

平成 26 年 6 月 4 日現在

機関番号：32702

研究種目：基盤研究(C)

研究期間：2011～2013

課題番号：23530385

研究課題名(和文) マクロの景気変動を考慮した新たな企業価値・信用リスク評価手法の研究

研究課題名(英文) Studies on the Valuation of Credit Risk and Firm Value Considering Macroeconomic Variation

研究代表者

菅野 正泰 (Kanno, Masayasu)

神奈川大学・経営学部・准教授

研究者番号：00551061

交付決定額(研究期間全体)：(直接経費) 2,100,000円、(間接経費) 630,000円

研究成果の概要(和文)：マクロ経済の景気循環性が、ミクロとしての企業の信用力変化に与える影響を計量モデル化した。このモデルを使用した実証分析の結果、マクロ経済変数そのものよりも、フィルターで当該変数を要素分解して得たトレンド項やサイクル項を変数として導入したモデルの方が、日本企業の信用力をより良く説明することを示した。また、景気変動のストレスを企業の信用リスクのパラメーターに変換するモデルを開発し、従来、財務指標中心に評価していた企業の信用リスクをマクロ経済変数と業種関連の影響を考慮して評価することが可能となった。以上の研究成果は、査読論文2本他に収録された。更に、1本投稿予定である。

研究成果の概要(英文)：We analyzed the effect that business variation affects the credit cycle for companies, and found that a model with trend and cycle terms derived by a filtering decomposition of macroeconomic variables has more default predictive power than a model with original variables. In addition, we developed a model that transforms a macro-stress scenario into risk parameters of a credit portfolio risk model, the use of which enabled us to evaluate portfolio credit risk and firm-values, considering macroeconomic variables and correlations between industries. Our research outcomes are published in two peer-reviewed journals.

研究分野：社会科学

科研費の分科・細目：経済学 財政学・金融論

キーワード：ファイナンス リスク管理 景気循環サイクル 信用サイクル 信用格付 ストレストテスト プロビットモデル 多段階反応モデル

1. 研究開始当初の背景

現在、今次金融危機への反省に立って、銀行の自己資本比率の見直しが議論されている中、国内では、今次危機に際して「貸し渋り」「貸し剥がし」など金融仲介機能には相応しくない銀行の貸出行動が確認された。これらは自己資本比率規制対応が原因とも言われ、景気後退を過剰に増幅する「景気循環増幅効果」の存在が指摘されてきた。銀行のリスク管理上は、ミクロレベルの企業と信とマクロレベルの景気変動をリンクさせ、景気変動に感応的な企業価値、信用リスクの評価のための定量分析ツールの開発が待たれるところである。

2. 研究の目的

現状では、銀行の「与信審査」は格付モデルによって計算される信用スコアを基本に行われるようになってきたが、そもそも格付モデルは、直近数年間に蓄積された財務指標など企業の「固有リスク」を表すデータを使い構築されているため、その時々々の景気に左右され、景気循環サイクルとの関連性が乏しい点が指摘されている。例えば、GDPなどのマクロ経済変数の景気循環を考慮した場合に企業価値にどのような影響を及ぼすのか、また、集合体としてのポートフォリオの価値分布にどのように影響を及ぼすのかという分析がなされていない。

本研究では、企業価値、信用リスクを左右する要因が、企業固有の要因のみではなく、マクロ経済の要因が影響していることに着目し、景気循環性、企業破綻が集中するリスクの要因分析を行い、企業審査、信用リスク管理に活用できるツールの開発を目指すものである。

3. 研究の方法

(i) マクロ経済の景気循環性が、ミクロの企業の信用力変化に与える影響を計量モデル化し、このモデルによる実証分析として、マクロ経済変数そのものを導入したモデルと、フィルターで当該変数を要素分解して得たトレンド項やサイクル項を変数として導入したモデルにより比較分析する。また、(ii) 景気変動のストレスを企業の信用リスクのパラメータに変換するモデルを開発し、従来、財務指標中心に評価していた企業の信用リスクをマクロ経済変数と業種関連の影響を考慮して評価することが可能となった。以上の研究成果は、査読論文2報他に収録された。以下では、紙面の都合上、(i)について詳述する。

景気変動が企業の信用力に及ぼす影響を明らかにするために、実質 GDP 成長率や完全失業率などのマクロ経済変数データと企業のデフォルト関連データを用いて、マクロ経済変数が企業の信用力に及ぼす影響を計量モデル化し、分析する。まず、企業の信用

リスクをマクロ経済変数と企業固有の変数によって定式化し、信用サイクルと景気循環サイクルとの相関を考慮する。次に、景気循環サイクルを Hodrick - Prescott フィルター（以下、HP フィルター）を使い要素分解することによって、企業の信用力に影響を及ぼす変数をトレンド項、サイクル項として抽出し、マクロ経済変数そのものを直接導入したモデルとの比較分析を行う。

信用リスク評価の構造モデルアプローチにより、企業の信用力を表す確率変数として資産リターンを考え、 $Y(t)$ で表す。 $Y(t)$ は2つの要因に分解され、1つの要因は経済の状態を表すシステムティック・リスクファクター $Z(t)$ で、全企業に共通して影響を与え、別名、信用サイクル・インデックスとも呼ばれる。もう1つの要因は、企業固有のリスクファクター $u(t)$ である。 $\mathbb{R}_+ = (0, \infty)$ として $Y(t)$ は次式のように2つの要因の線形結合で表される。

$$Y(t) = w(t)Z(t) + \sqrt{1 - w(t)^2}u(t), \quad t \in \mathbb{R}_+ \quad (1)$$

ここで、 $Z(t)$ と $u(t)$ は互いに独立な標準正規分布に従う確率変数であるので、 $Y(t)$ も標準正規分布に従う確率変数である。また、 $w(t) \in [0, 1], t \in \mathbb{R}_+$ は、企業の資産リターンが信用サイクル・インデックスの影響度を表す係数であり、 $w(t)^2$ は信用サイクル・インデックス $Z(t)$ と資産リターン $Y(t)$ との時間依存の相関係数で、資産相関係数に相当する。この $w(t)$ が1に近いほど、企業固有のリスクより、マクロ経済に影響を受ける度合いが大きいことになる。

時点 t における期間1年のストレスを受けた場合のデフォルト率(PIT格付アプローチにおけるストレスPD)を $P_{PIT}^S(t)$ とおくと、これは過去1年間 $(t-1, t]$ におけるデフォルト実績を基に計算される時間の確定関数である。先行研究では、通常、社債の投機格の実績デフォルト率を想定しており、Belkin et al. (1998)やWilson (1997)によると、投資適格の社債に比べて、投機格の社債はマクロ経済の状態をより反映しやすい性質を有するとされている。したがって、本研究でも、この前提を置く。なお、PIT格付アプローチにおけるストレスPDとは、債務者固有のリスクに比べて、システムティックリスクの影響が遥かに大きいストレスを受けた状態におけるデフォルト確率を指す。景気後退期の平均デフォルト率を利用することとなっている。PIT格付アプローチにおけるストレスPDを特定する方法として、1つには $Z(t)$ に観測されるマクロ経済変数を直接代入する方法が考えられる。この方法を行った先行研究には、Nickell et al. (2000)などがある。しかしながら、ストレスを受けた債務者のPDを反映した任意の格付プールのPDは、マクロ経済環境下では、同じ方向に動く傾向があり、景気循環サイクルの山あたりでは高くなり、その谷あたりでは低くなる傾向がある。

投機格の社債がデフォルトする場合，信用サイクル・インデックス $Z(t)$ のみに依存し，企業固有のリスクファクター $u(t)$ には依存しないと仮定する．このとき，デフォルト率 $P_{PIT}^S(t)$ は，資産リターン $Y(t)$ が，ストレスを受けた場合のデフォルト閾値 $y_{iPIT}^S = \bar{z}$ 以下になる確率であるとする，

$$P_{PIT}^S(t) = \Phi(\bar{z}) \quad (2)$$

が得られる．これより，標準正規累積分布関数 $\Phi(\cdot)$ の逆関数 $\Phi^{-1}(\cdot)$ により， $\bar{z}(t) = \Phi^{-1}(P_{PIT}^S(t))$ となる． $\bar{z}(t) = \Phi^{-1}(P_{PIT}^S(t))$ の実績データの平均を $\mu_{\Phi^{-1}(P(t))}$ ，分散を $\sigma_{\Phi^{-1}(P(t))}^2$ とすると， $\bar{z}(t)$ を基準化したものが，信用サイクル・インデックス $Z(t)$ であるので，

$$Z(t) = \frac{\Phi^{-1}(P_{PIT}^S(t)) - \mu_{\Phi^{-1}(P(t))}}{\sigma_{\Phi^{-1}(P(t))}} \quad (3)$$

と表すことができる．信用サイクル・インデックス $Z(t)$ は時点 t までに全企業が影響を受けるマクロ経済の状態を反映した信用状態を表す指標であり，景気が良いときはマイナスの値をとり，逆に景気が悪いときはプラスの値をとる．ここで，PIT格付アプローチによるストレスPDに関するデフォルト閾値 $\bar{z}_{PIT}^S(t) = \Phi^{-1}(P_{PIT}^S(t))$ は，重回帰モデルにより，次式のように複数のマクロ経済変数によって表現することが可能である．

$$\begin{aligned} \bar{z}_{PIT}^S(t) &= \Phi^{-1}(P_{PIT}^S(t)) \\ &= \beta_0 + \sum_{j=1}^m \beta_j X_j(t - lag) + \sum_{j=m+1}^n \beta_j X_j(t) \\ &\quad + e(t) \end{aligned} \quad (4)$$

ここで， $X_j(t - lag)$ ， $j = 1, 2, \dots, m$ は，時点 t の lag 月前の時点 $(t - lag)$ に決まるマクロ経済変数で，実質GDP成長率，完全失業率などの変数が該当する． lag は，各変数の更新サイクルと変数の特性に応じて設定される期間であり，実質GDP成長率に関しては3ヶ月前，完全失業率に関しては，1ヶ月前の数値が設定される．また， $X_j(t)$ ， $j = m + 1, 2, \dots, n$ に関しては，信用サイクル・インデックスと同じ時点 t の数値が設定される．また， $e(t)$ は標準正規分布に従う誤差項である．

更に，オリジナルのマクロ経済変数をHodrick-Prescottフィルター（Hodrick and Prescott (1997)参照）により，トレンド項とサイクル項に分解して， $X_j(t - lag)$ ， $j = 1, 2, \dots, m$ と $X_j(t)$ ， $j = m + 1, 2, \dots, n$ に，それぞれの項を設定するモデルを提案する．

他方，社債の格付が期間 $(t, t + 1]$ に i から j に推移する場合，信用サイクル・インデックス $Y(t)$ は区間 $(y_i^j, y_i^{j+1}]$ の値をとるとする．このとき，信用サイクル・インデックス $Z(t)$ は，実現値 $z(t)$ をとるとすると $Z(t) = z(t)$ を条件とした格付推移確率 $p(t; i, j|z(t))$ は次式で表される．

$$\begin{aligned} p(t; i, j|z(t)) &= \Phi\left(\frac{y_i^{j+1}(t) - w(t)z(t)}{\sqrt{1 - w(t)^2}}\right) \\ &\quad - \Phi\left(\frac{y_i^j(t) - w(t)z(t)}{\sqrt{1 - w(t)^2}}\right) \end{aligned} \quad (5)$$

ここで，格付閾値 $y_i^j(t)$ ， $y_i^{j+1}(t)$ は格付推移確率行列から計算される所与の値である．特に，デフォルト状態 K に推移する場合 $Z(t) = z(t)$ を条件としたデフォルト推移確率，いわゆるPIT格付アプローチにおけるストレスPDである $P_{PIT}^S(t) := p(t; i, K|z(t))$ は， $y_i^K := y_{PIT}^U$ とおいで次式で表される．

$$P_{PIT}^S(t) = \Phi\left(\frac{y_{PIT}^U(t) - w(t)z(t)}{\sqrt{1 - w(t)^2}}\right) \quad (6)$$

ここで， y_{PIT}^U は，PIT格付アプローチによる無ストレスPDである $P_{PIT}^U(t)$ に対して，累積正規分布関数の逆関数をとった値であるので，

$$y_{PIT}^U = \Phi^{-1}(P_{PIT}^U(t)) \quad (7)$$

である．ここで，無ストレスPDとは，現在利用可能なマクロ経済の情報を利用して，債務者が翌年デフォルトする確率のバイアスのない推定値であり，景気が上昇すると，無ストレスPDは下落し，逆に景気が後退すると，無ストレスPDは上昇する．

さて，(4)式の $X_j(\cdot)$ のうち，実質GDP成長率などのマクロ経済変数については，重回帰分析を行う前に時系列モデルで定式化する．時系列モデルにより，時系列データは水準変動，サイクル変動，季節変動，および誤差項のファクターに分解することが可能であり，マクロ経済時系列は典型的には長期のトレンドとそのトレンド周りの周期的変動を持つ．また，期間が異なれば，成長率が異なるトレンドを持ち，時間変動するサイクルを有するのが特徴である．季節変動に関しては，内閣府から公表されている時系列データを使用することで対応する．このデータは，季節調整法X12-ARIMAによって季節調整を行った後の季節調整済時系列データで，以下では，季節変動はモデル化の対象外とする．このとき，時系列モデルを次式で定義する．

$$\begin{aligned} v(t) &= \mu(t) + \psi(t) + \sigma_\epsilon \epsilon(t), \\ &\quad t = 1, 2, \dots, n \end{aligned} \quad (8)$$

ここで， $v(t)$ は実際の季節調整済時系列を表し， $\mu(t)$ ， $\psi(t)$ および $\epsilon(t)$ は，それぞれトレンド項，サイクル項および誤差項を指す．誤差項 $\epsilon(t)$ は標準正規分布に従う確率変数で，他の全ての確率変数および異時点間では互いに独立である．

本研究では，トレンド項 $\mu(t)$ を特定する方法として，Hodrick-Prescottフィルタータイプの定式化を行う．このとき，

$$\mu(t + 1) = \mu(t) + v(t) \quad (9)$$

$$v(t + 1) = v(t) + \sigma_\xi \xi(t) \quad (10)$$

となる．ここで， $\xi(t)$ は標準正規分布に従う確率変数である．時系列 $v(t)$ からトレンド要素 $\mu(t)$ を控除した残りの $\tilde{\psi}(t) := \psi(t) + \sigma_\epsilon \epsilon(t)$ がサイクル要素（=サイクル項 + 誤差項）と

なる。

$\sigma_{\xi} = 0$ の場合、トレンド項は一定となる。また、サイクル要素 $\tilde{\psi}(t)$ については、Harvey et al. (1985)で行われている定式化に倣い、三角関数を使い次式のように定式化する。

$$\begin{pmatrix} \tilde{\psi}(t) \\ \tilde{\psi}^*(t) \end{pmatrix} = \phi \begin{pmatrix} \cos \lambda & \sin \lambda \\ -\sin \lambda & \cos \lambda \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \tilde{\psi}(t-1) \\ \tilde{\psi}^*(t-1) \end{pmatrix} + \sqrt{1-\phi^2} \begin{pmatrix} \kappa(t) \\ \kappa^*(t) \end{pmatrix} \quad (11)$$

ここで、 $\lambda \in [0, \pi]$ はサイクル周期(ラジアン)、 $\phi \in [0, 1]$ は振幅の減衰率である。また、 $\kappa(t)$ と $\kappa^*(t)$ は互いに独立な標準正規分布に従う確率変数である。このサイクル要素は平均周期 $2\pi/\lambda$ の定常サイクル過程を表現するが、 $on(t), \xi(t), \kappa(t), \kappa^*(t)$ は通常のプロセスである。その他、サイクルのモデル化に関しては、Harvey (1991)が詳細である。(15)式を、ラグ・オペレータ L を使って解くと、

$$\tilde{\psi}(t) =$$

$$\frac{(1 - \phi \cos \lambda \cdot L) \sqrt{1 - \phi^2} \kappa(t) + (\phi \sin \lambda \cdot L) \sqrt{1 - \phi^2} \kappa^*(t)}{1 - 2\phi \cos \lambda \cdot L + \phi^2 \cdot L^2} \quad (12)$$

となり、 $\tilde{\psi}(t)$ はARMA(2,1)モデルで表現される。ARMA(2,1)モデルの一般式は、 $\eta(t)$ を標準正規分布に従う確率変数として、

$$\tilde{\psi}(t) = \alpha_0 + \alpha_1 \tilde{\psi}(t-1) + \alpha_2 \tilde{\psi}(t-2) + \theta_1 \eta(t-1) + \eta(t) \quad (13)$$

である。したがって、(12)式のパラメータ ϕ と λ は、(13)式の α_1 と α_2 を所与として、次式により計算することができる。

$$\phi = \sqrt{-\alpha_2}, \quad \lambda = \cos^{-1} \frac{\alpha_1}{2\sqrt{-\alpha_2}} \quad (14)$$

このとき、(4)式と(6)式を使い、次式を得る。

$$\tilde{z}_{PIT}^S(t) = \sqrt{1+b(t)^2} \mu_{PIT}^U(t) + b(t) \tilde{\psi}(t) \quad (15)$$

ここで、 $\tilde{z}_{PIT}^S(t) = \Phi^{-1}(P_{PIT}^S(t))$ 、すなわち $P_{PIT}^S(t)$ を所与とし、資産相関係数 $w(t)^2$ 、PIT格付アプローチによる無ストレスPDから計算されるデフォルト閾値 $y_{PIT}^U(t)$ 、およびデフォルト時の信用サイクル・インデックス $z(t)$ を次式の通りおく。

$$w(t)^2 = \frac{b(t)^2}{1+b(t)^2}, \quad (16)$$

$$y_{PIT}^U(t) = \mu_{PIT}^U(t), \quad z(t) = -\tilde{\psi}(t)$$

ここで、 $b(t)^2 \in \mathbb{R}_+$ なので、 $w(t)^2 \in [0, 1]$ となり、(1)式で $w(t) = 1$ の場合は除かれる。 $\mu_{PIT}^U(t)$ は、無ストレスの実績デフォルト率の時系列 $P_{PIT}^U(t)$ の標準正規累積分布関数の逆関数をとった時系列をHPフィルター分解して求まるトレンド要素である。

4. 研究成果

(i) マクロ経済変数そのものよりも、フィルターで当該変数を要素分解して得たトレンド項やサイクル項を変数として導入したモデルの方が、日本企業の信用力をより良く

説明することが判明した。また、(ii) 景気変動のストレスを企業の信用リスクのパラメータに変換するモデルを開発し、従来、財務指標中心に評価していた企業の信用リスクをマクロ経済変数と業種関連の影響を考慮して評価することが可能となった。以上の研究成果は、査読論文2本に収録された。以下では、紙面の都合上、(i)について詳述する。

(4)式のプロビットモデルに基づく重回帰分析により、信用サイクル・インデックスに影響を及ぼすモデル(マクロ経済変数)の選択を行った。実質GDP成長率、CPI総合指数(除く生鮮食品)、完全失業率は、全て季節調整済の変数とし、季節変動の影響を除去した数値である。更新サイクル(月次、4半期、年次)と変数自身の特性に応じて、タイムラグを設定する。データセットは2種類用意し、オリジナルのデータセットを「セット1」とし、実質GDP成長率、CPI総合指数(除く生鮮食品)、完全失業率、景気動向指数CI先行系列および一致系列をHPフィルターによって、トレンド項とサイクル項に分解したデータセットを「セット2」とする。

データセットを時系列に関して設定する。投資格付情報センターのBB格以下で、一般にデフォルトが観察され始めたのは1994年度以降であるので、それ以降2010年度までのデータセットをサンプル1(1994年4月-2004年3月)とサンプル2(2004年4月-2011年3月)に分割し、それぞれ10年分、7年分のデータを用意する。また、サンプルデータ2は、サブプライムローン問題・グローバル金融危機の影響を受けたデータであるので、その影響を分別するために、リーマン・ショック以降(2008年9月以降)の期間(2008年9月-2011年3月)のデータを抽出したデータセットも設定し、原時系列に関して合計3種類のデータセットを用意する。更に、3種類のそれぞれに対して、HP分解により金利・株式変数以外のマクロ経済変数をトレンド項とサイクル項に分解して両者を変数候補としたデータセットを設定し、合計 $3 \times 2 = 6$ 種類のデータセットを用意する。

プロビットモデルによる重回帰分析の変数選択法として変数減少法を使用する。係数の符号に注意し、符号が逆転している変数候補は除外し、また、多重共線性を回避するために、VIF(分散拡大係数)が10を超える変数候補を除外し、全ての変数候補のVIFが10以下になるまで逐次繰り返す。

重回帰分析の修正決定係数を表1に示す。6種類のデータセットで顕著な特徴は、サンプル1、サンプル2、リーマン・ショック以降の順番で、修正決定係数が高くなる点である。この間の日本企業のデフォルトに影響を与えた要因として、最も顕著なのはリーマン・ショックであり、データ期間で見た場合、リーマン・ショック以降に限定したデータセットが、マクロ経済変数だけで最も良くデフ

ォルトを説明することが可能であることがわかる。次に、サンプル2は、リーマン・ショック前からの時期を含み、金融危機の影響がリーマン・ショック以降に限定したデータセットより弱まっている。最後に、1994年4月から2004年3月までのサンプル1である。この時期は、1997年から1998年に掛けての日本の金融不況を含む時期ではあるものの、マクロ経済変数による説明力は意外に小さいことが判明した。また、実質GDP成長率等の6変数のみをHP分解し、抽出したトレンド項とサイクル項を変数に投入した3種類のデータセットについて、それぞれオリジナルのデータセットと比較すると、3つの全ての組み合わせにおいて、HP分解後のマクロ経済データを使用した方が、格段に説明力が向上することが判明した。特に、リーマン・ショック以降のデータセットでは、マクロ経済変数で日本企業のデフォルトの約9割が説明できることになり、この時期の企業倒産は、景況悪化によるものであることを定量的に説明できた。

次に、表2において選択された変数を見ると、オリジナルデータに関しては、景気動向指数CI一致系列と短期金利の無担保コールO/N物以外は、万遍なく選択されている。他方、HP分解後のデータセットについては、トレンド項とサイクル項の何れかが選択されているケースがほとんどであり(CPI総合(除く生鮮食品)については例外的に両方選ばれているケースがある。)、各変数の特性に応じて、トレンドが意味を持つのか、サイクルが意味を持つのか分かれるところであり、根拠を明確に結論付けるには、更なる分析の考察が必要である。

表1. プロビットモデルに基づく重回帰分析の修正決定係数

データの種類の	データ期間		
	サンプル1	サンプル2	リーマン・ショック以降
オリジナルデータ	0.394	0.605	0.798
HP分解後データ	0.588	0.836	0.895

(注)各データ期間 サンプル1:1994/4-2004/3, サンプル2:2004/4-2011/3, リーマン・ショック以降:2008/9-2011/3

5. 主な発表論文等

(研究代表者, 研究分担者及び連携研究者には下線)

[雑誌論文](計2件)

Masayasu Kanno, Default Forecasting Considering Correlation Between Business and Credit Cycles, Journal of Applied Finance & Banking, 査読有, vol.2, no.5, 2012, pp.275-305.

菅野正泰, マクロストレスシナリオをリスクパラメーターに変換するための信用リスクモデル, FSAリサーチ・レビュー, 査読有, 8巻, 2014, pp.1-37, URL: <http://www.fsa.go.jp/frtc/nenpou/08.htm>

[学会発表](計5件)

Masayasu Kanno, Credit Risk Valuation Considering Relation Between Credit Cycle and Business Cycle, the 7th Bachelier Finance Society World Congress 2012 (BFS2012), 2012年6月19-22日, オーストラリア(シドニー・ヒルトンホテル)

Masayasu Kanno, Default Model Selection Considering Correlation Between Business and Credit Cycles, International Research Journal of Applied Finance Conference, 2012年09月14-15日, アメリカ(プロビデンス・ロードアイランドコンベンションセンター)

Masayasu Kanno, Forecasting of Credit Migration Considering Correlation Between Business and Credit Cycles, 25th Australasian Finance and Banking Conference, 2012年12月16-18日, オーストラリア(シドニー・シャングリラホテル)

Masayasu Kanno, Credit Migration Forecasting and Correlation Between Business and Credit Cycles, The 3rd International Conference of the Financial Engineering and Banking Society, 2013年06月06-08日, フランス(パリ・ESCPキャンパス)

Masayasu Kanno, Transforming Macro Stress Scenarios into Risk Parameters of Credit Portfolio Models, 21st Annual Global Finance Conference, 2014年3月31日, アラブ首長国連邦(ドバイ・JWマリオット・マーキス・ホテル・ドバイ)

[図書](計1件)

菅野正泰, 金融財政事情研究会, 入門 金融リスク資本と統合リスク管理 第2版, 2014, 302

[産業財産権]

出願状況(計0件)

名称:

発明者:

権利者:

種類:

番号:

出願年月日:

国内外の別:

取得状況（計0件）

名称：
発明者：
権利者：
種類：
番号：
取得年月日：
国内外の別：

〔その他〕
ホームページ等

6. 研究組織

(1) 研究代表者

菅野 正泰 (Masayasu Kanno)
神奈川大学・経営学部・准教授
研究者番号：00551061

(2) 研究分担者

()

研究者番号：

(3) 連携研究者

()

研究者番号：