

직무 스트레스와 종업원 태도간의 관계에서 감성적 성향의 역할

고종욱

안양대학교 도시행정학과 교수
(jwko@avcc. anyang. ac. kr)

그동안 수많은 스트레스 연구를 통하여 직무 스트레스는 종업원 태도나 그들의 신체적, 정신적 건강, 나아가 직무성과에도 심각한 부정적 영향을 미치는 것으로 밝혀졌다. 그러나 최근에 직무 스트레스와 다양한 산출변수들간의 관계는 인성 특성인 감성적 성향의 영향 때문에 나타난 것이라는 주장을 둘러싸고 치열한 논쟁이 전개되어왔다. 본 논문에서는 논란이 되고 있는 직무 스트레스와 종업원 태도간의 관계에서의 감성적 성향의 역할을 재탐구하였다. 이를 위해서 자기기입식 질문지를 이용하여 두 개의 조직에 근무하는 867명의 직원으로부터 자료를 수집하였으며, 수집된 자료는 잠재변수 접근법을 이용하여 분석하였다. 분석결과 감성적 성향의 두 차원인 부정적 감성과 긍정적 감성 모두 예측변수들인 직무 스트레스(역할 모호성, 역할갈등, 업무량 및 자원의 부적절성)와 사회적 지원(상사의 지원 및 동료의 지원) 변수들 및 산출변수들인 직무만족과 조직헌신 변수들의 측정을 오염시키는 것으로 나타났다. 이에 덧붙여, 부정적 감성과 긍정적 감성 모두 예측변수와 산출변수들간의 관계를 부풀리는 것으로, 즉 왜곡시키는 것으로 나타났다. 그러나 감성적 성향의 오염 및 왜곡효과 정도가 매우 미미하기 때문에 직무 스트레스 연구에서 반드시 고려해야 할 정도로 심각한 문제로 판단되지는 않는다.

1. 서론

직무 스트레스(Job stress)는 잠재적으로 조직 구성원의 긴장상태를 야기시킬 수 있는 조직 내의 모든 스트레스 요인(stressors)들을 가리키는 포괄적인 개념이다. 구체적으로, 직무 스트레스는 조직 구성원이 담당하고 있는 업무에 대한 조직의 요구가 그 개인의 능력을 넘어서는 정도라고 정의된다(고종욱 외, 1996; Greenhaus and Parasuraman, 1986). 직무 스트레스에 대한 조직 연구자 및 실무자들의 관심은 직무 스트레스가 주로 종업원들의 정신적 및 육체적 건강과 직무태도에 미치는 역기능적인 영향에서 비롯되었다. 직무 스트레스는 직무만족

등과 같은 직무태도에 부정적인 영향을 미칠 뿐만 아니라, 우울증, 불면증, 두통, 호흡곤란, 복통, 심박급속증 등과 같은 정신적·신체적 질환이 직무 스트레스에 의해서 야기되거나 더 악화된다는 것이 많은 실증적 연구에 의해서 발견되었다(고종욱, 서영준, 박하영, 1996; 황규대 외, 1999; Caplan et al., 1975; Etzion, 1984; Ganster, Fusilier and Mayers, 1986; Golembski, Munzenrider and Stevenson, 1988; LaRocco, House and French, 1980; Sethi and Shuler, 1984). 나아가 직무 스트레스는 개인의 직무성과나 조직의 효과성에도 부정적인 영향을 미치는 것으로 확인되었다(황규대 외, 1999; Jamal, 1990; Mathieu, 1990). 그러나 그동안의 많은 경험적 연구들에 의해서

밝혀진 직무 스트레스와 다양한 산출변수들(outcomes)간의 관계를 둘러싸고 최근에 치열한 논쟁이 전개되어왔다. 이 논쟁의 핵심은 일반적으로 스트레스-스트레인 관계(stress-strain relationship) 연구로 언급되는 기존의 스트레스 관련연구들이 발견한 직무 스트레스와 산출변수들간의 관계가 진정한 관계(true relationship)인가 아니면 허위적 관계(spurious relationship)인가에 있다. 이러한 논란의 배경에는 직무 스트레스와 산출변수들간의 관계를 탐구하는데 있어서 대부분의 연구들이 주관적인 지각척도, 즉 응답자들의 응답에 기초한 자기기입식 척도(self-report measures)를 사용하여 변수들을 측정하였다는 문제의식이 자리잡고 있다.

직무 스트레스와 산출변수들간의 관계의 타당성에 대하여 최초로 의문이 제기된 것은 Brief와 그의 동료들(1988)이 수행한 연구에 의해서이다. 그들은 자기기입식 척도를 사용하여 측정된 직무 스트레스 변수와 산출변수들간의 관계는 응답자들의 인성 특성 중의 하나인 부정적 감성(negative affectivity)에 의해서 상당히 부풀려져 있다는 경험적 증거를 발견하였다. 이러한 결과를 바탕으로 그들은 자기기입식 척도를 사용하여 스트레스와 스트레인간의 관계를 탐구한 기존의 연구들의 타당성에 대하여 회의적인 입장을 취하면서 앞으로의 연구에서는 반드시 부정적 감성을 통제하여야 한다고 주장하였다.

Brief와 그의 동료들의 이러한 주장이 제기된 후에 부정적 감성의 역할에 대한 수많은 연구들이 수행되어왔다(Brett et al., 1990; Burke, Brief and George, 1993; Chen and Spector, 1991; Moyle, 1995; Muntz et al., 1996; Parkes, 1990; Payne, 1988; Schaubroeck, Ganster

and Fox, 1992; Spector, Fox and Van Katwyk, 1999; Spector and O'Connell, 1994; Watson and Pennebaker, 1989; Williams and Anderson, 1994; Williams, Gavin and Williams, 1996). 그러나 불행하게도 그동안 수행된 연구들은 서로간에 모순되는 결과들을 보여주고 있으며, 부정적 감성의 역할에 대한 Brief와 그의 동료들의 주장을 전적으로 혹은 부분적으로 지지해주는 경험적 증거들을 발견한 연구들이 있는가 하면, 부정적 감성의 역할을 전적으로 부정하는 증거들을 제시하는 연구들도 있다.

연구들간에 나타나는 이러한 불일치는 다양한 원인에서 비롯된 것으로 보이는데, 부정적 감성의 역할을 탐구하기 위하여 사용된 방법론들의 차이를 우선적으로 지적할 수 있다. 둘째로, 대부분의 연구들이 직무 스트레스와 직무만족 간의 관계에 있어서 부정적 감성의 역할을 탐구하고 있는데 이들 핵심적 변수인 부정적 감성을 비롯한 주요 변수들의 측정을 위하여 사용된 척도들이 동일하지 않다는 점을 제기할 수 있다.

기존의 대부분의 연구가 갖고 있는 또 하나의 문제점은 감성적 성향(affective disposition)의 두 차원 중에서 부정적 감성의 역할에만 주로 초점을 맞추고 있으며 다른 한 차원인 긍정적 감성(positive affectivity)의 역할에 대해서는 별로 많은 관심을 보이지 않고 있다는 점이다. 마지막으로 지적되어야 할 문제는 감성적 성향의 역할과 관련하여 오염효과(contamination effects)와 왜곡효과(bias effects)는 개념적으로 뿐만 아니라 실질적으로도 구분되어야 한다는 점이다. 물론 감성적 성향이 예측변수와 산출변수의 측정을 오염시킬 경우 방법분산(method variance)에 의해서 두 변수간의 관계의 강도가 실제보다 부풀려져서 나타날 가

능성이 매우 높은 것은 사실이지만, 반드시 그런 것은 아니기 때문이다(Spector and Brannick, 1995). 따라서 감성적 성향이 변수들의 측정을 오염시키는지, 그리고 측정의 오염이 변수들간의 관계를 왜곡시키는지를 분리하여 탐구할 필요가 있다.

본 연구의 목적은 기존의 많은 연구들이 보이고 있는 한계와 문제점들을 지양하면서 직무 스트레스와 산출변수간의 관계에서의 감성적 성향의 역할을 경험적으로 재검토하는데 있다. 이에 앞서 우선 감성적 성향의 역할에 대한 이론적 논의를 검토하는 한편, 감성적 성향의 역할의 탐구와 관련된 방법론적 쟁점을 살펴보기로 하겠다.

II. 이론적 배경

스트레스-스트레인 관계 연구에서 최근에 연구자들의 관심을 끌고 있는 감성적 성향은 부정적 감성(이하 NA로 약칭)과 긍정적 감성(이하 PA로 약칭)의 두 차원으로 구성된다. NA는 부정적인 감성적 상태(affective state)를 경험하는 성향을 가리키는 반면에, PA는 긍정적인 감성적 상태를 경험하는 성향을 나타낸다. Watson과 그의 동료들(Watson and Clark, 1984; Clark and Watson, 1991; Tellegen, 1985)에 따르면, NA가 높은 사람들은 자신과 타인 그리고 자신을 둘러싼 세상 일반의 부정적인 측면에 초점을 맞추는 경향이 있는 반면에, PA가 높은 사람들은 자신과 타인, 그리고 자신을 둘러싼 세상 일반의 긍정적인 측면에만 집중하는 경향이 있다.

NA와 PA는 연속선 상의 반대되는 양 극단을 나

타내는 것이 아니라 서로 구분되는 독립적인 인성 차원을 나타낸다(고종욱, 1999; Watson and Clark, 1984; Tellegen, 1985; Watson, Clark, and Tellegen, 1988; Watson, 1988). 따라서 개인들은 감성적 성향의 두 차원인 NA와 PA 모두 높거나 낮은 성향을 보일 수도 있고, 아니면 한 차원은 높지만 다른 차원은 낮은 성향을 보일 수도 있다.

조직 변수의 측정에서 NA의 역할과 관련하여 Watson, Pennbaker and Folger(1987)는 NA가 높은 사람들은 거의 모든 종류의 질문지 문항에 부정적으로 응답하는 강한 성향을 가지고 있다고 지적하였다. 덧붙여, 자기기입식 척도에 의해서 측정된 스트레스, 증후, 무드(mood), 인성, 좌절 등간의 상관관계는 모두 NA라는 동일한 기저적 구성물(construct)을 반영하고 있다고 주장하였다. 더 나아가 그들은 다양한 자기기입식 척도들이 NA라는 동일한 기저적 구성물을 반영하는 정도만큼 많은 스트레스 연구에서 가정되는 독립변수와 종속변수들은 사실상 단지 부정적으로 반응하려는 성향을 측정한 것에 지나지 않을지도 모른다는 결론을 내렸다.

NA의 역할에 대한 Watson과 그의 동료들의 주장이 극단적이기는 하지만, Brief et al.(1988)과 그 이후의 많은 일련의 연구들(Brett et al., 1990; Burke, Brief and George, 1993; Moyle, 1995; Parks, 1990; Schaubroeck, Ganster and Fox, 1992)은 NA가 직무 스트레스와 산출변수간의 관계를 왜곡시킨다는 경험적 증거들을 보여주고 있다. 그러나 앞서 지적하였듯이, 모든 경험적 연구들이 Watson과 그의 동료들의 주장을 뒷받침하는 경험적 증거를 발견한 것은 아니다. 다른 일련의 연구들(Chen and Spector, 1991; Payne, 1988; Spector, Fox and Van Katwyk, 1999;

Spector and O'Connell, 1994; Williams and Anderson, 1994; Williams, Gavin and Williams, 1996)은 NA의 왜곡효과가 존재하지 않기 때문에 NA는 통제할 필요가 없다는 경험적 증거를 제시하고 있다. Brief와 그의 동료들의 연구 이래로 지난 10여년간 NA의 왜곡효과에 대한 많은 경험적 연구들이 수행되었음에도 불구하고 이 연구들은 어떤 일관된 결과를 보여주지 못하고 있다. 때문에 지금도 NA의 왜곡효과와 통제 여부를 둘러싸고 치열한 논쟁이 전개되고 있다(Judge, Erez and Thoresen, 2000; Spector, Zapf, Chen and Frese, 2000).

연구들간에 이러한 모순된 결과들이 나타난 원인이 무엇인지 명확하게 밝히기는 어렵지만, 몇 가지 가능성을 생각해볼 수 있을 것 같다. 우선, 기존의 대다수의 연구에서 고려된 독립변수 및 종속변수들과 이 변수들의 측정에 사용된 척도들 그리고 핵심 변수인 NA의 측정에 사용된 척도가 연구들간에 동일하지 않다는 점을 지적할 수 있다. 이것은 일부 연구에서 변수들의 선정과 선정된 변수들의 측정에 사용된 척도들에 문제가 있었다는 의미는 결코 아니다. NA의 왜곡효과는 연구에 사용된 변수와 척도들의 성격에 따라서 달라지기 때문에 연구들간에 그와 같은 모순된 결과가 나타났을 가능성을 전혀 배제할 수는 없을 것이다.

이와 더불어, NA의 왜곡효과를 탐구하기 위하여 연구들간에 상이한 통계기법들이 사용되었다는 점도 간과할 수 없을 것이다. 전통적으로 가장 많이 사용되는 통계기법이 부분상관관계접근법인데, 이 접근법에서는 제3의 변수인 NA를 통제하였을 때 나타나는 독립변수와 종속변수간의 영차상관관계의 변화를 살펴봄으로써 NA의 왜곡효과를 파악한다(Ganster, Hennessey and Luthans, 1983).

그러나 NA를 통제하였을 때 독립변수와 종속변수간의 유의미한 상관관계가 사라지는 경우가 거의 없기 때문에, 영차상관관계와 부분상관관계간의 차이의 크기를 가지고 NA의 왜곡효과를 판단하고 있다. 문제는 그 차이의 크기가 통계적으로 유의미한 것인지 평가할 기준이 없기 때문에, 연구자에 따라서 동일한 차이의 크기가 NA의 왜곡효과를 지지하는 증거로 해석되기도 하고 부정하는 증거로 해석되기도 한다는 점이다. 이러한 문제는 NA의 왜곡효과를 검증하기 위하여 사용되는 단계적 회귀 분석(hierarchical regression analysis)방법에서도 마찬가지로 발생한다. 따라서 기존의 연구들이 상반되는 결과를 보고하고 있는 것은 부분적으로는 연구에 사용된 통계기법의 문제에서 비롯된 것일 가능성이 있다. 기존 연구들에서 보이는 방법론상의 문제를 극복하기 위해서는 NA의 왜곡효과에 대한 자의적이고 주관적인 판단을 배제할 수 있는 접근법이 요구된다고 하겠다.

한편, 기존의 많은 연구들이 NA의 왜곡효과를 발견하지 못했다고 해서 바로 이것들을 NA의 역할에 대한 Watson과 그의 동료들의 주장이 틀렸다는 증거로 간주하는 것은 곤란하다. NA의 역할에 대한 그들의 주장을 분석해보면, 첫째로 NA가 자기기입식 척도를 이용한 변수들의 측정을 오염시킨다는 것이며, 둘째로 이러한 오염의 결과로 인해서 변수들간의 관계가 상당히 부풀려진다는 것이다. 즉, NA는 오염 및 왜곡효과를 가지고 있으며, 오염효과가 바로 왜곡효과를 야기한다고 보고 있다. 물론 양자간에는 긴밀한 관련이 있지만, Watson과 그의 동료들이 주장하듯이, 측정이 오염되었다고 해서 반드시 변수들간의 관계가 왜곡되는 것은 아니다(Spector and Brannick, 1995). NA가 독립 및 종속변수들의 측정을 오염시키는 정도 그리고 오염

원으로서의 NA들간의 상관의 정도에 따라서 독립 및 종속변수간의 관계에 별다른 영향을 미치지 않을 수도 있으며, 경우에 따라서는 변수간의 관계를 부풀리는 것이 아니라 약화시킬 수도 있다(Cote and Buckley, 1988; Williams and Brown, 1994). 따라서 NA의 왜곡효과가 바로 왜곡효과를 야기한다는 Watson과 그의 동료들의 주장에 문제는 있지만, NA의 왜곡효과를 발견하지 못했다고 해서 Watson과 그의 동료들이 주장하는 NA의 오염효과까지 부정되는 것은 아니다. 따라서 왜곡효과 뿐만 아니라 오염효과도 같이 검토해야만 NA의 역할을 제대로 평가할 수 있을 것이다.

Watson과 그의 동료들은 NA가 변수 측정을 오염시키고 이것이 변수들간의 관계를 왜곡시킨다고 주장하고 있다. NA가 이러한 역할을 수행한다면, 감성적 성향의 다른 차원인 PA도 NA와 같은 역할을 수행할 것이라고 당연히 추론할 수 있다. 이와 관련하여, Burke, Brief and George(1993)는 작업상황의 부정적 특징이나 부정적인 감성적 반응에 대한 자기기입식 척도를 이용한 측정은 NA에 의해서 영향을 받는 반면에, 작업상황의 긍정적 특징이나 긍정적인 감성적 반응에 대한 측정은 PA의 영향을 받는 것 같다고 제시하였다. Burke와 그의 동료들의 이러한 주장은 PA가 높은 사람들은 긍정적인 특성들을 측정하는 질문지 문항들에 대하여 긍정적으로 응답하는 강한 성향을 가지고 있다는 것을 시사하고 있다.

PA도 NA와 비슷한 역할을 수행할 것이라고 기대에도 불구하고, 기존의 대부분의 연구들이 감성적 성향의 한 차원인 NA의 역할에만 주로 초점을 맞추고 다른 차원인 PA의 역할에 대한 연구는 상대적으로 소홀하였다. 감성적 성향의 역할을 제대로 평가하기 위해서는 NA 뿐만 아니라 동일한

비중으로 PA에도 초점을 맞추어야 할 것이다.

이상의 논의에서 알 수 있듯이, 기존의 많은 경험적 연구들은 상반된 결과들을 보여주고 있을 뿐만 아니라, 감성적 성향의 역할을 제대로 충분히 평가하는데 적지 않은 한계와 문제점들을 가지고 있다. 본 연구는 이러한 한계와 문제점들을 고려하면서 직무 스트레스와 산출변수간의 관계에서의 감성적 성향의 역할을 재검토하는데 그 목적이 있다.

우선 감성적 성향의 역할을 보다 충실하게 평가하기 위해서 본 연구에서는 감성적 성향의 한 차원인 NA 뿐만 아니라 다른 차원인 PA의 역할도 동일한 비중으로 탐구할 것이다. 이와 더불어 감성적 성향의 왜곡효과 뿐만 아니라 이러한 왜곡효과를 야기한다고 주장되는 감성적 성향의 오염효과도 같이 검토할 것이다. 그리고 감성적 성향의 역할을 파악하기 위한 통계적 분석방법으로는 Williams와 그의 동료들(Williams and Anderson, 1994; Williams, Gavin and Williams, 1996)이 정교화시킨 잠재변수 접근법(latent variable approach)을 사용할 것이다. 이 접근법은 부분상관관계 접근법이나 단계적 회귀분석방법이 갖는 약점을 보완하는 것으로 알려져 있다.

기존의 연구들은 감성적 성향의 역할을 탐구하는데 있어서 주로 직무 스트레스와 직무만족 간의 관계에 주로 초점을 맞추고 있다. 본 연구에서도 예 측변수로서 직무스트레스의 네 차원인 역할모호성(role ambiguity), 역할갈등(role conflict), 업무량(workload) 및 자원의 부적절성(resource inadequacy)을 검토할 것이다. 이에 덧붙여 스트레스 연구 시에 직무 스트레스와 병행하여 자주 탐구되는 사회적 지원 변수들인 상사의 지원(supervisory support)과 동료의 지원(coworker support)도 예 측변수로서 함께 검토할 것이다. 한편 기존의 대부

본의 연구들은 산출변수로서 주로 직무만족에 초점을 맞추고 있다. 본 연구에서는 산출변수로서 직무만족 외에 조직몰입(organizational commitment)도 함께 고려할 것이다. 직무만족에 대한 직무 스트레스 변수들의 부정적인 영향과 사회적 지원 변수들의 긍정적인 영향은 기존의 스트레스 관련 문헌에 잘 입증되어 있다(고종욱의 1996; 황규대, 1999; Beehr, 1985; Ganster, Fusilier and Mayers, 1986). 직무만족의 경우와 마찬가지로, 조직몰입에 대해서도 직무 스트레스 변수들은 부정적인 영향을 미치는 반면, 사회적 지원변수들은 긍정적인 영향을 미치는 것으로 알려져 있다(Ko, Price and Mueller, 1997; Mathieu and Zajac, 1990; Morrow, 1993).

IV. 연구방법

1. 표본 및 자료수집

본 연구를 위한 자료는 두 곳의 조직으로부터 수집되었다. 한 곳은 H 그룹의 계열회사인 A 항공사 본사이고 다른 한 곳은 역시 재벌인 D 그룹 산하의 B 연구소이다.

자료는 자기기입식 질문지를 이용하여 1995년 3월 중순부터 4월 초순까지 약 3주간에 걸쳐서 수집되었다. 각 조직 내의 간부직원들의 협조를 얻어 A 항공사 직원 970명과 B 연구소 직원 430명에게 질문지를 배포·회수하였다. 최종적으로 A 항공사에서는 총 619개의 질문지가, 그리고 B 연구소에서는 총 291개의 질문지가 회수되어 각각 63.8%와 67.7%의 회수율을 보여주었다. 무응답

이 많아서 분석에 사용하기 곤란한 질문지들을 제외하고 최종 분석에 사용된 표본수는 A 항공사의 경우 589명, B 연구소의 경우 278명으로서 총 867명이다.

분석에 사용된 표본의 특성을 보면, A 항공사의 경우 전체 589명 중에서 남자가 81%를 차지하고 있으며, 평균 연령, 교육 및 근속기간은 각각 32.5년, 15.2년 및 7.3년이다. B 연구소의 경우 분석에 포함된 총 278명 중에서 남자가 77%를 차지하고 있으며, 평균 연령, 교육 및 근속기간은 각각 29.7년, 16.5년 및 4.5년이다. 그리고 응답자들의 직업분포는 두 조직의 모든 직업범주를 잘 반영하고 있다.

2. 변수의 측정

본 연구에서 검토되는 모든 변수들은 신뢰도와 타당도 등의 측정속성이 잘 확립되어 있기 때문에 조직연구에서 널리 사용되는 척도들을 사용하여 측정하였다(Price, 1997). 대다수의 스트레스 관련 연구들과 마찬가지로 본 연구에서도 예측변수인 네 개의 직무스트레스 변수와 두 개의 사회적 지원 변수 그리고 산출변수인 직무만족과 조직몰입 변수를 응답자들의 주관적 지각을 묻는 자기기입식 척도를 사용하여 측정하였다.

직무 스트레스 변수들 중에서 역할모호성은 Khan et al.(1964)이 개발한 척도를 이용하여 3개의 문항으로 측정하였으며, 역할갈등과 업무량은 Rizzo, House and Lirtzman(1970)이 개발한 문항 중 각각 4개와 3개를 사용하여 측정하였고, 자원의 부족절성은 4문항으로 구성된 Price-Mueller(1990) 척도를 사용하여 측정하였다. 그리고 사회적 지원의 두 차원인 상사의 지원과 동료의 지원은 House

〈표 1〉 척도들의 평균, 표준편차 및 신뢰도와 출처

변 수	평 균	표준편차	문항수	Alpha	출 처
역할모호성	5.73	2.25	3	.82	Kahn et al., 1964 ^a
역할갈등	11.53	3.45	4	.88	Rizzo et al., 1970 ^a
업무량	9.74	2.55	3	.75	Rizzo et al., 1970 ^a
자원 불충분성	11.51	3.09	4	.69	Price/Mueller, 1990
상사의 지원	10.39	2.58	3	.84	House, 1981 ^a
동료의 지원	14.57	2.83	4	.74	House, 1981 ^a
직무만족	15.47	3.87	5	.83	Brayfield/Rothe, 1951 ^a
조직몰입	18.34	4.89	6	.87	Meyer/Allen/Smith, 1993
부정적 감성	9.17	2.56	3	.81	Watson, Correspondence ^a
긍정적 감성	9.65	2.14	3	.76	Watson, Correspondence ^a
평 균				.80	

^a 언급된 출처에서 문항을 선정·수정하여 사용하였음.

(1981)에 의해 개발된 척도를 수정한 3개 및 4개의 문항으로 각각 측정하였다.

직무만족은 Brayfield/Rothe 척도(1951)에서 5문항을 골라 측정하였으며, 조직몰입은 Meyer, Allen and Smith(1993)가 최근에 개발한 6문항으로 구성된 감성적 몰입 척도(Affective Commitment Scale)를 이용하여 측정하였다. 마지막으로 감성적 성향의 두 차원인 NA와 PA는 Watson이 개발한 척도들에서 각각 세 문항을 사용하여 측정하였다. PA 및 NA 개념의 정교화에 선구자적 기여를 한 Watson이 개발한 이 척도들은 측정속성의 측면에서 매우 건전한 것으로 평가되고 있다(Price, 1997).

변수들의 측정을 위하여 사용된 문항들에 대한 응답은 '정말 그렇다'에서 '전혀 그렇지 않다'까지 5개의 응답범주를 갖는 리커트식 스케일을 사용하여 이루어졌다. 변수들의 측정에 사용된 척도들의 평균, 표준편차, 문항수와 신뢰도, 그리고 척도들의 출처는 〈표 1〉에 제시되어 있으며, 변수들의 측정에 사용된 문항들은 〈부표 1〉에 제시되어 있다. 〈표 1〉이

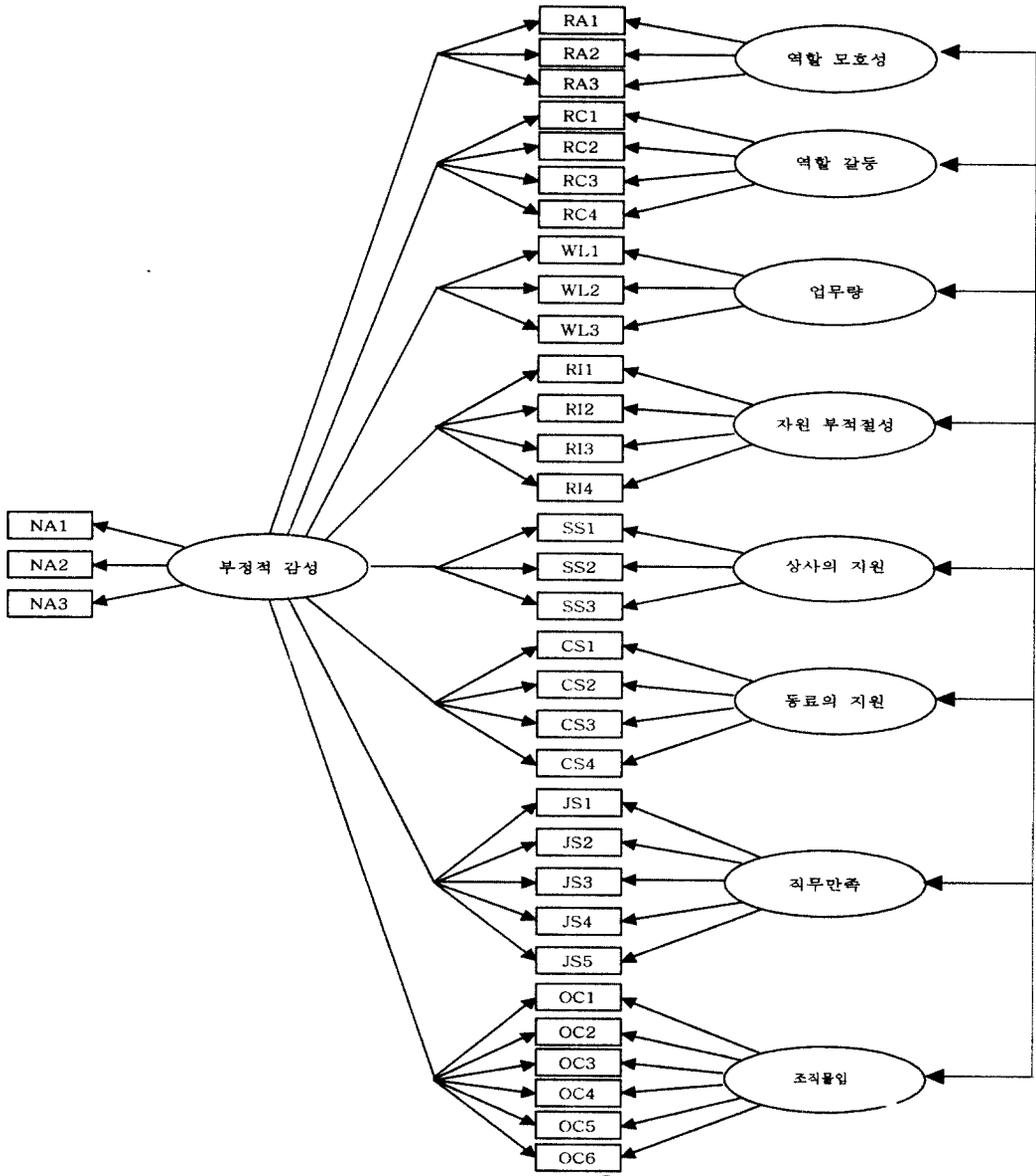
보여주듯이, 신뢰도가 .60 이하인 척도는 없으며, 사용된 척도들의 신뢰도 평균이 .80으로 나타나고 있어 본 연구에 사용된 척도들의 신뢰도는 전반적으로 매우 만족스럽다고 할 수 있다.

3. 자료의 분석

앞서 논의하였듯이, 본 연구에서는 감성적 성향의 오염 및 왜곡효과를 탐구하기 위해서 잠재분석 접근법을 사용하였다. 이를 위해서 〈그림 1〉과 〈그림 2〉에 바탕을 둔 일련의 모형들을 구성하였다.

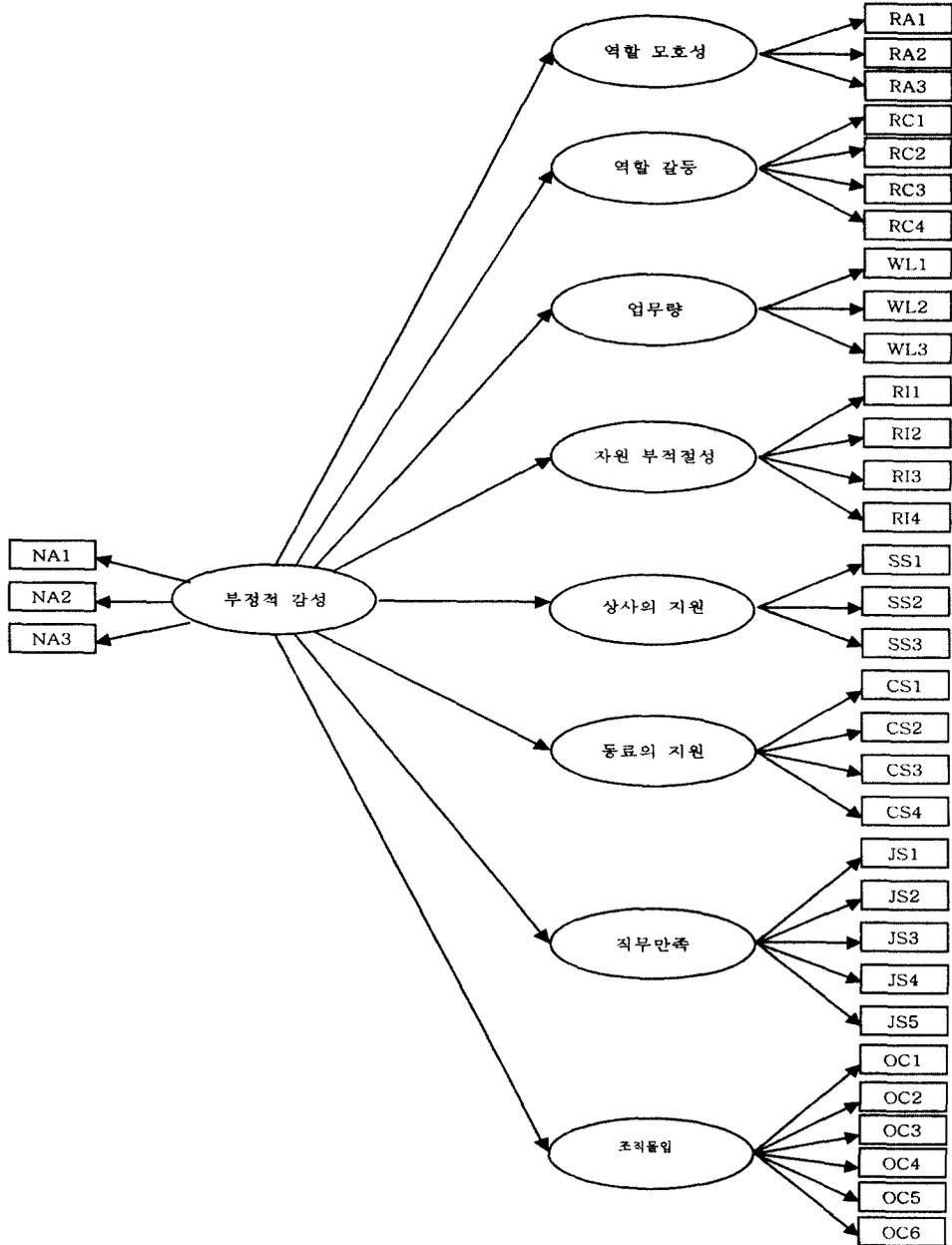
자기기입식 척도를 사용한 직무조건(직무 스트레스 및 사회적 지원) 및 종업원 태도(직무만족 및 조직몰입)의 측정과정에 NA가 미치는 영향을 파악하기 위하여 〈그림 1〉에 근거한 세 개의 모형, M1a, M1b 및 M1c를 구성하였다. 잠재변수분석에서 보편적으로 사용되는 기호들과 마찬가지로, 〈그림 1〉에서 원은 잠재변수, 즉 이론적 구성인(theoretical construct)을 나타내며, 작은 네모는 이론적 구성

〈그림 1〉 직무조건 및 종업원 태도 구성인들의 경험적 지표들에 대한 부정적 감성의 관계를 나타내는 모형(M1b),



주: NA = 부정적 감성; RA = 역할보호성; RC = 역할갈등; WC = 업무량; RI = 자원의 부적절성;
 SS = 상사의 지원; CS = 동료의 지원; JS = 직무만족; OC = 조직몰입.

〈그림 2〉 직무조건 및 종업원 태도 구성인들에 대한 부정적 감성의 관계를 나타내는 모형(M2b).



주: 직무조건 및 종업원 태도 구성인들간의 상관관계는 모형의 단순화를 위해서 생략하였음;

NA = 부정적감성; RA = 역할모호성; RC = 역할갈등; WC = 업무량; RI = 자원의 부적절성;
 SS = 상사의 지원; CS = 동료의 지원; JS = 직무만족; OC = 조직몰입.

인을 측정하기 위하여 사용된 경험적 지표(empirical indicator)인 문항, 즉 관찰변수를 나타낸다. 그리고 각각의 잠재변수에서 관찰변수로 이어지는 화살표들은 관찰변수에 대한 잠재변수의 영향, 즉 요인부하(factor loadings)를 가리키며, 특히 직무조건 및 종업원 태도를 측정하기 위하여 사용된 32개의 문항들과 NA간의 경로들은 NA가 이 문항들에 영향을 미칠 수도 있다는 것을 나타낸다. 잠재변수들간의 화살표는 잠재변수들이 서로 상관되어 있다는 것을 가리킨다.

우선 첫 번째 모형인 M1a에서는 직무조건 및 종업원 태도를 측정하기 위하여 사용된 32개의 문항들과 NA간의 경로, 즉 요인부하들이 0의 값을 갖도록 제약하였다. 즉, M1a는 NA가 다른 8개의 이론적 구성인들의 측정에 사용된 문항들, 관찰변수들에 영향을 미치지 않는다는 가정 위에서 구성되었다. 이에 덧붙여 NA는 다른 8개의 잠재변수들과 상관되지 않은 것으로 가정하였다. M1a는 <그림 1>에 근거하여 구성되는 다른 두 모형인 M1b 및 M1c와의 비교를 위한 기준모형이다. 두 번째 모형인 M1b에서는 8개의 이론적 구성인들의 측정에 사용된 문항들과 NA간의 경로들을 아무런 제약없이 자유롭게 추정하였다. M1b와 M1a, 두 모형의 추정결과를 비교하면 NA가 8개의 구성인들의 측정과정에 관련된 정도를 알 수 있다. 세 번째 모형인 M1c는 기본적으로 M1b와 동일하게 구성하되, 8개의 잠재변수들간의 상관관계가 M1a에서 얻어진 값들과 동일한 값을 가지도록 제약하였다. M1c와 M1b, 두 모형의 추정결과를 비교하면 8개의 잠재변수들간의 관계에 대하여 NA가 미치는 영향의 정도를 파악할 수 있다.

<그림 2>에 제시된 모형은 NA와 다른 8개의 잠재변수들과의 직접적인 관계를 나타낸다. NA와 다

른 잠재변수들을 잇는 화살표는 잠재변수분석에서 각 잠재변수에 대한 NA의 직접적인 영향을 나타내며 잠재변수분석에서 감마(gamma)계수라고 불린다. <그림 2>에 제시된 모형은 NA와 잠재변수들간의 직접적인 관계를 나타낸다는 점에서 NA와 이론적 구성인들의 측정에 사용된 관찰변수들과의 관계를 나타내는 <그림 1>의 모형과는 근본적으로 다르다. 8개의 잠재변수들간의 관계에 대한 NA의 영향을 탐구하기 위하여 <그림 2>에 근거한 세 개의 모형, M2a, M2b 및 M2c를 구성하였다. 우선 M2a에서는 NA에서 각각의 잠재변수로 연결되는 경로들, 즉 Gamma 계수들이 0의 값을 갖도록 제약하였다. 모형 M2a는 본질적으로 모형 M1a와 동등하며, M2a에서 추정되는 잠재변수들에 대한 잔차항들(residual terms)간의 상관관계는 M1a에서 추정되는 잠재변수들간의 상관관계와 동일하다. M2a는 <그림 2>에 근거하여 구성·추정되는 다른 모형들인 M2b 및 M2c와의 모형 비교를 위한 기본모형이다. M2a에서와는 달리 두 번째 모형인 M2b에서는 NA와 8개의 잠재변수들을 연결시켜주는 8개의 경로들을 아무런 제약없이 자유롭게 추정하였다. M2b의 추정에서 얻어지는 잔차항들간의 상관관계는 개념적으로 NA를 통제한 후 얻어지는 잠재변수들간의 부분상관관계와 동일하다(Joreskog and Sorbom, 1989). M2a와 M2b, 두 모형의 추정결과를 비교하면 NA가 다른 잠재변수들과 직접적으로 관련되어 있는지를 알 수 있다. 마지막으로 M2c는 잠재변수들과 관련된 잔차항들간의 상관계수가 M2a에서 얻어진 값들과 동일한 값을 갖도록 제약한 것을 제외하고는 M2b와 동일하다. M2c와 M2b, 두 모형의 추정결과를 비교하면 NA가 잠재변수들간의 관계에 유의미한 영향을 미치는지를 파악할 수 있다.

본 연구의 또 다른 관심사인 직무조건과 종업원 태도의 측정 및 이 변수들간의 관계에 대한 PA의 오염 및 왜곡효과를 살펴보기 위하여 NA에 대해서 구성된 모형들과 유사한 일련의 모형들을 구성하였다. 변수들의 측정과정에 대한 PA의 영향을 살펴보기 위해서 M3a, M3b 및 M3c의 세 개의 모형을 구성하였다. 이 세 모형은 NA가 PA로 대체되었다는 점을 제외하고는 각각 M1a, M1b 및 M1c와 동일하다. 잠재변수들간의 관계에 대한 PA의 영향을 파악하기 위하여 M4a, M4b 및 M4c의 세 개의 모형을 구성하였다. 앞서서와 마찬가지로 이 세 모형은 NA가 PA로 대체되었다는 점을 제외하고는 M2a, M2b 및 M2c와 동일하다.

위에서 구성된 일련의 모형들은 LISREL8 (Joreskog and Sorbom, 1993)을 사용하여 추정하였다. 모형 적합도(goodness-of-fit)는 CFI(Comparative Fit Index; Bentler, 1990) 및 IFI(Incremental Fit Index; Bollen, 1989)에 의하여

측정하였다. 그리고 모형간의 상호비교는 χ^2 차이 검증 (χ^2 -difference test)을 통해서 수행되었다. χ^2 차이 검증 시에 χ^2 값들간의 차이는 χ^2 분포를 따른다.

V. 분석결과

본 연구에서 추정된 NA와 관련된 6개의 모형 및 PA와 관련된 6개의 모형들의 χ^2 값, 자유도, CFI 및 IFI는 <표 2>에 제시되어 있다. 그리고 각 모형의 추정으로부터 얻어진 직무조건 변수들과 종업원 태도 변수들간의 상관관계는 <표 3>에 제시되어 있다. 우선 NA와 관련된 모형들의 추정 결과를 검토한 후에, PA와 관련된 모형들의 추정 결과를 살펴보기로 하겠다.

NA가 다른 8개의 이론적 구성인들의 측정에 사용된 32개 문항들에 대하여 아무런 영향도 미치지

<표 2> 모형적합도

모형	χ^2 (N = 857)	df	CFI	IFI
부정적 감성				
M1a	1513.63	532	.92	.92
M1b	1358.32	500	.93	.93
M1c	1936.05	537	.89	.89
M2a	1513.63	532	.92	.92
M2b	1433.44	524	.93	.93
M2c	1986.12	560	.88	.89
긍정적 감성				
M3a	1602.55	532	.91	.91
M3b	1360.03	500	.93	.93
M3c	2042.34	537	.88	.88
M4a	1602.55	532	.91	.91
M4b	1446.40	524	.93	.93
M4c	2031.28	560	.88	.88

주: 모형 M1a와 M2a, 그리고 모형 M3a와 M4a는 각각 동등함.

CFI=Comparative Fit Index; IFI=Incremental Fit Index.

않는다고 가정한 M1a의 경우 6개의 예측변수와 2개의 산출변수간의 12개 상관관계 중에서 10개의 상관관계가 유의미한 것으로 나타나고 있으며, 유의미한 상관관계 모두 예측방향과 일치한다. 업무량은 직무만족 및 조직몰입과 부적으로 상관되어 있을 것으로 예상되었으나, 결과는 유의미한 관계가 없는 것으로 나타났다. M1a에서 12개 상관관계의 평균(부호를 무시하고 각 상관관계의 절대값을 취하여 계산)은 .23이다.

32개의 NA 요인부하를 자유롭게 추정한 M1b와 그것들을 0의 값으로 제약한 M1a를 비교하기 위하여 두 모형 각각에 대한 χ^2 값들의 차이의 유의도를 검증하는 χ^2 차이 검증(χ^2 -difference test)을 실시하였다. 그 결과 NA가 다른 8개의 구성인의 측정에 사용된 32개의 문항에 아무런 영향을 미치지 않는다는 M1a의 가정은 기각되었다(〈표 2〉 참조: $\chi^2_d(32) = 155.36, P < .05$). 8개의 구성인 측정에 사용된 32개의 경험적 지표들과 NA를 연결시켜주는 경로들의 요인부하값들은 〈표 4〉에 제시되어 있다. 〈표 4〉를 보면, 8개의 구성인들의 경험적 지표들에 대한 NA의 영향을 나타내는 32개의 요인부하값 중에서 7개를 제외한 25개의 요인부하값들이 유의미한 것으로 나타났다($t(1) > 1.96, P < .05$). 구체적으로 살펴보면, 직무스트레스 변수들과 관련해서 NA는 역할모호성의 3개의 지표 중 1개, 역할갈등에 대해서는 4개의 지표 모두, 업무량에 대해서는 3개 중 2개, 자원의 불충분성에 대해서는 4개 중 2개의 지표와 관계가 있는 반면에, 사회적 지원 변수들과 관련해서는 NA가 상사의 지원에 대해서는 3개 중 2개, 동료의 지원에 대해서는 4개 중 3개의 지표와 관계가 있다. 그리고 종업원 태도 변수와 관련해서는 NA가 직무만족 및 조직몰입의 모든 지표와 유의

미한 관계를 가지고 있다.

M1b에서 직무조건과 종업원 태도변수들간의 상관관계의 평균(M1a의 경우와 마찬가지로 부호를 무시하고 각 상관관계의 절대값을 취하여 계산)은 .22로 줄어들었으며, 상관관계의 평균적 차이가 약 .01이었다(〈표 3〉 참조). NA가 8개의 잠재변수들간의 상관관계와 관련이 있는지를 파악하기 위하여 M1b를 잠재변수들간의 상관관계가 M1a의 추정에서 얻어진 값들과 동일한 값들을 갖도록 제약한 M1c와 비교하였다. χ^2 차이 검증결과는 유의미한 것으로 나타났으며($\chi^2_d(37) = 577.73, P < .05$), 이것은 NA가 잠재변수들간의 관계에 영향을 미친다는 것을 가리킨다.

〈표 2〉를 보면, M2a의 모형적합도에 대한 추정치는 M1a에 대한 추정치와 동일하다. 앞서 지적했듯이 M2a는 M1a와 동등한 모형이기 때문에 이것은 당연히 예상되었던 결과이다. NA가 8개의 잠재변수들과 직접적으로 관계를 맺고 있다고 가정한 M2b를 그렇지 않다고 가정한 M2a와 비교한 결과 유의미한 차이가 있는 것을 보여주고 있다($\chi^2_d(8) = 80.19, P < .05$). 이것은 NA가 직무조건 및 종업원 태도 변수들과 관계가 있다는 것을 가리킨다. 8개의 잠재변수들에 대한 NA의 직접적 영향을 가리키는 감마계수들이 제시된 〈표 4〉의 하단을 보면, 모든 감마계수들이 .05 수준에서 유의미하며 예측된 방향과 일치한다. M2b에서 직무조건과 종업원 태도 변수의 잔차항들간의 상관관계의 평균(부호를 무시하고 각 상관관계의 절대값을 취하여 계산)은 .20으로서 M2a의 상관관계들과 비교했을 때 평균적으로 약 .03의 감소를 보이고 있다(〈표 3〉 참조). 잠재변수들의 잔차항들간의 상관관계가 M2a에서 얻어진 값들과 동일한 값을 갖도록 제약한 M2c를 M2b와 비교해보면 유의미한 차이를 보이고 있어

〈표 3〉 예측변수와 산출변수간의 관계

예측변수	모 형					
	M1a/M2a	M1b	M2b	M3a/M4a	M3b	M4b
직무만족						
역할모호성	-.20*	-.18*	-.17*	-.20*	-.17*	-.16*
역할갈등	-.25*	-.22*	-.21	-.25*	-.26*	-.24*
업무량	-.01	.02	.02	-.01	.04	.04
자원 불충분성	-.32*	-.29*	-.28*	-.32*	-.29*	-.27*
상사의 지원	.48*	.47*	.44*	.48*	.44*	.41*
동료의 지원	.17*	.13*	.12*	.17*	.05	.03
조직몰입						
역할모호성	-.12*	-.11*	-.10*	-.12*	-.10*	-.10*
역할갈등	-.22*	-.19*	-.18*	-.22*	-.22*	-.21*
업무량	.07	.10*	.09*	.07	.11*	.10*
자원 불충분성	-.38*	-.36*	-.34*	-.38*	-.35*	-.34*
상사의 지원	.45*	.44*	.42*	.45*	.41*	.39*
동료의 지원	.11*	.08	.07	.11*	.01	.00

* P < 0.5

($\chi^2_d(36) = 552.68, P < .05$), NA가 잠재변수들의 잔차항들간의 상관관계에 영향을 미친다는 것을 알 수 있다.

직무조건과 종업원 태도에 대한 PA의 역할도 위와 동일한 절차를 따라서 탐구하였다. M3a에서 잠재변수들간의 상관관계는 M1a와 동일하다. 직무조건과 종업원 태도의 측정에 사용된 문항들이 동일하기 때문에 이러한 결과가 나타난 것은 당연하다고 할 수 있다. 직무조건 및 종업원 태도의 측정에 대한 PA의 영향을 알아보기 위해서 PA가 직무조건 및 종업원 태도의 측정과 관련이 있다고 가정한 M3b를 그렇지 않다고 가정한 M3a와 비교하였다. 그 결과 PA는 직무조건 및 종업원 태도의 측정과 관련이 없다는 M3a의 가정은 기각되었다 ($\chi^2_d(32) = 242.52, P < .05$). 8개의 이론적

구성인 측정에 사용된 32개의 경험적 지표들에 대한 PA의 요인부하값들은 〈표 5〉에 제시되어 있다. 32개의 PA 관련 요인부하값들 중에서 9개를 제외한 23개가 유의미한 것으로 나타났다($t(1) > 1.96, P < .05$). 구체적으로 살펴보면, 직무스트레스 변수들과 관련해서는 PA가 역할모호성의 3개의 경험적 지표 중 1개, 업무량에 대해서는 3개 중 2개, 자원의 불충분성에 대해서는 4개 중 2개의 지표와 관계가 있으나 역할갈등의 지표 4개와는 관계가 없는 것으로 나타났다. 그리고 사회적 지원 변수들과 관련해서는 PA가 상사의 지원 및 동료의 지원의 모든 지표들과 관계가 있으며, 종업원 태도 변수들인 직무만족 및 조직몰입의 모든 지표와도 관계를 가지고 있는 것으로 나타났다.

M3b에서 잠재변수들간의 상관관계의 평균은

.20으로서 M3a에서 얻어진 상관관계들보다 평균적으로 약 .03만큼 작다(〈표 3〉 참조). 잠재변수들간의 상관관계를 M3a의 추정에서 얻어진 값들과 동일한 값을 갖도록 제약한 M3c와 M3b를 비교했을 때 χ^2 차이 검증결과가 유의미한 것으로 나타났다($\chi^2_d(37) = 682.31, P < .05$). 이 결과는 NA와 마찬가지로 PA도 잠재변수들간의 관계에 유의미한 영향을 미친다는 것을 알려준다.

NA의 경우와 마찬가지로, M4a는 M3a와 동등한 모형이기 때문에 두 모형의 모수 추정치와 모형 적합도는 동일한 값을 갖는다(〈표 2〉와 〈표 3〉 참조). PA와 다른 잠재적 변수들간의 직접적 관계를 가정한 M4b를 관계가 존재하지 않는다고 가정한 M4a와 비교하기 위해서 수행된 χ^2 차이 검증 결과, PA와 다른 잠재적 변수들간에 관계가 없다는 가정은 기각되었다($\chi^2_d(8) = 156.15, P < .05$). 이 결과는 PA가 잠재변수들과 직접적인 관계가 있다는 것을 가리키며, 〈표 5〉의 하단에 제시된 감마계수들이 보여주듯이, PA가 8개 중 7개의 잠재변수와 유의미한 관계를 맺고 있으며 모두 예측방향과 일치한다는 것을 알 수 있다. M4b에서 직무조건과 종업원 태도 변수의 잔차항들간의 상관관계의 평균(부호를 무시하고 각 상관관계의 절대값을 취하여 계산)은 .18으로서 M2a의 상관관계들과의 평균적인 차이는 약 .05이다(〈표 3〉 참조). 잠재변수들의 잔차항들간의 상관관계가 M4a에서 얻어진 값들과 동일한 값을 갖도록 제약한 M4c와 M4b간의 비교결과는 PA가 잠재변수들의 잔차항들간의 상관관계에 영향을 미치고 있다는 것을 알려준다($\chi^2_d(36) = 584.88, P < .05$).

VI. 논 의

1. 오염효과

본 연구결과는 자기기입식 척도를 이용한 변수 측정 시에 감성적 성향이 측정을 오염시킨다는 Watson, Pennbaker and Folger(1987) 및 Burke와 그의 동료들의 주장(Brief et al., 1988; Burke, Brief and George, 1993)을 지지하고 있다. M1a와 M1b간의 비교에서 알 수 있듯이, NA가 예측변수인 직무 스트레스와 사회적 지원 및 산출변수인 직무만족과 조직몰입의 측정에 영향을 미친다. M3a와 M3b간의 비교 결과 또한 PA도 이 변수들의 측정에 영향을 미치고 있다는 것을 보여주고 있다.

그러나 NA 및 PA의 이러한 오염효과는 측정되는 변수의 성격에 따라 달리 나타나는 것으로 보인다. 4개의 직무스트레스 변수(역할모호성, 역할갈등, 업무량 및 자원의 부적절성)의 측정과 관련하여, NA는 네 변수 각각의 측정에 사용된 문항들의 전부 혹은 일부에 부하되고 있다. 그러나 PA는 역할갈등의 측정에 사용된 4개의 문항 어디에도 부하되지 않는 한편, 역할모호성, 업무량 및 자원 부적절성의 측정에 사용된 문항들의 일부에 부하되고 있다. 다른 한편, 두개의 사회적 지원변수들(상사의 지원 및 동료의 지원)과 관련하여, NA는 두 변수의 측정 각각의 사용된 문항들 중의 일부에 부하되고 있지만, PA는 두 변수의 측정에 사용된 모든 문항들에 부하되고 있을 뿐만 아니라, PA 요인부하값들이 NA 요인부하값들보다 상대적으로 더 크다. 그리고 NA와 PA 모두 종업원 태도인 직무만족과 조직몰입의 측정에 사용된 모든 문항들에 부하되고 있으나, 사회적 지원 변수들의 경우와 마찬

가지로 NA 요인부하값들보다 PA요인부하값들이 상대적으로 더 크다. 이러한 결과는 작업상황의 부정적 특징이나 부정적인 감성적 반응에 대한 자기 기입식 척도를 이용한 측정은 NA에 의해서 영향을 받는 반면에, 작업상황의 긍정적 특징이나 긍정적인 감성적 반응에 대한 측정은 PA의 영향을 받는 것 같다는 Burke, Brief and George(1993)의 주장을 뒷받침하는 증거라고 할 수 있다. 다시 말해서, NA 및 PA 요인부하값들이 위와 같은 차이를 보이는 것은 NA는 직무 스트레스와 같은 부정적 내용을 갖는 변수들의 측정에 더 많은 영향을 미치는 반면에, PA는 사회적 지원이나 직무만족, 조직몰입과 같은 긍정적 내용을 갖는 변수들의 측정에 더 많은 영향을 미치기 때문인 것으로 판단된다.

그러나 감성적 성향의 두 차원인 NA와 PA 모두 직무조건 및 종업원 태도 변수들의 측정을 오염시키는 하지만 오염의 정도는 상대적으로 매우 미약하다. 이것은 8개의 이론적 구성인들을 측정하기 위하여 사용된 각 지표에 대한 NA 혹은 PA의 영향을 나타내는 요인부하값들과 해당 지표들에 대한 잠재변수들의 요인부하값들의 크기를 상호 비교해보면 명확하게 드러난다(〈표 4〉 및 〈표 5〉 참조). 측정오염의 정도는 각 지표의 체계적 분산(systematic variance)을 관련 잠재변수에 의해서 설명되는 부분과 NA 혹은 PA에 의해 설명되는 부분으로 나누어 살펴보면 좀 더 명확하게 파악할 수 있다. 이 절차를 따라서 NA의 측정오염의 정도를 살펴보면, 관련 잠재변수들이 각 지표의 분산을 적게는 21%에서 많게는 76%(평균 50%)까지 설명하는 반면에, NA의 영향을 나타내는 요인부하값들은 각 지표의 분산을 0%에서 최대 12%(평균 2%) 정도밖에 설명하지 못하고 있다(〈표 4〉 참조). 한편, PA의 측정오염의 정도를 살펴보

면, 각 지표의 분산을 관련 잠재변수들이 설명하는 비율은 21%에서 76% (평균 49%)에 이르는 반면, PA의 영향을 나타내는 요인부하값들은 각 지표의 분산을 0%에서 11% (평균 3%) 정도 설명하고 있다(〈표 5〉 참조).

이것은 NA와 PA가 측정의 오염원으로 작용하기는 하지만, 각 지표의 체계적 분산의 극히 일부만 NA 혹은 PA의 오염효과에 의해서 설명된다는 것을 의미한다. 이러한 결과는 감성적 성향이 변수들의 측정을 오염시키기는 하지만 실질적인 측면에서 보았을 때 오염효과의 정도는 극히 미미하다는 것을 의미한다. Williams와 그의 동료들(1994, 1996) 및 Muntz et al.(1996)도 본 연구와 유사한 결과를 보고하였다.

2. 왜곡효과

Watson, Pennebaker and Folger(1987) 및 Burke와 그의 동료들(Brief et al., 1988; Burke et al.,(1993)은 예측변수와 산출변수들간의 관계는 감성적 성향에 의해서 부풀려지고 왜곡되기 때문에 자기기입식 척도를 사용하여 변수들간의 관계를 탐구할 때는 감성적 성향은 반드시 통제되어야 한다고 주장한다. 본 연구결과도 감성적 성향이 변수들간의 관계를 왜곡시킨다는 증거를 보여주고 있다. 본 연구에서는 M1b와 M1c 및 M3b와 Mc2의 비교를 통해서 NA 혹은 PA가 측정의 오염원으로 작용할 때에 잠재변수들간의 관계에 영향을 미치는지를 탐구하였다. 그 결과 감성적 성향의 오염효과를 고려하지 않았을 때의 변수들간의 상관관계는 감성적 성향의 오염효과를 고려했을 때의 변수들간의 상관관계와 유의미한 차이가 있는 것으로 나타났다. 한편, NA 혹은 PA가 다른 잠재변수

들과 실질적인 관계를 가지고 있는 것으로 상정하고 NA 혹은 PA를 통제하였을 때 얻어진 잠재변수들간의 부분상관관계는 영차상관관계와 유의미한 차이(M2b와 M2c 및 M4b와 M4c간의 비교)가 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 NA와 PA 모두 직무조건과 종업원 태도간의 관계에 영향을 미친다는 것을 보여주고 있다.

그러나 실질적인 측면에서 보았을 때 감성적 성향의 왜곡효과는 미미하기 때문에 Watson과 그의 동료들이나 Burke와 그의 동료들이 주장하는 것만큼 심각하게 우려할 필요는 없을 것 같다. NA와 PA를 각각 분리하여 측정의 오염원으로 검토하였을 때 예측변수와 결과변수들간의 상관관계의 평균(.23)이 평균적으로 각각 .01과 .03만큼 감소하였다. 그리고 NA와 PA를 각각 분리하여 통제하였을 때 얻어진 부분상관관계의 평균은 영차상관관계의 평균(.23)과 비교하여 전자의 경우에는 .03만큼 감소한 .20, 그리고 후자의 경우에는 .05만큼 감소한 .18로 나타났다. 이러한 상관관계의 평균적인 감소 폭은 통계적으로 유의미하기는 하지만, 그 크기가 상대적으로 매우 작기 때문에 왜곡의 정도가 상당히 미약하다고 보여진다. 따라서 적어도 본 연구에서 검토된 예측변수와 산출변수들간의 관계에 대한 감성적 성향의 왜곡효과는 존재하기는 하지만 그 정도는 미미하다고 볼 수 있다.

감성적 성향의 왜곡효과에 대한 본 연구결과는 유사한 분석방법을 사용한 기존의 다른 연구결과들과는 차이점을 보이고 있다. 본 연구에서는 비록 미미하기는 하지만 왜곡효과의 존재를 발견한 반면에, Williams와 Anderson(1994)은 예측변수로서 직무복잡성(job complexity)과 리더상황적 보상행위(leader-contingent reward behavior)와 산출변수로서 직무만족과 조직몰입간의 관계에 대

한 NA와 PA의 왜곡효과를 탐구하였으나 왜곡효과의 존재를 발견하지 못하였다. 예측변수로서 직무 스트레스, 리더-구성원 교환(leader-member exchange), 직무복잡성과 산출변수로서 직무만족 및 조직몰입간의 관계에 대한 NA의 영향을 탐구한 Williams, Gavin and Williams(1996)도 NA의 왜곡효과를 발견하지 못하였다. 그러나 직무 스트레스 변수들과 3개의 산출변수(삶에 대한 불만족, 직무불만족, 신체적 증후)간의 관계를 탐구한 Schaubroeck, Ganster and Fox(1992)의 연구는 NA의 왜곡효과는 발견한 반면, PA는 왜곡효과가 없다는 발견을 하였다. 한편, Hackman과 Oldham이 제시한 5개의 직무특성변수들과 3개의 산출변수(전반적 만족, 내적 작업동기, 성장만족)간의 관계를 탐구한 Muntz et al.(1996)의 연구결과는 NA의 왜곡효과는 발견하지 못한 반면, PA는 변수들간의 관계를 상당히 왜곡시키는 것으로 나타났다. 즉, PA를 통제했을 때 변수들간의 상관관계의 평균이 .52에서 .22로 .30만큼 감소하였다.

연구들간에 나타나는 이러한 차이의 원인이 무엇인지는 현재로서는 명확하지 않다. 이와 관련하여 우선 탐구된 변수들의 종류들이 다르고 감성적 성향을 포함한 주요 변수들의 측정에 사용된 척도들이 다르다는 점에 유의할 필요가 있다. 다시 말해서, 감성적 성향의 왜곡효과는 탐구된 변수들과 사용된 척도의 성격에 따라서 달리 나타날 가능성을 생각해볼 수 있다.

하여튼 본 연구를 포함한 지금까지의 연구들이 감성적 성향의 왜곡효과에 대하여 상이한 결과들을 보여주고 있기 때문에 지금까지의 연구결과들에 근거하여 감성적 성향의 왜곡효과에 대한 단정적인 결론을 내리기는 어렵다. 그러나 제한된 경험적 증거에 근거해볼 때 감성적 성향의 왜곡효과가 전혀

존재하지 않는다는 주장이나 감성적 성향의 왜곡효과가 매우 심각하기 때문에 감성적 성향을 통제하지 않은 기존의 스트레스 관련연구들은 잘못된 결론을 유도하고 있다는 주장 모두 극단에 치우친 것으로 보인다. 감성적 성향의 왜곡효과는 탐구되는 변수나 척도의 성격에 따라서 있기도 하고 없기도 하며 그 영향이 심각하기도 하고 미미하기도 한 것이 아닌가 싶다.

Ⅶ. 결 론

본 연구의 목적은 최근에 논란이 되고 있는 직무 스트레스와 산출변수간의 관계에서의 감성적 성향의 역할을 재조명하는데 있으며, 감성적 성향의 역할을 탐구하는데 있어서 기존의 연구들에서 나타난 한계와 문제점들을 보완·극복하려고 노력하였다. 즉, 예측변수로서 직무스트레스 변수 뿐만 아니라 사회적 지원변수들도 동시에 고려하였으며, 산출변수로서 직무만족을 포함하여 조직몰입도 함께 검토하였다. 이에 덧붙여, 기존의 대부분의 연구와 달리 NA 뿐만 아니라 PA의 역할도 동시에 탐구하였으며, 감성적 성향의 왜곡효과와 더불어 오염효과도 같이 검토하였다. 그리고 방법론적으로 보다 더 세련된 잠재변수 접근법을 사용하였다. 이러 측면에서 본 연구는 기존의 다른 연구들보다 더 포괄적이고 방법론적으로 보다 더 적절한 기법을 사용하였다는 장점을 갖는다.

본 연구결과의 주요내용을 정리하면 다음과 같다. 첫째, NA와 PA 모두 본 연구에서 검토된 주요 변수들의 측정을 오염시키는 것으로 나타났다. 그리고 NA와 PA의 오염효과는 변수들의 성격에

따라 달리 나타나는 것으로 보인다. 다시 말해서 NA는 부정적인 내용의 변수들의 측정에 그리고 PA는 긍정적인 내용의 변수들의 측정에 상대적으로 더 많이 영향을 미치는 것 같다. 그러나 감성적 성향이 변수들의 측정을 오염시키기는 하지만, 측정 오염의 정도는 상당히 미미한 것으로 나타났다. 본 연구와는 상이한 변수들을 검토한 최근의 다른 연구들도 극히 미미한 정도의 오염효과만을 발견하였다고 보고하고 있다.

둘째, NA와 PA 모두 예측변수인 직무조건 변수들과 산출변수인 종업원 태도 변수들간의 관계에 영향을 미치는 하지만, 변수들간의 관계를 왜곡시키는 정도는 매우 미미한 것으로 나타났다. 본 연구의 이러한 발견결과는 감성적 성향의 왜곡효과를 전혀 발견하지 못하거나 제한적으로만 발견한 기존의 연구들과 상치되고 있는데, 이와 같은 차이점들은 탐구되는 변수들과 그 변수들의 측정에 사용되는 척도들이 상이하기 때문에 나타났을 가능성이 있다.

요약하면, 비록 감성적 성향이 변수측정을 오염시키고 변수들간의 관계를 왜곡시킨다고 할지라도, 적어도 직무 스트레스와 감성적 태도 변수들에 대해서 감성적 성향이 미치는 영향은 우려할 필요가 없을 정도로 상당히 미미하다. 따라서 변수들의 측정을 오염시키고 관계를 왜곡시키는 감성적 성향을 통제하지 않은 기존의 모든 스트레스 관련 연구들은 스트레스와 산출변수들간의 관계에 대한 잘못된 결론을 유도하고 있다는 주장은 지나치게 과장된 것으로 판단된다.

조직연구 시에 자료수집을 위하여 응답자들의 응답에 기초하여 독립변수와 종속변수를 동시에 측정하는 질문지법이 아주 널리 사용되고 있다. 그러나 감성적 성향의 오염 및 왜곡효과에 대한 우려는 조

사연구에서 주관적인 자기기입식 척도를 사용하는 것이 과연 바람직한가 하는 회의를 불러일으킬 수 있다. 본 논문에서 검토한 감성적 성향은 논의로 친다고 하더라도, 질문지 형식 등과 같은 측정도구의 특성들을 포함하여, social desirability, 응답 편향(response sets) 등과 같은 많은 인성 특성들이 왜곡의 잠재적 원천으로 작용한다는 것은 널리 알려져 있다(오인환, 1995).

그러나 자기기입식 척도가 이러한 문제들을 가지고 있다고 해서 신뢰도나 타당도의 측면에서 객관적 척도가 주관적인 자기기입식 척도보다 반드시 우수하다고 말할 수는 없으며, 객관적 척도의 경우에도 비타당도를 야기하는 많은 원천들이 존재한다(Price and Mueller, 1986). 뿐만 아니라 직무 만족 등과 같은 개인의 내면적인 특성들을 측정하기 위해서는 주관적인 자기기입식 척도를 사용하지 않을 도리가 없다.

따라서 관건은 변수들의 측정 및 관계의 탐구에 있어서 자기기입식 척도를 사용하느냐 아니면 객관적 척도를 사용하느냐에 있는 것이 아니라 비타당도의 원천들을 배제하거나 통제하기 위하여 조사설계를 비롯한 연구의 전 과정에서 연구자들이 얼마나 세심한 노력을 기울이느냐에 있다고 할 수 있다. 그러나 불행히도 대부분의 조직연구자들이 의도적이건 무의식적이건간에 비타당도의 원천들을 간과하거나 소홀하게 취급하고 있는 것이 현실이다. 변수들간의 진정한 관계를 파악하기 위해서는 왜곡의 잠재적 원천들을 제거하거나 통제하려는 노력이 절대적으로 필요하며, 이러한 측면에서 본 연구가 조직연구자들에게 새로운 자각과 각성의 기회가 되기를 기대한다.

마지막으로 본 연구의 한계와 앞으로의 연구방향을 제시하면 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 두 개

의 조직에서 수집된 자료를 사용하여 수행되었기 때문에 본 연구의 결과를 일반화하는데 제약이 있다. 뿐만 아니라 본 연구를 포함하여 극히 제한된 일부 변수들을 대상으로 한 기존의 연구결과들에 기초하여 감성적 성향의 오염 및 왜곡효과에 대한 확실한 결론을 내리기는 현재로서는 어렵다. 보다 확고한 결론에 도달하기 위해서는 주로 직무 스트레스와 직무만족에 초점을 맞춘 기존의 연구들을 벗어나서 상이한 상황에서 보다 다양하고 광범위한 조직변수들을 대상으로 감성적 성향의 오염 및 왜곡효과를 탐구해보는 추가적인 연구들이 필요할 것이다.

둘째, 조직연구에서 조직의 구조와 과정 및 조직 구성원의 행태 등은 그 조직이 처해있는 문화적 맥락에 따라서 달라질 것이라는 문화구속적 주장(culture-bound argument)(Hall, 1996)이 널리 받아들여지고 있다. 이 입장에 따르면, 직무 스트레스와 종업원 태도간의 관계에 대한 감성적 성향의 역할이 구미와 우리나라 간에 달리 나타날 가능성을 배제할 수 없다. 그러나 본 연구에서는 감성적 성향의 역할을 탐구하는데 있어서 구미와 구별되는 한국의 독특한 문화적 맥락이 갖는 의미나 영향을 전혀 고려하지 못하였다.

셋째, 본 연구에서는 직무스트레스와 산출변수간의 관계에 감성적 성향이 미치는 영향만을 검토하였다. 그러나 개별기업의 인적자원관리방법이나 종업원들의 직종 등과 같은 변수들도 직무스트레스와 산출변수간의 관계에 영향을 미칠 수 있다. 향후 연구에서는 직무스트레스와 산출변수간의 관계에 영향을 미칠 가능성이 있는 이러한 변수들도 아울러 검토하는 작업이 필요할 것이다.

넷째, 본 연구에서는 상대적으로 안정적인 특성으로서의 NA와 PA의 오염 및 왜곡효과를 검토하였

다. 안정된 인성 특성으로서의 NA 및 PA와 대조되는 개념으로서 매우 짧은 기간에 나타나는, 그래서 안정적이거나 지속적이지 못한 감정상태(mood state)로서의 NA 및 PA가 있다(George, 1992; Tellegen, 1985; Watson et al., 1988). 대부분의 연구가 안정된 인성 특성으로서의 NA 및 PA의 오염 및 왜곡효과만을 탐구하고 있는데, 감정상태로서의 NA 및 PA 오염 및 왜곡효과를 살펴보는 것도 필요할 것으로 판단된다.

다섯째, 본 연구에서는 감성적 성향의 역할을 오염 및 왜곡효과에만 한정하여 살펴보았다. 그러나 감성적 성향은 조절 혹은 매개변수로서의 역할도 한다는 주장도 제기되고 있다(Agho, 1993). 오염 및 왜곡의 원천으로서의 역할 뿐만 아니라 매개변수와 같은 다른 역할 등까지도 폭넓게 고려하여 감성적 성향의 역할을 탐구한다면, 감성적 성향의 역할에 대한 보다 충실한 이해가 가능해질 것이다.

참 고 문 헌

- 고종욱, 서영준, 박하영(1996), "직무스트레스와 사회적 지원이 병원종사자들의 조직효과성에 미치는 영향에 관한 연구," *예방의학회지*, 29(2), 295-309.
- 고종욱 (1999), "인성 특성이 직무만족도에 미치는 영향," *한국사회학*, 33(여름호), 359-387.
- 황규대 외 (1999), *조직행위론*, 박영사.
- Beehr, T. A. (1985), "The role of social support in coping with organizational stress," in Beehr, T. A. and R. S. Bhagat (Eds.), *Human Stress and Cognition in Organizations*, NY: John Wiley & Sons, 375-398.
- Bentler, P. M. (1990), "The comparative fit indexes in structural models," *Psychological Bulletin*, 107, 238-246.
- Bollen, K. (1989), *Structural Equations with Latent Variables*, New York: Wiley.
- Brayfield, A. H. and H. F. Rothe (1951), "An index of job satisfaction," *Journal of Applied Psychology*, 35, 307-311.
- Brett, J. F., A. P. Brief, M. J. Burke, J. M. George and J. Webster (1990), "Negative affectivity and the reporting of stressful life events," *Health Psychology*, 9, 57-68.
- Brief, A. P., M. J. Burke, J. M. George, B. S. Robinson and J. Webster (1988), "Should negative affectivity remain an unmeasured variable in the study of job stress," *Journal of Applied Psychology*, 73, 193-198.
- Burke, M. J., A. P. Brief and J. M. George (1993), "The role of negative affectivity in understanding relations between self-reports of stressors and strains: A comment on the applied psychology literature," *Journal of Applied Psychology*, 78, 402-412.
- Caplan, R. D., S. Cobbs, J. P. French, R. V. Harrison and S. R. Pinneau, Jr. (1975), *Job Demand and Worker Health*, Washington, D. C.: H. E. W. Publication No. NIOSH, 75-160.
- Chen, P. Y and P. E. Spector (1991), "Negative affectivity as the underlying cause of correlations between stressors and strains," *Journal of Applied Psychology*, 76, 398-407.
- Clark, L. A. and D. Watson (1991), "General affective disposition in physical and personality health," in C. R. Cynder and D. R. Forsyth (Eds.), *Handbook of Social and Clinical Psychology*, New York: Pergamon Press, 221-245.
- Etzion, D. (1984), "Moderating effect of social support on the stress-burnout relationship," *Journal of Applied Psychology*, 69, 615-622.
- Ganster, D. C. M. R. Fusiler and B. T. Mayers (1986),

- Role of social support in the experience of stress at work," *Journal of Applied Psychology*, 71, 102-110.
- Ganster, D., H. Hennessey and F. Luthans (1983), "Social desirability response effects: Three alternative models," *Academy of Management Journal*, 26, 321-331.
- Golembski, R. T., T. R. Munzenrider and J. Stevenson (1988), "Centrality of burnout in a public agency: Multiple measurements supporting common conclusions," *Review of Public Personnel Administration*, 9, 28-44.
- Greenhaus, J. H. and S. A. Parasuraman (1986), "Work-nonwork interactive perspective of stress and its consequences," *Journal of Organizational Behavior*, 8, 37-60.
- House, J. S. (1981), *Work Stress and Social Support*, Reading, MA: Addison-Wesley.
- Jamal, M. (1990), "Relationship of stress and type-A behavior to employees' job satisfaction, organizational commitment, psychosomatic health problems, and turnover motivation," *Human Relations*, 43, 727-738.
- Joreskog, K. G. and D. Sorbom (1989), *LISREL 7: Analysis of Linear Structural Relationships by the Method of Maximum Likelihood*, Chicago: National Educational Resources.
- Joreskog, K. G. and D. Sorbom (1993), *LISREL 8: Structural Equation Modeling with the SIMPLIS Command Language*, Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Kahn, R. L., D. M. Wolfe, J. P. Quinn, J. D. Snoek and R. A. Rosenthal (1964), *Organizational Stress: Studies in Role Conflict and Ambiguity*, NY: Wiley.
- Ko, J. W., J. L. Price and C. W. Mueller (1997), "Assessment of Meyer and Allen's three-component model of organizational commitment in South Korea," *Journal of Applied Psychology*, 82, 961-973.
- LaRocco, J. M., J. S. House and J. R. P. House (1980), "Social support, occupational stress, and health," *Journal of Health and Social Behavior*, 21, 202-218.
- Mathieu, J. E. (1990), "A test of subordinates' achievement and affiliation need as moderators of leader path-goal relationships," *Basic and Applied Social Psychology*, 11, 179-189.
- Mathieu, J. E. and D. M. Zajac (1990), "A review and meta-analysis of the antecedents, correlates and consequences of organizational commitment," *Psychological Bulletin*, 108, 171-194.
- Meyer, J. P., N. J. Allen and C. A. Smith (1993), "Commitment to organizations and occupations: Extension and test of a three-component conceptualization," *Journal of Applied Psychology*, 78, 538-551.
- Morrow, P. C. (1993), *The Theory and Measurement of Work Commitment*, Greenwich, CT: JAI Press.
- Moyle, P. (1995), "The role of negative affectivity in the stress process: Tests of alternative models," *Journal of Organizational Behavior*, 16, 647-668.
- Muntz, D. C., T. J. Huelsman, T. R. Konold and J. J. McKinney (1996), "Are there methodological and substantive roles for affectivity in job diagnostic survey relationships?" *Journal of Applied Psychology*, 81, 795-805.
- Payne, R. (1988), "A longitudinal study of the psychological well-being of unemployed men and the mediating effect of neuroticism," *Human Relations*, 41, 119-138.
- Parkes, K. R. (1990), "Coping, negative affectivity, and the work environment: Additive and interactive predictors of mental health," *Journal of Applied Psychology*, 75, 399-409.

- Price, J. L. (1997), *Handbook of Organizational Measurement*, International Journal of Manpower, 18, 330-558.
- Price, J. L. and C. W. Mueller (1986), *Handbook of Organizational Measurement*, Scranton, PA: Harper Collins.
- Price, J. L. and C. W. Mueller (1990), *Willford Hall Medical Center Retention Survey*, Lackland Air Force Base, TX.
- Rizzo, J. R., J. R. House and S. I. Lirtzman (1970), "Role conflict and ambiguity in complex organizations," *Administrative Science Quarterly*, 15, 150-163.
- Schaubroeck, J., D. C. Ganster and M. L. Fox (1992), "Dispositional affect and work-related stress," *Journal of Applied Psychology*, 77, 322-335.
- Sethi, A. S. and R. S. Shuler (1984), *Handbook of Organizational Stress and Coping Strategies*, Cambridge: Ballinger.
- Spector, P. E. and M. T. Brannick (1995), "The nature and effects of method variance in organizational research," in Cooper, C. L. and I. T. Robertson (Eds.), *International Review of Industrial and Organizational Psychology*, 10, 249-274.
- Spector, P. E. and B. J. O'Connell (1994), "The contribution of personality traits, negative affectivity, locus of control, and type A to the subsequent reports of job stressors and job strains," *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 67, 1-11.
- Spector, P. E., S. Fox, T. and P. Van Katwyk (1999), "The role of negative affectivity in employee reactions to job characteristics: Bias effect or substantive effect?" *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 72.
- Tellegen, A. (1985), "Structures of mood and personality and their relevance to assessing anxiety, with an emphasis on self-report," in Tuma, A. H. and D. J. Maser (Eds.), *Anxiety and the Anxiety Disorders*, Hillsdale, NJ: Erlbaum, 681-706.
- Watson, D. and L. A. Clark (1984), "Negative affectivity: The disposition to experience aversive emotional state," *Psychological Bulletin*, 96, 465-490.
- Watson, D., L. A. Clark and A. Tellegen (1988), "Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS scales," *Journal of Personality and Social Psychology*, 54, 1063-1070.
- Watson, D. and J. W. Pennebaker (1989), "Health complaints, stress, and distress: Exploring the central role of negative affectivity," *Psychological Review*, 96, 234-254.
- Watson, D., J. W. Pennebaker and R. Folger (1987), "Beyond negative affectivity: Measuring stress and satisfaction in the work force," *Journal of Organizational Behavior Management*, 8, 141-157.
- Williams, L. J. and S. E. Anderson (1994), "An alternative approach to method effects by using latent-variable models: Applications in organizational behavior research," *Journal of Applied Psychology*, 79, 323-331.
- Williams, L. J., M. B. Gavin and M. L. Williams (1996), "Measurement and nonmeasurement processes with negative affectivity and employee attitudes," *Journal of Applied Psychology*, 81, 88-101.

〈부표 1〉 변수의 측정에 사용된 문항들

변 수	문 항
역할 모호성	나는 내 업무를 수행하기 위하여 어떤 절차를 따라야 하는지를 알고 있다 나는 내 업무수행시에 나에게 무엇이 기대되는지를 알고 있다 나는 내 업무수행시에 내 책임이 무엇인지를 정확히 알 수 없다
역할 갈등	나는 종종 상급자들로부터 상충되는 업무지시를 받는다 나는 동료들로부터 종종 상충되는 업무요청을 받는다 나의 직속상사와 동료들은 내 업무가 어떻게 수행되어야 하는가에 대해 동일한 견해를 가지고 있다 나는 직속상사로부터 일관된 업무요청을 받는다
업무량	내 업무를 수행하는데 주어진 시간은 충분하다 나의 업무부담은 크지 않다 나는 업무완수를 위해 매우 열심히 일해야 한다
자원의 부적절성	나는 업무수행에 필요한 공간을 충분히 가지고 있지 못하다 나는 업무수행에 필요한 물품획득에 어려움이 있다 나는 업무수행에 필요한 적절한 장비를 가지고 있다 나는 업무수행에 필요한 행정지원을 충분히 받고 있다
상사의 지원	내 직속상사는 내 업무와 관련된 문제들에 대한 내 이야기에 귀를 기울인다 내 직속상사는 내 업무와 관련하여 나에게 큰 관심을 보인다 업무수행 중 어려운 일이 생기면 직속상사에게 의지할 수 있다
동료의 지원	나는 매우 친하게 지내는 직장동료가 있다 나는 퇴근 후 직장동료들과 자주 어울린다 나는 중요한 개인적인 문제들에 대해서 직장동료들과 거의 상의하지 않는다 나는 내 직장동료들의 신상에 관해서 거의 모른다
직무만족	나는 내가 하는 일에 꽤 만족하고 있다 나는 이 회사에서 내가 알고 지내는 대다수의 다른 직원들보다 여기서 일하기를 더 좋아한다 나는 내가 하는 일에 즐거움을 느끼지 못한다 나는 내 업무에 싫증을 느낀다 나는 다른 종류의 직업을 가저볼까 생각하고 있다
조직몰입	나의 남은 생애를 이 직장에서 보낸다면 기쁠 것이다 나는 정말로 우리 회사의 문제를 내 문제처럼 느낀다 나는 우리 회사에 강한 소속감을 느끼지 못하고 있다 나는 이 직장에 애착을 느끼지 못하고 있다 나는 우리 회사에서 가족의 일부인 것처럼 느껴지지 않는다 이 회사는 나에게 개인적으로 상당한 의미가 있다
부정적 감성	나는 종종 사소한 일로 짜증을 낸다 종종 나는 기분이 들쭉날쭉하다 때때로 조그만 좌절로 인해 지나치게 짜증을 낼 때가 있다
긍정적 감성	나는 아주 재미있게 인생을 살고 있다 나는 대개 내 생활을 활기차게 할 방법을 찾아낸다 나는 정말로 재미있는 순간들이 거의 매일같이 있다

The Role of Affective Disposition in the Relationships between Job Stress and Employee Attitudes

Jong-Wook Ko*

Abstract

The role of affective disposition in the study of job stress was investigated in this research. The contaminating and biasing effects of negative affectivity(NA) and positive affectivity(PA) were evaluated with a sample of 867 employees from two different organizations. Data were collected by self-administered questionnaires and analyzed using latent-variable approach. Two affectivity variables, NA and PA were found to have contaminating effects on the measurement of six job condition constructs(role ambiguity, role conflict, workload, resource inadequacy, supervisory support and coworker support) and two employee attitude constructs(job satisfaction and organizational commitment) and inflate the relationships between job condition and employee attitude variables. However, affectivity variables' contaminating and biasing effects were negligible. Findings and implications for future research were discussed.

key words: affective disposition, negative affectivity, positive affectivity, contaminating effects, biasing effects.

* Assistant Professor, Department of Urban Administration, Anyang University