

## 조직만족의 측정모델 검증연구: 생산직 근로자의 만족요인을 중심으로\*

오 세 진      임 영 식      양 병 화  
중 앙 대 학 교  
심리학과      청소년학과      심리학과

본 연구는 근로자의 조직전반에 관한 만족을 측정하는데 있어, 전통적인 직무만족 측정모델(JDI)에서 명명하는 5개 요인을 보다 직접적인 방법으로 측정하여 이를 JDI의 하위요인에 따라 분류하고 그 범주에 속하지 않는 4개 요인을 추가하여 모델을 구성하였을 때, 이들 9요인이 근로자의 전반적 조직만족을 측정하는 타당한 모델이 되는가를 알아보고, 이들 요인의 예측력 관계성을 검증하고자 하였다. 연구의 대상은 한 대기업의 생산직 근로자 747명으로 남자가 228명, 여자가 519명이었고 이들의 평균연령은 21.37세(SD=5.39)였다. 본 연구에서 제안한 조직만족모델의 부합도 및 대안모델과의 비교, 요인간의 관계성을 검증하기 위해 공변량구조분석을 사용하였다. 분석결과, 본 연구에서 제안한 조직만족모델은 변별타당도 및 수렴타당도가 있었으며 적합한 모델로 평가되었다. 또한 전반적인 조직만족을 구성하는 요인들은 상당히 복잡한 방식으로 조직만족에 유의미한 효과를 갖고 있었고, 이 구조모델 역시 적합하였다. 만일 이러한 조직만족모델이 타당하다면, 근로자들의 조직과 관련된 불만족 반응은 모델에 따라 체계적으로 분류될 수 있고 불만족의 해소방안 역시 보다 체계화될 수 있다. 특히, 각 조직내에서 고충처리 프로그램과 같은 제도적 장치들을 확립하는데 기여할 것이다. 이에 대한 연구의 시사점과 추후연구의 필요성, 연구의 한계 등이 논의되었다.

오늘날의 근로자들은 자신의 직무에 얼마나 만족하는가? 그리고 만일 근로자들이 자신의 직무에 불만족한다면 어떠한 행동패턴을 보일 것인가? 일반적으로 직무에 불만족하게 되는 요인이 근로자의 생존과 관련된 문제일수록 투쟁지향적 노조활동의 강화와 밀접하게 관련되어 있는 것으로 보인다(Dessler, 1994). 즉, 노조는 종업원들이 불만족을 해소하고 만족스러운 작업조건들을 획득하려는 수단으로 조직화되고 활성화될 수 있기 때문에(Fullagar & Barling, 1989), 내적이든 외적이든 불만족한 조건들을 많이 가지고 있는 사업장은 그만큼 노사

관계의 불편과 갈등적 대립관계라는 조직 효율성의 저해 요소를 안고 있을 수 밖에 없다.

최근 정부의 신경제추진과 관련된 '노사협력 의식확산'은 궁극적으로 개별 기업의 노사안정과 직장평화를 통해 과거 임금투쟁 및 근로조건 개선투쟁으로 인한 경제적 손실과 노사갈등이라는 악순환의 고리를 끊고 선진화된 기업문화를 창출하려는 의지라고 긍정적인 관점에서 해석할 수 있다. 결국, 선진화된 기업문화 속에서 근로자들의 삶의 질적 향상과 기업의 생산성 향상이라는 조화로운 목표가 극대화 될 수 있을 것이다.

이런 관점에서, 근로자들의 만족은 노사화합 및 직장평화와 조직효율성이라는 시대적 목표를 달성하기 위한 또다른 중요한 이슈가 될 수 있다. 현재 국내의 많은 기

\*. 본 연구는 '94년 12월 한국노동연구원 의뢰에 따라 국내에 적합한 「고충처리제도의 표준화 모델」을 개발하는 과정에서 얻은 자료를 바탕으로 연구된 것이다. 한편, 본 논문을 심사해 주신 익명의 심사위원들에게 감사드린다.

업들은 근로자들의 불만족을 수렴하고 이를 해소하려는 목적으로 다양한 고충처리시스템(grievance system)을 운영하고 있다. 그러나 제도상의 순수한 목적보다는 법적 규정 즉, 노사협의회법에서 30인 이상의 근로자를 고용하는 모든 사업장에서 의무적으로 운용하도록 규정하고 있기 때문에, 형식적 운용에 그치고 있는 경우가 많다. 더욱이, 이러한 고충제도를 진정한 의미에서 노사화합과 근로자 불만족의 해소를 위해 활용하고 있는 기업에서조차 큰 실효를 거두지 못하고 있다(오세진·임영식·김병철·양병화, 1995). 이에 는 조직구조와 같은 복잡한 요인들이 작용하고 있지만, 주된 원인은 체계적으로 고충을 접수하고, 분류하고, 처리하는 절차를 확립하지 못하고 있기 때문이며, 실무자들의 근로자 만족/불만족의 본질에 대한 이해가 상대적으로 낮다는 것에 기인한다. 예를들어, 실무자들은 근로자가 인간관계로 인한 불만족을 고충으로 제기하였을 때, 이를 사생활 문제로 판단할 것인지, 감독적 문제로 판단할 것인지, 심지어는 작업환경문제로 판단할 것인지를 결정하지 못한다. 그로 인해, 고충제기에서 처리까지의 시간지연이 발생하고 명확하고 적절한 해결책을 제시하지 못함으로써 고충제도가 그 실효성을 거두지 못하고 있다. 이에 더해, 고충제도가 서구적 개념에서는 주로 단체교섭과 관련된 문제를 해결하기 위한 창구의 역할을 하지만, 우리나라에서는 근로자 개인의 사생활에서 부터 모든 범위에 이르는 불만족 요인을 해결하는 역할을 하고 있다. 이러한 현상은 정서적 유대감을 중요시 하는 우리의 집단적 특성을 잘 반영하고 있지만, 폭넓게 정의되고 있는 우리나라의 고충개념으로 볼 때, 결코 조직내 개인의 모든 불만족 혹은 고충의 해결이란 있을 수 없으며 단지 조직과 관련되고 조직차원에서 통제할 수 있는 문제에 대해 보다 합리적인 방안을 마련하는 것이 중요한 과제라 하겠다.

이렇게 볼 때, 조직내 고충처리의 관점에서 전통적인 직무만족에 대한 측정과 개념은 현실적으로 보다 넓은 의미에서 파악되어야 한다. 최근 Judge와 Locke(1993)는

주관적 안녕(well-being)을 직무만족과 연관시켜 근로자의 전반적 만족에 대한 설명력을 높이고자 하였으며, Judge와 Watanabe(1993)는 삶의 만족(life-satisfaction)이란 개념으로 확장시켰다. 전통적 직무만족의 개념적 확장은 조직차원의 통제를 벗어난 고충이나 문제를 모두 조직에서 해결한다는 것을 의미하지 않는다. 앞서 언급했듯이, 근로자의 불만이나 고충을 다루는 조직의 제도적 장치가 너무 광의의 문제를 다루고 있기 때문에 그 실효성이 높지 못하다는 점을 감안한다면, 조직내에서 특히 회사생활에서 발생하는 문제와 그에 따른 고충에 초점을 두는 것이 제도적 개선에 필요한 요건일 것이다.

따라서, 본 연구에서는 현 상황에 맞는 합리적 고충처리제도의 운용을 위해서 먼저 근로자들의 조직 전반에 대한 만족/불만족 요인을 이해해야 하며, 요인간의 관련성 및 이들 요인에 따라 어떻게 근로자들의 불만이나 고충이 행동적으로 표출되는가를 이해하는데 기초를 제공하고자 한다. 특히, 근로자들의 불만족 반응유형은 Rusbult, Farrell, Rogers, 및 Mainous III세(1985)가 제안하는 모델을 통해 보다 합리적으로 설명될 수 있다. 예를들어, 근로자들이 직무순환이나 교육기회, 휴식시간에 대해 불만을 가질 때는 상급부서에 건의하거나 건의함이나 고충제도 등을 통해 문제를 해결하고자 할 수 있지만, 직장내 인간관계나 직무배치 등에 관한 불만은 곧바로 퇴직과 같은 부적이고 극단적인 행동반응으로 표출될 수 있다. 따라서 조직 전반에 대한 만족/불만족에 영향을 주는 요인은 무엇이며, 이들 요인이 어떻게 영향을 주고 받으며, 불만족 반응의 유형이 어떻게 표출되는가에 대한 이해는 근로자들의 불만과 그에 따른 고충을 제도적으로 흡수하고자 하는데 많은 도움을 줄 수 있다.

결국, 근로자의 만족은 직무자체에 대한 만족을 포함한 조직 전반에 대한 만족의 틀에서 설명되고 이해되어야 하나, 대부분의 연구들은 근로자 만족을 직무만족의 관점에서 그리고 조직효율성의 한 요인이라는 관점에서

주로 다루어 왔다(Chacko, 1983). 더욱이, 직무만족에 대한 개념적 이해도 연구자들간에 상당한 불일치를 보이고 있는 것이 사실이다(e.g., Locke, 1976; Quinn & Shepard, 1974; White & Mitchell, 1979; Schneider & Dachler, 1978; Staw & Ross, 1985; Levin & Stokes, 1989; Stein, Smith, Guy, & Bentler, 1993; Schmitt & Mellon, 1980; Chacko, 1983; Judge & Locke, 1993; Beehr & Gupta, 1978; Fisher & Locke, 1992). 이러한 불일치는 직무만족에 대한 개념적 정의에서 비롯하여 직무만족에의 영향요인, 직무만족이 지니는 효과 등과 관련된 연구에서 다양하게 전개되었다. 이런 관점에서, 본 연구는 먼저 근로자의 조직 전반에 대한 만족/불만족 요인을 직무만족보다 광의에서 파악하고 그에 대한 개념화를 시도하였으며, 개념적 모델의 구성요소간의 복잡한 관계성을 인과모델을 통해 설명하고자 하였다. 또한 제안된 측정모델의 하위요인을 Rusbult 등(1985)의 불만족 반응모델에 대입하여 사업장에서 실제 근로자가 제기한 불만족 요인이 어떻게 표출되고, 이에 어떻게 대응하여야 하는가에 대한 통찰을 제공하고자 하였다.

본 연구의 목적상 근로자의 조직 전반에 대한 만족 즉, 전반적 조직만족을 이해하기 위해서는 전통적으로 광범위하게 수행되어 온 직무만족에 대한 개념을 먼저 살펴보아야 한다. 직무만족에 대한 정의는 모든 심리학적 주제들이 그렇듯이 매우 다양하다. 크게 세가지의 관점에서 정의되고 있는데, 첫째는 Vroom의 기대이론의 관점에서 Graen(1969)은 '직무만족은 직무를 통해 얻는 가치로운 결과와의 함수'라고 하였으며, Rice, McFarlin, 및 Bennett(1989)는 이를 확장하여, "직무만족이란 근로자들이 직장에서 비교표준에 의해 얻기를 원하는 것과 경험적으로 얻는 것과의 불일치한 정도"라고 정의하였다. 즉, 근로자들은 기대치와 실제로 획득한 가치를 비교하게 되는데, 이 둘간의 차이가 클수록 불만족을 많이 느낀다는 것이다. 두 번째의 관점은 Locke(1976)의 주장으로, '직무만족이란 자신의 직무 또는 직무경험에 대한

평가로부터 얻어지는 기쁘거나 긍정적인 정서상태'로 정의하였다. 이러한 정의는 직무만족에 대한 연구에서 매우 포괄적으로 받아들여지고 있는데(Judge & Watanabe, 1993), 주로 이들 연구는 성격이론과 인지심리학에 바탕을 두고 직무만족을 개인의 감정적 성향으로 파악하고 있다(e.g., Levin & Stokes, 1989; Staw & Ross, 1985; Hulin, Roznowski, & Hachiya, 1985). 한편, 세 번째의 관점은 Locke(1976)의 주장에 대한 확장으로, 직무만족에 삶의 만족(life satisfaction)과 같은 변인을 추가하여야 할 것으로 보았다. 특히, Judge와 Locke(1993)는 삶의 만족과 관련된 주관적 안녕(well-being)은 감정적 성향에 의해 영향을 받고 다시 직무만족에 영향을 준다는 인과모델을 제안하였다. 그러나 최근에 제안된 삶의 만족 혹은 주관적 안녕과 직무만족의 관계성은 매우 논리성을 가지고 있으나, 아직까지는 직무만족에 대한 성향적 관점만큼 폭넓게 수용되지 못하고 있다(Judge & Watanabe, 1993).

조직 전반에 대한 근로자들의 만족은 여러 관점에서 전통적인 직무만족의 개념에 기초하고 있으며, 통상 동일한 개념처럼 사용되어 왔다. 고충(특히, 우리나라의 현실에서)이라는 관점에서, 근로자의 만족은 직무만족 그 자체보다는 더 넓은 개념으로 볼 수 있는 근로자들의 조직 전반에 대한 만족 즉, 전반적 조직만족/불만족에 접근한 개념으로 파악될 수 있다(Dessler, 1994; 오세진 등, 1995). 따라서, 전반적 조직만족은 전통적인 직무만족 측정요인들(예, JDI)에 기초할 수 있으나, 근로자의 동기, 사내의 복지제도, 교육훈련, 작업여건, 폭넓은 의미의 인간관계, 개인의 가치 등을 포괄할 수 있다. 이러한 요인들은 많은 근로자들이 조직생활에서 고충으로 제기하는 문제들이며, 오세진 등(1995)의 연구를 통한 근로자 면접과 조사에서도 밝혀진 바이다. 본 연구에서는 전통적인 직무만족의 영향요인으로 명명된 작업의 본질, 임금, 감독, 승진, 동료요인이 전반적 조직만족에 영향을 줄 수 있음은 그 개념적 맥락의 유사성에 의해 당연히

될 수 있다고 보고, 오세진 등(1995)의 연구에서 밝혀진 제반 요인이 전통적으로 명명된 요인들과 함께 전반적인 조직만족에 대한 개념적 측정모델을 구성할 수 있는지를 검토할 것이다. 이와같은 측정모델을 제안하기 앞서 지금까지 이루어져 왔던 직무만족의 측정요인들을 개관하고자 한다.

직무만족의 측정과 영향요인에 대한 복잡한 견해는 앞서의 개념적 정의의 다양성을 잘 반영하고 있다. 최근 어떤 연구자들은 직무만족을 측정하는 하위요인의 정교함에도 불구하고 사실상 그 하위요인들 포기한 상태이며, 이보다는 단일평정 측정치를 이용하거나 몇가지의 추가된 측정치를 포함하는 경우가 많다(Robbins, 1991). 예를들어, "모든 것을 고려할 때, 당신은 직무에 얼마나 만족하는가?"와 같은 단일평정치로 전반적인 직무만족을 측정하거나, 직무만족에 영향을 주는 다양한 개별적 측정요소를 통해 전반적 직무만족을 예측(예, 경로분석)하여 왔다. 그렇지만, 단일 측정치가 갖는 신뢰도, 타당도, 구성개념의 단일차원성을 고려할 때, 직무만족의 다차원적 개념화는 직무만족의 개념적 다양성에 보다 접근하고 있음이 분명하다. 더욱이, 인과적 설명에 있어 모든 변인을 망라한 설명보다는 축약된 요인을 통한 설명이 보다 절약성의 원리에 충실하다고 볼 수 있다(Saris & Stronkhorst, 1984). 이런 관점에서, 1970년대 개발된 직무만족 측정도구들은 최근에도 많은 연구에서 활용되고 있으며(e.g., Judge & Locke, 1993), 크게 평정척도 기법, 결정사건법, 인터뷰, 행동경향성 측정치를 이용하는 방법으로 나누어 볼 수 있다.

그 중 평정척도법이 직무만족을 측정하는 방법으로 가장 많이 이용되고 있으며, 특히 Weiss, Dawis, England, 및 Lofquist(1967)가 개발한 Minnesota Satisfaction Questionnaire(MSQ)와 Smith, Kendall, 및 Hulin(1969)의 Job Descriptive Index(JDI)가 주요 직무특성을 통해 폭넓은 근로자들의 태도를 측정하는 대표적인 도구들이다. 또다른 도구로써 Porter(1961)의 Need

Satisfaction Questionnaire(NSQ)가 있는데, 이는 주로 관리자들의 직무만족을 측정하기 위해 개발된 도구이다. 이들 평정척도는 보통 (1) 간단하고 빠르고 쉽게 반응을 얻을 수 있다는 장점과 (2) 직종에 관계없이 다양한 조직에서 활용할 수 있고 (3) 매우 폭넓게 사용되기 때문에 여타의 조직에서 얻은 자료와 비교할 수 있다는 장점을 지니고 있다(Luthans, 1995). 이밖에 결정사건법은 동기에 대한 2요인적 접근을 연구하기 위해 Herzberg, Mausner, 및 Snyderman(1959)에 의해 고안되었으며, Locke(1976)의 행동경향성 측정기법은 어떤 것에 대해 사람들이 피하고 접근하는 경향을 보이는가를 직무에 적용하여 만족/불만족을 측정하도록 고안된 것이다.

이러한 도구들 중 가장 보편적으로 사용되고 있는 Smith 등(1969)에 의해 제안된 JDI는 직무만족의 2가지 주요 차원을 가정한다: (1) 직무만족은 직무상황에 대한 정서적 반응으로, 이는 비가시적이며 추론될 뿐이다. (2) 직무만족은 종종 결과가 기대와 얼마나 잘 부합되는가를 결정한다. 예를들어, 어떤 근로자가 다른사람보다 더 열심히 일했다고 생각하지만 더 적은 보상을 받았다면, 그는 일, 상사, 동료에 대해 부정적인 태도를 가질 것이다. 즉, 그는 불만족할 것이다. 반면, 그가 좋은 대우를 받고 동등하게 보상받았다고 느끼면, 그는 직무에 대해 긍정적인 태도를 가질 것이다. 이러한 가정은 직무만족에 대한 감정적 성향 관점(Locke, 1976; Hulin, Roznowski, & Hachiya, 1985)과 그 맥락을 같이하고 있으며, Smith 등(1969)은 사람들이 감정적 반응을 가지게 되는 중요한 직무특성을 5개의 하위 차원으로 정의하였다: 작업본질, 임금, 승진기회, 감독, 동료. 이러한 직무만족에 대한 5개 하위차원은 직무만족을 측정하는 요인일 뿐 아니라 많은 연구들에 의해 직무만족의 영향요인으로 밝혀졌다(e.g., Ciabattari, 1986; Judge, 1993; Major & Konar, 1984; Barber, Dunham, & Formisano, 1992; Miller & Monge, 1986).

그러나 본 연구에서는 앞서 언급했듯이, 우리나라에

서의 고충개념을 반영한 보다 폭넓은 의미에서 전반적 조직만족의 개념화를 시도하였기 때문에, 다양한 변인들을 수렴하면서 과거 직무만족 측정개념의 추상성을 가시화하기 위해 조직상황에서 관찰가능한 요소들로 측정 변수들을 구성하고자 노력하였다. 하지만, 개념적 구성체는 근거없이 개발될 수 없고 가능한 이론적 연계성을 가져야 하기 때문에(Spector, 1992), 전통적인 직무만족 측정에서 명명하는 하위요인들(JDI 명명요인)의 명칭화에 본 연구의 변수들을 분류하였다. 즉, Smith 등(1969)의 JDI 측정요인에서 명명하는 5개 요인의 하위요소들을 JDI에서와는 달리 이론적 추상성을 배제한 보다 직접적인 측정요소로 구성하였다(작업본질은 직무배치, 작업량의 적절성, 직무순환 등의 하위요소로 구성; 감독은 상하간 의사소통, 리더십 등의 하위요소로 구성; 승진기회는 인사고과의 공정성 및 승진기회로 구성; 동료관계는 폭넓은 의미에서 인간관계요인으로 구성; 임금은 임금수준으로 구성). 이와 더불어 또다른 근로자 만족의 영향요인으로 평가되는 작업여건 혹은 환경(Luthans, 1995), 동기요소(Luthans, Kemmerer, Paul, & Taylor, 1987), 및 Judge와 Locke(1993)의 근로자 만족모델에서 제안한 교육요인과 복지요인을 포함하여 총 9개 요인을 전반적인 조직만족에 대한 하위요인으로 설정하고 이를 본 연구의 기본 측정모델로 제안하였다. 본 연구에서 제안한 9요인 측정모델은 여러 대안모델과 비교하였으며, 구조모델을 통해 각 요인의 상대적 영향력을 평가하였다.

특히, 위와같은 9요인 기본모델의 가설적 구성체에 대한 이론적 관점의 척도 타당화는 Spector(1992)가 제안했듯이, 이론적 관점에서 얻어진 자료의 가설적 구조를 타당화함에 있어 귀납적 접근 즉, 확인적 분석방법이 적절하다고 인정되었고, 본 연구에서는 사전에 가설적 개념하에서 문항을 선택하고 이를 선행의 이론적 틀에서 구성하였기 때문에, 확인적 분석에 앞서 사전가설의 공식화보다는 결과적 해석에 초점을 두는 탐색적 분석

(연역적 접근)을 수행할 필요성을 느끼지 않았다.

한편, 9개 요인을 포함한 측정모델을 기본모델로 하여, 이를 몇 개의 경쟁모델과 비교하는 이유는 본 연구에서 경험적으로 얻어진 자료가 전반적인 조직만족을 측정하는데 부합된다 할지라도 모델간 비교없이 결론 도출에 오류를 범할 수 있기 때문이다. 따라서, 9개 요인의 기본모델을 5개의 경쟁모델과 비교하였는데, 그중 4개의 경쟁모델은 직무만족과 근로자의 삶의 만족에 관한 측정연구(e.g, Roznowski, 1989; Hulin et al., 1985; Judge & Locke, 1993; Fisher & Locke, 1992; Judge & Watanabe, 1993)들을 기초로 설정되었고, 1개의 경쟁모델은 모델의 다차원성을 검증하고 전반적인 변별성을 평가(Prussia, Kinicki, & Bracker, 1993)하기 위한 단일 요인모델로 설정되었다. 경쟁모델을 자료분석에서 산출된 수정지수(modification index)나 모델 부합도지수(fit index)에 근거하여 사후적으로 설정하지 않은 것은 자료의 탐색적 분석에 따른 1종오류의 증가를 방지하고 보다 확인적 요인분석에 충실하도록 한 것이었다(Pedhazur & Schmelkin, 1991). 사실, 측정모델간의 비교는  $\chi^2$ 차이치, CFI(compatative fit index), PFI(parsimony fit index) 등을 통해 더 간명하고 나은 모델을 찾는데 그 목적을 두고 있으나, 본 연구에서 9개의 요인을 기본모델로 제안한 것은 연구의 목적상 근로자들의 불만족 유형을 고충처리와 같은 제도적 장치로 흡수하는데 기여할 기초적인 요인들을 밝히는 것으로, 가급적 다양한 영향요인을 배제하지 않는 것이 바람직하기 때문이다. 따라서 모델의 절약성보다는 다양한 연구에서 개별적으로 효과가 검증되었으며 실제 사업장의 근로자들이 만족 요인으로 지적한 요인들에 입각하여 구성된 9개 요인모델이 직무만족의 대표적 5요인 모델을 포함한 여타의 절약적 모델과 어떤 차이를 보이는가에 더 관심을 갖는다. 그러나, 모델의 검증에 있어 간명성의 원칙이 중요한 만큼 9요인 기본모델이 다른 경쟁 모델에 비해 현저히 나쁘다면 대안적인 모델이 선택될

것이다.

본 연구에서 제안하는 9요인 기본모델과 비교될 5개의 경쟁모델은 다음과 같다. 첫째는 모든 요인을 단일 차원으로 보는 단일요인 모델이고, 둘째, JDI에서 명명하는 요인들로 구성된 5 요인모델(경쟁모델 1)이다. 셋째, 근로자 만족에 중요한 작업환경(Luthans, 1995)과 복지(Judge & Watanabe, 1993)는 동기나 교육요인과는 달리 물질적 특성을 가지고 있기 때문에 물리적 요인으로 보고, 이러한 물리적 요인(Cronbach  $\alpha=.59$ )+동기+교육+JDI의 명명 5요인을 포함한 8 요인모델(경쟁모델 2)이며, 넷째는, 작업환경·복지 및 교육(Judge & Locke, 1993)은 더 나은 작업여건을 제공해 주는 주변적 요인이기 때문에 이를 작업주변요인으로 보고, 이러한 작업주변요인(Cronbach  $\alpha=.62$ )+동기요인(Luthans et al., 1987)+JDI의 명명 5요인을 포함한 7 요인모델(경쟁모델 3)이다. 마지막 다섯째는, Hulin 등(1985)에 따라 환경·복지·동기를 작업-역할 산출(work-role output) 요인으로 보고 교육을 작업-역할 투입(work-role input) 요인으로 보고 작업-역할 투입요인+작업-역할 산출요인(Cronbach  $\alpha=.65$ )+JDI의 명명 5요인을 포함한 7 요인모델(경쟁모델 4)이다. 모델의 비교를 위해서  $\chi^2$ 차이치, PFI(Mulaik, James, Alstine, Bennett, Lind, & Stillwell, 1989), CFI(Bentler, 1990) 부합도 지수들을 이용하였다. 설정된 모델가운데, JDI의 명명요인으로 구성된 경쟁모델 1은 기본모델과 서로 포함관계에 있는(nested) 모델이 아니기 때문에  $\chi^2$ 차이치를 제외하고 개별 부합도 지수와 PFI만으로 비교하였다.

한편, 구조방정식 모델은 9요인의 전반적 조직만족에 대한 상대적 효과를 알아보기 위해 각 요인의 경로계수를 추정하였는데, 만족요인의 복잡성을 체계화하기 위해 각 이론변수들의 직접 효과와 간접 효과를 분리하여 검증하였다. 대부분의 연구들은 앞서의 여러 요인들이 직접적으로 직무만족을 예측한다고 가정하고 있다. 그러나, Scarpello와 Campbell(1983)은 근로자 만족에 대한 기존

의 측정요인들의 직접적인 예측력이 추론의 명확성을 떨어뜨린다고 지적하면서 측정요인들의 간접적 효과가 있음을 시사한 바 있다. 더욱이, 앞서 언급했듯이 측정도구들의 정교함에도 불구하고 그 예측력이 낮다는 것 또한 간접 효과의 중요성을 의미하는 것이다. 이런 배경하에, 많은 시도가 이루어지지 않은 전반적 조직만족에 대한 구조모델은 가설적 구조일 수 밖에 없는데, 본 연구에서는 이러한 가설적 구조에서 전반적 조직만족 예측요인들의 간접적 효과를 추출해 냄으로써 추론의 명확성을 높일 수 있다고 본다. 따라서, 제 요인의 관계성을 언급한 앞서의 연구들을 통해 모델이 포화되지(saturated) 않도록 기초 모델을 설정하고, 사후적으로 자료분석을 통해 수정지수와 적합도 지수를 검토해 가면서 가장 합리적인 구조모델을 선택하였다.

이와같은 측정모델과 구조방정식 모델의 검증을 통해 본 연구는 기본적으로 전통적인 직무만족 요인이라고 명명된 5개의 요인과 4개의 추가적 요인이 전반적 조직만족에 대한 모델로써 부합되는지와 전반적 조직만족에 대한 각 요인들의 상대적인 효과를 밝히고자 하였다. 이러한 모델검증의 타당성은 곧 전통적인 직무만족의 개념과 보다 광의의 조직만족 개념간의 연계 가능성을 시사하는 것이고, 나아가 조직내에서 근로자 불만족의 통로를 선행욕구적 관점에서 제도적으로 해소시키는데 이러한 조직만족의 개념적 이해가 도움을 줄 것이라고 본다. 따라서, 본 연구는 전반적 조직만족의 모델을 제시함과 더불어 부가적으로 근로자들의 불만족이 어떠한 형태로 표출되는가를 Rusbult 등(1985)의 모델을 통해 탐색해 볼 것이다.

## 방 법

### 조사대상 및 표집과정

본 연구의 조사대상은 경기도 이천에 소재한 H전자  
 의 생산직 근로자 747명이었다. 최초의 표집계획은 전체  
 근로자 9,428명 가운데 약 10%에 해당하는 1,000명을 총  
 화표집하는 것이었다. 그러나, 이와같이 표집할 경우에  
 상급부서나 관리자의 영향으로 인해 반응편파가 예상되  
 고, 이에 따라 조사의 신뢰성과 객관성을 보장하기 어렵  
 다고 판단되어 상급부서의 영향을 배제하기 위해 전 근  
 로자를 대상으로 설문을 실시하였다. 회수된 설문지의  
 수는 약 5,600부였으며, 이 중 응답누락을 제외한 나머  
 지 설문지 중에서 최초 표집계획에 준하도록 1,230부를  
 무선적으로 선택하였다. 그 다음 사업장의 특성을 고려  
 하여, 즉 해당 사업장은 총 7개의 사업본부(반도체 생산,  
 반도체 조립, 모니터, 생산지원, LCD, 통신, 정밀)로 편  
 성되어 있는데, 사업본부별로 근로자들의 업무의 성격이  
 매우 다르고 근무여건이 상이한 점을 고려하여 연구의  
 특성상 가급적 동질성을 확보할 수 있는 반도체 사업부  
 747명(무선표본의 60.7%)을 자료분석에 포함시켰다. 조  
 사대상 중 남자는 228명(30.5%)였고, 여자는 519(69.5%)  
 였으며, 반도체생산 396명(53.0%), 반도체조립 351명  
 (47.0%)이었다. 또한 이들의 평균 연령은 21.37세  
 (SD=5.39)였다.

### 측정문항

본 연구의 이론변수는 작업본질, 감독, 임금, 승진, 인  
 간관계, 작업환경, 교육, 복지, 동기, 그리고 전반적 조직  
 만족의 총 10개였으며, 측정변수는 각 이론변수에 대해  
 1개에서 5개로 구성되어 있다. Bentler와 Chou(1987)는  
 하나의 이론변수에 적어도 세 개 이상의 측정변수를 사  
 용할 것을 권하고 있어, 가능한 세 개 이상의 측정변수  
 를 사용하고자 하였으나 교육, 복지, 동기를 측정하는 측  
 정변수는 현실적으로 많은 문항을 포함시켰을 때 오히  
 러 신뢰도를 떨어뜨리는 결과를 나타냈기 때문에 2개의  
 측정변수만을 사용하였다. 또한, 보다 직접적 측정치를  
 얻고자 하였기 때문에(전통적 방식의 우회적 측정을 배

제), 임금은 1개의 측정변수만을 사용하였다.

앞서 언급했듯이, 본 연구는 우리나라에서의 고충개  
 념을 반영한 보다 폭넓은 의미에서의 전반적 조직만족  
 을 측정하고자 하였기 때문에, 전통적인 직무만족의 측  
 정요인을 그대로 사용하는 것보다는 고충처리와 관련된  
 근로자들의 조직 전반에 관한 만족/불만족을 파악할 수  
 있는 문항을 사용하여야 했다. 그러나, 앞서 언급했듯이,  
 개발하려는 개념적 구성체가 이론적 연계성을 가질 때  
 타당화될 수 있다는 점에서(Spector, 1992), 직무만족의  
 개념적 확장을 전반적 조직만족에 연결시키기 위해, 본  
 연구는 면접과 조사를 통해 추출한 목록들을 전통적인  
 JDI에서 명명하는 요인으로 분류하였다.

본 연구에서 사용한 문항을 추출하기 위해, 본 연구  
 자들은 1차적으로 해당 사업장의 담당관리자들과 상담  
 요원들을 2차에 걸쳐 면접하여 고충처리에 대한 틀과  
 근로자들이 제기하는 만족/불만족 요인들을 목록화하였  
 다. 이렇게 추출된 목록을 다시 연구자들과 노동교육전  
 문가 2인이 전통적인 JDI에서 명명하는 5개 하위요인  
 로 분류하였고, 추출된 목록 중 JDI에서 명명하는 5개  
 요인으로 분류되지 않은 목록들(예, 작업환경, 교육, 복  
 지, 동기의 세부항목)은 독립적 차원으로 설정하였다. 이  
 러한 분류의 정확성을 평가하고 누락된 목록을 추가하  
 기 위해, 97명의 근로자를 대상으로 4-5명씩 집단면접을  
 실시(각 팀당 면접시간은 90분)하여 각 목록이 5개의 만  
 족/불만족 요인과 4개의 독립적 요인으로 정확히 분류된  
 것인가를 확인시켰다. 예를들어, 5명 중 4명(혹은 4명 중  
 3명)이 작업량의 적절성은 작업의 본질과 관련된 문항이  
 라고 평가하면, 이를 작업본질 요인으로 분류하도록 하  
 였다(나머지 요인에 대해서도 동일하게 평가하게 함).  
 최종적으로 분류된 목록은 다시 연구자들과 노동교육  
 전문가 2인의 검토에 의해 측정개념의 성격에 맞지 않  
 는 문항과 근로자들의 평가에서 80%정도의 평정자간 일  
 치를 보이지 않는 목록을 제외하였고, 이렇게 하여 완성  
 된 문항들을 고충관련 문항과 함께 대단위의 조사문항

으로 사용하였다.

본 연구에서는 정확히 5개의 요인으로 분류된 문항과 5개 요인의 범주에 포함되지 않지만 선행연구들에서 그 중요성이 평가된 독립적 4개 요인을 구성하는 총 25개 문항을 분석에 포함시켰으며, 각 문항은 만족의 정도에 대해 “매우 불만족”에서 “매우 만족”의 5점 척도로 이루어져 있다.

**작업본질.** 작업본질은 작업자체와 본질적으로 관련된 요소를 말하는 것으로(Ciabattari, 1986), 본 연구에서는 직무배치, 작업량, 직무순환, 목표달성, 작업중 휴식시간의 5개 문항을 사용하였다. Smith 등(1969)은 작업본질에 대한 척도의 신뢰도를  $\alpha=.88$ 로 추정하였으며, 본 연구에서는 5개 문항에 대한 Cronbach  $\alpha=.67$ 로 나타나 다소 낮은 것으로 추정되었다. 이는 작업의 본질에 속하는 작업의 도전성, 흥미와 같은 간접적 측정치들이 본 조사에서 사용되지 않았기 때문으로 생각된다.

**감독.** 감독은 리더십을 포함한 상하간의 관계가 직무만족에 중요한 근원으로써 파악되고 있다(Luthans, 1995). Miller와 Monge(1986)는 감독자가 참여적 리더십을 발휘하거나 종업원-중심적 리더십을 가질 때 직무만족에 정적인 효과를 갖는다는 것을 발견하였다. 흥미롭게도, 미국의 조사에 따르면, 응답자의 절반이상이 감독자의 이러한 노력이 부족하다는 불평을 한 것으로 나타났다(The Wall Street Journal, 1987). Smith 등(1969)이 보고한 감독요인에 대한 척도의 신뢰도는  $\alpha=.89$ 였으며, 본 연구에서는 상사의 인격적 대우라는 항목을 추가하여 4개의 문항을 측정된 결과 Cronbach  $\alpha=.78$ 로 나타나 대체로 양호하였다.

**임금.** 임금요인은 직무만족에 있어 중요하지만, 매우 복잡하고 다차원적인 구조로 되어있다(Judge, 1993). 즉, 임금은 기본적 욕구충족에 필요하지만 자신의 지위나 영향력을 표현하는 상위수준의 욕구를 반영하고 있기 때문에 복잡한 구조를 갖는다. 따라서, 본 연구에서 간명성을 위해 임금을 단일 문항으로 측정하였는데, 이

측정변수의 오차변량을 0으로 가정하는 것은 비합리적이므로  $(1-\text{신뢰도}) \times \text{문항변량}$ 으로 산출하였으며, 이러한 추정의 결과가 명확할 뿐 아니라 불편추정치가 되는 것으로 알려져 있다(Netermeyer, Johnston, & Burton, 1990). 따라서, Smith 등(1969)이 보고한 척도의 신뢰도  $\alpha=.87$ 을 고려하여, 임금의 오차변량을 0.073으로 고정시켰다.

**승진.** 승진은 직무만족에 있어 다양한 효과를 가진다. 즉, 승진은 승진에 수반되는 다른 많은 보상들을 얻을 수 있기 때문에 근로자의 만족을 증가시키는 역할을 한다(Luthans, 1995). JDI문항에서는 승진을 승진기회로 측정하고 있으나, 본 연구에서는 승진기회, 인사고과의 공정성, 장기근속의 대우 등 3개의 문항으로 측정하였다. 장기근속에 따른 대우는 결과적으로 연공에 의한 승진을 의미하기 때문에 승진에 대한 만족과 밀접한 관련이 있다. Smith 등(1969)은 승진요인의 척도 신뢰도를  $\alpha=.88$ 로 추정하였으며, 본 연구에서 3개 문항에 대한 Cronbach  $\alpha=.68$ 이었다.

**인간관계.** 인적요소는 돈이나 가시적인 성취보다 더 중요한 요인일 수 있다. 대부분의 사람들은 일을 통해 사회적 상호작용의 욕구를 충족시키기 때문에, 친근하고 우호적인 동료들 가지는 것 자체가 직무만족을 증가시키는 요인이다(Robbins, 1991). JDI에서는 동료관계로 측정하고 있으나 본 연구에서는 보다 폭넓은 의미에서 인간관계 요인을 동료간 인간관계, 동료간 의사소통, 작업장내 의사소통의 3문항으로 측정하였다. 동료관계에 대해 Smith 등(1969)은 척도의 신뢰도  $\alpha=.89$ 로 추정하였으며, 본 연구에서 인간관계 요인으로 측정된 3개 문항에 대한 Cronbach  $\alpha=.64$ 이었다.

Smith 등(1969)이 보고하는 위의 5개 요인에 대한 신뢰도는 측정의 본질상 본 연구의 측정방식과 다르기는 하지만, 동일요인을 측정하고 있어 비교가능한 근거를 갖는다고 볼 수 있다.

**작업환경.** 작업환경은 직무만족에 영향을 주는 또



다른 영향요인으로 밝혀져 왔다(Robbins, 1991). Hulin 등(1985)은 직무만족을 작업-역할 투입(work-role input)과 작업-역할 산출(work-role output)의 함수관계로 설명하였는데, 작업환경 혹은 여건, 후생복지, 지위, 동기 등의 요인은 언으리라 기대되는 것으로 작업-역할 결과에 해당한다고 보았다. 대부분의 근로자들은 개인적 편의와 훌륭한 작업을 촉진하는 작업환경에 대해 관심을 갖는다. 예를들어, 깨끗한 작업장 환경, 시설, 적절한 도구와 장비 등을 선호하며, 이들이 적절히 충족될 때 만족을 느낀다(Robbins, 1991). 본 연구에서는 이와같은 작업환경을 작업장 청결, 작업장 안전도, 작업분위기의 3개 문항으로 측정하였으며, 3개 문항의 내적일치도 계수는  $\alpha=.64$ 였다.

**교육.** Hulin 등(1985)은 노력, 시간 및 교육을 직무만족에 대한 작업-역할 투입(work-role input) 요인으로 공식화하였다. 즉, 근로자들에게 투입되는 노력, 시간, 그리고 교육 등의 투입요인은 직무만족과 정적인 관계를 갖는다고 보았다. 본 연구에서는 이들 투입요인 가운데 측정이 용이한 교육을 직무관련교육과 자기개발교육의 2개 문항으로 측정하였으며, 이들 문항의 신뢰도 Cronbach  $\alpha=.65$ 였다.

**복지.** 근로자 복지는 Hulin 등(1985)의 모델에서 작업-역할 산출(work-role output)요인에 해당한다. 본 연구에서는 근로자에 대한 후생복지를 복지제도의 수준과 개인적 취미를 위한 지원 및 배려의 2개 문항으로 측정하였다. 2개 문항에 대한 신뢰도 Cronbach  $\alpha=.53$ 으로 다소 낮게 추정되었다.

**동기.** 동기는 그 영향과정이 매우 다양하며 측정하기 어려운 개념이기 때문에, 본 연구에서는 Luthans 등(1987)이 직무만족과 관련하여 일에 대한 자율성과 권한 등을 동기요인으로 간주하는 것에 기초하여, 일에 대한 권한과 일에 대한 책임을 측정하는 두 문항을 사용하였다. 이 2개 문항의 신뢰도 Cronbach  $\alpha=.69$ 였다.

**전반적 조직만족 및 직무만족.** 전반적인 조직만족

은 한 문항으로 측정되었는데, “당신은 이 회사에서 근무하는 것에 대해 전반적으로 어떻게 생각하십니까”를 “매우 불만족”에서 “매우 만족”의 5점척도에서 측정하였다. 또한 조직만족에 대한 이론변수들의 효과가 직무자체에 대한 만족에 대해서도 나타나는가를 알아보기 위하여 부가적으로 단일 문항으로 일자체에 대한 만족을 측정하였다. 이들 이론변수의 변량은 1로 고정하였으며, 측정변수의 오차변량은 0으로 고정하여 모델의 부합도 지수에 영향을 주지 않도록 하였다(Bentler, 1980).

본 연구에서 보고하는 신뢰도 계수가 다소 낮게 추정된 것은 요인당 측정문항이 2-5개로 비교적 적다는 것에 기인한 것으로 문항수의 증가에 따라 신뢰도 계수가 상승한다는 점을 감안할 때(Cronbach, 1951), 이 신뢰도는 수용될 수 있는 것으로 보인다.

## 자료분석

본 연구에서 제안한 측정모델과 구조모델의 검증을 위해 Jöreskog와 Sörbom(1993)의 LISREL-8을 사용하였다. 모델의 부합도는 기초부합치(GFI), 조정부합치(AGFI)에 의해 평가되었고, 모델간의 비교를 위해  $\chi^2$  차이 검증치(SCDT; sequential chi-square difference test), 간명부합치(PFI) 및 비교부합치(CFI)를 사용하였다. 일반적으로 모델의 타당성을 검증하기 위해 사용되는  $\chi^2$ 치는 표본의 크기와 다변량 정상성에 민감하여, 표본이 크고 측정변수가 많을 때 모델을 과대평가하는 경향이 있어 부합도 지수로 적당하지 않기 때문에(Bentler & Bonett, 1980), 부합도 평가를 위해서는 사용하지 않았다. 대안적으로, 표본의 크기나 다변량 정상성에 덜 영향을 받는 GFI와 이를 자유도에 의해 조정한 AGFI를 사용하였다. 또한, 모델간의 비교는 동일한 이론변수가 모델 부합도를 감소시키는지 결정하는데 사용하는  $\chi^2$  차이 검증치(SCDT)와 모델의 간명성(혹은 절약성)을 파악하기 위해 표준부합치(NFI)를 수정한 PFI(James, Mulaik, & Brett, 1982), 자유도에 따른 오차를 감소시켜

그 영향을 배제한 모델의 비교를 위한 CFI(Bentler, 1990)를 사용하였다.  $\chi^2$ 차이 검증치는 큰 모델과 작은 모델의 부합도의 차이가 없다는 영가설을 검증함으로써 어떤 모델을 수용하는 것이 합리적인가를 결정하는데 사용된다(James et al., 1982). 한편, 경쟁모델간의 비교를 위한 PFI는 수용가능한 수준에 대한 증거는 없지만, 모델의 PFI가 .60이상이고 PFI차이가 0.06~0.09의 범위에서 차이를 보이면 실질적인 모델의 차이를 의미하는 것으로 본다(Williams & Hazer, 1986; Williams & Podsakoff, 1989). 또한, CFI의 차이에 대한 증거 역시 명확하게 밝혀지지는 않았지만, Widaman(1985)은 CFI의 차이가 .01을 초과할 때 상호 포함관계에 있는 모델간의 차이가 있는 것으로 해석하였다.

구조방정식 모델을 검증하기 위해 측정모델과 동일한 부합치들을 사용하였고, 이론변수들간의 상대적인 영향력을 평가하기 위해 경로계수를 통해 변수들의 직접효과와 간접효과를 유의검증하였다.

모수추정방식은 최대우도추정법(ML: maximum likelihood method)을 사용하였다. 본 연구에서 분석된 측정변수들의 정상성을 가정하기 위한 분석결과, 측정변수들의 편도(skewness)나 첨도(kurtosis)의 범위가 다스코크(편도의 범위: |0.05|~|0.77|, 첨도의 범위: |0.02|~|1.12|), 측정치의 정상성에 대한 Lilliefors 유의수준에 따른 Kolmogorov-Smirnov 검증의 결과 K-S(df=747)의 범위가 K-S=0.036에서 0.232(모든 측정치에 대해,  $p<.05$ )로 유의미하여 정규분포를 가정하기가 어렵다. 따라서 개별 측정변수의 정상성과 다변량 정상성을 가정할 수 없을 때 사용하는 비가중최소사승법(UL: unweighted least square method)을 사용하는 것이 적절하나, 본 연구의 목적상 최적의 모델을 찾는 것보다는 모델간의 비교에 더 초점을 두고 있기 때문에, 모델의 부합도의 증가에 따른 상실된 자유도(간명도)의 크기를 통계적으로 결정하는  $\chi^2$ 차이 검증치(SCDT)를 이용하기 위해 ML방식을 사용하였다(이순목, 1990). 또한, 표준잔

차(normalized residuals)에 대한 Q-plot이 완벽하지는 않으나 어느정도 직선을 유지하고 있어 측정변수들이 정상성을 완전히 벗어났다고는 할 수 없다(Jöreskog & Sörbom, 1989).

또한, 표본공분산 행렬의 측정변수는 최대 26개이며, 표본의 크기는 747명이고 추정될 미지수의 개수의 범위는 최소 40개에서 84개이므로, 표본추출의 오차를 줄이기 위해 표본크기와 미지수 개수의 비율이 최소 5:1이 넘어야 한다(Bentler & Chou, 1987)는 증거를 충분히 만족하고 있다. 따라서, 표집오차에 의해 모델에 대한 그릇된 결론을 내릴 가능성은 거의 없었다.

## 결 과

### 확인적 요인분석

분석에 사용된 자료의 형태는 공분산행렬이었으며, 이를 위해 측정변인간의 상호상관과 표준편차를 함께 투입하였다. 각 측정변수에 대한 평균, 표준편차, 상호상관은 부록1에 제시되어 있다.

본 연구에서 조직만족을 위해 제안한 기본모델인 9요인 모델은 **그림1**에서 보는 바와같이, 요인계수 추정치가 .418에서 .700의 범위로 높게 나타나(모든 추정치  $p<.01$ ), 각 이론변수를 측정하는 측정변수들의 수렴타당도가 높은 것으로 나타났다. 또한, 9요인 측정모델에 대한 변별타당도를 알아보기 위해 모든 측정변수가 1요인을 측정하는 것으로 설정한 모델과의 비교에서, 1요인 모델을 가정하였을 때 모델의 적합도를 유의미하게 감소시키는 것으로 나타났다( $\chi^2(300, N=747)=5279.834, p<.01; CFI=0$ ). 이는 이론변수간의 변별타당도가 있고 모델이 다차원성을 유지할 필요가 있음을 의미하는 것이다(Prussia et al., 1993).

본 연구에서 비교하고자 하는 9요인 기본모델을 포함한

PAY: 임금수준  
 ASSIGN: 직무배치  
 WORK\_AMO: 작업량  
 ROTAT: 직무순환  
 GOAL: 작업목표  
 REST: 휴식  
 U\_DCOM: 상하의사소통  
 LEADER: 리더십  
 U\_DREL: 상하관계  
 TREAT: 인격적대우  
 RECORD: 인사고과  
 OPPORT: 승진기회  
 LONGWORK: 장기근속대우  
 WITH\_COM: 부서내의사소통  
 CO\_COM: 동료간의사소통  
 CO\_RELAT: 동료간인간관계  
 ENV\_CLEN: 작업장청결  
 WORK\_MOO: 작업분위기  
 SAFETY: 작업장안전도  
 JOBEDU: 직무관련교육  
 SELFEDU: 자기개발교육  
 WELLEV: 복지수준  
 SUPPOR: 취미지원/배려  
 RESPON: 일의 책임  
 POWER: 일의 권한

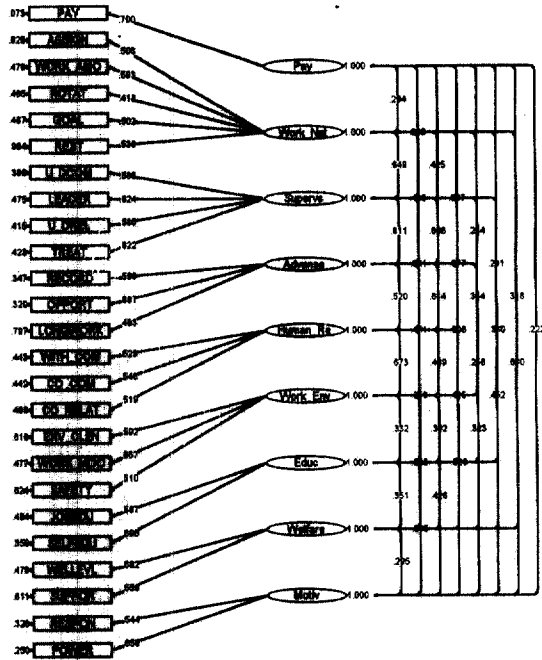


그림 1. 9요인 기본모델에 대한 측정모델

5개의 모델에 대한 부합도 지수와  $\chi^2$ 차이검증, PFI차이 PFI=.652, CFI=.884, RMR=.038), 경쟁모델 2(GFI=.904, AGFI=.875, PFI=.693, CFI=.867, RMR=.043), 경쟁모델 및 CFI차이의 결과가 표1에 제시되어 있다. 표1에서 보 AGFI=.875, PFI=.693, CFI=.867, RMR=.043), 경쟁모델 3(GFI=.887, AGFI=.857, PFI=.699, CFI=.836, RMR=.047), CFI=.891, RMR=.037), 경쟁모델 1(GFI=.923, AGFI=.891, 경쟁모델 4(GFI=.885, AGFI=.854, PFI=.697, CFI=.830,

표 1. 검증 모델의 부합도 지수 및 모델간 차이검증 결과

모 델	$\chi^2$	df	GFI	AGFI	PFI	CFI	$\chi^2$ 차이	df차이	PFI차이	CFI차이
기본모델(9요인)	783.241	241	.919	.890	.681	.891				
1요인 모델	5279.834	300				.000				
경쟁모델 1(5요인)	475.838	96	.923	.891	.652	.884				
경쟁 1-기본모델의 차이									.029	
경쟁모델 2(8요인)	910.164	249	.904	.875	.693	.867				
경쟁 2-기본모델의 차이							126.923*	8	.012	.024
경쟁모델 3(7요인)	1071.059	256	.887	.857	.699	.836				
경쟁 3-기본모델의 차이							287.818*	15	.018	.055
경쟁모델 4(7요인)	1104.492	256	.885	.854	.697	.830				
경쟁 4-기본모델의 차이							321.251*	15	.016	.061

\* p<.001

RMR=.046)에서 기본모델과 경쟁모델 1, 2는 부합도 지수로 추천되는 일반적인 기준을 초과하여 대체로 양호한 모델이었으나, 경쟁모델 3과 4는 여러 준거에서 다소 낮게 나타났다.

특히, 본 연구에서 보다 중요하게 생각하는 것은 이론적 관점에서 구성한 가설적 구성체가 전반적 조직만족을 설명하는 적합한 모델일 수 있는가를 검증함에 있어, 9요인 기본모델이 다차원적이고 양호한 모델로 파악될지라도 다른 경쟁모델과의 비교없이는 타당한 결론을 도출할 수 없다고 본다. 즉, 모델간의 비교를 통해 9요인 모델이 모델의 간명성에서 크게 뒤떨어지지 않는다면 앞서 언급했듯이, 연구의 목적상 가급적 다양한 영향요인을 배제하지 않는 방향으로 모델을 선택할 수 있다. 다만, 9요인 기본모델이 다른 모델에 비해 가장 많은 미지수를 추정해야 하는 비제약모델이기 때문에 특징수(미지수)의 증가에 따라 발생하는 부합도 지수의 상승을 고려해야 하기 때문에(Williams & Podsakoff, 1989),  $\chi^2$  차이검정치와 PFI차이, CFI차이를 검토하여 보다 간명한 모델을 선택하여야 한다.

이를 위한 모델간의 비교결과 표 1에서 보듯이, 9요인 기본모델과 경쟁모델 1간의 PFI차이는 추천되는 준거인 0.06~0.09의 범위를 넘어서지 않고 있어(PFI차이=.029), 9요인 모델과 5요인 모델간에 실질적인 차이가 없는 것으로 보인다. 또한, 개별 모델의 PFI가 모두 .60이상이고, 전반적인 지수가 양호한 것으로 나타났다. 따라서, 두 모델은 모두 양호한 모델이며, 간명성에 있어서도 큰 차이가 없는 모델이라고 평가할 수 있다. 또한, 9요인 기본모델과 포함관계에 있는 경쟁모델 2, 3, 4의 PFI는 추천되는 범위에서 차이를 보이지 않고 있다(각각의 PFI차이=.012, .018, .016). 따라서, 비제약모델인 9요인 모델과 제약모델인 경쟁모델 2, 3, 4의 간명성에서는 차이를 보이지 않았다. 그러나, 9요인 기본모델과 경쟁모델 2, 3, 4간의 CFI차이는 추천되는 준거인 .01을 모두 초과하고 있어(각각 CFI차이=.024, .055, .061) 유의미한 것으

로 나타났다. 이들 모델의 전반적인 부합도 지수를 통해 볼 때, 9요인 모델은 제반 제약모델에 비해 CFI의 실질적 차이와 더불어 훨씬 양호한 모델이었다. 특히,  $\chi^2$  차이검정에서도 9요인 기본모델과 경쟁모델 2, 3, 4간의 차이는 모두 유의미한 것으로 나타나 9요인모델과 경쟁모델 2( $\chi^2$ 차이(8)=126.923,  $p<.001$ ), 9요인모델과 경쟁모델 3( $\chi^2$ 차이(15)=287.818,  $p<.001$ ), 9요인모델과 경쟁모델 4( $\chi^2$ 차이(15)=321.251,  $p<.001$ )의 실질적인 차이가 있는 것으로 평가되었다. 이러한 차이는 특히, 9요인 기본모델과 작업환경, 복지, 동기요인을 작업-역할 산출요인으로 본 경쟁모델 3(7요인), 작업환경, 교육, 복지요인을 작업활동을 지지하는 작업주변으로 본 경쟁모델 4(7요인)에 있어 크게 나타났다.

이렇게 볼 때, 9요인 기본모델과 JDI에서 명명하는 5요인은 전반적인 조직만족을 측정하는데 있어 실질적으로나 간명성에 있어 차이를 보이지 않는 양호한 모델이라고 할 수 있다. 그러나, 각 하위요인을 작업-역할 산출요인(Hulin 등, 1985), 작업주변요인, 물리적 요인으로 구성한 모델과는 간명성에서는 차이를 보이지 않았으나, 실질적으로 차이가 있는 모델로 평가되었다. 더욱이, 부합치들을 비교하여 볼 때, 전반적인 조직만족을 측정하는 9요인 모델은 JDI에서 명명하는 5요인을 제외한 나머지 경쟁모델에 비해 전반적인 부합도가 높아 더 양호한 모델인 것으로 나타났다.

이러한 결과는 전통적인 직무만족의 측정과 본 연구에서 시도하는 전반적인 조직만족의 측정요인이 상호연계될 수 있다는 가능성을 시사하는 것이다. 다시말해, 전반적인 조직만족에 대한 9요인 모델은 직무만족 및 근로자 만족을 경험적으로 지지해 온 요인들에 의해서 유의미하게 설명되고 예측될 수 있다는 가정을 수용하게 한다. 따라서, 이 9요인 모델의 타당성은 근로자들의 조직 전반에 대한 만족을 측정하는데 적합한 것이라고 평가할 수 있다.

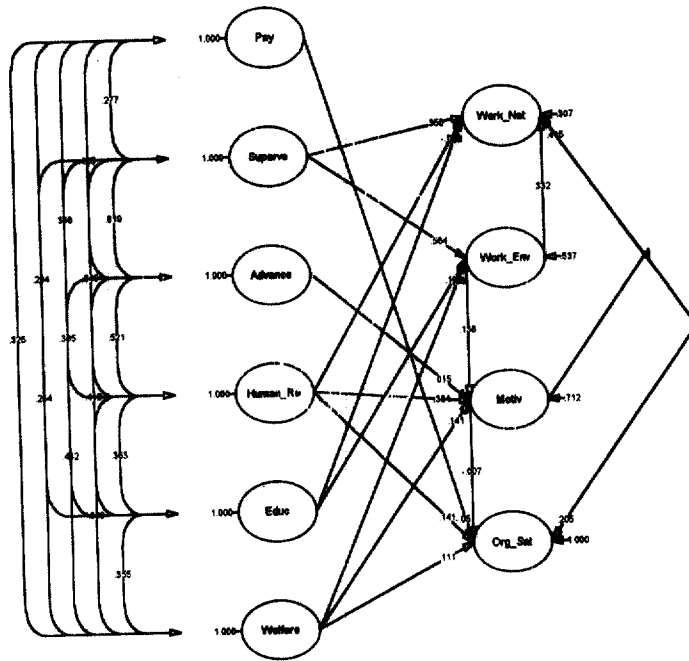


그림 2. 9요인 기본모델의 구조모델

### 기본 모델에 대한 공변량 구조분석

확인적 요인분석을 통해 9요인 기본모델이 대체로 잘 부합되는 모델이라면 본 연구에서 제시하는 9개 요인을 통해 이론변수간의 관계성을 예측하는 것이 필요하다. 이를 위해 전반적 조직만족의 이론변수간에 예측되는 관계성을 구조방정식 모델을 통해 검증하였다.

앞서 언급했듯이, 구조모델은 Scarpello와 Campbell (1983)이 시사한 파와 같이 근로자 만족에 대한 영향력의 복잡성을 직접 효과와 간접 효과로 분리하여 설명함으로써 체계화하기 위해 가설적으로 설정되었다. 따라서, 사후적으로 자료분석을 통해 가장 합리적인 모델로 설정된 본 연구의 구조모델은 일차적으로 전반적인 조직만족에 대한 각 요인들의 상대적인 효과를 알아보고자 경로계수를 추정하고 이에 대한 유의검증을 하였다. 또한, 본 구조모델의 직접 및 간접경로는 수정지수와 전반적 부합도지수를 고려하여 가장 이론적으로나 논리적으로

로 적합하다고 판단된 경로를 제시한 것이다. 그림 2는 경로계수 추정치를 포함한 조직만족에 대한 최종의 구조모델을 도식화한 것이며, 표 2는 전반적인 조직만족에 대한 9요인간의 예측관계를 나타내고 있다.

본 연구에서, 최종의 구조모델을 설정하게 된 과정은 생략하였는데, 예측변수들의 관계성이 매우 복잡하기 때문에 그만큼 불필요한 많은 구조모델을 설명함으로써 본 연구의 논지가 흐려지는 것을 방지하기 위해서였다. 예를들어, 많은 연구를 바탕으로 가정될 수 있는 임금→동기, 승진→조직만족, 작업환경→조직만족 등의 경로를 추가하였을 때, 해당변인의 효과가 유의미하지 않았을 뿐 아니라 다른 변인의 효과 또한 떨어지는 경향을 나타냈다. 이렇게 예측가능한 경로와 수정지수의 비교를 반복적으로 수행하여 최종의 가설적 구조모델이 설정되었다.

사후적으로 설정된 본 연구의 구조모델의 부합도 지

표 2. 전반적 조직만족에 대한 9요인간의 예측효과

	경로계수		
	직접효과	간접효과*	간접효과경로
임금→조직만족	-.051 (.046)		
감독→작업환경	.564**(.061)		
감독→작업본질	.350**(.211)		
감독→작업본질		.219**(.049)	감독→작업환경→작업본질
승진→동기	.015 (.066)		
승진→작업본질		.006* (.028)	승진→동기→작업본질
승진→조직만족		.001* (.005)	승진→동기→조직만족
인간관계→동기	.364**(.077)		
인간관계→조직만족	.141* (.084)		
인간관계→작업본질	.026 (.209)		
인간관계→작업본질		.151**(.041)	인간관계→동기→작업본질
교육→작업본질	.128* (.038)		
교육→작업환경	.103 (.057)		
복지→작업환경	.183**(.061)		
복지→동기	.141* (.063)		
복지→작업본질		.130**(.038)	복지→동기/작업환경→작업본질
복지→조직만족	.111* (.055)		
복지→조직만족		.025* (.012)	복지→동기/환경→작업본질→만족
작업본질→조직만족	.205* (.089)		
작업환경→작업본질	.332**(.079)		
작업환경→동기	.136 (.076)		
작업환경→조직만족		.078* (.032)	작업환경→동기/작업본질→만족
동기→작업본질	.415**(.066)		
동기→조직만족	-.007 (.056)		
동기→조직만족		.085* (.039)	동기→작업본질→조직만족

\* p<.05, \*\* p<.01

\* 통계적으로 유의미한 간접경로만 제시함. (괄호안은 표준오차)

수는 각각 GFI=.908, AGFI=.881, PFI=.701, RMR=.044로 전반적인 지수들이 대체로 양호한 것으로 나타났다. 한편 **그림 2**를 보면, 이론변수간의 상관의 범위가 .264 ~.619로 감독요인과 승진요인의 상관(r=.619)을 제외하고는 그다지 높지 않기 때문에 변수들이 서로 독립적인 것으로 보인다.

**표 2**는 **그림 2**에서 제시한 경로계수 추정치의 직접 효과와 간접효과에 대한 유의검증의 결과로, 이론변수간의 관계성을 직접효과와 간접효과로 나누어 제시하고 간접효과와 가능한 경로를 표시하였다. **표 2**에 따르면, 전반적 조직만족에 유의미한 직접효과를 갖는 이론변수

는 인간관계요인(.141), 작업본질요인(.205), 복지요인(.111)이고, 간접효과를 갖는 변수는 승진(.001), 복지요인(.025), 작업환경(.078), 동기요인(.085)이었다. 간접효과와 경우, 하지만 조직만족에 대한 승진의 효과는 승진이 동기에 영향을 주고 그로 인해 동기가 조직만족에 영향을 미치는 것임을 알 수 있었다. 복지의 간접 경로는 동기 및 환경, 다시 작업본질에 영향을 주어 조직만족에 효과를 나타내는 다소 복잡한 효과로 나타났으며, 작업환경의 간접 경로는 동기 및 작업본질을 거쳐 효과였다. 한편, 동기는 작업본질을 경유하여 조직만족에 간접효과를 갖는 것으로 밝혀졌다.

이러한 결과는 근로자의 만족에 영향을 미치는 요인이 매우 다양하며 복잡하다(Quarstein, McAfee, & Glassman, 1993)는 견해를 뒷받침하고 있는데, 특히 Scarpello와 Campbell(1983)이 시사한 바대로, 변수들의 간접적 경로에 의한 효과가 근로자 만족을 예측하는데 상당한 영향을 준다는 것이 확인되었다.

그 밖에도 직접효과에 대한 검증 연구들에서 지지하듯이, 근로자들의 전반적 조직만족에 직접적으로 가장 영향을 주는 변수는 작업본질에 관련된 요소들이었으며, 인간관계요인과 근로자 복지와 관련된 요인도 직접적인 영향 요인이었다. 한편, 작업본질에는 직접적으로 영향을 주는 이른변수들이 많았는데, 감독(.350), 작업환경(.332), 동기(.415)가 매우 영향력이 있었다. 또한 감독은 작업환경에도 강한 직접적인 효과를 가졌으며(.564), 인간관계는 동기에 영향을 주는 중요한 요인이었다(.364). 임금의 경우 전반적인 조직만족에 대해 상대적으로 직접적이거나 간접적인 효과들 거의 갖지 않는 것으로 보이는데 (-.051,  $p > .05$ ), 본 연구에서 제시한 모델에서는 임금의 간접경로가 없지만, 본 구조모델을 구성하는 과정에서 임금의 간접경로가 존재할 때, 전반적 부합도를 상당히 떨어뜨리는 것으로 나타났다. 임금의 효과에 대해서는 논의에서 보다 세부적으로 살펴보겠다.

전반적으로 볼 때, 본 연구에서 제시한 가설적 조직만족에 대한 구조모델은 잠정적이기는 하지만 대체로 양호한 모델이었고, 특히 전반적 조직만족에 대한 간접효과의 존재를 실증적으로 입증하였다는 수준에서 받아들여질 수 있다.

## 는 의

본 연구는 전통적으로 직무만족을 측정하는데 매우 타당한 요인으로 밝혀진 요인들을 통해 아직까지 많은

시도가 이루어지지 않았던 근로자들의 조직 전반에 대한 만족을 측정하는 요인으로 확장하고, 그 측정요인들의 관계성을 검증하고자 한 것이다. 이러한 조직만족의 측정에 대한 개념적 모델화와 요인간의 영향력 검증은 조직의 효율성 증대라는 관점에서 생산직 근로자들의 불만족을 선행욕구관리의 차원에서 보다 명확하게 이해하고 처리하기 위한 제도적 장치의 수립에 활용될 수 있을 것으로 기대된다. 본 연구에서는 먼저 조직만족의 측정요인에 대한 개념적 틀을 제공하고 영향요인에 대한 측정모델을 제안하였다. 즉, JDI에서 명명하는 요인과 여타의 근로자 만족요인을 포함한 9요인 기본모델을 설정하고 5개의 대안모델과 비교함으로써, 9요인 기본 측정모델의 타당성을 검증하였다. 본 연구의 목적상 9요인 기본모델은 보다 광범위한 의미에서 근로자들의 불만족 유형을 고층제도와 같은 장치로 흡수하고자 할 때, 전반적인 조직만족의 개념에서 어떻게 요인들을 추출하고 어떠한 반응유형으로 구체화할 것인가를 파악하는데 초점을 두었다. 따라서, 연구들을 통해 검토된 다양한 요인들을 가급적 배제하지 않기 위해 비제약적 9요인 측정모델을 제안하였다. 이러한 9요인 기본모델이 제약적 경쟁모델에 비해 부합도와 간명성이 현저히 떨어지지 않을 때 근로자들의 조직 전반에 대한 만족을 측정하는 모델로서 수용될 수 있을 것이다.

이를 위한 확인적 요인분석 결과, 우선 조직만족의 개념은 다차원성을 가지고 있으며 제안된 9요인 기본모델도 적합한 것으로 나타났다. 특히, 9요인 기본모델은 전반적 조직만족을 측정하는데 있어 전통적인 직무만족 측정요인(JDI의 명명 5요인) 모델과 간명성에서 차이를 보이지 않았으며, 실질적 차이가 없는(PFI와 CFI차이가 유의미하지 않은) 타당한 모델이었다. 나아가 본 연구에서 제안한 모델들 가운데 우수한 모델은 JDI에서 명명하는 5요인모델과 본 연구의 9요인 기본모델이었으며, 두 개의 7요인모델은 다소 떨어지는 것으로 평가되었다. 이러한 결과는 Judge와 Watanabe(1993)의 연구를 일부

지지하는 것으로 볼 수 있다. 즉, 직무만족을 측정하는 여러 요인들은 전반적인 근로자들의 조직만족을 측정하는 개념으로 확장될 수 있으며 상호 강한 연계성을 갖는다.

또한, 본 연구의 구조모델분석을 통해, 이론변수들의 상대적인 영향력이 직접효과와 간접효과로 검증됨으로써 근로자 만족에 대한 복잡성이 다소 명료화되었다. 구조모델의 분석결과, 본 연구에서 제안한 9개의 요인들이 전반적인 조직만족에 직·간접적인 효과를 갖는 것으로 나타났다. 구체적으로 살펴보면, 우선 조직만족에 직접적 효과를 갖는 요인은 작업본질, 인간관계, 복지요인이었으며, 승진, 작업환경, 동기, 복지는 간접효과를 갖는 요인이었다. 경로계수 추정치 중 간접효과가 전체 약 48.3%의 설명력을 갖는다는 점에서 요인들의 복잡한 관계성을 예측할 수 있었는데, 특히 동기요인 및 작업환경, 작업본질요인은 다른 요인의 효과를 매개하여 조직만족에 영향을 주는 것으로 나타났다. 동기요인은 조직만족에 직접적으로 주는 영향은 적었으나 승진, 인간관계, 복지, 작업환경 등의 요인을 매개하는 효과를 나타냈다. 즉, 근로자들의 동기가 높다는 것이 직접적으로 조직만족을 예측하는 요인은 되지 못하지만, 승진이나 좋은 인간관계, 좋은 작업조건 등은 일에 대한 동기를 유발하고 이러한 동기가 전반적인 조직만족에 긍정적인 효과를 갖게 되는 것으로 볼 수 있다. 이러한 결과는 Miller와 Monge(1986)의 연구와 Judge와 Locke(1993)의 연구와도 부분적으로 일치하는 것이며, 근로자 만족의 간접효과를 시사한 Scarpello와 Campbell(1983)의 관점을 지지하는 것이다.

이 밖에도 표 2에서 제시한 것처럼, 각 요인들은 복잡한 방식의 경로를 통해 상호작용하고 있음을 알 수 있다. 예를들어, 감독자의 리더십은 조직만족에 직접적으로 기여하지는 못하나 조직만족에 영향력이 큰 작업본질적 요소에 영향을 준다. 이러한 영향은 또한 작업환경 통제에 대한 리더십의 발휘가 간접적으로 작업본질에 영향

을 주고 있음(Miller & Monge, 1986)에서도 확인된다. 인간관계 역시 작업본질에 영향을 주는데, 이는 좋은 인간관계는 일을 즐겁게 한다(Robbins, 1991)는 기존의 연구들을 지지하는 결과이다. 또한 작업환경의 작업본질에 대한 직접적 영향은 조건이나 환경적 배열이 일을 편리하고 쾌적한 것으로 만든다는 관점(Robbins, 1991)과도 그 맥락을 같이 하고 있다.

한편, 승진과 임금은 Luthans(1995)가 지적한 것처럼 매우 복잡한 이중구조를 가진 요인이다. 즉, 승진과 임금요인은 기본적 욕구의 충족과 더불어 수반되는 이차적 보상(예, 지위, 권력 등)이 많기 때문에 직접적인 조직만족요인으로 설명하기 보다는 간접적 효과가 큰 요인으로 보는 것이 타당할 것이다. 특히, 임금의 조직만족에 대한 효과는 직무만족에 대한 연구들(e.g, Roznowski, 1989; Judge & Locke, 1993)과 다른 결과를 보였다. 즉, 임금요인이 전통적인 직무만족 연구에서는 매우 예측력이 있는 요인으로 밝혀졌으나, 본 연구의 전반적 조직만족에 있어서 그 효과가 매우 작은 것이었다. 그 이유는 몇가지 점에서 설명될 수 있겠지만, 본 연구에서 사용한 임금에 대한 측정변수가 제약적으로 하나 뿐이었다는 것이 한 요인일 수 있으며, 본 연구의 조사 대상이 전반적으로 낮은 연령으로 구성되어 있다는 것도 한 요인일 수 있다.

이런 점에서, 본 연구는 추가적으로 직무자체에 대한 만족 측정치에 대해 9요인 모델의 효과를 구조분석하였는데(GFI=.909, AGFI=.882, PFI=.702, RMR=.044), 전반적 조직만족의 결과에서는 유의미하지 않던 임금요인이 직무자체 만족에 있어서는 그 효과가 유의미한 것으로 나타났다(경로계수 추정치: -.104,  $p < .05$ ). 그러나 그 관계성에서 명확한 설명은 어렵지만, 직무자체에 대한 인간관계요인의 효과가 유의미하지 않았다는 점(경로계수 추정치: .080  $p > .05$ )에서 이 결과는 매우 함축적인 의미를 지닌다. 즉, 대부분의 경우에 있어 임금이 생산적 근로자들의 만족 증대요인이라고 보여지지만 그 가치는



간접적 영향요인(예, 인간관계요인)에 의해 평가절하될 수 있다. 다시말해, 직무자체는 임금의 이중적 가치에 의해 근로자들에게 있어 높은 임금은 곧 직무의 질이라고 판단될 수 있지만, 직장내에서의 좋은 인간관계는 임금요인과 관계없이 혹은 임금이 낮더라도 전반적인 직장생활에 있어서는 만족할 수 있는 요인으로 작용한다. 그래서 임금요인은 직무자체에 대한 만족과 조직 전반에 대한 근로자들의 만족에 있어 다른 효과를 가질 수 있다고 생각된다. 이는 직장과 일이 사회적 상호작용의 가치를 훨씬 많이 반영한다(Robbins, 1991)는 사실에서도 반증된다.

이렇게 볼 때, 현실적으로 무한한 임금상승을 현실화할 수 없는 상황에서, 보다 근로자들의 조직에 대한 만족을 증대시키고 임금으로 부터 오는 불만족한 행동과 갈등을 해소하기 위해, 임금요인의 한계를 벗어나 작업의 본질적 개선에 영향을 주는 요인들 예를들어, 인간관계, 동기, 복지제도, 작업환경 등과 같은 관련요인에 관심을 둘 필요가 있음을 지적하고자 한다.

이러한 연구결과를 통해 전반적 조직만족의 영향요인이 타진된다면, 조직효율성의 극대화에 매우 긍정적인 기여를 할 수 있다. 왜냐하면, 근로자의 만족과 불만족은 이직(Mobley, 1977), 생산성(Petty, McGee, & Cavender, 1984), 결근 및 지각(Hackett, 1989), 그리고 불만족 해소수단으로써의 노조활동 강화(Dessler, 1994)와 같은 조직효율성 저해요인들에 영향을 주기 때문이다. 따라서, 관리적 실무에서 전반적 조직만족에 대한 개념적 이해가 선행된다면, 근로자들이 어떻게 직장내에서 갖는 불만족을 표현할 것인지에 대한 통찰을 얻을 수 있으며, 어떻게 이를 수렴하고 해소시켜 조직의 효율성을 증대시킬 것인가에 대한 전략을 구상할 수 있게 된다. 이런 관점에서 Rusbult 등(1985)의 근로자 불만족 반응유형을 하나의 대안으로 제시할 수 있는데, **그림 3**과 같이 2차원상에 도식화할 수 있다.

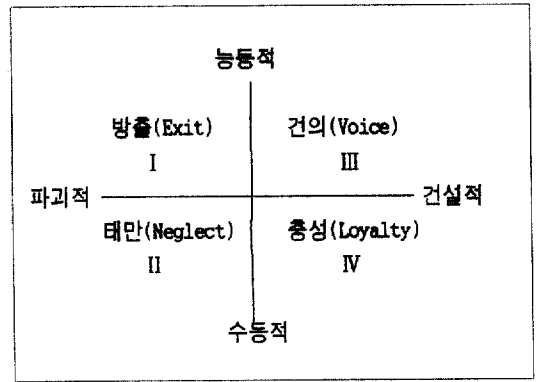


그림 3. 근로자들의 불만족 반응 유형

그들에 따르면, 근로자들의 불만족 반응유형은 활동성(activity)과 구조성(construct)의 다차원에 표시될 수 있다. Rusbult 등은 각 범주의 특성을 다음과 같이 정의하고 있다: 방출(exit)은 조직을 이탈하려는 행동으로, 새로운 직업을 찾거나 퇴직을 고려하는 행동을 포함한다. 태만(neglect)은 악화된 조건을 수동적으로 수용하는 것으로, 만성적 결근이나 지각, 노력의 감소, 불량율의 증가를 포함한다. 건의(Voice)는 능동적이고 건설적으로 조건의 개선을 시도하는 것으로, 개선제안, 상사와의 문제논의, 여러형태의 노조활동을 포함한다. 마지막, 충성(loyalty)은 개선이 될 때까지 수동적이지만 낙관적으로 기다리는 것을 말하며, 외부적 비판에 대해 조직을 옹호하는 말을 하거나 관리자들이 "잘하고 있다"는 신념을 갖는 것을 말한다.

본 연구에서는 근로자들이 불만족 혹은 고충이 발생하였을 때 어떻게 행동하는가를 추가적으로 살펴보고 있는데, 이를 Rusbult 등(1985)의 모델에 적용시켰다. 이러한 범주적 특성에 본 연구에서 조사된 응답자들의 반응유형을 기본모델의 9개 요인에 따라 비율을 산출하였는데, 그 결과를 표 3에 간략히 제시하였다.

표 3의 반응유형은 본 연구의 참여자들이 조직내에서

표 3. 제안된 기본모델의 9요인에 따른 근로자 불만족 유형의 반응비율\*

	임금 요인	작업 본질	감독 요인	승진 기회	인간 관계	작업 환경	교육 요인	복지 제도	동기 요인
전 체 (각요인의 비율)	100% 33.1%	100% 22.6%	100% 13.2%	100% 16.9%	100% 8.3%	100% 8.9%	100% 13.6%	100% 9.0%	100% 4.4%
<b>불만족 반응유형</b>									
동료/선배와 개인적이야기	50.3	48.4	48.1	50.0	48.4	47.4	48.6	49.3	49.3
그냥 참음	20.6	26.4	21.1	23.2	22.8	27.6	26.0	27.8	21.9
퇴직고려	11.6	13.9	16.8	14.6	16.3	14.3	13.4	13.0	15.5
직·조장면담	10.1	5.0	6.1	6.6	6.1	5.0	6.0	4.3	6.1
고충처리위원회	2.1	0.9	0.5	0.5	0.8	0.7	0.5	0.5	.0
고충상담	1.6	1.8	3.3	1.7	2.1	1.8	1.8	1.4	3.2
노조에 건의	1.1	0.9	1.2	0.9	1.0	1.2	1.4	1.1	1.4
관리과건의	0.5	0.1	0.2	0.3	.0	0.4	0.2	0.4	0.4
우리사랑간담회	0.5	0.5	0.6	0.7	0.6	0.4	0.1	0.5	.0
고충상담함	0.5	0.6	0.7	0.6	1.0	.0	0.8	0.7	1.4

\* 질문은 복수응답이 허용된 것임. 따라서, 응답빈도는 반응빈도를 기준함(response base).

9개 요인에 대해 불만족을 경험하였을 때, 어떻게 행동하였는지를 보여주는 것이다. 이러한 반응유형은 Rusbult 등(1985)의 불만족 반응모델에 따라 다음과 같이 분류할 수 있다: (I) 방출(I): 퇴직고려, (2) 태만(II): 그냥 참음, 동료/선배와 개인적으로 이야기, (3) 건의(III): 직·조장면담, 고충처리위원회, 고충상담, 관리과에 건의, 우리사랑간담회, 고충상담함. (4) 충성(IV): 본 연구에서 조사되지 않음.

이러한 유형의 분류는 현재까지 다차원적도법 등을 통한 타당한 검증이 요구되고 있으며, 여기서는 분류의 타당성보다는 근로자들의 욕구관리에 대한 통찰을 제공하고 나아가 본 연구의 조직만족 요인에 기초하여 어떻게 근로자들의 불만족 반응을 제도적으로 흡수하는 전략을 수립할 것인가를 제안하고자 임의적으로 분류한 것이다.

표 3에서 보듯이, 각 요인에 대해 응답자들의 70%이상은 '태만'적 반응(그냥 참거나 개인적으로 이야기)을 보이고 있으며, 약 10%이상은 '방출'적 반응(퇴직고려)을 보였다. 즉, 응답자의 80%이상은 불만족이나 고충이 발

생하였을 때, 태만이나 방출과 같은 부정적인 반응을 보이는 것으로 나타났다. 이러한 부정적 반응은 결국 조직의 효율성을 저하시키는 원인이 되는데, 특히, 감독(16.8%), 인간관계(16.3%), 동기요인(15.5%)에 대한 불만족이 있을 때 상대적으로 퇴직을 고려하는 극단적 반응의 비율이 높았다. 이런 경향성은 조직내에서 근로자들이 불만족이나 고충을 해소하고 합리적으로 제기할 수 있는 제도적 창구가 결여되어 있음을 의미한다. 하지만 많은 제도적 장치(예, 직·조장면담, 고충처리위원회, 고충상담, 우리사랑간담회, 고충상담함)가 있음에도 불구하고 긍정적 유형의 반응비율(고충상담 및 기타 제도이용)이 모두 합하여 10%이하로 낮게 나타나고 있는데, 이는 제도자체가 조직에서 효율적으로 관리되고 있지 못함을 단적으로 나타내는 것이다.

본 연구의 결과에 비추어 본다면, 조직에서 근로자들의 불만과 고충을 해소하기 위한 제도를 확립하고자 할 때, 먼저 근로자들의 조직만족에 영향을 주는 요인과 각 요인의 불만에 따른 그들의 행동유형을 정확히 파악하고, 그 반응을 위의 차원에 따라 분류하여 체계화되고

충저리 과정에 포함시킴으로써 보다 효율적 고충관리를 실현할 수 있을 것이다.

어느 조직이나 일차적 목표는 생산성 향상에 있다. 그러나 오늘날 많은 기업은 종업원들의 고충이나 불만족을 효율적으로 관리하지 못함으로써 종업원의 사기저하와 노사갈등이라는 생산성 향상의 지혜요인을 안게 되었다. 이로 인한 사회·경제적 부담도 그만큼 증가되고 있어 선진화된 기업문화를 조성하는데 걸림돌이 되고 있다. 이런 관점에서, 본 연구의 결과는 관리적 차원에서 근로자들에 대한 조직만족의 개념적 이해를 확충시키고, 이를 바탕으로 선행육구적 관리를 제도적으로 추진(예, 고충처리제도)하려는 많은 기업과 조직에 전략적 통찰을 제공하였다고 본다.

하지만, 본 연구는 연구의 단위가 개별 사업장의 근로자들을 대상으로 한 것이고, 다소 다른 사업장에 비해 나은 근무환경을 가지고 있었기 때문에 결과의 일반화에 제약을 가져 올 수 있다. 또한, Judge(1992)와 Chacko(1983)의 주장처럼, 근로자 만족에 있어 삶의 만족이라는 개념이 포함된다면 조직만족에 대한 또다른 설명이 가능함을 배제할 수 없다. 본 연구에서 사용한 임금에 대한 측정변수가 1개였다는 제약으로 인해 그 효과를 측정하는데 미약했을 수 있다. 또한, 본 연구에서 설정한 구조모델은 잠정적으로 조직만족에 대한 간접효과를 파악하기 위해 설정되었기 때문에, 추후 보다 정교화된 전반적 조직만족에 대한 구조모델을 검증할 필요가 있다. 더불어, 본 연구에서 가정되지 않은 요인들에 대한 검증이 추후 연구들을 통해 검증될 것이라고 기대한다.

## 참 고 문 헌

- 오세진·임영식·김현철·양병화(1995). **고충처리제도**
- 표준모델 매뉴얼. 한국노동교육원.
- 이순목(1990). **공변량구조분석**. 서울: 성원사.
- Barber, A. E., Dunham, R. B., & Formisano, R. A.(1992). The impact of flexible benefits on employee satisfaction: A field study. *Personnel Psychology*, 45, 55-76.
- Beehr, T. A., & Gupta, N.(1978). A note on the structure of employee withdrawal. *Organizational Behavior and Human Performance*, 21, 73-79.
- Bentler, P. M.(1980). Multivariate analysis with latent variables: causal modeling. *Annual Review of Psychology*, 31, 419-456.
- Bentler, P. M.(1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246.
- Bentler, P. M., & Bonett, D. G.(1980). Significance tests and goodness-of-fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588-600.
- Bentler, P. M., & Chou, C.(1987). Practical issues in structural modeling. *Sociological Methods and Research*, 16, 78-117.
- Chacko, T. I.(1983). Job and life satisfactions: A causal analysis of their relationships. *Academy of Management Journal*, 26, 163-169.
- Ciabattari, J.(1986). The Biggest mistake top managers make. *Working Woman*, (Oct), 42-55.
- Cronbach, L. J.(1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16, 297-334.
- Dessler, G.(1994). *Human resource management*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall, Inc.
- Fisher, C., & Locke, E. A.(1992). The new look in job satisfaction theory and research. In J. Cranny, P.

- Smith, & E. F. Stone(Eds.), *Job satisfaction: How people feel about their jobs and how it affects their performance*(pp.165-194). Lexington, MA: Lexington Books.
- Fullagar, C., & Barling, J.(1989). A longitudinal test of a model of the antecedents and consequences of union loyalty. *Journal of Applied Psychology, 74*, 213-227.
- Green, G.(1969). Instrumentality theory of work motivation: Some experimental results and suggested modifications. *Journal of Applied Psychology Monograph, 53*, 1-25.
- Hackett, R. D.(1989). Work attitudes and employee absenteeism: A synthesis of the literature. *Journal of Occupational Psychology, 62*, 235-248.
- Herzberg, F., Mausner, B., & Snyderman, B. B.(1959). *The motivation to work*. NY: Wiley.
- Hulin, C. L., Roznowski, M., & Hachiya, D.(1985). Alternative opportunities and withdrawal decisions: Empirical and theoretical discrepancies and an intergration. *Psychological Bulletin, 97*, 233-250.
- James, L. R., Mulaik, S. A., & Brett, J. M.(1982). *Causal analysis: Assumptions, models, and data*. Beverly Hills, CA: Sage.
- Judge, T. A.(1992). The dispositional perspective in human resources research. In G. R. Ferris & K. M. Rowland(Eds.), *Research in personnel and human resources management*(Vol. 10, pp.31-72). Greenwich, CT: JAI Press.
- Judge, T. A.(1993). Validity of the dimensions of the Pay Satisfaction Questionnaire: Evidence of differential prediction. *Personnel Psychology, 46*, 331-355.
- Judge, T. A., & Locke, E. A.(1993). Effect of dysfunctional thought processes on subjective well-being and job satisfaction. *Journal of Applied Psychology, 78*, 475-490.
- Judge, T. A., & Watanabe, S.(1993). Another look at the job satisfaction-life satisfaction relationship. *Journal of Applied Psychology, 78*, 939-948.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D.(1989). *LISREL 7: A guide to the program and applications*. Chicago: SPSS.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D.(1993). *New features in LISREL 8*. Scientific Software International, Inc.
- Levin, I., & Stokes, J. P.(1989). Dispositional approach to job satisfaction: Role of negative affectivity. *Journal of Applied Psychology, 74*, 752-758.
- Locke, E. A.(1976). The nature and causes of job satisfaction. In M. D. Dunnette(Ed.), *Handbook of Industrial and Organizational Psychology* (pp.1319-1328). Chicago: Rand McNally.
- Luthans, F(1995). *Organizational behavior*. Singapore, Pilipin: McGraw-Hill International.
- Luthans, F., Kemmerer, B., Paul, R., & Taylor, L.(1987). The impact of job redesign intervention on salespersons' observed performance behavior. *Group and Organization Studies, (Mar)*, 55-72.
- Major, B., & Konar, E.(1984). An investigation of sex differences in pay expectations and their possible causes. *Academy of Management Journal, 27*, 777-792.
- Miller, K. I., & Monge, P. R.(1986). Participation, satisfaction, and productivity: A meta-analytic review. *Academy of Management Journal, 29*, 736-753.
- Mobley, W. H.(1977). Intermediate linkages in the

- relationship between job satisfaction and employee turnover. *Journal of Applied Psychology*, 62, 237-240.
- Mulaik, S. A., James, L. R., Alstine, J. V., Bennett, N., Lind, S., & Stillwell, D. C.(1989). An evaluation of goodness of fit indices for structural equation models. *Psychological Bulletin*, 103, 430-455.
- Netemeyer, R. G., Johnston, M. W., & Burton, S.(1990). Analysis of role conflict and role ambiguity in a structural equations framework. *Journal of Applied Psychology*, 75, 148-157.
- Pedhazur, E. J., & Schmelkin, L. P.(1991). *Measurement design and analysis: An integrated approach*. Hillsdale, NJ: Lawrence Earlbaum.
- Petty, M. M., McGee, G. W., & Cavender, J. W.(1984). A meta-analysis of the relationships between individual job satisfaction and individual performance. *Academy of Management Review*, 27, 712-721.
- Porter, L. W.(1961). A study of perceived need satisfaction in bottom and middle management jobs. *Journal of Applied Psychology*, 45, 1-17.
- Prussia, G. E., Kinicki, A. J., & Bracker, J. S.(1993). Psychological and behavioral consequences of job loss: A Covariance structure analysis using Weiner's(1985) attribution model. *Journal of Applied Psychology*, 78, 382-394.
- Quarstein, V. A., McAfee, B, & Glassman, M.(1993). The situational occurrences theory of job satisfaction. *Human relations*, (Aug), 859-873.
- Quinn, R. P., & Shepard, L. J.(1974). *The 1972-73 quality of employment survey*. Ann Arbor, MI: Survey Research Center, University of Michigan.
- Rice, R. W., McFarlin, D. B., & Bennett, D. E.(1989). Standards of comparison and job satisfaction. *Journal of Applied Psychology*, 74, 591-598.
- Robbins, S. P.(1991). *Organizational behavior*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall, Inc.
- Roznowski, M.(1989). An examination of the measurement properties of the Job Descriptive Index with experimental items. *Journal of Applied Psychology*, 74, 805-814.
- Rusbult, C. E., Farrell, D., Rogers, G., & Mainous III, A. G.(1985). Impact of exchange variables on Exit, Voice, Loyalty, and Neglect: An integrative model of responses to declining job satisfaction. *Academy of Management Journal*, 28, 599-627.
- Saris, W. E., & Stronkhorst, H.(1984). *Causal modeling in nonexperimental research*. Amsterdam: Sociometric Research Foundation.
- Scarpello V., & Campbell(1983). Job satisfaction: Are all the parts there? *Personnel Psychology*, 36, 577-600.
- Schmitt, N., & Mellon, P. M.(1980). Life and job satisfactoin: Is the job central? *Journal of Vocational Behavior*, 16, 51-58.
- Schneider, B., & Dachler, P. H.(1978). A note on the stability of the job description index. *Journal of Applied Psychology*, 63, 650-653.
- Smith, P. C., Kendall, L. M., & Hulin, C. L.(1969). *The measure of satisfaction in work and retirement*, Chicago: Rand McNally.
- Spector, P. E.(1992). *Summated rating scale construction: An introduction*, Sage QASS Series, No. 82, Beverly Hills, CA: Sage.
- Staw, B. M., & Ross, J.(1985). Stability in the Midst of Change: A Dispositional Approach to Job Attitudes. *Journal of Applied Psychology*, 70,

- 469-480.
- Stein, J. A., Smith, G. M., Guy, S. M., & Bentler, P. M.(1993). Consequences of adolescent drug use on young adult job behavior and job satisfaction. *Journal of Applied Psychology, 78*, 463-474.
- The Wall Street Journal(1987). Labor Letter. *The Wall Street Journal*, (Dec. 22), 1-3.
- Weiss, D. J., Dawis, R. V., England, G. W., & Lofquist, L. H.(1967). *Manual for the Minnesota Satisfaction Questionnaire*. Minnesota Studies in Vocational Rehabilitation, Vol. 22. MA: University of Minnesota Industrial Relations Center.
- White, S. E., & Mitchell, T. R.(1979). Job enrichment versus social cues: A comparison and competitive test. *Journal of Applied Psychology, 64*, 1-9.
- Widaman, K. F.(1985). Hierarchically nested covariance structure models for multitrait-multimethod data.. *Applied Psychological Measurement, 9*, 1-26.
- Williams, L. J., & Hazer, J. T.(1986). Antecedents and consequences of satisfaction and commitment in turnover models: A reanalysis using latent variable structural equation methods. *Journal of Applied Psychology, 71*, 219-231.
- Williams, L. J., & Podsakoff, P. M.(1989). Longitudinal field methods for studying reciprocal relationships in organizational behavior research: Toward improved causal analysis. *Research in Organization Behavior, 11*, 247-292.

1차 원고 접수 : 1995년 10월 23일

1차 수정본 접수 : 1996년 1월 31일

최종 수정본 접수 : 1996년 4월 8일

부록 1 : 측정변수의 평균, 표준편차 및 상호상관

임금수준	1.000																				
직무배치	.110	1.000																			
작업량	.193	.383	1.000																		
직무순환	.200	.333	.358	1.000																	
작업목표량	.150	.241	.394	.316	1.000																
휴식시간	.101	.256	.312	.160	.293	1.000															
상하의사소통	.219	.296	.286	.243	.269	.277	1.000														
리더십	.134	.286	.313	.225	.179	.215	.439	1.000													
상하관계	.134	.244	.205	.196	.212	.276	.417	.498	1.000												
인격적대우	.178	.203	.253	.251	.253	.304	.422	.514	.480	1.000											
인사고과공정성	.269	.216	.209	.153	.224	.235	.317	.360	.290	.363	1.000										
승진기회	.293	.195	.210	.162	.215	.255	.323	.283	.244	.346	.556	1.000									
장기근속대우	.263	.181	.164	.113	.193	.121	.201	.183	.144	.201	.293	.400	1.000								
부서내 의사소통	.265	.234	.252	.299	.290	.256	.574	.347	.309	.361	.273	.292	.194	1.000							
동료간 의사소통	.192	.246	.257	.217	.217	.259	.492	.308	.360	.324	.233	.253	.154	.421	1.000						
동료간 인간관계	.119	.186	.185	.153	.206	.246	.270	.363	.546	.448	.200	.171	.134	.243	.472	1.000					
작업장 청결	.150	.206	.284	.155	.203	.257	.182	.163	.231	.243	.177	.168	.075	.211	.225	.229	1.000				
작업분위기	.158	.224	.322	.260	.270	.344	.316	.319	.327	.349	.230	.241	.189	.312	.330	.318	.422	1.000			
작업장 안전도	.201	.211	.212	.191	.133	.172	.199	.214	.195	.259	.285	.234	.139	.244	.212	.167	.389	1.000			
직무관련교육	.176	.168	.117	.164	.117	.128	.197	.080	.118	.154	.108	.187	.157	.277	.142	.051	.157	1.000			
자기개발교육	.203	.151	1.000																		
자기개발교육	.205	.196	.160	.164	.121	.133	.262	.099	.101	.154	.200	.273	.226	.266	.126	.056	.081	1.000			
복지제도수준	.160	.148	1.000																		
복지제도수준	.201	.108	.119	.113	.172	.162	.144	.099	.123	.181	.258	.243	.102	.202	.118	.123	.167	1.000			
취미지원/배려	.102	.239	.122	1.000																	
취미지원/배려	.171	.096	.079	.110	.143	.042	.128	.015	.018	.085	.135	.131	.105	.156	.048	-.008	.122	1.000			
일의 책임	.033	.208	.160	.189	.371	1.000															
일의 책임	.137	.213	.291	.230	.367	.150	.214	.216	.207	.224	.156	.137	.130	.239	.257	.234	.213	1.000			
일의 권한	.179	.152	.193	.113	.130	1.000															
일의 권한	.168	.302	.342	.285	.380	.190	.247	.259	.227	.231	.204	.181	.182	.259	.242	.220	.174	1.000			
직무자체만족	.246	.203	.168	.155	.183	.111	1.000														
직무자체만족	.024	.419	.352	.261	.258	.278	.224	.290	.264	.221	.142	.147	.095	.212	.215	.231	.193	1.000			
조직만족	.282	.127	.135	.106	.106	.035	.223	1.000													
조직만족	.093	.263	.259	.232	.179	.241	.163	.259	.248	.279	.237	.230	.157	.219	.236	.256	.195	1.000			
(평균)	.265	.241	.134	.162	.228	.077	.203	.218	.390	1.000											
(표준편차)	2.73	2.77	2.84	2.97	2.51	2.74	3.02	2.98	2.96	2.69	2.42	2.26	2.76	3.15	3.32	3.21	3.07	1.000			
(표준편차)	3.04	2.51	2.33	2.86	2.70	3.29	3.01	3.13	3.09	1.000											
(상호상관)	.75	.94	.91	.80	.86	1.12	.86	.93	.87	.90	.84	.89	1.02	.85	.86	.87	.98	1.000			
(상호상관)	.96	.94	.91	.92	.97	1.06	.79	.82	.86	.81	1.000										

## ABSTRACT

### A Test of Model for Measuring Organizational Satisfaction

Sheezeen Oh

Youngsik Lim

Byunghwa Yang

Dept. of Psychology

Dept. of Adolescence Science

Dept. of Psychology

Chung-Ang University

The purpose of this study was to examine the fitness of a model that was proposed to measure overall organizational satisfaction which could be considered more broad concept than job satisfaction. The proposed model consisted of 9 factors which included 5 factors derived from JDI's subfactors and 4 other factors derived from relevant theoretical backgrounds. Thus, this study attempted to evaluate the fitness of the proposed model and the relationships among the factors in the model through covariance structure analysis. Subjects in this study consisted of 228 male and 519 female line workers in a large corporation and their average age was 21.37(sd=5.39). From the results of this study, it could be said that the proposed model had a moderate level of goodness of fit. Also, it was revealed that the factors in the model were meaningfully and complicately related to one another and to the organizational satisfaction.