

# 灾难风险与中国城镇居民财产分布<sup>\*</sup>

陈彦斌 霍震 陈军

**内容提要:**本文在对中国城镇居民财产分布状况进行描述的基础上,构建了一个可计算的含有个体风险、总体风险和灾难风险的动态随机一般均衡模型(DSGE)。利用数值校准方法对模型进行计算,计算结果表明:不含灾难风险的模型难以拟合中国城镇居民的财产分布状况;当引入全要素生产率(TFP)灾难风险之后,整个模型经济所产生的财产分布会更加地平均,但与此同时也降低了模型结果对资本产出弹性的敏感程度;而当引入资本灾难风险之后,穷人群体持有的财产份额会下降,富人群体持有的财产份额则会上升,从而很好地拟合了中国城镇居民的财产分布状况。分析结果表明,灾难风险的存在确实会对居民的行为模式进而对整个宏观经济状况产生显著的影响;将灾难风险纳入到模型的构建过程中能够增强模型的解释力。

**关键词:**灾难风险 财产分布 贫富差距 收入分配 预防性储蓄

## 一、引言

我国财产分布不平等程度的迅速恶化已经严重制约了我国经济发展与社会和谐,如何通过有效的政策措施缓和我国财产分布不平等的状况,是我国当前亟需解决的问题。有效的政策建议应当建立在对我国财产分布不平等的形成原因和形成机制充分理解的基础之上,但是国内尚缺乏相关的经济学理论模型。为此,本文试图通过建立含有灾难风险的 Bewley 模型,对我国财产分布不平等的形成机制进行初步的探索。

Bewley 模型是由 Bewley(1977,1983)提出的一种不完全市场模型,即保险市场不完全的模型。在该类模型中,个体面临异质性的收入风险,保险市场的不完全使个体无法对收入风险进行完全保险,个体只能通过持有财产来达到自我保险的目的,从而形成了预防性储蓄。同时,由于收入历史有所不同,每个家庭所持有的财产量也会有很大差异,从而促使模型内生出一种财产分布状况。目前,绝大部分有关财产分布状况的文献均建立在 Bewley 模型的基础之上。此外,现实当中的家庭往往由于各种信贷约束而不能自由借贷,这进一步强化了家庭的预防性储蓄动机(Scheinkman and Weiss,1986)。Aiyagari(1994)和 Huggett(1993)开创性地将收入风险和借贷约束纳入到一般均衡模型中,产生相应的财产分布。之后,收入风险和借贷约束成为有关财产分布模型中不可缺少的组成部分(Huggett,1996;Quadrini,1999;Castañeda et al,1998)。

然而,这些模型都只考虑了个体层面的风险,并没有考虑由于经济波动所造成的总体风险。在

<sup>\*</sup> 陈彦斌、陈军,中国人民大学经济学院,邮政编码:100872,电子信箱:cyb@ruc.edu.cn,jxcj1985@yahoo.cn;霍震,美国明尼苏达大学经济学系,电子信箱:econjames@gmail.com。本文是北京奥尔多投资咨询中心项目“投资者行为与秩序”、中国人民大学985课题“经济增长、收入分配与公共政策研究”、国家社科基金项目“经济增长的收入分配效应研究”(06BJL040)、国家自然科学基金项目“中国居民财产分布的理论模型和政策模拟研究”(70973129)阶段性成果。作者感谢中国人民大学经济学院宏观经济学讨论班全体参与人员的有益评论,感谢波士顿大学 Gurio 副教授、剑桥大学经济学系博士生刘凯与匿名审稿人的宝贵意见,但文责自负。

对于 Bewley 模型的主要特征及其应用的详细介绍可见于 Kaplan and Violante(2009)。

现实生活中,人们不仅要面对个体层面上的异质性风险,同时需要考虑总体经济环境的变化,其消费和储蓄计划将会随着总体经济状况是处于萧条时期还是处于繁荣时期而不断变化。Krusell and Smith (1998)采用了这种总体风险的思想,他们将社会生产率的变化引入了异质性个体模型中,在这种情况下,家庭不仅要通过预防性储蓄抵御个体风险,同时需要增加储蓄以抵御总体风险。随着总体经济波动带来家庭消费—储蓄行为模式发生变化,模型所产生的财产分布状况也会相应地发生变化。

尽管研究财产分布不平等的理论文献非常丰富,但基本上都是建立在前述两种风险基础上,而往往忽视了一类非常重要的风险,即灾难风险。不同于一般经济周期产出围绕其潜在水平波动,罕见性灾难事件往往使产出或者资本存量在短时间内发生非正常的下降(Barro, 2005; Barro, 2006a),甚至造成市场的崩溃(Rietz, 1988)。当家庭考虑到这种风险时,有可能会改变其消费—储蓄模式,从而会促使新的财产分布状况的形成。Barro (2005, 2006a)在代表性个体模型的框架下考察了灾难风险对股票溢价之谜以及经济周期福利成本的影响, Gourio (2008a)、Farhi and Gabaix (2008)、Martin (2008)、Gourio (2009)、Gabaix (2009)又在 Barro (2005, 2006a)的基础上采用不同的效用函数形式研究了股票溢价、汇率、经济波动的福利成本等问题,这些研究都取得了非常显著的成果,表明灾难风险的存在对于现实经济的影响确实非常巨大,将灾难思想纳入到模型中必定会增强模型解释现实经济的能力。

为此,本文将灾难风险纳入到 Bewley 模型中,希冀借此获得对家庭消费—储蓄行为更为准确的刻画。参照 Barro (2006a)和 Gourio (2009),本文区别了两种形式的灾难:第一种是使资本存量在灾难时期急速下降,即资本灾难;第二种是使全要素生产率在灾难时期剧烈下降的灾难,即全要素生产率灾难。利用所构建的模型,本文详细考察了灾难的引入对模型结果所产生的影响,分析了灾难风险与财产分布不平等状况之间的关系。本文其余部分的结构安排如下:第二部分介绍我国城镇居民财产分布的现状;第三部分建立包含三种风险的动态随机一般均衡模型;第四部分简单介绍本文所采用的算法;第五部分进行参数校准;第六部分汇报并分析数值模拟的结果;最后一部分是本文的结论部分。

## 二、中国城镇居民财产分布的现状

本文主要利用北京奥尔多投资咨询中心 2005 年和 2007 年“投资者行为调查”数据来获取我国当前城镇居民财产分布的现状。由于在问卷填写时出现了部分漏填以及非客观填写等问题,为保证问卷的有效性,我们按照陈彦斌 (2008a, 2008b)的方法对问卷进行了剔除。经过剔除,2005 年的城镇有效问卷共 1449 份,2007 年城镇有效问卷共 1123 份。一些研究出于对数据分析可靠性的考虑,往往会剔除最富 1%或 5%的样本以避免极端值对财产分布的影响,然而这种方法具有一定的主观性,容易低估财产分布的不平等程度,因此本文没有进行这样的处理。

按照国际惯例,财产被定义为总资产与总负债之差,即净财产值。其中,资产分为金融性资产、住房估计价值、家庭耐用消费品估值、生产性资产及其他五大类,负债则包括大宗消费品借贷及其他两大类。在对财产进行估计时,本文以家庭而非个人为分析单位,这是因为在组成家庭之后,很难将财产在家庭成员之间做出区分。

本文中的萧条和繁荣特指正常的经济波动状况。

唐寿宁(1999)从个人选择基础上的集体决策角度论述了微观个体行为对宏观经济所造成的影响。

资产与负债依据原始问卷进行了重新分类。在原始问卷中,城镇居民的总资产包括 18 类,城镇居民的总负债包括 10 类,具体可见于陈彦斌(2008a, 2008b)。

为了度量财产分布的不平等程度,本文采用了基尼系数和扭曲系数这两个广为人知的统计指标。其中,扭曲系数是指样本均值与中位数的比值,其值越大,不平等程度就越高。而对于基尼系数的计算,由于本文允许负财产的存在,因而采用通常计算基尼系数的方法所得到的结果有可能大于1,这样就无法与不存在负财产时所得到的基尼系数进行比较;为了克服这个困难,本文遵循

Chen, Tsaur and Rhai (1982)的方法,使用调整后的基尼系数: $G^* = \frac{G}{[1 + (\frac{2}{n}) \sum_j^J j q_j]}$ ,其中, $G$ 为通

常的基尼系数, $n$ 为样本中的个体数, $q_j$ 为个体 $j$ 所持有的财产占样本内总财产的比重, $J$ 的定义为:

$\sum_j^J q_j = 0$ 。即使加入负财产之后,调整后的基尼系数也位于 $0-1$ 的区间范围之内,因而与通常的基尼系数具有可比性。

从统计指标来看,我国城镇居民财产分布的不平等程度已经非常严重。表1显示,2005年和2007年的基尼系数分别为0.56和0.58,扭曲系数和变异系数分别为1.57和1.29。表2则显示,最富有1%家庭所持有的财产份额超过8%,最富有5%和10%家庭所持有的财产份额也都分别超过了23%和36%。相反,在穷人群体中,最贫困10%家庭的财产持有份额为负;2005年城镇家庭负财产持有比例为2.22%,而2007年则达到了5.43%。值得注意的是,本文讨论的只是城镇居民财产分布状况,由于农村和城市的财产持有水平相差很大,如果考虑全国基尼系数,那么财产分布的不平等程度将会更加严重。

表1 中国城镇居民财产分布主要统计特征

	基尼系数	均值	中位数	扭曲系数	变异系数	负财产比例
2005年	0.56	336094	215000	1.56	1.29	2.22%
2007年	0.58	295679	188023	1.57	1.29	5.43%

表2 按百分比划分的中国城镇居民财产分布状况描述

	最穷1%	最穷5%	最穷10%	最富1%	最富5%	最富10%
2005年	-0.49%	-0.62%	-0.46%	8.62%	25.88%	39.21%
2007年	-0.84%	-1.59%	-1.53%	8.74%	23.32%	36.97%

从财产分布的变化趋势来看,中国城镇居民财产分布的不平等程度呈逐渐恶化的趋势。根据李实等(2000)和李实等(2005)的研究,1995年中国城镇居民财产分布的基尼系数为0.403,2002年为0.48,而本文得到的2005年城镇居民财产分布的基尼系数为0.56,在2007年则进一步上升到0.58;在12年的时间里城镇居民财产分布基尼系数提高了近20个百分点。从不同群体财产持有份额的变化中可以看出,城镇居民财产分布不平等程度的加大主要表现在穷人群体财产持有份额的下降和富人群体财产持有份额的上升。调查数据显示,2002年城镇最穷1%家庭所持有的财产份额为0.2%,而到了2005年,最穷1%的家庭普遍陷入负债之中,其财产持有份额下降为-0.49%,在2007年进一步下降为-0.84%。1995年最穷20%家庭所持有的财产份额为6%,2007年则不到1%。1995年最富5%家庭所持有的财产份额为20%,2007年则进一步上升为23.32%。

### 三、模型设定

为了研究中国财产分布不平等的形成机制以及灾难风险对中国财产分布不平等的影响,本文参照Krusell and Smith(1998)、Algan, Allais and Haan(2008)以及Barro(2005, 2006a, 2006b),设计了一个含有个体异质性风险和总体波动风险的动态随机一般均衡模型,同时使其分别在含有灾难风险和不含灾难风险两种经济环境中运行。模型的具体设定如下:

A. 含有灾难风险的模型设定

1. 家庭问题。该经济体由标准化为 1 的连续统家庭组成,各个家庭的单期效用函数形式是一致的,但是在就业特征、财产持有量以及主观贴现因子方面却存在很大的差异。假设家庭决策的目标函数为:  $\max E_0 \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i U(c_i)$ , 其中,  $\beta = 1, 0 < \beta < 1 (\beta > 0)$  表示家庭在第  $i$  期的主观贴现因子,  $c_i$  表示家庭在  $t$  期的消费水平,  $E_0$  表示家庭建立在第 0 期信息基础上的预期。 $U(c_i)$  为连续可导的凹函数,表示家庭的单期效用函数;本文在研究过程中具体采用常相对风险规避系数的效用函数形式,家庭的相对风险规避系数为  $\gamma$ 。假设家庭各期拥有的可支配时间为 1,但是会受到异质性的就业冲击。当  $\beta = 1$  时,家庭将所有的可支配时间用于工作,得到税前工资  $w$ ,假设税率为  $\tau$ ,则家庭的税后工资性收入为  $(1 - \tau)w$ ;当  $\beta = 2$  时,个体失业,会得到政府的失业补助  $b$ 。

2. 企业问题。市场是完全竞争的,每个企业在给定当期总劳动力和总资本的条件下实现其利润的最大化,它无法干预市场的价格。假设在  $t$  期总体经济状况信息未知之前,整个社会有总资本  $K_t$ ,那么在  $t$  期总体经济状况显现之后,整个社会的总资本就是  $(1 - m_t) K_t$ 。 $m_t$  表示总体经济状况对总资本所造成的影响,其具体的取值可以表达为:  $m_t = d \times I(t \text{ 期为资本灾难时期})$ ,其中,  $0 < d < 1$  表示灾难造成的总体资本下降的比例,  $I(\cdot)$  表示示性函数。同时,总体经济状况有繁荣期、萧条期和灾难期三种状态,分别标号为  $Z_1$ 、 $Z_2$  和  $Z_3$ ;假设相对应的失业率为  $u(Z)$ 。在该条件下,  $t$  期的社会总产量可以表达为:  $Y_t = Z_t [(1 - m_t) K_t] [1 - u(Z_t)]^{1-\gamma}$ , 利用一阶条件可以得到资本价格  $r_t$  和劳动力价格  $w_t$ 。

3. 外生冲击问题。总体经济波动对于家庭的决策过程会产生非常重要的影响,假设总体经济的三种状态服从一阶马尔科夫过程,其转移概率矩阵  $P^{Z^d}$  为  $3 \times 3$  阶的矩阵,矩阵元素  $p_{ij}^d$  表示总体经济由  $Z_i$  转向  $Z_j$  的概率。与此同时,个体所面临的异质性就业冲击 同样满足一阶马尔科夫过程。但是,个体所受到的异质性冲击与总体经济状况相关,个体的就业率和失业率由总体经济状况决定;假设灾难时期的失业率高于萧条时期,萧条时期的失业率高于繁荣时期。再进一步假设个体冲击和总体冲击的联合转移概率  $zz$  满足以下两个条件:  $u(Z) \frac{zz_{22}}{P^{Zd}(Z, Z)} + [1 - u(Z)] \frac{zz_{12}}{P^{Zd}(Z, Z)} = u(Z)$  和  $zz_{11} + zz_{12} = zz_{21} + zz_{22} = zz$ , 该联合转移概率矩阵表示个体由当期状态  $(Z, \cdot)$  转向下期状态  $(Z, \cdot)$  的概率。不仅如此,家庭的主观贴现因子也是随时间不断变化的。假设经济体中家庭主观贴现因子仅有  $^1$ 、 $^2$  和  $^3$  三种状态,它们服从一阶马尔科夫过程,则其转移概率矩阵  $P^b$  为一个  $3 \times 3$  阶的矩阵,矩阵元素  $b_{ij}$  表示家庭主观贴现因子由当期为  $^i$  转向下一期为  $^j$  的概率。

4. 政府问题。政府不会对宏观经济进行直接干预,其充当的角色是对就业个体征收一次性总的平滑税,然后利用税收收入对失业个体进行失业补助。假设政府在各期都能通过调整税率使财政预算达到平衡,这意味着  $t$  期税率为  $\tau_t = b \times \frac{u_t}{[(1 - u_t) \times w]}$ , 其中,  $u_t$  表示  $t$  期的失业率。同时假设政府的目的是保证经济中失业补助是就业个体净工资的固定比例,即经济学中的替代率,简记为  $rep$ ;利用这一概念,税率可以表示为  $\tau_t = u_t \times \frac{rep}{(1 - u_t + u_t \times rep)}$ 。

5. 市场制度安排。模型描述的是一个不完全市场经济。由于保险市场不完全,家庭无法通过市场进行完全保险,只能以资本的形式持有财产以达到自我保险的目的。其持有的资本量位于一

个区间之内,其中区间的下限表示家庭所受到的借贷约束;该借贷约束高于自然约束。与此同时,只要资本持有者的储蓄净收益低于个体的时间偏好率,家庭的资本持有就会有一个上限。

6. 贝尔曼方程。假设  $a$  表示家庭当期期初经济状况未知之前的资产持有数量,那么一旦当期的经济状况显现,家庭当期的资本持有真实数量就为  $(1 - m)a$ 。在该假设条件下,家庭的预算约束方程为  $c + a = (1 + r - \delta)(1 - m)a + (1 - \delta)wI_{-1} + bI_{-2}$ ,其中,“ $\delta$ ”表示下期变量值, $I$  为示性函数, $\delta$  为资本折旧率, $r$  为市场利率。

由家庭的预算约束方程可知,家庭必须通过总资本和总劳动力供给预测未来的资本价格和劳动力价格才能做出最优决策。但是,总资本和总劳动力是由家庭分散决策决定的,个体的就业状况和资本持有量的联合分布共同决定了整个经济体中总资本和总劳动力供给。由于模型经济存在总体风险,就业和资本持有的联合分布不存在稳定点,它是随时间不断变动的;因此,家庭只能通过联合分布的运行方程预测未来的联合分布,因而当期的联合分布也成为家庭决策的状态变量。假设个体就业状况和资本持有量的联合分布为  $(a, z)$ ,联合分布的运行方程为  $H$ ,并且假设家庭的值函数为  $V$ ,则家庭最优化问题的贝尔曼方程为:

$$V(a, z; Z, \delta) = \max_{c, a} \left\{ U(c) + E \left[ V(a, z; Z, \delta) \mid (a, z; Z, \delta) \right] \right\}$$

$$\text{s. t. } a = (1 + r - \delta)(1 - m)a + (1 - \delta)wI_{-1} + bI_{-2} - c,$$

$$r = Z \left\{ \frac{[1 - u(Z)]}{[(1 - m)K]} \right\}^{-1}, w = Z(1 - \delta) \left\{ \frac{[(1 - m)K]}{[1 - u(Z)]} \right\},$$

$$= H(a, z, Z), K = \int_0^1 ad(a, z), a \in [\underline{a}, \bar{a}]$$

其中,  $\underline{a}$ 、 $\bar{a}$  分别表示个体资本持有的下限、上限,而“ $\delta$ ”则表示下期变量值。

7. 递归竞争性均衡。该经济的递归竞争性均衡由分布函数的运行方程  $H$ 、家庭的值函数  $V$ 、家庭的政策函数  $(a, c)$ 、资本和劳动力的价格方程  $(r, w)$ 、税率  $\tau$  以及社会总资本  $K$  等六部分构成。各个部分必须满足的条件为:(i)  $(V, a, c)$  是家庭最优化问题的解;(ii) 价格方程  $(r, w)$  是由竞争性市场决定的;(iii) 分布函数的运行方程必须与家庭分散决策的结果相一致,即  $H$  必须是由个体政策函数产生的;(iv) 政府达到预算约束平衡。

#### B. 不含灾难风险的模型设定

对于不含灾难风险的环境,由于没有灾难对总体资本和家庭资产持有的损毁,因而可以直接假设  $m_t = 0$ 。同时,总体经济的波动形式中也将不会有灾难时期,因而总体经济  $Z$  只有繁荣期和萧条期两种时期。假设两种总体经济状况服从一阶马尔科夫过程,其转移概率矩阵  $P^Z$  为  $2 \times 2$  阶矩阵,其元素  $p_{ij}$  表示总体经济由  $Z_i$  转向  $Z_j$  的概率。对于其他方面的设置,该模型与含有灾难时期的模型保持一致,因而该模型是含有灾难时期模型的退化版本。

### 四、算 法

对于前文所设定的模型,本文采用 Krusell and Smith(1998)的算法进行求解。同时,为了提高该算法的执行效率,降低计算成本,本文将内生格点法引入到个体最优政策函数的求解过程中,并且

对于自然约束的具体阐述和计算可以参照 Aiyagari (1994)。

具体论述可见于 Huggett (1993), Aiyagari (1994) 通过图形直观地说明了这个结论。

对该类模型已有算法的总结和比较详见于 Haan (2009)。Huggett (1993) 表明,只要满足单调混合条件(monotone mixing conditions),不含总体风险的模型就存在唯一的稳定解;而由 Krusell and Smith(1998)算法可知,含总体波动的模型等同于个体在知道平均资本运行方程的情况下进行决策的,这事实上与不含总体波动的模型是等价的,因而该模型必定存在均衡解。

采用随机仿真技术完成模型的仿真过程。

由 Carroll (2006) 提出的内生格点法与传统的数值计算方法最大的不同点体现在对连续资本空间格点的方式上。传统的计算方法是对当期的资本空间进行格点;而内生格点法则是将下一期的资本空间进行格点,然后利用模型最优化的一阶条件直接求解模型。

由第三部分的模型设定可知,本文所设定模型实现均衡的一阶条件为:

$$c = \begin{cases} E [(c)^{-1} (1+r)^{-1}] & \text{不含灾难时期} \\ E [(c)^{-1} (1+r)^{-1} (1-m)] & \text{含有灾难时期} \end{cases} \quad (\text{FOC. 1})$$

$$c + a = \begin{cases} (1+r)^{-1} a + (1-m) wI_{=1} + bI_{=2} & \text{不含灾难时期} \\ (1+r)^{-1} (1-m) a + (1-m) wI_{=1} + bI_{=2} & \text{含有灾难时期} \end{cases} \quad (\text{FOC. 2})$$

其中,(FOC. 1) 式是本文所设定模型中动态规划问题的 Euler 方程,(FOC. 2) 式是家庭的预算约束方程,两个方程的联立表示家庭在预算约束方程的限制下实现了最优化。

在已知本文所设定模型实现均衡的一阶条件的情况下,内生格点法的执行步骤如下:

(1) 对下期个体资本空间和当期平均资本空间进行格点。其中,个体资本空间采用 Maliar, Maliar and Valli (2008) 发展起来的指数格点法,平均资本空间采用均匀格点法。

(2) 在格点  $a$  空间内,猜测下期的最优消费政策函数  $c(a, \dots; Z, K)$ , 并且利用平均资本运行方程计算出下一期的平均资本,从而可以得到下一期的利率;

(3) 在给定  $c(a, \dots; Z, K)$  以及  $r$  的条件下,可以计算 (FOC. 1) 式,即欧拉方程的右侧期望值,假设所求得期望值为 RHS;

(4) 在已知 RHS 的前提下,求解建立在下一期资本格点空间上的最优消费函数。由 (FOC. 1) 式可知,  $c(a, \dots; Z, K) = \text{RHS}^{-1/1}$ ;

(5) 利用 (3) 和 (4) 计算出来的值,然后利用 (FOC. 2) 式,并且结合个体当期的就业状况,直接求出个体当期资本持有量值  $a(a, \dots; Z, K)$ ;

(6) 利用 (4) 求解出的最优消费函数和 (5) 求解出的个体当期资本持有量值,进行相应的插值,就能够得到建立在当期资本格点上的最优消费政策函数  $c(a, \dots; Z, K)$ ;

(7) 判断最优消费政策函数的收敛性;若收敛,则停止整个内生格点法的执行,否则,令  $c(a, \dots; Z, K) = c(a, \dots; Z, K)$ ,重新执行 (3) 至 (7),直至消费政策函数收敛;

(8) 利用所求解出的最优消费政策函数  $c(a, \dots; Z, K)$  和 (FOC. 2) 式,就可以求出建立在当期资本格点空间上的个体最优资本持有政策函数  $a(a, \dots; Z, K)$ 。

### 五、参数校准

为了求解模型,需要确定的参数有:相对风险规避系数、主观贴现因子及其转移概率矩阵  $P^b$ 、资本产出弹性、折旧率、总体生产技术  $Z$ 、总体经济波动的转移概率矩阵  $P^Z$  和  $P^{Zd}$ 、就业的条件转移概率矩阵、资本持有空间、替代率  $rep$  以及灾难的影响程度  $d$ 。

1. 相对风险规避系数的设定。国内关于相对风险规避系数选取的经验研究比较少,黄贇琳 (2005) 利用模拟试验以及中国消费行为的经验研究发现,中国相对风险规避系数的取值应当在区间  $[0.7, 1]$  之内;但是,这种基于中国消费行为的经验研究仅仅考虑了消费的跨期替代弹性,并没有考虑风险规避效应。而从风险规避的角度来看,相关的金融经济文献一般认为相对风险规避系

对随机仿真技术优势和缺陷的讨论可见于 Algan, Allais and Haan (2008) 和 Maliar, Maliar and Valli (2008)。

本文所阐述的内生格点法步骤主要建立在 Violante (2008) 基础之上的。

数应当选取在 $[2, 4]$ 的区间之内。综合考虑两种效应,本文按照国际研究的通用选取方法,将相对风险规避系数的取值确定在区间 $[1, 2]$ 之内,最终将相对风险规避系数选取为 $1.5$ 。

2. 家庭主观贴现因子及其转移概率矩阵的设定。在该类模型研究中,主观贴现因子的选取应当与整个经济体中的实际利率一致。假设经济体中的实际利率为 $r_t$ 。在个体无限期存活的模型中,为了防止家庭积累的财产趋于无限,文章所选取的主观贴现因子应当满足 $(1 + r_t) < 1$ 。考虑到本文模型中的时期为一年,各期的名义利率可以由一年期存款基准利率确定,通货膨胀率由城市居民消费价格指数确定;由此可以计算出我国历年的实际利率。通过计算我国1991—2008年之间的实际利率可以发现,我国的年度实际利率在大部分的时间内都是在 $5\%$ 以下的。考虑到这些因素,同时结合李春吉、孟晓宏(2006)和黄贻琳(2005)的研究,本文将主观贴现因子确定在 $0.9523$ 以下;经过比较,本文所选定的主观贴现因子分别为 $0.9096$ 、 $0.9307$ 和 $0.9521$ 。对于主观贴现因子转移概率矩阵 $P^b$ ,本文完全按照Krusell and Smith(1998)的方法进行设定。假设该矩阵必须满足以下三个条件:(i)在稳定分布上,经济中有 $80\%$ 家庭的主观贴现因子为 $0.9307$ ,主观贴现因子为最高值和最低值的家庭分别只有 $10\%$ ;(ii)主观贴现因子为最高值和最低值的平均持续时间为 $50$ 年;(iii)家庭不能直接由最低值转向最高值或者由最高值转向最低值。在该假设条件下,可以得到家庭主观贴现因子的转移概率矩阵。

3. 资本产出弹性的设定。由于中国的资本存量数据难以获得,因而在各种研究中对于中国资本产出弹性的确定存在很大的差异。譬如,Chow(1993)和Chow and Li(2002)通过对中国生产函数的估计,发现中国的资本产出弹性应当在 $0.6$ 以上,而且这个结果在不同时期是非常稳定的。在陈昆亭、龚六堂(2006)的研究中,中国的资本产出弹性则被确定为 $0.1$ ;黄贻琳(2005)的研究中则将资本产出弹性确定为 $0.503$ 。由于本文的研究只是针对中国城市进行,由于资本存量更大,城市资本产出弹性应当较之全国更大;同时资本存量低于美国,资本产出弹性应当高于美国。因此,本文将取值确定在 $[0.45, 0.50]$ 的区间范围之内。为此,本文汇报并分析了当资本产出弹性取值为 $0.45$ 和 $0.50$ 两个极端值时的模型模拟结果。

4. 折旧率的设定。由于缺少我国历年资本存量的具体数据,不同研究对于我国折旧率的确定也有很大的不同。张军、章元(2003)利用估计出来的资本存量,计算出中国的资本折旧率应当为 $0.092$ ;黄贻琳(2005)和李浩、胡永刚、马知遥(2007)将中国的资本折旧率假设为 $0.1$ ;李春吉、孟晓宏(2006)则将资本折旧率确定在 $0.05$ ;Chow and Li(2002)在利用中国各省折旧率的统计数据的基础上,估计出中国1993—1998年的折旧率,对于1978—1992年这段时期,则统一采用 $0.04$ 的折旧率。利用Chow and Li(2002)的数据,将各年的折旧率平均,得到了 $0.052$ 的折旧率。结合模型的设定,本文将取值为 $0.052$ 。

这句总结性的话语可见于Barro(2006b)。但是,许多金融经济的文献确实将相对风险规避系数选取在这个区间之内,相关文献可参考Gabaix(2008)和Gurrio(2008b)。

对这个问题的具体论述可参见Aiyagari(1994)。

本文所采取的各时期的存款基准利率来源于中国人民银行网站中的公布数据,而历年城市的物价上涨率则来源于中经网统计数据库。

只有1998年例外,当年的实际利率为 $5.625\%$ 。

有关美国的各种文献中均是将美国的资本产出份额确定在 $0.36-0.4$ 之间,具体可以参见Aiyagari(1994)、Krusell and Smith(1998)、Castañeda et al.(2003)。

一般而言,由于Bewley模型的复杂性,有关文献往往不会对其进行稳健性分析,参数的设定通过计量估计和校准技术确定,相关文献可以参考Cagetti and De Nardi(2006)、Castañeda et al.(2003)、De Nardi(2004)、Imrohorglu(1989)和Krusell and Smith(1998)。但是,由于相关文献对中国资本产出弹性取值的分歧过大,同时考虑到资本产出弹性对家庭消费-储蓄行为有重要的影响,本文对资本产出弹性进行多个取值,这样做也可以看成是对资本产出弹性取值进行一定程度的稳健性分析。

5. 替代率的设定。对于替代率的选取,本文利用城市工人工资统计数据 and 失业补助标准的比例进行估计以达到模拟现实经济的目的,经过计算,最终将  $rep$  确定为 0.07。

6. 总体经济波动的转移概率矩阵的设定。本文通过繁荣期和萧条期的平均持续时间来设定总体经济波动的转移概率矩阵  $P^Z$ 。王建军(2007)利用马尔科夫机制转换模型和我国 1953—2005 年的实际产出增长率的时间序列,计算出我国繁荣期的平均持续时间为 6.7 年,萧条期的平均持续时间为 5 年。依据萧条时期和繁荣时期的平均持续时间,可以得到转移概率矩阵  $P^Z$ 。

同时,本文通过繁荣期、萧条期和灾难期平均持续时间及其稳定分布  $Z^{dis}$  来确定转移概率矩阵  $P^{Zd}$ 。繁荣期和萧条期的平均持续时间与不含灾难时期的经济模型保持一致,对于灾难期的平均持续时间,参考 Barro (2005, 2006a, 2006b) 和 Barro and Ursua (2008) 的研究,本文将灾难平均持续时间确定为 3 年。对于灾难发生的可能性,本文按照 Cabaix (2009) 的设定,将其设定为 0.03,简记为  $p^d$ 。确定了灾难发生的可能性之后,繁荣期和萧条期的发生可能性则按照不含灾难时期稳定分布的比例确定,分别简记繁荣期和萧条期的可能性为  $p^g$  和  $p^b$ 。由  $P^Z$  的稳定分布可知,  $\frac{p^g}{p^b} = 1.5$ ; 据此,可以计算出  $Z^{dis}$ 。同时由 Gourio (2009) 可知,经济往往会在灾难发生之后进入快速恢复时期,因此应当假设经济在灾难之后进入繁荣期的可能性更大,为此,本文假设  $p_{31}^d = 0.95(1 - p_{33}^d)$ ,  $p_{32}^d = 0.05(1 - p_{33}^d)$ 。在该一系列假设条件下,可以求得转移概率矩阵  $P^{Zd}$ 。

7. 就业转移概率矩阵的设定。不含灾难时期模型中的就业条件转移概率矩阵通过不同经济条件下的失业率以及失业持续时间确定。对于失业率,本文将繁荣时期的失业率确定为 0.04,萧条时期的失业率确定为 0.1。同时,假设  $\frac{gb\ 22}{P^Z(1,2)} = 1.25 \frac{bb\ 22}{P^Z(2,2)}$  以及  $\frac{bg\ 22}{P^Z(2,1)} = 0.75 \frac{gg\ 22}{P^Z(1,1)}$ 。对于失业平均持续时间,结合李实、邓曲恒(2004),吴永球、冉光和、曹跃群(2007),马骏、今村弘子、赵国庆(2004)和杜凤莲、董晓媛(2006)的有关研究,本文将繁荣时期的居民失业平均持续时间确定为 1.25 年,萧条时期的居民失业平均持续时间确定为 1.75 年。

在含有灾难时期的经济模型中,就业条件转移概率矩阵也是通过失业率和失业平均持续时间确定的。繁荣期和萧条期的失业率以及失业平均持续时间与不含灾难时期模型的设定保持一致。

同时,假设灾难时期的失业率为 0.2,灾难时期的失业平均持续时间为 2 年。假定  $\frac{gb\ 22}{P^{Zd}(1,2)} = 1.25$

$\frac{bb\ 22}{P^{Zd}(2,2)}$ ,  $\frac{bg\ 22}{P^{Zd}(2,1)} = 0.75 \frac{gg\ 22}{P^{Zd}(1,1)}$  以及  $\frac{db\ 22}{P^{Zd}(3,2)} = 1.45 \frac{bb\ 22}{P^{Zd}(2,2)}$ 。与此同时,假设当总体经济由繁荣时期转向灾难时期和总体经济由萧条时期转向灾难时期时,原来失业的个体同样保持失业;而当总体经济由灾难时期转向繁荣时期时,原来就业的个体必定保持就业。在该一系列假设条件下,可以求解出居民就业的条件转移概率矩阵。

8. 灾难影响程度的设定。灾难对经济的影响程度反映了灾难的严重程度。按照 Barro (2005, 2006a) 和 Barro and Ursua (2008) 对人类历史上灾难事件的统计情况来看,灾难造成国民经济下降的平均幅度应该在 40% 以上,结合 Gourio (2009) 的研究,本文最终将  $d$  确定为 43%。

9. 其他参数的设定。为了研究的方便,本文假设在同一个模型中至多只能有一种灾难形式,对于只含有资本灾难时期的模型,称其为资本灾难模型,而对于只含有全要素生产率灾难时期的模型,称其为 TFP 灾难模型。对于资本灾难模型,总体生产技术的波动是中性的,为了减少由于总体

各个城市的就业工人工资和失业工人补助标准的数据来源于中国资讯网。  
失业率主要依靠薛进军(2005)的推算失业率进行设定,同时结合了蔡方(2004)研究成果。



生产技术的过度波动而影响对其他参数变化所造成的结果的判断,本文选取  $Z_g = 1.01$ ,  $Z_b = 0.99$  以及  $Z_d = 0.98$ ;对于 TFP 灾难模型,则需要假设全要素生产率出现了大幅度的下降,按照 Gurió (2009)的参数设定,本文假设  $Z_g = 1.01$ ,  $Z_b = 0.99$ ,  $Z_d = 0.57$ 。在具体的程序执行过程中,家庭资本持有空间被设定为  $[-2, 50]$ ,而平均资本的空间则为  $[0.05, 47]$ 。同时,文章仿真了 5100 个时期,3000 个家庭的资本持有状况,然后在进行最小二乘回归的时候,为了减少家庭资本初始值的选取对最终执行结果的影响,本文舍弃了初始的 100 个时期,仅对其后的 5000 个时期进行最小二乘回归,得到平均资本的运行方程。

## 六、计算结果

按照第四部分所给出的算法,本文利用 Matlab 程序计算出了文中的动态随机一般均衡模型,分别得到了各模型的财产分布状况和负财产比例,具体结果见于表 3、表 4 和表 5。

### 1. 非灾难模型的模拟结果

表 3 具体汇报了非灾难模型的模拟结果。从所汇报的模拟结果中可以看出,模型经济所产生的财产分布状况较之现实经济的财产分布状况而言过于平均。

表 3 非灾难模型模拟结果与现实经济的比较

		基尼系数	穷人群体财产持有份额 (%)				富人群体财产持有份额 (%)				负财产比例 (%)	
			1 %	5 %	10 %	20 % — 40 %	1 %	5 %	10 %	20 % — 40 %		
现实数据	2005 年	—	0.56	- 0.49	- 0.62	- 0.46	8.08	8.62	25.88	39.21	40.55	2.22
	2007 年	—	0.58	- 0.84	- 1.59	- 1.53	6.20	8.74	23.32	36.97	45.09	5.43
非灾难模型	0.45	0.548	- 0.07	0.06	0.60	6.90	4.94	23.03	39.60	19.50	1.68	
	0.5	0.4747	- 0.02	0.24	0.93	7.97	3.25	16.08	30.15	24.30	0.78	

当资本产出弹性取值为 0.5 的时候,非灾难模型只能产生出 0.4747 的基尼系数,与现实经济相差甚大。具体而言,较之于现实经济,模型经济中穷人群体财产持有份额过大,而富人群体财产持有份额过小。从负财产比例来看,模型经济只有 0.78%,远远低于现实经济中 2% 以上的负财产比例。从穷人群体财产持有份额来看,模型经济中最穷 1%、最穷 5% 和最穷 10% 家庭的财产持有份额均远远高于现实经济。从富人群体的财产持有份额来看,现实经济中最富 1% 家庭的财产持有份额远远低于现实经济。

当资本产出弹性取值为 0.45 的时候,模型经济产生出了 0.548 的基尼系数。这说明从总体上来看,模型经济所产生的财产分布不平等程度与现实经济中的财产分布状况比较吻合;但是,模型经济仅对现实经济中富人群体财产持有份额的拟合状况较好,而对于现实经济中穷人群体财产持有份额的拟合状况较差。在现实经济中,负财产持有比例在 2% 以上,而模型经济中的负财产持有比例仅有 1.68%,远远低于现实经济。模型经济中最穷 1% 家庭财产持有份额达到了 - 0.07%,高于现实经济中相应群体的财产持有份额;现实经济中最穷 5% 和最穷 10% 家庭的财产持有份额均为负值,而模型经济中最穷 5% 和最穷 10% 家庭的财产持有份额分别为 0.06% 和 0.60%,高于现实经济中相应群体的财产持有份额。

从模型对资本产出弹性取值的敏感性来看,模型模拟结果对资本产出弹性的取值非常敏感。从表 3 所汇报的结果可以看到,资本产出弹性取值越大,模型经济所能够产生的财产分布就越平均;当取值由 0.45 增加到 0.5 的时候,模型经济的基尼系数由 0.548 下降到 0.4747,下降幅度高达 13.4%。具体来说,随着资本产出弹性的增大,模型经济的负财产比例由 1.68% 进一步下降到了 0.78%,最穷 1% 家庭的财产持有份额由 - 0.07% 上升到 - 0.02%,其他分布阶层的穷人财产持

有份额也有不同程度的上升;与此同时,最富1%家庭财产持有份额则由4.94%下降到3.25%,最富5%和最富10%家庭的财产持有份额也有不同程度的下降。

2. TFP 灾难模型的模拟结果

表4具体汇报了TFP灾难模型的模拟结果。从模拟结果中可以看出,模型经济所产生的财产分布状况较之现实经济中的财产分布状况而言同样过于平均。

当资本产出弹性取值为0.5的时候,模型经济所能够产生的基尼系数仅有0.4437,与现实经济相差甚大。具体来说,较之于现实经济,模型经济中穷人群体财产持有份额过大,而富人群体财产持有份额过小。模型经济中的负财产比例仅有0.89%,远远低于现实经济。从穷人群体的财产持有份额来看,模型经济中最穷1%家庭的财产持有份额高达-0.02%,远远高于现实经济;最穷5%、最穷10%和最穷20%—40%家庭的财产持有份额也远远高于现实经济中相应群体的财产持有份额。从富人群体财产持有份额来看,模型经济中最富1%家庭的财产持有份额仅有3.55%,与现实经济中8%以上的财产持有份额相差甚远,模型经济中最富5%、最富10%和最富20%—40%家庭的财产持有份额也远远低于现实经济。

当资本产出弹性取值为0.45的时候,模型经济所能够产生的基尼系数为0.4639,同样远远低于现实经济中的基尼系数。具体来说,模型经济所产生的富人群体财产持有份额与现实经济中的状况比较吻合,而穷人群体财产持有份额则显著高于现实经济。从负财产的持有比例来看,现实经济中的负财产持有比例高于2%,而模型经济中的负财产持有比例不到1%,仅有0.98%,远远低于现实经济。从穷人群体财产持有份额来看,现实经济中最穷1%家庭的财产持有份额低于-5%,而模型经济中最穷1%家庭的财产持有份额高达-0.04%,远远高于现实经济中的财产持有份额;现实经济中最穷5%和最穷10%家庭的财产持有份额均为负值,而模型经济中相应群体的财产持有份额均为正值,均高于现实经济。从富人群体的角度来看,尽管模型经济所产生的富人群体财产持有状况与现实经济依然有一定的差距,但是最富5%和最富10%家庭的财产持有份额却与现实经济中的状况拟合良好。

从模型对资本产出弹性取值的敏感性来看,TFP灾难模型对资本产出弹性取值的敏感性较之非灾难模型而言有了显著下降。当资本产出弹性由0.45增加到0.5的时候,基尼系数仅由0.4639下降到0.4437,基本上保持不变。具体来看,随着资本产出弹性的增大,负财产比例仅由0.98%下降到0.89%,最穷1%家庭的财产持有份额仅从-0.04%上升到-0.02%;最穷5%、最穷10%和最穷20%—40%家庭的财产持有份额也基本上保持不变。对于研究中国经济而言,由于学术界对于中国资本产出弹性取值的争议很大,因而较好的校准模型应当尽量减少其对资本产出弹性取值的敏感性;从本文的模拟结果来看,在含有总体波动的异质性个体模型中添加TFP灾难似乎是一种可取的做法。

表4 TFP 灾难模型模拟结果与现实经济的比较

		基尼系数	穷人群体财产持有份额(%)				富人群体财产持有份额(%)				负财产比例(%)	
			1%	5%	10%	20%—40%	1%	5%	10%	20%—40%		
现实数据	2005年	—	0.56	-0.49	-0.62	-0.46	8.08	8.62	25.88	39.21	40.55	2.22
	2007年	—	0.58	-0.84	-1.59	-1.53	6.20	8.74	23.32	36.97	45.09	5.43
TFP 灾难模型	0.45	0.4639	-0.04	0.29	1.20	9.64	5.29	22.27	35.99	19.49	0.98	
	0.5	0.4437	-0.02	0.30	1.15	9.57	3.55	17.03	30.76	22.17	0.89	

将TFP灾难模型的模拟结果与非灾难模型的模拟结果比较起来看,可以发现,TFP灾难模型所产生的财产分布状况较之非灾难模型所产生的财产分布状况更加平均。当资本产出弹性取值为

0.5 的时候,TFP 灾难的引入会使模型经济所产生的基尼系数由 0.4747 下滑到 0.4437。具体来说,TFP 灾难的引入会使最穷 5%、最穷 10%和最穷 20%—40%家庭的财产持有份额有所提高,而最富 20%—40%家庭的财产持有份额则有所下降。当资本产出弹性取值为 0.45 的时候,TFP 灾难的引入会使模型经济所产生的基尼系数由 0.548 下降到 0.4639。具体来看,灾难的引入会使整个模型经济所产生的负财产比例由 1.68%下降到 0.98%;同时,TFP 灾难的存在会使穷人群体的财产持有份额增加,而富人群体的财产持有份额却有所下降,其中穷人群中变化最明显的是最穷 10%和最穷 20%—40%的家庭,其所持有的财产份额分别增加了 0.6%和 2.74%;而富人群中变化最明显的是最富 5%和最富 10%的家庭,其所持有的财产份额分别下降了 0.76%和 3.61%。

从家庭最优资本持有变化比率来看,该比率主要在 0 值以上,并且随着家庭资本的增加而呈一个山峰形状,其中在家庭资本为 1 附近达到峰值,然后变化幅度自峰值处朝两侧递减。在这样一种资本持有的变化状况下,穷人群体持有财产的增加幅度必定会大于富人群体持有财产的增加幅度;因此,TFP 灾难的引入会使穷人群体所持有的财产份额有所上升,而富人群体所持有的财产份额则有所下降,从而造成整个模型经济中基尼系数的下降。

从理论上来说,之所以 TFP 灾难的引入会造成上述结果,主要原因是 TFP 灾难对经济的影响是两方面的:一方面,TFP 灾难的发生会加强整个经济的波动,从而增强家庭的预防性储蓄动机;另一方面,TFP 灾难的发生也会带来全要素生产率的大幅下降,进而会带动利率和资本回报率的大幅下滑,因而会削弱居民储蓄的欲望。对于穷人群体来说,由于其资本收益较少,因而 TFP 灾难的发生对其造成的收益损失较小,预防性储蓄动机支配了其行为的模式,增强其储蓄动机,促使其增加储蓄。对于富人群体来说,由于其资本收益较多,因而 TFP 灾难发生对其造成的损失较大,TFP 灾难的后一方面影响要强于前一方面,因而削弱了富人群体储蓄的欲望。在这种双方面的影响下,富人群体的财产持有份额会有所下降,而穷人群体的财产持有份额则会有所上升,从而促使整个经济体的财产分布更加平均。

### 3. 资本灾难模型的模拟结果

表 5 具体汇报了资本灾难模型所产生的财产分布状况。从所汇报的结果中可以看到,资本灾难模型基本拟合了现实经济财产分布状况。在现实经济中,2005 年的基尼系数为 0.56,2007 年的基尼系数为 0.58;而在模型经济中,当资本产出弹性为 0.45 的时候,模型经济中的基尼系数为 0.6213,当资本产出弹性为 0.5 的时候,模型经济中的基尼系数为 0.5762,模型经济所产生的基尼系数均与现实经济中的财产分布状况比较吻合。

从各个不同财富阶层所持有的财产份额状况来看,模型经济在拟合富人群体的财产持有方面做得十分成功,在穷人群体的财产持有方面,模型经济虽与现实经济依然有一定的差距,但是从总体上来说拟合效果是比较良好的。从负财产的持有比例来看,在现实经济中,2005 年的负财产持有比例为 2.22%,2007 年的负财产持有比例为 5.43%,而在资本灾难模型中,模型经济所产生的负财产持有比例在 3.5%—4%之间,与现实经济中的负财产持有比例状况十分吻合。从穷人群体的财产持有份额来看,模型经济中最穷 1%、最穷 5%和最穷 10%家庭的财产持有份额均高于现实经济中的相应群体财产持有份额;但与此同时,模型经济中最穷 20%—40%家庭的财产持有份额却显著低于现实经济中相应群体的财产持有份额,从而造成从总体上来看,模型经济中穷人群体的财产持有份额并没有显著高于现实经济。从富人群体财产持有份额的状况来看,现实经济中最富 5%家庭的财产持有份额在 20%以上;而在模型经济中,当资本产出弹性取值为 0.45 的时候,最富

家庭最优资本持有变化比率是指在个体资本持有的各个格点上,计算灾难的引入造成家庭最优资本持有变化的比率,比较时所选取的平均资本格点为非灾难模型中所模拟出的相对应的平均资本。

5%家庭的财产持有份额为25.24%,与现实经济非常吻合,当资本产出弹性取值为0.5的时候,最富5%家庭的财产持有份额为17.39%,略低于现实经济中的财产持有份额。现实经济中最富10%家庭的财产持有份额为35%以上;而在模型经济中,当资本产出弹性取值为0.45的时候,最富10%家庭的财产持有份额高达44.96%,当资本产出弹性取值为0.5的时候,最富10%家庭的财产持有比例为34.05%,均与现实经济中的财产分布状况比较吻合。

从模型对资本产出弹性取值的敏感性来看,模型经济对于资本产出弹性的取值依然比较敏感。资本产出弹性取值越大,模型经济所能够产生的财产分布状况就越平均:当资本产出弹性由0.45增加到0.5的时候,模型经济的基尼系数就由0.6213下降到0.5762,下降幅度达到7.259%,虽然较之非灾难模型而言下降幅度有所变缓,但下降趋势依然十分明显。具体来说,随着资本产出弹性取值的增大,最穷1%、最穷5%和最穷10%家庭的财产持有份额均有不同程度的上升,而最富5%和最富10%家庭的财产持有份额则有不同程度的下降。

表5 资本灾难模型模拟结果与现实经济的比较

		基尼系数	穷人群体财产持有份额(%)				富人群体财产持有份额(%)				负财产比例(%)	
			1%	5%	10%	20%—40%	1%	5%	10%	20%—40%		
现实数据	2005年	—	0.56	-0.49	-0.62	-0.46	8.08	8.62	25.88	39.21	40.55	2.22
	2007年	—	0.58	-0.84	-1.59	-1.53	6.20	8.74	23.32	36.97	45.09	5.43
资本灾难模型	0.45	0.6213	-0.10	-0.13	0.18	5.06	5.24	25.24	44.96	16.69	3.76	
	0.5	0.5762	-0.05	0.03	0.42	4.99	3.49	17.39	34.05	23.25	3.86	

将资本灾难模型的模拟结果与非灾难模型的模拟结果比较起来看,可以发现,资本灾难模型所产生的财产分布较之非灾难模型更加不均等。

当资本产出弹性取值为0.5的时候,资本灾难的引入会使模型经济所产生的基尼系数由0.4747增加到0.5762。具体来看,添加了资本灾难之后,模型经济所产生的负财产比例由0.78%增加到3.86%。同时,资本灾难的引入会使模型经济中穷人群体的财产持有份额进一步下降,而富人群体的财产持有份额则有所上升。其中穷人群中变化最明显的是最穷20%—40%和最穷10%的家庭,其所持有的财产份额分别下降了2.98%和0.51%;富人群中变化最明显的是最富10%和最富5%的家庭,其所持有的财产份额分别增加了3.9%和1.31%。

当资本产出弹性取值为0.45的时候,资本灾难的引入会使模型经济所产生的基尼系数由0.548增加到0.6213。具体来看,资本灾难的引入会使模型经济所产生的负财产比例由1.68%增加到3.76%。同时,灾难的存在也会使模型经济中穷人群体的财产持有份额有所下降,而富人群体的财产持有份额则有所上升。其中,穷人群中变化最明显的是最穷20%—40%和最穷10%的家庭,其所持有的财产份额分别下降了1.84%和0.42%;富人群中变化最明显的是最富10%和最富5%的家庭,其所持有的财产份额分别增加了5.36%和2.21%。

从家庭最优资本持有变化比率来看,该比率主要在0值以下,并且随着家庭资本的增加而呈一个山谷的形状,其中在家庭资本为1附近达到谷底,然后变化幅度自谷底处朝两侧递减。在这样一种资本持有的变化状况下,穷人群体持有财产的下降幅度必定会大于富人群体财产持有的下降幅度;因此,资本灾难的引入会使穷人群体的财产持有份额下降,而富人群体的财产持有份额则有所上升,从而使模型更好地拟合现实经济中的财产分布状况。

从理论上来说,之所以资本灾难的引入会造成上述结果,主要原因是资本灾难对经济的影响是多方面的:首先,资本灾难的引入会加强整个经济的波动,促使家庭为了平滑消费而增强预防性储蓄;其次,资本灾难会使总资本出现大幅度地下滑,这必然会带来利率的上升,进而资本回报率的提

高,从而增强家庭储蓄的欲望;再次,资本灾难在摧毁总资本的同时也会摧毁家庭资本,给家庭带来巨大损失,从而削弱家庭储蓄的欲望。在面对资本灾难的时候,每个家庭都依据自身所持有的财产数量做出最优的消费—储蓄行为。在本文参数设定下,资本灾难的存在使穷人群体储蓄欲望所受到的打击强于富人群体,从而造成穷人群体持有财产份额有所下降,而富人群体财产持有份额有所上升。之所以会有这些影响,主要原因是,对于穷人群体而言,由于其资本收益较小,资本回报率对其影响并不大,因而穷人储蓄受到资本灾难的打击非常大,其储蓄动机会迅速下滑。而对于富人群体来说,虽然资本灾难的发生对其已有的储蓄带来了很大的损失,但由于其资本收益较多,因而资本回报率的提高对其影响非常巨大,在这些因素的共同作用下,最终造成富人群体的储蓄动机下滑幅度低于穷人群体,从而造成资本灾难模型中穷人群体财产持有份额较之非灾难模型有所下降,而富人群体则有所上升,进而造成模型经济中基尼系数的增大和财产分布状况的更加不平等。

## 七、结论和展望

本文在对中国城镇居民财产分布状况进行描述的基础上,构建了一个动态随机一般均衡模型,并利用校准技术对模型进行了计算。计算结果表明,不含灾难风险的模型经济难以模拟中国城镇居民的财产分布状况。而 TFP 灾难的引入则使模型经济所产生的财产分布更加平均,与现实经济差距更远;但与此同时也降低了模型对资本产出弹性取值的敏感性,这对于研究中国经济而言是具有重要意义的。资本灾难的引入则会使穷人持有财产下降幅度大于富人,因而穷人群体的财产持有份额下降,富人群体持有财产份额上升,从而能够产生出与中国现实经济比较吻合的财产分布状况。

因此,本文通过将灾难风险纳入到异质性个体模型中,验证了灾难风险会对微观行为主体的消费—储蓄行为模式进而对整个宏观经济产生重要影响的推论,拓展了 Rietz (1988) 和 Barro (2005, 2006a, 2006b) 发展起来的灾难思想;但与此同时,本文的数值校准结果也表明,文章在财产分布的研究以及灾难思想的发展方面依然存在需要进一步解决的问题,这也为未来的研究指明了新的方向。第一,应当从理论和实证两方面推进灾难风险的研究。一方面,进一步研究我国历史上灾难发生对我国经济的影响;另一方面,采用更加有效的将灾难纳入到经济模型中的方法,从而能够更加细致地考察灾难对经济的影响。第二,应当在模型中使灾难风险更加符合现实。将随时间变动的灾难 (Gabaix, 2008; Gabaix, 2009) 以及灾难之后的恢复时期 (Gourio, 2008a) 纳入到异质性个体模型中必定会有重要的意义。第三,应该在理论模型中异质化灾难对不同家庭的影响。在模型中考虑到灾难对不同家庭冲击程度的差异必定会对增强模型的解释力发挥巨大的作用。第四,应当努力研究更加符合中国城乡二元经济体制的模型。由于城乡居民消费和储蓄行为的差异,研究如何在异质性个体模型中体现中国的城乡二元结构,这对于推进有关中国经济的研究将会具有重大的理论意义和现实意义。

## 参考文献

- 蔡昉, 2004:《中国就业统计的一致性:事实和政策含义》,《中国人口科学》第 3 期。
- 陈昆亭、龚六堂, 2006:《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》第 8 期。
- 陈彦斌, 2008a:《中国城乡财富分布的比较分析》,《金融研究》第 12 期。
- 陈彦斌, 2008b:《中国城乡无财富家庭的财富分布》,《中国人民大学学报》第 5 期。

方福前 (2009) 利用 1995—2005 年中国城乡面板数据研究发现,影响城乡居民消费需求的因素不尽相同,这就意味着城乡居民之间的储蓄决策机制会有很大差异。

- 杜凤莲、董晓媛,2006:《中国城镇人口失业持续时间的性别差异》,《世界经济文汇》第2期。
- 方福前,2009:《中国居民消费需求不足的原因研究——基于中国城乡分省数据》,《中国社会科学》第2期。
- 黄贇琳,2005:《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》第6期。
- 李春吉、孟晓宏,2006:《中国经济波动——基于新凯恩斯主义垄断竞争模型的分析》,《经济研究》第10期。
- 李浩、胡永刚、马知遥,2007:《国际贸易与中国的实际经济周期——基于封闭与开放的RBC模型比较分析》,《经济研究》第5期。
- 李实、邓曲恒,2004:《中国城镇失业和非正规再就业的经验研究》,《中国人口科学》第4期。
- 李实、魏众、B. 古斯塔夫森,2000:《中国城镇居民的财产分配》,《经济研究》第3期。
- 李实、魏众、丁赛,2005:《中国居民财产分布不平等及其原因的经验分析》,《经济研究》第6期。
- 马骏、今村弘子、赵国庆,2004:《北京市下岗职工的再就业分析》,《经济学(季刊)》第3期。
- 唐寿宁,1999:《个人选择与投资秩序》,中国社会科学出版社。
- 王建军,2007:《Markov 机制转换模型研究及其在经济周期分析中的应用》,厦门大学博士学位论文。
- 吴永球、冉光和、曹跃群,2007:《失业保险金与再就业行为》,《经济学(季刊)》第1期。
- 薛进军,2005:《中国的失业、贫困与收入分配差距》,《中国人口科学》第5期。
- 张军、章元,2003:《对中国资本存量K的再估计》,《经济研究》第6期。
- Aiyagari, S. R., 1994, "Uninsured Idiosyncratic Risk and Aggregate Saving", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, No. 3, pp. 659—684.
- Algan, Y., O. Allais, and W. J. D. Haan, 2008, "Solving Heterogeneous Agent Models with Parameterized Cross-Sectional Distributions", *Journal of Economic Dynamic and Control*, Vol. 32, No. 3, pp. 875—908.
- Barro, R. J., 2005, "Rare Events and The Equity Premium", NBER Working Paper 11310.
- Barro, R. J., 2006a, "On the Welfare Costs of Consumption Uncertainty", NBER Working Paper 12763.
- Barro, R. J., 2006b, "Rare Disasters and Asset Markets in the Twentieth Century", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 121, No. 3, pp. 823—866.
- Barro, R. J., and J. F. Ursua, 2008, "Consumption Disasters in the Twentieth Century", *American Economic Review*, Vol. 98, No. 2, pp. 58—63.
- Bewley, T. F., 1977, "The Permanent Income Hypothesis: A Theoretical Formulation", *Journal of Economic Theory*, Vol. 16, No. 2, pp. 252—292.
- Bewley, T. F., 1983, "A Difficulty with the Optimum Quantity of Money", *Econometrica*, Vol. 51, No. 5, pp. 1485—1504.
- Cagetti, M., and M. De Nardi, 2006, "Entrepreneurship, Frictions, and Wealth", *Journal of Political Economy*, Vol. 114, No. 5, pp. 835—870.
- Carroll, D. C., 2006, "The Method of Endogenous Gridpoints for Solving Dynamic Stochastic Optimization Problems", *Economics Letters*, Vol. 91, No. 3, pp. 312—320.
- Castañeda, A., J. Díaz-Giménez, and J. Ríos-Rull, 1998, "Exploring the Income Distribution Business Cycle Dynamics", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 42, No. 1, pp. 93—130.
- Castañeda, A., J. Díaz-Giménez, and J. Ríos-Rull, 2003, "Accounting for the U. S. Earnings and Wealth Inequality", *Journal of Political Economy*, Vol. 111, No. 4, pp. 818—855.
- Chen, C., T. Tsauro, and T. Rhai, 1982, "The Gini Coefficient and Negative Income", *Oxford Economic Papers*, Vol. 34, No. 3, pp. 473—78.
- Chow, G. C., 1993, "Capital Formation and Economic Growth in China", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 108, No. 3, pp. 809—843.
- Chow, G. C., and K. Li, 2002, "China's Economic Growth: 1952—2010", *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 51, No. 1, pp. 247—256.
- Farhi, E., and X. Gabaix, 2008, "Rare Disasters and Exchange rates", NBER Working Paper No. 13805.
- Gabaix, X., 2008, "Variable Rare Disasters: A Tractable Theory of Ten Puzzles in Macro-finance", *American Economic Review*, Vol. 98, No. 2, pp. 64—67.
- Gabaix, X., 2009, "Variable Rare Disasters: An Exactly Solved Framework for Ten Puzzles in Macro-Finance", NBER Working Paper No. 13724.
- Gourio, F., 2008a, "Disasters and Recoveries", *American Economic Review*, Vol. 98, No. 2, pp. 64—67.
- Gourio, F., 2008b, "Time-series Predictability in the Disaster Model", *Financial Research Letters*, Vol. 5, No. 4, pp. 191—203.

- Gurrio, F., 2009, "Disaster Risk and Business Cycle", Working Paper from Boston University.
- Haan, W. J. D., 2009, "Comparison of Solutions to the Incomplete Markets Model with Aggregate Uncertainty", CEPR Discussion Paper No. DP7019.
- Huggett, M., 1993, "The Risk-free Rate in Heterogeneous-agent Incomplete-insurance Economies", *Journal of Economic Dynamic and Control*, Vol. 17, No. 5—6, pp. 953—969.
- Huggett, M., 1996, "Wealth Distribution in Life-cycle Economics", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 38, No. 3, pp. 469—494.
- Imrohorglu, A., 1989, "Cost of Business with Indivisibilities and Liquidity Constraints", *Journal of Political Economy*, Vol. 97, No. 6, pp. 1364—1383.
- Kaplan, G., and G. L. Violante, 2009, "How Much Insurance in Bewley Models?", New York University Working Paper.
- Krusell, P. and A. A. Smith, 1998, "Income and Wealth Heterogeneity in the Macroeconomy", *Journal of Political Economy*, Vol. 106, No. 5, pp. 867—896.
- Ljungqvist, L., and T. J. Sargent, 2004, *Recursive Macroeconomic Theory* (2nd Edition), MIT Press.
- Maliar, L., S. Maliar and F. Valli, 2008, "Solving the Incomplete Markets Model with Aggregate Uncertainty Using the Krusell-Smith Algorithm", Working Paper from Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, S. A. (Ivie).
- Martin, I. W. R., 2008, "Disasters and the Welfare Cost of Uncertainty", *American Economic Review*, Vol. 98, No. 2, pp. 74—78.
- Nardi, M. D., 2004, "Wealth Inequality and Intergenerational Links", *Review of Economic Studies*, Vol. 71, No. 3, pp. 743—768.
- Quadrini, V., 1999, "The Importance of Entrepreneurship for Wealth Concentration and Mobility", *Review of Income and Wealth*, Vol. 45, No. 1, pp. 1—19.
- Rietz, T. A., 1988, "The Equity Premium: A Solution", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 22, No. 1, pp. 117—131.
- Scheinkman, J., and L. Weiss, 1986, "Borrowing Constraints and Aggregate Economic Activity", *Econometrica*, Vol. 54, No. 1, pp. 23—45.
- Violante, G., 2008, "Notes on Endogenous Grid Method", New York University Working Paper.

## Disaster Risk and Wealth Distribution of Chinese Urban Residents

Chen Yanbin<sup>a</sup>, Huo Zhen<sup>b</sup> and Chen Jun<sup>a</sup>

(a: School of Economics, Renmin University of China;

b: Economics Department, University of Minnesota, USA)

**Abstract:** Based on the description of wealth distribution of the Chinese urban residents, the paper constructed a computational dynamic stochastic general equilibrium model (DSGE) with idiosyncratic risk, aggregate risk and disaster risk. The calibration results show us that: (1) the model without disaster risk can hardly simulate the wealth distribution of the Chinese urban residents; (2) the introduction of total factor productivity (TFP) disaster risk into the model can make the simulation results less sensitive to the elasticity of output with respect to capital, even though it may make the wealth distribution generated by the model more even; (3) the introduction of the capital disaster risk can reduce the wealth share of the poor and increase the wealth share of the wealthy, and hence, it can simulate the wealth distribution of the Chinese urban residents very well. The analytical results tell us that the disaster risk, existing in the real world, may influence the behavior pattern of the residents and hence the macro economy. The introduction of the disaster risk into the model is sure to increase the explanation strengths of the model to the real world.

**Key Words:** Disaster Risk; Wealth Distribution; Wealth Inequality; Income Distribution; Precautionary Saving

**JEL Classification:** D190, D590

(责任编辑:唐寿宁)(校对:昱莹)