

目 录

分报告 1: 滞后效应、多重均衡与反向软着陆: 中国需求管理经验	1
分报告 2: 政府间关系改革、地方政府良性竞争和 有道德的经济增长	23
分报告 3: 1998 年反衰退措施会是当前财政政策指南针吗?	71
分报告 4: 中国货币政策调控的逻辑、困境和改革的政策建议	101
分报告 5: 经济形势下滑条件下的社会保障支出选择	117
分报告 6: 调整国民收入分配格局对 我国居民消费需求的扩张效应	137
分报告 7: 促进农村消费的措施可以有哪些?	149
分报告 8: 哪些企业和行业更容易吸纳就业? ——中国就业弹性的微观估计	169

分报告 1:

滞后效应、多重均衡与反向软着陆： 中国需求管理经验

内容摘要：通过形式化表述的需求管理决策问题，初步探索本次经济扩张时期中国需求管理经验的宏观经济学意义。中国经济的准 AK 增长模型与制造期投资模型，使得实际经济增长具有投资驱动特征而实际国民收入具有影响潜在国民收入的滞后效应。面临容纳滞后效应的修正形式中国菲利普斯曲线，保守型需求管理政策形成多重国民收入均衡状态，而进取型需求管理政策形成单一国民收入均衡状态，并且能够通过微撞操作而实现实际国民收入与潜在国民收入的反向软着陆。

一、从实际经验到理论假说

中国经济在经历 1991-2001 年间的波谷一波谷经济周期后，在 2002 年进入本次经济周期的扩张阶段而在 2007 年达到本次增长型经济周期波峰，进而在 2008 年进入本次经济周期的收缩阶段。2003 年以来中国经济连续呈现高经济增长与低通货膨胀的良好配合格局，在将核心通货膨胀率控制在 2% 以下的同时实现 10% 以上的实际 GDP 增长速度。

从 1980 年代起，中国经济在体制改革、对外开放与经济发展的三重协同转型方面长足进步，进行大规模的资本积累与劳动投入，奠定持续快速经济增长的资源、技术和制度基础，最终实现的所谓中国经济增长奇迹在经济学意义上是可以事后解释的。然而，在 2003-2006 年间本次经济周期的扩张阶段，如图 1（a）所示，对中国经济增长潜在能力及其可持续性的事前估计偏于保守，不仅事前预测的 GDP 增长速度被实际 GDP 增长速度连续突破，而且事前预测的实际 GDP 增长速度拐点由于实际 GDP 加速增长而反复延迟。

在 2003-2006 年间本次经济周期的扩张阶段，有关经济过快可能演化为经济过热而基础产品价格上涨可能传递为全面通货膨胀的忧虑或者预警普遍存在，逐步实行加强和改善宏观调控的政策措施。然而，如图 1（b）所示，随着中国经济强劲扩张而加速增长，不仅原材料、能源、交通运输结构瓶颈制约得到有效缓解，而且生产率进步沿产业链方向对通货膨胀成本推动因素逐级吸收，保持从基础产品 PPI 指数到工业品 PPI 指数到 CPI 指数递减的动态价格结构而实现温和的低核心通货膨胀率。

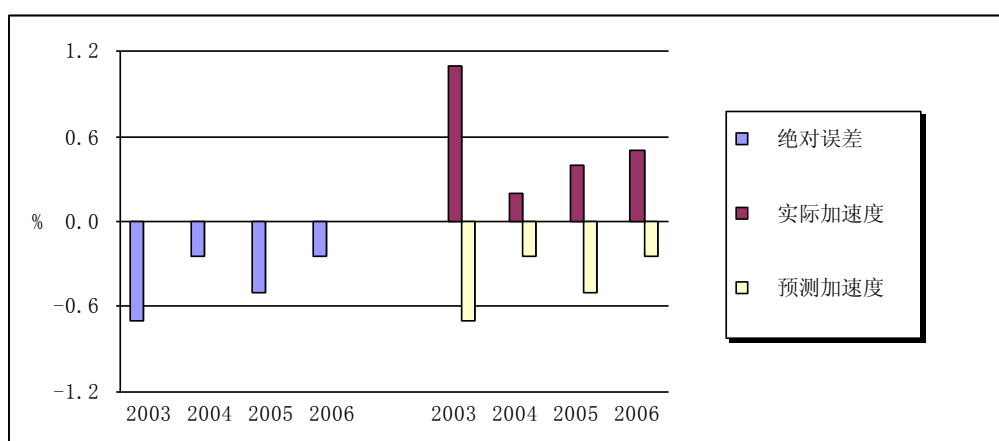


图 1 (a) 中国经济增长速度预测误差，2003-2006 年

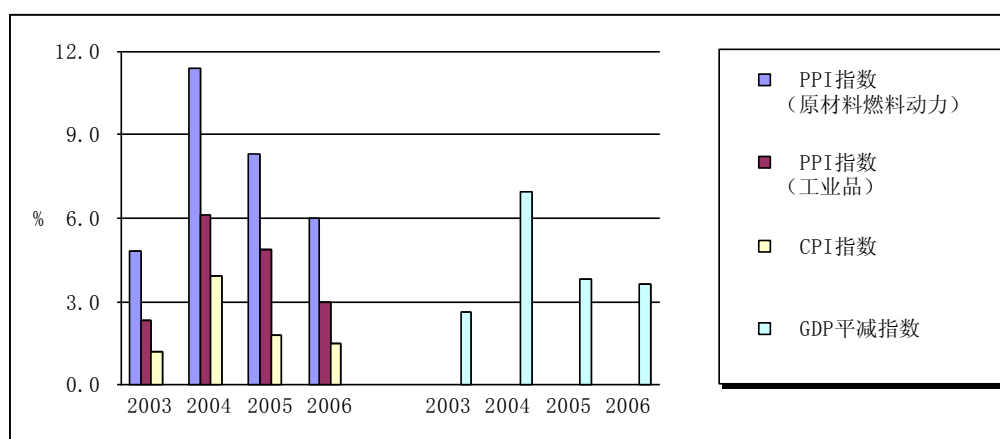


图 1 (b) 中国经济增长速度与通货膨胀率，2003-2006 年

在经济结构变革和经济景气转换时期，存在低估中国经济增长潜在能力的预测风险，有可能实行（非合意的）紧缩性需求管理政策而障碍中国经济景气的恢复和繁荣，甚至导致非理性的经济萧条。¹ 面临持续扩展而实时未知的潜在总供给能力，中国需求管理反复“小幅度增加总需求 → 观测通货膨胀反应 → (若无通货膨胀加速)小幅度增加总需求/(若通货膨胀加速)小幅度减少总需求”的积极探索过程，采取微撞（fine-tapping）（而不是微调）的操作模式，通过间歇性地增加总需求而跟踪潜在总供给前沿；面临实际总供给大于潜在总供给的通货膨胀缺口，中国需求管理在防止经济过热的必要前提下保持显著的有效需求张力，主要通过增加投资而增加潜在总供给这样的均衡调整机制，实现实际总供给与潜在总供给的反向软着陆（reverse soft-landing）。²

在新古典主义与新凯恩斯主义以后进行的宏观经济学实用综合，倾向于肯定凯恩斯定理的短期正确性与萨伊定理的长期正确性。不过，如果总供给能够灵敏响应总需求而实际总供给能够在短期内形成潜在总供给，那么凯恩斯定理

¹ 可以作为反例的是，对 1970 年代美国经济大膨胀现象（Great Inflation）形成原因的可能事后解释就是，美国联邦储备银行对当时美国经济劳动力供应和技术进步的减缓趋势缺乏估计或者估计不足，基于高估的美国经济潜在增长能力而错误实行扩张性货币政策，参见 Orphanides（2002）。

² Mayer（2004）赞扬格林斯潘时期的美国货币政策，将其比喻为成功实现“跑道”（潜在总供给）升起而接应“飞机”（实际总供给），而不是“飞机”（实际总供给）降落而寻找“跑道”（潜在总供给）的需求管理过程，形象地阐释本文的反向软着陆含义。

Mayer（2000）在展望美国经济时列举“软着陆”、“反向软着陆”、“提高的潜在产出增长（increased potential output growth）”与“硬着陆”可能情景，其“提高的潜在产出增长”情景假设潜在总供给在实际总供给拉动下增长，而其“反向软着陆”情景只是较为缓和的“硬着陆”情景，不同于本文的反向软着陆含义。需要指出的是，Mayer（2000）是以实际总供给水平小于潜在总供给水平而实际总供给增长速度快于实际总供给增长速度作为美国经济着陆的历史前提，已经被证明不符合美国经济的真实历史，也与常规的实际总供给水平大于潜在总供给水平的经济着陆历史前提不同。

可以在短期与长期同时成立。特别是在弥合实际总供给大于潜在总供给的通货膨胀缺口时，不仅存在硬着陆与软着陆的需求管理政策选择，而且存在正向软着陆与反向软着陆的需求管理政策选择。容纳滞后效应（hysteresis effect）的菲利普斯曲线，追求最大可持续增长速度(highest sustainable growth rate) (HSGR) 的政策偏好，二者分别作为中国需求管理的约束条件与目标函数而交互作用，能够在正统宏观经济分析框架下理论支持中国需求管理的微撞操作模式，并且粗略模拟中国经济的反向软着陆过程。

在郑超愚（2008）中国经济增长模式研究的理论基础上，本文顺序考察中国菲利普斯曲线与中国经济政策偏好，通过形式化表述的需求管理决策问题，初步探索本次经济扩张时期中国需求管理经验的宏观经济学意义。除第一节导论内容外，本文的实证研究主要由三节组成：第二节，基于中国经济结构的二元性质而建立中国经济增长的准 AK 模型与制造期投资模型，使得中国经济增长具有投资驱动特征而实际国民收入具有影响潜在国民收入的滞后效应；第三节，建立容纳滞后效应的中国菲利普斯曲线，与保守型需求管理相配合而形成实际国民收入的多重均衡状态，蕴含低水平国民收入均衡陷阱；第四节，放弃保守型政策偏好而采用进取型政策偏好，通过需求管理的微撞操作而形成实际国民收入的单一均衡状态，并且能够实现其在技术上限上的反向软着陆。在作为结语部分的第五节，本文遵循凯恩斯主义研究路线，在固定资产投资、银行体系流动性与国际贸易顺差间的链式作用过程中，描述中国经济具有的缩小国内储蓄剩余与升值人民币汇率的内在均衡调整倾向。

二、容纳滞后效应的潜在国民收入

（一）投资驱动的经济增长模式

在二元结构条件下，发展中国家存在近似无穷的剩余劳动力供应。如图 2 的经典刘易斯模型所示，（现代部门）劳动供给曲线 L^S 以劳动人口 $L^{\max}$ 为渐近线，在刘易斯拐点 L^{LTP} 以下有无穷工资弹性。在工业化过程中，实际就业 L^* 在 $\underline{L}'$ 以下而实际工资率为生存工资 $\bar{w}$ 。

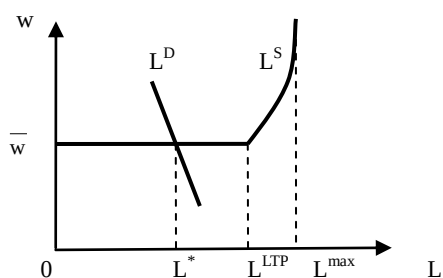


图 2 经典刘易斯模型

中国简单劳动力名义工资与真实工资 2004 年以来的显著上升形象，已经产生中国劳动力供给接近刘易斯拐点或者进入刘易斯转折区间的理论猜想，假设如图 3（a）所示的跨越刘易斯拐点以后的中国经济发展结构特征。不过，由于生存工资水平同时具有自然和社会含义，必然随着经济发展和社会进步而持续上升，无法单纯依据劳动力工资上涨或者其加速上涨定位发展中国家劳动力供给的刘易斯拐点。³ 综合考量中国国民收入、经济结构与农村发展，中国经济发展仍然处于二元结构的历史阶段而尚未跨越刘易斯拐点，主要应该以生存工资水平 $\bar{w}$ 的历史性上升从而劳动供给曲线 L^S 的相应向上移动阐释实际工资率上涨，如图 3（b）所示。

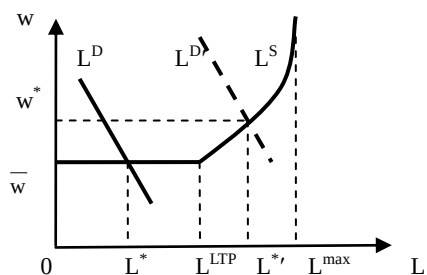


图 3（a） 修正刘易斯模型：跨越刘易斯拐点

³ 蔡昉（2007）依据 2004 年以来农民工工资的上涨趋势，猜想中国劳动力供给可能接近刘易斯转折点或者进入刘易斯转折区间，而中国经济增长与宏观稳定课题组（2007）进一步考察在刘易斯转折点以后的劳动力供给效应以及中国经济增长的路径转换。

由于生存工资同时具有自然含义和社会含义，其绝对水平必然随着经济发展和社会进步而上升。无法单纯依据工资水平的上涨或者加速上涨现象，定位中国经济的劳动力供给刘易斯转折点。工资水平上升不是劳动力供给接近或者跨越刘易斯转折点的充分条件，甚至劳动力似乎具有市场力（market power），从而能够跟踪劳动力生活费用上升而提高工资，也不是劳动力供给接近或者跨越刘易斯转折的充分条件。重商主义在“工资铁律”的早期表述中指出，正是由于工资处于维持生存的最低生活水平上，任何劳动力生活费用上升（如征收工资收入税）都会通过工资上升而全部转嫁出去，参见布鲁（2006）。

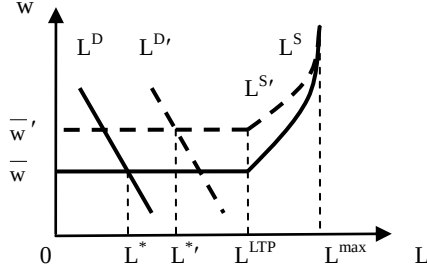


图 3 (b) 修正刘易斯模型：生存工资率上升

对于 C-D 型中国总量生产函数 $Y = A \cdot K^\alpha \cdot L^{1-\alpha}$, $MPL = (1-\alpha) \cdot A \cdot (K/L)^\alpha$, 其均衡资本-劳动比率 $(K/L)^* = ((\bar{w}/A)/(1-\alpha))^{1/\alpha}$, 从而 $Y = A \cdot K \cdot ((\bar{w}/A)/(1-\alpha))^{(\alpha-1)/\alpha}$ 。定义时间函数 $\varphi(t) = A \cdot ((\bar{w}/A)/(1-\alpha))^{(\alpha-1)/\alpha} = (1-\alpha)^{(1-\alpha)/\alpha} \cdot (A/\bar{w}^{1-\alpha})^{1/\alpha}$, 以描述生存工资参数 $\bar{w}$ 与技术参数 A 历时变化而共同决定资本-产量比率 K/Y 。这样, $Y = \varphi(t) \cdot K$, $MPK = \varphi(t)$, 从而蕴含由外部时间决定而在短期内不变的非递减资本边际收益。因此, 中国经济具有类似 AK 模型的内生增长性质, 假使在无技术进步条件下, 也能够资本积累推动下保持长期人均产出增长; 同时, (与新古典经济增长模型不同), 其国民收入储蓄比率与人口增长率对人均产出增长速度分别具有持久的正向与负向作用 (Barro et al, 2003)。

依据 $Y = \varphi \cdot K$ 时间微分方程 $dY/dt = \varphi \cdot (dK/dt) + (d\varphi/dt) \cdot K$, 存在 $dY/dt = \varphi \cdot (dK/dt) + (d\varphi/dt) \cdot (Y/\varphi)$, 即 $Y' = \varphi \cdot K' + (\varphi'/\varphi) \cdot Y$ 。若投资仅在单时期形成资本存量从而 $\Delta K_t = I_t$ 在 $\alpha = \beta'/\beta$ 系数约束条件下, 能够无需初始资本存量数据而间接估计中国总量生产函数 $Y = \varphi \cdot K$ 差分隐函数形式 $\Delta Y_t = \alpha \cdot Y_{t-1} + \beta \cdot I_{t-1}$ 。

(二) 内生经济增长的制造期投资模型

假设投资在多时期形成资本存量而资本存量具有生命周期。与索洛制造期方法 (vintage approach) 对应, 建立中国经济增长的制造期投资 (vintage investment) 模型。在资本生命周期 k 范围内, t 时刻投资 I_t 按分布概率 $w(i)$ 形成 $(t+i)$ 时刻资本 K_{t+i} , 从而 $\int_{i=0}^k w(i)di = 1$, $K_t = \int_{i=0}^k (I_{t-i} \cdot w(i))di$ 。基于总量生产函数 $Y_t = \varphi(t) \cdot K_t$ 与投资-储蓄函数 $I_t = s \cdot Y_t$, 存在 $Y_t = s \cdot \varphi(t) \cdot (\int_{i=0}^k (Y_{t-i} \cdot w(i))di)$ 。

借鉴资本-产量比率的卡尔多类型化事实 (stylized fact), 假设中国资本-

产量比率 K/Y 历时稳定从而时间函数 $\phi(t)$ 退化为常数，相当于假设生存工资水平 $\bar{w}$ 以 $1/(1-\alpha)$ 倍于技术水平 A 的速度增长。对规模变量 K 、 Y 与 I 进行自然增长率 δ 的去趋势化处理并且舍弃常数项，能够取得离散形式中国国民收入自回归方程 $Y_t = \prod_{i=1}^k \{(Y_{t-i} (1+\delta)^i)^{w(i)}\}$ ，或者 $\log Y_t = \sum_{i=1}^k \{w(i) (\log Y_{t-i} + i \cdot \log(1+\delta))\}$ 。⁴

中国潜在国民收入增长过程具有固定的长期增长速度 δ 与可变（不同于 δ ）的年度增长速度，通过资本形成途径容纳实际国民收入的滞后效应。⁵ 虽然各制造期投资依密度函数 $w(i)$ 在形成资本存量方面（可能）有生产率差异，但是与制造期资本模型不同，各制造期资本经自然增长率 δ 修正后在形成国民收入方面是无生产率差异的，实际技术进步因而并不嵌入资本存量。

（三）潜在国民收入与国民收入缺口

选取半朱拉格周期长度的时滞阶数 $k = 5$ ，分别在概率函数 $w(i)$ 为均匀分布的线性权数系列与前向负载（front-loaded）的余弦权数系列的代表性情形下，使用 OLS 方法在 1978-2008 年间依次拟合中国实际 GDP 指数的幂乘积自回归方程 $Y_t = (\prod_{i=1}^5 Y_{t-i})^{1/5} (1+\delta)^3$ 与对数线性自回归方程 $\log Y_t = \sum_{i=1}^5 \{w(i) \log Y_{t-i}\} + \log(1+\delta) \cdot \sum_{i=1}^5 \{i w(i)\}$ 。其中，线性权数 $w(i) = 1/k = 1/5$ ；余弦权数 $w(i) = \cos((i-1)(\pi/2k)) = \cos((i-1)(\pi/10))$ ，在 $\sum_{i=1}^k w(i) = 1$ 正规化约束条件下实际赋值如图 4 所示。⁶

⁴ 若沿袭制造期资本方法，假设投资在单时期形成资本而 t 时刻资本 K_t 按分布概率 $w(i)$ 形成 $(t+i)$ 时刻产出 Y_{t+i} ，即 $dK_t/dt = I_t$ 而 $I_t = s \cdot Y_t$ ，那么 $Y_t = \int_{i=0}^k (\phi(t-i) \cdot K_{t-i} \cdot w(i)) di$ 。同样假设资本-产量比率 $\phi(t)$ 为常数，存在 $dY_t/dt = s \cdot \phi \cdot (\int_{i=0}^k (Y_{t-i} \cdot w(i)) di)$ ，从而能够取得国民收入增长速度自回归方程 $g_t = s \cdot \phi \cdot \prod_{i=1}^k \{(w(i)/\prod_{i=0}^k \{1+g_{t-i}\})\}$ ，并且在 $i = 1$ 极端条件下退化为经典哈罗德—多马模型 $g = s \cdot \phi$ 。

此时，前期增长速度 g_{t-1} 仍然滞后影响当期增长速度 g_t ，其作用性质却是负向的而促进当期增长速度向其动态值 $(s \cdot \phi)$ 收敛。国民收入增长速度自回归方程具有均值回复（mean-reverting）的动态特征，能够描述实际国民收入波动的序列相关性，然而无法体现前期实际国民收入水平对当潜在国民收入的同向作用，从而无法使得潜在国民收入容纳滞后效应。

⁵ 如斯诺登等（1998）所述，滞后效应是物理学术语而被 Phelps（1972）借用，以描述均衡失业率对实际失业率的（历史）路径依赖性。从 1970 年代起，欧洲经济长期保持较高的实际失业率，其以非加速通货膨胀失业率（NAIRU）度量的均衡失业率同时急剧上升。在对欧洲经济高失业率现象的理论解释中，滞后效应作为（固定）自然失业率的替代假说而广泛出现，得到欧洲经济以及其他 OECD 经济的经验证据支持。参见 Blanchard et al（1986）、Gordon（1989）与 Ball（1996）。

以 Sachs（1986）与 Blanchard et al（1987，1988）为代表的滞后效应经典研究，主要从劳动力市场视角考察其形成机制，模型化内部人与外部人以及短期失业与长期失业在工资谈判（wage bargaining）影响方面的差异性。虽然 Dumas（1989）关注产生滞后效应的资本形成途径，但是其涉及的并不是生产资本，而只是与产品市场进入成本和风险相联系的营销资本（marketing capital）。

⁶ 1980 年代以来，中国经济包含完整的 1982-1990 年间与 1991-2001 年间波谷一波谷经济周期，其平均 10 年的周期长度接近朱拉格中周期。由于国民收入自回归方程的拟合残差代表实际国民收入波动成分，无法依据常规的统计标准评价并且选择潜在国民收入形成过程。如果存在公认的中国经济周期相位的事后

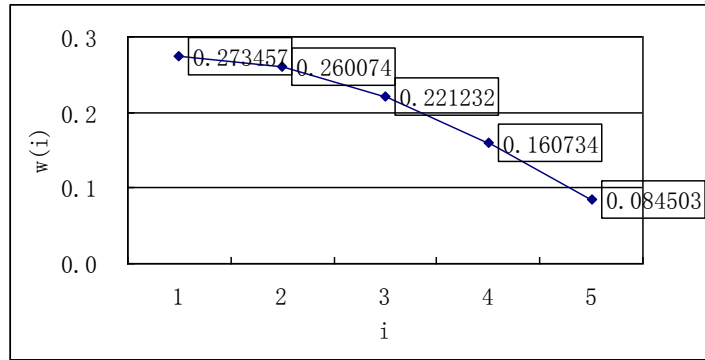


图 4 余弦权数: $w(i) = \cos((i-1) (\pi/10))$

$$Y_t = \prod_{i=1}^5 (Y_{t-i})^{1/5} (1 + 0.101012)^3$$

$$(41.83984)$$

$$R^2 = 0.996530, SE = 25.72564, DW = 0.365699。$$

$$\text{Log} Y_t = \sum_{i=1}^5 \{w(i) \log Y_{t-i}\} + \log(1 + 0.100524) \cdot \sum_{i=1}^5 \{i w(i)\}$$

$$(28.51927)$$

$$R^2 = 0.996709, SE = 0.041198, DW = 0.558748。$$

中国潜在国民收入年平均自然增长率在线性权数情形下 $\delta = 10.1012\%$ ，在余弦权数情形下 $\delta = 10.0524\%$ 。依据实际 GDP 指数幂乘积自回归方程，静态预测实际 GDP 指数；依据实际 GDP 指数对数线性自回归方程，分别静态预测与动态预测实际 GDP 指数，分情形建立 1983-2008 年间中国潜在国民收入时间序列，进而计算中国国民收入相对缺口。1983-2008 年间中国国民收入相对缺口的时间路径如图 5 所示。

界定，类似国民经济研究局发布的美国经济周期相位，那么将其与图 4 国民收入缺口时间路径对比，在检验滞后效应存在性的同时，能够确定潜在国民收入形成过程的时滞阶数与分布概率。

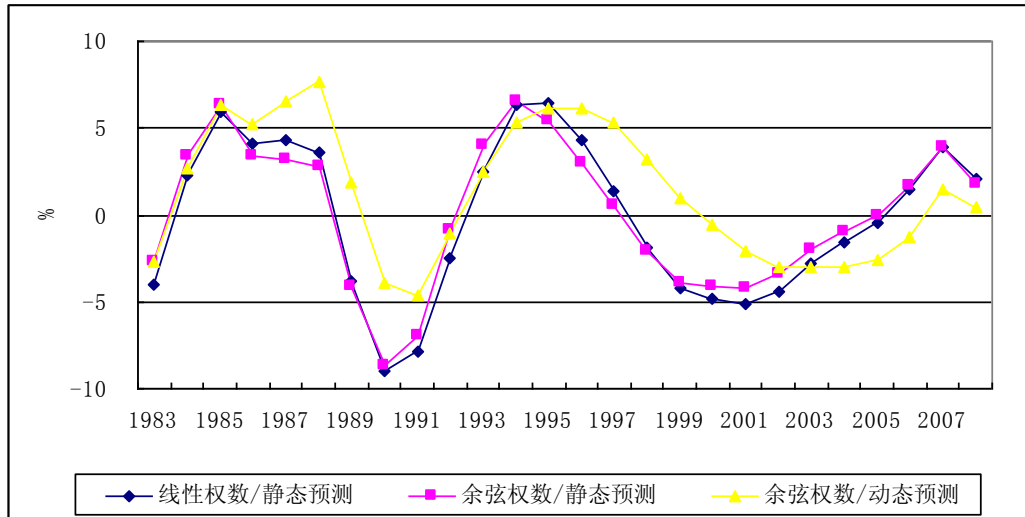


图5 中国国民收入相对缺口，1983-2008 年

由于线性权数系列历时平均分配而余弦权数系列向近时期倾斜，余弦权数情形超过线性权数情形的自然增长率指示中国经济加速增长的历史趋势，余弦权数情形的国民收入缺口因而比线性权数情形指示严重的经济收缩过程与缓和的经济扩张过程。同时，由于动态预测方法在实际国民收入 1982 年以前历史数据的支持下滚动模拟实际国民收入 1983-2008 年间历史数据，维持 1982 年以前历史惯性而忽略 1983-2008 年间实际形势，动态预测方法因而比静态预测方法指示滞后的经济收缩过程与缓和的经济萧条程度

三、保守型政策与多重国民收入均衡

(一) 经典需求管理问题

经典菲利普斯曲线通常假设潜在国民收入按固定速度自然增长，不容纳实际国民收入的滞后效应。对应于经典菲利普斯曲线 $\pi = -\alpha(u - u^*) + L[\pi]$ ，总供给函数相应采取卢卡斯供给函数形式 $y - y^* = \lambda(\pi - L[\pi])$ 。以二次型损失函数 $V = \theta \cdot (y - y^T)^2 + (\pi - \pi^T)^2$ 体现对经济增长目标 y^T 与通货膨胀目标 π^T 的保守型政策偏好，稳定取向的需求管理决策能够表述为极值问题。⁷

$$\min V = \theta (y - y^T)^2 + (\pi - \pi^T)^2$$

⁷ Woodford (2003) 提供直接基于效用的二次型损失函数构造。通过定义政策目标为最小化损失函数 $\sum_{i=0}^{\infty} \{\beta^i \cdot V_i\}$ ，单时期需求管理决策问题能够扩展为多时期需求管理决策问题，从而具有重复博弈的动态特征，参见沃什 (2004)。若假设需求管理决策具有长期视野而无代际歧视，多时期需求管理决策问题等价于长期的（从而无通货膨胀预期错误的）单时期需求管理决策问题。

$$\text{s.t. } y - y^* = \lambda (\pi - L[\pi])$$

在 $y-\pi$ 平面上，保守型需求管理探索与总供给曲线 $y - y^* = \lambda (\pi - L[\pi])$ 相切的损失椭圆 $V = \theta (y - y^T)^2 + (\pi - \pi^T)^2$ 。建立通货膨胀率目标 $\pi^T = \pi^*$ ，而长期总供给曲线 LRAS: $y = y^*$ 。若经济增长目标正确设定从而 $y^T = y^*$ ，保守型需求管理政策将长期同时实现价格稳定目标与经济增长目标 (π^*, y^*) ，并且与经济增长与价格稳定的相对政策偏好参数 θ 以及实际总供给对非预期通货膨胀率的短期反应参数 λ 无关。

潜在国民收入的实时预测误差是难以避免的 (Mishkin, 2007)。不过，即使经济增长目标暂时错误设定从而 $y^T \neq y^*$ ， $V = \theta (y^* - y^T)^2 > 0$ ，损失椭圆 V 仍然与 LRAS 曲线相切于点 (y^*, π^*) 。通过国民收入预测的事后学习而使得中心 (y^T, π^*) 趋近点 (y^*, π^*) ，损失椭圆 V 收缩而退化为点 (y^*, π^*) 。如图 6 所示，以点 A 与点 B 为中心的损失椭圆 V 分别低估与高估潜在国民收入，随着经济增长目标校正而分别向左与向右收缩，并且在收缩过程中与 LRAS 曲线在点 (y^*, π^*) 长期相切。在保守型政策的需求管理问题中，潜在国民收入固定而经济增长目标按照定性规则 $\Delta y^T (y^T - y^*) < 0$ 历时调整，存在唯一的稳定均衡位置 (y^*, π^*) 。

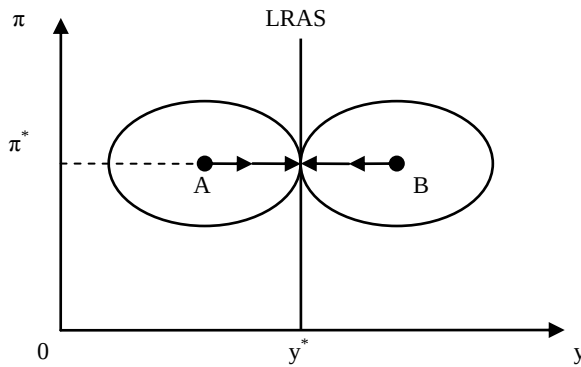


图 6 保守型政策单一均衡

(二) 中国菲利普斯曲线

原始菲利普斯曲线 $\pi = -\alpha (u - u^*)$ 经过弗里德曼和菲尔普斯的重新阐述，附加适应性通货膨胀预期而采取加速主义形式 $\pi = -\alpha (u - u^*) + L[\pi]$ ，进而附加供给冲击而发展为三角模型 (triangle model) $\pi = -\alpha (u - u^*) + L[\pi] + z$ ，分

别以 $(u-u^*)$ 项、 $L[\pi]$ 项与 z 项代表国民收入缺口、通货膨胀惰性与供给冲击。

8

在经典菲利普斯曲线基础上，中国菲利普斯曲线的修正形式 $\pi = \alpha \cdot (y-y^*) + L[\pi]$ 直接采取国民收入缺口 $(y-y^*)$ 而省略供给冲击项 z ，进而附加 $y^* = L[y]$ 项，放弃潜在国民收入自然增长的经典假设而容纳滞后效应。依据潜在国民收入时间序列，以 GDP 平减指数度量通货膨胀率，使用 OLS 方法在 1984-2008 年间分情形估计中国菲利普斯曲线的修正形式 $\pi = \alpha \cdot (y-y^*) + L[\pi]$ ，其计量结果 $\pi_t = c + \sum_{i=1}^2 \{\rho_i \pi_{t-i}\} + \alpha \cdot (y_t - y_t^*)$ 如表 1 所示。

表 1 中国菲利普斯曲线估计

$\Delta \log P_t = C_0 + C_1 \log P_{t-1} + C_2 \log P_{t-2} + C_3 \cdot \Delta \log(Y_t/Y_t^*) + [MA(2) = C_4]$				
类别	滞后效应: $y^* = L[y]$			无滞后效应: $y^* = \text{const.}$
	线性权数/静态预测	余弦权数/静态预测	余弦权数/动态预测	
C_0	0.157607 (3.252792)	0.147438 (3.114160)	0.164093 (2.969395)	0.088585 (1.673657)
C_1	0.676702 (6.673123)	0.708984 (7.025332)	0.594701 (4.905679)	0.572042 (4.772437)
C_2	-0.701719 (-7.329921)	-0.732538 (-7.667439)	-0.619686 (-5.407114)	-0.598573 (-5.284066)
C_3	0.708209 (4.086860)	0.746516 (4.053935)	0.851947 (3.144302)	0.893716 (3.303855)
C_4	-0.839506 (-5.541040)	-0.814462 (-4.333200)	-0.881013 (-9.337078)	-0.880749 (-9.474644)
R^2	0.817306	0.814074	0.778222	0.783369
adj R^2	0.780767	0.776889	0.733866	0.740043
SE	0.022206	0.022401	0.024466	0.024180
DW	1.929363	1.942506	1.620395	1.614706

⁸ 新古典主义对加速主义形式的菲利普斯曲线提出卢卡斯批评，从均衡劳动力市场（而不是非均衡劳动力市场）视角解释通货膨胀与失业的联合运动（co-movement）。不过，新古典主义的理性预期假设和均衡劳动力市场观点缺乏充分的经验证据，无法与过度繁荣时期或者严重萧条时期的历史经验一致。

以 Galí et al (1999) 为代表的新凯恩斯主义菲利普斯曲线，采取前瞻性通货膨胀预期假设，建立在不完全劳动力市场与产品市场的微观基础上。Galí et al (2005) 的计量检验支持新凯恩斯主义菲利普斯曲线，认为其中前瞻性通货膨胀预期项是统计强健的。然而，如 Mayer (2004) 与 Mankiw (2006) 所述，新凯恩斯主义对于美国财政政策与货币政策的实际影响有限，FRB/US 模型的菲利普斯曲线并未包括预期的未来通货膨胀项。Rudd et al (2007) 怀疑新凯恩斯主义菲利普斯曲线的实际应用价值，认为其在政策分析和预测方面劣于美国联邦储备体系使用的三角模型。

关于 21 世纪以来世界范围内菲利普斯曲线的平坦化 (flatten) 现象，以及与货币政策进步和经济全球化的可能联系，参见 Ball (2006)、IMF (2006) 与 Mishkin (2005)。

在无国民收入缺口的均衡状态下，中国通货膨胀率自回归过程 $\pi_t = C_0 + \sum_{i=1}^2 \{C_i \pi_{t-i}\}$ 在 $\sum_{i=1}^2 C_i < 1$ 条件下历时稳定，存在定态解 $\pi^* = C_0 / (1 - C_1 - C_2)$ 。除动态预测的余弦权数情形外，中国菲利普斯曲线修正形式的总体拟合程度相对于经典菲利普斯曲线改善，其回归系数 C_1 上升而 C_2 与 C_3 下降，并且其回归系数和值 ($C_1 + C_2$) 基本稳定而比值 (C_1/C_3) 上升。伴随着潜在国民收入容纳实际国民收入的滞后效应，虽然中国定态通货膨胀率无明显变化，但是中国通货膨胀自回归过程的历时波动性加剧，强化通货膨胀惰性而弱化实际通货膨胀对国民收入缺口的反应敏感性。⁹

(三) 低水平与高水平国民收入陷阱

与菲利普斯曲线修正形式 $\pi = \alpha \cdot (y - L[y]) + L[\pi]$ 对应，中国总供给函数取得卢卡斯供给函数形式 $y - L[y] = \lambda \cdot (\pi - L[\pi])$ ，从而其长期总供给曲线 LRAS: $y = L[y]$ 。假设滞后分布函数 $L[y]$ 是一次齐次的，潜在国民收入方程 $y^* = L[y^*]$ 有多重均衡解，存在技术可行区间 $y^* \in [y_{\min}^*, y_{\max}^*]$ 。除初始经济增长目标与潜在国民收入相等的特殊情形外，保守型需求管理最终实现的国民收入均衡状态依存于初始经济增长目标，如图 7 所示。¹⁰

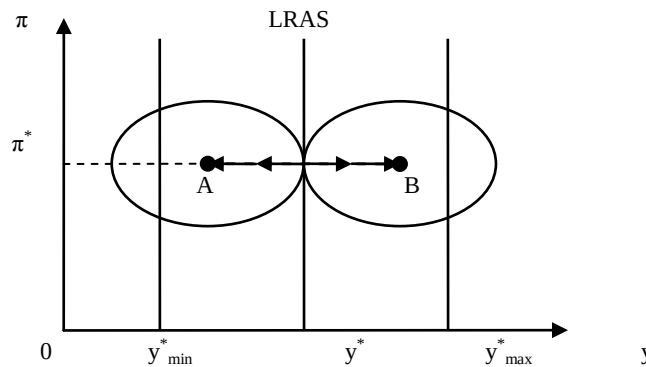


图 7 (a) 保守型政策多重均衡: $y_{\min}^* < y^T < y_{\max}^*$ 情形

⁹ 作为中国菲利普斯曲线理论和经验研究的代表性工作，刘树成（1997）系统论述中国菲利普斯曲线经典形式的结构变形。表 1 主要目的在于观测菲利普斯曲线修正形式（相当于经典菲利普斯曲线）拟合中国经济的改进程度，以间接检验潜在国民收入是否容纳实际国内收入的滞后效应。

滞后效应在本次经济扩张时期出现（或者显著）应该是有历史条件的：在 1990 年代中后期，中国经济完成从短缺经济到有效需求不足经济的历史性过渡，并且从 1990 年代中后期起，伴随着市场经济体制的确立和完善，企业供给对市场需求反应日益敏感。受样本容量限制，无法就 2003 年以来年度数据估计修正形式的中国菲利普斯曲线。如果在潜在国内收入形成过程中引入时变的而随时间增强的滞后效应，或者增加未来时期样本而能够就 2003 年以来年度数据估计，那么可以猜想，菲利普斯曲线修正形式对于中国经济的适用性以及图 4 国民收入缺口时间路径对中国经济周期相位界定的准确性将明显改进。

¹⁰ 在通货膨胀预期调整速度慢于实际通货膨胀而潜在国民收入调整速度慢于实际国民收入的常规假设基础上，进一步假设国民收入增长目标调整速度慢于潜在国民收入，从而形成从实际国民收入到潜在国民收入到国民收入目标依次递减的中国经济调整速度秩序。

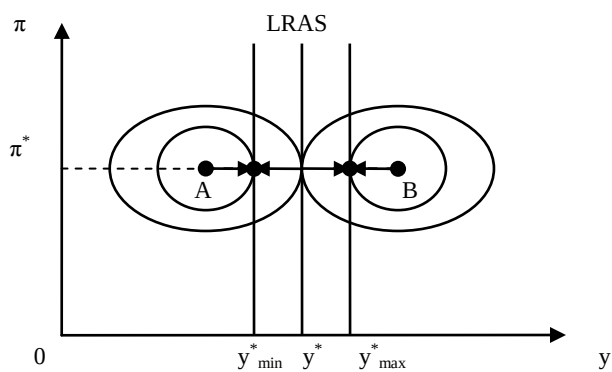


图 7 (b) 保守型政策多重均衡: $y^T < y_{\min}^*$ 或者 $y^T > y_{\max}^*$ 情形

在经济增长初始目标温和设定从而 $y_{\min}^* < y^T < y_{\max}^*$ 的图 7(a)情形下, 以点 A 与 B 为中心的损失椭圆 V 分别低估与高估潜在国民收入, 与 LRAS 曲线首先在点 (y^T, π^*) 相切, 随后因潜在国民收入调整而 LRAS 曲线移动, 围绕原中心收缩而退化为点 (y^T, π^*) 。此时, 经济增长目标固定而潜在国民收入按照定性规则 $\Delta y^* (y^* - y^T) < 0$ 历时调整, 虽然其稳定均衡位置是唯一的, 然而依存初始经济增长目标而在区间 $[y_{\min}^*, y_{\max}^*]$ 随机分布。

在经济增长初始目标极端设定从而 $y^T < y_{\min}^*$ 或者 $y^T > y_{\max}^*$ 的图 7(b)情形下, 以点 A 与 B 为中心的损失椭圆 V 与 LRAS 曲线首先相切于点 (y^T, π^*) , 随后因 LRAS 曲线移动而围绕原中心收缩。在 LRAS 曲线到达极限位置 $y = y_{\min}^*$ 或者 $y = y_{\max}^*$ 而停止移动后, 经济增长目标调整而原中心 (y^T, π^*) 趋近点 $(y_{\min}^*, \pi^*)$ 或者点 $(y_{\max}^*, \pi^*)$, 损失椭圆 V 相应收缩而退化为点 $(y_{\min}^*, \pi^*)$ 或者点 $(y_{\max}^*, \pi^*)$ 。此时, 其稳定均衡位置是唯一的, 依存初始经济增长目标 $y^T < y_{\min}^*$ 或者 $y^T > y_{\max}^*$ 而分别位于技术上限 $y_{\min}^*$ 与技术下限 $y_{\max}^*$ 。在调整前期, 经济增长目标固定而潜在国民收入按照定性规则 $\Delta y^* (y^* - y^T) < 0$ 历时调整; 在调整后期, 潜在国民收入到达技术极限而经济增长目标按照定性规则 $\Delta y^T (y^T - y^*) < 0$ 历时调整。

四、微撞操作与反向软着陆

以损失函数 $V = -\theta \cdot y + (\pi - \pi^T)^2$ 体现对价格稳定与经济增长的进取型政策偏好, 稳定取向的需求管理决策问题转化为探索与总供给曲线 $y - L[y] = \lambda \cdot (\pi -$

$L[\pi]$ 相切的损失抛物线 $V = -\theta \cdot y + (\pi - \pi^T)^2$ 的优化过程。¹¹

$$\begin{aligned} \min \quad & V = -\theta \cdot y + (\pi - \pi^T)^2 \\ \text{s.t.} \quad & y - L[y] = \lambda (\pi - L[\pi]) \end{aligned}$$

面临通货膨胀率目标 $\pi^T = \pi^*$ 与长期总供给曲线 LRAS: $y = L[y]$, 保守型需求管理能够实现等于潜在国民收入技术上限 $y^*_{\max}$ 的最大可持续增长率目标 (HSGR), 其稳定均衡位置 $(y^*_{\max}, \pi^*)$ 是唯一和确定的。如图 8 所示, 损失抛物物 V 与 LRAS 曲线首先在潜在国民收入初始水平 y^* 上相切。随着潜在国民收入调整, 损失抛物线 V 引导 LRAS 曲线向右移动而到达极限位置 $y = y^*_{\max}$, 切点 (y^*, π^*) 沿轴线 $\pi = \pi^*$ 向右移动而最终趋近均衡点 $(y^*_{\max}, \pi^*)$ 。

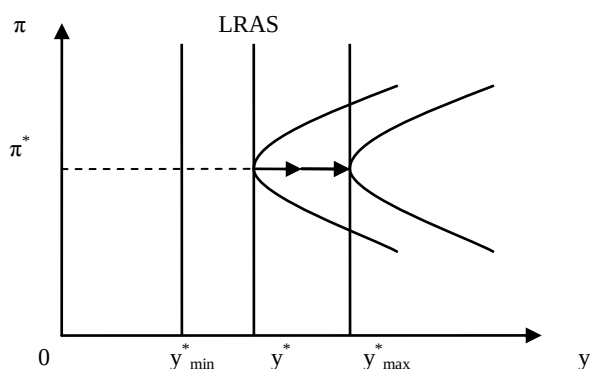


图 8 进取型政策单一均衡

在实际国民收入以及潜在国民收入从历史均衡水平 y' 向技术上限 $y^*_{\max}$ 的扩展过程中, 进取型政策通过需求管理的微撞操作实现反向软着陆, 如图 9 所示。总需求在时刻 t_1 增加而通货膨胀加速, 拉动实际国民收入增长进而通过滞后效应促进潜在国民收入增长。从时刻 t_2 起, 总需求保持稳定而潜在国民收入继续增长, 国民收入缺口缩小而通货膨胀减速。至时刻 t_3 , 国民收入缺口消失而实际国民收入以及潜在国民收入最终扩展至技术上限 $y^*_{\max}$, 实际通货膨胀率相应恢复至合意通货膨胀率目标 π^* 。¹²

¹¹ Barro et al (1983) 在引入抛物线损失函数时, 假设单向的经济增长目标从而提供过度经济扩张的社会福利激励, 与经典菲利普斯曲线结合而产生动态不一致问题。不过, 在长期需求管理过程中, 当通过非预期通货膨胀政策刺激经济增长的可能性被排除后, 采取抛物线 (而不是二次型) 损失函数, 能够避免实时预测潜在国民收入而设立经济增长目标的技术困难。

¹² 需求管理的价格稳定目标并非零通货膨胀率目标, 例如泰勒规则与欧洲中央银行设定的货币政策

若通货膨胀率的社会可承受上限为 $(\pi^* + \nabla)$ 而国民收入滞后分布函数 $y = L[y]$ 的最大调整速率为 v ，依据总供给函数 $y - y^* = \lambda (\pi - L[\pi])$ 能够刻画国民收入最快速扩展过程的线性近似特征：（1） t_1 至 t_2 期间通货膨胀率为 $(\pi^* + \nabla)$ ，从而 t_1 至 t_2 期间实际国民收入时间路径 y 与潜在国民收入时间路径 y^* 的垂直距离为 $(\lambda \cdot \nabla)$ ；（2） t_1 至 t_3 的时间跨度为 $(y_{\max}^* - y')/v$ ， t_2 至 t_3 的时间跨度为 $(\lambda \cdot \nabla)/v$ ，从而 t_1 至 t_2 的时间跨度为 $(y_{\max}^* - y' - \lambda \cdot \nabla)/v$ ；（3） t_2 至 t_3 期间通货膨胀减速速率为 (v/λ) 。¹³

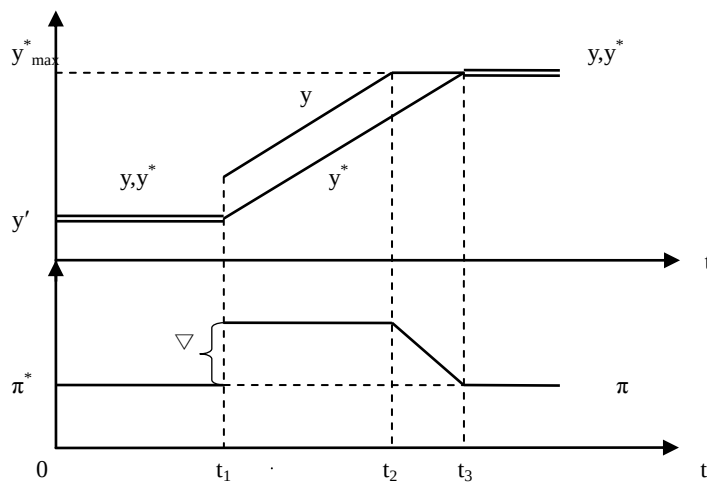


图9 微撞操作扩张过程

价格稳定目标。中国货币政策的价格稳定目标应该采取适度的正通货膨胀率而不是零通货膨胀率。依据波斯金委员会（Boskin Commission）的研究报告，美国劳工统计局（BLS）的名义CPI指数统计在1990年代以前高估通货膨胀率约1.1个百分点，在21世纪初仍然高估通货膨胀率约0.8个百分点（Boskin, 2005）。在技术快速变革时期，现行价格指数统计方法可能低估产品质量改进从而高估实际通货膨胀率，统计报告的零通货膨胀率状态可能对应于实际通货紧缩状态而不是价格稳定状态同时。同时，在严重的逆向需求冲击下，零通货膨胀率状态将转变为负通货膨胀率状态，坠入类似1990年代日本经济的通货紧缩陷阱，因零名义利率的技术限制而进行扩张性货币政策操作。

¹³ 正是基于固定的通货膨胀预期 π^* ，期初通货膨胀加速 ∇ 能够在 t_1 至 t_2 期间维持国民收入通货膨胀缺口 $(\lambda \cdot \nabla)$ 。从实用价值考量，图9采取静态通货膨胀预期的近似线性处理：

第一，对于一次性通货膨胀加速，适应性通货膨胀预期倾向于在短期微弱反应而在长期完全调整。在大缓和时代，无论是因为国际货币竞争（currency competition）原因还是因为货币政策进步原因，若通货膨胀预期被充分锚定，对一次性通货膨胀加速的长期反应反而是微弱的。例如，出席美国储备体系2009年1月公开市场委员会的理事会成员和地区银行行长对美国通货膨胀率进行独立的个人预测，虽然2009-2011年预测分布散发而分歧明显，但是其2011年后远期预测却随着预测期推延而逐渐收敛，参见Fed（2009）；

第二，即使在适应性通货膨胀预期下，也可以重新定义 t_1 至 t_3 为通货膨胀预期完全反应一次性通货膨胀加速 ∇ 的时间跨度，进而依据总供给函数 $y - y^* = \lambda \cdot (\pi - L[\pi])$ 计算在时间跨度 $(t_3 - t_1)$ 内能够扩展的最大潜在国民收入量 $(y_{\max}^* - y')/v$ 。通过 n 次重复图9的动态调整过程，仍然能够实现从 y' 向 $y_{\max}^*$ 的潜在国民收入扩展。此时，实际国民收入时间路径仍然是直线，而潜在国民收入时间路径为锯齿波；

第三，卢卡斯供给函数 $y - y^* = \lambda \cdot (\pi - \pi^*)$ 可以采取水平形式 $Y/Y^* = \lambda \cdot (P/P^*)$ ，而技术可行域 $[y_{\min}^*, y_{\max}^*]$ 可以转化为潜在国民收入水平的分布区间。如果在国民收入水平和价格水平的基础上重新解释图9的动态调整过程，那么期初一次性价格水平上升仅导致期初一次性通货膨胀加速。在适应性通货膨胀预期假设下，实际通货膨胀可能伴随着价格水平的上升、稳定甚至下降而持续减速。

五、凯恩斯主义研究路线

从 2007 年下半年起，粮食、石油和大宗商品的全球范围价格上涨构成对中国经济的严重供给冲击，从上游产品到下游产品依次发生短暂的温和通货膨胀。随着加强宏观调控与从紧货币政策的先后施行、人民币实际汇率的持续升值以及美国经济次贷危机向全球经济和中国经济的逐渐扩散，其投资需求与净出口需求紧缩效应显现，与中国经济周期的内在收缩倾向叠加，共同导致中国经济景气在 2008 年转折下行，并且迅速从下游产品到上游产品依次完成去通货膨胀过程（disinflation）。2007-2008 年间的季度中国经济增长速度与通货膨胀率时间路径如图 10 所示；其中，季度 PPI 通货膨胀率与季度 CPI 通货膨胀率分别为月度同比 PPI 通货膨胀率与月度同比 CPI 通货膨胀率的三月移动平均值。

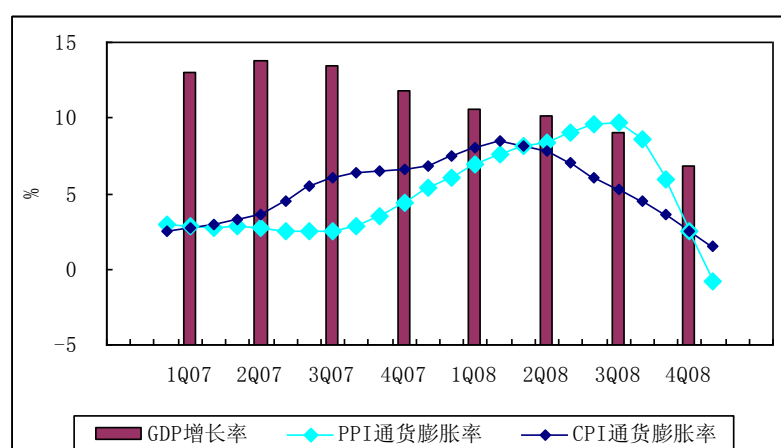


图 10 中国经济增长速度与通货膨胀率，2007-2008 年

比较图 1 与图 10，图 11 揭示中国经济均衡调整在反向软着陆情形与正向软着陆情形的国民收入与通货膨胀时间途径。2004-2005 年间中国经济扩张投资需求而保持必要的有效需求张力，主要通过增加投资而增加潜在总供给途径实现总需求与总供给的反向软着陆；2007-2008 年间，中国经济受石油与原材料价格上涨的负向冲击而总供给能力下降，主要通过减少投资而减少有效需求途径实现总需求与总供给的正向软着陆。

如图 11 所示，反向软着陆与正向软着陆不仅产生相异的长期经济增长能力，而且产生相异的 PPI 指数与 CPI 指数周期相位。在反向软着陆情形，PPI 指数随着投资需求起始增加而上升，随着投资最终形成生产能力而回落，通过成本

传递途径导致 CPI 指数同步波动；在正向软着陆情形，在 CPI 指数与 PPI 指数因供给能力降低而上升后，需求紧缩政策首先减少最终需求而导致 CPI 指数领先回落，进而减少中间需求而导致 CPI 指数滞后回落。仿袭短期菲利普斯曲线而提出的所谓中国经济增长与结构调整间置换关系是缺乏理论基础和经验证据的，而且中国菲利普斯曲线可以是长期正向倾斜的，在警示停滞膨胀可能性的同时，蕴含经济增长目标与价格稳定目标的长期互补关系。

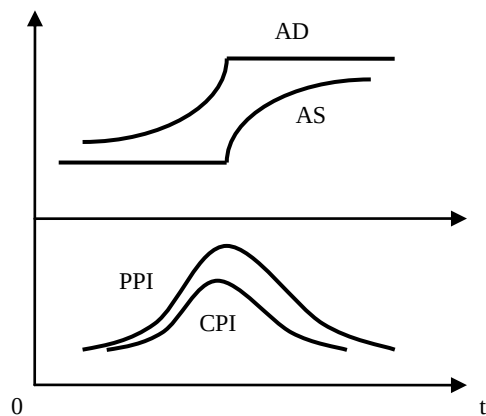


图 11 (a) 中国经济反向软着陆，2004-2005 年

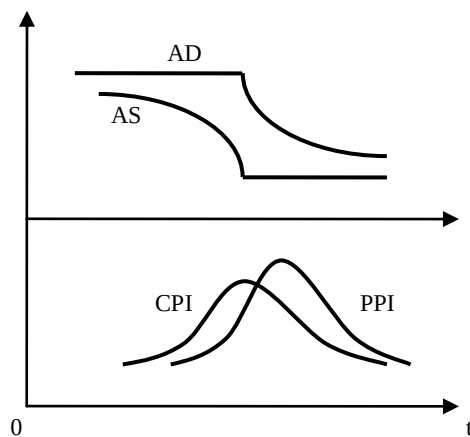


图 11 (b) 中国经济正向软着陆，2007-2008 年

中国国民收入的高储蓄倾向在经济学意义上是（部分）合理的，可以从经济体制转型过程中积累功能的重新配置、年轻与高成长经济的生命周期、投资支出与消费支出的周期行为差异以及居民储蓄的预防动机多层面解释。随着经济体制转型完成、人口结构老龄化、经济景气转换以及社会保障体系完善，中国国民收入消费比率将逐步稳定并且最终降低。虽然中国国际贸易顺差有着包括

国内贸易方式、国际贸易趋势以及全球经济调整在内的多种结构性原因，但是巨额国际贸易顺差不仅反映人民币汇率相对于国际收支平衡目标明显低估，而且表明国内投资需求相对于国内储蓄能力仍然不足。

面临高储蓄倾向的国民收入结构，中国宏观经济政策设计应该遵循凯恩斯主义研究路线，建立以投资需求管理为轴心的政策体系，主要通过需求管理实现高储蓄向高投资的有效转化，以充分积累的资本存量与相对短缺的劳动力互补而支持未来老龄社会。中国经济失业问题同时包含古典型失业与凯恩斯型失业，需要分别通过增加资本积累途径和增加有效需求途径解决。向投资需求倾斜的国民收入支出结构在短期内增加有效需求而在长期内增加资本积累，同时实现长期就业目标和短期就业目标。

数据附录

中国社会科学院《中国经济蓝皮书》的“综述”部分，汇集中国社会科学院以及其他政府部门、研究机构 and 高等院校向“中国经济形势分析与预测秋季座谈会”提交的当年以及下一年中国经济增长速度预测。附表 1 依据 2002 年度至 2009 年度《中国经济蓝皮书》的“综述”部分，计算 2003 年以来中国经济增长速度预测的实时误差。其中，“当期预测”指标对应《中国经济蓝皮书》当年预测的本年度中国 GDP 增长速度，“前期预测”指标对应《中国经济蓝皮书》上一年预测的本年度中国 GDP 增长速度，从而“加速度”指标度量《中国经济蓝皮书》上一年预测的本年度中国 GDP 增长加速度。

附表 1 中国经济增长速度预测

(%)

年度	实际 GDP 增长速度			预测 GDP 增长速度			当期预测
	统计公报	统计年鉴	加速度	当期预测	前期预测	加速度	绝对误差
	A_t	B_t	$A_t - B_{t-1}$	D_t	E_t	$E_t - D_{t-1}$	$D_t - A_t$
2002		8.0		7.8			
2003	9.1	9.3	1.1	8.2-8.6	7.4-8.3	0.05	-0.70
2004	9.5	9.5	0.2	9.0-9.5	8.0-9.5	0.35	-0.25
2005	9.9	10.2	0.4	9.4	8.0-9.0	-0.75	-0.50
2006	10.7	11.6	0.5	10.3-10.6	8.9	-0.50	-0.25
2007	11.4	11.9	-0.2	11.6	9.6-10.1	-0.60	-0.20
2008	9.0		-2.9	9.8	10.9	-0.70	0.80

对于特定年度中国 GDP 增长速度，国家统计局依次通过下一年 3 月份的统计公报、下一年 10 月份的统计年鉴与以后年度的统计年鉴，连续报告其最新统计和修订结果。鉴于 2002 年以来“中国经济形势分析与预测秋季座谈会”在每年 10 月份举行召开，为度量《中国经济蓝皮书》的实时（而不是事后）中国 GDP 增长速度预测误差，假设中国 GDP 增长速度预测的信息集包括当年 10 月份的统计年鉴，而实际中国 GDP 增长速度在下一年 3 月份的统计公报实现。因此，附表 1 的实际 GDP 增长速度采用下一年 3 月份统计公报的统计指标，而实际 GDP 增长加速度采用下一年 3 月份统计公报的统计指标与当年 10 月份统计年鉴的统计指标间的差额。

附表 2 依据《中国统计年鉴 2008》、“关于 2007 年 GDP 数据最终核实结果的公告”与“2008 年全国国民经济和社会发展统计公报”的名义 GDP 总额与实际 GDP 指数计算中国 GDP 平减指数，其实际计算公式为 $P_t = (GDP_t/Y_t)/(GDP_{1978}/Y_{1978})$ 。

附表 2 中国实际国民收入与通货膨胀率

	GDP 总额	GDP 指数	GDP 平减指数	通货膨胀率
年度	（当年价格，亿元）	（1978 = 100）	（1978 = 100）	（%）
	GDP_t	Y_t	P_t	π_t
1978	3645.2	100.0	100.000	
1979	4062.6	107.6	103.579	3.5787
1980	4545.6	116.0	107.501	3.7866
1981	4891.6	122.1	109.904	2.2356
1982	5323.4	133.1	109.721	-0.1666
1983	5962.7	147.6	110.824	1.0056
1984	7208.1	170.0	116.319	4.9579
1985	9016.0	192.9	128.221	10.2325
1986	10275.2	210.0	134.230	4.6862
1987	12058.6	234.3	141.190	5.1850
1988	15042.8	260.7	158.295	12.1148
1989	16992.3	271.3	171.823	8.5462
1990	18667.8	281.7	181.796	5.8044
1991	21781.5	307.6	194.259	6.8551
1992	26923.5	351.4	210.188	8.2003
1993	35333.9	400.4	242.090	15.1775
1994	48197.9	452.8	292.012	20.6214
1995	60793.7	502.3	332.027	13.7035

1996	71176.6	552.6	353.350	6.4219
1997	78973.0	603.9	358.750	1.5283
1998	84402.3	651.2	355.565	-0.8880
1999	89677.1	700.9	350.998	-1.2844
2000	99214.6	759.9	358.177	2.0455
2001	109655.2	823.0	365.517	2.0494
2002	120332.7	897.8	367.691	0.5946
2003	135822.8	987.8	377.209	2.5887
2004	159878.3	1087.4	403.347	6.9293
2005	183217.4	1200.8	418.576	3.7757
2006	211923.5	1340.7	433.637	3.5980
2007	257306.0	1515.0	465.928	7.4465
2008	300670.0	1651.3	499.496	7.2047

附表 3 依据线性权数情形下的实际 GDP 指数静态预测以及余弦权数情形下的实际 GDP 指数静态预测与实际 GDP 指数动态预测,分情形计算按 2008 年价格核算的 1983-2008 年间中国潜在 GDP 总额,进而分情形计算 1983-2008 年间中国国民收入相对缺口。

附表 3 中国潜在国民收入与国民收入缺口

年度	GDP 总额 (2008 年价格, 亿元)			GDP 相对缺口 (%)		
	线性权数	余弦权数		线性权数	余弦权数	
		静态预测	动态预测		静态预测	动态预测
1983	27993.84	27611.00	27611.00	-3.999	-2.668	-2.668
1984	30260.75	29920.25	30142.28	2.288	3.452	2.690
1985	33159.43	33040.67	33033.20	5.920	6.301	6.325
1986	36709.79	36970.33	36322.00	4.158	3.424	5.270
1987	40915.01	41321.24	40039.14	4.266	3.241	6.547
1988	45814.34	46192.38	44104.77	3.608	2.760	7.624
1989	51334.86	51497.36	48496.14	-3.774	-4.078	1.858
1990	56365.40	56190.71	53364.28	-9.003	-8.720	-3.885
1991	60799.99	60207.73	58736.52	-7.884	-6.978	-4.648
1992	65623.12	64513.07	64647.30	-2.501	-0.824	-1.030
1993	71164.40	70098.24	71143.86	2.444	4.002	2.473
1994	77541.36	77408.00	78291.85	6.323	6.506	5.304
1995	85906.24	86785.49	86163.09	6.461	5.383	6.144
1996	96440.62	97661.28	94825.66	4.329	3.025	6.106
1997	108428.86	109292.19	104357.88	1.408	0.607	5.364
1998	120830.78	121131.01	114847.84	-1.873	-2.116	3.239
1999	133174.67	132789.29	126392.72	-4.173	-3.895	0.969
2000	145335.45	144349.03	139098.42	-4.800	-4.149	-0.531

2001	157881.12	156409.86	153081.18	-5.088	-4.195	-2.112
2002	170973.18	169221.18	168469.43	-4.390	-3.400	-2.969
2003	185084.87	183426.70	185404.61	-2.826	-1.947	-2.993
2004	201169.36	199819.97	204042.23	-1.581	-0.916	-2.966
2005	219638.51	218640.43	224553.37	-0.456	-0.001	-2.635
2006	240686.28	240182.01	247126.34	1.422	1.635	-1.221
2007	265361.37	265414.02	271968.44	3.950	3.930	1.425
2008	294634.63	295548.49	299307.78	2.048	1.733	0.455

参考文献

- 布魯，2006：《經濟思想史》，中譯本，機械工業出版社。
- 蔡昉，2007：《中國勞動力市場發育與就業變化》，《經濟研究》第1期。
- 劉樹成，1997：《論中國的菲利浦斯曲線》，《管理世界》第6期。
- 斯諾登、文、溫納齊克，1998：《現代宏觀經濟學指南——各思想流派比較研究引論》，中譯本，商務印書館。
- 沃什，2004：《貨幣理論與政策》，中譯本，上海財經大學出版社。
- 鄭超愚，2008：《中國經濟增長的模式、結構與效率》，《金融研究》第11期。
- 中國經濟增長與宏觀穩定課題組，2007：《勞動力供給效應與中國經濟增長路徑轉換》，《經濟研究》第10期。
- Ball, Laurence M., 1996, “Disinflation and the NAIRU”, *NBER Working Paper Series*, No.5520.
- , 2006, “Has Globalization Changed Inflation?”, *NBER Working Paper Series*, No.12687.
- Barro, Robert J., and Xavier Sala-i-Martin, 2003, *Economic Growth*, MIT.
- Barro, Robert J., and David B. Gordon, 1983, “Rules, Discretion, and Reputations in a Model of Monetary Policies”, *Journal of Monetary Economics*, Vol.12 (1).
- Blanchard, Oliver J., and Lawrence H. Summers, 1986 “Hysteresis and the European Unemployment Problem”, *NBER Macroeconomic Annual*, MIT.
- , 1987, “Hysteresis in Unemployment”, *European Economic Review*, Vol.31 (1-2).
- , 1988, “Beyond the Natural Rate Hypothesis”, *American Economic Review*, Vol.78 (2).
- Boskin, Michael, 2005, “Causes and Consequences of Bias in the Consumer Price Index as a Measure of the Cost of Living”, *Atlantic Economic Journal*, Vol.33 (1).
- Buiter, Willem H., and Marcus H. Miller, 1983, “Costs and Benefits of Anti-Inflationary Policies: Questions and Issues”, *NBER Working Paper Series*, No.1252.

- Dumas, Bernard, 1989, “Perishable Investment and Hysteresis in Capital Information”, *NBER Working Paper Series*, No.2930.
- Federal Reserve System (Fed), 2009, “Minutes of Federal Open Market Committee, January 27-28, 2008”, <http://www.federalreserve.gov/monetarypolicy/fomcminutes20090128.htm>.
- Gali, Jordi, and Mark Gertler, 1999, “Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis”, *Journal of Monetary Economics*, Vol.44 (2).
- Gali, Jordi, Mark Gertler, and David Lopez-Salido, 2005, “Robustness of Estimates of the Hybrid New Keynesian Phillips Curve”, *Journal of Monetary Economics*, Vol.52 (6).
- Gordon, Robert J., 1989, “Hysteresis in History: Was There Ever a Phillips Curve”, *American Economic Review*, Vol.79 (2).
- International Money Fund (IMF), 2006, *World Economic Outlook: Globalization and Inflation*, <http://imf.org/external/pubs/ft/weo/2006/01/pdf/weo0406.pdf>.
- Mankiw, N. Gregory, 2006, “The Macroeconomist as Scientist and Engineer”, *NBER Working Paper Series*, No.12349.
- Meyer, Laurence H., 2000, “Sustainability and Monetary Policy”, <http://www.federalreserve.gov/boarddocs/speeches/2000/20000120.htm>
- , 2004, *A Term at the Fed: An Insider's View*, HarperCollins.
- Mishkin, Frederic S., 2005, “Inflation Dynamics”, *NBER Working Paper Series*, No.13147.
- , 2007, “Estimating Potential Output”, <http://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/mishkin20070524a.htm>.
- Orphanides, Athanasios, 2002, “Monetary-Policy Rules and the Great Inflation”, *American Economic Review*, Vol. 92 (2).
- Phelps, Edmund S., 1972, *Inflation Policy and Unemployment Theory: The Cost-Benefit Approach to Monetary Planning*, Norton.
- Rudd, Jeremy and Karl Whelan, 2007, “Modelling Inflation Dynamics: A Critical Review of Recent Research”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 39 (s1).
- Sachs, Jeffrey D., 1986, “High Unemployment in Europe: Diagnosis and Policy Implications”, *NBER Working Paper Series*, No.1830.
- Simon, T Gray, 2006, “Central Bank Management of Surplus Liquidity”, *Bank of England Handbooks in Central Banking Lecture Series*, No.6.
- Warsh, Kevin, 2007, “Market Liquidity: Definitions and Implications”, <http://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/warsh20070305a.htm>.
- Woodford, Michael, 2003, *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University.

分报告 2:

政府间关系改革、地方政府良性竞争和有道德的经济增长

内容摘要：我国的政府间关系通过 1994 年分税制改革逐步稳定下来，并且制度化。这种有限财政分权虽然促进了经济增长，但也带来了严重的问题，比如教育等投入不足；收入分配不公等等。之所以出现这种矛盾的结果，关键在于有限的财政分权导致了有限的地方政府竞争。很明显，在有限财政分权的背景下，地方政府在经济增长中的作用越来越大，由于地方政府竞争的复杂性，导致竞争的后果也不确定。从地方政府所掌握的资源以及资源运用的方式来看，地方政府竞争实际上主要就是三种：税收、支出和制度。这三种竞争工具是地方政府能够运用的，并且在实际上也是普遍运用的。其他一些竞争形式无非是这三种形式的变种。而其中税收和支出竞争是地方政府间最直接的竞争。一个显而易见的逻辑是，如果我国要在今后若干年实现有道德的经济增长，那么必须规范地方政府竞争；这就进一步需要改革现有的财政分权模式，调整政府间财政关系。或者说，今后政府间财政关系调整的目标是获得促进地方政府良性竞争。当然，要做到这一点，首先我们需要搞清楚：现有的地方政府竞争的性质是什么？其次，我们才能够对症下药，如何改革政府间财政关系来获得地方政府良性竞争？

针对第一个问题，本报告的研究发现：

1、从税收竞争角度看，我国地方政府之间存在一定程度的竞争，但这种竞争程度非常有限。

第一、我们发现，以当年的数据作为策略互动依据，大多数税种（包括增值税、营业税、个人所得税、城市维护建设税、财产税、费类收入、中央补助收入）都没有表现出空间上的可靠且显著的策略互动关系，无论是名义值还是实际值均如此。

第二、部分税种给出了地方政府竞争的有力证据。首先，企业所得税方面地方政府表现出了同期竞争特征；其次，在本级财政收入水平以及各种费类收入上，考虑滞后一期，地方政府也表现出了跨期竞争特征。并且这些竞争都是策略互补的，也就是说，我国的地方政府之间在一定程度上表现出了税收模仿行为。但和国外的标尺竞争不同，我国的这种税收模仿行为很可能来自有限分权下中央政府实施的相对绩效考核制度。

2、从支出竞争角度看，我国地方政府之间存在一定程度的竞争，并且这种竞争程度

要明显大于税收竞争。具体来说，这种支出竞争具有如下特点：

第一、省区本级支出总量以及行政管理费支出呈现出显著的策略替代特征。

第二、其他各项支出均呈现出策略互补特征。

基于上述结论，本报告提出如下政策建议：

第一、就具体的财政收支来说，应该通过调整支出结构来促进经济增长，降低政府竞争的负效应。

我们的研究最重要的一个发现之一就是地方政府之间存在显著的支出竞争，并且这种竞争对经济增长具有重要影响。具体来看：

1)、财政支出影响经济增长不仅在于总量，而且更在于结构。因此，我们建议今后的财政支出政策的改革重点放在结构调整在。

2)、预算外支出阻碍了经济增长。因此，我们建议今后要加强预算外支出的管理，把该项支出纳入到公共财政的范畴。

3)、文教卫支出具有正的增长效应，所以有利于经济发展。因此，我们建议，今后的财政支出政策应该加大该项支出的投入。

4)、基本建设支出对经济增长和行政管理费反而阻碍经济增长。因此，我们建议通过政府体制改革来降低行政管理费支出和基本建设支出。

第二，就政府体制改革来说，应该考虑建立真正意义上的公共财政。

现行的有限分权制度导致了有限的地方政府竞争，这一点在税收竞争上表现得非常明显。这种有限的竞争可能在一定时期内会促进增长，但不可能具有长期的增长效应。我们的其他研究已经表明，有限分权和有限地方政府竞争已经导致了环境恶化、教育和医疗等公共服务的供给弱化等，这些都是为了增长而付出的巨大代价，并且迟早会给我国今后的经济增长造成巨大的障碍。因此，逐步改革现行的有限分权体制，真正实行公共财政制度，就成为今后最重要的课题。

因此，我们认为，今后财政体制的调整首先是赋予地方政府相应的税权；其次，是赋予当地居民对当地政府预算的投票权，这就需要调整预算制度和修改预算法；再次，在赋予当地居民投票权的基础上，形成以当地居民为主体的标尺竞争机制；最后，这种公共财政体系的建设应该逐步实现，而不是一步到位。

第三、建立功能导向的政府组织，协调地方政府的行为。

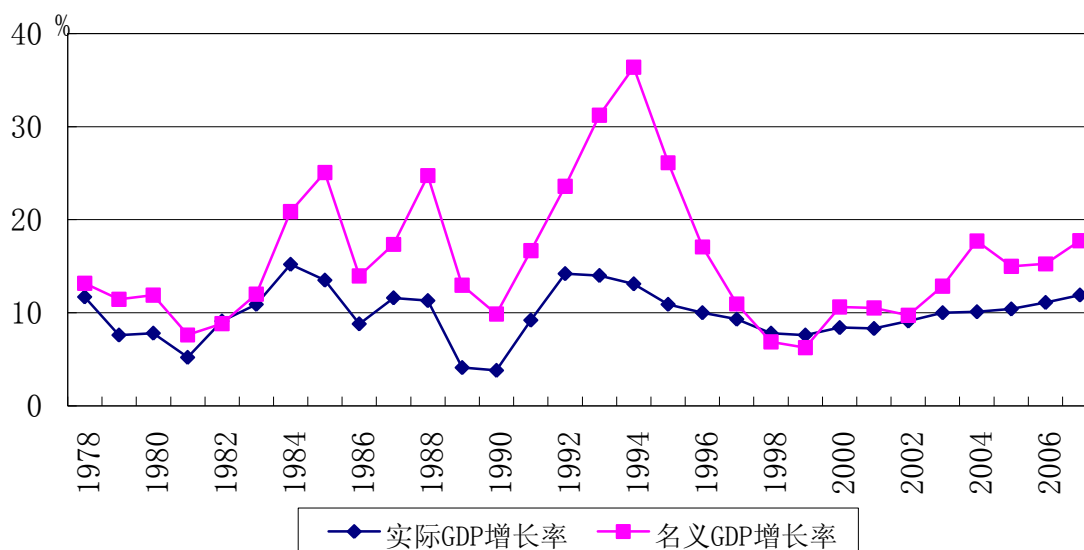
首先，基层政府应该数量较多，且每个政府提供专业化的功能。如果把基层政府功能化，而非多任务化，同时把原有的基层政府按功能分拆，增加其数量，那么政府间的竞争就会加剧，而居民的权力就会在流动中得到改善。同时，这种功能化还可以遏制政府的官僚化。

其次，赋予辖区一定的灵活性。辖区内实行直接民主，并且拥有自己的税权。这一点我们在上一小节已经谈过。而辖区的灵活性问题则很少有人注意。所谓辖区灵活性，就是按照居民公共品需求来设置辖区，从而吸引居民自愿流入选择该辖区政府。比如，针对现在城市农民工子女的教育问题，可以考虑围绕农民工子女问题建构一个功能性政府，和当地教育部门竞争。这样一来不仅可以遏制当地教育部门的垄断，而且还可以赋予农民工实际的权力。

再次，功能化政府还可以帮助我们实现区际间协调组织的创新。现有的区际间协调组织都是基于各地政府部门，抽调人员组成的临时性组织，或者松散型的组织。这种组织在实际的政府间关系协调方面基本上没有用处。最终都需要更高级政府领导出面来解决该问题。按照功能性政府的思想，区际间组织可以按照区际间公共品需求设定，是某种特定功能的政府组织。比如就一条河流来说，河流的水资源利用就可以纳入该组织。目前实际上也存在类似的机构，比如长江等河道管理部门。那么为什么这些部门仍然很难起作用呢？很简单，按照功能性组织的理念，利用河道的居民应该自愿加入该组织并且纳税，进而行使投票权，只有这样该功能性组织才能够真正起作用。而现行的跨区域部门都缺乏这方面的功能，因而也就无法真正提供功能性产品。

一、导言

中国的经济增长成就令世人瞩目，按照国家统计局最近公布的数据，2007年全年国内生产总值达到 246619 亿元，比上年增长 11.4%。即使考虑到全球经济不景气所造成的负面冲击，08 年 1-3 季度 GDP 增长率仍然在 9.9%¹⁴，按照此数字，08 年全年经济增长率仍可能保持在 9% 附近，相比较其他经济体而言，这已经是最成功的经济增长。通过政府近期连续出台力度非常大的刺激经济计划，国内外学者普遍预期 2009 年中国的经济增长可以维持在 8% 以上，这种结果近乎奇迹！下图 1 给出了中国改革开放 30 年的经济增长，从图中可以明显看出，名义 GDP 增长率波动在 1998 年之前较大，但之后开始平稳增长；而实际 GDP 增长率从 1994 年分税制以后略有下降，其后就一直比较平稳地增长。



资料来源：中经网统计数据库

图 1 我国改革开放以来每年的实际 GDP 增长率和名义 GDP 增长率

尽管一些学者怀疑中国经济持续高增长的真实性和可持续性（比如罗斯基等人），但大多数学者还是同意，即使考虑到统计方法以及统计口径中存在的某些误差，中国改革开放以来仍然保持着经济持续高增长的事实（具体的争论参见岳希明，张曙光和许宪春（2005）编的论文集）。给定这种高增长的态势，剩下的关键问题就是：究竟是何种原因导致了这种持续稳定的高增长？

现有的研究主要基于新古典理论（基于索洛增长模型）的视角，估计劳动

¹⁴ 具体数据参见国家统计局《中国经济景气月报》2008 年第 12 期。

和资本两大要素对中国经济增长的贡献，同时也有一部分研究估计了技术和制度等外生因素对增长的贡献。现有的研究表明，资本是中国改革开放以来经济持续高增长的最主要推动者；技术有一定的贡献，但没有资本那么明显；制度变革因素的确在起作用，但同样没有资本的作用大；劳动的贡献很小。比如，代表性的研究如樊纲和王小鲁（2000），他们的研究表明，1979—1999 年间中国经济增长率（调整后）为 8.3，其中资本的贡献占 61.4%，劳动的贡献占 9.8%，而农业工业化和城市化的贡献占 16%。特别是在改革初期，1979—1990 年间，这两部分对经济增长的贡献占 19.5%。邹至庄（2006）的研究发现，1978—1998 年间中国 GDP 的指数化增长率为 0.093，其中资本的贡献为 62%，劳动力的贡献为 10%，全要素生产率（TEP）的贡献为 28%。邱晓华等（2006）估计了 1980—2004 年间经济增长率的来源，发现这段时期经济增长率平均为 9.8，其中资本贡献为 59.2%，劳动贡献为 5.1%，技术进步贡献为 35.7%，制度创新的贡献为 3.1%，人力资本的贡献为 8.2%，结构变动的贡献为 4.1%。经济合作与发展组织（OECD）（2006）对改革开放以来的时期进行分段，分别进行估计，发现 1983—1988 年间，中国经济增长率平均 12.1，其中资本的贡献占 41.3%，劳动力的贡献占 12.4%，TEP 的贡献占 19.8%；1988—1993 年间，中国经济增长率平均 8.9，其中资本的贡献占 50.6%，劳动力的贡献占 11.2%，TEP 的贡献占 19.1%；1993—1998 年间，中国经济增长率平均 9.8，其中资本的贡献占 56.1%，劳动力的贡献占 3.1%，TEP 的贡献占 34.7%；1998—2003 年间，中国经济增长率平均 8.0，其中资本的贡献占 61.3%，劳动力的贡献占 3.8%，TEP 的贡献占 16.3%。

不过，这样一种基于新古典增长模型的经验研究并不能解决变量的内生性问题，且不说内生增长模型对技术内生的考虑，因为技术因素对增长的贡献并不大。就贡献最大的资本来说，也必须考虑到其内生问题，即资本是有哪些因素决定的？很明显，在一个政府控制和主导经济活动的经济体中，资本存量在很大程度上取决于政府行为。即政府影响微观组织的资本决策，进而影响到整个经济体的资本存量，并通过此来影响经济增长。因此，在这样一个经济体中，必须引入政府因素。经济学家达成共识的一点是，在中国，即使是改革开放 30 年的今天，政府仍然起着主导作用！其中，地方政府的作用尤为关键。政府不

仅直接通过财政和其他行政活动来影响和控制经济，而且还通过大量的国有企业来主导经济。所以，不考虑政府行为，就无法真正理解中国的经济增长。而如下一节将要分析的，改革开放以来，财政分权带来了地方政府作用的日益上升，地方政府承担了主要的支出功能，因而对经济增长的影响要更为深远。问题的关键就在于，在财政分权的基础上，形成了一种地方政府竞争的格局（何梦笔，1999 a, b；冯兴元，2001a, b），这种地方政府的竞争会影响到经济增长（周业安，2003），并且的确也影响到了经济增长（周业安等，2004；沈坤荣和付文林，2006；李涛和周业安，2008）。但这种增长模式是否能够持续，是否具有本杰明·弗里德曼（2008）所定义的道德意义，则需要更深入的讨论。

二、有限的财政分权下有限的地方政府竞争

分税制带来的一个最明显的变化就是地方财政收入下降的同时，地方财政支出却一直保持较高的比例，这是因为事权主要交给地方政府实施，而中央政府主要从事国防等公共产品的供给以及转移支付等功能。数据表明，分税制以来，地方财政支出占总财政支出的比重一直保持在 70% 左右；如果从预算外支出看，90% 以上的预算外支出都是地方政府实施的。财政支出对应着地方政府的事权，这就意味着从财政的角度看，真正对具体经济事务起作用的只能是地方政府。地方政府在改革开放以来扮演的角色越来越重。进一步看，财政支出不仅反应了事权的大小，同时也定义了政府规模的大小。财政支出越大，政府的规模增长得也越快，对经济活动的影响也就越大。不过，无论如何，事实上的财政分权的确存在，并给经济发展带来了巨大的影响（比如 Zhang 和 Zou，1998，2001；张晏，龚六堂，2004；张晏，2005；周业安和章泉，2008）。

那么我国这种财政分权和地方政府行为是如何影响到经济增长的呢？我国改革开放以来通过财政分权促进了地方政府之间的竞争，并由此激励地方政府通过投资等来促进经济增长。这是理解中国经济增长的关键。不过，分税制改革尽管在一定程度上建立了制度化的政府间分权体系，但是整个分权制度从本质上看是有限的，各级政府之间责权利的设置存在一定程度的不匹配与不合理。具体表现为，首先，我国的税种、税率是由中央统一制定的，地方政府不享有

独立的税权。由于我国各地区差异大，统一的税制使得地方政府无法根据各地的实际情况课税，从而限制了地方政府资源配置的能力。其次，我国特定的政府管理体制决定我国财政分权是建立在上级政府授权的框架基础上的，居民不能通过“用手投票”对地方官员进行评选，自然也就缺乏表达自己对公共品的需求意愿的渠道，而地方官员在信息不对称的情况下也无法了解到公众的需求意愿，只能根据其个人意愿设定目标，通常情况下由这种方式产生的公共品供给数量无法满足公众的需求，也就是说“用手投票”机制失灵了；同时由于户籍制度的存在以及不同形式的就业限制，使得居民的流动大大受到限制，从而“用脚投票”的机制也不能够正常运转。此外，如前所述，我国政绩考核机制尚不健全，晋升锦标赛的官员治理模式主要以 GDP 等硬性指标作为考核标准，而对教育、环境等的支持力度是软指标，不能够被直接准确的衡量。这就可能导致地方仍然仅仅追求 GDP 的增长，而忽略了社会福利的改进。

总的来看，分税制只能是部分解决了财政包干制的问题，但没有完全解决，导致这种局面的原因就在于，分税制所带来的财政分权体制是一种有限的分权，而不是一种规范的分权。在这种分权体制下，由于地方政府并没有受到当地居民的监督，同时上级政府的监督也是有限的，这就会导致地方政府的行为不受约束，其后果就是偏离当地居民的福利最大化目标，转而追求地方官员的个人目标，即 GDP 增长加上租金最大化。地方政府为了达到这一组合目标，必须继续保持原先的竞争态势，并通过财政收支政策和其他制度措施来吸引资源流入，同时也出现了竞赛到底的情形。这种竞争下的增长可以看成是一种以牺牲社会福利为代价的经济增长。我们把有限的财政分权下形成的地方政府竞争称之为“有限的地方政府竞争”，这两个定义是我们理解我国财政分权和地方政府竞争的核心所在。

尽管财政分权化地方政府竞争是有限的，但的确给我国带来了持续的经济增长。有限财政分权和地方政府竞争作用于经济增长的途径可以通过下图 4 来表示：

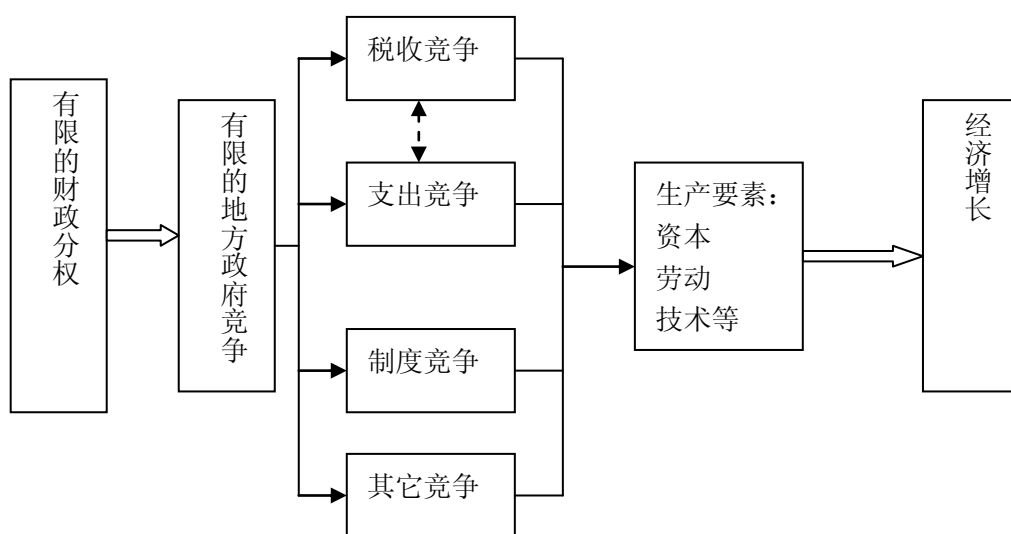


图1 有限的财政分权和地方政府竞争对经济增长的作用路径

从上图可以看出我们前述分析逻辑。我国有限的财政分权导致了有限的地方政府竞争，这种竞争以税收和支出竞争为主，同时辅之以制度竞争和其它形式的竞争，竞争的目的是为了争夺以资本为主的生产要素，最终目标是作用于当地的经济增长。只不过在这个作用路径图当中，我们并没有给出是有利于经济增长还是不利于经济增长的明确说明。事实上，有限的地方政府竞争对经济增长的作用有利有弊。具体分析如下：

第一，税收竞争

税收竞争对经济增长的作用是双重的。一方面，各地方政府通过各种税收优惠和降低土地价格来吸引资本，资本的流入促进了当地的经济增长。另一方面，地方政府的税收竞争和土地价格竞争可能导致竞赛到底局面的出现，这类似产业组织当中贝特兰模型所给出的价格战结局。由于地方政府可以牺牲收入的底线来吸引资本，从而给地方带来短期经济绩效的增加，结果会导致未来地方政府无法为相应的公共品供给提供足够的资金，这是地方政府负债的重要根源。地方政府收入的下降会导致未来公共服务数量和质量的下，从而降低本地的吸引力，导致资本在未来的流出，反而会降低未来的经济增长。可见，如果出现竞赛到底式的税收竞争，那么只能对短期地方经济增长有利，而对长期经济增长不利。

第二，支出竞争

有限的支出竞争的主要特征就是财政支出结构出现偏向，建设性支出受到地方政府的重视，而社会性支出被严重轻视。建设性支出一方面可以通过政府的直接投资促进当地的资本积累，有利于经济增长；另一方面通过当地基础设施建设，吸引外地资本流入，从而促进本地增长。但这种有偏的支出结构同样会给未来的经济增长埋下隐患：首先，社会性支出严重，会导致高素质居民流出，从而降低当地的人力资本积累，不利于长期的经济增长；其次，建设性支出过多以及外来资本的流入，相应地会挤出当地的私人资本，从而不利于当地资本的创业，损害了当地的企业家阶层的培育，也不利于未来的经济增长。再次，尤其重要的是，有偏的支出竞争促使地方政府过度重视资本积累，忽略人力资本的积累和技术创新，不仅无法为未来的经济增长提供最有力的推动力；而且还使得地方产业处于一个低层次的水平，难以实现产业升级，这正是很多落后地区仅仅注重招商引资的后果。最后，政府热衷于建设性支出会导致重复建设问题。如果某个产业赚钱，每个地方政府都想抢先上这个产业的项目，这就必然会陷入到囚徒困境当中，均衡时各个地方上了同样的项目，这不仅导致资源浪费，而且不能对每一个项目形成有效的产能。由于项目是政府主导的，无法通过市场竞争加以优胜劣汰，结果只能通过政府行为来加以维持。项目运行时间越长，给政府未来的负担越重，进而越不利于未来的经济增长。

第三，其他形式的竞争

除了税收和支出竞争，地方政府用得最多的就是制度竞争，这个竞争包含两个方面的内容：一方面，一些地区在改革开放的过程中探索出一些新的制度，从而改进了当地居民和企业的激励，提高了企业的生产率，促进了当地的经济增长；同时，这些制度创新会产生溢出效应，其它地区通过参观学习，并对制度进行移植，就可以改进那些移植区域的增长。另一方面，制度竞争又会退化为管制竞争，这也会表现为两个层次的内容，首先，地方政府为了吸引资本，会放松管制，引进一些对当地环境有害的产业，这样对短期 GDP 的增长有利，但随着环境的恶化，不仅未来的资本会流出，而且外部不经济也产生了，从而导致未来经济的衰退。其次，地方政府为了确保短期 GDP 的增长，会对外来的产品采取严格管制，无论是通过工商税务还是通过公检法机关，地方政府总是

对威胁到本地产品的其它地区产品进行限价限量，或者增加其交易成本，目的就是迫使其在本地市场尽可能少地销售，甚至退出本地市场。这种地方保护策略不仅导致国内市场分割，增大了企业的交易成本，而且也弱化了当地企业的激励，必然阻碍未来的经济增长。

当然，在上述竞争方式当中，一些地方政府的官员甚至会利用其中的某些竞争手段来谋取私利，从而导致对地方资源的掠夺。这种掠夺策略不仅表现为对当地企业和居民进行大量的税费盘剥，而且还表现为贱卖当地土地和其它自然资源，从中寻租。有些甚至直接把国有资源变卖到自己或者自己的亲朋好友手中。比如去年爆发的湖南省郴州市官僚集体腐败案件就是一个典型。表面上看，这些地方政府也打着招商引资的旗号，但实际上是为了自己寻私利。

因此，地方政府竞争对经济增长的作用有利有弊。特别是对有限的地方政府竞争来说，可能在近期是有利于经济增长的，但增长的代价可能非常大，这意味着未来经济增长可能因此受到阻碍。具体来看：

（一）财政分权、地方政府竞争和经济增长的经验证据

Montinola等（1995）；Qian和Weingast（1996，1997）；Qian和Roland（1998）；Jin等（2005）都承认，中国改革开放以来形成的独特分权模式赋予了地方政府较大的激励，从而能够起到促进市场或者保护市场的作用，并相应地促进了经济增长。周黎安（2004，2007）则把改革开放以后的中国政府间关系看成是一个类似企业内部的承包制，通过政府逐级实施公共职能外包，并辅之以锦标赛的考核方式，不仅使得地方政府拥有了可观的自由处置权，而且也大大激励了地方政府促进市场的行为。Blanchard和Shleifer（2000）通过比较中国和俄罗斯的地方政府行为，进一步指出，中国的中央政府的相对强势地位能够减少地方俘获的风险，并强化地方政府对经济增长的贡献。

尽管有少数学者认为财政分权和经济增长之间存在显著负相关关系（如Zhang和Zou，1998；Zhang和Zou，2001；Jin和Zou，2005）¹⁵，但国内其他学者的研究正好相反。乔宝云（2002）利用1985-1998年数据发现，尽管财政分权显著影响经济增长，但这种影响是非线性的，财政分权的最优水平是71.7%。林毅夫和刘志强（2000）、张晏和龚六堂（2004）、张晏（2005）等人的研究发现，财

¹⁵ 实际上他们的数据集在时期上比较短。后续的研究关于分税制之前的结论其实和邹恒甫等人的研究一致。即存在过度分权现象。分税制实际上是通过中央的逐步收权来调整这一分权过度。

政分权的确产生了正的增长效应。笔者最近的一系列研究也证实了这一点。比如，笔者最近利用1986-2004年间中国省级面板数据，对财政分权和经济增长、经济波动之间的关系进行了检验。发现从整个时间跨度来说，财政分权确实促进了中国经济的增长，但在不同时间区域内影响有所差异，在1994年前对经济增长并无促进作用，而1994年后对经济增长的促进作用十分显著（周业安和章泉，2008）。

进一步引入地方政府竞争因素，现有文献发现，分权和地方政府竞争的确在影响经济增长。沈坤荣和付文林（2006）发现，地区经济增长和税收竞争之间的相关系数是0.25—0.39。李永友和沈坤荣（2008）分析了财政竞争对FDI增长绩效的影响，发现经济建设支出增加，或者社会性支出减少，无力当期还是滞后两期，都对经济增长有显著的正的影响。但这种影响仅仅存在于东部和中部，并且不如私人部门投资和人力资本投资以及市场化程度。特别是为了增加经济建设支出，地方政府必须采取非税融资，结果反而阻碍了增长。李涛和周业安（2008）发现，各地区人均实际总体财政支出水平的空间滞后项、各地区人均实际文教科学卫生事业财政支出水平的空间滞后项对于该地区的人均实际国内生产总值水平都有着显著的正面影响，因此其它地区的总体财政支出或文教科学卫生事业财政支出的绝对水平的增加能够显著地促进本地区的经济增长，保守估计，其它所有地区的人均实际总体财政支出水平1%的增加会相应地使本地区年均的人均实际国内生产总值的增长率的绝对水平至少增加0.48%；其它所有地区的人均实际文教科学卫生事业财政支出水平1%的增加会相应地使本地区年均的人均实际国内生产总值的增长率的绝对水平至少增加0.55%。

（二）有限财政分权和地方政府竞争的不良后果

但是，财政分权和地方政府竞争虽然促进了经济增长，但这里存在两个问题：首先，这种增长是否会持续？其次，为了获得这种增长，是否付出了更大的代价？就这些后果来说，有些是很早就得到关注的，比如重复建设、诸侯经济、地方保护等等；而有一些在近期得到了较大的关注，比如经济波动和通货膨胀；公共品供给低效率等等。

1、有限财政分权和地方政府竞争会导致粗放型增长模式。其中的道理前面已经阐述。赵文哲（2008）最近的研究表明，财政分权有利于技术效率的提高，这表明财政分权在微观效率的提高方面有积极的作用，也反映了财政分权对于短

期经济绩效的提高作用比较显著；但是在整体样本上，财政分权的各个指标对技术进步的影响不具有一致性。分时期样本的回归结果显示财政分权在1994年之前有利于技术进步，但在1994年后产生相反的影响。

2、有限财政分权和地方政府竞争可能加剧宏观经济波动。笔者最近的经验研究证明，正是财政分权这种体制本身会带来经济波动（周业安和章泉，2008）。究其原因，是由于财政分权的体制下，地方政府在竞争过程中采取外延型的增长模式，产生了投资冲动，而中央为了平抑该冲动，不断采取相机的宏观调控政策，导致经济的波动。政策的时间不一致性、中央和地方的信息不对称、政策制定和执行的政治交易成本、以及一些总需求变动等，都可能加剧这种波动，但这些因素起作用的制度基础之一则是分权体制本身。

3、有限财政分权和地方政府竞争可能导致公共品供给的扭曲。有限财政分权可能导致地方政府过于关注经济增长，而忽略了公共品的供给，反映到财政支出结构上就表现为公共支出偏向问题。傅勇和张晏（2007）研究结果表明，中国的财政分权以及基于政绩考核下的政府竞争，造成了地方政府公共支出结构“重基本建设、轻人力资本投资和公共服务”的明显扭曲；并且，政府竞争会强化财政分权对政府支出结构的扭曲效应。地方政府公共支出偏向的出现所带来的一个直接后果就是地方公共品供给的不足，典型的如环境污染严重、教育投入不足等。乔宝云等人（2006）的研究发现，财政分权对小学义务教育产生了负面影响。笔者最近研究了财政分权和教育之间的关系，发现改革开放以来，从收入角度看，财政分权能够促进教育水平提高，但从支出角度看，分权对教育抑制作用，这说明，对教育发展而言，收入分权不足，而支出分权过度（周业安和王曦，2008）。还有一些研究发现，财政分权度的提高对环境质量具有显著的负面影响，说明分权式改革可能会导致地方政府降低环境管制的努力（章泉，2008）。

4、有限财政分权和地方政府竞争可能加剧地区的收入不平等。乔宝云（2002）发现，财政分权推动了富裕地区的经济增长，但抑制了贫困地区的经济增长。张晏和龚六堂（2005）的实证研究发现，东部地区更能获得财政分权的积极效应，而在中西部地区，财政分权对经济增长的影响不显著或为负，这种财政分权效应的地区差异也加剧了地区差距。

显然，有限财政分权会导致有限地方政府竞争，从而可能带来没有道德的

经济增长。如果我们要获得经济增长的道德意义，就必须首先研究清楚现在地方政府竞争的性质，然后从财政分权这个源头上进行规范。

三、我国地方政府竞争的性质

（一）研究思路和方法

通常在公共经济学中，用政府公共支出和经济增长直接回归，能够得出政府行为和经济增长的关系，其逻辑在于：政府的公共支出能够影响到资本积累，从而直接作用于经济增长。现在的问题在于，如果存在两个及两个以上的地方政府，某个地方政府的行为不仅仅直接作用于经济增长，而且还通过影响其它地方政府的行为，来间接作用于经济增长。很显然，地方政府的这种相互影响和产业组织理论中不同厂商之间的策略互动类似，因此，我们也可以把地方政府竞争看作是地方政府之间的策略互动。理论研究的关键在于处理清楚政府之间的这种互动关系，以及这种互动关系和经济增长之间的关系。从模型的角度看，博弈论就是处理这种参与人互动的恰当方法。但从经验研究的角度看，一般的计量经济学模型则不适用，因为通常的计量经济学模型都假定参与人的行为是独立的，没有相互影响。为了解决这种难题，公共经济学家开始引入空间计量经济学模型，试图来解决政府互动问题。需要注意的是，目前国内运用空间计量经济学模型来分析公共问题的文献非常少，只有少数一些文献在这方面做了初步研究，比如沈坤荣和付文林（2006）、李永友和沈坤荣（2008）、李涛和周业安（2008）、邵军（2007）等。部份文献集中在区域经济问题，比如吴玉鸣（2007）、陈斐（2008）等人开始把空间计量经济学模型运用到中国的区域经济分析当中。我们将遵循主流的地方政府竞争研究范式，通过空间计量经济学模型来深入探讨中国式地方政府竞争及其后果。

空间计量经济学模型的特点是通过空间滞后变量以及空间影响权重可以正确反映参与人之间的策略互动，其系数的符号可以反映互动的性质；系数的大小可以反映互动的程度。同时空间计量经济学模型还结合了面板数据的诸多优点，可以同时分析时序的影响和截面的影响，也就能够比较全面的反映出空间互动关系。一般来说，类似产业组织中厂商之间的策略互动问题，在政府竞争理论中，政府之间的互动就表现为各自的反应函数上，因而，估计反应函数的

斜率就成为刻画政府策略互动的存在性和程度的基准。而这个反应函数可以通过空间计量经济学模型当中的系数表达出来。在具体估计方法上，通常现有的文献都是采用工具变量方法（IV）和最大似然估计（ML），少数文献也采用其他估计方法。Brueckner (2003).和 Ghosh(2006)/Revelli (2005, 2006)综述了政府空间互动的空间计量研究成果。Madies 等（2004）综述了近期水平和垂直竞争的理论和经验证据。根据 Brueckner (2003)的综述，政府竞争理论中的三个基本空间计量经济学模型如下：

第一，溢出效应模型：

溢出效应模型最早来自 Case 等（1993），其基本原理是，某个辖区的公共支出（即公共服务供给）会产生溢出效应，从而影响到相邻辖区的支出策略。如果相邻辖区做出了相反的策略，就意味着这些辖区试图免费乘车，或者说不同辖区之间的支出存在替代关系；如果相邻辖区做出了同向策略，那么就意味着不同辖区之间的支出存在互补关系；如果相邻辖区没有反应，说明溢出效应不存在。给定这一逻辑，就可以通过不同辖区之间的反应函数的斜率的符号来显示溢出效应的性质。同时，系数的大小决定了反应函数的斜率，它表达的是某个辖区支出对相邻辖区支出的反应程度或者说弹性的大小。

Brueckner (2003)假定辖区 i 的福利不仅依赖居民的私人消费 c_i 和辖区特征向量 X_i ，比如人口、地理等因素，而且也依赖本辖区的公共服务支出 g_i 和相邻辖区的公共支出 $\bar{g}_i$ ：

$$u_i = u(c_i, g_i, \bar{g}_i, X_i)$$

其中私人消费 c_i 面临预算约束，即依赖私人收入 y 、公共支出 g 和转移支付 l ：

$$c_i = c(y_i, g_i, l_i)$$

邻区支出 $\bar{g}_i$ 常常被看作相邻辖区（地理上相邻的）支出的加权平均：

$$\bar{g}_i = \sum_{j=1}^N w_{ij} g_j$$

其中如果辖区 j 是辖区 i 的 n_i 个邻区中的一个，则权重 $w_{ij} = \frac{1}{n_i}$ ；否则权重

等于 0 (Anselin,1988)。在具体的研究中,权重的口径经常发生变化,比如地表距离、辖区是否边界相邻、社会经济特征的空间距离等。比如 Case 等(1993)把“相邻”定义为地理上的相邻;黑人在该区占的比重的差异性;人均收入的差异性;而 Baicker (2005)用人口加权的地理相邻以及人口的州际流动程度来定义“相邻”。

Brueckner (2003)指出, $\frac{\partial g_i}{\partial g}$ 的正负说明了邻区公共品供给和自身公共服务

供给之间的互补和替代关系。经验实证方面,通常采用以下的空间计量模型:

$$g_i = \theta_0 + \theta_1 \bar{g}_i + Z_i' \theta_z + \xi_i$$

其中 θ_0 是常数; $Z_i = [X_i, y_i, 1_i]$, 即支出决定的外生变量矩阵;
 θ_z 是要估计的参数; ξ_i 是随机项。 θ_1 反映了相邻辖区之间的互动。

第二、财政竞争模型:

Brueckner (2003)假定辖区 i 的税基 b_i 不仅依赖外生的辖区特征 Y_i , 比如自然资源、商业环境和基础设施等等,而且还依赖自身的税收政策 t_i 和邻区的税收政策 $\bar{t}_i$:

$$b_i = b(t_i, \bar{t}_i, Y_i)$$

$$\bar{t}_i = \sum_{j=1}^N w_{ij} t_j$$

辖区 i 的福利:

$$u_i = u(c_i(b_i), g_i(b_i), X_i)$$

结合上述两个方程,解得:

$$t_i = t(\bar{t}_i, X_i, Y_i)$$

所得到的经验估计方程为:

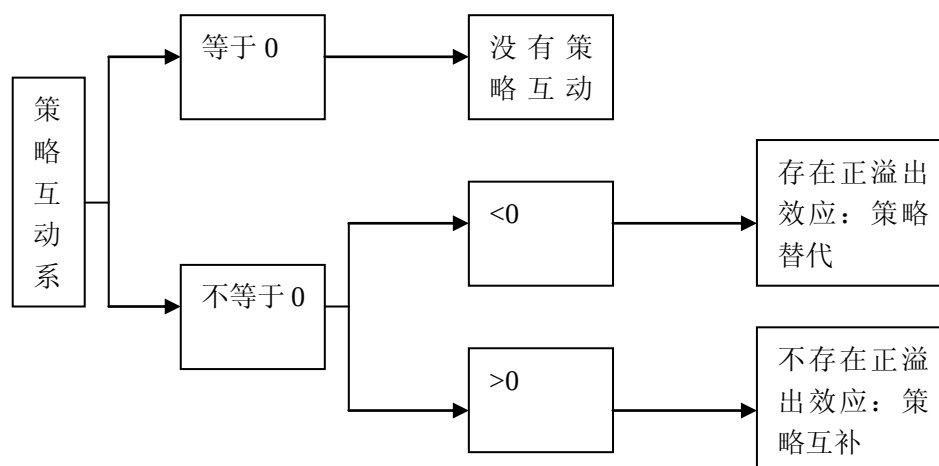
$$t_i = \rho_0 + \rho_1 \bar{t}_i + X_i' \rho_x + Y_i' \rho_y + \varepsilon_i$$

其中 ρ_1 正或负,就代表了税收竞争程度。

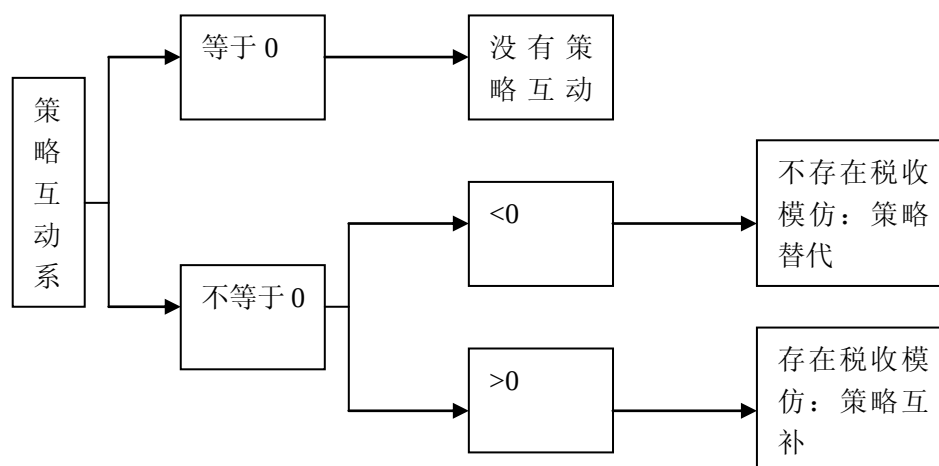
由于我国地方政府官员不是通过民选产生,所以国外文献中的标尺竞争的空间计量模型就不适用了。本文重点考察前两种模型。

从上面的主流基本模型思路可以看到，在研究地方政府竞争的时候，需要判断的就是两个系数： θ_1 和 ρ_1 。这两个系数的符号代表了地方政府策略互动的性质的判断；而其大小则代表了地方政府相互之间竞争程度的判断。

对于溢出效应模型：



对于税收竞争模型：



由此可见，我们仅仅需要建立一个恰当的面板数据集，然后通过合理的空间计量经济学模型的设定，就可以推测地方政府竞争的存在性和竞争的程度，同时，也可以通过系数大于 0 还是小于 0 来判定竞争的性质。很显然，这种模型为地方政府竞争研究提供了非常好的方法，只要地方政府之间可能存在策略互动，我们就可以根据该模型加以推测。

（二） 计量模型的构建与分析方法

1、计量模型的构建

我们将使用中国各省级行政区的面板数据来构造解释中国地方财政收入总量和科目的实证计量模型。在各种解释变量中，我们最为关心的是地方财政收入总量和科目的空间滞后变量，通过观察这些空间滞后变量在回归结果中系数是否显著以及符号如何来研究各地区之间在财政收入总量和科目上是否存在空间策略性互动？如果存在空间策略性互动的话，是表现为空间策略性互补还是空间策略性替代？根据前文的讨论，尽管文献中对中国地方财政收入总量和科目的决定因素已经进行了一些讨论，但是却忽视了各地方政府在制订本地财政收入总量和科目决策时可能受到其他地区的当地财政收入总量和科目决策的影响，即忽视了各地方政府在形成财政收入总量和科目决策时的空间策略性互动可能，而这正是地方财政收入空间策略性互动模型的主要研究问题。

与单一时点上的横截面数据模型相比，包括了更多时点横截面数据的面板数据模型能够同时考虑同一时点上各地区间和不同时间同一地区内的财政收入总量和科目决策差异，具有横截面数据模型所无法比拟的优点，如对回归系数的推断更加精确、对地区财政收支决策的复杂性考虑更加周全等（Hsiao, 2007）。因此，最近的财政收入决策文献更多地使用了面板数据格式（Feld 等人, 2003），我们也遵从这种做法。

地方财政收支空间策略性互动模型的计量设定如下：

$$Y_{it}=a+b*Y_{i,t-1}+c*X_{it}+d*(W*Y)_{it}+h*(W*Y)_{i,t-1}+p_i+t_t+e_{it} \quad (1)$$

其中， Y_{it} 是地区*i*在年度*t*该地区的人均本级财政收支总量和科目。 a 是常数项。 p_i 是地区固定效应， t_t 是年度固定效应， e_{it} 是地区*i*在时间段*t*内的残差项。 $Y_{i,t-1}$ 是地区*i*在上一年度*t-1*该地区的人均本级财政收支总量和科目， b 是 $Y_{i,t-1}$ 的系数。引入 $Y_{i,t-1}$ 这个滞后一年的被解释变量作为解释变量，这考虑了地方财政收支决策存在路径依赖的可能，即一个地区当前的财政收入的总量和科目决策可能受到它过去财政收入的总量和科目决策的影响。

X_{it} 包括一系列在年度*t*可能影响到地区*i*人均本级财政收支总量和科目的因素， c 是 X_{it} 的系数向量，根据平新乔和白洁（2006）、沈坤荣和付文林（2006）、李永友和沈坤荣（2008）、周业安和章泉（2008）、Besley 和 Case（1995）、Brueckner 和 Saavedra（2001）、Revelli（2001, 2002a）、Feld 和 Reulier（2005）、

Allers 和 Elhorst (2005)、Redoano (2007) 以及现有的其他国内外文献的通行做法,, X 包括各地区的人均国内生产总值、人口密度、人口结构、就业率、产业结构、开放度、城市化水平、基础设施水平、固定资产投资比例、人力资本水平等变量。

W 是空间权重矩阵, 反映了不同地区之间的空间相互关系。作为空间权重矩阵 W 与各地区人均本级财政收支总量和科目向量 Y 的乘积向量, $W*Y$ 也被称为各地区的人均本级财政收支总量和科目 Y 的空间滞后变量。 $(W*Y)_{it}$ 是地区 i 在年度 t 该地区的空间滞后形式的人均本级财政收支总量和科目, 即在年度 t 除地区 i 外其他所有地区以空间权重形式加权的平均的人均本级财政收支总量和科目。 d 是 $(W*Y)_{it}$ 的系数。就模型关心的地方财政收支总量和科目的空间策略性互动可能而言: 如果 d 显著为正, 则说明本年度其他地方政府的财政收支总量和科目决策对本年度本地区的财政收支总量和科目决策在空间上存在着显著的策略性互补效应; 如果 d 显著为负, 则说明本年度其他地方政府的财政收支总量和科目决策对本年度本地区的财政收支总量和科目决策在空间上存在着显著的策略性替代效应; 如果 d 不显著, 则说明本年度各地方政府在形成财政收支总量和科目决策时彼此之间并不存在空间策略性互动。 $(W*Y)_{i,t-1}$ 是地区 i 在上年度 $t-1$ 该地区的空间滞后形式的人均本级财政收支总量和科目, 即在上年度 $t-1$ 除地区 i 外其他所有地区以空间权重形式加权的平均的人均本级财政收支总量和科目。这个滞后一年的空间滞后变量的引入考虑了路径依赖的地方财政收支决策的空间策略性互动可能, 即本地区本年度的地方财政收支决策可能受到上年度其他地方政府的财政收支决策的影响。 h 是 $(W*Y)_{i,t-1}$ 的系数。

其解释与 d 相似, 不同之处仅在于 h 反映的各种可能的空间策略性互动效应存在于上一年度其他地方政府的财政收支总量和科目决策与本年度本地区的财政收入总量和科目决策之间, 而不是 d 所反映的当年的空间策略性互动效应。

2、计量模型的分析方法

基于面板数据的回归模型 (1) 中, 除了典型的双向效应, 即地区固定效应和年度固定效应外, 还同时存在着被解释变量动态变化和解释变量内生性可能两种特征: 动态变化体现在我们用滞后一年的被解释变量 $Y_{i,t-1}$ 来控制地方财政收支决策存在路径依赖的可能; 可能内生的解释变量不仅包括空间滞后变量 $(W*Y)_{it}$,

而且还包括一系列影响地区本级财政收支总量和科目的因素 X 。此外，先定变量 $(W*Y)_{i,t-1}$ 在模型（1）做数据去均值处理以消除地区固定效应时也会出现内生性可能。根据Madariaga 和 Poncet (2007)，系统广义矩估计法（System General Method of Moments， 简称为System GMM）是目前最好的同时解决模型（1）中被解释变量动态变化和解释变量内生性可能（包括直接的同期内生性可能和间接的先定变量去均值处理时跨期内生性可能）问题，并同时控制地区固定效应和年度固定效应的面板数据估计方法。

系统广义矩估计法是 Blundell 和 Bond (1998)在差分广义矩估计法（Difference GMM, Arellano 和 Bond,1991）基础上进行的一个改进。在差分广义矩估计法中，如果被解释变量接近于一个随机游走过程，该变量历史的变化向现在传递的信息就会比较少，因此那么运用差分广义矩估计法就会产生较差的结果，这时候需要用系统广义矩估计法。在估计过程中，系统广义矩法同时使用了一阶差分形式方程对应的矩条件和水平形式方程对应的矩条件来计算最优的权重矩阵，进而提供了无偏且有效的所有解释变量的回归系数估计值。与线性广义矩法相似，系统广义矩法存在着一阶段或两阶段估计的不同选择。尽管标准差的两阶段估计值更加渐进有效，但可能会被严重低估(Arellano 和 Bond, 1991; Blundell 和 Bond, 1998)。根据 Windmeijer (2005)的建议，本文使用的系统广义矩估计法对两阶段方差矩阵进行了有限样本调整，这使得与一阶段方法相比，两阶段稳健的系统广义矩估计法得到的系数估计值更加有效。

进一步地，除了控制各种变量的内生性可能外，针对面板数据模型（1）所采用的系统广义矩估计法还可以解决两个空间自回归模型分析中面对的问题，提高回归系数估计的效率（Brueckner, 2003）。这两个问题包括可能存在的残差项中的空间依赖性、解释变量和残差项相关的可能性。

首先，残差项中空间依赖性的出现，即空间残差，是由于残差项中包括了一些被回归模型忽略的、但又可能影响地区财政收支总量和明细的变量，而这些被忽略的变量可能是空间依赖的。假如模型（1）是基于横截面数据的，这时如果残差项中空间依赖性的确存在但没有在回归中考虑的话，这一模型得出的空间滞后变量的回归系数就是有偏的。考虑空间滞后变量内生性可能的工具变量回归方法可以部分解决这一问题，得到无偏但并非最有效的空间滞后变量的回归系数估

计值 (Kelejian 和 Prucha, 1998)。使用面板数据替代横截面数据有助于解决这一系数估计有偏问题。残差项中空间依赖的、被回归模型所忽略的、但又可能影响地区财政收支总量和明细的变量的影响可以通过引入地区固定效应加以控制,从而降低回归方程中残差项的空间依赖性。然而,如果以上被忽略的变量和时间高度相关,地区固定效应的引入并不能控制这些变量的影响。因此,在模型(1)中同时引入地区固定效应和年度固定效应可以解决模型中可能存在的残差项的空间依赖性问题,得到无偏且有效的空间滞后变量进而其它解释变量的回归系数估计值。

其次,解释变量和残差项相关的可能性的产生有多种原因,例如各地区的企业和居民的内生群分机制:在税收竞争的模型(1)中,人均利润水平更高的企业和人均收入更高的居民可能会要求政府通过财政收入提供更多的公共物品和服务。考虑到他们跨地区流动的可能,这些企业和居民可能会迁徙到人均财政支出进而人均财政收入较高的地区,这产生了人均国内生产总值和残差项的负相关性,使得人均国内生产总值的系数估计是有偏的,进而扭曲了其它解释变量的系数估计值。类似的推论也适用于其他一些解释变量。基于面板数据的财政收入模型(1)也同样有利于解决这一系数估计有偏问题。通过引入地区固定效应,所有不随时间变化的、可观察到的或不可观察到的地区特征都可以被控制住;而进一步引入年度固定效应,可以控制这些可观察到的或不可观察到的地区特征随时间变化的可能。因此,在模型(1)中同时引入地区固定效应和年度固定效应可以解决模型中可能存在的解释变量和残差项相关的可能性问题,得到无偏且有效的可能和残差项相关的解释变量进而其他解释变量的回归系数估计值。

(三) 我国地方政府的税收竞争的性质研究

1、数据来源和统计分析

改革开放以来,我国的财政管理体制经过了几次重大变革,核心内容就是合理划分中央和地方的责权利,本质上看,就是探索一个能够支撑经济持续稳定发展的财政分权体制。在分权的财政管理体制渐进改革的过程中,就制度特征而言,1994年分税制的实施可以说是一个分水岭。分税制带来了税收收入体制进而整个财政收入体制的巨大变化,这种巨大变化可能使得1994年开始的地方财政收入决策和以前相比产生了显著不同。考虑到这种分税制改革给地方财政收入决策带

来的阶段性差异可能,以及这一变革产生效应的时间滞后可能,我们采用的数据时间段为1998—2005年。遵从文献中常用的中国省级行政区划方法:对于1997年后才成为直辖市的重庆市,我们把它1998—2005年的各种数据合并到四川省中;由于西藏数据缺失非常严重,我们将它剔除在样本之外。此外,考虑到滞后一年的各省级行政区的人均财政收入总量和科目水平不能存在缺失值,最终的面板数据样本包括中国29个省级行政区在1999—2005年共计203个观测值。本文的数据主要来源于《中国统计年鉴》、《新中国50年统计资料汇编》、《中国财政年鉴》、《中国人口年鉴》。

对应各地区的人均地方本级财政收入总量和增值税收入、营业税收入、企业所得税收入、个人所得税收入、城市维护建设税收入、财产税收入(包括房产税、印花税、土地使用税、土地增值税、车船使用税、契税等)、费类收入、中央补助收入等科目 Y ,我们都构造了相应的基于决算数据的指标,这包括:人均名义地区本级财政收入水平,记作 $tfisincp$,等于各地区的年度本级财政收入总额除以其总人口;人均名义地区本级增值税收入水平,记作 $vatp$,等于各地区的年度本级增值税收入除以其总人口;人均名义地区本级营业税收入水平,记作 $optp$,等于各地区的年度本级营业税收入除以其总人口;人均名义地区本级企业所得税收入水平,记作 $eitp$,等于各地区的年度本级企业所得税收入除以其总人口;人均名义地区本级个人所得税收入水平,记作 $iitp$,等于各地区的年度本级个人所得税收入除以其总人口;人均名义地区本级城市维护建设税收入水平,记作 $cmtp$,等于各地区的年度本级城市维护建设税收入除以其总人口;人均名义地区本级城市财产税收入水平,记作 $propertytp$,等于各地区的年度本级包括房产税、印花税、土地使用税、土地增值税、车船使用税、契税等税种收入在内的财产税收入除以其总人口;人均名义地区本级费类收入水平,记作 $allfip$,等于各地区的年度本级费类收入除以其总人口;人均名义地区本级中央补助收入水平,记作 $censip$,等于各地区的年度本级中央补助收入除以其总人口。以上这些名义的人均本级财政收入指标没有考虑到各地区可能不同的通货膨胀水平的影响,因此我们需要构造相应的控制了通货膨胀水平的人均实际本级财政收入指标:将以上各名义指标分别以各地区消费价格指数(CPI)进行调整,我们得到了人均实际地区本级财政收入水平、人均实际地区本级增值税收入水平、人均实际地区本级营业税收入水

平、人均实际地区本级企业所得税收入水平、人均实际地区本级个人所得税收入水平、人均实际地区本级城市维护建设税收入水平、人均实际地区本级城市财产税收入水平、人均实际地区本级费类收入水平、人均实际地区本级中央补助收入水平，分别记作 $tfisincpr$ 、 $vatpr$ 、 $optpr$ 、 $eitpr$ 、 $iitpr$ 、 $cmtpr$ 、 $propertypr$ 、 $allfipr$ 、 $censipr$ 。以上这些人均名义或实际财政收入指标的单位都是单位是元/人。

滞后一年的各地区的人均地方本级财政收入总量和增值税收入、营业税收入、企业所得税收入、个人所得税收入、城市维护建设税收入、财产税收入（包括房产税、印花税、土地使用税、土地增值税、车船使用税、契税等）、费类收入、中央补助收入等科目 Y_{t-1} 为以上各人均名义或实际财政收入指标 Y_t 的滞后一年形式，在变量名称书写上直接在以上原变量名称后加后缀“_lag1”来表示，单位也是元/人。

针对控制变量组合 X ，我们也分别构造了相应指标：各地区的人均国内生产总值包括名义的和以1998年不变价格计算的实际的人均国内生产总值两种形式，分别记作 $pgdp$ 和 $pgdp_{1998}$ ，单位是元；各地区的人口密度记作 $population_den$ ，等于各地区的总人口除以其总面积，单位是人/平方公里；各地区的人口结构用老年、幼年、壮年人口比例来衡量，分别记作 $pop65$ 、 $pop14$ 、 $pop1564$ ，相应地等于各地区总人口中65岁以上（含65岁）的老年人口比例、14岁以下（不含14岁）的幼年人口比例、14-65岁（含14岁但不含65岁）的壮年人口比例；各地区的就业率记作 $employed_ratio$ ，等于各地区城乡就业人员总数在其总人口中的比例；¹⁶各地区的产业结构用第一产业占国内生产总值的比重来衡量，记作 $firstgdpratio$ ，等于各地区的国内生产总值中第一产业的比例；各地区的开放度记作 $openness$ ，等于各地区的进出口总额除以其国内生产总值；各地区的城市化水平记作 $urbanization$ ，等于各地区的非农业人口除以其总人口；各地区的基础设施水平用该地区的铁路和公路密度来衡量，分别记作 $railway_den$ 和 $road_den$ ，相应地等于各地区的铁路营业里程除以其总面积和各地区的公路里程除以其总面积，单位都是公里/平方公里；各地区的固定资产投资比例记作 $investment_gdp$ ，等于各地区的固定资产投资总额除以其国内生产总值；各地区的人力资本水平记作

¹⁶ 需要强调的是，《中国统计年鉴》提供的城镇居民登记失业率指标强调的是“非农业人口”和“在当地就业机构登记”等限定条件，并不能反映真正的失业率水平进而就业率水平。因此，我们直接使用 $employed_ratio$ ，即各地区城乡就业人员总数在其总人口中的比重来测度该地区的就业率。

UC_student，等于各地区的高等学校在校学生数除以其总人口。

考虑到以上变量的面板数据格式可能存在的非线性关系、非平稳序列等计量问题，与Madariaga 和 Poncet（2007）一致，对于以上所有解释变量和被解释变量都采用了自然对数形式。因此，以上变量命名形式都是在变量的原名称前再加表示自然对数形式的前缀“ln_”。¹⁷

当年的各种空间滞后的人均财政收入变量 $(W*Y)_i$ 是空间权重矩阵 W 与以上名义或实际的人均地方本级财政收入总量和增值税收入、营业税收入、企业所得税收入、个人所得税收入、城市维护建设税收入、财产税收入（包括房产税、印花税、土地使用税、土地增值税、车船使用税、契税等）、费类收入、中央补助收入等变量 Y_i 的乘积。这些变量的名称用前缀“wln_”与原变量名称复合而成，单位是元/人。

上一年的各种空间滞后的人均财政收入变量 $(W*Y)_{i-1}$ 是当年的各种空间滞后的人均财政收入变量 $(W*Y)_i$ 的滞后一年形式，在书写形式为原变量名称与前缀“wln_”、后缀“_lag1”复合而成，单位是元/人。

需要说明的是，基于面板数据格式的空间权重矩阵 W 是一个 $NT \times NT$ 的矩阵，它是基于横截面数据的空间权重矩阵 w 的一个扩展： N 为横截面的省级行政区数，即29； T 为时间序列的年份数，即7。 W 反映的是研究所关心的在每个年度 T 内 N 个地区的空间关系，具体形式如下：

$$W = \begin{bmatrix} w_{1999} & 0 & 0 \\ 0 & \cdot & 0 \\ 0 & 0 & w_{2005} \end{bmatrix}_{203 \times 203}$$

其中， w_{1999} 、...、 w_{2005} 分别表示在1999-2005年样本内29个省级行政区的空间权重矩阵 w 。鉴于本文采用的基于地表距离的空间关系是不随时间变化的，因此我们有 $w_{1999} = \dots = w_{2005}$ 。对于每一个基于横截面数据的空间权重矩阵 w 而言，该矩阵中的元素 w_{ij} 反映了第 i 地区与第 j 地区在空间中的相互关系。理论上有三个关于空间权重矩阵 w 的假设： w_{ij} 是已知常数，矩阵 w 所有对角线元素都是0，以及矩阵 w 特征根是已知的。第一个假设排除了空间权重矩阵参数化的可能，第二

¹⁷ 自然对数形式的被解释变量和解释变量使得计量模型（1）中的各种回归系数反映的是经济学意义上的弹性。

个假设说明没有一个地区能够被看作是自己的空间邻居。第三个假设使得空间权重矩阵的特征根以及空间回归模型的对数似然方程可以被精确计算出来(Elhorst, 2003)。本文中, $w_{ij}=1/d_{ij}$, d_{ij} 表示的是省级行政区i的省会城市和省级行政区j的省会城市的地表距离。进一步地, 我们对空间权重矩阵 w 进行了行标准化, 使得每一行之和为1。

2、回归结果

以人均地区本级财政收入水平的回归结果为例。表1给出了以人均名义地区本级财政收入水平 $\ln_tfisincp$ 和人均实际地区本级财政收入水平 $\ln_tfisincpr$ 为地区财政收入总量指标的空间策略性互动模型 (1) 的回归结果。

表 1 1999-2005 分地区跨年度人均地区本级财政收入的广义矩回归方法结果

	被解释变量: 人均名义地区本级财政收入的 自然对数值 $\ln_tfisincp$				被解释变量: 人均实际地区本级财政收入的 自然对数值 $\ln_tfisincpr$			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$w\ln_tfisincp$	-0.098* (0.053)	-0.152* (0.085)	-0.122** (0.052)	-0.049 (0.099)				
$w\ln_tfisincpr$					-0.098* (0.055)	-0.179* (0.093)	-0.100** (0.047)	-0.180 (0.133)
$\ln_tfisincp_lag1$	0.865*** (0.117)	0.824*** (0.144)	0.923*** (0.141)	0.718** (0.328)				
$\ln_tfisincpr_lag1$					0.833*** (0.144)	0.750*** (0.263)	0.977*** (0.081)	0.638 (0.457)
$w\ln_tfisincp_lag1$			-0.007 (0.041)	0.156** (0.064)				
$w\ln_tfisincpr_lag1$							-0.058 (0.070)	-0.085 (0.122)
$\ln_pgdp$	0.253 (0.182)	0.638 (0.437)	0.212*** (0.055)	-0.061 (0.647)				
$\ln_pgdp1998$					0.452 (0.314)	1.210** (0.453)	0.302** (0.139)	0.151 (1.798)
$\ln_population_den$	-0.016 (0.035)	0.694 (0.813)	-0.016 (0.049)	-0.030 (0.905)	-0.069 (0.126)	2.178* (1.072)	0.025 (0.063)	-0.252 (1.674)
$\ln_pop65$	0.023 (0.028)	0.009 (0.063)	0.016 (0.023)	0.029 (0.053)	0.003 (0.013)	0.052 (0.083)	0.001 (0.017)	0.024 (0.022)
$\ln_pop14$	-0.065 (0.239)	-0.511 (0.445)	-0.001 (0.472)	-0.190 (0.658)	-0.220 (0.470)	-1.209* (0.683)	0.232 (0.462)	-1.626* (0.810)
$\ln_pop1564$	-0.642 (0.855)	-1.508 (1.737)	-0.397 (0.918)	0.095 (2.586)	-0.747 (1.061)	-2.735 (2.007)	-0.387 (0.754)	-8.150** (3.306)

ln_employedp_ratio	-0.129 (0.261)	-0.040 (0.501)	-0.003 (0.195)	0.066 (0.869)	-0.496 (0.620)	-0.401 (0.713)	-0.290 (0.211)	-1.878* (0.996)
ln_firstgdpratio		-0.212 (0.192)		-0.070 (0.191)		0.209 (0.344)		-0.202 (0.161)
ln_openness		0.300** (0.127)		-0.009 (0.107)		0.284*** (0.080)		0.104 (0.129)
ln_urbanization		0.075 (0.089)		-0.050 (0.065)		0.006 (0.069)		0.193** (0.083)
ln_railway_den		-0.186 (0.137)		-0.357 (0.303)		-0.027 (0.149)		-0.275 (0.163)
ln_road_den		0.080 (0.100)		0.241 (0.162)		0.088 (0.165)		0.002 (0.150)
ln_investment_GDP		0.270 (0.462)		0.043 (0.452)		-0.053 (0.240)		-0.370 (0.495)
ln_UC_student		0.119 (0.448)		0.444 (0.590)		0.587 (0.659)		0.240 (0.564)
常数项	-0.938 (0.995)	-7.994 (6.304)	-0.516 (0.469)	2.747 (3.909)	-2.664 (2.058)	-18.133* (9.910)	-1.455** (0.582)	-2.251 (20.516)
AR(1)检验: z 值	-3.82***	-3.23***	-3.58***	-2.63***	-3.33***	-2.27**	-3.42***	-1.88*
AR(2)检验: z 值	0.94	1.02	1.27	-0.16	0.87	0.45	1.32	-1.48
Hansen 检验: χ^2 值	13.57	6.84	14.64	6.30	9.94	8.49	11.40	2.91
观测值	203	203	203	203	203	203	203	203

注: ***(**、*)表示回归系数显著性水平为 1% (5%、10%), 括号中是标准差。

回归方程中还包括了 2000-2005 各年度的年度虚拟变量, 篇幅所限, 其回归结果此处省略。

水平方程和差分方程中使用了不同的工具变量组合, 篇幅所限, 其组合具体形式此处省略。

我们发现, 当引入较少的控制变量时, 当年本地区空间滞后的人均地区本级财政收入水平显著地负向影响着该地区当年的人均地区本级财政收入水平, 因此各地方政府当年的人均地区本级财政收入水平决策在空间上存在着显著的策略性替代特征。具体而言: 当被解释变量是人均名义地区本级财政收入水平 $\ln_tfisincp$ 时, 回归结果 (1)、(2) 和 (3) 中当年空间滞后的人均名义地区本级财政收入水平 $w\ln_tfisincp$ 的回归系数都至少在 10% 的水平上显著为负。以回归系数相对较小的回归结果 (2) 为例, 当本年度本地区之外其他地区以空间距离加权平均的人均名义地区本级财政收入水平增加或减少 1% 时, 会至多导致当年本地区人均名义地区本级财政收入水平反向减少或增加 0.152%。当被解释变量是人均实际地区本级财政收入水平 $\ln_tfisincpr$ 时, 回归结果 (5)、(6)、(7) 中当年空间滞后的人均实际地区本级财政收入水平 $w\ln_tfisincpr$ 的回归系数也都至少在 10%

的水平上显著为负。以回归系数相对较小的回归结果（6）为例，当本年度本地区之外其他地区以空间距离加权平均的人均实际地区本级财政收入水平增加或减少1%时，会至多导致当年本地区人均实际地区本级财政收入水平反向减少或增加0.179%。

但是，以上各地区当年人均地区本级财政收入水平之间在空间上显著的策略性替代关系是来自控制变量较少的回归结果的，因此我们不能确定这种显著发现是否反映了其他被我们忽略的控制变量对人均地区本级财政收入水平的影响，这些变量包括产业结构、开放度、城市化水平、基础设施水平、固定资产投资比例、人力资本水平等。观察引入了以上更多控制变量的回归结果（4）和（8），这种之前各地区当年人均地区本级财政收入水平之间显著的空间策略性替代关系变得不再显著了。因此，以各种解释变量考虑最为全面的回归结果（4）和（8）为标准，我们并未发现各地区当年人均地区本级财政收入水平之间在空间上存在着显著的策略性互动关系。

表4-3除了考察各地区人均地区本级财政收入水平之间在同一年度的空间策略性互动关系之外，还分析了上一年空间滞后的人均地区本级财政收入水平是否可能影响了本年度各地区人均地区本级财政收入水平。结果显示，各地区上一年空间滞后的人均名义地区本级财政收入水平对于该地区当年的人均名义地区本级财政收入水平有着显著的正面影响，而各地区上一年空间滞后的人均实际地区本级财政收入水平对于该地区当年的人均实际地区本级财政收入水平却没有显著影响，因此各地方政府当年的人均名义地区本级财政收入水平决策与其他政府前一年的人均名义地区本级财政收入水平决策之间存在着显著的跨期策略性互补特征。尽管这一显著发现并不稳健，但是它来自控制变量考虑最为全面的回归结果，因此较之不显著的发现而言更为可信。具体而言：当被解释变量是人均名义地区本级财政收入水平 $\ln_tfisincp$ 时，虽然控制变量较少的回归结果（3）中上一年空间滞后的人均名义地区本级财政收入水平 $w\ln_tfisincp_lag1$ 的回归系数并不显著，但是控制变量最多的回归结果（4）中上一年空间滞后的人均名义地区本级财政收入水平 $w\ln_tfisincp_lag1$ 的回归系数在5%的水平上显著为正。以这一回归结果（4）为例，当上一年本地区之外其他地区以空间距离加权平均的人均名义地区本级财政收入水平增加或减少1%时，会导致当年本地区人均实际地

区本级财政收入水平同向增加或减少0.156%。当被解释变量是人均实际地区本级财政收入水平 $\ln_tfisincpr$ 时，回归结果（7）和（8）中上一年空间滞后的人均名义地区本级财政收入水平 $w\ln_tfisincpr_lag1$ 的回归系数并不显著。

各地区上一年的人均名义地区本级财政收入水平显著且稳健地正向影响着该地区当年的人均名义地区本级财政收入水平。而各地区上一年的人均实际地区本级财政收入水平对该地区当年的人均名义地区本级财政收入水平虽然也有着显著的正向影响，但是这种显著影响在控制变量考虑最为全面的回归结果消失了，因此，以控制变量考虑最为全面的回归结果为标准，更为可信的结论是，各地区上一年的人均实际地区本级财政收入水平对该地区当年的人均实际地区本级财政收入水平虽然没有显著的正向影响。具体而言，当被解释变量是人均名义地区本级财政收入水平 $\ln_tfisincp$ 时，回归结果（1）-（4）中上一年的人均名义地区本级财政收入水平 $\ln_tfisincp_lag1$ 的回归系数都至少在5%的水平上显著为正。以回归系数最小的回归结果（4）为例，当本地区上一年的人均名义地区本级财政收入水平增加或减少1%时，会至少导致当年本地区人均名义地区本级财政收入水平同向增加或减少0.718%。当被解释变量是人均实际地区本级财政收入水平 $\ln_tfisincpr$ 时，回归结果（5）-（7）中上一年的人均实际地区本级财政收入水平 $\ln_tfisincpr_lag1$ 的回归系数都在1%的水平上显著为正。以回归系数最小的回归结果（6）为例，当本地区上一年的人均实际地区本级财政收入水平增加或减少1%时，会至少导致当年本地区人均实际地区本级财政收入水平同向增加或减少0.750%。但是，这种显著的回归发现在回归结果（8）中并不存在。

观察可能影响各地区当年的人均地区本级财政收入水平的其他控制变量，我们发现：各地区14岁以下（不含14岁）的幼年人口比例对于人均名义地区本级财政收入水平没有显著影响，却显著降低了人均实际地区本级财政收入水平。尽管后者的显著发现并不稳健，但是显著发现却存在于控制变量考虑最为全面的回归结果中，因此较之不显著的发现而言更为可信。具体而言：当被解释变量是人均名义地区本级财政收入水平 $\ln_tfisincp$ 时，回归结果（1）-（4）中各地区14岁以下（不含14岁）的幼年人口比例 $\ln_pop14$ 的回归系数都不显著。当被解释变量是人均实际地区本级财政收入水平 $\ln_tfisincpr$ 时，回归结果（6）和控制变量考虑最为全面的回归结果（8）中各地区14岁以下（不含14岁）的幼年人口比例 $\ln_pop14$

的回归系数都在10%的水平上显著为负。以回归系数最小的回归结果（8）为例，当本地区14岁以下（不含14岁）的幼年人口比例增加或减少1%时，会至多导致当年本地区人均实际地区本级财政收入水平反向减少或增加1.626%。

各地区14-65岁（含14岁但不含65岁）的壮年人口比例对于人均名义地区本级财政收入水平没有显著影响，却显著降低了人均实际地区本级财政收入水平。尽管后者的显著发现并不稳健，但是显著发现却存在于控制变量考虑最为全面的回归结果中，因此较之不显著的发现而言更为可信。具体而言：当被解释变量是人均名义地区本级财政收入水平 $\ln_tfisincp$ 时，回归结果（1）-（4）中各地区14-65岁（含14岁但不含65岁）的壮年人口比例 $\ln_pop1564$ 的回归系数都不显著。当被解释变量是人均实际地区本级财政收入水平 $\ln_tfisincp$ 时，控制变量考虑最为全面的回归结果（8）中各地区14-65岁（含14岁但不含65岁）的壮年人口比例 $\ln_pop1564$ 的回归系数都在5%的水平上显著为负。当本地区14-65岁（含14岁但不含65岁）的壮年人口比例增加或减少1%时，会至多导致当年本地区人均实际地区本级财政收入水平反向减少或增加8.150%。

各地区的就业率对于人均名义地区本级财政收入水平没有显著影响，却显著降低了人均实际地区本级财政收入水平。尽管后者的显著发现并不稳健，但是显著发现却存在于控制变量考虑最为全面的回归结果中，因此较之不显著的发现而言更为可信。具体而言：当被解释变量是人均名义地区本级财政收入水平 $\ln_tfisincp$ 时，回归结果（1）-（4）中各地区就业率 $\ln_employedp_ratio$ 的回归系数都不显著。当被解释变量是人均实际地区本级财政收入水平 $\ln_tfisincp$ 时，控制变量考虑最为全面的回归结果（8）中各地区就业率 $\ln_employedp_ratio$ 的回归系数都在10%的水平上显著为负。当本地区就业率（城乡就业人口在总人口中的比例）增加或减少1%时，会至多导致当年本地区人均实际地区本级财政收入水平反向减少或增加1.878%。

各地区的城市化水平对于该地区人均名义地区本级财政收入水平没有显著影响，但对于该地区当年的人均实际地区本级财政收入水平却有着显著的正面影响，尽管这一显著影响并不稳健，但它来自控制变量考虑最为全面的回归结果，因此较之不显著的发现而言更为可信。具体而言：当被解释变量是人均名义地区本级财政收入水平 $\ln_tfisincp$ 时，回归结果（1）-（4）中各地区城市化水平

ln_urbanization的回归系数都不显著。当被解释变量是人均实际地区本级财政收入水平ln_tfisincp时，控制变量考虑最为全面的回归结果（8）中各地区城市化水平ln_urbanization的回归系数都在5%的水平上显著为正。当本地区城市化水平（各地区的非农业人口在其总人口中的比例）增加或减少1%时，会至少导致当年本地区人均实际地区本级财政收入水平同向增加或减少0.193%。

各地区的人均名义国内生产总值显著提高了各地区当年的人均名义地区本级财政收入水平，但这一发现并不稳健，而且在控制变量考虑最为全面的回归结果中并不显著，因此不显著的发现更为可靠一些。同样，各地区的人均实际国内生产总值也显著提高了该地区当年的人均实际地区本级财政收入水平，但这一发现也不稳健，而且在控制变量考虑最为全面的回归结果中并不显著，因此不显著的发现更为可靠一些。具体而言：当被解释变量是人均名义地区本级财政收入水平ln_tfisincp时，回归结果（3）中各地区的人均名义国内生产总值ln_pgdp的回归系数在1%的水平上显著为正。当各地区的人均名义国内生产总值增加或减少1%时，会导致当年本地区人均名义地区本级财政收入水平同向增加或减少0.212%。但这一显著发现在回归结果（1）、（2）和控制变量最为全面的回归结果（4）中消失了，因此以上显著结果并不可靠。当被解释变量是人均实际地区本级财政收入水平ln_tfisincpr时，回归结果（6）、（7）中各地区的人均实际国内生产总值ln_pgdp1998的回归系数在5%的水平上显著为正。以回归系数最小的回归结果（7）为例，当各地区的人均实际国内生产总值增加或减少1%时，会导致当年本地区人均实际地区本级财政收入水平同向增加或减少0.302%。但这些显著发现在回归结果（5）和控制变量最为全面的回归结果（8）中消失了，因此以上显著结果也并不可靠。

各地区的人口密度对于该地区人均名义地区本级财政收入水平没有显著影响，但却显著增加了该地区人均实际地区本级财政收入水平。以上显著发现并不稳健，而且在控制变量考虑最为全面的回归结果中并不存在，因此不显著的发现更为可靠一些。具体而言：当被解释变量是人均名义地区本级财政收入水平ln_tfisincp时，回归结果（1）-（4）中各地区的人口密度ln_population_den的回归系数都不显著。当被解释变量是人均实际地区本级财政收入水平ln_tfisincpr时，回归结果（6）中各地区的人口密度ln_population_den的回归系数在10%的水平上

显著为正。当本地区人口密度（本地区的总人口除以其总面积）增加或减少1%时，会导致当年本地区人均实际地区本级财政收入水平同向增加或减少2.178%。但这些显著发现在回归结果（5）、（7）和控制变量最为全面的回归结果（8）中消失了，因此以上显著结果并不可靠。

各地区的开放度显著提高了各地区当年的人均地区本级财政收入水平，但这一发现对于各地区当年的人均名义或实际地区财政收入水平而言都并不稳健，而且在控制变量考虑最为全面的回归结果中都并不显著，因此不显著的发现更为可靠一些。具体而言：当被解释变量是人均名义地区本级财政收入水平 $\ln_tfisincp$ 时，回归结果（2）中各地区的开放度 $\ln_openness$ 的回归系数在5%的水平上显著为正，当本地区开放度（本地区的进出口总额除以其国内生产总值）增加或减少1%时，会导致当年本地区人均名义地区本级基本建设支出水平同向增加或减少0.300%。但这一显著发现在控制变量最为全面的回归结果（4）中消失了，因此以上显著结果并不可靠。当被解释变量是人均实际地区本级财政收入水平 $\ln_tfisincpr$ 时，回归结果（6）中各地区的开放度 $\ln_openness$ 的回归系数在1%的水平上显著为正，当本地区开放度（本地区的进出口总额除以其国内生产总值）增加或减少1%时，会导致当年本地区人均名义地区本级基本建设支出水平同向增加或减少0.284%。但这一显著发现在控制变量最为全面的回归结果（8）中消失了，因此以上显著结果也并不可靠。

此外，表4—3显示，各地区的人口结构中的老年人口比例、产业结构、基础设施水平、固定资产投资比例、人力资本水平对于各地区当年的人均地区本级财政收入水平都没有显著影响。

最后，表4—3汇报了有关的AR(1)、AR(2)、Hansen检验。AR(1)检验针对的是一阶差分方程中的残差项是否存在着显著为负的一阶序列相关，而AR(2)检验针对的是一阶差分方程中的残差项是否不存在显著的二阶序列相关。在原始方程的残差项不存在序列相关的原假设下，AR(1)检验结果应该是显著的，而AR(2)检验结果应该是不显著的。此外，Hansen检验的原假设是系统广义矩法估计过程中所使用的工具变量是有效的。因此，我们的AR(1)、AR(2)、Hansen检验结果都说明系统广义矩估计法的使用是恰当的。

总结表4—3汇报的基于计量模型（1）的各地区人均名义或实际的地区本级

财政收入水平的系统广义矩估计结果，我们发现：

首先，尽管各地方政府当年的人均名义或实际地区本级财政收入水平决策在空间上存在着显著的策略性替代特征，但是这一发现并不稳健。特别是在考虑了更为全面的控制变量组合后，这种显著的空间策略性替代关系变得不再显著了。因此，以各种解释变量最为全面的回归结果为标准，各地方政府当年的人均名义或实际地区本级财政收入水平决策在空间上并不存在可靠且显著的策略性互动关系。

其次，尽管各地方政府上一年度的空间滞后的人均实际地区本级财政收入水平对于该地区当年的人均名义地区本级财政收入水平没有显著影响，但是各地区上一年空间滞后的人均名义地区本级财政收入水平与该地区当年的人均名义地区本级财政收入水平却存在着显著的跨期策略性互补特征。虽然后者发现并不稳健，但是它存在于控制变量组合最为全面的回归结果中。因此，以各种解释变量最为全面的回归结果为标准，上一年除本地区之外其他地区人均名义地区本级财政收入水平决策与本年度本地区人均名义地区本级财政收入水平决策之间存在着显著的跨期策略性互补关系，而对于实际财政收入决策则不存在可靠且显著的跨期空间策略性互动关系。

第三，各地区上一年的人均地区本级财政收入水平显著地正向影响着该地区当年的人均名义地区本级财政收入水平。但是这种显著影响对于人均实际地区本级财政收入水平而言并不稳健，特别是不存在于控制变量组合最为全面的回归结果中；而这种显著影响对于人均名义地区本级财政收入水平而言是稳健的。因此，以各种解释变量最为全面的回归结果为标准，各地区的人均名义地区本级财政收入水平决策在时间上存在着显著且稳健的路径依赖，而且这种路径依赖关系并不显著且可靠地存在于人均实际地区本级财政收入水平决策中。

第四，各地区14岁以下（不含14岁）的幼年人口比例和14-65岁（含14岁但不含65岁）的壮年人口比例对于各地区的人均名义地区本级财政收入水平没有显著影响，但是显著降低了各地区人均实际地区本级财政收入水平。尽管这些显著发现并不稳健，但却存在于控制变量更为全面的回归结果中。因此，以各种解释变量最为全面的回归结果为标准，各地区壮年人口比例和幼年人口比例显著降低了各地区人均实际地区本级财政收入水平，而对于各地区的人均名义地区本级财政

收入水平没有显著影响。

第五，各地区的就业率对于人均名义地区本级财政收入水平没有显著影响，却显著降低了人均实际地区本级财政收入水平。尽管后者的显著发现并不稳健，但是显著发现却存在于控制变量考虑最为全面的回归结果中。因此，以各种解释变量最为全面的回归结果为标准，各地区的就业率对于人均名义地区本级财政收入水平没有显著影响，但却显著降低了人均实际地区本级财政收入水平。

第六，各地区的城市化水平对于人均名义地区本级财政收入水平没有显著影响，却显著提高了人均实际地区本级财政收入水平。尽管后者的显著发现并不稳健，但是显著发现却存在于控制变量考虑最为全面的回归结果中。因此，以各种解释变量最为全面的回归结果为标准，各地区的城市化水平对于人均名义地区本级财政收入水平没有显著影响，但却显著提高了人均实际地区本级财政收入水平。

第七，虽然各地区的人均国内生产总值显著提高了该地区当年的人均地区本级财政收入水平，但不论是对于人均名义地区本级财政收入水平还是人均实际地区本级财政收入水平而言，这些显著发现都不稳健，而且在控制变量考虑最为全面的回归结果中并不显著。因此，以各种解释变量最为全面的回归结果为标准，各地区的人均国内生产总值显著对于该地区当年的人均地区本级财政收入水平并不存在显著且可靠的发现。

第八，各地区的人口密度对于该地区人均名义地区本级财政收入水平没有显著影响，但却显著增加了该地区人均实际地区本级财政收入水平。以上显著发现并不稳健，而且在控制变量考虑最为全面的回归结果中并不存在。因此，以各种解释变量最为全面的回归结果为标准，各地区的人口密度对于该地区人均名义或实际地区本级财政收入水平没有显著且可靠的发现。

第九，虽然各地区的开放度显著提高了各地区当年的人均地区本级财政收入水平，但这一发现对于各地区当年的人均名义或实际地区财政收入水平而言都并不稳健，而且在控制变量考虑最为全面的回归结果中都并不显著。因此，以各种解释变量最为全面的回归结果为标准，各地区的开放度对于该地区人均名义或实际地区本级财政收入水平没有显著且可靠的发现。

最后，文献中提到的其他可能影响各地区人均地区本级财政收入水平的因素并没有显著的回归发现，这些因素包括各地区的人口结构中的老年人口比例、产

业结构、基础设施水平、固定资产投资比例、人力资本水平等。

其他具体科目的回归结果从略。

我们在此处汇报总的结果：

第一，我们发现，以当年的数据作为策略互动依据，大多数税种（包括增值税、营业税、个人所得税、城市维护建设税、财产税、费类收入、中央补助收入）都没有表现出空间商的可靠且显著的策略互动关系，无论是名义值还是实际值均如此。检验滞后一起的情况，结果发现，其中许多税种也仍然没有表现出空间上的策略互动。我们的结果表明，各地区上一年空间滞后的人均名义或实际地区本级增值税、营业税、企业所得税、个人所得税及财产税收入水平决策与该地区当年的人均名义或实际地区本级增值税收入水平决策之间并不存在显著的跨期策略性互动特征。

第二、部分税种给出了地方政府竞争的有力证据。

尽管很多税种没有给出支持地方政府竞争的明确证据，但我们还是发现了一些有力的证据支持地方政府竞争理论。首先，我们发现，基于当年的数据，企业所得税表现出了显著而可靠的空间策略互动性。当本年度本地区之外其他地区以空间距离加权平均的人均地区本级企业所得税收入水平增加或减少 1% 时，会至少导致当年本地区人均地区本级企业所得税收入水平同向增加或减少 0.495%。从前述分析我们可以看出，由于企业的所得是可以调节的，地方政府对企业的各种优惠也主要体现在所得税上，这就不难理解为什么恰恰是企业所得税表现出了显著的竞争特征。从另一角度看，地方政府之间的竞争主要基于吸引资本展开，对居民的竞争是无所谓的，这一点和国外的情况非常不同。如果以争夺资本为竞争的主要形式，那么企业所得税就成为吸引资本流入的重要工具。从结果上看，企业所得税的税收反应程度还比较大，说明地方政府在争夺资本方面是非常激烈的。

在本级财政收入总量方面，各地方政府当年的人均名义地区本级财政收入水平决策与其他政府前一年的人均名义地区本级财政收入水平决策之间存在着显著的跨期策略性互补特征。当上一年本地区之外其他地区以空间距离加权平

均的人均名义地区本级财政收入水平增加或减少 1%时,会导致当年本地区人均实际地区本级财政收入水平同向增加或减少 0.156%。

四、我国地方政府支出竞争的性质研究

(一) 数据来源和统计分析

考虑到分税制改革给地方财政支出决策带来的阶段性差异可能,以及这一变革产生效应的时间滞后可能,我们采用的数据时间段为 1998—2005 年。遵从文献中常用的中国省级行政区划方法:对于 1997 年后才成为直辖市的重庆市,我们把它 1998—2005 年的各种数据合并到四川省中;由于西藏数据缺失非常严重,我们将它剔除在样本之外。此外,考虑到滞后一年的各省级行政区的人均财政支出总量和科目不能存在缺失值,最终的面板数据样本包括中国 29 个省级行政区在 1999—2005 年共计 203 个观测值。本文的数据主要来源于《中国统计年鉴》、《新中国 50 年统计资料汇编》、《中国财政年鉴》和《中国人口年鉴》。

对应各省区的人均地方本级财政支出总量和科目 Y , 基于决算数据我们构造了如下指标:人均省区本级财政支出总量 $fiscalexpp$, 等于各省区的年度本级财政支出总额除以其总人口;人均省区基本建设支出 $infraexpp$, 等于各省区的年度基本建设支出除以其总人口;人均省区教育支出 $educationexpp$, 等于各省区的年度教育支出除以其总人口;人均省区科学支出 $scienceexpp$, 等于各省区的年度科学支出除以其总人口;人均省区医疗卫生支出 $healthexpp$, 等于各省区的年度医疗卫生支出除以其总人口;人均省区行政管理费用 $adminexpp$, 等于各省区的年度行政管理费用除以其总人口;人均省区预算外支出 $outbudexpp$, 等于各省区的年度预算外支出除以其总人口。由于以上这些名义指标没有考虑到各省区可能不同的通货膨胀水平的影响,我们在使用以上变量时需要以各省区消费价格指数 (CPI) 对它们进行调整,得到相应的实际指标,其变量名为以上名义指标变量名后加字母 “r”。滞后一年的各省区实际财政支出总量和科目 Y_{t-1} 为上述人均实际财政支出指标的滞后一年形式,其变量名为以上实际指标变量名加后缀 “_lag1”。以上这些人均实际财政支出指标的单位都是元/人。

针对控制变量组合 X , 我们也分别构造了相应指标:各省区以 1998 年不变价格计算的人均实际国内生产总值,记作 $pgdp_1998$, 单位是元;各省区的人

口密度 `population_den`，等于各省区的总人口除以其总面积，单位是人/平方公里；各省区的人口结构用老年、幼年、壮年人口比例来衡量，分别记作 `pop65`、`pop14`、`pop1564`，分别等于各省区总人口中 65 岁以上（含 65 岁）的人口比例、14 岁以下（不含 14 岁）的人口比例、14-65 岁（含 14 岁但不含 65 岁）的人口比例；18 各省区的就业率 `employed_ratio`，等于各省区城乡就业人员在其总人口中的比例；19 各省区的产业结构 `firstgdpratio`，等于各省区的国内生产总值中第一产业的比例；20 各省区的开放度 `openness`，等于各省区的进出口总额除以其国内生产总值；各省区的城市化水平 `urbanization`，等于各省区的非农业人口除以其总人口；各省区的基础设施水平用该省区的铁路密度 `railway_den` 和公路密度 `road_den` 来衡量，分别等于各省区的铁路营业里程和公路里程除以其总面积，单位都是公里/平方公里；各省区的固定资产投资比例 `investment_gdp`，等于各省区的固定资产投资总额除以其国内生产总值；各省区的人力资本水平 `UC_student`，等于各省区的高等学校在校学生数除以其总人口。

考虑到变量的面板数据格式可能存在的非线性关系、非平稳序列等计量问题，与 Madariaga and Poncet（2007）一致，我们对以上所有解释变量和被解释变量都采用了自然对数形式，相应的变量名加上了前缀“ln_”。²¹

当年空间滞后的人均财政支出变量 $(W*Y)_t$ 是空间权重矩阵 W 与实际的人均本级财政支出总量和基本建设、教育、科学、医疗卫生、行政管理费用以及预算外等科目支出变量 Y_t 的乘积。这些变量的名称用前缀“wln_”与原变量名称复合而成，单位是元/人。类似地，我们也得到了滞后一年的空间滞后变量 $(W*Y)_{t-1}$ 其名称为原变量名称与前缀“wln_”、后缀“_lag1”复合而成，单位

¹⁸ 虽然这三组年龄结构变量之和为 1，因此在回归分析中直接使用这三组变量会导致多重共线性问题。但是正如下文中所指出的，我们在回归分析中使用的是这三组变量的自然对数形式，因此三者之和并不为 1，不会导致多重共线性问题。自然对数形式的变量设定使得我们只有同时考虑三组年龄结构变量才能完整反映整个居民的年龄构成。感谢匿名审稿人就此对我们的提醒。

¹⁹ 需要强调的是，《中国统计年鉴》提供的城镇居民登记失业率指标强调的是“非农业人口”和“在当地就业机构登记”等限定条件，并不能反映真正的失业率水平进而就业率水平。因此，我们直接使用 `employed_ratio`，即各地区城乡就业人员在其总人口中的比重来测度该地区的就业率。

²⁰ 考虑到我国的工业化现状，采用第一产业 GDP 占总 GDP 的比重来反映一个地区的产业结构现状，是文献中比较常用的做法，如周业安、冯兴元、赵坚毅（2004）和王守坤、任保平（2008）。这一指标可以大致显示各地区的工业化现状和对自然资源的依赖程度。从我们所研究的主题看，第一产业的相对比重对地方政府的支出偏向会产生较大影响，而相对来说第二和第三产业属于竞争性行业，和地方政府的财政支出之间的关系不是很紧密。所以本文采取第一产业比重作为变量之一。根据发展经济学和公共经济学的一般性结论，一般情况下，这一产业结构指标是与地区经济发展水平以及非农财政支出成反比的。感谢匿名审稿人就此对我们的提醒。

²¹ 自然对数形式的被解释变量和解释变量使得计量模型（1）中的各种回归系数反映的是经济学意义上的弹性。

是元/人。

基于面板数据的空间权重矩阵 W 是一个 $NT \times NT$ 的矩阵，它是基于横截面数据的空间权重矩阵 w 的一个扩展： N 为省级行政区数，即 29； T 为年份数，即 7。 W 反映的是每个年度 T 内 N 个省区的空间关系，具体形式如下：

$$W = \begin{bmatrix} w_{1999} & 0 & 0 \\ 0 & \cdot & 0 \\ 0 & 0 & w_{2005} \end{bmatrix}_{203 \times 203}$$

其中， w_{1999} 、...、 w_{2005} 分别表示 1999-2005 年 29 个省级行政区的空间权重矩阵 w 。鉴于本文采用的基于地表距离的空间关系是不随时间变化的，因此我们有 $w_{1999} = \dots = w_{2005}$ 。对于每一个 w 而言，该矩阵中的元素 w_{ij} 反映了第 i 省区与第 j 省区在空间中的相互关系。理论上三个关于空间权重矩阵 w 的假设： w_{ij} 是已知常数，这排除了空间权重矩阵参数化的可能；矩阵 w 所有对角线元素都是 0，这说明没有一个省区能够被看作是自己的空间邻居；矩阵 w 特征根是已知的，这使得空间权重矩阵的特征根以及空间回归模型的对数似然方程可以被精确计算出来(Elhorst, 2003)。本文中， $w_{ij} = 1/d_{ij}$ ，与 Madariaga and Poncet (2007) 一致， d_{ij} 表示的是省级行政区 i 的省会城市和省级行政区 j 的省会城市间的地表距离，具体的距离数据来自空间地理科学网站 <http://www.geobytes.com>。这一网站中的“City Distance Tool”栏目提供了根据各个城市的经度和纬度位置所计算城市间的地表距离。进一步地，我们对空间权重矩阵 w 进行了行标准化，使得每一行之和为 1。²²

(二) 回归分析

在回归分析中，我们重点考察了人均实际各省区的财政支出总量与基本建设、教育、科学、医疗卫生、行政管理费用以及预算外等六项具体支出是否存在竞争？如果存在竞争的话，是表现为策略互补还是策略替代？表 2 汇报了采用系统广义矩估计法对空间计量模型 (1) 进行分析的七组实证结果 (1)-(7)，分别对应以上七种不同的财政支出指标。回归模型中的控制变量包括各省区的人均实际国内生产总值、人口密度、人口结构、就业率、产业结构、开放度、

²² 考虑到不同的空间权重矩阵对实证分析结果的可能影响，我们也使用了文献中常见但空间形式考虑较为简单的一阶和二阶相邻矩阵。主要的回归结果没有发生改变。

城市化水平、基础设施水平、固定资产投资比例、人力资本水平等变量。²³

表 2 1999-2005 年人均实际省区本级财政支出总量和科目支出的广义矩回归结果

财政支出种类	总量	基本建设	教育	科学	医疗卫生	行政管理 费	预算外
回归结果	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
wY ^a	-0.110 (0.184)	0.617 (0.429)	0.165 (0.152)	-0.268 (0.344)	0.427 (0.275)	-0.038 (0.108)	0.790** (0.302)
Y_lag1 ^b	0.982** (0.389)	0.628** (0.229)	0.487 (0.478)	0.313 (0.624)	0.282 (0.256)	0.004** (0.002)	0.238 (0.677)
wY_lag1 ^c	-0.359* (0.195)	0.886** (0.364)	0.242** (0.116)	0.194* (0.105)	0.468** (0.204)	-0.258* (0.140)	0.569 (0.450)
ln_pgdp1998	-1.166 (0.718)	-0.988 (2.779)	0.626* (0.338)	0.346 (0.947)	-0.387** (2.046)	1.372 ^d	3.209 (3.160)
ln_population_de n	0.145 (0.439)	-2.550 (2.211)	-0.525 (0.519)	-0.587 (2.346)	0.871 (3.107)	-0.477** (0.225)	4.310 (3.106)
ln_pop65	-0.004 (0.027)	0.104 (0.083)	0.064 ^d	-0.001 ^d	0.021 (0.072)	0.048** (0.021)	0.111 (0.173)
ln_pop14	-0.567 (0.568)	-4.206** (1.895)	0.515 (0.856)	-0.764 (1.826)	-0.357 (0.945)	-0.389*** (0.132)	2.587 (1.825)
ln_pop1564	-2.992* (1.711)	-19.134** (8.263)	1.859 (2.514)	-0.834 (5.794)	-3.877 (3.665)	1.826 ^d	7.269 (5.804)
ln_employedp_ra tio	0.085 (0.655)	-4.499 (2.944)	0.501 (0.959)	0.515 (0.793)	-0.573 (1.116)	0.723** (0.343)	1.717 (1.943)
ln_firstgdpratio	-0.314 (0.211)	-1.504** (0.720)	-0.016 (0.172)	-0.422 (0.540)	0.053 (0.479)	0.080 (0.264)	-0.174 (0.489)
ln_openness	-0.086 (0.182)	-0.088 (1.242)	0.069 (0.145)	-0.335 (0.975)	0.356 (0.266)	-0.186 (0.126)	0.248 (0.451)
ln_urbanization	-0.137* (0.070)	-0.395 (0.286)	-0.252* (0.124)	0.049 (0.336)	-0.038 (0.200)	-0.131 (0.103)	-0.396 (0.340)
ln_railway_den	0.038 (0.262)	-0.007 (0.634)	-0.081 (0.105)	0.138 (0.207)	0.207 (0.259)	0.034 (0.222)	-0.684 (0.617)
ln_road_den	0.118 (0.254)	0.319 (0.459)	0.557 ^d	-0.091 (0.642)	-0.192 (0.260)	0.254 (0.419)	0.026 (0.254)
ln_investment_G DP	0.022	-0.242	-0.660	0.923	0.191	0.134	-1.386

²³ 在进行回归分析之前，我们还对七种省区政府财政支出总量和科目指标进行了空间相关性检验。尽管 Moran's I 和 Geary's C 的检验结果都揭示了这些省区政府财政支出种类之间都存在着显著的策略互补（即模仿效应），但是这些空间相关性检验结果仅仅针对的是各省区当年同期的各种财政支出的空间策略性互动关系，而且并没有考虑其他可能影响这些变量的因素，因此得到的空间相关性结论可能是不可靠的。精确的省区政府财政支出总量和科目的当年和滞后一年的空间相关性结果需要对模型（1）进行实证分析来获得。篇幅所限，我们省略了这些空间相关性检验结果的汇报。

	(0.459)	(2.426)	(0.447)	(0.682)	(0.616)	(0.211)	(1.332)
ln_UC_student	0.573	1.593	0.651	-0.378	0.184	-0.155	2.794**
	(0.426)	(1.915)	(0.392)	(0.527)	(0.679)	(0.429)	(1.343)
常数项	13.896*	8.302	2.731	-1.851	-1.541	-4.005	-36.312
	(6.208)	(13.793)	(2.572)	(18.304)	(31.528)	(3.984)	(41.230)
AR(1)检验: z 值	-4.48**	-1.74*	-1.65*	-3.30***	-2.19**	-2.35**	-2.21**
	*						
AR(2)检验: z 值	-1.27	0.43	-0.66	0.41	-1.35	0.24	-0.60
Hansen 检验:							
chi2 值	1.74	4.45	3.97	4.40	5.01	6.56	4.64
观测值	203	203	203	203	203	203	203

注：回归结果（1）-（7）的被解释变量分别是 ln_fiscalexppr、ln_infraexppr、ln_educationexppr、ln_sciencexppr、ln_healthexppr、ln_adminexppr、ln_outbudexppr。***（**、*）表示回归系数显著性水平为 1%（5%、10%），括号中是标准差。回归方程中还包括了 2000-2005 各年度的年度虚拟变量，

篇幅所限，其回归结果此处省略。水平方程和差分方程中使用了不同的工具变量组合，篇幅所限，其组合

具体形式此处省略。^a、^b、^c为了方便制表，此处我们使用 Y 来表示相应的财政支出总量和科目指标变量名。

^d 此处标准差估计值在 Stata 软件进行 System GMM 估计时自动省略了。

观察表2中显著的回归结果，我们有如下发现。

首先，中国各省区人均实际本级财政支出总量和行政管理费支出都呈现出了显著的策略替代特征。回归结果（1）显示，各省区当年的人均实际本级财政支出总量与该省区上一年空间滞后的人均实际本级财政支出总量之间存在着显著的跨期策略替代特征。当上一年本省区之外其他省区以空间距离加权平均的人均实际本级财政支出总量增加或减少 1%时，会导致当年本省区人均实际本级财政支出总量反向减少或增加 0.359%。这一结论和邵军（2007）关于支出总量策略互补的发现不同，而导致这种结论的差异来自不同的计量模型设置、回归方法选择以及指标构造上。与邵军（2007）相比，我们使用的空间计量模型考虑的控制变量更加全面，同时考虑了符合我国预算制度特点的时间滞后变量；我们使用的系统广义矩估计法也比极大似然估计法更加科学；我们构造的变量不仅考虑了通货膨胀的影响，而且逐年调整方法考虑了宏观经济变动带来的冲击，也保证了回归模型（1）两边变量口径的一致。因此，我们关于省区财政支出总量策略替代的发现更为可靠一些。类似地，回归结果（6）显示，各省区当

年的人均实际行政管理费用支出与该省区上一年空间滞后的人均实际行政管理费用支出之间也存在着显著的跨期策略替代特征。当上一年本省区之外其他省区以空间距离加权平均的人均实际省区行政管理费用支出增加或减少 1%时,会导致当年本省区人均实际行政管理费用水平反向减少或增加 0.258%。

其次,中国各省区人均实际基本建设支出、教育支出、科学支出、医疗卫生支出、预算外支出都表现出了显著的策略互补特征。回归结果(2)显示,各省区当年的人均实际基本建设支出与该省区上一年空间滞后的人均实际基本建设支出之间存在着显著的跨期策略互补特征。当上一年本省区之外其他省区以空间距离加权平均的人均实际省区基本建设支出增加或减少 1%时,会导致当年本省区人均实际基本建设支出同向增加或减少 0.886%。这一发现与李永友和沈坤荣(2008)、邵军(2007)的发现相似。回归结果(3)显示,各省区当年的人均实际教育支出与该省区上一年空间滞后的人均实际教育支出之间存在着显著的跨期策略互补特征。当上一年本省区之外其他省区以空间距离加权平均的人均实际省区教育支出增加或减少 1%时,会导致当年本省区人均实际教育支出同向增加或减少 0.242%。回归结果(4)显示,各省区当年的人均实际科学支出与该省区上一年空间滞后的人均实际科学支出之间存在着显著的跨期策略互补特征。当上一年本省区之外其他省区以空间距离加权平均的人均实际省区科学支出增加或减少 1%时,会导致当年本省区人均实际科学支出同向增加或减少 0.194%。回归结果(5)显示,各省区当年的人均实际医疗卫生支出与该省区上一年空间滞后的人均实际医疗卫生支出之间存在着显著的跨期策略互补特征。当上一年本省区之外其他省区以空间距离加权平均的人均实际省区医疗卫生支出增加或减少 1%时,会导致当年本省区人均实际医疗卫生支出同向增加或减少 0.468%。这些发现与李永友和沈坤荣(2008)和邵军(2007)都不同。与他们相比,我们在计量模型设置、回归方法选择以及指标构造上都考虑得更加全面,而且我们对教育、医疗卫生和科学支出的细分考虑了这些支出的差异性,因此我们的结论更为可靠一些。回归结果(7)显示,各省区当年的人均实际预算外支出与该省区当年空间滞后的人均实际预算外支出之间存在着显著的跨期策略互补特征。当本年度本省区之外其他省区以空间距离加权平均的人均实际省区预算外支出增加或减少 1%时,会导致当年本省区人均实际预算外支出同向增加

或减少 0.790%。

第三，中国各省区人均实际本级财政支出总量、基本建设支出和行政管理费支出都存在着显著的时间上的路径依赖特征。回归结果（1）显示，各省区当年的人均实际本级财政支出总量与该省区上一年的人均实际本级财政支出总量之间存在着显著的路径依赖特征。当上一年本省区的人均实际本级财政支出总量增加或减少 1%时，会导致当年本省区同一指标同向增加或减少 0.982%。回归结果（2）显示，各省区当年的人均实际基本建设支出与该省区上一年的人均实际基本建设支出之间也存在着显著的路径依赖特征。当上一年本省区的人均实际基本建设支出增加或减少 1%时，会导致当年本省区同一指标同向增加或减少 0.628%。类似地，回归结果（6）显示，各省区当年的人均实际行政管理费支出与该省区上一年的人均实际行政管理费支出之间也存在着显著的路径依赖特征。当上一年本省区的人均实际行政管理费支出增加或减少 1%时，会导致当年本省区同一指标同向增加或减少 0.004%。

此外，我们还得到了以下关于各种控制变量对各种省区财政支出指标的显著回归发现。

回归结果（1）显示，各省区 14-65 岁的壮年人口比例和城市化水平都显著降低了该省区当年的人均实际本级财政支出总量。当各省区 14-65 岁的壮年人口比例增加或减少 1%时，会导致本省区人均实际本级财政支出总量反向减少或增加 2.992%；当各省区以本地区非农业人口在其总人口中的比例衡量的城市化水平增加或减少 1%时，会导致本省区人均实际本级财政支出总量反向减少或增加 0.137%。

回归结果（2）显示，各省区 14 岁以下的幼年人口比例、14-65 岁的壮年人口比例和产业结构都显著降低了该省区的人均实际基本建设支出。当各省区 14 岁以下的幼年人口比例增加或减少 1%时，会导致本省区人均实际基本建设支出反向减少或增加 4.206%；当各省区 14-65 岁的壮年人口比例增加或减少 1%时，会导致本省区人均实际基本建设支出反向减少或增加 19.134%；当各省区以本地区第一产业占国内生产总值的比重衡量的产业结构增加或减少 1%时，会导致本省区人均实际基本建设支出反向减少或增加 1.504%。

回归结果（3）显示，各省区的人均实际国内生产总值显著提高了该省区的

人均实际教育支出，而城市化水平的作用却截然相反。当各省区人均实际国内生产总值增加或减少 1%时，会导致本省区人均实际教育支出同向增加或减少 0.626%；而当各省区以本地区非农业人口在其总人口中的比例衡量的城市化水平增加或减少 1%时，会导致本省区人均实际教育支出反向减少或增加 0.252%。

回归结果（5）显示，各省区的人均实际国内生产总值显著降低了该省区的人均实际医疗卫生支出。当各省区人均实际国内生产总值增加或减少 1%时，会导致本省区人均实际医疗卫生支出反向减少或增加 0.387%。

回归结果（6）显示，各省区的人口密度和 14 岁以下的幼年人口比例显著降低了该省区的人均实际行政管理费支出，而 65 岁以上的老年人口比例和就业率的作用却截然相反。当各省区的人口密度增加或减少 1%时，会导致本省区人均实际行政管理费支出反向减少或增加 0.477%；当各省区 14 岁以下的幼年人口比例增加或减少 1%时，会导致本省区人均实际行政管理费支出反向减少或增加 0.389%。完全不同的是，当各省区 65 岁以上的老年人口比例增加或减少 1%时，会导致本省区人均实际行政管理费支出同向增加或减少 0.048%；当各省区以城乡就业人口在总人口中的比重衡量的就业率增加或减少 1%时，会导致本省区人均实际行政管理费支出同向增加或减少 0.723%。

回归结果（6）显示，各省区的人力资本水平显著提高了该省区的人均实际预算外支出。当各省区以该地区高等学校在校学生数在总人口中的比例衡量的人力资本水平增加或减少 1%时，会导致本省区人均实际预算外支出同向增加或减少 2.794%。

最后，表 2 汇报了有关的 AR(1)、AR(2)、Hansen 检验。AR(1)检验针对的是一阶差分方程中的残差项是否存在着显著为负的一阶序列相关，而 AR(2)检验针对的是一阶差分方程中的残差项是否不存在显著的二阶序列相关。在原始方程的残差项不存在序列相关的原假设下，AR(1)检验结果应该是显著的，而 AR(2)检验结果应该是不显著的。此外，Hansen 检验的原假设是系统广义矩法估计过程中所使用的工具变量是有效的。因此，我们的 AR(1)、AR(2)、Hansen 检验结果都说明系统广义矩估计法的使用是恰当的。

（三）结论

第一、省区本级支出总量以及行政管理费支出呈现出显著的策略替代特征。

首先，从各省区本级支出总量看，各地区上一年空间滞后的人均实际地区本级财政支出水平与该地区当年的人均实际地区本级财政支出水平却存在着显著的跨期策略性替代特征。当上一年本地区之外其他地区以空间距离加权平均的人均实际地区本级财政支出水平增加或减少 1% 时，会至少导致当年本地区人均实际地区本级财政支出水平反向减少或增加 0.359%。。

支出总量上表现出策略替代表面上看不可理解，因为不符合溢出效应的特征。但如果从前述支出竞争的理论逻辑上就可以看出，支出总量作为多级政府中考核制度的重要环节，尽管支出体现为公共品供给，但并不以当地居民的公共品需求为评价标准，而是以上级政府的考核意图为评价标准。支出相当于资源的损耗，降低支出就相当于节约。那么在总量上如果某个地方政府采取相对少的支出策略，就可以在相对绩效考核体系中显示出某种理财能力，这可以作为政绩的一部分。因此，如果地方政府采取这种逻辑，反映到支出总量上来，表现出一定程度的策略替代就顺利成章了。类似的逻辑也体现在行政管理费上。行政管理费是政府效率的反应，该项支出越多，说明政府的效率越低，机构越臃肿。特别是行政管理费经常被人们认为是对纳税人税收的浪费，是一种“坏”的支出。因此，在这种观念的指导下，上级政府的考核意图必然是要对行政管理费尽可能压缩的。反映到地方政府的策略上来，也就会体现出节约的策略。如果地方政府体会到上级政府对行政管理费的意图，那么就会出现策略替代情形。我们的研究表明，行政管理费的确存在空间上的策略替代。具体来看，从各省区行政管理费支出看，各地方政府当年的人均实际地区本级行政管理费用水平决策与其他地方政府前一年的人均实际地区本级行政管理费用水平决策之间存在着显著的跨期策略性替代特征。当上一年本地区之外其他地区以空间距离加权平均的人均实际地区本级行政管理费用水平增加或减少 1% 时，会至少导致当年本地区人均实际地区本级行政管理费用水平反向减少或增加 0.2587%。

第二、其他各项支出均呈现出策略互补特征。首先，各地方政府当年的人均实际地区本级基本建设支出水平决策与其他地方政府前一年的人均实际地区本级基本建设支出水平决策之间存在着显著的跨期策略性互补特征。当上一年本地区之外其他地区以空间距离加权平均的人均实际地区本级基本建设支出水平增加或减少 1% 时，会至少导致当年本地区人均实际地区本级基本建设支出水平

平同向增加或减少 0.487%。这个结论和张军等（2007）、傅勇和张晏（2007）、傅勇（2007）的看法一致，后者发现，分权可能激励地方政府过度投资基础设施，并导致地方政府支出结构的扭曲。对于建设支出表现出策略互补，在此就无需多做解释了。在多级政府中，GDP 为中心的考核制度以及地方官员的任期限制激励地方政府把更多的资源直接用于短期内能够提升当地 GDP 水平的项目上，这就使得地方政府在财政预算中更偏向经济建设类项目，而不是那些具有长期效应的社会性项目。考核制度是针对所有地方政府的，因此所有地方政府都会出现这种偏向，从而在结果上体现为建设性支出的策略互补。

其次，社会性支出表现出显著的策略互补特征。教育方面，各地方政府当年的人均地区本级教育支出水平决策与其他政府前一年的人均地区本级教育支出水平决策之间存在着显著的跨期策略性互补特征。当上一年本地区之外其他地区以空间距离加权平均的人均名义地区本级教育支出增加或减少 1%时，会导致当年本地区人均名义地区本级教育支出同向增加或减少 0.09%。当上一年本地区之外其他地区以空间距离加权平均的人均实际地区本级教育支出水平增加或减少 1%时，会至少导致当年本地区人均实际地区本级教育支出水平同向增加或减少 0.24%。医疗方面，各地区上一年空间滞后的人均实际地区本级医疗卫生支出水平与该地区当年的人均实际地区本级医疗卫生支出水平却存在着显著的跨期策略性互补特征。尽管后者发现并不稳健。当上一年本地区之外其他地区以空间距离加权平均的人均实际地区本级医疗卫生支出水平增加或减少 1%时，会至少导致当年本地区人均实际地区本级医疗卫生支出水平反向减少或增加 0.468%。科学支出方面，各地区上一年空间滞后的人均实际地区本级科学支出水平与该地区当年的人均实际地区本级科学支出水平却存在着显著且稳健的跨期策略性互补特征。当上一年本地区之外其他地区以空间距离加权平均的人均实际地区本级科学支出水平增加或减少 1%时，会至少导致当年本地区人均实际地区本级科学支出同向增加或减少 0.194%。

在三项支出中，医疗支出的弹性最大，教育次之，科学支出最小。这正好符合人们通常的看法。如前所述，虽然在我国特定的政府体制下，地方政府可以不直接通过支出反应当地居民的公共品需求，但从中央来说，则可以假定是追求公共利益的，能够体现一个国家居民的公共品需求，在这种情况下，中央

政府会在对下级政府的考核指标中体现这种意图，并通过考核来激励地方重视增进当地居民的福利。因此，地方政府虽然存在公共支出的偏向，但在社会性支出方面，还是采取了策略互补型行为，只有这样才能满足中央的考核要求。就科学支出来讲，明显和中央政府一再强调的科技兴国战略有关。在这一战略的指导下，地方政府也同样会采取相对地增加科学支出的措施。所以，通过上级政府考核制度的引导和激励，地方政府在社会性支出和科学支出上表现出了策略互补型竞争。当然，这里需要强调的是，社会性支出和科学支出的策略互补特征和预算中这些项目供给相对不足并不矛盾。也就是说，就单独一个地方政府来说，在其预算当中更重视建设性支出，轻视社会性支出和科学支出；但相对于其他辖区来说，某个地方政府会采取相对增加社会性支出和科学支出的策略，而其他辖区政府则会模仿和跟进，从而导致了策略互补。

最后，各地方政府当年的人均实际地区本级预算外支出水平决策在空间上存在着显著的策略性互补特征。当本地区之外其他地区以空间距离加权平均的人均实际地区本级预算外支出水平增加或减少 1%，本地区人均实际地区本级预算外支出至少会增加 0.765%。很明显，和建设性支出以及社会性支出等相比，预算外支出的弹性最大。如果说前述各项支出都受到中央政府考核体系的严格制约，更多的是在中央政府的考核体系的激励下，地方政府展开支出竞争，那么预算外支出可以视为地方政府支出方面的真正意义上的自主竞争。尽管近年来预算外收支已经纳入预算管理，但对于地方政府来说，预算外支出是极富弹性的，地方政府对该项支出的主动性较大。各地方政府无论是出于公共利益的目的，还是一些官员出于各自私利的目的，都可能通过预算外支出来实现。因此，在这种背景下，预算外支出就成为地方政府竞争的重要手段。各个地方政府通过在预算外支出方面的攀比和模仿，来增加自身在要素市场上的竞争力，从而导致该项支出的策略互补特征。

总的来看，我国地方政府支出竞争所表现出来的上述特征和政府现行制度有关，这一点和国外的研究结果看似相同，但本质不同。国外的研究也大多表明，支出总量和社会性支出分项都表现出策略互补特征，学者们称之为溢出效应以及标尺竞争。但在我国地方政府支出并不完全是由地方政府决定，具体支出也不受到当地居民的控制，这就使得通常意义上的溢出效应和标尺竞争出现

的可能性大大下降了。按照我国的预算法和实际运行的预算制度，地方政府支出是在中央的有关制度约束下，由地方政府决定。由于地方政府具有一定的自主权，在中央政府相对绩效考核的制度激励下，地方政府必然会展开支出竞争，只不过这种竞争具有某种迎合中央政府考核标准的含义。因此，我们的研究为中国式的标尺竞争提供了更为丰富准确的证据。同时，地方出于自身利益的考虑，也会利用自由裁量权以及信息优势来决定支出结构和数量，这就导致了各具体支出科目上所表现出来的竞争力度不同，通常建设性支出的竞争程度最高，并且建设性支出还表现出高度的时间路径依赖特征，这再次证明地方政府支出结构的偏向。

五、总结

改革是一个渐进的探索有效激励的过程，在这个过程中，财政分权扮演着核心的作用。财政分权是重新构造政府间契约关系的核心，无论是财权还是事权，都在财政分权的不同模式中得到相对合理的界定，而这一界定实际上就是赋予了不同层级政府的责权利的对称性，满足激励兼容条件。通过分税制，不同层级的政府之间各自有了相对独立的权力，从而也就有了对应的责任和利益，基于这种制度安排，地方政府的激励不仅得到有效改进，而且也部分克服了原先政府间关系市场化的短视和波动倾向。但是我们也看到，由于现行的分税制是一种不彻底的、也就是有限的制度化分权，它导致了有限的地方政府竞争，这种竞争会给长期经济增长带来严重的问题，比如教育等社会福利项目的供给不足、社会不平等的加剧、环境恶化、投资膨胀和宏观经济波动等等。

很显然，按照弗里德曼（2008）的说法，我国现有的经济增长是缺乏道德的，因而也是难以持续的。如果要试图获得一个持续的经济增长，并赋予该增长模式以道德意义，就必须重新调整现行的财政分权制度，规范地方政府竞争行为。对比来看，如果我们仅仅在现有的制度框架下讨论可持续发展和和谐发展问题，是舍本求末的思考方式和政策主张。地基不坚实，房屋不可能牢固。如何才能获得一个坚实的地基呢？核心就是建立起真正的公共财政体制，让居民拥有真正的投票权，这就是纳税人权利的本意。财政的本质是宪政，和财政有关的收入和支出权利本质上是一种宪政权利（布伦南和布坎南，2004），而作为宪政权利，必须

有居民完整的参与才真正能够实现。所谓公共财政，本意如此。我国从1998年就提出了建设公共财政体系的目标，但一直没有致力于其本质的讨论，也就使得这种公共财政是流于形式的。如果居民没有真正的投票权，就无法要求政府实现其偏好，也就不可能改变现行的缺乏道德的增长模式。这其实是一个简单的道理。

参考文献：

OECD，2006，《中国公共支出面临的挑战：通往更有效的公平之路》，清华大学出版社。

本杰明·弗里德曼，2008，《经济增长的道德意义》，中国人民大学出版社。

布伦南，布坎南，2004，《宪政经济学》，中国社会科学出版社。

樊纲，王小鲁（主编），2000，《中国经济增长的可持续性——跨世纪的回顾与展望》，经济科学出版社。

冯兴元，2001a，“中国辖区政府间竞争理论分析框架”，天则内部文稿系列，2001年第2期。

冯兴元，2001b，“论辖区政府间的制度竞争”，《国家行政学院学报》，第6期。

傅勇，张晏，2007，“中国式分权与财政支出结构偏向：为增长而竞争的代价”，《管理世界》，第3期。

何梦笔（主笔），1999b，“中国辖区竞争、地方公共品的融资与政府的作用项目分析框架”，陈凌译，1999年。

何梦笔，1999a，“政府竞争：大国体制转型理论分析范式”，维滕大学讨论文稿第42期中译文，陈凌译，1999年9月。

胡书东，2001，《经济发展中的中央与地方关系——中国财政制度变迁研究》，上海三联书店，上海人民出版社。

李萍（主编），2006，《中国政府间财政关系图解》，中国财政经济出版社。

李涛，周业安，2008，“财政分权视角下的支出竞争和中国经济增长——基于中国省级面板数据的实证研究”，《世界经济》，第11期。

李永友，沈坤荣，2008，“辖区间竞争、策略性财政政策与FDI增长绩效的区域特征”，《经济研究》，第5期。

林毅夫，刘志强，2000年，“中国的财政分权与经济增长”，《北京大学学报（哲学社会科学版）》，第4期。

平新乔，白洁，2006，“中国财政分权和地方公共物品的供给”，《财贸经济》，第2期。

- 乔宝云, 2002, 《增长与均等的取舍》, 人民出版社。
- 乔宝云, 范坚勇, 冯兴元, 2005, “中国的财政分权与小学义务教育”, 《中国社会科学》, 第6期。
- 邱晓华, 郑京平, 万东华, 冯春平, 巴威, 严于龙, 2006, “中国经济增长动力及前景分析”, 《经济研究》, 第5期。
- 沈坤荣, 付文林, 2006, “税收竞争、地区博弈及其增长绩效”, 《经济研究》, 第6期。
- 岳希明, 张曙光, 许宪春, 2005, 《中国经济增长速度: 研究与争论》, 中信出版社。
- 张军, 2007, “分权与增长: 中国的故事”, 《经济学(季刊)》, 第7卷第1期。
- 张晏, 2005, 《分权体制下的财政政策和经济增长》, 上海人民出版社。
- 张晏, 龚六堂, 2005, “分税制改革、财政分权与中国经济增长”, 《经济学(季刊)》第5卷第1期。
- 章泉, 2008, 《财政分权、公众偏好和环境污染: ——来自中国省级面板数据的证据》, 中国人民大学经济学院工作论文。
- 周黎安, 2004, “晋升博弈中政府官员的激励与合作: 兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因”, 《经济研究》, 第6期。
- 周黎安, 2007, “中国地方官员的晋升锦标赛模式研究”, 《经济研究》, 第7期。
- 周业安, 2003, “地方政府竞争与经济增长”, 《中国人民大学学报》, 第1期。
- 周业安, 冯兴元, 赵坚毅, 2004, “地方政府竞争和市场秩序的重构”, 《中国社会科学》, 第1期。
- 周业安, 王曦, 2008, “中国的财政分权与教育发展”, 《财政研究》, 第11期。
- 周业安, 章泉, 2008, “财政分权、经济增长和波动”, 《管理世界》, 第3期。
- 邹至庄, 2006, 《中国经济转型》, 中国人民大学出版社。
- Blanchard, Olivier and Andrei Shleifer, 2000, “Federalism with and without Political Centralization: China versus Russia,” *NBER Working Paper*, no.7616.
- Jin, Jing and Heng-fu Zou, 2005, “Fiscal Decentralization and Economic Growth in China”, Working Paper, Development Research Group, The World Bank.
- Jin, Hehui, Yingyi Qian, and Barry R. Weingast, 2005, “Regional Decentralization and Fiscal Incentives: Federalism, Chinese Style”, *Journal of Public Economics*, 89(9-10), pp. 1719-1742.
- Montinola, Gabriella, Yingyi Qian, and Barry R. Weingast, 1995, “Federalism, Chinese Style: The Political Basis for Economic Success in China”, *World Politics* (October) 48: 50-81.
- Qian, Yingyi and Barry R. Weingast., 1996, “China's Transition to Markets: Market-Preserving Federalism, Chinese Style”, *Journal of Policy Reform*, 1(2), pp. 149-185.
- Qian, Yingyi and Barry R. Weingast., 1997, “Federalism as a Commitment to Preserving

Market Incentives”, *Journal of Economic Perspectives*, 11(4), pp. 83-92.

Zhang, Tao and Heng-fu Zou, 1998, “Fiscal decentralization, public spending, and economic growth in China”, *Journal of Public Economics* 67: 221-40.

Zhang, Tao and Heng-fu Zou, 2001, “The growth impact of intersectional and intergovernmental allocation of public expenditure: With applications to China and India” ,*China Economic Review* 12(1): 58-81.

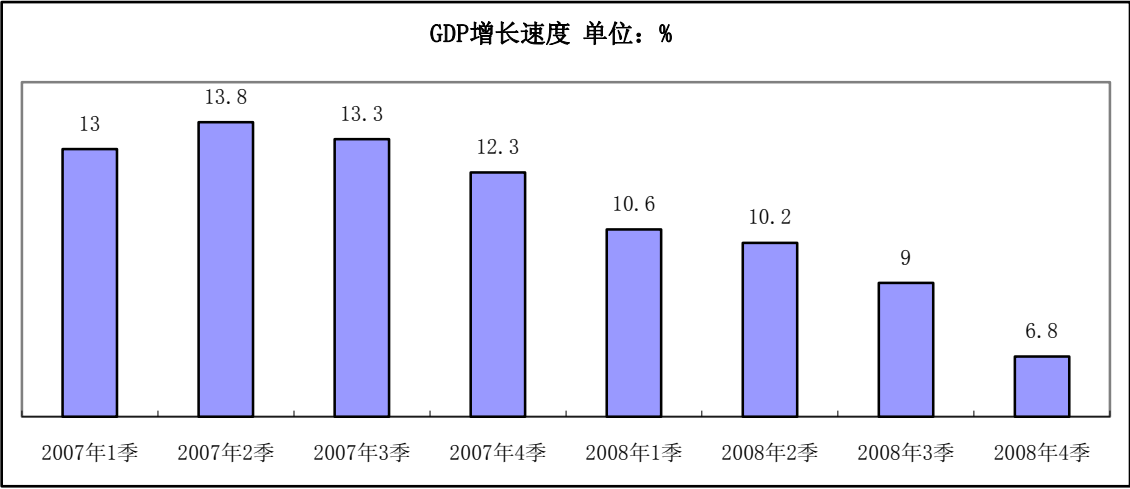
分报告 3:

1998 年反衰退措施会是当前财政政策指南针吗？

内容摘要：本报告从财政政策的两个关键角度，财政自动稳定器和相机抉择政策，来研究财政政策在 1999 年经济复苏中作用。研究发现（1）由于规模过小，地方政府必须保持平衡预算且不能借贷等原因，财政自动稳定器对 1999 年经济复苏所做贡献微不足道；（2）在相机抉择政策方面，1998 年的财政政策很难说成是扩张性，没有证据表明相机抉择财政政策是经济复苏的推动力。从研究结果出发，本报告提出了若干建议：第一、深化财政体制改革，将财政自动稳定器职能划归中央；第二、调整财政收支结构，提高自动稳定器预防和治理波动能力；第三、建立社会保障号，提高相机抉择政策刺激总需求中消费部分的能力；第四、建立财政稳定基金，抑制经济波动幅度。这些错误的目的是预防、减少和治理经济波动，以实现应对当前经济衰退和长期持续发展的双重目标。

一、当前的困境是什么？

金融危机对世界经济的影响已日益明显，中国也不例外，全面审视目前面临的经济困境有利于政府制定正确、有力的经济政策。从下图可以看出，在 2007 年第 4 季度达到 13.8% 的峰值之后，中国的经济增长速度已逐季度不断下降，最新的统计数据是 2008 年第 4 季度 GDP 增长率为 6.8%。一个直观的比较是，GDP 的 6.8% 的增长率事实上仅比 1999 衰退以来的最低值（1999 年第 2 季度增长率为 5.3%）稍高。



来源：国家统计局网站。

1.1 出口不断下降、投资开始萎缩

在总需求的各个组成中，虽然消费仍然在增长，但出口和投资的情势相当紧张。

就进出口而言，全球衰退给中国经济带来了巨大的负面影响。主要经济体的衰退直接影响了中国的进出口。受外部需求萎缩的影响，过去三个月中出口总值的分别下降了 -2.2%、-2.8% 和 -17.5%，呈现加速下滑的态势。在同样的背景下，进口总值下降的幅度更大，今年 1 月份进口下降幅度高达 43.1%²⁴。另外，上海港去年 12 月份的出口量下降了 19.2%，进口量下降了 12.1%。

进出口指标加速恶化（同比：%）			
指标	2008 年 11 月	2008 年 12 月	2009 年 1 月

²⁴ 2009 年 1 月，亚洲主要经济体的出口业绩都很糟糕。台湾出口衰退 44.1%，是历年单月最大衰退；日本出口衰退更高达 46.1%；韩国去年十二月单月出口衰退幅度高达 32.8%。

进出口总值	-9	-11.1	-29
出口总值	-2.2	-2.8	-17.5
进口总值	-17.9	-21.3	-43.1
顺差	52.3	72.4	102

数据来源：海关总署网站。

投资的情况也不容乐观。以近年来经济发展重要支撑的房地产开发为例，2008 年 12 月，北京和上海的新现房销售面积分别同比下降了 43.4%和 35.9%；与此同时，空置面积增加，北京的空置面积增加了 26.9%。更为严峻的是，两地的新开工面积分别下降了 4.5%和 10.1%。

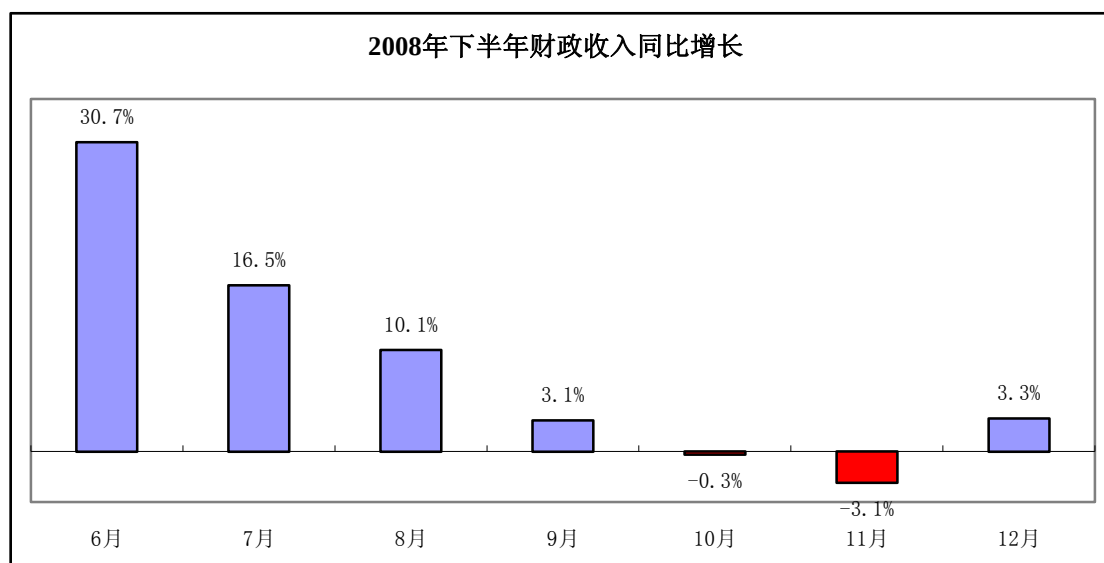
住宅建设和销售增长率（%）		
	北京*	上海**
施工面积	-6.4	7.8
新开工	-4.5	-10.1
竣工面积	-24.5	-35.9
现房销售面积	-43.4	-40.1
期房销售面积	-39.6	无数据
空置面积	26.9	无数据

* www.bjstats.gov.cn/sjfb/bssj/jdsj/2008/200902/t20090205_136006.htm

** www.stats-sh.gov.cn/2004shtj/ysjj/index3.htm

1.2 税收收入降幅较大

和其他指标相比，财政收入也许是更好地刻画中国经济下滑的深度和广度。在我国的主要税种中，最大税种是增值税和营业税。它们和经济活动的规模直接相关。重要性排在第二位的则是所得税：企业所得税和个人所得税的高低和经济活动的后果关系更大。另外，进口增值税和消费税受进口规模的直接影响。因此，经济规模的变化可以侧目通过税收收入变动观察。下图中可以看出，从 08 年中期起，财政收入的增长速度迅速地从 6 月份的 30.7%，一路下滑到 11 月份的-3.1%，到 12 月份才略有反弹，也仅仅保持在 3.3%。另外，失业指标和工业增加值等指标都显示我国经济增长速度开始下降。



数据来源：财政部国库司

1.3 中国经济结构现状与财政政策选择

经济的快速下滑引起了各级政府的高度注意，总额高达四万亿的经济刺激计划迅速出台。这一政策无论从规模和时间上都给全球的学界和政策制定者留下了深刻影响。四万亿的刺激计划看来是政府对付经济危机的主要工具。从规模和结构看，刺激计划的是中央政府现阶段较为合理的选择。主观上，政策制定者似乎对 1998 年反衰退政策得效果深具信心。新的计划似乎是 98 年财政政策的大号版。政策制定者也许认为 98 年财政政策行之有效，这是两个计划内容相似的原因。而规模不同的原因反应了决策者对两次经济衰退规模的判断。

不过，要想实现左右的财政政策效果，必须全面分析当前中国经济结构的现状和国际经济形势的变化。

客观上，中国 GDP 的结构在很大程度上决定了中国刺激计划的形式。在总需求的四个组成部分中，消费、投资、政府购买和净出口所占比重分别为 44.4%、40.7、11.1%和 3.9%。从下表中同时可以看到，中国总需求结构和其他国家存在明显差别。在主要经济体中，中国 GDP 中消费所占份额最小，不仅低于美国的 70.3%，也远远小于日本的 57.4%。就投资所占比重而言，中国的指标远远高于其他国家，是日本之外其他国家的一倍有余。政府购买方面，中国的公共部门的规模明显小于其他国家。例如，英国政府购买占 GDP 比重为 21.8%，比中国高出了 10 个百分点。GDP 的第三个组成部分净出口，中国顺差的比重仅次于

德国,为 3.9%;另外,在主要经济体中,中国的贸易依存度也仅次于德国为 64.5%。

主要经济体 GDP 构成上的差异					
	消费	政府购买	投资	净出口	贸易依存度
中国	44.4	11.1	40.7	3.9	64.5
美国	70.3	15.8	19.2	-5.3	25.4
日本	57.4	17.9	22.7	1.9	24.4
德国	59.3	18.6	17.2	4.9	71.1
英国	65.3	21.8	16.8	-3.9	53.8

来源：国家统计局

GDP 的四大组成部分中,消费很难成为政策的主要目标。首先,消费在总需求中所占比重较低,对经济的带动作用弱。其次,刺激消费是一个世界性难题。即便我们相信凯恩斯主义的消费函数,如何将钱送到那些消费倾向高的人,且不造成挤出效应,都是难事。更为重要的是,我国缺少刺激消费所必须的公民收入信息系统。即便想刺激消费,退税、发放消费券都难以企及那些高边际消费倾向人群。总需求中的投资的企业部分和税率关系不大,尤其是处于衰退时期;而居民投资部分也不太受契税等政府政策的影响。因此,衰退时期,政府要想刺激投资是一项艰难的任务。

而在全球危机越来越严重的情况下,指望出口解决衰退问题也不现实。全球主要经济体都面临严重的经济衰退。美国去年第四季度 GDP 环比下降 1%。欧元区去年第四季 GDP 环比萎缩 1.5%,比前一年同期萎缩 1.2%,是欧元区第一次遭遇如此严重的经济收缩。日本经济的衰退更为严重,第四季度的环比萎缩高达 3.3%。如果折合成年度指标,日本的年度 GDP 增长率将是-12.7%,是第一次石油危机以来的最大跌幅。英国经济去年第四季度增长率为环比-1.5%。德国去年第四季 GDP 在连续萎缩三季的基础上,环比减少 2.1%,创 22 年来最大缩幅。法国第四季度经济环比萎缩 1.2%,为 1978 年来最大值。意大利萎缩 1.8%,为 1980 年来最大值。西班牙上季萎缩 1%,是 1993 年以来第一次经济衰退。在这样严峻情况下,中国的出口实不容乐观。依靠货币贬值、出口扩张来复苏经济的可能性非常低。

在这样一个背景下,经济复苏的重担就指望财政政策了。从这点出发,如果 1998 年中国财政政策确实是促进经济复苏的有效措施,再次启用类似的政策

自然是个不错的选择。但是，如果结束 1998 衰退是由于其他因素，如出口扩张等，而非财政政策，那么复制、放大一个相对低效的政策可能会贻误反衰退的时机，不得不引为决策者审慎面对！因此，有必要研究财政政策在 1999 年复苏中的作用，为当前制定反衰退政策提供些许借鉴。

本报告从财政政策的两个关键角度，财政自动稳定器和相机抉择政策，来研究财政政策在 1999 年经济复苏中作用。我们研究发现（1）由于规模过小，地方政府必须保持平衡预算且不能借贷等原因，财政自动稳定器对 1999 经济复苏所做贡献微不足道；（2）在相机抉择政策方面，1998 年的财政政策很难说成是扩张性，很难构成经济复苏的推动力。从研究结果出发，本报告提出了旨在预防、减少和治理经济波动的改革措施，以实现应对当前经济危机和长期持续发展的双重目标。

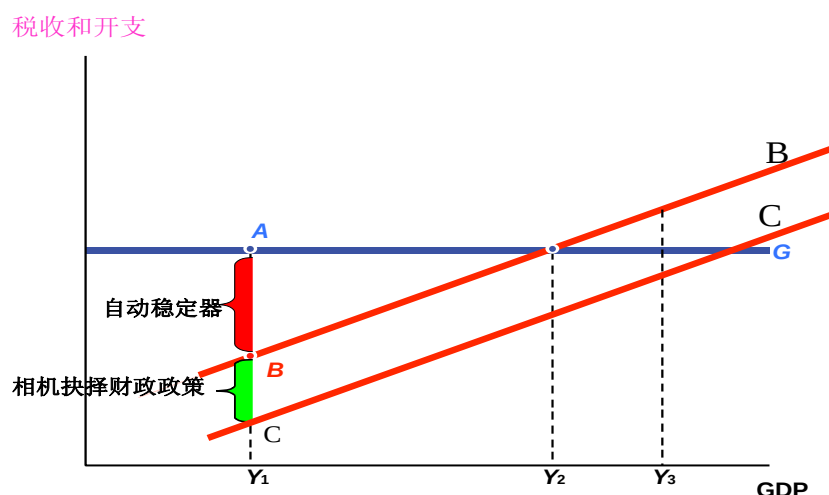
二、自动稳定器、财政政策与 1998 年经济衰退

2.1 自动稳定器和相机抉择财政政策

自动稳定器和相机抉择政策是政府对付衰退的两道防线。前者其实是政府提供公共服务和进行收入再分配的副产品；后者是政府有目的地实施反危机的政策选择。

自动稳定器功能的发挥，实际上是透过赤字变动表现出来。一般来说，政府预算赤字可以表示为： $\text{赤字} = \text{开支} - \text{收入} = (\text{政府购买} + \text{转移性支出}) - \text{收入}$

一般来说，政府购买的规模对 GDP 变动不敏感。而转移性支出的失业保险、收入中的所得税等和 GDP 变动密切相关。以失业保险为例，当经济下滑时，失业人数增加，领取失业保险的人数增加，政府的失业保险开支增加。从政府的收入方面看，个人所得税和公司所得税都是累进的，经济发展快的时候，人们的收入被课以更高的税率。我们因此可以将政府赤字看作 GDP 的函数。其斜率取决于所得税税率和转移性支出的给付率。



在上图中，AG 是一条直线是想近似刻画政府购买和 GDP 规模不大这个特征。斜率为正的 BB 线表明政府的预算状况。随着 GDP 增长，税收上升，转移性支出减少。例如，过去的几年里，经济增长强劲，各项税收高速增长，而失业保险等开支水平下降，政府有预算盈余（图中 GDP 为 Y_3 ）。当经济衰退时，税收收入下降、失业保险方面的开支增加，政府预算变成赤字（图中的 Y_1 ）。当经济处于 Y_2 ，我们看到，政府是预算平衡。

自动稳定器的规模取决于 GDP 的变动。当税率和转移性支出方面的各项规定不变时，经济规模的大小直接决定了自动稳定器的规模。例如，当经济从 Y_2 萎缩到 Y_1 时，自动稳定器的规模从零扩大到 AB。而相机抉择政策会改变赤字线 BB 曲线的斜率和位置。例如，当政府将个人所得税抵扣提高、一次性退税，将失业保险的支付时间延长，BB 线的斜率并没有变化，而是曲线发生位移。收入和开支侧的任何类似变化都会改变赤字线的位置。因此，当经济从 Y_2 萎缩到 Y_1 ，政府提高减免额，延长失业保险支付时间时，政府的预算赤字会在 AB 的基础上进一步扩大到 BC。当然，如果政府实施降低纳税抵扣，赤字线 BB 也可以向上移动，从而能抵消自动稳定器。还有一类政策会改变赤字线 BB 的斜率。例如，我国的两税合并过程中，国内企业的所得税率从 35% 降为 24%；北京和广东等地方提高失业保险的支付水平等都会改革赤字线的斜率。这些情况下，预算赤字也会发生变化。

2.2 中国自动稳定器规模

财政自动稳定器稳定经济的能力取决于三个方面：政府收入和开支对 GDP 变化的敏感程度、收入开支在 GDP 中所占比重，以及收入开支的构成要素。我们使用 1998 年-2007 年省级数据估计了我国财政自动稳定器对 GDP 变动的敏感程度。研究发现，我国的财政收入对 GDP 变化较为敏感。例如，GDP 增长 1%，财政收入增加 1.24%。政府收入的主要项目中，企业所得税和个人所得税最为敏感，两者的弹性分别为 1.46 和 1.49。政府收入中最为重要因素的增值税则对 GDP 波动的敏感程度较低，其弹性仅仅为 1.14；远远低于重要性排在第二位的营业税，其弹性系数为 1.44（估计方程和其他相关税种的弹性见下表）。

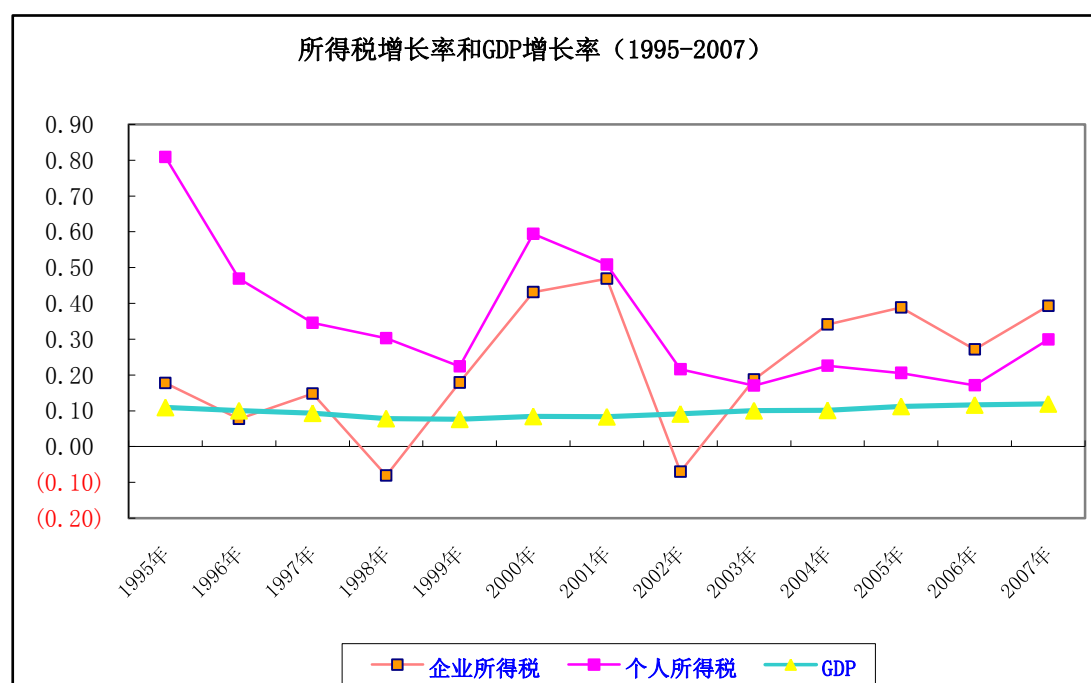
分项目税收弹性面板数据分析 1998-2007			
	Pool regression	Fixed effect	Random effect
财政收入	1.24	1.27	1.27
增值税	1.14	1.10	1.14
营业税	1.44	1.39	1.37
企业所得税	1.46	1.06	1.16
个人所得税	1.49	0.97	1.04
城市维护建设税	1.04	1.17	1.15
房产税	1.25	1.07	1.11
契约税	2.22	2.75	2.65
注 1：数据来源 1999-2008 年各年度中国统计年鉴，观测值等于 $10 \times 31 = 310$ 。			
注 2：回归方程 $\log(\text{tax}_{it}) = \alpha + \beta_1 \log(\text{gdp}_{it}) + \log(\text{popu}_{it}) + \text{manu} + \varepsilon_{it}$ 。			

为更为直观地观察政府收入和 GDP 之间的关系，我们比较各主要税种和 GDP 增长率之间的关系。在 1995-2007 年间，中国的 GDP 和主要税种在维持较高增长率的同时，也经历了较大波动。例如，95-07 期间，GDP、税收总额、增值税、营业税、企业所得税和个人所得税的平均增长率分别为 10%、19%、16%、19%、22%、35%；以标准差衡量的波动程度分别为：0.01、0.06、0.04、0.07、0.18 和 0.19。最近的例子是，去年第四季度 GDP 增长率下滑到 6.8%后，增值税、个人所得税、关税、进口增值税和消费税和印花税分别环比萎缩了 3.6%、42.1%、0.7%、35.6%、49.1%和 90.2%！只有消费税和营业税仍然维持了一定的增长。

各个税收指标和 GDP 指标之间存在紧密联系。就税收总额而言，GDP 增

长率从 1997 年的 9.3% 下降到 1998 年的 7.8%，税收收入总额的增长率从 1997 年的 17% 下滑到 1998 年的 11%。具体到份额最大的增值税和营业税，其波动程度和 GDP 波动密切相关。从下图中我们可以看出，伴随着 1998 年的经济下滑，增值税和营业税的增长速度迅速下降。另一方面，当经济恢复增长时，这两个主要税种也加速增长。

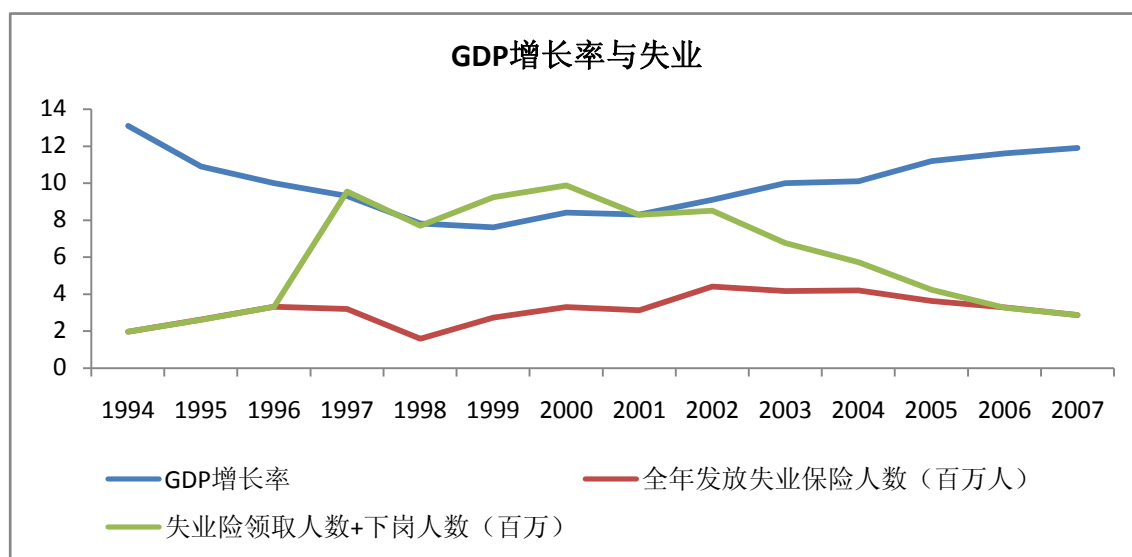
和前述两个税种不同，因为累进税率，企业和个人所得税是财政自动稳定器的主要内容。从下图中不难看出，和增值税、营业税的情况类似，这两个税种也和经济波动密切相关。1998 年经济下滑时，企业和个人所得税双双下滑，企业所得税还经历了负增长。



数据来源：《国家税务总局核算和统计司》

自动稳定器的另外一个方面是开支方面的失业保险。这一问题略微有些复杂。1994-2007 年间，若仅从失业保险和 GDP 波动方面，人们难以发现两者之间存在任何关系。中国开支一侧的自动稳定器似乎不存在。熟悉中国财政制度的人会发现，1996 到 2006 年的国有企业失业下岗问题非常突出。由于失业保险体系本身的脆弱性，如果由失业保险体系支付国有企业下岗职工保险金，部分地区的失业保险会立即崩溃。对于那些失业问题严重的黑龙江和辽宁等地更是如此。各地因此成立了国有企业下岗再就业中心，由本地财政，而不是劳动与社保部门负责国企的职工失业问题。当我们将下岗职工数量和城镇登记失业

者合并一起时，我们就会发现经济波动和失业之间存在明显的反向关系（见下图）。



数据来源：《中国劳动统计年鉴 1995-2007》

2.3 1998 年的财政自动稳定器在 1998 年复苏中的作用

根据 OECD 的 interlink model，在 EU，1990 年代，自动稳定器将经济的波动程度减少了 25%。在丹麦和芬兰作用最明显：若没有自动稳定器，波动幅度将会严重两倍！（EU Public Finance in EMU-2001, Meyemans, E. 2002: Automatic Fiscal Stabilizers in the Euro Area.）。在美国，1991 年的衰退导致了 GDP 缺口扩大了 2300 亿美元；但自动稳定器向美国经济注入了 1090 亿美元；将经济下滑降低了 47.3%。(Evans, 2004, pp 688)。若没有财政自动稳定器作用，美国的失业人数将会比实际数字高 150 万，失业率将高达 9%（美国财政部 1995 年报告）。

前述研究表明，我国赤字线的斜率较大。换句话说，我国的财政自动稳定器对 GDP 波动较为敏感（如财政收入对 GDP 的弹性为 1.24）。不过，自动稳定器对经济衰退的缓解还取决于政府规模大小，政府赤字的上限等。

在 1998 年的衰退中，自动稳定器中受影响作用最明显的是所得税。个人所得税从 1997 年的 259.9 亿增加到 338.6 亿。给定经济增长率下降，个人所得税事实上并没有帮忙稳定经济，客观上起到了降低可支配收入，减少消费，抑制经济的作用。和企业所得税不同，企业所得税对经济的稳定做出了一定贡献。和 1997 年相比，31 个省中，有 16 个省的企业所得税负增长。期中，河南和陕

西的所得税收入下降了 20%。值得注意的是，在全国经济上占有重要地位的江苏、上海和广东的企业所得税分别下降了 17%、16%和 6%。1998 年，另外 15 个省市企业所得税仍然有一定的增长（见下表）。总体而言，1998 年的企业所得税还是从 1997 年 932 亿元下降了 856 亿元。自动稳定器通过企业所得税这个渠道给经济中注入了 76 亿。

1998 年各地企业所得税增长率 %					
河南省	-20	广西	-10	甘肃省	12
陕西省	-20	广东省	-6	浙江省	12
福建省	-18	山东省	-3	新疆	16
内蒙古	-18	天津市	-2	湖北省	16
江苏省	-17	山西省	-1	北京市	22
上海市	-16	河北省	2	湖南省	24
宁夏	-15	安徽省	2	西藏	33
四川省	-14	辽宁省	3	青海省	35
江西省	-12	黑龙江	4	云南省	49
吉林省	-11	海南省	4		
重庆市	-11	贵州省	6		

数据来源：《中国税务年鉴 1999》

1998 年全年新增的失业人口和下岗人员高达 1193.94 万人。黑龙江和辽宁两省新增失业分别为 107 万和 94 万。中央和地方政府透过失业保险补偿支出和下岗人员支出两个渠道为经济总共注入了 155 亿元（见下表）。

1998 年失业规模和失业方面开支 单位 亿					
	新失业+下岗者	地方财政补贴	中央政府补贴	下岗人员支出	失业救济支出
全国	1193.94	68.42	18.47	107.63	47.41
北京	18.09	0.49	0.05	1.22	2.34
天津	12.81	0.12	0.00	0.71	1.95
河北	26.99	1.25	0.13	2.99	2.20
山西	32.29	3.38	1.22	3.89	0.73
内蒙古	48.80	1.91	0.49	2.75	0.93
辽宁	94.06	5.56	1.25	9.41	4.10
吉林	56.88	4.29	2.60	4.98	1.06
黑龙江	106.71	10.55	1.95	7.16	1.56

上海	49.62	3.60	0.06	9.75	4.99
江苏	77.49	1.78	0.11	7.33	3.79
浙江	32.09	1.59	0.00	5.61	2.83
安徽	44.04	1.42	0.19	3.79	0.99
福建	24.20	0.88	0.00	0.66	0.40
江西	45.05	1.00	0.29	1.46	1.36
山东	52.11	3.32	0.03	4.04	3.65
河南	43.23	2.87	1.73	3.58	1.50
湖北	75.45	3.35	0.73	5.37	1.73
湖南	78.57	4.57	1.26	4.57	1.42
广东	62.43	2.82	0.15	4.65	2.56
广西	28.07	0.64	0.20	1.03	0.46
海南	4.94	0.11	0.09	0.27	0.21
重庆	17.55	3.48	1.82	6.52	1.09
四川	59.03	2.01	0.35	5.75	1.62
贵州	16.99	1.28	1.05	1.89	0.22
云南	11.32	0.38	0.08	1.26	0.89
陕西	26.40	2.30	0.18	1.70	1.19
甘肃	15.71	1.74	1.27	2.72	0.56
青海	5.73	1.07	0.77	1.15	0.11
宁夏	4.88	0.10	0.02	0.19	0.09
新疆	22.35	0.45	0.30	0.95	0.65

数据来源：《中国劳动统计年鉴 1999》

我们可以从另外角度看自动稳定器的作用²⁵。如前所述，财政自动稳定器的稳定经济背后的逻辑是：经济繁荣时，政府通过累进的税收体系从经济主体中拿走更多的资源，从而降低消费和企业的投资能力；经济衰退时，政府透过失业保险等方式间接提高总需求中的消费部分。从预算的角度看，政府的赤字和盈余应该是反周期的：经济繁荣时，政府有预算盈余；经济衰退时，政府有预算赤字。研究地方政府支出增长率可以发现，即便中央政府较大规模提高了转移支付（1998 和 1999 年转移支付增长率分别为 17.3%和 21.5%），98 和 99 两年里，地方政府财政支出增长速度明显下降；个别省份出现零增长甚至负增长，例如山西的增长率只有 0.4%；和 1997 年相比，98 年广西的政府开支下降

²⁵ 自动稳定器的规模和作用是不同的概念。在乘数的基础上，自动稳定器帮助经济恢复到均衡状态。

了 5.6%。造成这一后果的原因既有经济方面的，也有制度和法律方面的。从经济方面看，经济增长速度下滑导致地方政府的收入下降，而失业率上升和国有企业下岗人员增加等因素又会增加政府开支。从制度和法律方面看，地方政府无法通过资本市场上筹集资金，也必须按照预算法的要求平衡预算。后两个原因大大限制了财政自动稳定器发挥的空间²⁶。

地方政府财政开支增长率				
	1997 年	1998 年	1999 年	2000 年
北 京	12.03%	11.12%	8.11%	13.99%
天 津	12.52%	7.74%	8.51%	13.05%
河 北	14.50%	7.64%	7.36%	11.38%
山 西	13.16%	0.40%	1.39%	9.09%
内蒙古	11.14%	8.93%	6.37%	10.47%
辽 宁	10.53%	11.22%	7.47%	11.92%
吉 林	8.21%	7.66%	6.62%	9.65%
黑龙江	12.73%	3.34%	3.52%	12.27%
上 海	15.78%	9.76%	9.40%	12.79%
江 苏	11.26%	7.78%	6.91%	11.50%
浙 江	11.87%	7.53%	7.57%	12.52%
安 徽	14.14%	5.08%	3.68%	4.46%
福 建	16.12%	9.54%	8.02%	10.42%
江 西	13.04%	7.98%	0.09%	8.06%
山 东	11.57%	7.70%	6.98%	11.49%
河 南	11.42%	6.80%	5.04%	12.27%
湖 北	16.16%	7.36%	4.15%	10.84%
湖 南	13.06%	4.18%	6.69%	10.98%
广 东	12.22%	8.25%	6.88%	14.15%
广 西	7.79%	-5.57%	2.64%	4.96%
海 南	5.22%	7.09%	7.36%	10.03%
重 庆	14.50%	5.86%	3.53%	7.41%
四 川	11.22%	7.84%	3.67%	8.05%
贵 州	11.11%	6.17%	8.31%	8.96%
云 南	10.23%	9.10%	3.45%	5.35%
西 藏	18.87%	18.45%	15.83%	11.22%
陕 西	12.82%	4.18%	7.68%	11.65%

²⁶ 繁荣时期，政府收入增加，按预算平衡的要求，政府的开支也加大，从而进一步加剧经济波动。

甘 肃	9.40%	11.32%	7.15%	5.51%
青 海	10.07%	8.96%	8.28%	10.57%
宁 夏	8.94%	7.84%	6.17%	9.97%
新 疆	15.13%	6.34%	4.65%	16.76%

数据来源：《地方财政概览 1998—2007》

2.4 相机抉择政策与 1998 年复苏

1997 年亚洲金融危机之后，中国的经济从 1998 年上半年开始减速，第二季度的 GDP 环比增长只有 5.5%。为了因应经济下滑，中央政府启动了积极的财政政策。在接下来的几年里，中央政府实施了一系列的相机抉择财政政策。在收入方面，政府举债和减税并举。例如，在原有赤字的基础上，政府于 1998 增发 1000 亿元的长期建设国债。在安排 1503 亿赤字的基础上，政府于 1999 年又增发国债用于增加固定资产投资和技术改造。在减税方面，1998 和 1999 年多次提高了出口退税率；并减半征收固定资产投资方向调节税。另外，为了鼓励消费，政府于 1999 年恢复对存款征收个人所得税。在开支方面，政府加大了对贫困地区的转移支付力度；提高了低收入者的保障水平；并多次提高公务员工资。

1998 年积极财政政策主要内容

	1998	1999	2000 及以后
国债	1998 年 7 月，国务院决定实施积极财政政策，中央财政向国有商业银行增发 1000 亿元国债，专项用于基础设施建设。	年初预算安排赤字 1503 亿元；增发 600 亿元国债用于增加固定资产投资和技术改造贷款贴息。	年初决定的 1000 亿元长期国债发行规模的基础上，下半年又实行预算调整方案，经全国人大批准，财政部增发 500 亿元长期国债。
减税收入	提高机械设备、电器和电子产品以及纺织品等 20 类产品的出口退税率，将综合退税率平均提高 2.56 个百分点。	两次提高出口商品退税率，使综合退税率达到了 15% 以上。减半征收固定资产投资方向调节税。对国家鼓励项目的国产设备投资实行按一定比例抵免企业所得税。对存款利息，恢复征收个人所得税等。对涉及房地产的营业税、契税、土地增值税给予一定减免。	

转移性支付	加大了对贫困地区转移支付的力度，促进地区间协调发展	提高国有企业下岗职工、失业人员以及城镇居民最低生活保障对象等低收入者的生活保障水平，增加机关事业单位职工工资，提高离退休人员待遇	将原用于基础设施建设的 180 亿元调整为经常性项目支出，用于增加科技教育投入、国有企业下岗职工基本生活费保障、离退休人员养老金的按时足额发放和增加抢险救灾支出。
增加工资		1999 年 7 月，公务员加薪，将基础工资标准由每人每月 110 元提高到 180 元，级别工资标准由十五级至一级每月 55 元至 470 元提高到 85 元至 720 元。	2001 年 1 月，基础工资标准由每人每月 180 元提高到 230 元，级别工资标准由十五级至一级每人每月 85 元至 720 元，提高到 115 元至 1166 元。同年 10 月，再次提高机关、事业单位工作人员工资标准，人均月工资增加 80 元，增幅为 15%。2003 年 7 月，将职务工资由原来的 100 元至 850 元提高到 130 元至 1150 元。
开支			

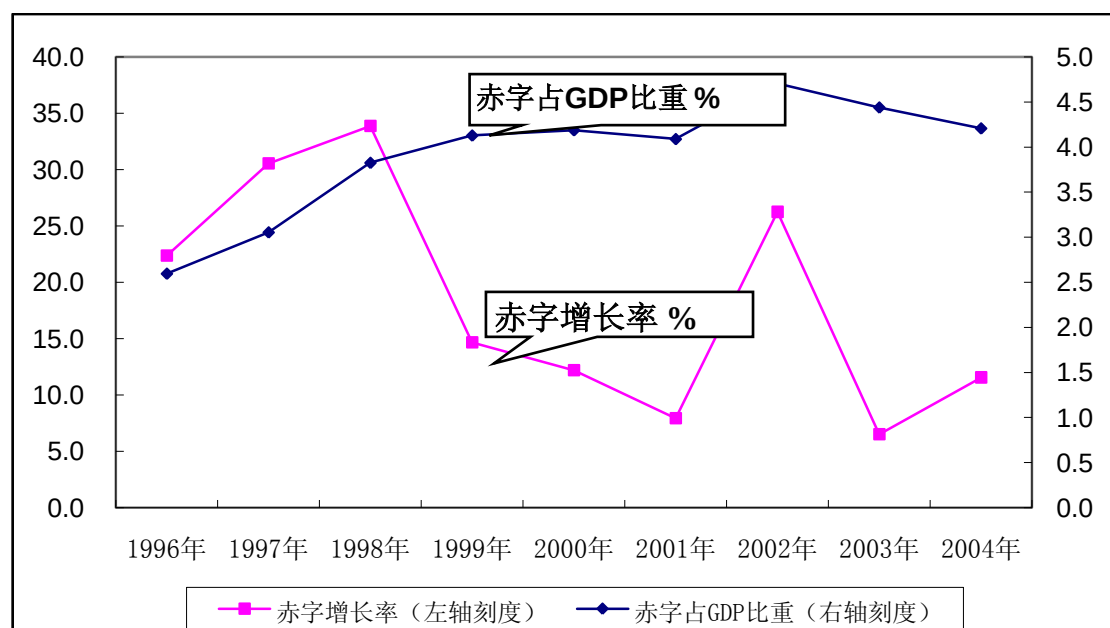
来源：作者整理

（1） 98、99 年的财政赤字及其变化

为检验相机抉择财政政策对经济复苏的影响，我们分别讨论收入和开支的相关项目的影响。我们先看政府赤字的规模。大多数论者都讨论了 1998 年 7 月 10 日财政部增发了 1000 亿国债，以及随后两年的国债。数据显示，从 1996 年到 2002 年，赤字占 GDP 的比重一直处于上升态势。但从较长时段看，赤字的规模似乎和经济是否衰退无关。例如，1998 年赤字从前一年的 2412 亿上升到 3229 亿，政府赤字有较大增长，似乎反应了政府应对经济下滑的政策。但随后的实施经济财政政策的 99 年和 00 年，赤字增长率一直下降；反而是经济增长率恢复之后的 02 年，赤字有较大增长。而赤字占 GDP 比重也在同年达到了最高峰。因此，这一段时间的赤字变化和一般反衰退政策中赤字应有的表现并不一致。

年份	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
赤字（亿）	1848	2412	3229	3702	4154	4484	5660	6029	6726	6923

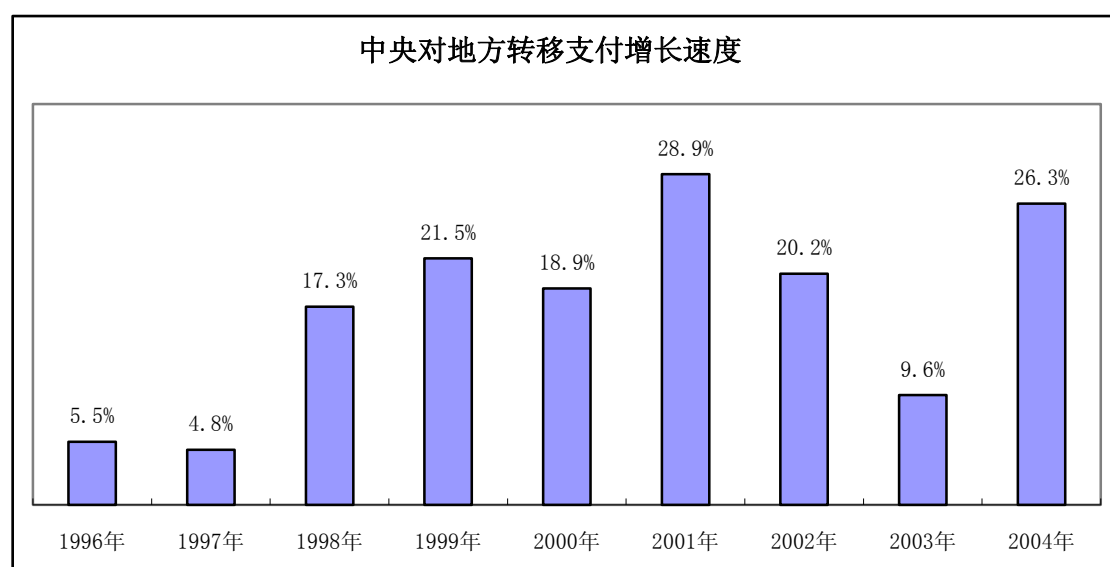
数据来源：《中国财政年鉴 2007》



数据来源：《中国财政年鉴 2007》。

(2) 政府转移支付的规模

转移支付是重要的反周期政策工具。在经济衰退时期，地方政府面临收入下滑和开支增加的窘境。由于不能举债，和平常年份比，地方政府在衰退时期更加依赖中央转移支付。和 1996、97 年份相比，98 和 99 年份中央对地方政府转移支付的确增加了。两年的增长率分别为 17.3%和 21.5%。



数据来源：《图解政府间财政关系》。

(3) 减税情况

从减税的角度看，有几个数据值得研究。第一，政府恢复对存款利息征收所得税。理论上说，这一做法无疑会有助于提高消费。但存款利息所得在我国

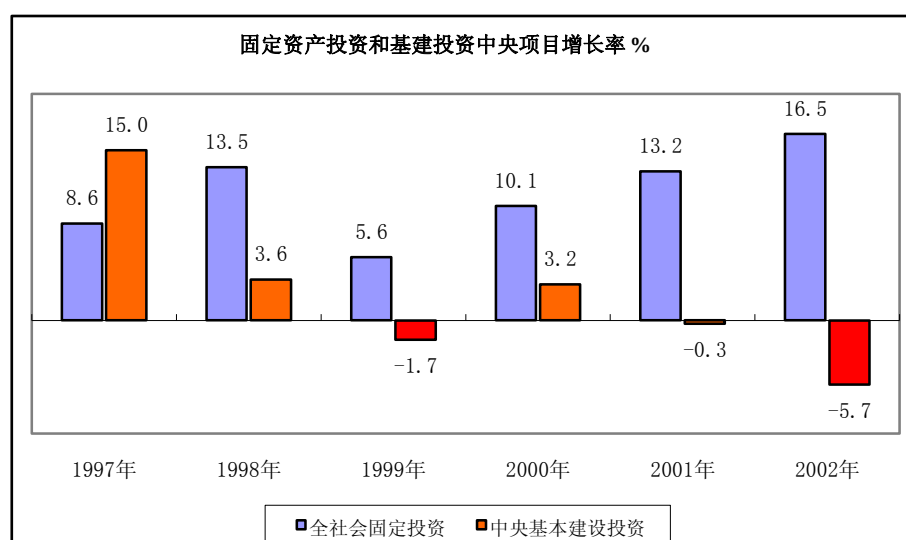
所得税税基中所占比重过小。而实际上，1998 年的个人所得税收入比 1997 年增加了 78 亿元。第二，和 1997 年相比，1998 年的出口退税仅仅增长了 3.6 亿元，还远远低于 1996 年的 827.7 亿。事实上，出口退税直到 2000 年都没有恢复到 1996 年的 827.7 亿的水平。从另外一个角度看，出口退税占流转税的比重历年财政年鉴提供的一个指标。数据显示，98 和 99 年份是这一指标最低的两个年份。另外一个减税项目是政府 1999 年减半征收固定资产投资方向调节税。但是，98 和 99 年是该税收入水平最高的两个年份（见下表）。

项目	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
出口退税	827.7	432.7	436.3	627.1	810	1071.5	1259.4
出口退税占流转税的比重 %	16.3	9.6	6.6	8.5	12	10.8	10
固定资产投资方向调节税（亿）	63.3	78.3	107.6	130.5	46.1	15.6	8

数据来源：《中国财政年鉴 2007》

（4）基建投资中央项目

1998 年积极财政政策的重中之重是政府基本建设投资。下图显示 1997 至 2002 年间中国的全社会固定资产投资增长率经历了较大变化。1999 年的增长率只有 5.6%。不过，1998 到 2002 年的五年时间里，基建投资中央项目对全社会固定资产投资增长率贡献较小、甚至为负。增长率最高的为 3.6%。而 99、01 和 02 三年为负增长。3.6%、-1.7%、3.2%、-0.3%、-5.7%



数据来源：《中国统计年鉴各年》

三、1998 年衰退结束与财政政策无关！

3.1 经济从 1999 年末开始复苏

在评价 1998 年积极性财政政策反衰退效果之前,我们必须对那一时期的宏观经济基本数据有一定的了解。

GDP 增长速度在 1998 年第二季度为 5.5%; 1999 年第二季度进一步降低到 5.3%。从 2001 年第一季度起, GDP 增长速度恢复到 9.9%水平, 并一直维持在较高的水平上。从下表中, 我们可以看出, 第二产业中的工业增长速度在 1998 年第二季度探底, 仅仅维持了 2.3%的增长速度。建筑业在经历了 1999 年第四季度负 0.4%的衰退之后, 2000 年第一季度开始增长。批发和零售业一直保持较高的增长率。金融业增长率在 1999 年第三季度跌入低谷, 仅仅有 0.3%的增长率。从 2000 年第一季度起, 金融业恢复了增长。而房地产业的衰退出现在 1999 年第三季度(增长率为 1.6%)。从 99 年第四季度起, 房地产业开始了高速增长。作为总需求重要组成部分的出口, 经历了 1998 年第三季度到 99 年第二季度连续四个季度的负增长之后, 1999 年第三季度开始恢复增长(见下表)。

	99 年 1 季度	99 年 3 季度	99 年 4 季度	00 年 1 季度	00 年 2 季度
GDP				9.9%	
工业		8.0%			
建筑业					6.9%
运输、仓储和邮电				14.8%	
批发和零售业			10.4%		
住宿和餐饮业		7.8%			
金融业				7.0%	
房地产			18.9%		
其他		18.1%			
出口		14.9%			
进口	12.1%				

来源:《中国季度国内生产总值核算历史资料 1992-2005》。

上表中提供的信息表明, 工业、住宿和餐饮业、出口等在 99 年第三季度就恢复了增长。批发和零售业、房地产业都在 99 年第四季度恢复增长。而运输和金融业较晚复苏, 也在 00 年第一季度恢复并保持了稳定增长。所有产业中, 建筑业最晚复苏——从 2000 年第二季度开始增长。而国民经济作为一个整体,

2000 年第一季度增长率达到了 9.9%，由此开始新一轮的高速增长。

99 年经济开始复苏这样一个事实还可以从另外角度得到印证。作为最重要的两个税种，增值税和营业税都是和经济规模和活跃程度密切相关。数据显示，除了山西之外的所有省市增值税都恢复了增长。尤其是经济大省的上海、广东、山东、浙江和江苏增值税分别实现了 10.5%、13.1%、11.5%、14.3%和 9.6%的增长。增值税的增长反应了除建筑业之外第二产业的恢复。尽管有部分地区营业税收入萎缩，但营业税在北京、天津、浙江、广东等重要地区分别实现了 14%、10%、13%和 13%的增长。营业税增长速度的恢复一定程度上反应了第三产业的增长情况。另一方面，从反应经营活动成果的角度看，1999 年企业所得税实现了惊人增长。即便考虑 1998 年基数较低的因素，北京、上海等地 97%和 76%的增长反应了 1999 年企业经营绩效的好转（见下表）。

	1999 年			2000 年			2001 年		
	增值税	营业税	企业所得税	增值税	营业税	企业所得税	增值税	营业税	企业所得税
北京市	5.7	14	97	15.7	16	16	28.4	22	46
天津市	9.7	10	88	25.4	13	22	33.5	13	35
河北省	7.4	4	18	3.3	10	11	11.8	8	53
山西省	-7.6	2	19	11.3	2	5	21.0	9	99
内蒙古	4.3	-7	63	8.2	16	31	10.9	5	43
辽宁省	2.7	5	39	13.8	12	10	17.3	10	63
吉林省	3.2	1	44	8.0	7	37	18.6	10	45
黑龙江	3.8	12	42	20.0	5	33	13.9	7	65
上海市	10.5	4	76	12.0	7	15	19.7	24	45
江苏省	9.6	7	73	25.4	20	63	21.5	14	59
浙江省	14.3	13	43	34.8	30	71	13.7	28	100
安徽省	5.4	3	-4	7.1	9	38	7.7	2	64
福建省	8.7	9	65	32.3	11	35	15.4	6	75
江西省	1.8	-1	25	20.4	6	9	14.3	1	138
山东省	11.5	5	35	14.7	11	30	11.8	6	82
河南省	1.8	10	30	15.0	2	34	5.0	10	54
湖北省	1.9	12	41	12.9	16	18	9.9	1	44
湖南省	3.9	2	40	9.3	9	15	12.6	6	68
广东省	13.1	13	86	26.0	12	27	30.5	17	60

广西	6.1	3	60	9.8	7	15	15.5	15	152
海南省	10.4	-8	54	20.7	8	-11	23.1	10	74
重庆市	7.4	9	69	15.5	15	26	20.2	15	32
四川省	5.4	10	18	8.6	2	31	12.3	11	32
贵州省	10.5	22	27	10.3	20	24	17.1	9	82
云南省	1.6	14	3	1.0	6	35	7.2	2	30
西藏	16.6	13	28	13.5	16	28	7.6	17	-19
陕西省	4.1	9	71	11.7	12	21	22.8	6	79
甘肃省	3.2	3	50	6.9	8	-9	12.0	9	71
青海省	8.8	12	12	8.3	10	66	29.1	17	30
宁夏	7.6	11	46	2.3	19	39	8.7	14	130
新疆	2.6	15	11	23.5	16	12	13.9	14	58
资料来源：《地方财政概览 1998—2007》。									

3.2 是财政政策结束了 1998 年衰退吗？

如前所述，国民经济的主要组成部分都在 1999 年第四季度开始恢复增长。一个有趣且重要的问题是：真的是财政政策结束了 1998 年衰退吗？要回答这个问题，可以从两个角度着手：自动稳定器作用和刺激性的相机抉择政策。对于前者，我们不仅要研究自动稳定器的大小，也要分析其如何通过乘数来扩张 GDP 增长。对于后者，我们不仅要研究刺激政策的规模，也要分析财政政策实施的时滞。

3.2.1 财政自动稳定器对经济复苏贡献甚微

在第二部分中，我们将财政政策分解为自动稳定器和相机抉择财政政策两个部分，并分别研究了它们在 98 年衰退中的规模和作用。就自动稳定器而言，在收入方面，地方政府遭遇收入下降后，加大了个人所得税的征管力度，1998 衰退期间，个人所得税在 1998 和 1999 年两年分别增长了 30%和 22%。因此，个人所得税不仅没有发挥自动稳定器功能，还因为降低了可支配收入，反而进一步加剧经济萎缩。如前所述，自动稳定器的另一个主要内容——企业所得税的确为经济增长做出了一定的贡献了。在支出方面，政府通过下岗再就业中心补助下岗职工和失业补偿两个渠道为经济增长贡献了 155 亿元。美国国会预算研究室和穆迪公司的研究都表明，失业保险对 GDP 增长贡献较大，而所得税下

降带来的贡献较小。例如，穆迪公司研究表明²⁷：1 美元的失业补偿会给 GDP 带来 1.63 美元；而 1 美元所得税下降只能带动 GDP 0.3 美元的增长。若简单借鉴美国的指标，我们不难发现，相对于 1998 年、1999 年 GDP 的 5429.3 亿和 5274.8 亿增加量而言，自动稳定器在抑制经济下滑方面，所起到的作用有限。

3.2.2 相机抉择财政政策：扩张还是紧缩？

就相机抉择政策的反危机效果而言，有两个方面值得注意。第一，财政政策实施的时滞问题：政策形成时滞和政策实施时滞。尽管我国的应对危机的决策可能较快，从而大大缩短了政策制定时滞；但我们仍然无法消除政策实施效果带来的时滞。例如，1000 亿基础设施投资，从中央拨付到省、市需要时间；资金从政府到企业、再到这些资金发挥作用，需要的时间更长。从前一部分分析表明，经济中的大部分都在 1999 年下半年开始转向复苏。我们因此有理由相信，即便是 1998 年 7 月 10 日第一笔国债起到了刺激经济的作用，也很难在其他的刺激性政策和 99 年开始的复苏之间建立因果关系。

退一步讲，即便忽略政策实施时滞问题，认为相机抉择政策和经济复苏之间有关系，扩张性财政政策是否存在也还是个疑问！研究发现，中央对地方的转移支付的确比衰退之前的 97 年有了较快增长。虽然这两年的增长可以看作中央政府财力增长，是中央弥补地方政府结构性财力缺口和地区之间差异方面的政策，98 年和 99 年转移支付增长在客观上却起到了提高地方政府财力，透过自动稳定器来达到稳定经济的作用。与此类似，自 1998 年开始，政府每年都维持了较高规模的政府赤字。因此，1998 年的财政赤字既可以看作是政府增强财力的举措²⁸，也可以视为扩张性财政政策的重要内容。

在转移支付和赤字之外，更具实质意义的是政府政策中的税收和开支指标。研究发现，这些指标显示政府的财政政策不仅没有扩张性质，在一定程度上具有紧缩的特征。我们首先注意到，在经济衰退的 98、99 两年，个人所得税征收总额不具没有下降，反而上升。在税率和税基不变的情况下，个人所得税征收额的增加可以看作是地方政府提高征管强度的结果。在经济下滑时，所得税增加是财政紧缩的第一个特征。另外两个税收的变动也表明财政政策具有紧缩的

²⁷ Assessing the Macro Assessing the Macro Economic Impact of Fiscal Stimulus 2008, <http://www.economy.com/mark-zandi/documents/assissing-the-impact-of-the-fiscal-stimulus.pdf>

²⁸ 2005 年和 2006 年，政府的赤字分别为 6726 亿和 6923 亿元。若赤字规模和占 GDP 的份额上看，05 年 06 年比 98 年的财政政策更具扩张性。

特征。如前所述，1996 以后，98 和 99 恰恰是出口退税水平较低的两年。作为积极财政政策重要内容之一，政府于 1999 年减半征收固定资产投资方向调节税。数据显示，98 和 99 年是该税种收入最高的两个年份。

税收方面显示了财政政策具有一定的紧缩特征，但其规模较小。影响最大的是政府的投资项目。基建投资中央项目的 1998 年到 2002 年的增长率分别为 3.6%、-1.7%、3.2%、-0.3%、和-5.7%。而同时期全国固定资产增长率分别为 13.5%、5.6%、10.1%、13.2%和 16.5%。显然，在 99 年、01 年和 02 年，中央政府投资在总投资中所做的贡献为负。

总而言之，数据并不支持政府 98 年实施了扩张性的财政政策。相反，政策的变化中还具有一定程度的紧缩性质

四、改革财政体制 降低经济波动

上述对 1998 年财政政策实践的分析表明：就财政政策中的自动稳定器部分而言，其在经济下滑时所起“托”总需求方面作用有限；而在经济繁荣时，它不仅没起到“削平”总需求的作用，还会因进一步透过政府开支而加大经济波动²⁹。在相机抉择政策方面，政府干预经济的工具匮乏，在他国行之有效的政策工具在我国都无法使用。1998 年的相机抉择政策因而无法有效、及时和低成本地促进经济复苏。

自 1998 年以来，财政政策的自动稳定器部分的安排并没有重大改变，相机抉择的政策工具亦没有增加。我们因此有必要探讨如何改变自动稳定器的安排，如何创造新的财政政策工具，减少经济波动的可能性，并快速有效、低成本的应对经济衰退。

4.1 财政政策失效的原因

4.1.1 自动稳定器贡献较小的原因

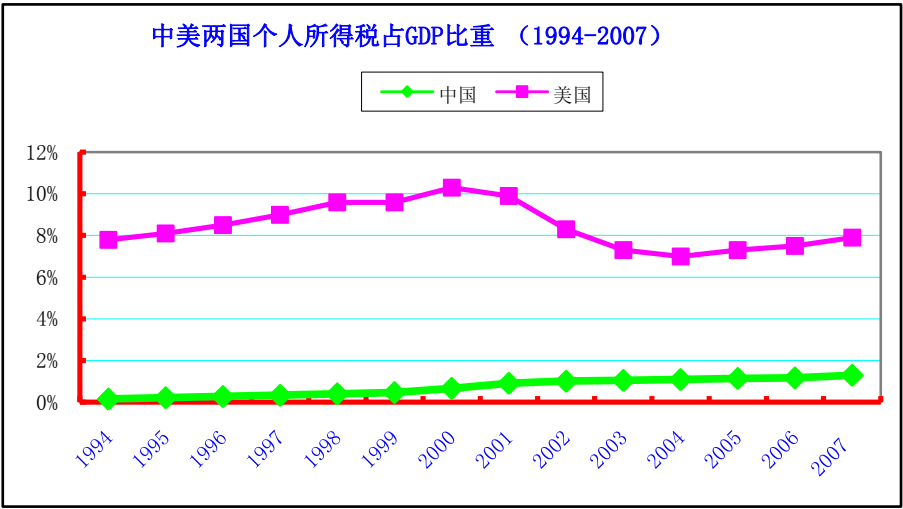
自动稳定器的规模大小以及对经济的稳定作用取决于若干条件。事实上，自动稳定器是政府调节收入分配的副产品。对多数经济体而言，提高公共物品和收入再分配是政府的主要功能。如前所说，政府收入方面，累进的所得税使得政府收入和经济周期处于相反情况。经济繁荣时，政府收入增加、企业和个人可支配

²⁹ 另外一个效率损失的源泉是：当资源通过税收体系从企业和居民手上转移到政府手上；而且政府实施平衡预算，没有储蓄的情况，全社会储蓄率会因此下降。

的资源减少，从而减缓总需求的增长。反之则反是。在开支方面，由于失业是反周期的，在经济繁荣时，失业补偿少；经济衰退时，失业补偿水平就高。失业补偿因此自动地起到了稳定经济作用。从这样的逻辑中，我们不难看出，税率越累进、失业保险补偿水平越高，自动稳定器的作用就越大³⁰。从这个角度看，我国1998年自动稳定器作用不明显的原因有以下几类。

第一，收入一侧的所得税和开支一侧的失业保险补偿占 GDP 的比重太小。

这样，即便自动稳定器的弹性很大，由于其规模太小，稳定经济的能力因而大下降。我们知道，个人所得税是自动稳定器重要内容，但是我国个人所得税在财政收入中所占比重长期偏低，经济周期因此难以透过这个渠道影响消费者的消费决策。数据显示，1994到2007年间，美国个人所得税占GDP的比重在2000年时高达10%以上。反观我国，从1994年至今，所得税的规模一直上升，但占GDP的比重仍然远远低于美国等国家的水平。由此可见，即便中美两国个人所得税对GDP变动的弹性是一样，两国自动稳定器的稳定经济的作用因所得税的规模差异而相距甚远。



来源：作者依据国家税务总局数据和美国联邦税务局数据计算。

在开支一侧，我们首先注意到，由于统计的原因，1998 年和 1999 年部分失业者被定义为下岗人员，因而被统计到下岗人员再就业中心。如果将下岗人员和失业者合并在一起，我们就会发现失业和 GDP 增长率之间存在明显的反向

³⁰ 高税率和高补偿会减少劳动供给，因此会造成效率损失。因此，最优的自动稳定器是权衡劳动供给减少造成的效率损失和衰退造成的效率损失。Tobin 名言“许多哈伯格三角才能填满一个奥肯缺口 (It takes a lot of Harberger triangles to fill an Okun gap)”道出了两者之间的冲突。MIT 的 Jonathan Gruber 1997 年发表的文章是一个很好的参考 (见 Jonathan Gruber, "The Consumption Smoothing Benefits of Unemployment Insurance," American Economic Review, Vol. 87, March 1997, pages 192-205.)

关系。但庞大的失业人口并没有透过失业补偿这个渠道给来达到稳定经济作用（见下表）。从历史上看，失业保险占 GDP 比重最高年份是 2003 年的 0.099%。这以数字不仅远远低于荷兰的 2.43%和德国的 2.27%，甚至连美国的五分之一都不到。

中国失业保险基本情况（1994—2006）			
年	失业保险（亿元）	发放失业保险人数（万人）	失业保险占 GDP 的比重（%）
1994	5.08	196.5	0.011
1995	8.20	261.3	0.014
1996	13.87	330.8	0.02
1997	18.68	319	0.024
1998	20.39	158.1	0.025
1999	31.87	271.4	0.036
2000	56.20	329.7	0.057
2001	83.26	312	0.077
2002	116.77	440	0.098
2003	133.44	415	0.099
2004	137.50	419	0.086
2005	132.38	362	0.072
2006	125.76	327	0.059

来源：历年中国劳动统计年鉴。

造成这一现象背后的原因是我国失业保险覆盖面低，补偿标准过低、领取失业保险时间过短，且由地方政府负责等。和国际上其他国家比较，我们不难发现大多数国家中失业保险给付都以失业前工资为基数。例如，丹麦的失业补偿为失业前工资的 90%。美国的补偿标准较低，即便如此，美国的失业补偿也是失业前工资的 53%（见下图）。我国各地补偿标准差别甚大，相当部分省市是以最低工资比例的 60%—80%作为支付标准。西藏、黑龙江和吉林等地甚至以最低生活保障为标准。

	领取失业保险最长期限（月）	失业保险补偿占失业前工资比重（%）	失业保险开支占 GDP 比重%
比利时	无限期	60	2.06

丹麦	48	90	1.91
法国	23	57-75	1.67
德国	12	60	2.27
日本	10	50-80	0.46
荷兰	18	70	2.43
挪威	24	62	0.87
西班牙	24	70	1.5
美国	6	53	0.37
中国	注（1）	注（2）	0.07

注（1）：累计缴费时间满 1 年不足 5 年的，领取失业保险金的最长期限为 12 个月；累计缴费时间满 5 年不足 10 年的，领取失业保险金最长期限为 18 个月；累计缴费时间 10 年以上的，领取失业保险金的最长期限为 24 个月。

注（2）：第 1 类：失业保险占最低工资比例的 60%—80%之间：广东、湖南、河南三、陕西、70% 贵州、四川、宁夏、安徽、甘肃省、浙江省、广西、福建省、辽宁省、河北省、内蒙古和新疆。第 2 类：将失业保险和最低生活保障挂钩：西藏自治区为 155%-166%；黑龙江省和吉林省都是 120%。第 3 类：按照低于当地最低工资标准、高于城市居民最低生活保障标准的水平自行确定。实行这一标准的有：江西省、山东省、湖北省、山西省、重庆市、上海市、天津市、云南省、青海省，共计 9 个省直辖市。第 4 类：与失业前工资相关。江苏省情况是，缴费不满 10 年的，失业保险金的标准，按照失业人员失业前 12 个月月平均缴费工资的 40%确定；最高不得超过目前最低工资标准（南京 850 元），最低不得低于当地城市居民最低生活保障标准的 1.3 倍（南京 429）。海南省失业保险金的计发标准为失业前 12 个月的本人缴纳失业保险费月平均工资的 60%，高于或等于当地政府规定的职工最低月工资标准的，按最低月工资标准的 98%发放；低于或等于城市居民最低生活保障标准的，按最低生活保障标准的 150%发放。

第二，中央、地方财政关系和预算法规定的平衡预算，以及对地方政府举债的限制造成自动稳定器作用甚微。

和大多数国家不同的是，在财政安排方面，中国的个人所得税和企业所得税都由地方政府负责征收。另外，直到 2003 年之前，这两个税种都是由地方独享税种。2003 年之后变为中央和地方对半分成，仍然由地方政府负责征收。给定这样一个安排，当经济下滑时，地方政府面临着收入下滑，开支增加的局面。更为困难的是，不能举债的地方政府，还必须做到收支平衡。一个合理的结果就是地方政府的预算顺周期的。事实上，自动稳定器帮助抑制衰退的前提是政府赤字具有反周期的特征。而我国的现实情况是自动稳定器职能赋予了地方政府，却有限制了其举债能力。

4.3.2 相机抉择政策贡献较小的原因：工具匮乏

毫无疑问，1998 年政策制定者是指望财政政策来治理衰退。但研究表明 98 年积极性财政政策并不“积极”，若干具体政策甚至还带有一定程度的紧缩性质。显然，政策制定者的愿望和目的存在冲突。而冲突背后是政府相机抉择政策工

具匮乏这样一个事实。

和全球其他国家相比，我国政策制定者对付衰退的武器是数量少，且品种单一。下表是美国政府反衰退武器库中的武器，以及各种武器的“性能”和政策时滞。对照我国 1998 年财政政策的内容，我们不难发现中国相机抉择政策工具匮乏问题多么严重。在收入方面，美国政府的政策工具，我们几乎都不能使用。无法使用的原因或者是这些税收在总收入所占比重太小、或者是缺少实施的基础设施。例如，美国的“全部纳税者退税”这一政策对 GDP 的影响系数为 1.22，但我国并没有一个覆盖全国的纳税人号码系统，政府因而缺少必要的基础设施来实施这一退税计划。在开支方面，我国的失业保险和救助项目都是由地方政府负责。中央政府提高在这些方面的标准立即面临一个需要解决的问题：已经非常困难的地方财政缺少资金。我国政府真正能用的是对地方政府的转移支付和基础设施开支。但前者只能用于弥补地方政府因衰退引发的财力缺口；而后者又因时滞问题无法帮助经济及时复苏。

	国会预算办公室*		穆迪公司的估计**	
	对 GDP 影响	发生作用需要时间	对 GDP 影响	发生作用需要时间
收入方面				
一次性退税				
实际纳税者退税	大	中	1.01	中
全部纳税人退税			1.22	中
临时减税				
工资税短期豁免	大	中	1.28	中
临时性全盘减税	小	短	1.03	不能确定
加速折旧	中	中	0.25	中/长
永久性减税				
取消最低赋税制	中	长	0.49	长
布什所得税永减税	小	长	0.31	长
资本收益减税	无此项目	无此项目	0.38	长
削减公司所得税	小	长	0.3	不能确定
开支方面				
提高失业保险补偿	大	短	1.63	短
临时提高食品券标准	大	短	1.73	短
对州政府转移支付	中	中	1.38	短/中
基础设施开支	小	长	1.59	长
* http://www.cbo.gov/ftpdocs/89xx/doc8916/MainText.4.1.shtml#1074482				
** www.economy.com/mark-zandi/documents/assising-the-impact-of-the-fiscal-stimulus.pdf				

4.2 改革财政体制、预防和治理经济波动的政策建议

对于市场经济而言，依靠财政体制彻底消除经济波动是不现实的。但财政体制在减少、预防经济波动，治理波动方面还是有很大空间的。

4.2.1 深化财政体制改革，将财政自动稳定器职能划归中央

前面的分析表明，中国自动稳定器作用微弱的原因之一是地方政府在经济衰退时期，既不能举债、也不能有赤字。就这一问题，我们可以沿着两条思路讨论。第一种选择：将自动稳定器职能仍然留给地方，但允许地方政府举债。自动稳定器因此有发挥作用的空间。这一安排的好处是保留了地方政府在税收方面的竞争。而税收竞争（尤其是企业所得税竞争）是地方政府发展经济的重要动力。不利的地方是：一个地方政府负责的、分割的政府救助体系和失业保险体系，不仅危及自动稳定器功能的发挥，还会对统一的国内劳动力市场造成严重影响。

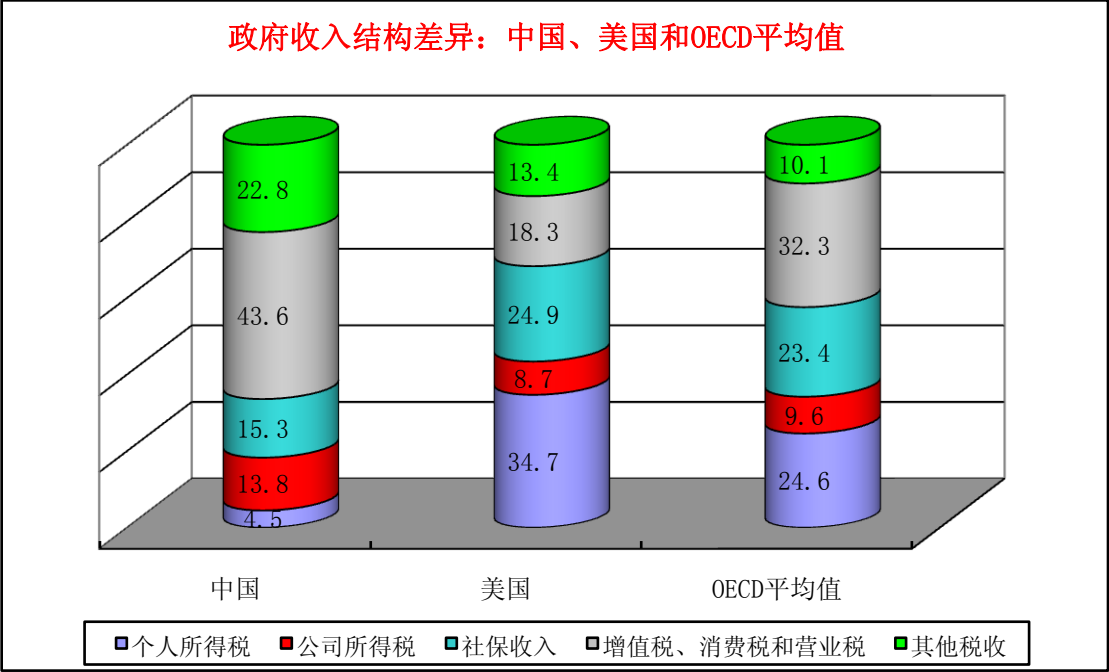
第二种选择就是将自动稳定器功能赋予中央政府。这一安排不利的地方在于所得税的较大比例划归中央，将会降低地方政府招商引资的积极性。积极的作用在两个方面。

首先，统一的社保、救助和失业体系将会大大促进统一的劳动力市场建设；对提高经济效率具有重要影响。其次，从治理波动的角度看，统一的失业保险制度一方面大大提高劳动力地区之间流动，从而提高资源配置效率。更为重要的是，统一的失业保险会大大提高政府对付衰退的效率。由于中央政府发行赤字的能力，中央负责的制度可以在经济衰退时期提高失业给付标准。另外，统一的制度将避免当前出现的劳动力流入和流出地区之间的责任不匹配问题。

4.2.2 调整财政收支结构，提高自动稳定器预防和治理波动能力

我国政府收入方面具备自动稳定器功能的所得税比重偏低；开支一侧的失业保险规模也偏低。经济波动预防和治理为财政体制改革提供了新的视角。我们有必要改善收入和开支结构提高政府的收入结构和开支结构，提高自动稳定器抑制和治理波动的能力。和国际主要经济体相比，我国所得税占总收入比重偏低。2004 年，我国这两项税收所占比重分别为 4.5%和 13.8%，两者之和为 18.3%。同期，美国个税和公司所得税的比重分别 34.7%和 8.7%，两者之和为 43.4%；OECD 国家平均而言，个税和公司所得税比重分别为 24.6 和 9.6%，两者之和为 34.2%。提高所得税比重可能会对劳动供给和资本形成有一定的影响，

其正面效应亦值得重视。所得税的提高不仅能有效改善国民收入分配格局，还对预防和治理经济波动具有重要意义。在开支的结构和内容方面，我们也有类似问题。提高失业保险和“低保”等开支的比重，不仅可以改善国民收入分配现状，对自动稳定器发挥作用也极为有益。



4.2.3 建立社会保障号，解决相机抉择政策工具匮乏问题

98年的积极财政政策和目前的4万亿刺激计划大部分都以刺激总需求中的投资为主。财政政策似乎对总需求中消费部分无能为力。背后的原因就是缺少类似美国社会保障号(Social Security Number, SSN)之类的软基础设施。

社会保障号在实现日常政府职能方面也具有重要意义。政府在筹集资金、实现政府公共服务职能，建设和谐社会的过程中对公民收入信息有着十分迫切的需求。具体说来，社会保障部门对个人收入、死亡等信息，税务部门对个人收入、家庭成员数目等信息，以及民政部门实施社会救助项目时对个人收入水平和财产等信息都有着巨大的需求。在改革开放早期，缺乏机场、道路、桥梁、电厂等基础设施是当时经济发展的主要瓶颈。政府在这方面的努力为经济增长提供了强劲动力和有力的支撑。而今天，缺少对人们收入流的记录构成了我们完善市场经济、建立和谐社会的主要瓶颈。和道路、桥梁等看得见的物理设施一样，记录人们收入的系统也是经济发展、社会运转不可或缺的一环。它不仅关系到市场配置资源功能的正常发挥，更直接关系到政府筹集资金、提供良

好公共服务、进而建设和谐社会的能力。

政府部门对公民收入和财产信息的需求主要体现在以下几个方面：

- ◆ 社会保障号与政府收入：筹集公共资金、收取社会保障费；
- ◆ 社会保障号与政府开支：发放退休、养老金，核查社会救助项目，提高“瞄准效率”；
- ◆ 社会保障号与收入再分配；
- ◆ 社会保障号在非政府部门的应用：银行、保险、就业。

公民收入信息系统的建立将大大提高政府管理、驾驭经济，促进社会和谐发展的能力。覆盖全社会的社会保障号将大大提高社会保障部门筹集社会保障费的能力。这一基础设施的建立不仅能提高社会保障资金的规模，增强系统稳定性；更能将目前分离的、以地方政府为主建立的社会保障整合为全国性的社会保障网络，从而大大提高社会保障体系的效率。这一号码还能有助于解决困扰政府多年的社会保障账户不能全国流通的问题，因而有助于促进劳动力的自由流动和合理配置，解决劳动者，尤其是农村地区劳动者的后顾之忧。

如果将社会保障号在金融、保险、雇佣等领域的使用法制化，税务部门税收征管的能力将大大提高。不仅如此，社会保障号还能使我国税制从“单项税”向“综合税”转变成为可能，儿童和没有收入的老人可以获得税收减免，从而实现家庭之间纳税义务的实质平等。另外，借助于这一号码，我们也可以通过税务系统实施一种类似美国“劳动所得退税（EITC）”的项目。从而鼓励人们就业，脱离社会救助体系。在开支方面，社会救助项目的发展和完善将是未来相当长的一段时间政府工作的重中之重。借助于这一号码，政府将能大幅度降低“该保没保”和“不该保的保了”这两类错误，从而大大提高项目的“瞄准效率”，并达到节约公共资金的目的。

在这些重要作用之外，从治理波动的角度看，政府对付经济衰退的武器品种将大为丰富。例如，一旦覆盖全社会的社会保障号建立，政府将有充分信息来实施退税、提高救助标准以及失业保险标准等。政府的反衰退政策从目前的集中在投资领域延伸到总需求的消费部分。

4.2.4 建立财政稳定基金，抑制经济波动幅度

在我国的经济运行中，政府收入在繁荣时期会超常增长。给定预算平衡的

要求，地方政府的开支增加。而增加的政府开支可能是经济从繁荣迈入过热的推动力量。当经济下滑时，政府收入加速下滑，政府的开支也相应下降。政府的开支行为呈现顺周期的特征。

财政收支波动加剧，而不是烫平经济周期这个现象事实上已经引起了中央和若干地方政府的重视。财政部 2006 年设立了中央预算稳定基金。在省一级，内蒙古自治区制定了《本级预算稳定调节基金管理暂行办法》，上海市政府也成立了用于稳定预算的基金。

但是，从现实情况看，有必要在各省都建立预算稳定基金。具体说来，可以考虑如下做法，收入增长超过 10%以上部分，强制投入预算稳定基金；当财政收入下降到一定程度时，地方政府就可以利用预算稳定基金来缓解支出压力。透过这样一个机制，政府预算稳定基金“以盈补欠”既能缓解经济过热，也能有效降低衰退时期的预算困难。

参考文献：

Buti. Marco, Franco. D and Ongena. H. (1997) “Budgetary policies during recessions” Economic Papers. II 195-97-EN.

Buti. Marco. (2001) ”The economic downturn and budgetary policy in Europe” Mimeo.

Fatás. Antonio and Mihov. Ilian. (2000) “ Fiscal policy and business cycles: an empirical investigation” Moneda y Credito 211.

曲昕，新的经济财政政策不能复制98年模式，《中国物价》，2009年第1期。

刘立峰，新一轮经济财政政策浅析，《宏观经济管理》，2009年第1期。

分报告 4:

中国货币政策调控的逻辑、困境和改革的政策建议

内容提要：信贷量和 M2 是货币政策有效的中介目标。中国货币政策调控的基本逻辑是：通过准备金率调整和央行票据来对冲外部冲击带来的外汇储备的增加，从而控制经济中的信贷量和 M2。但这样的调控模式会导致三大问题：（1）进一步强化数量型调控，利率难以有效起到优化信贷结构的作用，那么当前快速膨胀的信贷可能会导致银行坏账的增加；（2）过于依靠准备金率的对冲办法带来了央行的对冲行为替代了银行的商业化行为这一矛盾，使得货币政策对冲措施在一定程度上会偏离国内实体经济的真实需求；（3）偏重数量型的对冲导致利率与汇率联动机制失效。要改变货币政策调控的困境和提高货币政策调控资源配置的效率，必须加快利率市场化改革步伐，调整目前的对冲方式，培育利率与汇率的联动机制。

一、导言

当前的中国货币政策主要面临两大问题：一是如何有效促增长和就业以及防止通货膨胀；二是如何增加开放条件下货币政策的自主性。在当前的背景下，把这两个问题进一步延伸就成为另外两个需要解决的等价问题：一是保证有前瞻性的、恰当的信贷量或货币量的供给，因为中国经济中信贷或 M2 与投资、GDP 以及物价之间存在相当稳定的关系；二是如何防止外部需求和外部资金的套利行为对经济中货币量和实体经济产生不确定性的冲击。在开放条件下，国内货币供给的增量部分取决于国内信贷增量和国外净资产的增量。由于近年来短期资本流动的波动性增大和贸易顺差的高波动，带来央行事后对冲外汇净资产的货币操作难以体现出前瞻性，导致货币政策的操作可能偏离国内实体经济的真实需求。2008 年上半年货币政策操作与实体经济真实需求之间的偏差在一定程度上是由于这种事后被动的对冲所导致的。

由于利率还难以起到调控全社会固定资产投资和居民消费的作用，利率工具还不能够成为有效的货币政策中介工具；而在开放条件下，目前尚没有通过利率去调控汇率以缓冲资本流动对汇率冲击的机制，也难以使用汇率去有效吸收外部利率的冲击。在国内融资结构基本依靠信贷的格局没有改变和利率市场化改革仍没有进入实质性阶段的背景下，货币政策的调控只能够依靠数量型的工具，如准备金率和信贷窗口指导来实施，信贷投放就难免具有行政干预的色彩，信贷投放难以全面反映实体经济基于资金成本之上的有效需求。

要改变目前货币政策依靠数量型调控的格局，提高货币政策的调控效率，需要在目前信贷量和 M2 仍是货币政策中介目标的基础上，改进目前的货币对冲方式，并加快通过发展金融资产多元化等改革措施，强化货币政策的利率机制。

本文分四个部分来探讨中国货币政策调控的逻辑、困境和改革的政策建议。第二部分分析目前货币政策的调控逻辑；第三部分论证上述逻辑带来的困境；最后一部分给出简要政策建议。

二、中国货币政策调控逻辑的经验证据

（一）尽管利率市场化步伐在不断推进，但利率和信贷量还是两个独立的货币政策工具，中国经济中的利率—信贷渠道是不通畅的，信贷规模是货币政策调控有效的中介工具，这一点从 1998 年取消商业银行信贷规模直接控制至今没有改变，数量调控为主仍是中国货币政策调控的主要特征。

从 1996 年 6 月 1 日人民银行放开了银行间同业拆借利率开始，中央银行一直通过扩大贷款利率浮动区间等措施推进利率市场化改革，但利率的信贷渠道依然不畅，中国经济中利率与信贷量之间不存在显著的关系。从过去的经验看，1998 年取消了对商业银行信贷规模的直接控制，转向资产负债比例管理，但 1998 年扩张性的货币政策——降低利率和加大贷款力度——并没有产生预期效果。原因有多种，如信贷渠道的不畅，大量的信贷主要流向国有企业，降低利率并没有引致民间投资的增长，消费信贷发展不足使得利率降低也没有引致居民消费的增长，居民储蓄反而增加了（中国社会科学院经济所宏观课题组，1999）。从这个阶段的调控来看，降低利率并不能带来信贷的扩张，利率的信贷渠道是不通畅的（王召，2001；张曙光等，2001）。

从目前中国的利率种类来看，由于贷款利率基本是在一年期存款利率的基础上，依据银行的管理成本加点而成。因此，一年期存款利率是最重要的长期基准利率。而贷款利率是在基准利率的基础上采用浮动利率水平，由于一年期的浮动贷款利率水平波动不大。因此，一年期贷款利率基本可以衡量市场上的长期借贷利率水平。此外，同业拆借利率和国债回购利率是银行间短期市场利率，基本反映银行流动性的要求，这两个利率是具有代表性的市场化利率。如上所述，自 1998 年央行取消了信贷规模控制，本文首先采用 1998M1—2006M11 的月度数据来进行分析，因为从 2006 年 11 月之后国家统计局没有工业增加值的绝对数。使用 Granger 因果检验法来判断各个变量之间的关系。计量结果如下：

表1 贷款利率、信贷和工业增加值之间解释能力的显著性检验

	P值
贷款利率变化不能Granger引起工业增加值变化	0.31343
工业增加值变化不能Granger引起贷款利率变化	0.35705

信贷量变化不能Granger引起工业增加值变化	0.08344 [*]
工业增加值变化不能Granger引起信贷量变化	0.00607 ^{***}
信贷量变化不能Granger引起贷款利率变化	0.81206
贷款利率变化不能Granger引起信贷量变化	0.80960

注：（1）工业增加值和信贷量采用了 X11 平滑方法，并以对数形式处理，单位为亿元；（2）所有变量经过同期 CPI 处理，采用了实际变量；（3）所有变量的一阶差分为平稳序列；（4）按照 AIC 和 SC 确定滞后阶数为 6；（5）贷款利率是六个月至一年（包括一年）的贷款利率；月度利率按照利率调整和月度中的天数进行了加权处理，如 2 月 16 日央行调整了贷款利率，那么本月利率就是调整前后利率的平均值；信贷量是金融机构的各项贷款数量；（6）***和*分别代表 1%和 10%的显著水平。

表2 银行同业拆借利率、信贷量和工业增加值之间解释能力的显著性检验

	P值
同业拆借利率变化不能Granger信贷量变化	0.23946
信贷量变化不能Granger引起同业拆借利率变化	0.44395
同业拆借利率变化不能Granger引起工业增加值变化	0.34587
工业增加值变化不能Granger引起同业拆借利率变化	0.14311

注：（1）银行同业拆借利率是银行间同业拆借加权平均利率。（2）按照 AIC 和 SC 确定滞后阶数为 3。其余同表 1。

表 1 和表 2 的计量结果表明：（1）在至少 10%的显著水平下信贷量变化和工业增加值变化之间存在互为因果关系。这表明了经济增长会导致信贷需求增加，而信贷增加也会导致工业产出增加。中国实体经济与信贷之间具有需求拉动和供给推动的双重特征，信贷量是中国货币政策有效的中介目标。（2）银行贷款利率和银行间拆借利率变化与银行信贷变化之间不存在任何因果的关系，信贷和利率是两个独立的工具变量。（3）贷款利率变化和银行同业拆借利率变化与工业增加值变化之间不存在任何因果关系，说明利率还难以起到调控实体经济的作用，这一点与盛松成和吴培新（2008）、Laurens and Maino(2007)、Dickinson and Liu(2007)等近期的研究是一致的；另一项最近的研究也表明中国经济中的利率—信贷渠道也是很弱化的(Tuuli,2008)。

为了弥补工业增加值样本的滞后，本文进一步采用 1998Q1—2008Q4 的季度数据来进行分析。表 3 和表 4 的计量结果表明：（1）同业拆借利率变化和贷款利率变化与信贷量变化之间不存在任何因果关系；（2）第二产业增加值的变化是信贷量变化的格兰杰成因，反之则不成立，这与上面的月度数据的计量结果存在一定的差异。

表3 贷款利率、信贷量和第二产业增加值之间解释能力的显著性检验

	P值
贷款利率变化不能Granger引起信贷量的变化	0.71621
信贷量的变化不能Granger引起贷款利率变化	0.19265
第二产业增加值不能Granger引起信贷量的变化	0.06738*
信贷量的变化不能Granger引起第二产业增加值变化	0.57877
第二产业增加值不能Granger引起贷款利率变化	0.78714
贷款利率变化不能Granger引起第二产业增加值变化	0.20832

注：（1）这里的季度数据没有使用GDP数据，主要原因是采用X11平滑后的对数值的差分不是平稳序列。同时在2004年GDP的统计发生了显著变化，统计当局在当年把GDP提高了17%；（2）其余所有数据的一阶单整序列在至少5%的显著水平下均为平稳序列；（3）采用的滞后阶数为2。表4同。

表4 银行同业拆借利率、信贷量和第二产业增加值之间解释能力的显著性检验

	P值
同业拆借利率变化不能Granger信贷量变化	0.41450
信贷量变化不能Granger引起同业拆借利率变化	0.90290
工业增加值变化不能Granger引起同业拆借利率变化	0.21211
同业拆借利率变化不能Granger引起工业增加值变化	0.49142

总体上，从以上分析可以看出，采用月度和季度数据，无论是同业拆借利率还是贷款利率指标对中国实体经济基本没有解释能力。这也表明是信贷量，而不是利率才是调控实体经济的主要手段。这一点与发达国家和地区的货币政策调控是不同的，中国目前还不存在一个能够调控实体经济的利率—信贷渠道，利率与信贷之间基本是分离的。

（二）从长期来看，利率对全社会固定资产投资没有解释能力，但近十年以来房地产投资对利率变化相当敏感，这说明利率杠杆对中国经济中的资产价格开始产生一定的影响。

从中国固定资产投资的资金来源来看，1998—2007年，固定资产投资来源于国内信贷的比例约为19.1%，而且逐年呈下降趋势；来源于外商直接投资的部分较小，约为5.0%，也是逐年下降的；国家预算内资金的比例为5.2%；而绝大部分固定资产投资资金来源于企事业单位的自筹资金和其他资金，比例高达72.1%，而且这一比例是逐年上升的。因此，中国经济中的固定资产年度投资资金来源的70%以上来自自筹资金和其他资金，其中自筹资金的比例约为54%。在自筹集资金来源中只有不到1%是通过股票和债券市场来筹集的，因此，约有53%的固定资产投资资金来自企业的内部盈余。

因此，在信贷资金仅占固定资产投资资金来源不到20%的比例来看，信贷

利率难以起到明显调控企业固定资产投资的作用。在固定资产投资主要来源于企业内部资本市场时，投资主要取决于未来的经济预期，在这样的情形下，利率对企业内部资本市场的调控作用是极为有限的。

回归结果证实了这一判断。使用 1999 年 2 月—2008 年 11 月的月度固定资产投资额和滞后 6 个月 1 年期贷款实际利率数据来分析投资对利率的弹性（所有变量采用实际值：月度名义年利率—月度同比 CPI 指数；由于中长期贷款利率（1-3 年或 3-5 年）与 1 年期的贷款利率高度相关，使用何种利率结论是一致的）。固定资产投资和真实利率的月度增长率的自然对数形式均是平稳序列。计量结果如下：

$$\ln \frac{FI_t}{FI_{t-1}} = 0.121 - 1.44 \ln \frac{R_t}{R_{t-1}} (-6) + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$(0.342) \quad R^2=0.01 \quad DW=2.10$$

$$\ln \frac{HI_t}{HI_{t-1}} = 0.108 - 1.54 \ln \frac{R_t}{R_{t-1}} (-6) + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$(0.034) \quad R^2=0.05 \quad DW=1.53$$

方程（1）中滞后 6 个月的真实利率的弹性系数为负值，符合常理，但括号内的 p 值显示没有通过显著性检验。方程（2）中的投资的利率弹性系数为-1.54，且括号内的 p 值通过了 5% 的显著性检验。因此，从 1999 年以来的趋势看，利率对固定资产投资（ FI ）没有解释力，但利率对房地产投资有显著的解释能力，而且利率上升 1%，房地产投（ HI ）将下降 1.5%。这一点与国外一些研究结论一致（Ahearne, et.al., 2005; Mishkin, 2007）。对于这一较高的弹性系数，原因可能是因为房地产企业存在高资产负债率。1999-2007 年房地产企业的年均资产负债率高达 75%。因此，尽管房地产投资资金只有 20% 左右来自国内信贷，但来自自筹资金的比例也只有 20% 左右，贷款利率的上升将显著增加其筹资成本，由此会降低房地产的投资。

综合上述分析，可以看出利率和信贷量实际上对中国经济都有调节作用。利率对房地产投资有明显调节作用，因此，利率对中国经济中的资产价格会产生影响，但利率对工业企业则难以起到调节作用，而信贷调控对工业企业会产生明显的调节作用。尽管从全社会来看，房地产投资和全社会固定资产新建投资额存在

一致性的趋势，但由于房地产企业和工业企业资产负债结构的不同以及由于这些行业固定资产投资资金来源的不同，因此导致了利率对两者的调控效果不同。近几年以来两者投资趋势的缺口在加大，这在一定程度上表明了两者的有效调控方式是不同的。

（三）国内信贷是调控实体经济的主要手段，M2 是物价水平变动的主要影响因素之一。由于信贷与 M2 之间互为因果的关系，M2 和信贷均是货币政策调控的有效中介工具。

由于 90% 以上的外汇储备的新增部分通过央行票据和准备金来对冲，因此，国内货币供应量的增加部分取决于国内信贷的增量。为了进一步验证这种关系，表 5 给出了信贷差分与 M2 差分之间的 Granger 成因的 P 值检验。可以确定至少在 5% 的显著水平上信贷增量和 M2 的增量之间互为因果关系。从趋势上看，金融机构各项贷款的信贷量和 M2 之间存在明显一致的趋势，这表明信贷量和 M2 均是中国货币政策有效的中介指标。这一点也在央行既控制 M2 的增速，也控制信贷量的货币政策中得到了充分的体现。信贷增量和 M2 增量之间互为因果关系表明了长期中宽松的货币政策会促进经济中信贷量的扩大；在最近几年则体现了对冲手段中更多采用准备金率的办法会导致对冲外汇储备带来基础货币政策的同时，实际上也是在降低商业银行可贷资金数量。在这个意义上，M2 是信贷规模控制的代理变量。从 1998 年至今，M2 和信贷规模一直是货币政策有效的中介目标。

表 5 信贷增量与 M2 增量之间的 Granger 成因的 P 值检验

	1 阶	2 阶	3 阶	4 阶	5 阶	6 阶
$\Delta LOAN$ 不能 Granger 引起 $\Delta M2$	0.107	0.008***	0.001***	0.002***	0.005***	0.004***
$\Delta M2$ 不能 Granger 引起 $\Delta LOAN$	0.011**	0.008***	0.000***	0.001***	0.002***	0.006***

注：（1） $\Delta LOAN$ 表示贷款的差分，贷款数据采用了金融机构各项贷款； $\Delta M2$ 表示广义货币量的差分；两者在 1% 的水平上均是平稳序列（包含截距和趋势的 ADF 检验）。（2）所有数据来自中经网数据库，时间序列为：1998M1-2008M12；（3）***、** 分别代表 1% 和 5% 的显著水平。

从 M2 与物价水平的关系来看，信贷量是工业增加值的 Granger 成因。因此，信贷扩张通过提高总需求会带来物价水平的上升；而绝大多数经验研究表明 M2 的变化是中国经济中物价水平变化的主要因素之一（盛松成、吴培新，

2008；刘明志，2006；Chow and Shen，2004；等等）。

M2 增量和信贷量增量之间互为因果关系在融资结构上表现为信贷是全社会最主要的融资方式，货币主要表现为存款的形式以及由此而来的信贷形式。从加入 WTO 以来的情况看，信贷在非金融机构融资结构总占据了 80%以上的份额，而且这一比例并没有实质性的改变，2008 年与 2001-2002 年相比，整个经济的融资更加依赖银行的信贷。

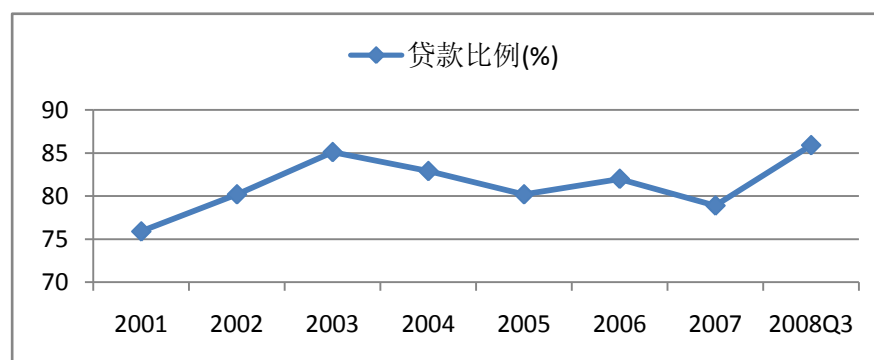


图 1 中国经济中非金融机构融资中贷款所占的比例：2001-2008Q3。

数据来源：作者依据 2001 年—2008 年 Q3 《中国货币政策执行报告》各期的数据绘制。

（四）在开放条件下，中国不存在通过利率去调控汇率以缓冲资本流动对汇率冲击的机制，中国经济中还不存在利率与汇率的联动机制。

加总的数据分析表明利率对实体经济基本没有作用，利率对信贷以及实体经济的传递渠道不通畅，而且利率和汇率对于中国经济中的物价水平也没有影响(Mehrotra，2007)。2005 年 7 月 21 日，人民币实施了盯住一揽子货币计划。并从 2007 年 5 月 21 日起，人民币兑美元交易价日均浮动幅度由 0.3%扩大至 0.5%，这些都使人民币汇率形成的市场化程度有了一定提高，出现了人民币对美元汇率出现了双向浮动。这表明中国的货币政策制度迈向独立性的改革开始进入了新阶段，但在货币政策执行过程中，利率政策与汇率政策的冲突仍然十分显著。

图 2 使用一个月期的中国银行间拆借利率和一个月的美国联邦基金利率来分析利率的传递。由于目前只公布了月度的数据，因此，一个月的中国银行间同业拆借利率由隔夜、7 天、8-14 天、15-20 天和 21-30 天的银行间同业拆借利率加权得到，代表了整个月度基础上的银行间同业拆借利率；而美联储的联邦基金采用了隔夜拆借利率的月度数据。

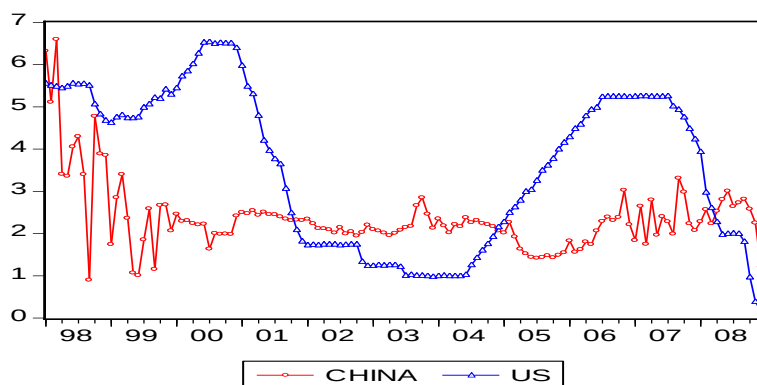


图 2 中国银行间同业拆借利率与美国联邦基金利率的走势（月度）：1998M1-2008M12。

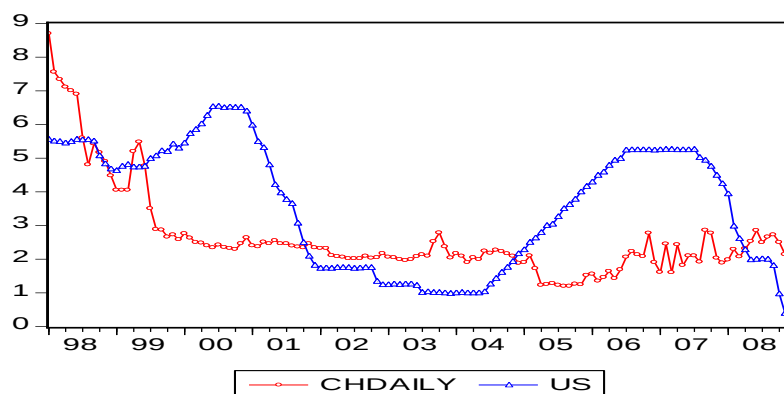


图 3 中国银行间同业拆借利率与美国联邦基金利率的走势（隔夜）：1998M1-2008M12

为了进一步比较隔夜同业拆借利率，图 3 给出了两者之间的走势比较。从上面两个图的趋势来看，联邦基金利率对国内银行间同业拆借利率的利率传递是非常弱化的。只有在 2008 年中期之后，由于金融危机加剧了全球经济的下滑，两者之间才存在一定的同步趋势。因此，可以认为中国经济中不存在通过利率去吸收汇率冲击的机制。

表 6 中国银行间同业拆借利率与联邦基金利率之间传递渠道的 P 检验值

	1 阶	2 阶	3 阶	4 阶	5 阶	6 阶
ΔUSM 不能 Granger 引起 ΔCHM	0.6298	0.85406	0.9508	0.9602	0.9413	0.9228
ΔCHM 不能 Granger 引起 ΔUSM	0.5703	0.6285	0.2756	0.2621	0.2050	0.3116
ΔUSM 不能 Granger 引起 ΔCHD	0.6867	0.57075	0.6507	0.6947	0.9529	0.8880
ΔCHD 不能 Granger 引起 ΔUSM	0.2651	0.5464	0.0645**	0.0360**	0.0734*	0.0809*

注：（1）单位根检验表明至少在 5% 的显著水平上，一阶差分 ΔUSM 、 ΔCHM 和 ΔCHD 均是平稳序列；（2） ΔUSM 联邦基金隔夜拆借利率（月度数据）； ΔCHM ：中国银行间同业拆借利率（月

度数据)； ΔCHD ：中国银行间同业隔夜拆借利率（月度数据）；(3) **和*分别表示 5%和 10%的显著水平；(4) 资料来源：中国银行间同业拆借利率数据来自中经网数据库，联邦基金利率来自美联储网站。

从表 6 给出的 1998M1-2008M12 的时间序列数据差分的 Granger 检验来看，两者之间基本不存在因果关系，尽管滞后 3-6 阶的 ΔCHD 是 ΔUSM 的成因。这一检验结果与 Cheung 等(2008)的计量结果一致，这与通常的直觉不同。从一般的常识来看，尽管中国经济对世界经济的影响越来越大，中国的利率难以去影响联邦基金利率，因为在过去的十年中中国的同业拆借利率能够影响联邦基金利率的假定基础是不存在的。

进一步从国内的利率与汇率之间的关系来看，利率与汇率之间也不存在任何因果关系（表 7），这表明中国的货币市场与汇率市场之间是分割的。利率与汇率之间不存在联动机制，换言之，在开放条件下，中国不存在通过利率去调控汇率以缓冲资本流动对汇率冲击的机制，也不存在通过汇率去吸收外部利率冲击的机制。

表 7 中国银行间同业拆借利率与人民币对美元汇率之间传递渠道的 P 检验值

	1 阶	2 阶	3 阶	4 阶	5 阶	6 阶
ΔEX 不能 Granger 引起 ΔCHM	0.7180	0.5613	0.5828	0.6309	0.8592	0.5159
ΔCHM 不能 Granger 引起 ΔEX	0.8442	0.9662	0.9860	0.9923	0.9873	0.9930
ΔEX 不能 Granger 引起 ΔCHD	0.3571	0.6117	0.6393	0.5682	0.4293	0.5275
ΔCHD 不能 Granger 引起 ΔEX	0.4807	0.1960	0.3389	0.3636	0.6048	0.1978

注：(1) 单位根检验表明至少在 5%的显著水平上，一阶差分 ΔEX 、 ΔCHM 和 ΔCHD 均是平稳序列；(2) ΔEX 表示人民币对美元的名义汇率的差分。

从以上分析可以看出，中国的货币政策主要是通过信贷或 M2 的控制来调节实体经济的。利率在一定程度上能够调节房地产投资，但全社会范围内还不存在货币的利率调控渠道。而在开放条件下，也不存在通过利率去调控汇率以缓冲资本流动对汇率冲击的机制，也不存在通过汇率去吸收外部利率冲击的机制。中国经济中还不存在利率与汇率的联动机制。

三、中国货币政策调控存在的困境

(一) 困境之一：数量型的调控工具的进一步强化，利率无法反映全社会

投融资成本，利率难以有效起到优化信贷结构的作用，目前快速膨胀的信贷可能导致银行坏账的增加。

从以上分析可以看出，利率与全社会的投资无关、利率与汇率无关，而且由于居民金融消费发展不足，大量研究表明利率与消费也无关。在这样的背景下，货币政策的调控只能够依赖于数量型工具。频繁调整的准备金率和信贷规模控制成为货币政策调控中最重要的工具。

从 2003 年以来的情况看，随着整个经济体制发生重大变化，尤其是金融体制和垄断性行业改革进入了新的阶段，经济增长也进入了新一轮的高增长时期。投资增速加快以及一定程度的进口通货膨胀，导致经济中 CPI 趋高，并在 2004 年达到了 3.9%。央行采取了信贷控制，导致随后的 CPI 回落。但在随后的 2006-07 年的调控中，央行放松了信贷控制，依靠提高利率、准备金和对冲措施来控制货币。结果是 2007 年 CPI 的进一步上升，达到了 4.8%，利率再一次没有起到控制信贷和投资的作用，导致了在 2007 年 9 月以后央行对商业银行信贷规模实施了季度规模管理。进入 2008 年第四季度，由于金融危机的影响，央行再次放弃了信贷规模控制，并降低利率。这也说明是信贷量，而不是利率才是调控实体经济的主要手段，而在利率还无法反映全社会投融资成本的情况下，目前快速膨胀的信贷可能导致银行坏账的增加。

除了信贷控制以外，另一个重要的数量调控工具是准备金率。从 2007 年以来的情况看，央行频繁调整准备金率来对冲外汇储备的增长和控制商业银行的流动性。仅 2007 年央行就十次提高金融机构的准备金率，提高幅度达 550 个基点；而 2008 年上半年央行分 4 次提高准备金率 250 个基点；为了应对金融危机对国内经济的冲击，央行 9-10 月份又二次下调准备金率 150 个基点。频繁使用准备金的调整会带来货币乘数的不断变化，加大监控货币量的难度。更重要的这种过于依靠准备金率调整来对冲外汇储备增长的方式会带来第二个困境。

（二）困境之二：过于依靠准备金的对冲措施带来了央行的对冲行为替代了银行的商业化行为这一矛盾，导致外部冲击内部化，使得对冲的货币政策会偏离国内实体经济的真实需求。

经常账户余额波动性增大，加上资本流入的不确定性，增加了货币对冲的难度，使得现有的货币对冲成本可承受，但货币政策的自主性难以彻底改善。

为了突出货币政策调控国内经济的主动性，数量型的调控方法将进一步固化，信贷规模控制进一步强化。

数据表明，1998M2—2008M12 中国经常账户余额的均值为 76.05 亿美元，但波动高达 94.51 亿美元；而资本账户余额的均值为 61.50 亿美元，但波动幅度高达 130.60 亿美元；2003M1—2008M12 经常账户和资本账户的波动性都上升了，分别达到 105.35 亿美元和 161.73 亿美元；而 2007M1—2008M12 经常账户的波动幅度有所下降，为 81.75 亿美元，但资本账户余额的波动性达到了 258.95 亿美元。这表明货币对冲的数量和不确定性均呈放大趋势。

表 8 不同时间区间经常账户余额和资本账户余额的波动（当月数，亿美元）：

	1998M2—2008M12	2003M1—2008M12	2007M1—2008M12
经常账户余额	76.05（94.51）	124.51（105.35）	232.86（81.75）
资本账户余额	61.50（130.60）	106.54（161.73）	135.33（258.95）

注：这里把资本账户简单处理为指外汇储备当月数量减去经常账户当月数量，实际上没有剥离跨国转移等因素，因为这部分数量较少。数据来源：中经网数据库。

从具体的央行发行票据的对冲数量来看，2003 年央行票据发行量约为 7227 亿元，而到了 2007 年达到 4.04 万亿元，当年的利息成本高达 0.2 万亿元；2008 年前三个季度的央行票据发行量为 3.92 万亿，利息费用达到 0.157 万亿元。央行票据发行数量呈现快速递增的趋势。由于难以获得央行美元储蓄和投资的收益，央行的对冲成本难以估计，但一般的看法是成本在不断上升，单纯从利息成本来看是如此（图 4）。从对冲数量来看，按照 L.Wright(2008)的估算，2006 年央行票据净发行约为 1 万亿元，考虑到政府在央行的存款和三次上调准备金冻结的资金约为 0.8 万亿元，那么 2006 年外汇储备增加的约 2475 亿美元的 90-95% 被对冲了；而 2007 年央行票据的净发行量仅为 4340 亿元，加上政府存款和准备金率上调 550 个基点冻结的资金，总计约 3.2 万亿元的对冲措施大约对冲了当年外汇储备新增的 4619 亿美元的 90-92% 的部分被对冲了。这说明大约 90% 左右的外汇储备的增加通过央行票据和准备金等形式被对冲了。

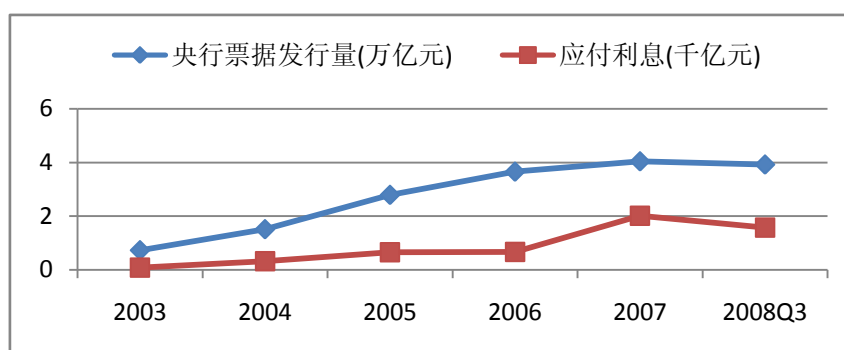


图4 央行票据发行量和利息成本的变化趋势：2003—2008Q3。

数据来源：作者依据央行货币政策执行报告和 MIND 的数据计算绘制。

从上述数量对冲形式来看，2007 年以来，随着央行净票据发行量的下降，央行更注重采用准备金的形式来对冲外汇储备的增加。由于准备金的利率水平（目前法定准备金利率 1.62%，超额准备金利率 0.72%）远低于约 4%左右的央行票据利率，尽管这样可以降低央行票据对冲的成本，但使得国内信贷政策更加依赖于外汇储备的变化，信贷政策会在一定程度上脱离国内经济实情，这可能是 2008 年上半年为了对冲不断增加的外汇储备，央行分四次提高准备金率 250 个基点，从而导致货币政策调控方向出现明显偏差的重要原因。另一方面，由于中国经济中的实体经济和金融部门之间存在明显的分离，这样的对冲手段进一步使短期金融市场上资本账户余额的变化冲击传递到中国实体经济中来，从而会进一步恶化中国货币政策对实体经济的调控效果。

（三）困境之三：国内外利差不是导致短期资本流动的原因，导致利率难以起到调控资本流动的作用。

由于资产的非完全替代性、资本流动管制等因素，利率平价往往失效。但由于存在各种规避管制的手段，如通过虚假的经常项下的资本转移等，国际金融市场依然存在着套利行为。早在 2001 年中国人民银行研究局课题组对利率变动与结售汇的关系进行了实证分析，结果表明：（1）中外利差与贸易项目下结汇率之间相关系数为 0.67，且利差每提高一个百分点，结汇率提高 2.2 个百分点。可见，中外利差越大，短期资本通过经常项目下流入国内越多。（2）中外利差与贸易项目下售汇之间的相关系数为-0.54，表明中外利差每增加一个百分点，1 个月后售汇率降低约 2.16 个百分点，故中外利差愈大，滞留在国内的短期资本愈多。从更长时间序列数据来看，我们发现中美利差的变化不是资本账

户资本流动的原因，表 9 给出的中美经济中三种利差的变化都不是中国资本账户外汇储备变化的原因。这也从另外一个角度说明了在国内利率与汇率之间不存在联动机制的背景下，资本流入更多可能是人民币升值的预期以及中国经济中其他金融资产收益预期导致的，而不是中美利率变化导致的。

表 9 中美利差变化与中国资本账户外汇储备变化之间传递渠道的 P 值检验

	1 阶	2 阶	3 阶	4 阶	5 阶	6 阶
$\Delta YEAR$ 不能 Granger 引起 ΔFR	0.9007	0.7212	0.7989	0.8425	0.8885	0.5068
$\Delta IDIF$ 不能 Granger 引起 ΔFR	0.6490	0.8640	0.9592	0.9646	0.9819	0.9888
$\Delta IDIFD$ 不能 Granger 引起 ΔFR	0.6606	0.8785	0.9620	0.9311	0.9699	0.9584

注： ΔFR ：资本账户外汇储备的变化； $\Delta YEAR$ 、 $\Delta IDIF$ 和 $\Delta IDIFD$ 分别代表中国一年期存款基准利率和美国 1 年持续期的国债（CMT）之间利差的变化、国内银行间月度加权的同业拆借利率和联邦基金利率之间利差的变化以及国内银行间隔夜拆借利率和联邦基金利率之间利差的变化。

以上三个货币政策调控困境源于这样的货币政策调控逻辑：通过准备金率调整和央行票据来对冲外部冲击带来的外汇储备的增加，从而控制经济中的信贷量和 M2。但这样的调控模式会导致：进一步强化数量型调控，利率无法起到优化信贷结构的作用；过于依靠准备金率的对冲办法带来了央行的对冲行为替代了银行的商业化行为这一矛盾，使得货币政策对冲措施会在一定程度上偏离国内实体经济的真实需求；偏重数量型的对冲导致利率与汇率联动机制失效。

四、改革的政策建议

要改变货币政策调控的困境和提高货币政策调控资源配置的效率，必须加快利率市场化改革步伐，调整目前的对冲方式，培育利率与汇率的联动机制。具体包括：

（1）信贷量和 M2 依然是当前中国货币政策有效的中介目标，但必须要改革信贷结构，信贷结构的改变必须依靠资金成本的变化来调节，应该加快利率的市场化步伐。可以考虑在扩大现有的商业银行信贷浮动利率定价自主权的基础上，有选择性地放开一些金融机构的贷款利率，并使用贴息贷款等方式来加大对中小企业的贷款。同时利率市场化要求有相应的金融资产，因此，必须改变整个经济过多依靠信贷的融资体制，要加快企业债券和股票市场等金融市场

的发展步伐，做到“放水养鱼”。

(2) 要改变目前的货币对冲办法，不能过多依靠准备金调整的办法去对冲外汇储备的增长。尽管这样可以降低央行的成本，但会导致外部冲击内部化，使货币调控会在一定程度上偏离国内经济的真实需求。要主要依靠央行票据来对冲外汇储备的增长，因为这样的对冲政策会增加央行货币政策的自主性，相对于贴现窗口来说，央行可以通过自主决定来确定货币的投放与回收。同时，央行票据市场的发展也为货币市场提供了一个基准利率水平，而且这一利率对于外汇市场的汇率形成机制是至关重要的。

(3) 要有步骤地构造中国经济中的利率和汇率的联动机制。要做到这一点，必须打通货币市场和汇率市场之间的传递机制，除了依靠央行票据市场的利率与汇率形成机制以外，在制度改革上应该进一步加快银行同业拆借市场的改革步伐，允许更多的外资金融机构进入同业拆借市场，以反应这些机构对短期资金流动性的需求，由于这些外资机构或企业对外汇的敏感性更强，那么货币市场的利率变化就会逐步反应到汇率市场上。与此同时，可以进一步加大汇率日波动的幅度，比如由目前的 5% 提高到 7%，甚至更高一点，逐步形成利率与汇率的联动机制。

参考文献：

- 刘明志，2006，“货币供应量和利率作为货币政策中介目标的适应性”，《金融研究》，第 1 期。
- 盛松成、吴培新，2008，“中国货币政策的二元传导机制”，《经济研究》，第 10 期。
- 王召，2001，“对中国货币政策利率传导机制的探讨”，《经济科学》，第 5 期。
- 中国人民银行研究局课题组，2001，“利率和汇率政策协调与维护国家经济安全”，《经济工作者学习资料》，第 18 期。
- 中国社会科学院经济所宏观课题组，1999，“投资、周期性波动与制度性紧缩效应”，《经济研究》，第 3 期。
- 张曙光等，2001，“疏通传导渠道，改善金融机构”，《管理世界》，第 2 期。
- L.Wright, 2008, “关注中国人民银行对冲成本的增加”，《第一财经日报》，4 月 28 日，A10。

Aaron N. Mehrotra, 2007, "Exchange and interest rate channels during a deflationary era—Evidence from Japan, Hong Kong and China", *Journal of Comparative Economics* 35, 188–210.

Dickinson, D., and Liu, J., 2007, "The Real Effects of Monetary Policy in China: an Empirical Analysis", *China Economic Review*, 18, 87-111.

Gregory Chow and Yan Shen, 2004, "Money, Price Level and Output in the Chinese Macro Economy", CEPS, Working Paper, no. 98.

Laurens, B.J., and Maino, R., 2007, "China: Strengthening Monetary Policy Implementation", IMF, Working Paper, no. 14.

Tuuli Koivu, 2008, "Has the Chinese Economy Become Sensitive to Interest Rate? Studying Credit demand in China", *China Economic Review*, 30, 1-16.

Yin-Wong Cheung, Dickson C. Tam and Matthew S. Yiu, 2008, "Does the Chinese Interest Rate Follow The US Interest Rate?", *International Journal of Finance and Economics*, 13, 53–67.

经济形势下滑条件下的社会保障支出选择

论文摘要：从目前的形势来看，我国的社会保障制度，尤其是支出规模，还远远不能适应我国经济长期平稳、较快发展的需要，也不能在当前应对经济困局的政策选择中承担应有的重任。因此，当前我国社会保障支出选择的重点，而从短期来看，是构建经济社会平稳运行的稳定器和安全网，减轻经济下滑造成的不利影响，稳定国内居民消费水平，缓解日益严峻的就业压力，维护社会和谐和稳定；在长期来看是要以社会保险、社会救助、社会福利为基础，以基本养老、基本医疗、最低生活保障制度为重点，以慈善事业、商业保险为补充，加快完善社会保障体系，促进经济结构转型，保持国民经济又好又快发展。

社会保障既是社会安定的重要保证,又是当前应对全球经济危机对我国不利影响的重要政策手段。当前我国社会保障支出选择的重点,在长期来看是要以社会保险、社会救助、社会福利为基础,以基本养老、基本医疗、最低生活保障制度为重点,以慈善事业、商业保险为补充,加快完善社会保障体系;而从短期来看,是构建经济社会平稳运行的稳定器和安全网,在为所有社会成员提供基本生活保障的基础上,有效协调多种形式的社会利益关系,平衡社会分配关系,减轻经济下滑造成的不利影响,稳定国内居民消费水平,缓解日益严峻的就业压力,保持国民经济又好又快发展和促进社会和谐稳定。

一、我国社会保障制度的基本状况和主要问题

2007年,全国基本养老保险、基本医疗保险参保人数分别突破2亿人,达到20107万人、22051万人,失业保险、工伤保险和生育保险参保人数分别达到11645万人、12155³¹万人和7755万人。五项社会保险参保人数分别比2002年底增加5370万人、12650万人、1463万人、7749万人和4267万人。其中,农民工参加工伤和医疗保险人数均超过3000万人。城市最低生活保障制度实现应保尽保,覆盖低保对象2271万人。城市医疗救助制度覆盖到全国近90%的县(市、区)。农村最低生活保障制度实现全国覆盖,全面建立了医疗救助制度,新型农村合作医疗覆盖农村居民7.3亿人,以县为单位的覆盖率超过85%。但是,从目前的形势来看,我国的社会保障制度,尤其是支出规模,还远远不能适应我国经济长期平稳、较快发展的需要,也不能在当前应对经济困局的政策选择中承担应有的重任。

(一) 我国社会保障制度中存在的主要问题

我国社会保障体系还存在一些突出问题,主要包括:

一是制度覆盖人群有限,制度内部待遇不平衡。受养老保险制度设计和参保者收入水平影响,城镇非公经济组织和灵活就业人员参加养老保险比例不高,还有1亿多城镇就业人员没有参保。同时,企业和机关事业单位同类退休人员待遇差距过大。由于企业与机关事业单位养老保障制度分割,企业退休人员养老金虽然有了较大幅度提高,但随着机关事业单位津贴补助政策的逐步到位,尤其是部分地区艰苦边远津贴调整后,企业退休人员与机关事业单位同类人员

如无特别说明,本文数据均来自中国统计年鉴,国家统计局网站。感谢王胜民在数据收集方面提供的帮助。

的待遇差距有进一步拉大的趋势。

二是社会保障城乡分割矛盾突出，农民工和农村社会保障制度建设明显滞后。2007 年底，虽然有 3000 多万农民工参加了工伤和大病医疗保险，但仅占 1.26 亿外出就业农民工的 1/4 左右。参加城镇职工基本养老保险的农民工只有 1500 多万人，仅占全部外出就业农民工的 12%左右，适合农民工特点的全国性养老保险办法尚未出台。新生代农民工已长期在城镇打工生活，但由于城镇社会保险门槛高、转移难等制度因素，阻碍了他们参加各项社会保险的积极性。新型农村合作医疗虽然覆盖了 80%以上的县（市、区），但参保农民的住院报销比例只有 30%左右，其余部分仍需农民自费。由于缺乏财政支持，农村养老保障更加滞后，不仅制度覆盖人群优先，而且制度建设仍需加强。原有以个人缴费为主的养老保险模式处于停滞状态，而经济发达地区的许多区县相继建立的新型农村养老保险也存在制度模式不统一等问题。

三是社会保险基金支付压力不断增大，制度运行的可持续性面临挑战。随着我国人口老龄化发展，广大企业职工和离退休人员对提高养老、医疗等各项保障的需求不断增长，社会保险基金当期支付压力增大，很多地方出现资金缺口。同时，由于社会保险统筹层次低、社保基金不能在更大范围内调剂使用，形成了基金缺口与部分地区基金结余并存的现象，给中央财政带来了压力。同时，制度转型造成的个人账户空帐运行形成了极大的隐性债务风险，而且社会保险基金缺乏有效的投资渠道，统筹基金和做实的基本养老保险个人账户资金难以实现保值增值的目标。

四是社会救助资金投入不足。在农村低保方面，中西部地区的农村低保标准大多围绕绝对贫困线测算。但是由于物价上涨等原因，现行的绝对贫困线偏低，已不足以维持农村村民的基本生活。较低的低保标准和补助水平在一定程度上影响了农村低保制度保障农村困难基本生活作用的发挥。在农村五保方面，目前农村五保供养资金列在农村税费改革转移支付中“打捆”下拨，没有明确农村五保供养资金的数额或比例，也未列为确保事项，一些经济状况较为薄弱的县、乡和村集体，为弥补当地资金缺口，挤占农村五保供养资金的问题比较突出。在医疗救助方面，由于一些地方筹集的医疗救助资金量相对不足，与困难群众的需要相差较大，地方民政部门害怕超支，在制度设计上往往过于谨慎

和保守，有些地方甚至不敢宣传医疗救助政策，造成一方面医疗救助资金结余过多，另一方面许多困难群众得不到医疗救助金。

社会保障体系存在的这些问题，既不利于我国经济在长期中优化产业结构，促进经济稳定持续发展，维护社会稳定和公平，也不利于应对经济危机导致的总需求下降带来的经济增长和就业的压力。

（二）当前我国经济发展面临的突出问题和主要矛盾

近年来，我国经济保持持续快速增长，经济社会发展的总体态势是好的，但是必须充分认识到国内外经济形势发展的严峻性和复杂性，尤其是金融危机带来的严重冲击应该引起高度重视。从国际看，金融危机正在从局部发展到全球，从发达经济国家传到新兴市场国家，从虚拟经济扩散到实体经济，涉及范围之广、影响范围之深、冲击强度之大超出预料。这场始于 2008 年 9 月以来的美国次贷危机正迅速演变成为上世纪以来最严重的全球金融危机，不仅严重拖累发达国家的经济增长，而且对我国出口带来严重负面影响。

从国内看，在国际金融危机、外部环境趋紧的影响下，当前我国经济运行困难比预想的还要严重，经济短期减速甚至中长期下滑的风险正在显现，经济减速及其对经济社会发展的不利影响突出表现在以下几个方面：

一是投资增速下降，经济增长出现放缓迹象。2008 年三季度，全社会固定资产投资增长 27%，扣除物价因素实际增长 15.1%，同比回落 5.7 个百分点。在市场前景看淡、融资困难、企业效益下降的情况下，企业投资意愿下降。经济增长出现逐季放缓、全年回落的不利局面。分季度看，一季度增长 10.6%，第二季度增长 10.1%，第三季度增长 9.0%，全年 GDP 比上年增长 9%，同比回落 2.9 个百分点。

二是工业生产增速明显放缓，能源原材料和运输需求大幅下降。全国规模以上工业增加值比上年增长 12.9%，增速较上年回落 5.6 个百分点。分季度看，工业增速也呈现阶梯状下降，同时，能源需求明显下滑。突出表现在电力需求严重萎缩。2008 年全社会用电量逐月放缓，全年用电量 34268 亿千瓦时，增长 5.23%，比上年回落 9.57 个百分点。产能过剩问题进一步暴露，原材料价格出现严重下跌，物流需求急剧萎缩。10 月末，国内钢材综合价格指数环比下降 24.56%，创下 7 年来当月最大降幅。10 月份，全国铁路货运总周转量同比已经

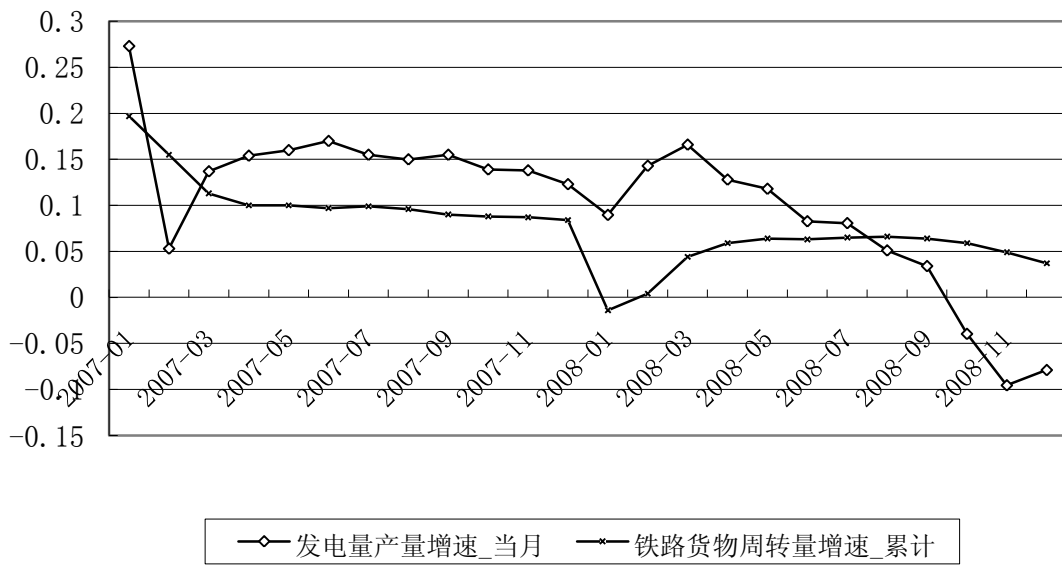
出现负增长，增幅环比下降 5.6 个百分点。

三是消费景气出现局部降温，对经济增长拉动减弱。虽然近年来国内消费增速持续加快，但是受到居民收入预期下降、财富效应减弱等因素的影响，住房、汽车量等产业关联度大、经济带动作用强的消费热点开始降温。2007 年 1-10 月，全国商品房销售同比下降 16.5%，销售额同比下降 17.4%，其中商品住宅销售面积和销售额分别下降 17%和 18.2%。全国汽车产量和销售增幅同比回落 11.6 个和 12.9 个百分点。

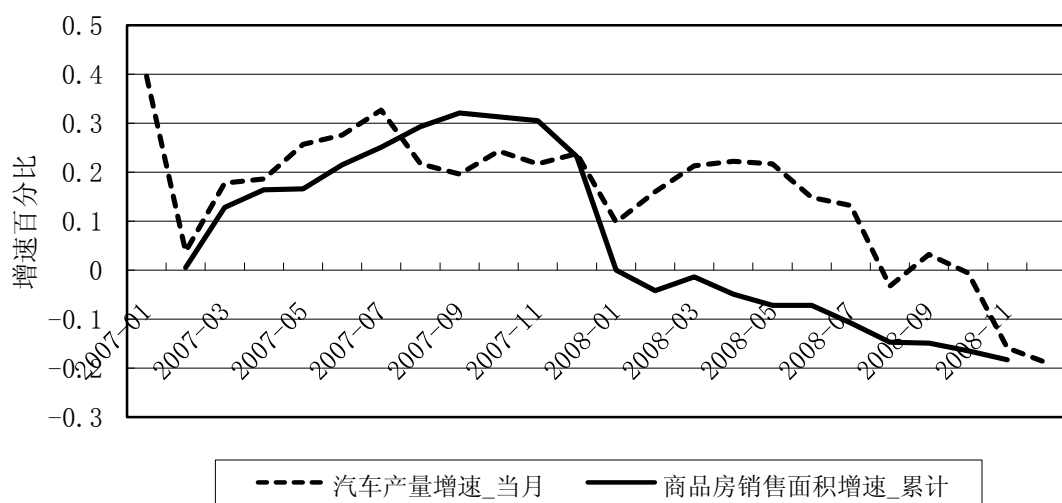
四是部分企业出现经营困难，财政收入形势严峻。随着经济减速、成本上升、外部需求降低，企业尤其是中小企业出现了一些停产和半停产现象，经济效益和财政收入出现明显下降。全国财政收入一季度增长 35.5%，二季度增长 31.4%，三季度增长 10.2%，出现逐季下滑态势，10 月份甚至出现年内首次负增长，同比下降 0.3%。

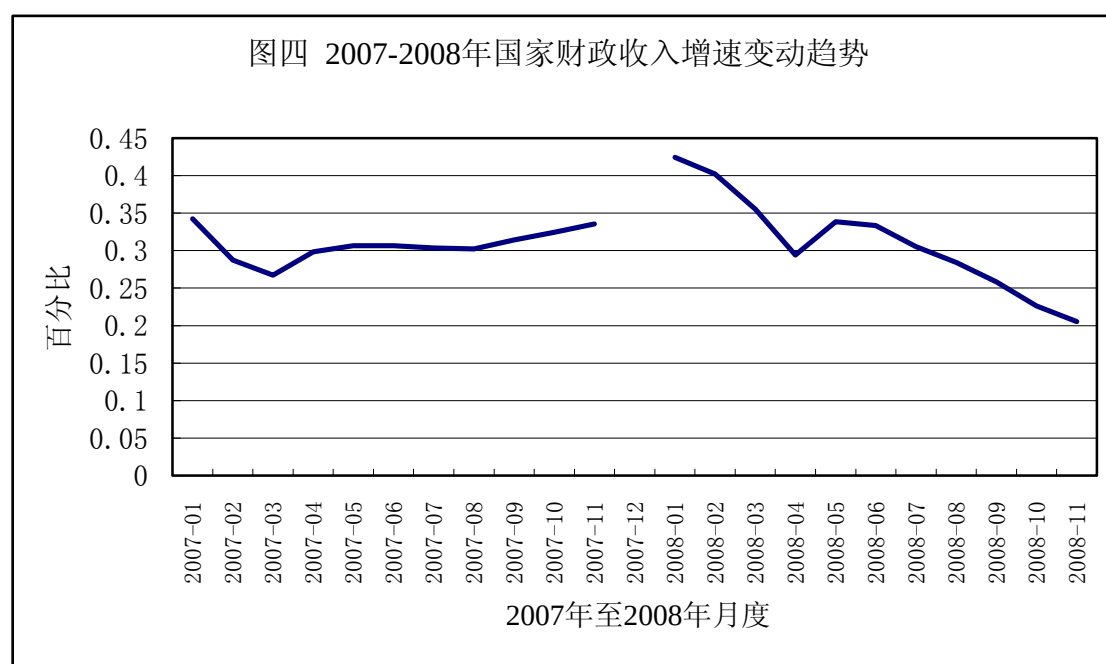


图二 2007-2008年全国发电量和铁路货运增速变动



图三 2007-2008年我国汽车产量和住房销售面积增速变动





（三）社会保障制度是促进经济增长的重要环节

国内外的经济理论和实践发展充分证明，建立完善的社会保障体系，有利于实现经济的平稳增长，实现经济社会的和谐发展。以凯恩斯主义为代表的国家干预经济理论认为，社会保障是国家干预的重要实现形式和调节工具。在经济萧条时期社会保障收入增加缓慢而支出增加迅速，在经济繁荣时期社会保障收入增加迅速而支出增加缓慢，这样社会保障的收入和支出变化就会自发地作用于社会总需求，从而在宏观上和周期上具有调节与缓和经济波动的作用，是政府干预经济、促进增长的重要环节，是化解和抵消经济波动风险的有力手段，是平衡社会利益关系的制度保证。在现代市场经济体制中，没有社会保障体系提供的调节稳定作用，经济增长将难以为继，

例如，1935 年美国社会保障法的出台是其摆脱经济危机困境的主要措施之一；建立国民年金和国民医疗保险制度成为日本实现经济腾飞的重要保证；健全的社会保障和公共福利体系有力推动了战后欧洲各国的经济发展。国际经验表明，社会保障制度与居民消费之间存在明显的正向关系，在国内有效需求不足的时候，通过发展社会保障事业可以达到刺激居民消费、推动产业调整和促进经济增长的政策效果。

近年来，我国经济增长保持了高速增长的良好态势，但是经济结构不合理、经济增长方式粗放和消费需求持续下降的问题和矛盾仍然比较突出。加快推进社会保障制度改革，完善社会保障体系对于有效扩大内需和拉动消费，保持国

民经济社会健康平稳发展具有十分重要的作用。我们应当尽快建立与完善适应我国国情与经济发展水平的社会保障体系，稳定居民的收入预期和后顾之忧，促进消费需求的稳定增长，进而实现国民经济的持续快速增长和社会和谐稳定。

二、当前加快社会保障制度改革的现实意义

（一）增加社会保障支出，促进居民消费需求增长

随着近年来宏观经济持续增长，我国城乡居民消费稳步扩大。1997-2007年城乡居民消费支出由 36921 亿元增加到 92458 亿元，扣除物价上涨因素，年均增长率为 8.4%。从社会商品零售额来看，1997 年-2007 年，社会商品零售额由 31253 亿元增加到 89210 亿元，扣除物价上涨因素，年均增长率为 9.8%。居民消费结构明显改善，城乡居民恩格尔系数明显降低，其中，居民服务性消费的增长最为迅速。例如城镇居民医疗保健支出比重已经由 1990 年的 2.01% 增长为 2007 年的 7%。

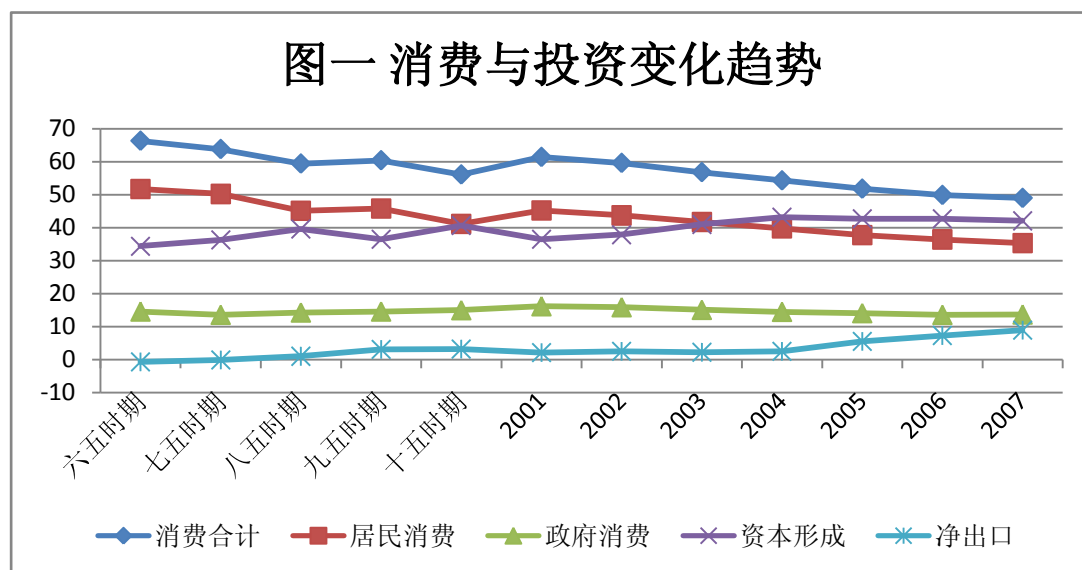
但是相对于投资的快速增长，我国消费需求增长仍然偏慢，对经济增长的最终贡献率不高。从消费需求的总量看，在我国 GDP 的构成中，最终消费占比不断下降，而投资和净出口的比重不断增加。2001 年至 2007 年，投资增长速度明显加快，年均增长率为 16.1%，而消费年均增长率为 9.2%，投资与消费比例不协调。从消费需求内部结构看，政府消费占比基本稳定，小幅下滑，2001 至 2007 年，政府消费 16.2% 降至 13.7%，而居民消费占比则大幅度下降，由 2001 年的 45.2% 下降至 2007 年的 35.3%。如表一所示。

表一 消费与投资变化趋势表（%）

年份	消费合计	居民消费	政府消费	资本形成	净出口
六五时期	66.3	51.7	14.6	34.4	-0.7
七五时期	63.8	50.2	13.6	36.3	-0.1
八五时期	59.4	45.1	14.3	39.6	1.0
九五时期	60.4	45.8	14.6	36.5	3.1
十五时期	56.1	41.1	15	40.7	3.2
2001	61.4	45.2	16.2	36.5	2.1
2002	59.6	43.7	15.9	37.9	2.5
2003	56.8	41.7	15.1	41.0	2.2
2004	54.3	39.8	14.5	43.2	2.5
2005	51.8	37.7	14.1	42.7	5.5

2006	49.9	36.4	13.6	42.7	7.3
2007	49	35.3	13.7	42.1	8.9

资料来源：中国统计摘要 2008



健全社会保障制度特别是社会保险制度对居民消费的影响主要表现在收入效应和支出效应。收入效应是指社会保障待遇形成居民当期收入的一部分，居民领取养老金、报销医疗费用、领取其他风险分担收入等都将提高居民收入水平，直接促进消费需求增长。支出效应是指居民社会保障缴费减少了居民当期收入，在一定程度上抑制了居民当期消费。社会保险对居民消费的综合影响取决于这两种效应的比较。有关研究表明，居民可支配收入、社会保障支出和居民消费都存在正相关关系。同时，从影响程度看，社会保险带来的收入增加对消费的正向影响要比社会保险缴纳费用产生的负面影响要大。说明实施社会保障制度，能够改善消费预期，增加居民消费水平。

另一方面，健全的社会保障体系有利于改善居民消费预期，稳定消费倾向。消费倾向是反映居民消费能力和消费意愿的重要表现。我国城镇居民的消费倾向在 1995 至 2007 年呈现直线下降趋势，平均消费倾向由 82.6% 下降到 72.5%，这一时期我国开始启动社会保障制度市场化改革，传统计划经济体制下城市居民享有的各种福利待遇逐步消失，而且新的养老、医疗失业和最低生活保障制度等社会保障还不健全，个人支出费用大大增加，增加了居民未来支出预期，降低居民消费倾向，其突出表现是居民被动储蓄明显增加。同时，由于我国社会保障覆盖范围有限，农村社会保障制度建设滞后以及社会保障投入偏低等原

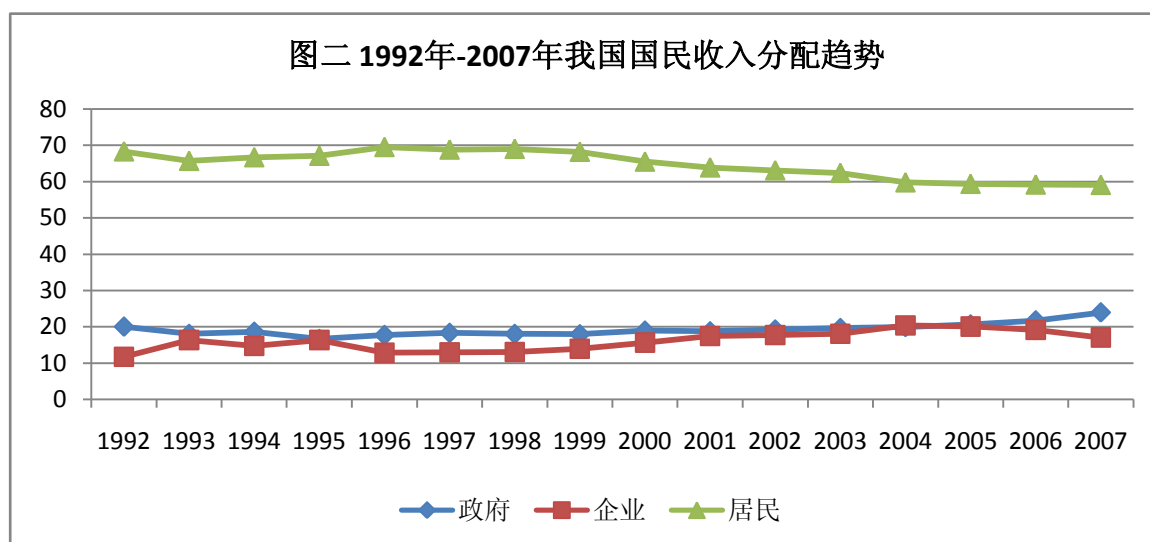
因，导致有消费能力的人群不愿消费、没消费能力的人群无法消费的结构矛盾，并且在总量上制约了消费需求的扩大。因此，加快完善社会保障体系，发挥其再分配调节作用，是提高居民消费的必要途径和手段。

（二）完善社会保障制度，调整国民收入分配格局

经济发展的成果最终要在参与经济活动的主体——国家、企业和居民三者之间进行分配。在初次分配和再分配后，国家、企业和居民三者之间的比例及其相互关系，形成国民收入分配的宏观格局。主要变动趋势如表二所示。

表二 1978 年-2007 年我国国民收入分配格局

年份	政府	企业	居民
1978	35.9	12.9	51.2
1988	21.3	8.3	70.4
1990	21.9	9.1	69.0
1992	20.0	11.7	68.3
1993	18.0	16.3	65.7
1994	18.6	14.7	66.7
1995	16.6	16.3	67.1
1996	17.7	12.8	69.5
1997	18.3	12.9	68.8
1998	18.0	13.0	69.0
1999	17.9	13.9	68.2
2000	18.9	15.6	65.5
2001	18.7	17.4	63.9
2002	19.2	17.7	63.1
2003	19.6	18.0	62.4
2004	19.9	20.3	59.8
2005	20.6	20.0	59.4
2006	21.7	19.1	59.2
2007	23.9	17.0	59.1



数据显示，居民可支配收入占国民可支配总收入的比重呈逐年下降趋势，1998 年至 2007 年，居民收入在国民收入中占比年均下降 1 个百分点，居民收入份额的下降必然导致居民收入的增长收到制约和影响，而且会对扩大居民消费需求产生诸多负面影响。

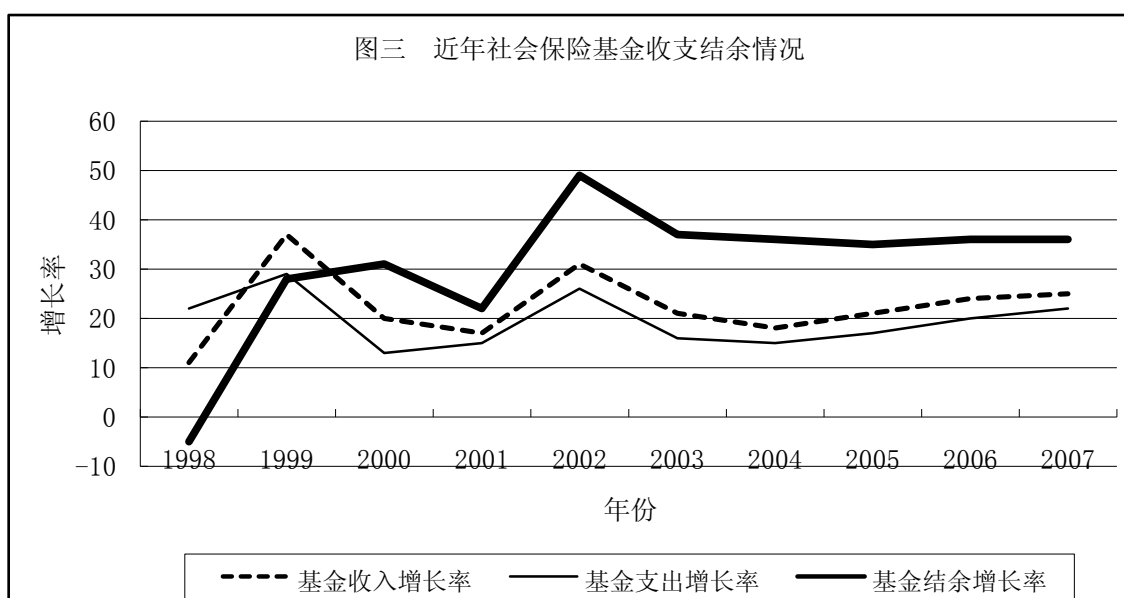
居民收入在国民收入中占比逐年下降的主要原因：一是劳动者报酬增长持续慢于经济增长，其占 GDP 比重不断下降；二是居民财产净收入增长缓慢，其占 GNI 比重持续下滑；三是居民经常转移净收入增长大大放缓，近几年甚至连续出现负增长，居民的经常转移收入主要来自政府对居民的社会保障支付，居民的经常转移支出主要是居民向政府缴纳的收入税和社会保险缴款。通过以上经常转移，居民已由再分配中的净得益方变为净损失方，因此，社会保障的制度建设已经成为影响国民收入格局变动和社会财富分配的重要因素。

自 1998 年以来，随着我国社会保障体系的不断完善，社会保险事业得到了全面发展，统筹覆盖范围日益扩大，各项社会保险基金运行基本平稳，基金规模不断扩大，1998 年，我国基本养老保险、基本医疗保险、失业保险、工伤保险、生育保险（以下简称五项基金）收、支、余规模分别为 1619 亿元、1633 亿元和 792 亿元，到 2007 年，我国五项基金总收入达到 18702 亿元，是 1998 年的 11.5 倍；总支出 7889 亿元，是 1998 年的 4.8 倍；累计结余 11269 亿元，是 1998 年的 14 倍。1998-2007 年的 10 年间，五项基金收支余的年均增长率分别为 20.9%、19.4%和 29.7%，是我国社会保险基金规模迅速扩大的时期，也是保障能力快速增强的时期。主要情况如下表三所示。

表三 1998-2007 年五项社会保险基金收入、支出、结余情况，亿元%

年份	基金收入			基金支出			基金结余		
	合计	增加额	增长率	合计	增加额	增长率	合计	增加额	增长率
1998	1619	161	11	1633	294	22	792	-41	-5
1999	2212	593	37	2108	475	29	1011	219	28
2000	2644	432	20	2385	277	13	1328	317	31
2001	3102	458	17	2749	364	15	1623	295	22
2002	4050	948	31	3472	723	26	2424	801	49
2003	4884	834	21	4017	545	16	3315	891	37
2004	5780	896	18	4627	610	15	4494	1179	36
2005	6975	1195	21	5401	774	17	6074	1580	35
2006	8643	1668	24	6477	1076	20	8280	2206	36
2007	10813	2170	25	7889	1412	22	11269	2989	36

资料来源：《中国劳动统计年鉴-2007》，



目前，我国五项社会保险缴费率之和相当于工资水平的 40%左右，有的地区甚至达到 50%，一方面加重了参保企业的负担，挤压了补充保险和商业保险的发展空间；另一方面抬高了社会保险的门槛，使大批困难企业职工和其他困难群体被排斥在社会保险制度之外，并相应增大了社会救助制度的压力，同时，各项保险基金的大量结余对于国民收入分配格局产生了不容忽视的直接影响，静态估算，社会保险制度累计结余用于居民部门增加收入时，居民收入在国民收入中占比将不断上升，而政府收入在国民收入中的占比将有所下降。如表四所示，2001-2007 年，居民收入在国民收入中的占比变化不大，年均下降 0.3 个百分点，由 65.4%降低到 63.6%，同期，政府收入在国民收入中占比由 17.2%上升到 19.4%。

表四 2001-2007 年经过调整的国民收入分配格局（%）

年份	政府	企业	居民
2001	17.2	17.4	65.4
2002	17.2	17.7	65.1
2003	17.2	18.0	64.8
2004	17.1	20.3	62.6
2005	17.3	20.0	62.7
2006	17.8	19.1	63.1
2007	19.4	17.0	63.6

资料来源：根据上表静态测算。

以上宏观数据分析说明，现行社会保险制度中过高的缴费率实际上是政府在社会保障领域职能越位、错位的具体体现。过多的基金结余不仅使社会财富进一步向政府集中，而且在监管体系不健全、存在漏洞的情况，也容易发生影响基金安全的腐败现象。通过降低社会保险缴费率，使社会保险制度覆盖更多的城镇居民，既可以减轻政府对社会保险基金的补助责任，将更多资金用于社会救助。也对优化和调整国民收入格局产生积极影响，因此，加快完善社会保险制度特别是基本养老保险和基本医疗保险制度，对于形成合理有序的国民收入分配格局、进一步扩大内需和增加居民消费具有十分重要的意义。

（三）加强社会保障体系对促进经济增长和增加就业的实证分析

1、加强社会保障体系对于促进经济增长的实证分析

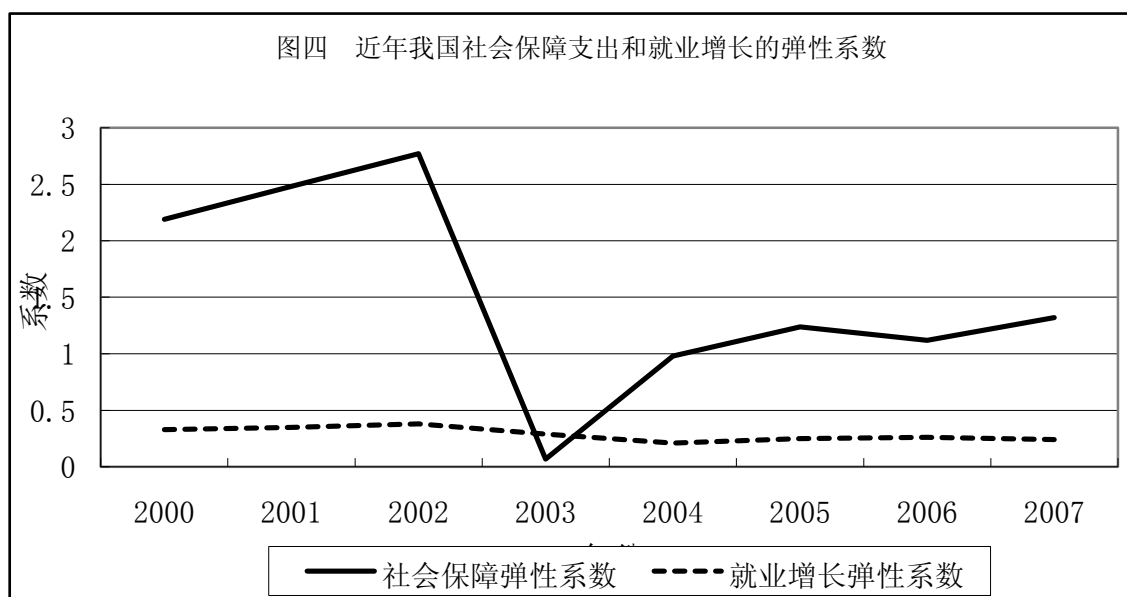
1998 年以来，随着我国国民经济和社会各项事业的不断发展，社会保障制度的不断完善和健全，各级政府对于社会保障体系的投入力度不断加大，经济增长与社会保障体系建设之间的相互关系越来越紧密，社会保障体系在稳定居民消费预期、保证居民基本生活方面发挥着越来越大的作用。如表五所示，从实证角度分析，1999 年以来，我国各级财政对于社会保障的补助支出与经济增长之间的弹性系数呈现较为明显的相关关系，即经济高速增长时期，社会保障的弹性系数较低，而经济增长较为平缓时期，社会保障补助支出的弹性系数较高。1999 至 2002 年，我国 GDP 平均实际增速达到 8.3%，社会保障支出的弹性系数 2.48；2004 至 2007 年我国经济呈现高速增长，年均实际增长达到 11%，社会保障支出的弹性系数反而降低至 1.23。这种状况说明，我国各级财政对于社会保障的投入支持力度与经济增长呈现反向相关。在经济形势好的时期，社会保障体系的建设并没有随之加强，反而在经济形势相对困难的时期，社会保

障的建设才相对有所加强。这在一定程度上反映了我国社会保障体系的建设在规范化、制度化和持续性等方面有待于进一步加强。

表五 1999 年以来 GDP 与社会保障支出相关关系

年份	GDP	社会保障支出	弹性系数
1999	89677	1197	
2000	99215	1517	2.19
2001	109655	1987	2.48
2002	120333	2636	2.77
2003	135823	2656	0.07
2004	159878	3116	0.98
2005	183218	3699	1.24
2006	211924	4362	1.12
2007	249530	5447	1.32
三年平均值			1.23

资料来源：根据中国统计年鉴测算



2008 年 11 月，国务院确定紧急增加中央投资 1000 亿元，并且尽快落实到项目上，这 1000 亿元涉及的建设项目工程，2009 和 2010 年两年大体需要 4 万亿元投资。接着各地区纷纷提出自己的增资计划，根据有些机构统计，总额已经超过 18 万亿元。这些投资计划基本上都是民生工程和公共性的基础设施工程，而且数额巨大，如果按照 20 万亿元的规模估算已经占到 2007 年 GDP 的 80%。相反，各级财政直接用在社会保障方面的支出并没有直接反映。根据 2008 年 GDP 的初步统计数据（300670 亿元）和 2009 年 GDP 增速按照 8% 进行估算，2009 年我国 GDP 总量将达到 324723 亿元。而根据近年的弹性系数测算，2009

年实现这样的增长速度将使各级财政在社会保障方面的投入超过 8000 亿元，这在当前一些地方政府积极扩大固定资产投资的环境下，需要加大工作力度才能得到有效实现。

另一方面，现行社会保险制度中存在保险基金运营结余过多的问题，对于居民收入产生即期降低、从而抑制消费需求增长的负面影响。如果在宏观政策设计上，将 2009 年和 2010 年作为政策调整和体制完善的特定时期，通过深化保险制度改革、减轻居民缴费压力，合理降低保险基金结余，可以有效释放居民消费需求，并直接转化为最终需求的 GDP 增长。根据表三我国各项保险基金收入的收支情况进行分析估算，2009 年和 2010 年我国社会保险基金的收入增加值分别将达到 2722 亿元和 3050 亿元。如果 2009 年和 2010 年各项基金收入增加实现零增长，在目前各项基金结余已经超过 1 万亿元的情况下并不会对基金运行安全造成威胁，初步估算，通过降低居民社会保险缴费和保险基金结余的措施，相当于拉动 2009 年 GDP 增加 0.83 个百分点。此外，由于目前的基金结余已经超过基金收入近千亿元，基金短期支付没有太大压力，如果 2009 年各项基金收入采取缓期缴纳、减半征收等过渡性质措施，将各项基金收入降低 50%，2009 年匡算将增加居民收入 6767 亿元，相当于拉动 2009 年 GDP 增加 2.1 个百分点。

2、加强社会保障建设对于增加就业的实证分析

如表六所示，从我国经济增长的就业弹性系数看，1999 以来，我国经济增长对于城镇就业人数的带动作用呈现逐步下降趋势，表现在就业弹性系数上，自 2000 年的 0.33 下降为 2007 年的 0.24。经济高增长并没有实现高就业，原因是多方面的，主要包括三方面：一是城乡二元结构影响了就业规模扩大。随着农村劳动力大规模向城镇转移，经济增长创造的相当一部分就业岗位被农村劳动力所占用，而这些农村劳动力并没有被纳入到城镇居民就业中；二是经济结构升级成为影响就业增长的主要原因之一。由于近年来我国产业结构大幅调整 and 不断升级过程中，资金、技术密集型产业逐步替代了劳动密集型产业，导致相同资金带来的就业增长较过去减少；三是出口企业带动就业的作用明显减弱。改革开放以来，带动就业增长的主要是出口行业，随着国际市场竞争导致的利润降低和贸易摩擦的加剧，以劳动密集型为主的出口企业的就业带动能力明显

减弱。

表六 近年来我国城镇就业的弹性系数变动趋势

年份	GDP(亿元)	城镇就业人数(万人)	就业弹性
1999	89677	22412	
2000	99215	23151	0.33
2001	109655	23940	0.35
2002	120333	24780	0.38
2003	135823	25639	0.29
2004	159878	26476	0.21
2005	183218	27331	0.25
2006	211924	28310	0.26
2007	249530	29350	0.24
三年平均值			0.25

资料来源：中国统计年鉴

在当前的经济运行中，就业增长困难加重已经成为影响经济发展和社会稳定的重大问题，完善社会保障体系是促进经济增长和就业增加的主要措施之一。其中，社会保险能够有效化解城乡就业人员的市场风险，增强就业和生活保障能力，社会救济对于增加城乡低收入居民收入水平和解决基本生活困难起到重要的保障作用，总体看来，社会保障体系建设对于增加就业的影响途径是，通过促进经济增长带动创造就业岗位。根据近三年的就业弹性系数的平均值和2009年完善社会保险带动的GDP增加值估算，通过推进社会保险制度改革、合理降低居民保险缴费，进而实现促进经济增长，如果按照各项社会保险收入零增长估算，可以增加城镇就业近70万人。按照限期减半缴纳各项保险收入估算，可以增加就业超过140万人。相当于2008年城镇新增就业总数的13%左右。

三、加快社会保障制度改革的政策取向

（一）加大财政投入力度，完善社会保障筹资机制

为满足不断增长的社会保障资金需求，各级政府首先要调整财政支出结构，通过深化行政体制改革和事业单位改革控制行政事业经费支出的过快增长，政府逐步退出竞争性领域以进一步压缩建设性支出，相应增加社会保障支出比重。中央财政可以通过划拨国有资产、扩大彩票发行等多渠道继续充实全国社会保障基金，在人口老龄化高峰期可通过发行社会保障特别国债适当平滑财政支出，

减轻当期压力。地方财政也可视财力增长情况下建立相应的保障储备基金。

同时，建立健全社会保险基金自求平衡机制，一是在完善税务机关征收社会保险费的基础上全面开征社会保障税，明确单独由税务机关全面负责社会保险费（或税）的基数审核和征缴管理等工作。各级财政要按照建立公共财政的要求适时适度安排支出，及时弥补社会保险基金收支缺口。二是适当调整企业和个人缴纳基本养老保险费和基本医疗保险费的分担比例。适当降低企业负担比例，相应提高个人负担比例。这有利于降低企业缴费负担，减轻欠费现象，也有利于把更多的单位和个人纳入社会保险体系。三是在明确最低退休年龄的基础上建立弹性退休制度，同时建立养老金水平与退休年龄密切挂钩的计发办法，遏制提前退休现象。四是继续深化基本医疗保险、医疗卫生体制和药品生产流通体制改革。建立医疗费用分担机制以及医疗服务和药品市场竞争机制，控制医疗费用增长，降低医疗保险基金压力。

（二）统筹城乡发展，完善以农村为重点的社会保障体系

经过三十年的改革和发展，我国已经初步具备了实行统筹城乡发展的基本条件。要按照构建社会主义和谐社会与统筹城乡发展的要求，实行工业反哺农村、城市支持农村，建立以工补农、以城带乡的长效机制，围绕新农村建设，全面推进三农工作和深化农村改革，大力发展农村社会事业，促进城乡协调发展。合理调整国民收入分配格局和政策，建立健全公共财政制度，实行统筹城乡的公共财政政策。

要进一步落实对农村、农业“多予、少取、放活”的方针，将国民收入分配结构向农村和农业倾斜。通过加大中央和地方对三农的支持力度，调整财政资金和国债资金的使用方向，加快完善农村社会保障体系。一是要加强法制建设，充分发挥政府在社会保障建设体系中的作用。推动社会保险法等相关法律法规的出台，制定养老保险条例等行政法规，为完善社会保障体系提供必要的法律依据。二是集中政府财力，支持农民根据本地经济发展和财力状况，在农村建立健全符合当地实际的最低生活保障、医疗保险和基本养老保险金在内的三条基本社会保障线，实现农民老有所养、病有所依和贫有所济。三是继续加大扶贫开发力度。完善扶贫开发战略，逐步提高扶贫标准，对农村低收入人口全面实施扶贫政策。继续加大以工代赈的规模和范围。四是完善征地补偿和安置制

度，切实保障被征地农民的合法权益。严格按照现行法律规定支付土地补偿费和安置补助费。健全征地程序，在征地过程中妥善安置被征地农民，切实维护农民集体土地所有权和农民土地承包经营权益。

（三）完善社会保险制度，促进居民消费需求增长

一是加快完善企业职工基本养老金保险制度，进一步扩大养老保险覆盖范围，完善鼓励个体工商户和灵活就业人员的参保政策。完善基本养老金正常调整机制，不断提高基本养老金的社会统筹层次，积极推进基本养老保险省级统筹，加快创造条件过渡到全国统筹。积极完善基本养老金计发办法，建立参保缴费的激励约束机制。在全国逐步推开做实养老保险个人账户工作，对个人帐户做实基金实行单独管理和会计核算。二是加快事业单位养老保险制度改革。在推进事业单位改革的同时，抓紧研究制定机关事业单位养老保险制度改革方案，促进公务员结构优化，方便人员流动。三是完善城镇医疗保险方案。通过财政补助的办法，妥善解决困难企业职工和关闭破产企业退休人员的医疗保险问题，不断扩大基本医疗保险的覆盖范围，完善城镇居民医疗保险制度，把城镇各类居民都纳入医疗保障体系中。四是推进失业、工伤、生育保险制度建设。扩大覆盖面，完善失业保险金申领办法和激励约束机制，建立失业保险与促进就业的联动机制。完善工伤保险政策和劳动能力鉴定标准体系，确定合理的生育保险费率和医疗费用支付方式。五是适应城镇化加快的需要，加快建立符合农民工特点的社会保障制度，优先解决工伤保险和大病医疗保障问题。推进农村新型合作医疗建设，尽快建立适应国情的农村养老保险制度。切实解决好被征地农民的社会保障问题。

（四）加快发展社会救助和社会福利，提高低收入者收入水平

一是完善城乡最低生活保障制度。科学规范城镇居民家庭收入核算办法和家庭支出调查办法，规范实现应保尽保。合理确定保障标准和方式，完善分类施保，不断提高保障救助效果。完善农村最低生活保障制度，将农村特困户纳入低保范围。二是完善农村供养制度。继续提高农村五保供养标准，并确保落实到位。全面实现“按标施保”，确保五保对象的生活达到当地村民平均生活水平。加强农村五保供养服务设施建设，三是积极发展城乡医疗救助。尽快在全国范围内建立起农村社会救助医疗制度。做好与新型农村医疗合作制度的衔接

工作,组织符合条件的农村五保户、贫困户和其他贫困农民参加新型合作医疗。加快建立与城镇医疗卫生体制改革相适应的城市医疗救助范围。四是大力发展以扶老、助残、救孤和济困为重点的社会福利和慈善事业。积极发展老年福利事业,建立老年福利服务体系,为城乡无劳动能力、无生活来源、无赡养人的老年人和生活困难的老年人提供无偿服务。采取临时救济和集中供养以及兴办残疾人福利机构。合理确定救孤标准,为残疾儿童、孤儿和弃婴提供福利设施和服务。完善优抚安置政策,确保重点优抚对象的实际生活水平高于群众平均生活水平。五是大力发展社会慈善事业。完善社会捐赠免税减税政策,增强全社会慈善意识。

分报告 6:

调整国民收入分配格局对 我国居民消费需求的扩张效应

内容摘要: 本文根据国家统计局公布的 1992-2005 年资金流量表, 估算了调整国民收入分配格局对居民消费需求的影响程度。结果发现, 调整国民收入分配格局不仅可以扩张居民消费, 而且要比仅在居民部门内部缩小收入差距带来的消费扩张大得多。而调整国民收入分配格局的重点, 应是增加居民收入在国民收入初次分配和再分配中的比重, 具体包括提高居民从企业获得的劳动报酬净额、提高居民财产收入和政府增加社会福利开支。为此需要建立最低工资制度和工资议价制度、建立完善企业定期分红制度、完善社会保障体系等制度改革措施。

一、引言

从上世纪90年代开始,我国的消费率和居民消费占GDP的比重持续大幅下降。就消费率而言,从1991年的62.5%下降到2006年的42.1%,同期的投资率从34.9%上升到42.5%,按照这一趋势,到2008年我国的消费率和投资率将分别达到48.2%和43.4%。而2006年世界平均消费率高达78%-79%³²。就同期居民消费占GDP比重而言,从50.63%下降到38%,而2005年美国的这一比例为70%。

导致居民消费不振的因素是多方面的,其中收入分配是一个不可忽视的重要因素。但目前国内对于收入分配影响居民消费的研究,大都限于居民内部收入分配对居民消费需求的影响(如朱国林等,2002;杨天宇,2007),对于国民收入分配对居民消费需求的影响则很少涉及。这可能是由于国外文献中消费理论的模型,研究对象都是居民内部收入分配对居民消费需求的影响,几乎不涉及国民收入分配格局问题。但中国的现实国情却表明,国民收入分配格局对居民消费需求的影响是不可忽视的。李扬、殷剑峰(2007)在一篇讨论国民收入分配格局的论文中就指出,居民可支配收入占国民可支配总收入比例的下降,是居民部门储蓄率下降的主要原因。这意味着,我们需要从国民收入分配格局的角度研究居民消费问题。

从国民收入分配格局的角度研究居民消费,对我们以扩张居民消费为目的进行收入分配制度改革也有重要的指导意义。如果我们仅仅研究居民部门内部的收入分配制度改革,那只能发现在各阶层之间进行收入再分配可以扩张消费。而如果居民可支配收入占国民可支配收入的比例下降是居民消费不振的主要原因,那么仅仅在各阶层之间进行再分配显然是不够的。通过对国民收入分配格局的详细分析,有助于我们发现居民消费不振的真实原因,究竟是居民可支配收入占国民可支配收入的比重下降还是居民部门的储蓄率下降;如果居民消费不振的真实原因是居民可支配收入占国民可支配收入比重下降,那么如何针对性地进行收入分配制度的改革。换言之,对国民收入分配格局的研究,有助于我们找到收入分配制度改革的方向。本文拟从国民收入分配格局角度,研究收入分配制度改革对居民消费需求的扩张效应。

二、国民收入分配格局变迁对居民消费需求的影响

³² 吴先满、蔡笑、徐春明:《中外消费对经济增长拉动作用的比较研究》,《中经要闻》2007年第26期。

国民收入分配格局与居民部门内部的收入分配有重要区别。国民收入分配格局指的是全部国民收入如何在政府、企业、居民三大部门之间进行初次分配和再分配，而居民内部的收入分配仅限于某一部分国民收入如何在居民部门内部的各地区、阶层、行业之间分配。所以，我们熟知的各种衡量收入不平等程度的指标（如基尼系数），只能用来衡量居民部门内部的收入分配差距，而无法衡量国民收入分配格局。

（一）居民消费不振的原因：是收入有限还是储蓄率降低？

从国民收入分配格局的角度看居民的消费需求，可以分为两个方面，一是居民部门可支配收入占全部可支配收入的比重，二是居民部门储蓄率的高低。首先从居民部门可支配收入比重来看，根据1992-2005年资金流量表的实物表，我们可以发现，居民可支配总收入占国民总收入的比重一直呈下降趋势：

表1 1992-2004年各部门可支配总收入占国民可支配总收入的比重 %

年份	企业可支配总收入/ 国民可支配总收入	政府可支配总收入/ 国民可支配总收入	居民可支配总收入/ 国民可支配总收入
1992	11.55	19.22	69.23
1993	12.91	19.32	67.76
1994	14.59	18.61	66.80
1995	14.65	17.42	67.94
1996	13.57	17.15	69.29
1997	14.37	17.51	68.13
1998	14.33	17.53	68.14
1999	14.31	18.58	67.11
2000	15.65	19.54	64.81
2001	15.14	21.08	63.78
2002	14.32	20.49	65.18
2003	15.47	21.85	62.68
2004	21.79	20.38	57.83
2005	20.04	20.55	59.41

资料来源：根据《中国统计年鉴》（1999-2008）资金流量表计算得出。

从表1可以看出，1992-2005年间，居民可支配总收入占国民可支配总收入的比重由69.23%降至59.41%，下降了近10个百分点。而与此同时，企业可支配总收入占比则上升了8个多百分点，政府可支配总收入占比也上升了1个多百分点。这种此消彼长的趋势显然会抑制居民的消费能力。2006年以后的资金流量表数据还未公布，但国内学者的估算表明这一趋势并无变化（李扬、殷剑峰，2007；宋国青，2006）不过，居民的消费不振是仅仅由于居民可支配收入有限，还是由于

居民储蓄率的下降，抑或是二者都发生呢？这就需要我们考察资金流量表中居民储蓄率的变化：

年份	企业储蓄/ 企业可支配收入 ³³	政府储蓄/ 政府可支配收入	居民储蓄/ 居民可支配收入
1992	100	31.97	32.61
1993	100	33.02	33.43
1994	100	31.70	32.50
1995	100	33.56	29.12
1996	100	31.68	30.77
1997	100	32.25	30.46
1998	100	30.03	29.93
1999	100	30.96	27.63
2000	100	32.55	25.45
2001	100	35.92	25.37
2002	100	35.33	28.59
2003	100	42.66	28.89
2004	100	29.52	31.64
2005	100	30.45	35.61

资料来源：根据《中国统计年鉴》（1999-2007）资金流量表计算得出。

表2告诉我们，1992-2005年间，居民的储蓄率波动较大，具有明显的顺周期特征。即经济高涨时期（如1992-1994，2003-2005）储蓄率较高；而经济不景气时期（1997-2002）储蓄率较低。这种顺周期的特征符合“持久收入假说”：在周期的上升期，现期收入超过了居民的持久收入水平，储蓄增加；在周期的下降期，现期收入低于持久收入水平，为维持既定的消费，储蓄减少。虽然国家统计局还没有公布2006年以后的资金流量表，但依据居民储蓄率的顺周期特征我们可以推断，2006-2007年，居民的储蓄率还会继续提高；2008-2009年将有所下降。居民储蓄率的顺周期特征，说明我国居民消费长期不振的主要原因并不是居民储蓄率的长期上升，而是居民可支配总收入占国民总收入比例的长期下降。这也再次说明，我们应从国民收入分配格局的角度考察居民消费不振的原因，而不是只限于居民部门内部的储蓄率。

（二）国民收入分配格局影响居民消费需求的途径

如果说居民可支配总收入占国民可支配总收入比重的长期下降，是导致居民

³³ 企业部门不存在消费问题，可支配收入就是其储蓄。

消费不振的主要原因，那么我们就需要弄清楚是什么导致了居民收入比重的下降。对于这个问题可以从国民收入分配格局的两个方面来看，一是国民收入的初次分配，二是国民收入的再分配。

首先从国民收入的初次分配来看，在《中国统计年鉴》的资金流量表中居民部门的初次分配收入主要由劳动报酬净额、财产收入和增加值三部分组成。下表列出了1992-2005年居民部门各项收入占国民初次分配收入的比重。从下表我们可以发现，在14年间居民的劳动报酬净额占比和财产收入占比都呈不断下降的趋势。而在劳动报酬净额当中，政府支付的劳动报酬净额占比呈上升趋势，而企业支付的劳动报酬占比呈大幅下降趋势。1992-2005年，居民获得的劳动报酬净额占国民初次分配收入的比重下降了5个多百分点，而同期政府支付给居民的劳动报酬净额上升了1个百分点，企业支付给居民的劳动报酬净额占比下降了6个百分点。这说明，居民在初次分配中收入比重的下降，主要原因是企业支付劳动报酬占比的下降。

表3 居民部门各项收入占国民初次分配收入的比重 %

	劳动报酬净额占比	其中：政府支付的劳动报酬净额占比	其中：企业支付的劳动报酬净额占比	财产收入占比	增加值占比
1992	36.66	5.90	30.76	4.55	28.97
1993	37.70	5.89	31.81	5.26	26.37
1994	35.28	5.99	29.30	5.96	28.00
1995	37.23	6.30	30.92	5.54	27.46
1996	33.94	7.01	26.93	5.48	29.28
1997	32.98	7.51	35.47	4.58	29.49
1998	31.99	8.91	23.08	4.65	30.30
1999	31.91	9.80	22.10	3.75	30.87
2000	30.63	9.27	21.37	3.50	31.79
2001	31.36	9.59	21.77	3.41	30.32
2002	34.69	10.45	24.23	3.26	28.64
2003	33.35	9.68	23.67	2.80	28.27
2004	29.66	6.83	22.83	2.64	28.05
2005	31.53	6.93	24.60	1.88	27.96

资料来源：根据《中国统计年鉴》（1999-2007）资金流量表计算得出

除了劳动报酬净额之外，居民财产收入占国民初次分配收入比重也呈下降趋势，14年中下降了2个多百分点。这种变化趋势与居民财产收入的来源结构有关。

从资金流量表中可以看出,居民的财产收入中主要是利息收入,红利收入很少(如2005年只占12.7%)。这就使居民难以分享经济增长给企业带来的利润增长。这也意味着在初次分配中居民收入占比和企业收入占比可能出现此消彼长的趋势。事实也正是这样。从下表可以看出,1992-2005年居民收入在国民收入初次分配中所占比重下降了9个多百分点,而同期企业收入占比却提高了7个多百分点。

表4 各部门在国民收入初次分配和再分配中的收入比重 %

	居民部门		政府部门		企业部门	
	初次分配	再分配	初次分配	再分配	初次分配	再分配
1992	68.89	69.23	15.53	19.22	15.78	11.55
1993	67.74	67.76	16.83	19.32	15.43	12.91
1994	67.68	66.80	16.40	18.61	15.92	14.59
1995	68.75	67.94	15.35	17.42	15.91	14.65
1996	67.23	69.29	15.53	17.15	17.24	13.57
1997	65.71	68.13	16.17	17.51	18.12	14.37
1998	65.61	68.14	16.87	17.53	17.53	14.33
1999	64.98	67.11	16.95	18.58	18.07	14.31
2000	64.36	64.81	16.69	19.54	18.94	15.65
2001	63.53	63.78	18.36	21.08	18.11	15.14
2002	65.28	65.18	17.48	20.49	17.25	14.32
2003	63.20	62.68	17.98	21.85	18.82	15.47
2004	57.68	57.83	17.84	20.38	24.48	21.79
2005	59.59	59.41	17.48	20.55	22.93	20.04

资料来源: 根据《中国统计年鉴》(1999-2007)资金流量表计算得出。

表3和表4暗示,通过提高居民收入在国民收入初次分配中的比重,对提高居民消费有重大作用。以表3为例,如果居民从企业获得的劳动报酬净额占比恢复到1995年水平,按照2008年的GDP估算³⁴,大致可以增加1.9万亿元的居民收入;如果2008年居民储蓄率保守地假定为35%(35%是1992-2003年居民储蓄率的最大值),则将增加1.23万亿元的居民消费;再以表4为例,如果企业通过增加分红等措施使居民能够分享经济增长,使居民财产收入占比恢复到1998年水平,则按照2008年的GDP估算,居民收入和居民消费将分别增加8300亿元和5400亿元。

下面我们从再分配的角度来看居民收入比重的下降。从表4可以看出,居民

³⁴ 资金流量表里的国民可支配总收入(即国民再分配总收入)相当于当年用三种方法(生产法、收入法、支出法)核算的GDP的综合结果,国民可支配总收入加上经常转移后就是国民初次分配总收入。由于经常转移是国内各部门之间的转移,对国内总量的影响不大,因此我们可以用2008年的GDP数字近似地代表当年的国民初次分配总收入和国民可支配总收入。具体请参见唐杰(2006)。

部门在初次分配中比重不断下降的趋势，并没有在再分配中得到校正。1992-2005年，居民收入在国民收入再分配中的比重也不断下降，甚至在其中的5年（1994、1995、2002、2003、2005），再分配之后居民收入在国民收入中的比重反而低于在初次分配中的居民收入比重。这个现象是如何造成的？从表4可以发现，再分配之后企业部门的收入比重也有所下降，而政府部门的收入比重，无论是初次分配还是再分配都呈上升趋势。特别使人吃惊的是，在所有14年中，政府部门在再分配中的收入比重都高于初次分配。那么，政府在再分配中增加的收入来自于哪里，又是否用于对居民部门的转移支付了呢？下表对此做出了说明：

表5 政府再分配环节中主要资金来源、运用项目同国民可支配总收入的关系

	社会保险缴款占比（1）	收入税占比（2）	其中：居民缴纳的收入税占比	（1）+（2）	社会福利支出占比
1992	1.37	3.82	0.02	5.19	2.69
1993	1.47	2.58	0.08	4.05	2.47
1994	1.53	1.64	0.02	3.17	2.35
1995	1.68	1.30	0.02	2.98	2.38
1996	1.80	1.80	0.29	3.60	2.47
1997	1.98	1.76	0.35	3.74	3.05
1998	2.02	1.78	0.44	3.80	3.46
1999	2.53	2.42	0.53	4.95	3.26
2000	2.81	3.03	0.76	5.84	2.91
2001	3.20	3.24	1.03	6.44	3.59
2002	3.86	3.62	1.15	7.48	4.29
2003	4.13	3.78	1.20	7.91	3.83
2004	3.58	3.02	1.08	6.60	3.85
2005	3.75	3.52	1.12	7.27	3.95

资料来源：根据《中国统计年鉴》（1999-2007）资金流量表计算得出。其中“社会福利支出”包括资金流量表中的“社会保险福利”和“社会补助”、“其他经常转移”项目

从表5可以看出，政府在再分配中的收入来源主要是社会保险缴款和收入税，其中收入税又包括居民缴纳的个人所得税。而政府在再分配中的支出主要是社会福利支出。将政府的再分配收入和支出进行对比可以发现，在上述14年中，政府再分配收入在任何一年都高于再分配支出，其中有的年份高一倍以上。这说明，政府并没有发挥利用再分配功能调节全社会收入分配结构的作用。相反，政府在再分配中筹集的收入，有近一半都用于与社会福利开支无关的用途。这种做法对

于居民消费的抑制作用是相当大的，它不仅减少了居民的可支配收入，而且拖延了社会保障体系的建立和完善，从而增强居民的预防性储蓄动机，间接起到了抑制居民消费的作用。如果政府在再分配之后的收入比重与再分配前相比不上升，即所有再分配收入都用于社会福利开支，则按表5的数字，仅2005年就可以让居民部门的可支配收入占国民再分配收入的比重提高3.3个百分点；假定2008年政府增加社会福利开支给居民收入带来的提高幅度也是3.3个百分点，则大致可以增加9900亿元的居民收入和6500亿元的居民消费，这还不包括社会福利开支增加后居民预防性储蓄动机减弱带来的消费增加。

综上所述，如果通过企业合理地增加劳动者报酬支付、增加分红和政府增加社会福利开支，居民部门在初次分配中和再分配中的收入比重得到合理的增加，则按照本文以2008年GDP数字进行的估算，共可以增加2.42万亿元的居民消费需求。这个数字将大大超过仅在居民部门内部进行收入再分配而增加的居民消费。笔者曾估算过仅在居民内部进行收入再分配对居民消费的扩张效应，结果发现，在一个较为极端的收入再分配假定之下（中低收入阶层各收入组的收入份额均提高10%、高收入阶层的收入份额下降27.5%），根据2007年数字进行估算，只能增加约320亿元的居民消费（杨天宇，2008）。可见，尽管调整居民内部各阶层之间的收入分配差距，也可以起到扩张居民消费的作用，但这个作用要远远小于调整国民收入分配格局对居民消费的扩张效应。

三、通过收入分配制度改革调整国民收入分配格局

以上分析表明，调整国民收入分配格局确实可以对居民消费需求起到相当大的扩张效应，而且这个效应要比仅在居民部门内部缩小收入差距带来的消费扩张更大。而调整国民收入分配格局的重点，应是增加居民收入在国民收入初次分配和再分配中的比重。本文已经指出，居民从企业获得的劳动报酬净额占比下降、居民财产收入占比下降、政府没有通过再分配发挥调节全社会收入分配结构的作用，是居民收入在国民收入分配中比重下降的原因。这就要求我们通过以下方面的收入分配制度改革，来提高居民收入在国民收入初次分配和再分配中的比重：

（一）提高居民从企业获得劳动报酬的制度改革。

1、形成劳动者报酬决定的集体协商谈判机制，从根本上改变单个劳动力与

用人单位在谈判中的不利地位。较之于资本所有者，单个劳动力在劳动力市场上相比，处于绝对弱势地位，从而导致其只是价格的被动接受者，没有讨价还价的能力。这是居民所获劳动报酬低的重要原因。要改变这种状况，需要形成劳动者收入的集体谈判机制。谈判双方不是资本所有者和劳动力所有者，而是资本所有者与劳动力所有者的代表——工会组织，这样能更好地维护劳动者的权益。最终要形成雇员、工会、雇主和政府四位一体的劳动报酬集体谈判制度。

2、进行税制改革。将目前的生产型增值税转变为消费税。因为税制的转变，必然引导地方政府关注重点的转变，使其由招商引资转变为打造良好的消费环境，自觉提高劳动者的报酬，刺激消费需求增加，从而使税收增加。

3、建立健全涉及保护劳动者利益的各项法规，严格保护劳动者权益。这包括严格的劳动保护制度、最低小时工资标准制度、社会保障制度、根据物价指数调节居民劳动报酬水平的制度，等等。

（二）增加居民财产收入的制度改革。

1、从法律和产权制度上保证居民特别是中低收入阶层的财产。当前要完善“让更多群众拥有财产性收入”的法律基础，在法律层面上对居民特别是社会弱势群体财产权的保护予以高度重视。对他们财产的征用、没收都应严格纳入法律之下，确保财产性收入来源的基础稳固。包括农民的土地、城镇居民的房屋、小摊贩的摊位和工具等。一旦中低收入阶层连维持基本生存的财产都丧失了，那么无论政府怎样“创造条件”，他们也不可能“拥有财产性收入”。因此，更大力度保护普通居民的财产权，以及他们在任何地方都能靠劳动吃饭的机会，是最应该被“创造”的“条件”之一。

2、要推进农村土地制度创新，建立健全土地承包经营权流转市场，让更多农民群众获得集体土地的增值收益。目前，农村居民财产性收入中增加较多的是租金收入和转让承包土地经营权收入。因此，土地对农民而言，是财产性收入的主要来源。能否进一步扩大农民对土地的处分权，进一步明晰农民的房屋、土地等产权，让它们成为可以抵押、转让、入股、出租等的金融资产，让农民原来死的不能动的财富转变成可以再生更多价值的活资本，从而有效解决农民土地等不能自由流转、大量土地房屋常年荒芜空置的问题。同时，建立起相关法律制度加以保护，规范征地过程中的各级政府的权力范围，防止行

政权力在土地交易中的渗透。

3、加强和完善资本市场立法，创新金融及其管理制度，为居民获得和拥有更多的财富创造出更多的金融工具。目前居民财产收入中80-90%来自于利息收入，红利收入很少，这使得居民难以分享经济增长带来的企业利润增长。所以，对于上市公司应建立和完善公司定期分红制度，制定每年分红数额和比例的最低限额。

此外，与世界发达国家相比，中国居民的金融理财工具和产品仍然欠缺，特别是小股东等的利益保障机制还不健全。因此，亟需通过立法，特别是全国人大的高层次立法，完善资本市场。营造“公平、公正、公开”的投资环境是保证广大居民，特别是中小投资者提高财产性收入的重要条件。近年来，不少百姓的财产性收入，都与金融密切相关，主要来自股市和基金。当前要进一步遏制“消息市”、“政策市”等现象。在市场制度的设计上要注重保护在资金、信息等方面都处于劣势的中小投资者的利益。同时，在金融市场方面还要加快多层次市场体系建设（包括股票、债券、基金、黄金、外汇、期货等），加快金融产品和金融工具创新，不断改善金融服务，构建广大居民收入来源多元化、风险结构异质化、资产存量组合化的理财平台，为居民拥有更多的财产性收入创造条件。

（三）完善各种社会保障制度，适度增加社会福利支出。当前我国虽然已经建立了养老、医疗、失业、工伤、生育等各项保险制度，但存在覆盖面有限、全国标准不统一、给付数量太少等问题。上述问题的存在，使农村居民、中西部地区的城市居民、不享有良好社会福利的工薪阶层无法解除后顾之忧，增强了他们的预防性储蓄动机，从而抑制了居民消费。而按照本文估算，如果政府部门在再分配前后的收入份额不上升，则将使社会福利支出增加近一倍，按照2008年数字估算可达9900亿元。这将为建立覆盖面广、全国统一、数量充足的社会保障体系提供充足的资金，从而大幅度增加居民消费。那么，这近万亿元的资金应该用在哪里，才能起到增加居民消费的作用呢？本文认为政府增加的社会福利支出需要用在以下方面：

1、消除城乡分割的收入再分配制度，建立城乡一体化的社会保障体系。许多城镇居民享有转移性收入，如社会保障收入和各种形式的财政补贴，是农村居民无法享受的。在这种城乡分割的制度下，农村居民的消费和再分配收入均受到

抑制。近年来，政府对农村居民的补贴使这种情况有一定缓解，但由于这只是临时性的措施，目前还难以改变转移性收入分配不平等的大趋势。要从根本上解决转移性收入扩大城乡收入差距的问题，就需要通过立法的方式，从制度上取消城乡分割的社会保障体系，使社会保障与居民的身份地位“脱钩”，建立对全体公民一视同仁的社会保障制度。社会保障制度的城乡一体化，将导致财政加大对那些享受社会保障较少的群体（如农村居民）的投入，使农村居民能与城镇居民一样，享受相同的政府转移支付待遇。而且，这也会促使欠发达各省区的政府部门增加对农村居民的转移支付，至少与对城镇居民的转移支付力度相同。

2、增加政府间的转移支付，建立全国各区域之间一体化的社会保障体系。各地区经济发展水平不同、财政充裕程度不同，是造成地区间转移收入分配不平等的重要原因。要消除这种情况，需要建立全国各区域之间一体化的社会保障体系。在此体系之下，无论是发达地区还是欠发达地区的居民，都应享有相同的转移支付待遇，而不是与本地经济发达程度挂钩。这就可以解决转移性收入的地区间不平等问题，刺激中西部地区的居民消费。由于各地区财力不同，因此要建立这样一个体系，需要增加政府间的转移支付，尤其是增加中央财政对经济欠发达地区的转移支付，使地方财政不充裕的省区有足够的财力进行转移支付。需要强调的是，目前中央政府对地方政府的转移支付数量并不低，但管理不力。如2005年审计署对20个省区市的地方性预算进行抽查，发现中央对地方转移支付编入地方预算的只有3444个亿，仅占到中央实际转移支付的7733亿中的44%。中央转移支付有超过一半没有纳入地方的财政预算，完全脱离了人大的监督，有的还脱离了政府的监督³⁵。在此情况下，政府间的转移支付难以转化成欠发达地区居民的转移性收入。所以，加强对转移支付资金的管理，建立透明化的资金管理制度，必将有助于建立全国各区域之间一体化的社会保障体系。

³⁵ 《京华时报》2006年6月4日。

参考文献：

- [1]李扬、殷剑峰. 中国高储蓄率问题探究[J]. 经济研究. 2007(6):14-26页.
- [2]宋国青. 国民收入分配偏斜导致消费率下降[J]. CCER中国经济观察. 2006, 秋季号: 22-29.
- [3]唐杰. 资金流量表平衡关系与经济普查影响估测[J]. CCER中国经济观察. 2006, 秋季号: 43-49.
- [4]杨天宇. 中国收入分配与居民消费需求之间的关系[M]. 中国宏观经济分析与预测 (2008-2009), 中国人民大学经济研究所, 79-90.
- [5]杨天宇、朱诗娥. 中国居民收入水平与边际消费倾向之间的“倒U”关系[J]. 中国人民大学学报. 2007(3).
- [6]朱国林、范剑勇、严燕. 中国的收入分配与消费不振：理论和数据[J]. 经济研究. 2002(5)

分报告 7:

促进农村消费的措施可以有哪些？

内容摘要：对农民消费决定因素的分析可以指导促进农村需求的政策制定，本文利用微观数据对农村消费和储蓄的研究发现：收入、财富的增长直接带来消费增长；农村金融发展不但可以促进消费，还能抵抗收入风险的负面影响，减少流动性约束导致的储蓄；由于农民预防性储蓄较多，应该考虑加大农村医疗和教育补助的力度。

一、研究农民消费和储蓄的必要性

如何提高农民的生活水平？这和提高农民消费水平基本是等价的问题。很多人认为提高农民的收入水平是根本，毋庸置疑，收入是决定消费的最重要因素，但是，收入也不是完全的和唯一的影响因素，如果能够充分认识影响农民消费的其他因素，对于全面制定启动农村需求的政策是有指导意义的。

农村居民的收入和消费水平经过 30 年改革开放有了显著提高。但由图 1 和图 2 可见，虽然绝对收入和消费量都在增长，但城乡间的收入和消费差距变大了。从宏观数据上看，构成我国支出法国内生产总值的各项中，消费所占比例长期没有上升，近几年甚至略微下降，总消费中的居民消费比例和居民消费中的农村消费比例都在下降，后者尤其显著。当然，宏观数据由于统计对象在不断变化（主要是统计对象每年都针对常住人口，而这个每年都在变化，主要表现为农村人口进入城镇成为城镇常住人口，从而在统计结果上显示减少了农村总消费）和可能的统计误差缺少指导意义，但图 1 和图 2 从人均角度观察具有经济含义。虽然城乡人均实际可支配收入比由 1985 年的 1.86 增大到 2006 年的 3.0 倍，但总消费中二者比例的巨大相对变化似乎不能完全由收入差距变化来解释。城乡收入差距扩大固然是农村消费占总消费比例显著下降的一个原因，但农民自身消费和消费率的变化也势必影响这个结果（图 3）。本文尝试分析农民人均消费变化影响因素，并计算各因素贡献，在促进内需的重要性被日益重视的今天，弄清楚这些问题是有价值的。

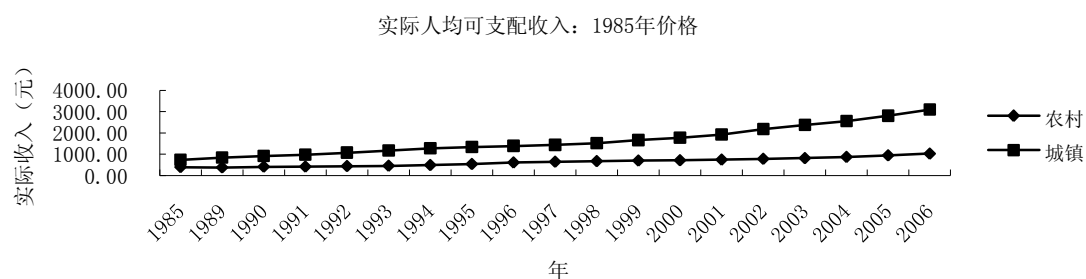


图 1 我国城乡人均实际可支配收入变化：1985-2006 年³⁶

³⁶ 图 1 至图 5 数据都来自历年中国统计年鉴，其中，人均实际收入为当年价格收入除以消费价格指数获得，人均实际消费是用总消费除以总人口，再除以消费价格指数获得。图 6 来自农村定点调查数据库计算。

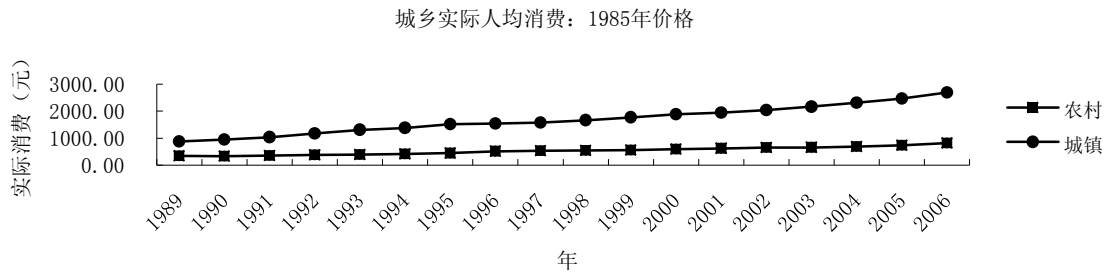


图 2 我国城乡人均实际消费变化：1989-2006 年

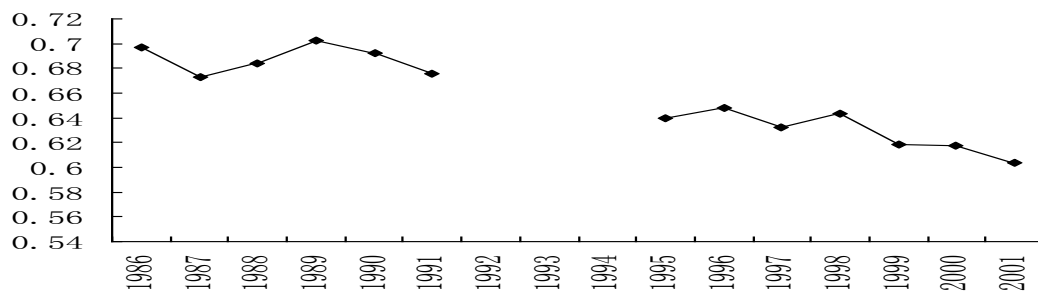


图 3 农村居民消费率变化：1986-2001 年

收入和消费间的关系主要体现在两个方面，一方面，随着金融扶持、农产品商品化和打工机会增多，农民平均收入水平显著提高了，这放宽了当期预算约束，导致消费水平上升。另一方面，收入波动性上升了（宋铮，1999；万广华，2001；孙文凯等，2007），由于更多不确定性在经济中发挥了越来越显著的作用，人们的绝对收入水平和相对收入水平都有很大波动。尤其在 1992 年后，地区间和不同人群间的年度收入差距稳定上升，同时这其中也伴随着较大的收入流动，这意味着农村居民的收入风险可能增大了。由此产生了农民消费在宏观和微观上的几个问题：短期收入和持久收入在改革开放后的农村变化如何？他们如何影响消费？除了收入不确定性，其他影响农民消费的因素都有哪些，他们的作用如何？尤其是，金融信贷的发展如何影响消费？它本身具有何种特点？本文也尝试考察消费增长中各因素的贡献。虽然部分学者对收入不确定性对消费的影响做了研究（孙慧钧，2004；罗楚亮，2004；王芳，2006），但对农民消费影响因素的系统性微观研究还很少，尤其是控制各个可能影响变量进行的计量分析还很少。

储蓄和消费是一个硬币的两面，在很多学者研究我国居民消费率低的同时，也有很多学者研究储蓄率高的问题，实际上这两个问题是一致的。随着经济的

不断发展，我国的储蓄一直创新高。一方面，这反映了经济增长带给人民财富的不断增加；另一方面，储蓄太多不利于当前消费，消费不足的问题也正是当前危机下我国必须解决的问题。

关于居民储蓄行为的研究非常多，最经典的当属“生命周期假说”和“持久收入假说”。Modigliani（1969）、Gonzalez-Vega(1976,1984)针对信贷配给可能影响借款人的储蓄行为，发现信贷配给现象通过信贷约束收入进而成为储蓄的一个影响因素；Deaton(1991,1993,1997)运用动态求解手段研究预防性储蓄发现发展中国家储蓄行为的一个典型特征：储蓄不仅为了长期的财富积累，在情况变化剧烈、无法预期收入的风险环境下，储蓄同样与消费平滑相联系。国内学者对储蓄行为的研究非常多，但他们大多数从我国储蓄总量或者城镇居民储蓄的角度去研究，而很少关注农村这个庞大的整体。也有少数学者对农村居民的储蓄做出过较深入的研究，如桂又华、贾健、徐展峰（2006）通过脉冲反应函数、方差分解等方法得出了人均收入是影响农村居民储蓄的最重要因素等结论；李秉龙、刘丽敏（2006）研究指出收入是最重要的因素，利率、货币化程度等因素对农村居民储蓄行为有显著影响，另外，在同等外部条件下，不同农户的家庭规模、借贷数量、缴纳税费等方面的差异对农村居民储蓄行为都具有重要影响；黄健、丁岩（2008）通过城乡居民储蓄的比较分析，发现资本市场是否活跃对农村居民储蓄没有显著影响；孙凤（2001）的研究指出我国居民储蓄存在着显著的预防性动机；裴春霞（2003）从流动性约束的角度分析了储蓄行为，等等。

学者们大多倾向于运用整体宏观数据对储蓄行为作研究，而不涉及个体微观的具体行为，这主要由于农村的数据难以获得。区别于前人的研究，本文的数据来源于由中共中央政策研究室、农业部与农村固定观察点办公室的农村家庭入户调查。由于数据获得有限和数据特点，本文在对消费行为分析时使用了1986-2001年的2000多个定点调查农户数据；对储蓄行为进行分析时，使用2005年度4000多户农户的数据。

二、对消费量的研究假设

1992年以前，虽然我国农村经历了改革开放后的一系列变化，包括很多全

国和地方的经济政策变革，如粮食价格市场化改革，地区内部农民外出打工条件限制的放宽等，但农民收入仍主要来自农业（孙文凯等，2007），这一时期相对以后有较少的收入增长和波动。1992 年在我国是特殊的一年，这一年我国政府首次明确提出市场经济，并且之后跨地区的农民工大批出现。之后，农民的平均收入增长较快，波动也更加剧烈。一般认为，不确定的收入成分越高，预防性储蓄越多，消费将越少。本文基于此种观点提出假设 1 和假设 2。

假设 1：1992 年以后，农民的短期收入比重相对更高。

假设 2：短期收入占总收入比重对人均消费有负向影响。

由于农民消费受多种因素影响，其他可能显著影响消费的因素应该被控制。首先，最基本的因素有两个：收入和财富，如果收入或财富较高，将导致较高的即期消费。基于此，本文提出假设 3。

假设 3：人均纯收入、人均财富都与农户人均消费正相关。

家庭人口因素可能显著影响消费，如果总人口较多，那么将有较低人均消费，如果劳动力比例较高，那么人均消费可能会由于预期的较高收入而较高。

假设 4：较高的劳动力比例带来较高人均消费。

假设 5：较大人口总量导致较少的人均消费。

此外，本文也考虑户主特征对家庭人均消费影响，如果户主是村干部（或党员），可能会有较高消费水平，如果户主受教育程度较高，或者外出打工，可能会因消费理念超前且预期收入水平高而消费水平较高，因此本文提出假设 6 和假设 7。

假设 6：户主是村干部提升人均消费水平。

假设 7：较高的户主受教育水平和外出务工都能提升当前家庭人均消费。

在应对收入波动或收入限制时，金融的发达程度是一个重要影响因素。如果借贷较为自由，那么消费会较为平稳，并且预算变大会增加消费。本文依此提出假设 8。

假设 8：借贷提高人均消费。

本文还分析通货膨胀率的影响，通货膨胀率改变了人们对当前物价的感觉和未来物价的预期，对消费的影响可能有两面性，需要实证检验。

三、数据与方法

（一）数据说明

本文数据来自中央政策研究室和农业部联合进行的农户各年定点调查，这一调查从 1986 年开始，包含了各类农户（各种经营类型，各种收入水平，干部户和五保户等）的各类信息（人口结构，收入，资产，经营状况，借贷等），具有广泛的代表性。对消费分析的样本中包括辽宁、山东、湖北、广东、云南、甘肃六个省 1986-2001 年的数据，其中，1992、1994 两年没有调查因而数据缺少，本文主要使用连续的各年数据，这些年度包括 1986-1991 年和 1995-2001 年。所有受价格影响数据都进行了价格指数平减，并删除收入最高和最低 1% 样本，最终得到每年 2216 个数据，这是本文分析消费时的主要分析对象。

由于收集的数据是以家庭为单位，本文使用人均纯收入作为家庭收入水平的指标。消费包括生活消费（衣食住行用和燃料）、文化消费和其他非借贷性支出，在数据库中也给出了总量。财富定义为家庭拥有的所有资产的货币价值，具体内容包括现金、存款、对外投资、对外借款和固定资产原值并扣除借入款。

从下文表 3 的描述性统计可以看到，各个变量从均值或比例上看没有过大或过小的情况，而且很多变量在两个时期出现了较大变动，这有利于分析影响因素在两个时期的不同作用。

（二）方法说明

什么反应持久收入？在 Friedman(1957)开创性的研究中采用了多年收入的移动平均作为持久收入的代表，类似做法的还有 Gottschalk 和 Moffitt (1994)，而 Khor 和 Pencavel (2006)直接采用多年收入平均来反应持久收入，本文采用的方法类似后者，稍有改造，这个方法也和 Blundell 和 Preston (2005)的方法类似。

假设农户的某年收入完全由持久收入部分和短期收入组成，持久收入反映其能力、年龄等因素带来的收入，短期收入反映了一些其他的偶发的不确定性的收入或损失。

$$y_{it} = y_{it}^P + y_{it}^T \quad (1)$$

i 代表家庭，t 代表时间，P 和 T 分别代表持久和短期收入，容易理解，持久收入随时间在变化，进一步假设持久收入有如下表达式：

$$y_{it}^P = \alpha + \mu(t) \bar{y}_i \quad (2)$$

其中 $\bar{y}_i$ 代表多年平均收入，而 $\mu(t)$ 被假设服从以下形式：

$$\mu(t) = \mu_0 + \mu_1 T_t \quad (3)$$

T_t 代表时间趋势，这样，总收入可以分解成：

$$y_{it} = \alpha + \mu_0 \bar{y}_i + \mu_1 T_t \bar{y}_i + v_{it} \quad (4)$$

v_{it} 代表了短期收入，对于某一个确定年份 t ，持久收入和短期收入的波动可以表达为：

$$\text{var}(y_{it}^P) = \text{var}(\hat{y}_{it}) \quad (5)$$

$$\text{var}(y_{it}^T) = \text{var}(v_{it}) \quad (6)$$

这样，只要预测了三个参数 α 、 μ_0 和 μ_1 ，就可以估计某年度某个农户的持久收入和短期收入并基于此计算他们的波动大小及对比。如果随着年度变化短期收入波动与持久收入波动对比变大，这也意味着整体而言农户的平均收入波动增大了。

四、持久收入与短期收入的变化

利用上文描述的方法，本文采用普通最小二乘法对三个参数进行预测，得到结果如表 1 所示。

表 1 持久-短期收入模型中的参数估计

	α	μ_0	μ_1
86-91	0	0.9783 (113.93)	0.0062 (3.62)
95-01	64.0961 (3.54)	0.6174 (26.66)	0.0673 (22.06)

注：括号内为 t 值，所有变量都是显著的，1986-1991 年间常数项显著为 0。

根据表 1 所作估计，带入原始模型的公式（5）与（6）中，可以计算 1986-2001 年每年持久收入波动和短期收入波动的大小及对比，如表 2 所示。

表 2 持久和短期收入波动的计算及对比

	1986	1987	1988	1989	1990	1991
var(incP)	314.11	316.09	318.07	320.04	322.02	324.00
var(incT)	248.40	210.86	241.17	200.97	191.22	249.03
S(t)	1.26	1.49	1.31	1.59	1.68	1.30
S1(t)	0.28	0.23	0.24	0.23	0.21	0.26

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
var(incP)	616.73	677.38	738.02	798.67	859.31	919.96	980.60
var(incT)	600.37	650.52	666.09	676.07	655.72	715.82	793.41
S(t)	1.02	1.04	1.10	1.18	1.31	1.28	1.23
S1(t)	0.61	0.56	0.53	0.51	0.50	0.50	0.52

注：S(t)= var(incP)/ var(incT)，incP 代表持久收入，incT 代表短期收入，S1(t)=mean(lincT/incP)。

由表 2 可见，相比于 1992 年以前，1995 年以后的短期收入波动相对于持久收入显著地变大了，这印证了假设 1。这也意味着 1995 年以后，农民收入不确定性相对增加了。

五、消费的影响因素

已有很多对消费的研究（孙凤，2001； Wan, 2005，等），但较少有人采用微观定点数据系统地分析农民消费行为的影响因素。一般地，对于面板数据（panel data），首先应该假设最一般的形式是：

$$y_{it} = \alpha_i + x_{it}\beta_i + u_{it}, \quad i = 1, \dots, n, \quad t = 1, \dots, T \quad (7)$$

此模型有三种可能的系数结构：

$$\text{情形 1: } \alpha_i = \alpha_j, \beta_i = \beta_j$$

$$\text{情形 2: } \alpha_i \neq \alpha_j, \beta_i = \beta_j$$

$$\text{情形 3: } \alpha_i \neq \alpha_j, \beta_i \neq \beta_j$$

情形 3 是最一般的形式，包含了前两种特例情形。由于本文的数据两个时间段各包含几年的样本，而每年又有几千个农户数据，因此如果采用情形 3，那么结果会非常多，难以罗列。即使只是根据标准参考书的过程验证情形 3 是否成立，也是非常复杂的过程。因为我们只想得到平均的结论，本文大多数时候直接假设所有变量系数在每个时期内近似相同，他们的不同体现在截距上（固定效应）。也有针对不同收入阶层的细分，此时的假设是所有收入阶层变量系数相同。即我们的模型基本采用情形 2，在这种情况下，我们需要验证采用固定效应模型还是随机效应模型，通过 Hausman 检验，拒绝随机效应（检验的卡方值在 1%范围内显著），本文采用带工具变量的固定效应模型。

被解释变量采用人均实际总消费支出，回归分析所使用的解释变量可归纳

为五大类:

收入变量 Inc: 包括人均纯(总)收入, 人均财富, 短期收入与持久收入比

人口变量 Pop: 包括总人口, 劳动力比例

户主特征 Head: 包括是否村干部, 是否党员, 户主受教育程度

金融变量 Fin: 当年借贷总额

其他变量 Other: 是否外出打工, 地区年度通货膨胀率

采用以下模型形式:

$$\text{Ave_lexp}_{it} = \alpha_i + \beta \text{Inc}_{it} + \delta \text{Pop}_{it} + \eta \text{Head}_{it} + \phi \text{Fin}_{it} + \gamma \text{Other}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中, i 代表农户, t 代表时间, 为了区分 1992 年前后的不同, 本文将整个样本分解为两部分, 即 1986-1991 年和 1995-2001 年, 基本数据的描述性统计如表 3 所示。

表 3 变量的描述性统计及说明

	1986		1995		变量类型	说明
	均值	标准差	均值	标准差		
人均消费	449.72	335.32	1701.55	1433.89	数值	家庭生活消费/家庭总人口
人均收入	558.13	406.75	2305.09	1803.50	数值	家庭纯收入/总人口
人均财富	1286.92	1219.87	5091.04	6407.49	数值	(现金+存款+对外投资+对外借款-借入款+固定资产原值)/总人口
短期收入比	-0.06	0.35	0.04	0.74	数值	短期收入/持久收入
总人口	5.06	1.77	4.51	1.62	整数	
劳动力比率	0.55	0.18	0.62	0.20	数值	劳动力数量/家庭常住总人口
外出打工	0.15	0.36	0.19	0.39	哑变量	有人外出=1 否则=0
村干部	0.05	0.23	0.06	0.23	哑变量	是=1 否则=0
当年借贷总额	270.25	782.99	728.75	3310.53	数值	各种借款当年发生额之和

注: 每期收入、财富、消费和借贷都折算到时段年初价格。

通过简单对人均消费占人均收入的比重计算, 容易看出平均而言农民的消费率在后一时期有所下降, 而人均财富和收入则明显上升。由于消费受多种因素影响, 因此需要控制多个因素做多元分析。重要的是, 信贷额度可能是一个随机变量而非外生变量, 需要采用工具变量解决回归误差, 本文采用上年末信贷总量作为工具变量, 此工具变量满足与本年信贷总额相关而与收入和消费不相关。回归结果如表 4 和表 5 所示。在对教育程度影响回归分析时, 采用高中及以上程度为参考变量。

（1）短期收入比的影响

在第一时期，较高的短期收入与持久收入比显著地降低人均消费，而且在不同收入层级都得到一致的结论，尤其是对于低收入者这个负面影响更大。而在第二时期，短期收入比对消费影响不再显著。这些结论部分印证了假设 2。短期收入较高意味着收入波动较大，这会增加预防性储蓄从而减少消费，但如果金融信贷环境改善了，农民可以较自由借贷或储蓄以降低收入波动影响，那么这将显著减少其对消费的影响程度，对金融因素的考察证实了这一点。另外，绝对收入的增长也使得有更大能力应付波动。

表 4 人均消费影响因素的估计结果：1986-1991 年

	总体	P 值	低收入	P 值	高收入	P 值
人均纯收入	0.53	0.00	0.64	0.00	0.49	0.00
人均财富	0.02	0.00	0.04	0.00	0.007	0.15
短期收入比	-80.82	0.00	-102.48	0.00	-89.80	0.00
总人口	-12.19	0.00	-6.95	0.00	-16.09	0.00
劳动力比例	6.07	0.69	-3.00	0.80	2.59	0.94
是否村干部	28.77	0.03	-11.92	0.29	56.08	0.04
是否党员	35.36	0.00	25.25	0.00	38.42	0.04
受教育程度—文盲	-10.84	0.38	3.93	0.68	-34.73	0.29
受教育程度—小学	-1.58	0.88	-2.17	0.80	-2.49	0.92
受教育程度—初中	-4.33	0.69	-5.07	0.56	-8.00	0.75
年度通胀率	0.04	0.91	0.32	0.31	-0.30	0.67
是否外出打工	5.40	0.49	-7.66	0.26	7.01	0.68
借贷额	-0.003	0.35	-0.003	0.34	-0.001	0.89
常数项	184.30	0.00	57.36	0.13	311.86	0.00
Adjusted R ²	0.34		0.17		0.20	

（2）收入和财富的影响

观察两个时期的系数，收入对消费的影响都显著为正，但在第二时期其影响程度要小得多。总体上，财富对消费的影响为显著的正，在第一时期与第二时期的差异不大。这些结果，一方面印证了假设 3，另一方面反映了农民的消费越来越少的受限于当前收入状况。

（3）人口因素的影响

在两个时期，家庭总人口越多，人均消费越少，尤其在第二时期，其负面影响更大。这印证了假设 5，也反映了较多的人口始终是困扰农村居民福利水平提升的重要障碍，在收入增幅不大的情况下，这个因素格外显著。而劳动力

比例并不能显著提升人均消费，假设 4 不被支持。

(4) 户主特征因素的影响

在第一时期，总体上，户主是村干部和党员都显著提升了消费水平，对高收入者比较明显，在第二时期这个因素影响不大，这部分印证了假设 6。在第一时期，受教育程度对消费并无明显影响，而在第二时期，教育程度与人均消费水平呈现一个 U 型的关系。

表 5 人均消费影响因素的估计结果：1995-2001 年

	总体	P 值	低收入	P 值	高收入	P 值
人均纯收入	0.36	0.00	0.40	0.00	0.29	0.00
人均财富	0.02	0.00	0.05	0.00	0.002	0.64
短期收入比	26.37	0.18	2.19	0.89	29.72	0.59
总人口	-61.25	0.00	-66.16	0.00	-141.23	0.00
劳动力比例	-90.95	0.13	-49.56	0.53	96.51	0.63
是否村干部	91.01	0.11	19.12	0.80	-177.82	0.43
是否党员	-40.11	0.30	57.68	0.31	126.74	0.48
受教育程度—文盲	-62.33	0.34	3.58	0.97	82.10	0.80
受教育程度—小学	-77.05	0.10	24.79	0.72	-493.52	0.02
受教育程度—初中	-121.20	0.01	-121.93	0.08	-642.91	0.00
年度通胀率	2.36	0.11	6.88	0.00	-10.39	0.01
是否外出打工	-53.42	0.09	12.70	0.72	-18.32	0.86
信贷额	0.38	0.00	0.47	0.00	0.40	0.00
常数项	822.54	0.00	301.79	0.08	3299.86	0.00
Adjusted R ²	0.34		0.21		0.19	

(5) 金融因素影响

可借贷资金在第二时期显著提高了消费水平，而在第一时期不明显，这比较符合预期。并且，低收入者的借贷消费弹性更大。

(6) 其他因素的影响

在两个时期，外出打工并没有提高消费水平，但这和消费的定义有关，由于调查数据中的消费只统计家庭在当地的消费，外出务工人员的消费未列入其中，以总人口减去外出务工人口后，发现新的外出务工显著提高了本地消费，并且第二阶段更高。当然，对外出务工这一因素的影响大小很难确认，因为不知道外出务工的具体时间，可以想象的是，由于外出务工提高了家庭纯收入，可以提高留在当地人的消费水平。通货膨胀在第一时期是不显著的影响，而在

第二时期则有分化，对于低收入者，它促进了消费，对于高收入者，通胀显著降低了消费。

六、对消费计量分析的意义

计量分析的结果大部分符合预测，也展示了农村消费的变化过程。在改革开放后的较早时期，由于市场欠发达、信贷不充分，农民消费受到的影响因素主要为即期收入水平，而且由于防范风险的手段欠缺，收入波动将导致更多预防性储蓄从而减少消费。到了后期，这种状况改善了许多，虽然农民收入不确定性增大了，但应对措施也更多了。整体上，绝对收入的增长和信贷额度的可获得性提高，都使得收入波动的负面影响并不如之前的大。在收入水平提高有限的情况下，人口的增加更显著地减少了消费。

根据上文计量分析得到的显著因素，可以写出两个时期的消费方程。根据每期的消费方程，可以计算各因素在对应时期的变化导致人均消费额的变化，其中主要的影响因素影响方向及比例列在表 6 中。

表 6 影响消费总量的各因素贡献值估算 单位：%								
		收入	财富	人口	波动	身份	教育	务工
第一时期	影响方向	+	+	+	-	-		
	绝对比重	77.36	9.80	6.20	5.68	0.96		
第二时期	影响方向	+	+	+			+	+
	绝对比重	42.85	22.93	7.89			1.58	0.64
								24.10

根据表 6 的计算可见，随着时间推移，不只是消费的影响因素发生了变动，而且在影响消费增量的构成比例上也发生了巨大变化。具体地说，纯收入影响消费总量的比例显著下降了，而财富和信贷量对消费的影响显著提高。需要注意的是，信贷量的影响方向为负，即在 1995-2001 年这段时间，虽然借贷能够促进消费，其弹性甚至超过纯收入的影响，但由于借贷额度下降了，对农户消费增长的影响是负面的。这是第二时期消费增量不大的重要原因。

七、影响我国农村居民储蓄的因素分析

储蓄——作为消费的相对面，同消费一样，成为西方经济理论经久不衰的研究课题，一直受到经济学家的关注与青睐。储蓄的作用具有双重性。一方面，

适度的储蓄规模可以为资金市场提供流动性，使企业能够获得信贷，促进长期发展，新古典经济增长模型——索罗模型——将储蓄作为经济增加的动力；另一方面，过高的储蓄意味着资金流出消费市场，居民消费意愿不足，导致市场消费需求低下，企业盈利艰难，从而使得劳动者收入减少，消费继续下降，形成恶性循环，不利于一国经济的发展。从世界范围看，尤其是发达国家的经验，都经历了由储蓄型向消费性经济的国度，这很容易理解：当生产力水平较低的时候，政府很难提供足够的公共品服务，如养老、医疗等方面满足国民需要，同时，由于预期未来收入也不够高，人们将多储蓄以预防未来不确定性支出，这样的作用是增加了储蓄和投资，从宏观上促进了经济增长速度；而生产力水平比较高的阶段，需求才是经济增长的制约因素，由于收入足够高，国家提供的公共品也使得人们未来的风险较低，这样，高消费、低储蓄就很自然地发展起来。同样作为东亚国家，日本的消费率虽然比美国低，但远高于中国。

自 1978 年改革开放以来，中国经济开始高速发展，GDP 以平均每年 9.83% 的速度快速增长，同时中国的居民储蓄率开始攀升。Modigliani (2004) 根据调查统计，发现 70 年代是中国居民储蓄的分水岭：建国至 70 年代中期，中国居民储蓄率不超过 5%，但 70 年代中期后，经济的增长使其迅速跃升至 34%。高储蓄率被认为是中国经济高速增长的动力，但当前较低的消费水平又成为经济增长的障碍。无论如何，研究中国的消费和储蓄行为对于认识中国现状是有意

义的。

已有的研究或政策分析结果表明：收入、预期收入、预防性储蓄以及流动性约束是目前农村居民储蓄的重要影响因素，这些研究分散见于各种学术期刊、政府报告以及报纸文章。并且，多数都是采用宏观数据作的简单统计，使用宏观数据的问题在于，很多变量，如收入与储蓄间存在内生性，使得估计系数有偏。而运用微观数据则能很大程度上消除变量内生性问题，正是基于这些优点，笔者选择微观数据对微观个体进行分析。另外，此前学者的分析大多基于控制变量而重点考察某一类变量的影响。但笔者认为，要全面、真实、准确反映事实，需要综合考虑各个因素，否则，只针对某一类影响因素的统计可能会带来又偏误的结论，比如，如果只考虑收入对储蓄的作用，可能会将与收入显著相关的其他因素如收入风险等对储蓄的作用考虑到收入的影响中，从而夸大了收

入的作用。因此，本文并不局限于验证某一种储蓄理论的正确性，而是综合各种因素，系统地反映现实问题。

本文采用 2005 年新增储蓄为被解释变量，从收入、上年末储蓄余额、预防性约束（包括家庭收入风险与未来支出风险）、融资便利性（流动性约束）、户主特征、改善性需求等因素作解释变量。本文被解释变量选择广义的新增储蓄（即新增存款+新增现金+新增借出款—新增借入款+新增对外投资）。解释变量的可能作用解释如下：

（1）收入：容易理解，收入越高，储蓄额度可能越大。

（2）上年末储蓄余额：家庭在一年需要增加多少储蓄，与上一年的储蓄存量有比较直接的关系。当家庭储蓄存量已经足够大、拥有足够的抗风险（包括收入风险、融资风险、支出风险等）能力时，家庭面临风险的边际冲击效应就相对较小，就不需要在新的一年里存入更多的储蓄。

（3）家庭收入风险：农村家庭的经营类型对一个家庭的收入以及储蓄具有重要的影响。由于寒冷、干旱、虫害等自然灾害对所有农业经营者来是系统性风险，因此，在本文主要探讨非系统性风险影响的前提下，系统性风险不作考虑。农村家庭的非系统性风险主要体现在经营主业的差异上。一般而言，由于从事商业的经营波动性较大，家庭主业为商业或私营企业的农村家庭为防止企业倒闭，会积蓄更多的资金。

（4）未来可能支出：由于农村大多处在偏远的山区、内陆位置，经济条件比较落后，面临的资金冲击风险也就较大。为了抵御这些可预期风险，农村居民会在风险发生前做足够的准备，以缓解风险到来时对整个家庭的巨大冲击。预防性动机成为农村居民储蓄的重大影响部分。农村家庭面临的支出风险主要有未来教育支出、养老支出、医疗费用支出、儿子结婚费用支出等。

（5）流动性约束：融资便利性就成为当今农村家庭储蓄必须考虑的一个重要因素。如果未来预期可以借到的资金较多，足以抵御风险，那么家庭在即期就不需要增加较多的储蓄，反之，如果预期可融通的流动性狭隘甚至中断，那么家庭就应该在即期储备更多的资金以抗衡风险。

（6）户主特征：农村崇尚“一家之主”的传统家族主义。任何家庭决策都要经过户主的“审批”才能最终通过。因此，对于储蓄这个家庭重要问题，

户主特征就显得举足轻重了。户主的性别、年龄、受教育程度、是否具有专业职称、是否国家干部等一系列因素都直接或间接地影响着家庭的储蓄决定。

(7) 改善性需求：在农村，除了教育、医疗、防老、婚丧嫁娶外，住房就成为最后一个农村的“高消费”。家庭的住房条件如何、是否需要改善，都影响着家庭的储蓄决定。如果人均居住面积较小、住房条件较落后，随着子女年龄的增大以及结婚用房的需要，家庭的改善性需求就越强，家庭就越有意愿通过积蓄以改善居住条件。因此，新增储蓄与改善性需求呈正相关关系。

以上总结了影响农村居民储蓄的可能因素。下面，本文采用由中共中央政策研究室、农业部与农村固定观察点办公室，对我国河北等 19 个省份共 4788 户农村家庭 2004-2006 三年的统计数据实证分析，探讨分析影响微观个体储蓄的具体因素，希望可以为政策建议有所帮助。

对于变量的选择，笔者经过各个因素多个替代变量的回归进行选择，以寻找最具有解释力度的解释变量。变量说明如下：

表 7 变量说明表

变量		说明（货币变量单位均为元）
被解释变量	sav	数值型变量，05 年新增储蓄=新增年末存款+新增现金+新增借出款-新增借入款+新增对外投资
解释变量		
衡量收入	inc	数值型变量，05 年家庭全年纯收入
衡量上年储蓄余额	sav04	数值型变量，04 年末广义储蓄余额
衡量预防性约束		
家庭收入风险	com	虚拟变量，=1，家庭经营主业为商业；=0，其他
未来教育支出	dzxs	虚拟变量，=1，成员有 0~18 岁在校生；=0，没有
未来养老支出	old_protect	虚拟变量，=1，户主年龄是 50~65 岁；=0，不是
未来医疗支出	hos06	数值型变量，06 年家庭医疗费用支出
未婚男性支出	merry	虚拟变量，=1，成员有 22~28 岁适婚未婚男性；=0，没有
衡量融资便利性	debt06	数值型变量，06 年家庭全年累计借入款
户主特征		
干部户	official	虚拟变量，=1，户主为干部（包括村干部与国家干部）；=0，不是
性别	sex	虚拟变量，=1，男；=0，女
专业职称	pro	虚拟变量，=1，户主有专业职称；=0，没有
受教育年限	edu	数值型变量，户主受教育年限
衡量改善性需求	ehsq04	数值型变量，04 年末人均住房面积

交叉变量		
	sav_merry	=sav204*merry
	hou_merry	=ehsq04*merry

表 8 简单描述了解释变量和被解释变量间的相关系数，由表 8 可以看出，纯收入、户主教育程度、未来医疗费用与新增储蓄呈正相关关系，而上年储蓄存量、融资便利性、上年末人均住房面积等与被解释变量负相关，所有系数符号符合前述假设。但是，由于简单相关系数不能排除其他因素的影响，因此还需要进行多元回归分析。

表 8 数值型解释变量与被解释变量相关系数

	inc	sav04	debt06	edu	ehsq04	sav_merry	hou_merry	hos06
sav	0.192	-0.233	-0.104	0.044	-0.018	0.009	0.071	0.029

由于我们采用了截面数据，可以直接用加权最小二乘法作回归分析，在分析过程中，也加入了一些交叉项的影响，结果如表 9 所示。

表 9 WLS 回归结果

inc	sav204	com	dzxs	old_protect	hos06
0.418209 (61.01)***	-0.1306 (-30.86)***	714.079 (2.26)**	409.5477 (3.48)***	538.0372 (4.87)***	0.181517 (4.01)***
merry	debt06	official	sex	pro	edu
518.0995 (1.74)*	-0.2003 (-14.25)***	1142.205 (5.30)***	-966.737 (-4.99)***	-1660.54 (-6.99)***	426.4046 (17.84)***
ehsq04	sav_merry	hou_merry	C	Adjust R2	F
-19.0423 (-7.95)***	-0.06736 (-6.74)***	45.71293 (5.97)***	-3072.25 (-13.00)***	0.4984	316.63 ***

从表 9 可以看到：

(1) 收入是影响储蓄的重要变量，农民的边际储蓄倾向很高，但如果之前存款较多，那么新增存款的动力就小得多，这意味着存款有一个上限，超过这个限度，农民将增加消费而减少储蓄。

(2) 无论是家庭收入风险还是未来支出风险，农村家庭为抵御这些风险都增加储蓄。其中，家庭经营主业的影响作用为 714.08 元，即一个经商或从事个体经营的家庭会为了防御经营的危机会比从事如农业、林业等家庭平均多储蓄 714.08 元。农民的预防性支出也很多，拥有小于 18 岁在读学生的家庭为了未来孩子的教育费用会比没有在读学生的家庭多储蓄 409.55 元；户主年龄在 50-65

岁段的家庭会为了以后的养老支出而现在多储蓄 538.03 元；未来医疗费用对储蓄的边际影响是 0.18，即若未来需要 1 元的医疗费用，家庭会在现时多储蓄 0.18 元，以防风险。一个有趣的发现是，为适婚未婚儿子而储蓄的动机也较强烈，农户会在现时为儿子未来巨额的开销而选择多储蓄，比没有“婚姻动机”的家庭多储蓄 518.09 元。从绝对数来看，多个预防性储蓄因素影响中，经营的防御动机最强，养老动机次之，婚姻动机、教育动机紧接其后。总体上说，预防性约束显著地影响了农村居民的储蓄行为。

(3) 如果农村居民预计能在资金市场上借到 1 元，那么他的家庭现时将会少储蓄 0.2 元。反之，如果他没有借到钱，那么他将会为流动性动机现在多储蓄 0.2 元。流动性对农村居民储蓄确实有约束的影响。

(4) 户主的“一家之主”也发挥显著。身兼干部一职的户主会多储蓄 1142 元，原因可能是支出的不确定因素(如应酬支出等)真多；女户主会更倾向于主导家庭储蓄，男户主更倾向于主导家庭消费，这也说明农村家庭女性要比男性更有谨慎性，不易乱花钱，二者差距为 966.74 元；具有专业技术职称户主的家庭比没有职称户主的家庭会多消费多达 1660 元；户主受教育水平越高，家庭的储蓄也会越多。

(5) 改善性需求作用显著且边际效应极大，上年人均住房面积每多 1 平方米，今年家庭的新增储蓄将会减少 1904 元。

(6) 两个交叉变量反映了储蓄动机的复杂作用。交叉变量 `sav_merry` 反映了在其他条件不变的条件下，上年末储蓄与结婚储蓄动机的交叉影响。在有储蓄动机的家庭中，上年末储蓄存量对新增储蓄的边际影响就不仅是一 0.13，而是一 $0.13 - 0.07 = -0.2$ 。结婚储蓄动机加大了上年储蓄存量的负相关作用。交叉变量 `hou_merry` 反映了在其他条件不变的情况下，上年人均住房面积与结婚动机的交叉影响对新增的作用系数为 45.71，原因可能是拥有住房面积较大的父母为儿子娶妻而欲储蓄增建更大的房子。

从以上分析，我们已经了解到当前影响中国农村居民储蓄行为的因素。如何通过政策的实施而去改变中国当前高储蓄、低消费的困境，而又可以提高农村居民的生活水平呢？基于本研究，可以提出以下建议。

（一）建立完善的社会保障体制

中国农村居民具有强烈的预防性储蓄动机，基于谨慎性，居民为抵御各种未来可能支出进行了大量的储蓄，这也是当今中国储蓄居高不下的最主要原因。解决此问题之根本在于建立完善的社会保障体制，包括养老保险、医疗保险、社会救济等，为农村居民的未來可能发生的支出风险提供现时可确定的保障，增加居民对消费的安全感以及信心。但是，必须强调，政策的落实需要得到有效保证，政府必须加大力度审查农村社会保障制度的落实情况，加强与村民的直接对话沟通，了解村民之所需，提高农村居民消费的积极性，鼓励村民多消费，带动当地企业，促进农村经济的发展。

（二）加快建立和完善教育基金及放宽大学贷款

具有强烈利他主义的传统农村居民，望子成龙、望女成凤的期盼使他们倾其财产也要让子女受良好教育，未来过上好生活。针对这种现象，政府可以建立教育基金，从富裕地区募集资金，以援助贫困村民子女面临的上学难问题，缓解村民的家庭负担。虽然目前也有类似的“希望工程”、“青少年发展基金”，但对于中国如此庞大的农村人口来说，还是相对不足的。放宽大学贷款在一定程度上也解决这个问题，并且，要讲这个信息明确传达下去，农民放心，则会一定程度减少教育上的预防储蓄。

（三）加强精神建设，鼓励男女均衡协调发展

上述分析反映了目前农村强烈的结婚储蓄问题，其根本原因除了婚礼的隆重外，也跟当前中国男女比例严重失调有关。根据中国国家统计局的统计，2008年乡村男女比例为123:100，远高于103~107的正常水平，超过一成的90后男生找不到另一半。正是由于儿子难找妻子，于是父母倾向于多储蓄、多“过礼”、优裕家境等条件以吸引女性。解决这个难题是一个长期的工作，但是具有必要性。政府应当不断加强有关“重男轻女”的法律法规建设，甚至采用经济补偿手段，鼓励男女均衡协调发展。

（四）放宽民间信贷，加强民间信贷管理，提供更多有效的融资渠道

一方面，政府要加强与正规金融机构的沟通，发展民间的正规金融公司，给予适当的补贴与保障（如成立贷款担保公司），鼓励其放宽对农村的贷款，提供农村居民融资的便利性。这样，可以很大程度上降低流动性约束，促进当期

消费。

八、结论及政策建议

本文利用微观定点数据，对农民不同时期消费和储蓄行为进行了分析。由于消费直接反映着福利水平，对他的分析比对收入分析更有意义。分析结果发现，收入、财富、人口规模、教育水平、信贷额度等因素都显著影响消费量。据此，有理由相信政府各项提高农民收入的措施对提高农民消费是有显著效果的。同时，要提高农民的消费水平，在提高农民收入和财富之外，应该控制人口、促进教育和务工机会，尤其要推进农村金融市场的发育。本文发现，信贷能够很好地抵制收入风险，并且其带来的边际消费倾向较高。由于社会条件并未发生大的变化，有理由相信本文对 1995-2001 年的影响因素分析适用于之后的阶段，并且由于农村金融状况在好转，信贷在农村居民消费中的贡献应该越来越大。即便如此，农村中的金融约束仍然可能是显著的。已有金融统计年鉴等资料统计了信用社等金融机构在农业中贷款余额，这些统计没有对民间借贷的观察，是很不全面的。民间借贷的额度，可以一定程度上反映正规金融信贷约束的程度。根据农村定点调查数据库统计，农民的借贷来源主要包括五个主体：银行，信用社，合作基金，私人和其他，私人借贷始终占据一个显著的比例，作用不容忽视。根据一些调查（如汇丰银行调查报告，2007；朱喜，2006）发现，民间借贷的利息普遍非常高。在此条件下，定点观察数据库现实民间借贷额度占总借贷额比例在 2006 年仍高达 58.75%（合作基金、私人与其他之和），这个状况意味着正规金融目前仍难以覆盖大部分需求，也意味着农村较高的信贷约束。

对 2006 年储蓄的研究发现，预防性储蓄、改善性需求储蓄以及流动性约束显著影响着储蓄，在我国，这些方面农村确实存在着严重问题。

通过这些分析，我们可以得到一些直观的政策结论，即增加农民收入、培育农村金融市场、促进农村社会保障体系和教育基金建设。

参考文献

- [1]. 桂又华、贾健、徐展峰. 农村居民储蓄模型实证研究[J]. 金融研究.2006(5).

- [2]. 黄健、丁岩.我国城乡居民储蓄存款影响因素的比较研究[J].《统计与咨询》2008(3).
- [3]. 李秉龙、刘丽敏.中国农村居民储蓄行为影响因素分析[J].中国农业经济.2006(3).
- [4]. 李焰.中国农村居民储蓄行为分析[M]. 中国金融出版社. 1999 年.
- [5]. 罗楚亮. 经济转轨、不确定性与城镇居民消费行为[J].经济研究,2004(4):100-106.
- [6]. 余彩艳、朱强.我国农村居民储蓄的影响因素分析[J].安徽农业科学.2007(35).
- [7]. 宋铮. 中国居民储蓄行为研究[J].金融研究,1999(6):46-51.
- [8]. 孙凤. 预防性储蓄理论与中国居民消费行为[J].南开经济研究,2001(1):54-58.
- [9]. 孙慧钧. 我国居民消费的实证分析[J].财经问题研究,2004(11):79-82.
- [10]. 孙文凯、路江涌、白重恩. 我国农村收入流动分析[J], 经济研究,2007(8):43-56.
- [11]. 万广华、史清华、汤树梅.转型经济中农户储蓄行为中国农村的实证研究[J]. 经济研究 2003(5).
- [12]. 万广华、张茵、牛建高.流动性约束,不确定性与中国居民消费[J].经济研究,2001(11):35-45.
- [13]. 王芳. 不确定性因素对我国农村居民现金消费支出的影响分析[J].数理统计与管理,2006(4):379-385.
- [14]. 朱福星.农村居民储蓄与“三农”问题[J]. 热点聚焦.2004(5).
- [15]. Friedman, M. A Theory of the Consumption Function[M]. Princeton, NJ: Princeton University Press. 1957.
- [16]. Gottschalk P., Moffitt R. The Growth of Earnings Instability in the US Labor Market,[J] Brookings Papers on Economic Activity, 1994(2), 217~72.
- [17]. Guanghua WAN, Convergence in Food Consumption in Rural China: Evidence from Household Survey Data,[J] China Economic Review 2005(16): 90~ 102.
- [18]. Niny Khor, John Pencavel, Income Mobility of Individuals in China and the United States , [J] Economics of Transition, 2006, 14 (3):417~458.
- [19]. Richard Blundell, Ian Preston, Consumption Inequality and Income Uncertainty,[J] The Quarterly Journal of Economics, 2005, 113(2): 603~640.

分报告 8:

哪些企业和行业更容易吸纳就业？

——中国就业弹性的微观估计

内容摘要：为了研究政府投资的效率和方向问题，本文从企业层面估计了不同类型的企业和行业的产出就业弹性。利用国家统计局 2000 - 2004 年全部国有及规模以上工业企业数据库，通过以销售额作为产出的代理变量，本文发现：（1）外资和港澳台企业的就业弹性最高，私营和集体企业的就业弹性居中，国有企业的就业弹性最低。（2）国有企业在经济衰退时期就业弹性最低，并且具有一定的“就业稳定器”功能，但是在经济繁荣时期就业弹性较高。（3）皮革制品业、家具制造业和橡胶制品业具有最高的就业弹性，而化学制品业、农副食品加工业和饮料制造业具有最低的就业弹性。本文的研究表明，对非国有企业加大投资有利于缓解当前的就业困局。

一、引言

中国是一个人口大国，因此如何创造更多的就业机会一直是一个难题。毫无疑问，当前世界性的金融和经济危机更是让中国的就业形势雪上加霜。根据人力资源和社会保障部预测，2009 年全国就业人数高达 2400 万人，包括城镇新增劳动力 1300 万人（含高校毕业生 700 万人），下岗失业人员 800 万人以及其它待就业人员 300 多万人。即便 GDP 实现 8% 的增长目标，也只能解决 900 万人的就业（申剑丽，2008）。为了刺激经济增长，国务院确定了在 2010 年之前总共安排 4 万亿元的庞大投资计划。在严峻的就业形势下，我们不禁要问：从解决就业的角度来看，4 万亿元应该对哪类企业投资？这正是本文关注的问题。我们必须知道，从微观的角度来看，哪些企业更容易吸纳就业？从产业的角度来看，哪些行业更容易吸纳就业？

宏观经济学度量就业吸纳程度的主要指标是产出的就业弹性（employment elasticity），它表示经济增长每增加一个百分点所带来的就业增加的百分点。如果以国内生产总值表示经济增长，以劳动投入表示就业，那么经济增长的就业弹性可以表示为： $e = \Delta L / \Delta GDP$ 。就业弹性概念已经成为经济学者研究经济增长和就业关系的主要分析工具，例如 Padalino 和 Vivarelli(1997)、Mazumdar (2003)进行了国家之间的就业弹性比较，胡鞍钢(1997)、张车伟和蔡昉(2002)以及简新华和余江(2007)等国内学者从不同角度估计了中国的宏观就业弹性。然而，遗憾的是很少有人估计企业层面的微观就业弹性。对于政府投资决策来说，经济增长和充分就业固然是两个主要的宏观目标，但实现这两个目标的前提是投资在企业之间和行业之间的有效率分配。如果微观层面的投资效率被扭曲了，那么宏观层面的增长和就业也会被扭曲。问题是，由于市场环境和其他约束条件不同，国有企业、私营企业或外资企业等不同所有制类型的企业在吸纳就业方面会存在差异。同时，面临不同的需求条件和技术约束，由不同企业构成的行业也会有不同的就业弹性。给定政府的投资预算，在不考虑就业和增长之间的权衡取舍时，同样一块钱应该投入到哪类所有制或哪类行业的企业才能实现最大程度的就业呢？借鉴宏观就业弹性的概念，本文提出了一种测度微观就业弹性的方法。因为在经济学含义上销售额是最接近 GDP 的微观指标，所以我们用企业的销售额表示企业的产出水平，得到销售额的就业弹性，它表示

销售额增加的百分比所带动的就业增加的百分比。利用微观就业弹性概念，我们可以比较不同所有制的企业和不同行业的企业在就业吸纳程度上的差异。

利用国家统计局 2000—2004 年全部国有及规模以上工业企业数据库，我们构造了一个包含了大约 38 万家企业的非平衡面板。首先，我们估计了不同所有制类型的企业的就业弹性，发现外资和港澳台企业的就业弹性最高，私营和集体企业的就业弹性居中，国有企业的就业弹性最低。其次，我们比较了一个经济周期的不同阶段的就业弹性，发现在经济衰退时外资和港澳台企业具有最高的就业弹性，国有企业仍具有最低的就业弹性；在经济繁荣时国有企业的就业弹性低于外资和港澳台企业，但是高于集体和私营企业。这表明，国有企业的确在某种程度上发挥了“就业稳定器”的作用。最后，我们从企业层面比较了不同产业的就业弹性，发现皮革制品业、家具制造业和橡胶制品业具有最高的就业弹性，而化学制品业、农副食品加工业和饮料制造业具有最低的就业弹性。在稳健性检验中，我们也从固定资产投资的角度估计了不同类型企业和行业的就业弹性。本文的发现对于财政政策和产业政策具有重要的启示。

本文剩下的部分内容如下：第二部分简单地介绍了本文的估计模型，第三部分是数据描述，第四部分是主要估计结果，最后是结论和政策建议。

二、模型

就业弹性是度量经济增长和就业之间关系的指标。在宏观经济学中，经济增长通常以 GDP 的增长率来表示，而就业的增长通常以劳动要素的增长率来表示。目前，微观经济学或劳动经济学中，还没有文献从企业层面估计不同类型的企业和行业的就业弹性。³⁷ 由于单个企业没有统计 GDP，我们必须寻找一个替代指标。GDP 表示产出的增加值，在生产函数中与企业的销售额最为接近。因此，我们以企业的销售额的增长率表示产出的增长率，以企业的职工人数表示每个企业吸纳的就业量。销售额的就业弹性就表示销售额变动的百分比所引起的企业就业数量变动的百分比。衡量产出的另一个候选变量是企业的固定资产投资，但与销售额相比，这个变量有两个缺陷：第一，它表示企业的投入资本，而不是产出。第二，它是静态的，无法反映企业在发展过程中的动态变化。当

³⁷ 胡鞍钢（1997）估计了三次产业的就业弹性，但是使用的数据是行业加总数据，而不是企业层面的数据。

然，如果我们关心的是政府投资的短期效果，固定资产投资的就业弹性也具有参考价值。我们将主要使用销售额的就业弹性，在稳健性检验中也使用了固定资产投资的就业弹性。

在计量模型中估计弹性的简便方法是对因变量和自变量都取自然对数，估计的系数便是弹性系数。一个典型的计量方程如下：

$$\ln labor_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln sale_{i,t} + \gamma \chi_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中， $labor$ 表示每个企业的职工人数， $sale$ 表示企业的销售额， χ 表示其他解释变量， ε 表示误差项。系数 α_1 就是我们估计的销售额的就业弹性，在数学上表示：

$$\alpha_1 = \frac{d \ln labor}{d \ln sale} \approx \frac{\frac{\Delta labor}{labor}}{\frac{\Delta sale}{sale}} \quad (2)$$

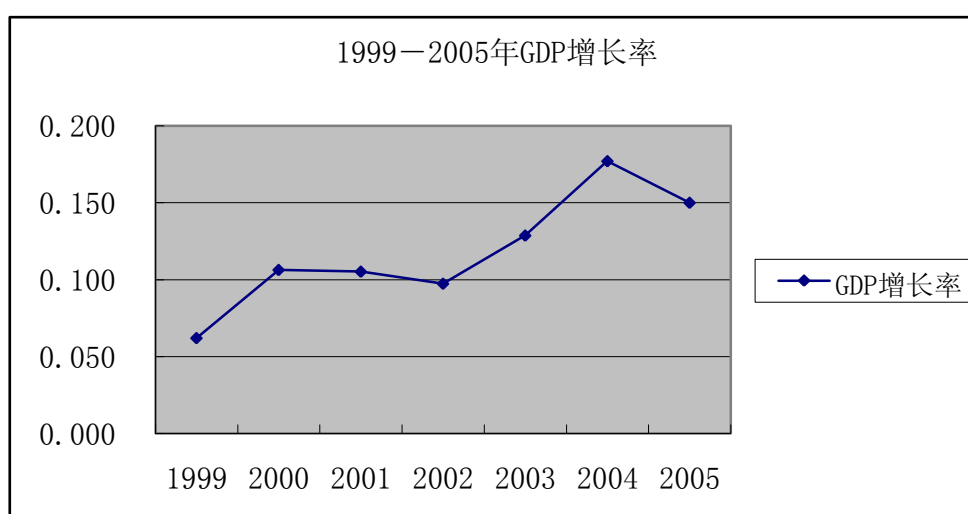
这样得到的就业弹性属于点弹性，比使用一定年份就业量和产值计算得到的弧弹性（如蔡昉等，2004）更加稳定，而且有利于统计检验。从劳动供给的角度看，影响就业的因素除了销售额之外，主要还有劳动者的实际收入，这包括工资和各种福利。因此，我们将工资对数和福利对数也作为解释变量，而且这样可以观察不同类型的企业的收入就业弹性。行业性质也很重要。一般地，相对于劳动密集型企业，资本密集型企业会有更少的雇佣人数。此外，企业所处的地区经济发展水平也会影响到劳动者的供给水平，因此我们还必须控制地区因素。注意到，我们的计量方程表明数据的结构是面板数据。微观层面的面板数据在进行经验分析时至少具有三个优势：第一，能够控制企业的个体特征，例如所有制，而加总的行业或地区层面的数据则无法反映企业层面的差别；第二，能够消除个体的固定效应，从而有利于保证估计值的无偏性；第三，能够反映随时间变化的个体特征，因此相对于横截面数据有更多的信息。

三、数据

（1）数据来源

我们数据来源于国家统计局 2000—2004 年全部国有及规模以上工业企业上报数据，包括全部国有工业企业和销售额在 500 万元以上的其他工业企业。该

数据库包括了企业的销售额、资产、职工人数、工资、福利以及所有制等基本指标。在做了必要的剔除之后，我们构建了一个 2000—2004 年非平衡面板数据集，包括了大约 38 万家企业的 89 万多个观测值。对于本文使用的数据集，有两点需要说明。首先，尽管我们的数据集只涉及工业（即制造业），但是它涵盖了从“农副食品加工业”到“废弃资源和废旧材料回收加工业”的总共 30 个二位数产业，既能够反映不同行业之间的差异性，同时又具有可比性。毕竟，我们不能简单地将农业、工业和服务业进行比较，因为三者之间在吸纳就业方面差别太大。其次，之所以选择 2000—2004 年，是因为中国经济在这一时期正好经历了一个完整的经济周期。图 1 显示，中国经济在 2000 年开始下滑，2002 年跌至谷底，然后开始复苏，直到 2005 年又开始下行，因此 2000—2004 年体现了经济从衰退、复苏到繁荣的一个完整周期。于是，我们可以比较在经济发展的不同阶段，不同类型的企业的就业弹性的变化。



数据来源：《中国统计年鉴 2007》。

图 1 1999—2005 年 GDP 增长率

（2）指标设计

根据计量方程，我们使用的变量包括职工人数、销售额、工资、福利，以及涉及行业性质、地区和所有制等因素的变量。数据库包含了职工人数、工资总额和福利费总额。一般地，我们用企业的主营业务产品销售收入表示销售额。根据《国民经济行业分类与代码（GB/T 4754—2002）》，我们将所有工业分为 30 个二位数行业。这样的划分对于刻画企业所面临的行业技术特征来说仍显得

粗糙，于是我们用资本密集度来表示行业特征，它等于企业的总资产除以职工人数，即人均资产。³⁸ 通常来说，技术密集度越高的行业，企业的人均资产也越高。参照世界银行的标准，我们根据经济发展水平将全国 31 个省级行政区域（不含香港、澳门和台湾）分为东北、环渤海、东南、中部、西南和西北六类地区，³⁹ 以便反映企业所在地的经济条件。我们所指的企业类型即企业的所有制类型。根据工业统计口径，所有制类型包括国有、集体、私营、港澳台、外商、联营、股份有限、股份合作以及其他等九种，后面四种成分不是很明显的类型可合称为“其他企业”。

（3）描述性统计

本文对不同类型的企业或行业的就业弹性的比较，是以不同所有制的企业为基本分析单位。因此，表 1 提供了五种所有制类型的企业的关键变量的描述性统计。从中我们可以发现，就每类企业平均而言，每个国有企业的职工人数在六类企业中是最多的，工资和福利也是最高的，但是销售额并不是最高的。相比之下，外资企业以更少的职工人数、更低的工资和福利总额，却创造了比国企更多的销售额。就人均水平而言，外企的人均销售额、人均工资都高于国企。

表 1：不同所有制企业的描述性统计

企业类型	职工人数 均值	销售额 均值	工资均值	福利均值	资本密集 度均值	比例
国有企业	516	100454.6	6645.7	963.0	291.3	13.8%
集体企业	214	34713.6	1795.8	206.5	162.8	13.3%
私营企业	142	27006.4	1307.9	153.5	165.5	30.9%
港澳台企业	315	71627.2	4050.0	352.4	332.9	11.2%
外资企业	309	134780.6	5308.2	631.1	507.9	9.3%
其他企业	328	81457.8	3802.8	521.5	298.6	21.5%

注：职工人数单位为人，销售额、工资和福利单位为千元，资本密集度单位为千元/人。

四、结果

（1）所有制与就业

³⁸ 一些经验研究使用人均固定资产来表示资本密集度。使用这一指标不会改变本文的主要结果。

³⁹ 东北地区包括黑龙江、吉林和辽宁，环渤海地区包括北京、天津、河北和山东，东南地区包括上海、江苏、浙江、福建和广东，中部地区包括河南、湖北、湖南、安徽和江西，西南地区包括重庆、四川、云南、海南、贵州和广西，西北地区包括山西、陕西、甘肃、宁夏、内蒙古、新疆、青海和西藏。

我们首先来比较一下不同所有制类型企业的就业吸纳程度。利用式（1）作为主要计量方程，我们使用固定效应方法分别估计了 2000—2004 年国有企业、集体企业、私营企业、港澳台企业、外资企业和其他企业的销售额的就业弹性。估计结果如表 2。表 2 第二列表示销售额的就业弹性。国有企业的就业弹性为 0.093，这意味着在 2000 年到 2004 年间国有企业的销售额每增加 1%，就业人数就增加 0.093%。在六类企业中，在控制了行业特征（资本密集度）和地区经济发展水平之后，国有企业的就业弹性最低，外资企业最高，港澳台企业次之，私营企业又次之，集体企业和其他企业更次之。这一结果具有非常显著的政策含义。给定政府投资预算，根据我们计算的销售额的就业弹性，投资于外资企业所带动的就业机会将是国有企业的 2 倍左右。如果单纯考虑解决就业问题，那么显然将有限的资金注入非国有企业要比注入国有企业效果更好。

我们还估计了工资和福利的就业弹性。相比之下，国有企业的工资就业弹性也是最低的，这说明国有企业靠增加工资来吸引就业的效果并不好。有趣的是，国有企业的福利就业弹性是最高的。这可能是因为国有企业实行“低工资、高福利”政策，因此福利水平相对具有更大的就业吸引力。相反，外资企业和港澳台企业的工资就业弹性很高，而福利就业弹性则很低，因为它们的雇佣策略是实行“高工资、低福利”。这是两种不同的均衡。表 2 还提供了资本密集度对就业的效应。资本密集度的系数均显著为负，说明资本密集度越高的行业，吸纳的就业数量越少，因为高资本密集度的行业通常不是劳动密集型企业，这是非常符合直觉的。

表 2：不同类型企业的就业弹性（2000—2004 年）

企业类型	销售额 对数	工资对数	福利对数	资本 密集度	Within-R ²	观测值
国有企业	0.093 (38.85)	0.189 (58.26)	0.038 (16.94)	-0.00006 (-58.10)	0.188	108805
集体企业	0.121 (39.10)	0.199 (61.10)	0.025 (11.23)	-0.0005 (-74.51)	0.263	97242
私营企业	0.136 (59.71)	0.283 (115.18)	0.026 (16.79)	-0.0004 (-88.21)	0.368	223932
港澳台 企业	0.183 (47.59)	0.266 (73.46)	0.015 (7.99)	-2.06e-06 (-13.37)	0.308	66074
外资企业	0.187 (47.95)	0.264 (69.62)	0.010 (5.34)	-4.80e-06 (-11.14)	0.323	59842

其他企业	0.100 (43.26)	0.280 (104.30)	0.036 (20.10)	-0.00003 (-40.41)	0.281	172597
------	------------------	-------------------	------------------	----------------------	-------	--------

注：因变量为职工人数对数，控制变量为地区。小括号内为 t 值，估计系数均在 1% 的水平上显著。

(2) 周期与就业

均衡的就业由劳动供给和劳动需求共同决定。从需求的角度讲，就业受经济周期的影响。在经济萧条时，企业缩减经营，因此对劳动力的需求更少；而在经济繁荣时，企业扩张经营，对劳动力的需求更加旺盛。为了从需求侧反映不同类型的企业的就业弹性，我们将一个完整的经济周期 2000—2004 年这五年分成两个阶段：第一阶段是衰退阶段，从 2000 年到 2002 年，此间经济增长率逐年下滑至谷底；第二阶段是繁荣时期，从 2003 年到 2004 年，此间经济增长率连续升高至谷峰。除了宏观需求的效应，国有企业作为一种特殊的所有制被认为是“宏观经济的稳定器”，因为国家可以通过财政补贴和金融约束使国有企业的投资活动具有反周期的特点(刘元春, 2001)。如果国有企业是“就业稳定器”，那么它在衰退时应该比其他企业裁减更少的员工，而在繁荣时雇佣更少的员工。然而，到目前为止，似乎没有相关的经验研究对此进行过检验。

两个阶段的估计结果见表 3。在 2000—2002 年，外资企业和港澳台企业的销售额就业弹性仍然分别居于第一和第二位，私营企业和集体企业次之，国有企业仍然最低。与 2000—2004 年的估计结果相比，尽管六类企业的就业弹性的相对位置没有发生变化，但是就业弹性的变动幅度不同。六类企业的就业弹性变动幅度的绝对值为：国有企业 4.3%，集体企业 12.4%，私营企业 9.6%，港澳台企业 9.8%，其他企业 10%。国有企业的就业弹性变化最小，集体企业变化最大。这从一个角度说明，在经济衰退时期，国有企业的就业量对销售额的变动反应最小。假如所有企业在经济衰退时裁减部分员工，那么在统计意义上国有企业减员最少。这说明国有企业在经济衰退时期的确充当了“就业稳定器”的功能。在经济繁荣时期，虽然港澳台和外资企业的就业弹性仍然相对较高，但是国有企业的就业弹性紧跟其后，超过集体、私营和其他企业。国有企业就业弹性的提高，与其作为“稳定器”的身份不完全相符。探究这种不对称的变化显然很有意义，但是超过了本文的范围。我们猜测，在经济繁荣时期，国有企业可能凭借其政策上的优势，具有更强的扩张动力，因此就业弹性与经济衰退时期相比急剧提高。

表 3：不同阶段企业的就业弹性

企业类型	国有企业	集体企业	私营企业	港澳台企业	外资企业	其他企业
衰退阶段 2000—2002	0.089 (28.63)	0.136 (34.35)	0.149 (35.76)	0.165 (31.25)	0.176 (29.07)	0.110 (32.03)
繁荣阶段 2003—2004	0.135 (21.09)	0.123 (13.42)	0.112 (26.20)	0.187 (29.11)	0.183 (21.39)	0.117 (22.06)

注：因变量为职工人数对数，解释变量为销售额对数，控制变量为工资、福利、资本密集度和地区。
小括号内为 t 值，估计系数均在 1% 的水平上显著。

（3）行业与就业

对于宏观经济政策或产业政策而言，重要的不仅是不同企业的就业弹性，还有不同行业的就业弹性。在经济低迷时期，政府的扩张性财政政策必须瞄准最有利于实现宏观经济目标的领域。为了解决当前的就业难题，哪些行业的企业更值得投资呢？我们根据《国民经济行业分类与代码（GB/T4754—2002）》，将所有样本归入 30 个二位数行业。然后以销售额作为产出的代理指标，在控制了工资、福利、所有制和地区之后，运用固定效应方法对 2000—2004 年的企业样本进行估计，计算了 30 个行业的销售额的就业弹性，并进行了排序（见表 4）。

我们的计量分析表明，“皮革、毛皮、羽毛及其制品业”、“家具制造业”和“橡胶制品业”在吸纳就业方面名列三甲，而“化学原料及化学制品制造业”、“农副食品加工业”和“饮料制造业”落在榜底。前三名的就业弹性是后三名的就业弹性的两倍以上，差距悬殊。如前所述，由于资本密集度与就业量呈负相关关系，因此在其他条件相同的前提下，资本密集度越高的行业在就业弹性上应该越低。事实上，排名最靠前的三个行业的人均资产分别为 125、154 和 226，它们是理所当然的劳动密集型行业；而排名最靠后的三个行业分别为 313、233 和 325，它们是资本密集型行业。一个典型的例子是，浙江温州很多中小企业都是从事鞋革和家具制造，成为吸纳就业的主力军之一。从全国范围来讲，为了解决就业问题，政府应该重点支持表 4 左侧那些就业弹性较高的行业。当然，各地区情况不同，一些产业具有明显的地方特色，例如石油加工业和一些金属制品业，地方政府往往会优先照顾这些本地特色产业。

表 4：30 个行业的销售额的就业弹性（2000—2004 年）

排序	行业	就业弹性	排序	行业	就业弹性
1	皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业	0.180	16	工艺品及其他制造业	0.128

2	家具制造业	0.179	17	石油加工、炼焦及核燃料加工业	0.126
2	橡胶制品业	0.177	18	纺织业	0.125
4	通信设备、计算机及其他电子设备制造业	0.168	19	交通运输设备制造业	0.118
5	文教体育用品制造业	0.163	19	木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业	0.118
6	金属制品业	0.161	21	专用设备制造业	0.108
7	塑料制品业	0.154	22	医药制造业	0.107
8	电气机械及器材制造业	0.145	23	烟草制品业	0.106
8	仪器仪表及文化、办公用机械制造业	0.145	24	非金属矿物制品业	0.099
10	纺织服装、鞋、帽制造业	0.141	24	黑色金属冶炼及压延加工业	0.099
10	食品制造业	0.141	26	有色金属冶炼及压延加工业	0.098
12	印刷业和记录媒介的复制	0.136	27	废弃资源和废旧材料回收加工业	0.096
12	化学纤维制造业	0.135	28	化学原料及化学制品制造业	0.087
14	造纸及纸制品业	0.132	28	农副食品加工业	0.087
15	通用设备制造业	0.130	30	饮料制造业	0.072

注：因变量为职工人数对数，解释变量为销售额对数，控制变量包括工资、福利、所有制和地区。估计系数均在 1% 的水平上显著。

(4) 稳健性检验

从逻辑上讲，企业的投资首先要经过企业的运营转化为企业的产值或销售额，从而带动就业。因此，企业的销售额的就业弹性度量了投资的间接效果，而有时政府也许非常关心投资的直接效果。为此，我们用企业的固定资产投资对数作为解释变量，看其变化比例带来的就业量的变化比例（表 5）。除了国有企业和其他企业的相对位置对调，结果没有实质性变化。这说明，无论是从投资的间接效果还是直接效果来看，在解决就业方面国有企业并没有任何优势。

表 5：不同类型的企业的就业弹性（2000—2004 年）

企业类型	固定资产投资对数	工资对数	福利对数	资本密集度	Within-R ²	观测值
国有企业	0.088 (32.66)	0.211 (66.99)	0.043 (19.19)	控制	0.182	108805
集体企业	0.089 (34.34)	0.222 (70.45)	0.029 (13.07)	控制	0.258	97242

私营企业	0.090 (53.31)	0.316 (136.51)	0.030 (19.26)	控制	0.363	223932
港澳台企业	0.092 (26.92)	0.319 (93.09)	0.019 (10.39)	控制	0.278	66074
外资企业	0.130 (35.23)	0.315 (87.95)	0.014 (7.21)	控制	0.301	59842
其他企业	0.066 (35.85)	0.307 (121.13)	0.042 (23.27)	控制	0.276	172597

注：因变量为职工人数对数，控制变量为地区。小括号内为 t 值，估计系数均在 1% 的水平上显著。

我们还估计了 30 个行业的投资就业弹性，结果有所不同。我们列举了前后五名的行业及其就业弹性（见表 6）。“橡胶制品业”和“家具制造业”仍然名列前茅，“废弃资源和废旧材料回收加工业”依然属于倒数五名之内。不过，由于固定资产投资的就业弹性没有考虑企业的投资在经营过程中的动态变化，因此我们认为销售额的就业弹性更加具有参考价值。

表 6：固定资产投资的就业弹性（2000—2004 年）

排序	行业	就业弹性	排序	行业	就业弹性
1	橡胶制品业	0.165	26	电气机械及器材制造业	0.080
2	食品制造业	0.147	27	仪器仪表及文化、办公用机械制造业	0.074
3	烟草制品业	0.142	28	非金属矿物制品业	0.061
4	造纸及纸制品业	0.131	29	医药制造业	0.060
5	家具制造业	0.119	30	废弃资源和废旧材料回收加工业	0.044

注：因变量为职工人数对数，解释变量为固定资产投资对数，控制变量包括工资、福利、所有制和地区。估计系数均在 1% 的水平上显著。

五、结论

就业问题是当前中国的头等难题。在政府启动巨额投资计划以便刺激经济和缓解就业困境之际，理解不同类型的企业和行业的就业吸纳程度显然具有重要的意义。本文从微观角度分析了销售额的就业弹性，比较了国有、私营和外资等不同类型的企业在 2000—2004 年间以及经济衰退和繁荣时期的就业弹性，并且测算了 30 个两位数制造业的就业弹性。

我们发现，国有企业具有最低的就业弹性，外资、港澳和私营企业具有较高的就业弹性。因此，从解决就业的角度出发，我们建议政府在启动投资计划

时，能够更多地支持非国有企业的发展，因为它们是就业的主力军。虽然国有企业可以更直接地实现政府的财政政策目标，但是实现的效果则未必就更好。通过透明、公正的政府采购和招标计划，非国有企业能够更有效地实现充分就业目标。值得注意的是，由于国有企业更容易成为地方政府实行就业歧视的途径，如果中央政府不在“增长”和“就业”之间设计合适的激励机制，那么最终可能导致一种在就业上“以邻为壑”的增长，这将加剧地区之间的贫富差距。这也是我们下一步值得研究的方向。我们还发现，国有企业只是在经济衰退时期具有“就业稳定器”的功能，但是在经济繁荣时期可能加剧通货膨胀。我们估计了30个两位数制造业的就业弹性，这有助于为当前的宏观调控和产业政策提供启示。

参考文献

- Mazumdar, D., 2003, “Trends in employment and employment elasticity in manufacturing, 1971–92: an international comparison”, *Cambridge Journal of Economics*, 27: 563–82.
- Padalino, Samanta, and Marco Vivarelli, 1997, “The Employment Intensity of Economic Growth in the G-7 Countries”, *International Labour Review*, 136(2): 191–213
- 蔡昉、都阳、高文书，2004，“就业弹性、自然失业和宏观经济政策”，《经济研究》，第9期
- 胡鞍钢，1997，“中国就业状况分析”，《管理世界》，第3期
- 简新华、余江，2007，“基于冗员的中国就业弹性估计”，《经济研究》，第6期
- 刘元春，2001，“国有企业宏观效率论”，《中国社会科学》，第5期
- 申剑丽，2008，“人保部：系统性促进就业政策正起草”，《21世纪经济报道》，12月24日
- 张车伟、蔡昉，2002，“就业弹性的变化趋势研究”，《中国工业经济》，第5期

报告总负责人：杨瑞龙 毛振华 朱科敏

报告执笔人：

总报告： 杨瑞龙 刘元春 周业安 阎衍 朱戎

分报告 1：郑超愚

分报告 2：周业安 李涛

分报告 3：郑新业

分报告 4：王晋斌

分报告 5：赵峰

分报告 6：杨天宇

分报告 7：孙文凯

分报告 8：聂辉华