



Title	日本の労働者における年齢・職務満足関係の職種差
Author(s)	高原, 龍二
Citation	対人社会心理学研究. 2013, 13, p. 23-30
Version Type	VoR
URL	https://doi.org/10.18910/25843
rights	
Note	

The University of Osaka Institutional Knowledge Archive : OUKA

<https://ir.library.osaka-u.ac.jp/>

The University of Osaka

日本の労働者における年齢・職務満足関係の職種差

高原龍二(大阪経済大学経営学部／大阪大学大学院人間科学研究科／社団法人国際経済労働研究所)

日本の労働者における年齢・職務満足関係に職種別の違いがみられるかを検討するために、5つの職務満足について、4つの職種ごとに階層的な多項重回帰分析を行った。その結果、職種によって年齢・職務満足関係の型に違いが確認された。専門職、技能職の労働者においては、ほぼ全ての職務満足において、若年層と年配層が高いU字型の関連が示され、営業職、事務職の労働者においては、職務満足の種類によって、負の直線型、U字型、S字型の関連が混在することが示された。職務満足の種類ごとに検討すると、動機付け要因への満足といえる総合的職務満足と仕事満足は40代を下限とした弧を描き、衛生要因への満足といえる人間関係満足、外発的報酬満足、上司満足は50代から60代に下限が位置する傾向が示された。結果より、労働者一般の年齢・職務満足関係を扱った従来の研究は、職種別の特徴が捨象されるため、正しい関係を明らかにできていないことが示されたと考える。

キーワード:年齢、職務満足、労働者、職種

問題

本稿は、一般企業の労働組合員のデータを用いて、年齢・職務満足関係の職種差を検討したものである。職務に関する態度の中でも、職務満足は中核的な位置を占めており(e.g. Herzberg, Mausner, Peterson, & Capwell, 1957; Rhodes, 1983)、離職(Mudor & Tooksoon, 2011)、バーンアウト(Moya-Alibiol, Serrano, & Salvador, 2010)、欠勤(Wegge, Schmidt, Parkes, & van Dick, 2007)などだけでなく、組織市民行動(Organ & Ryan, 1995)や強くはないもののパフォーマンス(Iaffaldano & Muchinsky, 1985)との関係も指摘されている重要な指標である。

職務満足に関する研究は多岐にわたるが、その中でも、年齢との関係を明らかにする試みは一つの領域として注目をあつめてきている(Hochwarter, Ferris, Perrew, Witt, & Kiewitz, 2001)。しかし、その結果は歴史的に一貫しておらず、主には加齢に伴い上昇する直線的な関連と、U字型の関連が指摘されている(田中, 1999)。Rhodes(1983)は過去の10を超える研究における28サンプルの内、単調増加を示しているものが22であったと報告しており、Brush, Moch, & Pooyan(1987)による19サンプルのメタアナリシスからも正の相関が有意傾向となるなど、1970年代から80年代にかけての研究の多くは線形増加の傾向を示している。一方、職務満足を下意概念として含む職務モラルは一般に若年労働者で高く、20代の中頃から30代前半に最も低くなり、その後向上すると述べたHerzberg et al.(1957)の報告以降、年齢・職務満足関係のU字型仮説はHandyside(1961)の検証を除いて長く注意を払われ

てこなかった(Hochwarter et al., 2001)。Hochwarter et al.(2001)はこのことを、主流であった線形仮説を支持しない結果が、発表されないままとなるお蔵入り問題(file-drawer problem)のためであると指摘している。1990年頃からは、U字型仮説を支持する報告が増え(Clark, Oswald, & Warr, 1996; Hochwarter et al., 2001; Hunter 2007; 石川, 1998; Kacmar & Ferris, 1989; Warr, 1992)、線形仮説を支持する研究は相対的に少なくなっており、仮説が支持された場合でも、勤続年数を統制することで年齢の影響が有意でなくなるという指摘(Sarker, Crossman, & Chinmeteepituck, 2003)や、関連が薄いことが強調される報告(Bernal, Snyder, & McDaniel, 1998; Bos, Donders, Bouwman-Brouwer, & Van der Gulden, 2009)がある。線形とU字型以外の関連も少なくはあるが確認されており、給与と昇進の満足の加齢による減少傾向(Muchinsky, 1978)、36—40歳にかけて向上、41—45歳から一旦下がり、56—60歳からまた向上するというS字型の関連(Kalleberg & Loscocco, 1983)、有意な関連がみられないという報告(Bedeian, Ferris, & Kacmar, 1992; Ghazzawi, 2011; 中垣, 2011)などがある。

年齢と職務満足の関係が多様である理由は様々に検討され、複数の説明が提案されている。1つはコホートによる説明である。しかし、コホート効果を検証した研究からは、コホートの効果はみられない(Janson & Martin, 1982)か、コホートを統制しても年齢の効果がみられた(Glenn & Weaver, 1985; Kalleberg & Loscocco, 1983)ことが報告されている。2つ目に、労働条件が挙げられる。これは、年配の労

働者ほどより良い労働条件の職に移っているという「転職仮説」(Wright & Hamilton, 1978)を含むものであるが、こちらも効果はみられない(Janson & Martin, 1982)か、統制した場合でも年齢の効果が確認されている(Brush et al., 1987; Kalleberg & Loscocco, 1983)。3 つ目には価値観や期待が挙げられるが、これらについても効果はみられない(Wright & Hamilton, 1978)か、統制した場合の年齢・職務満足関係が確認されている(Clark et al., 1996; Kalleberg & Loscocco, 1983; Warr, 1992)。4 つ目にライフステージやキャリア発達が挙げられるが、これらは統制変数においても有意でない場合が多く(Hochwarter et al., 2001; Kalleberg & Loscocco, 1983; Warr, 1992)、有意であっても年齢の影響を打ち消すことはない(Clark et al., 1996; Kacmar & Ferris, 1989)。感情の影響を指摘した研究(Hochwarter et al., 2001)もあるが、同様に統制した場合でも年齢・職務満足関係が確認されている。つまり、年齢・職務満足関係の統制変数として様々な要因を扱う研究からは、それらの要因を統制した場合でも年齢・職務満足関係がみられることが示されているといえる。

上記の研究の多くは、労働者を一般的なものとして扱い、特定の産業には注目していない(Ghazzawi, 2011)。しかし、年齢・職務満足関係の型や強度の違いを産業別や職種別に検証する試みもみられている。Brush et al.(1987)は製造業、サービス業、政府機関の組織タイプによって、年齢・職務満足関係の強度に違いがあることを、Bernal et al.(1998)は専門技術、事務、技能、サービスなどの職種によって関連の型が異なることを指摘している。本研究はこれらの延長線上に位置し、日本における年齢・職務満足関係の型が職種によってどのように異なっているのかを明らかにしようとするものである。日本の労働市場はグローバル化が進んでいるとはいえ、終身雇用、年功序列、企業別労働組合といった独自の風土を維持してきた経緯があり、諸外国と異なった職務満足の様相が予測される。日本における年齢・職務満足関係の検討はいくつかみられるが(青木・上田, 1989; 石川, 1998, 中垣, 2011)、それぞれ特定の職種を扱っており、職種横断的な検討は行われていない。そこで、同一の質問項目を複数の組織に展開する共同調査のデータを用いて、職種別の年齢・職務満足関係を検証した。

方法

使用データ

社団法人 国際経済労働研究所:第 30 回共同意識調査に参加した労働組合のデータの一部を用いた。

調査対象 全国の労働組合 129 組織の組合員。各組織の業種は電気機器、輸送用機器、医療機器、精密機器、金属製品、ゴム製品、ガラス・土石製品、化学、建設、食品、医薬品、電気、ガス、情報・通信業、卸売業、小売業、サービス業、銀行などであり、組織規模は 50 人未満から数万人以上まで分布している。

調査時期 2007 年 4 月から 2012 年 3 月までに実施された調査のデータを用いた。

調査方法 無記名式の質問紙調査(一部 Web 調査)を用いた。

分析対象 調査時の抽出率は組織によって異なるため、組織人数の 3%を無作為に再抽出した 13105 件を用いた。職種のカテゴリについては、「営業・販売・サービス」(以下、「営業」)、「専門・技術・研究」(以下、「専門」)、「事務(管理部門を含む)」(以下、「事務」)、「技能・現業」(以下、「技能」)の 4 分類となっている。

尺度 共同調査は 234 項目から成っているが、本分析では、職務満足に関する 23 項目を抜き出して使用した。選択肢はすべて 5 件法であり、設問が文章となっているものは「1:そう思わない」から「5:そう思う」を、設問が句となっているものは「1:不満である」から「5:満足している」を用いている。また、統制変数として、基礎的な性別、ライフステージやキャリア発達に関連する婚姻状況、末子の段階、職位、転勤、コホートに関連する学歴、労働条件に関係する転職、年収、1 ヶ月の時間外労働を用いた。独立変数である年齢と統制変数の職種別集計を Table 1 に示す。なお、Bernal et al.(1998)など、勤続年数を統制している研究もみられるが、先述の通り多くの企業で終身雇用が保たれてきた日本では、年齢と勤続年数を同時に扱う必要性は薄く、使用データにおいても相関が.90($p < .001$)と非常に高いことから、年齢のみを用いた。

分析

職務満足 23 項目について因子分析を行い、因子得点を従属変数とした階層的な多項重回帰分析を職種別に行い、その結果を比較した。重回帰分析では、第 1 段階として統制変数のみのモデルを作成し、第 2 段階では線形仮説を検証するために年齢を追加したモデル作成、第 3 段階は U 字型仮説を検証するために年齢の 2 乗を加え、第 4 段階では S 字型仮説のために年齢の 3 乗を投入して検証を行った。それぞれ、

Table 1 独立変数及び統制変数の記述統計

	営業	専門	事務	技能	
<i>n</i>	2536	2699	2741	5039	
年齢	平均	38.0	36.3	38.8	38.4
	標準偏差	9.9	8.8	9.7	10.6
性別	男性	81.4 %	87.6 %	65.4 %	93.0 %
	女性	18.6 %	12.4 %	34.6 %	7.0 %
婚姻状況	既婚	60.7 %	59.8 %	60.8 %	61.5 %
	離婚・死別	2.7 %	2.1 %	3.4 %	3.7 %
末子の段階	就学前	19.2 %	23.0 %	19.0 %	19.1 %
	小中学生	15.4 %	14.9 %	16.3 %	18.2 %
	高校生以上で未婚	13.1 %	7.4 %	12.6 %	15.2 %
	既婚	2.3 %	0.7 %	2.3 %	2.8 %
職位	役付き	45.7 %	30.3 %	48.0 %	31.2 %
	職経験あり	25.6 %	19.2 %	19.0 %	22.9 %
転職	職経験あり	53.0 %	32.6 %	43.7 %	29.7 %
	職経験なし	47.0 %	67.4 %	56.3 %	70.3 %
学歴	高校卒	36.2 %	19.5 %	44.0 %	73.1 %
	専修学校卒	7.2 %	3.3 %	6.8 %	10.8 %
	短大・高専卒	6.0 %	6.0 %	11.8 %	3.6 %
	大学卒	48.5 %	32.6 %	34.4 %	8.4 %
大学院卒	1.3 %	38.1 %	2.9 %	0.9 %	
	平均	4.5	5.5	4.7	5.0
年収	標準偏差	1.9	2.1	1.9	2.1
	平均	2.4	2.7	1.9	2.0
1ヶ月の時間外労働	標準偏差	2.1	1.7	1.4	1.3
	平均	2.1	1.7	1.4	1.3
年収: 1=200万円未満, 2=200万円以上300万円未満, 3=300万円以上400万円未満, ..., 10=1000万円以上					
1ヶ月の時間外労働: 1=10時間未満, 2=10時間以上20時間未満, 3=20時間以上30時間未満, ..., 9=80時間以上					

調整済み決定係数に有意な増加がみられた最後の段階を最終モデルとして採用した。その後、U字型あるいはS字型の関連については、転換のポイントとなる極値点の年齢を Cohen, Cohen, West, & Aiken(2003)の示す以下の式を用いて求めた。

$$\hat{Y} = B_{1,2}X + B_{2,1}X^2 + B_0 \dots \dots \dots (1)$$

$$X_M = \frac{-B_{1,2}}{2B_{2,1}} \dots \dots \dots (2)$$

$$\hat{Y} = B_{1,23}X + B_{2,13}X^2 + B_{3,12}X^3 + B_0 \dots \dots (3)$$

$$W_M = \frac{-B_{2,13} \pm \sqrt{B_{2,13}^2 - 3B_{1,23}B_{3,21}}}{3B_{3,21}} \dots \dots (4)$$

1 次係数 $B_{1,2}$ 、2 次係数 $B_{2,1}$ 、切片 B_0 を持つ U 字型の回帰式(1)が与えられた場合、極値点 X_M は式(2)を用いて求められる。また、1 次係数 $B_{1,23}$ 、2 次係数 $B_{2,13}$ 、3 次係数 $B_{3,12}$ 、切片 B_0 を持つ S 字型の回帰式(3)が与えられた場合、極値点 W_M は式(4)を用いて求められる。

結果

因子分析

職務満足に関する項目の共通因子を抽出するために、最尤法、プロマックス回転を用いて、職務満足 23 項目の因子分析を行った。結果を Table 2 に示す。各因子と関連の強い項目より、因子 I を「総合的職務

満足」、因子 II を「人間関係満足」、因子 III を「外発的報酬満足」、因子 IV を「上司満足」、因子 V を「仕事満足」と名づけ、それぞれの因子得点を算出した。

次に、各因子得点の職種別平均値に差がみられるかを分散分析で確認したところ、全ての職務満足において有意差が確認された(全て $p < .001$)。

階層的多項重回帰分析

全ての職種をまとめた全体と、職種ごとに 5 つの職務満足のそれぞれについて、重回帰分析を行った。段階 2、3、4 それぞれにおける決定係数の増分を Table 3 に示す。全体では 5 つの職務満足の内、4 つの U 字型、1 つの S 字型の年齢・職務満足関係が示された。営業では 3 つが S 字型、1 つが負の直線型であり、1 つは有意な年齢・職務満足関係が確認されなかった。専門では全てにおいて U 字型の関連が示された。事務は 2 つが S 字型、2 つが U 字型、1 つが負の直線型となった。技能では 4 つの U 字型と、1 つの負の直線型の関係が確認された。

Table 2 職務満足の因子分析

	I	II	III	IV	V
総合的職務満足					
今の仕事にとっても生きがいを感じる	.94	-.02	.02	.00	-.06
今の仕事が好き	.92	.02	-.02	.01	-.04
今の仕事を続けたい	.74	.00	-.03	-.02	.06
全般的に今の仕事に満足している	.64	.04	-.01	-.01	.20
今の会社にずっと勤めたい	.53	-.01	.12	.00	.00
人間関係満足					
同僚・部下との関係	.02	.83	-.07	.00	-.06
職場の人間関係	.10	.75	-.05	.01	-.06
同僚・部下からの評価	-.02	.73	-.01	.00	-.03
同僚・部下の能力	-.07	.68	.04	-.04	.02
職場での地位	-.04	.54	.11	-.02	.10
職場の雰囲気	.14	.47	.12	.13	.01
上司からの評価	.02	.40	.05	.30	.02
昇進の可能性	-.04	.34	.22	-.02	.09
外発的報酬満足					
会社の福利厚生	.00	-.02	.78	.00	-.08
会社の施設や設備	.01	-.05	.75	.03	-.06
休暇や労働時間	.08	.03	.55	-.02	.02
給与の水準	.00	.10	.50	.00	.04
会社の社会的評価	.03	.11	.37	.01	.18
私の仕事自体の社会的評価	.05	.25	.30	-.02	.20
上司満足					
上司との関係	.00	.06	-.04	.94	-.01
上司の指導力	.00	.02	.05	.78	.02
仕事満足					
仕事の内容	.18	.00	-.01	.00	.82
仕事全体	.21	.03	.02	.03	.72
因子間相関					
II	.46				
III	.38	.49			
IV	.42	.60	.41		
V	.61	.55	.51	.43	
因子得点平均値					
営業	-.19	-.06	-.17	-.06	-.16
専門	.11	.15	.09	.18	.13
事務	-.09	.01	.01	-.03	-.04
技能	-.08	-.04	.00	-.07	-.04

次に、それぞれの重回帰分析における最終モデルを Table 4, 5, 6 に示す。各職種のモデルで型の違いがみられていることから、全体の傾向を詳細に検討する必要はないと判断し、全職種データの最終モデル

Table 3 職種別の階層的多項重回帰分析

		Age	Age ²	Age ³	型
		$\Delta adj. R^2$	$\Delta adj. R^2$	$\Delta adj. R^2$	
全体	総合的職務満足	.0015 ***	.0012 ***	.0005 **	S
	人間関係満足	.0183 ***	.0024 ***	.0002	U
	外発的報酬満足	.0132 ***	.0018 ***	.0001	U
	上司満足	.0107 ***	.0026 ***	-.0001	U
	仕事満足	.0032 ***	.0028 ***	.0000	U
営業	総合的職務満足	-.0003	-.0003	.0010	
	人間関係満足	.0114 ***	-.0001	.0013 *	S
	外発的報酬満足	.0097 ***	-.0002	.0051 ***	S
	上司満足	.0047 ***	-.0001	-.0004	-
	仕事満足	-.0001	.0011	.0012 *	S
専門	総合的職務満足	.0058 ***	.0055 ***	.0002	U
	人間関係満足	.0209 ***	.0041 ***	-.0001	U
	外発的報酬満足	.0135 ***	.0044 ***	.0002	U
	上司満足	.0095 ***	.0046 ***	-.0001	U
	仕事満足	.0106 ***	.0072 ***	.0001	U
事務	総合的職務満足	-.0001	.0018 *	.0014 *	S
	人間関係満足	.0159 ***	.0007	.0009	-
	外発的報酬満足	.0100 ***	.0006	.0006	-
	上司満足	.0097 ***	.0013 *	-.0003	U
	仕事満足	.0017 *	.0006	.0013 *	S
技能	総合的職務満足	.0024 ***	.0001	.0002	-
	人間関係満足	.0207 ***	.0034 ***	-.0002	U
	外発的報酬満足	.0029 ***	.0115 **	.0000	U
	上司満足	.0141 ***	.0028 ***	-.0001	U
	仕事満足	.0024 ***	.0019 ***	.0000	U

-: 線形減少型

U: U字型

S: 増加、減少、増加のS字型

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

は省略した。特に数値の説明がない部分には、標準偏回帰係数を掲載している。決定係数は高いものでも、.0963と全般的に低い値が示された。統制変数は、いずれも程度の差はあるものの職務満足への関連が確認された。また、折り返しのみられるモデルについては、極値点となる年齢も掲載した。極大値における極値点は25歳前後が多く、極小値における極値点は、40代後半から60歳前後まで比較的広く分布している。

考察

職種と職務満足を組み合わせた階層的多項重回帰分析より示された20の最終モデルの内、19モデルで有意な年齢・職務満足関係が確認された。先行研究(Clark et al., 1996; Glenn & Weaver, 1985; Kacmar & Ferris, 1989; Kalleberg & Loscocco, 1983; Warr, 1992)で示されている通り、各種要因を統制した場合でも、有意な年齢・職務満足関係がみられることが、日本の労働者においても確認されたといえる。また、年齢・職務満足関係の型が職種によって異なっていることも示された。専門職と技能職においては、主に若年層と年配層が高く、中間層が低いU字型の関係が示されており、営業職、事務職では、職務満足の種類によって、型が異なっていることが明

らかとなった。全職種のモデルにおいても、有意な年齢・職務満足関係が示されているが、その型からは各職種の特徴が捨象されており、検討する価値は薄いものといえる。先行研究において、年齢・職務満足関係の型が一致していない理由は、本研究における全職種モデルのように、職種別の違いが考慮に入っていないモデルを用いているか、考慮していた場合でもサンプルが特定の職種に偏っているものがあることが関係しているものと考えられる。

職務満足ごとに職種差を検討すると、総合的職務満足では、営業で関連がみられず、専門でU字型、事務でS字型、技能で負の直線型とそれぞれの職種で全て異なる型が示された。米国労働者の分析からは、サービスが非有意、専門が正の直線型、事務が非有意、技能が非有意であることが示されており、勤続年数を統制すると専門も非有意になることが指摘されている(Bernal et al., 1998)が、労働者が比較的長く一つの企業に勤め続ける日本においては、年齢が職務満足の要因として影響しやすいものと考えられる。非線形の年齢・職務満足関係が示された専門と事務においては、下に凸となる極小値の年齢が45歳前後とほぼ一致していることが示された。事務における上に凸となる極大値の年齢は25歳と比較的若く、大学院卒が4割近くを占める専門では20代前半の未入職者がサンプルに含まれていないことを考えると、差異に関する判断は避けるべきであると考えられる。人間関係満足と外発的報酬満足では、営業がS字型、専門と技能がU字型、事務が負の直線型となっているが、折り返しのみられる3職種で、下に凸となる転換点は50代ないしは60代と総合的職務満足に比べて年配であり、負の直線型である事務とも実質的には大きく異なるものではないことが示された。上司満足では、営業が負の直線型、専門、事務、技能がU字型を示したが、専門の40代を除くと、専門と技能では転換点が50代となった。また、仕事満足においては、営業と事務がS字型、専門と技能がU字型の関連を示し、上に凸となる転換点は25歳前後、下に凸となる転換点は47歳前後と、比較的共通している。以上より、S字型あるいはU字型のモデルのみに限定すれば、仕事の内容や職務全般、つまり動機づけ要因に関する満足は40代に下に凸となる転換点を、労働条件や人間関係などの衛生要因に関する満足は概ね50代から60代にかけて下に凸となる転換点を持つとまとめることができよう。年齢横断的な分析からは、加齢による変化を断言することはできないが、仮に本分析の結果が年齢の推移に対応しているとするれば、衛生要因への満足はなかなか向上しないという点で、

Table 4 総合的職務満足および人間関係満足の最終モデル

	総合的職務満足				人間関係満足			
	営業	専門	事務	技能	営業	専門	事務	技能
男性	-.0982 ***	-.0193	-.0550 *	.0135	-.0787 ***	-.0304	-.0653 **	-.0123
既婚	.0511	.0780 **	.0364	.0404	-.0211	.0217	-.0136	.0231
離婚・死別	.0222	.0355	.0363	.0182	.0205	-.0139	.0028	.0112
就学前	.0216	.0153	.0090	.0060	.0470	.0025	.0100	.0158
小中学生	.0045	-.0045	.0415	.0091	.0258	.0010	.0384	-.0162
高校生以上で未婚	.0207	.0088	.0077	.0370	.0428	-.0010	.0747 **	.0004
既婚	.0755 ***	.0216	-.0430	.0491 **	.0690 **	-.0200	.0279	.0112
役付き	-.0829 ***	.0284	-.0681 **	-.0995 ***	-.0244	.0213	-.0668 **	-.0472 **
転職経験あり	-.0144	.0083	-.0234	-.0619 ***	-.0432 *	-.0252	-.0382 *	-.0352 *
転勤経験あり	.0114	-.0196	-.0373	-.0311 *	-.0050	-.0177	-.0229	-.0357 *
高校卒	.3347 **	-.1831	-.2017	-.0314	.1663	-.1409	-.0955	.0484
専修学校卒	.1608 **	-.0988	-.1102	-.0208	.0913	-.0509	-.1079	.0517
短大・高専卒	.1728 **	-.1035	-.1295	-.0021	.0702	-.0623	-.0458	.0357
大学卒	.4057 ***	-.1869	-.1257	-.0263	.2193 *	-.1021	-.0275	.0249
大学院卒	.1045 ***	-.1256	-.0284	.0178	.0426	-.0469	.0015	.0505 **
年収	.1103 ***	.1033 ***	.1004 ***	.0863 ***	.1657 ***	.1670 ***	.1377 ***	.1933 ***
1ヶ月の時間外労働	-.0149	-.0606 **	.0255	-.0313 *	-.0184	-.0711 ***	.0205	-.0094
年齢		-.8654 ***	1.3314	-.0880 ***	1.4553	-.8913 ***	-.2146 ***	-.7612 ***
年齢 ²		.7419 ***	-3.3307 *		-3.6263 *	.6423 ***		.5228 ***
年齢 ³			2.0187 *		2.0168 *			
Adj. R ²	.0320 ***	.0245 ***	.0229 ***	.0244 ***	.0342 ***	.0573 ***	.0483 ***	.0511 ***
年齢(非標準化係数)		-.0937	.1317	-.0079	.1411	-.0933	-.0216	-.0651
年齢 ² (非標準化係数)		.0010	-.0041		-.0044	.0009		.0006
年齢 ³ (非標準化係数)			.0000		.0000			
極値点(凸)			24.8		22.8			
極値点(凹)		45.0	45.6		53.0	53.6		57.5

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

Table 5 外発的報酬満足および上司満足の最終モデル

	外発的報酬満足				上司満足			
	営業	専門	事務	技能	営業	専門	事務	技能
男性	-.1326 ***	-.1025 ***	-.1683 ***	-.0768 ***	-.0461 *	.0212	-.0165	.0162
既婚	.0249	.0008	-.0479	-.0121	-.0261	-.0340	.0155	.0107
離婚・死別	.0377	.0198	-.0089	-.0031	.0186	-.0251	-.0242	-.0105
就学前	.0180	-.0010	.0259	-.0063	.0207	.0272	-.0108	.0358
小中学生	.0051	.0048	.0379	-.0295	.0177	.0309	.0411	.0185
高校生以上で未婚	.0042	.0105	.0452	-.0083	.0393	-.0327	.0531	.0042
既婚	.0408	-.0248	.0349	.0118	.0507 *	-.0221	.0098	.0238
役付き	-.0720 **	.0010	-.1596 ***	-.1808 ***	-.1159 ***	.0095	-.1590 ***	-.1746 ***
転職経験あり	-.0204	.0286	-.0114	-.0139	-.0346	-.0164	-.0333	-.0300 *
転勤経験あり	-.0270	-.0177	-.0520 **	-.0190	.0319	-.0375	-.0117	-.0101
高校卒	.2093 *	-.0759	-.1509	.0337	.1303	-.0446	-.1046	.0390
専修学校卒	.1022	-.0328	-.1161	.0246	.1074	-.0271	-.0819	.0064
短大・高専卒	.0763	-.0789	-.0620	.0294	.0424	-.0282	-.0179	.0195
大学卒	.2384 *	-.0829	-.1260	-.0102	.2295 *	-.0175	-.0124	.0154
大学院卒	.0483	-.0635	-.0137	.0172	.0413	.0256	.0207	.0400 **
年収	.2335 ***	.2599 ***	.2496 ***	.2897 ***	.1491 ***	.0931 **	.1150 ***	.1657 ***
1ヶ月の時間外労働	-.1026 ***	-.1226 ***	-.0021	-.0657 ***	.0097	-.0584 **	.0312	.0266
年齢	2.9599 ***	-.8619 ***	-.1715 ***	-.5410 ***	-.1243 ***	-.8451 ***	-.5281 **	-.6683 ***
年齢 ²	-6.7324 ***	.6642 ***		.3508 **		.6822 ***	.3703 *	.4723 ***
年齢 ³	3.6561 ***							
Adj. R ²	.0496 ***	.0432 ***	.0948 ***	.0963 ***	.0444 ***	.0407 ***	.0683 ***	.0741 ***
年齢(非標準化係数)	.2768	-.0865	-.0166	-.0471	-.0129	-.0896	-.0535	-.0607
年齢 ² (非標準化係数)	-.0079	.0009		.0004		.0009	.0005	.0005
年齢 ³ (非標準化係数)	.0001							
極値点(凸)	26.5							
極値点(凹)	51.2	50.2		60.9		47.9	57.3	55.9

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

Table 6 仕事満足最終モデル

	仕事満足			
	営業	専門	事務	技能
男性	-.0950 ***	-.0464 *	-.1043 ***	-.0218
既婚	.0046	.0330	.0265	-.0145
離婚・死別	.0104	-.0013	.0126	.0000
就学前	.0280	-.0027	.0178	.0358
小中学生	.0280	.0090	.0263	.0148
高校生以上で未婚	.0220	-.0027	.0325	.0135
既婚	.0345	.0032	-.0042	.0257
役付き	-.0366	.0244	-.0587 **	-.0757 ***
転職経験あり	-.0342	.0013	-.0420 *	-.0436 **
転勤経験あり	-.0073	-.0241	-.0485 *	-.0210
高校卒	.3270 **	-.1246	-.1577	.0116
専修学校卒	.1732 **	-.0521	-.1190	-.0053
短大・高専卒	.1743 **	-.0671	-.0944	.0225
大学卒	.3721 ***	-.1130	-.0991	-.0242
大学院卒	.0813 *	-.0619	-.0174	.0229
年収	.1407 ***	.1533 ***	.1355 ***	.1427 ***
1ヶ月の時間外労働	.0213	-.0485 *	.0340	-.0414 **
年齢	1.3877	-1.0099 ***	1.3714	-4820 ***
年齢 ²	-3.3641	.8411 ***	-3.3678 *	4052 ***
年齢 ³	1.9873 *		1.9573 *	
Adj. R ²	.0236 ***	.0283 ***	.0326 ***	.0271 ***
年齢(非標準化係数)	.1423	-.1081	.1364	-.0424
年齢 ² (非標準化係数)	-.0043	.0012	-.0042	.0005
年齢 ³ (非標準化係数)	.0000		.0000	
極値点(凸)	25.5		24.6	
極値点(凹)	46.0	46.6	48.9	47.0

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

動機づけ要因は満足に関わり、衛生要因は不満に関わるという指摘(Herzberg, 1966)と合致していることになる。また、そのように考えれば、衛生要因の職務満足における負の直線型のモデルは、より長く勤務している労働者がいれば高い値となるかもしれない職務満足が、定年退職によって打ち切られている可能性を含んでいると解釈できる。一方、S字型とU字型の違いである20代の転換点については、先述のように入職の年齢による違いから、10代後半から20代前半にかけてサンプルの偏りがあるため、結論を出すことは困難である。しかし、営業や事務においては、同じサンプルにおける職務満足間での違いがみられることから、それ以外の要因の影響も考えられるため、更なる検討が必要といえる。

統制変数の影響については、概ね先行研究(Clark et al., 1996; Hochwarter et al., 2001; Kalleberg & Loscocco, 1983)と一致していたが、職位や転職については、やや独特な結果が示された。一般に職位の向上や転職は、職務満足を向上させることが想定されるが、本分析では専門を除いて全般的に負の影響を示すことになった。これは、職位の向上や転職による労働条件の向上が収入や年齢で代表されており、そちらの影響が強くなったためであると考えられる。Kalleberg & Loscocco(1983)は、職務

満足に対してマネージャーであることは非有意で、仕事の報酬は正の影響を持つことを示しており、Clark et al.(1996)は総合的職務満足の分析において、マネージャーが正の影響、収入が非有意、給与満足の分析において、マネージャーが非有意で、収入が正の影響を持つことを示しているように、職位と収入は職務満足との関係においてどちらかのみが採択されやすくなっているものと考えられる。

最後に、本研究の限界について検討する。分析に用いた共同調査のデータは、労働組合の組合員のみを対象にしているため、管理職が含まれていない。このことは、特に高年齢層において、サンプルに偏りがあることを示唆する。しかし、厚生労働省：賃金構造基本統計調査(2011)より一般労働者の管理職比率を計算すると10.8%とあまり大きくないことから、その影響は多大なものではないと考えられる。また、本分析では職位や収入を統制していることから、管理職がサンプルに含まれていない状態でも、年齢・職務満足関係の型の職種差を確認することには不都合は薄いものと考えられる。また、技能職においては一般に管理職は存在しないか、より少数であることから、少なくとも技能職における管理職不在の影響はほとんどないものと考えられる。次に、分析に関する限界として、決定係数の低さと、業種別の特徴を確認して

いないことが挙げられる。前者については、階層的重回帰重回帰分析における決定係数の増分から、年齢が持つ独立した効果は、0 から 2%程度であると示されており、年齢は職務満足に関連しているものの、主要な効果を持っているわけではないことが明らかとなった。しかし、先行研究で同様の値を求めた場合も 7 から 14%(Kacmar & Ferris, 1989)、0 から 8%(Bernal et al., 1998)、2%(Hockwarter et al., 2006)と低めの値が示されており、年齢のみを独立変数としたモデルでも説明率は 6% (Kalleberg & Loscocco, 1983)となっている。従来の研究と大きく異なる結果ではないと考えられる。後者については、今後のより詳細な検討が必要と考えられる。本稿の分析にて、全職種での分析から各職種の特徴が捨象されてしまうことが示されたように、業種の混在したサンプルにおける分析では、業種ごとの重要な特徴が捨象されている可能性も考えられる。より厳密に分析モデルを組み立てるならば、業種と職種を組み合わせたグループごとに各職務満足を検証することが必要になるであろう。

引用文献

- 青木薫・上田則夫 (1989). 教師の職務満足に関する実証的研究: 公立小・中学校教員の意識調査を中心に 日本教育経営学会紀要, **31**, 82-97.
- Bedeian, A. G., Ferris, G. R., & Kacmar, K. M. (1992). Age, Tenure, and Job Satisfaction: A Tale of Two Perspectives. *Journal of Vocational Behavior*, **40**, 33-48.
- Bernal, D., Snyder, D., & McDaniel, M. (1998). The Age and Job Satisfaction Relationship: Does Its Shape and Strength Still Evade Us? *Journal of Gerontology: Series B-Psychological Sciences and Social Sciences*, **53**, 287-293.
- Bos, J. T., Donders, N. C. G. M., Bouwman-Brouwer, K. M., & Van der Gulden, J. W. J. (2009). Work Characteristics and Determinants of Job Satisfaction in Four Age Groups: University Employees' Point of View. *International Archives of Occupational and Environmental Health*, **82**, 1249-1259.
- Brush, D. H., Moch, M. K., & Pooyan, A (1987). Individual Demographic Differences and Job Satisfaction. *Journal of Occupational Behavior*, **8**, 139-155.
- Clark, A., Oswald, A., & Warr, P. (1996). Is Job Satisfaction U-Shaped in Age? *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, **69**, 57-81.
- Cohen, J., Cohen, P., West, S. G., & Aiken, L. S. (2003). *Applied Multiple Regression Correlation Analysis for the Behavioral Sciences*. Third ed. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Ghazzawi, I. (2011). Does Age Matter in Job Satisfaction? The Case of U.S. Information Technology Professionals. *Journal of Organizational Culture, Communications and Conflict*, **15**, 25-54.
- Glenn, N. D., & Weaver, C. N. (1985). Age, cohort, and reported job satisfaction in the United States. In Z. S. Blau(Ed.), *Current Perspectives on Aging and the Life-cycle*. Greenwich, CT: JAI Press. pp. 89-109.
- Handyside, J. D. (1961). Satisfactions and Aspirations. *Occupational Psychology*, **35**, 213-244.
- Herzberg, F., Mausner, B., Peterson, R. O., & Capwell, D. F. (1957). *Job attitudes: Review of research and opinion*. Pittsburgh: Psychological Service of Pittsburgh.
- Herzberg, F. (1966). *Work and the nature of man*. Cleveland: World Publishing.
- Hochwarter, W. A., Ferris, G. R., Perrewe, P. L., Witt, L. A., & Kiewitz, C. (2001). A Note on the Nonlinearity of the Age-Job-Satisfaction Relationship. *Journal of Applied Social Psychology*, **31**, 1223-1237.
- Hunter, D. (2007). Nonlinear Patterns of Job Satisfaction and Age Cohorts in an Industrial Environment. *Journal of American Academy of Business, Cambridge*, **11**, 231-238.
- Iaffaldano, M. T., & Muchinsky, P. M. (1985). Job satisfaction and job performance: A metaanalysis. *Psychological Bulletin*, **97**, 251-273.
- 石川淳 (1998). 研究者の業績と態度の関係: 年齢による違い 組織行動研究, **28**, 5-22.
- Janson, P., & Martin, J. K. (1982). Job Satisfaction and Age: A Test of Two Views. *Social Forces*, **60**, 1089-1102.
- Kacmar, K. M., & Ferris, G. R. (1989). Theoretical and Methodological Considerations in the Age-Job-Satisfaction Relationship. *Journal of Applied Psychology*, **74**, 201-207.
- Kalleberg, A. L., & Loscocco, K. A. (1983). Aging, Values, and Rewards Explaining Age Differences in Job Satisfaction. *American Sociological Review*, **48**, 78-90.
- Moya-Albiol, L., Serrano, M. Á., & Salvador, A. (2010). Job Satisfaction and Cortisol Awakening Response in Teachers Scoring high and low on Burnout. *The Spanish Journal of Psychology*, **13**, 629-636.
- Muchinsky, P. M. (1978). Age and job facet satisfaction: A conceptual reconsideration. *Aging & Work*, **1**, 175-179.
- Mudor, H. & Tooksoon, P. (2011). Conceptual framework on the relationship between human resource management practices, job satisfaction, and turnover. *Journal of Economics and Behavioral Studies*, **2**, 41-49.
- 中垣明美 (2011). 生涯発達支援の観点からみた助産師の時間的展望の現状と職務満足度との関連 母性衛生, **52**, 294-302.

- Organ, D. W., & Ryan, K. (1995). A meta-analytic review of attitudinal and dispositional predictors of organizational citizenship behavior. *Personnel Psychology*, **48**, 775-802.
- Rhodes, S. R. (1983). Age-Related Differences in Work Attitudes and Behavior: A Review and Conceptual Analysis. *Psychological Bulletin*, **93**, 328-367.
- Sarker, S.J., Crossman, A., & Chinmeteeputuck, P. (2003). The Relationships of Age and Length of Service With Job Satisfaction: An Examination of Hotel Employees in Thailand. *Journal of Managerial Psychology*, **18**, 745-758.
- 田中美由紀 (1999). 年代別・職位別にみた職場ストレスサーと職務満足感に関する検討—調査および半構造化面接を用いて— 産業ストレス研究, **7**, 67-73.
- Warr, P. B. (1992). Age and Occupational Well-Being. *Psychology and Aging*, **7**, 37-45.
- Wegge, J., Schmidt, K., Parkes, C., & van Dick, K. (2007). 'Taking a sickie': Job satisfaction and job involvement as interactive predictors of absenteeism in a public organization. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, **80**, 77-89.
- Wright, J. D. & Hamilton, R. F. (1978). Work Satisfaction and Age: Some Evidence For the 'Job Change' Hypothesis. *Social Forces*, **56**, 1140-1158.

Occupational differences in the age-job satisfaction relationship of Japanese employees

Ryuji TAKAHARA (*Faculty of Business Administration, Osaka University of Economics;*
Graduate School of Human Sciences, Osaka University;
International Economy and Work Research Institute)

We examined the occupational differences in age-job satisfaction relationships among Japanese employees, by conducting hierarchical polynomial regression analyses with five job satisfaction variables across four occupation categories. Results indicated significant differences in the type of satisfactions among occupations. For professional and production employees, the overall results showed U-shaped curves where the younger and older employees reported higher job satisfactions. Also, various types of age-job satisfaction relationships (e.g. negative linear, U-shaped, S-shaped, or no significant relationships) were found for clerical and sales employees depending on their types of job satisfactions. Detailed analysis indicated that the relationship between age and the satisfaction with motivational factors (overall job satisfaction and the satisfaction with work itself) were found to be negative before 40's and become positive after 40's. Also, similar turning point was observed in the relationship between age and the satisfaction with hygiene factors (satisfactions with extrinsic rewards, human relationships, and their bosses) in the 50-60's. Because of the inattention to occupational specificity, previous age-job satisfaction studies might have obscured the true relationships hidden between age and job satisfaction.

Keywords: age, job satisfaction, employee, occupation.