。

四、积极财政政策的就业效应

积极的财政政策不但有力地刺激了经济增长, 而且经由经济增长也实现了促进就业的宏观经济政策目标。因为财政政策通过扩大国债发行规模, 增加基础设施投资, 并利用贴息等形式刺激社会投资, 出口退税也促进了出口贸易的发展, 这些都直接或间接创造了就业机会, 缓解了国有企业和机构改革分流冗员对就业造成的压力。

根据奥肯法则, 失业率和经济增长率存在相关关系, 其经验统计表明, 美国的经济增长率每超过经济增长的长期趋势 1 个百分点, 失业率将降低 0.5 个百分点。另外菲利普斯曲线认为, 通货膨胀与失业之间具有替代关系。因此, 经济增长和通货膨胀是影响失业和就业的基本变量。由于我国没有完整的市场失业率统计, 我们只有分析就业与经济增长和通货膨胀之间的关系。考虑到我国由于农村人口居多, 农业就业的潜在弹性很大; 主要是非农就业受经济周期和通货膨胀的影响大, 我们主要分析第二和三产业的就业增长情况, 建

立我国非农就业回归模型(为简单起见, 暂不考虑我国的潜在 GDP 因素):

$$\ln L = C + \alpha \ln GDP + \beta \ln \pi \quad (18)$$

其中, L 和 π 分别表示第二、三产业就业人数和通货膨胀率, C 是常数, α β 和 γ 为参数。此外, 由于我们主要关心经济增长对就业的促进情况, 1998 和 1999 年因通货膨胀率为负数不能取对数, 我们也直接使用通货膨胀率和不考虑通货膨胀估计非农就业。

利用 1978- 1999 年的数据(见附表 4), 经过广义差分变换校正序列相关后, 回归结果如表 4。从估计的结果看, 拟合效果比较好, 误差项不存在序列相关, 系数单独和联合检验均为显著。其中, 第二、三产业的就业与通货膨胀负相关, 这并不意味着失业率和通货膨胀率之间不存在交替关系, 因为在就业的增长小于新进入劳动力队伍的人口数时, 就业增长但失业率同时也会上升; 我国非农就业的 GDP 弹性平均约为 0.24, 即经济每增长 1%, 可促进非农就业增长 0.24%。

表 4

中国非农就业的 OLS 估计

模型	截距	LnGDP	ln π	π	R ²	调整 R ²	F 统计	D.W
I	7.7282* (17.9738)	0.2472* (6.1225)	- 0.0165** (- 2.1795)		0.729	0.695	21.471	2.11
II	7.7532* (6.7222)	0.2442** (2.4923)		- 0.0028** (- 2.5556)	0.995	0.994	1098.2	2.11
III	7.7535* (17.2319)	0.2420* (5.7868)			0.638	0.619	33.487	2.36

说明: 系数下括号里的是 t- 统计值, * 和 ** 分别表示在 0.00% 和 5% 水平上显著。

积极的财政政策通过扩大社会总需求, 改善供给结构, 促进了经济增长, 相应也促进了就业。按照我们对政策的增长效应和就业的 GDP 弹性的测算, 1998- 2000 年, 积极的财政政策可促进我国的非农就业分别增长 0.57%、0.73% 和 0.70%, 其中国债政策分别促进非农就业增长 0.36、0.47 和 0.38 个百分点。

总之, 我国近几年实行积极财政政策取得了显著的宏观调控效果。扩张性的支出政策没有明显的负面效应, 主要是

因为我国当前财政收支占 GDP 比重较低, 政府支出规模还没有达到临界点, 适当增加我国的财政支出能够促进经济增长(马控友, 2000c)。当然, 财政资金使用中存在的问题, 会在一定程度上抵减积极财政政策的效果, 但这只是次要方面, 并不能否定财政政策调控的积极效应。今后随着私人部门经济增长的恢复, 应该逐步停止实行积极的财政政策, 让市场对资源配置发挥更多和基本的调节作用。

附表 1

估计 IS- LM 模型所用数据

	Y	C	I	Q	i	R	M/P	G	TR	X	NX	T	π
1982	9 085.60	4 746.88	2 451.22	591.73	5.67	3.70	3 168.67	1 736.71	320.53	742.51	150.79	2 006.62	1.90
1983	9 950.60	5 211.69	2 727.09	690.74	5.76	4.19	3 574.08	1 928.63	362.58	773.93	83.19	2 238.53	1.51
1984	11 182.96	5 735.55	3 196.11	968.54	5.76	2.89	4 575.96	2 249.27	380.08	970.57	2.03	2 670.49	2.79
1985	12 456.94	6 501.85	4 219.61	1 782.09	6.72	- 1.94	4 733.50	2 255.32	415.05	1 262.26	- 519.84	3 558.86	8.84
1986	13 732.92	7 013.64	4 594.96	2 030.64	7.20	1.12	5 735.87	2 470.19	397.18	1 684.77	- 345.87	3 316.12	6.01
1987	15 196.76	7 687.62	4 933.22	2 081.69	7.20	- 0.08	6 381.76	2 561.99	428.15	2 095.62	13.93	3 321.75	7.29
1988	16 907.29	8 776.87	5 821.70	2 363.04	7.68	- 9.15	6 882.85	2 482.47	412.32	2 189.30	- 173.74	3 223.81	18.53
1989	17 394.93	9 004.36	6 052.15	2 324.01	11.11	- 5.66	6 742.25	2 534.39	447.02	2 128.04	- 195.97	3 447.91	17.78
1990	18 319.50	9 113.20	6 050.97	2 574.30	10.19	7.91	6 950.66	2 645.03	435.84	3 084.60	510.30	3 515.98	2.11
1991	19 937.12	9 664.73	6 686.09	3 184.16	7.89	4.86	8 088.34	3 007.78	413.25	3 762.69	578.52	3 428.71	2.89
1992	22 464.44	10 822.25	8 067.78	3 859.33	7.56	2.07	10 189.67	3 335.11	337.08	4 098.62	239.29	3 412.04	5.38
1993	26 156.65	11 889.62	11 004.05	4 538.44	9.44	- 3.31	12 343.00	3 778.15	283.98	4 023.28	- 515.16	3 608.98	13.19
1994	29 539.67	13 165.68	11 850.51	6 301.43	10.98	- 8.80	12 995.43	4 122.31	259.15	6 702.60	401.17	3 533.02	21.69
1995	32 709.03	15 062.74	13 000.74	6 176.20	10.98	- 3.33	13 409.47	4 087.36	268.53	6 734.39	558.19	3 672.80	14.80
1996	36 060.29	16 967.87	13 848.44	6 099.24	9.16	2.90	15 048.24	4 473.86	307.11	6 869.36	770.12	4 087.51	6.09
1997	39 204.83	18 245.32	14 531.96	6 180.34	7.11	6.26	18 230.51	4 931.89	363.34	7 676.00	1 495.66	4 721.50	0.80
1998	41 813.17	19 540.80	15 003.69	6 153.21	5.03	7.83	20 616.58	5 653.64	467.54	7 768.24	1 615.03	5 403.43	- 2.60
1999	45 222.71	21 614.92	15 714.80	7 536.14	2.92	6.11	25 147.28	6 659.25	481.43	8 769.88	1 233.74	6 437.59	- 3.00

说明: i, r, π 的单位为%, 其他变量的单位为亿元。

资料来源: 《中国统计年鉴》和《中国金融年鉴》有关各期。

附表 2

估计公共投资对私人投资挤出效应所用数据

	I	F	K	K ^s	I ¹	F ¹	K ¹	ϕ	cu
1983	0.1410	0.0978	3 472.85	4 999.27	0.2744	0.0855	3 974.01	0.2223	- 0.39
1984	0.1500	0.1114	3 779.65	5 270.30	0.2722	0.0812	5 187.21	0.2255	1.28
1985	0.1855	0.0948	4 299.94	5 519.99	0.3023	0.0577	7 063.25	0.2196	6.05
1986	0.2005	0.0904	5 040.54	5 810.01	0.2843	0.0486	9 375.07	0.1741	- 2.83
1987	0.2155	0.0844	5 881.80	6 132.35	0.2701	0.0407	12 201.38	0.1709	1.28
1988	0.2306	0.0628	6 883.53	6 380.34	0.2716	0.0271	15 913.15	0.1729	11.24
1989	0.1788	0.0453	8 085.96	6 554.98	0.2111	0.0191	19 161.84	0.1237	- 0.75
1990	0.1694	0.0416	9 445.26	6 751.36	0.1847	0.0176	22 327.72	0.0593	- 15.67
1991	0.1742	0.0343	11 079.29	6 929.25	0.1973	0.0144	26 425.40	0.0580	0.78
1992	0.1940	0.0266	13 069.01	7 068.83	0.2355	0.0106	32 836.77	0.0744	2.49
1993	0.2147	0.0293	16 505.79	7 340.43	0.2875	0.0110	43 783.56	0.0971	7.81
1994	0.2232	0.0252	21 015.23	7 649.79	0.2842	0.0091	58 106.91	0.0855	8.50
1995	0.1982	0.0226	27 423.10	8 041.35	0.2600	0.0083	74 599.82	0.0596	- 6.89
1996	0.1754	0.0181	34 493.20	8 425.99	0.2392	0.0067	93 157.45	0.0432	- 8.71
1997	0.1635	0.0175	39 778.75	8 869.95	0.2150	0.0062	112 743.94	0.0428	- 5.29
1998	0.1500	0.0271	44 136.87	9 801.24	0.2026	0.0089	134 315.55	0.0330	- 3.40
1999	0.1345	0.0392	47 281.43	11 359.34	0.1800	0.0119	155 602.33	0.0484	- 0.40

说明: I 和 K 指工业部门投资及其资本, I¹ 和 K¹ 指民间投资(非预算投资)及其资本, K^s 指公共资本, F 和 F¹ 分别指公共投资与工业和民间资本的比例; 私人资本和公共资本分别根据 1978- 1999 年的非预算投资和财政投资数据构造。其中, 资本存量的单位为亿元, cu 的单位为%, 其他无量纲。

资料来源:《中国统计年鉴》和《中国工业经济年鉴》有关各期。

附表 3 估计政府消费对居民消费挤出效应所用数据

单位: 亿元

	c	g	d
1978	3 195.94	872.07	18.48
1979	3 518.30	1 077.21	- 237.57
1980	3 917.27	1 114.10	- 116.48
1981	4 305.57	1 165.63	61.80
1982	4 746.88	1 274.49	- 29.21
1983	5 211.69	1 372.32	- 69.71
1984	5 735.55	1 592.13	- 90.78
1985	6 501.85	1 677.53	0.81
1986	7 013.64	1 852.69	- 112.35
1987	7 687.62	1 921.52	- 81.03
1988	8 776.87	1 985.78	- 154.04
1989	9 004.36	2 147.69	- 167.84
1990	9 113.20	2 252.00	- 146.49
1991	9 664.73	2 651.36	- 222.17
1992	10 822.25	3 033.32	- 224.81
1993	11 889.62	3 411.45	- 222.40
1994	13 165.68	3 787.27	- 363.48
1995	15 062.74	3 740.18	- 325.09
1996	16 967.87	4 143.56	- 279.47
1997	18 251.48	4 568.71	- 304.98
1998	19 809.02	5 088.81	- 494.80
1999	21 652.70	5 652.98	- 958.24

资料来源: 国家统计局:《中国统计年鉴(2000)》, 北京, 中国统计出版社, 2000。

附表 4 估计就业效应所用数据

	L(万人)	GDP(亿元)	$\pi(\%)$
1978	11839	3624.1	0.70
1979	12 395	4 038.2	2.00
1980	13 239	4 517.8	5.98
1981	13 954	4 862.4	2.41
1982	14 442	5 294.7	1.90
1983	15 291	5 934.5	1.51
1984	17 335	7 171.0	2.79
1985	18 743	8 964.4	8.84
1986	20 027	10 202.2	6.01
1987	21 121	11 962.5	7.29
1988	22 088	14 928.3	18.53
1989	22 105	16 909.2	17.78
1990	25 482	18 547.9	2.11
1991	26 114	21 617.8	2.89
1992	27 205	26 638.1	5.38
1993	28 939	34 634.4	13.19
1994	30 710	46 759.4	21.69
1995	32 479	58 478.1	14.80
1996	34 081	67 884.6	6.09
1997	34 870	74 462.6	0.80
1998	35 119	79 395.7	- 2.60
1999	35 222	82 054.3	- 3.00

资料来源: 国家统计局:《中国统计年鉴(2000)》, 北京, 中国统计出版社, 2000。

参考文献:

1. 布兰查德, 费希尔, 1994:《宏观经济学》, 中文版, 北京, 经济科学出版社, 1994。
2. 张帆, 1999:《央行的行为、利率的作用与中国的 IS-LM 模型》, 载《管理世界》, 1999(4)。
3. 戴国晨, 2000:《关于当前通货紧缩的几个问题》, 在中国社会科学院研究生院的讲座, 2000。
4. 马拴友, 2000a:《中国的 IS-LM 模型及政策效应估计》, 见刘克崧、陆百甫主编:《转轨时期财政货币政策的协调与配合》, 北京, 经济科学出版社, 2000。马拴友, 2000b:《中国公共资本与私人部门经济增长的实证分析》, 载《经济科学》, 2000(6)。马拴友, 2000c:《政府规模与经济增长——兼论中国财政的最优规模》, 载《世界经济》, 2000(11)。
5. Hall, Robert, 1978: "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence," *Journal of Political Economy* 86, pp. 971~ 987.
6. Evans, Paul, 1988: "Are Consumers Ricardian? Evidence for the United States," *Journal of Political Economy* 96, pp. 983~ 1 004
7. Christiano, Lawrence J., and Martin Eichenbaum, 1988: "Is Theory Really A head of Measurement? Current Real Business Cycle Theories and Aggregate Labor Market Fluctuations," Working Paper 412, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
8. Barro, Robert J., 1989: "The Neoclassical Approach to Fiscal Policy," In *Modern Business Cycle Theory*, "edited by Robert J. Barro, Cambridge, Mass.: Harvard University Press.
9. McCulloch, J. Huston., 1977: "The Austrian Theory of the Marginal Use and of Ordinal Marginal Utility", *Zeitschrift fuer Nationalökonomie* 37, pp. 249~ 280
10. Olivier Blanchard, 1997: *Macroeconomics*, Prentice-Hall, Inc., pp. 139~ 140

(作者单位: 中国社会科学院财贸所 北京 100836)

(责任编辑: 陈永清)