

デモグラフィック要因からみたキャリアレジリエンスの特徴

児玉真樹子
(2015年12月22日受理)

Characteristics of the Elements of Career Resilience: Based on Sex, Age, and Employment Type

Makiko KODAMA

This study aimed to clarify the characteristics of the elements of career resilience based on demographic variables such as age, sex, and employment type (i.e., typical or atypical). Company employees ($N = 241$) completed an online survey. Career resilience, consisting of five factors (ability to cope with problems and changes; social skills; novelty and diversity of interests; future orientation; and willingness to help others), degree of career development, negative life events (NLEs), and demographic variables were measured. Results showed the following: (1) Future orientation had a greater influence on career development for males than for females. Females did not experience NLEs if their ability to cope with problems and changes was high. For females, willingness to help others reduced the negative effects of NLEs on career development. (2) Social skill had a greater influence on career development for younger employees than for older ones. However, ability to cope with problems and changes had a greater influence on career development for older employees. For younger employees, future orientation and willingness to help others reduced the negative effects of NLEs on career development. (3) Social skill had a greater influence on career development for atypical employees than for typical employees. Atypical employees did not experience NLEs if their willingness to help others was high. For atypical employees, willingness to help others reduced the negative effects of NLEs on career development. For typical employees, social skill reduced the negative effects of NLEs on career development.

Key words: career resilience, sex, age, employment type

キーワード：キャリアレジリエンス，性別，年齢，雇用形態

問題

近年、就業者一人一人が、自らのキャリア形成のために、種々の変化などのキャリア形成における危機を克服する力をもつことが重要となっている。そのような力として、キャリアレジリエンス(児玉, 2015a)が挙げられる。児玉(2015a)はキャリアレジリエンスを“キャリア形成を脅かすリスクに直面した時、それに対処してキャリア形成を促す働きをする心理的特性”と定義し、その構成要素を検討した。児玉(2015a)では、因子分析と内部一貫性の検討の結果より、チャレンジ・問題解決・適応力(以下、問題対応力)、ソーシャルスキル、新奇性・興味関心の多様性(以下、新奇・多様性)、未来志向、援助志向の5因子が抽出された。

さらに児玉(2015a)では、キャリア形成のリスク要因としてネガティブライフイベント(以下、NLE)に着目し、NLEの経験を独立変数、キャリアレジリエンスの各構成要素の保有度合を従属変数としたt検定を行った。さらに、NLEの経験の有無とキャリアレジリエンスの各構成要素の保有度合(高、低)を独立変数とし、キャリア形成の諸指標を従属変数とした分散分析を行った。これらの分析結果より、問題対応力には、リスク要因となりうることに直面しても前向きに対処してそれをNLEと捉えず、その結果キャリア形成を促進する働きがあることが、ソーシャルスキルと未来志向と援助志向においては、NLEに直面した際にそのネガティブな影響を軽減する効果があることが確認された。そのため児玉(2015a)では、問題対

応力、ソーシャルスキル、未来志向、援助志向において、キャリアレジリエンスとしての働きを確認できたと報告している。

児玉 (2015a) では、企業就業者 241 名分 (男女込み、19 ～ 65 歳) を全て込みで分析を行っており、企業就業者全体にとっての、キャリアレジリエンスの各構成要素の働きを検討している。しかし、性別や年齢や雇用形態等によって、キャリアレジリエンスの各構成要素の働きが変わる可能性も考えられるが、それについては検討されていない。そのため本研究では、性別、年齢、雇用形態といったデモグラフィック要因に着目し、デモグラフィック要因別にキャリアレジリエンスの特徴を明らかにすることを目的とする。

なお本研究では、デモグラフィック要因別のキャリアレジリエンスの特徴を検討するため、児玉 (2015a) のデータを用いて以下のような分析を行う。まず、性別 (男性、女性)、年代 (40 歳以上、未満)、雇用形態 (正規雇用、非正規雇用) 別に、キャリア形成の諸指標とキャリアレジリエンスの各構成要素との相関係数を算出し、その差異を検討することで、キャリアレジリエンスのキャリア形成諸指標への影響力におけるデモグラフィック要因による違いを検討する。次に、性別、年代、雇用形態のいずれかと NLE の経験の有無を独立変数、キャリアレジリエンスの各構成要素を従属変数とする 2 要因分散分析を行うことで、NLE の経験とキャリアレジリエンスの関係の、デモグラフィック要因による違いを検討する。最後に、性別、年代、雇用形態別に、NLE の経験とキャリアレジリエンスとこれらの交互作用項を説明変数、キャリア形成の諸指標を目的変数とする階層的重回帰分析を行い、交互作用がみられる場合は単純傾斜分析を行うことにより、キャリアレジリエンスの調整要因としての働きの、デモグラフィック要因による違いを検証する。

方法

児玉 (2015a) のデータの一部を用いて分析を行った。
調査手続きと調査対象者

2013 年 7 月に、Web による調査法で、241 名分 (男性 112 名、女性 129 名；平均年齢 39.44 歳；40 歳以上 110 名、40 歳未満 131 名) の有効回答を得た。なお、正規雇用 (正社員) は 146 名、非正規雇用は 89 名 (パート・アルバイト 71 名、出向社員・派遣社員・契約社員・嘱託社員 18 名)、経営者・役員は 6 名であった。なお、雇用形態による分析の際は、経営者・役員のデータは除外した。

調査項目

キャリアレジリエンス、キャリア形成の指標として職業的アイデンティティとキャリア成熟度と職務関与を、リスク要因として NLE を測定した。なお、紙面の都合上、キャリア成熟度は分析から除外した。

キャリアレジリエンス 既存のキャリアレジリエンス測定尺度やレジリエンス測定尺度を参考にして筆者が質問項目を作成した (計 66 項目)。“非常によくあてはまる” (4 点) から“全くあてはまらない” (1 点) の 4 段階評定で回答を求めた。なお児玉 (2015a) の分析結果では、Table 1 に示す 5 因子が抽出された。逆転項目は得点化の基準を逆にして α 係数を算出したところ、問題対応力が .89、ソーシャルスキルが .88、新奇・多様性が .82、未来志向が .81、援助志向が .82 となった。

職業的アイデンティティ 児玉・深田 (2005) の企業就業者用職業的アイデンティティ尺度を使用した。キャリアレジリエンスと同様、4 段階評定で回答を求めた。この尺度は 3 因子から成るが、 α 係数を算出した結果その値が低かった 1 因子を分析から除外することとした。本研究では、職業役割に関する自分らしさの感覚の獲得感因子 (以下、職業役割獲得感。 $\alpha = .71$)、職業的な自分らしさの実現感 (以下、職業的実現感。 $\alpha = .73$) の 2 因子を使用した。

職務関与 安達 (1998) の職務関与に関する質問項目 2 項目を利用した ($\alpha = .74$)。キャリアレジリエンスと同様に 4 段階評定で回答を求めた。

NLE 高比良 (1998) の対人・達成領域別ライフイベント尺度の NLE の質問項目から、対人領域に関する 7 項目、達成領域に関する 7 項目、対人・達成両領域 (以下、両領域) に関連する 4 項目を抽出し、表現を修正した。加えて、筆者が変化に関する質問 2 項目を作成した。各質問項目に対して、ここ 3 カ月の間に経験したか否かを尋ね、経験した場合は、その経験が回答者自身にとってどの程度つらいものであったかについて、“非常につらかった” から“全くつらくなかった” の 4 段階評定で回答を求めた。NLE の質問項目の内容を経験しており、かつそれをつらかったと認識している場合、NLE を経験した者と判断した。各領域別に NLE を一つ以上経験した者の人数を算出したところ、対人領域で 61 名 (25%)、達成領域で 124 名 (51%)、両領域で 59 名 (24%)、変化領域で 41 名 (17%) となった。

Table 1. キャリアレジリエンスの質問項目

	質問項目
問題 対応 力	環境の変化に適応できる方である
	周囲の変化に柔軟に対応できる方である
	仕事で何か問題が起きても、自分なりの方法で乗り越えることができる
	困難なことでも前向きに取り組むことができる
	組織や仕事上の変化を受け入れることができる
	職場で困ったことがあったら同僚や上司などに援助を求めることができる
	新しく来た同僚や上司と働くことにためらうことはない
	うまくいくかわからない様な仕事も受け入れることができる
	仕事をする際、できるだけよい方法をしっかりと検討して取り組む方である
	どんなことでも、たいていなんとかかなりそうな気がするあなたにとって、仕事における目標は、確実に達成することができるものよりも難しいものがよい
ソ シ ヤ ル ス キ ル	困ったとき、ふさぎこまないで次の手を考える
	仕事でしんどいことがあると、その仕事を続けていくことが難しい方である※
	人を笑わせるのが得意である
	おもしろく話をするのが得意である
	ユーモアを言うのが苦手である
	自分から人と親しくなることが得意である
	他の人と共感的に関わりあえる方である
	相手に自分の感情を素直に表せる
	交友関係が広く、社会的な方である
	悩みがあるとき、他の人に相談している
多 新 奇 性	いざという時のために、組織の中で影響力を持っている人とのコネクションを持つようとしている
	新しいことや珍しいことが好きである
	色々なことを知りたいと思っている
	ものごとに対する興味や関心が強い方だ
	色々なことにチャレンジするのが好きである
	新しいことを学ぶ意欲をもっている
	自分の仕事は自分の力でやり遂げようと努力する
	自分の将来に希望をもっている
	あなたの将来の見通しは明るいと思う
	自分の将来にはきつといいことがあると思う
志 未 向 来	自分には誇れるところがあまりないと思う※
	思いやりを持って人と接している
志 援 向 助	他人に対して親切なほうである

注. ※は逆転項目を意味する

結果

相関分析

性別による相関分析 男女別に、キャリアレジリエンスの各因子とキャリア形成の諸指標との相関係数を算出した (Table 2-1)。なお、各因子の得点は、その因子に含まれる項目の平均値とした。相関係数の、性別による有意差の検定したところ、未来志向と職業的実現感、職業役割獲得感、職務関与それぞれの相関において有意差がみられ (順に $\chi^2(1)=9.41, p<.01$; $\chi^2(1)=5.60, p<.05$; $\chi^2(1)=4.78, p<.05$)、いずれも男性の方が女性より高かった。また問題対応力と職業的実現感との相関においても有意差がみられ、男性の方が女性より高かった ($\chi^2(1)=5.18, p<.05$)。

年代別による相関分析 年代別に、キャリアレジリエンスの各因子とキャリア形成の諸指標との相関係数を算出した (Table 2-2)。相関係数の、年代による有意差の検定したところ、ソーシャルスキルと職業的実現感、職務関与のそれぞれとの相関において有意差がみられ (順に $\chi^2(1)=4.78, p<.05$; $\chi^2(1)=4.96, p<.05$)、いずれも 40 歳未満が 40 歳以上より高かった。また問題対応力と職務関与との相関で有意差がみられ ($\chi^2(1)=4.23, p<.05$)、40 歳以上が 40 歳未満より高かった。

雇用形態別による相関分析 雇用形態別に、キャリアレジリエンスの各因子とキャリア形成の諸指標との相関係数を算出した (Table 2-3)。相関係数の雇用形態による有意差の検定したところソーシャルスキルと職業的実現感との相関で有意差がみられ ($\chi^2(1)=3.86, p<.05$)、非正規雇用が正規雇用より高かった。

分散分析

性別、NLE を独立変数とした分散分析 性別と各領域の NLE の経験の有無別に、キャリアレジリエンスの各構成要素の平均、標準偏差を算出したところ、Table 3-1 のとおりとなった。性別と各領域の NLE の経験の有無を独立変数、キャリアレジリエンスの各構成要素を従属変数とした 2 要因分散分析の結果、いずれの従属変数においても、性別の主効果はみられなかった。NLE 経験の主効果は、児玉 (2015a) の結果と同様であった。すなわち、キャリアレジリエンスの問題対応力について、NLE の全ての領域で NLE 経験の主効果がみられた (対人領域の $F(1,237)=29.12, p<.001$; 達成領域の $F(1,237)=5.48, p<.05$; 両領域の $F(1,237)=13.04, p<.001$; 変化領域の $F(1,237)=5.99, p<.05$)。また、ソーシャルスキルは対人領域 ($F(1,237)=5.28, p<.05$)、未来志向と援助志向は対人領域と両領域の NLE 経験の主効果がみられた (未来志向の対人領域の $F(1,237)=6.45, p<.05$; 両領域の $F(1,237)=7.30, p<.01$; 援助志向の対人領域の $F(1,237)=19.36, p<.001$; 両領域の $F(1,237)=4.99, p<.05$)。いずれも経験無群が有群より得点が高かった。

交互作用は、問題対応力を従属変数とした場合にのみみられた。両領域 NLE と性別の交互作用が有意となり ($F(1,237)=4.49, p<.05$)、単純主効果の検定の結果、女性でのみ NLE 経験の単純主効果がみられ ($F(1,237)=17.00, p<.001$)、経験無群が有群より得点が高かった。変化領域 NLE と性別の交互作用が有意となり ($F(1,237)=5.86, p<.05$)、単純主効果の検定の結果、女性でのみ NLE 経験の単純主効果がみられ ($F(1,237)=12.78, p<.001$)、経験無群が有群より得点が高かった。また、NLE 経験無群でのみ性別の単純主効果がみられ ($F(1,237)=4.02, p<.05$)、女性が男性よ

Table 2-1. 性別ごとにみたキャリアレジリエンスと職業的アイデンティティおよび職務関与の相関係数

	問題対応力		ソーシャルスキル		新奇・多様性		未来志向		援助志向	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
職業的実現感	.69***	.50***	.57***	.51***	.54***	.36***	.75***	.52***	.27**	.34***
職業役割獲得感	.70***	.71***	.43***	.51***	.44***	.46***	.56***	.32***	.26**	.43***
職務関与	.52***	.40***	.34***	.43***	.36***	.28**	.53***	.30**	.28**	.22*

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

Table 2-2. 年代ごとにみたキャリアレジリエンスと職業的アイデンティティおよび職務関与の相関係数

	問題対応力		ソーシャルスキル		新奇・多様性		未来志向		援助志向	
	40歳以上	40歳未満	40歳以上	40歳未満	40歳以上	40歳未満	40歳以上	40歳未満	40歳以上	40歳未満
職業的実現感	.56***	.60***	.43***	.63***	.43***	.46***	.63***	.63***	.29**	.35***
職業役割獲得感	.70***	.70***	.44***	.50***	.50***	.43***	.44***	.41***	.50***	.29**
職務関与	.58***	.37***	.24*	.49***	.36***	.30***	.45***	.37***	.32**	.24**

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

Table 2-3. 雇用形態ごとにみたキャリアレジリエンスと職業的アイデンティティおよび職務関与の相関係数

	問題対応力		ソーシャルスキル		新奇・多様性		未来志向		援助志向	
	正規	非正規	正規	非正規	正規	非正規	正規	非正規	正規	非正規
職業的実現感	.52***	.63***	.45***	.63***	.39***	.48***	.64***	.63***	.25**	.38***
職業役割獲得感	.65***	.74***	.39***	.56***	.45***	.43***	.50***	.35***	.34***	.34***
職務関与	.43***	.49***	.43***	.36***	.27***	.35***	.44***	.37***	.21*	.29**

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

り得点が高かった。

年代, NLE を独立変数とした分散分析 年代と各領域の NLE の経験の有無別に, キャリアレジリエンスの各構成要素の平均, 標準偏差を算出したところ, Table 3-2 のとおりとなった。年代と各領域の NLE の経験の有無を独立変数, キャリアレジリエンスの各構成要素を従属変数とした 2 要因分散分析の結果, いずれの従属変数においても, 年代の主効果はみられなかった。NLE 経験の主効果は, 児玉 (2015a) の結果と同様であった。すなわち, キャリアレジリエンスの問題対応力について, NLE の全ての領域で NLE 経験の主効果がみられた (対人領域の $F(1,237)=32.53, p<.001$; 達成領域の $F(1,237)=6.63, p<.05$; 両領域の $F(1,237)=14.15, p<.001$; 変化領域の $F(1,237)=6.05, p<.05$)。また, ソーシャルスキルは対人領域 ($F(1,237)=5.76, p<.05$), 未来志向と援助志向は対人領域と両領域 (未来志向の対人領域の $F(1,237)=6.62, p<.05$; 両領域の $F(1,237)=6.95, p<.01$; 援助志向の対人領域の $F(1,237)=18.28, p<.001$; 両領域の $F(1,237)=5.77, p<.05$) の NLE 経験の主効果がみられた。いずれも経験無群が有群より得点が高かった。有意な交互作用はみられなかった。

雇用形態, NLE を独立変数とした分散分析 雇用形態と各領域の NLE の経験の有無別に, キャリアレジリエンスの各構成要素の平均, 標準偏差を算出したところ, Table 3-3 のとおりとなった。雇用形態と各領

域の NLE の経験の有無を独立変数, キャリアレジリエンスの各構成要素を従属変数とした 2 要因分散分析の結果, 以下のとおりとなった。まず, 従属変数が問題対応力とソーシャルスキルの場合には, いずれの分析においても雇用形態の主効果がみられた (従属変数が問題対応力の場合の, 対人領域で $F(1,231)=12.89, p<.001$; 達成領域で $F(1,231)=7.83, p<.01$; 両領域で $F(1,231)=17.29, p<.001$; 変化領域で $F(1,231)=8.20, p<.01$; 従属変数がソーシャルスキルの場合の, 対人領域で $F(1,231)=8.35, p<.01$; 達成領域で $F(1,231)=7.43, p<.01$; 両領域で $F(1,231)=10.63, p<.001$; 変化領域で $F(1,231)=7.52, p<.01$)。その他, 従属変数が未来志向および援助志向においても, 両領域 NLE と雇用形態を独立変数にした分散分析で雇用形態の主効果がみられた (未来志向の $F(1,231)=6.54, p<.05$; 援助志向の $F(1,231)=4.97, p<.05$)。いずれも, 正規雇用が非正規雇用より得点が高かった。

NLE 経験の主効果は, 児玉 (2015a) の結果と同様であった。すなわち, キャリアレジリエンスの問題対応力について, NLE の全ての領域で NLE 経験の主効果がみられた (対人領域の $F(1,231)=35.82, p<.001$; 達成領域の $F(1,231)=7.59, p<.01$; 両領域の $F(1,231)=26.50, p<.001$; 変化領域の $F(1,231)=9.22, p<.01$)。また, ソーシャルスキルは対人領域 ($F(1,231)=7.24, p<.01$), 未来志向と援助志向は対人領域と両領域 (未来志向の対人領域の $F(1,231)=4.55, p<.05$; 両領域の $F(1,231)=13.32,$

$p<.001$; 援助志向の対人領域の $F(1,231)=20.01, p<.001$;
両領域の $F(1,231)=9.50, p<.01$) の NLE 経験の主効果

がみられた。いずれも経験無群が有群より得点が高かった。

Table 3-1. 性別ごと、NLE 経験有無ごとにみた、キャリアレジリエンスの得点

	性別	n	問題対応力		ソーシャルスキル		新奇・多様性		未来志向		援助志向		
			M	SD	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD	
対人領域NLE	無	男性	85	2.72	0.43	2.40	0.57	2.88	0.44	2.37	0.57	2.96	0.51
		女性	95	2.85	0.34	2.51	0.50	2.94	0.51	2.52	0.62	3.02	0.47
	有	男性	27	2.51	0.34	2.29	0.54	2.75	0.59	2.19	0.77	2.56	0.64
		女性	34	2.40	0.55	2.24	0.63	2.82	0.54	2.24	0.58	2.72	0.68
達成領域NLE	無	男性	48	2.72	0.44	2.36	0.62	2.88	0.48	2.42	0.65	2.93	0.63
		女性	69	2.81	0.37	2.46	0.48	2.91	0.50	2.44	0.61	2.91	0.46
	有	男性	64	2.63	0.40	2.38	0.51	2.83	0.48	2.27	0.60	2.81	0.52
		女性	60	2.63	0.52	2.41	0.62	2.90	0.54	2.45	0.63	2.98	0.64
両領域NLE	無	男性	83	2.69	0.42	2.35	0.57	2.86	0.45	2.37	0.61	2.91	0.57
		女性	99	2.82	0.36	2.47	0.50	2.94	0.51	2.53	0.61	2.98	0.47
	有	男性	29	2.60	0.43	2.43	0.53	2.83	0.57	2.22	0.65	2.72	0.54
		女性	30	2.45	0.60	2.34	0.68	2.81	0.55	2.18	0.60	2.80	0.74
変化領域NLE	無	男性	93	2.67	0.41	2.34	0.56	2.87	0.47	2.36	0.62	2.89	0.55
		女性	107	2.79	0.43	2.45	0.52	2.92	0.51	2.46	0.61	2.95	0.49
	有	男性	19	2.67	0.47	2.53	0.54	2.75	0.56	2.18	0.62	2.74	0.65
		女性	22	2.43	0.46	2.38	0.67	2.84	0.58	2.39	0.66	2.91	0.78

Table 3-2. 年代ごと、NLE 経験有無ごとにみた、キャリアレジリエンスの得点

	年代	n	問題対応力		ソーシャルスキル		新奇・多様性		未来志向		援助志向		
			M	SD	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD	
対人領域NLE	無	40歳以上	83	2.85	0.33	2.47	0.50	2.92	0.43	2.53	0.51	2.95	0.40
		40歳未満	97	2.74	0.43	2.44	0.56	2.90	0.52	2.38	0.66	3.03	0.55
	有	40歳以上	27	2.40	0.41	2.24	0.52	2.74	0.46	2.26	0.61	2.63	0.60
		40歳未満	34	2.49	0.51	2.28	0.64	2.83	0.62	2.18	0.72	2.66	0.71
達成領域NLE	無	40歳以上	59	2.85	0.36	2.44	0.53	2.92	0.45	2.50	0.57	2.90	0.39
		40歳未満	58	2.70	0.43	2.39	0.56	2.87	0.54	2.36	0.67	2.93	0.65
	有	40歳以上	51	2.61	0.41	2.39	0.49	2.83	0.44	2.42	0.51	2.83	0.55
		40歳未満	73	2.65	0.49	2.40	0.61	2.89	0.56	2.31	0.68	2.94	0.60
両領域NLE	無	40歳以上	87	2.81	0.35	2.43	0.50	2.90	0.43	2.52	0.53	2.92	0.42
		40歳未満	95	2.72	0.42	2.40	0.57	2.90	0.53	2.40	0.68	2.98	0.60
	有	40歳以上	23	2.48	0.49	2.38	0.55	2.79	0.50	2.26	0.56	2.67	0.61
		40歳未満	36	2.55	0.56	2.38	0.65	2.83	0.59	2.16	0.65	2.82	0.67
変化領域NLE	無	40歳以上	95	2.77	0.40	2.40	0.52	2.91	0.44	2.48	0.54	2.87	0.43
		40歳未満	105	2.71	0.44	2.39	0.56	2.88	0.53	2.35	0.68	2.96	0.58
	有	40歳以上	15	2.57	0.39	2.53	0.46	2.67	0.46	2.35	0.59	2.83	0.70
		40歳未満	26	2.53	0.53	2.41	0.69	2.88	0.62	2.26	0.68	2.83	0.75

Table 3-3. 雇用形態ごと、NLE 経験有無ごとにみた、キャリアレジリエンスの得点

	雇用形態	n	問題対応力		ソーシャルスキル		新奇・多様性		未来志向		援助志向		
			M	SD	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD	
対人領域NLE	無	正規	105	2.82	0.38	2.52	0.54	2.93	0.50	2.52	0.58	3.00	0.46
		非正規	70	2.72	0.41	2.35	0.51	2.86	0.46	2.34	0.63	2.97	0.54
	有	正規	41	2.57	0.45	2.36	0.51	2.85	0.52	2.21	0.58	2.76	0.69
		非正規	19	2.21	0.43	2.04	0.71	2.71	0.61	2.22	0.86	2.45	0.55
達成領域NLE	無	正規	63	2.84	0.42	2.50	0.58	2.96	0.54	2.56	0.65	2.93	0.51
		非正規	51	2.68	0.37	2.31	0.48	2.82	0.44	2.27	0.58	2.88	0.57
	有	正規	83	2.68	0.40	2.46	0.50	2.87	0.48	2.33	0.53	2.93	0.57
		非正規	38	2.52	0.56	2.25	0.68	2.85	0.56	2.38	0.79	2.83	0.61
両領域NLE	無	正規	103	2.80	0.39	2.47	0.54	2.93	0.50	2.49	0.61	2.96	0.49
		非正規	74	2.70	0.39	2.33	0.53	2.87	0.46	2.41	0.64	2.94	0.55
	有	正規	43	2.64	0.46	2.49	0.52	2.86	0.51	2.30	0.53	2.86	0.65
		非正規	15	2.15	0.53	2.03	0.73	2.63	0.60	1.85	0.71	2.47	0.58
変化領域NLE	無	正規	118	2.78	0.39	2.45	0.52	2.92	0.49	2.46	0.59	2.92	0.50
		非正規	76	2.66	0.46	2.30	0.57	2.85	0.47	2.32	0.67	2.91	0.55
	有	正規	28	2.65	0.48	2.58	0.60	2.85	0.54	2.30	0.61	2.95	0.70
		非正規	13	2.31	0.40	2.18	0.56	2.71	0.63	2.27	0.75	2.58	0.73

交互作用は、問題対応力を従属変数にした場合の、対人領域 NLE と雇用形態の間でみられ ($F(1,231)=4.00, p<.05$)、単純主効果の検定の結果、正規雇用、非正規雇用の両方で、NLE 経験の単純主効果がみられた (順に $F(1,231)=11.81, p<.001$; $F(1,231)=24.01, p<.05$)。いずれも NLE 経験無群が有群より得点が高かった。また、NLE 経験有群でのみ雇用形態の単純主効果が有意になり ($F(1,231)=10.22, p<.01$)、正規雇用の方が非正規雇用より得点が高かった。また、問題対応力を従属変数にした場合の、両領域 NLE と雇用形態の間で有意な交互作用がみられ ($F(1,231)=7.70, p<.01$)、単純主効果の検定の結果、正規雇用、非正規雇用の両方で、NLE 経験の単純主効果がみられた (順に $F(1,231)=4.84, p<.05$; $F(1,231)=22.14, p<.001$)。いずれも NLE 経験無群が有群より得点が高かった。また、NLE 経験有群でのみ雇用形態の単純主効果が有意になり ($F(1,231)=15.12, p<.001$)、正規雇用の方が非正規雇用より得点が高かった。その他、援助志向を従属変数にした場合の、両領域 NLE と雇用形態の間で有意な交互作用がみられ ($F(1,231)=4.17, p<.05$)、単純主効果の検定の結果、非正規雇用のみで、NLE 経験の単純主効果がみられ ($F(1,231)=9.27, p<.01$)、NLE 経験無群が有群より得点が高かった。また、NLE 経験有群でのみ雇用形態の単純主効果が有意になり ($F(1,231)=5.74, p<.05$)、正規雇用の方が非正規雇用より得点が高かった。

階層的重回帰分析

分散分析の結果、児玉 (2015a) と同様に、NLE のうち対人領域と両領域の経験の有無とキャリアレジリエンスとの間と、NLE の全領域とキャリアレジリエンスのうち問題対応力との間に関係性がみられた。階層的重回帰分析では、NLE 経験のキャリア形成指標に及ぼす影響における、キャリアレジリエンスの調整要因としての働きを確認したいため NLE 経験の有無とキャリアレジリエンスに関係性がみられることは不適切と考え、児玉 (2015a) と同様に、これらを分析から除外した。すなわち、NLE は達成と変化の 2 領域、キャリアレジリエンスはソーシャルスキル、新奇・多様性、未来志向、援助志向の 4 因子を分析の対象とした。

NLE の領域、キャリアレジリエンスの構成要素のそれぞれの組み合わせごとに、目的変数をキャリア形成指標とし、第 1 ステップに NLE 経験の有無とキャリアレジリエンスを、第 2 ステップに NLE 経験の有無とキャリアレジリエンスの交互作用項を説明変数として投入する階層的重回帰分析を行った。この際、キャリアレジリエンスは前田 (2008) に倣い中心化を行い、

NLE 経験は有を 1、無を 0 とするダミー変数に変換した。 R^2 値の増分が有意で、かつ交互作用項が有意であった場合、下位検定として単純傾斜分析を行った。この際、調整要因であるキャリアレジリエンスの条件としては、Cohen & Cohen (1983 前田, 2008 による) の提案に倣い、平均 \pm 1SD (標準偏差) を採用した。

性別ごとの階層的重回帰分析 男女別に、上述の手順で階層的重回帰分析を行った。 R^2 値の増分が有意で、かつ交互作用項が有意であった箇所は以下のとおりであった。

男性のデータでは、目的変数が職業役割獲得感の場合の、達成領域 NLE と未来志向の交互作用が有意となった ($\Delta R^2=.04, p<.05$; 交互作用項の偏重回帰係数 $b=-.31, p<.05$)。単純傾斜分析の結果、未来志向が高い場合、達成領域 NLE の有意な負の影響がみられた (高い場合の $b=-.25, p<.05$; 低い場合の $b=.14, n.s.$)。すなわち、未来志向が高い場合は、達成領域 NLE を経験すると職業役割獲得感が低くなるが、未来志向が低い場合は、NLE 経験による差異はみられなかった (Figure 1-1)。また、目的変数が職務関与の場合の、変化領域 NLE と新奇・多様性の交互作用が有意となった ($\Delta R^2=.05, p<.05$; 交互作用項の $b=-.80, p<.05$)。単純傾斜分析の結果、新奇・多様性が高い場合、変化領域 NLE の有意な負の影響がみられた (高い場合の $b=-.63, p<.01$; 低い場合の $b=.14, n.s.$)。すなわち、新奇・多様性が高い場合は、変化領域 NLE を経験すると職務関与が低くなるが、新奇・多様性が低い場合は、NLE 経験による差異はみられなかった (Figure 1-2)。

女性のデータでは、3 種類の目的変数すべてにおいて、達成領域 NLE と援助志向の交互作用が有意となった (職業的実現感の $\Delta R^2=.04, p<.05$; 交互作用項の $b=.39, p<.05$; 職業役割獲得感の $\Delta R^2=.05, p<.05$; 交互作用項の $b=.41, p<.01$; 職務関与の $\Delta R^2=.03, p<.05$; 交互作用項の $b=.44, p<.05$)。単純傾斜分析の結果、目的変数が職業的実現感と職業役割獲得感の場合において、援助志向が低い場合、達成領域 NLE の有意な負の影響がみられた (職業的実現感における、援助志向が高い場合の $b=.13, n.s.$; 低い場合の $b=-.30, p<.05$; 職業役割獲得感における、援助志向が高い場合の $b=.11, n.s.$; 低い場合の $b=-.34, p<.01$)。すなわち、援助志向が高い場合は、達成領域 NLE の経験による差異はみられないが、援助志向が低い場合は、NLE 経験をすると、職業的アイデンティティの 2 因子の形成度合が低くなっていた (Figure 1-3, 1-4)。目的変数が職務関与の場合においては、援助志向の高低にかかわらず、達成領域 NLE 経験の有意な影響はみられなかった。

また、職業的実現感と職務関与においては、変化

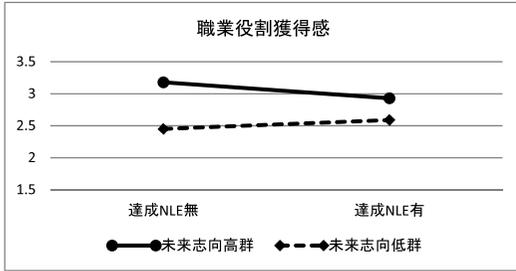


Figure 1-1. 職業役割獲得感を目的変数とした場合の達成 NLE と未来志向の交互作用 (男性)

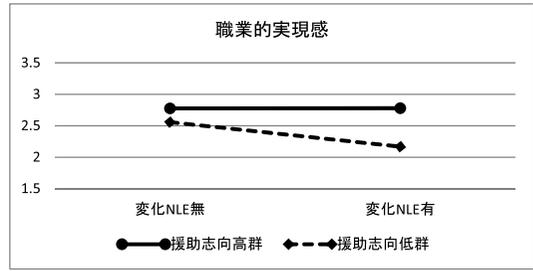


Figure 1-5. 職業的実現感を目的変数とした場合の変化 NLE と援助志向の交互作用 (女性)

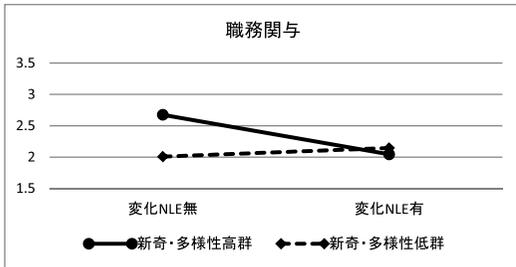


Figure 1-2. 職務関与を目的変数とした場合の変化 NLE と新奇・多様性の交互作用 (男性)

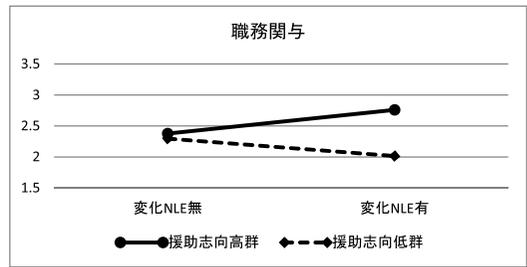


Figure 1-6. 職務関与を目的変数とした場合の変化 NLE と援助志向の交互作用 (女性)

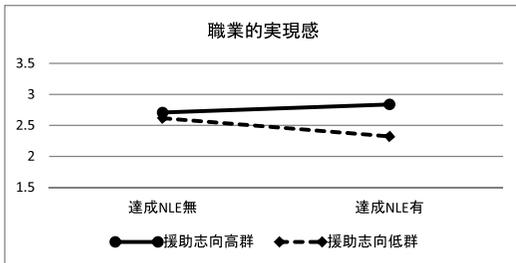


Figure 1-3. 職業的実現感を目的変数とした場合の達成 NLE と援助志向の交互作用 (女性)

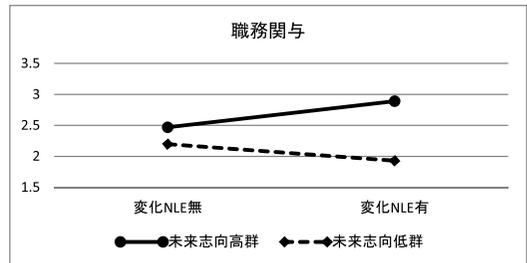


Figure 1-7. 職務関与を目的変数とした場合の変化 NLE と未来志向の交互作用 (女性)

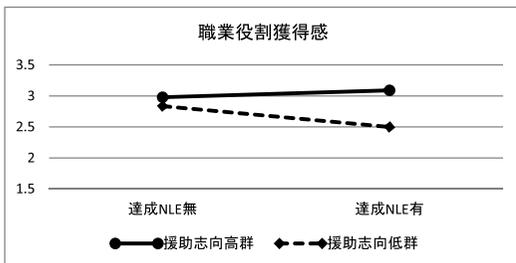


Figure 1-4. 職業役割獲得感を目的変数とした場合の達成 NLE と援助志向の交互作用 (女性)

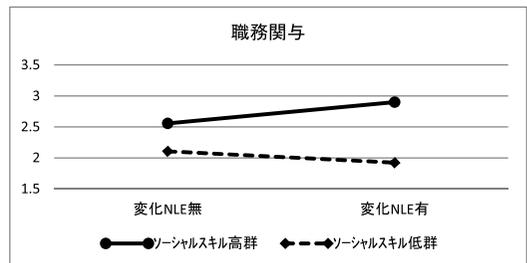


Figure 1-8. 職務関与を目的変数とした場合の変化 NLE とソーシャルスキルの交互作用 (女性)

領域 NLE と援助志向の交互作用が有意となった（職業的実現感の $\Delta R^2=.03, p<.05$; 交互作用項の $b=.36, p<.05$; 職務関与の $\Delta R^2=.05, p<.01$; 交互作用項の $b=.61, p<.01$ ）。単純傾斜分析の結果、職業的実現感では、援助志向が低い場合、変化領域 NLE の有意な負の影響がみられた（高い場合の $b=.00, n.s.$; 低い場合の $b=-.39, p<.01$ ）。すなわち、援助志向が高い場合は、変化領域 NLE の経験による差異はみられないが、援助志向が低い場合は、NLE 経験をすると職業的実現感が低くなっていた（Figure 1-5）。職務関与では、援助志向が高い場合、変化領域 NLE の有意な正の影響がみられた（高い場合の $b=.38, p<.01$; 低い場合の $b=-.28, n.s.$ ）。すなわち、援助志向が高い場合は、変化領域 NLE を経験すると職務関与が高くなるが、援助志向が低い場合は、NLE 経験による差異はみられなかった（Figure 1-6）。

その他、目的変数が職務関与の場合、変化領域 NLE と未来志向（ $\Delta R^2=.04, p<.05$; 交互作用項の $b=.56, p<.05$ ）、変化領域 NLE とソーシャルスキル（ $\Delta R^2=.03, p<.05$; 交互作用項の $b=.49, p<.05$ ）のそれぞれにおいて、交互作用が有意となった。単純傾斜分析の結果、未来志向およびソーシャルスキルが高い場合、変化領域 NLE の影響が有意傾向となった（未来志向の高い場合の $b=.42, p<.10$; 低い場合の $b=-.27, n.s.$; ソーシャルスキルの高い場合の $b=.35, p<.10$; 低い場合の $b=-.19, n.s.$ ）。すなわち、未来志向もしくはソーシャルスキルが高い場合は、変化領域 NLE を経験すると職務関与が高くなる傾向がみられるが、未来志向もしくはソーシャルスキルが低い場合は、NLE 経験による差異はみられなかった（Figure 1-7, 1-8）。

年代ごとの階層的重回帰分析 年代別に、前述の手順で階層的重回帰分析を行った。 R^2 値の増分が有意で、かつ交互作用項が有意であった箇所は以下のとおりであった。

40 歳以上のデータでは、目的変数が職業的実現感の場合、変化領域 NLE と未来志向の交互作用が有意となった（ $\Delta R^2=.05, p<.01$; 交互作用項の $b=-.61, p<.01$ ）。単純傾斜分析の結果、未来志向が高い場合は変化領域 NLE の有意な負の影響がみられ、未来志向が低い場合は変化領域 NLE の有意な正の影響がみられた（高い場合の $b=-.38, p<.05$; 低い場合の $b=.28, p<.05$ ）。すなわち、未来志向が高い場合は、変化領域 NLE を経験すると職業的実現感が低くなるが、未来志向が低い場合は、NLE を経験すると職業的実現感が高くなった（Figure 2-1）。

40 歳未満のデータでは、職業的アイデンティティの 2 因子を目的変数にした場合、達成領域 NLE と援

助志向の交互作用が有意となった（職業的実現感の $\Delta R^2=.06, p<.01$; 交互作用項の $b=.40, p<.01$; 職業役割獲得感の $\Delta R^2=.07, p<.01$; 交互作用項の $b=.41, p<.01$ ）。単純傾斜分析の結果、いずれの目的変数においても、援助志向が高い場合は、有意傾向ではあるが、達成領域 NLE の正の影響がみられ、援助志向が低い場合は、達成領域 NLE の有意な負の影響がみられた（職業的実現感における、援助志向が高い場合の $b=.20, p<.10$; 低い場合の $b=-.30, p<.05$; 職業役割獲得感における、援助志向が高い場合の $b=.22, p<.10$; 低い場合の $b=-.28, p<.05$ ）。すなわち、援助志向が高い場合は、達成領域 NLE の経験をすると職業的アイデンティティの 2 因子の形成度合が高くなる傾向がみられるが、援助志向が低い場合は、NLE 経験をすると職業的アイデンティティの 2 因子の形成度合が低くなっていた（Figure 2-2, 2-3）。

また、職業役割獲得感を目的変数にした場合は、変化領域 NLE と援助志向の交互作用も有意となった（ $\Delta R^2=.04, p<.05$; 交互作用項の $b=.32, p<.05$ ）。単純傾斜分析の結果、援助志向が低い場合は変化領域 NLE の有意な負の影響がみられた（高い場合の $b=.05, n.s.$; 低い場合の $b=-.35, p<.01$ ）。すなわち、援助志向が高い場合は変化領域 NLE の経験による差異はみられない

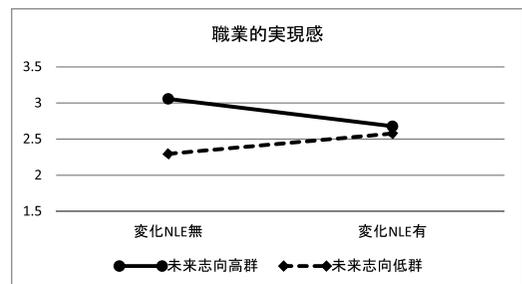


Figure 2-1. 職業的実現感を目的変数とした場合の変化 NLE と未来志向の交互作用(40歳以上)

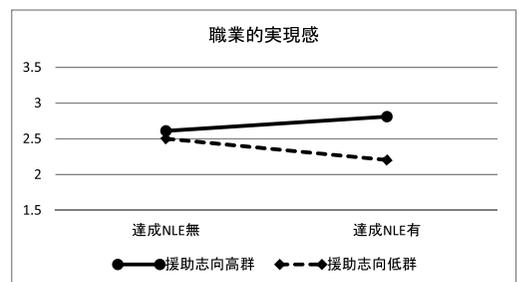


Figure 2-2. 職業的実現感を目的変数とした場合の達成 NLE と援助志向の交互作用(40歳未満)

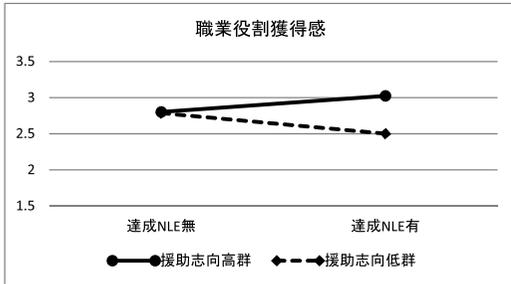


Figure 2-3. 職業役割獲得感を目的変数とした場合の達成NLEと援助志向の交互作用(40歳以上)

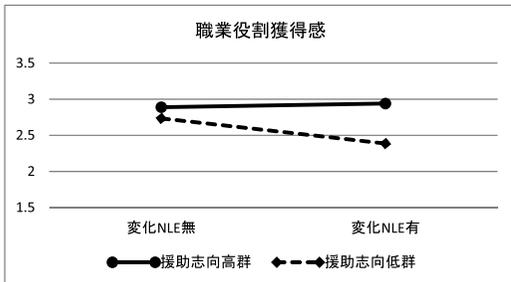


Figure 2-4. 職業役割獲得感を目的変数とした場合の変化NLEと援助志向の交互作用(40歳以上)

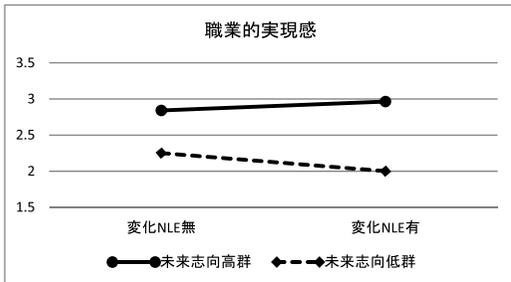


Figure 2-5. 職業的実現感を目的変数とした場合の変化NLEと未来志向の交互作用(40歳以上)

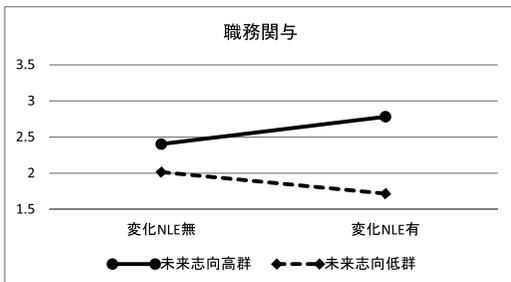


Figure 2-6. 職務関与を目的変数とした場合の変化NLEと未来志向の交互作用(40歳以上)

が、援助志向が低い場合は、NLE経験をすると職業役割獲得感が低くなっていた (Figure 2-4)。

また、職業的実現感と職務関与を目的変数にした場合、変化領域NLEと未来志向の交互作用が有意となった (職業的実現感の $\Delta R^2=.02, p<.05$; 交互作用項の $b=.28, p<.05$; 職務関与の $\Delta R^2=.04, p<.05$; 交互作用項の $b=.50, p<.05$)。単純傾斜分析の結果、職業的実現感に関しては、未来志向が低い場合に変化領域NLEの有意な負の影響がみられた (高い場合の $b=.13, n.s.$; 低い場合の $b=-.25, p<.05$)。すなわち、未来志向が高い場合は変化領域NLEの経験による差異はみられないが、援助志向が低い場合は、NLE経験をすると職業的実現感が低くなっていた (Figure 2-5)。一方、職務関与に関しては、未来志向が高い場合は、有意傾向ではあるが、変化領域NLEの正の影響がみられた (高い場合の $b=.38, p<.10$; 低い場合の $b=-.30, n.s.$)。すなわち、未来志向が高い場合は、変化領域NLEの経験をすると職務関与が高くなる傾向がみられるが、未来志向が低い場合は、NLE経験による差異はみられなかった (Figure 2-6)。

雇用形態ごとの階層的重回帰分析 雇用形態別に、前述の手順で階層的重回帰分析を行った。 R^2 値の増分が有意で、かつ交互作用項が有意であった箇所は以下のとおりであった。

正規雇用のデータでは、3種類の目的変数すべてにおいて、変化領域NLEとソーシャルスキルの交互作用が有意となった (職業的実現感の $\Delta R^2=.03, p<.05$; 交互作用項の $b=.36, p<.05$; 職業役割獲得感の $\Delta R^2=.03, p<.05$; 交互作用項の $b=.32, p<.01$; 職務関与の $\Delta R^2=.03, p<.05$; 交互作用項の $b=.54, p<.05$)。単純傾斜分析の結果、職業的アイデンティティの2つの因子については、ソーシャルスキルが高い場合は変化領域NLEの有意もしくは有意傾向の負の影響がみられた (職業的実現感における、ソーシャルスキルが高い場合の $b=.14, n.s.$; 低い場合の $b=-.24, p<.10$; 職業役割獲得感における、ソーシャルスキルが高い場合の $b=-.01, n.s.$; 低い場合の $b=-.43, p<.001$)。すなわち、ソーシャルスキルが高い場合は、変化領域NLEの経験による差異はみられないが、ソーシャルスキルが低い場合は、変化領域NLEを経験すると職業的アイデンティティの2因子の形成度合が低くなった (Figure 3-1, 3-2)。職務関与を目的変数にした場合は、ソーシャルスキルが高い場合、変化領域NLEの有意な正の影響がみられた (高い場合の $b=.33, p<.05$; 低い場合の $b=-.25, n.s.$)。すなわち、ソーシャルスキルが高い場合は、変化領域NLEを経験すると職務関与が高くなるが、ソーシャルスキルが低い場合は、NLE経験による差異はみら

れなかった (Figure 3-3)。

職務関与に関しては、未来志向と変化領域 NLE の交互作用も有意となった ($\Delta R^2=.04, p<.01$; 交互作用項の $b=.57, p<.01$)。単純傾斜分析の結果、未来志向が高い場合、変化領域 NLE の有意な正の影響がみられた (高い場合の $b=.61, p<.01$; 低い場合の $b=-.06, n.s.$)。すなわち、未来志向が高い場合は、変化領域 NLE を経験すると職務関与が高くなるが、未来志向が低い場合は、NLE 経験による差異はみられなかった (Figure 3-4)。

非正規雇用のデータでは、職業的アイデンティティの 2 因子を目的変数にした場合に、達成領域 NLE と援助志向の交互作用が有意となった (職業的実現感の $\Delta R^2=.05, p<.05$; 交互作用項の $b=.47, p<.05$; 職業役割獲得感の $\Delta R^2=.06, p<.05$; 交互作用項の $b=.42, p<.05$)。単純傾斜分析の結果、職業的実現感については、援助志向が低い場合に、有意傾向ではあるが達成領域 NLE の負の影響がみられた (高い場合の $b=.25, n.s.$; 低い場合の $b=-.30, p<.10$)。すなわち、援助志向が高い場合は、達成領域 NLE の経験による差異はみられないが、援助志向が低い場合は、NLE を経験すると職業的実現感が低くなった (Figure 3-5)。職業役割獲得感、援助志向が高い場合に、有意傾向ではあるが達

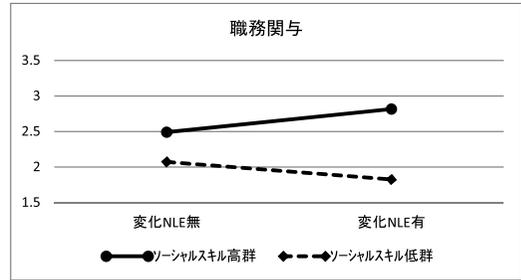


Figure 3-3. 職務関与を目的変数とした場合の変化 NLE とソーシャルスキルの交互作用 (正規雇用)

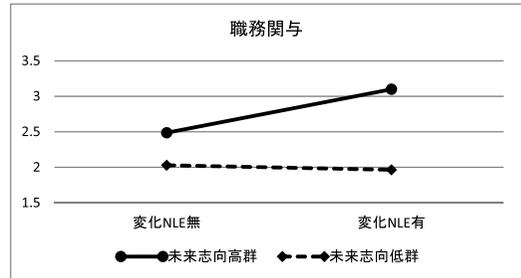


Figure 3-4. 職務関与を目的変数とした場合の変化 NLE と未来志向の交互作用 (正規雇用)

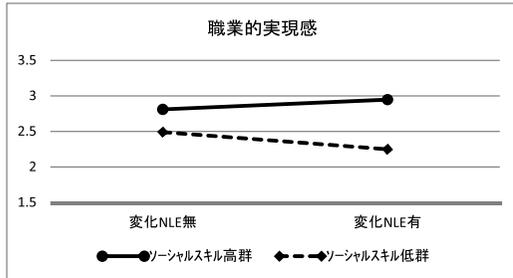


Figure 3-1. 職業的実現感を目的変数とした場合の変化 NLE とソーシャルスキルの交互作用 (正規雇用)

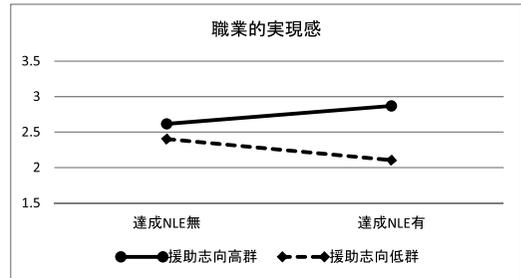


Figure 3-5. 職業的実現感を目的変数とした場合の達成 NLE と援助志向の交互作用 (非正規雇用)

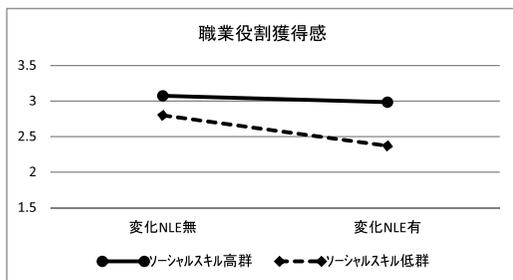


Figure 3-2. 職業役割獲得感を目的変数とした場合の変化 NLE とソーシャルスキルの交互作用 (正規雇用)

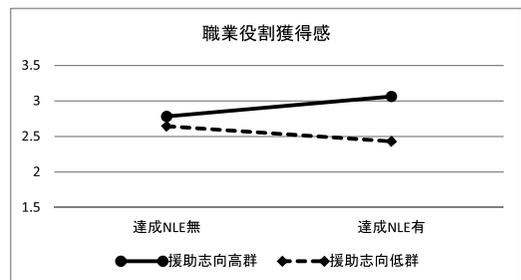


Figure 3-6. 職業役割獲得感を目的変数とした場合の達成 NLE と援助志向の交互作用 (非正規雇用)

成領域 NLE の正の影響がみられた(高い場合の $b=.28$, $p<.10$; 低い場合の $b=-.21$, $n.s.$)。すなわち、援助志向が高い場合は、達成領域 NLE を経験すると職業役割獲得感が高くなるが、援助志向が低い場合は、NLE 経験による差異はみられなかった (Figure 3-6)。

考察

キャリアレジリエンスとキャリア形成の関係におけるデモグラフィック要因による差異

デモグラフィック要因ごとに、キャリアレジリエンスとキャリア形成の諸指標との相関係数を算出し、その値のデモグラフィック要因による差を検定した結果より、以下が確認された。まず、性別によってキャリアレジリエンスのキャリア形成に影響を及ぼす影響力に差異があることが確認された。いずれも男性の方が女性より相関係数の値が大きくなっていったことから、特に男性にとって、キャリア形成におけるキャリアレジリエンス、その中でも特に未来志向の重要性が大きいことが示唆された。

また、キャリア形成に影響を及ぼすキャリアレジリエンスの構成要素には年代で差異があることも確認された。40歳未満では、ソーシャルスキルがキャリア形成指標の向上に重要となる一方、40歳以上では、問題対応力がキャリア形成指標の向上に重要となることが示唆された。入社1年目の企業就業者のリアリティショックとキャリアレジリエンスの関係をみた児玉(2015b)においても、ソーシャルスキルはリアリティショックのネガティブな影響を減少させる働きを示すことから、ソーシャルスキルは、特に若年層のキャリア形成に重要であると言える。

一方、雇用形態でみると、正規雇用者より非正規雇用者にとって、ソーシャルスキルのキャリア形成への直接的な影響力が大きいことが示唆された。しかし、それ以外では有意な差異はみられず、キャリア形成に特に重要となるキャリアレジリエンスの構成要素は、雇用形態によって大きくは変わらないと言える。**NLE の経験とキャリアレジリエンスの関係におけるデモグラフィック要因による差異**

デモグラフィック要因(性別、年代、雇用形態のいずれか)と NLE の経験の有無を独立変数、キャリアレジリエンスの各構成要素を従属変数とする 2 要因分散分析を行った結果より、以下が確認された。

まず性別の主効果はみられなかったことから、性別によるキャリアレジリエンスの各構成要素の状態に差異は無いことが確認された。また、交互作用の単純主効果の検定の結果より、女性の場合は問題対応力が高

いほど両領域 NLE および変化領域 NLE を経験しない傾向があるが、男性の場合はそのような傾向はみられないことが示唆された。

年代は、主効果も交互作用もみられなかったことから、キャリアレジリエンスの各構成要素の状態においても、キャリアレジリエンスと NLE 経験の有無との関係においても、年代による差異はみられなかった。

雇用形態については、主効果がみられた。その結果より、特に問題対応力とソーシャルスキルは正規雇用が非正規雇用より保有している程度が高いことが確認された。また、交互作用の単純主効果の検定の結果より、非正規雇用の場合は援助志向が高いほど両領域 NLE を経験しない傾向があるが、正規雇用ではそのような傾向がみられないことが示唆された。

NLE とキャリア形成の関係におけるキャリアレジリエンスの調整要因としての働きのデモグラフィック要因による違い

デモグラフィック要因別に、NLE の経験とキャリアレジリエンスとこれらの交互作用項を説明変数、キャリア形成の諸指標を目的変数とする階層的重回帰分析を行い、交互作用がみられる場合は単純傾斜分析を行った結果より、以下が確認された。

まず性別ごとに分析した結果より、男性のデータの結果では、キャリアレジリエンスのうち未来志向と新奇・多様性において、NLE 経験との間に有意な交互作用はみられたものの、単純傾斜分析の結果、未来志向と新奇・多様性の保有度合が高い場合に NLE 経験によるネガティブな影響がみられるという結果となった。すなわち、未来志向と新奇・多様性は NLE 経験がキャリア形成に及ぼすネガティブな影響を緩和する働きを示さず、これらはキャリアレジリエンスとしての働きをしたとは言えない。一方、女性のデータの結果では、援助志向において NLE 経験との間で有意な交互作用が多くみられ、さらに未来志向やソーシャルスキルにおいても NLE 経験との間で有意な交互作用がみられた。単純傾斜分析の結果より、援助志向や未来志向やソーシャルスキルの保有程度が低い場合は NLE 経験をすることでキャリア形成の諸指標が低くなるが、これらの保有程度が高い場合はそのような傾向は見られない、もしくはこれらの保有程度が高い場合は NLE 経験を糧にしてさらにキャリア形成の諸指標が高くなる、という働きが確認された。これらの働きはいずれも NLE 経験がキャリア形成に及ぼすネガティブな影響を緩和するものと解釈でき、キャリアレジリエンスとしての働きを確認できたと言える。この働きは特に援助志向でみられており、女性にとって特に援助志向が重要な要素であると言える。

次に年代ごとに分析した結果より、40歳以上のデータの結果では、キャリアレジリエンスのうち未来志向がNLE経験との間に有意な交互作用を示したものの、単純傾斜分析の結果、未来志向の保有度が高いとNLE経験によるネガティブな影響が、反対に保有度合いが低いとNLE経験によるポジティブな影響がみられるという結果になった。すなわち未来志向はNLE経験がキャリア形成に及ぼすネガティブな影響を緩和する働きを示さず、キャリアレジリエンスとしての働きをしたとは言えない。一方、40歳未満のデータの結果では、援助志向と未来志向がNLE経験との間に有意な交互作用を示した。単純傾斜分析の結果より、援助志向もしくは未来志向の保有程度が低い場合はNLE経験をすることでキャリア形成の諸指標が低くなるが、これらの保有程度が高い場合はそのような傾向は見られない、もしくはこれらの保有程度が高い場合はNLE経験を糧にしてさらにキャリア形成の諸指標が高くなる、という働きが確認された。これらの働きはいずれもNLE経験がキャリア形成に及ぼすネガティブな影響を緩和するものと解釈でき、キャリアレジリエンスとしての働きを確認できたと言えよう。

最後に雇用形態ごとに分析した結果より、正規雇用のデータの結果では、キャリアレジリエンスのうちソーシャルスキルにおいてNLE経験との間に有意な交互作用が多くみられ、さらに未来志向においてもNLE経験との間に有意な交互作用がみられた。単純傾斜分析の結果より、ソーシャルスキルや未来志向の保有程度が低い場合はNLE経験をすることでキャリア形成の諸指標が低くなるが、これらの保有程度が高い場合はそのような傾向は見られない、もしくはこれらの保有程度が高い場合はNLE経験を糧にしてさらにキャリア形成の諸指標が高くなる、という働きが確認された。これらの働きはいずれもNLE経験がキャリア形成に及ぼすネガティブな影響を緩和するものと解釈でき、キャリアレジリエンスとしての働きを確認できたと言える。そしてその働きは特にソーシャルスキルでみられており、正規雇用者にとって特にソーシャルスキルが重要な要素であると言えよう。一方、非正規雇用者のデータでは、キャリアレジリエンスのうち援助志向においてNLE経験との間に有意な交互作用がみられた。単純傾斜分析の結果より、援助志向の保有程度が低い場合はNLE経験をすることでキャリア形成の諸指標が低くなるが、これの保有程度が高い場合はそのような傾向は見られない、もしくはこれの保有程度が高い場合はNLE経験を糧にしてさらにキャリア形成の諸指標が高くなる、という働きが確認された。これらの働きはいずれもNLE経験がキャリ

ア形成に及ぼすネガティブな影響を緩和するものと解釈でき、キャリアレジリエンスとしての働きを確認できたと言えよう。

結論

性別によるキャリアレジリエンスの働きの違いをまとめると、次のとおりとなる。まず男性の方が女性より、キャリア形成促進に及ぼす未来志向の直接的な影響力がより大きいことが示された。また、女性の場合は、問題対応力がNLEの経験を回避し、援助志向がNLE経験のキャリア形成に及ぼすネガティブな影響を緩和する働きを示した。

年代によるキャリアレジリエンスの働きの違いは、次のとおりとなる。まず40歳未満の方が40歳以上より、キャリア形成促進に及ぼすソーシャルスキルの直接的な影響力が大きいことが示された。一方、40歳以上の方が40歳未満より、キャリア形成促進に及ぼす問題対応力の直接的な影響力が大きいことが示された。また、40歳未満の就業者にとって、援助志向と未来志向がNLE経験のキャリア形成に及ぼすネガティブな影響を緩和する働きを示した。

雇用形態によるキャリアレジリエンスの働きの違いは、次のとおりとなる。まず正規雇用者では、特にソーシャルスキルがNLE経験のキャリア形成に及ぼすネガティブな影響を緩和する働きを示した。一方、非正規雇用者の方が正規雇用者より、キャリア形成促進に及ぼすソーシャルスキルの直接的な影響力が大きいことが示された。ただし、その保有度合は、非正規雇用者は正規雇用者と比べて低かった。また、非正規雇用者にとって、援助志向がNLEの経験を回避する、もしくはNLE経験のキャリア形成に及ぼすネガティブな影響を緩和する働きを示した。

今後の課題

本研究の結果より、性別や年代、雇用形態によって、キャリアレジリエンスの働きが異なることが判明した。キャリアレジリエンスの働きは、職種や役職など、他のデモグラフィック要因でも異なる可能性があり、更なる検討が必要であろう。

引用文献

- 安達 智子 (1998). セールス職者の職務満足感— 共分散構造分析を用いた因果モデルの検討— 心理学研究, 69, 223-228.
- 児玉 真樹子・深田 博己 (2005). 企業就業者用職業的アイデンティティ尺度の作成 産業ストレス研究, 12, 145-155.
- 児玉 真樹子 (2015a). キャリアレジリエンスの構成概念

の検討と測定尺度の開発 心理学研究, 86, 150-159.
児玉 真樹子 (2015b). リアリティショック経験時の
キャリアレジリエンスの働き—職業的アイデンティ
ティに及ぼす影響に着目して— 日本心理学会第
79回大会発表論文集, 1118.
前田 和寛 (2008). 重回帰分析の応用的手法—交互作用

項ならびに統制変数を含む分析— 比治山大学短期
大学部紀要, 43, 69-73.
高比良 美詠子 (1998). 対人・達成領域別ライフイベン
ト尺度 (大学生用) の作成と妥当性の検討 社会心
理学研究, 14, 12-24.