

## バーゼルⅢ下におけるポートフォリオの信用リスク管理

東京工業大学大学院 イノベーションマネジメント研究科 廣中 純

Jun Hironaka

Graduate School of Innovation Management

Tokyo Institute of Technology

### 1. はじめに

銀行等の金融機関はバーゼル規制の下で、自社が保有する信用リスクのあるポートフォリオについて、PD(Probability of Default)・ストレス LGD(Loss Given Default)・信用 VaR(Value at Risk)等の信用リスク量を算出する。2007年に顕在化したサブプライム問題や2008年9月のリーマン・ブラザーズの破綻を契機に拡大したグローバルな金融・経済危機における状況を鑑み、金融機関の自己資本比率の安定的な維持を目的に導入されたバーゼルⅢは、自己資本の質・量の改善や景気後退期に取り崩しが可能となる追加的な資本の積み増し(資本バッファー)等を要請<sup>1</sup>しており、これらの新規制が金融機関の経営戦略や自社ポートフォリオの信用リスク量の算出に及ぼす影響は大きいと考えられる。

しかしながら、金融機関の自己資本比率は経済や金融環境に大きく左右されるため、その安定的な水準の維持は容易ではない。例えば景気拡大(好況)時には、高い水準の自己資本比率を維持できるため、金融機関は過度なリスクテイクを行うことが可能となる。一方、景気後退(不況)時には、金融機関のリスクアセットが増加することによる自己資本比率の低下を通じて、企業や個人に対する貸出等の信用供与が抑制される。その結果として景気の変動をより増幅させる傾向にある点が指摘されている。

また、格付機関による、投資対象の信用リスク判断の基準となる格付方式は、景気変動を加味し中長期的に安定した「TTC(Through-the-Cycle)格付」へと移行しつつある。

以上により、金融機関はバーゼルⅢへの対応のため、金利・株価等のマクロ経済要因や過去の信用イベント(格付の変更等)および経済指標との関連性を踏まえたポートフォリオの信用リスク管理を行う必要があると考える。

本研究は、Yamanaka et al.(2012)や Azizpour et al.(2012)で示された強度(intensity)モデルを拡張し、観測可能なファクター[格付変更等の信用イベントおよびマクロ経済要因]と観測不可能なファクター(frailty)を考慮した、信用イベントの発生強度を表すモデルを提案するとともに、金融機関が本モデルをポートフォリオの信用リスク管理手法へ適用するためのアイデアを提示することを目的とする。

具体的には、まず信用イベントが経済全体の信用サイクル(銀行等による信用供与額の増減)の代理変数であると仮定し、「格付け・格下げ・デフォルト」の3つの信用イベントが発生する強度を表すモデルについて、①モデルを構成するパラメーターの推定方法や、②推定したパラメーターのマクロ経済要因・過去の格付変更イベント・frailtyの各ファクターに対する説明力を検証する方法について説明する。

次に、金融機関によるストレスLGD(景気後退期のLGD)推定のため、上記モデルのパラメーター推定

<sup>1</sup> 主な内容は次の通り。①自己資本の質・量の改善策としての最低自己資本比率の引き上げ(最低所要普通株等 Tier1 比率および Tier1 比率の最低水準を、各々4.5%、6.0%に引き上げ)、②国際的に活動する銀行に対する流動性基準の導入[流動性カバレッジ比率(LCR)、安定調達比率(NSFR)]の導入、③レバレッジを抑制するレバレッジ比率の導入、および④ストレス時に取り崩しが可能な資本バッファーを好況時に積み立て(参考資料1および2を参照)。

結果と経済指標(GDP・マネーサプライ等)との関連性を検証するための方法を提案する。

最後に、バーゼルⅢに基づき段階的に積み増しが要請される資本バッファー(資本保全バッファー・カウンターシクリカル資本バッファー)について、金融機関内部の信用リスク管理の一環としてその理論的な水準を推定するためのフレームワークについて提案する。

## 2. 先行研究

過去のデフォルト実績、マクロ経済変数および frailty をファクターとして、デフォルトの集積(default clustering)要因の説明やポートフォリオの格付推移確率の推定に関連した先行研究を紹介する。

まず Koopman et al.(2009)では、Standard and Poor's による格付推移データおよび格付対象企業のデフォルトデータに基づき、マクロ経済要因(GDP・マネーサプライ・インフレ率等)と格付推移との関連性を検証し、格付の変更、特に格下げとデフォルトに大きく影響するのは latent factor、すなわち frailty であり、マクロ経済要因の影響は限定的であるとの分析結果を示した。

具体的には、格付推移の強度(企業  $k$  が格付推移タイプ  $j$  に推移する強度)を下記の式で表す。

$$\lambda_{jk}(t) = R_{jk}(t) \cdot \exp(\eta_j + \beta_j' x(t) + \alpha_j \psi(t)), \quad N(t) = \sum_{jk} N_{jk}(t)$$

また frailty は下記の AR(1)過程に従うと仮定する。

$$\psi(t_i) = \psi(t_{i-1}) + \sqrt{t_i - t_{i-1}} \cdot \varepsilon_i$$

$x$ : 観測可能なファクター     $\psi$ : 観測不可能なファクター(frailty)

$N$ : 企業  $k$  が格付推移タイプ  $j$  に遷移する計数過程

次に Duffie et al.(2009)では、米国上場企業のデフォルト強度モデルにより、マクロ経済変数や Moody's による過去(1974年-2004年)のデフォルト実績等の観測可能なファクターに加え、個別企業間のデフォルトの依存構造に強い影響を及ぼす観測不可能な common dynamic latent factor(=frailty)の存在について検証した。

具体的には個別企業のデフォルト強度を下記の比例ハザード過程で表す。

$$\lambda_{it} = \Lambda((w, y); \theta) = e^{\beta_1 w_t} + e^{\beta_2 w_t + \beta_3 w_t + \beta_4 w_t + \eta y}, \quad \theta = (\beta, \eta, \kappa)$$

また frailty は Ornstein-Uhlenbeck (OU)過程に従うと仮定する。

$$dY_t = -\kappa Y_t dt + dB_t, \quad Y_0 = 0 \quad (B_t) \text{は } (G_t)\text{-ブラウン運動}$$

$w$ : 観測可能な変数<sup>2</sup>     $y$ : 観測不可能な変数(frailty)

$\beta, \eta, \kappa$ : 推定すべきパラメーター

<sup>2</sup> S&P500 インデックスリターン、3ヵ月物 T-bill レート、個別企業の株価リターン、デフォルト距離(Distance to default)。

以上の仮定に基づき、下記の尤度関数を最大にするパラメーター・セットを最尤法により推定し、個別企業に共通かつ観測不可能なファクター(=frailty)の時系列推移および条件付きの事後分布を推定する。<sup>3</sup>

$$\begin{aligned} \mathcal{L}(\gamma, \theta | W, D) &= \int \mathcal{L}(\gamma, \theta | W, y, D) p_{Y(y)} dy = \mathcal{L}(\gamma | W) \int \mathcal{L}(\gamma, \theta | W, y, D) p_{Y(y)} dy \\ &= \mathcal{L}(\gamma | W) E \left[ \prod_{i=1}^m \left( e^{-\sum_{t=i}^{T_i} \lambda_{it} \Delta t} \prod_{t=i}^{T_i} [D_{it} \lambda_{it} \Delta t + (1 - D_{it})] \right) \middle| W, D \right] \end{aligned}$$

$W$ : 観測可能な変数  $D$ : デフォルトの指示過程  $\gamma$ : 推定すべきパラメーター

また、Yamanaka et al.(2012)は、日本企業の格付変更データに基づき、経済全体(the whole economy)の信用イベント(格上げ・格下げ・デフォルト)を表す強度モデルを提案した(なお強度モデルは自励的(self-exciting)過程、かつ状態依存すると仮定)<sup>4</sup>。

$$\begin{aligned} d\lambda_t^\ell &= \kappa_t^\ell (c_t^\ell - \lambda_t^\ell) dt + dJ_t^\ell & J_t^\ell &= \sum_{n \geq 1} \left( \min(\delta^\ell \lambda_{T_n^\ell}^\ell, \gamma^\ell) 1_{\{T_n^\ell \leq t\}} \right) \\ \kappa_t^\ell &= \kappa^\ell \lambda_{T_n^\ell}^\ell \end{aligned}$$

更に random thinning(確率的細分化)により、経済全体の信用イベントの発生強度を個別のポートフォリオ(sub portfolio)の信用イベント発生強度に割り当てたうえで、個別ポートフォリオの信用 VaR 等のリスク量の推定を試みた。

最後に、本研究にて提案する強度モデル構築の際に参考とした Azizpour et al.(2012)では、Moody's による過去(1970年・2010年)のデフォルト実績、マクロ経済要因および frailty の3つのファクターにて構成される経済全体のデフォルト強度モデルを構築し、米国企業におけるデフォルト集積の要因が frailty とデフォルトの伝播(default contagion)にある点を明らかにした。

なおこれまでに、日本企業の格付変更データ等を用いて日本のクレジット市場における frailty の存在を実証した先行研究は存在していないと考える。また frailty の存在を考慮したうえで、金融機関内部の信用リスク管理の視点から、バーゼルIII規制により導入される資本バッファの理論値を推定する試みは新規性を有すると思われる。

<sup>3</sup> 具体的には EM(Expectations Maximization) algorithm を応用し、frailty のパラメーター  $\kappa$  および  $\eta$  を推定するため、frailty の sample path を Markov Chain Monte Carlo(MCMC)の Gibbs Sampler にて生成する。

<sup>4</sup> Stanford University の Giesecke 等が提唱する「トップダウン・アプローチ」を信用リスクモデルの基本概念とする。トップダウン・アプローチでは、ポートフォリオを構成する個別債務者の信用リスクの特性をひとまず置き、ポートフォリオ内でデフォルトイベントがいつ発生するのかに注目する。

### 3. 研究の内容

本研究では、Koopman et al(2009)、Yamanaka et al.(2012)および Azizpour et al.(2012)で提示された強度モデルを拡張し、観測可能なファクター[信用イベントおよびマクロ経済要因]と観測不可能なファクター(frailty)を考慮した、信用イベントの強度(intensity)を表すモデルを提案する。また金融機関が本モデルをポートフォリオの信用リスク管理手法へ適用するためのアイデアを提示する。

まず信用イベントの強度モデルを定義する。フィルトレーション付きの完備確率空間を $(\Omega, \mathcal{F}, (\mathcal{F}_t), \mathbb{P})$  [( $\mathcal{F}_t$ ):完全フィルトレーション]、 $0 < T_1^i < T_2^i < \dots$  を $\{\mathcal{F}_t\}$ -適度な点過程とする( $T_n^i$ : イベント*i*の発生時刻)。

また観測フィルトレーション $(\mathcal{G}_t)_{t \geq 0}$ の下での計数過程を $N_t^i = \sum_{n \geq 1} 1_{\{T_n^i \leq t\}}$ 、 $\lambda_t^i$ を $N_t^i$ に対する $\{\mathcal{F}_t\}$ -補

正過程とすると、 $N_t^i - \int_0^t \lambda_s^i ds$ は局所マルチンゲールとなる。

また信用イベントを格付の変更( $i \in \{1, 2, \dots, J\}$  [ $i = 1$ (格上げ),  $i = 2$ (格下げ),  $i = 3$ (デフォルト)])とし、「格付け・格下げ・デフォルト」の3つの信用イベントが発生する強度を表すモデルを考える。また、信用イベントである格付の変更が、日本経済全体の信用拡張・信用収縮(信用サイクル、銀行等による信用供与額の増減)の代理変数であると仮定する。

以上の前提に基づき、信用イベント発生強度モデルを次の形で表すものとする。

$$\lambda_t^i = g(X_t, Y_t) + e^{-kt} \eta_n^i \quad (1)$$

$X_t$ : 観測可能な変数<sup>5</sup>に基づく過程

$$X_{(j+1)\Delta} = X_{j\Delta} + \mu(X_{j\Delta}, j) + \sigma(X_{j\Delta}, j)(\Delta W_{(j+1)\Delta}^X - W_{j\Delta}^X), \quad X_t = X_{j\Delta}, \quad j\Delta \leq t < (j+1)\Delta, \quad j \in \mathbb{N}$$

$Y_t$ : frailty 過程

$$dY_t^i = k^i(c^i - Y_t^i)dt + \sqrt{Y_t^i} dW_t^Y, \quad c, k \geq 0, \quad 2kc \geq 1,$$

$W_t = (W_t^X, W_t^Y)$ :  $d$ 次元標準ブラウン運動

$R_t^i$ : 過去の信用イベント(例:格付の変更)の影響

$$R_t^i = \sum_{k=1}^{N_t^i} \eta_k^i$$

<sup>5</sup> 株価指数のリターン、短期国債と長期国債のイールドスプレッド等。

従って、(1)式は以下の様に表される。

$$\lambda_t^i = \exp(\beta \cdot X_t) + \alpha Y_t + \delta \sum_{n \leq N_t^i} \exp(-\kappa^i(t - T_n^i)) \ell(R_n^i) \quad (2)$$

**観測可能なファクター+frailty 過程+過去の信用イベント**

(2)式に基づく下記の尤度関数を最大にするパラメーターを最尤法により推定する。

$$\mathcal{L}(\theta, \gamma, \nu | \mathcal{R}) = \mathbb{E}_\theta^* \left[ \lambda_t \exp \left( \int_0^t \log(\lambda_{s-}) dN_s + \int_0^t (1 - \lambda_t) ds \right) \middle| \mathcal{G}_t \right] \mathcal{L}_R(\gamma) \mathcal{L}(\nu) \quad (3)$$

推定すべきパラメーター・セット $(\theta, \gamma, \nu)$ は、 $\theta$ :格付変更強度モデルのパラメーター(frailtyのパラメーターを含む)、 $\gamma$ :格付変更件数の分布パラメーター、 $\nu$ :観測可能なファクターの分布パラメーター)で構成される。また、 $\mathcal{R}$ は観測データを示す。

また $\mathbb{E}_\theta^*$ は、Radon-Nikodym derivative による測度変換

$$\frac{d\mathbb{P}^*}{d\mathbb{P}} = Z_t = \exp \left( - \int_0^t \log(\lambda_{s-}) dN_s + \int_0^t (1 - \lambda_t) ds \right)$$

で定義される、パラメーター $\theta$ を所与とした場合における $\mathbb{P}^*$ に対する期待値である。

Azizpour et al.(2012) の Proposition 4.1 により、filtered intensity  $h_t$  を(4)式で表す。

$$\begin{aligned} h_t &= \mathbb{E}(\lambda_t | \mathcal{G}) \\ &= \mathbb{E}^*(\lambda_t / Z_t | \mathcal{G}) / (1 / Z_t | \mathcal{G}) \quad \text{a.s.} \end{aligned} \quad (4)$$

なお、filtered intensity  $h_t$  の具体的な形は下記の通りとなる。

$$h_t^i = \frac{\mathbb{E}_\theta^* \left[ \lambda_t^i \exp \left( \int_0^t \log(\lambda_{s-}^i) dN_s + \int_0^t (1 - \lambda_s^i) ds \right) \middle| \mathcal{G}_t \right]}{\mathbb{E}_\theta^* \left[ \exp \left( \int_0^t \log(\lambda_{s-}^i) dN_s + \int_0^t (1 - \lambda_s^i) ds \right) \middle| \mathcal{G}_t \right]}, \quad \text{a.s.} \quad (5)$$

Azizpour et al.(2012)の Proposition 5.1 に従い、シミュレーションを利用しない方法[(6)式]にて(5)式を計算する。

$$\mathbb{E}^*(u(\lambda_t) / Z_t | \mathcal{G}_t) = \exp(t) \mathbb{E}^*(u(\lambda_t) \phi(T_{N_t}, t) \prod_{n=1}^{N_t} \lambda_{T_n} \phi(T_{n-1}, T_n) | \mathcal{G}_t) \quad (6)$$

$$\text{ただし、} \phi(a, b) = \mathbb{E}^* \left( \exp \left( - \int_a^b \lambda_s ds \right) \middle| \mathcal{G} \vee \sigma(Y_a, Y_b) \right)$$

なお、(4)式の推定値に対する適合度検定を行う際の理論的な根拠は、時間変更(time change)に関する Azizpour et al.(2012)の Proposition 4.2 にある。

**【Azizpour et al.(2012) Proposition 4.2】**

$C_t$  を  $A_t = \int_0^t h_s ds$  の右連続の逆関数とすると、 $N_{C_t}$  は  $[0, A_t)$  上で、確率測度  $\mathbb{P}$  およびフィルトレーション  $(\mathcal{G}_{C_t})$  に関して標準 Poisson 過程となる。

(5)式のパラメーター[観測可能なファクター(TOPIX リターン・10年国債と短期国債のイールドスプレッド・過去の信用イベント)および frailty]について、 $(\alpha, \beta, \delta), (0, \beta, \delta), (\alpha, \beta, 0), (0, \beta, 0)$  の4通りのモデルに対する標準誤差を推定し、95%・99%の各水準で統計的有意性の検定を行う。

また、モデルの尤度比検定や時間変更に対する適合度検定(Kolmogorov-Smirnov Test)を行いモデルの有効性を検証する。なお、格付変更データは、(株)格付投資情報センター(R&I)が Bloomberg 等により提供する、1998年から2013年までの日本企業の発行体格付データを利用する(ただし、BBB格未満の格付は全てデフォルトと見做す)。

#### 4. 実証分析および実務への応用

信用イベント発生強度モデルのパラメーター推定結果の例を下記に示す(格下げ:  $i=2$  の場合)。

	$\alpha$	$k$	$c$	$\delta$	$\kappa$	TOPIX	国債イールド スプレッド
パラメータ推定値	0.522	4.129	0.367	0.044	0.036	1.465	2.189
標準誤差	(0.210)	(0.004)	(0.002)	(0.007)	(0.006)	(3.524)	(0.8125)

※網掛け: 99%信頼水準で統計的に有意。

日本企業の格付変更データを用いた本モデルのパラメーター推定結果によると、日本のクレジット市場には frailty の存在が示唆されると推定できる。<sup>6</sup>

次に、3.で提示した信用イベント発生強度モデルに基づき、金融機関によるストレス LGD(景気後退期 LGD)や金融機関内部の信用リスク管理を目的とした資本バッファー(資本保全バッファー・カウンターシクリカル資本バッファー)を推定するためのアイデアを提示する。

金融機関は、景気後退期を考慮したストレス LGD を推定する必要がある。金融庁告示では『ポートフ

<sup>6</sup> 「格上げ」および「デフォルト」の場合もほぼ同様の結果が得られたが、パラメーター推定結果の検証を精緻に行う必要があると考えており、今後の課題とする。

ポートフォリオのデフォルト確率の水準が高い時期を「景気後退期」と見做したうえで、長期平均 LGD を下回らないようにストレス LGD を推定すべき』と要請している。しかしながら、金融機関が保有するポートフォリオの長期平均 LGD に、経済指標やマクロ経済要因が加味されていない場合には、ストレス LGD が精緻に推定できない可能性がある。なお景気後退期を特定するための方法として、①ポートフォリオのデフォルト率の推移を経済指標で説明するマクロファクターモデルにより、景気が最も後退した時期を特定する方法や、②過去におけるポートフォリオのデフォルト率のうち最もデフォルト率の水準が高い時期を景気後退期とする方法、等が考えられる。

本研究では、信用イベントの強度と frailty の挙動との関連性を考慮し、単回帰モデル(7)式により景気後退期を推定する<sup>7</sup>。

$$\ln \left( \frac{\lambda_t^i}{\lambda_t^i(t-12)} \right) = a + b \left( \frac{GDP(t+s)}{GDP(t+s-12)} \right) + \varepsilon \quad (7)$$

次に、金融機関内部の信用リスク管理に資することを目的に、金融・経済のストレス期に金融機関が被ると想定される損失を吸収するための追加的資本である資本バッファ(資本保全バッファおよびカウンターシクリカル資本バッファ)<sup>8</sup>の理論的な水準を推定するためのフレームワークについて考察する。

金融機関が保有するポートフォリオの非期待損失(unexpected loss)を計算する過程で、経済指標(GDP・マネーサプライ・インフレ率等)やマクロ経済要因(金利・株価等)の影響が勘案されていない場合には、自己資本比率を保守的に見積もる可能性がある。その場合、金融機関は、金融規制当局による資本バッファ(資本保全バッファおよびカウンターシクリカル資本バッファ)の積み増し要請に応じることにより却って収益機会を逸する可能性がある。

まず、資本バッファのうち資本保全バッファについては、同格付水準  $i$  を有する金融機関の自己資本比率(Tier 1 比率)  $c_i(t)$  を(8)式により推定する。

$$c_i(t) = \alpha + \beta X_i(t) + \varepsilon_i, \quad X_i(t) = \frac{A_i(t)}{A_i(t) - L_i(t)} \quad (8)$$

格付水準  $i$  である金融機関の時刻  $t$  における:

$X_i(t)$ : Asset / Equity Ratio     $A_i(t)$ : 資産額の合計     $L_i(t)$ : 負債額の合計

<sup>7</sup> 時間調整  $s$  の値が正であるときはラグを、負であるときにはリードを意味する。また(6)式では GDP を経済指標の例としたが、この他にマネーサプライ(M2+CD)も考えられる。

<sup>8</sup> 資本保全バッファは最低所要自己資本比率(8%)に上乗せして積み立てる(上限値:2.5%)。更にカウンターシクリカル資本バッファは、資本保全バッファ(普通株式等 Tier 1 より充当)を拡充したものとして、最低所要自己資本比率に上乗せして積み立てる。カウンターシクリカル資本バッファの水準は、クレジット(金融機関による信用供与額合計)の拡大状況を勘案し、各国の金融規制当局が「0%・2.5%」の範囲で決定する(参考資料 2 を参照のこと)。

次に、信用イベント強度モデルに基づく景気後退期 LGD・PD とバーゼル計算式(\*)とにより計算した所要自己資本比率と、上記で推定した自己資本比率(Tier 1)との差異を資本保全バッファーと見做す。

(\*)バーゼル計算式に基づく所要自己資本比率

$$\left( N \left[ \frac{G(PD) + \sqrt{R} \times G(0.999)}{\sqrt{1-R}} \right] \times LGD - PD \times LGD \right) \times \frac{1 + b(PD) \times (M - 2.5)}{1 - 1.5 \times b(PD)}$$

PD:デフォルト確率(Probability of Default)    LGD:デフォルト時損失(Loss Given Default)

R:資産相関係数    N(·):標準正規分布の累積分布関数    G(·):N(·)の逆関数    b(PD):マチュリティ調整関数

また、資本保全バッファーを更に拡充し積み立てる必要のあるカウンターシクリカル資本バッファーは、プロシクリカリティ<sup>9</sup>の抑制およびストレス時における金融機関の資本保全の観点から、各国の民間非銀行セクターに対する「クレジット/GDP 比率」を踏まえて決定される。

そのため、①信用イベント発生強度を理論的なクレジット額とし、②日本銀行の資金循環統計値等より推定したクレジット額と①との乖離の度合により、金融機関内部の信用リスク管理を目的とするカウンターシクリカル資本バッファーを推定する方法が考えられる。

## 5. 今後の課題

下記の諸点を今後の課題とする。

- (1)本研究にて提示した信用イベント強度モデルのパラメーター推定を更に精緻に行うとともに、経済指標、信用サイクルおよび信用イベント強度モデルとの関連性を中心とした実証分析により、日本のクレジット市場における frailty の存在を明らかにする。
- (2)Duffie et al.(2009)で示された frailty の時系列推移および条件付き事後分布の推定方法を適用し、特に金融・経済のストレス期における frailty の挙動と経済指標・マクロ経済要因との関連性について検証する。
- (3)信用イベントの強度を個別のポートフォリオに割り当てることによる信用リスク量を推定する。

以上

<sup>9</sup> プロシクリカリティとは、景気後退等の要因により金融機関のポートフォリオの PD や LGD 等のパラメーターが悪化した場合に、リスクアセットの増加や自己資本比率の低下を通じて、金融機関が信用供与額を抑制し、景気変動を増幅させる効果をいう。



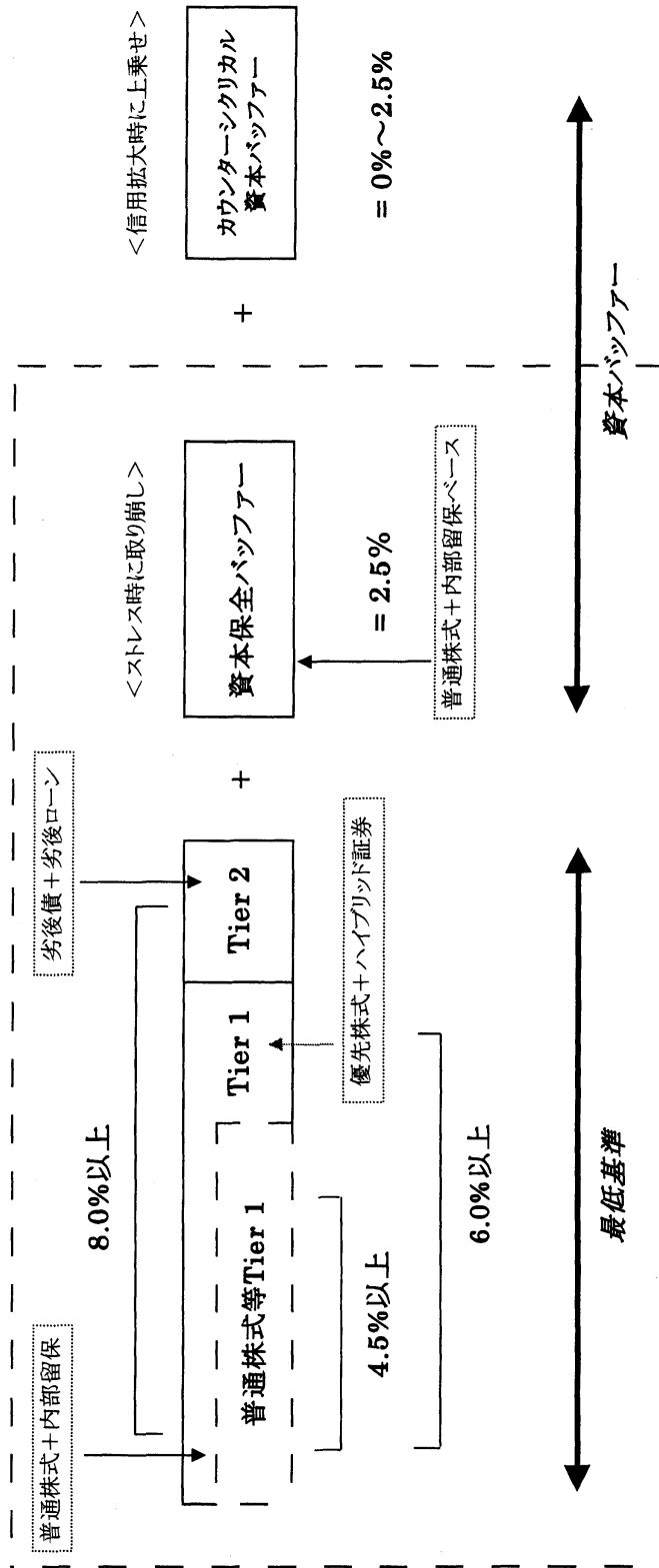
## 【参考文献】

- [1]Azizpour, Giesecke and Schwenkler (2012), “Exploring the Sources of Default Clustering”, working paper, Stanford University
- [2]Delloye, Fermanian and Sbai (2006), “Dynamic frailties and credit portfolio modelling”, Risk, October 2006, 100-105
- [3]Duffie, Eckner, Horel and Saita (2009), “Frailty Correlated Default”, Journal of Finance, vol.64, 2089-2123
- [4]Koopman, Kraussl, Lucas and Monteiro (2009), “Credit cycles and macro fundamentals”, Journal of Empirical Finance, vol.16, 42-54
- [5]Yamanaka, Sugihara and Nakagawa (2012), “Modeling of Contagious Credit Events and Risk Analysis of Credit Portfolios”, Asia Pacific Financial Markets, vol.19, 43-62

Graduate School of Innovation Management,  
Tokyo Institute of Technology  
Tokyo 152-8550  
Japan  
E-mail address: hironaka.j.aa@m.titech.ac.jp

東京工業大学大学院 イノベーションマネジメント研究科 廣中 純

(参考資料 1) バーゼルⅢ規制における自己資本比率および資本バッファ



## (参考資料2) 資本バップア어의導入スケジュール

	2015年1月1日	2016年1月1日	2017年1月1日	2018年1月1日	2019年1月1日
最低所要普通株等Tier 1比率	4.5%	4.5%	4.5%	4.5%	4.5%
最低所要Tier 1比率	6.0%	6.0%	6.0%	6.0%	6.0%
最低所要自己資本比率	8.0%	8.0%	8.0%	8.0%	8.0%
資本保全バップア어	-	0.625%	1.250%	1.875%	2.5%
最低所要普通株等Tier 1比率 + 資本保全バップア어	4.5%	5.125%	5.750%	6.375%	7.0%
最低所要Tier 1比率 + 資本保全バップア어	6.0%	6.625%	7.250%	7.875%	8.5%
最低所要自己資本比率 + 資本保全バップア어	8.0%	8.625%	9.25%	9.875%	10.5%
カウンタ-シクリカル資本バップア어(上限)	-	0.625%	1.250%	1.875%	2.5%
最低所要普通株等Tier 1比率 + 資本保全バップア어 + カウンタ-シクリカル資本バップア어(上限)	4.5%	5.750%	7.0%	8.25%	9.5%

※資本保全バップア어・カウンタ-シクリカル資本バップア어は、共に2016年1月1日より段階的に導入され、2019年1月1日にはリスクアセットに対して2.5%が適用される。