信贷约束、政府消费与中国实际经济周期*

中国人民大学财政金融学院 陈晓光 张宇麟

摘要：改革开放以来我国经济周期表现出某些既不同于发达国家，也不同于发展中国家和新兴市场国家的特征：一方面我国居民消费波动的幅度大于产出波动；另一方面，我国的就业波动较为平滑而投资和资本波动过大。为了解释我国特有的经济周期特征事实，我们建立了一个RBC模型，该模型包含有两类异质性消费者和两类异质性厂商，以反映我国部分消费者和厂商在金融市场上所面临的信贷约束。另外，模型还引入了政府消费。通过比较分析模型的多个模拟结果，本文发现：信贷约束是解释中国经济波动特征的一个重要机制，而政府消费波动则是一个重要的波动源。该模型无论是从对现实数据的解释能力来看，还是从对中国经济波动解释的一致性来看，与现有的文献相比都具有一定创新与贡献。

一、引言

实际经济周期(real business cycle, RBC)最初是指由经济中的实际因素（主要是技术冲击）而非名义因素（主要指货币）所引起的经济周期性变化。Kydland和Prescott(1982)首先在市场出清、理性预期和没有货币的经济环境下建立了一个基本的RBC模型，显示出对美国波动良好的解释力。随后，研究者们从两个主要方面不断拓展基本的RBC模型，使其与现实更加贴近。在波动源方面，除了技术冲击之外，陆续引入了政府消费、偏好、货币以及各种市场失灵所引发的外生冲击；在波动传导的持续性方面，相继考虑了跨期替代弹性、资本和劳动的调整成本以及粘滞性价格等因素。经过20多年的发展，RBC模型日趋完善，已经成为当前分析经济波动最主要的工具，被广泛应用于宏观经济学、公共经济学、货币经济学、国际经济学等领域。

尽管标准的RBC模型及其拓展对发达国家以及一些发展中国家的经济波动做出了令人满意的解释，但是在模拟我国经济周期时却并不成功。究其原因，主要在于改革开放以来我国经济波动的特征事实既不同于发达国家，也不同于发展中国家和新兴市场国家。一方面，与发达国家相比，我国居民消费波动幅度大于产出波动；另一方面，与发展中国家和新兴市场国家相比，我国的就业波动较为平滑而投资和资本波动过大，外生冲击主要是通过投资和资本传导和放大并进而影响产出的波动。因此，无论是发达国家还是发展中国家和新兴市场国家的RBC模型都难以解释我国经济波动的特征。

在这种情况下，如何将改革开放以来中国经济波动特有的典型事实纳入到RBC框架中进行解释便成为研究者面临的首要任务。卜永祥和靳炎(2002)构建了外生劳动力的中国货币

*作者感谢中国人民大学岳希明教授和北京航空航天大学孙琳琳副教授在数据方面所提供的帮助，文责自负。

经济周期模型，用于考察中国经济周期波动的原因以及分析经济增长与货币指标之间的关系。虽然该模型以技术冲击作为单一波动源解释了 70% 左右的中国经济波动，但是其预测的消费波动标准差为 0.012，只有实际值的 1/3。黄贇琳（2005）初步尝试将政府支出作为外生随机冲击引入 RBC 模型以解释中国的经济波动，发现政府支出的引入，提高了消费和投资的波动，改善了 RBC 模型对于中国经济波动解释，但该模型的不足之处在于预测的就业波动标准差为 0.009，比实际水平 0.007 超出约 30%。改革开放以来，我国经济日益融入全球经济当中，外部冲击对我国经济波动的影响不断加深。为了刻画这一特征，李浩等（2007）考虑了包含政府购买冲击的小国开放经济模型，虽然模型能够解释 80% 左右的中国经济波动，相对于卜永祥和靳炎（2002）、黄贇琳（2005）的封闭经济模型都有所提高，但是却没有对就业的波动变化做出解释。与上述几人不同，胡永刚和刘方（2007）重点解释了我国就业波动的非周期性和居民消费波动大于产出波动的特征事实。他们认为我国劳动存在较大的调整成本使得就业人数变动与总产出无关，同时信用制度不完善导致的流动性约束增大了居民消费波动，因而在劳动不可分的 RBC 模型基础上引入了劳动的调整成本和消费的流动性约束。模型预测的就业、消费相对于产出的波动标准差与实际值几乎一致，较好地反映了改革开放以来我国就业和消费波动的特征。然而，该模型也存在两个缺陷：第一、模型假设受约束消费者面临劳动力调整成本，而不受约束消费者没有劳动力调整成本，这一点作者并没有给出令人信服的经验证据；第二，劳动力调整成本的引入降低了劳动的跨期替代性，使得 RBC 模型中的波动传导和放大机制受到很大限制，即使作者进一步引入了资本利用率，模型仍然无法产生与实际数据相近的足够大的波动幅度，模型预测的产出、就业、消费、投资等变量的绝对标准差不足实际值的一半。另外，陈昆亭等（2004a）、陈昆亭和龚六堂（2004，2006）先后利用基本的 RBC 模型以及在此基础上引入人力资本和粘滞性价格解释 1952-2001 年期间中国的经济波动，但是正如陈昆亭等（2004b）所指出的，中国经济以 1978 年为为界的前后两段存在显著的经济体制方面的不同，这可能会影响模型的解释能力。

有鉴于此，就有必要进一步研究引起中国经济波动的更为全面和一致的因素与机制。我们认为，不同消费者以及厂商面临不同的信贷约束是解释我国经济波动特征的一个重要因素；另外，政府消费波动是引发我国居民消费波动大于产出波动的重要波动源。

由于信息不对称和信贷体系发展滞后，我国的居民消费受到明显地流动性约束（万光华等，2001；杭斌和王永亮，2001；刘金全和邵欣炜，2004）。流动性约束的存在使得一部分消费者不能完全平滑各期消费以增加跨期效用，从而会加大消费的波动。胡永刚和刘方（2007）首先在 RBC 模型中引入流动性约束解释中国的居民消费波动。但是正如上文所指出的，他们关于受约束消费者存在劳动力调整成本而不受约束消费者没有劳动力调整成本的假设缺乏令人信服的经验证据。为此，我们建立了一个更加一般化的异质性消费者模型，其中受约束和不受约束消费者均不存在劳动力调整成本。模型的模拟结果表明，由于受约束和不受约束消费者的消费波动都小于产出波动，引入异质性消费者虽然增加了总的居民消费波动，却并不足以使居民消费波动大于产出波动。而进一步考虑中国政府支出在经济中的主导

性及其对居民消费的影响,在模型中引入政府消费这一变量,便能够获得与中国居民消费波动特征一致的模拟结果。因此我们认为,信贷约束以及政府消费波动是引起我国居民消费过大波动的主要原因。由于存在消费者信贷约束,居民消费波动被政府消费波动“放大”,使得居民消费波动大于产出波动。

另一方面,1980年以来我国的投资波动是产出波动的近4倍,而发达国家和发展中国家投资波动一般都是产出波动的3倍左右。我们认为我国较高的投资波动与我国特有的国有企业和民营中小企业面临不同的信贷约束具有密切联系。计划经济时期,我国国有企业普遍存在着“预算软约束”(Kornai, 1986)。经济转轨之后,政府出于减轻国有企业政策性负担和维护社会经济稳定的目的不得不继续实施预算软约束(林毅夫等, 2004)。由于金融体制改革滞后于国有企业改革,政府在资金配置上仍然具有主导作用,预算软约束就具体表现为信贷软约束,即政府通过贷款倾斜、优惠利率、利息减免、财政补贴以及债转股等方式直接或者间接减轻国有企业的负担,降低它们实际支付的利息水平(宋芳秀, 2007)。信贷软约束使得国有企业的融资成本长期处于低于市场均衡利率的扭曲状态。与此同时,我国民营中小企业一直存在着融资难的问题。根据国家统计局2001年4月和8月的两次调查,民营中小企业的资金主要来源于各类贷款,占到70%以上(张俊喜等, 2005),但是由于信息不对称、担保体系不健全以及我国银行业集中度较高等原因,它们却面临着较强的信贷约束,很难从银行获得贷款。金融市场上资金供不应求的状况最终造成了民营中小企业融资成本过高的局面。

当经济出于繁荣时,国有企业较低的融资成本会导热其投资过度,进而引发经济过热;而当经济出于衰退时,民营中小企业由于融资成本较高无力抵御经济衰退,纷纷破产倒闭,结果使得宏观经济进一步恶化。因此,国有企业和民营中小企业面临不同的信贷约束实际上加剧了投资和产出波动。为了刻画我国这一经济周期特征,我们根据Chari等(2007)以及Hayashi和Prescott(2002)引入了投资楔子。投资楔子反映了消费者所获得的资本报酬与厂商的资本成本之间的分离程度,它扭曲了市场参与主体的最优决策,进而影响了整个社会面临外生冲击的反应。引入投资楔子之后模型预测的产出、资本、投资、居民消费和就业波动的标准差分别为0.031、0.011、0.065、0.037、0.007,而实际值分别为0.031、0.038、0.116、0.038、0.007。可以看出,产出、居民消费和就业波动与实际值几乎相同,投资和资本波动相对也有较大幅度地提高,整个模型基本反映了改革开放以来我国经济周期波动的主要特征。

总之,利用RBC模型进行模拟,本文发现,信贷约束是解释中国经济波动特征的一个重要机制,而政府消费波动则是一个重要的波动源。无论是从模型对现实数据的解释能力来看,还是从模型对中国经济波动解释的一致性来看,本文与现有的文献相比都具有一定创新与贡献。

本文的其他部分安排如下:第二部分描述1980-2007年我国经济波动的典型事实,第三部分构建了包含异质性消费者、政府消费和异质性厂商的RBC模型,第四部分是模型参数的

校准；第五部分对模拟结果进行了分析和比较，第六部分是结论。

二、中国经济波动的特征事实

一般来讲，经济波动的特征事实主要包括描述一国的产出、资本、投资、消费、劳动时间的波动以及它们与产出之间的关系。显然，相关变量的数据质量直接影响着对于我国经济波动特征事实的认知，数据不准确就有可能得出虚假的特征事实，进而影响到 RBC 模型的设立。因此，在描述我国经济波动典型事实之前，我们对 1980 年-2007 年各变量的数据来源和处理方法进行了详细介绍，以确保最终得到的数据准确可信。

1. 产出。产出数据来源于《中国统计年鉴 2008》，并且使用国内生产总值指数将其折算成了以 1980 年为基期的实际值。

2. 资本存量。目前我国 RBC 研究文献中的资本存量数据大都来源于邹至庄（1993）、张军（2002）、张军和章元（2003）的估计。但是正如孙琳琳、任若恩（2005a）所指出的，上述几人都没有采用估计资本存量最常用的永续盘存法，也没有进行必要的资产分类，估计结果并不准确。而孙琳琳、任若恩（2005b）不仅应用了标准的永续盘存法，而且将资产分为了建筑和设备两大类，是目前已知的关于资本存量估计最为准确的研究。因此，我们的资本存量数据采用了孙琳琳、任若恩（2005b）的估计结果。

3. 投资。固定投资数据及处理方法同样来自于孙琳琳、任若恩（2005b）。

4. 消费。消费包括居民消费和政府消费两部分。1980-2005 年居民消费和政府消费数据来源于《中国国内生产总值核算历史资料 1952-2004》，2006-2007 的数据则来源于《中国统计年鉴》，二者都使用居民消费价格指数折算成了以 1980 年为基期的实际值。

5. 就业人数。我国没有关于劳动时间的详细统计，研究中都使用从业人员数代替。我们注意到，在统计年鉴中所公布的就业人数在 1990 年前后发生了较大变化。岳希明（2005）指出出现这种情况的原因在于统计方法的差异。1990 年之前的就业人员数据来源于城镇单位劳动统计、城镇私营企业就业人员和个体劳动者的行政登记、以及乡村就业人员统计，简称“三合一”统计。1990 年及以后的就业人员数则采用了人口普查的数据。由于“三合一”统计是以劳动者在某一单位工作为前提，会遗漏掉城镇中在单位之外从事非正规就业的劳动者，其统计范围小于人口普查，因此造成 1990 年之后就业人数的突然增加。为了解决前后统计方法不一致的问题，我们 1990 年之后的就业人数采用统计年鉴公布的数据，90 年以前 1982、1987 采用同年人口普查和 1%人口抽样调查结果，中间年份则采用直线法填补其空缺。由于直线法获得的数据非常平滑，没有波动，我们依照 Ellery 等（2002）的处理，对这些数据施加了一个均值为零，波动标准差与 90 年之后数据相同的正向外生冲击。

在介绍了相关数据的来源和处理方法后，我们进一步对各变量进行了对数线性化，并使用 H-P 滤波获得其波动部分，表 1 列出了最终结果：

表1 1980-2007 中国经济波动特征事实

变量	标准差	相对于产出的标准差	交叉相关系数 $\text{corr}(v(t+j), \text{gdp}(t))$										
			-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5
产出	0.031	1.00	-0.59	-0.55	-0.33	0.11	0.65	1.00	0.65	0.11	-0.33	-0.55	-0.59
资本	0.038	1.23	-0.21	-0.54	-0.65	-0.41	0.06	0.65	0.70	0.54	0.18	-0.21	-0.45
投资	0.116	3.74	-0.62	-0.56	-0.19	0.36	0.79	0.87	0.38	-0.10	-0.45	-0.61	-0.52
居民消费	0.038	1.23	-0.72	-0.56	-0.18	0.31	0.73	0.81	0.42	-0.03	-0.28	-0.43	-0.42
政府消费	0.061	1.97	-0.41	-0.05	0.34	0.64	0.67	0.31	-0.28	-0.62	-0.63	-0.27	0.12
就业	0.007	0.23	0.55	0.45	0.10	-0.38	-0.71	-0.69	-0.34	0.02	0.33	0.51	0.47

从表1中我们可以发现：第一、居民消费和政府消费的波动较大，二者都大于产出波动并且表现出了顺周期的特征。第二、就业波动较为平滑，只有产出波动的1/5左右，而且具有明显的逆周期特征。需要指出的是，就业波动的逆周期并不是由于我们对于1990年之前就业数据的处理造成的。实际上，1990年之后就业逆周期更加明显，与产出的同期相关系数达到了-0.75。第三、投资波动非常剧烈，并且表现出与产出很强的同期相关性。同时，较高的投资波动进一步带动了资本波动增大并超过了产出波动。总之，我国经济周期中由于就业波动相对平滑而投资和资本波动较为剧烈，外生技术冲击主要是通过投资和资本传导和放大并进而影响产出波动。

三、模型的设定

1. 代表性消费者

假定经济中有无限多的家庭和个人，他们偏好相同并且能够生存无穷期。瞬时效用函数采用消费与劳动可分的相对风险规避(CRRA)形式。代表性消费者通过选择消费和劳动供给以最大化其一生的期望效用，即有：

$$\max_{C_t, h_t} E_t \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{C_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} - \pi \frac{h_t^{1-\phi}}{1-\phi} \right) \right\} \quad (1)$$

其中， E 为期望符号， β 为主观贴现因子， C_t 为代表性家庭第 t 期的消费， h_t 为第 t 期的劳动供给， π 反映了提供劳动所产生负效用的权重。 γ 和 ϕ 分别为消费和劳动供给的相对风险规避系数，当 γ 和 ϕ 为1时，上述效用函数即转变为Prescott(1986)所使用的log-log特殊效用函数形式。

按照能否在金融市场进行借贷可以将代表性消费者分为受约束和不受约束两部分。受约束消费者不能自由地借贷以平滑他们的消费路径,当前收入便成了当前消费的主要决定因素。同时,由于受约束消费者没有储蓄,不能积累资本,他们的全部收入都来自于提供劳动所获得的工资收入。在引入以一次性总付税形式存在的政府消费后,受约束消费者的最终消费就等于税后的劳动收入,其预算约束可以表示为:

$$C_t^c = w_t h_t^c - g_t \quad (2)$$

其中, C_t^c 为受约束消费者的消费, h_t^c 为受约束消费者的劳动供给, w_t 为工资收入, g_t 为政府消费。

不受约束消费者可以在金融市场自由借贷,通过跨期决策平滑自己的消费水平,行为符合永久收入假说理论。除了提供劳动获得工资收入外,不受约束消费者还可以通过出租资本获取资本收益,开办企业取得利润收入,其面临的预算约束为:

$$C_t^u + S_t + g_t = (1 + r_t)S_{t-1} + w_t h_t^u + \pi_t \quad (3)$$

其中, C_t^u 为不受约束消费者的消费, S_t 为不受约束消费者的储蓄, r_t 为资本收益, h_t^u 为不受约束消费者的劳动供给, π_t 为企业利润。

假设不受约束消费者占全部消费者的比重为 θ , θ 外生并且不随时间发生变化,这时全社会的总消费 C_t 可以表示为:

$$C_t = \theta C_t^u + (1 - \theta) C_t^c \quad (4)$$

求解代表性消费者的最优化行为,得到一阶条件如下:

$$C_t^c = w_t h_t^c - g_t \quad (5)$$

$$(C_t^c)^{-\gamma} w_t = \pi (h_t^c)^{-\phi} \quad (6)$$

$$(C_t^u)^{-\gamma} = \beta E_t [(C_{t+1}^u)^{-\gamma} (1 + r_{t+1})] \quad (7)$$

$$(C_t^u)^{-\gamma} w_t = \pi (h_t^u)^{-\phi} \quad (8)$$

2. 代表性厂商

根据金融市场上融资成本的不同,可以将厂商分为国有企业和民营中小企业两种类型。由于民营大型企业存在规模效应也享有一定的贷款优惠,这里将民营大型企业也划入国有企业当中。两种类型的企业都采用规模报酬不变的柯布-道格拉斯生产技术。国有企业的生产函数和资本运动方程分别为:

$$Y_t^u = Z_t (K_t^u)^{\eta_1} (L_t^u)^{1-\eta_1} \quad (9)$$

$$K_t^u = I_t^u + (1 - \delta)K_{t-1}^u \quad (10)$$

民营中小企业的生产函数和资本运动方程分别为：

$$Y_t^c = Z_t (K_t^c)^{\eta_2} (L_t^c)^{1-\eta_2} \quad (11)$$

$$K_t^c = I_t^c + (1 - \delta)K_{t-1}^c \quad (12)$$

其中， I_t^u 、 K_t^u 、 L_t^u 和 Y_t^u 分别为国有企业的投资、资本投入，劳动投入和产出； I_t^c 、 K_t^c 和 Y_t^c 分别为民营中小企业的投资、资本投入，劳动投入和产出。 δ 为折旧率。 η_1 表示国有企业的资本投入份额， η_2 表示民营中小企业的资本投入份额。现阶段我国的国有企业主要集中在资本密集型行业，而民营企业则以劳动密集型为主，据此我们设定 $\eta_1 > \eta_2$ 。 Z_t 表示外生随机的技术冲击，服从对数一阶自回归过程：

$$\log Z_t = \rho_Z \log Z_{t-1} + \varepsilon_{t1}, \quad \varepsilon_{t1} \sim i.i.d.N(0, \sigma_Z^2) \quad (13)$$

其中， ρ_Z 为一阶自回归系数， ε_{t1} 为随机扰动项，服从均值为0，方差为 σ_Z^2 的正态分布。

国有企业和民营企业通过选择最优的资本和劳动投入以实现利润最大化。国有企业最优决策的一阶条件为：

$$r_t^u = (\eta_1) Z_t \left(\frac{K_t^u}{L_t^u} \right)^{\eta_1 - 1} - \delta \quad (14)$$

$$w_t^u = (1 - \eta_1) Z_t \left(\frac{K_t^u}{L_t^u} \right)^{\eta_1} \quad (15)$$

民营中小企业最优决策的一阶条件为：

$$r_t^c = (\eta_2) Z_t \left(\frac{K_t^c}{L_t^c} \right)^{\eta_2 - 1} - \delta \quad (16)$$

$$w_t^c = (1 - \eta_2) Z_t \left(\frac{K_t^c}{L_t^c} \right)^{\eta_2} \quad (17)$$

其中， r_t^u 和 r_t^c 分别为国有企业和民营中小企业的资本成本， w_t^u 和 w_t^c 则表示国有企业和民营企业各自支付的劳动报酬。

我国国有企业一直面临着预算软约束的问题。经济转轨之后，由于金融体制改革滞后于国有企业改革，政府在资金配置上仍然具有主导作用，预算软约束就具体表现为信贷软约束，即政府通过贷款倾斜、优惠利率、利息减免、财政补贴以及债转股等方式直接或者间接减轻

国有企业的负担，降低它们实际支付的利息水平(宋芳秀，2007)。信贷软约束的存在降低了国有企业实际支付的资金成本。根据 Chari 等(2007)以及 Hayashi 和 Prescott(2002)，我们引入投资楔子刻画这一特征：

$$r_t^u = (1 - \lambda_u)r_t \quad (18)$$

其中， λ_u 就是投资楔子，反映了国有企业资本成本低于代表性消费者所获得资本收益的程度。这里我们假设 λ_u 外生给定，并且不随时间发生变化。

另一方面，由于信息不对称、担保体系不健全以及银行业集中度较高等原因，我国民营中小企业很难从银行获得贷款。长期以来，占全国企业总数 99%的中小企业占有的贷款不超过银行贷款总额的 20% (曹永华，2006)。在正规金融市场无法满足其资金需求的状况下，中小企业不得不转向非正规金融市场。然而，非正规金融市场的利率一般要高于正规金融市场，如周业安(1999)通过研究发现，民间借贷的贷款利率在发达省份一般为年息 36%，内地省份年息 20%，均高于银行同期贷款利率，由此造成了民营中小企业的资金成本过高。这一特征同样可以表示为：

$$r_t^c = (1 + \lambda_c)r_t \quad (19)$$

其中， λ_c 反映了民营中小企业资本成本高于代表性消费者所获得资本收益的程度，同样为不随时间变化的常数。

我们假设国有企业劳动需求占全社会总的劳动需求的比例为常数 μ ，民营中小企业的劳动需求比例为 $1 - \mu$ 。这时，全社会总的劳动需求、投资、资本和产出分别为：

$$L_t = L_t^u + L_t^c \quad (20)$$

$$I_t = I_t^u + I_t^c \quad (21)$$

$$K_t = K_t^u + K_t^c \quad (22)$$

$$Y_t = Y_t^u + Y_t^c \quad (23)$$

3. 政府消费

假设政府消费不具有任何生产性的意义，在模型中作为外生冲击，以一次性总付税的形式进入到代表性消费者的预算约束当中，其运动方程为：

$$\log g_t = \rho_g \log g_{t-1} + \varepsilon_{t2}, \quad \varepsilon_{t2} \sim i.i.d.N(0, \sigma_g^2) \quad (24)$$

其中， ρ_g 为一阶自回归系数， ε_{t2} 为随机扰动项，服从均值为 0，方差为 σ_g^2 的正态分布。

4. 市场均衡和模型稳态

经济达到竞争性均衡时, 代表性消费者通过 (5) - (8) 式实现效用最大化, 代表性厂商通过 (14) - (17) 式实现利润最大化, 劳动需求等于劳动供给, 市场满足出清条件:

$$C_t + g_t + I_t = Y_t \quad (25)$$

当模型实现均衡时可以求得各个变量的稳态值, 这里我们只列出资本成本和劳动报酬的稳态方程:

$$\bar{r}^u = \eta_1 \left(\frac{\bar{K}^u}{\bar{L}^u} \right)^{\eta_1 - 1} - \delta \quad (26)$$

$$\bar{r}^c = \eta_2 \left(\frac{\bar{K}^c}{\bar{L}^c} \right)^{\eta_2 - 1} - \delta \quad (27)$$

$$\bar{w}^u = (1 - \eta_1) \left(\frac{\bar{K}^u}{\bar{L}^u} \right)^{\eta_1} \quad (28)$$

$$\bar{w}^c = (1 - \eta_2) \left(\frac{\bar{K}^c}{\bar{L}^c} \right)^{\eta_2} \quad (29)$$

其中, 带有上标的变量表示稳态值。在其他参数不变的情况下, 由 $\bar{r}^u < \bar{r}^c$ 可以推出 $\bar{w}^u > \bar{w}^c$ 。也就是说, 均衡时国有企业的劳动报酬大于民营中小企业的劳动报酬。我们认为这是符合现实的。我国劳动力市场存在着城乡、地区、部门和制度等多重分隔的格局 (李建民, 2002), 劳动力不能自由流动, 因此就不会出现均衡时两类企业劳动报酬相等的情况。同时, 国有企业一般都处于垄断程度较高的行业, 岳希明 (2008) 的研究表明, 垄断行业工资收入至少高出竞争性行业 50% 以上, 所以, 模型均衡时得到国有企业劳动报酬大于民营中小企业劳动报酬的结果是比较合理的。至于代表性消费者所获得的劳动报酬, 根据 Carmichael 等 (1999), 我们假设两类消费者的工资收入相等, 并且等于两类企业所提供劳动报酬的加权平均值, 即有:

$$\bar{w} = \mu \bar{w}^u + (1 - \mu) \bar{w}^c \quad (30)$$

四、参数的校准

1. 关于技术冲击与政府消费冲击相关参数的取值

技术冲击需要通过总量的柯布一道格拉斯生产函数中的索洛剩余序列估计得到。在此之前, 我们首先要确定总量生产函数中资本和劳动各自的份额。在 1980 到 2007 年收入法 GDP 核算中, 营业盈余与固定资产折旧之和即总的资本报酬与劳动报酬之比平均为 0.45 比 0.55, 因此我们设定资本和劳动各自的投入份额分别为 0.45 和 0.55。设索洛剩余为 Z_t , 从生产函

数公式可以推出：

$$Z_t = \ln Y_t - 0.45 \ln K_t - 0.55 \ln L_t \quad (31)$$

将产出、资本存量和从业人员数据代入上式即可得到技术冲击序列 Z_t 。对技术冲击序列 Z_t 进行 HP 滤波剔除趋势处理，再对其无趋势部分进行一阶自回归，得到技术冲击的一阶自回归系数 ρ_z 和标准差 σ_z 分别为 0.718 和 0.019。对政府消费进行同样处理，得到政府消费的一阶自回归系数 ρ_G 为 0.623、标准差 σ_g 为 0.048 以及政府消费与技术冲击的协相关系数 $\text{cov}(Z_t, G_t)$ 为 0.000501。

2. 关于 $\bar{N}$ 的取值

$\bar{N}$ 表示劳动力供给的均衡值。穆熙、肖宏华（2000）认为我国城镇自然失业率为 0.08；蔡昉等（2004）认为 1978-2002 年平均的自然率为 0.03，1995 年之后为 0.0443；曾湘泉和于泳（2006）认为 2002 年之后自然率在 0.048 和 0.052 之间波动。综合上述几人的研究，我们将劳动供给的均衡值 $\bar{N}$ 设为 0.95。

3. 关于 γ 的取值

γ 表示消费支出的相对风险规避系数，其倒数为消费的跨期替代弹性。黄贇琳（2005）、李浩等（2007）在校准这一参数值时都使用了陈学彬等（2005）的估计结果。然而，在陈学彬等（2005）所使用的 Epstein 和 Zin(1989)提出的效用函数形式下，相对风险规避系数不再是消费跨期替代弹性的倒数。因此，我们这里采用了顾六宝和肖红叶（2004）的估计结果。他们运用两种方法估算我国居民的消费支出相对风险规避系数，得到估计值分别为 3.169 和 3.916。我们取二者的平均值，将消费支出相对风险规避系数 γ 值设定为 3.5。

4. 关于 ϕ 的取值

ϕ 是劳动供给相对风险规避系数，同时也是劳动供给跨期替代弹性的倒数。劳动供给的跨期替代弹性又被称为劳动供给的弗里奇 (Frisch) 弹性，它是指在消费的边际效用不变的情况下工资变化所引起的劳动供给变化的程度。Macurdy(1981) 和 Altonji (1986) 关于美国劳动供给弹性的估计大致在 0.1 到 0.5 之间，Li 和 Zax (2003) 利用 1995 年我国住户收入调查数据进行估计，结果发现城镇人口相对于工资变化的劳动供给弹性为 0.054。鉴于改革开放以来劳动力市场的供求状况并没有发生根本性变化，我们认为我国劳动供给的跨期替代弹性应该比较稳定，大致在 0.05 左右，所以这里设定 γ 值为 20。

5. 关于 θ 的取值

θ 表示不受流动性约束消费者人数在全部消费者中的比重, $1-\theta$ 则表示受到流动性约束的消费者人数所占的比重。在模型处于均衡状态时, 受约束消费者在全部消费者中的比重大致等于受约束消费者的收入在总收入中的比重, 而在关于流动性约束的实证研究中, 受约束消费者的比重即是指受约束消费者的收入在总收入中的比重, 这样我们就可以根据实证研究结果校准 θ 值。目前国内关于流动性约束的文献较多, 但是对于受到流动性约束消费者所占比重的估计却不尽相同。万广华等 (2001) 使用 1984 年到 1998 年的消费数据进行估计, 得出受约束消费者比重为 0.59, 但是他们的估计结果在统计上并不显著; 杭斌和王永亮 (2001) 估计北京市城镇居民中受约束消费者的比重为 0.44; 朱信凯 (2005) 估计农村居民中受约束消费者的比重为 62.5%; 而刘金全和邵欣炜 (2004) 对全部居民消费数据进行估计, 发现受到流动性约束的消费者比重为 83.46%, 这一估计值比肯尼亚 1994 年的水平还要高。鉴于国内研究的时间序列样本较少, 估计结果不是非常可靠, 所以我们沿用了 Carmichael 等 (1999) 的做法, 将 $1-\theta$ 取值为 0.5, 以使其与 Rossi (1988) 对于低收入和中等收入发展中国家的受约束消费者比重的估计结果一致, 同时该值也在国内受约束消费者比重的估计范围之内。

6. 关于 η_1 和 η_2 的取值

η_1 表示国有企业的资本收入份额, η_2 表示民营中小企业的资本收入份额。我国的国有企业主要分布在运输邮电业、金融保险业、电力、热力及水的生产和供应业、炼焦、煤气及石油加工业等行业, 从历年投入产出基本流量表中的数据来看, 这些行业的资本收入份额平均在 55% 左右, 属于典型的资本密集型行业。因此, 这里设定 η_1 为 0.55。现阶段我国民营中小企业主要集中在劳动密集型, 资本有机构成相对较低的行业, 包括纺织业、建筑业、服务业以及零售业和制造业等领域, 这些行业的资本收入份额大致在 35% 左右, 所以我们设定 η_2 为 0.35。

7. 关于 λ_c 和 λ_u 的取值

λ_c 反映了民营中小企业资本成本高于市场均衡利率的程度, λ_u 反映了国有企业资本成本低于市场均衡利率的程度。中国人民银行研究局 2005 年发布的《中国中小企业金融制度报告》中显示, 中小企业的总融资成本一般高出法定贷款利率的 40% 以上。据此我们设定 λ_c 值为 0.4。至于国有和大型企业的资金成本, 目前并没有相关的研究数据。这里我们参照 Aziz (2008) 的做法, 使用国有商业银行不良贷款率校准 λ_u 。我国国有商业银行的绝大部分贷款都流向了国有企业, 其不良贷款也主要发生在国有企业当中。1999 年之后, 我国政府成立金融资产管理公司, 将不良资产从国有商业银行中剥离, 并且开始大规模地向国有商业银行注资。这种不良资产处置方法实际上相当于豁免了国有企业的一部分债务, 降低了国有企

业的资金成本。因此，不良贷款率可以近似地反映了国有企业资金成本的扭曲程度。施华强（2005）估计了1999年到2004年国有商业银行平均每年的不良贷款率约为45%，所以我们设定 λ_u 等于0.45。

8. 其它参数的取值

β 为消费的贴现因子，这里采用Carmichael等（1999）对发展中国家的校准结果0.91作为 β 的取值。 μ 表示均衡状态时国有企业和大型企业就业人数占总的劳动人数的比重， $1-\mu$ 表示中小企业就业人数的比重。1980年到2007年国有单位从业人员占全部城镇从业人员的平均比重大约为50%，所以 μ 取值为0.5。 δ 为均衡折旧率，国内外相关研究中一般取值为0.1。至此，模型中所有参数校准完毕，列表如下：

表2 参数校准结果

参数	ρ_Z	σ_Z	ρ_G	σ_G
取值	0.718	0.019	0.623	0.048
参数	$\bar{N}$	γ	ϕ	θ
取值	0.95	3.5	20	0.5
参数	η_1	η_2	λ_c	λ_u
取值	0.55	0.35	0.4	0.45
参数	β	μ	δ	$\text{cov}(Z_t, G_t)$
取值	0.91	0.5	0.1	0.000501

五、数值模拟结果分析与比较

1. 只考虑异质性消费者的模拟结果

我们从一个只考虑异质性消费者的RBC模型开始分析。在这个模型当中，消费者分为两部分：一部分消费者可以在金融市场自由借贷，通过跨期决策平滑自己的消费水平；另一部分消费者既不能借贷也不能储蓄，当期消费完全由当期收入决定。由于不存在政府部门，两类消费者都没有税收负担。表3给出了只考虑异质性消费者的模拟结果^①：

^① 我们使用了Uhlig(1999)所提供的matlab计算程序。

表3 只考虑异质性消费者的模拟结果

变量	实际经济			模拟经济			模拟经济的 Kydland-Prescott 方差比
	标准差	相对于 产出的 标准差	与产出 的同期 相关系 数	标准差	相对于 产出的 标准差	与产出 的同期 相关系 数	
产出	0.031	1	1	0.019	1	1	61.61%
资本	0.038	1.23	0.65	0.004	0.23	-0.13	11.58%
投资	0.116	3.74	0.87	0.026	1.36	1	22.41%
居民消费	0.038	1.23	0.81	0.017	0.9	1	45%
就业	0.007	0.23	-0.69	0.003	0.17	1	47.14%

从表3中可知,模拟经济预测总产出的波动为0.019,解释了实际产出波动的61.61%;模拟经济预测资本的波动为0.004,解释了实际资本波动的11.58%;模拟经济预测投资的波动为0.026,解释了实际投资波动的22.41%;模拟经济预测居民消费的波动为0.017,解释了实际居民消费波动的45%;模拟经济预测就业的波动为0.007,解释了实际就业波动的47.14%。从同期相关系数来看,模拟经济中投资、居民消费和就业与产出的同期相关系数都为1,表现出了完全的顺周期,而资本与产出的同期相关系数为-0.13,成为了逆周期变量。总的来看,只考虑异质性消费者的模拟经济与现实具有很大差别,并不能很好地反映中国经济周期波动的特征。

我们还可以从表3中发现,尽管引入了异质性消费者,模拟经济预测的居民消费波动仍然小于产出波动,而现实中居民消费波动要大于产出波动。实际上,无论如何调整两类消费者在总人口中的比例,都得不到居民消费波动大于产出波动的模拟结果。这是因为在异质性消费者中,一方面不受约束消费者的消费非常平滑;另一方面,受约束消费者的消费由当期劳动收入决定,其消费波动与劳动收入波动一致,而劳动收入波动要小于产出波动,所以受约束消费者的消费波动仍然小于产出波动,由此导致两类消费者加权平均得到的总消费波动最终也小于产出波动。因此,要使模拟经济获得与中国居民消费波动特征一致的模拟结果,必须考虑其他的波动源。

2. 引入政府消费的模拟结果

如前所述,政府消费以一次性总付税的形式进入异质性消费者的预算约束当中。为了使模型获得稳定的吸引解,我们同时还引入了资本份额不相同的异质性厂商。由于这里主要是分析政府消费对于经济波动的影响,所以我们先不考虑异质性厂商资本成本不相同的情况。表4列出了引入政府消费的模拟结果:

表 4 引入政府消费的模拟结果

变量	实际经济			模拟经济			模拟经济的 Kydland-Prescott 方差比
	标准差	相对于产出的标准差	与产出的同期相关系数	标准差	相对于产出的标准差	与产出的同期相关系数	
产出	0.031	1	1	0.019	1	1	61.94%
资本	0.038	1.23	0.65	0.003	0.18	0.18	8.95%
投资	0.116	3.74	0.87	0.022	1.12	0.36	18.53%
居民消费	0.038	1.23	0.81	0.052	2.68	0.6	135.53%
就业	0.007	0.23	-0.69	0.01	0.51	0.54	138.57%

由表 4 可知，与只考虑异质性消费者的模拟结果相比较，政府消费的引入，使得异质性消费者总的消费波动超过了产出波动，居民消费波动达到同期产出波动的 2.68 倍。因此，政府消费对于解释我国较高的居民消费波动具有重要意义。究其原因，主要在于我国政府消费属于弱顺周期，与技术冲击正相关，政府消费波动会提高产出和居民收入的波动幅度（Burnside 等，1996）。同时，在引入政府消费的情况下，受约束消费者的消费波动不仅取决于收入波动，还取决于政府消费波动以及政府消费与产出的协方差。只要政府消费波动大于政府消费与产出的协方差，受约束消费者的消费波动就会大于产出波动。在我国，政府消费波动标准差为 0.0601，而政府消费与产出的协方差只有 0.000501，政府消费波动远大于其与产出的协方差，由此导致受约束消费者的消费波动较大并进而带动总的消费波动超产出波动。

虽然引入政府消费改善了模拟经济对于实际居民消费波动的预测，但是总体上看，模拟经济预测的产出、资本、投资、居民消费和就业波动分别为 0.019、0.003、0.022、0.052、0.01，资本、投资、居民消费、就业与产出的同期相关系数分别为 0.18、0.36、0.6、0.54，各变量与实际经济之间都存在着很大差距，模型还需要进一步地完善。

3. 引入资本成本不相同的异质性厂商模拟结果

现在我们考虑资本成本不相同的两类企业。一类企业是国有企业，由于存在着预算软约束，其资金成本低于市场均衡利率；另一类是民营中小企业，普遍面临着贷款难的问题，其资金成本高于市场均衡利率。通过引入资本成本不相同的异质性厂商，我们试图反映我国经济周期中这样一个典型特征：当经济中出现技术进步时，资本边际收益的凸现引致投资上升，由于国有企业的资金成本较低，其投资增加地更快，出现了我们通常所看到的国有企业投资饥渴现象。随着投资的迅速增加，整个经济从繁荣趋向过热。此时，资本的边际收益开始下降，投资逐步减少，由于民营中小企的资金成本较高，其投资下降地更快，甚至因为无法获

得贷款而纷纷破产，从而导致经济增速下降，宏观经济陷入萧条当中……，如此周而复始，循环往复。显然，引入资本成本不相同的异质性厂商会加剧模型中的投资和产出的波动。表5列出了模拟结果，我们分别对各个变量进行逐一分析。

表5 引入资本成本不相同的异质性厂商模拟结果

变量	实际经济			模拟经济			模拟经济的 Kydland-Prescott 方差比
	标准差	相对于 产出的 标准差	与产出 的同期 相关系 数	标准差	相对于 产出的 标准差	与产出 的同期 相关系 数	
产出	0.031	1	1	0.031	1	1	100%
资本	0.038	1.23	0.65	0.011	0.37	0.54	29.74%
投资	0.116	3.74	0.87	0.065	2.12	0.98	56.38%
居民消费	0.038	1.23	0.81	0.037	1.19	0.31	96.84 %
就业	0.007	0.23	-0.69	0.007	0.23	0.44	100%

从产出波动来看，模拟经济预测产出的标准差为0.031，实际经济中产出的标准差为0.031。模拟经济预测产出的波动与实际产出波动完全一致。

从资本波动来看，模拟经济预测资本的波动小于实际资本波动。模拟经济预测资本的标准差为0.011，而实际资本波动标准差为0.038，模拟经济只能解释30%左右的资本波动。模拟经济预测资本与产出的同期相关系数为0.54，与实际值0.65大致相近。

从投资波动来看，模拟经济预测投资的标准差为0.065，实际经济中投资的标准差为0.116，模拟经济能够解释接近60%的投资波动。虽然模拟经济预测的投资波动小于实际值，但是与只考虑异质性消费者和政府消费的模型的相比，引入资本成本不相同的异质性厂商后投资的波动增大了近3倍，符合我们的预期。模拟经济预测投资与产出的同期相关系数为0.98，与实际值0.87也较为接近。

从居民消费波动来看，模拟经济预测的居民消费波动与实际经济非常相似。模拟经济预测居民消费的标准差为0.037，实际居民消费波动的标准差为0.038，模拟经济解释了96.84%的居民消费波动。模拟经济中居民消费与产出的同期相关系数为0.31，表现出了弱顺周期特征，而实际居民消费与产出的同期相关系数为0.81，表现出了强顺周期特征。

从就业波动来看，模拟经济预测就业波动的标准差为0.007，实际就业波动的标准差为0.007，模拟经济预测就业波动与实际相同。在共动性方面，模拟经济预测就业是顺周期变量，而实际经济中就业则为逆周期，模拟经济与现实存在较大差距。

六、结论

改革开放以来我国经济周期表现出某些既不同于发达国家，也不同于发展中国家和新兴市场国家的特征：一方面我国居民消费波动的幅度大于产出波动；另一方面，我国的就业波

动较为平滑而投资和资本波动过大。我们认为我国上述特有的经济周期特征的机制主与消费者和厂商分别面临不同的信贷约束具有密切关系。对于消费者而言，由于信息不对称和信贷体系发展滞后，一部分消费者受到明显地借贷约束，不能完全平滑各期消费以增加跨期效用，从而会加大消费波动。对于厂商而言，国有企业面临的预算软约束在经济繁荣时期导热其投资过度，而民营中小企业由于贷款难在经济衰退时更容易倒闭，两者作用的叠加最终会引起投资和产出波动的进一步加剧。

基于上述特征，我们建立了一个包含两类异质性消费者和两类异质性厂商的 RBC 模型，以反映我国消费者和厂商在金融市场分别面临不同的信贷约束。另外，考虑到中国政府支出在经济中的主导性及其对居民消费的影响，我们在模型中还引入了政府消费。通过模拟经济与实际波动之间的比较，我们发现：第一、只考虑异质性消费者虽然加大了居民消费的波动幅度，但是却并不足以产生居民消费波动大于产出波动的模拟结果。而政府消费的引入，使得居民消费波动超过了产出波动。因此，政府消费对于解释我国较高的居民消费波动具有重要意义。第二、国有企业与民营中小企业面临的信贷约束差异放大了外生技术对于经济波动的影响，使得模型中投资和产出波动大幅度提高，缩小了与实际值的差距。与现有文献相比（见表 6），考虑了面临不同信贷约束的异质性消费者、异质性厂商和政府消费的 RBC 模型预测的产出、居民消费和就业波动与实际几乎一致，而投资和资本波动相对于卜永祥和靳炎（2002）、胡永刚和刘方（2007）也有所改善。总之，无论是从模型对现实数据的解释能力来看，还是从模型对中国经济波动解释的一致性来看，本文都具有一定的创新与贡献。

表 6 相关文献及本文模拟结果与实际数据的对比表

		产出	资本	投资	居民消费	就业
实际经济	标准差	0.031	0.038	0.116	0.038	0.007
卜永祥和靳炎 (2002)	标准差	0.024	0.01	0.058	0.012	—
	Kydland-Prescott 方差比	77.42%	26.32%	50%	31.58%	—
黄贇琳 (2005)	标准差	0.027	0.013	0.092	0.037	0.009
	Kydland-Prescott 方差比	87.10%	34.21%	79.31%	96.84 %	128.57%
李浩等 (2007)	标准差	0.039	—	0.106	0.034	—
	Kydland-Prescott 方差比	125.81%	—	91.38%	89.47%	—
胡永刚和刘方 (2007)	标准差	0.015	0.005	0.049	0.017	0.003
	Kydland-Prescott 方差比	48.39%	13.16%	42.24%	44.74%	42.86%
本文	标准差	0.031	0.011	0.065	0.037	0.007
	Kydland-Prescott 方差比	100%	29.74%	56.38%	96.84 %	100%

本文还存在以下几个缺陷：第一、模型中预测的投资波动与实际相比仍然偏小，我们猜测这可能与我们没有考虑开放经济对投资的影响有关。特别是随着我国外贸依存度的提高，这一影响可能更加突出。第二，政府支出以一次总付税（lump-sum tax）的形式筹资，并没有考虑税收对劳动供给、投资、消费的扭曲性。因而本文结果并没有反映现实中扭曲性的税收对经济波动所造成的影响。如何克服这些缺陷将是我们下一步研究的内容。

参考文献：

1. 卜永祥、靳炎：《中国实际经济周期：一个基本解释和理论扩展》，《世界经济》2002年第7期。
2. 蔡昉、都阳、高文书：《就业弹性、自然失业和宏观经济政策》，《经济研究》2004年第9期。
3. 曹永华：《中小企业发展与金融支持》，《中南财经政法大学学报》2006年第4期。
4. 陈昆亭、龚六堂：《中国经济增长的周期与波动的研究——引入人力资本后的RBC模型》，《经济学（季刊）》2004年第3卷第4期。
5. 陈昆亭、龚六堂：《粘滞价格模型以及对中国经济的数值模拟——对基本RBC模型的改进》，《数量经济技术经济研究》2006年第8期。
6. 陈昆亭、龚六堂、邹恒甫：《基本RBC方法模拟中国经济的数值试验》，《世界经济文汇》2004（a）年第2期。
7. 陈昆亭、龚六堂、邹恒甫：《什么造成了经济增长的波动，供给还是需求：中国经济的RBC分析》，《世界经济》2004年（b）第4期。
8. 陈学彬、杨凌、方松：《货币效应的微观基础——我国居民消费储蓄行为的实证分析》，《复旦学报（社会科学版）》2005年第1期。
9. 顾六宝、肖红叶：《中国消费跨期替代弹性的两种统计估算方法》，《统计研究》2004年第9期。
10. 胡永刚、刘方：《劳动力调整成本、流动性约束与中国经济波动》，《经济研究》2007年第10期。
11. 黄贇琳：《中国经济周期特征与财政政策效应——一个基于三部门RBC模型的实证分析》，《经济研究》2005年第6期。
12. 李浩、胡永刚、马知遥：《国际贸易与中国的实际经济周期——基于封闭与开放经济的RBC模型分析》，《经济研究》2007年第5期。
13. 李建民：《中国劳动力市场多重分隔及其对劳动力供求的影响》，《中国人口科学》2002年第2期。
14. 林毅夫、刘明兴、章奇：《政策性负担与企业的预算软约束：来自中国的实证研究》，《管理世界》2004年第8期。

15. 刘金全、邵欣炜：《流动性约束与消费行为关系的实证分析》，《管理科学学报》2004 年第 4 期。
16. 穆熙、肖宏华：《我国城镇自然失业率及应用》，《统计研究》2000 年第 7 期。
17. 杭斌、王永亮：《流动性约束与居民消费》，《数量经济技术经济研究》2001 年第 8 期。
18. 施华强：《国有商业银行账面不良贷款、调整因素和严重程度：1994—2004》，《金融研究》2005 年第 12 期。
19. 宋芳秀：《行政性资金配置、利率软约束与不良资产成因》，《经济管理》2007 年第 13 期。
20. 孙琳琳，任若恩：《资本投入测量综述》，《经济学（季刊）》2005 年（a）第 4 卷第 4 期。
21. 孙琳琳，任若恩：《中国资本投入和全要素生产率的估算》，《世界经济》2005 年（b）第 12 期。
22. 万广华、张茵、牛建高：《流动性约束、不确定性与中国居民消费》，《经济研究》2001 年第 11 期。
23. 岳希明：《我国现行劳动统计的问题》，《经济研究》2005 年第 3 期。
24. 岳希明：《垄断行业高收入在多大程度上是合理的？》，2008 年工作论文。
25. 曾湘泉、于泳：《中国自然失业率的测量与解析》，《中国社会科学》第 4 期。
26. 张军：《资本形成、工业化与经济增长：中国的转轨特征》，《经济研究》2002 年第 6 期。
27. 张俊喜、马钧、张玉利：《中国中小企业发展报告（No.1）》，2005 年社会科学文献出版社。
28. 张军、章元：《对中国资本存量 K 的再估计》，《经济研究》2003 年第 7 期。
29. 中国人民银行研究局、日本国际协力机构：《中国中小企业金融制度报告》，2005 年中信出版社。
30. 周业安：《金融抑制对中国企业融资能力影响的实证研究》，《经济研究》1999 年第 2 期。
31. 朱信凯：《流动性约束、不确定性与中国农户消费行为分析》，《统计研究》2005 年第 2 期。
32. Altonji, J. G., 1986, "International Substitution of Labor Supply : Evidence from Microdata", *Journal of Political Economy*, 94:176-215.
33. Aziz, J., 2008, "Real and Financial Sector Linkages in China and India", IMF Working Paper, 95:1-36.
34. Carmichael, B., Keita, S. and Samson. L., 1999, "Liquidity Constraints and Business Cycles in Developing Economies", *Review of Economic Dynamic*, 2:370-402.
35. Chari, V. V., Kehoe, P. J. and McGrattan, E. R., 2007, "Business Cycle Accounting", *Econometrica*, 75: 781-836.
36. Ellery, J. R., Gomes, V. and Sachida. A., 2002, "Business Cycle Fluctuations in Brazil", *Rio de Janeiro*, 56:269-308.
37. Hayashi, F. and Prescott, E. C., 2002, "The 1990s in Japan: A Lost Decade", *Review*

- of Economic Dynamics*, 5:206-235.
38. Kornai, J., 1986, "The Soft Budget Constraint", *Kyklos*, 39: 3-30.
39. Kydland, F. and Prescott, E. C., 1982, "Time to Build and Aggregate Fluctuations", *Econometrica*, 50:1345-1370.
40. Li, H. and Zax, J. S., 2003, "Labor Supply in Urban China", *Journal of Comparative Economics*, 31:795-817.
41. Macurdy, T. E., 1981, "An Empirical Model of Labor Supply in a Life-Cycle Setting", *Journal of Political Economy*, 89:1059-1085.
42. Prescott, E. C., 1986, "Theory Ahead of Business Cycle measurement", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 10:9-22.
43. Rossi, N., 1988, "Government Spending, the Real Interest Rate, and the Behavior of Liquidity-Constrained Consumers in Developing countries," *IMF Staff Papers* 35, 104-140.
44. Uhlig, H., 1999, "A toolkit for Analyzing Nonlinear Dynamic Stochastic Models Easily", in Ramon Marimon and Andrew Scott eds, *Computational Methods for the Study of Dynamic Economics*.