

第3章 Monte Carlo Simulation による試算結果

——業務統計を利用した雇用保険についての risk management 手法の検討——

1. はじめに

この章ではこれまでの章で扱ってきた雇用保険業務統計データにもとづく retrospective な検討に加えて、将来展望するために必要なシミュレーション方法の検討を行う。その際に非常に単純なモデルを想定することになるが、これらについても分析手法としての妥当性や限界などについても検討したい。

日本経済は、失われた何十年といわれている長期経済停滞、米国の大手投資銀行 Lehman Brothers で拡大した米国の金融危機、それに次ぐ欧州経済危機 (Eurozone Crisis) といった経済危機ばかりか、東日本大震災などの巨大自然災害、政治の不安定、国際情勢など、多方面の危機に直面せざるを得ない状況にある。こうした予測しにくい大きな変動の影響を受けつつ、いかに経済活動を運営・管理をし続けていくかという問題は、多かれ少なかれ現代社会共通の課題でもある。そして結局のところ、直面してはじめて解決策を講じていかなければならない性質のものである。将来を展望する場合に、いつ・どこで・どの程度の大きな危機が起きることを想定することはできないからである。とはいっても、これまでの経験が示すところで予測可能な事態に対して準備しておくことは重要である。ここでおこなうモンテ・カルロ・シミュレーション (Monte Carlo Simulation) は、確率的には過去頻繁に発生した状況を将来にも反映させるが、かなりはずれた状況もまれであるが再現することができる。シミュレーションの手法として経験分布 (empirical distribution) にもとづくならば、過去に起きなかった状況は発生しないが、パラメトリックに分布を推定すれば、確率分布のすそ野の方で起きる事象も含めて疑似的に再現 (simulate) するからである。

経験分布にせよ関数形を特定したパラメトリックな確率分布を推定するにせよ、いずれにしても取り扱う状態が確率変数で表現されれば、その発生確率の分布にもとづいて、リスクのありようが再現できることになる。一般に用いられているリスクという用語は非常に曖昧である。モデルとして定式化される場合には、分布は特定できるが実現値が予測できない確率変数のばらつきが大きさがリスクの尺度である。たとえば、リスクは「収益」あるいは「収入－損失」の分散 (variance) ないしは標準偏差 (standard deviation) をその指標として把握されることが多い。この標準偏差をファイナンスでは volatility とよんでいることが多く、その指標がまた市場取引の対象にもなっている。もちろん、現実の経済活動における一般的な呼び方の「リスク」が、モデルで定式化されるリスクによって表現されているかどうかはまた別の問題である。

2. 雇用保険に関するリスク

雇用保険に関するリスク管理をどのように扱うのが最も適当か。公的ではない私的な保険制度や信用リスク管理の手法で、モデルを作成しモンテ・カルロ・シミュレーションをすることが果たして妥当かどうか、議論の余地があるばかりではなく、雇用保険の料率は政策変数であり、市場で決定されるものではないという制限がかかる。ただし、雇用労働者の労働市場での評価を基準として失業発生のプロセスをモデルにすることはできる⁵⁰。

信用リスク管理で扱う貸し倒れや保険で扱う生命保険などのリスクは、顧客単位ベースの契約ごとにリスクを設定し、さらに同一の契約であればそれらを集計、さもなくば異なる契約・金融資産のポートフォリオのリスクを計算する。

顧客に対して貸出を行っている場合には、一定期間内で貸し倒れ、つまり顧客が債務不履行となる確率をもちいて、期待損失とその分散すなわち予期しない損失を求める。さらに、損失の分散分析を行うが、その際、他の経済変数と相関をしている部分で条件付き予測可能なシステムティック・リスク(他の変数の分散と比例)と予期しない変動のスペシフィック・リスク(誤差の分散)に分解するのが一般的である。

Moody's KMV によるモデルでは、顧客のリスクのうちシステムティック・リスクに関する部分を産業や国、最終的にはグローバルなリスクへと分解する階層的なモデルを構築している (Bluhm, Overbeck, and Wagner, 2010, Crosbie and Bohn, 2003)。当然ながらリスク評価のもとになる社債の利回りの決定に関しては市場での評価を利用している。つまり、企業の資産価値(asset value)の変動 (KMV) や、株価の変動(equity, RiskMetrics グループの CreditMetrics) を原資産として確率過程で表現している。これらは Merton (1974) のモデルにもとづいた社債の利回りの方程式からリスクを計算している。

Merton (1974) のモデルでは社債は企業の資産(原資産)の派生商品(derivative)として定式化される。そして原資産の市場価値が幾何ブラウン運動をする Black and Scholes (1973) や Merton (1974) らのモデルでは、企業の(条件付き)債務不履行となる確率(a firm's conditional default probability)は債務不履行との距離(the distance to default)で決定される (Leland, 1994)⁵¹。

⁵⁰ Job search や job matching のモデルでは、雇用労働者の人的資本の価値と技術に要求される熟練のレベルのマッチング (Mortensen and Pissarides, 1994, 1999) などさまざまな定式化が行われている (Ljungqvist and Sargent, 2008)。本章の離職率の定式化の項を参照。

⁵¹ t 期の債務不履行との距離 (the distance to default) δ_t は、つぎの式で定義される。企業の資産価値を A_t 、負債の額面価値を L_t 、資産の平均成長率を μ_A 、資産の成長率のボラティリティを σ_A とすると、 T 期先の値は

$$\delta_t = \frac{\ln\left(\frac{A_t}{L_t}\right) + \left(\mu_A - \frac{1}{2}\sigma_A^2\right)T}{\sigma_A\sqrt{T}}$$

である (Hull, 2007, p. 280, p. 252, Bluhm et al. 2010, p. 252 あるいは Duffie, 2011, p. 28)。これはよく知られた Black-Scholes (1973) のオプション価格の決定式に表れる正規分布の端点 d_2 と全く同じ式である。

Black-Scholes の定式化では、 T は満期までの時間、 A は株価、 L は権利行使価格である。債務不履行確率 PD は、累積標準正規分布関数を N とすると $PD=N(-\delta_t)$ である。 μ_A の代わりにリスクレス・レート r を使うとリスク中立債務不履行確率となる。

Credit Suisse の CreditRisk⁺モデルでは、債務不履行の確率をもとめる際のポアソン分布の強度(intensity)パラメーターをガンマ分布で表した、混合ポアソン分布で定式化している。その確率生成関数を導出・推定してモデルを完成している。強度パラメーターの推定には倒産頻度や滞納と倒産の関係を利用している (Credit Suisse, 1997)。

Duffie (2011)でも債務不履行となる確率を求める際の債務不履行強度(the default intensity)はポアソン分布の強度(intensity)パラメーターに対応している。その値は一定値ではなく確率変数で、しかも多数の企業が同時に債務不履行となる可能性が増加するような相関性を取り入れた他の変数(covariates)で説明されるモデルを構築している。

損失の分布の推定には、Moody's KMV や CreditMetrics のようなベルヌイ分布であれば、未知パラメーターは債務不履行の確率であり、これは構成比から推定できる。債務不履行となるのはある期間内に資産の収益の変動率が閾値よりも下がる場合であるという隠れた関係(正規分布する)を想定している。CreditRisk⁺のようなポアソン分布ならば平均が強度パラメーターに等しいので推計できるし、sector 別に強度パラメーターの平均と分散を計算するとガンマ分布のパラメーターが推定できる (Franke, Härdle and Hafner, 2008)。

損失の分布については、多変量の分布を扱う場合、コピュラ(copula)が利用されることが多い。コピュラは一般的な分布をもつ確率変数のベクトルを、いたるところ一致する累積分布(たとえば多変量正規分布)を持つ確率変数で表現することができるという事実を利用する (Hull, 2007, Franke, Härdle and Hafner, 2008)。ただし、Duffie (2011)はコピュラでは原理的に時間で変化する条件付き債務不履行確率を推定することはできないと批判している。その代わりに、上に述べた債務不履行の強度パラメーターを確率変数として表現しているモデルを採用している。コピュラを利用する場合でも、債務不履行が企業間で独立して起きるというよりも相関して発生することをモデルに取り込むように定式化されている。このような経済主体間での相関関係をより直にモデルに入れられるのはコピュラである。

損失の分布形がわかれば、リスクの尺度としてよく利用されているのが、(99%や95%)の分位数そのものである Value at Risk である。あるいは Value at Risk 以上の損失額から計算される Expected Shortfall や平均値(期待損失額)と Value at Risk の差額である Economic Capital という概念がある。これらの分布の積分をモンテ・カルロ・シミュレーションによって求めて、リスクの程度を評価することができる。以上は債務不履行などの信用リスクについてのモデルで、債務不履行になるかどうかや収益率が基本的な確率変数となる。

一方、保険会社にとっての保険リスクのモデルでは、一定期間内に受け取る保険金請求の件数と、請求額の大きさが基本的な確率変数となる。請求額の大きな保険金請求の件数が多発すれば、保険会社が保険金を支払えなくなるリスクが発生する。一定期間についてのモデルを作成する短期リスクモデルでは、集団リスクモデル(collective risk model)あるいは集計リスクモデル(aggregate risk model)と個別リスクモデルがある (Gray and Pitts 2012)。Gray and Pitts (2012) Chapter 6 “Ruin theory for the classical risk model”にしたがうと、典型的

第3章

にはつぎのようなモデルとなる。集団リスクモデルでは、一定期間までの請求件数を N とすると N は確率変数である。同様に、各保険金請求 i について請求金額を X_i とすると、一定期間までの全請求金額 $S = X_1 + X_2 + \dots + X_N$ も確率変数となる。古典的なリスクモデルでは、 X_i は独立で同一の分布にしたがう確率分布を仮定する。さらにある時点 t までに発生した請求件数 $N(t)$ はレート λ のポアソン過程にしたがい、保険料収入は時間 t に比例して得られるものとする。初期の資産を u とすると、時点 t までのリスク準備金の確率過程 $U(t)$ はつぎのようになる。 c は単位期間の保険料収入で一定値とする。

$$U(t) = u + ct - \sum_{i=1}^{N(t)} X_i \quad (1)$$

最後の項のみが確率変数である。 X_i は平均が μ である独立で同一の分布にしたがうこと、 $N(t)$ がポアソン過程にしたがう確率変数であることに注意すると、 $E[S] = E[E[S|N]] = E[N\mu] = \mu\lambda t$ となる。つまり、リスク準備金の期待値は $E[U(t)] = u + ct - \mu\lambda t$ となる。Pollaczek - Khinchineの公式とよばれている破綻する確率は、つぎの式で計算できる(Gray and Pitts 2012, p. 292)。

$$P[U(t) < 0] = \sum_{n=1}^{\infty} \left(1 - \frac{\lambda\mu}{c}\right) \left(\frac{\lambda\mu}{c}\right)^n (1 - F_I^{*n}(u)) = 1 - \sum_{n=0}^{\infty} \left(1 - \frac{\lambda\mu}{c}\right) \left(\frac{\lambda\mu}{c}\right)^n F_I^{*n}(u) \quad (2)$$

ただし、 F_I^{*n} は F_I の n の重ね合わせである。 F_I は X の累積分布 F_X についての均衡分布の累積分布であり、つぎの式で定義される。

$$F_I(x) = \int_0^x \frac{(1 - F_X(y))}{\mu} dy, \quad x \geq 0 \quad (3)$$

n 個の互いに独立で同一の分布にしたがう確率変数 X の和が x 以下である確率が F_I^{*n} である。

$$F_I^{*n}(x) = P[X_1 + X_2 + \dots + X_n \leq x] \quad (4)$$

初期の資産額 u が大きい時には、Cramér-Lundberg 近似とよばれるつぎの公式が成立する。

$$P[U(t) \leq 0] \approx A e^{-Ru} \quad (5)$$

R は調整係数あるいはLundberg exponent とよばれる係数である。

$$\mu = E[X], \mu_2 = E[X^2] = \sigma^2 + \mu^2, \theta = \frac{c - \lambda\mu}{\lambda\mu} \quad (6)$$

とすると、古典的リスクモデルでは、

$$R \leq \frac{2\mu\theta}{\mu_2} \quad (7)$$

となることが知られている。特に、 X が平均 μ の指数分布をする場合には、

$$R = \frac{\theta}{(1+\theta)\mu}, \quad A = \frac{1}{1+\theta} \quad (8)$$

である。指数分布の場合には、Cramér-Lundberg 近似は厳密に破綻確率を与える。

雇用保険に関するリスクでも $U(t)$ と同様の定式化が考えられる。時間間隔として1カ月を考えると、 $N(t)$ は t カ月後までの失業保険受給者実人員であり、 X_i は各 i 番目の失業者への給付額で

ある。雇用保険の場合 ct に相当する部分は、 t 月までの保険料徴収額の総計ということになる。雇用保険では、保険料率は賃金総額に対する比率で決められている。つまり、毎月の保険料徴収額は被保険者数と賃金総額に依存するので、確率変数となる。ちなみに、過去の観察値を使って、 λ と μ および c を推定して Cramér-Lundberg 近似で破綻確率を求めてみる。その結果は、観察した月によって破綻確率は0か1に二分されてしまう。 λ は1か月の失業保険受給者実人員の移動平均(前後6カ月)、 μ には受給者1人あたり失業保険給付総額(前後6カ月の移動平均)を取る。 c については1か月の保険料徴収額(前後6カ月の移動平均)で計算してみると、1996年10月から2011年9月までの180か月間で、83か月が破綻確率1となった。つまり、 $83/180 = 0.46111$ というのがこの期間の破綻確率の標本平均となる。本来のリスクモデルとしては、0か1という確率を得ることをねらっているのではなく、あるサンプル期間での破綻確率が0と1の間に計算されるということである。このモデルを失業保険に応用した場合には、指数部分の値が絶対値で大きくなるため θ がプラスになると確率はゼロに、マイナスになると1とみなされるケースしか現れない。これでは、現実的な利用方法とはいえないであろう。ここでは、もう少し複雑にはなるがより雇用保険制度の実態にあったモデルを構築してシミュレーションを行うことにする。破綻確率などの積分の計算は、古典リスクモデルのように近似計算はできないため、モンテ・カルロ法による。

3. シミュレーションの対象

除外した項目

雇用保険業務統計で得られるデータを対象としているが、ここでは雇用保険2事業といわれている雇用安定事業と能力開発事業については除外することにし、失業保険に関するものを取りあげている。雇用保険2事業については、予算規模としては3000億円程度(厚生労働省雇用保険サイト「雇用保険2事業について」平成20年度予算による)であるが、保険料徴収も事業者のみから賃金総額の3.5/1000(2012年度、建設業を除く)と定められており、国庫負担もなく、そもそも助成金や訓練の支援が用途で保険事業ではないためである。

ここで新たに推定していない外生変数

失業保険にかかわる変数で、シミュレーションを行う上で、システムの内部では決定されない外生的な変数がある。最も基本的な外生変数は、人口である。失業保険は15歳以上65歳未満の人を対象にしているので、15歳以上65歳未満の人口の系列が必要である。しかし、雇用保険では、失業保険以外にも育児休業給付、介護休業給付、さらには60歳以上65歳未満で一定の条件を満たして雇用されている人を対象とした高齢雇用継続給付などがある。このため育児休業の対象となる1歳未満とみなされる幼児の人口、60歳から65歳未満の人口、さらには介護が必要となる高齢人口の将来推計値がこれらの給付の給付額に影響を与える変数である。

これらの人口の過去の値(2012年10月まで)については、総務省「人口推計」(月別、確報値

第3章

および速報値)を利用している。将来の値については、国立社会保障人口問題研究所の日本の将来人口の年別・年齢別人口をもとに、月別の値は spline 補間で計算している。

失業保険等の給付にかんするシミュレーションの対象

対象とした給付は、(i) 一般求職者給付、(ii) 高年齢者求職者給付、(iii) 短期雇用特例求職者給付、(iv) 就職促進給付、(v) 教育訓練給付、(vi) 高年齢雇用継続給付、(vii) 育児休業給付、(viii) 介護休業給付、(ix) 日雇労働求職者給付である。このほかに広域延長給付、職業訓練受講給付、その他があるが月別データなどがそろわないなどの理由で除外している。この他に雇用保険事業の事務経費があるが、これについては過去の値を利用してそのまま延長する方法をとっている。

(i)一般求職者給付については大きな構成比を占めるのでより詳細に検討している。1人あたりの給付額を決めてくる変数としては、(i-a)きまって支給される給与額が必要である。このきまって支給される給与額に給付率を乗じて給付額が決められる仕組みになっているからである。この給与額の将来推計値はシミュレーションの際に与えなければならない変数である。(i-b)1人あたり給付額ときまって支給される給与額の比率(支給比率)も推定が必要である。

給付額の規模を決めるのは、15歳から65歳未満の人口のうち、過去に雇用されていて雇用保険料を一定期間支払った人が対象となる。そのため将来人口から(i-c)受給者実人員を計算するためには、つぎのステップを経なければならない。

- (1) 15歳から65歳未満人口に労働力率を乗じて、15歳から65歳未満の労働力人口を計算する。
- (2) 労働力人口に雇用就業率を乗じて、15歳から65歳未満の雇用者数を計算する。
- (3) 15歳から65歳未満の雇用者数から雇用保険の被保険者数を求める。この場合、被保険者比率を15歳から65歳未満の雇用者数に乗じて計算する。
- (4) 被保険者数のうち、当該月に被保険者の資格を喪失する資格喪失者数を計算する。この被保険者に占める資格喪失者の割合は、離職率に相当する数値である。実際には、離職率を推定し、これに被保険者数を乗じて資格喪失者数を求める。

以下は離職者についての状態が推移する割合について考えている。

- (5) 資格喪失者のうち離職票が発行される割合
- (6) 発行された離職票が職業安定所に提出される割合
- (7) 提出された離職票が雇用保険の受給資格として認められる割合
- (8) 受給資格を得た離職者が初回受給者となる割合
- (9) 初回受給者が1か月以内に就業できる割合。雇用保険の一般求職者の所定期間内で継続して受給している割合。
- (10) 受給継続中の失業保険受給者が当該月に就職するか、求職活動をやめてしまう割合。
- (11) 所定期間内で引き続き継続して受給している割合。
- (12) 所定期間が終了して個別延長の期間として受給する失業者に推移する割合。ただし、延長

には個別延長と全国延長があるが、観察期間内で全国延長が発動されることがないため、全国延長された場合に、全体としてどれだけ失業期間が延びるのかという経験値がない。そのためこのシミュレーションでは基本受給率＝受給者実人員÷(受給者実人員+被保険者数)で定義される基本受給率が4%を超える際に行われる全国延長のケースは扱っていないことになる。

(13) 延長期間で引き続き受給する割合。これは延長期間で、当該月に就職するか、求職活動をやめる割合とは補集合の関係にある。

以上の手続きから当該月の受給者実人員が計算されることになる。(5)から(13)の割合は、観察データをその確率の推定値として解釈して、コンピュータを推定し、モンテ・カルロ法でリ・サンプリングをおこなってシミュレーションする。

失業保険の収入にかんするシミュレーションの対象

他方、収入面での定式化については、(x)保険料収入と(xi)国庫負担、(xii)運用収入を推定する必要がある。

(x-a) 保険料収入の推定については、先に計算された(i-3)被保険者数と(x-b)1人あたり保険料が必要である。(x-c)1人あたり保険料率は、(x-d)現金給与総額に対する比率で決められている。保険料率は政策変数であるが、現金給与総額は労働市場で決定されるものと考えてよい。

(xi) 国庫負担の推定については、給付の種類に応じて国庫負担割合が決められている。したがって、給付等のところで推定した(i)～(ix)の給付に応じて国庫負担比率を乗じて計算している。

(xii) 運用収入は積立金残高に対して一定の利率を乗じて計算している。

以下では、これらの項目のそれぞれについてどのように定式化し、推定しているかを解説することにする。

4. 人口推計・将来推計人口の利用について

過去の人口データについては、総務省「人口推計」の各月1日の年齢5歳階級別の総人口の値を利用している。最新の5ヶ月である2012年6月～10月については概算値を利用しているが、そのほかは確定値を利用している。概算値は単位が万人、確定値は千人である。ただし、月次データは1999年9月1日の確定値からのみ利用可能である。それ以前の年齢階級別データは、年次データで10月1日の値となる。年齢階級別ではなく、総人口は毎月入手可能である。そのため、1996年4月から1999年8月までの年齢階級別人口データは、月別の総人口データと年次別の年齢階級別データを使って、第一に必要な年齢階級の総人口に対する比率をもとめ、この比率をspline補間している。さらに総人口に月別年齢階級別の人口比率を乗じて、月別年齢階級別人口データを計算している。実際には、たとえば1999年9月1日のデータが2000年より前の総人口の月次データの系列と、2000年以降の月別年齢階級別データの系列の2種類存在す

第3章

るが、総人口のずれが発生している。これについては、データ系列が重なる期間最終的には月別年齢階級別データに一致するように補間しつつ連結している。2012年10月までの年齢階級別人口データはこのようにして得ている。実際に利用する年齢階級は、15歳以上64歳のデータ、0歳から1歳のデータ、65歳以上のデータ、および60歳から64歳のデータである。この過去のデータで2011年5月から12月までの人口データが増加するという結果になっている。

将来推計人口については、国立社会保障・人口問題研究所の「日本の将来推計人口」（2012年1月）で、2010年10月1日（「国勢調査による基準人口」）から2060年10月1日までの「男女年齢各歳別人口」の男女計の各年齢別推定値（15歳以上64歳、0歳から1歳、65歳以上、および60歳から64歳）を利用している。ただし、総務省の月別年齢別人口推計が、2012年10月まで得られるので、ここまでは、総務省の人口推計を利用し、2012年11月以降の値を「日本の将来推計人口」を利用している。月別データは年次データをspline補間して計算している。さらに、2061年から2110年の参考推計も利用し、最終的には2110年12月までの月別年齢階級別データを作成している。ここで示したシミュレーションでは「日本の将来推計人口」のうち、出生率中位と死亡率中位の予測値を利用しているが、実際には、出生率低位で死亡率高位のもっとも人口が少なくなる場合と、出生率高位で死亡率低位のもっとも人口が多くなる場合についても、推計値を準備している。図3-1の黒い線が中位予測であり、赤い2本の線でそれ以外の予測を示している。

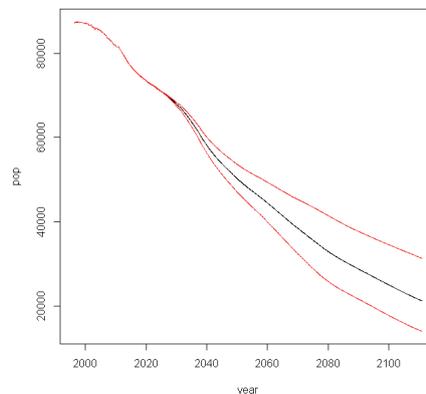


図 3-1 : 生産年齢人口の予測

注：国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口」平成24年1月よりスプライン補間

5. 労働力人口の推計

労働力人口は、生産年齢人口（15歳から64歳まで）に労働力率を乗じて計算している。過去の値は、総務省「労働力調査」の労働力率を利用している。生産年齢人口は、第4節で推計した総務省「人口推計」の値を使っているため、「労働力調査」の生産年齢人口と値が一致するとは限らない。ここでは、総務省「人口推計」の値に、総務省「労働力調査」の労働力率を乗じて労働力人口を推計している。

働力人口を計算している。総務省「労働力調査」の2011年の値には、「東日本大震災に伴う補完推計」が公表されているので、これを利用している。

将来の推計値は、2段階に分けて行っている。第1に労働力率の時系列分析を行って将来値を予測している。第2に2020年、2030年の労働力率の値は、JILPT(2013)「労働力需給の推計」と一定の整合性をとる作業である。

推計作業を行う前に、労働力率の時系列データに単位根(unit root)検定を行っておく必要がある。Phillips-Perron検定の結果は、Dickey-Fuller統計量-6.70。Truncation lag parameter=6, p-value=0.01で、単位根は含まれていないと考えてよい。しかし、AICであてはまりの良いモデルを選択すると、1階の和分をとるモデルが選ばれる。ARIMA(12, 1, 1)で季節項については1階の自己相関モデル seasonal(1, 0, 0)が採択された⁵²。結果は、表3-1のとおりである。ただし、残差が正規分布するかどうかについては、否定的な結果となっている。正規QQ-plotを示したのが図3-2である。正規分布よりはt分布に近い形をしていることがわかる。ほぼ対称であるが、すそ野が厚い分布といえる⁵³。シミュレーションでは正規分布を前提にして信頼区間を計算しているため、予測された95%信頼区間についてシミュレーションの値より、観察値は極端な値を取る確率が高いという注意をしてこの結果を利用することにする。ただし、シミュレーション結果で示しているケースは推定結果の平均値の値であるため、分布の問題は結果に影響しない。

表3-1: 労働力率の推計：推計期間1970年1月～2012年7月

	ar1	ar2	ar3	ar4	ar5	ar6	ar7	ar8
	0.5108	-0.4067	0.0779	-0.1624	0.1105	-0.2525	0.125	-0.227
s. e.	0.2364	0.2723	0.2481	0.1565	0.1215	0.1031	0.1254	0.1124
	ar9	ar10	ar11	ar12	ma1	sar1		
	0.0363	-0.1337	0.1764	0.3859	-0.061	-0.4371		
s. e.	0.1212	0.0892	0.0939	0.1158	0.1641	0.3428		
σ^2	1.13E-05		AIC	-4323.57		log-likelihood		2176.78
残差の正規性検定：JB-test, Shapiro-Wilk-test などの p-value= 2.20×10^{-16} , Skewness=-12.5789, Kurtosis=14.007								

JILPT(2013)「労働力需給の推計」には2020年と2030年の年齢階層別労働力人口と労働力率、

⁵² ARIMA(12, 1, 1) (1, 0, 0)の場合、季節的なARIMAと通常のARIMAのラグの次数が重なる部分があるが、以下の分析もすべて統一的にAIC基準で判断してラグの次数を決定している。外生変数が増えるので過剰識別検定が必要となるが、季節的sar1, ar12の有無で対数尤度の差に統計的に有意な差はなく過剰識別性は見られなかった。

⁵³ 誤差の分布で正規分布よりもすそ野が厚い分布を想定したモデルにはGARCHモデルがある。以下のモデルでも同様の傾向がみられ、GARCHモデルを試みているが、そちらの前提も成立するようには推定されていない。

第3章

就業者人口が含まれている。この推計⁵⁴にはシナリオが3パターン示されているが、そのなかの「慎重Bシナリオ」とここでの時系列推計の15歳から64歳の労働力率の中位予測が最も近い値を示している(図3-3の黒い折れ線と黒の滑らかな線)。そのため便宜的に「慎重シナリオB」に即してシミュレーションを行っておくことが、先入観の少ない将来推計値の設定となるものと考えた。シミュレーションでは、この時系列予測の値が「慎重シナリオB」で与えられた2時点、2020年と2030年の値を通過するように、スプライン・補間を行った予測値を、このシミュレーションでの中位推定としている。さらに念のためここで推計した予測の標準誤差を使って上下に値を振って区間推定を行った。その結果は図3-3の将来に広がる放物線状の値である。JILPT(2013)「労働力需給の推計」の「成長Cシナリオ」は上方で途切れている線で、ゼロ成長Aシナリオは下方で途切れている線で表している。どちらのシナリオもこの推計の95%信頼区間の中に含まれており、ここでのシミュレーションはより大きな不確実性・将来についての分散(リスク)を前提にしたものとなっている⁵⁵。実際には、労働力率の信頼区間の上下限を用いた高位・低位の想定でシミュレーションを計算している。しかし、このような労働力率の上下による違いは、全体を比例的に拡大・縮小するだけなのでシミュレーションの結果の傾向にはそれほど大きな差は見いだせなかった。労働力率が90%を超える想定は、人口が安定した状態で15歳から65歳未満の50年間で全員が7年間の教育を受けその後65歳まで働き続ける想定すると86%となることからわかるようにあり得る最大限の値といえる。逆に、最低の57%は、人口の安定状態では、全員が大学を卒業した場合、全員が50.5歳で非労働力化するような想定である。いずれにしても2100年すぎの状態であるので、大きな技術革新や天然資源が発見されれば可能であるかもしれない。Risk management という視点からは、できる限り多様な想定を考慮することが必要であるが、この場合のようにたとえ状況が大きく変わったとしても結果にあまり影響のでない場合もある。

⁵⁴ JILPT(2013)「労働力需給の推計」は、「日本再生戦略」(2012年7月31日閣議決定)などに示される経済・雇用政策が適切に実施され、経済成長率目標が達成され、労働市場への参加が促進される場合(成長戦略Cシナリオ)の2030年までの労働力需給の将来像を描くものである。比較のため、成長率目標の半分程度である実質1%程度の成長率が実現し、労働市場参加が一定程度進む場合(慎重Bシナリオ)、実質ゼロ成長に近い経済状況を想定し、労働市場への参加が現状(2010年)から進まない場合(ゼロ成長Aシナリオ)も計算されている。

⁵⁵ ここで外生変数に設定した労働力率の値はJILPTの値を参照しているが、そのほかの雇用者数・失業率・経済成長率・賃金率など他のすべての変数はこのシミュレーションでは利用していない。

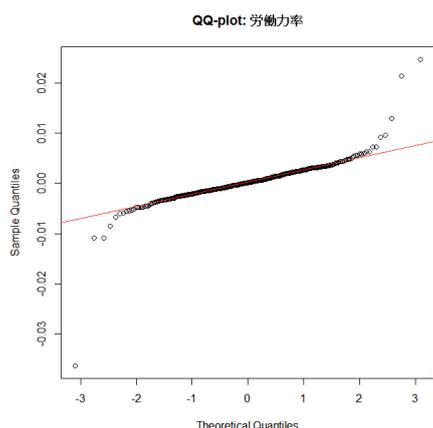


図 3-2 : 労働力率の推計式の残差の正規 QQ-plot

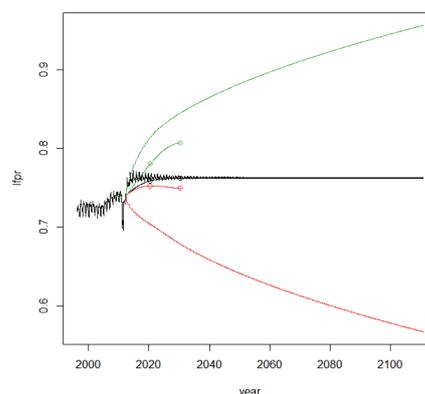


図 3-3: 労働力率の設定

注：○は JILPT(2013)「労働力需給の推計」の値。直線はこのシミュレーションで使う値。ARIMA での予測の標準偏差を使って 95%信頼区間を求めている。

6. 雇用者数の推定

つぎに労働力人口に雇用者比率を乗じて、雇用者数を決定する仕組みを考える。「労働力調査」で得られる雇用者数と労働力人口の比には、自営業比率と完全失業率が含まれる。この双方の合計の比率を計算することになる。被保険者数の推定には必要な手続きであるが、多くの経済モデルが失業率の決定に時間を費やしており、議論の残るところである。ここでは非常に単純に、労働力率と同様に雇用者比率も時系列モデルで推定している。

雇用者比率の単位根(unit root)検定の結果は、つぎのとおりである。

Dickey-Fuller=-5.2278, Truncation lag parameter=6, p-value=0.01

このため、単位根は含まれていないと考えてよい。雇用者比率の推定は、比率そのものを従属変数とすると、予測誤差の信頼限界の上限が 1 を超える場合が発生する。そこで雇用者比率をロジット変換してかならず 0 と 1 の間に来るような変数とした。すなわち、

$$y_t = \ln\left(\frac{emp_t}{1-emp_t}\right), \quad emp_t = \frac{\text{雇用者数}}{\text{労働力人口}}, \quad emp_t = \frac{\exp(y_t)}{1+\exp(y_t)} \quad (9)$$

と変換して y_t を推計に用いた。この y_t についても単位根検定をおこなったが、単位根は検出されなかった。ただし、実際あてはまりのもっともよいモデルでは 1 次の和分をとるものである ARIMA(12, 1, 3)。季節項は労働力率と同様 1 次の自己回帰モデルである seasonal(1, 0, 0)。残差の正規性について検定は否定的である。労働力率と同様に正規 QQ-plot で確かめてみたのが図 3-4 である。いくつかのはずれ値があるために、すそ野が厚く推定されているようである。その他は正規分布に非常に近い分布であるといえる。 y_t で予測したものを、逆変換して雇用者比率になおし、これに労働力人口を乗じて雇用者数を得ている。

第3章

表 3-2: 雇用者比率のロジット変換した値の推定：推定期間 1970 年 1 月～2012 年 7 月

ARIMA(12, 1, 3)	ar1	ar2	ar3	ar4	ar5	ar6	ar7	ar8
	0.8161	-0.7161	-0.3214	0.099	-0.076	-0.3291	0.0875	-0.1987
s. e.	0.2818	0.4237	0.4944	0.2571	0.1603	0.1058	0.1608	0.141
Seasonal	ar9	ar10	ar11	ar12	ma1	ma2	ma3	sar1
AR(1)	-0.1818	0.0124	-0.0406	0.0275	-0.113	0.0766	0.9061	-0.6981
s. e.	0.1529	0.0838	0.0667	0.0478	0.0396	0.0402	0.0399	0.2869
σ^2	0.0009927		AIC	-2033.77		log-likelihood		1033.9
残差の正規性検定：JB-test, Shapiro-Wilk-test などの p-value= 5.33×10^{-18} , Skewness=18.8377, Kurtosis=14.85								

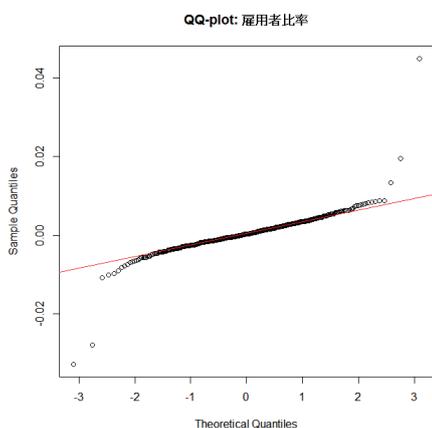


図 3-4: 正規 QQ-plot: 雇用者比率の logit 変換した値を推定したときの残差

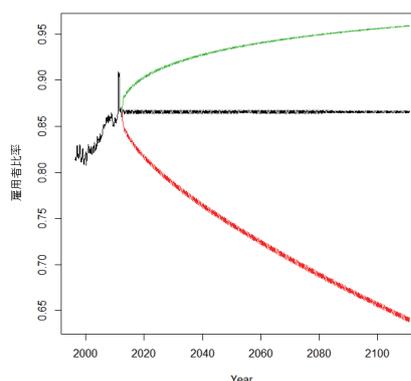


図 3-5: 雇用者比率の予測

注：人口推計の影響で 2011 年の観察値が高い値を示している。ロジット推定したものを比率に逆変換している。

7. 被保険者数の推定

被保険者数は企業に雇用された段階で雇用保険に加入することで決まる（雇用保険法第 6 条の条件で決められている）。雇用者が雇用保険に加入するかどうかは、労働条件によって決まる。1 週間の所定労働時間が 20 時間未満であることや、同一の事業に継続して 31 日以上雇用されることが見込まれない雇用者、季節的に雇用される者、日雇労働者、国、都道府県、市区町村等に雇用されるもの、昼間学生が増加すると雇用保険に加入資格がない比率が上昇することになる。これらの条件は突発的な状況で大きく変動するとは考えにくいので、安定した関係であろうと予想できる。

このように被保険者になるかどうかの決定は、雇用保険法の条件で機械的に決定されるはずであるが、ここでは雇用者を属性別に詳細に推定していないので、経験式を推定して処理している。第1章で検討しているが、現状の雇用者数と被保険者数の動きをみると、被保険者数が雇用者数と無関係に増加していることがわかる。このトレンドはいつか収束する可能性が高いが、ここではタイム・トレンドを入れて処理することにする。雇用者の属性を代理するものとしてきまって支給される給与の対数 $\ln wr_t$ を使っている。雇用保険料率が上がれば、加入したいと考える人は少なくなるはずであるということで、雇用保険料のうち失業保険料率 $r_{UI,t}$ を説明変数に使っている。その他は、制度変更のあった年についてダミー変数で形式的に処理している。被保険者数が雇用者数を超えないようにする点と、最近の被保険者数の増加傾向をよりよく説明するために、被保険者数と雇用者数の比で考えたモデルを推定した。この比は $[0, 1]$ の間を変換するため logit 変換したものを推計することにした。つぎのような統計式を考える。

$$y_{NI,t} = \ln\left(\frac{NI_t/N_t}{1-NI_t/N_t}\right) \quad (10)$$

$$y_{NI,t} = \alpha_0 + \alpha_1 time + \alpha_2 r_{UI,t} + \alpha_3 \ln wr_t + \alpha_4 Dummy_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

この推定式は線形回帰分析で統計的な性質を明らかにしておく必要がある。第一に従属変数の被保険者比率の logit 変換値について、単位根検定をしておく必要がある。

Dickey-Fuller = -1.4644, Truncation lag parameter =4, p-value = 0.8003

という結果であるので、単位根はないということは否定できない。説明変数である $r_{UI,t}$ についての単位根検定はつぎのようになる。

Dickey-Fuller = -1.6491, Truncation lag parameter =4, p-value = 0.723

これも単位根が存在することが示唆される。これに対して、 $\ln wr_t$ についての単位根検定の結果はつぎのとおりである。

Dickey-Fuller = -6.8452, Truncation lag parameter =4, p-value = 0.01

これには単位根が含まれていないことがわかる。

したがって、残差 ε_t の単位根検定をおこなって、これに単位根が含まれなければ、 $r_{UI,t}$ と $y_{NI,t}$ の間は共和分の関係にあることが推定される。

結果は表 3-3 に掲載したとおりである。RESET と Rainbow 検定、自己相関に問題が残るが、その他は比較的良好である。残差の正規分布の検定も Anderson-Darling 検定を除いてはほぼ正規分布で近似できることを示している。自己相関については、これを修正するために Generalized Least Squares を行った結果の HAC 推定量で、これに対する p-Value が表に掲載されている。図 3-6 の正規 QQ-plot を見ると全体的に直線状にならんでいるが、波を打っているのが、自己相関があることがわかる。さらに、残差 ε_t の単位根検定は、表 3-3 の PP の項を見ると、p-Value=0.01 であるので、単位根は存在しないことが支持されている。このため、 $r_{UI,t}$ と $y_{NI,t}$ は共和分の関係にあると考えられ、回帰分析は成功しているといえる。

被保険者数は、保険料率によって水準が異なるのでシミュレーションによって水準が異なる。

第3章

予測期間(2013年4月以降)の保険料率が0.014と置いた場合の典型的な傾向は図3-7のようになる。被保険者比率は非常に高くなる予想をしているが、この傾向は保険料収入について楽観的な予測をすることになる。

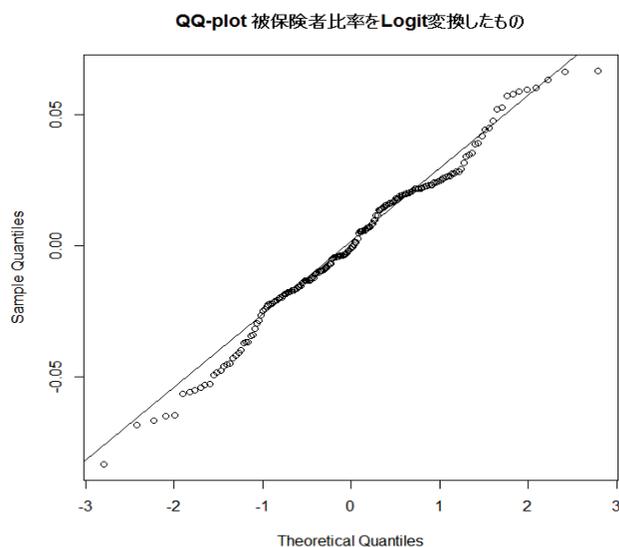


図 3-6: 被保険者比率のロジット推計式の残差の正規 QQ-plot

表 3-3: 被保険者比率をロジット変換した変数の推定

$y_{NI,t}$	Estimate	Std. Error	HAC	p-Value	
(Intercept)	11.23	3.41	3.75	0.00	
Time	0.03380	0.00146	0.00169	0.00	
r_{UI}	-15.35	1.23	1.25	0.00	
$\ln wr$	-0.8386	0.2715	0.2984	0.01	
D1999b	0.1017	0.0086	0.0103	0.00	
D2009	-0.0868	0.0119	0.0081	0.00	
D2009a	0.0437	0.0105	0.0103	0.00	
SE	0.0292	自由度	185		
R^2	0.9630	Adjusted R^2	0.9617		
F	801.38	自由度	6/185		
RESET	109.98	(0.00)	Rainbow	1.77	(0.00)
HM	0.6692	(1.00)	BP	39.67	(0.00)
GQ	1.4199	(0.05)	BG	116.1596	(0.00)
DW	0.4379	(0.00)	PP	-5.0772	(0.01)
Shapiro-Wilk	0.9867	(0.07)	Lilliefors	0.0568	(0.14)
AD	0.8655	(0.03)	SF	0.9879	(0.09)
CM	0.1314	(0.04)	注() 内は p-Value		
HM:Harrison-McCabe, BP: Breusch-Pagan, GQ: Goldfeld-Quandt, BG: Breusch-Godfrey, DW: Durbin-Watson, PP: Phillips-Perron, AD: Anderson-Darling, SF: Shapiro-Francia, CM: Cramer-von Mises					

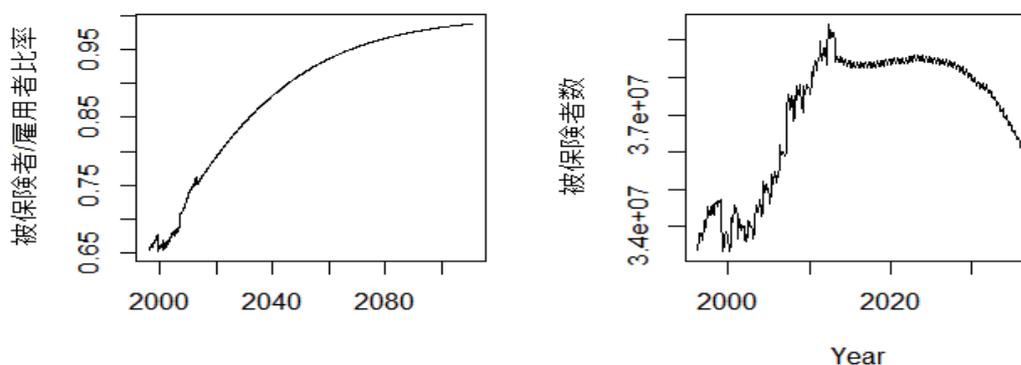


図 3-7: 被保険者比率と被保険者数

8. 被保険者資格喪失者(離職者)の決定プロセス

被保険者数 NI_t から資格喪失者数 $NQ_{1,t}$ を推定するモデルを経済学的に考えると非常に複雑な変数が関係してくることがわかる。そこには、単純な労働需要の低下では説明しにくい現象として知られている離職と入職が同時に行われることが指摘されている (Davis et al., 1996). 最近ではさらに、被保険者であり続け、仕事につきながら職探しをして転職する労働者も同時に多数存在していることが強調されるようになってきている (Blanchard, Diamond, Hall, and Yellen, 1989, Fallick and Fleischman, 2001, Bjelland et al., 2007. 理論的なモデルでは, Jovanovic 1984, Pissarides 1994, Kiyotaki and Lagos 2007 ほか多数). このような現象はジョブ・サーチ理論では説明しにくいことは以前から指摘されていたが (Tobin, 1972), 米国で詳細なデータが構築され、より実証的研究で注目される現象となった。

この雇用保険業務統計を利用したシミュレーションでは、被保険者としての資格を喪失するプロセスと、資格を喪失してから失業に至るプロセスについても変数として取り込んでいる。しかし、多くの理論的モデルではジョブ・サーチ理論を基準とし、サーチ理論に変更を加えて説明することが行われている。不確実性を考慮した理論であるため、直接的に実証分析に利用できるような基準となる便利な標準的理論がなかなか存在しない。

一般には経済的理由から、離職行動は市場賃金率と被保険者が受け取っている賃金率の関数であると想定される。市場賃金率が相対的に高くなれば、転職して職探しをはじめの動機が生まれるからである。離職率は失業保険給付が高いと高くなるというのが欧米の研究で得られているが、失業保険給付は在職時の賃金に比例する。失業保険給付の効果とは逆に在職時の賃金が高ければ離職は少ない。失業保険給付の給付期間も離職行動に影響するかもしれない。安心して長期間所得が補償されていれば、離職して職探しをすることができるだろう。マクロ経済的な動きはまた別の角度からの影響がある。労働需要が減退した場合、市場賃金率が低下すると

第3章

同時に解雇が発生する。これも離職に含まれ、制度上、失業保険の給付期間も長く設定されている。市場賃金率よりも被保険者の賃金が割高であれば、雇い主は解雇する。このように同じ変数でも、両方向の効果が考えられるため実際のモデルにするためには、より複雑な構造を考えなければ成功しない。そのためには追跡調査をおこなった個票のパネルデータをもちいて得られる理論モデルにもとづいた構造方程式の推定が必要である。マクロ的な動きのデータしか得られないため、ここでは離職率の推定は時系列分析に頼らざるを得なかった。

$$p_{Quit,t} = \ln \left(\frac{NQ_{1,t}/NI_t}{1 - NQ_{1,t}/NI_t} \right) \quad (12)$$

$$p_{Quit,t} = \sum_{i=1}^{N_AR} \alpha_i p_{Quit,t-i} + \sum_{i=0}^{N_MA} \beta_i \varepsilon_{t-i} \quad (13)$$

パラメータ α_i , β_i は一般的には時間的に変化するものとして考えておく。誤差項 ε_t については統計的に処理される。仮に災害や予測できない経済的ショックがある場合には、誤差項が異常な値をとると考えられる。雇用保険の被保険者が資格を喪失する率、離職率は季節性の高い変数である。 $p_{Quit,t}$ の単位根検定の結果はつぎのとおりである。

Dickey-Fuller=-12.7225, Truncation lag parameter =4, p-value = 0.01

この結果から、離職率を logit 変換した $p_{Quit,t}$ には単位根は含まれていないということが出来る。AIC の値が最小になる自己相関と移動平均のラグの大きさを決めると、AR(8), MA(1)となることがわかった。さらに季節性に関する ARIMA は和分が 1 次、自己相関が 2 次、移動平均が 1 次ということになった。

残差の正規性の検定もほかのケースよりはかなり正規分布に近い形をしていることがわかる。これについては、残差の正規 QQ-plot を見ればわかる。

この ARIMA 推計を利用して離職率の予測値をもとめたものが図 3-9 である。初期には変動が非常に大きい、長期的には中位推定では 0.015 程度で収束している。離職率が高い上限 95% 信頼限界でも、0.03 まで行く程度の上昇にとどまっている。離職率が低い場合は、ほとんどゼロになるが、さすがにこれはあり得ない状況である。右は 1000 回のシミュレーションを行ったグラフである。左よりもより高い離職率が実現するケースが見られる。平均すれば 25 回程度になるはずである。最終的なシミュレーションで、1.5%程度の離職率の上昇が大きな影響をもつので、右の図のようなケースも準備している。

表 3-4: 離職率の logit 変換した変数についての時系列分析 1996 年 4 月～2012 年 3 月

ARIMA(8, 0, 1)	ar1	ar2	ar3	ar4	ar5	ar6	ar7
Coefficients	-0.052	0.3122	-0.3263	-0.559	-0.3517	0.4236	-0.3077
s. e.	0.0523	0.0437	0.036	0.037	0.036	0.0377	0.0429
	ar8	ma1	seasonal(2, 1, 1)		sar1	sar2	sma1
Coefficients	-0.7356	-0.4039	Coefficients		-0.0257	-0.9241	-0.4039
s. e.	0.049	0.0686	s. e.		0.0292	0.0272	0.0686
σ^2	0.01664	AIC	-201.81	log-likelihood		113.9	
残差の正規性検定：JB-test, Shapiro-Wilk-test などの p-value=0.003, 0.008, 0.1182, Skewness=0.0218, Kurtosis=0.0071							

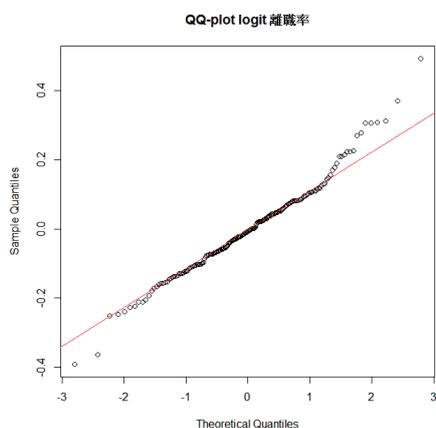


図 3-8: 離職率を logit 変換した値の時系列モデルの残差の正規 QQ-plot

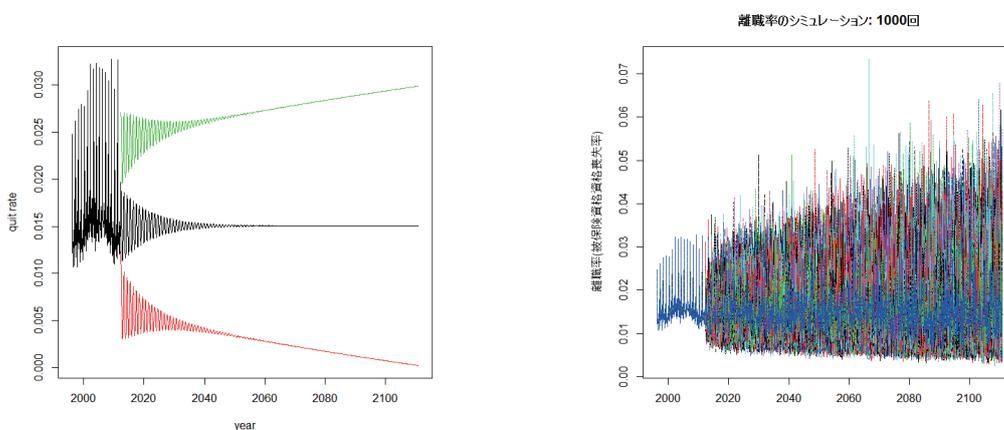


図 3-9: 離職率の将来推定値

注：右の図は 1000 回のシミュレーション値である。

9. 初回受給者の決定プロセス

初回受給者 $NB_1(t)$ は、被保険者が離職して被保険者としての資格を喪失し、一定の手続きの後に受給することになる。このプロセスに関するデータは詳細に報告されている。

被保険者資格喪失者数には、一般被保険者、高年齢継続、短期雇用特例などの別があるが、人数的にも大半を占める一般被保険者を考える。つぎのデータが利用可能である。

被保険者資格喪失者数 $NQ_1(t)$ 、離職票交付件数 $NQ_2(t)$ 、離職票提出件数 $NQ_3(t)$ 、受給資格決定件数 $NQ_4(t)$ 、初回受給者 $NB_1(t)$ のほかに被保険者資格喪失者数のうちの事業主都合離職者数 $NQ_{10}(t)$ も利用することができる。

これらのデータから一定期間の間(データは1か月)にそれぞれの状態に推移する際の比率を与えておくと、被保険者資格喪失者数(離職者数)と初回受給者 $NB_1(t)$ をつなげることができる。

$$NB_1(t) = \frac{NB_1}{NQ_4} \frac{NQ_4}{NQ_3} \frac{NQ_3}{NQ_2} \frac{NQ_2}{NQ_1} NQ_1 = p_{B4} \cdot p_{Q,43} \cdot p_{Q,32} \cdot p_{Q,21} \cdot NQ_1(t) \quad (14)$$

ここで、 p_{B4} 等はそれぞれ上の式の左辺の比率に対応している。

$$NB_1(t) = p_{BQ} \cdot NQ_1(t) \quad (15)$$

ここで $p_{BQ} = p_{B4} \cdot p_{Q,43} \cdot p_{Q,32} \cdot p_{Q,21}$ である。離職から受給者に至るプロセスの確率はシミュレーションの対象となる。離職者を今期の値 $NQ_1(t)$ としているが、これは便宜的なもので、実際には離職した月から受給する場合がすべてとは限らない。最初のシミュレーションでは簡単化のために離職した月から受給しはじめるものとしてデータを扱うことにする。上記のプロセスのどの段階で時間的な遅れがでるかがわかれば、その時点の確率を変更すればよい。より詳細には被保険者資格喪失者についての追跡調査の結果が必要である。

ここではそれぞれの確率の相関関係を推定し、これによってコピュラを推定する。

コピュラで発生させた確率変数を利用して、モンテ・カルロ・シミュレーションを行う。観測期間は、1996年4月から2012年3月のものである。この状況は、図3-10に描かれている。より詳細には相関係数を参照(表3-6)。

被保険者が離職票を交付されて、それを提出し、受給資格を得、初回受給者に至るプロセスを、それぞれの確率をシミュレーションすることで、資格喪失した人が初回受給を得る確率を推計している。それぞれのプロセスの確率は必ずしも独立ではないので、多変量分布に従った確率が計算されている。

表3-5および図3-14からも明らかのように、ある段階では1を超える値が観察されている。これは統計的な問題であって、前段階に留まっている人が1ヶ月以上になるなど流れが滞った場合に発生する。表3-6と7は、コピュラから確率変数を10000回発生して、それらの記述統計を示したものである。観察値の表3-5と比較可能である。

表 3-5: 雇用者・被保険者・資格喪失者から初回受給者にいたる遷移確率の観察値

	標本平均	標本標準偏差	メディアン	最小値	最大値	標本サイズ
NI/N	0.6879	0.0311	0.6701	0.653206	0.7543	192
p_{Quit}	0.0158	0.0047	0.0146	0.010681	0.0328	192
$p_{Q,21}$	0.5787	0.0468	0.5818	0.38479	0.6915	192
$p_{Q,32}$	0.5972	0.0988	0.6040	0.389272	0.9806	192
$p_{Q,43}$	0.9800	0.0379	0.9824	0.648257	1.0998	192
$p_{Q,B4}$	0.8767	0.1621	0.9214	0.454265	1.2283	192
$p_{BQ(t,t)}$	0.298412	0.0852	0.292002	0.107587	0.537593	192
$p_{BQ(t,t-1)}$	0.293948	0.068436	0.290519	0.157692	0.485273	191

表 3-6: 遷移確率の推定値の標本相関係数, $n=192$

Kendall's tau	Estimate	Std. Error	z-Value	Pr(> z)
$\hat{\rho}(p_{Q,21}, p_{Q,32})$	0.02895151	0.1661407	0.174259	0.861661909
$\hat{\rho}(p_{Q,21}, p_{Q,43})$	-0.0683093	0.1686045	-0.4051452	0.685370812
$\hat{\rho}(p_{Q,21}, p_{Q,B4})$	-0.16576856	0.1533	-1.0813343	0.279548449
$\hat{\rho}(p_{Q,32}, p_{Q,43})$	0.47516999	0.1747359	2.7193618	0.006540802
$\hat{\rho}(p_{Q,32}, p_{Q,B4})$	0.21236743	0.1399028	1.5179639	0.129023488
$\hat{\rho}(p_{Q,43}, p_{Q,B4})$	0.45865564	0.1491576	3.0749733	0.002105214

表 3-7: 正規コピュラを使って推定した多変量分布によるモンテ・カルロ・シミュレーション

シミュレーションの(再)サンプルサイズ: 10,000

変数名	標本平均	標本標準偏差	メディアン	最小値	最大値
$p_{Q,21}$	0.5792	0.0463	0.5792	0.3957	0.7351
$p_{Q,32}$	0.5980	0.0978	0.5997	0.2510	0.8827
$p_{Q,43}$	0.9800	0.0381	0.9802	0.8428	1.1392
$p_{Q,B4}$	0.8781	0.1615	0.8795	0.2817	1.5181

第3章

表 3-8: t-コピュラを使って推定した多変量分布によるモンテ・カルロ・シミュレーション

シミュレーションの(再)サンプルサイズ: 10,000

変数名	標本平均	標本標準偏差	メディアン	最小値	最大値
$p_{Q,21}$	0.5787	0.0468	0.5818	0.3848	0.6915
$p_{Q,32}$	0.5972	0.0988	0.6040	0.3893	0.9806
$p_{Q,43}$	0.9800	0.0379	0.9824	0.6483	1.0998
0.1621	0.8767		0.9214	0.4543	1.2283

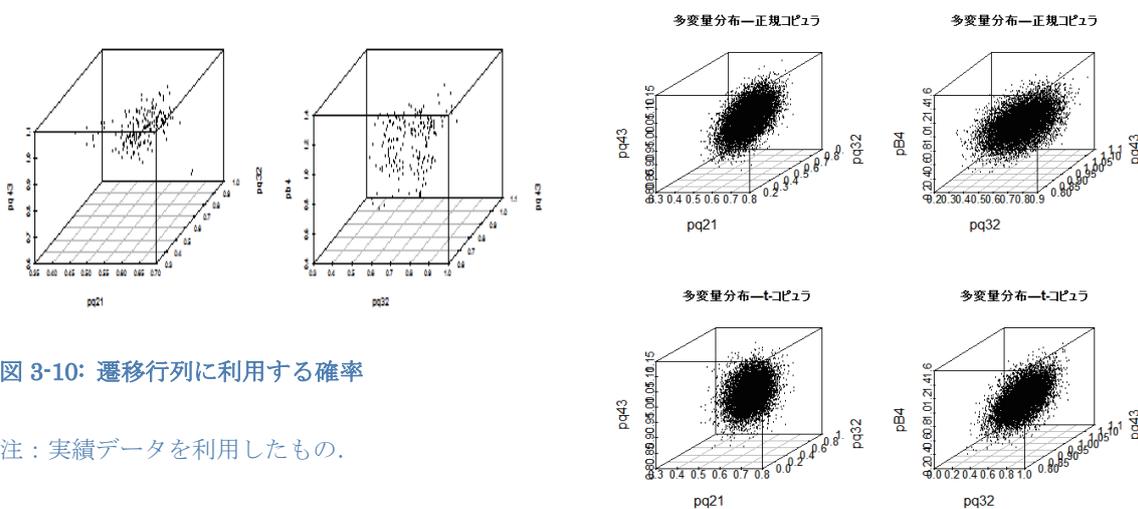


図 3-10: 遷移行列に利用する確率

注: 実績データを利用したもの。

図 3-11: モンテ・カルロ・シミュレーション, コピュラからの受給/離職確率の分布

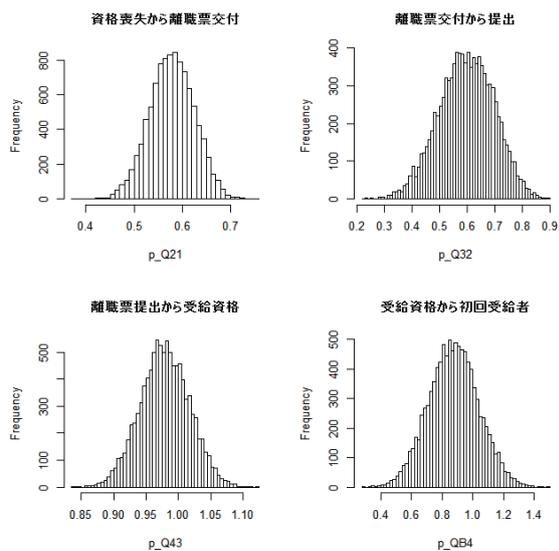


図 3-12: 受給/離職確率の周辺確率分布
(正規コピュラと β 分布, 正規分布)

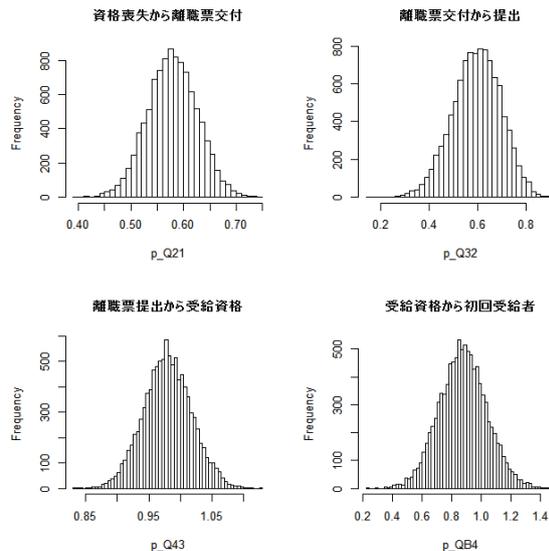


図 3-13: 受給/離職確率の周辺確率分布
(t コピュラと β 分布, 正規分布)

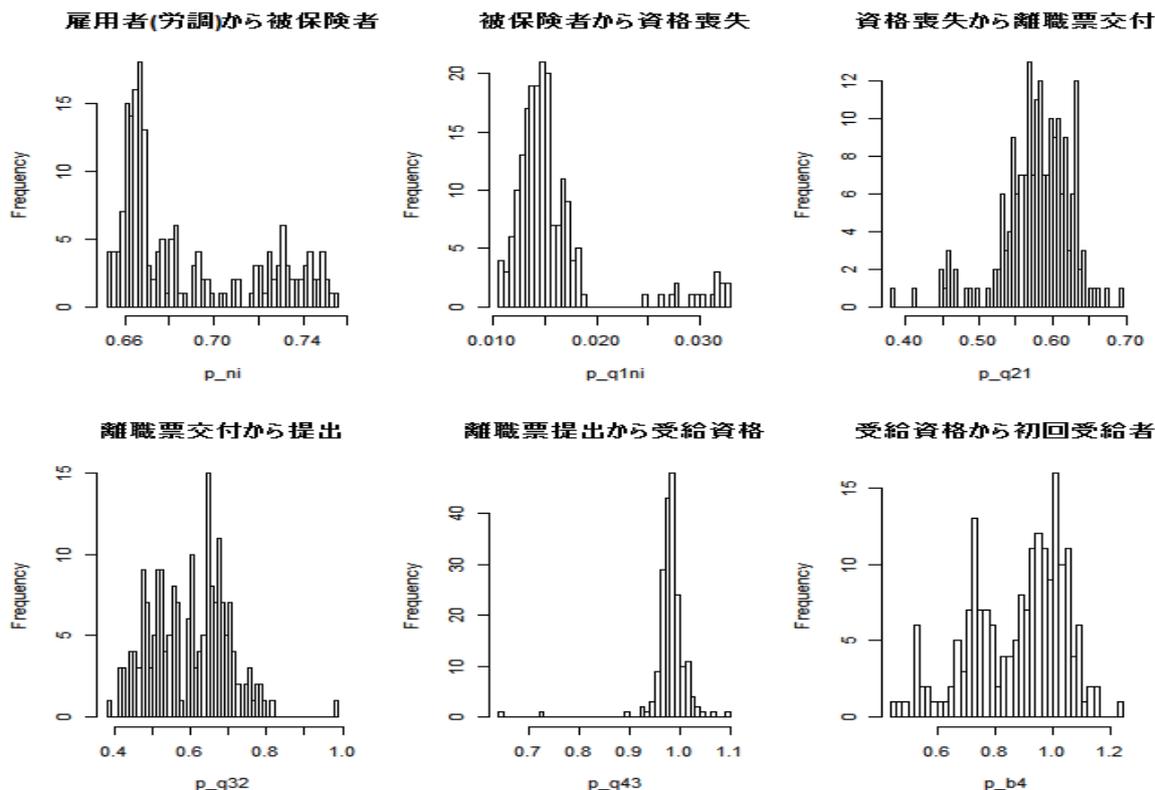


図 3-14: 観察データから得られた各段階での割合のヒストグラム

10. 雇用保険受給者の状態遷移の定式化

雇用保険受給者の状態の変化を、実際のデータとの対応で考えると、受給者実人員には、基本手当所定日数分、個別延長給付分などが含まれる値が報告されている。受給終了者としては、基本手当所定日数分の受給終了者のデータが入手できる。この受給終了者(基本手当所定日数分) $NBE(t)$ には、再就職者と満期受給後も就職できない者が含まれ、そのうち一部は個別延長給付に移行するものと考えられる。再就職者は、再就職手当を受給する場合に人数として統計に現れるが、受給していないケースもある可能性が高い。シミュレーションに都合のよいデータが完全にそろえられるわけではないが、状態遷移をなるべく統計と対応させつつ作成するとつぎのようになる。

受給者実人員として得られるデータには、基本手当所定日数分の受給者とそれ以外の延長等の受給者が含まれる。これらそれぞれについて、終了者が発生している。この状況を定式化するとつぎのようになる。

雇用保険基本手当所定日数の受給者実人員 $NBs(t)$ は初回受給者 $NB_1(t)$ 、継続受給者 $NB_2(t)$ に分類される。

$$NBs(t) = NB_1(t) + NB_2(t) \quad (16)$$

初回受給者 $NB_1(t)$ は、被保険者、資格喪失者(離職者)の流れで決まるので、他の状態から遷移してこない。

基本手当所定日数分の受給終了者 $NBsE(t)$ について構成内容を見てみると、延長者(特例の給付日数としては、訓練延長、広域延長、全国延長、個別延長がある) $NB_3(t)$ と再就職者 $NBE_1(t)$ 、その他 $NBE_2(t)$ が考えられる。その他 $NBE_2(t)$ は受給終了後雇用保険のスキームに入ってこなかった人である。したがって、次の定義式が成り立つ。

$$NBsE(t) = NB_3(t) + NBE_1(t) + NBE_2(t) \quad (17)$$

直接的には統計データは得られないが、基本手当の所定日数以外の延長等の受給実人員も差引することで計算できる。ただし、延長等の受給終了者の人数はわからない。延長等の受給実人員には、基本手当所定日数分の終了者から移行した新規の延長者 $NB_3(t)$ と継続受給者 $NB_4(t)$ からなると考えられる。この構成内容は直接には得られない。

$$NBe(t) = NB_3(t) + NB_4(t) \quad (18)$$

延長等の受給終了者数は、再就職したものの $NBE_3(t)$ とその他 $NBE_4(t)$ からなるものと考えられる。

$$NBeE(t) = NBE_3(t) + NBE_4(t) \quad (19)$$

統計で得られる延長等を含む受給者実人員は所定日数内の受給者実人員と延長者の受給者実人員の和であると考えれば、つぎの定義式が成立する。

$$NB(t) = NB_1(t) + NB_2(t) + NB_3(t) + NB_4(t) \quad (20)$$

定義からすると今期の $NB(t)$ は、前期の延長等を含む受給者実人員 $NB(t-1)$ と初回受給者と

受給終了者の差を加えると得られるはずである。すなわち、次式が成立する。

$$NB(t) = NB(t-1) + NB_1(t) - NBE(t) \quad (21)$$

$$NBE(t) = NBsE(t) + NBeE(t) = \sum_{i=1}^4 NBE_i(t) \quad (22)$$

このようにして、今期と前期の受給者実人員と初回受給者のデータから、終了者数の値は計算できるはずである。

以上の説明で現れた関連する人員数を行列で表す。通常は0の列は省略して記述するが、ここではシステム全体の特徴を見るために正方行列に表現するために残してある。

$$\begin{pmatrix} NB_1(t) \\ NB_2(t) \\ NBE_1(t) \\ NBE_2(t) \\ NB_3(t) \\ NB_4(t) \\ NBE_3(t) \\ NBE_4(t) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ p_{21} & p_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ p_{31} & p_{32} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ p_{41} & p_{42} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & p_{52} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & p_{65} & p_{66} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & p_{75} & p_{76} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & p_{85} & p_{86} & 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} NB_1(t-1) \\ NB_2(t-1) \\ NBE_1(t-1) \\ NBE_2(t-1) \\ NB_3(t-1) \\ NB_4(t-1) \\ NBE_3(t-1) \\ NBE_4(t-1) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} NB_1(t) \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} \quad (23)$$

$$\begin{aligned} p_{21} + p_{31} + p_{41} &= 1 \\ p_{22} + p_{32} + p_{42} + p_{52} &= 1 \\ p_{65} + p_{75} + p_{85} &= 1 \\ p_{66} + p_{76} + p_{86} &= 1 \end{aligned} \quad (24)$$

所定日数内の受給者と延長等の受給者ではブロックがわかれていることがわかる。接点は所定日数の終了者に含まれる延長者の割合 p_{52} である。そのほかの特徴としては、その期の内に再就職することは可能性として否定できないので p_{31} を設定していることや、延長者が所定日数の継続受給者になることはない、同様に延長者がつぎの期に所定日数の受給終了者としてカウントされることはない、などの定義からゼロの列が発生することがあげられる。

統計で得られない値は、つぎの構成比である。ただし、受給終了者の合計はわかる。

$$NB_3(t), NB_4(t), NBE_i(t) \quad i=1,2,3,4 \quad (25)$$

延長者の新規・継続の比率がわかれば、 $NB_3(t)$ がわかり、これと所定日数の終了者数から、所定日数内の再就職者とその他の合計がわかる。

$$NBE_1(t) + NBE_2(t) = NBsE(t) - NB_3(t) \quad (26)$$

この合計から、延長等の終了者数の合計が計算できる。

$$NBeE(t) = NBE(t) - (NBE_1(t) + NBE_2(t)) \quad (27)$$

再就職者数は、再就職手当を受給した人数はわかるが、これを受給しない再就職者の人数が

不明である。

通常の教科書的なマルコフ連鎖では遷移確率を一定として計算するが、ここでは遷移確率は一定とは限らないであろう。しかも外部からの因子 $NB_1(t)$ が存在するので、閉じたプロセスでもない。しかも、つぎの状態に遷移するのに1か月かかるような定式化は制約が大きい。同じ月内で移行することも考えられるからである。

関連する変数のみを推計用に表すとつぎのようになる。

$$\begin{pmatrix} NB_2(t) \\ NBE_1(t) \\ NBE_2(t) \\ NB_3(t) \\ NB_4(t) \\ NBE_3(t) \\ NBE_4(t) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} p_{21} & p_{22} & 0 & 0 \\ p_{31} & p_{32} & 0 & 0 \\ p_{41} & p_{42} & 0 & 0 \\ 0 & p_{52} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & p_{65} & p_{66} \\ 0 & 0 & p_{75} & p_{76} \\ 0 & 0 & p_{85} & p_{86} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} NB_1(t-1) \\ NB_2(t-1) \\ NB_3(t-1) \\ NB_4(t-1) \end{pmatrix} \quad (28)$$

公表されている集計データでは、所定内日数であっても条件によって給付日数が異なっている。したがって、所定内の受給実人員と延長等を含む受給実人員で何日間給付を受給しているかは集計データからはわからない。最大の給付日数は失業期間に大きく影響する変数であることが過去のさまざまな研究で知られている。このシミュレーションでは、月別の受給実人員をもとに、失業等給付の支給額を予想することを考えている。そのため、初回受給者および継続受給者の実人員数の動きがわかることが最低条件である。

11. 状態遷移確率 p_{ij} の推定

雇用保険受給者の状態遷移(失業状態の遷移)に関する想定

この確率を決定するメカニズムについて詳細に検討することは非常に重要であるが、同時に困難をとまなっている。

まず必要なのは、前節の離職者となった人が雇用保険受給者になる確率である。この比率は構成比で推計することもできるし、回帰分析で求めることもできる。問題はその安定性である。大きく変動するようであれば、シミュレーションでも値を大きく変えて推計しなければならない。すぐに就職する場合を除くと、基本手当の受給資格は、離職の日の前の2年間に被保険者の期間が12か月以上であること(雇用保険法第13条)が条件となる。実際に受給者になる人でこの条件に満たない人がどれくらいいるか、単に公共職業安定所に出頭せずに受給資格の手続きをしていない人がどれくらいいるかは、ここでは分析対象とはしていない。

つぎには、初回受給者としてこのシステムに入ったのちは、終了していくか、延長者に遷移していきそこで終了していくかのいずれかとなる。実際には、所定日数には分布があるので、この構成比としての確率はいろいろな所定日数の受給者の混合したものとなる。したがって、本来一人の初回受給者を追跡調査すれば、より正確に生存(残存)確率として計算できることに

なる。所定日数で右切断がある。

受給者によって所定日数も異なり、また生存（失業残存）確率の属性によって異なると考えれば、1か月の間に状態が継続か終了かに変化する割合にも分布が発生するはずである⁵⁶。受給者ごとの受給日数が独立して変動すれば、分散は有限で存在するはずなので、中心極限定理が利用でき、正規分布の適用が正当化される。初回受給者の人員に季節性があると、所定日数が終了したときに、右切断が理由で、退出していく人数にも季節性が認められる可能性もある。

これらの確率の決定は一般論としてそれぞれ独立の事象とは考えられていないことがある。たとえば、再就職確率が低下すると、退出する確率にもそれが反映される可能性もある（discouraged worker effect）。失業保険給付が高いと失業状態の効用水準が高くなる効果と、保険料徴収で働いて得られる手取り賃金が低下する効果で、離職確率が上昇する可能性が経済モデルでは指摘されている（Feldstein 1976, Pissarides 1983）。これらの経済モデルはジョブ・サーチ理論（Lippman and McCall 1976, Burdett 1978）が基本となるが、今日まで労働経済学やマクロ経済学で最も議論の多い分野の一つである⁵⁷。最も説明力があって柔軟性の高いといわれている matching 理論（Mortensen and Pissarides 1994, 1999, Jovanovic 1984, Pissarides 1994）を利用する場合、ここで入手したような集計データではなく、個々人の追跡調査を利用することが前提となる。

雇用保険受給者の状態遷移確率

すべての遷移確率が観察可能ではないので推定しなければならない。その際に、遷移確率に関してはバランス調整を行って推定したものをコンピュータの推定に利用している。

各遷移確率が独立ではないため多変量結合分布からモンテ・カルロ・シミュレーションを行う必要がある。図 3-15 はそれぞれの遷移確率の時系列的な推移を図示したものである。観察期間は、1996年4月から2012年3月である。2009年のところで変動があることがわかる。これは個別延長給付が創設されて、60日間の延長給付ができるという変更があったことや、非正規労働からの離職者の扱いで雇い止めも倒産・解雇による離職者と同じ扱いをするなどの法改正の影響が現れている可能性がある。その影響は図 3-15 の一番下のライン（カラーだと緑）が2009年にジャンプしていることでわかる。これは p_{52} の値、すなわち所定日数を終えて延長に参入する確率である。

周辺確率の分布は、図 3-16 に描かれている。これらの分布がどのような関数形にしたがうかは、このままではわからない。したがって、経験分布をコンピュータに利用する方法もある。しかし、表 3-9 から明らかであるが、状態遷移確率は 0 から 1 までの値を取ることが先験的にわ

⁵⁶ Lancaster (1979) は、生存分析を利用した失業期間についての計量モデルの代表例である。失業期間の生存確率を年齢、Replacement（失業給付/前職の賃金）、失業率で説明している。

⁵⁷ たとえば、Ljungqvist and Sargent (2008) は欧州と米国の失業率の高さと失業期間の違いを失業保険の寛容さと経済的ショック（技術進歩の分散）の大きさの違いで説明しようとしている。Chetty (2008) は家計の直面する流動性によって失業保険の失業期間に与える影響は異なると主張している。

第3章

かっているので、 β 分布で近似することにした。これによって極端な値は発生しにくい状況がシミュレートされているはずである。モンテ・カルロ・シミュレーションによる分布と周辺確率の分布については、後述の図 3-18~20 を参照。

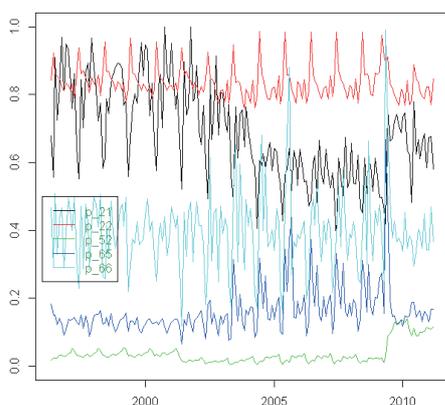


図 3-15: 推定した受給者の状態遷移確率

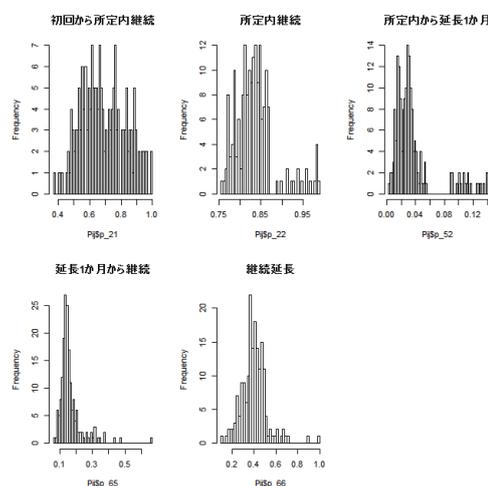


図 3-16: 状態遷移確率のヒストグラム

表 3-9: 受給者の状態の遷移確率の推定値, n=191

変数名	標本平均	標本標準偏差	メディアン	最小値	最大値
p_{21}	0.6811	0.1380	0.6660	0.3760	1.0000
p_{22}	0.8349	0.0467	0.8306	0.7560	0.9864
p_{52}	0.0410	0.0346	0.0295	0.0039	0.1513
p_{65}	0.1642	0.0720	0.1469	0.0666	0.6678
p_{66}	0.3990	0.1143	0.3971	0.1174	0.9903

遷移確率を利用する方法のほかに、時系列推定によってたとえば所定内給付を1か月以上継続する人数や継続給付を1か月以上継続する人数を推定する方法もある。これには、しばしば GARCH (Generalize Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) による推定が行われているが、今回の推定結果では GARCH を設定しても残る残差の分布が正規分布しなかった。そのため単純な GARCH モデルは妥当しない結果となった。これまでの研究から GARCH モデルはあてはめにくいことがわかっている。そのためにさまざまな GARCH 以外の統計手法も開発されているが、これらを検討するのは別の機会としたい。

コンピュータによる受給者の遷移確率

離職者が初回受給者に至るプロセスと同様に、コンピュータによって推定された分布にしたがってそれぞれの遷移確率をモンテ・カルロ・シミュレーションで発生させる。それぞれの確率の周辺分布をむすぶコンピュータとしては、正規分布とt-分布を推定したが、利用したのは後者のt-コンピュータである。この選択による違いはさほどないものと思われる。

表 3-10: コンピュータ相関係数の推定値：最尤法，n=191

相関係数	推定値	Std. Error	z-value	Pr(> z)
$\hat{\rho}(p_{21}, p_{22})$	-0.1403	0.1279	-1.0971	0.2726
$\hat{\rho}(p_{21}, p_{52})$	0.2538	0.1405	1.8060	0.0709
$\hat{\rho}(p_{21}, p_{65})$	-0.4726	0.0889	-5.3139	0.0000
$\hat{\rho}(p_{21}, p_{66})$	0.3352	0.1356	2.4722	0.0134
$\hat{\rho}(p_{22}, p_{52})$	-0.1885	0.1470	-1.2826	0.1996
$\hat{\rho}(p_{22}, p_{65})$	0.2981	0.1962	1.5199	0.1285
$\hat{\rho}(p_{22}, p_{66})$	0.0625	0.1641	0.3811	0.7031
$\hat{\rho}(p_{52}, p_{65})$	0.0479	0.1595	0.3000	0.7642
$\hat{\rho}(p_{52}, p_{66})$	0.1229	0.1493	0.8231	0.4104
$\hat{\rho}(p_{65}, p_{66})$	0.6087	0.1382	4.4036	0.0000

表 3-11: 正規コンピュータから発生した確率変数の記述統計，n=10,000

変数名	標本平均	標本標準偏差	メディアン	最小値	最大値
p_{21}	0.6817	0.1393	0.6924	0.1410	0.9881
p_{22}	0.8350	0.0463	0.8379	0.6124	0.9677
p_{52}	0.0415	0.0353	0.0322	0.0000	0.2957
p_{65}	0.1645	0.0723	0.1554	0.0077	0.5629
p_{66}	0.4001	0.1149	0.3959	0.0611	0.8014

表 3-12: t-コンピュータから発生した確率変数の記述統計，n=10,000

変数名	標本平均	標本標準偏差	メディアン	最小値	最大値
p_{21}	0.6816	0.1369	0.6946	0.1565	0.9903
p_{22}	0.8347	0.0472	0.8386	0.6066	0.9599
p_{52}	0.0406	0.0340	0.0317	0.0000	0.2807
p_{65}	0.1637	0.0719	0.1546	0.0155	0.4957
p_{66}	0.3981	0.1144	0.3938	0.0672	0.8025

第3章

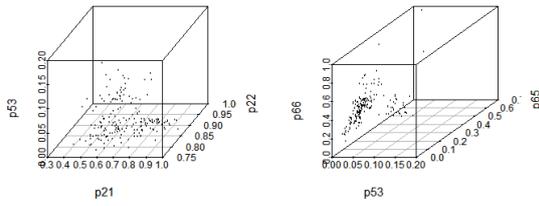


図 3-17: 遷移行列に利用する継続受給確率

注: 実績データを利用したもの。

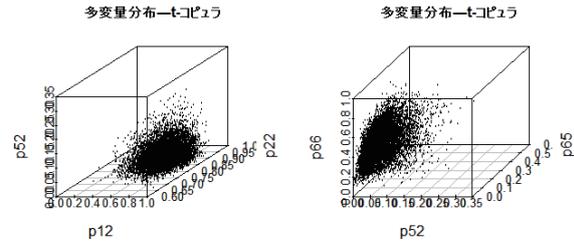
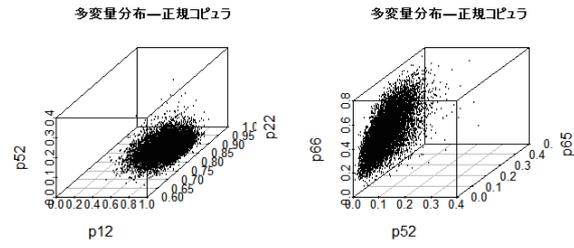


図 3-18: モンテ・カルロ・シミュレーション, コピュラからの継続受給確率の分布

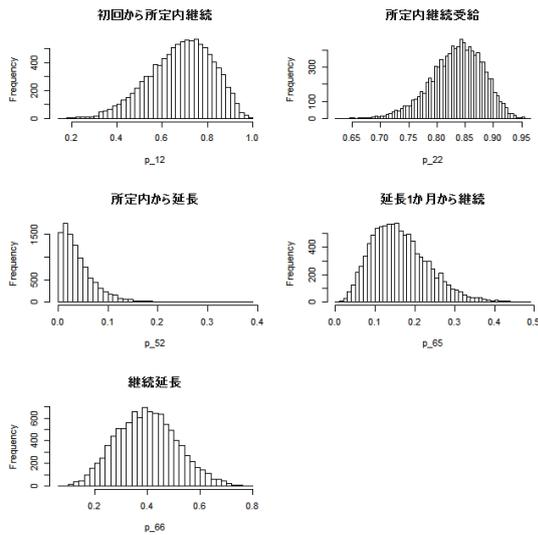


図 3-19: 継続受給確率の周辺確率分布

(正規コピュラと β 分布)

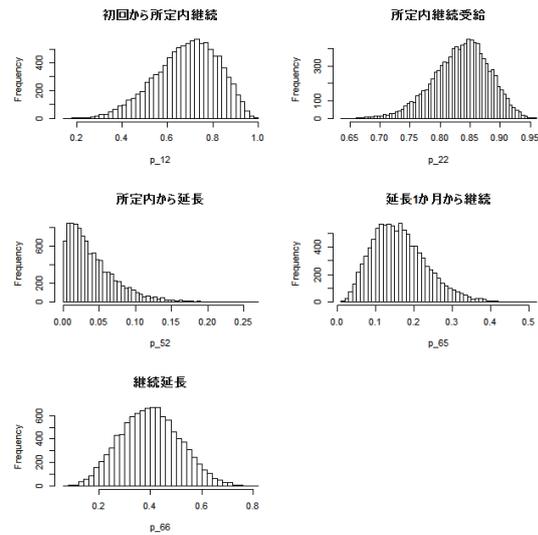


図 3-20: 継続受給確率の周辺確率分布

(t コピュラと β 分布)

10,000 回のシミュレーションで発生させたサンプル・プロットが図 3-18 に描かれている。楕円体をしているのは、それぞれの確率に相関があるためである。そのシミュレーションから周辺分布のヒストグラムを描いたものが図 3-19 と 20 である。第 9 節の初回受給者の決定プロセスとこの節で得られた遷移確率から、資格喪失者数がわかれば(14)式と(28)式を使って、失業保険受給者実人員(20)式が計算できる。

12. 賃金率の設定

失業保険料の収入額の決定には、現金給与総額の水準が必要である。現金給与総額を外生変数として雇用保険の保険料率を乗じて保険料が決められる。受給額の決定と同様に、月間の賃金水準と保険料率の平均比率は一定ではなく、被保険者の属性によって変動する。より詳細にはさまざまな変動縮小方法があるが、ここでは他の推定と同様に、時系列推定を基本ケースとする。現金給与総額の単位根検定の結果は、

Dickey-Fuller = -19.7684, Truncation lag parameter = 4, p-value = 0.01
単位根は含まれていないといえる。

表 3-13: 現金給与総額の推定式：1996年4月～2012年3月

AR(12)	ar1	ar2	ar3	ar4	ar5	ar6	ar7
	-0.0101	0.001	0.0058	0.0105	0.0096	0.0102	0.0062
s. e.	0.0094	0.0106	0.0117	0.0106	0.0094	0.0076	0.0093
Seasonal	ar8	ar9	ar10	ar11	ar12	smal	intercept
MA(1)	-0.0027	-0.0061	-0.0096	-0.0072	0.9882	0.4065	332273.32
s. e.	0.0105	0.0117	0.0106	0.0094	0.0076	0.0634	28620.27
σ^2	43764911	AIC	4014.01	log-likelihood=-1992.01			
残差の単位根検定：Dickey-Fuller = -13.8528, Truncation lag parameter = 4, p-value = 0.01 残差の正規性に関する検定は、いずれも p-Value が 0 に近く否定される。Skewness = -6.4232, p-Value=1.334e-10, Kurtosis=6.0509, p-Value=1.44e-09							

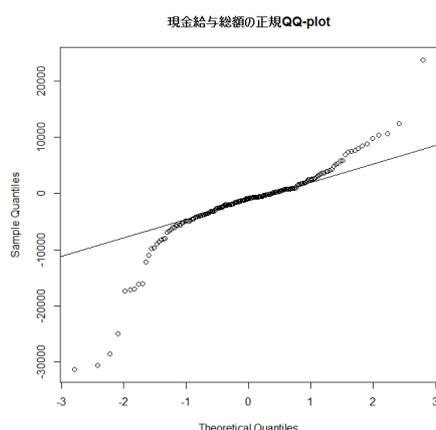


図 3-21: 現金給与総額についての推定残差の正規 QQ-plot

現金給与総額の時系列推定で最も AIC が小さく推定されたものは AR(12) で、季節項については、MA(1) である。その結果は表 3-13 である。自己回帰の次数が 1 から 11 か月前までは統計的

第3章

に有意ではないが、一年前の12次には有意となっている。季節項も有意性が認められる。実際にはこの二つで説明しているといつてよい。

問題は残差が正規分布にしたがわない可能性が高いことである。この理由は、大きく離れた値が正規分布で示されるよりも高いことにある。ゼロの周辺では細く、すそ野が厚い分布になっている。その結果、尖度(kurtosis)がプラスで有意な値となっている。正規QQ-plot(図3-21)をみるとその傾向が明らかである。歪度(skewness)はマイナスになっているが、左右非対称の程度は、QQ-plotを見る限りそれほど明らかではない。

失業保険の受給額の決定には、きまって支給される給与の水準が必要である。きまって支給される給与を外生変数として1人あたりの受給額を求める。この比率は一定ではなく、被保険者の属性によって変動する。より詳細にはさまざまな変動縮小方法があるが、ここでは他の推定と同様に、時系列推定を基本ケースとする。

きまって支給される給与の単位根検定は、

$$\text{Dickey-Fuller} = -6.8587, \text{ Truncation lag parameter} = 4, \text{ p-value} = 0.01$$

単位根は含まれていない。

きまって支給される給与についての時系列推定の結果は、表3-14である。この原系列には単位根は含まれていないという検定結果であるが、推定の際に和分をとるとAICが改善される。

表 3-14: きまって支給される給与の時系列分析：1996年4月～2012年3月

	ar1	ar2	ar3	ar4	ar5	ar6	ar7
	-0.6005	-0.5868	-0.477	-0.2795	-0.1073	0.0428	0.1445
s. e.	0.2143	0.2566	0.2819	0.2859	0.2612	0.2226	0.1768
	ar8	ar9	ar10	ar11	ar12	ma1	ma2
	0.132	0.0352	-0.1261	-0.3244	0.4535	-0.4563	-0.6488
s. e.	0.1336	0.1033	0.0916	0.107	0.1486	0.5714	0.2698
	ma3	sar1	sar2	sma1	ARIMA(12, 1, 3)		
	0.1052	-0.0056	0.6106	-0.1571	季節項 ARIMA(2, 1, 1)		
s. e.	0.3887	0.226	0.1782	0.5526			
σ^2	676444	AIC	3151.63	log-likelihood=-1556.82			
残差の単根検定 : Dickey-Fuller = -13.5429, Truncation lag parameter = 4, p-value = 0.01 残差の正規性に関する検定は、いずれも p-Value が 0.2 から 0.89 で正規分布しているとみなせる。Skewness = -0.4562, p-Value = 0.648, Kurtosis = 1.0852, p-Value = 0.278							

推定の残差の正規性に関する検定も良好で、正規分布にしたがう仮説は棄却されない。そのため、正規QQ-plotも図3-22のようにほぼ直線状に点が並んでいる。

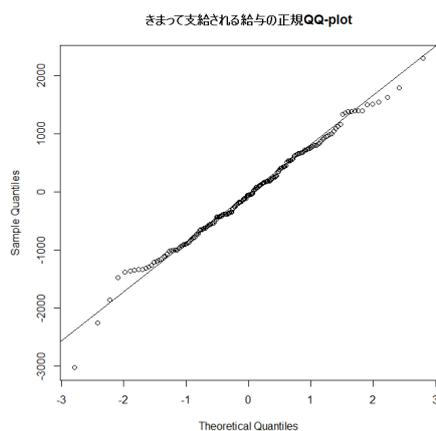


図 3-22: きまって支給される給与の正規 QQ-plot

将来の予測値は、図 3-23～24 のようになる。これらの賃金水準はこのシミュレーションでは外生変数である。

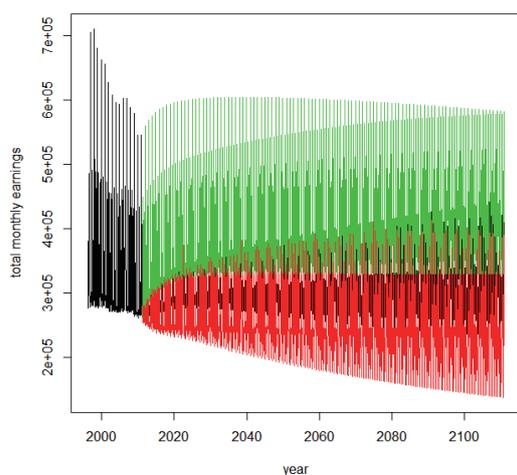


図 3-23: 現金給与総額

(1人あたり月間, 5人以上事業所, 全産業)

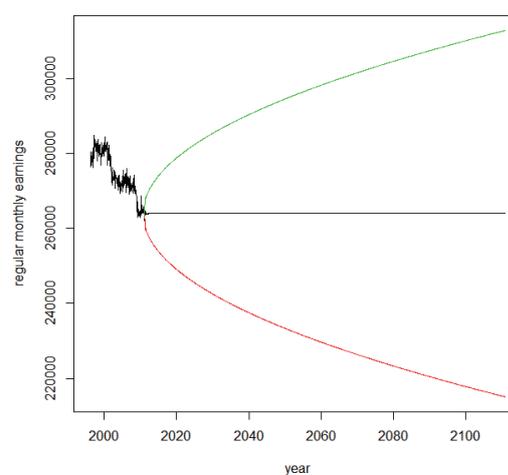


図 3-24: きまって支給される給与総額

(1人あたり月間, 5人以上事業所, 全産業)

このシミュレーションがマクロ的な経済モデルであれば、労働市場の需給バランスや労働生産性で決定されるべき変数である。ミクロ的なモデルであれば、人的資本の水準のような労働の限界生産性を決めてくる変数によって説明される。あるいは、matching モデルの場合には、労働生産性の値をドリフト項とする拡散方程式にしたがう確率過程で定式化されるだろう。ここでは、完全に経験式に依存して、過去の値の傾向を反映するだけの時系列変数として定式化

第3章

されている。

13. 雇用保険支給額の決定プロセス

雇用保険の求職者の給付額は、きまって支給される現金給与にもとづいて計算される。支給比率(80~50%)は雇用者の年齢や条件によって異なっている。1か月の1人あたりの雇用保険給付額も支給比率と過去の現金給与額に依存する。支給の期間の所定日数については受給者の属性によって場合分けされている。

これらの条件・状況を詳細に再現してシミュレーションすることが望ましいが、今回は全体的傾向を求めるため、受給者実人員と1人あたりの雇用保険給付額から支給額を計算することにした。受給者実人員は、第3節で説明した NB_1, \dots, NB_4 の合計である。1か月の1人あたりの給付額 $B(t)$ は、失業保険等の支給額を受給者実人員 $NB(t) = \sum NB_i(t)$ で割ったものを利用する。 $E(t)$ を雇用保険に関連するすべての支出額とすると、一般求職者給付とその他の失業保険にかかわる給付 $OtherB(t)$ 、その他の支出 $Other(t)$ の和で表される。 $OtherB(t)$ については次の節で詳細に検討する。

$$E(t) = B(t)NB(t) + OtherB(t) + Other(t) \quad (29)$$

ここでは、一般求職者給付額の推定を行うが、受給者実人員 $NB(t)$ ときまって支給される給与 $wr(t)$ をすでに解説しているので、一か月の1人あたりの給付額

$$B(t) = r_B(t) \cdot wr(t)$$

の推定を考える。必要な値は賃金との比率 $r_B(t)$ である。 $r_B(t)$ 自体の単位根検定は、

Dickey-Fuller = -12.1217, Truncation lag parameter = 4, p-Value = 0.01
となり、単位根は含まれていないと判断される。

一般求職者の受給者実人員全体の給付率 $r_B(t)$ は、制度の変更と受給者の構成比によって変化する。 $r_B(t)$ の変動要因をモデルに取り込むことは必要ではあるが、ここでは平均賃金の予測と同様に時系列分析で処理することにする。ただし、きまって支給される給与額を超えることはないので、0と1の間の値をとる。このことから、推定には $r_B(t)$ のlogit変換をした値 $y_B(t) = \ln\left(\frac{r_B}{1-r_B}\right)$ を用いている。結果は、表3-15のとおりである。

単位根検定では、和分がない過程であるという結論であり、ARIMAモデルでも、和分はなく、ARMA(12, 0, 3)でAICがより小さくなることがわかった。自己回帰部分は12か月、移動平均部分は3か月がもっとも当てはまりがよいと判断されている。季節項には、自己相関、移動平均、和分いづれも0次の方がAICはより小さくなっている。

残差の単位根検定については、単位根があるという仮説は棄却される。正規性についてはさまざまなテストがあるが、結果は正規分布を支持している。歪度(skewness)については、ほぼ対称な分布をしているといえる。尖度(kurtosis)についても正規分布とほぼ等しいと考えても間違える確率は1/2程度という結果が得られている。残差の分布を正規QQ-plotで見たのが図

3-25 である。指摘した傾向がわかるように、かなり正規分布に近いことがわかる。 $r_B(t)$ はシミュレーションをする上で重要な変数であるが、非常に良好な推定結果が得られている。

表 3-15: 一般求職者給付のきまって支給される給与に対する比率の logit 変換した値 : 1996 年 4 月～2012 年 3 月

ARIMA(12, 0, 3)	ar1	ar2	ar3	ar4	ar5	ar6	ar7	ar8	ar9
季節項なし	-0.2719	0.148	0.0265	0.1626	0.5248	0.3851	-0.0325	0.0412	0.0192
s. e.	0.0785	0.0777	0.0663	0.0664	0.0695	0.0765	0.077	0.0645	0.0627
	ar10	ar11	ar12	ma1	ma2	ma3	Intercept		
S	-0.29	-0.2997	0.5179	0.4232	0.302	0.7776	0.0252		
s. e.	0.0605	0.068	0.0729	0.0649	0.0767	0.0647	0.1063		
σ^2	0.003106	log likelihood		274.01	AIC	-514.02			
残差の単位根検定 : Dickey-Fuller = -13.78, Truncation lag parameter = 4, p-value = 0.01									
残差の正規性に関する検定は、いずれも p-Value が 0.26 から 0.52. Skewness=0.9585, p-Value=0.3378, Kurtosis =0.6648, p-Value=0.5062									

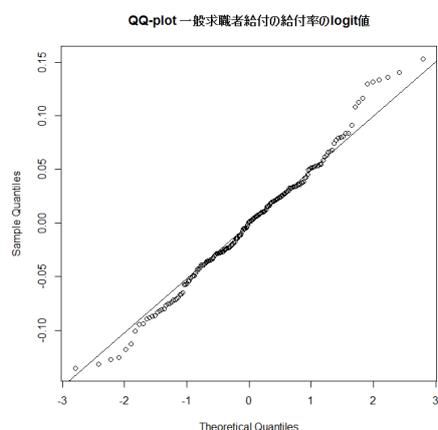


図 3-25: 一般求職者給付の給付率の logit 変換した値の推定残差の正規 QQ-plot

将来予測値の 95%信頼区間を計算したものが、図 3-26 である。観察期間については、実際のデータが黒線で示されている。内挿した値は赤線である。予測期間については、平均が黒線であり、上限(緑)と下限(赤)が示されている。

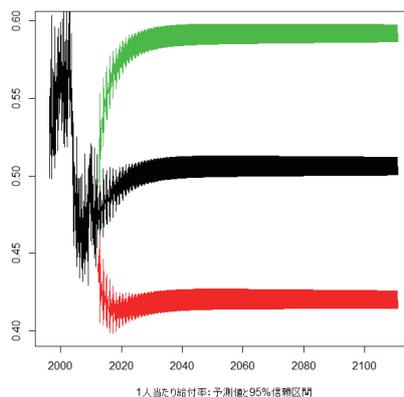


図 3-26: きまって支給される給与と受給者実人員 1 人あたり保険料給付の比率

14. 一般求職者給付以外の給付について

一般求職者給付以外の給付については、比較すると額は小さくなるため、それほど重視されていない。しかし、完全に外生変数扱いをして、勘で値を予想するわけにもいかない。そのため外生変数であるが、推計して将来の値を決めた。第一に過去の値をグラフに描いたものが図 3-27 と図 3-28 である。上昇トレンドを持つ育児休業給付、介護休業給付、高齢雇用継続給付と、それ以外の就職促進給付、教育訓練給付、高年齢求職者給付、短期雇用特例給付、日雇労働求職者給付とでは推定方法を変えている。

育児休業給付は、1 歳未満の子供を持つ被保険者を対象に、休業前賃金の 50%（賃金と給付の合計が休業前賃金の 80%を超えるときには超える額を減額）を給付するという条件を参考に、1 歳未満の人口予測ときまって支給される給与の予測値をもとに将来推計金額が得られるように定式化した。

$$r_{Baby} = \frac{V_{Baby}}{0.5 \times wr \times N_{Baby}} \quad (30)$$

ここで、 V_{Baby} は育児休業給付の支給額、 wr は常用労働者 1 人あたり平均きまって支給される給与(月間)、 N_{Baby} は 1 歳未満の人口である。これは、1 歳未満の子を持つ親がすべて育児休業給付を受けた場合に 1 になると定義されているため、0 と 1 の間の値をとるものと考えられる。そこで、この比率 r_{Baby} を logit 変換した値 y_{Baby} について ARIMA・Kalman-filer による推定と予測を行っている。すなわち、

$$y_{Baby} = \ln \left(\frac{r_{Baby}}{1 - r_{Baby}} \right) \quad (31)$$

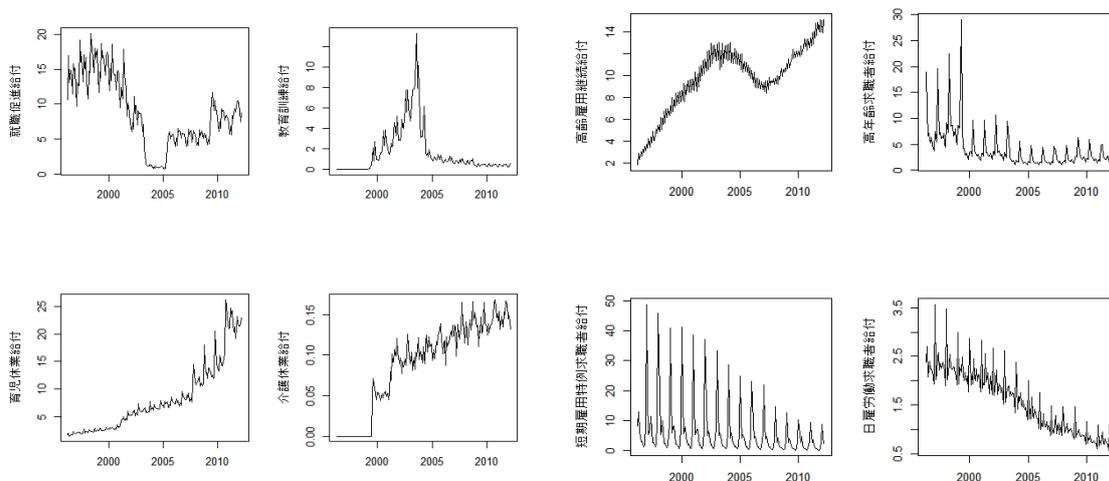


図 3-27: 就職促進, 教育訓練, 育児休業, 介護休業—各給付の推移

図 3-28: 高齢雇用継続, 高年齢求職者, 短期雇用特例求職者, 日雇労働求職者—各給付の推移

注: 教育訓練給付は 1999 年 3 月, 介護休業給付は 1999 年 7 月からデータがある。

まず y_{Baby} の単位根検定の結果であるが,

Dickey-Fuller = -6.896, Truncation lag parameter = 4, p-Value = 0.01

ということで, 単位根は存在しないといえる. しかし ARIMA の次数は ARIMA=(12, 2, 1) となり, 2 次の和分過程となる場合が, もっとも AIC が小さく観察されている. 季節項の和分はなく ARMA(1, 1) である.

表 3-16: 育児休業給付の賃金に対する比率を logit 変換した値の ARIMA 推定: 1996 年 4 月~2012 年 3 月

ARIMA(12, 2, 1)	ar1	ar2	ar3	ar4	ar5	ar6	ar7
	-0.1486	-0.1023	-0.0471	-0.159	0.045	-0.0408	-0.0327
s. e.	0.0814	0.058	0.0606	0.056	0.0625	0.055	0.0571
Seasonal	ar8	ar9	ar10	ar11	ar12	ma1	sar1
ARIMA(1, 0, 1)	-0.0983	-0.0739	-0.1473	-0.085	0.666	-1	-0.1643
s. e.	0.0559	0.0608	0.0564	0.0624	0.0574	0.0147	0.1086
σ^2	0.004572	log likelihood		233.52	AIC	-437.05	
残差の正規性検定: JB-test, Shapiro-Wilk-test などの p-value=1.4×10 ⁻⁶ から 0.026, Skewness=4.6295, Kurtosis=5.3315							

残差の正規性の検定は, 正規分布であるという仮説は棄却される. ただし, 正規 QQ-plot で

第3章

は図 3-29 に見るように直線状から明らかに外れているのは数ポイントの観察データである。制度変更などがあると計測に影響して、残差は正規分布が示すよりも外れた点に出現する可能性がある。

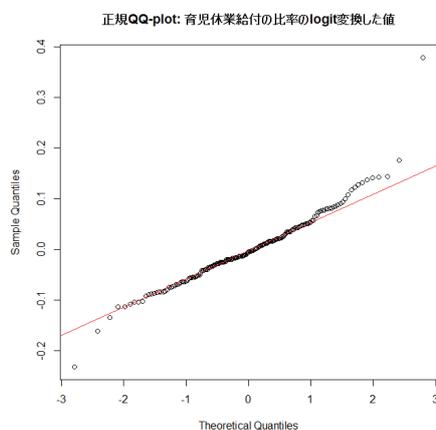


図 3-29: 育児休業給付の対賃金比率を logit 変換した値の正規 QQ-plot

介護休業給付についても同様に、65 歳以上人口と、休業前賃金の 40% が支給されるなどの条件から、将来推計値が得られるように推計した。基本的には育児休業給付と同じ方法で行っている。

$$r_{Care} = \frac{V_{Care}}{0.4 \times wr \times N_{Care}}, \quad y_{Care} = \ln\left(\frac{r_{Care}}{1-r_{Care}}\right) \quad (32)$$

表 3-17: 介護休業給付の賃金に対する比率を logit 変換した値の ARIMA 推定: 1999 年 7 月～2012 年 3 月

ARIMA(12, 1, 0)	ar1	ar2	ar3	ar4	ar5	ar6
季節項なし	-0.4223	-0.141	0.0374	-0.0583	0.1215	-0.2081
s. e.	0.0775	0.0848	0.087	0.0887	0.0877	0.0841
	ar7	ar8	ar9	ar10	ar11	ar12
	-0.2583	-0.1605	0.0259	-0.0728	-0.0224	0.3248
s. e.	0.0846	0.0874	0.0887	0.0885	0.0877	0.0789
σ^2	0.01003	log likelihood		132.43	AIC	-238.86
残差の正規性検定: JB-test, Shapiro-Wilk-test などの p-value=0.001 から 0.622, Skewness= 2.888, Kurtosis=3.0498						

まず、 y_{Care} の単位根検定であるが、結果は

Dickey-Fuller = -5.1427, Truncation lag parameter = 4, p-value = 0.01

となり、単位根は含まれないと考えてよい。

時系列推定の結果は表 3-17 のとおりである。残差の正規性の検定結果がまちまちである。これを正規 QQ-plot したのが図 3-30 である。大きくはずれるところの頻度が大きいことがわかる。マイナス側は絶壁のように分布していることが示唆されている。

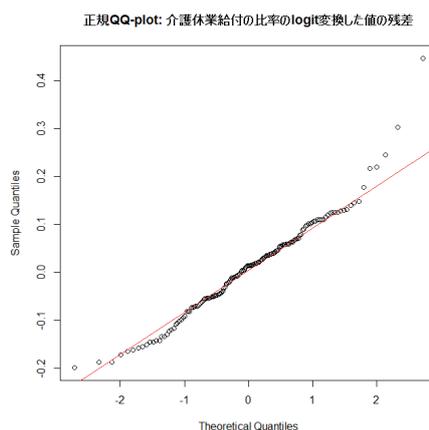


図 3-30: 正規 QQ-plot 介護休業給付の賃金に対する比率の logit 変換した値の推定の残差

高年齢雇用継続給付についても同様に、対象が 60-64 歳で、名目賃金の 15% を基準としているので、60-64 歳人口 N_{60-64} ときまって支給される給与 wr から将来推計できるようにした。

$$r_{Elder} = \frac{V_{Elder}}{0.15 \times wr \times N_{60-64}}, y_{Elder} = \ln\left(\frac{r_{Elder}}{1-r_{Elder}}\right) \quad (33)$$

y_{Elder} の単位根検定は、

Dickey-Fuller = -4.4811, Truncation lag parameter = 4, p-Value = 0.01

単位根は含まれないと考えてよい。ARIMA の次数では、和分で 1 次を入れた 12, 1, 1 がもっとも AIC が小さくなった。残差の季節項は入らない(表 3-18)。結果として得られた残差には、単位根は入らないが、正規分布しているという仮説は棄却される。残差の正規 QQ-plot は図 3-31 のようになる。正規 QQ-plot を見ると他のケースにもよくあるように、大きい方にはずれた点に正規分布より頻度が高くなっていることがわかる。

シミュレーションに利用した予測値は中位の推定結果であるが、以上の 3 つの給付支出に関する将来予測の 95% 信頼区間を推定すると図 3-32 のようになる。金額的には、育児休業給付の中位推定の最大値が 591 億円、現状では 260 億円、介護休業給付の中位推定の最大値は 1.8 億円、現状の最大値は 1.7 億円、高年齢雇用継続給付は 227 億円、現状の最大は 153 億円程度である。ただし、これらの値は比率を推定してそこから賃金の予測値、人口の予測値を乗じて求めた結果の値で、シミュレーションによっては変化する。

第3章

表 3-18: 高齢雇用継続給付の賃金に対する比率の logit 変換した値の ARIMA 推定: 1996 年 4 月～2012 年 3 月

ARIMA(12, 1, 1)	ar1	ar2	ar3	ar4	ar5	ar6	ar7
季節項なし	-0.2878	0.2353	0.0493	0.1257	0.3188	0.0938	0.0102
s. e.	0.1535	0.1216	0.0743	0.0742	0.081	0.1014	0.0899
	ar8	ar9	ar10	ar11	ar12	ma1	
	0.1856	-0.0674	-0.1038	-0.0394	0.442	-0.3589	
s. e.	0.0821	0.0909	0.0749	0.0735	0.0741	0.1654	
σ^2	0.001095	log likelihood		375.03	AIC	-722.06	
残差の正規性検定: JB-test, Shapiro-Wilk-test などの p-value= $1. \times 10^{-10}$ 程度から 10^{-4} 程度 Skewness= -5.551, Kurtosis=6.9155							

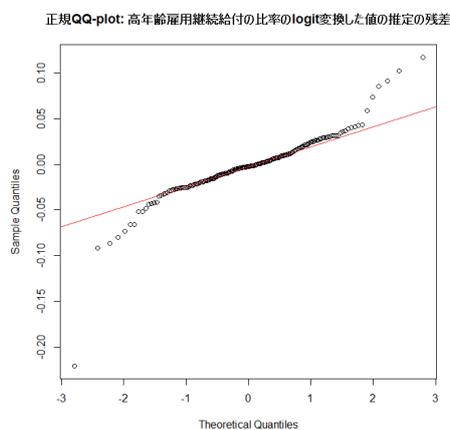
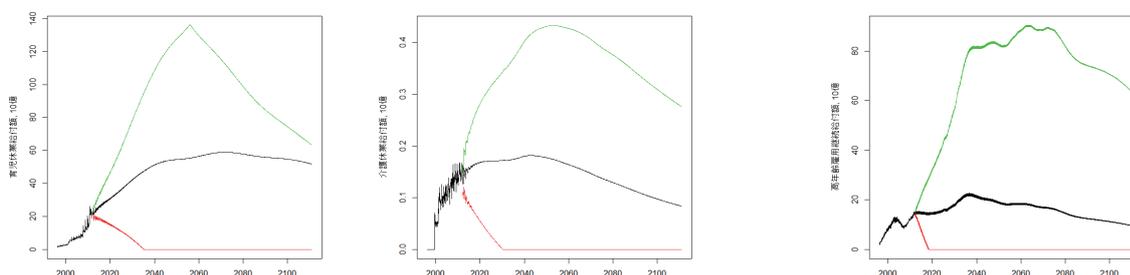


図 3-31: 正規 QQ-plot: 高齢雇用継続給付の賃金に対する比を logit 変換した推定の残差



育児休業給付

介護休業給付

高齢雇用継続給付

注: 山ができるのは人口が減少する影響であろう。

図 3-32: 育児休業給付・介護休業給付・高齢雇用継続給付の予測値

就職促進給付，教育訓練給付，高年齢求職者給付，短期雇用特例求職者給付，日雇労働求職者給付については，対数値をARIMA-Kalman-filterによる推定・予測を行っている。

就職促進給付の対数値の単位根検定は，

Dickey-Fuller=-1.8317, Truncation lag parameter=4, p-Value=0.6466

となり，単位根が含まれている可能性が高い。これに対応してAICはARIMA推定も和分の1次過程を入れたARIMA(12, 1, 0)が最小になった。季節項はAR(1)である。

表 3-19: 就職促進給付の対数についての時系列推定: 1996年4月～2012年3月

log(就職促進)	ar1	ar2	ar3	ar4	ar5	ar6	ar7
ARIMA(12, 1, 0)	-0.4213	-0.1657	-0.2856	-0.3749	-0.1668	-0.0645	-0.0499
s. e.	0.2375	0.2784	0.2499	0.256	0.2814	0.2523	0.2081
Seasonal AR(1)	ar8	ar9	ar10	ar11	ar12	sar1	
	-0.129	-0.1415	-0.025	-0.1711	0.4133	0.753	
s. e.	0.1722	0.162	0.1571	0.1293	0.1368	0.2323	
σ^2	0.02003	log likelihood		98.36	AIC	-168.72	
残差の正規性の検定：p-Value は 10^{-7} 以下とかなり小さい値になっている。Skewness=9.709830, Kurtosis=8.647023							

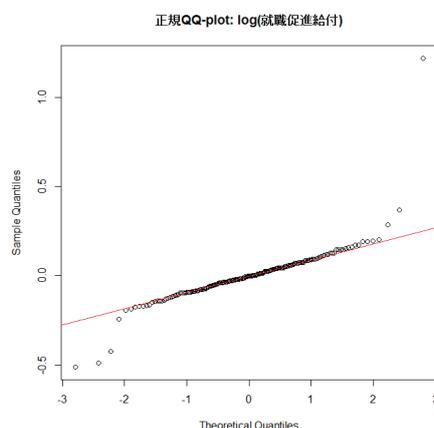


図 3-33: 正規 QQ-plot log(就職促進給付)の推定の残差

正規性の検定結果は厳しいものだが，正規 QQ-plot を見ると直線はずれている観察点は6点程度である。

教育訓練給付についても同様に，単位根検定を調べると

Dickey-Fuller=-2.5045, Truncation lag parameter=4, p-Value=0.365

第3章

単位根が含まれている可能性が高い。ARIMA の和分次数も 1 次で ARIMA (12, 1, 1) が最も AIC の小さくなる組み合わせであった。季節項は ARIMA (1, 1, 0) で季節項にも和分がある。残差には単位根はほぼ含まれないが (Dickey-Fuller 統計量が -9.36), 正規性は微妙な検定結果となっている。これも正規 QQ-plot を示すと特に 2 つの値が異常な点で出現していてこれが直線からはずれる原因になっているようである。

表 3-20: 教育訓練給付についての時系列推定: 1999 年 3 月～2012 年 3 月

log(教育訓練)	ar1	ar2	ar3	ar4	ar5	ar6	ar7
ARIMA (12, 1, 1)	-0.1866	-0.1809	-0.1381	-0.1983	-0.0714	-0.1349	-0.1139
s. e.	0.1035	0.0901	0.0959	0.0891	0.0952	0.0844	0.0904
Seasonal	ar8	ar9	ar10	ar11	ar12	ma1	sar1
ARIMA (1, 1, 0)	-0.0751	-0.1192	-0.162	-0.0833	0.7515	-1	-0.0708
s. e.	0.0892	0.0894	0.0888	0.0936	0.0839	0.0648	0.1513
σ^2	0.0137	log likelihood		49.59	AIC	-69.18	
残差の正規性の検定: p-Value は 0.259 から 10^{-5} となっている。Skewness=-3.3085, Kurtosis=4.3432							

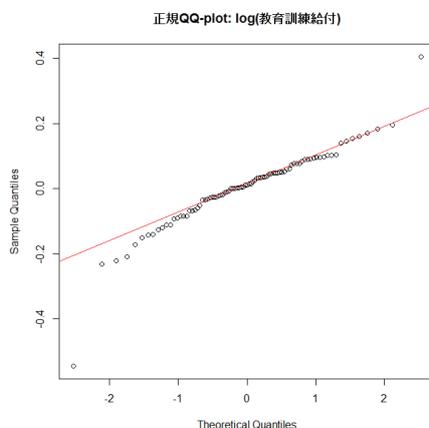


図 3-34: 正規 QQ-plot log(教育訓練給付)の推定の残差

高年齢求職者給付(の対数)の単位根検定はつぎのようになる。

Dickey-Fuller = -6.8812, Truncation lag parameter = 4, p-value = 0.01

単位根は含まれていないと想定できる。ARIMA でも AR(12) がもっとも AIC が小さくなり、季節項も単純な無相関の誤差であることが示唆される。

残差の単位根検定 Dickey-Fuller 検定量 (-14.73) から残差には単位根はないと考えてよい。正規性の検定は微妙な値である。正規 QQ-plot を見ると図 3-35 のようになる。この図からも直

線をわずかにずれている点が多いことがわかる。対称性からすると値の小さい側に広がりがなく、値の大きい方にはずれた値が正規分布より多く発生している。わずかなずれであるが、修正は今後の課題である。

表 3-21: 高齢求職者給付の対数の時系列分析: 1996年4月から2012年3月

ARIMA(12, 0, 0)	ar1	ar2	ar3	ar4	ar5	ar6
季節項なし	-0.0802	-0.1201	-0.0742	-0.1148	-0.087	-0.0942
s. e.	0.0379	0.0378	0.0381	0.0379	0.038	0.036
	ar7	ar8	ar9	ar10	ar11	ar12
	-0.0924	-0.1106	-0.0859	-0.1074	-0.0983	0.8354
s. e.	0.0375	0.0376	0.0377	0.0376	0.0375	0.0369
σ^2	0.0157	log likelihood		113.31	AIC	-200.62
正規性の検定統計の p-Value は, 0.06 から 10^{-8} の範囲である.						
Skewness=-1.0168, Kurtosis=6.1765						

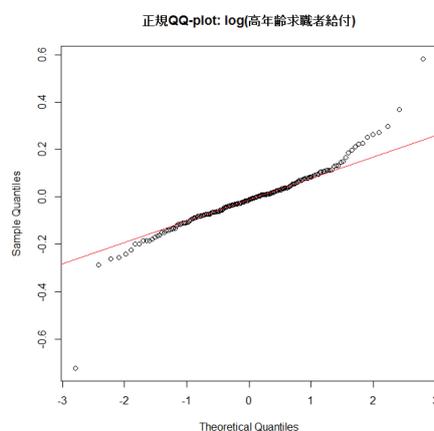


図 3-35: 正規 QQ-plot: 高齢求職者給付の対数の推定の残差

短期雇用特例求職者給付については、その対数の単位根検定の結果は、

Dickey-Fuller=-6.1528, Truncation lag parameter=4, p-Value=0.01

という結果であるので、単位根は含まれていないと仮定できる。実際に AIC で ARIMA の次数を決めると、ARIMA(8, 1, 1)、季節項が ARIMA(1, 0, 1)となった。

残差には単位根は含まれていないと想定できる (Dickey-Fuller = -20.5174)。正規性の検定については、ほぼ正規分布していると仮定してよいことがわかる。念のため正規 QQ-plot を描くと図 3-36 のようになる。マイナスにずれている方にやや正規分布よりも厚みがある分布であ

第3章

るが、ほぼ直線状に並んでいるといえる。

表 3-22: 短期雇用特例求職者給付の対数の時系列分析：1996年4月～2012年3月

log(短期)	ar1	ar2	ar3	ar4	ar5	ar6
ARIMA(8, 0, 1)	1.1379	-1.29	0.4608	-0.387	0.1726	-0.8782
s. e.	0.0455	0.087	0.1237	0.1241	0.1125	0.0978
Seasonal	ar7	ar8	ma1	sar1	smal	
ARIMA(01, 1)	0.7969	-0.8469	-0.4935	-0.5409	-0.4935	
s. e.	0.0688	0.0375	0.0627	0.0858	0.0627	
σ^2	0.0553	log likelihood		-4.06	AIC	32.12
正規性の検定統計量の p-Value は、0.07 から 0.68 にある。 Skewness=1.715, Kurtosis=-0.724						

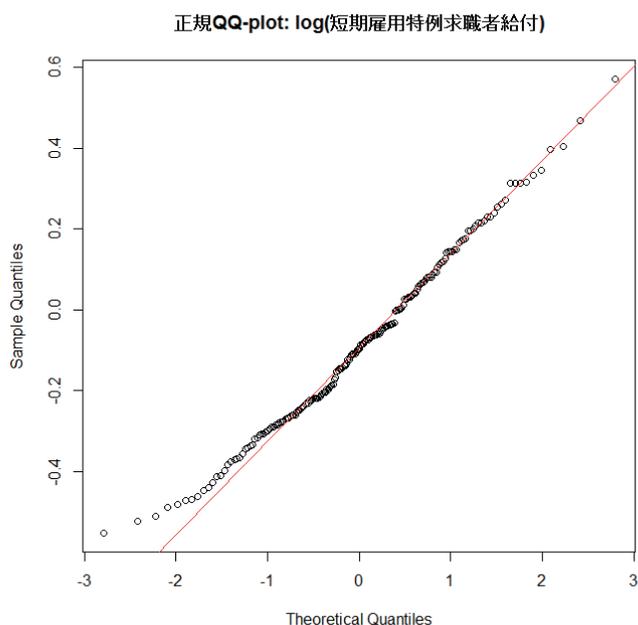


図 3-36: 正規 QQ-plot log(短期特例求職者給付)の推定の残差

最後に日雇労働求職者給付の対数について検討する。単位根検定の結果は、

Dickey-Fuller=-15.6047, Truncation lag parameter=4, p-Value=0.01

これより単位根は含まれないと仮定することができる。AIC によって ARIMA の次数をきめると ARIMA(8, 0, 1)が選ばれる。さらに季節項の ARIMA は ARIMA(1, 1, 2)となる。

残差には単位根が含まれているとはいえない。Dickey-Fuller=-14.78 だからである。正規性の検定の結果は、正規分布であるという仮説を棄却できないので、正規分布と仮定して問題ない。

確認のため正規 QQ-plot を描いたのが次の図 3-37 である。形状は先の短期特例求職者給付の場合と非常に似ている。ほぼ直線状に乗っているといえる。

表 3-23: log(日雇労働求職者給付)の時系列分析：1996年4月～2012年3月

ln(日雇)	ar1	ar2	ar3	ar4	ar5	ar6	ar7
ARIMA(8, 0, 1)	0.1404	-0.7532	0.4732	0.0669	0.3859	0.203	0.0454
s. e.	0.1013	0.0928	0.1291	0.1373	0.1026	0.1092	0.0811
Seasonal	ar8	ma1	sar1	sma1	sma2		
ARIMA(1, 1, 2)	0.3812	-0.9504	-0.7357	0.0571	0.9999		
s. e.	0.0729	0.0329	0.0829	0.0399	0.0383		
σ^2	0.008139	log likelihood		180.6	AIC	-335.2	
正規性の検定の p-Value は, 0.46 から 0.69 である。 Skewness=1.0496, Kurtosis=-0.0448							

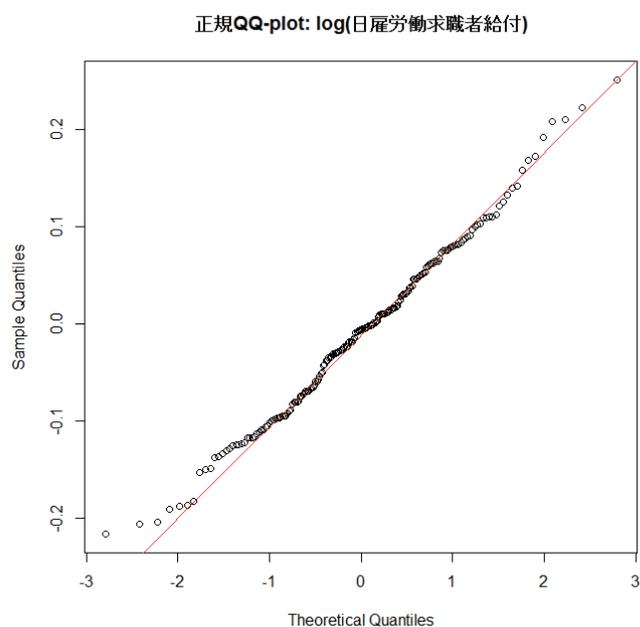


図 3-37: 正規 QQ-plot log(日雇労働求職者給付)の推定の残差

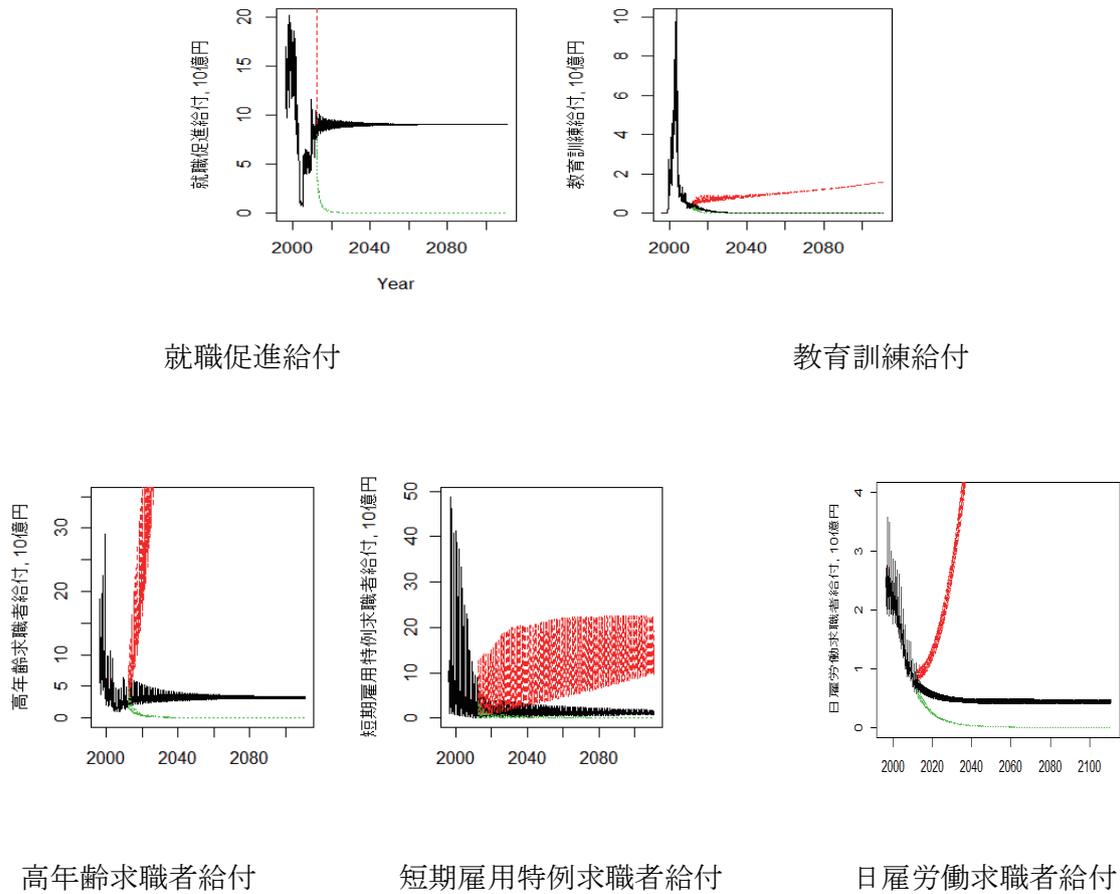


図 3-38: 各給付の実現値と将来予測値

注：シミュレーションには黒線の値を利用している。赤と緑は95%信頼区間の信頼限界である。

以上の推計結果から、将来の値を予測したのが、図 3-38 である。95%信頼区間の上限値と下限値も記載しているが、実際にシミュレーションに利用したのは期待値の中央の予測値である。図 3-32 の予測値と比較して上限値で発散傾向にあるものが見られる。就職促進給付、高年齢求職者給付、日雇労働求職者給付である。係数はすべて収束する結果で推定されているが、誤差の推定を加えた場合に発散する傾向が表れると考えられる。この推定も他の推定と同じ ARIMA-Kalman-filter による推定を行っている。季節項の AR や MA が誤差を加えると 1 を超えるものが見られる。たしかに就職促進給付には和分があるのでドリフトの存在で発散傾向が表れる可能性はあるが、高年齢求職者給付や日雇労働求職者給付のように必ずしも和分の存在とは関係ない場合もある。今回のシミュレーションでは問題にならないが、一般求職者給付以外の給付についてもモンテ・カルロ・シミュレーションにとりこむ場合にはより詳細な検討が必要である。

一般求職者給付以外の給付の合計金額は、予測期間で約 824 億円/月が最高額である。観測期間(1996年4月から2012年3月)では、最高額は 664 億円/月となっている。

15. その他の支出

給付以外の支出としては主なものに事務経費がある。実績については年度データのみが得られるので、月別に得られる給付関係のデータの合計値と支出額合計の差を給付以外の支出額として内容にかかわらずその他として扱っている。将来の値については、2006~2010年度の各年度の業務取扱費と施設整備費の合計の平均の額を 12 等分した額を、各月の分としている。月あたり 7,611,791,323 円となる。76 億円程度を毎月の支出に加算したものが支出総額として収支を構成することになる。

16. 雇用保険料収入額の決定プロセス

失業保険料収入の推定

「労働保険の保険料の徴収等に関する法律」(徴収法)第 12 条に定められた率で賃金総額に対して比例的に保険料が徴収される。2012 年度は、失業保険等給付分について 10/1000、雇用保険 2 事業にかかわるものは 3.5/1000。雇用保険料で失業保険等給付分については、保険料率と被保険者数と現金給与総額から 10/1000 をかけて計算される。ただし、保険料率は通常は 17.5/1000 であるが、第 12 条の第 5 項によって一般の雇用者については合計の保険料率が一年ごとに 13.5/1000 から 21.5/1000 まで変更される可能性がある。

実際に業務統計データとの整合性をとることは難しい。というのは、被保険者の賃金総額が業務統計データとして得られないこと、被保険者の構成変化で 1 人平均の賃金総額が変わること、農林水産・清酒製造業、建設業で料率が異なること、日雇労働被保険者の扱いが異なることなどがあげられる。業務統計と整合的におこなうためには、被保険者の属性に関する詳細なデータがなければならない。当然のことだが、徴収等法で決められている保険料率 $r_{URate}(t)$ を別の統計から得られる平均の賃金総額 $w(t)$ にかけても保険料収入 $R(t)$ は得られない。これらの理由で被保険者 1 人あたり保険料 $r_{UI}(t) = f(r_{URate}(t), w(t))$ の過去の実績から将来の値を推計した方がよい。保険料収入 $R(t)$ は、被保険者数を $NI(t)$ とするとつぎの式で定義される。ただし、 t は月単位で測った時間である。

$$R(t) = r_{UI}(t)NI(t) \quad (34)$$

実際には、この式は $r_{UI}(t)$ の定義式である。

過去の値を代入すると、各月の収入データ $R(t)$ は大きく変動する。たとえば、制度的に 4 月には保険料収入はないという特徴がある。その一方で、被保険者数 $NI(t)$ の方は、増減に季節性はあるものの比較すると安定している。この場合(34)式で定義される 4 月の事後的な保険料 $r_{UI}(t)$ はゼロとなる。そのかわり 7 月、11 月、翌 2 月に大きな収入が入る構造になっている。こ

第3章

うしたデータをもとに保険料 $r_{UI}(t)$ をシミュレーションに利用すると、上に記した政策的に決められる保険料率 $r_{URate}(t)$ との関係が不安定になる。そのため政策的な保険料率と事後的な保険料の間の関係の推計は年度データで行うことにする。保険料徴収のベースとなる賃金所得は、ボーナスを含めた現金給与総額 w である。被保険者の現金給与総額のデータは業務統計からは得られない。そのため厚生労働省「毎月勤労統計調査」の5人以上の事業所の常用労働者1人あたりの現金給与総額 w (月額合計)を使うことにする。これは12節で推定したものである。

$$r_{UI,i} = \beta_0 + \beta_1 \cdot w_i + \beta_2 \cdot r_{URate} \cdot w_i + \epsilon_i \quad (35)$$

ここで i は年度の添え字で $i=1990$ 年度から2011年度となる。 ϵ は誤差、 β は推定したいパラメータである。月別変数との関係は、 $r_{UI,i} = \sum_{t=T_i}^{T_i+11} r_{UI}(t)$ となる。ここで、 T_i は1, 13, 25と増加する。

推計に際して厚生労働省「毎月勤労統計調査」の賃金データについて利用できる期間に制約がある。5人以上事業所のデータを調査しているのは1990年以降である。30人以上事業所のデータならば1970年以降のものが得られる。シミュレーションで利用した推計結果は、よりカバレッジの広い5人以上事業所の1990年度から2011年度の22年の観察データについての推計値である。掲載はしていないが、念のため雇用保険データが最大限に得られる1975年以降の37年のデータを利用した推計も行っている。

表3-24をみると、結果として問題ない推計であるといえる。あえていえば、残差の正規性のテストの結果がまちまちで正規分布という仮説を棄却する場合もあること、Rainbowテストによる特定化誤りの可能性があることである。ただ、PPテストによる残差の単位根検定では、単位根があるという仮説は棄却されている。

図3-39には賃金データを30人以上規模に変更した1970年からのデータによる同じモデルの結果も示している(左の図、推計結果はシミュレーションで使用していないので、省略している)。どちらの図でも実績と推定値が区別しにくい程度によく説明していることがわかる。Rainbow検定は、観察期間を分断して当てはまりの良さを比較するものであるが、保険料に変動の少ない前半と変動の大きい後半では当てはまりの良さに差がでるのは当然といえよう。Harrison-McCabe検定とGoldfeld-Quandt検定で不均一分散が見られるという結果であるが、この結果もRainbow検定と同様の理由によるものと思われる。Harrison-McCabe検定・Goldfeld-Quandt検定もRainbow検定も、観察期間を分断して比較するタイプの検定だからである。

表 3-24: 被保険者 1 人あたり保険料の推定 : 1990 年度～2011 年度

r_{UI}	Estimate	Std. Error	HAC	p-Value	
(Intercept)	2487.86	7525.84	8191.42	0.765	
W	0.000097	0.001710	0.001822	0.95806	
$r_{URate} \cdot w$	1.007975	0.026315	0.027627	0.00000	
SE	1129.09	自由度	19		
R ²	0.98985	Adjusted R ²	0.98878		
F	926.18	自由度	2/19		
RESET	0.218	(0.81)	Rainbow	5.87	(0.00)
HM	0.15	(0.01)	BP	2.17	(0.34)
GQ	5.42	(0.01)	BG	0.10	(0.75)
DW	1.86	(0.22)	PP	-3.97	(0.02)
Shapiro-Wilk	0.91	(0.05)	Lilliefors	0.19	(0.04)
AD	0.69	(0.06)	SF	0.90	(0.03)
CM	0.11	(0.09)	注() 内は p-Value		

HM:Harrison-McCabe, BP: Breusch-Pagan, GQ: Goldfeld-Quandt,
 BG: Breusch-Godfrey, DW: Durbin-Watson, PP: Phillips-Perron,
 AD: Anderson-Darling, SF: Shapiro-Francia, CM: Cramer-von Mises

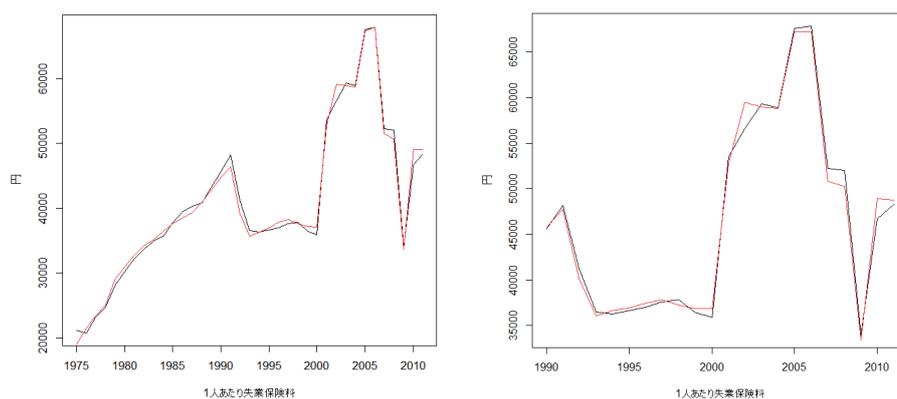


図 3-39: 被保険者 1 人あたり保険料の推定結果, 左は 1970 年からのデータ

年度ベースの被保険者 1 人あたり保険料収入を得るには, 政策的に決められた保険料率 $r_{URate}(t)$, 現金給与総額の年額 w_i の将来推計値が必要である. 保険料率 $r_{URate}(t)$ は, シミュレーションで変更される. 現金給与総額の年額 w_i については, 現金給与総額の月額を年度で積み上

第3章

げるか、年間の額を12か月に配分する必要がある。現金給与総額の月額がきまって支給される給与の月額と同時に12節で解説している。その推定については、残差の分布が正規分布していない点で、予測値よりもより大きくはずれた値に実現する可能性が高いことを示している。予測の精度を上げるには改善が必要である。さらに、被保険者数 $NI(t)$ の値を決めておく必要がある。被保険者数も7節で解説しているとおり、月別の値である。そこで、1年分の1人あたりの保険料収入が計算される(35)式を、月平均の値として、 $1/12$ を乗じる。これに月別の現金給与総額 $w_M(t)$ を使って、月別の1人あたりの保険料収入 $r_{UI}(t)$ を計算する。 $r_{UI}(t)$ と月別の被保険者数 $NI(t)$ を(34)式に代入して、月別の保険料収入総額 $R(t)$ を求める。すなわち、月別の1人あたりの保険料収入の予測値 $\widehat{r}_{UI}(t)$ は、月別の現金給与総額 $w_M(t)$ を使って(36)式のように推定できる。

$$\widehat{r}_{UI}(t) = \left(\frac{\widehat{\beta}_0}{12}\right) + \widehat{\beta}_1 \cdot w_M(t) + \widehat{\beta}_2 \cdot r_{URate} \cdot w_M(t) \quad (36)$$

これに月別の被保険者数 $NI(t)$ を乗ずると、月別の保険料収入総額 $R(t)$ の一時的な推定値 $\widehat{R}(t)$ が求められる。

$$\widehat{R}(t) = \widehat{r}_{UI}(t)NI(t) \quad (37)$$

ところが、この推定値は、年度別データの推計を行う必要性を述べた理由と同じで「雇用保険業務統計」で得られる月別の保険料収入の値とは全く異なる。そのため、これを年度別に集計したのちに、再配分するという手続きをとる。

$$\widehat{R}_i = \sum_{t=T_i}^{T_i+11} \widehat{R}(t), \quad T_i = T_{i-1} + 12, \quad T_1 = 1, \quad (i = 1, \dots, n) \quad (38)$$

ここで n は年数、 T_i は i 年目の月数を示す。 \widehat{R}_i は i 年の保険料収入の総額の予測値である。この推計値は、観察データが得られる過去の月別の保険料収入の値 $R(t)$ を集計した $R_i = \sum_{t=T_i}^{T_i+11} R(t)$ と比べられる値である。この R_i または \widehat{R}_i を月別の配分係数によって毎年配分することを考える。

過去のデータ $R(t)$ が得られる R_i については、配分係数を

$$\delta_{UI}(t) = \frac{R(t)}{R_i} \quad (39)$$

とすることができる。

ここで問題がある。失業保険料のみの収入データは年度別にしか得られない。月別の保険料収入のデータとしては、2事業に関する保険料 $Rev(t)$ と合計の収入データのみが得られる。そのため、実際には2事業を含む月別の配分係数を用いて配分している。

$$\delta(t) = \frac{R(t)+Rev(t)}{R_i+Rev_i}, \quad Rev_i = \sum_{t=T_i}^{T_i+11} Rev(t) \quad (40)$$

$\delta(t)$ は定義によって、

$$1 = \sum_{t=T_i}^{T_i+11} \delta(t) \quad (41)$$

が成立する。利用した配分係数 $\delta(t)$ は、望ましい配分係数 $\delta_{UI}(t)$ とのズレもあるが、そのズレは

一年間を合計すると解消するので大きな問題とはならないだろう。

将来の月別の配分係数については、直近の過去3年間(2009, 2010, 2011年度)の月別収入のパターンが継続するものと仮定している。この3年間の月別に合計した保険料収入を3年分の保険料収入を合計した値で割って配分係数を得ている。

$$\hat{\delta}(t) = \frac{\sum_{i=T_n-2}^{T_n} \{R(t+i) + Rev(t+i)\}}{\sum_{i=n-2}^n (R_i + Rev_i)}, \quad t = 1, 2, \dots, 12 \quad (42)$$

$\hat{\delta}(t)$ は予測する将来の月 t についての月別の配分係数の値である。これを毎年、繰り返し利用することになる。実際の値は、図3-40のようになる。

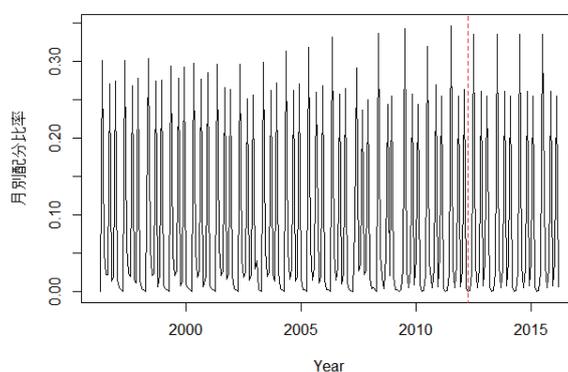


図3-40: 月別保険料収入の配分係数, 点線から右側は推定値

国庫負担による収入の推定

決めなければならない収入額としては、このほかに国庫負担(雇用保険法第66条)がある。雇用保険法のルールでは、求職者給付の支給額が一般徴収額の3/4を超えた場合に行われる(求職者給付の総額の1/3まで)。国庫負担金 $D_{NT}(t)$ については、一般求職者給付 $B(t) \cdot NB(t)$ の $1/4 \times 550/1000$ 、育児休業給付 $V_{Baby}(t)$ ・介護休業給付 $V_{Care}(t)$ については、 $1/8 \times 550/1000$ 、日雇労働求職者給付 $V_{UBDW}(t)$ には $1/3 \times 550/1000$ 、特例一時金(短期雇用特例被保険者の給付金) $V_{SSE}(t)$ については $1/4 \times 550/1000$ を乗じたものを計算して収入に組み入れている。広域延長給付・職業訓練受講給付の国庫負担については過去には与えているが、将来についてはゼロ、特例一時金については観測期間内にデータないのでゼロとしている。以上より、国庫負担金 $D_{NT}(t)$ の推定は、つぎの式による。

$$\begin{aligned} D_{NT}(t) = & \frac{1}{4} \times \frac{550}{1000} B(t) \cdot NB(t) + \frac{1}{8} \times \frac{550}{1000} (V_{Baby}(t) + V_{Care}(t)) \\ & + \frac{1}{3} \times \frac{550}{1000} V_{UBDW}(t) + \frac{1}{4} \times \frac{550}{1000} V_{SSE}(t) \end{aligned} \quad (43)$$

第3章

これらの係数を用いても、過去の国庫負担金と厳密に一致するとは限らない。過去の国庫負担金については、統計データとして得られるものを、次の式で得られた計算上のものの月別配分比率を使って配分している。3月末に一括計上する場合との差はそれほど大きくない(図 3-41 参照)。

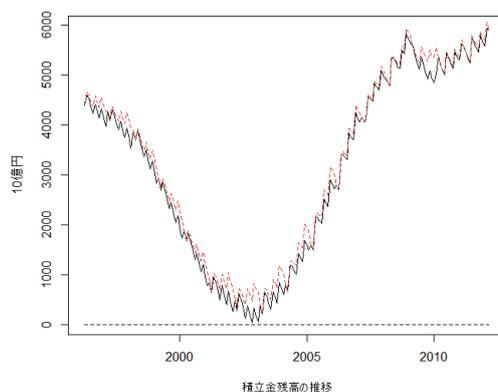


図 3-41: 過去の積立金残高：国庫負担金の配分の違いによる差

運用収入の計算

運用収入 $\pi(t)$ は、積立金残高を財政融資預託金として運用することで得られる利子収入である。この利子率は、預託金残高に対する比率として 2003 年度から 2010 年度まで 0.18% (2005 年度) から 1.41% (2009 年度) まで変動している。将来の値については、5 年間の平均がほぼ 1% に近いことから、年率 1% で運用すると想定している。現実には、預託金も一括して同一の利率が適用されるわけではない。過去の値については、保険料収入と国庫負担の合計額と、収入の合計額の差として扱っている。このなかには上記のような運用収入以外のものが含まれるかもしれない。いずれにしても、3月に残差として計上して、年度末の積立金残高が統計データと一致するようにしている。将来の値には、前年度の 3 月末の積立金残高に 1% をかけたものを、その年度の運用収入として考える。収入の計上のしかたはいろいろありうるが、1/12 をして毎月割り振っている。

17. 積立金残高の計算

これまでの節で支出側に関する定義・推定と収入側に関する定義・推定を解説してきたが、これらにもとづけば収支を計算して積立金残高の推移を表すことができる。7 節までは被保険者数 $NI(t)$ の推定、11 節までは、受給者実人員 $NB(t)$ の推定について解説した。12 節から 15 節までが支出総額 $E(t)$ の支出項目別の推定、16 節が収入の推定である。

支出項目を示すとつぎのようになる。

$$E(t) = B(t) \cdot NB(t) + V_{UBO}(t) + V_{SSE}(t) + V_{UBDW}(t) + V_{PR}(t) + V_{TR}(t) \\ + V_{Elder}(t) + V_{Baby}(t) + V_{Care}(t) \quad (44)$$

ここで記号はつぎのとおりである。 $V_{UBO}(t)$: 高年齢求職者給付金, $V_{SSE}(t)$: 短期雇用特例被保険者の給付金, $V_{UBDW}(t)$: 日雇労働求職者給付金, $V_{PR}(t)$: 就職促進給付金, $V_{TR}(t)$: 教育訓練給付金, $V_{Elder}(t)$: 高年齢雇用継続給付金, $V_{Baby}(t)$: 育児休業給付金, $V_{Care}(t)$: 介護休業給付金。

収入は、失業保険料収入(34)式と国庫負担金(43)式、それに運用利益 $\pi(t)$ である。

$$I(t) = R(t) + D_{NT}(t) + \pi(t) \quad (45)$$

第 t 月の収支バランスは、次式で計算する。

$$\Delta(t) = I(t) - E(t) \quad (46)$$

前月の積立金残高を $S(t-1)$ とすると、今月の積立金残高は、収支バランスを加えればよい。

$$S(t) = S(t-1) + \Delta(t) \quad (47)$$

過去のデータについて(47)式を表示したものが、16節の図3-41である。過去にも残高が非常に少なくなっている時期が観察されている。

18. シミュレーションの設定

シミュレーションの前提として設定しなければならないことは、これまで解説してきた外生変数のセットである。結果に大きく影響を与える可能性のある変数を大別すると、被保険者数を決めてくる外生変数と、受給者実人員数を決めてくる外生変数、給付額を決めてくる外生変数、保険料率を決めてくる外生変数がある。このうち、被保険者数を決めてくる変数には、人口推計、労働力率推計、雇用者比率の推計、被保険者比率の推計、および保険料率が含まれている。最近のトレンドを反映して、被保険者数は雇用者数に近づいていく傾向があり、労働力率も高齢化で低下する反面、女性の参加が進む傾向があることから、究極的には人口推計が大きな因子となる。

受給者実人員数を決めてくる因子で大きなものは、離職率である。いったん離職した人がどこまで雇用保険の対象として残存するかは、モンテ・カルロ・シミュレーションで得られた確率で計算している。したがって、離職率のパターンで大きな流れが決まり、これに応じて受給者実人員数の分布によって保険給付のリスクが決まってくるという流れになっている。

収入側の変数として、もっとも重要なのが政策的に決定できる保険料率である。これは被保険者数にも影響するが、その被保険者数の推移は雇用者数に収束するであろうトレンドと、保険料率とその母体となる賃金率である。賃金率が高ければ、保険料収入も増えるが、その一方で給付額も増える。同様に、被保険者数が増えれば、保険料収入も増えるが、この値に離職率をかけるので、少し遅れて受給者実人員数が増え支出も増加する。このようなしくみを組み込んだシミュレーションとなっている。

第3章

まとめると、外生変数セットとして大きな影響があるのは、人口と、離職率と、保険料率ということになる。このうち、保険料率は政策的にコントロールできるものと考えられる。人口は、国立社会保障人口問題研究所の推計では、最も人口が多くなる推計でも、最も人口が少なくなる推計でも、かなりの程度の減少トレンドが予測されている。人口は、ほぼ20年先の出生数を決める0歳児の人口もすでに決められているため、数十年の間はかなり確実に予測できる変数といわれている。したがって、このシミュレーションで利用した中位推計のほかは、あまり操作する必要性はないと思われる。ためしに高位推計と低位推計で実験してみたが、被保険者数を全体的に上げたり下げたりするだけであるので、積立金残高の方向性が逆転するような現象は観察されていない。

以上のことから、ここで注意していくつかの場合について検討した方がよいと考えられる外生変数は、離職率と保険料率ということになる。もちろん、一般求職者給付以外の給付が上昇傾向で発散するものを考えたりすると、結果は変わってくる可能性もあるが、ここでの関心はもっぱら一般求職者給付の失業保険給付とこれに応じた保険料収入ということになる。

保険料収入の設定

その他の事業（農林水産、清酒製造、建設）については産業別のデータを利用していないので、一般の事業で代表させている。そのため被保険者1人あたり保険料（過去のデータを使って）を推定している。以下同様の方法をとっている。

- 保険料固定ケース1

一般の事業の現行の保険料を継続するパターン：労働者負担の失業等給付の保険料率5/1000と事業主負担の失業等給付の保険料率5/1000が継続する。徴収法第12条第5項で規定されている弾力条項の下限10/1000に相当するもの。シミュレーションには関係ないが、2事業にかかわる保険料率は3.5/1000のままで、雇用保険の保険料率は13.5/1000とする。

- 保険料固定ケース2

一般の事業の保険料が中位ケースに戻って継続するパターン：2013年4月から失業等給付の保険料率14/1000が継続する。徴収法第12条第4項に規定された値17.5/1000（うち3.5/1000は2事業にかかわるもの）に相当する場合。

- 保険料固定ケース3

一般の事業の保険料が徴収法第12条第5項で規定された上限（2事業を含めた場合21.5/1000）が継続するパターン：2013年4月から失業等給付の保険料率18/1000が継続する。

徴収法第12条第5項に定められた「厚生労働大臣は、毎会計年度において、徴収保険料額並びに雇用保険法第六十六条第一項、第二項及び第五項の規定による国庫の負担額、同条第六項の規定による国庫の負担額（同法による雇用保険事業の事務の執行に要する経費に係る分を除

く。)並びに同法第六十七条の規定による国庫の負担額の合計額と同法の規定による失業等給付の額並びに同法第六十四条の規定による助成及び職業訓練受講給付金の支給の額との合計額(以下この項において「失業等給付額等」という。)との差額を当該会計年度末における労働保険特別会計の雇用勘定の積立金(第七項において「積立金」という。)に加減した額が、当該会計年度における失業等給付額等の二倍に相当する額を超え、又は当該失業等給付額等に相当する額を下るに至つた場合において、必要があると認めるときは、労働政策審議会の意見を聴いて、一年以内の期間を定め、雇用保険率を千分の十三・五から千分の二十一・五まで(前項ただし書に規定する事業(同項第三号に掲げる事業を除く。)については千分の十五・五から千分の二十三・五まで、同号に掲げる事業については千分の十六・五から千分の二十四・五まで)の範囲内において変更することができる。」という弾力条項に応じて、積立金Pと失業等給付額等Qの残高に応じて1年間に限り次々年度の保険料率を調整するシミュレーションも試みた。

- 保険料変動ケース A

この場合は、2種類の調整を考える。

1. P/Qが2を超えていれば、次の年の4月から次の次の年の3月まで(次々年度)の料率を10/1000とする。
2. P/Qが2以下であれば、次の年の4月から次の次の年の3月まで(次々年度)の料率を14/1000とする。

- 保険料変動ケース B

この場合は、3種類の調整を考える。

1. P/Qが2を超えていれば、次の年の4月から次の次の年の3月まで(次々年度)の料率を10/1000とする。
2. P/Qが1以上2以下であれば、次の年の4月から次の次の年の3月まで(次々年度)の料率を14/1000とする。
3. P/Qが1未満であれば、次の年の4月から次の次の年の3月まで(次々年度)の料率を18/1000とする。

離職率(被保険者の資格喪失確率)の設定

これは、離職率を推計した8節の推計値にもとづいて設定している。

- 中位ケース：予測値をそのまま利用する。

平均離職率が、1.4%程度で振動している場合となる。

- 高位ケース：予測値の95%信頼区間の上限の値を利用する。

平均離職率が、1.5%周辺で振動してから3.0%まで上昇していく場合となる。

- 低位ケース：予測値の95%信頼区間の下限の値を利用する。

平均離職率が、1.0%周辺で振動してから0.68%まで低下していく場合となる。

これらいずれのパターンも、ARIMA-Kalman filterによる予測の結果である。構造的な変化が

第3章

なく、誤差の分布が正規分布であるならば、この高位ケースと低位ケースの間に含まれる可能性が、95%であるということになる。

19. モンテ・カルロ・シミュレーションの結果

すべてのパターンについて行うことは無駄なので、シミュレーションの結果の様子から一部を抜きだして表示している。離職率が現状とほぼ変わらない中位ケースで、保険料率がどの程度で推移すれば破綻を防げるのかが、とりあえずの関心となるだろう。

各パターンを1000回のシミュレーションをおこなって、その結果どの程度の割合で積立金がマイナスになるか、あるいは過年度の失業保険等給付等の額を下回るかなどの比率も計算している。

保険料固定ケース1・離職率中位ケース

現状の失業等給付に関する保険料率が10/1000が永続するパターンで、離職率は1.4%程度で振動している場合、これを離職率が中位ケースとよぶことにする。基本的には現状維持の離職率である。

はじめに離職率が中位のケースの結果を示すので、この場合の基本受給率とよばれている被保険者に対する受給者実人員比率がどのように推移するかを表示する。正確にはつぎの値である。

$$\text{基本受給率} = \text{受給者実人員} / (\text{被保険者数} + \text{受給者実人員})$$

保険料率が変更されると被保険者数もわずかに値が変化するが、結果として大きな違いはなかった。

図3-42は、離職率が中位の場合の基本受給率の変動である。シミュレーション期間は、2012年4月から2110年12月までである。このうち遠い将来については、興味のある場合についてのみ表示することにし、通常は2035年3月まで表示することにする。

離職率が1.4%の周囲で安定的に推移しているので、受給者実人員も被保険者数に対する比率としては安定的に変動している。とはいっても、下限は0.01程度で上限は0.025である。ただし、全国延長の発動となる4%に達するケースはなかった。

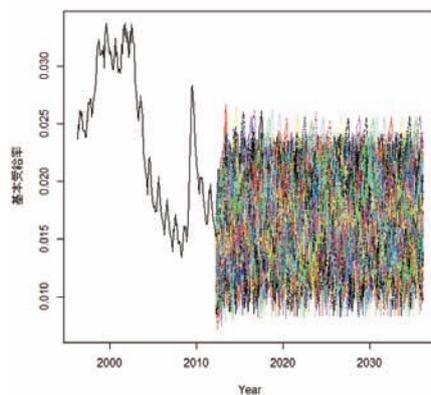


図 3-42: 基本受給率の変動 : 1996 年 4 月～2035 年 3 月, 離職率は 1.4%前後

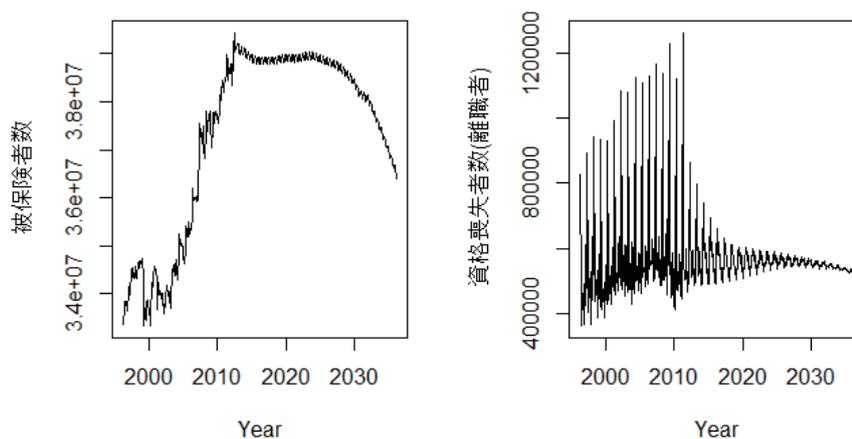


図 3-43: 被保険者数と資格喪失者数の推移

図 3-43 は、人口に応じて決まってくる被保険者数と中位ケースの離職率を乗じた資格喪失者数の推移を描いたものである。被保険者数は、2030 年以降急速に減少するが、これは雇用者数・労働力人口・生産年齢人口の減少によるものである。これに比較して資格喪失者数の人数の変動は小さく見えるが、被保険者数の単位と資格喪失者数の単位をみればわかるようにほぼ比例して低下していることがわかる。被保険者数の 2000 年以降の増加が急速で、これに対して 2010 年までの資格喪失者数は季節変動が大きいもののほぼ一定にとどまっているという傾向が際立っている。

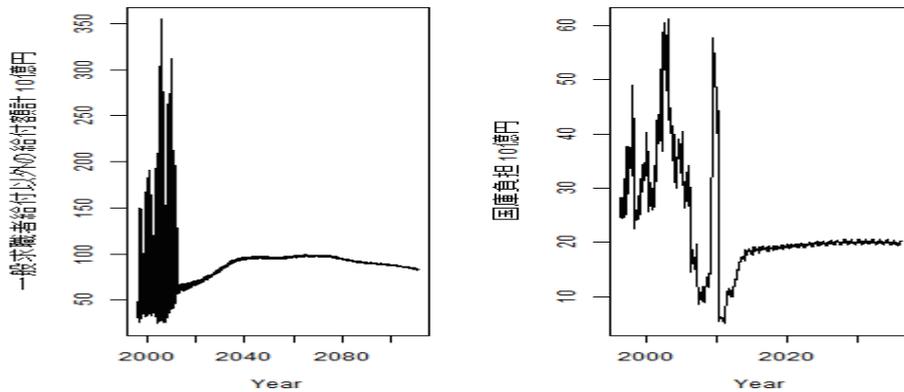


図 3-44: 一般求職者給付以外の給付額・月額 (左) と国庫負担の額・月額 (右)

図 3-44 は、一般求職者給付以外の給付額の推移と、国庫負担の額の推移である。一般求職者以外の給付額の合計額は、過去には月別の就職促進給付で上下振動が大きかったが、予測としては緩やかに上昇している。これは高齢人口の増加や、育児休業給付の増加などトレンドがまだ落ち着いていないためである。2040 年以降はこの金額は安定する。これに対して、国庫負担の金額（これは 1000 回のシミュレーションの平均値を描いたものである）はほぼ一定となっている。一般求職者給付の絶対額が安定していることが大きな原因と考えられる。実際には、国庫負担の金額は一般求職者給付の額が変動するので、それにもなって変動するが、図示しているのはシミュレーション平均であるので安定している。

図 3-45 は、一般求職者給付額の推移のモンテ・カルロ・シミュレーションである。被保険者数が漸減していくと同時に、受給者実人員も減っていくため、一般求職者給付額も減少傾向に見られる。

図 3-46 は、被保険者保険料総額である。この月別の値を見ると保険料収入の額の単位が非常に大きいので、収入が支出を上回っているように見えるが、それは間違いである。先にも繰り返し述べたように、保険料徴収の月別の変動は非常に大きい。4 月にはゼロとなるので、その反動があるため縦の線がふれて見えるのである。この徴収額の平均を 2012 年 4 月から 2035 年 3 月までとると月平均で 1360 億程度である。図 3-44(左)と図 3-45 の支出、図 3-44(右)の国庫負担と図 3-46 の保険料収入この兼ね合いで、積立金残高が決まってくる。この様子は次の図 3-47 に描かれている。

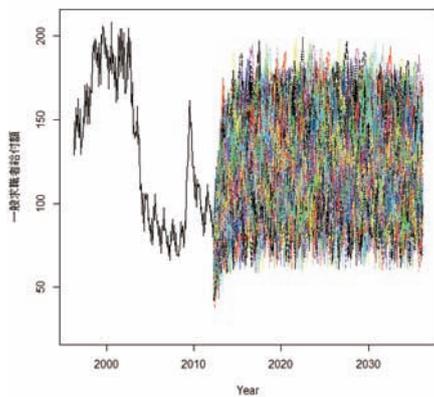


図 3-45: 一般求職者給付額の推移

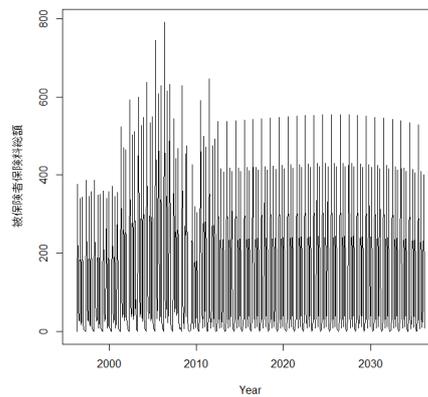


図 3-46: 被保険者保険料総額

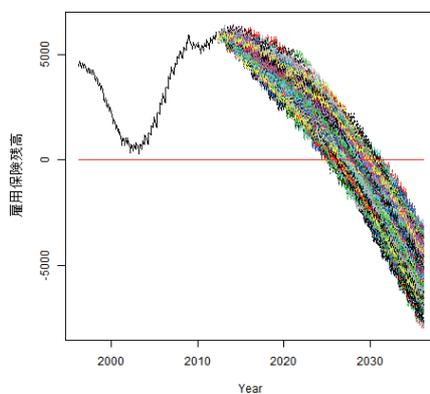


図 3-47: 積立金残高のモンテ・カルロ・シミュレーション, 保険料率 10/1000・離職率 1.4%

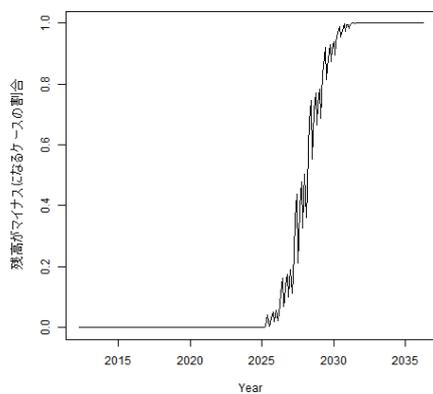


図 3-48: 積立金がマイナスになる確率

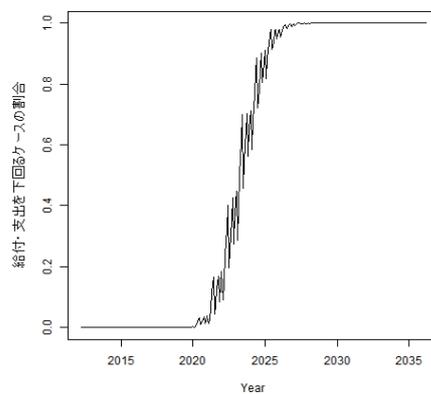


図 3-49: 積立金が給付額を下回る確率

第3章

表 3-25: 保険料率が現状 10/1000 で離職率が中位 1.4%程度のシミュレーションの平均値

年度合計の額のため、図の月額と比較する場合には注意: 1000 回のシミュレーションの平均値, 単位 10 億円

年度末	積立金	一般求職者給付額	その他給付額	その他支出	保険料収入	国庫負担	運用収入
2015	5,163.4	1,438.8	679.6	91.3	1,607.7	224.4	52.1
2020	3,336.1	1,469.7	735.0	91.3	1,635.9	232.4	34.3
2025	1,105.4	1,481.1	815.7	91.3	1,649.6	238.4	12.6
2026	598.6	1,482.0	830.6	91.3	1,649.9	239.5	7.7
2027	65.1	1,481.3	852.3	91.3	1,648.6	240.4	2.5
2028	-496.3	1,479.9	873.4	91.3	1,645.1	241.1	-2.9
2029	-1,080.3	1,471.5	893.4	91.3	1,639.9	240.9	-8.6
2030	-1,697.1	1,467.8	915.6	91.3	1,631.2	241.3	-14.5
2031	-2,343.7	1,462.4	940.4	91.3	1,627.0	241.4	-20.8
2032	-3,020.0	1,455.5	960.4	91.3	1,617.1	241.3	-27.4
2033	-3,727.0	1,443.1	981.7	91.3	1,603.1	240.4	-34.3
2034	-4,462.3	1,429.5	1,000.4	91.3	1,588.1	239.3	-41.4
2035	-5,224.6	1,416.0	1,015.6	91.3	1,571.4	238.1	-48.9

注) 2011 年の運用収入は残差。2011 年度の収支は実績だが暫定値による。以下同じ。

保険料率が現状のままで 10/1000 であり、離職率も現状のままで 1.4%程度であると、シミュレーションの示すところでは、2020 年代後半から残高不足が明らかになり、2028 年度以降は積立金残高がマイナスになる。積立金残高がマイナスになる構成比を図示したものが、図 3-48 である。2025 年から 2035 年の 10 年間で、積立金はプラスからマイナスに一挙に移行することがわかる。その傾向は、図 3-49 の積立金残高がその年の失業等給付等の合計額を下回る確率をみると、5 年程度前からその兆候が現れることがわかる。2025 年にはほとんどのケースで積立金が給付額を下回るが、その 5 年後の 2030 年には積立金残高はマイナスになる。

表 3-25 は年度ごとのデータを集計したものである。積立金、一般求職者給付額などの値は 1000 回のシミュレーションの平均値である。2028 年には平均値で積立金がマイナスになっている。運用収入は、単純に積立金残高に利回りを乗じて求めているので、残高がマイナスになるとマイナスになる。平均値がプラスでもマイナスになっているケースがあるので、運用収入が積立金残高の 1%になるとは限らない。

保険料固定ケース 2・離職率中位ケース

現状の失業等給付に関する保険料率が 14/1000 で永続するパターン、離職率は 1.4%程度で振動している場合。

離職率は保険料固定ケース 1 と同じなので、基本受給率などの傾向はほぼ同じである。被保険者数と資格喪失者数の推移の傾向も同じであるが、よりシミュレーションの期間を延ばして 2110 年までのグラフを描くと、系列の収束状況がわかる。

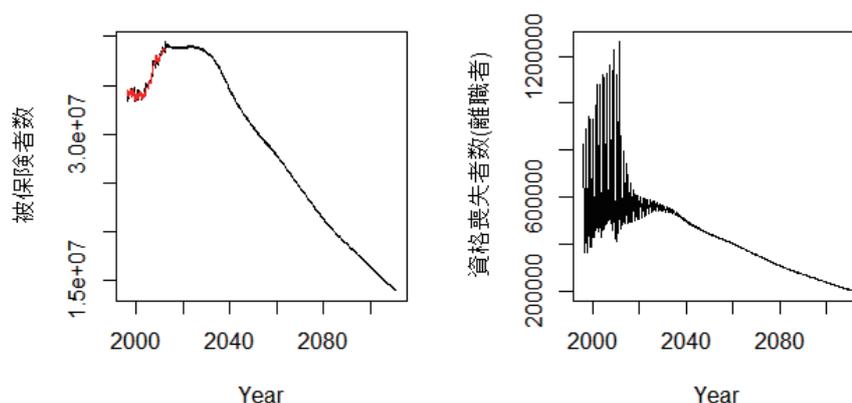


図 3-50: 被保険者数と資格喪失者数：離職率中位ケース

被保険者数ははじめの 20～30 年は一定値を維持しているが、資格喪失者数も基本的にはいずれも人口推計の影響が大きいことがわかる。一般求職者給付額の推移は、同じ傾向である。保険料率がアップしているので、積立金残高は固定ケース 1 より長持ちすることが期待できる。問題はその程度である。

図 3-51～52 は、保険料率が 14/1000 で固定、離職率が 1.4% 中位ケースの場合の積立金残高のモンテ・カルロ・シミュレーションの結果である。図 3-51 を見る限りは、2035 年までは破綻がなく、積立金は一層増加する傾向にあることがわかる。しかし、2033 年の 10.2 兆円 (1000 回の平均) をピークに減少し続ける。

この場合には、2035 年までの間には積立金がマイナスになるケースはなく、積立金が失業等給付額を下回り不足することもない。2060 年以降になって積立金不足が問題になるケースが発生してくる。この結果から、さらに保険料率をアップして 18/1000 とし、離職率が 1.4% 程度で振動している場合には、主要なシミュレーション期間では積立金がマイナスになることはないと考えられる。

第3章

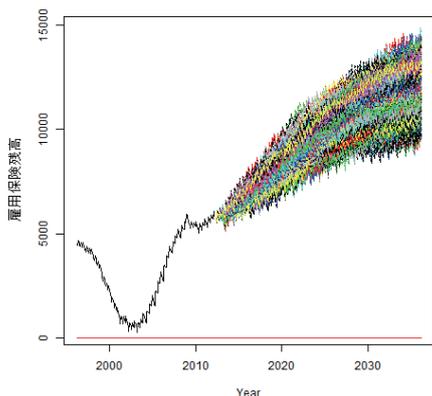


図 3-51: 1996 年度から 2035 年度まで

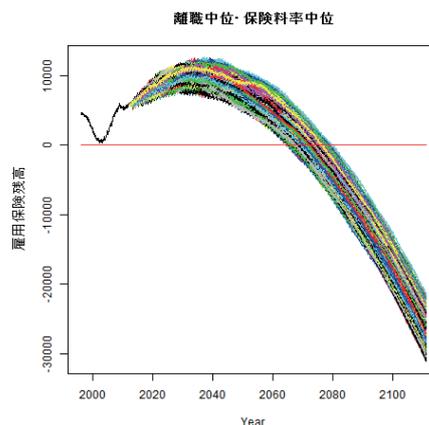


図 3-52: 1996 年度から 2110 年度まで

積立金残高のモンテ・カルロ・シミュレーション,
保険料率 14/1000・離職率 1.4%

左と同じ

表 3-26: 保険料率が法定 14/1000 で離職率が中位 1.4%程度のシミュレーションの平均値

年度合計の額のため、図の月額と比較する場合には注意:1000 回のシミュレーションの平均値, 単位 10 億円

年度末	積立金	一般求職者給付額	その他給付額	その他支出	保険料収入	国庫負担	運用収入
2015	6,925.8	1,418.8	679.6	91.3	2,175.8	221.6	66.1
2020	7,192.4	1,428.9	690.0	91.3	2,184.3	223.8	68.8
2025	9,332.8	1,465.2	815.7	91.3	2,240.9	236.2	90.5
2030	10,040.6	1,454.1	915.6	91.3	2,219.1	239.4	98.1
2035	10,131.6	1,404.6	1,015.6	91.3	2,140.6	236.5	99.7

保険料固定ケース 2・離職率高位ケース

現状の失業等給付に関する保険料率が 14/1000 が永続するパターンで、離職率は 1.5% 周辺で振動してから 3.0% まで上昇していく場合となる。

離職率が違うので、基本受給率の変動と、資格喪失者数の推移を図示しておく。

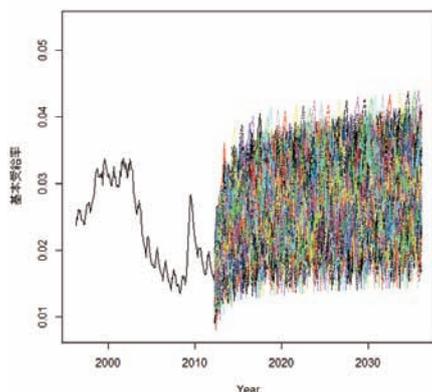


図 3-53: 基本受給率の変動 : 1996 年 4 月～2035 年

3 月, 離職率が 1.5%から 2.4%まで上昇

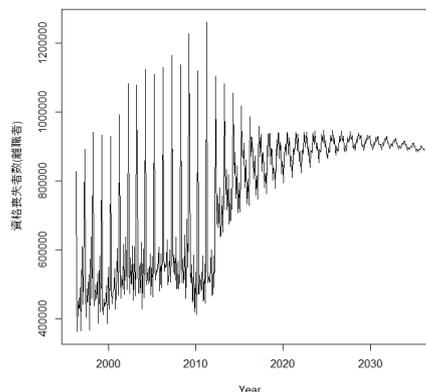


図 3-54: 資格喪失者数の推移

基本受給率の変動はかろうじて 4%に届かない程度であるが, 期間の後半では 4%を超えるケースも発生している. 通常は, 非自発的離職について 60 日の個別延長があるが, 基本受給率が 4%を超えると, 全国延長がおこなわれ離職の理由にかかわらず, 給付期間が 90 日加算される. 所定内の給付期間は, 90 日から 330 日で勤続年数, 年齢, および離職理由に依存して決定される. 2009 年から 2011 年の平均は, 120.7 日である. このうち非自発的離職の人の給付期間の平均は 155.4 日で, その他は 100.4 日となっている. 全国延長の効果が, シミュレーションにどう影響するかは過去に例がないので, ここでのコンピュータの推移確率には反映されていない. しかし, 数十日程度の受給期間の延長があり, その分, 受給者実人員が増加すると考えられる.

資格喪失者数の推移は, 図 3-43 と比較すると明らかに高い方向で推移していることがわかる. それでも過去にあった数値の範囲内である.

図 3-55 は一般求職者給付額の変動である. 離職率はこの期間 1.5%から 2.4%まで上昇している. 金額自体は, 過去の高い値とほぼ同じ額で推移している. 図 3-56 は同様に積立金残高のシミュレーションである. 離職率が高めに推移すると, 保険料率が 14/1000 でも 2020 年代から積立金がマイナスになる確率が上昇する. 2030 年にはほぼ 100%の確率で積立金はマイナスになる(図 3-57). この前兆として, 積立金が不足しだすのは, 2010 年代後半からである(図 3-58).

第3章

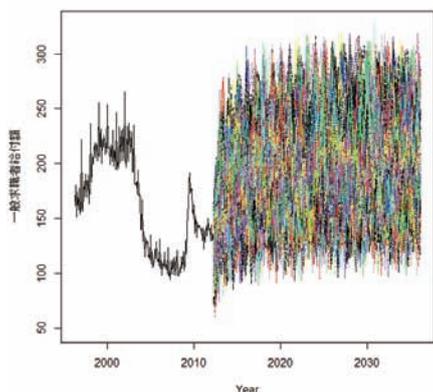


図 3-55: 一般求職者給付額の推移 : 1996 年 4 月～
2036 年 3 月, 離職率 1.5%～2.4%

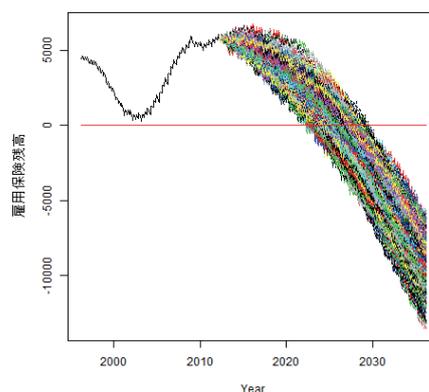


図 3-56: 積立金残高のモンテ・カルロ・シミュレーション : 保険料率 14/1000, 離職率 1.5%～2.4%

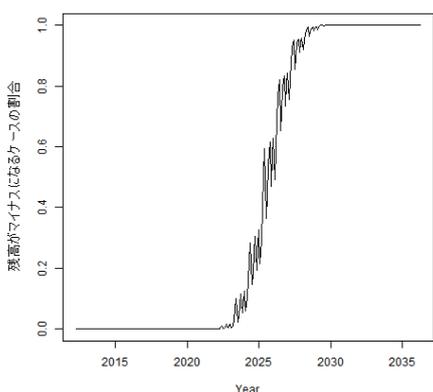


図 3-57: 積立金がマイナスになる確率 : 2012 年 4
月～2036 年 3 月

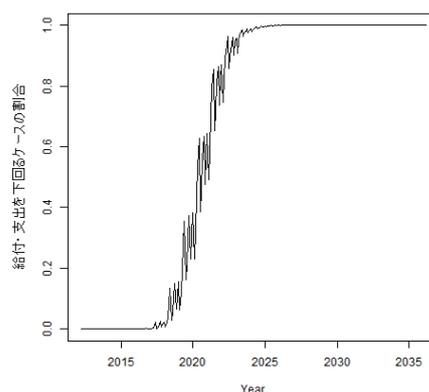


図 3-58: 積立金が失業等給付額を上回る確率 : 2012
年 4 月～2036 年 3 月

積立金の減少のスピードはかなり急速であり、すばやく対応しなければマイナスに落ち込んでしまうことがわかる。しかし、たとえば離職率が上昇しているのが不況期であるとする、こうした時期に失業保険料率を上昇させるのは、政策的には至難である。

表 3-27 は積立金が減少していくプロセスに注目して 2020 年代から 2030 年まで詳細に掲載している。2015 年までは、年間 2000 億円程度の赤字で積立金が減少していくが、2020 年代になると赤字幅は、毎年 5000 億円程度に上昇する。2025 年ころには 6000 億円に増えて、2030 年には積立金のマイナスが 4 兆円になる。以降は、毎年 8000 億円を超える赤字となる。注目すべきは、2026 年までは保険料収入も増加していることである。一般求職者給付額は 2031 年にピークとなる。その他の給付額が大きな構成比を占めるようになってきている点も、積立金のマイナスを加速化している。その他の給付額は月額で見るとそれほど大きな額ではないが、年額で合計す

ると 8000 億を超えてくるからである。ただし、その他の給付額の想定は図 3.44 でどのシミュレーションでも同じである。

ここで注意すべきことは、離職率高位のケースでは、基本受給率が 4%以上になるにもかかわらず、全国延長の影響を扱っていない点である。全国延長が行われて受給者全体での支給期間が延びたとすると、さらに給付金支出が増加することになる。したがって、保険料率をこのケースよりも高めに考えていないと同じようなシミュレーションとはならない。

表 3-27: 保険料率が法定 14/1000 で離職率が 1.5%~2.4%程度のシミュレーションの平均値

年度合計の額のため、図の月額と比較する場合には注意:1000 回のシミュレーションの平均値、単位 10 億円

年度末	積立金	一般求職者給付額	その他給付額	その他支出	保険料収入	国庫負担	運用収入
2015	5,196.7	2,098.3	679.6	91.3	2,175.8	315.1	52.1
2020	2,902.4	2,298.9	735.0	91.3	2,218.4	346.5	30.4
2021	2,344.1	2,317.9	748.7	91.3	2,224.8	349.9	25.0
2022	1,753.7	2,339.9	764.2	91.3	2,232.0	353.8	19.3
2023	1,127.4	2,364.1	779.6	91.3	2,237.5	357.9	13.3
2024	470.2	2,375.0	797.7	91.3	2,239.7	360.4	6.9
2025	-220.7	2,388.0	815.7	91.3	2,240.9	363.1	0.2
2026	-942.5	2,400.9	830.6	91.3	2,242.0	365.8	-6.8
2027	-1,702.1	2,410.8	852.3	91.3	2,240.9	368.2	-14.2
2028	-2,500.7	2,418.9	873.4	91.3	2,236.8	370.2	-21.9
2029	-3,329.8	2,415.4	893.4	91.3	2,230.4	370.7	-30.0
2030	-4,203.1	2,419.1	915.6	91.3	2,219.1	372.1	-38.5
2035	-9,145.3	2,379.3	1,015.6	91.3	2,140.6	370.6	-86.6

保険料固定ケース 3・離職率高位ケース

現状の失業等給付に関する保険料率が 18/1000 が永続するパターンで、離職率は 1.5%周辺で振動してから 2110 年には 3.0%まで上昇していく場合となる。

ここでの関心は、離職率が上昇した場合に、保険料率を上げれば持続可能かということである。保険料率が 14/1000 の場合には、2020 年代に大きなマイナスが起こったが、これがどの程度先送り可能かということである。

一般求職者給付の額の変動は同じパターンであるので、図 3-59~60 に積立金残高のモンテ・カルロ・シミュレーションの結果を示す。図 3-59 を見る限り、2035 年度までは積立金にマイナスは発生しない。しかし、この場合でも 2040 年代にマイナスになる確率が上昇する(図 3-61)。そして、積立金不足になる傾向は、2030 年代に現れている(図 3-62)。

第3章

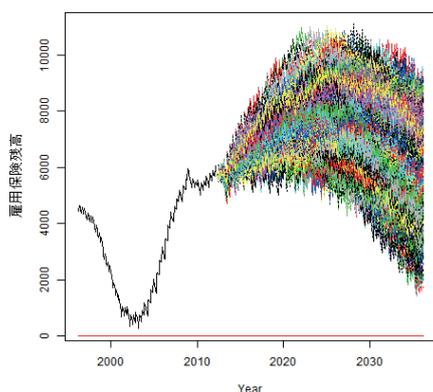


図 3-59: 積立金の変動 : 2035 年度まで

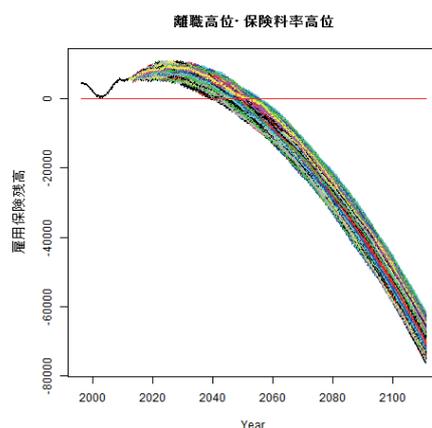


図 3-60: 積立金の変動: 2110 年度まで

保険料率が法定 18/1000, 離職率 1.5~2.4%

保険料率が法定 18/1000, 離職率 1.5~2.4%

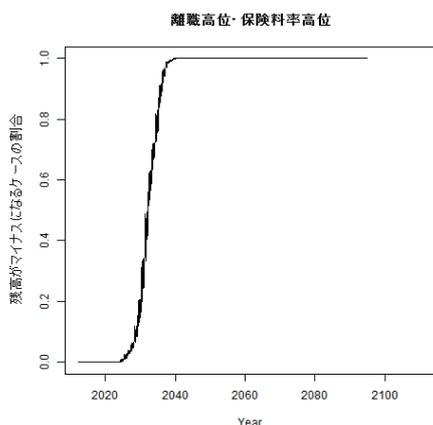


図 3-61: 積立金がマイナスになる確率 : ~2110 年度

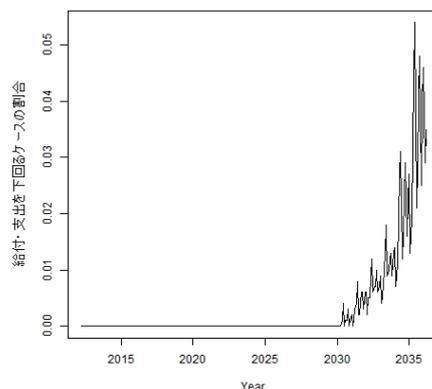


図 3-62: 積立金が不足する確率 : ~2035 年度

表 3-28: 保険料率が法定 18/1000 で離職率が 1.5%~2.4%程度 of シミュレーションの平均値

年度合計の額のため, 図の月額と比較する場合には注意: 1000 回のシミュレーションの平均値, 単位 10 億円

年度末	積立金	一般求職者給付	その他給付額	他支出	保険料	国庫負担	運用収入
2015	6,926.0	2,067.6	679.6	91.3	2,725.9	310.8	65.8
2020	7,721.8	2,269.2	735.0	91.3	2,784.8	342.4	74.6
2025	7,905.7	2,361.1	815.7	91.3	2,817.8	359.4	77.1
2030	7,407.4	2,395.4	915.6	91.3	2,794.8	368.8	72.9
2035	6,061.3	2,359.1	1,015.6	91.3	2,699.4	367.8	60.5

保険料固定ケース3・離職率低位ケース

現状の失業等給付に関する保険料率が10/1000が永続するパターンで、離職率は1.0%周辺で振動してから0.68%まで低下していく場合を離職率低位ケースとよんでいる。

離職率が1%以下の低位で推移すれば、保険料率は低くても維持可能であろうかというのが、つぎの関心である。基本受給率、資格喪失者数ともにこれまでにない低い値で推移している(図3-63~64)。積立金残高のモンテ・カルロ・シミュレーションでは、2035年度まではマイナスにはならないことがわかる(図3-65)。問題が表面化するのは2070年代からである。それでも、究極的には積立金はマイナスになっていく。

ただし、仮に離職率が低かったとしても、失業期間が過去の推移確率から推定された分布にしたがうという前提のもとづいたコンピュータで計算している点に留意したい。もし、失業期間が長期化する傾向が現れれば、離職率が同じ値であったとしても、受給者数が増加する。どのような要因で失業期間が長期化するかどうかは、また別の研究課題である。第11節で解説したように文献によって強調される問題が異なっている。

この離職率低位のレベルはこれまで経験したことのない程度に低い離職率であるため、結果が楽観的に現れることにも留意すべきかもしれない。にもかかわらず、超長期には積立金がマイナスになることはこのシミュレーションで特筆すべきことであろう。

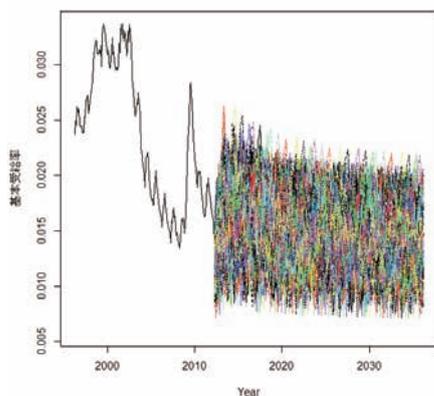


図3-63: 基本受給率の推移, 離職率1%以下

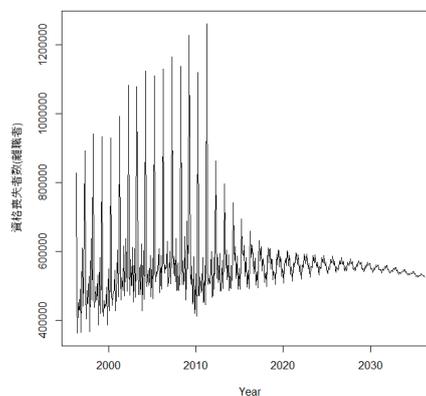


図3-64: 資格喪失者数の推移, 離職率1%以下

第3章

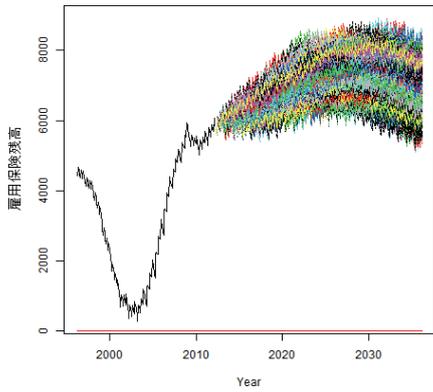


図 3-65: 積立金の変動, 保険料率 10/1000, 離職率 1%
以下: 1996年4月から2036年3月

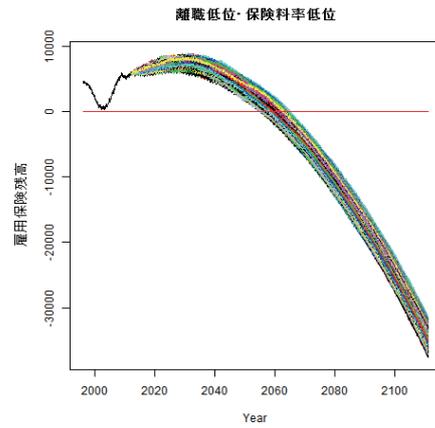


図 3-66: 積立金の変動, 保険料率 10/1000, 離職率 1%
以下: 1996年4月から2110年3月

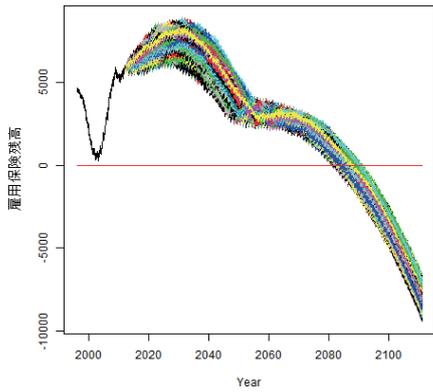


図 3-67: 積立金の変動, 離職率 1%以下, 保険率変動
ケース A, 1996年度~2110年度

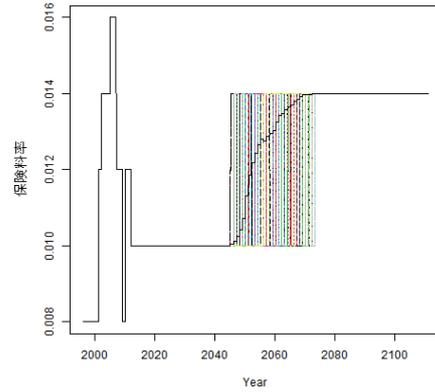


図 3-68: 保険率変動ケース A 離職率 1%以下, 保険率
変動ケース A, 1996年度~2110年度

注: 将来の値で実線はシミュレーションの平均値

保険料変動ケース A・離職率低位ケース

つぎのシミュレーションは、18節で解説したように保険料を徴収法で規定されている弾力条項を生かした形で変動させる場合である。離職率が1%以下の低位で推移する場合には、2035年度まで弾力条項が働くことはない。そのため前の保険料率固定ケース1・離職率低位ケースと同じ結果である(図3-67)。ただし、2050年以降の変動が少し異なっている。これは積立金残高が失業等給付額を下回ってくるからである。保険料率が上げられても14/1000までとなっているので、最終的には積立金はマイナスになる。保険料率の引き上げについての情報は図3-68に見られる。シミュレーションのケースによっては保険料率の引き上げが2065年度から始まって

いる。場合によっては、遅れて2080年くらいからの場合もある。しかし、2087年度以降はすべてのケースで14/1000となることが示されている。この保険料率の調整によって、20年程度、積立金残高がマイナスにならずに持ちこたえさせることができると考えられる。

保険料変動ケース A・離職率中位ケース

離職率が1.4%前後で変動する場合、保険料率を10/1000に固定したままだと、積立金残高は2030年ころにマイナスになる。保険料率を変化させることで、この状況がどのように克服されるかが、このシミュレーションの見どころである。図3-47と対照的に図3-69では、2035年度まで積立金がマイナスになることはない。それは2016年度頃から保険料率を14/1000への引き上げるケースがわずかであるが見られるからである。2040年代には多くのケースで保険料率は14/1000に引き上げられる。被保険者数の増加の影響で2030年ころまではゆるやかに保険料率の平均値が上昇している(図3-70)。

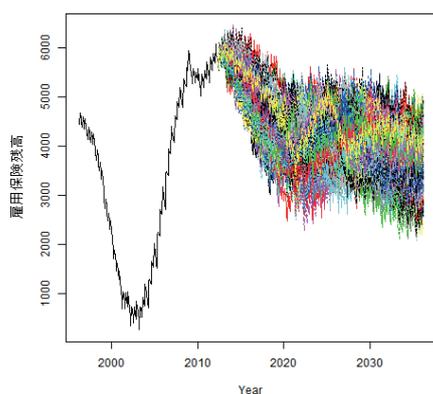


図 3-69: 積立金の変動, 離職率 1.4%程度, 保険率
変動ケース A, 1996 年度~2035 年度

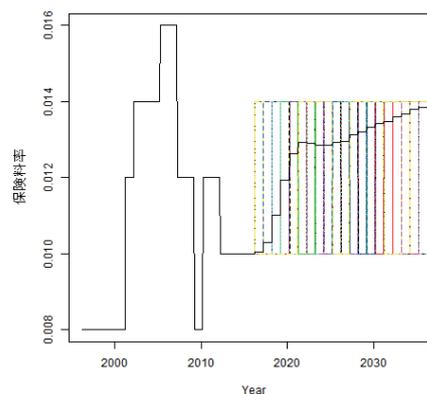


図 3-70: 保険率変動ケース A, 離職率 1.4%程度,
1996 年度~2035 年度

注：将来の値で実線はシミュレーションの平均値

第3章

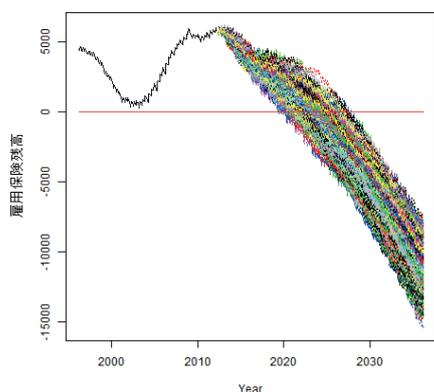


図 3-71: 積立金の変動, 離職率 1.5%~2.4%, 保険料変動ケース A, 1996 年度~2035 年度

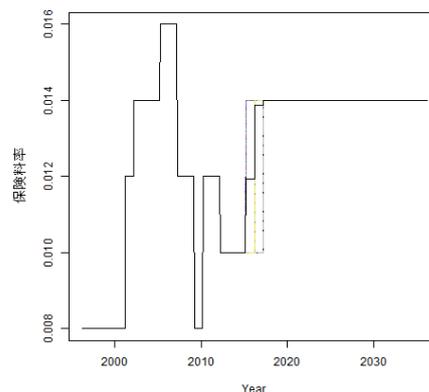


図 3-72: 保険料変動ケース A, 離職率 1.5%~2.4%, 1996 年度~2035 年度

注: 保険料率の平均値を実線で示しているが分かりにくい。

保険料変動ケース A・離職率高位ケース

この場合の関心事項は、保険料固定ケース 2 (14/1000)・離職率高位ケース (1.5%~2.4%) との比較である。2020 年代になる前に積立金残高が不足する状況に早く対応することで、積立金残高がマイナスになることをどのくらい防げるのかということが関心である。

図 3-71 が示すように、離職率が 1.5% を超えていると、保険料率が 14/1000 であっても支えきれない。図 3-72 は、かなり早期に保険料率が 14/1000 に上昇し、その後は上がったままでいるものの、財政状況は改善されないことが示されている。

保険料変動ケース B・離職率低位ケース

保険料変動ケース B は、引き上げる保険料率が段階的に 14/1000 から 18/1000 まで可能になっている。そのため、離職率が 1% 以下の低位で推移する場合には、2035 年度まで弾力条項が働くことはない。そのため前の保険料率固定ケース 1・離職率低位ケース、あるいは保険料変動ケース A・離職率低位ケースと同じ結果である。最終的に、2100 年までの財政収支もプラスに保つことができるかどうかに関心の焦点である。シミュレーションの結果では、2090 年代に保険料率が 18/1000 と変更されることでほぼプラスに保たれた。

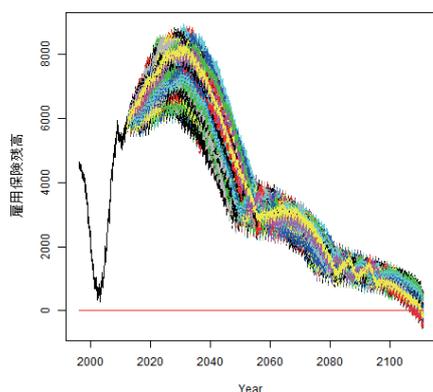


図 3-73: 積立金の変動, 離職率 1%以下, 保険率変動ケース B, 1996 年度～2110 年度

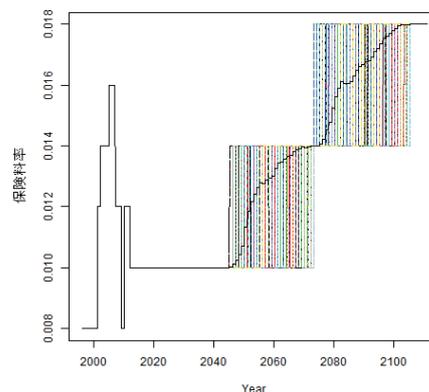


図 3-74: 保険料変動ケース B, 離職率 1%以下, 1996 年度～2110 年度

注: 将来の値で実線はシミュレーションの平均値

保険料変動ケース B・離職率中位ケース

離職率が 1.4%前後で変動する場合, 保険料は 14/1000 に引き上げれば, 2030 年代までは残高がマイナスになることはない. そのタイミングをいつごろにすればよいのかは, 保険料変動ケース A で見たように, 2016 年度から保険料率を 14/1000 への引き上げ, 2038 年度にはすべてのケースで保険料率は 14/1000 に引き上げられるということである. 料率の変動の上限を 18/1000 に引き上げた場合, さらにその先の将来まで維持可能になるかどうかがこのシミュレーションのポイントである.

図 3-75～76 は, 保険料変動ケース A と同じである. というのは, 保険料が 18/1000 になるケースがなかったからである. 図 3-77～78 は, 期間を延ばして 2110 年まで行った場合である. 2076 年くらいまでで, ほとんどのケースで保険料率が 18/1000 になるが, それでも積立金は枯渇する. 保険料の変動を十分弾力的にしても, 遠い将来には積立金が枯渇することがわかる. 近い将来であれば, 弾力条項の効果で積立金をプラスに維持することができる.

第3章

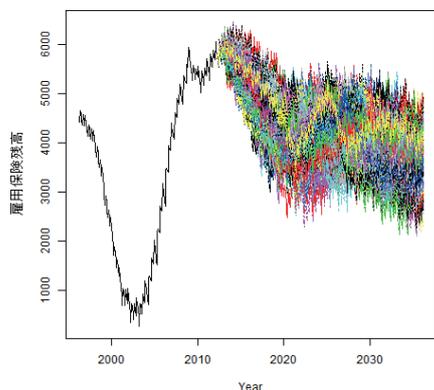


図 3-75:積立金の変動, 離職率 1.4%, 保険率変動ケース B, 1996 年度～2035 年度

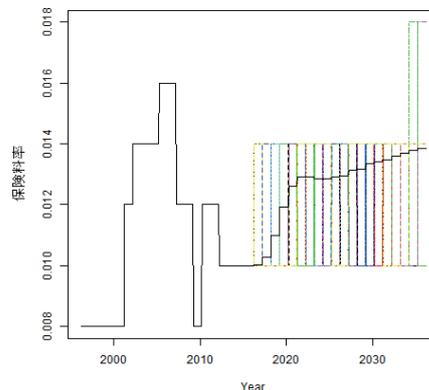


図 3-76:保険料変動ケース B, 離職率 1.4%, 1996 年度～2035 年度

注：将来の値で実線はシミュレーションの平均値

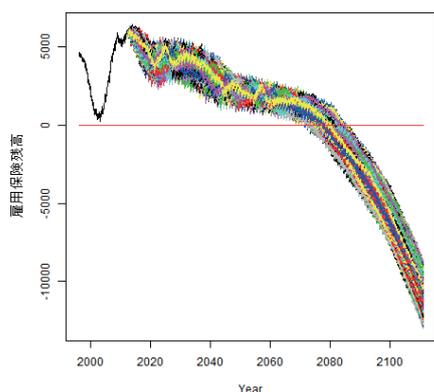


図 3-77:積立金の変動, 離職率 1.4%, 保険率変動ケース B, 1996 年度～2110 年度

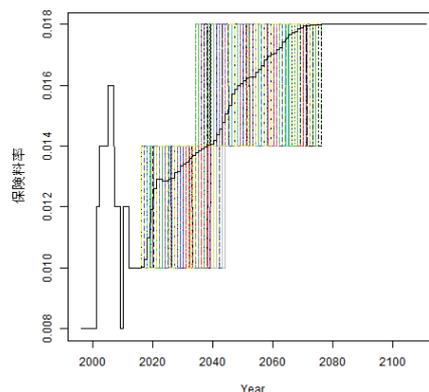


図 3-78:保険料変動ケース B, 離職率 1.4%, 1996 年度～2110 年度

注：将来の値で実線はシミュレーションの平均値

保険料変動ケース B・離職率高位ケース

離職率が 1.4%程度で変動する場合でも, 遠い将来になれば, 保険料率を 18/1000 にする弾力条項を使っても, 積立金は枯渇してしまう. 離職率がさらに上昇するケースでは, 状況は悪化する. この場合には, 2037 年度までにほとんどの場合で保険料率が 18/1000 となるが, それでも 2038 年に積立金が枯渇するケースが 8~9 割になる. 保険料率をさらに引き上げるのがよいか, 離職率が 2.4%まで上がらないような対策を考えるか, 議論がわかれるところである.

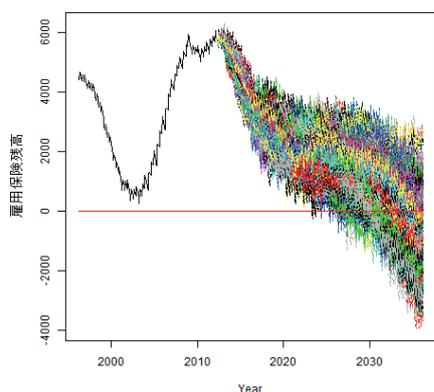


図 3-79:積立金の変動, 離職率 1.5~2.4%, 保険率
変動ケース B, 1996 年度~2035 年度

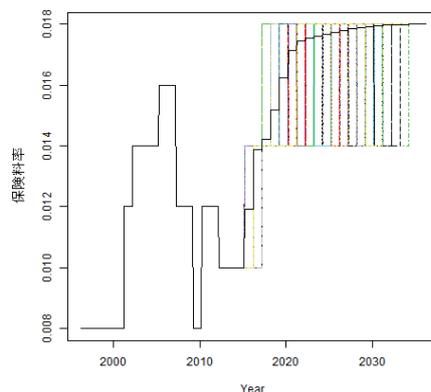


図 3-80:保険料変動ケース B, 離職率 1.5~2/4%,
1996 年度~2035 年度

注: 将来の値で実線はシミュレーションの平均値

20. おわりに

最後にここまでの検討を振り返って、今後の課題について簡単に述べておきたい。2 節の「雇用保険のリスク」で、保険会社を想定した単純な仮定にしたがう理論モデルに数値をあてはめた結果では、積立金残高と保険料収入、給付額の関係で、100%存続するか、あるいは100%破綻するか、計測する期間によって、いずれかのケースに分離してしまった。観測期間の平均を考える過去の実績では、46%の確率で破綻するという結果になった。これに対して、19 節では失業保険を受け取る受給者実人員をモンテ・カルロ・シミュレーションで発生させ、これに時系列モデルで推計された 1 人あたりの給付額、それに被保険者数と保険料率を使って時間が経過したときに、どのような収支バランスになるかを検討した。結局のところ、受給者実人員のベースとなる離職率が現状の 1.4%から 2.4%へと上昇していくケースでは、現状の制度の弾力条項を利用しても、積立金残高は 2030 年代にマイナスになる。離職率が現状の 1.4%で持続したとしても、今世紀中に持続的にプラスに維持することはなかなか難しいことが計算の結果示されている。不況期に保険料率を上げることは、景気対策としては逆行的であるが、弾力条項ではそうした措置を取らざるを得ない状況に対応している。かりに、離職率が低下して 1%よりも低くなれば、保険料率は無理に上昇させなくても、維持することが可能である。このように被保険者が資格喪失する確率(離職率)のわずかな違いと動向が、結果に大きく影響する重要な因子となる。

その離職率の決定モデルは、ここでは時系列分析に依存している。これは大きな欠点である。現状と同じメカニズムで離職行動が観察されれば、という前提条件がこのシミュレーションには必要になるからである。その結果、離職率が高めの場合と、低めの場合、中間的な場合の 3 パターンで分析を行った。これについても、モンテ・カルロ・シミュレーションすることは

第3章

きるが、予想される誤差の分布が時系列的に相関していることが、コンピュータによる推定を妥当ではなくしている。ここでの ARIMA-Kalman-filter による予測でも、誤差項は時系列的に相関したものを想定している。それでもなお残る誤差が正規分布するとはいえない。ここで時系列分析を突き詰めれば、さらに GARCH モデルを想定して、正規分布よりもすそ野の厚い分布を再現するようにモデルを作ることができる。実際、試みて見たが、GARCH でも残る誤差の分布が、その残差から推定すると正規分布ではないという結果になっている。結局、失業という問題を扱う以上、離職率を説明するために、より経済的に意味のある変数を導入し、さらにその変数についてもモデルを考える、という大規模な話になっていかざるを得ない構造になっている。より詳細に受給者実人員の行動パターンと、被保険者の離職行動を叙述することのできるモデルを構築するには、これらについての個票をもちいた追跡調査が必要であることは否めない。これには、ミクロの業務統計データにミクロの賃金データをリンクする必要がある。そうして系統的な要因を抽出して、最後に残るランダムな部分にモンテ・カルロ・シミュレーションを適用するのが望ましいだろう。

21. 参考文献

- [1] Bjelland, M., B. Fallick, J. Haltiwanger, and Erika McEntarfer (2007) "Employer-to-Employer Flows in the United States: Estimates Using Linked Employer-Employee Data," Finance and Economics Discussion Series, #2007-30, Federal Reserve Board, Washington D.C.
- [2] Black, F., and M. Scholes (1973) "The Pricing of Options and Corporate Liabilities," *Journal of Political Economy*, vol. 81, 637-654.
- [3] Bluhm, C., L. Overbeck, and C. Wagner (2010) *Introduction to Credit Risk Modeling*. Second Edition. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC.
- [4] Burdett, K. (1978) "The Theory of Job Search and Quit Rates," *American Economic Review*, vol. 68, 212-220.
- [5] Chetty, R. (2008) "Moral Hazard versus Liquidity and Optimal Unemployment Insurance," *Journal of Political Economy*, vol. 116, 173-234.
- [6] Credit Suisse First Boston (1997), *CreditRisk⁺: A Credit Risk Management Framework*, <http://www.csfb.com/institutional/research/assets/creditrisk.pdf>.
- [7] Crosbie, P., and J. Bohn (2003) *Modeling Default Risk: Modeling Methodology*, Moody's KMV Company. <http://www.kmv.com>.
- [8] Duffie, D. (2011) *Measuring Corporate Default Risk*. Oxford University Press.
- [9] Duffie, D., and K. J. Singleton (2003) *Credit Risk: Pricing, Measurement, and Management*. N. J.: Princeton University Press. 本多俊毅・上村昌司訳、『クレジットリスク：評価・計測・管理』共立出版，東京，2009年。

- [10] Durante, F. and C. Sempì (2010) “Copula Theory: An Introduction,” Chapter 1. In P. Jaworski, F. Durante, W. Härdle, and T. Rychlik eds. (2010) *Copula Theory and its Applications: Proceedings of the Workshop Held in Warsaw, 25-26 September 2009*. Berlin Heidelberg: Springer-Verlag, 3-31.
- [11] Fallick, B. and C. A. Fleischman (2001) “The Importance of Employer-to-Employer Flows in the U.S. Labor Market,” Finance and Economics Discussion Series, #2001-18, Federal Reserve Board, Washington D.C.
- [12] Feldstein, M. (1976) “Temporary Layoffs in the Theory of Unemployment,” *Journal of Political Economy*, vol. 84, 937-958.
- [13] Franke, J., W. K. Härdle, and C. M. Hafner (2008) *Statistics of Financial Markets: An Introduction*. Second Edition. Berlin Heidelberg: Springer-Verlag.
- [14] Gray, R. J., and S. M. Pitts (2012) *Risk Modelling in General Insurance: From Principles to Practice*, Cambridge University Press.
- [15] Hull, J. C. (2007) *Risk Management and Financial Institutions*, Prentice Hall, N.J. 竹谷仁宏訳『フィナンシャルリスクマネジメント』ピアソン・エデュケーション, 東京, 2008年.
- [16] JILPT, 独立行政法人労働政策研究・研修機構, (2013) 「労働力需給の推計」(JILPT 資料シリーズNo110, 2013年1月).
- [17] Jovanovic, B. (1984) “Matching, Turnover, and Unemployment,” *Journal of Political Economy*, vol. 92, 108-122.
- [18] Kitagawa, G. (1984) “A smoothness priors-state space modeling of Time Series with Trend and Seasonality,” *Journal of American Statistical Association*, vol. 79, no. 386, 378-389.
- [19] Kiyotaki, N., and R. Lagos (2007) “A Model of Job and Worker Flows,” *Journal of Political Economy*, vol. 115, 770-819.
- [20] Korn, R., E. Korn, and G. Kroisandt (2010) *Monte Carlo Methods and Models in Finance and Insurance*, Boca Raton: Chapman & Hall/CRC Press.
- [21] Lancaster, T. (1979) “Econometric Methods for the Duration of Unemployment,” *Econometrica*, vol. 47, 939-956.
- [22] Lando, D. (2009) “Credit Risk Modeling,” in T. G. Anderson et al. *Handbook of Financial Time Series*, New York: Springer-Verlag, 787-798.
- [23] Leland, H. (1994) “Corporate Debt Value, Bond Covenants, and Optimal Capital Structure,” *Journal of Finance*, vol. 49, 1213-1252.
- [24] Lippman, S. A., and J. J. McCall (1976) “The Economics of Job Search: A Survey,” *Economic Inquiry*, vol. 14, Part I, 115-189, Part II, 347-368.

- [25] Ljungqvist, L., and T. J. Sargent (2008) “Two Questions about European Unemployment,” *Econometrica*, vol. 76, 1-29.
- [26] Melnikov, A. (2011) *Risk Analysis in Finance and Insurance*. Second Edition. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC Press.
- [27] Merton, R. C. (1974) “On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structures of Interest Rates,” *Journal of Finance*, vol. 29, 449-470.
- [28] Mortensen, D.T. and C. A. Pissarides (1994) “Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment,” *Review of Economic Studies*, vol. 61, 397-415.
- [29] Mortensen, D.T. and C. A. Pissarides (1999) “Unemployment Responses to ‘Skill-Biased’ Technology Shocks,” *Economic Journal*, vol. 109, 242-265.
- [30] Patton, A. J. (2009) “Copula-based Models for Financial Time Series,” in T. G. Anderson et al. *Handbook of Financial Time Series*, New York: Springer-Verlag, 767-785.
- [31] Pissarides, C. A. (1994) “Search Unemployment with On-the-Job Search,” *Review of Economic Studies*, vol. 61, 457-475.
- [32] Robert, C. P., and G. Casella (2010) *Introducing Monte Carlo Methods with R*, New York: Springer-Verlag.
- [33] Robert, C. P., and G. Casella (2004) *Monte Carlo Statistical Methods*, Second Edition. New York: Springer-Verlag.
- [34] Ross, S. (2006) *Simulation*. Fourth Edition. Burlington, MA: Academic Press.
- [35] Rotar, V. L. (2006) *Actuarial Models: the Mathematics of Insurance*. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC Press.
- [36] Wang, Hui (2012) *Monte Carlo Simulation with Application to Finance*. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC Press.