

修士論文（要旨）
2018年1月

感情労働とワーク・エンゲイジメントが
ストレス反応と仕事の満足度に与える影響の検討

指導 池田 美樹 先生

心理学研究科
臨床心理学専攻
216J4002
大坂 隆之

Master's Thesis(Abstract)
January 2018

The Influence of Emotional Labor and Work Engagement
on Stress Responses and Job Satisfaction

Takayuki Osaka
216J4002

Master's Program in Clinical Psychology
Graduate School of Psychology Studies
J. F. Oberlin University
Thesis Supervisor: Miki Ikeda

目次

第1章：はじめに	1
第2章：方法	1
第3章：結果	2
第4章：考察	2

引用文献

第1章 はじめに

近年、サービス業を中心とした第3次産業が増加し、日本の3分の2以上の就労者が第3次産業に従事していると言われている(関谷, 2016)。Hochschild(1983)は、サービス業の中でも、何らかの形で人に対してサービスを提供する対人的な職業は、その大半が感情労働を強いられており、感情労働は心理的健康を阻害すると指摘している。例えば感情労働を構成する表層演技には、職務満足感やバーン・アウト、抑うつなどの悪化に影響を及ぼし(荻野他, 2004; 須賀他, 2008; 関谷他, 2009; 関谷他, 2010)、一方深層演技には、心理的・身体的ストレス反応と正の関連が報告されている(加賀田他, 2015)。さらに感情労働は、サービスを必要としている顧客を対象とするのみならず、上司や同僚、部下との関係性の中でも発揮される仕事であることから(富樫・戸梶, 2007; 水谷, 2013)、サービス業に従事する就労者は、職場の内外からストレスを感じる機会が多いと考えられる。

一方で、就労者のメンタルヘルス不調の新しい予防対策として、「健康いきいき職場」づくりが注目されている(厚生労働省, 2013)。これは、メンタルヘルス不調への対応だけでなく、職場でのコミュニケーションの活性化などを含めた健康の保持・増進に加え、就労者のいきいきと職場の一体感の増進を目標に、組織資源を高める対策を実施することで、職場におけるポジティブなメンタルヘルスの実現を目指した活動である。就労者の「いきいき」は、人間の有する強みやパフォーマンスなどポジティブな要因である、ワーク・エンゲイジメント(以降; WE)によって測定することができる。

以上のことから、サービス業に従事する就労者がメンタルヘルス不調に陥るリスクの予防と改善に向けた取り組みは急務であり、職場ストレスをポジティブな視点で捉え、就労者のメンタルヘルスの予防と改善に向けて取り組むことは重要であると言える。そこで本研究では、サービス業に従事する就労者を対象に、感情労働とWEがストレス反応と仕事への満足度に与える影響について検討を行う。

第2章 方法

本研究は、北陸、中部、関東地方の小売業1企業の各支店において販売接客などで店舗運営に携わる就労者200名を調査対象とした。調査内容は、属性、職業性ストレス簡易調査票(下光, 2005)、感情労働尺度(関谷・湯川, 2014)、日本語版ユトレヒト・ワーク・エンゲイジメント尺度短縮版(Shimazu et al, 2008)、上司-部下の信頼尺度(藤原, 2014)を使用した。返送された回答のうち、欠損値の多いものを除いた77名(男性20名、女性56名、無記入1名、有効回答率96.3%)を分析対象とした。

「感情労働」と「WE」が「ストレス反応」と「仕事の満足度」に与える影響について、「属性」を投入後、「ストレス反応」と「仕事の満足度」を従属変数とし、「仕事のストレス要因→感情労働→仕事のストレス要因と感情労働の交互作用項」を独立変数としたパターン①、「仕事の資源→WE→仕事の資源とWEの交互作用項」を独立変数としたパターン②、「仕事の資源→感情労働→仕事の資源と感情労働の交互作用項」を独立変数としたパターン③という、「仕事の要求度-資源モデル」を参考に仮定したモデルに分けて階層的重回帰分析を用いて検討を行った。なお分析には、SPSS Statistics Ver.23を使用した。

第3章 結果

パターン①の「ストレス反応」は、ステップ4において、有意な重決定係数(R^2)を示し、有意な変化量(ΔR^2)の増加が認められた。標準偏回帰係数(β)は、「勤続年数」($\beta = .26, p < .10$)と「勤務日数」($\beta = -.26, p < .10$)が有意傾向を示し、「表層演技」($\beta = .44, p < .01$)が有意な影響を及ぼしていることが示された。また、「仕事のストレス要因×表層演技」($\beta = -.50, p < .05$)の交互作用項が有意であった。そこで、「表層演技」の平均値を基準に高低の2群に分け、「ストレス反応」を従属変数、「仕事のストレス要因」を独立変数とした単回帰分析を行った。この結果、低群では「仕事のストレス要因」は有意な正の効果を示し($\beta = .46, p < .01$)、高群では有意傾向が示された($\beta = .27, p < .10$)。一方「仕事の満足度」は、ステップ3において重決定係数(R^2)が有意であり、また有意な変化量(ΔR^2)の増加が認められた。標準偏回帰係数(β)は、「勤続年数」($\beta = -.25, p < .10$)が有意傾向を示し、「仕事のストレス要因」($\beta = -.27, p < .05$)と「表層演技」($\beta = -.44, p < .01$)が有意な影響を及ぼしていることが明らかとなった。

パターン②では、「ストレス反応」に与える影響は見られなかった。しかし、「仕事の満足度」は、ステップ4において重決定係数(R^2)が有意であり、有意な変化量(ΔR^2)の増加傾向が認められた。標準偏回帰係数(β)は、「作業レベル」($\beta = .43, p < .01$)、「部署レベル」($\beta = .36, p < .05$)、「上司のリーダーシップ」($\beta = .32, p < .05$)が有意な影響を及ぼし、「勤続年数」($\beta = -.27, p < .10$)と「WE」($\beta = .25, p < .10$)が有意傾向であることが明らかとなった。また、「上司のリーダーシップ×WE」($\beta = .32, p < .10$)の交互作用項が有意傾向であったため、「WE」の平均値を基準に高低の2群に分け、「仕事の満足度」を従属変数、「上司のリーダーシップ」を独立変数とした単回帰分析を行った。その結果、低群では「上司のリーダーシップ」の効果は見られなかったが、高群では有意な正の効果が示された($\beta = .48, p < .01$)。

パターン③の「ストレス反応」は、ステップ3に有意な重決定係数(R^2)を示し、有意な変化量(ΔR^2)の増加が認められた。標準偏回帰係数(β)は、「年齢」($\beta = -.29, p < .10$)が有意傾向を示し、「表層演技」($\beta = .41, p < .05$)が有意な影響を及ぼしていることが明らかとなった。一方「仕事の満足度」は、ステップ3において重決定係数(R^2)が有意であり、また変化量(ΔR^2)に有意な増加が認められた。さらに標準偏回帰係数(β)は、「作業レベル」($\beta = .42, p < .01$)と「上司のリーダーシップ」($\beta = .31, p < .05$)が有意な影響を及ぼし、「表層演技」($\beta = -.24, p < .10$)には有意傾向が示された。

第4章 考察

本研究の結果、パターン①とパターン②、パターン③における感情労働とワーク・エンゲイジメントが「仕事の満足度」に与える影響のプロセスは概ね示された。「仕事のストレス要因」と「感情労働」を伴う場面では、「勤続年数」と「仕事のストレス要因」、「表層演技」が「仕事の満足度」に影響を及ぼすことがわかった。つまり、「勤続年数」が短い場合、「仕事のストレス要因」と「表層演技」の低減が「仕事の満足度」の向上に効果的であることが示唆された。また、「感情労働」を伴わず「仕事の資源」のあるプロセスでは、「勤続年数」と「仕事の資源」のなかでも「上司のリーダーシップ」が「WE」と共に「仕事の満足度」に影響を及ぼすことがわかった。つまり、「勤続年数」が短い場合、「上司のリー

ダーシップ」と「WE」を高めることが「仕事の満足度」の向上に効果的であることが示された。さらに、「仕事の資源」と「感情労働」を伴う場面では、「作業レベル」と「上司のリーダーシップ」、「表層演技」が「仕事の満足度」に影響を及ぼすことわかった。つまり、「仕事の満足度」は「作業レベル」と「上司のリーダーシップ」を高め、「表層演技」を低減することが効果的であることが示唆された。

一方、感情労働とワーク・エンゲイジメントが「ストレス反応」に与える影響は、パターン①のプロセスのみ示された。つまり、「仕事のストレス要因」と「感情労働」を伴う場面では、「仕事のストレス要因」と「表層演技」を低減することがストレス低減に効果的であることが示唆された。

引用文献

- 藤原 勇(2014). 上司と部下が双方に抱く信頼：上司と部下の信頼尺度の作成 産業・組織心理学研究, 28, 15–29.
- Hochschild, A. R. (1983). *The Managed Heart Commercialization of Human Feeling*. California : University of California Press.
- (ホックシールド, A. R. 石川准・室伏亜希(監訳) (2000). 管理される心 感情が商品になるとき 世界思想社)
- 水谷 英夫(2013). 感情労働とは何か 信山社
- 川上 憲人・下光 輝一・島津 明人・原谷 隆史・堤 明純・吉川 徹・小田切 優子・井上 彰臣(2012b). 新職業性ストレス簡易調査票について 平成 21–23 年度「労働者のメンタルヘルス不調の第一次予防の浸透手法に関する調査研究」
<https://mental.m.u-tokyo.ac.jp/jstress/>(2017 年 8 月 11 日)
- 厚生労働省(2013). 職場における心の健康づくり～労働者の心の健康と保持増進のための指針～
<http://www.mhlw.go.jp/new-info/kobetu/roudou/gyousei/anzen/dl/101004-3.pdf>
(2017 年 10 月 23 日)
- 荻野 佳代子・滝ヶ崎 隆司・稲木 康一郎(2004). 対人援助職における感情労働がバーンアウトおよびストレスに与える影響 心理学研究, 75, 371–377.
- 関谷 大輝(2016). あなたの仕事, 感情労働ですよ? 共栄書房
- 関谷 大輝・湯川 進太郎(2009). 対人援助職者の感情労働における感情的不協和経験の筆記開示 心理学研究, 80, 295–303.
- 関谷 大輝・湯川 進太郎(2010). 感情労働の諸相—表層演技, 深層演技と副次的プロセスに着目して— 筑波大学心理学研究, 39, 45–56.
- 関谷 大輝・湯川 進太郎(2014). 感情労働尺度日本語版(ELS-J)の作成 感情心理学研究, 21, 169–180.
- Shimazu, A., Schaufeli, W. B., Kosugi S., Suzuki, A., Nashiwa, H., Kato, A., Sakamoto, M., Irimajiri, H., Amano, M., Hirohata, K., Goto, R., & Kitaoka-Higashiguchi, K. (2008). Work Engagement in Japan : Validation of the Japanese version of the Utrecht Work Engagement scale. *Applied Psychology*, 57, 510–523.
- 下光 輝一(2005). 平成 21 年度厚生労働科学研究労働衛生総合研究事業 職業性ストレス簡易調査票の事業場における活用状況と課題に関する研究 平成 14–16 年度総括研究報告書, 93–133.
<http://www.mhlw.go.jp/file/05-Shingikai-11201000-Roudoukijunkyoku-Soumuka/0000050920.pdf>(2017 年 7 月 21 日)
- 須賀 知美・庄司 正実(2008). 感情労働が職務満足感・バーンアウトに及ぼす影響についての研究動向 目白大学心理学研究, 4, 137–153.
- 富樫 誠二・戸梶 亜紀彦(2007). ヒューマン・サービス職における感情労働研究概観—リハビリテーション専門職の感情労働研究の課題を見据えて— 大阪河崎リハビリテーション大学紀要, 1, 33–41.