

## 개인-조직가치 부합수준과 성과관계 검증

박양규<sup>1</sup> · 여성철<sup>2</sup>

<sup>1</sup>건국대학교 경영학과, <sup>2</sup>건국대학교 응용통계학과

(2011년 2월 접수, 2011년 3월 채택)

### 요약

조직연구에서 개인-직무, 개인-조직, 개인-환경 사이의 부합수준은 성과에 대한 주요한 영향요인으로 다루어져 왔다. 개인-조직이 추구하는 가치부합수준은 조직의 구성원으로 하여금 동기유발의 주요한 요인으로 조명되고 있다. 그러나 이런 부합수준-성과관련 연구에서 부합수준별 성과, 혹은 성과의 극대화를 설명하는 만족적 부합수준을 결정하기 위해 적용가능한 방법론의 개발관련 연구는 미미한 수준이다. 기존 연구에서 이런 부합수준-성과 간의 관계를 연구하는데 활용되는 지표들은 두 프로파일의 요인별 차이값, 차이제곱값, 차이 절댓값, 측정도구 사이의 상관관계를 나타내는  $Q$  값, 두 프로파일 사이의 순위상관을 나타내는  $Q_r$  이다. 그러나 이런 지표들은 두 프로파일의 부합수준-성과 간의 관계를 연구하는데 많은 한계를 보여주고 있다. 특히, Edwards의 단일 설명변수에 대한 다항회귀분석과 반응표면분석을 활용한 방법론은 두 프로파일의 개별 설명변수 차이 값의 종속변수에 대한 영향만을 개별적으로 보여주고 설명변수를 모두 고려할 경우 차이 프로파일을 구성하는 개별요소별 성과를 극대화하는 값이나 수준이 어떠한지 여부에 대해서는 해답을 주지 못하고 있다. 따라서 본 연구는 이러한 문제의 해결을 위해 다변량 이차다항회귀모형을 적용하여 다중반응표면분석을 통해 개인-조직, 부합수준-성과 간의 관계를 검증하였다.

주요어: 다변량다항회귀모형, 다중반응표면분석, 개인-조직가치부합수준, 성과, 갭 차이.

### 1. 문제제기

조직에 대한 연구에서 조직성과의 향상, 생산성 향상 그리고 경쟁력확보를 위한 방안에 대한 고민이 주요한 관심사가 되고 있다. 특히, 조직성과 향상을 위해 구성원의 동기유발은 가장 중요한 성과관련 요인으로 다루어지고 있다. 조직목표, 부서목표를 달성하기 위해 적극적으로 몰입하고 자신의 뛰어난 역량을 적극적으로 투입하는 행동을 통해 조직은 경쟁력있게 제품이나 서비스를 생산하게 된다. 조직구성원의 동기유발을 위한 가장 기초적인 토대라는 측면에서 연구되는 분야가 개인-직무(Person-Job), 개인-조직(Person-Organization), 개인-환경(Person-Environment) 간의 부합수준(Fit)이다. 개인-직무 적합성은 개인의 특성과 직무특성이 어느 정도 부합하는 지로 정의된다. 개인의 성격, 역량, 선호가 잘 반영된 직무의 책임영역과 수준을 조직에서 개인이 직무영역으로 수행할 기회를 갖는 경우, 개인-직무적합성은 높다고 판단된다 (Amy 등, 2005; Edwards, 1991). 이 경우 조직의 구성원은 그렇지 않은 경우에 비해 보다 강한 직무수행을 위한 동기를 갖게 된다. 개인-조직 적합성은 개인의 성격, 가치나 리더십특성이 조직의 그것과 얼마나 일치하는지를 의미한다 (Amy 등, 2005; Werbel과 Gilliland, 1999; Kristof, 1996; Judge와 Ferris, 1992; O'Reilly 등, 1991). 조직에서 상사와 부하의 성격, 리더십 혹은 가치관이

이 논문은 2010년 정부(교육과학기술부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(NRF-2010-327-B00193).

<sup>2</sup>교신저자: (143-701) 서울시 광진구 화양동 1, 건국대학교 상경대학 응용통계학과, 교수.

E-mail: scyeo@konkuk.ac.kr

잘 부합하는 경우 조직 구성원은 보다 효율적이고 효과적인 직무수행을 위한 토대를 확보하게 된다. 관련 문헌에서 가장 포괄적인 개념을 다루고 있는 것이 개인-환경의 부합수준에 대한 연구이다 (Fried과 Ferris, 1987; Ekehammern, 1974; Pervin과 Rubin, 1967; Lewin, 1935; Murray, 1938). 이 경우 환경은 개인이 처하는 상황을 의미하는데 예를 들어 과업관련 물리적 혹은 사회적 환경조건을 포함한다. 개인의 직무수행에서 조직의 적극적 지원이나 인체공학적 작업장 조건이 잘 부합되는 경우 조직 구성원은 보다 높은 직무만족과 성과를 창출하게 된다.

기존 연구에서 이들 부합수준(개인-조직, 개인-직무, 개인-환경)-성과 간의 관계를 연구하는데 활용된 지표들은 두 프로파일의 요인별 차이값, 차이제공값, 차이 절대값, 측정도구 사이의 상관관계를 나타내는  $Q$ 값, 두 프로파일 사이의 순위상관을 나타내는  $Q_r$ 이다 (Edwards, 1993). 그러나 이런 지표들은 두 프로파일의 부합수준-성과 간의 관계를 연구하는데 많은 한계를 보여주고 있다. 따라서 최근에 Edwards와 Parry (1993)는 반응변수가 하나일 때 다항회귀분석과 반응표면분석을 활용하여 기존 방법론의 문제를 해결하기 위해 시도하고 있다. 그러나 이런 단일변량 다항회귀분석과 개별 반응표면분석을 활용한 접근은 두 프로파일의 개별 설명변수 차이 값의 종속변수에 대한 영향만을 개별적으로 보여주고 설명변수를 모두 고려할 경우 차이 프로파일을 구성하는 개별 요소별 성과를 극대화하는 값이나 수준이 어떠한지 하는지에 대해서는 해답을 주지 못하고 있다. 따라서 본 연구에서는 이러한 문제에 대한 해결책으로 다변량 이차다항회귀모형을 적용하여 다중반응표면분석(multiple response surface analysis)을 통해 프로파일을 구성하는 모든 요소들을 고려한 경우에 대해서 조직의 성과를 극대화하는 개인-조직 부합수준을 찾아내는 방법을 모색하고자 한다.

## 2. 부합수준-성과관계의 활용영역과 기존 연구방법의 문제분석

### 2.1. 부합수준-성과관계의 활용영역

기업의 인적자원 및 조직관리 측면에서 부합수준-성과관계에 대한 연구는 개인-조직부합수준, 개인-직무부합수준의 성과에 대한 영향이라는 맥락에서 다루어지고 있다. 개인-조직, 개인-직무 간의 부합수준은 조직에서 구성원의 태도와 행동을 유발하는 주요한 요인이다 (Kristof, 1996; Sheridan, 1992; Davis-Blake와 Pfeffer, 1989). 조직에서 개별 구성원이 잘하고 좋아하고 역량이 인정되는 영역과 조직에서 구성원에게 수행하도록 할당하는 직무영역이 부합할 때 구성원은 열정적으로 직무수행에 몰입하게 된다. 특히, 조직에서 구성원의 성격, 가치, 리더십, 행동적 특성이 상사, 동료, 부하의 그것과 부합할수록 조직에 대한 적응이 쉽고 강한 과업동기가 유발될 수 있다. 이런 맥락에서 관련 부합수준에 대한 연구는 조직에서 구성원의 선발, 배치, 전환배치, 혹은 경력의 성공적 관리를 위해 그 중요성이 강조되고 있다. 직무수행을 위해 갖추어야 할 역량의 보유여부 및 수준에 대한 판단에 앞서 직무, 조직부합수준에 대한 평가가 선행됨으로써 동기유발강도가 높은 구성원의 선발 및 배치가 가능하여 조직의 생산성은 증가할 수 있다. 이런 관점에서 부합수준에 대한 연구는 성과와 인과적인 맥락에서 다루어질 수 있다. 즉, 어떤 부합수준을 보이는 구성원을 선발하거나 배치할 경우 높은 수준의 성과를 기대할 수 있는가를 예측하는 것이 가능하다는 것이다. 특히, 이런 맥락에서 부합수준과 그 방향성이 중요한 요인으로 고려될 수 있다. 개인-조직부합수준의 직무태도에 대한 영향을 연구한 김재석 등 (2010)의 연구에서 단일 변량 다항회귀식을 활용한 개별 반응표면분석을 적용하여 개인가치와 조직가치의 차이 값이 +, 혹은 -를 나타낼 경우, 각각의 성과예측변수에 대한 영향력을 검증하였다. 민주적 가치와 팀가치의 경우 조직가치가 개인가치보다 큰 영역에서, 분석적 및 변화추구가치의 경우, 개인가치와 조직가치가 서로 부합할수록, 혹은 개인가치수준이 조직가치보다 높은 수준을 보이는 영역에서 직무만족이 높음을 보여준다. 안정적 가치의 경우, 조직가치가 개인가치보다 크거나 혹은 그 반대의 경우에 직무만족수준이 높은 것으

로 나타났다 (김재석 등, 2010). 이런 연구결과는 조직에서 개인-부합수준의 프로파일이 어떤 형태를 보이는 지원자를 선발해야 조직에서 높은 성과를 확보할 수 있는지를 예측해 해준다.

## 2.2. 기존 연구방법에 대한 문제분석

개인-조직과 개인-직무 간의 부합수준에 대한 기존 연구에서 관련연구의 활용목적에 비추어 볼 때 적용 방법론이 목적 지향적인 해답을 제공하고 있는지, 적절한지 여부에 대해 살펴보아야 한다. Vancouver와 Schmitt (1991)는 개인과 조직의 적합성을 상사와 부하 간의 목표에 대한 일치성과 특정 집단 내 동료 구성원간 목표의 일치성 여부로 측정하고 이들 일치수준이 직무태도에 어떻게 영향을 미치는가를 연구하였다. 이 연구에서 학교 교장과 일반 교사들을 대상으로 상사인 교장의 14개 학교 목표에 대한 중요도 순위와 부하로서의 일반 교사의 학교목표에 대한 중요도 순위의 일치성 수준과 동료교사들 간의 목표에 대한 중요도 순위를 비교하여 그 차이 값으로 개인-조직 간의 적합성 수준을 측정하였다. 이 연구에서  $D$  통계량은 다음과 같이 계산되었다.

$$D = \sqrt{\sum_{j=1}^N (X_{aj} - X_{bj})^2}, \quad (2.1)$$

여기서  $a, b$ 는 비교대상이 되는 개인을 나타내고,  $j$ 는 비교대상이 되는 목표,  $N$ 은 비교되는 목표의 수를 나타낸다.

이와 같이  $|D|$  혹은  $D^2$  통계량을 활용하는 연구의 경우 (Meglino 등, 1992; Vancouver와 Schmitt, 1991; Sparrow, 1989; Wohlers와 London, 1989; Drazin과 Van de Ven, 1985), 개별 구성요소 별 부합수준 차이 값의 방향성에 따른 종속변수에 대한 영향력을 파악하기가 어렵고 구성요소 중 큰 차이를 보이는 요인에 보다 많은 가중이 이루어질 수 있다. 특히, 성과를 극대화할 개인-조직적합수준의 개별 구성요소별 프로파일을 보여주지 못하는 한계를 갖는다.  $|D|$  혹은  $D^2$  통계량을 토대로 개인-조직적합성을 연구하는 경우 개인-조직적합도를 구성하는 요인 간의  $|D|$  혹은  $D^2$  통계량과 성과예측변수로서의 태도 사이의 아래와 같은 Pearson의 표본상관계수( $Q$ ) 혹은 Spearman의 순위상관계수( $Q_r$ )를 분석하여 설명변수와 종속변수의 인과성을 탐색하기도 한다 (Meglino 등, 1992; Sparrow, 1989; Wohlers와 London, 1989; Amerikaner 등, 1988; Rounds 등, 1987).

$$Q = \frac{k \sum X_i Y_i - \sum X_i \sum Y_i}{\sqrt{k \sum X_i^2 - (\sum X_i)^2} \sqrt{k \sum Y_i^2 - (\sum Y_i)^2}}, \quad (2.2)$$

$$Q_r = 1 - \frac{6 \sum (X_i - Y_i)^2}{k(k^2 - 1)}, \quad (2.3)$$

여기서,  $X_i, Y_i$ 는 프로파일을 구성하는 요소의 측정치,  $k$ 는 각 프로파일을 구성하는 요소들의 수를 나타낸다.

위의  $Q$  혹은  $Q_r$ 도  $|D|$  혹은  $D^2$ 과 마찬가지로 부합여부를 설명하는 구성요소별 차이 값이 어떤 수준에서 조직구성원으로 하여금 최적의 성과를 유발하는지 그리고 차이 값의 방향성에 따른 종속변수에 대한 영향력에 대해서도 유의미한 설명을 제공해 주지 못한다. 기존의 개인-조직적합성 연구들의 이런 방법론적 한계를 극복하기 위해 Edwards (1993)는 개인-조직 한 쌍의 설명변수가 하나의 반응변수에 어떻게 영향을 주는지를 연구하기 위하여 회귀모형에 기초해서 단일반응표면분석을 실시하였다. 즉, Edwards에 따르면 개인가치와 조직가치 사이의  $D^2$ 에 주목하여 한 개의 반응변수와 두개의 설명변수로 이루어진 회귀식 (2.4)를 제시하였다. 회귀식 (2.4)를 전개하면 회귀식 (2.5)를 얻을 수 있다. 회귀식 (2.5)에 설명변수 사이의  $D$ 값과 반응변수의 관계를 설명하는 회귀식 (2.6)을 전개하면 회귀식

(2.7)을 얻게 된다. 회귀식 (2.7)에서  $X$ 와  $Y$ 의 회귀계수는 크기는 같고 부호가 반대인 형태이다. 이런 한계를 극복하고  $Y$ 가  $Z$ 를 긍정적인 측면에서 설명하는 형태로 바뀌려면  $-b_1$ 을  $+b_2$ 의 형태로 표현한 회귀식 (2.8)을 얻을 수 있다. 회귀식 (2.8)과 회귀식 (2.5)를 통합적으로 전개하여  $b_1 = 0, b_2 = 0, b_3 + b_4 + b_5 = 0, b_4 = -2b_3$  그리고  $b_4 = -2b_5$ 라고 두면 회귀식 (2.9)를 얻을 수 있다. 그러나 Edwards와 Harrison (1993)에 따르면 직무복잡성과 양적과업량이 구성원의 심리적인 요인에 어떻게 영향을 주는지를 연구하면서 회귀식 (2.4)와 회귀식 (2.9)의 형태를 적용하여 회귀식 (2.9)가 가능하게 하는 제한조건이 적절한지에 대해 검증하였다. 검증결과  $b_1 = 0, b_2 = 0$ 이 성립되지 않았고, 전반적으로 회귀식 (2.9)를 전개하는데 필요한 필수적 제한조건을 충족하지 않는 것으로 나타났다. 그럼에도 불구하고 회귀식 (2.9)는 반응변수와 설명변수별 차이 값을 3차원 상에서 표현하는 단일반응표면분석을 하는데 유용하게 활용된다. 특히, Khurt와 Cornell (1987)은 회귀식 (2.9)의 계수를 활용하여 정상점(stationary point)과 주축선(principal axes)을 구하는 방법을 제시하였다.

$$Z = b_0 + b_1(X - Y)^2 + e \quad (2.4)$$

$$Z = b_0 + b_1X^2 - 2b_3XY + b_1Y^2 + e \quad (2.5)$$

$$Z = b_0 + b_1(X - Y) + e \quad (2.6)$$

$$Z = b_0 + b_1X - b_1Y + e \quad (2.7)$$

$$Z = b_0 + b_1X + b_2Y + e \quad (2.8)$$

$$Z = b_0 + b_1X + b_2Y + b_3X^2 + b_4XY + b_5Y^2 + e, \quad (2.9)$$

여기서,  $Z =$  결과변수,  $X =$  개인가치,  $Y =$  조직가치,  $b =$  비표준화회귀계수이다.

그러나 Khurt와 Cornell (1987)이 제시한 공식은 개별 설명변수의 차이 값 하나에 대해 하나의 반응변수를 대응시켜 반응표면분석을 하는 단일반응표면분석에 해당하고 이 경우에 사용된 회귀모형은 단변량 다항회귀모형이었다. 그러나 일반적으로 반응변수로서 활용되는 변수들이 태도변수일 경우 변수 간에 독립성이 확보되지 않는 경우가 많아 단변량 다항회귀모형은 한계를 지니게 된다.

국내에서도 Edwards (1993)의 방법론과 Khurt와 Cornell (1987)이 제시한 공식을 활용한 개인-조직부합 수준과 성과 간의 연구가 미미하지만 이루어져 왔다. 유태용과 현희정 (2003)의 연구는 상사와 부하 간의 성격특성의 부합수준이 상사에 대한 만족과 신뢰라는 지각수준에 어떻게 영향을 미치는지 연구하였다. 송진섭과 유태용 (2005)은 개인과 조직간 가치부합수준의 조직몰입과 이직의도에 대한 영향을 분석하였다. 이들 연구자들은 단변량 다항회귀모형과 단일반응표면분석을 통해 성격 특성별 부합수준의 방향성에 따라 상사에 대한 만족과 상사에 대한 신뢰수준이 어떻게 달라지는지 (유태용과 현희정, 2003), 개별 가치별 개인과 조직의 부합수준의 방향성이 종업원의 태도에 미치는 영향을 연구하였다 (송진섭과 유태용, 2005). 유태용과 현희정 (2003)의 연구에서 종속변수 간에 유의적인 상관관계가 있어 상호 독립적이지 않음에도 불구하고 단변량 다항회귀분석을 실시하였고 송진섭과 유태용 (2005)의 연구는 모형을 구성하는 변수 간의 상관관계관련 정보를 제시하지 않은 채로 단변량 다항회귀분석을 실시하였다. 특히, 두 연구 모두 개별 설명변수의 부합 방향성에 따라 개별 종속변수가 어떻게 달라지는지를 알아보기 위한 단일반응표면분석을 실시하여 최고수준의 상사에 대한 신뢰와 만족을 주는 상사와 부하의 성격특성 차이의 프로파일과 최고 수준의 조직몰입과 이직의도를 보여주는 상사 부하 간의 가치 차이의 프로파일을 제시하지 못하고 있다. 김재석 등 (2010)의 연구도 OCP(Organizational Culture Profile)를 활용하여 개인과 조직가치의 개별 부합수준의 방향성이 태도변수에 어떻게 영향을 주는지를 연구하였다. 이 연구에서 활용된 방법론도 유태용과 현희정 (2003)의 연구와 마찬가지로 종속변수 간의 상관관계가 높음에도 불구하고 단변량 다항회귀모형과 단일반응표면분석을 사용하여 적용방법론이

제한적임을 보여주고 있다. 따라서 본 연구에서는 종속변수 간의 독립적이지 않은 특성을 고려하여 다변량 이차다항회귀모형을 적용하고 이 모형에 대해 다중반응표면분석을 실시하여 종속변수에 대한 모든 설명변수들의 최적의 부합수준을 탐색하고자 한다. 다중반응표면분석이란 여러 개의 설명변수가 복합적으로 작용을 하여 서로 종속적인 관계를 가지는 두 개 이상의 반응변수에 동시에 영향을 줄 때 이러한 반응의 변화가 일어나는 다중반응표면에 대한 통계적인 분석방법을 말한다. 그런데 반응표면분석을 할 때는 이차다항회귀모형으로부터 관심영역 안에서 이차반응곡면을 적합 시키기 위해 설명변수를 선형 변환시켜 부호화된 변수의 형태로 사용한다. 본 논문에서 실증분석을 위해 활용하는 다변량 이차다항회귀모형은 다음과 같다.

$$Y_j = \beta_{0j} + \sum_{i=1}^5 \beta_{ij} X_i + \sum_{i=1}^5 \beta_{iij} X_i^2 + \sum_{i < k}^5 \beta_{ikj} X_i X_k + \epsilon_j, \quad j = 1, 2, \quad (2.10)$$

여기서  $Y_1, Y_2$ 는 각각 직무만족, 정서적 몰입을 나타내는 반응변수이고,  $X_1, \dots, X_5$ 는 각각 개인차원의 민주가치와 조직차원의 민주가치 사이의 차이 값, 개인차원의 변화추구가치와 조직차원의 변화추구가치 사이의 차이 값, 개인차원의 안정추구가치와 조직차원의 안정추구가치 사이의 차이 값, 개인차원의 분석적 가치와 조직차원의 분석적 가치 사이의 차이 값, 개인차원의 팀 추구가치와 조직차원의 팀 추구가치 사이의 차이 값을 나타내는 설명변수이며,  $\epsilon_1, \epsilon_2$ 는 평균이 각각 0, 0, 분산이 각각  $\sigma_1^2, \sigma_2^2$ , 상관관계수가  $\rho$ 인 이변량 정규분포를 따른다. 위의 이차다항회귀모형에서 회귀계수  $\beta_{0j}, \beta_{ij}, \beta_{iij}, \beta_{ikj}$ 를 최소제곱법에 의해 추정된 값을 각각  $b_{0j}, b_{ij}, b_{iij}, b_{ikj}$ 로 나타내면 추정된 반응변수  $\hat{Y}_j$ 가 그리는 곡면, 즉 반응표면은 다음과 같이 표현된다.

$$\hat{Y}_j = b_{0j} + \sum_{i=1}^5 b_{ij} X_i + \sum_{i=1}^5 b_{iij} X_i^2 + \sum_{i < k}^5 b_{ikj} X_i X_k, \quad j = 1, 2. \quad (2.11)$$

추정된 반응변수  $\hat{Y}_j$ 를 최대 혹은 최소화시키는 설명변수들  $X_i (i = 1, \dots, 5)$ 의 값을 구하기 위해 위의 반응표면 식 (2.11)을 행렬로 표현하면 다음과 같다.

$$\hat{Y}_j = b_{0j} + \mathbf{X}' \mathbf{b}_j + \mathbf{X}' B_j \mathbf{X}, \quad j = 1, 2, \quad (2.12)$$

여기서

$$\begin{aligned} \mathbf{X}' &= (X_1, \dots, X_5)', \quad \mathbf{b}_j = (b_{1j}, \dots, b_{5j}), \quad j = 1, 2, \\ B_j &= \begin{pmatrix} b_{11j} & b_{12j}/2 & b_{13j}/2 & \cdots & b_{15j}/2 \\ & b_{22j} & b_{23j}/2 & \cdots & b_{25j}/2 \\ & & (\text{sym}) & & \vdots \\ & & & & b_{55j} \end{pmatrix}, \quad j = 1, 2 \end{aligned}$$

이다. 위의 식 (2.12)에서  $\hat{Y}_j$ 를  $\mathbf{X}$ 로 미분한 후에 영벡터가 되는 점을 구하면 이 점이 정상점(stationary point)가 된다. 즉,

$$\begin{aligned} \frac{\partial \hat{Y}_j}{\partial \mathbf{X}} &= \frac{\partial}{\partial \mathbf{X}} (b_0 + \mathbf{X}' \mathbf{b}_j + \mathbf{X}' B_j \mathbf{X}) \\ &= \mathbf{b}_j + 2B_j \mathbf{X} = \mathbf{0}, \quad j = 1, 2 \end{aligned} \quad (2.13)$$

을 만족하는 점은  $\mathbf{X}_{0j} = -1/2B_j^{-1} \mathbf{b}_j, j = 1, 2$ 가 된다.

그런데 위의 적합된 이차반응표면식에 대해 정준분석을 실시할 경우 이차항의 회귀계수로 구성된 대칭 행렬  $B_j$ 가 어떤 형태의 행렬인가를 밝히는 것은 정상점의 위치를 구분 짓는 중요한 기준이 된다. 구체적으로 행렬  $B_j$ 가 양정치(positive definite)행렬이면  $B_j$ 의 고유치들이 모두 양수가 되어 정상점  $\mathbf{X}_{0j}$ 는 적합된 반응변수  $\hat{Y}_{j0}$ 의 값을 최소로 하는 최소점이 되고, 행렬  $B_j$ 가 음정치(negative definite)행렬이면  $B_j$ 의 고유치들이 모두 음수가 되어  $\mathbf{X}_{0j}$ 는  $\hat{Y}_{j0}$ 의 값을 최대로 하는 최대점이 되며, 행렬  $B_j$ 가 비정치(indefinite)행렬이면  $B_j$ 의 고유치들은 양수와 음수가 섞여있게 되어  $\mathbf{X}_{0j}$ 는  $\hat{Y}_{j0}$ 의 값이 최소도 아니고 최대도 아닌 안장점(saddle point)이 된다. 이를 기하학적으로 살펴보자면 행렬  $B_j$ 의 고유값에 대응하는 고유벡터를 이루어진 직교행렬에 의해 각 설명변수의 좌표축을 직교 변환하여 얻어진 새로운 좌표축을 주축으로 하여 반응변수를 나타내면 행렬  $B_j$ 의 고유값이 모두 양수이거나 음수인 경우에는 추정된 반응변수  $\hat{Y}_j$ 의 등고선 모양이 타원의 형태를 띠게 되며, 행렬  $B_j$ 의 고유값이 양수와 음수가 섞여있으면 등고선의 모양이 쌍곡선의 형태를 띠게 된다. 그런데  $\mathbf{X}_{0j}$ 가 안장점이 되는 경우에는 능선분석(ridge analysis)을 추가적으로 실시해서 설명변수  $\mathbf{X}$ 의 범위에서 최대 혹은 최소가 되는 반응변수 값을 구해야 한다 (성내경, 2004).

### 3. 부합수준-성과관계 검증

#### 3.1. 데이터확보 및 측정척도의 신뢰성과 타당성검증

본 연구에서 개인-조직부합수준과 성과 사이의 관계를 검증하기 위해 김재석 등 (2010)의 연구에서 활용된 데이터를 활용하였다. 데이터는 편의추출방법으로 서울, 인천, 부산 지역의 기업에서 일하고 있는 조직구성원을 대상으로 한 설문조사로부터 얻어졌다. 배포된 350부의 설문지 중 부적절하게 응답된 설문을 제거하고 226부가 최종분석에 사용되었다. 남성과 여성은 각각 58.8%, 41.2%, 연령대는 26~35세 58.4%, 36~45세 27%, 46~55세 9.7%였다. 개인과 조직 가치를 측정하기 위해 OCP 가치항목 26개 항목 (O'Reilly 등, 1991)을 사용하였다. 개인가치와 조직가치 값을 얻기 위해 응답자들은 각 가치 측정 항목에 대해 자신의 현재 가치를 반영하는 적절한 척도에 체크하였고 동시에 동일한 설문에 대해 7점 척도로 자신이 속한 조직이 추구하는 가치에 대해서도 자신이 지각하기에 적절하다고 판단되는 적절한 척도에 체크하였다. 탐색적인 주요인 분석(Varimax 회전)을 활용하여 개인과 조직가치 각각 5개의 가치, 민주적, 분석적, 변화추구, 안정추구, 팀 가치가 추출되었다. 개별요인에 대한 설문항목의 최소 요인적재 값은 0.4, 5개 요인추출 시 고유값은 2.2290, 누적 설명비는 61.066%로 측정도구는 타당하였고, 신뢰성의 측정도구인 Cronbach 알파값은 개별 요인별 측정도구의 최소값이 0.667이상으로 신뢰수준을 보이고 있다. 직무만족은 Hackman과 Oldham (1975)의 직무만족 설문 7개로 측정하였고, 정서적 몰입을 측정하기 위해 Meyer 등 (1993)의 6개 설문을 활용하여 모두 7점 척도로 측정하였다. 직무만족관련 측정도구는 최소 요인적재 값 0.692, 알파값은 0.879이고, 정서적 몰입을 측정하기 위한 측정도구는 최소 요인적재 값 0.687, 알파값은 0.928으로 타당하고 신뢰적으로 나타났다.

#### 3.2. 검증결과

반응변수  $Y_1$ (직무만족),  $Y_2$ (정서적 몰입) 간의 상관관계를 살펴본 결과 피어슨 상관계수는 0.5261, 스피어만 상관계수는 0.5211이고 두 경우 모두  $p$ -value < 0.0001이므로  $Y_1, Y_2$  간에 양의 상관관계가 있음을 알 수 있다. 따라서 두 개의 반응변수  $Y_1, Y_2$ 에 대해 5개의 설명변수  $X_1$ (개인차원의 민주가치와 조직차원의 민주가치 사이의 차이 값),  $X_2$ (개인차원의 변화추구가치와 조직차원의 변화추구가치 사이의 차이 값),  $X_3$ (개인차원의 안정추구가치와 조직차원의 안정추구가치 사이의 차이 값),  $X_4$ (개인차원의 분석적 가치와 조직차원의 분석적 가치 사이의 차이 값),  $X_5$ (개인차원의 팀 추구가치와 조직차원의

표 3.1.  $Y_1$ (직무만족)과  $Y_2$ (정서적 몰입)에 대한 이차다항회귀모형의 적합도결과

Regression	$Y_1$		$Y_2$	
	R-square	Pr > F	R-square	Pr > F
Linear	0.1444	< .0001	0.1051	< .0001
Quadratic	0.0389	0.0823	0.1013	< .0001
Crossproduct	0.0134	0.9689	0.0540	0.1427
Total Model	0.1967	0.0006	0.2604	< .0001

표 3.2.  $Y_1$ (직무만족)과  $Y_2$ (정서적 몰입)에 대한 이차다항회귀모형의 다변량회귀분석결과

Parameter	$Y_1$			$Y_2$			Wilks
	Estimate	Std Error	Pr >  t	Estimate	Std Error	Pr >  t	Pr > F
Intercept	4.8812	0.1155	< .0001	4.9708	0.1515	< .0001	-
$X_1$	0.2939	0.1324	0.0275	0.2920	0.1735	0.0939	0.0650
$X_2$	-0.0327	0.1088	0.7644	-0.1257	0.1427	0.3792	0.6772
$X_3$	-0.1316	0.1030	0.2029	-0.2525	0.1350	0.0629	0.1562
$X_4$	-0.0154	0.1102	0.8887	-0.1518	0.1445	0.2948	0.5445
$X_5$	0.0518	0.0887	0.5598	0.1740	0.1162	0.1359	0.3290
$X_1 * X_1$	-0.0053	0.0440	0.9044	-0.0309	0.0577	0.5927	0.8604
$X_2 * X_2$	-0.0250	0.0508	0.6229	-0.0817	0.0666	0.2214	0.4739
$X_3 * X_3$	-0.0679	0.0432	0.1177	-0.0938	0.0567	0.0996	0.1665
$X_4 * X_4$	-0.0814	0.0413	0.0501	-0.1388	0.0541	0.0111	0.0258
$X_5 * X_5$	-0.0281	0.0486	0.5635	0.0114	0.0637	0.8583	0.7564
$X_1 * X_2$	0.0154	0.0657	0.8145	0.0019	0.0861	0.9824	0.9691
$X_1 * X_3$	0.0213	0.0521	0.6835	-0.0465	0.0683	0.4966	0.5871
$X_1 * X_4$	0.0135	0.0617	0.8274	0.0336	0.0808	0.6783	0.9169
$X_1 * X_5$	0.0786	0.0668	0.2412	0.2303	0.0876	0.0092	0.0340
$X_2 * X_3$	0.0147	0.0572	0.7973	0.1047	0.0750	0.1644	0.3543
$X_2 * X_4$	0.0237	0.0645	0.7141	0.0000	0.0846	0.9996	0.9210
$X_2 * X_5$	-0.0240	0.0633	0.7051	0.0128	0.0830	0.8774	0.8750
$X_3 * X_4$	-0.0027	0.0523	0.9590	0.0050	0.0686	0.9424	0.9932
$X_3 * X_5$	-0.0518	0.0574	0.3680	-0.0595	0.0753	0.4300	0.6055
$X_4 * X_5$	0.0073	0.0649	0.9108	-0.1746	0.0851	0.0415	0.0690

팀 추구가치 사이의 차이 값을 모두 사용하여 다변량 이차다항회귀모형을 적용하여 다변량회귀분석과 다중반응표면분석을 실시한 결과가 표 3.1~3.3에 나타나 있다.

먼저 표 3.1에서 제시된 이차다항회귀모형의 적합도결과를 살펴보면 5개의 설명변수  $X_1, \dots, X_5$ 에 대해 추정된 반응변수  $Y_1$ (직무만족),  $Y_2$ (정서적 몰입)의 결정계수  $R^2$ 의 값이 각각 0.1967, 0.2604로서 다소 낮으며 특히 교차곱(Crossproduct)항의  $R^2$ 의 값이 각각 0.0134, 0.0540으로 매우 낮고  $p$ -value가 커서 꺾데이터를 이차다항회귀모형에 적합시키는 정도가 다소 낮으나 전체모형에 대한  $p$ -value가 각각 0.0006, < .0001이므로 이차회귀모형을 결코 기각시킬 수가 없음을 나타낸다. 그리고 표 3.2는 표 3.1에서 제시된 일차항, 제곱항, 교차곱항의 유의성 결과를 세부적으로 살펴보기 위해 5개의 개별 설명변수들에 대한 유의성 검증결과를 두 반응변수  $Y_1, Y_2$ 에 대해 각각 단변량의 경우와 다변량으로 통합하여 Wilks' Lambda의  $p$ -value를 제시하고 있다. 표 3.2를 살펴보면 먼저 단변량의 경우 반응변수  $Y_1$ 의 경우, 일차항에서는 설명변수  $X_1$ 만이 유의하고 나머지 설명변수들  $X_2, \dots, X_5$ 는 유의성이 없으며, 제곱 항에서는 설명변수  $X_4$ 의 제곱항만이 유의할 뿐 나머지 제곱항들은 유의성 없는 것으로 나타나

표 3.3.  $Y_1$ (직무만족)에 대한 반응표면분석결과

종속변수	독립변수	$R^2$	고유치	정상점구분	정상점	예측값	최대점	최대값
$Y_1$	$X_1$	0.1515	-0.0277	maximum	60.8719	12.8083	1.8157	5.2201
	$X_2$		-0.5768		13.9202		0.5060	(0.3051)*
	$X_1$	0.1575	0.0698	saddle point	-28.9806	0.5350	1.8293	5.3413
	$X_3$		-0.5830		-1.2021		-0.5764	(0.3268)
	$X_1$	0.1673	0.0462	saddle point	-35.6045	0.1715	1.7321	5.2134
	$X_4$		-1.2618		-10.1908		0.2825	(0.3084)
	$X_1$	0.1454	0.0005	saddle point	-2913.2397	-422.9626	1.4794	5.1288
	$X_5$		-0.8535		-1909.3910		0.0332	(0.2572)
	$X_2$	0.0580	-0.5566	maximum	0.0381	4.5706	0.0649	4.5705
	$X_3$		-0.8230		-0.2911		-0.3142	(0.3136)
	$X_2$	0.1026	-0.4820	maximum	-0.2033	4.6194	-0.1077	4.6185
	$X_4$		-1.3943		0.0782		0.0271	(0.4645)
	$X_2$	0.0631	-0.4644	maximum	0.1036	4.6123	0.1083	4.6121
	$X_5$		-0.6662		0.9819		1.0508	(0.3048)
	$X_3$	0.1099	-0.6214	maximum	-0.5556	4.6337	-0.5628	4.6328
	$X_4$		-1.2789		0.0861		0.1782	(0.3205)
	$X_3$	0.0852	-0.1227	maximum	-1.8256	4.9727	-0.9570	4.8262
	$X_5$		-0.9249		5.9951		2.1231	(0.3359)
	$X_4$	0.1008	-0.1677	maximum	1.0227	4.7852	0.5959	4.7570
	$X_5$		-1.6894		3.4411		1.9824	(0.2747)
$X_1$								
$X_2$								
$X_3$	0.1967	-0.4137	saddle point	0.0659	4.2570	-0.6844	5.3429	
$X_4$		-0.9741		-0.5740		-0.1771	(0.3194)	
$X_5$		-1.1096		-4.1325		0.3158		

\*: 괄호안의 값은 표준오차를 나타냄.

며, 교차곱항에서는 전부 유의성이 없는 것으로 나타나고 있다. 반응변수  $Y_2$ 의 경우에는 일차항에서는 설명변수  $X_1$ 과  $X_3$ 이 어느 정도 유의하고, 제곱 항에서는 설명변수  $X_3, X_4$ 의 제곱 항이 유의하며, 교차곱 항에서는  $X_1 * X_5, X_4 * X_5$ 의 항이 유의한 것으로 나타난다. 다변량회귀분석의 경우에는 Wilks' Lambda의  $p$ -value가 유의한 것들을 살펴보면 일차항에서는 설명변수  $X_1$ 뿐이며, 제곱항에서는 설명변수  $X_4$ 의 제곱항만 유의하며, 교차곱항에서는  $X_1 * X_5, X_4 * X_5$ 의 항이 유의한 것으로 나타나고 있다.

한편, 표 3.3에서 제시된 것처럼 반응변수  $Y_1$ (직무만족)에 대한 이차회귀모형에서 정준분석의 결과 정상점은  $X_1 = -3.5227, X_2 = -0.0105, X_3 = 0.0659, X_4 = -0.5740, X_5 = -4.1325$ 이고 이 점에서 추정된 반응변수의 값은  $\hat{Y}_1 = 4.2570$ 임을 알 수 있다. 그런데 이차다항회귀계수행렬  $B_1$ 의 고유값이 0.3478, -0.1121, -0.4137, -0.9741, -1.1096으로 음수와 양수가 섞여 있으므로 이 정상점은 안장점이 되어 이 점에서 추정된 반응변수의 값은 최대점도 최저점도 아니게 된다. 따라서 추가적으로 능선분석을 실시한 결과  $X_1 = 1.2874, X_2 = 0.0108, X_3 = -0.6844, X_4 = -0.1771, X_5 = 0.3158$ 일 때 반응변수의 최대 추정값은 5.3429가 되고 추정값의 표준오차는 0.3194이다.

그리고 표 3.4에서 나타난 것처럼 반응변수  $Y_2$ (정서적 몰입)에 대한 이차회귀모형에서 정준분석의 결과 정상점은  $X_1 = -0.5343, X_2 = -2.0495, X_3 = -1.7654, X_4 = 0.5050, X_5 = -1.8252$ 이고 이 점에서 추정된 반응변수의 값은  $\hat{Y}_2 = 5.0474$ 임을 알 수 있다. 그런데 이 경우에도 행렬  $B_2$ 의 고유값이 1.7166, -0.3011, -0.9701, -1.1503, -2.8073으로 음수와 양수가 섞여 있으므로 이 정상점은 안장점이 되어 이



표 3.4.  $Y_2$ (정서적 몰입)에 대한 반응표면분석결과

종속변수	독립변수	$R^2$	고유치	정상점구분	정상점	예측값	최대점	최대값
$Y_2$	$X_1$	0.1377	-0.3463	maximum	3.5936	5.1065	1.8264	5.0264
	$X_2$		-1.3961		0.2857		0.1223	(0.4417)*
	$X_1$	0.1157	0.1226	saddle point	-14.6852	2.6516	1.7781	5.3080
	$X_3$		-1.0294		2.9471		-0.9789	(0.4743)
	$X_1$	0.1556	0.1797	saddle point	-9.0622	3.6996	1.8158	5.2501
	$X_4$		-2.4883		-1.0655		-0.2307	(0.5006)
	$X_1$	0.0928	-0.0970	maximum	8.5752	5.9520	0.9896	4.9369
	$X_5$		-1.3913		10.0962		0.8101	(0.2735)
	$X_2$	0.1043	-0.9155	maximum	-0.2142	4.6523	-0.2518	4.6519
	$X_3$		-1.3898		-0.2704		-0.2462	(0.4022)
	$X_2$	0.1701	-1.1079	maximum	-0.4241	4.7637	-0.2772	4.7606
	$X_4$		-2.5123		-0.2113		-0.2358	(0.5752)
	$X_2$	0.0936	-0.4587	maximum	-0.1770	4.7322	-0.1764	4.7315
	$X_5$		-1.4404		1.5248		1.3781	(0.4048)
	$X_3$	0.1465	-0.8420	maximum	-0.3917	4.6882	-0.3554	4.6879
	$X_4$		-2.4369		-0.2856		-0.2643	(0.3891)
	$X_3$	0.0966	0.5761	saddle point	0.2027	4.4086	-1.1219	5.2519
	$X_5$		-1.5900		-2.0542		2.0799	(0.4583)
	$X_4$	0.1367	1.1121	saddle point	-0.2230	4.5090	0.1871	6.0008
	$X_5$		-2.6238		-0.8896		-5.1736	(1.2256)
	$X_1$	0.2603	1.7166	saddle point	-0.5343	5.0474	-3.6145	6.9805
	$X_2$		-0.3011		-2.0495		-0.1424	
	$X_3$		-0.9701		-1.7654		-0.1497	
	$X_4$		-1.1503		0.5050		0.6099	
	$X_5$		-2.8073		-1.8252		-4.5202	

\*: 괄호안의 값은 표준오차를 나타냄.

점에서 추정된 반응변수의 값은 최대점도, 최저점도 아닌 경우가 된다. 따라서 추가적으로 능선분석을 실시한 결과  $X_1 = -3.6145$ ,  $X_2 = -0.1424$ ,  $X_3 = -0.1497$ ,  $X_4 = 0.6099$ ,  $X_5 = -4.5202$ 일 때 반응변수의 최대 추정값은 6.9805가 되고 추정값의 표준오차는 1.1140이 된다.

한편, 5개의 설명변수  $X_1, \dots, X_5$ 를 모두 사용할 경우 시각적인 확인을 위해 반응곡면의 그래프와 등고선도표를 작성하는 것이 곤란한 점을 고려하여 5개의 설명변수들 중에서 2개씩의 설명변수를 택하여 반응변수  $Y_1, Y_2$ 에 대해 이차회귀모형을 적용하여 다중반응표면분석을 실시하여 정상점과 최대점을 구하고, 이들 반응곡면에 대한 등고선도표를 그림 3.1에 제시하였다. 그림 3.1을 살펴보면 반응변수  $Y_1$ 의 경우에 설명변수의 쌍들 중에서  $(X_1, X_2)$ ,  $(X_2, X_3)$ ,  $(X_2, X_4)$ ,  $(X_2, X_5)$ ,  $(X_3, X_4)$ ,  $(X_3, X_5)$ ,  $(X_4, X_5)$ 는 등고선의 모양이 타원이고 그 밖의 쌍들 즉,  $(X_1, X_3)$ ,  $(X_1, X_4)$ ,  $(X_1, X_5)$ 는 등고선의 모양이 쌍곡선을 나타낸다. 그리고 반응변수  $Y_2$ 의 경우에는 설명변수의 쌍들 중에서  $(X_1, X_2)$ ,  $(X_1, X_5)$ ,  $(X_2, X_3)$ ,  $(X_2, X_4)$ ,  $(X_2, X_5)$ ,  $(X_3, X_4)$ 는 등고선의 모양이 타원이고 그 밖의 쌍들 즉,  $(X_1, X_3)$ ,  $(X_1, X_4)$ ,  $(X_3, X_5)$ ,  $(X_4, X_5)$ 는 등고선의 모양이 쌍곡선을 보여준다.

#### 4. 결론 및 논의

개인-조직가치 부합수준의 어떤 수준에서 반응변수가 최대값을 보이는지를 알아보기 위해 이변량 이

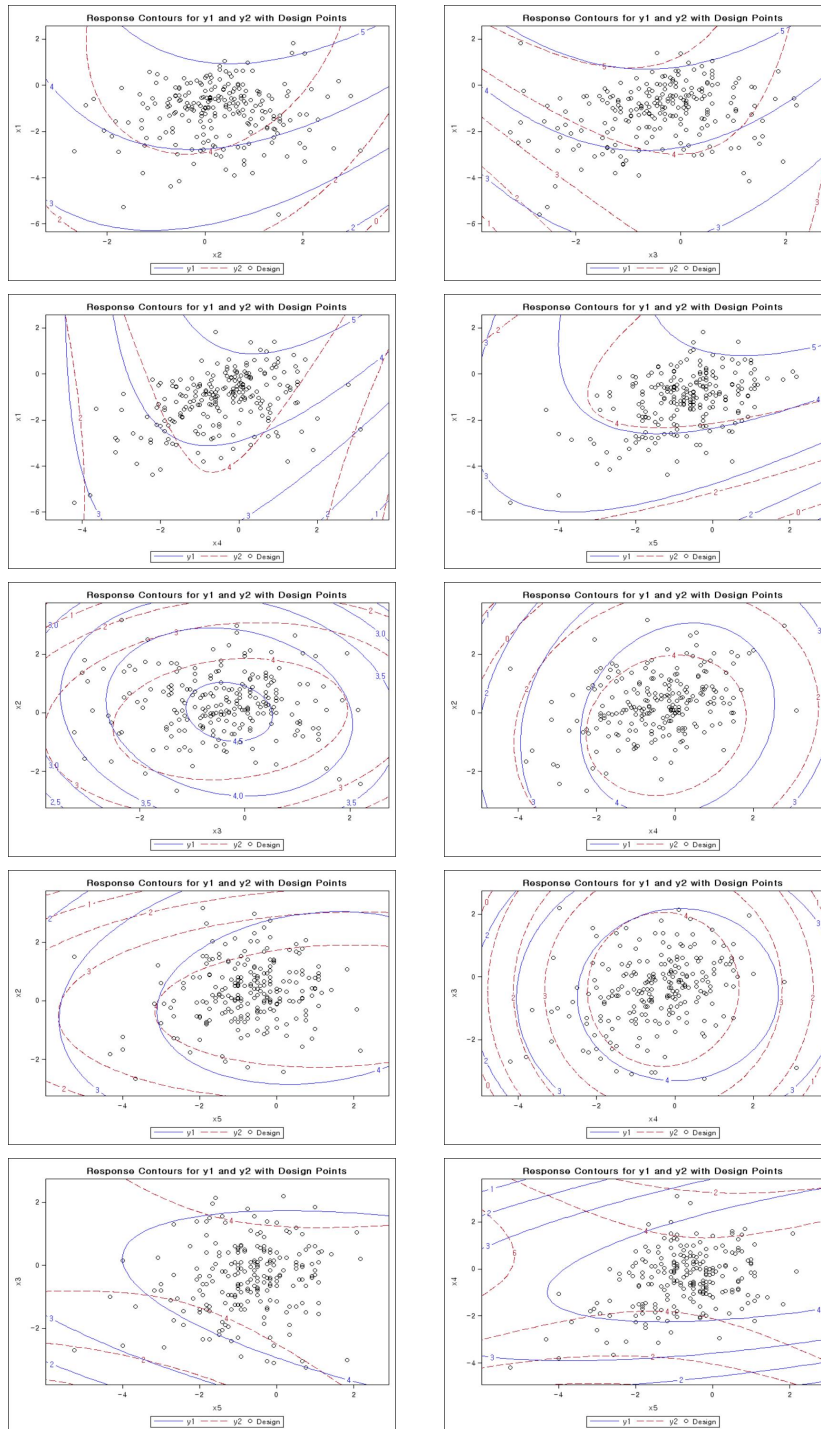


그림 3.1. 반응변수  $Y_1, Y_2$ 의 등고선도표

차다향회귀모형에서 다중반응표면분석을 실시한 결과 직무만족과 정서적 몰입에서 최대값을 가져오는 가치 프로파일의 차이값은 각각 민주적 가치 1.29, -3.61, 변화추구가치 0.011, -0.14, 안정추구가치 -0.68, -0.15, 분석적 가치 -0.18, 0.61, 팀가치 0.32, -4.52로 나타났다. 즉, 직무만족을 통해 성과를 극대화하기 위해서는 민주적 가치의 경우 개인이 추구하는 가치가 조직에서 요구한다고 지각하는 가치수준보다 1.29 커야 하고, 변화추구가치 관련해서는 두 가치수준이 거의 일치하여야 하며 안정추구가치와 분석가치의 경우, 조직가치가 개인가치보다 각각 0.68, 0.18만큼 커야 하며, 팀가치의 경우는 개인가치가 조직가치 수준보다 0.32만큼 커야 한다는 의미이다. 정서적 몰입을 통해 성과를 높이기 위해서는 민주적 가치의 경우 조직가치가 개인가치보다 3.61만큼 커야 하고, 변화가치와 안정추구가치의 경우도 미미하지만 조직가치가 개인가치보다 0.14, 0.15만큼 커야 하며, 분석가치의 경우 개인가치가 0.61만큼 커야하고 팀가치의 경우는 조직에서 요구하는 수준이 개인이 보유하고 있다고 지각하는 수준보다 4.52만큼 커야 함을 보여준다.

개인가치와 조직가치의 차이제곱 값의 직무만족과 정서적 몰입에 대한 영향을 위계적 회귀분석과 단변량 다향회귀모형에서 단일반응표면분석을 통해 실증적으로 검증한 김재석 등 (2010)의 연구결과와 본 연구결과를 비교하면 다음과 같은 차이를 보이고 있다. 김재석 등의 연구결과는 분석적, 변화추구, 안정적 가치의 경우 두 가치의 부합수준이 높을수록 직무만족과 정서적 몰입이 증가함을 보여준다. 이번 연구결과는 직무만족을 반응변수로 하였을 경우 변화추구, 분석적 가치의 경우에만 개인-조직가치 부합수준이 높을 경우 직무만족이 최대값을 보이는 것으로 나타났다. 또한 김재석 등의 연구결과는 민주적 가치와 팀가치의 경우 조직가치가 개인가치보다 큰 영역에서, 분석적 및 변화추구가치의 경우, 개인가치와 조직가치가 서로 부합할수록, 그리고 개인가치수준이 조직가치보다 높은 수준을 보이는 영역에서 직무만족이 높다는 것을 보여준다. 그러나 본 연구결과는 변화추구 분석적 가치의 경우는 부분적으로 김재석 등의 연구결과와 일치하는 경향이 있지만, 민주가치와 팀가치의 경우는 일치하지 않는 경향을 보여주고 있다. 안정적 가치의 경우, 조직가치가 개인가치보다 크거나 혹은 그 반대의 경우에 직무만족이 높게 나타났지만 이번 연구결과는 조직가치가 개인가치보다 0.68만큼 클 때 직무만족에 대한 지각수준이 가장 높은 것으로 나타났다.

김재석 등의 연구에서 정서적 몰입수준을 결과변수로 분석한 결과는 민주적 가치와 팀가치의 경우 개인가치가 조직가치보다 큰 영역에서 몰입수준이 높은 것으로 나타났으나 본 연구결과는 그와 반대되는 경향성을 보여준다. 분석적 가치와 변화가치에 대해서도 개인가치수준이 조직가치보다 높은 영역에서 몰입수준이 높다는 것을 보여주고 있으나 본 연구결과는 분석적 가치의 경우 유사한 경향을 볼 수 있으나 안정적 가치와 마찬가지로 변화추구가치의 경우도 두 가치가 부합할수록 높은 몰입수준을 보여주고 있어 차이가 있다. 이와 같이 동일한 데이터를 대상으로 분석한 두 연구결과를 비교하면 다중반응표면분석을 실시한 이번 연구결과가 보다 정교한 두 가치 간의 부합수준의 방향성을 보여주고 있다. 특히, 김재석 등 (2010)의 연구, 송진섭과 유태용 (2005)과 유태용과 현희정 (2003)의 연구는 결과변수가 최대값에 이르게 하는 두 가치부합수준에 대해서 언급하지 못하고 있으나 본 연구에서는 다중표면반응분석을 통해 개별 가치 부합수준 값의 통합적 프로파일을 제시하고 있다.

개인-환경, 개인-조직, 혹은 개인-직무적합성관련 기존 연구는 부합수준-성과 간의 관계를 연구하기 위해 상관관계분석 (Meglino 등, 1992; Sparrow, 1989; Wohlers와 London, 1989) 혹은 단변량다향회귀분석이나 단일반응표면분석방법 (Edwards, 1993)을 사용하였다. 상관관계분석을 통해 도출될 수 있는 결론은 적합성수준이 높을수록 반응변수는 증가하는 경향을 보인다거나 그 반대의 경향성에 대해 언급하는 수준이었다. Vancouver와 Schmitt (1991), O'Reilly 등 (1991)에 따르면 어느 정도의 부합수준 혹은 방향성이 결과변수의 움직임을 예측케 하는지에 대해서는 관련 정보를 제시하지 못하였다. 단변량 다향회귀분석을 활용한 단일반응표면분석방법을 활용한 연구결과도 비교되는 두 개별 요소 간의 차이의

방향성에 따라 결과가 어떻게 달라지는지에 대한 정보만을 제공해 준다. 그러나 이 경우 반응변수의 최대값에 이르게 하는 부합수준의 프로파일에 대한 통합적 접근이 이루어지지 않았다. 즉, 비교대상이 되는 개인과 조직의 연구영역을 구성하는 요소가 단일 차원에서 의미가 있는지 혹은 프로파일 형태가 유의미한지에 대한 고려없이 개별 차원별 차이 값만을 고려하게 됨으로써 방법론적인 한계를 드러내고 있다 (김재석 등, 2010; 송진섭과 유태용, 2005; 유태용과 현희정, 2003; Edwards, 1993). 관련 기존 연구에서 개인가치와 조직가치의 부합수준-성과 간의 연구에서 개인이나 조직의 가치 프로파일을 통해 개인이나 조직의 가치적 특성이 더 잘 반영됨에도 불구하고 방법론적인 한계로 인해 프로파일적인 접근보다는 개별 요소별 부합수준을 고려하고 있는 실정이다. 따라서 본 연구는 이런 기존 관련연구에서 채택하고 있는 방법론의 문제를 극복할 수 있는 대안적 방법을 제시하였다. 특히, 김재석 등 (2010)의 연구결과와의 구체적인 비교에서 볼 수 있듯이 본 연구에서 개인-조직부합수준-성과 간의 관계를 연구하는데 다변량 다항회귀모형에 기초한 다중반응표면분석을 활용함으로써 보다 신뢰적이고 타당한 연구결과를 얻을 수 있을 뿐만 아니라 그 결과의 실무적 활용가능성이 높아지는 성과를 얻을 수 있어 시사하는 바가 크다. 그러나 본 연구에서 통계검증결과  $R^2$ 의 값이 높지 않은 것으로 나타나고 있다. 즉 5개 가치요인들이 성과를 제대로 설명하지 못하는 것을 의미한다. 그러나 이런 결과는 개인이나 조직의 가치요인의 프로파일적 접근이 문제가 있다고 보여지기 보다는 김재석 등 (2010)의 연구에서 개인과 조직가치 요인을 탐색적 주 요인분석을 통해 도출하는데 있어 지나치게 요인의 수를 제한하여 추출한 데 기인한 것으로 판단된다(고유값 2.2290, 누적 설명비는 61.066%). 향후 연구에서 이런 부분에 대한 보완작업이 필요하다고 판단된다. 특히, 본 연구에서 다변량 다항회귀모형에서 다중반응표면분석을 실행하는데 설명변수로 개인-조직가치 간의 차이 값을 활용하였다. 이렇게 함으로써 설명변수의 수가 지나치게 많아지는 것을 피할 수 있었고 실무적인 적용에서도 문제가 없는 것으로 판단되었다. 그러나 향후 연구에서는 개인과 조직가치 개별 값을 설명변수로 하는 모형을 구축하고 이런 모형과 본 연구에서 채택한 모형을 비교 분석함으로써 향후 보다 적절한 통계모형을 구축하기 위한 심도 있는 노력이 필요하다고 판단된다.

## 참고문헌

- 김재석, 박양규, 임효창 (2010). OCP를 활용한 개인-조직 부합도와 태도 간의 관계에 대한 연구, <한국심리학회지: 산업 및 조직>, **23**, 711-731.
- 성내경 (2004). <SAS/STAT 회귀분석>, 제3판, 자유아카데미.
- 송진섭, 유태용 (2005). 개인과 조직간 가치부합이 개인의 태도 및 행동에 미치는 영향, <한국심리학회지: 산업 및 조직>, **18**, 361-384.
- 유태용, 현희정 (2003). 개인과 환경간 부합연구에서 다차항 회귀분석과 반응표면 방법론의 적용, <한국심리학회지: 산업 및 조직>, **16**, 1-19.
- Amerikaner, M., Elliot, D. and Swank, P. (1988). Social interest as a predictor of vocational satisfaction, *Industrial Psychology*, **44**, 316-323.
- Amy, L., Kristof, B., Zimmerman, R. D. and Johnson, E. C. (2005). Consequences of individuals' fit at work: A met-analysis of person-job, person-organization, person-group, and person-supervisor fit, *Personnel Psychology*, **58**, 281-342.
- Davis-Blake, A. and Pfeffer, J. (1989). Just a mirage: The search for dispositional effects in organizational research, *Academy of Management Review*, **14**, 385-400.
- Drazin, R. and Van de Ven, A. H. (1985). Alternative forms of fit in contingency theory, *Administrative Science Quarterly*, **30**, 514-539.
- Edwards, J. R. (1991). Person-job fit: Aconceptual integration, literature review, and methodological critique. In Cooper CLRIT (Ed.), *International Review of Industrial and Organizational Psychology*, **6**, 283-357.
- Edwards, J. R. (1993). Peoblems with the use of profile similarity indices in the study of congruence in organizational research, *Personnel Psychology*, **46**, 641-666.

- Edwards, J. R. and Harrison, R. V. (1993). Job demands and worker health: A three-dimensional reexamination of the relationship between person-environment fit and strain, *Journal of Applied Psychology*, **78**, 628-648.
- Edwards, J. R. and Parry, M. E. (1993). On the use of polynomial regression equations as an alternative to difference scores in organizational research, *Academy of Management Journal*, **36**, 1577-1613.
- Ekehammer, B. (1974). Interactionism in personality from a historical perspective, *Psychological Bulletin*, **81**, 1026-1048.
- Fried, Y. C and Ferris, G. R. (1987). The validity of the job characteristics model: A review and meta-analysis, *Personnel Psychology*, **40**, 287-322.
- Hackman, R. and Oldham, G. (1975). Development of the job diagnostic survey, *Journal of Applied Psychology*, **60**, 159-170.
- Judge, T. A. and Ferris, G. R. (1992). The elusive criterion of fit in human resource staffing decisions, *Human Resource Planning*, **15**, 47-67.
- Khurt, A. I. and Cornell, J. A. (1987). *Response Surface: Designs and Analyses*, Marcel Dekker, New York.
- Kristof, A. (1996). Person-organization fit: An integrative review of its conceptualizations, measurement, and implications, *Personnel Psychology*, **49**, 1-49.
- Lewin, K. (1935). *Dynamic Theory of Personality*, McGraw-Hill, New York.
- Meglino, B. M., Ravlin, E. C. and Adkins, C. L. (1992). The measurement of work value congruence: A field study comparison, *Journal of Management*, **18**, 33-43.
- Meyer, J. P., Allen, N. J. and Smith, C. A. (1993). Commitment to organizations and occupations: Extension and test of a three-component conceptualization, *Journal of Applied Psychology*, **78**, 538-551.
- Murray, H. A. (1938). *Explorations in Personality*, Oxford University Press, New York.
- O'Reilly, C. A., Chatman, J. A. and Caldwell, D. F. (1991). People and organizational culture: A profile comparison approach to assessing person-organization fit, *Academy of Management Journal*, **34**, 487-416.
- Pervin, L. A. and Rubin, D. R. (1967). Student dissatisfaction with college and the college dropout: A transactional approach, *The Journal of Social Psychology*, **72**, 285-295.
- Rounds, J. B., Dawis, R. W. and Lofquist, L. M. (1987). Measurement of person-environment fit and prediction of satisfaction in the theory of work adjustment, *Journal of Vocational Behavior*, **31**, 297-318.
- Sheridan, J. E. (1992). Organizational culture and employee retention, *Academy of Management Journal*, **35**, 1036-1056.
- Sparrow, J. A. (1989). The measurement of job profile similarity for the prediction of transfer of learning: A research note, *Journal of Occupational Psychology*, **62**, 337-341.
- Vancouver, J. B. and Schmitt, N. W. (1991). An exploratory examination of person-organization fit: Organizational goal congruence, *Personnel Psychology*, **44**, 333-352.
- Werbel, J. D. and Gilliland, S. W. (1999). Person-environment fit in the selection process. In Ferris GR (Ed.), *Research in Personnel and Human Resource Management*, **17**, 209-243.
- Wohlers, A. J. and London, M. (1989). Ratings of managerial characteristics: Evaluation difficulty, co-worker agreement, and self-awareness, *Personnel Psychology*, **42**, 235-261.

# Testing the Relationship between Person-Organizational Value Fit and Performance

Yang Kyu Park<sup>1</sup> · Sung Chil Yeo<sup>2</sup>

<sup>1</sup>School of Business, Konkuk University

<sup>2</sup>Department of Applied Statistics, Konkuk University

(Received February 2011; accepted March 2011)

---

## Abstract

The studies of congruence in organizational research have explored the concepts such as person-job fit, person-organization fit, or person-environment fit. The relevant studies dealt with the fit level as an important influencing factor on the performance. In particular, researchers have agreed that employees can be motivated by the high level fit of person-organization. However, few research developing an alternative methodological approach has been done. For the purpose mentioned above the statistics like  $D$ ,  $|D|$  or  $D^2$  and the  $Q$  values such as  $Q$ (the correlation between two sets of interval measures) or  $Q_r$ (the correlation between two rankings) have been conventionally adopted in spite of numerous methodological problems. In general, these traditional indices such as difference scores, or  $Q$  values, are nondirectional and add an extra weight to differences of larger magnitude. Therefore, Edwards (1993) introduced the polynomial regression and the response surface analysis to overcome flaws with conventional approaches. However, the methodological approaches did not reflect the profile characteristics of person-organizational value fit and wouldn't be a proper solution for the fit level of person-organization value maximizing performance. Hence, this paper investigates alternative methodological approaches, the multivariate polynomial regression and the multiple response surface analysis, to avoid the problems issued from conventional ways.

**Keywords:** Multivariate polynomial regression model, multiple response surface analysis, person-organizational value fit, performance, gap difference.

---

---

This work was supported by Korea Research Fund-Grant funded by the Korean Government(Ministry of Education, Science and Technology-2010, NRF-2010-327-B00193).

<sup>2</sup>Corresponding author: Professor, Department of Applied Statistics, Konkuk University, Seoul 143-701, Korea. E-mail: scyeo@konkuk.ac.kr