

「住宅金融公庫償還履歴データ」を使った全額繰上償還とデフォルトの分析

法政大学経営学部教授

岸 本 直 樹

法政大学経営学部助教授

金 瑠 晋

財団法人 住宅保証機構

松 本 眞 理

本研究は、1996年から2005年までの約10年間にわたる「住宅金融公庫融償還履歴データ」を使って、任意繰上償還のうちの全額償還（以下、全繰り）とデフォルト（「住宅金融公庫融償還履歴データ」内の「繰上償還請求債権」）が、それらに影響を及ぼすと考えられる一群の変数とどのような関係があるかを分析する。具体的には、ロジット回帰とポアソン回帰と呼ばれる2種類の統計モデルを使って、一群の変数が全繰り、あるいは、デフォルトに及ぼす効果を推定した。その結果、全繰りについては、返済開始年月から数えた経過月数、市場金利、市街地価格指数、失業率が明瞭な効果を及ぼすことが観察できた。さらに、住宅ローン控除やボーナスの効果が全国レベルだけでなく、多数の支店においても観察することができた。また、デフォルトについては、経過月数の効果と、「年末にかけて増加し、1月に急減する」傾向が全国レベルと支店レベルの両方で観察できた。しかし、他の変数の中で、全国および支店の両方のレベルでデフォルトに明瞭な効果を及ぼすものは観察できなかった。次に、支店別の効果をまとめると、市場金利と経過月数

（正確にはその1乗の項）の全繰りに対する影響がどの支店でもほぼ同一水準である点が際立っていた。また、失業率の全繰りに対する影響も、市場金利ほどではないが、支店間でおおよそ均質的な効果をもっていることが分かった。他方、その他の変数には多かれ少なかれ支店毎の差異が観察できた。

1 まえがき

我が国においても、近年、住宅金融公庫債券が定期的に発行されるようになって、住宅ローンの証券化市場（以下、RMBS市場）が拡大、発展することが期待されている。さて、RMBSがより多くの投資家に受け入れられ、一層の発展を遂げるためには、RMBSのキャッシュフロー特性が十分に分析されて、投資家に広く理解される必要があるが、そのためには、RMBSを構成する住宅ローンの全繰りとデフォルトを分析することが必須である。なぜならば、住宅ローンのキャッシュフローは、全繰りやデフォルトによって大きく変化するからである。

なお、ここで指摘したい点が1点ある。一般に、住宅ローンを多数集めてRMBSに証券化する際、個別の住宅ローンの特異性は

ある程度相殺する。特に、多数の RMBS に投資している機関投資家の場合、この「分散化効果」が強く働いていると考えられる。したがって、RMBS の投資家、特に機関投資家にとって重要な住宅ローンのキャッシュフロー特性は、分散化によって相殺しない特性である。

また、近年、多くの金融機関が住宅ローンのウエイトを高めている。しかし、広く知られているように、住宅ローンの借手は金利低下局面で借換えする傾向があるので、住宅ローンは金融機関にとって極めて金利リスクの高い資産である。もちろん、金融機関は証券化や金利スワップの利用によって住宅ローンの金利リスクを管理することができるが、そのためには、住宅ローンの金利リスク、即ち、住宅ローン借換えの金利感応度を把握する必要がある。

以上の理由から、本研究では、住宅ローンの全繰りとデフォルトを、それに影響を及ぼすと予想される他の経済変数と関連付けて分析する。ただし、経済変数には、分散化効果によって相殺しない、金利等のマクロ経済変数のほか、住宅ローンを貸し出す金融機関の関心が高いと考えられる借手やローンの属性変数を使う。また、任意繰上償還のうちの一部繰上償還（以下、一繰り）は、時間の制約があり、さらに、その発生要因が全繰りと異なると考えられるので、本研究の対象から外す。即ち、本研究が分析対象とするのは、償還のうち全繰りとデフォルトだけである。

次に、償還に関する膨大な先行研究を簡潔に紹介しよう。一般に、償還に関する学術研究は、大きく理論の論文と実証の論文に分けることができる。前者は、通常、オプション理論の枠組みを使って、借手の借換え、デフォルト、あるいは両方をオプション行使としてモデル化し、多くの場合、借換えないしデフォルトに関して導出した行動原理に基づいて RMBS の価格付けモデルを

提示する。この種の論文としてしばしば引用される初期の論文には Dunn and McConnell (1981) がある。また、比較的最近の論文としては Longstaff (2005) がある。他方、「実証の論文」は、通常、実際の償還データを使って、特定の統計モデルを推定する。この種の代表的な論文としては、Green and Shoven (1986)、Schwartz and Torous (1993)、および Deng, Quigley, and Van Order (2000) がある。ただし、当然のことながら、理論の論文と実証の論文は、相互に依存しており、お互いに影響し合って進展してきた。事実、本研究は純粋な実証論文であるが、実は、期限前償還に伴う経済的および非経済的コストを考慮したオプション理論の枠組みを使って、本研究が採用する、償還を説明する変数（以下、説明変数）の大部分が、期限前償還の決定要因であることを示すことができる¹。

また、我が国の住宅ローンの償還を分析した先行研究に触れておこう。著者が知る限りこの種の研究で最初のもは一條・森平(2001)である。彼らは個別ローンのデータを使って比例ハザード・モデルを推定し、どの変数がどの程度任意繰上償還（全繰りと一繰りの両方を含む）を説明するのかを分析している。それによると、過去の一繰りの回数、借手の職業、約定金利と市場金利の比、ローンの残存期間のほか、それ以外の多数の変数が統計的に有意であった。さらに、杉村(2003)も個別ローンのデータを使って比例ハザード・モデルを推定し、全繰り、一繰り、デフォルトを分析している。杉村(2003)は経過期間、残存期間、借手の年齢、市場金利の4種類の説明変数を使い、すべてが統計的に有意であると結論付けている。

それでは次に本研究が用いるデータを簡単

¹ 期限前償還に伴う経済的および非経済的コストを考慮したオプション理論の枠組みを使って RMBS を分析した論文には、初期のものとして Johnson and Van Drunen (1988) および Kishimoto (1989)、比較的最近のものとして Downing, Stanton, and Wallace (2005) がある。

に説明しよう。まず、償還については、「住宅金融公庫償還履歴データ」の中の「属性別スタティックデータ」を利用する。このデータは、住宅金融公庫が保有する住宅ローンのうち、特定の基準を満たすローンを、いくつかの分類法によって分類し、分類毎に集計した月次の償還履歴を記録している。具体的には、このデータは、1996年5月から2005年12月までに返済を開始した221,104件のローンについて同期間において発生した、全繰り、一繰り、延滞、デフォルトのそれぞれの件数と金額を月毎に記録している。また、説明変数の一部を紹介すると、マクロ的な経済変数としては、借換え、あるいは、地域毎の地価や雇用環境の影響を分析するために、市場金利、地域毎の地価指数、地域別失業率等の変数を導入する。さらに、融資比率や借手世帯の所得等、ローンや借手の属性を導入する。なお、属性データは、住宅金融公庫が年度毎に、支店別・県別に集計して『公庫融資利用者報告調査』で公表しているものを利用する。

このように、本研究で用いるデータが集計データであることを鑑み、本研究では、次節で簡単に紹介する、ロジット回帰とポアソン回帰を用いてデータを分析する。なお、先行研究の中で前者を用いた例としては Archer, Ling, and McGill (1996) や Campbell and Dietrich (1983) がある。また、後者を用いた例としては Schwartz and Torous (1993) がある。

最後に、先行研究と照らして本研究の特徴を指摘しておこう。まず、米国の先行研究との関係では、本研究が我が国のデータを分析しているという点が大きな特徴である。当然のことながら、両国の間には、住宅ローン制度やその市場に差異があるほか、借手の償還行動も微妙に異なる可能性がある。したがって、米国の住宅ローンについての知見がそのまま我が国の住宅ローンの償還行動に当ては

まらないだろう。本節の冒頭でも述べたように、我が国でも住宅ローンの証券化が進展し、また、多くの金融機関が住宅ローン・ビジネスのウェイトを高めている現状を考えると、我が国の住宅ローンの償還行動を分析する意義は極めて高い。

次に、前述の我が国の先行研究²編と比較しよう。まず、データについて比較すると、本研究のデータは、サンプル期間が長く、地域的にも全国を網羅し、さらに、ローンの件数が圧倒的に多い²。また、本研究で用いたデータは固定金利のローンだけから構成されるが、一條・森平(2001)のデータは固定金利特約付きローンのほか、変動金利等、その他のタイプのローンを含む。他方、杉村(2003)のデータは固定金利特約付きローンだけで構成される。さらに、一條・森平(2001)と杉村(2003)の研究は個別のローンのデータであるのに対し、本研究のデータは集計データである。また、データの性格のほか、研究の目的もやや異なるので、設定した説明変数が異なる。

最後に、本論文の構成を記しておこう。次の第2節では、本研究の研究方法をできるだけ平易に紹介する。続く第3節では、設定する説明変数とそのデータ、さらに、検定する仮説を述べる。そして、第4節では、全繰りの分析、第5節ではデフォルトの分析をまとめる。最後に第6節で分析結果を総括する。

2 分析方法

前述のとおり、本研究の目的は、住宅金融公庫の償還履歴データを使って、住宅ローンの期限前償還が、それに影響を及ぼすと考え

²一條・森平(2001)のデータは、民間金融機関の住宅ローンに関する1995年1月から2000年6月までの償還履歴から成る。また、ローンの件数は明記されていないが、彼らの研究では1万円の償還が1件と数えられているので、表5.3の「総データ数」から、ローン件数は多くて1万件と推測できる。杉村(2003)のデータも、民間金融機関の住宅ローンに関する1995年1月から2000年6月までの償還履歴から成る。また、期限前償還の件数は、すべての種類の期限前償還を入れて25,605件である。

られる変数(以下、説明変数)によってどのような影響を受けるかという点を分析することにある。ただし、説明変数には、償還行動に関する理論モデルによって導出される変数もあれば、実務家の経験則に基づく変数もある。したがって、本研究では、多様な論拠に基づく変数を説明変数として含め、それらと期限前償還との関係を特定の統計モデルに基づいて分析するというアプローチをとる。

また、住宅金融公庫の償還履歴データには、通常返済の他に、全繰り、一繰り、デフォルト、および延滞の4種類の償還行動が記録されている。本研究では、これらの償還行動のうち、全繰りとデフォルトに焦点を当てて分析を行うが、それぞれの分析で共通の統計モデルを利用する。そこで、その統計モデルを説明する本節では、「全繰り、あるいは、デフォルト」と言うところを、簡便に「償還」と記すことにする。即ち、本節において「償還」は、文脈によって、全繰り、あるいは、デフォルトのいずれかを意味する。したがって、例えば、第4節で全繰りの分析結果をまとめるが、その分析に使われた統計モデルは、本節の説明で「償還」という言葉をすべて「全繰り」に置き換えたモデルである。

さて、米国の住宅ローンの償還行動については多数の実証研究が存在する。そこで、本研究では、米国の実証研究との比較対照も考慮に入れて、米国の先行研究で使われた2種類の統計モデルを使って分析を行う。具体的には、ロジット回帰とポアソン回帰を採用する。なお、2種類の統計モデルを利用するのは、特定のモデルの固有な振る舞いに左右されない頑健な結論を得たいからである。

2.1 ロジット回帰

第3節で詳述するように、住宅金融公庫の償還履歴データは、個別の住宅ローン毎ではなく、特定の範疇(例えば、融資種別データの場合は「個人建設」、支店別データの場合は「東京」等)に属し、かつ、返済開始年月が

一致するすべての個別ローンの集合(以下、ローン・プール)毎に集計した償還履歴を記録している。したがって、本研究では、一般のロジット回帰のうち、集計データを対象とするロジット回帰を適用する。そこで、以下では、この統計手法を簡単に紹介しよう。

まず、集計データを対象とするロジット回帰において、各住宅ローンは、一定の確率(おおまかに言えば、頻度)で償還を起こし、その確率の大きさは説明変数の値によって決まると仮定する。したがって、特定のローン・プールにおいてある月に発生する償還件数は、説明変数のその月の値によって決まる償還確率を反映しているはずである。より具体的に言えば、当該月の償還件数をその直前に残存していたローン件数で割った比率 p は、償還確率 π に誤差 ϵ を足したものと表現できる³。即ち、

$$p = \pi + \epsilon \quad (1)$$

次に、償還確率を決定する説明変数を x_1, x_2, \dots, x_m で表そう。また、これらの説明変数の一次関数 $\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_m x_m$ を簡潔に $\beta'x$ で表現する。ロジット回帰では、この一次関数が次式を介して、確率 π を決定すると仮定する。

$$\pi = \frac{e^{\beta'x}}{1 + e^{\beta'x}} \quad (2)$$

したがって、ロジット回帰とは、(1)式と(2)式で構成される統計モデルであると考えることができる。なお、(2)式の値は、 $\beta'x$ が増加すると、増加する。したがって、もし説明変数 x_i の係数 β_i の符号が正であれば、他の条件が一定のとき、変数 x_i の増加は(2)式の値を大きくし、その結果、償還確率を高める。他方、もし説明変数 x_i の係数 β_i の符号が負であれば、変数 x_i の増加は(2)式の値

³一般に、説明変数の値は、ローン・プール、あるいは、年月によって異なる。したがって、確率 π の値もプールと年月によって異なるし、さらに誤差 ϵ と比率 p の値もプールと年月によって異なる。

を小さくし、その結果、償還確率を下げる。このように、係数の符号によって各変数の償還に対する効果が逆になるので、後述の分析結果では、係数の符号を中心に議論する。

さて、(2)式の性質をもう少し詳しく述べると、 π は、 $\beta'x$ が小さいとき0に近い値をとり、 $\beta'x$ が大きくなるにつれて増加し、 $\beta'x$ が十分大きくなると1に近い値をとる。したがって、(2)式の下では、 π が「常に0と1の間の値をとる」という確率としての基本的な性質を満たす。さらに、(2)式によって説明変数と確率 π の関係を規定すると、説明変数の係数 $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_m$ を簡便に推定できるという重要なメリットがある。

一般に、ロジット回帰の説明変数の係数は、加重最小2乗法と呼ばれる方法か、最尤法(さいゆうほう)と呼ばれる方法によって推定することができる。さて、住宅金融公庫の償還履歴データにおいては、プールによって、償還がまったく発生しない年月が多数存在する。例えば、北海道支店が所管し、1996年5月に返済を開始したローン・プールは、当初組み込まれたローンが82件と少数だったこともあり、返済開始以降1999年8月までデフォルトが1件も発生しなかった。このような場合、加重最小2乗法は、北海道支店の1996年5月から1998年8月までのデータを推定に使用できないが、最尤法は、使うことができる⁴。したがって、本研究ではこの点を鑑み、最尤法によってロジット回帰を推定する。

なお、念のために、最尤法を簡単に説明しておこう。まず、(2)式は、説明変数 x_1, x_2, \dots, x_m の値を所与としたとき、係数 $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_m$ の値によって償還確率 π が決

⁴加重最小2乗法は、(2)式を変形して得られる $\ln\left(\frac{\pi}{1-\pi}\right) = \beta'x$ に基づいている。さて、償還が発生しない月は、償還件数を残存ローン件数で割った比率 p が0になるので、この式の左辺の $\left(\frac{\pi}{1-\pi}\right)$ に対応する $\left(\frac{p}{1-p}\right)$ が0になる。その結果、 $\ln\left(\frac{p}{1-p}\right)$ がマイナス無限大になるため、その月のデータを利用することができない。

まることを表している。したがって、説明変数のデータ全体を所与としたとき、係数の値を変えると、各プールの月毎の償還確率も変化する。そこで、最尤法では、データに含まれる償還履歴全体の確率が最大になるように係数を推定する。

2.2 ポアソン回帰

次に、ポアソン回帰を簡単に説明しよう。ポアソン回帰は、ローン・プールに発生する償還を、ロジット回帰とやや異なる視点からモデル化する。即ち、前述したとおり、集計データに対するロジット回帰は、特定のプールにおいてある月に発生する償還件数をその直前に残存していたローン件数で割った比率 p に着目して、それを一群の説明変数と関連づけてモデル化する。即ち、モデルを使って説明する変数(以下、被説明変数)は、0から1の間の値をとる変数である。これに対して、ポアソン回帰は、特定のローン・プールにおいてある月に何件の償還が発生するかを、その直前に残存するローン件数を所与として、一群の説明変数と関連づけてモデル化する。即ち、モデルの被説明変数は、償還件数であり、0、1、...の非負の整数を値にとる⁵。

具体的に、ポアソン回帰を説明すると、まず、ポアソン回帰は償還について次の4点を仮定する。

1. 重ならない2つの期間で発生する償還はお互いに独立である。
2. 償還が特定の期間に発生する確率は、その期間の長さのみに依存する。
3. 償還が短期間に1件発生する確率は、その期間の長さに比例する。
4. 償還が短期間に2件以上発生する確率

⁵本文で指摘したロジット回帰とポアソン回帰の違いは、あくまで問題の把握の仕方に関する指摘である。統計モデルとしての重要な差異は、むしろ、基礎をなす確率モデル(ベルヌーイ分布 対 ポアソン分布)と償還確率ないし後述する償還強度を説明変数に関連付ける関数((2)式対(6)式)にある。

は、同じ期間に1件発生する確率と比べてはるかに小さい。

また、上記仮定3に関する比例定数を λ で表現しよう。このとき、期間 t の間に y 件の償還が発生する確率 $P_t(y)$ は次式で表現できる⁶。

$$P_t(y) = \frac{e^{-\lambda t} (\lambda t)^y}{y!} \quad (3)$$

さらに、もし期間の長さを月数で測るならば、1ヶ月の間に y 件の償還が発生する確率 $P(y)$ は、(3)式に $t = 1$ を代入して得られる。即ち、

$$P(y) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^y}{y!} \quad (4)$$

なお、仮定3によって、あるいは、(4)式を観察することによって、 λ が償還確率を決定するパラメーターであることが分かる。本論文では、 λ を償還強度と呼ぶことにする。また、(4)式を使って1ヶ月に発生する償還件数の平均値(統計学の用語としては、期待値)を計算すると、それが λ に等しくなることが確認できる。したがって、 λ は、1ヶ月に発生する償還件数の平均値であると解釈することもできる。

さて、一般に、任意の月に発生する償還件数は、ローン・プールを構成するローンの件数 n に依存するだろう。たとえば、仮に月初に残存するローンが1000件のときと、100件のときとでは、償還件数に大きな違いが生じると考えられる。また、個別ローンそれぞれについても、先ほどローン・プールについて考えたように、償還の頻度を決めるパラメーター(即ち償還強度) γ を考えることができる。さて、本研究が分析対象とするデータは、ローン・プール毎の集計データである。したがって、同一のプールに属する個別ローンについて、償還に影響する要因や償還強度

⁶本文に記した4つの仮定から(3)式を導出するプロセスは、確率過程に関する初歩的な教科書や統計学の中級レベルの教科書に解説されている。例えばLindgren (1976)のpp. 176-178を参照せよ。

の違いを識別することができない。そこで、本研究では、同一のローン・プールに属する個別ローンについては、どの月においても、説明変数の値が同一で、その結果、償還強度の値も同一になると仮定する。このとき、ローン・プールの償還強度 λ は、ローン件数 n と個別ローンの償還強度 γ の積で表せる⁷。

$$\lambda = n\gamma \quad (5)$$

また、本研究においては、標準的なポアソン回帰の定式化に従い、次式によって説明変数 $x = (x_1, x_2, \dots, x_m)$ を償還強度 γ に関連付ける。

$$\gamma = e^{\beta'x} \quad (6)$$

したがって、(6)式を(5)式に代入すれば、ローン・プールの償還強度を表す次式を得ることができる。

$$\lambda = ne^{\beta'x} \quad (7)$$

以上を要約すると、本研究で適用するポアソン回帰は(4)式と(7)式によって規定される統計モデルである。なお、(7)式から、 $\beta'x$ が増加すると、償還強度が上がる。したがって、もし説明変数 x_i の係数 β_i の符号が正であれば、他の条件が一定のとき、変数 x_i の増加は(7)式の値を大きくし、償還強度を上げる。他方、もし説明変数 x_i の係数 β_i の符号が負であれば、変数 x_i の増加は(7)式の値を小さくし、償還強度を下げる。このように、係数の符号によって各変数の償還に対する効果が逆になるので、第4節と第5節の推定結果の分析では、係数の符号を中心に議論する。なお、本研究では、最尤法によってポアソン回帰を推定することを追記する。

3 回帰モデルのインプット

償還は、それが全繰りであっても、あるいは、デフォルトであっても、多種多様な、経

⁷この性質の導出については、例えばStuart and Ord (1994)のpp. 394-395を参照せよ。なお、 λ 、 n 、 γ の値は、一般に、プール、あるいは、年月によって異なる。

済的あるいは非経済的、マクロ的あるいはミクロ的な要因に左右される。本研究は、利用する償還履歴データの特性をできるだけ生かすように、それらの要因から特に重要と考えられる要因を選び出して、回帰モデルの説明変数に使う。なお、以下の説明で明らかにするように、それらの説明変数は、大部分、全繰りとデフォルトの両方に影響を及ぼす(と、少なくとも、推定を行う前の段階で考えることができる)ので、本節では、両タイプの償還を説明変数毎に説明する。

3.1 償還履歴データ

まず、本研究で用いる償還データは、「住宅金融公庫償還履歴データ」の中の「属性別スタティックデータ」である⁸。このデータは、住宅金融公庫が保有する住宅ローンのうち、特定の基準を満たすローンを、返済開始年月別および公庫支店別、あるいは、返済開始年月別および融資種別、あるいは、返済開始年月別および当初基本金利別の方法で分類し、分類毎に集計した月次の償還履歴を記録している。例えば、返済開始年月別および融資種別に集計されたデータは、1996年5月に返済を開始し、「個人建設」という融資種に属する1,275件のローンで構成されるローン・プールにおいて、1996年5月以降の各月に、全繰り、一繰り、デフォルト、延滞のそれぞれが何件発生したかを記録している。

本研究は、これらのデータのうち2種類のデータを利用する。一つは、返済開始年月別および公庫支店別に集計されたデータ(以下、支店別償還データ)である。また、もう一つは、返済開始年月別および融資種別に集計されたデータのうち、「個人建設」と「高層住宅」の融資種に関する部分のデータ(以下、融資種別償還データ)である。ちなみに、後者のデータにおいて分析対象を「個人建設」と「高層住宅」に限定するのは、本研

⁸「住宅金融公庫償還履歴データ」の詳細については、住宅金融公庫 市場資金室(2005)を参照されたい。

究で用いる説明変数の一部が、この2つの融資種に関するデータに基づいているからである⁹。また、住宅金融公庫から提供されたデータは、1996年5月から2005年12月までの間に返済を開始したプールを含んでいるが、本研究が用いる説明変数のデータのサンプル期間に合わせて、分析対象は1996年5月から2005年3月までの間に返済を開始したプールに限定する。なお、本研究が用いるデータには、1996年5月から2005年12月までの期間の償還履歴が記録され、支店別データ全体で1,293のプールと221,104件のローン、融資種別データで214のプールと131,298件のローンが含まれている。

なお、「住宅金融公庫償還履歴データ」の中には、全繰りの件数そのものは記載されていない。そこで、本研究では、「住宅金融公庫償還履歴データ」所収の「累積任意繰上完済件数比」(%表示)を100で割ったものに、同データ所収の返済開始年月における「残存債権件数」を掛けて全繰りの累積発生件数を計算した。次に、累積発生件数の各月における増分を計算して、当該月の全繰り発生件数とした。

表1は、融資種別データにおいて各年度に何件の全繰りが発生したかを表にまとめたものである。また、表2は、融資種別データにおいて各年度に何件のデフォルトが発生したかを示している。これら2つの表から明らかのように、全繰りは頻繁に発生しているが、デフォルトは非常に稀にしか発生しない。例えば、1996年度に返済を開始した17,656件のローンを見ると、返済開始後10年弱で約43%が全繰りによって償還されたが、デフォルトを起こしたローンは僅か0.7%だった。

⁹具体的には、後述する借手やローンの属性に関する説明変数が、アンケート対象を「個人建設」と「高層住宅」に限定した『公庫融資利用者調査報告』所収の集計値に基づいている点を指す。なお、この問題は、潜在的に支店別データにも存在するが、融資種別データのように分析対象を限定することによって避けることができない。

表 1: 全繰りの発生件数 (融資種別データ)

契約 年度	ローン 件数	発生年度										合計
		1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	
1996	17656	0	184	263	427	554	1329	1687	1528	939	676	7587
1997	18396		0	211	374	470	1250	1804	1933	1210	804	8056
1998	17108			0	174	289	843	1346	1758	1249	802	6461
1999	24968				34	190	530	815	1333	1288	1171	5361
2000	22126					62	413	836	1418	1475	1269	5473
2001	16206						81	345	766	957	913	3062
2002	8090							43	169	322	373	907
2003	4260								27	83	104	214
2004	2189									5	22	27
合計	130999	0	184	474	1009	1565	4446	6876	8932	7528	6134	37148

表 2: デフォルトの発生件数 (融資種別データ)

契約 年度	ローン 件数	発生年度										合計
		1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	
1996	17656	0	4	5	16	21	22	16	13	11	13	121
1997	18396		0	2	7	15	26	23	14	16	17	120
1998	17108			0	11	26	30	25	37	32	30	191
1999	24968				3	32	67	38	51	51	44	286
2000	22126					2	24	33	43	38	33	173
2001	16206						0	12	27	28	28	95
2002	8090							0	4	8	12	24
2003	4260								0	0	2	2
2004	2189									0	0	0
合計	130999	0	4	7	37	96	169	147	189	184	179	1012

3.2 返済開始以降の経過月数

言うまでもなく、住宅ローンあるいはその証券化市場がもっとも早く発達した国は、米国である。その米国において全繰り、あるいは、デフォルトについて広く観察される特徴の一つは、それらの償還が返済開始直後に発生せず、それから数年の間に徐々に増える傾向があるという点である。ちなみに、この現象は、借手の立場から考えると理解し易い。なぜなら、借手は、近い将来の自分の状況についてはある程度予想することができるであろうから、近い将来に引越しをしなければならぬ、あるいは、デフォルトを起こさざるを得ない状況が予見できる場合、住宅ローンを組まないだろう。また、住宅ローンの金利は、例外的な時期を除いて、短期間に大きく変化しない。即ち、通常、返済開始後 1、2 年で借換えが経済的に見合うほど金利が低下することはない。このように考えると、日本の住宅ローンについても、期限前償還が返済開始直後には発生せず、それから数年の間に徐々に増える傾向が観察できる可能性が高い。そこで、本研究では、返済開始以降の経過月数(以下、経過月数)を説明変数に加える。

事実、既存の学術研究も経過月数と償還との関係を分析することを重視していて、「仮に経過月数以外の説明変数が 0 の値をとるとき、経過月数を償還確率の決定要因として表現する」関数(以下、ベースライン・ハザード関数)を推定する。もちろん、そのためには、まず、統計モデル設定の段階でベースライン・ハザード関数の形状を仮定し、次に、償還データに対して統計モデルを推定することによってベースライン・ハザード関数のパラメータを推定しなければならない。さて、本研究においては、説明変数 x_1, \dots, x_m の中に経過月数のほか、経過月数の 2 乗、経過月数の 3 乗を入れることによって、経過月数と償還との関係を規定する。なぜなら、経

過月数の 2 乗を入れれば、返済開始以降数年経つと償還が増えなくなるという現象を捉えることができるからである。また、経過月数の 3 乗を入れれば、ある程度柔軟な形状を持った関数を規定することができる。

なお、「住宅金融公庫償還履歴データ」には、返済開始年月と償還が発生した年月とが収録されている。そこで、経過月数には、両者の差を使った。

3.3 市場金利

まず、市場金利の全繰りに対する影響を考察しよう。通常、全繰りは、借換えあるいは引越しに伴って発生し、借換えは、住宅ローンの市場金利が約定金利と比べて十分下がったと、借り手が判断したときに発生する。事実、我が国においては、2003 年に多数の全繰りが発生したが、それは、この年の住宅ローン金利が史上最低だったことに起因すると、広く考えられている。そこで、本研究では、約定金利に対して相対的に表現された市場金利を説明変数に加える。もちろん、この変数で検定したい仮説は、市場金利が約定金利と比べて低いほど、全繰りが増える傾向があるという点である。

ちなみに、米国の先行研究においては、全繰りだけでなく、デフォルトに関しても市場金利を説明変数に加えることが多い。この点を理解するために、米国で“assumable”と呼ばれるローンの説明をしよう。このタイプのローンが組まれた住宅が売買される場合、買手は住宅と共にローンを譲り受ける(即ち“assume”する)ことができる。したがって、もし市場金利が約定金利を上回っているならば、買手はローンを譲り受けて市場金利より低い約定金利を享受することができる。その結果、住宅の売り手は、買手から、住宅の市場価値に加えて、ローンの残額と市場金利に基づくローンの評価額との差額を受け取ることができる。したがって、市場金利が約定金利より高いときには、借手は住宅の売却

によってデフォルトを避ける可能性が高い。もちろん、我が国において assumable なローンは存在しない。しかし、米国の先行研究と比較するため、本研究では、デフォルトについても約定金利に対して相対的に表現された市場金利を説明変数に加えることにする。

次に、市場金利を約定金利に対してどのように表現するかを説明する。一般に、実務家は差に注目することが多いように見受けられる。また、既存の学術研究では、差のほか、比もよく使われる。さらに、市場金利についても、借換えに伴うタイムラグを考慮して数ヶ月前のものをを用いることや、過去の金利の平均をとることも行われるので、非常に多様な表現方法がある。しかし、時間の制約上、本研究では、我が国の住宅ローンの償還行動に関する数少ない先行研究である一條・森平(2001)と杉村(2003)に倣って、約定金利を市場金利で割った比を説明変数として使う。この比は、Richard and Roll (1989, p.73) が指摘したとおり、ローンの残高を市場金利で評価した額を残高で割ったものにおおよそ等しい。したがって、約定金利を市場金利で割った比は、借手が借換えによって得る利得をある程度表していると言える。なお、市場金利には、「ニッキンレポート」に掲載された住宅ローン金利(固定金利選択型5年)の中央値を使う。また、約定金利には、「住宅金融公庫償還履歴データ」に記録されたプール毎の「残存債権加重平均金利」を使う。

3.4 地価

本研究の特色の1つは、住宅ローンの償還を地価の変動と関連付けて分析する点である。そこで、最初に、全繰りについて地価の影響を考察しよう。言うまでもなく、地価は、住宅ローンの担保の価値を左右する。したがって、もし借換え時の地価が当初のローン契約時と比べて大幅に下がっていれば、借手は担保不足で借換えを実行できないだろ

う。また、地価が下落する経済環境の下では、一部の借手について雇用や所得状況が悪化している可能性が高い。したがって、それらの点からも、地価下落は借換えを減らす方向に働く。そこで、本研究では、地価下落が全繰りを減らすと予想する。即ち、全繰りに関するロジット回帰、および、ポアソン回帰において、地価に関する説明変数の係数は正になるという仮説を立てる。

次に、デフォルトについて地価の影響を考察しよう。デフォルトの場合も、地価は担保価値を通じて影響を及ぼす。即ち、もし地価が上昇すれば、一部の借手は担保である住宅を売却してデフォルトを避けることができる。また、地価が上昇する経済環境の下では、デフォルトの発生件数も少ないだろう。そこで、本研究は、地価上昇がデフォルトの減少につながると予想する。

以上の議論から、償還に直接影響するのは、当初のローン契約時の地価に対する償還時の地価であることが分かる。そこで、本研究では、この比を地価に関する説明変数とする。また、地価のデータには、日本不動産研究所(2005)に掲載された3、9月末時点の「全国市街地価格指数(住宅地)」を線形補間によって月次データ化したものを使う。さらに、支店別データの推定には、各支店が所管する地域の地価指数が必要である。そこで、それには日本不動産研究所(2005)所収の「地方別市街地価格指数(住宅地)」を月次データ化したものを用いる。ただし、「地方別市街地価格指数(住宅地)」の「地方」は、住宅金融公庫の支店の所管地域と完全には一致しないので、表3に示した対応関係を仮定して用いる。

3.5 借手の返済能力

一般的には、借手の返済能力が全繰りとデフォルトの両方に大きな影響を及ぼすと考えられる。なぜならば、借換えを行うためには、借換え申し込み時に返済能力が一定水

表 3: 市街地価格指数の「地方」と住宅金融公庫の支店の対応関係

市街地価格指数の「地方」	住宅金融公庫の支店
北海道	北海道
東北	東北
関東	北関東、南関東
東京区部、東京都下、神奈川県	東京
北陸	北陸
中部・東海	名古屋
近畿	大阪
中国	中国
四国	四国
九州・沖縄	南九州、福岡

準に達していることを示さなければいけないし、また、デフォルトが発生するのは、多くの場合、返済能力が既定の返済スケジュールを満たさないからである。

先行研究において借手の返済能力の指標として使われた代表的な変数には、融資比率 (loan-to-value ratio) と返済比率 (payment-to-income ratio) がある。もちろん、前者は、ローンの残高を担保の市場価値で割った比、後者は年間の返済額を年収で割った比を意味する。さて、ローン残高、担保の市場価値、年収、また、ローンの種類によっては年間返済額も時間とともに変化する。したがって、融資比率と返済比率を説明変数に使う場合、償還時点におけるそれらの値を使うのが望ましい。しかし、償還時点の担保価値や年収に関するデータが存在しない。そこで、本研究では、それらのデータと高い相関があると考えられるローン申し込み時のデータを使ってこれらの比を計算する。なお、ローンの申し込みを審査する金融機関にとって重要なのは、申し込み時点の融資比率と返済比率が、その後の償還とどのような関係があるかとい

う点である。したがって、融資比率と返済比率に関してローン申し込み時のデータを使うことには、そのような積極的な意義がある。

さて、本研究では、これらの比率が高ければ高いほど、全繰りが起こらないと予想する。なぜなら、これらの比率が返済開始時点で高ければ、借換えを申し込む時点でも高い可能性が高く、その結果、借換え申請をしても審査が通らない可能性が高いからである。また、デフォルトの場合、これらの比率が高いほど、返済余力が乏しく、デフォルトを起こす可能性が高いと考えられる。

次に、融資比率と返済比率に利用するデータを説明しよう。幸い、住宅金融公庫は、各年度に貸し出したローンの件数、建設・購入費¹⁰、資金調達の内訳、返済負担率等の項目を、「個人建設」と「高層住宅」のそれぞれの融資種別、かつ、県別・支店別に集計して、『公庫融資利用者調査報告』で公表している。したがって、「個人建設」のローンを分析する場合には、「個人建設」を対象とする『公庫融資利用者調査報告 マイホーム新築融資編』において「全国計」として記載されている数値を用いる。また、「高層住宅」のローンを分析する場合には、「高層住宅」を対象とする『公庫融資利用者調査報告 マンション購入融資編』において「全国計」として記載されている数値を用いる。

他方、支店別のデータを分析する場合には、『公庫融資利用者調査報告 マイホーム新築融資編』に掲載されている各支店の数値と、『公庫融資利用者調査報告 マンション購入融資編』に掲載されている各支店の数値を、ローン件数の比をウェイトに使う加重平均した値を用いる。例えば、2004年度版で南関東支店の数値を見ると、前者には、ローン件数として1,095件、返済比率として

¹⁰ 『公庫融資利用者調査報告』では、「個人建設」に建設費、「高層住宅」に購入価額という用語を使っている。しかし、本論文ではいずれも建設・購入費と呼ぶことにする。

18.5%が、また、後者には、ローン件数として605件、返済比率として19.6%が記載されている。したがって、たとえば、2004年4月に返済を開始し、かつ、南関東支店が所管するローン・プールの返済比率は、次式で計算する。

$$\frac{1,095}{1,095 + 605} \times 18.5\% + \frac{605}{1,095 + 605} \times 19.6\%$$

また、融資比率は、『公庫融資利用者調査報告』に掲載されていないので、建設・購入費と資金調達の内訳を使って次の式により計算する。

$$\frac{\text{建設・購入費} - \text{手持金}}{\text{建設・購入費}}$$

さらに、支店別データの分析に用いる融資比率は、「個人建設」と「高層建築」の融資比率の加重平均を用いる。

なお、本研究では、融資比率と返済比率を補完するものとして、失業率を説明変数に加える。なぜなら、本研究で使う融資比率と返済比率は、ローンの返済開始時点の数値であって、償還発生時点のものではないからである。したがって、返済開始時点以降の借手の返済能力の変化を間接的に捉える変数として、失業率を用いる。もちろん、失業率の上昇は、プールによっては失業や残業代の減少などによって返済能力が大幅に低下する借手が生じることを意味するから、借換えを減らし、デフォルトを増加させると予想する。

具体的には、総務省統計局のホームページ上に掲載されている「労働力調査 長期時系列データ 地域別完全失業率(四半期平均結果)」を用いる。ただし、この時系列は四半期データなので、例えば、2004年1、2、3月の分析には、2004年1 - 3月期の失業率を使う。また、「地域別完全失業率」の地域区分は、住宅金融公庫の支店の所管地域と完全には一致しない。そこで、表4に示した対応関係を仮定して用いることにする。

3.6 借手と敷地の属性

表 4: 地域別完全失業率の地域区分と住宅金融公庫の支店の対応関係

地域別完全失業率の地域区分	住宅金融公庫の支店
北海道	北海道
東北	東北
北関東	北関東
南関東	南関東、東京
北陸	北陸
東海	名古屋
近畿	大阪
中国	中国
四国	四国
九州	南九州、福岡

『公庫融資利用者調査報告』には、借手、ローン、担保等の属性の集計値が掲載されている。そこで、本研究では、その中から、前節で説明した返済比率のほか、借手の年齢、世帯人数、世帯所得、および、敷地単価(当たり価格)を選んで説明変数に用いる。

借手の年齢が低いほど、将来、キャリア、あるいは、個人生活の面で不確実性が高く、その結果、転職、結婚、離婚、出産等に伴う住宅の売却が発生する可能性がある。したがって、本研究では、借手の年齢と全繰りとの間には負の関係があるという仮説を立てる。また、同様な理由から、借手の年齢が低いほど、デフォルトを起こす可能性が高いと予想する。

次に、世帯人数は、一般に、独身・既婚、あるいは、子供の多寡を表しているだろう。ただし、2004年度の『公庫融資利用者調査報告 個人住宅建設資金編』によると、この年度に「個人住宅」ローンを借りた世帯人数の全国平均は3.7人である。したがって、世帯人数が多いプールは、子供の数が多い借手を多く含んでいることを意味していると考えられる。よって、世帯人数の多いプールは、

養育・教育費を多く負担する世帯が多いため、家計が厳しく、そのためより金利感応的で全繰りに対しても積極的な借手が多いと推論することができる。そこで、本研究では、世帯人数が多いほど、全繰りが多いと予想する。また、世帯人数が多いほど、家計の必要支出も多く、ゆとりがないと考えられるから、本研究では、デフォルトを起こす可能性も高いと予想する。さらに、世帯所得についても、相対的にゆとりのある世帯は金利感応度が低いと考え、全繰りと負の関係があると予想する。また、ゆとりのある世帯は将来デフォルトを起こす可能性が低いだろうから、世帯所得とデフォルトの間にも負の関係を予想する。

次に、借手の属性データの構造を説明すると、それらは、返済比率と同様、年度毎に「個人建設」と「高層住宅」の別、あるいは、県別・支店別に集計されている。したがって、「個人建設」のローンの償還を分析する場合には、「個人建設」を対象とする『公庫融資利用者調査報告 マイホーム新築融資編』の「全国計」の数値を用いる。また、融資種が「高層住宅」のローンの償還を分析する場合には、「高層住宅」を対象とする『公庫融資利用者調査報告 マンション購入融資編』の「全国計」の数値を用いる。

また、支店別のデータを分析する場合には、返済比率の場合と同様、『公庫融資利用者調査報告 マイホーム新築融資編』に掲載されている各支店の数値と、『公庫融資利用者調査報告 マンション購入融資編』に掲載されている各支店の数値を、ローン件数の比をウェイトに使用して加重平均した値を用いる。

3.7 季節性

住宅ローンの償還は、どの年にも共通に観察できる、季節毎のパターンをとることが多い。たとえば、米国では、全繰りが夏に増加し、冬に減少することが知られている。また、我が国においても、住宅ローン減税が12月

末のローン残高に基づいているため、全繰りが年末に減少し、年明けに増加することが予想される。

そこで、本研究においては、償還に季節性があるかどうかを検証するために、1月から11月までのそれぞれの月を、いわゆるダミー変数として説明変数に加える。一般にダミー変数とは、それが表す事柄が起こったときに1をとり、それ以外のときは0の値をとる変数を指す。したがって、仮に説明変数 x_1 が1月を表すダミー変数であるとすれば、それは、1月のデータについては1の値をとり、それ以外の月のデータには0の値をとる。さて、仮に推定の結果、 x_1 の係数 β_1 の推定値が1.2であったとしよう。その場合、1月については、 $\beta_1 x_1 = 1.2 \times 1 = 1.2$ と計算できるので、ダミー変数が定義されなかった12月と比べて、説明変数の1次関数 $\beta'x$ の値が1.2高くなる。したがって、ロジット回帰の場合は、(2)式を通じて1月の償還確率が12月と比べて高くなる。また、ポアソン回帰の場合は、(7)式を通じて1月の償還強度が12月と比べて高くなる。

4 全繰りに関する分析結果

第3節で説明したように、本研究がローンや借手の属性に関して用いるデータは、「個人建設」を対象にした『公庫融資利用者調査報告 マイホーム新築融資編』と、「高層住宅」を対象にした『公庫融資利用者調査報告 マンション購入融資編』に基づいている。したがって、融資種別償還履歴データを使って統計モデルを推定する場合、償還データの中の任意のローン・プールについて、償還と属性とを完全に対応させることができる。例えば、1996年7月に返済を開始し、「個人建設」に属するローンのプールは、融資種別償還データに償還が記録されているが、その属性は、1996年度の『公庫融資利用者調査報告 マイホーム新築融資編』に「全国計」として記載されている。したがって、両者を組

表 5: 全線りの回帰結果 (融資種別データ)

右横に括弧が付いた説明変数の場合、係数と標準誤差の欄に記された数値に括弧内の数値を掛けたものが係数と標準誤差を表す。例えば、ロジット回帰における経過月数の係数は $5.114 \times 10^{-2} = 0.05114$ と計算できる。また、係数の右横に付いている*は、その係数が 0 と等しい確率が 5%以下であることを示す。

説明変数	ロジット回帰		ポアソン回帰	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
経過月数 ($\times 10^{-2}$)	5.114*	0.363	5.144*	3.621
経過月数の 2 乗 ($\times 10^{-4}$)	-6.552*	0.497	-6.601*	0.496
経過月数の 3 乗 ($\times 10^{-6}$)	1.520*	0.295	1.560*	0.294
約定金利の市場金利に対する比	1.802*	0.071	1.788*	0.071
市街地価格指数の比 ($\times 10$)	-1.073*	0.071	-1.065*	0.071
融資比率	-1.563*	0.587	-1.553*	0.585
返済比率 ($\times 10^{-1}$)	-0.338	0.191	-0.341	0.191
失業率	0.418*	0.019	0.416*	0.019
借手の年齢	-0.230*	0.062	-0.230*	0.062
世帯人数	0.282*	0.126	0.281*	0.126
世帯所得 ($\times 10^{-3}$)	-4.038*	0.473	-4.015*	0.471
敷地単価 ($\times 10^{-3}$)	-0.050	0.137	-0.054	0.137
1 月ダミー	0.134*	0.026	0.132*	0.026
2 月ダミー	-0.167*	0.028	-0.166*	0.028
3 月ダミー	-0.016	0.029	-0.016	0.028
4 月ダミー	-0.106*	0.029	-0.106*	0.029
5 月ダミー	-0.169*	0.028	-0.168*	0.028
6 月ダミー	-0.102*	0.027	-0.102*	0.026
7 月ダミー	0.040	0.026	0.040	0.026
8 月ダミー	-0.015	0.026	-0.015	0.026
9 月ダミー	0.003	0.026	0.002	0.026
10 月ダミー	-0.291*	0.028	-0.290*	0.028
11 月ダミー	-0.370*	0.028	-0.368*	0.028
定数項 ($\times 10$)	1.175*	0.250	1.167*	0.259

み合わせれば、償還と属性を完全に対応させることができる。

他方、支店別償還データの場合、それに対応させて用いる属性データは、『公庫融資利用者調査報告 マイホーム新築融資編』と『公庫融資利用者調査報告 マンション購入融資編』に掲載された数値を加重平均したものである。例えば、1996年7月に返済を開始し、南関東支店に属するローンのプールの償還は、1996年度の『公庫融資利用者調査報告 マイホーム新築融資編』と『公庫融資利用者調査報告 マンション購入融資編』に掲載された南関東支店の数値の加重平均と対応させて分析している。もちろん、このように計算した加重平均は、当該プールの属性をある程度表現している。しかし、1996年7月に返済を開始し、南関東支店に属するローンのプールには、「個人建設」と「高層住宅」以外の融資種も含まれるので、上記加重平均は、このプールを構成するすべてのローンの属性を加重平均したものではない。したがって、本節では、まず、融資種別データを使って回帰モデルを推定した結果を論じ、次に、個別の支店データをすべての支店について統合したもの（以下、支店別データ全体）を使って回帰モデルを推定した結果を融資種別データの結果と比較する。そして、最後に、支店毎のデータを使って回帰モデルを推定した結果を、支店間の差異を軸に分析する。

4.1 各説明変数の効果

表5は、融資種別データ全体についてロジット回帰とポアソン回帰を推定した結果を示す。また、係数の右横の*は、その係数が5%水準で統計的に有意であることを示す。即ち、*が付いている係数は、0に等しい確率が5%以下であり、したがって0である可能性が著しく低い。ちなみに、係数の推定値が0である確率に注目するのは、もし係数が0である確率がある程度あるのであれば、たとえその係数の推定値が0でなかったとし

ても、その係数に対応する説明変数が被説明変数に影響を及ぼさない可能性があるからである。

表5の際立った特徴は、係数とその標準誤差の推定値が、ロジット回帰とポアソン回帰の間で驚くほど一致している点である。したがって、どちらの結果を使って議論をしても差し支えない。本研究では、表にロジット回帰の結果を示し、図にポアソン回帰の結果使った。

まず、経過月数の影響を見よう。経過月数、経過月数の2乗、さらに、経過月数の3乗の係数は、いずれも統計的に有意である。これらの変数の効果をより直感的に見るために、ポアソン回帰で推定した係数に基づいて図1にベースライン・ハザード関数を示す（実線のグラフ）。また、図1には、支店別データ全体を使って全線りのポアソン回帰を走らせ、その結果に基づいて描いたベースライン・ハザード関数を示す（破線のグラフ）。第3.2節で説明したように、ベースライン・ハザード関数は、経過月数以外の説明変数が0の値をとるという仮定の下で、償還確率を経過月数の関数として表現するものである。したがって、図1の横軸は経過月数を測り、縦軸は償還強度を測っている。

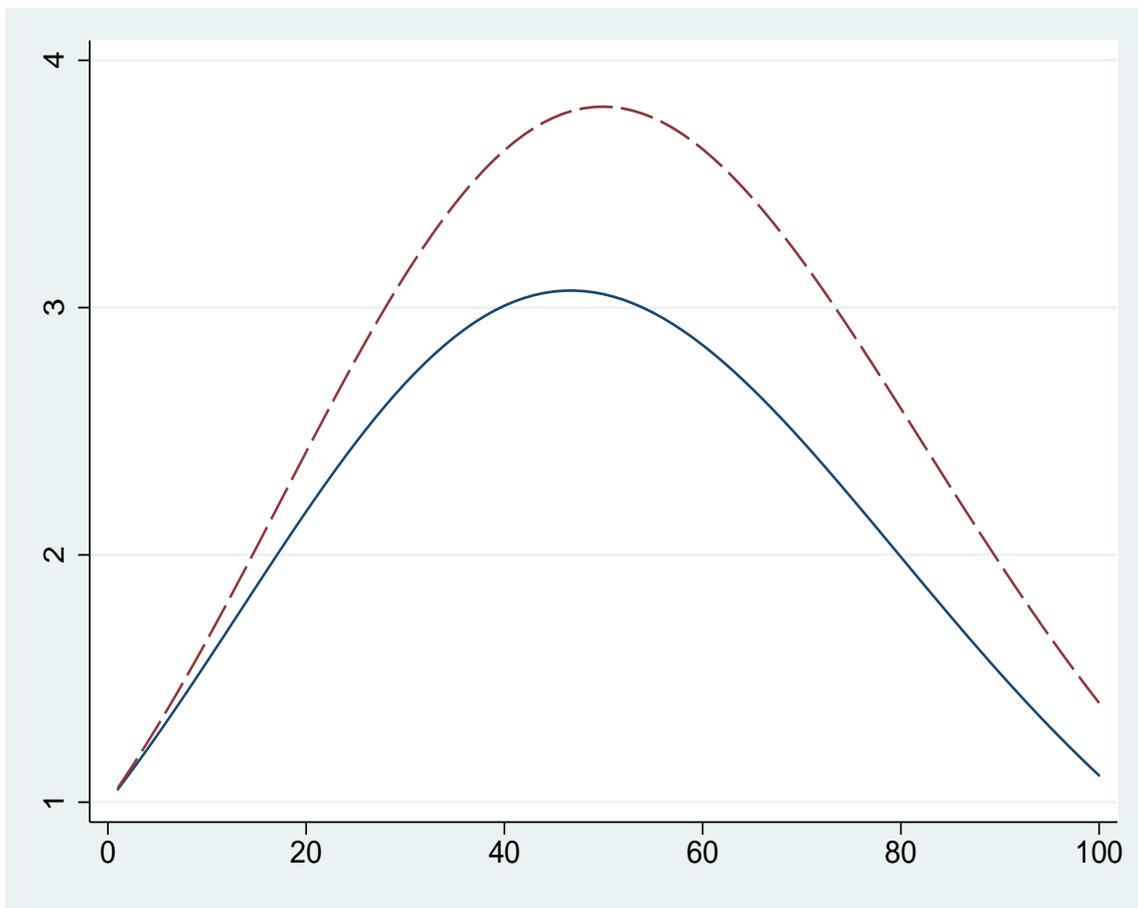
2つのグラフは、ベースとなるデータが異なるので一方が他方よりやや高いが、基本的には同じ形状をしている。即ち、返済開始後50ヶ月くらいまでは償還強度が徐々に上昇し、その後は徐々に低下する傾向を示す。

次に、その他の説明変数の効果を見よう。表5にあるように、約定金利の市場金利に対する比は、統計的に有意で、かつ、符号は仮説どおり正であった。したがって、この比の上昇を意味する金利の低下は、全線りを増やす傾向があると言える。もちろん、この結論は、先行研究で広く認められた結果と一致する。

他方、市街地価格指数の比は、統計的に有

図 1: 全線りのベースライン・ハザード関数

横軸は経過月数、縦軸は償還強度を測る。また、実線は融資種別データを使って推定したベースライン・ハザード関数、点線は支店別データを使って推定したベースライン・ハザード関数を表す。



意で、符号は負であった。即ち、この結果を額面どおり読むと、地価の下落は借換えを増加させる傾向があるということになり、第3.4節で立てた仮説に反する。経過月数に関連する3つの説明変数の説明力が高いこと、および、市街地価格指数がサンプル期間を通じて低下していたことを考え合わせると、市街地価格指数の比が、経過月数が捉え切っていない時間の全繰りに対する効果をピックアップしている可能性がある。また、我が国においては、借換え審査において融資比率が緩く扱われ、第3.4節で推論した地価が全繰りに及ぼすメカニズムが強く働いていない可能性もある。

借手の返済能力の指標として使われる融資比率は、統計的に有意で、かつ、符号は負であった。したがって、融資比率が高ければ高いほど全繰りが起こらない傾向があると言える。この結果は、本研究の仮説と整合的である。また、返済比率は、統計的に有意ではないが、符号は、仮説どおり負であった。他方、失業率は、統計的に有意で、符号は正であった。これは、失業率が高くなれば高くなるほど、全繰りが起こるということを意味しており、本研究の仮説と逆である。この結果の解釈としては、雇用環境が悪化する状況において、借手は金利の低下に一層感応的になり、借換への費用や手間を惜しまず、借換を申し込むというメカニズムが考えられる。いずれにせよ、失業率と全繰りとの関係について精度の高い分析を行うには、個別ローンのデータ等を使ったよりミクロレベルな研究が必要である。

借手の属性の中では借手の年齢、世帯人数、および、世帯所得が統計的に有意で、すべて仮説と整合的な符号であった。具体的に係数の符号を述べると、借手の年齢は負、世帯人数は正、世帯所得は負だった。したがって、借手が若く、世帯人数が多く、さらに、世帯所得が少ないほど、全繰りが起こる傾向

があると言える。

最後に、月に関するダミー変数のパターンを見てみよう。まず年末年始に目を向けると、10、11月は統計的に有意で負、12月は他の月がダミー変数として定義されているので0¹¹、1月は統計的に有意で正、2月は統計的に有意で負であった。したがって、このパターンは、本研究の住宅ローン減税仮説と整合的である。さて、任意のプールの中で、住宅ローン減税が利用できる借手は一部であり、他の借手は住宅ローン減税を享受していない。しかし、それらの借手は1年のうち比較的手元資金が多いボーナス月と、タイムラグのためその翌月に全繰りをする傾向があると考えられる。そこで、この点に注目して表5を見ると、12月が0で、1月が正、そしてそれらを挟む10、11月および2月が負なので、それらの月より12月、1月に全繰りが多いことが分かる。また、7月ダミーは有意ではないが符号が正で、しかもそれを挟む4、5、6、8月の符号がすべて統計的に有意で負であるから、6月ボーナスの効果は7月に現れていると解釈できる。したがって、全繰りには住宅ローン減税効果だけでなく、ボーナス効果も働いているようである。

4.2 融資種別データ 対 支店別データ

次節で支店毎の差異を論じるが、その前に、前節の分析の基礎になっている融資種別データと支店別データの違いに触れておこう。また、次節では支店毎の違いを論じるので、この節では支店別データ全体に対する推定結果を示し、それを融資種別データに基づいた推定結果と比較しながら論じる。

第3.1節で述べたように、支店別データは全体で221,104件のローンを含み、そこには

¹¹仮に x_1, x_2, \dots, x_{11} で1、2、...、11月のダミー変数を表そう。これらのダミー変数は対象となっている月がその月のときだけ1をとり、それ以外の月のときは0をとる。したがって、12月にはすべての月のダミー変数が0の値をとるので、ダミー変数の1次関数 $\beta_1 x_1 + \dots + \beta_{11} x_{11}$ が0の値をとる。

表 6: 全緑りのロジット回帰結果(支店別データ)

説明変数	全体	北海道	東北	北関東	南関東	東京	北陸	名古屋	大阪	中国	四国	福岡	南九州
経過月数 ($\times 10^{-2}$)	5.685*	3.528*	5.794*	7.577*	5.858*	5.859*	6.215*	6.993*	5.210*	7.069*	7.048*	6.040*	3.355*
経過月数の2乗 ($\times 10^{-4}$)	-6.702*	-3.822*	-5.664*	-8.574*	-5.105*	-7.345*	-5.362	-10.068*	-6.328*	-5.671*	-4.082	-1.753	-3.768
経過月数の3乗 ($\times 10^{-6}$)	1.350*	0.348	0.970	1.810	0.650	2.410*	0.057	3.530*	1.230	0.267	-0.535	-1.500	0.232
約定金利・市場金利比	2.054*	1.930*	1.467*	0.940*	1.171*	1.315*	0.871*	1.277*	1.635*	1.074*	2.432*	1.377*	2.112*
地価指数の比 ($\times 10$)	-0.989*	-1.027*	-0.483	-1.094*	-0.701*	-0.741*	-0.904*	-1.342*	-1.106*	-0.644*	-0.301	-0.304	-1.333*
融資比率	-0.924*	1.825	-14.690*	-9.065*	2.839	-2.685	-6.794	2.985*	5.260	14.139*	5.173*	15.330*	5.753
返済比率 ($\times 10^{-1}$)	0.433*	-0.490	0.871	-3.270*	-3.122*	2.297*	6.901*	-0.315	0.042	0.266	-0.376	1.453	-4.977
失業率	0.035*	0.411*	0.589*	0.464*	0.387*	0.262*	1.040*	0.744*	0.084*	0.301*	0.346*	0.150*	0.489*
借手の年齢	-0.065*	-0.090	-1.588*	-0.905*	-0.580*	-0.136	-0.454*	0.146	0.246*	0.167	-0.326	0.275	-0.293
世帯人数	-0.249*	1.386	-2.341*	3.349*	6.761*	-1.444*	-3.096	-0.302	0.337	0.991	1.085	3.756*	-2.849*
世帯所得 ($\times 10^{-3}$)	-2.511*	-2.442	8.401	3.563	-21.498*	-0.354	0.389	-6.424*	-8.502*	-10.703*	0.065	-25.877*	-6.160
敷地単価 ($\times 10^{-3}$)	0.031	-1.827	-0.909	-7.471*	-1.981*	0.344	1.665*	-0.438*	-0.199	2.154*	0.082	-6.141*	6.119
1月ダミー	0.278*	-0.081	-0.592*	0.066	0.317*	0.435*	-0.166	0.445*	0.323*	0.106	0.303*	0.156	0.061
2月ダミー	0.043	-0.259*	-0.645*	-0.424*	0.041	0.163*	-0.424*	0.234*	0.111	-0.073	-0.092	0.001	0.043
3月ダミー	0.299*	-0.258*	-0.265*	-0.086	0.367*	0.393*	-0.305*	0.450*	0.315*	0.225*	-0.010	0.273*	0.373*
4月ダミー	0.191*	-0.006	-0.131	-0.091	0.164*	0.309*	0.020	0.189*	0.236*	0.017	0.037	0.078	-0.052
5月ダミー	0.078*	-0.052	-0.260*	-0.019	0.057	0.172*	0.075	0.009	0.011	-0.164	-0.056	-0.018	-0.084
6月ダミー	0.058*	-0.210*	-0.272*	-0.216*	0.059	0.124*	0.224	0.072	0.146*	-0.270*	-0.135	0.053	-0.165
7月ダミー	0.186*	-0.119	0.036	0.025	0.263*	0.330*	0.663*	0.343*	0.255*	-0.089	0.060	0.147	-0.111
8月ダミー	0.135*	-0.198*	-0.074	-0.045	0.139*	0.409*	0.342*	0.238*	0.207*	-0.269*	0.228*	0.043	0.009
9月ダミー	0.178*	-0.201*	-0.031	0.080	0.254*	0.233*	0.577*	0.230*	0.111	0.117	0.182	0.158	0.158
10月ダミー	-0.099*	0.019	-0.123	-0.220*	-0.168*	-0.050	0.094	0.093	-0.105	-0.222*	-0.139	-0.168	-0.105
11月ダミー	-0.248*	-0.226*	-0.301*	-0.304*	-0.299*	-0.236*	-0.117	-0.249*	-0.173*	-0.247*	-0.194	-0.215*	-0.359*
定数項 ($\times 10$)	0.476*	-0.102	7.266	3.733*	1.494*	0.337	1.706*	-0.065	-0.838	-2.085*	-0.404	-2.709*	2.858

「個人建設」と「高層住宅」のほか、それ以外の融資種のローンを含んでいる。他方、本研究が利用する融資種別データは「個人建設」と「高層住宅」だけで構成される。その結果、融資種別データには、支店別データ全体の一部である131,298件のローンしか含まれていない。したがって、もし融資種の違いによって説明変数と償還行動との関係にシステムティックな違いがあれば、支店別データ全体に対する推定結果と融資種別データに対する推定結果には違いが生じるだろう。また、仮に融資種の間本来そのようなシステムティックな違いがなかったとしても、実際に用いるデータが母集団から抽出された標本であるという立場から言えば、両者の推定結果の間に違いが生じるのは、不可避である。

また、第3.1節で指摘したように、本研究が支店別データと組み合わせて用いるローンや借手の属性データは、アンケート対象を「個人建設」と「高層住宅」に限定した『公庫融資利用者調査報告』所収の支店毎の集計値に基づいている。しかし、支店別データは、「個人建設」と「高層住宅」に属するローンだけでなく、それ以外の融資種に属するローンも含めた償還履歴を集計したものである。したがって、属性データは、支店別償還データの中の対応するプールの属性をある程度反映しているが、一定の誤差が混入していると考えられる。したがって、この点からも、支店別データ全体に対する推定結果と融資種別データに対する推定結果には違いが生じる。

以上指摘した点を念頭において支店別データ全体に対する推定結果を見てみよう。その結果は、表6の第1列に表示されている。この列は、支店別データ全体に対してロジット回帰を走らせて推定した係数を表している。また、数値の横の*は係数が5%水準で統計的に有意であることを示す。なお、論文中に示さなかったが、ポアソン回帰を走らせた結

果は、表6とほぼ一致したことを付け加えておく。

まず、全体を比較すると、月ダミー以外の変数は概ね融資種別データの推定結果と整合的である。特に、経過月数関連の3変数、約定金利の市場金利に対する比、および市街地価格指数の比は、係数の推定値が2つの推定結果の間で著しく近い。例えば、経過月数の係数推定値は、融資種別が0.05114であるのに対して、支店別は0.05685である。また、金利の比の係数は、融資種別で1.802であるのに対して、支店別では2.054である。さらに、市街地価格指数の比の係数推定値は、融資種別が-10.73であるのに対して、支店別は-9.89である。また、融資比率と世帯所得の2変数は、融資種別および支店別の両方ですべて統計的に有意で、かつ、係数の推定値も比較的近い。例えば、融資比率の係数は、融資種別で-1.563であるのに対して、支店別では-0.924である。

他方、失業率と借手の年齢は、融資種別と支店別の両方で統計的に有意であり、かつ、符号も一致するが、値はそれほど近くない。さらに、返済比率は、融資種別では統計的に有意でないが、支店別では有意で、しかも、符号が異なる。最後に、世帯人数は、両方も統計的に有意だが符号が逆になっている。もちろんこれらの不一致は、本節の冒頭で指摘した点に起因するであろう。ただし、不一致が、融資種間の本来的な差異によるのか、あるいは、属性変数のノイズによるのかの判別は、より精緻なデータなり、あるいは、より詳細な分析を待たなければいけない。

最後にダミー変数を見てみよう。10、11、1月の係数はすべて統計的に有意で、符号が融資種別データの推定結果と一致する。したがって、支店別データ全体においても、住宅ローン減税効果および12月ボーナス効果が観察されたと言える。また、2月から9月にかけてのダミー変数を見ると、統計的有意性

あるいは符号が融資種別データの結果と異なる。しかし、支店別データ全体の5月から8月にかけてのダミー変数の係数の値を見ると、いずれも統計的に有意で、7月でもっとも高い。したがって、支店別データ全体についても6月ボーナス効果が観察できる。

4.3 支店毎の差異

一般に、償還に影響する、雇用、所得、地価等の経済変数には、一定の地域性があると考えられる。例えば、地価は、近年、都心で底を打ったと言われるが、北海道では今だに下落が続いている。本研究では、市街地価格指数の比をとることで、地価の影響を捉えようとしているが、この変数だけで地価の影響を捉えるのは難しいだろう。また、都市部では、多数の市中金融機関が激しい競争をしており、中には非常に有利な条件で住宅ローンの借換えを促す金融機関があるが、地方では、都市部ほど有利な条件で借換えができない地域もあるだろう。これらの例から分かるように、説明変数と全線りとの関係にはある程度の地域性があると考えられる。したがって、本研究では、支店別データの分析によって地域性をある程度解明したい。

なお、仮に支店間の差異が本当に存在していても、サンプル数が不十分であったり、あるいは、変数の誤差のために、統計的手法によってそれを明らかにすることができないかもしれない。また、統計的手法の宿命として、実際に存在しない関係が統計的に有意な関係として現れることもある。したがって、これらの注意点を頭の隅に置きながら、表6に沿って支店毎の推定結果を分析する。

まず、経過月数、約定金利の市場金利に対する比、および失業率の3変数を見ると、すべての支店について統計的に有意で、かつ同じ符号である。また、これらの符号は融資種別データの結果と一致している。したがって、これらの変数は全線りとかかなり頑健な関係を持っていると結論付けてよいだろう。

次に、経過月数の2乗、市街地価格指数の比、および世帯所得の係数を見ると、それらが統計的に有意な支店は、それぞれ9、9、5支店と、比較的多く、しかもすべて符号が同じである。また、これらの符号は、融資種別データに基づく推定結果とも一致する。したがって、これらの変数が全線りに及ぼす影響は、必ずしもすべての支店で有意ではなかったが、有意な支店では同じ方向に働くことが観察された。

さて、本節の冒頭で予想したように、いくつかの説明変数は、支店によって推定結果が異っていた。そこで、以下では、統計的に有意な係数の符号が支店によって異なる説明変数を挙げる。まず、融資比率の係数は、融資種別データの結果と同じように、2支店（東北、北関東）で負だったが、逆に、4支店（名古屋、中国、四国、福岡）で正だった。また、返済比率は、融資種別データを使った分析では有意でなかったが、支店別のデータを使うと、係数が正の支店が2店（東京、北陸）あり、負の支店も2店（北関東、南関東）あった。また、敷地単価も、融資種別データを使った分析では有意ではなかったが、支店別のデータでは、有意な係数が負の支店が4店（北関東、南関東、名古屋、福岡）、正の支店が2店（北陸、中国）あった。

次に、借手の属性を見ると、年齢の係数は、融資種別データの結果と同じように、4支店（東北、北関東、南関東、北陸）で負だったが、大阪支店では正だった。また、世帯人数は、融資種別データの結果と同じように、3支店（北関東、南関東、福岡）で正だったが、3支店（東北、東京、南九州）で負だった。

なお、上で指摘した、支店によって統計的に有意な係数の符号が異なる変数は、すべて『公庫融資利用者調査報告』をデータソースにしている。したがって、表6で観察される支店毎の差異が、第4.2節で指摘した属性変数の誤差に起因している可能性がある。しか

し、もちろん本当に地域性の違いの結果生じている可能性もある。したがって、この点についてより精度の高い分析を行うには、個別ローンのデータが不可欠である。

最後に、月のダミー変数を見ると、12月および1月に全繰りが増える傾向は、北陸支店と四国支店等、若干の支店で明瞭ではないものの、ほとんどの支店で観察できた。また、7月については、ほとんどの支店について7月を挟む月と比べて全繰りが増える傾向が観察できた。したがって、大部分の支店において住宅ローン控除効果およびボーナス効果が働いているようである。

5 デフォルトに関する分析結果

本節でも、全繰りの分析と同様、まず、融資種別データを使って回帰モデルを推定した結果を論じ、次に、支店別データ全体を使って回帰モデルを推定した結果を融資種別データの結果と比較する。そして、最後に、支店毎のデータを使って回帰モデルを推定した結果を示し、支店間の差異を述べる。

5.1 各説明変数の効果

表7は、融資種別データ全体についてロジット回帰とポアソン回帰の推定結果を示したものである。また、係数の右横の*は、表5と同様、その係数が5%水準で統計的に有意であることを示す。表7の際立った特徴は、表5と同様、ロジット回帰とポアソン回帰の結果が驚くほど一致していることである。

それではまず、経過月数の影響を見てみよう。経過月数、経過月数の2乗、および、経過月数の3乗の係数は、いずれも統計的に有意である。これらの効果をより直感的に見るために、ポアソン回帰で推定した係数を使って、図2にベースライン・ハザード関数を示す(実線のグラフ)。また、図2には、支店別データ全体についてデフォルトに関するポアソン回帰を走らせ、その推定結果に基づい

て描いたベースライン・ハザード関数も示す(破線のグラフ)。第3.2節で説明したように、ベースライン・ハザード関数は、経過月数以外の説明変数が0の値をとるという仮定の下で、償還確率(ポアソン回帰の場合は償還強度)を経過月数の関数として表現したものである。したがって、図2の横軸は経過月数を測り、縦軸は償還強度を測っている。

2つのグラフは、ベースとなるデータが異なるので一方が他方よりやや高いが、基本的に同じ形状をしている。即ち、返済開始後40ヶ月くらいまでは償還強度が徐々に上昇し、その後は徐々に低下し、90ヶ月頃に逡減が止まる傾向があることを示している。

このように、デフォルトは、ベースライン・ハザード関数については全繰りとある程度近い形状をしているが、その他の説明変数との関係は、全繰りとかなり異なる。まず、デフォルトへの効果が存在すると予想した、市街地価格指数の比、融資比率、返済比率の係数が統計的に有意ではなかった。また、弱いながらもデフォルトに影響を及ぼすかもしれないと予想した、借手の年齢と世帯人数も有意な係数を持っていなかった。さらに、約定金利の市場金利に対する比の係数も統計的に有意でなかった。

他方、失業率と世帯所得の係数は統計的に有意で、失業率の符号は本研究が立てた仮説と整合的であった。したがって、その符号に沿って解釈すると、失業率の高い地域では、デフォルトが増える傾向があると言える。しかし、世帯所得の係数の符号は、本研究が立てた仮説と反対だった。したがって、当初のローン契約時に所得が高い借手は所得の低い借手に比べてデフォルトを起こす傾向が強いという逆説的な結果となった。

ここで以上の結果をまとめよう。第3節で議論したように、経済合理性から言えば、デフォルトと関連がありそうで、しかも実際にデータが取れる変数が多数存在する。しか

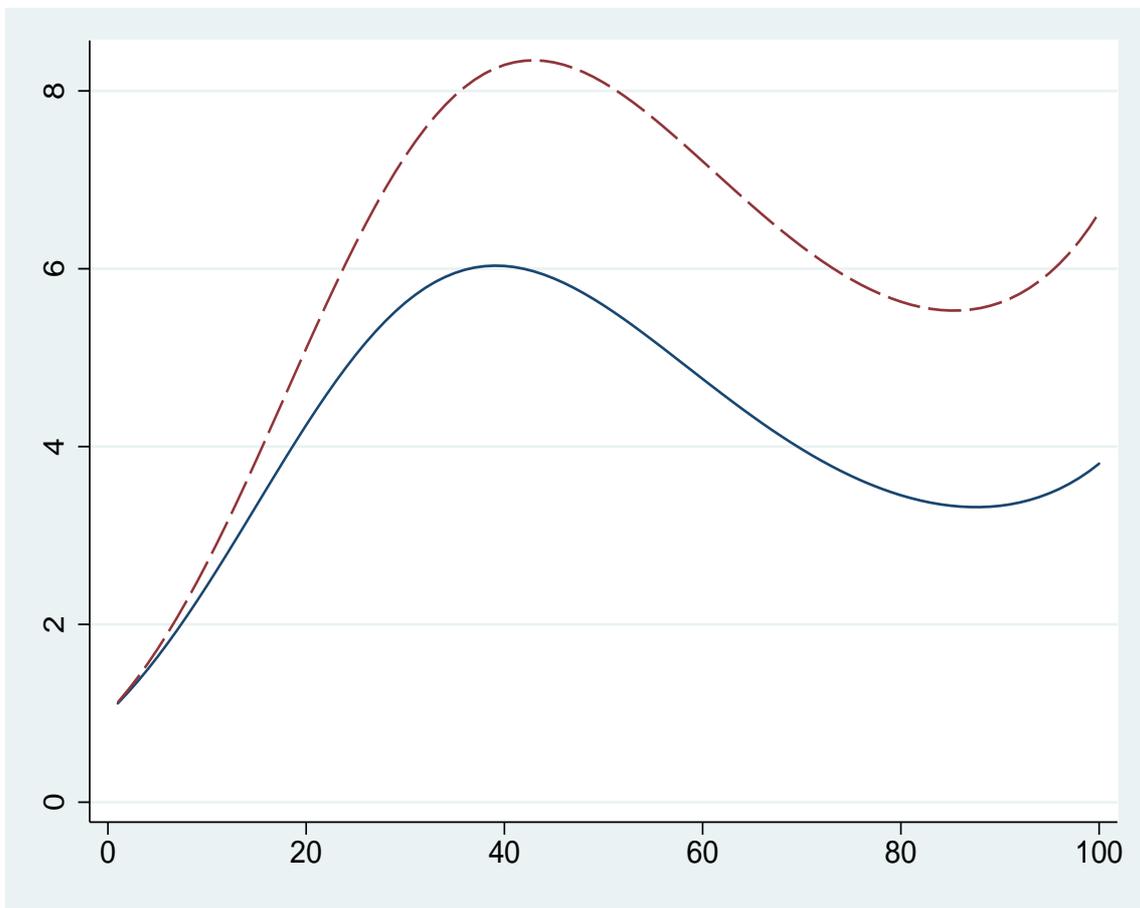
表 7: デフォルトの回帰結果 (融資種別データ)

右横に括弧が付いた説明変数の場合、係数と標準誤差の欄に記された数値に括弧内の数値を掛けたものが係数と標準誤差を表す。例えば、ロジット回帰における経過月数の係数は $10.797 \times 10^{-2} = 0.10797$ と計算できる。また、係数の右横に付いている*は、その係数が 0 と等しい確率が 5%以下であることを示す。

説明変数	ロジット回帰		ポアソン回帰	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
経過月数 ($\times 10^{-2}$)	10.797*	2.142	10.796*	2.142
経過月数の 2 乗 ($\times 10^{-3}$)	-1.996*	0.279	-1.996*	0.279
経過月数の 3 乗 ($\times 10^{-6}$)	10.500*	1.690	10.500*	1.690
約定金利の市場金利に対する比	-0.738	0.407	-0.738	0.407
市街地価格指数の比 ($\times 10$)	-0.456	0.439	-0.456	0.439
融資比率	-3.012	3.791	-3.011	3.791
返済比率	-0.105	0.101	-0.105	0.101
失業率	0.284*	0.113	0.284*	0.113
借手の年齢	-0.430	0.384	-0.430	0.384
世帯人数	0.509	0.793	0.508	0.792
世帯所得 ($\times 10^{-2}$)	1.025*	0.275	1.024*	0.275
敷地単価 ($\times 10^{-3}$)	-0.253	0.905	-0.254	0.905
1 月ダミー	-1.382*	0.193	-1.381*	0.193
2 月ダミー	-1.140*	0.177	-1.140*	0.177
3 月ダミー	-0.527*	0.157	-0.526*	0.157
4 月ダミー	-0.917*	0.170	-0.917*	0.170
5 月ダミー	-0.925*	0.165	-0.925*	0.165
6 月ダミー	-0.522*	0.141	-0.522*	0.141
7 月ダミー	-0.567*	0.140	-0.567*	0.140
8 月ダミー	0.002	0.121	0.002	0.121
9 月ダミー	-1.093*	0.165	-1.092*	0.165
10 月ダミー	-0.867*	0.153	-0.866*	0.153
11 月ダミー	-0.414*	0.131	-0.414*	0.131
定数項 ($\times 10$)	0.611	1.570	0.610	1.570

図 2: デフォルトのベースライン・ハザード関数

横軸は経過月数、縦軸は償還強度を測る。また、実線は融資種別データを使って推定したベースライン・ハザード関数、点線は支店別データを使って推定したベースライン・ハザード関数を表す。



し、少なくとも本研究が用いたデータについては、それらの変数の中でデフォルトと統計的に有意な関係を持つものは、経過月数、失業率、および、当初のローン契約時における借手の所得だけであった。

それでは、最後に、表7の月のダミー変数を見てみよう。一覧して明らかのように、8月以外の月はすべて係数が統計的に有意で、しかも、符号が負になっている。例えば、9月のダミー変数の係数推定値は-1.093である。したがって、9月にはそのダミー変数が1の値をとるから、 $-1.093 \times 1 = -1.093$ だけ説明変数の1次関数 $\beta'x$ の値が低くなり、その分、償還確率（ロジット回帰の場合）あるいは、償還強度（ポアソン回帰の場合）を下げることになる。他方、12月には、1月から11月のダミー変数がすべて0になるため、 $\beta'x$ のダミー変数の部分が0になる¹²。したがって、12月は、他の月に比べてデフォルトが多く発生する傾向があると言える。事実、9月から1月までの係数を順に見てみると、年末にかけてデフォルトが増え¹³、また、1月に急減する傾向があることが読める。

5.2 融資種別データ 対 支店別データ

次節で支店毎の差異を論じるが、その前に、支店別データ全体に対する推定結果を見て、融資種別データに基づく前節の推定結果と比較しよう。

なお、第4.2節の冒頭でも指摘したように、支店別データ全体は本研究で使う融資種別データのほか、他の融資種に属するローンも含んでいる。また、本研究で用いる属性データは、「個人建設」と「高層住宅」を対

¹² 仮に x_1, x_2, \dots, x_{11} で1、2、...、11月のダミー変数を表そう。これらのダミー変数は対象となっている月がその月のときだけ1をとり、それ以外の月のときは0をとる。したがって、12月にはすべての月のダミー変数が0の値をとるので、 $\beta_1 x_1 + \dots + \beta_{11} x_{11} = 0$ が成立する。

¹³ 9月から11月までのダミー変数の係数はすべて負であり、9月から11月にかけて絶対値が小さくなっているから、値は大きくなっている。

象として集計されたものに基づいているので、支店別データの中の対応するプールの属性を表しているわけではない。さらに、統計学的手法の宿命として、実際に存在しない関係を統計的に有意なものとして結論付けることもある。このような理由から、支店別データ全体に対する推定結果は、前節で見た融資種別データに対する推定結果と異なる可能性があることを予め指摘しておく。

支店別データ全体に対してロジット回帰を走らせた結果は、表8の第1列に表示している。また、論文中には示さなかったが、ポアソン回帰を支店別データ全体および支店毎のデータに対して走らせた結果は、表8とほぼ一致した。

まず、表8の第1列を表7と比較すると、概ね統計的な有意性や係数の符号が一致している。特に、表7で統計的に有意だった経過月数関連の3変数、失業率、および世帯所得の係数は、表8でも統計的に有意で、しかも推定値がかなり近い。例えば、経過月数の係数推定値は、融資種別が0.10797であるのに対して、支店別は0.11874である。また、失業率の係数は、融資種別で0.284であるのに対して、支店別では0.111である。さらに、世帯所得の係数推定値は、融資種別が0.01025であるのに対して、支店別は0.00942である。また、約定金利の市場金利に対する比、市街地価格指数の比、借手の年齢は、支店別データ全体においても統計的に有意でない。

他方、返済比率と敷地単価は、融資種別データでは統計的に有意でなかったが、支店別データでは統計的に有意になった。しかも、両方の推定で係数の符号が一致し、値も比較的近い。さて、本研究が分析対象にする融資種は「個人建設」と「高層住宅」の2種類だけなので、本研究が使う融資種別データには特定の年月、例えば、1999年7月に償還を開始するプールは2つしかない。他方、

表 8: デフォルトのロジット回帰結果 (支店別データ)

説明変数	全体	北海道	東北	北関東	南関東	東京	北陸	名古屋	大阪	中国	四国	福岡	南九州
経過月数 ($\times 10^{-2}$)	11.874*	15.615*	20.839*	18.812*	15.988*	15.161*	13.393	19.781*	6.517	25.985*	-5.728	7.752	6.038
経過月数の 2 乗 ($\times 10^{-3}$)	-2.078*	-0.728	-2.444*	-0.439	-1.884*	-3.210*	-2.920	-2.462*	-2.273*	-3.198*	0.517	-1.916*	-2.122*
経過月数の 3 乗 ($\times 10^{-6}$)	10.800*	0.732	11.200*	-0.111	10.200*	18.200*	16.800	12.200*	12.200*	16.200*	-1.890	10.700*	12.900*
約定金利・市場金利比	-0.259	-3.803*	-0.288	0.620	-0.462	2.559*	-1.786	-0.214	-0.823	-3.565*	3.597	0.310	-0.063
市街地価格指数の比 ($\times 10$)	-0.302	2.441	1.502	3.468	1.337	-0.605	-0.865	1.184	-2.016*	2.253	-1.892	-1.386	-1.283
融資比率	2.175	16.103	-17.014	-5.468	-2.168	9.850	154.820*	2.741	1.978	57.123*	34.442	24.132	-4.285
返済比率	-0.197*	0.314	-1.331	-3.251	-1.574	-0.871	1.685	-0.908*	0.023	-0.200	-1.121	-0.455	0.285
失業率	0.111*	0.139	-0.159	-0.223	-0.245	-0.303	0.170	-0.144	0.461*	-0.032	0.553	0.240	0.773*
借手の年齢	-0.052	1.000	-4.988	-4.051	-2.703	-0.015	-16.641*	-1.437	-3.206	-0.162	1.506	-2.580	-0.059
世帯人数	-0.241	2.595	2.369	8.792	19.830	3.346	64.791*	3.141	6.381	2.453	0.553	15.391	1.982
世帯所得 ($\times 10^{-2}$)	0.942*	-0.259	2.729	9.598	-2.324	0.685	12.198*	0.975	3.349*	-0.126	0.503	0.079	1.154
敷地単価 ($\times 10^{-3}$)	-0.667*	-7.041	-33.240*	-19.194	-6.356	-1.575	9.543	0.378	-0.001	14.541*	-22.625	-8.041	-7.973
1月ダミー	-1.325*	-2.665*	-1.340*	-	-0.616	-1.025*	-0.287	-1.323*	-1.195*	-1.169*	0.948	-1.653*	-2.066*
2月ダミー	-0.992*	-1.988*	-1.020*	-0.897	-0.636	-0.417	-1.004	-0.649	-0.954*	-0.967	-	-0.985*	-2.081*
3月ダミー	-0.385*	-0.321	-0.413	0.099	-0.081	-0.523	-0.320	-0.664	-0.641*	-0.624	-1.028	-0.237	-0.389
4月ダミー	-0.706*	-1.421*	-2.363*	-0.703	-0.639	-0.226	-0.940	-0.156	-0.572	-0.505	0.413	-0.919*	-0.739
5月ダミー	-0.869*	-1.259*	-1.457*	-0.718	-0.223	-0.957*	-0.250	0.010	-0.821*	-1.873*	-0.584	-1.283*	-1.563*
6月ダミー	-0.501*	-0.812*	-0.130	-0.548	-0.096	-0.882*	1.256	-1.391*	-1.342*	-0.055	0.266	-0.279	-0.882
7月ダミー	-0.532*	-1.607*	-0.678	-1.050	-0.230*	-0.021	-0.266	0.310	-0.971*	-0.591	-0.533	-0.481	-0.966*
8月ダミー	0.044	0.059	-0.086	0.491	-0.079*	-0.407	1.117	0.099	-0.051	0.249	0.712	-0.070	0.002
9月ダミー	-1.028*	-1.379*	-1.586*	-	-0.529*	-0.895*	0.376	-0.257	-1.180*	-1.619*	-0.112	-1.822*	-0.991*
10月ダミー	-0.683*	-1.085*	-1.846*	-0.213	-0.374	-0.637	-1.079	-0.200	-0.847*	-0.828	-	-0.505	-0.286
11月ダミー	-0.369*	-0.494	-0.944*	-0.242	-0.226	-0.503	0.513	0.270	-0.248	-1.181*	-0.236	-0.089	-1.087*
定数項 ($\times 10$)	-0.871*	-9.589*	20.455	9.327	6.676	-0.690	15.712	2.771	8.546	-8.615*	-6.940	4.158	-1.101

住宅金融公庫の支店は全国に12店あるので、支店別データ全体において1999年7月に償還を開始するプールは12ある。したがって、後者のサンプルは前者のサンプルの6倍の大きさがあり、その結果、前者で有意でなかった係数が後者で有意な係数として現れた可能性が高い。

なお、返済比率の係数の符号は、第3.5節で立てた「この比率が高いと返済余力が乏しくデフォルトを起こし易い」という仮説と反対の符号であった。この逆説的な符号を説明するメカニズムとしては、次の点が考えられる。即ち、我が国で返済比率が高いにも拘わらず融資が実行される場合、それは借手が貸し倒れリスクの低い優良な借手であるケースが多いという点である。したがって、返済比率の住宅ローン市場における「経済的機能」が我が国と米国で大きく異なる可能性がある。

最後にダミー変数を見てみよう。1月から11月のすべての月について、表8の第1列は、表7の第1列とほぼ一致した結果になっている。たとえば、1月のダミー変数の係数を見ると、表7では統計的に有意で値は-1.382、表8でも統計的に有意で値は-1.325と著しく近い。また、ダミー変数の中では比較的係数の推定値が乖離している2月を見ると、表7では統計的に有意で値は-1.140、表8でも統計的に有意で値は-0.992である。他の月についても同様で、月のダミー変数については、融資種別データに基づいた推定結果と支店別データ全体に基づいた推定結果がほぼ一致している。したがって、支店別データ全体についても、年末にかけてデフォルトが増え、1月に急減する傾向があることが読める。

5.3 支店毎の差異

恐らく、デフォルトについても、説明変数と全繰りの関係にある程度の地域性があるだろう。例えば、地縁・血縁関係が色濃く残っている地方は、それらの関係が希薄な都市と比

べて、デフォルトの社会的なコストが高い可能性がある。もしこの仮説が正しければ、他の条件が同一なとき、地方では都市部ほどデフォルトが発生しない。そこで、本研究は、支店毎のデータに対して回帰モデルを推定することによって地域性を明らかにする。

まず、経過月数関連の3変数の係数を見ると、すべての支店について統計的に有意ではないが、符号はほぼ一致しており、値も比較的近い。具体的には、経過月数の符号は福岡を除いてすべて正、経過月数の2乗の符号は四国以外すべて負、経過月数の3乗の符号は東北と四国以外すべて正である。したがって、経過月数とデフォルトの関係は、全繰りのケースほどではないが、異なる支店の間に比較的近い関係が存在すると言える。

次に、支店別データ全体に対する推定結果で統計的に優位だった返済比率、失業率、世帯所得、敷地単価を見ると、それらは支店毎の推定では統計的に有意でないことが多かった。より具体的に述べると、それらの係数が統計的に有意だった支店は、それぞれ1支店（名古屋）、2支店（大阪、南九州）、2支店（北陸、大阪）、2支店（東北、中国）と、かなり少なかった。このような結果が、本当に地域性に根ざしたものなのか、あるいは、第4.3節の第2段落で指摘したその他の点によるものか、興味深い問題である。

また、それ以外の変数も、経過月数関連の変数と月のダミー変数を除いたものについては、統計的に有意なものが少なかった。ただし、支店毎の結果を精査すると、支店によって異なる変数が統計的に有意であり、支店毎の独自性が強いという印象を受ける。例えば、東北支店では、経過月数関連の3変数と敷地単価が有意だが、北陸支店では、返済比率、借手の年齢、世帯人数、世帯所得が統計的に有意であった。

最後に月のダミー変数の効果を見てみよう。融資種別データと支店別データ全体の両

方で観察された「デフォルトが年末にかけて増え、1月に急減する」傾向は、多くの支店で観察できる。特に、その傾向が明瞭に観察できる支店は、東北、中国、南九州である。また、12月直前の月の係数が統計的に有意ではないので、それほど明確ではないが、係数の値のパターンから言えば、北海道、北関東、南関東、東京、大阪、福岡にも近い傾向が見出せる。したがって、この傾向は比較的広い地域に当てはまる可能性がある。

6 まとめ

我が国においても、近年、住宅金融公庫債券の発行を端緒に、住宅ローンの証券化市場(RMBS市場)が拡大・発展の途上にある。また、バブル崩壊後の回復の過程で、都銀を始めとする多くの金融機関が住宅ローンを積極的に貸し出すようになった。さて、広く知られているように、住宅ローンは、種々の要因によって償還が起こり、その結果、RMBSや金融機関の保有する住宅ローンポートフォリオのキャッシュフローが大きく変化する。したがって、投資家および金融機関にとって、借手の償還行動を詳細に分析し、それを投資ないしローンポートフォリオの管理に役立てることが望ましい。本研究は、このような社会的ニーズを鑑みながら、学術的な観点から「住宅金融公庫償還履歴データ」を分析した。

具体的には、全繰りやデフォルトに伴って発生する経済的、非経済的コストを考慮したオプション理論のほか、住宅ローンの期限前償還に関する先行研究を参考にして、期限前償還とそれらの変数との関係について仮説を立てた。そして、上記償還データのほか、金利、地価、失業率等のマクロ経済変数のデータ、さらに、住宅金融公庫の『公庫融資利用者報告書』にまとめられた借手やローンの属性データを使って、ロジット回帰およびポアソン回帰の係数を推定し、仮説と整合的な結果が得られているかどうかを吟味した。

その結果、全繰りについて得られた知見は

次のとおりである。まず、経過月数、経過月数の2乗、経過月数の3乗は、融資種別データおよび支店別データ全体を使った推定では、係数が統計的に有意でその値も両データの間で近かった。したがって、我が国全体のデータについて言えば、経過月数と全繰りとの間には、図1で示したようなかなり頑健な関係があると言える。また、支店毎の推定でも、係数の推定値に一定の類似性があるが、それから乖離している支店もあった。したがって、2乗、3乗の項を含めた経過月数と全繰りの関係は、支店毎にやや異なるようである。

次に、約定金利の市場金利に対する比は、融資種別データ、支店別データ全体、およびすべての支店データについて、係数が統計的に有意で符号が仮説に一致し、さらに値もほとんどの支店で1.8の前後にあった。したがって、金利低下に伴う借り換えが全国的な広がりを持っているというだけでなく、少なくとも住宅金融公庫の1支店が所管する広い地域を単位としたとき、借手の金利感応度が、大都市圏を擁する支店と地方に位置する支店との間で大差がないことも分かった。

また、世帯所得も、融資種別データと支店別データ全体について係数が統計的に有意で符号が仮説に一致しただけでなく、さらに係数が統計的に有意だった支店についても符号が仮説に一致した。したがって、それらの支店(南関東、名古屋、大阪、中国、福岡)では、借手世帯のローン契約時の所得から、将来の全繰り性向をある程度見定めることができそうである。即ち、ローン契約時の所得が高い世帯ほど、将来、全繰りを起こす可能性が低いということが分かった。

他方、融資比率と借手の年齢は、融資種別データと支店別データ全体については、係数が有意で符号も一致するが、支店毎のデータでは、統計的に有意な係数の符号が支店によって異なる。したがって、融資比率あるい

は借手の年齢が全繰りに及ぼす影響は、地域によってまったく逆の方向に働くとと言える。

さらに、返済比率と世帯人数は、融資種別データ、あるいは、支店別データ全体を使って推定した場合、係数は有意であるが、符号が両データ間で逆になる。その上、支店によって統計的に有意な係数の符号が異なる。したがって、返済比率と世帯人数は、融資種別によっても、さらに支店によっても、全繰りに影響する方向が異なると言える。

意外なことに、市街地価格指数の比、失業率の2つの変数の係数は、本研究が立てた仮説(即ち、地価下落や失業率の上昇は全繰りを減らす)と反対の符号であった。特に、失業率の場合、融資種別データ、支店別データ全体、およびすべての支店について、符号が仮説と逆になった。また、市街地価格指数の比の場合、融資種別データ、支店別データ全体、および係数が統計的に有意だった支店についてすべての符号が仮説と逆になった。したがって、これらの結果はかなり頑健な結果だと言える。ちなみに、一條・森平(2001)、杉村(2003)とも、市街地価格指数の比と失業率を説明変数に使っていないので、この点について参考になる結果はない。

念のため、市街地価格指数の比と失業率の2変数が任意繰上償還に及ぼす影響について、米国の住宅ローンに関する先行研究を見よう。Schwartz and Torous (1993)は全額と一部の両方を含んだ任意繰上償還(以下、任意繰上償還)を分析した論文で、不動産の収益率が任意繰上償還に正の影響を及ぼしていて、その係数は統計的に有意であることを報告している。また、Deng, Quigley, and Van Order (2000)とCunningham and Capone (1990)は州ないし地域の失業率が任意繰上償還に、有意ではないものの負の効果を及ぼしていると報告している。したがって、市街地価格指数の比と失業率が任意繰上償還に及ぼす影響は米国と我が国との間で異な

る可能性がある。ちなみに、この点をより詳細に分析して、確度の高い結論を得ることや、さらには、もしその結論が本研究の仮説と異なっていればそのような結論が成立するメカニズムを解明することは、RMBS市場および住宅ローンポートフォリオを保有・管理する金融機関にとって極めて優先度の高い問題であろう。

全繰りの最後の説明変数である、月のダミー変数については、融資種別データ、支店別データ全体、および、ほとんどの支店別データについて、住宅ローン減税効果とボーナス効果の両方が観察できた。

それでは次に、デフォルトの効果を見よう。まず、経過月数、経過月数の2乗、経過月数の3乗を見ると、融資種別データと支店別データ全体の両方で、推定係数はすべて有意で、しかも値がお互いに極めて近い。したがって、これらのデータのように、標本が全国から抽出された多数のローンから構成される場合は、融資種の違いに関わらず、経過月数とデフォルトの関係は安定していると言えそうである。また、支店別データのレベルでも、類似のパターンが観察できるが、統計的有意性および推定値は、支店によってかなり異なる。したがって、経過月数がデフォルトに及ぼす影響は支店毎に把握する必要がある。

失業率は融資種別データと支店別データ全体の両方で有意で、仮説どおり符号が正だった。即ち、地域の失業率が上昇すると、住宅ローンのデフォルトが増えるという直感に沿った結果を得られた。しかし、融資種別データと支店別データ全体の両方で有意だった世帯所得は、仮説と逆の正の符号であった。これは、実務上重要な点でもあるので、より詳細な分析が必要である。

また、返済比率と敷地単価が支店別データ全体で統計的に有意だったが、融資種別データでは有意ではなかった。さらに、経過月数

とダミー変数以外の変数は、全般に、係数の有意性と符号が支店によってかなり異なっていた。これらの差異が、支店の特異性によるのか、あるいは、標本抽出のプロセスで生じたものか等の点については、より詳細なデータの取得、あるいは、分析手法の工夫等により分析を改善することが必要である。

さらに、月のダミー変数のデフォルトに対する効果をまとめると、全国レベルでは、融資種別データ、支店別データ全体の両方について、「デフォルトが年末にかけて増え、1月に急減する」傾向が観察できた。また、過半数の支店レベルでも同様なパターンが観察できたので、この傾向は比較的広い地域において成立する傾向であると言える。

最後に、本研究を総括し、今後の課題に触れておこう。本研究は、融資種別および支店別という切り口で、一群の説明変数が全繰りおよびデフォルトに及ぼす効果を分析した。しかし、本研究は、あくまでこのラインの分析の端緒に過ぎない。今後は、個別ローンのデータを入手するなり、あるいは、集計データの使い方に一層の工夫をするなりして、この切り口の精度を一段と高めた分析を行いたい。

また、本研究は、時間の制約上、バーンアウト効果(特定のローン・プールについて任意の時点に発生する期限前償還が、返済開始以降の市場金利の推移の影響を強く受ける現象)等の興味深い点について分析を加えることができなかった。また、市場金利の効果が大きいことを考えると、イールドカーブの傾きを説明変数に加えたり、金利データの使い方タイムラグを考慮することによって、モデル全体としての説明力を高めることが期待できる。さらに、上記の融資種別、支店別の分析を一步進めて、ミクロレベルの借手やローンの属性と償還行動との関連を分析できれば、それらのミクロ情報を利用してRMBSのリスク管理技術を向上したり、新種の証券

化商品を開発したり、あるいは、借手、貸手の双方にとって好ましいローンを創出することが可能になるかもしれない。したがって、これらの可能性は社会的ニーズが高いと考えられるので、将来の研究課題としたい。

参考文献

- 一條裕彦・森平爽一郎(2001)、「住宅ローンのプリペイメント分析」、『2001年JAFEE夏季大会予稿集』、日本金融・証券計量・工学学会。
- 住宅金融公庫 市場資金室(2005)、「住宅金融公庫償還履歴データに関する項目説明書」第3版。
- 住宅金融公庫、『公庫融資利用者調査報告 マイホーム新築融資編』平成7年度版～平成16年度版。
- 住宅金融公庫、『公庫融資利用者調査報告 マンション購入融資編』平成7年度版～平成16年度版。
- 杉村徹(2003)、「住宅ローンのプリペイメント・モデルと実証分析：返済タイプ別モデル・アプローチ」、『ジャフィー・ジャーナル2003金融工学と資本市場の計量分析』、東洋経済新報社。
- 日本不動産研究所(2005)、『市街地価格指数 全国木造建築費指数 平成17年9月末現在』。
- Archer, Wayne, David Ling, and Gary McGill (1996), "The Effect of Income and Collateral Constraints on Residential Mortgage Terminations," *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 26, No. 3-4, pp. 235-261.
- Campbell, Tim and Kimball Dietrich (1983), "The Determinants of Default on Insured Conventional Residential Mortgage Loans," *Journal of Finance*, Vol. 38, No. 5, pp. 1569-1581.
- Cunningham, Donald and Charles Capone (1990), "The Relative Termination Experience of Adjustable to Fixed-Rate Mortgages," *Journal of Finance*, Vol. 45, No. 5, pp. 1687-1703.
- Deng, Yongheng, John Quigley, and Robert Van Order (2000), "Mortgage Termina-

tions, Heterogeneity And The Exercise Of Mortgage Options,” *Econometrica*, Vol. 68, No. 2, pp. 275-307.

Downing, Chris, Richard Stanton, and Nancy Wallace (2005), “An Empirical Test of a Two-Factor Mortgage Valuation Model: How Much Do House Prices Matter?” *Real Estate Economics*, Vol. 33, No. 4, pp. 681-710.

Dunn, Kenneth B. and John J. McConnell (1981), “Valuation Of GNMA Mortgage-Backed Securities,” *Journal of Finance*, Vol. 36 No. 3, pp. 599-616.

Green, Jerry and John Shoven (1986), “The Effects of Interest Rates on Mortgage Prepayments,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 18, No. 1, pp. 41-59.

Johnston, E. and L. Van Drunen (1988), “Pricing Mortgage Pools with Heterogeneous Mortgagors: Empirical Evidence,” Working paper, University of Utah, Salt Lake City, UT.

Kishimoto, Naoki (1989), “Pricing Path Dependent Securities Backed by a Pool of Heterogeneous Callable Bonds,” *Proceedings of the 16th Annual Meetings*, European Finance Association.

Lindgren, Bernard (1976), *Statistical Theory* 3rd ed., Macmillan Publishing Co., Inc.

Longstaff, Francis (2005), “Borrower Credit and the Valuation of Mortgage-Backed Securities,” *Real Estate Economics*, Vol. 33, No. 4.

Richard, Scott and Richard Roll (1989), “Prepayments on Fixed-Rate Mortgage-Backed Securities,” *Journal of Portfolio Management*, Vol. 15, No. 3, pp. 73-82.

Schwartz, Eduardo and Walter Torous (1989), “Prepayment and the Valuation of Mortgage-Backed Securities,” *Journal of Finance*, Vol. 44, No. 2, pp. 375-392.

Schwartz, Eduardo and Walter Torous (1993), “Mortgage Prepayment and Default Decisions: A Poisson Regression Approach,” *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, Vol. 21, No 4, pp. 431-449.

Stuart, Alan and J. Keith Ord (1994), *Kendall's Advanced Theory of Statistics Volume 1 Distribution Theory*, Oxford University Press Inc.