

で有意,「預貯金 250 万以上」の係数が負で有意であった。

モデル rginc_a17 および rginc_a31 は「収入」を被説明変数とした推計結果である。これらの結果は基本的に「賃金率」を被説明変数としたモデル rgwage_a17 および rgwage_a31 と同様な傾向であった。モデル rginc_a17 を見ると、雇用形態では「パートタイム」,「派遣・嘱託」は負で有意,「自営」は正で有意であった。仕事内容では「管理」は正で有意であった。これに対して,「事務」,「営業」,「サービス」,「農林水産」,「運輸」,「生産」,「その他」は負で有意であった。企業規模に関しては全ての規模で正で有意であった。企業規模が大きくなるにつれて係数は大きくなる傾向があった。学歴では、全ての係数が正で有意であった。その他の個人属性では「年齢」は負で有意,「地域別失業率」は負で有意であった。「地域別インフレ率」は有意ではなかった。年ダミーでは「2006 年ダミー」および「2010 年ダミー」が正で有意であった。

個人属性を追加したモデル rginc_a31 では、基本的な傾向はモデル rginc_a17 と変わらないが、学歴の「短大・高専・専門卒」の係数が有意ではなかった。さらに,「最近 1 年退職」の係数が負で有意,「扶養子供」の係数は正で有意,「借入金 250 万以上」と「預貯金 250 万以上」のどちらの係数も正で有意であった。

[ここに表 7 を挿入]

表 8 はプール回帰モデルを利用した代表的な推計結果であるが、無業者のデータを含めた結果である(詳細は補遺 2 参照)。無業の賃金率,労働時間,収入はゼロとして推計している。基本的な傾向は表 7 の有業者に限定した場合と変わらない。

[ここに表 8 を挿入]

表9は賃金, 労働時間, 収入の決定要因について変量効果モデルを利用した代表的な推計結果である(詳細な推計結果は補遺3参照). 表7との違いは推計方法だけであり, 被説明変数と説明変数の組み合わせは表7と同じである. 変量効果モデルを利用した推計結果は, プール回帰モデルを利用して推計結果と基本的な傾向は同じである.

[ここに表9を挿入]

表10は同様な推計を固定効果モデルで行った代表的な推計結果である(詳細な推計結果は補遺4参照). 表7と異なる点は回帰分析の推計方法だけである. 固定効果モデルの推計結果は, プール回帰モデルや変量効果モデルでの推計結果と異なる箇所が多い. モデル `fewage_a17` を見ると, 全ての雇用形態で係数は負で有意であった(プール回帰モデルや変量効果モデルでは「自営」は正で有意であった). 仕事内容については全ての係数が有意ではなかった(同, 全て有意). 企業規模に関しては「政府」を除き全ての係数で有意ではなかった(同, 全て有意). 「年齢」は正で有意であったが「その他」の係数は有意ではなかった. また年ダミーは「2008年ダミー」, 「2009年ダミー」, 「2010年ダミー」が負で有意であった. モデル `fewage_a31` の基本的な傾向はモデル `fewage_a17` と同様な傾向であった.

同様に, 「労働時間」を推計したモデル `fewkhr_a31` およびモデル `fewkhr_a17`, 「収入」を推計したモデル `feinc_a31` およびモデル `feinc_a17` もプール回帰や変量効果モデルを利用した推計結果では異なる箇所が多く認められた.

固定効果モデルと変量効果モデルのどちらを利用すべきか検定するハウスマン検定を行うと, 変量効果モデルと固定効果モデルの推計結果を示した,

補遺 3 と補遺 4 の全てのモデルで、固定効果モデルが支持される結果であった。

[ここに表 1 0 を挿入]

表 1 1 および表 1 2 は賃金、労働時間、収入の決定要因についてサンプルセレクションを考慮したヘックマンを利用した代表的な推計結果である(詳細な推計結果については第一段階は補遺 5、第 2 段階は補遺 6 参照)。表 1 1 は第一段階の仕事をしているか否か(労働市場に参加しているか否か)の推計結果であり、表 1 2 は第二段階の仕事をしている人の賃金、労働時間、収入の推計結果である。第二段階の推計結果は、基本的にプール回帰、変量効果モデルを利用した結果を同様な傾向である。

[ここに表 1 1、表 1 2 を挿入]

3-3. 雇用形態選択モデルに利用する予測賃金、予測労働時間、予測収入の決定

雇用形態選択モデルには上記の「賃金率」、「労働時間」、「収入」の推計モデルをから予測される「予測賃金」、「予測労働時間」、「予測収入」を利用する。現実を選択された雇用形態では現実の賃金、労働時間、収入が利用できるが、雇用形態選択モデルでは現実には選択されなかった雇用形態での賃金、労働時間、収入が必要である。例えば、ある人がフルタイムで働いていたとする。その人のフルタイムとしての賃金、労働時間、収入はパネルデータにある。しかし、その人が仮にパートタイム、派遣・嘱託、自営を選択した場合の賃金、労働時間、収入は分からない。そこで、上述の賃金、労働時間、収入の推計モデルから予測される各雇用形態別の「予測賃金」、「予測労働時間」、「予測収入」を雇用形態選択モデルで利用する。なお、現実の雇用形態においてもパネルデ

一々に記録された賃金、労働時間、収入ではなく、「予測賃金」、「予測労働時間」、「予測収入」を利用する。これは、利用するデータの首尾一貫性を考慮するためである。

賃金、労働時間、収入の決定要因を分析するモデルでは、推計方法としてプール回帰、変量効果モデル、固定効果モデル、ヘックマンの4種類の推計方法で推計した。そのため補遺1～補遺6までの多数のモデルがあるが、これらの全てを利用して雇用形態選択モデルを推計することは現実には難しい。そこで、本稿では、現実の「賃金」、「労働時間」、「収入」データとプール回帰、変量効果モデル、固定効果モデル、ヘックマンの各推計モデルから推計された「予測賃金」、「予測労働時間」、「予測収入」の年別平均値を比較して、当てはまりの良いプール回帰モデルの予測値を利用したモデルをメインモデルとして説明する。

具体的には以下のように検討した。表1 3パネル A は現実を選択された雇用形態における年毎の平均賃金、標準偏差、サンプル数である。例えばフルタイムの2010年における平均賃金は3,306円であり、全てデータを平均した平均賃金は2,740円であった。パネル B はプール回帰を利用した「予測賃金」で、現実を選択された雇用形態データのみの平均である（現実には選択されなかった雇用形態のデータもあるが、それらを除外して平均した値である）。同様に、パネル C は固定効果モデルでの「予測賃金」の平均値、標準偏差、サンプル数である（ハウスマン検定により固定効果モデルが支持されたので、ここでは変量効果モデルについては考慮しない）。パネル D はヘックマンによる予測賃金の統計である。これらの表を見ると、パネル B のプール回帰モデルとパネル D のヘックマンの平均値は、パネル A の現実のデータに近いことが観察される。一方、パネル C の固定効果モデルによる「予測賃金」は、「フルタイム」では現実の値に近いが、「パートタイム」、「派遣・嘱託」は平均値が現実の値よ

りも高く、逆に「自営」では低くなっている。これらの結果は、固定効果モデルの推計結果である表10が、プール回帰、変量効果、ヘックマンと比較して推計結果が異なる箇所が多かったことと整合的である。

[ここに表13を挿入]

表14は「予測労働時間」に関する現実の選択の平均値と各推計モデルから予測される予測値の平均値である。表15は「予測所得」の比較である。表14および表15ともに表13と同様な傾向である。

[ここに表14、表15を挿入]

一般にパネルデータの分析で固定効果モデルを利用することが多いが、本稿では、これらの予測値と現実の値との乖離に程度を考慮して、シンプルな推計モデルであるプール回帰を利用した予測値を中心の雇用形態選択モデルの推計結果を説明する。なお、固定効果モデルの推計精度が悪い理由等は今後の課題としたい。

次に、説明変数の組み合わせによりプール回帰モデルでは、補遺1にあるように、モデル `rewage_a1` から `rgewage_32` までに 32 通りのモデルを検討した。この中で、雇用形態選択モデルでは、モデル `rewage_a17` から推計される予測賃金を利用する。モデル `rewage_a17` はモデル `rewage_a1` に年ダミーを追加した最もシンプルなモデルであるため、サンプル数が推計したモデルの中で最も多い。他の説明変数を追加した推計モデルは他の説明変数の影響を考慮できるメリットがあるが、パネルデータでは回答者が全ての質問に回答しているわけではなく、説明変数の数を増やすと、サンプル数が少なくなるデメリットもある。

雇用形態選択モデルにおけるサンプル数は、予測賃金のサンプル数にも依存するわけだが、今回はできるだけ多くのサンプル数を確保することを優先して最もサンプル数が多いモデル rewage_a17 を利用した。

雇用形態選択モデルで「予測労働時間」あるいは「予測年収」を説明変数とする場合にはプール回帰モデルで推計した予測値を利用した推計結果を主として説明する。「予測賃金率」と同様な理由により、モデル rgwKHR_a17 と reinc_a17 を利用する。

4. 予測年金額の推計

4-1. 満額の年金額の推計

予測年金額は賃金センサスおよびパネルデータを利用して推計する。まず、満額の年金額を推計する。次に、在職老齢年金制度による支給停止額を推計し、満額年金額から支給停止額を控除して年金予測額を推計する。具体的には以下のとおりである。

2005年の賃金センサスを利用して各年齢で2004年までの累積年収を推計する。なお累積年収の推計は2005年クロスセクションで行う。つまり、各年齢で2005年の賃金センサスにある年収を得たと仮定して年収を修正する。ここで賃金は年金額の計算用なので標準報酬月額の上下限を考慮する。

賃金センサスの累積年収(2005年)を本人の水準に補正するため、賃金センサスの月収とパネルデータ上の本人の2005年の月収との比を計算し、この比を賃金センサス累積年収に掛けて本人の2005年における累積年収を推計する。2005年の年金額の推計には2004年分まで合計した本人の累積年収を利用する。2005年以降はパネルデータの収入を利用して累積年収を加算する。ただし、パネルデータ上の収入はボーナスを考慮していない毎月の収入額であるため、本

人の毎年のボーナス込みの年収を推計する必要がある。そのため、2005年賃金センサスを利用して年齢・学歴・企業規模別の賞与倍率(月収に対する賞与倍率)を推計する。この賞与倍率をパネルデータ上の本人の月収に掛けてボーナス込み年収を推計する。ボーナス込み年収＝パネルデータでの月収×(12+賞与倍率)である。ここで本来は年ごとに賞与倍率が変わることが予想されるが、今回は簡素化のため2006年以降も2005年の賞与倍率を利用する。なお、年間賞与には厚生年金における上下限を考慮する(正確には1回150万円であるが、ここでは年間で300万円を上限とする)。2006年以降の本人の累積年収は、本人の前年の累積年収に本人の当年のボーナス込み実績年収を加算し、年毎の改定率を考慮して累積年収を推計する(ただし、2005年の累積年収は2005年の賃金センサスで作成したため改定率による際評価は不要である)。

年金額を計算は、定額部分と基礎年金についてまず満額を計算する。定額部分については本人の年齢が支給開始年齢以上かを判定するが、判定は、制度に従い「学年コホート」単位とする。本人の年齢が支給開始年齢以上なら定額部分と基礎年金の満額の年金額を計算する。ここで簡便化のため、定額部分も基礎年金満額と同額する。次に、報酬比例部分の満額を計算する。報酬比例部分の支給開始年齢以上かを判定するが、「学年コホート」ごとに支給開始年齢の変数を作り、支給開始年齢以上なら、各年の累積年収に給付乗率を掛けて報酬比例部分の満額(※在老による減額なしの額)を計算する。

4-1. 在職老齢年金の考慮

在職老齢年金を考慮した年金額(定額+報酬比例)を計算する。雇用形態が、「フルタイム」と「派遣・嘱託」以外は厚生年金に加入していないと仮定し、在職老齢年金の対象外とする。つまり、雇用形態が「フルタイム」と「派遣・嘱託」のみ在職老齢年金を考慮する。在職老齢年金に関しては、「60代前半の

在職老齢年金」および「60代後半の在職老齢年金」の両方の制度を考慮する。
「60代前半の在職老齢年金」での年金額の減額は以下の条件1から条件5までのとおりである。なお、以下で利用する「支給停止調整開始額」は28万円であり、「支給停止調整変更額」は、2009年までは47万円であり、2010年は46万円である。「総報酬月額相当額」はパネルデータおよび賃金センサスから推計されるボーナス込み月収（＝標準報酬額）である。

条件1

定額部分＋報酬比例部分＋総報酬月額相当額 \leq 支給停止調整開始額
である場合、

$$\text{支給停止額(減額)} = 0.$$

条件2

$$\text{総報酬月額相当額} \leq \text{支給停止調整額}$$

かつ

$$\text{定額部分} + \text{報酬比例部分} \leq \text{支給停止調整開始額}$$

の場合、

$$\text{支給停止額} = (\text{総報酬月額相当額} + \text{基本月額} - \text{支給停止調整開始額}) \div 2$$

条件3

$$\text{総報酬月額相当額} \leq \text{支給停止調整額}$$

かつ

$$\text{定額部分} + \text{報酬比例部分} > \text{支給停止調整開始額}$$

の場合、

$$\text{支給停止額} = \text{総報酬月額相当額} \div 2$$

条件 4

総報酬月額相当額 > 支給停止調整額

かつ

定額部分 + 報酬比例部分 ≤ 支給停止調整開始額

の場合、

支給停止額 = (支給停止調整額 + 基本月額 - 支給停止調整開始額) ÷ 2 + (総報酬月額相当額 - 支給停止調整額)・

条件 5

総報酬月額相当額 > 支給停止調整額

かつ

定額部分 + 報酬比例部分 > 支給停止調整開始額

の場合、

支給停止額 = 支給停止調整額 ÷ 2
+ (総報酬月額相当額 - 支給停止調整額)

とする。

ただし、上記の何れの減額であっても、

支給停止額 > 定額部分 + 報酬比例部分

であれば

支給停止額 = 定額部分 + 報酬比例部分

つまり全額停止とする。

次に「60代後半の在職老齢年金」の支給停止額は、

報酬比例部分＋総報酬月額相当額＞支給停止調整変更額

の場合は、

支給停止額 = (基本月額＋総報酬月額相当額－支給停止調整変更額) ÷ 2

とし、

支給停止額 > 報酬比例部分

となった場合は、

支給停止額 = 報酬比例部分

つまり全額停止とする。

年金支給額は満額年金額から在職老齢年金による減額分を差し引いたものとする。表 1 6 は 60 歳以上の実際の年金受給額（パネルデータは 2008 年以降のデータのみある）とプール回帰分析より予測した予測年金額の比較である。予測年金額は在職老齢年金による年金額の減額も考慮している。ただし、表の平均値は実際の年金額と比較するため、予測年金額が正の者のみのデータを平均している。

[ここに表 1 6 を挿入]

5. 雇用選択モデルの推計

5-1. 雇用選択モデルで利用する変数

雇用選択モデルで利用する被説明変数、説明変数は以下の表 1 7 のとおりである。

[ここに表 1 7 を挿入]

5-2. 雇用選択モデルの推計結果

表18は固定効果ロジットモデルの推計結果である。被説明変数は「選択」である。「選択」はパネルデータに記録されている現実の雇用形態が1、それ以外の雇用形態を0とするダミー変数である。説明変数は「予測賃金」、「予測労働時間」、あるいは「予測所得」の何れかと、「予測年金額」と個人属性である。「予測賃金」、「予測労働時間」、あるいは「予測所得」については前述の推計方法を利用してパネルデータから推計した予測値である。そのため、現実には選択されていない雇用形態についてもこれらのデータがある。予測年金額は、前述のように、パネルデータ及び賃金センサスデータを利用して推計した予測年金額である。厚生年金加入者であるフルタイムと派遣・嘱託については在職老齢年金制度に基づく年金額の減額が考慮されている。表18はプール回帰モデルより推計した「予測賃金」、「予測労働時間」、あるいは「予測所得」を利用した代表的な推計結果を示している。他の説明変数を利用した推計結果や、他の回帰モデルで推計した「予測賃金」、「予測労働時間」、あるいは「予測所得」を利用した推計結果は補遺7～9を参照。これらの推計結果は、現実の雇用形態の選択がどのような要因により決められるのかについての分析を試みるものである。モデル cwage2 は「予測賃金」を説明変数とした雇用形態選択モデルの基本的な推計結果である、モデル cwage7 はモデル cwage2 に個人属性を追加した推計結果である。説明変数が追加された方が様々な要因が検討できるが、その分、サンプル数が減少してしまうので、どちらが望ましいモデルかについては一概には言えない。

モデル cwage2 では「予測賃金」および「予測年金額」の係数は正で有意であった。賃金が高く年金額が高い雇用形態ほど選択される確率が高く合理的な結果であった。「既婚」以降の説明変数は、個人属性を表す各変数と雇用形態との交差項である。また、「既婚」以降の説明変数は「フルタイム」を選択するのに対する相対的な効果を表している。「既婚」の係数はどの雇用形態でも負

で有意であり、既婚者はフルタイムで働く傾向がある。「高校卒」の係数は「パートタイム」、「派遣・嘱託」、「自営」で有意は選択確率を低めるが、「無業」は有意ではなかった。「短大・高専・専門」の係数は「派遣・嘱託」、「自営」では負で有意であった。「大学・大学院卒」の係数は全ての雇用形態で有意に選択確率を引き下げた。「1年以内退職」の係数は全ての雇用形態で有意に選択確率を引き上げており、一旦退職するとフルタイムで再雇用されない傾向がある。「借入金あり」の係数は「パートタイム」、「派遣・嘱託」、「無業」で有意に選択確率を引き下げているが、「自営」の係数は正で有意であった。「預貯金あり」の係数は全ての雇用形態で負で有意であった。預貯金がある者はフルタイムを選択する可能性を示唆しているが、預貯金の存在は労働能力を表しており、誤差項との相関がある可能性がある。そのため、操作変数法などの推計手法を検討する必要がある。この問題への対処は今後の課題としたい。

モデル `cwage7` はモデル `cwage2` に個人属性を表す説明変数を追加したモデルである。「扶養子供」の数が多いと全ての雇用形態で有意に選択確率を引き下げた。特に「無業」の係数は最も小さく、無業を選択する可能性が最も低いことを表している。扶養する子供が多いほどフルタイムを選択する可能性が高いが、これは、子供の教育費などがかかるため最も賃金が高いフルタイムのまま働き続けることが推測される。健康状態に関しては、「パートタイム」では健康状態を表すどの係数も有意ではなかった。「派遣・嘱託」では、「比較的悪い」、「悪い」、「かなり悪い」の係数が負で有意であった。自営では健康状態を表す全ての係数で負で有意であった。特に「比較的悪い」と「悪い」の係数が負の値が大きい。「無業」でも健康状態を表す全ての係数で負で有意であった。特に「悪い」と「かなり悪い」で係数の負の値が大きい。「自営」、「派遣・嘱託」、「無業」は相対的に健康状態が良いことを示唆している。別の言い方をすると、フルタイムやパートタイムで働く者は主観的な健康状態が悪い可能性がある。

「親族介護」では、「パートタイム」、「派遣・嘱託」、「無業」の係数が正で有意であった。親族を介護する必要がある家計ではフルタイムが選択されず、非正規化あるいは働くのをやめてしまう可能性がある。活動に関しては、「趣味」は「パートタイム」の係数が負で有意であった。「スポーツ」の係数は「パートタイム」、「自営」の係数が負で有意、「無業」の係数が正で有意であった。スポーツ活動を行う者はパートタイムや自営で働く傾向が低く、無業を選択する可能性が高い。ただし、因果関係が逆になっている可能性もある、つまり、無業となった結果スポーツ活動を行える時間的な余裕があるのかもしれない。「地域活動」の係数は「パートタイム」と「自営」の係数が正で有意であった。「文化」と「高齢者支援」の何れも「自営」の係数が正で有意であった。

モデル *cwchr12* およびモデル *cwchr17* は、説明変数に「予測労働時間」と「予測年金額」、およびその他コントロール変数を利用した雇用選択モデルの推計結果である。「予測労働時間」および「予測年金額」は正で有意であった。これ以外の変数は予測賃金を説明変数にしたモデル *cwage2*、あるいはモデル *cwage7* と同様な傾向であった。モデル *cinc22* とモデル *cinc27* は、説明変数に「予測収入」と「予測年金額」、およびその他コントロール変数を利用した雇用選択モデルの推計結果である。「予測収入」および「予測年金額」は正で有意であった。他の説明変数については予測賃金を説明変数にしたモデル *cwage2*、あるいはモデル *cwage7* と同様な傾向であった。

[ここに表 1 8 を挿入]

補遺 7 は、プール回帰モデルから推計した「予測賃金」、「予測労働時間」、「予測収入」およびその他のコントロール変数を説明変数とした推計結果の詳細である。補遺 8 は同様な分析を固定効果モデルから推計される「予測賃金」、

「予測労働時間」,「予測収入」およびその他のコントロール変数を説明変数とした推計結果である。補遺9は同様な分析をヘックマンから推計される「予測賃金」,「予測労働時間」,「予測収入」およびその他のコントロール変数を説明変数とした推計結果である。補遺7, 補遺8, 補遺9についても, 表18の推計結果と比較して傾向に大きな違いはない。

5-3 限界効果の推計

図表19は現実の雇用形態の選択に対する限界効果である。限界効果とは説明変数1単位の増分に対する選択確率の変化を表している。これは, どの説明変数が現実の雇用形態を選択するのにインパクトがあるか分析しようとするものである。図表19はプール回帰分析から推計された「予測賃金」,「予測労働時間」あるいは「予測収入」を説明変数に利用した場合の代表的な限界効果の推計結果を示している。雇用形態以降の各説明変数は「フルタイム」に対する相対的な効果を表している。モデルmwage2によれば, 学歴では「高校卒」だとフルタイムと比較して「パートタイム」,「自営」,「無業」の何れも選択確率は低下する。この中で最も選択確率が低まるのは「自営」である,「短大・高専・専門」では「無業」以外は有意に選択確率が低下する。「大学・大学院」では全ての変数で有意に選択確率が低下する。特にこの中で最も確率が低下するのが「無業」であった。このように学歴が高まるほど,「フルタイム」が選択され,「無業」が選択されない傾向があった。1年以内の「退職経験」は全ての変数で有意に選択確率が高まった。この中で,最も限界効果が大きいのは「無業」,次に大きいのが「パートタイム」,その次が「派遣・嘱託」であり,一度退職すると再就職が難しいこと,再就職の場合でもフルタイムではなくパートタイムや派遣・嘱託を選択する可能性が高いことが示唆される。「借入金あり」では,「自営」の限界効果は正で有意,「パートタイム」,「派遣・嘱託」,「無業」は負

で有意であった。自営については、自営を開始するにあたり借入金が発生する（あるいは増える）ことが示唆される。その他の雇用形態では借入金がある場合はフルタイムを継続する傾向が示唆される。「預貯金あり」では、全ての雇用形態で限界効果は負で有意であった。「無業」が選択される確率が高まると予測されたが結果は逆であった。これは、預貯金の存在は労働能力に関連する可能性があり、操作変数法を利用するなど推計方法の高度化を検討する必要がある。モデル `mwage7` は個人属性を表す説明変数を追加したモデルである、追加した部分を検討すると、

「扶養子供」は全て雇用形態での限界効果が負で有意であった。特に「無業」の限界効果はもっとも低く、「自営」の限界効果が最も高い。扶養する必要がある子供がいる場合には、雇用が安定しているフルタイムを継続し、引退することを先延ばしする傾向がある。また、雇用形態を変更するにしても比較的賃金（収入）が高い自営を選択する傾向がある。健康状態では、「パートタイム」では健康状態に有意な差はなかった。「派遣・嘱託」では健康状態が「悪い」と限界効果は負で優位であった。自営および無業では全ての健康状態で限界効果は負で有意であった。ただし、健康状態が「かなり良い」は限界効果の負の値は小さく、「悪い」と限界効果は負の値が大きくなる傾向があり、「自営」、「無業」の健康状態が相対的に良く、フルタイムでは労働により主観的な健康状態が悪化していることが示唆できる。「親族介護」では「パートタイム」、「無業」の限界効果は正で有意であった。一方、「派遣・嘱託」および「自営」の限界効果は有意ではなかった。親族を介護する必要があると、フルタイム、派遣・嘱託、自営より、時間的な余裕があるパートタイムや無業が選択される傾向が示唆される。活動状況と雇用形態の限界効果を見ると、「趣味」は「パートタイム」で限界効果が負で有意であった。これは、パートタイムでは収入や費やせる時間も少ないためだと考えられる。「スポーツ」では「パートタイム」、「自営」の限

界効果が負で有意，一方，「無業」の限界効果は負で有意であった．因果関係は特定できないが，スポーツ活動を行うとパートタイムでは十分な収入を得られないため，自営は時間では労働時間が減少してしまうため，選択確率が低下するものと考えられる．「文化」および「高齢者支援」では「自営」の係数が正で有意であった．このような活動は地域的なコミュニケーションが多いため自営を選択する可能性が高まるものと考えられる．「予測労働時間」，「予測収入」に関する限界効果も賃金の限界効果と同様な傾向であった．補遺 1 0 は「予測賃金」，「予測労働時間」あるいは「予測収入」にプール回帰を利用した場合の限界効果の詳細の推計結果，補遺 1 1 は固定効果モデル，補遺 1 2 はヘックマンを利用した場合の限界効果の推計結果である．

[ここに表 1 9 を挿入]

5-3 限界代替率の推計

図表 2 0 は，「予測賃金」，「予測労働時間」，「予測収入」の予測年金額に対する限界代替率，つまり，各説明変数が，それぞれ 1 単位増加した際に，他の条件を一定として，現在の雇用形態を選択する確率が等しくなる「予測年金額」の増減額を表している．つまり，これらの各説明変数が増加するのと引き換えに年金額がどれくらい増減してよいかを推計するものである．括弧内はデルタメソッドを利用した標準誤差である．1 列目は「予測賃金」の限界代替率である．モデル `nwage2` では「予測賃金」が 1 円増加に対する年金額の限界代替率は -0.0007 万円，つまり 7.0 円の減少である．賃金 1 円の上昇は，1 日 8 時間で月 22 日の労働とした場合，月あたりの収入が 176 円上昇することになる．これに対して，年金額は月 7 円の減少なら選択確率が同じになる．言い換えれば，年金額が月 7 円減少するのに等しい賃金の引き上げ額は月 176 円（時間あ

たり1円)であり、年金額の減少を非常に嫌がっていることが示唆される。2列目は予測労働時間に対する限界代替率である。モデル `nwchr12` によれば、月当たりの予測労働時間1時間の増加に対して、選択確率を等しくする年金額の減額分は月2,765円である。言い換えれば、年金額が月2,765円削減された場合、月当たりの予測労働時間1時間増やすことにより、現在の雇用形態が選択される確率が維持される。つまり、年金額に換算した限界的な時給は2,765円と解釈できる。3列目は、収入に対する限界代替率である。モデル `ninc2` では限界代替率は月937円である。これは、年金額の月937円の減少に対して収入に換算すれば月1万円の増加を要求するものであり、年金額の減少が非常に嫌なことが推測される。補遺14, 補遺14, 補遺15は、それぞれ、プール回帰モデル、固定効果モデル、ヘックマンで推計した「予測賃金」、「予測労働時間」、「予測収入」の「予測年金額」に対する限界代替率の詳細である。

[ここに表20を挿入]

5. 結論と課題

本稿では、男性会社員を対象に固定効果ロジットモデルで推計した雇用選択モデルを利用して、高齢者や就業・退職行動を分析した。本稿のデータは中高年縦断調査の個票データを利用した。雇用選択モデルでは現実の選択された雇用形態における賃金、労働時間、収入、年金額だけでなく、現実には選択されなかった雇用形態における賃金、労働時間、収入、年金額を考慮した。これらの予測値は中高年縦断調査と外部データから推計したものである。その結果、予測賃金、予測労働時間、予測収入、予測年金額が高い雇用形態が選択される傾向があり、合理的な選択行動であった。既婚者、扶養する子供がいる家計、預貯金がある家計、大学・大学院卒がフルタイムを継続する傾向があった。一

方、フルタイムは主観的な健康状態が悪化していることが示唆される。これに対して、一年以内に退職する経験があると、無業やパートタイムを選択する傾向があり、フルタイムでの再就職は難しいことが示唆される。借入金があることや、地域活動、文化活動、高齢者支援に積極的な者は自営を選択する傾向があった。親族を介護する状況では、パートタイムや自営、無業が選択される傾向があった。

賃金、労働時間、収入のそれぞれの増加を年金給付額に換算した限界代替率をみると、年金月額 7.0 円の減少では 1 円の賃金率上昇、つまり、月当たり 176 円上昇に換算される。同様に年金額が月 2,765 円削減に対して月当たりの労働時間の 1 時間増加に換算される。年金額の月 937 円の減少に対して収入に換算すれば月 1 万円の増加を要求するなど、家計は年金額の減少を非常に嫌がる就業選択を行っている。

年金額が削減されることは家計の選好を非常に低める分析結果であった。2004 年の年金制度改正でマクロ経済スライドにより年金額が実質的に削減されることになった。本稿の結論から示唆されることは、家計は年金額を削減されると、賃金率、労働時間、収入に換算して非常に大きな対価を要求することを意味している。しかし、現実には家計のこのような要求を満たす雇用環境は存在しない。そのため、年金額の低下に対して労働を増やすことでは家計の効用水準を補うことはできず、家計の効用は大きく低下することが予測される。また、現在の雇用環境を継続するのではなく、会社を退職する前後において、より賃金率、労働時間、収入が高い雇用環境、つまり、フルタイムや自営への選好が強まることが予測される。経済環境の悪化によりフルタイム労働者の需要が低まるとすれば、自営へのシフトが予測される。高齢者の就業継続に対する政策立案にはこのような家計の選好を考慮すべきだと考えられる。

参考文献

- 大竹文雄・山鹿久木(2003)「在職老齢年金制度と男性高齢者の労働供給」国立
社会保障・人口問題研究所編『選択の時代の社会保障』第2章.
- 小川浩(1997)「年金・雇用保険改正と男性高年齢者の就業行動の変化」『日本労働研究雑誌』461, 52-64.
- 清家篤(1993)『高齢者就業の経済学』東洋経済新聞社.
- 樋口美雄・山本勲(2002),「わが国男性高齢者の労働供給メカニズム—年金・賃金制度の効果分析と高齢者就業の将来像—」『金融研究』(日本銀行金融研究所), 2002.10, p31-78.
- 樋口美雄・黒澤昌子, 石井加代子・松浦寿幸(2006),「年金制度改正が男性高年齢者の労働供給に与える影響の分析」RIETI Discussion Paper Series 06-J-033.
- 梶谷真也(2011),「在職老齢年金と定年退職者の再就職行動—一定年退職前後の職種変化に注目して—」『日本経済研究』64, p56-76.

表1：中高年縦断調査の概要

	対象者の年齢	調査客体数	回収客体数	回収率
第1回調査	50～59歳	40,877	34,240	83.8%
第2回調査	51～60歳	35,007	32,285	92.2%
第3回調査	52～61歳	32,195	30,730	95.4%
第4回調査	53～62歳	30,773	29,605	96.2%
第5回調査	54～63歳	29,548	28,736	97.3%
第6回調査	55～64歳	28,554	26,220	91.8%