

房价服从非时齐 Poisson 跳扩散的住房抵押贷款 保证保险的定价*

陈丽萍

杨向群

(湖南财经高等专科学校基础部, 长沙, 410205) (湖南师范大学数学与计算机科学学院, 长沙, 410081)

摘 要

利用期权定价理论和保险精算方法, 分析了住房抵押贷款保证保险的定价问题, 给出了全额担保和部分担保两类住房抵押贷款保证保险的定价公式, 其中未偿付额服从一般扩散过程, 房产价格服从带非时齐 Poisson 跳的扩散过程.

关键词: 住房抵押贷款, 保证保险, 期权, 保险精算定价, poisson 跳扩散.

学科分类号: O211.6, F830.9.

§ 1. 引 言

住房抵押贷款作为房改的一项配套金融业务, 涉及到银行信贷、住房抵押、房地产购销等众多复杂的问题, 其间存在着许多难以预测和控制的风险, 如住房毁损风险、债务人信用风险、贷款条件风险、抵押物处理风险等. 有风险就有保险的必要. 风险愈大, 保险开发和发展的可能性就越大. 住房抵押贷款上述风险的存在, 客观上要求必须建立与其相应的保险机制, 而住房抵押贷款保证保险这一险种正具有转移风险, 分散风险, 实施补偿等防灾减损的功效, 它能够充分化解住房抵押贷款中所出现的各种风险损失.

现阶段, 我国住房抵押贷款保险尚处于萌芽时期. 由于风险分析和管理手段的落后, 避险工具和市场的缺乏, 我国保险公司曾经开办过一段时期的住房抵押贷款保证保险被暂停办理. 然而, 随着我国资本市场的不断发展和完善, 此项业务具有广阔的发展前景^[1-3].

本文假定未偿付额服从一般扩散过程, 房产价格服从带非时齐 Poisson 跳的扩散过程, 利用保险精算方法和期权定价理论, 分析了住房抵押贷款保证保险的定价问题, 给出了全额担保和部分担保两类住房抵押贷款保证保险的精确定价公式, 为实践者提供理论上的参考.

§ 2. 两种住房抵押贷款保证保险

住房抵押贷款保证保险是贷款银行要求借款购房者投保的险种. 借款购房者向保险公司交纳一定数额的保费, 保险公司作偿还贷款的保证, 银行则相应地给予购房者贷款, 并在利息和借款期限等方面给借款者一定的优惠. 在借款期限内, 若借款人违约, 不能如期偿还借款, 保险公司则赔付银行的贷款损失, 若借款人如期还款, 保险公司则赚取相应的保费.

* 国家自然科学基金资助 (10571051); 教育部高校博士点专项科研基金资助 (20040542006).

本文 2004 年 10 月 10 日收到, 2005 年 9 月 27 日收到修改稿.

住房抵押贷款保证保险(以下简称保证险)包括两种类型:全额担保和部分担保.将抵押贷款期限 T 划分为 N 段承保区间, $T = N\Delta t$. 本文研究承保期 $N = 1$ 的情形.

(一) 全额担保

借款人在 $t = 0$ 时刻交纳全额担保的保费 V_{0F} . 若借款人在 $t = T$ 时刻违约, 保险公司可采取两种方式理赔:

1. 保险公司向贷款银行支付全部未偿贷款余额, 并取得房产权由自己实现抵押权.
2. 贷款银行保留房屋产权, 实现抵押权后, 不足以补偿贷款余额的部分由保险公司赔付.

无论哪种方式, 保险公司应赔付金额均为: $\max(M(T) - \alpha H(T), 0)$. 其中 $M(T)$ 为 $t = T$ 时刻未偿付金额, $H(T)$ 为 $t = T$ 时刻的房产价值, α 为实现抵押权后所得住房价值比例, 设 α 为常数. 贷款银行持有的全额担保保单到期收益为:

$$V_{TF} = \max(M(T) - \alpha H(T), 0). \quad (2.1)$$

(二) 部分担保

保险公司为减少风险, 只对抵押贷款余额的一定比例实施担保. 借款人在 $t = 0$ 时刻交纳部分担保的保费 V_{0P} . 若借款人在 $t = T$ 时刻违约, 保险公司可采取两种方式理赔:

1. 保险公司向贷款银行支付全部未偿贷款余额, 并取得房产权由自己实现抵押权. 赔付额为 $\max(M(T) - \alpha H(T), 0)$.
2. 向贷款银行赔付所担保比例的贷款额, 贷款银行仍保留房屋产权. 赔付额为: $\gamma M(T)$ (γ 代表承保比例).

当 $\max(M(T) - \alpha H(T), 0) \leq \gamma M(T)$ 时, 即 $H(T) \geq (1 - \gamma)M(T)/\alpha$ 时, 选择方式 1 对保险公司有利;

当 $\max(M(T) - \alpha H(T), 0) > \gamma M(T)$ 时, 即 $H(T) < (1 - \gamma)M(T)/\alpha$ 时, 选择方式 2 对保险公司有利.

因此, 贷款银行持有的部分担保保单到期收益为:

$$V_{TP} = \begin{cases} \max(M(T) - \alpha H(T), 0), & H(T) \geq (1 - \gamma)M(T)/\alpha; \\ \gamma M(T), & H(T) < (1 - \gamma)M(T)/\alpha. \end{cases} \quad (2.2)$$

全额担保和部分担保保证险具有欧式期权的某些特征, 如 $t = 0$ 时刻借款人支付的保费可视为购买期权时支付的期权费, $t = T$ 时刻贷款银行获得的保单到期收益可视为欧式期权的到期收益. 因此, 考虑利用期权定价的保险精算方法来对两类保证险进行定价, 即计算购买保证险时所需交纳的保费.

§ 3. 住房抵押贷款保证险的保险精算定价

考虑连续时间的金融市场, 时间区间 $[0, T]$, 0 表示现在, T 表示到期日. 给定某完备概率空间 $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$. 设 t 时刻的无风险利率为 $r(t)$, t 时刻的房产价格 $H(t)$ 和未偿付额 $M(t)$ 分别满

足如下随机微分方程:

$$\frac{dH(t)}{H(t)} = [\mu_H(t) - \lambda(t)\theta]dt + \sigma_H(t)dB_H(t) + \phi dg(t), \quad H(0) = H; \quad (3.1)$$

$$\frac{dM(t)}{M(t)} = \mu_M(t)dt + \sigma_M(t)\rho(t)dB_H(t) + \sigma_M(t)\sqrt{1 - \rho^2(t)}dB_M(t), \quad M(0) = M, \quad (3.2)$$

其中, $B(\cdot) = (B_H(\cdot), B_M(\cdot))$ 为概率空间 (Ω, F, P) 上的二维标准 Brown 运动, $r(t) > 0$, $\mu_H(t)$, $\lambda(t) \geq 0$, $\sigma_H(t) > 0$, $\mu_M(t)$, $\sigma_M(t) > 0$, $\rho(t)$ 均为时间 t 的确定性函数, 当然隐含约定这些函数满足使得相关数学定义有意义及上述随机微分方程有解的必需条件. $g(t)$ 表示房产价格在 $[0, t]$ 内随机跳跃的次数, 它是与 $B(t)$ 独立的参数为 $\lambda(t)$ 的非时齐 Poisson 过程; ϕ 为房产价格每次跳跃的高度, 是随机变量, 假定 ϕ_1, ϕ_2, \dots 是相互独立与 ϕ 同分布随机变量, 表示在房产价格随机跳跃时刻 τ_1, τ_2, \dots 发生跳跃的高度 (规定 $\phi_0 = 0$), ϕ 与 $g(t)$, $B(t)$ 独立. 更进一步假定 $\phi > -1$, a.s., $\ln(1 + \phi)$ 服从正态分布 $N(\ln(1 + \theta) - \sigma_J^2/2, \sigma_J^2)$, σ_J^2 为 $\ln(1 + \phi)$ 的方差, 而 θ 是 ϕ 的期望, 表示房产价格由 Poisson 跳带来的平均增长率. 该非时齐 Poisson 跳扩散模型是 1976 年由 Merton 引入的.

引理 3.1^[4] 随机微分方程 (3.1) 和 (3.2) 的解分别为

$$H(T) = H \exp \left\{ \int_0^T (\mu_H(t) - \lambda(t)\theta - \sigma_H^2(t)/2)dt + \int_0^T \sigma_H(t)dB_H(t) + \sum_{i=0}^{g(T)} \ln(1 + \phi_i) \right\}, \quad (3.3)$$

$$M(T) = M \exp \left\{ \int_0^T (\mu_M(t) - \sigma_M^2(t)/2)dt + \int_0^T \sigma_M(t)\rho(t)dB_H(t) + \int_0^T \sigma_M(t)\sqrt{1 - \rho^2(t)}dB_M(t) \right\}. \quad (3.4)$$

为了对保证险进行保险精算定价, 引入下述定义.

定义 3.1 价格过程 $H(t)$ 在 $[0, T]$ 产生的期望收益率 $\int_0^T \beta(t)dt$ 定义为:

$$e^{\int_0^T \beta(t)dt} = \frac{E[H(T)]}{H},$$

其中 $\beta(t)$ 称为连续复利收益率.

定义 3.2 设 $C(K, T)$ 和 $P(K, T)$ 分别表示标的风险资产价格为 $H(t)$, 执行价格为 K , 到期日为 T 的欧式买权和卖权在现在时刻 $t = 0$ 的价值, 则

$$C(K, T) = E \left[\left(\exp \left\{ - \int_0^T \beta(t)dt \right\} H(T) - \exp \left\{ - \int_0^T r(t)dt \right\} K \right) \cdot \mathbf{I}_{\left\{ \exp \left\{ - \int_0^T \beta(t)dt \right\} H(T) > \exp \left\{ - \int_0^T r(t)dt \right\} K \right\}} \right],$$

$$P(K, T) = E \left[\left(\exp \left\{ - \int_0^T r(t)dt \right\} K - \exp \left\{ - \int_0^T \beta(t)dt \right\} H(T) \right) \cdot \mathbf{I}_{\left\{ \exp \left\{ - \int_0^T \beta(t)dt \right\} H(T) < \exp \left\{ - \int_0^T r(t)dt \right\} K \right\}} \right],$$

其中 $E[\cdot]$ 为期望函数, $I_{\{\cdot\}}$ 为示性函数. 这一定价方法称为期权的保险精算定价方法.

注记 1 定义 3.2 没有对金融市场做任何经济假设, 计算潜在损失时仅用了风险资产按期望收益率折现, 无风险资产按无风险利率折现的思想, 其结果对无套利完全的市场和有套利不完全的市场都有效.

引理 3.2^[5] 设 $W_1 \sim N(0, 1)$, $W_2 \sim N(0, 1)$, $\text{Corr}(W_1, W_2) = \rho$, 则对任意的实数 a, b, c, d, k 有下式成立,

$$E[\exp\{cW_1 + dW_2\}I_{\{aW_1 + bW_2 \geq k\}}] = \exp\left\{\frac{1}{2}(c^2 + d^2 + 2\rho cd)\right\} \Phi\left(\frac{ac + bd + \rho(ad + bc) - k}{\sqrt{a^2 + b^2 + 2\rho ab}}\right),$$

其中 $\Phi(\cdot)$ 为标准正态分布函数.

定理 3.3 承保期为 $[0, T]$, 到期现金流满足 (2.1), 房产价格 $H(t)$ 和未偿付额 $M(t)$ 分别满足 (3.1) 和 (3.2) 的全额担保保证保险的定价公式 (即保费 V_{0F} 的计算公式) 为

$$\begin{aligned} V_{0F} = & M \exp\left\{\int_0^T (\mu_M(t) - r(t))dt\right\} \sum_{n=0}^{\infty} \frac{e^{-\int_0^T \lambda(t)dt} \left(\int_0^T \lambda(t)dt\right)^n}{n!} \Phi(d_n) \\ & - \alpha H \sum_{n=0}^{\infty} \frac{e^{-(1+\theta)\int_0^T \lambda(t)dt} \left((1+\theta)\int_0^T \lambda(t)dt\right)^n}{n!} \Phi(d_n - \sqrt{\Sigma}), \end{aligned} \quad (3.5)$$

其中

$$\begin{aligned} \Sigma = & \int_0^T (\sigma_M^2(t) + \sigma_H^2(t) - 2\rho(t)\sigma_M(t)\sigma_H(t))dt + n\sigma_J^2, \\ d_n = & \frac{\ln \frac{M}{\alpha H} + \int_0^T (\mu_M(t) - r(t) + \lambda(t)\theta)dt - n \ln(1 + \theta) + \frac{1}{2}\Sigma}{\sqrt{\Sigma}}. \end{aligned}$$

证明: 首先, 我们有

$$\begin{aligned} E\left[\prod_{i=0}^{g(t)} (1 + \phi_i)\right] &= E\left[E\left[\prod_{i=0}^{g(t)} (1 + \phi_i) \mid g(t)\right]\right] = \exp\left\{\int_0^T \lambda(t)\theta dt\right\}, \\ \exp\left\{\int_0^T \beta(t)dt\right\} &= \exp\left\{\int_0^T \mu_H(t)dt\right\}. \end{aligned}$$

根据 (2.1) 式和定义 3.2, 有

$$V_{0F} = E\left[\left(\exp\left\{-\int_0^T r(t)dt\right\}M(T) - \exp\left\{-\int_0^T \beta(t)dt\right\}\alpha H(T)\right)I_A\right] \triangleq I_1 - I_2,$$

其中,

$$\begin{aligned} A &\triangleq \left\{\exp\left\{-\int_0^T \beta(t)dt\right\}\alpha H(T) < \exp\left\{-\int_0^T r(t)dt\right\}M(T)\right\} \\ &= \left\{\int_0^T \sigma_M(t)\rho dB_H(t) + \int_0^T \sigma_M(t)\sqrt{1 - \rho^2(t)}dB_M(t) \right. \\ &\quad \left. - \left(\int_0^T \sigma_H(t)dB_H(t) + \sum_{i=0}^{g(T)} \ln(1 + \phi_i)\right) > K_1\right\}, \\ K_1 &\triangleq \ln \frac{\alpha H}{M} + \int_0^T \left(r(t) + \frac{1}{2}\sigma_M^2(t) - \frac{1}{2}\sigma_H^2(t) - \mu_M(t) - \lambda(t)\theta\right)dt. \end{aligned}$$

为了简便起见,不妨设

$$Z_1 \triangleq \int_0^T \sigma_M(t)\rho(t)dB_H(t) + \int_0^T \sigma_M(t)\sqrt{1-\rho^2(t)}dB_M(t) \sim N(0, \sigma_1^2), \quad \text{其中 } \sigma_1^2 = \int_0^T \sigma_M^2(t)dt;$$

另外,对给定的 n , 定义

$$Z_2 \triangleq \int_0^T \sigma_H(t)dB_H(t) + \sum_{i=0}^n \ln(1 + \phi_i) \sim N(\mu_2, \sigma_2^2),$$

其中 $\mu_2 = n \ln(1 + \theta) - (n/2) \cdot \sigma_J^2$, $\sigma_2^2 = n\sigma_J^2 + \int_0^T \sigma_H^2(t)dt$. 令 $Z_1 = \sigma_1 W_1$, $Z_2 = \sigma_2 W_2 + \mu_2$, 其中 $W_1 \sim N(0, 1)$, $W_2 \sim N(0, 1)$. 易知

$$\rho = \text{Corr}(Z_1, Z_2) = \int_0^T \rho(t)\sigma_H(t)\sigma_M(t)dt / \sigma_1\sigma_2.$$

由引理 3.2, 有

$$\begin{aligned} I_1^* &\triangleq \mathbb{E}[\exp\{Z_1\}I_{\{Z_1 - Z_2 > K_1\}}] \\ &= \mathbb{E}[\exp\{\sigma_1 W_1 + 0 \cdot W_2\}I_{\{\sigma_1 W_1 - \sigma_2 W_2 > K_1 + \mu_2\}}] \\ &= \exp\left\{\frac{1}{2} \int_0^T \sigma_M^2(t)dt\right\} \Phi(d_n). \\ I_1 &= \mathbb{E}\left[\left(\exp\left\{-\int_0^T r(t)dt\right\}M(T)\right)I_A\right] \\ &= M \exp\left\{\int_0^T \left(\mu_M(t) - r(t) - \frac{1}{2}\sigma_M^2(t)\right)dt\right\} \mathbb{E}[\mathbb{E}[e^{Z_1}I_A]|g(T)] \\ &= M \exp\left\{\int_0^T \left(\mu_M(t) - r(t) - \frac{1}{2}\sigma_M^2(t)\right)dt\right\} \sum_{n=0}^{\infty} \mathbb{P}(g(T) = n)I_1^* \\ &= M \exp\left\{\int_0^T (\mu_M(t) - r(t))dt\right\} \sum_{n=0}^{\infty} \mathbb{P}(g(T) = n)\Phi(d_n) \\ &= M \exp\left\{\int_0^T (\mu_M(t) - r(t))dt\right\} \sum_{n=0}^{\infty} \frac{e^{-\int_0^T \lambda(t)dt} \left(\int_0^T \lambda(t)dt\right)^n}{n!} \Phi(d_n). \end{aligned}$$

类似地计算得

$$I_2 = \alpha H \sum_{n=0}^{\infty} \frac{e^{-(1+\theta)\int_0^T \lambda(t)dt}}{n!} \left((1+\theta) \int_0^T \lambda(t)dt\right)^n \Phi(d_n - \sqrt{\Sigma}).$$

综上, 定理 3.3 得证. #

定理 3.4 承保期为 $[0, T]$, 到期现金流满足 (2.2), 房产价格 $H(t)$ 和未偿付额 $M(t)$ 分别满足 (3.1) 和 (3.2) 的部分担保保证保险的定价公式 (即保费 V_{0P} 的计算公式) 为

$$\begin{aligned} V_{0P} &= M \exp\left\{\int_0^T (\mu_M(t) - r(t))dt\right\} \sum_{n=0}^{\infty} \mathbb{P}(g(T) = n)[\Phi(d_n) - \Phi(d_n^*)] \\ &\quad - \alpha H \exp\left\{-\int_0^T \lambda(t)\theta dt\right\} \sum_{n=0}^{\infty} (1+\theta)^n \mathbb{P}(g(T) = n)[\Phi(d_n - \sqrt{\Sigma}) - \Phi(d_n^* - \sqrt{\Sigma})] \\ &\quad + \gamma M \exp\left\{\int_0^T (\mu_M(t) - r(t))dt\right\} \sum_{n=0}^{\infty} \mathbb{P}(g(T) = n)\Phi(d_n^*), \end{aligned} \quad (3.6)$$

其中

$$P(g(T) = n) = \frac{\exp\left\{-\int_0^T \lambda(t)dt\right\} \left(\int_0^T \lambda(t)dt\right)^n}{n!} \Phi(d_n),$$

$$d_n^* = \frac{\ln \frac{(1-\gamma)M}{\alpha H} + \int_0^T (\mu_M(t) - \mu_H(t) + \lambda(t)\theta)dt - n \ln(1+\theta) + \frac{1}{2}\Sigma}{\sqrt{\Sigma}}.$$

证明: 为简洁起见, 不妨定义 $C \triangleq \{\alpha H(T) < (1-\gamma)M(T)\}$,

$$B \triangleq \left\{ \exp\left\{-\int_0^T \beta(t)dt\right\} \alpha H(T) < \exp\left\{-\int_0^T r(t)dt\right\} M(T), \alpha H(T) > (1-\gamma)M(T) \right\},$$

$$K_2 \triangleq \ln \frac{\alpha H}{(1-\gamma)M} + \int_0^T (\mu_H(t) - \mu_M(t) + \frac{1}{2}\sigma_M^2(t) - \frac{1}{2}\sigma_H^2(t) - \lambda(t)\theta)dt.$$

计算得

$$B = \left\{ K_1 < \int_0^T \sigma_M(t)\rho dB_H(t) + \int_0^T \sigma_M(t)\sqrt{1-\rho^2(t)}dB_M(t) \right. \\ \left. - \left(\int_0^T \sigma_H(t)dB_H(t) + \sum_{i=0}^{g(T)} \ln(1+\phi_i) \right) < K_2 \right\},$$

$$C = \left\{ \int_0^T \sigma_M(t)\rho dB_H(t) + \int_0^T \sigma_M(t)\sqrt{1-\rho^2(t)}dB_M(t) \right. \\ \left. - \left(\int_0^T \sigma_H(t)dB_H(t) + \sum_{i=0}^{g(T)} \ln(1+\phi_i) \right) > K_2 \right\}.$$

根据式 (2.2) 和定义 3.2, 有

$$V_{0P} = \mathbb{E}\left[\exp\left\{-\int_0^T r(t)dt\right\} M(T)I_B\right] + \mathbb{E}\left[\exp\left\{-\int_0^T r(t)dt\right\} \gamma M(T)I_C\right] \\ - \mathbb{E}\left[\exp\left\{-\int_0^T \beta(t)dt\right\} \alpha H(T)I_B\right] \\ \triangleq I_3 + I_4 - I_5.$$

下面先计算 I_3 .

$$I_3^*(n) \triangleq \mathbb{E}[\exp\{Z_1\}I_{\{K_1 < Z_1 - Z_2 < K_2\}}] \\ = \mathbb{E}[\exp\{\sigma_1 W_1\}I_{\{K_1 + \mu_2 < \sigma_1 W_1 - \sigma_2 W_2 < K_2 + \mu_2\}}] \\ = \exp\left\{\int_0^T \frac{1}{2}\sigma_M^2(t)dt\right\} [\Phi(d_n) - \Phi(d_n^*)],$$

$$I_3 = \mathbb{E}\left[\exp\left\{-\int_0^T r(t)dt\right\} M(T)I_B\right] \\ = M \exp\left\{\int_0^T (\mu_M(t) - r(t) - \frac{1}{2}\sigma_M^2(t))dt\right\} \sum_{n=0}^{\infty} P(g(T) = n) I_3^*(n) \\ = M \exp\left\{\int_0^T (\mu_M(t) - r(t))dt\right\} \sum_{n=0}^{\infty} P(g(T) = n) [\Phi(d_n) - \Phi(d_n^*)].$$

类似计算得

$$I_4 = \gamma M \exp \left\{ \int_0^T (\mu_M(t) - r(t)) dt \right\} \sum_{n=0}^{\infty} P(g(T) = n) \Phi(d_n^*),$$

$$I_5 = \alpha H \exp \left\{ - \int_0^T \lambda(t) \theta dt \right\} \sum_{n=0}^{\infty} (1 + \theta)^n P(g(T) = n) [\Phi(d_n - \sqrt{\Sigma}) - \Phi(d_n^* - \sqrt{\Sigma})].$$

综上, 定理 3.4 得证. #

注记 2 1) 当 $\lambda(t)$ 为常数时, $g(t)$ 为时齐 Poisson 过程, 也有类似于定理 3.3 和定理 3.4 的结果.

2) 当 ϕ 退化为 0, 定理 3.3 和定理 3.4 给出的就是房价不发生跳跃时全额担保和部分担保保证保险的定价公式.

参 考 文 献

- [1] 侯新华, 田策, 住房抵押贷款保险研究, 中国房地产金融, **11**(2002), 11-13.
- [2] 钱乃余, 发展我国住房抵押贷款保险之构想, 济南金融, **6**(2001), 37-38.
- [3] 陈丽萍, 杨向群, 李晨, Vasiček 利率模型下住房抵押贷款保证保险的鞅定价, 经济数学, **21**(4)(2005), 307-311.
- [4] 闫海峰, 刘三阳, 带有 Poisson 跳的股票价格模型的期权定价, 工程数学学报, **20**(2)(2003), 35-40.
- [5] 陈松男, 金融工程学, 复旦大学出版社, 上海, 2002.
- [6] 约翰·赫尔 原著, 张陶伟 译, 期权, 期货和衍生证券, 华夏出版社, 北京, 1997.
- [7] 杨招军, 黄立宏, 随机波动率与跳组合情形的期权问题闭式解, 应用概率统计, **20**(3)(2004), 229-233.
- [8] Aase, K.K., Contingent claims valuation when the security price is a combination of an Ito process and a random point process, *Stochastic Process and their Application*, **28**(1998), 185-220.

Pricing Mortgage Insurance with House Price Driven by Poisson Jump Diffusion Process

CHEN LIPING

(Department of Mathematics, Hunan College of Finance and Economics, Changsha, 410205)

YANG XIANGQUN

(College of Mathematics and Computer Science, Hunan Normal University, Changsha, 410081)

Under the assumptions that a house price process driven by nonhomogeneous Poisson jump-diffusion process, and unpaid money driven by general diffusion process, we analyze the pricing of mortgage insurance by the method of insurance actuary pricing and the principle of option pricing, and obtain the accurate formulas of two kinds of mortgage insurance.