

インフレーションが社債や株式の信用力 に与える影響に関する研究

佐藤賢^{†1} 宮崎浩一^{†1}

本研究では、各個別企業ごとにデフォルトリスクを導出し、2003年から2011年の日本債券・株式市場においてインフレーション率とデフォルトリスクの短期および長期的な関係性を、グレンジャー因果性検定を用いて分析する。各個別企業のデフォルトリスクとしては、企業の負債である社債のデータから導出されるハザードレートと、企業の資本である株式のデータから推定されるデフォルト確率の2つを用いる。また、デフォルトリスク（ハザードレートおよびデフォルト確率）のインフレに対する感応度は企業の負債比率の大きさによりどのように異なるかを分析する。

On the influence of inflation on the credit of the corporate bond and equity

KEN SATO^{†1} KOICHI MIYAZAKI^{†1}

In this research, we give default risk to each company and analyze the short or long term relationship between inflation and default risk of each company using Granger causality test in Japanese stock and bonds markets in the period from 2003 to 2011. As a default risk, we adopt the hazard rate which is derived from the equity and the default probability which is derived from the bonds. Moreover, we analyze whether companies with a high debt ratio significantly reduce each default risk (hazard rate and default probability) by inflation.

1. はじめに

インフレーション（以下、インフレ）とは物価が上昇する経済現象であり、現金価値の低下を招く。そのため、多くの物的資産を持つ企業の資産価値はインフレによって上昇する。一方で、負債額面はインフレに依らず一定である。このように、インフレは負債額面を資産価値に対し相対的に低くし、企業の負債の返済能力を高めるのではないかと考えられる。つまり、インフレは負債の多い企業のデフォルト（資産価値が負債額面を下回り債券の元本支払いがされないこと）する確率を低減させるのではないかと考えられる。こういった背景もあり、インフレとデフォルトリスクの関係性について多くの研究がなされている（Abdelaziz Chazi(2007)[1], Bradley T. Ewing(2003)[2]）。

その中の一つである Figlewski, Frydman and Liang(2006)[4]では、1981年から2002年の米国債券市場において、インフレーション率と市場全体のデフォルトリスクとの相関関係の分析を月次データをもとに行っており、その結果、1ヶ月という短期的なホライズンでは、インフレーション率と市場全体のデフォルトリスクの間に負の相関があるとしている。一方で、Boudoukh and Ricardson(1993)[3]では、1802年から1990年の米国市場、1820年から1988年の英国市場において、株式リターンとインフレーション率の関係性の分析を年次データをもとに行っており、1年のホライズンにおいては、株式リターンとインフレの間には負の関係があるとしている。株価の上昇は資産価値の上昇を意味し、デフォルトリスクを低

下させると考えられるため、Boudoukh and Ricardson(1993)[3]の結果から、1年のホライズンでは、インフレーション率とデフォルトリスクの間には正の相関があるように思われる。

これらを踏まえ、本研究では、各個別企業ごとにデフォルトリスクを導出し、2003年から2011年の日本債券・株式市場において短期・長期的なインフレが短期・長期的なデフォルトリスクの変動に与える影響を、グレンジャー因果性検定を用いて分析する。各個別企業のデフォルトリスクとしては、企業の負債である社債のデータから導出されるハザードレートと、企業の資本である株式のデータから推定されるデフォルト確率の2つを用いる。また、デフォルトリスクのインフレに対する感応度は企業の負債比率（負債/自己資本）の大きさによりどのように異なるかを分析する。実証分析の際には、市場環境により3つの期間に分けて分析を行い、それぞれの市場環境においてインフレの及ぼす影響の違いについても比較検討する。

2. デフォルトリスク

2.1 ハザードレート

一般に国債は無リスク資産と呼ばれデフォルトの危険性がないとされる。一方企業の発行する社債はデフォルトの危険性があり、国債に比べ高い金利が要求される。そのため、社債の金利には、国債の金利である無リスク金利に加え、デフォルトした場合の期待損失をカバーするための金利がリスクプレミアムとして上乗せされる。上乗せ分の金利である国債の金利と社債の金利の差をクレジットスプレッド（以下、スプレッド）と呼び、式(1)で表される。

^{†1} 電気通信大学
The University of Electro-Communications

$$Spread_t^i = R_t^i - r_t \quad (1)$$

ここで、 $Spread_t^i$: 企業*i*の時点*t*のスプレッド、 R_t^i : 企業*i*の時点*t*の社債の金利、 r_t : 時点*t*の国債の金利とする。

スプレッドはデフォルトした場合の期待損失をカバーするだけの金利であることから、企業がデフォルトする確率（ハザードレート）は式(2)のように与えられる。

$$Spread_t^i = (1 - \delta)h_t^i \quad (2)$$

ここで、 δ : 回収率（企業がデフォルトした場合における回収額の債券額面に対する割合）、 h_t^i : 企業*i*の時点*t*のハザードレートである。式(2)より、スプレッドは、損失の期待値を表していることがわかる。

2.2 デフォルト確率

満期において、企業*i*の資産価値が負債価値を下回った場合にデフォルトと定義し、デフォルト確率 DP^i を推定する。企業の資産価値は幾何ブラウン運動に従うと仮定する。

$$dV_t^i / V_t^i = a^i dt + \sigma^i dW_t \quad (3)$$

ここで、 V_t^i : 企業*i*の時点*t*の資産価値、 a^i : 企業*i*の期待成長率、 σ^i : 企業*i*の資産価値のボラティリティである。式(3)を V_t^i について解き、 T 年後の企業*i*の資産価値が負債価値 D^i を下回る確率を導出すると、

$$V_T^i = V_0^i \exp\left(\left(a^i - \sigma^i/2\right)T + \sigma^i W_T\right) < D^i \quad (4)$$

となる。式(4)の右辺を満たす確率は、式(5)で与えられる。

$$DP^i = N\left(\frac{\ln D^i / V_0^i - (a^i - \sigma^i/2)T}{\sigma^i \sqrt{T}}\right) \quad (5)$$

3. 分析手法

3.1 インフレ率とデフォルトリスクの関係性の分析

本研究では、一期前の短期・長期的なインフレが次の期の短期・長期的なデフォルトリスク（ハザードレート、デフォルト確率）の変動に影響を与えるか分析を行う。そこで、短期・長期的なデフォルトリスクの変動を定義したうえで、グレンジャー因果性検定の手法を紹介する。

3.1.1 短期・長期的なデフォルトリスクの変動

企業*i*の短期的なデフォルトリスクの変動として、式(6)で表されるデフォルトリスクの前月差を用いる。

$$\Delta h_t^{i,m} = h_t^i - h_{t-1}^i, \quad \Delta DP_t^{i,m} = DP_t^i - DP_{t-1}^i \quad (6)$$

また、企業*i*の長期的なデフォルトリスクの変動として、式(7)で表されるデフォルトリスクの前年同月差を用いる。

$$\Delta h_t^{i,y} = h_t^i - h_{t-12}^i, \quad \Delta DP_t^{i,y} = DP_t^i - DP_{t-12}^i \quad (7)$$

3.1.2 時系列の定常性の確認

時系列分析を行うにあたり、定常でないデータを利用すると、無関係な変数でも当てはまりが良くなるという見せかけの回帰となることがある。本研究では、定常性のある時系列を用いるために各時系列に対して単位根検定を行う。

単位根検定における仮説検定は以下のように表すことができる。

$$H_0 : \rho = 1, \quad H_1 : \rho < 1 \quad (8)$$

$$y_t = \mu' + \rho y_{t-1} + \mu_t \quad (9)$$

式(8)は、検定における帰無仮説 H_0 、対立仮説 H_1 を示す。

ここで、 y_t : 時点*t*における変数、 ρ : 自己回帰係数、 μ' : 定数項、 μ_t : 誤差項である。式(9)における ρ が 1 よりも有意に小さいと判断される場合、帰無仮説は棄却され、時系列は定常であると判断することができる。式(10)より、検定統計量 \hat{t} を算出し、時系列が定常であるか検定を行う。

$$\hat{t} = \frac{(\rho - 1) / \hat{\sigma}_{\hat{\rho}}}{\hat{\sigma}_{\hat{\rho}}} \sim \hat{t} \quad (10)$$

ここで、 $\hat{\rho}$: ρ の最小二乗推定量、 $\hat{\sigma}_{\hat{\rho}}$: 最小二乗法によって得られる $\hat{\rho}$ の標準誤差である。本研究では、定常性が確認された企業に対してのみ分析を行う。

3.1.3 2変量 VAR(1)モデル

本項および次項では、ハザードレート h_t を用いて分析手法を紹介する。なお、デフォルト確率 DP に関しても同様の手法を用いて分析を行う。

式(11-a)は、ハザードレートの変動に対する予測モデル、式(11-b)はインフレ率に対する予測モデルを表している。

$$\Delta h_t^i = \alpha^{1,i} + \beta^{1,i} \Delta h_{t-1}^i + \beta^{2,i} I_{t-1} + \varepsilon_t^{1,i} \quad (11-a)$$

$$I_t = \alpha^{2,i} + \beta^{3,i} I_{t-1} + \beta^{4,i} \Delta h_{t-1}^i + \varepsilon_t^{2,i} \quad (11-b)$$

また、デフォルト確率に関するモデルは式(12)で表される。

$$\Delta DP_t^i = \alpha^{3,i} + \beta^{5,i} \Delta DP_{t-1}^i + \beta^{6,i} I_{t-1} + \varepsilon_t^{3,i} \quad (12-a)$$

$$I_t = \alpha^{4,i} + \beta^{7,i} I_{t-1} + \beta^{8,i} \Delta DP_{t-1}^i + \varepsilon_t^{4,i} \quad (12-b)$$

ここで、 I_t : t 期のインフレ率、 α : 定数項、 β : 回帰係数、 ε_t : 誤差項である。なお、本研究では β^2, β^6 をインフレベータ、 β^4 をハザードベータ、 β^8 をデフォルトベータと呼ぶ。

3.1.4 グレンジャー因果性検定

本研究では、グレンジャー因果性分析を用いて $t-1$ 期のインフレ率が、 t 期のハザードレートの変動に先行しているかを検証する。

$$H_0 : \beta^{2,i} = 0, \quad H_1 : \beta^{2,i} \neq 0 \quad (13)$$

$$\Delta h_t^i = \alpha^{1,i} + \beta^{1,i} \Delta h_t^i + \varepsilon_t^{1,i} \quad (14)$$

式(13)は、検定における帰無仮説 H_0 、対立仮説 H_1 を示し、式(14)は、式(11-a)からインフレ率の項を取り除いた、ハザードレートに対する予測モデルを表す。

式(11-a)におけるインフレベータ β^2 が有意に値を持ち、式(11-a)の ε_t^1 が式(14)の $\varepsilon_t^{1,i}$ に対して有意に減少する場合、帰無仮説 H_0 は棄却され、インフレ率がハザードレートに先行していると判断することができる。式(15)より、検定統計量 χ^2 を算出し検定を行う。

$$\chi^2 = \frac{RSS - USS}{USS / (T - 3)} \sim \chi^2 \quad (15)$$

$$RSS = \sum_{t=1}^n \varepsilon_t^{1,i^2} = \left\{ \Delta h_t - (\alpha^1 + \beta^1 \Delta h_{t-1}) \right\}^2 \quad (16)$$

$$USS = \sum_{t=1}^n \varepsilon_t^{1,i^2} = \left\{ \Delta h_t - (\alpha^1 + \beta^1 \Delta h_{t-1} + \beta^2 I_{t-1}) \right\}^2 \quad (17)$$

ここで、 T : 観測数, RSS : 制約付き残差二乗和, USS : 制約無し残差二乗和である. このとき, インフレベータ β^2 が有意であれば, $t-1$ 期におけるインフレ率が t 期におけるハザードレートの変動に影響を及ぼすと判断される. つまり, インフレベータ β^2 が有意に正 (負) の値であると判断されたならば, インフレ率の上昇によって, ハザードレートが上昇 (低下) することを意味する. なお, ハザードレートがインフレ率に影響を与えるか分析するため, 式 (11-b) についても同様に検定を行う.

3.2 インフレ率とデフォルトリスクの関係性の分析

本研究では, 負債比率の大きさによるインフレベータ β^2, β^6 の違いを比較するため, インフレベータと負債比率に対してクロスセクションで相関分析を行う.

企業 i の負債比率 $Dratio^i$ は式(18)で表される.

$$Dratio^i = D^i / JS^i \quad (18)$$

ここで, D^i : 企業 i の時負債総額, JS^i : 企業 i の時価総額である.

4. データと分析設定

本研究では, 2003年2月から2011年3月の日本市場における月次ベースのデータを用いる. また市場の状態を考慮し, 期間を2003年2月から2007年7月 (市場拡大期), 2007年8月から2009年12月 (市場混乱期), 2010年1月から2011年3月 (市場停滞期) の3つに分け検定を行う.

クレジットスプレッドは線形補間で構築した残存期間2年のもの, インフレ率は短期的なインフレ率としてCPI (総合) の前月比, 長期的なインフレ率として前年同月比を用いる. 回収率は0.35とする.

5. 実証分析結果と考察

5.1節および5.2節では, インフレ率とデフォルトリスクの短期的な関係性を確認する. 5.3節では, インフレ率とデフォルトリスクの長期的な関係性を確認する.

5.1 前月比インフレ率がデフォルトリスクに及ぼす影響

本節では, 前月におけるインフレ率が次の1ヶ月におけるデフォルトリスクの変動にどのような影響を与えるか確認する.

まず, インフレ率とデフォルトリスクの関係性の有無を確認する. 表1より, 2007/8-2009/12 (混乱期) および2010/1-2011/3 (停滞期) では, 135社中30社, 139社中19社の企業でインフレ率がハザードレートに先行することが確認された. しかし, 2003/3-2007/7 (拡大期) においては, インフレ率がハザードレートに先行する企業数が1社と少なかった. これは, 当該期間においては, 経済が比較的安定的に成長しており, ハザードレートの値や変動が小さかったため, インフレ率との関係性が表れなかったのではないかと考えられる.

また, 表2より, 2003/3-2007/7 (拡大期) では122社中

22社, 2007/8-2009/12 (混乱期) では125社中13社, 2010/1-2011/3 (停滞期) では, 139社中18社においてインフレ率がデフォルト確率に先行することが確認された. この結果をハザードレートにおける分析結果と比較すると, まず, 2003/3-2007/7 (拡大期) においてインフレ率が先行する企業が多いことが分かる. これは, 当該期間においてハザードレートの動きは小さかったのに対し, デフォルト確率の動きは比較的大きく, 関係性が表れやすくなったのではないかと考えられる.

表1 インフレ率がハザードレートに先行する企業数

	全企業数	インフレ先行企業数	ハザード先行企業数
2003/3-2007/7	125	1	12
2007/8-2009/12	135	30	5
2010/1-2011/3	139	19	7

(有意水準10%)

表2 インフレ率がデフォルト確率に先行する企業数

	全企業数	インフレ先行企業数	デフォルト先行企業数
2003/3-2007/7	122	22	18
2007/8-2009/12	125	13	15
2010/1-2011/3	139	18	10

(有意水準10%)

次に, インフレがデフォルトリスクにどのような影響を及ぼすか確認する. 表3より, インフレベータ β^2 および β^6 は多くの企業で負の値であり, インフレ率の上昇はデフォルトリスクを低下させることがわかった. このことは, インフレが発生すると企業の資産に対する負債の相対的な価値が下がり, 企業のデフォルトの危険性が低下するという考え方と整合的である. さらに, 表4を見ると, 各企業の負債比率とインフレベータの間に負の相関があり, インフレベータが負の値であることを考慮すると, 負債比率が高い企業ほどインフレの影響を強く受けることが確認された. このことは, 負債の大きい企業ほどインフレによる負債価値低下の影響を受けやすいためであると考えられる.

表3 インフレベータ β^2 および β^6 の符号

	2003/3-2007/7	2007/8-2009/12	2010/1-2011/3
$\beta^2 < 0$	0	30	19
$\beta^2 > 0$	1	0	0
$\beta^6 < 0$	21	10	15
$\beta^6 > 0$	1	3	3

表4 インフレベータ β^2 および β^6 と負債比率の相関

	2003/3-2007/7	2007/8-2009/12	2010/1-2011/3
β^2 と負債比率の相関	-	-0.42	-0.56
β^6 と負債比率の相関	-0.36	-0.29	-0.1

5.2 デフォルトリスクが前月比インフレ率に及ぼす影響

本節では, 前月におけるデフォルトリスクの変動が次の1ヶ月におけるインフレ率にどのような影響を与えるか確認する.

表1, 2から, 全ての分析期間においてハザードレートおよびデフォルト確率がインフレ率に先行する企業が存在することが確認された. また, 表5よりハザードベータ β^4

とデフォルトベータ β^8 の値を見ると、2007/8-2009/12（混乱期）においては多くの企業で負の値であり、デフォルトリスクの上昇はインフレ率を低下させることがわかった。このことは、当該期間において、倒産する企業が増えたことやデフレが進行したことを考慮すると、おおむね整合性があると言える。次に2003/3-2007/7（拡大期）および2010/1-2011/3（停滞期）での結果を見ていく。表5より、ハザードベータ β^4 、デフォルトベータ β^8 の値を見ると、2003/3-2007/7（拡大期）、2010/1-2011/3（停滞期）において多くの企業で正の値である。これは、倒産企業が増えると政府が経済の回復を図り、インフレ目標を掲げ、次期のインフレ率を上昇させているためではないかと考えられる。

表5 ハザードベータ β^4 とデフォルトベータ β^8 の符号

	2003/3-2007/7	2007/8-2009/12	2010/1-2011/3
$\beta^4 < 0$	1	5	3
$\beta^4 > 0$	11	0	4
$\beta^8 < 0$	0	12	5
$\beta^8 > 0$	18	3	5

5.3 前年同月比インフレ率とデフォルトリスクの関係

本節では、前年におけるインフレ率が次の1年におけるデフォルトリスクの変動にどのような影響を与えるかを確認する。なお、2007/8-2009/12（混乱期）に関しては、前年同月比インフレ率が単位根検定により定常でないとは判断されたため実証分析を行っていない。

まず、ハザードレートに関する結果を見ていく。表6より、2010/1-2011/3（停滞期）では75社中10社でインフレ率がハザードレートに先行することが確認された。この結果は、前月比インフレ率における分析結果と比較すると少なくなっている。さらに、表7より、2010/1-2011/3（停滞期）の結果を見ると、インフレベータ β^2 の値は負であり、前年同月比インフレ率の上昇はハザードレートを上昇させることが分かった。この結果は、前月比インフレ率における分析結果と対照的である。これは、1ヶ月という期間では、インフレ発生に伴い資産価値が上昇し、負債の相対的価値が下がることで、デフォルトの危険性が低下したが、1年という期間では、インフレに対して適切な価格転嫁ができないなどの理由から、業績悪化に対する懸念が強まり、資産価値が押し下げられたことが、ハザードレートが上昇した理由と考えられる。

表6 インフレ率がハザードレートを先行する企業数

	全企業数	インフレ先行企業数	ハザード先行企業数
2004/2-2007/7	30	5	0
2010/1-2011/3	75	10	2

(有意水準10%)

表7 インフレベータ β^2 の符号

	2004/2-2007/7	2010/1-2011/3
$\beta^2 < 0$	1	0
$\beta^2 > 0$	4	10

次に、デフォルト確率に関する結果を見ると、表8より、2010/1-2011/3（停滞期）において55社中13社でデフォルト確率がインフレ率に先行することが確認された。さらに、表9より、デフォルトベータ β^8 の値は負であり、デフォルト確率の上昇は前年同月比インフレ率を上昇させることが分かった。この結果は、同期間2010/1-2011/3（停滞期）の前月比インフレ率における分析結果と同様の傾向である。

表8 インフレ率がデフォルト確率を先行する企業数

	全企業数	インフレ先行企業数	デフォルト先行企業数
2004/2-2007/7	24	2	2
2010/1-2011/3	55	1	13

(有意水準10%)

表9 デフォルトベータ β^8 の符号

	2004/2-2007/7	2010/1-2011/3
$\beta^8 < 0$	0	1
$\beta^8 > 0$	2	12

6. まとめと結語

本研究では、2003年から2011年の日本債券・株式市場においてインフレ率と各個別企業のデフォルトリスクの短期・長期的な関係性を市場環境により3つの期間に分けて分析を行った。デフォルトリスクとして、ハザードレートとデフォルト確率の2つを用いた。また、負債比率によるデフォルトリスクのインフレに対する感応度の違いを分析した。

実証結果から、1ヶ月という短期におけるインフレ率の上昇はデフォルトリスクを低下させることが確認された。また、負債比率の高い企業ほどインフレの影響を強く受けることがわかった。さらに、デフォルトリスクがインフレ率に先行することが確認されたが、デフォルトリスクがインフレ率に与える影響は経済の状態によって異なることが分かった。また、インフレ率とデフォルトリスクの関係性は、1年という期間では、短期的な関係性とは異なることが示唆された。

謝辞 本研究は科研費(22510143)の助成を受けたものである。

参考文献

- 1) Abdelaziz Chazi, Is Default Risk Related To Inflation?, *Journal of Accounting Business and Management*, Vol.14, 32-40(2007).
- 2) Bradley T. Ewing, The response of the default risk premium to macroeconomic shocks, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol.43(2), 261-272(2003).
- 3) Jacob Boudoukh and Matthew Richardson, Stocks Returns and Inflation: A Long Term Perspective, *American Economic Review*, Vol.83(5), 1346-1355(1993).
- 4) S. Figlewski, H. Frydman and W. Liang, Modeling the effect of macroeconomic factors on corporate default and credit rating transition, *NYU Stern Finance Working Paper*, No. FIN-06-007(2006).