

# 사업장 폐업으로 인한 실업이 주관적인 건강상태에 미치는 영향: 한국노동패널(2003-2012년) 분석

## 최요한

(한국보건사회연구원)

1970년대와 1980년대의 개발국들에서의 실업률의 급격한 증가는 실업이 건강에 미치는 영향에 대한 학문적인 관심을 크게 증가시켰다. 많은 이론들은 실업이 건강에 부정적인 영향을 미칠 것으로 예측하였지만, 주로 개발국들에서 이루어진 실증연구들은 실업은 건강에 부정적인 영향을 미치지 않는다는 것을 발견하였다. 실업이 건강에 영향을 미치는 인과관계를 분석하기 위해서는 실업의 원인을 통제하는 것이 필요하며, 따라서 기존의 연구들에서는 주로 사업장 폐업으로 인한 실업이 건강에 미치는 영향을 분석하였다. 이에 본 연구는 우리나라에서 사업장 폐업으로 인한 실업경험이 주관적인 건강상태에 미치는 영향을 확인하기 위해서, 한국노동패널(2003-2012년)을 사용하여 선형 고정효과 모델로 분석을 시행하였다. 분석결과, 우리나라에서는 남성의 경우 사업장 폐업으로 인한 실업은 미취업 상태에 있는 경우에만 주관적인 건강상태에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 여성의 경우 사업장 폐업으로 인한 실업이 주관적인 건강상태에 미치는 영향은 나타나지 않았다.

주요용어: 실업, 사업장 폐업, 건강, 주관적인 건강상태, 건강만족도.

■ 투고일: 2014.7.18    ■ 수정일: 2014.9.18    ■ 게재확정일: 2014.10.27

## I. 서론

1970년대와 1980년대의 개발국(developed countries)에서의 실업률의 급격한 증가는 실업과 건강<sup>1)</sup> 간의 관계에 대한 학문적인 관심을 크게 증가시켰다(Morris and Cook, 1991; Schwefel, 1986). 실업과 건강이 가질 수 있는 관계는 다양하지만, 연구들은 주로 실업이 건강에 미치는 영향에 관심을 기울였다. 실업은 이론적으로 다양한 경로를 통해서 건강에 영향을 미칠 수 있으며, Schwefel(1986)은 실업자가 실업으로 인해서 받을 수 있는 영향들을 다음과 같이 정리하였다: 실업자가 되는 것에 대한 두려움과 충격, 절망, 우울, 통제력의 상실, 무력함, 실어증, 자살, 소극성, 체념, 비판, 자신감의 상실, 사회영역에서의 문제들, 사회적 고립, 결혼생활의 어려움, 알코올 의존증, 정신신체장애(고혈압, 높은 콜레스테롤·노드아드레날린·요산·크레아티닌 수치, 가벼운 병, 가벼운 병으로 인해서 줄어든 활동). 또한 기존의 연구들은 실업자의 육체적 건강, 정신건강이 근로자에 비해서 좋지 못하며, 실업자의 사망률도 근로자보다 높다는 것을 일관되게 보여주고 있으며(Catalano et al., 2000; Jin et al., 1995; McKee-Ryan et al., 2005), 우리나라에 대한 연구들도 이와 동일한 결과를 보여주고 있다(김형렬, 2006; 박세홍 외, 2009; 손주형, 2009).

그러나 실업자들의 건강이 근로자들에 비해서 나쁘다는 사실이 실업이 건강에 영향을 미치는 인과관계를 보장하는 것은 아니다. 왜냐하면 건강이 나쁜 사람이 실업을 더 많이 경험하는 경향과(Arrow, 1996, García-Gómez et al., 2010), 건강이 나쁜 사람의 실업기간이 더 긴 경향이 존재하기 때문이다(Stewart, 2001). 따라서 실업이 건강에 미치는 영향을 검증하기 위해서는 실업의 원인을 통제하는 것이 필요하며(Salm, 2009), 실업의 원인을 통제하지 못할 경우 실업이 건강에 미치는 영향에 대한 연구들은 잘못된 함의를 제공하게 된다.

기존의 연구들은 실업의 원인을 통제하기 위한 방법으로서, 주로 사업장 폐업으로 인한 실업을 독립변수로 사용하였다. 물론, 사업장 폐업으로 인한 실업을 독립변수로 사용할 경우 다른 요인으로 인해 발생한 실업에 대한 정보를 사용하지 못한다는 단점을 가지고 있지만, 사업장 폐업으로 인한 실업은 실업의 원인을 통제할 수 있는 강력한 방법으로서 관련 연구들에서 매우 폭넓게 사용되고 있다(Böckerman & Ilmakunnas,

---

1) 본 연구에서 건강은 육체적 건강과 정신적 건강을 모두 포함하는 광의의 개념으로 사용되었다.

2009; Browning et al., 2006; Kuhn et al., 2009; Salm, 2009; Schmitz, 2011). 그러나 이러한 방법을 사용하여 개발국들을 대상으로 이루어진 연구들의 대다수는, 이론에서 기대하였던 것과는 달리 실업이 건강에 미치는 영향을 발견하지 못하였다.

본 연구는 실업이 건강에 미치는 영향에 대해 분석한 기존 연구들에 기초하여, 우리나라에서 사업장 폐업으로 인한 실업이 주관적인 건강상태에 미치는 영향<sup>2)</sup>을 한국노동패널 6-15차(2003-2012년) 자료를 사용하여 분석하고자 한다. 주로 외국에서 이루어진 기존 연구들 중, 독일에서 사업장 폐업으로 인한 실업이 건강에 미치는 영향을 발견하지 못한 Schmitz(2011)는 이러한 결과가 나타난 이유가 독일의 관대한 실업급여와 보편적인 의료보장제도 때문인 것으로 추측하였다. 그러나 Salm(2009)은 개발국들 중에서 사회보장수준이 가장 낮다고 평가되는 미국에서조차 실업이 건강에 미치는 영향을 전혀 발견하지 못하였다. 그러므로 기존 연구들의 결과를 고려했을 때, 우리나라에서 실업이 건강에 미치는 영향이 어떠한 것인지에 대해서는 쉽게 예상하기 어렵다. 비록 우리나라에서는 사회보장수준이 낮고 노동시장의 경직성이 강하여 실업이 개인에게 미치는 부정적인 영향이 다른 개발국들보다 클 것으로 추측할 수 있지만, 반면 우리나라는 상당히 잘 갖추어진 의료보험체계를 가지고 있기 때문이다. 또한 본 연구는 외국에서 이루어진 기존 연구들의 결과와 우리나라에 대한 분석결과를 비교함으로써, 우리나라의 실업과 관련된 사회보장제도의 효과성을 개발국들과 비교하여 대략적으로 평가해 보고자 한다.

본 연구는 분석방법으로서 선형 고정효과(linear fixed-effects) 모델을 사용한다. 비록 본 연구에서는 사업장 폐업으로 인한 실업을 독립변수로 사용하여 분석모델에서 실업변수가 가질 수 있는 내생성(endogeneity)의 문제를 해결하였지만,<sup>3)</sup> 주관적인 건강상태와 일반적인 실업은 개인의 관찰되지 않는 요인들(일반적인 취약함, 유전적 요인 등)에 의해서 영향을 받을 수 있다(Schmitz, 2011). 그러므로 건강에 영향을 미치는 개인의 관찰되지 않는 요인들이 존재함에도 불구하고 고정효과 모델이 아닌 OLS(ordinary least squares) 모델을 사용하여 분석을 시행할 경우에는, 개인에게 존재하는 고정효과로 인해

<sup>2)</sup> 보다 구체적으로, 본 연구에서는 패널조사년도를 기준으로 0-1년 전의 사업장 폐업으로 인한 실업경험이 패널조사년도 당시의 주관적인 건강상태에 미치는 영향을 분석한다. 따라서 본 연구는 실업이 건강에 미치는 단기적인 영향에 초점을 맞추었으며, 이를 위해서 0-1년 전 실업경험이 존재하지 않는 비경제활동인구는 분석대상에서 제외하였다.

<sup>3)</sup> 그러나 각 기업들의 사업장 폐업의 확률은 해당하는 산업에 따라서 다를 수 있고 또한 각 산업은 근로자의 건강에 다른 영향을 미칠 수 있으므로, 본 연구는 산업을 통제변수로 포함하였다.

서 각 개인의 오차항들이 자기상관성(autocorrelation)을 가지게 된다. 이러한 오차항의 자기상관성은 회귀계수의 표준오차에 대한 추정에서 편의(bias)를 발생시키기 때문에, 분석모델의 회귀계수에 대한 정확한 가설검정을 불가능하게 만든다.<sup>4)</sup> 따라서 본 연구에서는 OLS 모델 대신 선형 고정효과 모델을 사용하여, 건강에 영향을 미칠 수 있는 개인의 관찰되지 않는 요인들을 통제하였다.

또한 기존 연구들은 종속변수가 서열변수라는 특성을 고려하여, Ferrer-i-Carbonell과 Frijters(2004)가 개발한 고정효과 순서형 로짓(fixed-effects ordered logit) 모델을 사용하는 경향을 보인다(Böckerman & Ilmakunnas, 2009; Schmitz, 2011). 그러나 삶에 대한 주관적인 만족도를 분석한 Ferrer-i-Carbonell & Frijters(2004)에 의하면, 개인의 관찰되지 않는 고정효과를 통제한 분석과 통제하지 않은 분석은 상당히 다른 결과를 도출하였으나, 서열변수인 삶에 대한 주관적인 만족도를 서수적으로 분석한 결과와 기수적으로 분석한 결과는 거의 동일하였다. 따라서 본 연구에서는 고정효과 순서형 로짓 모델이 아닌, 선형 고정효과 모델만으로 분석을 시행하였다.

이에 더해, 본 연구에서는 실업자의 재취업이 실업이 건강에 미칠 수 있는 부정적인 영향을 완화할 수 있으므로 실업경험과 더불어서 인터뷰 당시의 취업여부를 고려하여 분석을 시행하였다. 마지막으로 본 연구에서는 우리나라에서 남성과 여성이 직면하고 있는 노동시장의 차이가 크다는 점 등을 고려하여, 남성과 여성을 구분하여 분석을 시행하였다. 남성과 여성에 대한 분석결과가 큰 차이가 있을 경우에, 남성과 여성을 함께 분석한 결과는 잘못된 함의를 제공할 수 있기 때문이다.

본 논문의 순서는 다음과 같다. 2장에서는 이론과 선행연구를 검토한다. 3장에서는 본 연구에서 사용하는 자료와 변수와 분석방법을 살펴보고, 4장에서는 분석결과를 제시한다. 마지막으로 5장에서는 결론을 제시한다.

---

<sup>4)</sup> 물론, 고정효과 모델을 사용하기 위해서는 개인의 관찰되지 않는 요인들이 종속변수에 미치는 영향이 시불변하다는 가정이 필요하다.

## II. 이론 및 선행연구 검토

### 1. 실업이 건강에 미치는 영향: 이론

실업은 실업자에게 우울, 불안, 육체적 질병, 자살 등 스트레스와 관련된 문제들을 발생시킬 수 있다(Wanberg, 2012). 광범위한 연구들은 실업이 정신건강, 자살, 육체적 건강과 분명한 연관성을 가지고 있음을 보여준다(Wanberg, 2012). Creed와 Batrum(2006)은 실업이 건강에 부정적인 영향을 미칠 수 있는 메커니즘에 대한 기존의 이론들을 상세하게 소개한다. 이에 해당하는 대표적인 이론들은 다음과 같다: 잠재적 박탈 모델(the latent deprivation model), 주체 제약 모델(agency restriction model), 재정적 어려움/수치심 모델(financial distress/shame model), 수요-통제 모델(demands-control model). 각 모델에 대한 간략한 설명은 다음과 같다.

먼저, 잠재적 박탈 모델은 Jahoda(1982)이 제시한 이론적인 설명으로서, 고용은 근로자에게 소득이라는 나타난 이익(manifest benefits) 외에 시간 구조, 사회적 접촉, 공통 목표의 공유, 지위, 행동과 같은 잠재적인 이익(latent benefits)들을 제공하는 것으로 이해한다. 따라서 실업은 근로자에게서 고용의 잠재적인 이익들을 박탈함으로써, 실업자의 정신건강에 부정적인 영향을 미치게 된다고 설명한다. 다음으로 주체 제약 모델은 잠재적 박탈 모델을 비판하면서 생겨난 것으로서, 실업으로 인한 소득의 박탈 그 자체가 실업자의 정신건강에 부정적인 영향을 미치는 주요한 요인이라고 설명한다. 그리고 재정적 어려움/수치심 모델은 실업으로 인한 재정적 어려움과 더불어 실업한 것에 대한 수치심의 결합이, 실업자의 정신건강과 육체적 건강에 부정적인 영향을 미치는 요인이라고 설명한다. 마지막으로 수요-통제 모델은 정신건강은 심리적인 수요와 그를 충족시킬 수 있는 통제능력에 의해서 영향을 받는다는 것을 가정하며, 실업으로 인한 심리적인 수요를 충족시킬 수 있는 통제능력의 상실이 실업자의 정신건강에 부정적인 영향을 미친다고 설명한다.

또한 Korpi(2001)는 실업은 다음의 경로들을 통해서 육체적인 건강에 부정적인 영향을 미칠 수 있다고 설명한다. 소득의 감소로 인한 식습관과 의료지출의 변화, 정신건강의 악화, 건강에 좋지 않은 건강행동(음주, 흡연 약물사용)의 증가. 특히, 수많은 연구들은 정신건강이 육체적 건강을 매우 유의하게 예측한다는 것을 보여준다. 먼저,

Veenhoven(2008)은 행복과 수명 간의 관계에 대한 30개의 연구를 메타분석한 결과를 보여주고 있다. 그에 의하면, 행복은 건강한 사람들의 수명에 상당히 강한 영향을 미치며 그 영향은 흡연여부가 수명에 미치는 영향과 비슷하다. 그러나 그는 행복이 아픈 사람들의 수명에 미치는 영향은 발견하지 못하였다. Veenhoven(2008)은 이 결과는 행복이 사람의 아픈 상태를 치료하지는 못하지만 아픈 상태가 되지 않도록 보호하는 역할을 한다는 것을 함의한다고 설명하였다. 또한 낙관주의(optimism)와 육체적 건강 간의 관계에 대한 83개의 연구들을 메타분석한 Rasmussen 외(2009)는, 낙관주의가 육체적 건강에 대한 중요한 예측요인임을 보여준다. 그리고 Faragher et al.(2005)은 직업만족도와 건강(정신건강, 육체적 건강) 간의 관계에 대한 485개의 연구들을 메타분석하였으며, 그 결과 직업으로 인한 스트레스는 육체적 건강에 부정적인 영향을 미치는 중요한 요인으로 나타났다. 이 외에도, MBSR(Mindfulness-based stress reduction)<sup>5)</sup>이 정신건강과 육체적 건강에 미치는 20개의 연구들을 메타분석한 Grossman 외(2004)에 의하면, MSBR은 육체적 건강에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 연구들은 모두 개인이 경험하는 스트레스와 관련된 부정적인 영향들이 육체적 건강에도 부정적인 영향을 미친다는 것을 보여주는 것이다.

## 2. 선행연구 검토

기존 연구들은 실업자의 건강이 취업자의 건강보다 좋지 못하다는 것을 보여준다(Björklund & Eriksson, 1998; Mathers & Schofield, 1998). 그러나 실업자의 건강이 취업자보다 좋지 못하다는 사실이 실업이 건강에 부정적인 영향을 미친다는 것을 의미하는 것은 아니다. 실업과 건강 간에는 다음의 관계들이 모두 존재할 수 있기 때문이다: 건강이 실업에 영향을 미침, 건강이 실업기간에 영향을 미침, 다른 요인이 실업과 건강 모두에 영향을 미침. 기존 연구들은 건강이 좋지 못한 사람일수록 실업의 가능성이 더 높다는 것(Arrow, 1996; García-Gómez et al., 2010)과 건강이 좋지 못한 사람의 실업기간이 더 길다는 것(Stewart, 2001)을 보여준다.

---

<sup>5)</sup> MSBR은 “a structured group program that employs mindfulness meditation to alleviate suffering associated with physical, psychosomatic and psychiatric disorders”(p. 35)이다.

그러나 실업과 건강 간의 인과관계를 분석한 연구들은 대체로 실업이 건강에 미치는 영향을 잘 발견하지 못하는 결과를 보여준다. 각 연구들의 결과는 다음과 같다. 먼저, Böckerman과 Ilmakunnas(2009)는 European Community Household Panel for Finland(1996-2001년)를 사용하여, 핀란드의 근로자를 대상으로 실업이 건강에 미치는 영향을 분석하였다. 건강의 측정변수로는 전반적인 건강상태에 대해 5점의 리커트 척도로 조사하는 문항을 사용하였다. 이 연구는 인과관계를 분석하기 위해서 실업의 원인에 대한 통제 대신 통계적인 방법을 사용하였다. 분석 결과, 핀란드에서 실업이 건강에 미치는 영향은 발견하지 못하였다. Salm(2009)은 미국의 Health and Retirement Study의 2-6차(1994-2002년) 패널자료를 사용하여, 장년층을 대상으로 사업장 폐업으로 인한 실업이 건강에 미치는 영향을 분석하였다. 건강의 측정변수로는 주관적인 건강상태의 변화, 일상생활활동(ADL)의 어려움의 변화, 주관적인 기대수명의 변화, 우울수준(CESD)의 변화, 정신건강을 진단받은 처음의 경험, 주관적인 건강상태를 사용하였다. 그러나 사업장 폐업으로 인한 실업은 5개의 건강 변수 중 어떤 것에도 유의한 영향을 미치지 않았다.

Browning 외(2006)는 덴마크의 남성인구의 10% 표본의 패널자료(1981-1999년)를 사용하여, 20-63세의 남성 근로자를 대상으로 대량 정리해고나 사업장 폐업으로 인한 실업이 스트레스와 관련된 질병으로 인한 입원경험에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과, 실업이 입원경험에 미치는 영향은 나타나지 않았다. Schmitz(2011)는 German Socio-Economic Panel(1991-2008년)을 사용하여, 58세 이하의 근로자를 대상으로 사업장 폐업으로 인한 실업이 건강에 미치는 영향을 분석하였다. 건강의 측정변수로는 주관적인 건강상태, 정신건강, 입원 경험을 사용하였다. 그러나 분석 결과, 실업이 건강에 미치는 영향은 발견하지 못하였다. Kuhn 외(2009)는 오스트리아의 의료보험급여 자료(1998-2002년)를 사용하여, 오스트리아의 근로자를 대상으로 사업장 폐업으로 인한 실업이 의료서비스 비용의 지출에 미치는 단기의 영향을 분석하였다. 분석 결과, 실업은 전체적인 의료서비스 비용의 지출을 유의하게 증가시키지 않았다. 그러나 실업은 남성에게서만 우울과 관련된 의약품 비용의 지출과 정신건강 문제로 인한 입원비용의 지출을 유의하게 증가시켰다.

여기서 한 가지 주의할 점이 있는데, 그것은 위의 연구들의 대부분은 사업장 폐업이나 대량 정리해고로 인한 실업의 경험만을 고려하였고 실업 이후의 재취업 여부(또는 패널

조사 당시의 취업여부)는 고려하지 않았다는 것이다. 위에서 살펴본 연구들 중 Browning et al.(2006)과 Schmitz(2011)만이 현재의 취업여부를 고려한 분석을 시행하였다. 이들은 현재의 취업여부를 고려하지 않은 분석과 고려한 분석을 모두 시행하였으나,<sup>6)</sup> 연구의 결과는 모두 동일하였다. Schmitz(2011)는 독립변수로서 실업의 경험여부만을 고려하는 것은 인터뷰 당시의 취업여부를 함께 고려하는 것과 비교할 때 장점과 단점을 모두 가진다고 설명한다. 장점은 첫째, 실업했지만 다시 취업한 사람들의 실업정보를 분석에 포함시킬 수 있다는 것과, 둘째, 실업만을 경험한 사람들의 수가 실업을 경험하고 실업상태에 있는 사람들의 수보다 더 많아 통계적으로 분석이 더 용이하다는 것이다. 반면 단점은 재취업한 사람과 실업상태에 있는 사람이 모두 분석에 포함되어, 실업경험이 건강에 미치는 영향이 혼재되어 나타날 수 있다는 것이다. 왜냐하면 재취업은 실업이 건강에 미칠 수 있는 부정적인 영향을 완화할 수 있기 때문이다. 따라서 본 연구는 이에 대한 단점을 보완하고 장점만을 취하기 위해서, 한 모델 안에서 실업경험이 있는 사람들의 재취업 여부(또는 현재의 취업여부)에 따라서 독립변수를 구분하여 투입하였다. 보다 구체적으로 말하면, 실업경험을 하였고 현재 취업 중인 경우와 실업경험을 하였고 현재 실업 중인 경우를 따로 구분된 독립변수로 생성하여 한 모델에서 함께 분석하였다.

### 3. 국내의 선행연구 검토

아직까지 우리나라를 대상으로 실업이 건강에 영향을 미치는 정확한 인과관계를 규명하고자 한 연구는 존재하지 않는다. 따라서 우리나라를 대상으로 실업과 건강 간의 관계를 분석한 연구들을 포괄적으로 살펴보겠다. 먼저, 박세홍 외(2009)는 한국복지패널 1-2차(2005-2006년) 패널자료를 사용하여, 고용상태의 변화가 우울수준에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과, 비정규직 근로자와 실업자의 우울수준이 정규직 근로자보다 더 높게 나타났다. 그러나 고용상태를 통제하였을 경우, 고용상태의 변화에 따른 우울수준의 차이는 나타나지 않았다. 손주형(2009)은 2008년도 충청북도 지역사회건강조사

---

<sup>6)</sup> 보다 자세히 말하자면, 실업경험만을 고려하였다는 것은 재취업 여부와는 상관없이 실업경험이 있는 경우만을 독립변수의 대상으로 분석하였다는 의미이며, 현재의 취업여부를 고려하였다는 것은 실업경험이 있을 뿐만 아니라 재취업 하지 않은 경우만을 독립변수의 대상으로 분석하였다는 의미이다.



자료를 이용하여, 30-50대 남성의 실업여부에 따른 질병 및 건강행태의 차이에 대해서 분석하였다. 분석 결과, 실업자가 근로자에 비해서 우울수준 및 질병경험빈도가 더 높은 것으로 나타났다. 김형렬(2006)은 1996년 인천의 한 건강진단기관에서 건강진단을 받은 근로자를 대상으로 하여, 1997-2000년 각 년도의 실업자와 고용유지자의 4년 내 사망률의 차이를 분석하였다. 분석 결과, 1996년의 건강상태를 통제한 이후에도 실업자의 사망률이 근로자보다 더 높다는 것을 발견하였다. 이 연구들은 실업과 건강 간의 인과관계를 확인하는 데에는 한계가 존재하지만, 우리나라에서도 실업자의 건강이 근로자보다 좋지 못하다는 것을 일관되게 보여준다.

### Ⅲ. 자료, 변수설정, 분석방법

#### 1. 자료

본 연구는 한국노동패널을 분석자료로 사용한다. 한국노동패널은 국민들의 “경제활동 및 노동시장이동, 소득활동 및 소비, 교육 및 직업훈련, 사회생활 등에 관하여 추적조사하는 종단면 조사”(한국노동패널 홈페이지)이다. 한국노동패널의 1차 조사는 1998년에 시행되었으며, 제주도과 군 지역을 제외한 전국의 시 지역에 거주하는 5,000개의 가구를 원표본으로 구축하였고 가구원 조사는 원표본에 속해 있는 15세 이상의 인구를 대상으로 이루어졌다. 2014년 현재 17차 조사가 이루어지고 있으며, 일반 연구자들은 한국노동패널 홈페이지를 통해서 1-15차(1998-2012) 자료를 다운받을 수 있다. 한국노동패널의 15차 자료의 원표본가구의 유지율은 70%이다. 또한 한국노동패널은 2009년부터 추가적으로 1,415개의 가구를 패널로 구축하여 조사하고 있다. 본 연구에서는 추가적으로 조사된 가구도 분석대상에 포함시켰다.<sup>7)</sup> 본 연구에서는 6-15차 자료를 사용하였는데, 그 이유는 본 연구의 종속변수인 응답자의 주관적인 건강상태의 문항이 6차년도 조사부터 포함되었기 때문이다.

7) 신규가구에 대한 자료는 2009년이 아닌 2010년 자료부터 분석대상에 포함하였다. 그 이유는 2009년 자료는 신규가구에 대해서 처음으로 시행된 조사이므로, 본 연구의 분석에 필요한 실업력의 변화를 정확하게 구축하기가 매우 어렵기 때문이다.

본 연구의 분석대상은 20세부터 69세<sup>8)</sup>까지의 경제활동인구이다. 한 개인이 특정 년도에는 경제활동인구였지만 다른 년도에는 비경제활동인구였을 경우, 경제활동인구였던 시기의 데이터만을 분석자료에 포함하였다. 비경제활동인구는 미취업자 중 한국노동패널의 설문에서 다음의 세 문항에 모두 아니오라고 답한 사람들로 정의하였다: “현재 소득을 위해 일하고 있지 않다고 하셨는데, 지난 주에 수입을 목적으로 일자리(직장, 사업, 일거리)를 구해본 적이 있습니까?”, “지난 1개월 이내에 한번이라도 수입을 목적으로 일자리(직장, 사업, 일거리)를 구해 본 적이 있습니까?”, “지난주에 알맞은 일자리(직장, 사업, 일거리)가 있었다면 일할 수 있었습니까?”. 그러나 본 연구에서는 비경제활동인구라고 할지라도 패널조사년도와 그 전년도에 실업을 경험하였다고 응답한 사람은 분석대상에 포함시켰으며, 이를 통해서 0-1년 전의 실업경험이 건강에 미치는 영향을 정확하게 파악하고자 하였다. 또한 패널조사기간 동안 한 번도 일한 적이 없었던 사람은 분석대상에서 제외하였다.<sup>9)</sup> 또한 본 연구는 분석방법으로 선형 고정효과 모델을 사용하므로, 패널기간 동안 한 번만 조사된 개인을 분석대상에서 제외하였다. 분석자료에서 위 기준에 해당하며 10개의 결측사례<sup>10)</sup>가 제외된 개인들의 수는 남성이 6,584명, 여성이 5,186명이며, 각 패널년도에 따른 총 관찰 수는 남성의 경우는 42,578개, 여성의 경우는 29,726개이다.

## 2. 변수설정

본 연구의 종속변수는 응답자의 주관적인 건강상태(self-rated health)이다. 주관적인 건강상태는 건강의 대리변수로서 널리 사용되는 변수이다. 주관적인 건강상태가 사망에 미치는 영향을 분석한 27개의 연구들을 살펴본 Idler와 Benyamini(1997)에 의하면, 응답자의 주관적인 건강상태는 건강과 관련된 다른 변수들을 통제한 경우에도 사망에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 Singh-Manoux 외(2006)는 영국과 프랑스를 대상으로, 정신건강과 육체적 건강의 측정치들이 응답자의 주관적인 건강상태의 상당부

8) 본 연구에서 사용된 연령은 모두 만 연령이다.

9) 이 경우에는 구직경험 등으로 인해서 실업자로 분류되지만 패널조사기간 동안 한 번도 일한 적이 없었던 사람들이 해당된다.

10) 결측사례는 종속변수인 주관적인 건강상태에서 8개, 종사상지위에서 2개가 발생하였다.

분을 설명한다는 것을 발견하였다. 스웨덴을 대상으로 연구한 Molarius와 Janson(2002)은, 응답자의 주관적인 건강상태는 우울, 신경 질환, 류머티스성 관절염, 피로/힘없음에 의해서 상당 부분 설명된다는 것을 발견하였다. 이와 같은 연구들은 응답자의 주관적인 건강상태가 응답자의 건강과 실제적으로 연관성이 있다는 것을 보여주며, 따라서 응답자의 주관적인 건강상태를 건강의 대리변수로서 사용하는 것은 타당성을 가진다고 할 수 있다. 하지만 우리나라에서는 아직까지 응답자의 주관적인 건강상태와 실제의 건강간의 관계를 분석한 연구는 거의 존재하지 않기 때문에, 우리나라에서 주관적인 건강상태를 건강의 대리변수로 사용할 수 있는지의 여부에 대해서는 추가적인 연구가 필요할 것이다.

본 연구의 분석자료인 한국노동패널은 6차 조사부터 응답자의 주관적인 건강상태를 다음의 두 개의 문항을 통해서 물어보고 있다: “현재 \_\_\_\_님의 건강상태는 어떻다고 생각하십니까?”, “그렇다면 \_님 나이의 보통사람들과 비교해볼 때 \_\_\_\_님의 건강상태는 어떻다고 생각하십니까?”. 각 문항은 모두 5점의 리커트 척도로 구성되어 있으며, 본 연구에서는 주관적인 건강상태를 보다 자세히 파악하기 위해서 두 문항의 응답점수(각 5점)를 합한 9점의 범위를 가진 변수를 생성하여 분석하였으며, 0점이 건강이 가장 좋지 못한 상태, 8점이 건강이 가장 좋은 상태가 되도록 변수를 재구성하였다. 분석자료에서 두 문항의 크론바 알파(Cronbach's alpha) 값은 0.88로 나타났다. 응답자의 주관적인 건강상태는 한국노동패널 6차 웨이브부터 조사가 되었으므로, 본 연구는 한국노동패널 6-15차 웨이브를 분석하였다.

본 연구의 목적은 사업장 폐업으로 인한 실업경험이 주관적인 건강상태에 미치는 영향을 규명하는 것이므로, 사업장 폐업으로 인한 실업경험을 독립변수로 설정하였다. 그러나 사업장 폐업 외의 다른 이유로 인해서 실업을 경험한 사람들의 주관적인 건강상태도 함께 살펴보기 위해서, 다른 이유로 인한 실업경험을 독립변수에 포함하였다. 한국노동패널은 직업력 조사를 통해서, 개인이 가졌던 직업을 그만두었을 경우 그 직업을 그만둔 이유에 대해 물어본다. 이에 대해서, 임금 근로자인 경우에 “직장의 파산, 폐업, 휴업 등으로 인해”라고 대답하였을 경우 사업장 폐업으로 인하여 실업한 것으로 구분하였으며, “정리해고로 인해”, “권고사직”, “명예퇴직”, “정년퇴직”, “계약기간이 끝나서” 등의 이유들은 다른 이유로 인한 실업으로 구분하였다. 비임금 근로자인 경우에는 모든 실업이유를 다른 이유로 인한 실업으로 구분하였다. 실업경험의 유무는 패널조사 시점

으로부터 0-1년 전에 실업을 경험한 여부로 측정하였다. 보다 구체적으로 말하면, 응답자가 2008년에 패널조사를 하였다면 2007년과 패널조사 시점 이전의 2008년에 실업을 경험하였을 경우에, 응답자가 실업을 경험한 것으로 측정하였다. 따라서 본 연구는 실업이 건강에 미치는 장기적인 영향이 아닌 단기적인 영향에 초점을 맞춘다. 또한 해당년도에 사업장 폐업으로 인한 실업과 다른 이유로 인한 실업을 모두 경험하였을 경우, 사업장 폐업으로 인한 실업이 주관적인 건강상태에 미치는 영향을 정확하게 분석하기 위해서 사업장 폐업이 아닌 다른 이유로 인해서 실업을 한 것으로 간주하였다. 이에 더해, 본 연구에서는 실업경험만이 아니라 현재의 취업여부를 함께 고려하여 독립변수를 구성하였다. 구체적인 변수와 각 변수의 관찰 수는 <표 1>과 같다.

**표 1. 한국노동패널 6-15차에서 응답자들의 실업경험과 현재 실업상태를 고려한 관찰수**

	남성	여성	전체
사업장 폐업으로 인한 실업경험 있음	407	322	729
그 중 취업자	240	146	386
그 중 미취업자	167	176	343
다른 이유로 인한 실업경험 있음	5,973	5,641	11,614
그 중 취업자	3,723	2,629	6,352
그 중 미취업자	2,250	3,012	5,262

주: 실업경험은 패널조사년도의 0-1년 전의 실업경험을 의미한다. 0-1년 전 실업한 사람은 현재 비경제활동인구라고 할지라도 분석대상에 포함하였다.

통제변수로는 관련된 기존 연구들에서 가장 일반적으로 사용되는 다음의 변수들을 사용하였다: 연령더미(5세의 범위), 배우자 존재 여부, 고등학생 이하의 아이가 있는지의 여부, 산업더미(산업오픈코드 대분류; 통계청)<sup>11)</sup>, 종사상지위더미(상용직, 임시직, 일용직, 고용주/자영업자, 무급가족종사자), 패널조사년도더미. 특히, 통제변수 중 산업과 종사상지위는 사업장 폐업으로 인한 실업의 가능성과 건강에 모두 영향을 미칠 수 있는 요인이다. 또한 실업하였고 현재 미취업 중인 사람들은 산업과 종사상지위가 없기 때문에 실업한 일자리에 대한 산업과 종사상지위를 대신 사용하였다.

11) 본 연구에서 사용한 산업더미에 대한 자세한 정보는 부록에 첨부하였다. 본 연구의 분석에서는 산업 오픈코드의 대분류를 사용하였지만, 중분류를 사용하여 분석하였을 경우에도 분석결과는 동일하게 나타났다.

### 3. 분석방법

Ferrer-i-Carbonell과 Frijters(2004)는 독일의 GSOEP(German Socio-Economic Panel)를 사용하여, 여러 가지 분석모델에 따라 독립변수들이 삶에 대한 주관적인 만족도에 미치는 영향이 어떻게 달라지는지를 살펴보았다. 그들은 삶에 대한 주관적인 만족도 변수가 가지는 두 가지의 특성을 고려하였는데, 하나는 삶에 대한 주관적인 만족도 점수가 서열변수라는 점이며 다른 하나는 개인의 관찰되지 않는 개별적인 특성이 삶에 대한 주관적인 만족도에 상당한 영향을 끼칠 수 있다는 것이었다. 그들의 “주요한 결론은 기수성 또는 서수성의 가정은 결과를 질적으로 변화시키지 않는 반면, 관찰되지 않는 시불변의 영향들은 결과를 질적으로 변화시킨다”(p.654)<sup>12)</sup>는 것이었다.

또한 이들은 고정효과 방법과 서열변수 분석방법을 결합시킨 고정효과 순서형 로짓(fixed-effect ordered logit) 모델을 개발하였으며, 이 모델은 실업경험이 주관적인 건강상태에 미치는 영향에 대한 연구들에서도 널리 사용되고 있다(Böckerman & Ilmakunnas, 2009; Schmitz, 2011). 그러나 본 연구에서는 선형 고정효과(linear fixed-effects) 모델을 사용하여 분석을 시행하였다.<sup>13)</sup> 선형 고정효과 모델은 종속변수에 영향을 미치는 관찰되지 않는 개인의 고정효과가 존재한다는 가정 하에서, 패널자료를 이용하여 고정효과를 분석모델에서 제거함으로써 회귀계수에 편의(bias)가 생기지 않도록 하는 분석방법이다. 개인의 관찰되지 않는 고정효과는 항상 개인의 특성을 나타내는 변수들과 상관관계가 존재하기 때문에, 제거되지 않고 오차항에 남아있는 개인의 관찰되지 않는 고정효과는 독립변수와 상관관계를 가지게 되어 회귀계수에 편의를 발생시키게 된다. 선형 고정효과 모델은 이러한 개인의 고정효과를 분석모델에서 제거하는 간단하면서도 강력한 모델로서 매우 광범위하게 사용되는 분석방법이다. 그러나 한편으로는 장기간의 패널자료를 분석하는 경우, 관찰되지 않는 개인의 고정효과가 장기간 동안 동일하다고 가정하는 것이 타당하지에 대해서는 의문이 제기될 수 있다.<sup>14)</sup> 하지만 본 연구에서

12) “The main conclusion here is that while the assumption of cardinality or ordinality does not qualitatively change the results, the treatment of the unobserved time-invariant effects does.”(p. 654)

13) 본 연구에서 보다 진보된 연구방법이라고 할 수 있는 고정효과 순서형 로짓 모델 대신 선형 고정효과 모델을 사용한 이유는, 본 연구자의 통계적 능력이 고정효과 순서형 로짓 모델을 충분히 이해하고 사용하는데 있어서 부족하다고 판단되었기 때문이다.

14) 이와 같은 의문으로 인해서, Schmitz(2011)는 17년 기간을 분석한 주요분석 외에 7년 기간에 대한 분석을 따로 실시하였다.

는 10년의 기간을 분석하기 때문에, 선형 고정효과 모델을 사용한 기존 연구들에 기초하였을 때 고정효과의 존재를 가정하는 것은 충분한 타당성을 가진다고 할 수 있다.

그러나 본 연구에서는 사실상 개인에게 무작위로 발생한다고 볼 수 있는 사업장 폐업으로 인한 실업을 독립변수로 사용하기 때문에, 만약 사업장 폐업으로 인한 실업이 무작위로 발생한다는 가정이 맞다면 굳이 고정효과 모델을 사용할 필요는 없다. 하지만 개인의 관찰되지 않는 고정효과는 단순히 회귀계수에 편의를 발생시킬 뿐만 아니라, 개인의 오차항들이 자기상관성(autocorrelation)을 가지게 하여 회귀계수의 표준오차의 추정에 편의를 발생시킨다. 이는 회귀계수에 대한 정확한 가설검정을 불가능하게 만든다. 따라서 주관적인 건강상태에 영향을 미칠 수 있는 개인의 관찰되지 않는 요인들이 충분히 존재할 수 있는 상황에서, 단순히 OLS 모델을 사용하는 것은 올바른 선택이 아니다. 통계적으로 이러한 개인의 관찰되지 않는 고정효과가 가지는 자기상관성의 문제는, 고정효과(fixed-effect) 모델만이 아니라 확률효과(random-effect) 모델을 통해서도 해결할 수 있다. 그러나 본 연구에서는 사업장 폐업으로 인한 실업만이 아니라 다른 독립변수들의 건강에 미치는 영향도 함께 살펴보고, 무엇보다 이론적으로 사업장 폐업으로 인한 실업은 무작위로 발생하지만 특정 산업이나 기업의 사업장 폐업의 확률이 더 높을 수 있고 개인의 관찰되지 않는 고정효과가 개인의 특정 산업이나 기업에 대한 선택에 영향을 미칠 수 있으므로, 본 연구에서는 최종적으로 선형 고정효과 모델을 분석방법으로 선택하였다.

선형 고정효과 모델의 일반적인 분석모델은 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 y_{it} - \bar{y}_i &= (\beta_0 - \bar{\beta}_0) + (X_{it} - \bar{X}_i)\beta + (c_i - \bar{c}_i) + (u_{it} - \bar{u}_i) \\
 &= (X_{it} - \bar{X}_i)\beta + (u_{it} - \bar{u}_i)
 \end{aligned}$$

$i$ 는 개인을 나타내며  $t$ 는 패널의 조사년도를 나타낸다.  $y$ 는 주관적인 건강상태 점수이며  $\beta_0$ 는 상수항을 나타내며  $X$ 는 독립변수들의 행벡터이며  $\beta$ 는 독립변수들의 회귀계수들의 열벡터이다.  $c$ 와  $u$ 는 오차항으로서,  $c$ 는 주관적인 건강상태 점수에 영향을 미치는 개인의 관찰되지 않는 요인이며,  $u$ 는  $X$ 와  $c$ 와 상관관계가 존재하지 않고  $Cov(u_{it}, u_{js}) = 0$  ( $i \neq j, t \neq s$ )인 오차항의 부분을 나타낸다. 문자 위의 바(bar)는 개인의 종속변수,

독립변수, 오차항의 값들의  $t$ 기간 동안의 평균을 나타낸다. 분석자료의 수가 충분히 많은 경우에 선형 고정효과 모델은  $Cov(X, u) = Cov(c, u) = 0$  이라는 것을 가정하여,  $X$ 와  $c$ 를 모두 독립변수로 포함하여 분석할 경우 독립변수의 회귀계수에 편의가 생기지 않는다고 가정한다.<sup>15)</sup> 그러나  $c$ 는 개인의 관찰되지 않는 고정효과로서 모델에 투입할 수 없는 변수이기 때문에, 만약  $Cov(X, c) \neq 0$  이라면  $X$ 만을 독립변수로 모델에 투입하였을 경우  $X$ 의 회귀계수에는 편의가 발생한다. 선형 고정효과 모델은 이러한 개인의 관찰되지 않는 고정효과를 패널자료를 이용하여 모델에서 삭제하는 방법으로서, 선형 고정효과 모델의 가정이 맞다면 선형 고정효과 모델을 이용해서 구한  $X$ 의 회귀계수에는 편의가 발생하지 않는다.

또한 선형 고정효과 모델은 개인의 관찰되지 않는 고정효과가 존재할 경우에 발생하는 오차항의 자기상관성(autocorrelation)의 문제를 해결할 수 있다. 만약,  $Cov(X, u) = Cov(c, u) = 0$  이고 동시에  $Cov(X, c) = 0$  이라면  $X$ 만을 독립변수로 포함하여 OLS 모델로 분석할 경우  $X$ 의 회귀계수에는 편의가 발생하지 않는다. 그러나 개인의 오차항은  $c+u$ 이기 때문에, 개인의 오차항에 존재하는 고정효과인  $c$ 로 인해서 한 개인의 오차항들은 항상 정적인 상관관계를 가지게 되어 오차항의 자기상관성을 발생시킨다. 그러므로 개인의 관찰되지 않는 고정효과가 존재하는 경우에는, 고정효과 모델이나 확률효과(random-effect) 모델을 사용하여 오차항에 존재하는 자기상관성의 문제를 해결해야만 한다. 이 문제를 해결하지 않을 경우, 회귀계수의 표준오차에 대한 추정에 편의가 발생하여 회귀계수에 대한 정확한 가설검정이 불가능하다. 마지막으로 본 연구의 분석모델에서는  $Var(u)$ 의 등분산성을 가정하지 않고 이분산성을 허용하기 위해서 로버스트 표준오차를 사용하였다.

15) 회귀계수의 무편의 추정을 위해서는 분석자료가 적을 경우  $E(u | X, c) = E(u) = 0$  이라는 가정이 충족되어야 한다. 그러나 분석자료의 수가 충분히 많은 경우에는 점근성 이론(asymptotic theory)이 적용되기 때문에,  $Cov(X, u) = Cov(c, u) = 0$  이라는 가정만으로도 회귀계수에 대한 무편의 추정이 가능하다(Wooldridge, 2010).

## IV. 분석결과

### 1. 기술통계량

표 2. 분석대상에 대한 기술통계량

	남성		여성	
	평균	표준편차	평균	표준편차
주관적인 건강상태(0-8점)	5.12	1.32	4.85	1.40
연령	43.24	11.52	42.02	12.23
20-29세	0.12		0.20	
30-39세	0.30		0.24	
40-49세	0.27		0.28	
50-59세	0.21		0.20	
60-69세	0.10		0.09	
배우자 있음	0.75		0.67	
고등학생 이하인 아이가 있음	0.46		0.41	
상용직	0.56		0.49	
임시직	0.06		0.15	
일용직	0.08		0.07	
고용주/자영업자	0.29		0.17	
무급가족종사자	0.01		0.13	
관찰 수	42,578		29,726	

주: 단순히 전체 관찰 수에서 차지하는 비율을 나타내는 변수에 대해서는 평균만을 제시하였다.

<표 2>는 분석대상에 대한 기술통계량이다. 본 연구는 남성과 여성을 구분하여 분석하기 때문에, 기술통계량도 남성과 여성을 구분하여 제시하였다. 분석대상 중 남성과 여성의 평균연령은 42-43세 정도로 거의 동일하였으나, 주관적인 건강상태는 남성이 여성보다 다소 높은 경향을 보여주고 있다. 그리고 남성과 여성 모두에서 30-40대가 가장 높은 비율을 차지하고 있으며, 배우자가 있는 비율은 남성이 8% 더 높게 나타났고 고등학교 이하인 아이가 있는 비율은 남성이 여성보다 5% 더 높게 나타났다. 마지막으로 종사상지위에서는 남성과 여성 모두에서 상용직이 가장 높은 비율을 차지하고 있는 것으로 나타났으며, 고용주/자영업자와 무급가족종사자의 비율은 남성과 여성이 정반대로 나타났다. 이는 주로 부부가 자영업을 하는 경우, 남성이 자영업자로 종사상지위를 보고하고 여성이 무급가족종사자로 보고하는 경향 때문인 것으로 추측된다. 산업더미는



변수의 양이 매우 많기 때문에 기술통계량에서 제외하였다. 실업경험에 대한 기술통계량은 <표 1>에 제시하였으므로, <표 2>에서는 생략하였다.

표 3. 독립변수의 각 집단에 따른 주관적인 건강상태의 평균

	주관적인 건강상태 (0-8점)	
	남성	여성
전체	5.12	4.85
실업경험 없음	5.14	4.87
사업장 폐업으로 인한 실업경험 있음	5.04	4.89
그 중 취업자	5.10	4.82
그 중 미취업자	4.95	4.85
다른 이유로 인한 실업경험 있음	5.02	4.74
그 중 취업자	5.21	4.89
그 중 미취업자	4.70	4.60
20-29세	5.60	5.40
30-39세	5.37	5.17
40-49세	5.09	4.84
50-59세	4.82	4.42
60-69세	4.49	3.79
배우자 있음	5.07	4.82
배우자 없음	5.25	4.91
고등학생 이하인 아이가 있음	5.21	5.01
고등학생 이하인 아이가 없음	5.04	4.74
상용직	5.30	5.10
임시직	5.09	4.79
일용직	4.59	4.25
고용주/자영업자	4.93	4.69
무급가족종사자	5.01	4.51
2003년	5.05	4.78
2004년	5.04	4.74
2005년	5.00	4.78
2006년	5.13	4.85
2007년	5.19	4.90
2008년	5.25	4.94
2009년	5.19	4.87
2010년	5.13	4.88
2011년	5.10	4.87
2012년	5.10	4.85

주: 실업경험은 패널조사년도의 0-1년 전의 실업경험을 의미한다.

<표 3>은 독립변수의 각 집단에 따른 주관적인 건강상태의 평균을 보여준다. 실업에 대해서 확연하게 눈에 띄는 것은, 남성의 경우에 0-1년 전에 어떠한 이유에서든지 실업을 경험하였고 패널조사 때 미취업자로 있는 경우의 주관적인 건강상태가 실업경험이 없는 경우에 비해서 낮다는 것이다. 그러나 여성의 경우에는 0-1년 전에 사업장 폐업이 아닌 다른 이유로 인해서 실업을 경험하였고 패널조사 때 미취업자로 있는 경우에만 주관적인 건강상태가 실업경험이 없는 경우에 비해서 낮은 것을 볼 수 있다. 또한 남성과 여성 모두에서 연령이 증가할수록 주관적인 건강상태가 일관되게 낮아지는 것을 볼 수 있다. 배우자의 유무와 고등학교 이하인 아이의 유무의 경우에 대해서도 남성과 여성이 모두 동일하게 나타났으며, 배우자가 있는 경우에 주관적인 건강상태가 더 낮았고 고등학교 이하인 아이가 있는 경우에 주관적인 건강상태가 더 높게 나타났다. 마지막으로 종사상지위에 대해서는, 남성과 여성 모두에서 상용직의 주관적인 건강상태가 가장 높게 나타났으며, 일용직의 주관적인 건강상태가 가장 낮게 나타났다. 기술통계량과 마찬가지로 산업더미는 변수의 양이 매우 많기 때문에 위 표에서는 제시하지 않았으며, 산업더미의 구성은 부록에 제시하였다.

## 2. 분석결과

본 연구에서는 남성과 여성이 직면하고 있는 노동시장의 차이 등을 고려하여, 남성과 여성에 대한 분석을 구분하여 시행하였다. 그 이유는 남성과 여성에 대한 분석결과가 큰 차이가 있을 경우에, 남성과 여성을 함께 분석한 결과는 잘못된 함의를 제공할 수 있기 때문이다. 또한 본 연구의 분석대상은 20-69세이지만, 타당성을 확보하기 위해서 노동시장에 보다 밀접하게 연관되어 있는 연령이라고 볼 수 있는 30-59세에 대한 분석도 함께 시행하였다. <표 4>는 남성에 대한 분석결과이고 <표 5>는 여성에 대한 분석결과이다.

표 4. 남성에 대한 사업장 폐업으로 인한 실업경험이 주관적인 건강상태에 미치는 영향:  
선형 고정효과 모델

	주관적인 건강상태 (0-8점)			
	Model 1 (20-69세 남성)		Model 2 (30-59세 남성)	
	회귀계수	robust SE	회귀계수	robust SE
(사업장 폐업으로 인한 실업경험 <sup>1</sup> 있음)				
그 중 취업자 <sup>2</sup>	-0.080	0.073	-0.075	0.078
그 중 미취업자	-0.202*	0.097	-0.234*	0.112
(다른 이유로 인한 실업경험 있음)				
그 중 취업자	-0.026	0.021	-0.050*	0.025
그 중 미취업자	-0.309***	0.033	-0.369***	0.047
25-29세 <sup>3</sup>	-0.147**	0.050		
30-34세	-0.207**	0.063		
35-39세	-0.234**	0.076	-0.040	0.033
40-44세	-0.263**	0.090	-0.083	0.052
45-49세	-0.276**	0.105	-0.110	0.071
50-54세	-0.291*	0.119	-0.134	0.088
55-59세	-0.269*	0.135	-0.131	0.108
60-64세	-0.242	0.153		
60-65세	-0.270	0.173		
배우자 있음 <sup>4</sup>	-0.024	0.039	-0.008	0.050
아이 있음 <sup>5</sup>	-0.029	0.026	-0.025	0.029
임시직 <sup>6</sup>	0.017	0.038	0.009	0.053
일용직	0.017	0.051	-0.006	0.062
고용주/자영업자	-0.012	0.034	0.016	0.038
무급가족종사자	-0.065	0.086	-0.001	0.105
2004년 <sup>7</sup>	-0.031	0.024	-0.011	0.027
2005년	-0.090***	0.027	-0.062*	0.031
2006년	0.007	0.029	0.031	0.033
2007년	0.048	0.031	0.083*	0.035
2008년	0.094**	0.033	0.150***	0.038
2009년	0.026	0.035	0.061	0.039
2010년	-0.048	0.038	0.002	0.043
2011년	-0.106**	0.040	-0.071	0.045
2012년	-0.113**	0.043	-0.086+	0.048
산업 더미변수들 <sup>8</sup>	yes**		yes***	
상수항	5.526***	0.117	5.485***	0.125
관찰 수	42,578		32,750	

주: +p<.10, \*p<.05, \*\*p<.01, \*\*\*p<.001.

1. 실업경험은 패널조사년도의 0-1년 전의 실업경험을 의미한다.
2. 실업경험과 관련된 더미변수들의 기준변수는 0-1년 전의 실업경험이 없으면서 근로 중인 경우이다.
3. 연령더미의 기준변수는 분석대상이 20-69세인 경우에는 20-24세이고, 분석대상이 30-59세인 경우에는 30-34세이다.
4. 배우자 있음의 기준변수는 배우자가 없는 경우이다.
5. 아이 있음은 고등학교 이하의 아이가 있다는 것을 의미하며, 기준변수는 고등학교 이하의 아이가 없는 경우이다.
6. 중사상지위 더미변수들의 기준더미는 상용직이다.
7. 패널조사년도 더미변수들의 기준더미는 2003년이다.
8. 산업더미변수들은 변수의 개수가 많아 표에 제시하지 않았고, yes는 산업더미변수들이 집합적으로 모델의 설명력을 유의하게 증가시켰다는 것을 의미하며, no는 산업더미변수들이 집합적으로 모델의 설명력을 유의하게 증가시키지 않았다는 것을 의미한다.

<표 4>는 한국노동패널 6-15차 자료를 사용하여, 20-69세 남성과 30-59세 남성에 대한 사업장 폐업으로 인한 실업이 주관적인 건강상태에 미치는 영향을 선형 고정효과 모델로 분석한 결과이다. 먼저 Model 1인 20-69세의 남성에 대한 분석결과는 다음과 같다. 패널조사년도의 0-1년 전에 사업장 폐업으로 인한 실업을 경험한 남성 중에서 재취업자의 주관적인 건강상태 점수(0-8점)는 실업을 경험하지 않은 취업자와 유의한 차이가 나타나지 않았다. 그리고 사업장 폐업으로 인한 실업을 경험한 남성 중에서 미취업자의 주관적인 건강상태 점수는 실업을 경험하지 않은 취업자에 비해서 0.202점 낮게 나타났으며, 이 차이는 5% 수준에서 유의하였다. 반면 다른 이유로 인한 실업을 경험한 남성 중에서 재취업자의 주관적인 건강상태 점수는 실업을 경험하지 않은 취업자와 유의한 차이가 나타나지 않았다. 그러나 다른 이유로 인한 실업을 경험한 남성 중에서 미취업자의 주관적인 건강상태 점수는 실업을 경험하지 않은 취업자에 비해서 0.309점 낮게 나타났으며, 이 차이는 0.1% 수준에서 유의하였다. 통제변수들 중에서는 연령, 조사년도 더미변수들, 산업 더미변수들의 영향이 유의하게 나타났으며, 20-24세에 비해서 대부분의 연령대의 주관적인 건강상태 점수는 약 0.15-0.29점 낮았다. 산업더미변수들은 집합적으로 모델의 설명력을 1% 수준에서 유의하게 증가시켰다.

다음으로 Model 2인 30-59세의 남성에 대한 분석결과는 다음과 같다. 패널조사년도의 0-1년 전에 사업장 폐업으로 인한 실업을 경험한 남성 중에서 재취업자의 주관적인 건강상태 점수(0-8점)는 실업을 경험하지 않은 취업자와 유의한 차이가 나타나지 않았다. 그리고 사업장 폐업으로 인한 실업을 경험한 남성 중에서 미취업자의 주관적인 건강상태 점수는 실업을 경험하지 않은 취업자에 비해서 0.234점 낮게 나타났으며, 이 차이

는 5% 수준에서 유의하였다. 또한 다른 이유로 인한 실업을 경험한 남성 중에서 재취업자의 주관적인 건강상태 점수는 실업을 경험하지 않은 취업자에 비해서 0.050점 낮게 나타났으며, 이 차이는 5% 수준에서 유의하였다. 그리고 다른 이유로 인한 실업을 경험한 남성 중에서 미취업자의 주관적인 건강상태 점수는 실업을 경험하지 않은 취업자에 비해서 0.369점 낮게 나타났으며, 이 차이는 0.1% 수준에서 유의하였다. 통제변수들 중에서는 조사년도 더미변수들과 산업 더미변수들의 영향이 유의하게 나타났다. 산업더미변수들은 집합적으로 모델의 설명력을 0.1% 수준에서 유의하게 증가시켰다.

이 결과는 개발국들에서 이루어진 기존의 연구결과와는 달리, 우리나라에서는 남성의 경우에 실업이 주관적인 건강상태에 부정적인 영향을 미친다는 것을 보여준다. 실업을 외생변수로 통제한 사업장 폐업으로 인한 실업이 적어도 재취업 상태에 있지 않은 미취업자에게는 주관적인 건강상태에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났기 때문이다. 특히 위 결과는 의료보장수준이 낮은 미국에서 실업이 건강에 미치는 영향을 전혀 발견하지 못한 Salm(2009)의 연구결과와 비교되며, 우리나라의 노동시장의 높은 경직성과 낮은 사회보장수준으로 인해서 남성의 경우 실업이 건강에 부정적인 영향을 미치는 것으로 추측할 수 있을 것이다. 그러나 사업장 폐업으로 인한 실업을 경험한 재취업자의 주관적인 건강상태 점수는 실업을 경험하지 않은 근로자와 유의한 차이가 나타나지 않았으며, 이것은 실업이 미치는 부정적인 영향은 재취업에 의해서 완화된다는 것을 의미한다.<sup>16)</sup> 다른 이유로 인한 실업을 경험한 남성 중 미취업자의 주관적인 건강상태는 실업을 경험하지 않은 취업자에 비해서 매우 낮게 나타났지만, 이 경우에는 실업의 외생성이 보장되지 않기 때문에 실업이 건강에 미치는 영향을 보여주는 것은 아니다. 그러나 이 차이는 실업자의 건강이 근로자의 건강보다 낮다는 일반적인 사실을 다시 한 번 확인시켜 주는 것이다. 또한 20-69세 남성에 대한 분석결과에서, 20-24세를 제외한 나머지 연령대의 주관적인 건강상태 점수의 최대차가 겨우 0.144점임을 고려할 때, 미취업자에 대한 사업장 폐업으로 인한 실업경험의 회귀계수인 0.202점은 상당히 큰 수치라고 볼 수 있을 것이다.

16) 그러나 Model 1과 Model 2 모두에서, 사업장 폐업으로 인한 실업경험이 있는 재취업자와 미취업자의 주관적인 건강상태 점수의 차이는 유의하게 나타나지 않았다.

표 5. 여성에 대한 사업장 폐업으로 인한 실업경험이 주관적인 건강상태에 미치는 영향: 선형 고정효과 모델

	주관적인 건강상태 (0-8점)			
	Model 3 (20-69세 여성)		Model 4 (30-59세 여성)	
	회귀계수	robust SE	회귀계수	robust SE
(사업장 폐업으로 인한 실업경험 <sup>1</sup> 있음)				
그 중 취업자 <sup>2</sup>	-0.076	0.098	-0.014	0.106
그 중 미취업자	0.067	0.104	0.030	0.118
(다른 이유로 인한 실업경험 있음)				
그 중 취업자	-0.034	0.025	-0.023	0.032
그 중 미취업자	-0.261***	0.028	-0.299***	0.037
25-29세 <sup>3</sup>	-0.022	0.044		
30-34세	-0.007	0.067		
35-39세	0.002	0.087	0.011	0.046
40-44세	0.075	0.106	0.079	0.070
45-49세	0.036	0.125	0.035	0.092
50-54세	0.085	0.143	0.085	0.115
55-59세	0.096	0.165	0.103	0.140
60-64세	0.227	0.190		
60-65세	0.226	0.217		
배우자 있음 <sup>4</sup>	0.139**	0.045	0.188**	0.065
아이 있음 <sup>5</sup>	-0.045	0.032	-0.038	0.039
임시직 <sup>6</sup>	-0.025	0.035	-0.096*	0.045
일용직	-0.122*	0.055	-0.180**	0.063
고용주/자영업자	0.087*	0.043	0.056	0.050
무급가족종사자	-0.030	0.064	-0.017	0.074
2004년 <sup>7</sup>	-0.047	0.030	-0.020	0.037
2005년	-0.077*	0.034	-0.048	0.041
2006년	-0.050	0.035	-0.004	0.043
2007년	-0.030	0.039	0.009	0.047
2008년	-0.014	0.040	0.011	0.050
2009년	-0.075+	0.043	-0.037	0.052
2010년	-0.079+	0.047	-0.039	0.056
2011년	-0.119*	0.051	-0.079	0.061
2012년	-0.162**	0.053	-0.133*	0.064
산업 터미변수들 <sup>8</sup>	no		yes***	
상수항	4.793***	0.138	4.611***	0.152
관찰 수	29,726		20,912	

주: +p<.10, \*p<.05, \*\*p<.01, \*\*\*p<.001.

1. 실업경험은 패널조사년도 0-1년 전의 실업경험을 의미한다.

2. 실업경험과 관련된 더미변수들의 기준변수는 0-1년 전의 실업경험이 없으면서 근로 중인 경우이다.
3. 연령더미의 기준변수는 분석대상이 20-69세인 경우에는 20-24세이고, 분석대상이 30-59세인 경우에는 30-34세이다.
4. 배우자 있음의 기준변수는 배우자가 없는 경우이다.
5. 아이 있음은 고등학교 이하의 아이가 있다는 것을 의미하며, 기준변수는 고등학교 이하의 아이가 없는 경우이다.
6. 종사상지위 더미변수들의 기준더미는 상용직이다.
7. 패널조사년도 더미변수들의 기준더미는 2003년이다.
8. 산업더미변수들은 변수의 개수가 많아 표에 제시하지 않았고, yes는 산업더미변수들이 모델의 설명력을 집합적으로 유의하게 증가시켰다는 것을 의미하며, no는 산업더미변수들이 모델의 설명력을 집합적으로 유의하게 증가시키지 않았다는 것을 의미한다.

<표 5>는 한국노동패널 6-15차 자료를 사용하여, 20-69세 여성과 30-59세 여성에 대한 사업장 폐업으로 인한 실업이 주관적인 건강상태에 미치는 영향을 선형 고정효과 모델로 분석한 결과이다. 먼저 Model 3인 20-69세의 여성에 대한 분석결과는 다음과 같다. 패널조사년도의 0-1년 전에 사업장 폐업으로 인한 실업을 경험한 여성의 주관적인 건강상태는 재취업 여부와 상관없이 실업을 경험하지 않은 취업자의 주관적인 건강상태와 유의한 차이를 나타내지 않았다. 또한 다른 이유로 인한 실업을 경험한 여성 중에서 재취업자의 주관적인 건강상태도 실업을 경험하지 않은 취업자의 주관적인 건강상태와 유의한 차이를 나타내지 않았다. 반면, 다른 이유로 인한 실업을 경험한 여성 중에서 미취업자의 주관적인 건강상태 점수는 실업을 경험하지 않은 취업자에 비해서 0.261점 낮게 나타났으며, 이 차이는 0.1% 수준에서 유의하였다. 통제변수들 중에서는 배우자 유무, 종사상 지위, 조사년도 더미변수의 영향이 유의하게 나타났다. 배우자가 있는 여성의 주관적인 건강상태 점수는 배우자가 없는 여성보다 0.139점 높았으며 ( $p < .01$ ), 일용직인 여성의 주관적인 건강상태 점수는 상용직인 여성보다 0.122점 낮게 나타났고( $p < .05$ ) 고용주/자영업자인 여성의 주관적인 건강상태 점수는 상용직인 여성보다 0.087점 높게 나타났다( $p < .05$ ).

다음으로 Model 4인 30-59세의 여성에 대한 분석결과는 다음과 같다. 패널조사년도의 0-1년 전에 사업장 폐업으로 인한 실업을 경험한 여성의 주관적인 건강상태는 재취업 여부와 상관없이 실업을 경험하지 않은 취업자의 주관적인 건강상태와 유의한 차이를 나타내지 않았다. 또한 다른 이유로 인한 실업을 경험한 여성 중에서 재취업자의 주관적인 건강상태도 실업을 경험하지 않은 취업자의 주관적인 건강상태와 유의한 차이를 나타내지 않았다. 반면, 다른 이유로 인한 실업을 경험한 여성 중에서 미취업자의

주관적인 건강상태 점수(0-8점)는 실업을 경험하지 않은 취업자에 비해서 0.299점 낮게 나타났으며, 이 차이는 0.1% 수준에서 유의하였다. 통제변수들 중에서는 배우자 유무, 종사상 지위, 조사년도 더미변수들, 산업 더미변수들의 영향이 유의하게 나타났다. 배우자가 있는 여성의 주관적인 건강상태 점수는 배우자가 없는 여성보다 0.188점 높았으며 ( $p < .01$ ), 임시직과 일용직인 여성의 주관적인 건강상태 점수는 상용직인 여성보다 각각 0.096점( $p < .05$ ), 0.180점( $p < .01$ ) 낮게 나타났다. 산업더미변수들은 집합적으로 모델의 설명력을 0.1% 수준에서 유의하게 증가시켰다.

이 결과는 우리나라에서 실업이 건강에 미치는 영향이 성별에 따라 다르다는 것을 보여준다. 여성의 경우에는 사업장 폐업으로 인한 실업이 주관적인 건강상태에 미치는 영향을 발견하지 못하였다. 그러나 남성에 대한 분석결과와 마찬가지로, 다른 이유로 인한 실업을 경험한 여성 중 미취업자의 주관적인 건강상태는 실업을 경험하지 않은 취업자에 비해서 매우 낮게 나타나, 여성의 경우에도 실업자의 건강이 근로자보다 낮다는 것을 알 수 있다. 결론적으로 이러한 결과는 우리나라에서 남성이 실업으로 인해서 경험하는 부정적인 영향이 여성보다 더 크다는 것을 함의한다고 할 수 있을 것이다. 이러한 결과가 나타난 이유는, 아직까지 우리나라의 가족구조가 남성부양자 모델에 기초하고 있어 여성의 실업보다는 남성의 실업이 더 큰 어려움으로 경험되고 있기 때문인 것으로 추측할 수 있을 것이다.

### 3. 타당성 검사(robustness test)

위의 분석결과 외에, 타당성 검사를 위해서 총 2가지의 분석을 추가로 시행하였다. 먼저, 본 연구에서 실업의 외생성을 확보하기 위해서 사용한 실업의 원인인 '사업장 폐업으로 인한 실업' 외에 '정리해고로 인한 실업'도 실업의 원인을 충분히 통제할 수 있다고 보고, '사업장 폐업 및 정리해고로 인한 실업'이 주관적인 건강상태에 미치는 영향을 분석하였다(Model 5). 다음으로, 본 연구의 분석대상에는 한국노동패널이 2009년부터 추가적으로 패널로 구축한 1,415개의 가구가 포함되어 있으므로, 새롭게 구축된 패널을 제외한 기존의 패널만으로 분석을 시행하였다(Model 6). 분석대상은 20-69세의 남성과 여성이며, 기본적인 분석모델은 Model 1, Model 3과 동일하다. <표 6>은 이에 따른



분석결과이며, 표에는 주요 변수들의 영향만을 제시하였다. 타당성 검사의 결과는 주요 독립변수들의 영향에 대한 본 연구의 주요 분석결과와 본질적으로 동일한 것을 확인할 수 있다.

표 6. 타당성 검사: 선형 고정효과 모델

	Model 5 (사업장 폐업 및 정리해고로 인한 실업)		Model 6 (새롭게 구축된 패널자료 제외)		
	회귀계수		회귀계수		
	남성	여성	남성	여성	
(사업장 폐업 및 정리해고로 인한 실업)			(사업장 폐업으로 인한 실업)		
그 중 취업자	-0.071	-0.066	그 중 취업자	-0.069	-0.053
그 중 미취업자	-0.247**	0.065	그 중 미취업자	-0.222*	0.035
(다른 이유로 인한 실업)			(다른 이유로 인한 실업)		
그 중 취업자	-0.026	-0.034	그 중 취업자	-0.023	-0.032
그 중 미취업자	-0.308***	-0.270***	그 중 미취업자	-0.306***	-0.253***
...	...	...	...	...	...
관찰 수	42,578	29,726	관찰 수	39,612	27,513

주: +p<.10, \*p<.05, \*\*p<.01, \*\*\*p<.001.

## V. 결론

본 연구는 실업과 건강 간의 인과관계를 규명하기 위해서, 한국노동패널 6-15차 자료를 사용하여 사업장 폐업으로 인한 실업이 주관적인 건강상태에 미치는 영향을 확인하였다. 사업장 폐업으로 인한 실업을 독립변수로 사용함으로써 실업의 원인을 통제하였으며, 무엇보다 대량의 패널자료를 사용하여 분석의 타당성을 높이고자 하였다.

본 연구의 결과는 이론에서 예측한 바와 같이, 우리나라에서는 적어도 남성의 경우에 실업은 주관적인 건강상태에 부정적인 영향을 미친다는 것을 보여준다. 남성의 경우, 0-1년 전의 사업장 폐업으로 인한 실업은 미취업 상태에 있는 경우에는 주관적인 건강상태 점수에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으나, 재취업 상태에 있는 경우에는

주관적인 건강상태 점수에 미치는 영향을 확인하지 못하였다. 그러나 개발국들에서 이루어진 기존의 연구들은 대부분 실업은 건강에 부정적인 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 우리나라에서 실업이 주관적인 건강상태에 부정적인 영향을 미치는 이유는 아마도 노동시장의 경직성과 낮은 사회보장수준 때문인 것으로 추측된다. 반면, 여성에 대해서는 실업이 주관적인 건강상태에 부정적인 영향을 미치지 않는 것으로 나타났는데, 이 이유는 아마도 우리나라의 가족모델이 아직까지는 남성부양자 모델에 기초하고 있어 실업이 여성보다는 남성에게 더 부정적인 영향을 미치고 있기 때문인 것으로 추측된다.

본 연구의 결과가 가질 수 있는 정책적 함의는 다음과 같다. 첫째, 적어도 남성에게 있어서는 실업이 건강에 미치는 부정적인 영향이 재취업에 의해서 상당히 완화될 수 있으므로, 재취업을 촉진하는 적극적 노동시장 정책(Active Labour Market Policy)의 활성화를 적극 추진할 필요가 있다. 둘째, 본 연구의 결과는 개발국들에서 이루어진 기존의 결과들과 실업이 건강에 미치는 영향에 대한 비교가능한 정보를 제공함으로써, 우리나라의 실업에 대한 사회보장수준의 직접적인 결과를 평가할 수 있는 하나의 기준을 제공할 수 있다. 무엇보다 각 국가마다 실업이 개인에게 주는 부정적인 영향이 상이한 상황에서 제도의 비교만으로 사회보장수준을 측정하는 것은 잘못된 함의를 제공할 수 있기 때문에, 각 국가에서 사회적 위험에 따른 부정적인 결과를 비교하는 것은 각 국가의 사회보장수준을 직접적으로 측정할 수 있는 매우 유용한 방법이라고 할 수 있을 것이다. 이러한 측면에서, 본 연구는 우리나라의 실업에 대한 사회보장수준을 다른 국가들과 비교할 수 있는 하나의 기준을 제공하였다는 점에서, 정책적 함의를 가질 수 있을 것으로 생각한다.

마지막으로 본 연구의 한계와 후속연구에 대한 제언은 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 주관적인 건강상태를 종속변수로 사용하였다. 비록 외국에서 이루어진 기존의 연구들은 주관적인 건강상태가 실제의 육체적 건강 및 정신건강과 밀접한 연관성을 가진다는 것을 규명하였지만(Idler & Benyamini, 1997; Molarius & Janson, 2002; Singh-Manoux et al., 2006), 우리나라에서는 아직 이에 관련된 연구가 거의 존재하지 않는다. 그러므로 본 연구의 결과만으로는 실업이 실제의 건강에 부정적인 영향을 미치는지에 대해서 확인할 수는 없다. 따라서 주관적인 건강상태와 실제의 건강 간의 연관성에 대한 후속연구를 제언한다. 둘째, 본 연구에서는 주관적인 건강상태라는 단 하나의 변수만을 살펴보고, 건강과 관련된 다양한 변수들을 폭넓게 확인하지 못하였다. 만약 건강과 관련된 다양한

변수들을 살펴볼 수 있다면, 실업이 건강에 미치는 영향에 대한 더욱 타당한 검증이 가능할 것이다. 따라서 주관적인 건강상태 외의 건강과 관련된 다양한 변수들에 대한 후속연구를 제언한다. 또한 사업장 폐업으로 인한 실업의 사례 수는 상당히 적기 때문에 이후의 연구에서는 더 많은 패널자료를 사용하여 분석할 필요가 있으며, 방법론에서도 서열변수 분석방법과 고정효과 모델을 결합한 Ferrer-i-Carbonell과 Frijters(2004)가 개발한 고정효과 순서형 로짓(fixed-effect ordered logit) 모델로 분석을 시행하여 그 결과를 선형 고정효과 모델과 비교한다면 보다 엄밀한 분석이 가능할 것이다.

최요한은 서울대학교에서 사회복지학 학사 및 석사학위를 받았으며, 현재 한국보건사회연구원 미래전략연구실에서 연구원으로 재직 중이다. 주요 관심분야는 빈곤, 노동시장, 계량경제학이다.  
(E-mail: yohann@kihasa.re.kr)

## 참고문헌

---

- 김형렬(2006). 경제위기시의 실업이 사망에 미치는 영향. 박사학위논문, 연세대학교, 서울.
- 박세홍, 김창엽, 신영전(2009). 고용상태 변화가 정신건강에 미치는 영향: 한국복지패널을 이용한 우울감을 중심으로. *상황과 복지*, 27, pp.79-120.
- 손주형(2009). 중년 남성의 실업이 질병과 건강행태에 미치는 영향. 석사학위논문, 고려대학교, 서울.
- Arrow, J. (1996). Estimating the influence of health as a risk factor on unemployment: a survival analysis of employment durations for workers surveyed in the German Socio-Economic Panel (1984-1990). *Social Science and Medicine*, 42(12), pp.1651-1659.
- Björklund, A., Eriksson, T. (1998). Unemployment and mental health: evidence from research in the Nordic countries. *Scandinavian Journal of Social Welfare*, 7, pp.219-235.
- Böckerman, P., Ilmakunnas, P. (2009). Unemployment and self-assessed health: evidence from panel data. *Health Economics*, 18(2), pp.161-179.
- Browning, M., Moller Done, A., Heinesen, E. (2006). Job displacement and stress-related health outcomes. *Health Economics*, 15(10), pp.1061-1075.
- Catalano, R., Aldrete, E., Vega, W., Kolody, B., Aguilar-Gaxiola, S. (2000). Job loss and major depression among Mexican Americans. *Social Science Quarterly*, 81(1), pp.477-487.
- Creed, P. A., Bartrum, D. (2006). Explanations for deteriorating wellbeing in unemployed people: specific unemployment theories and beyond. In Kiesebach, T., Winefield, A. H., Boyd, S., Andersen, S. (Eds.), *Unemployment and Health International and Interdisciplinary Perspectives*, Bowen Hills, Australia: Australian Acad, pp.1-20.
- Faragher, E. B., Cass, M., Cooper, C. L. (2005). The relationship between job satisfaction and health: a meta-analysis. *Occupational and Environmental Medicine*, 62, pp.105-112.

- Ferrer-i-Carbonell, A., Frijters, P. (2004). How important is the methodology for the estimates of the determinants of happiness? *The Economic Journal*, 114(497), pp.641-659.
- García-Gómez, P., Jones, A. M., Rice, N. (2010). Health effects on labour market exits and entries. *Labour Economics*, 17, pp.62-76.
- Grossman, P., Niemann, L., Schmidt, S., Walach, H. (2004). Mindfulness-based stress reduction and health benefits: a meta-analysis. *Journal of Psychosomatic Research*, 57, pp.35-43.
- Idler, E. L., Benyamni, Y. (1997). Self-related health and mortality: a review of twenty-seven community studies. *Journal of Health and Social Behaviour*, 38, pp.21-37.
- Jahoda, M. (1982). *Employment and unemployment: a social-psychological analysis*. London: Cambridge University Press.
- Jin, R. L., Shah, C. P., Svoboda, T. J. (1995). The impact of unemployment on health: a review of the evidence. *Canadian Medical Association Journal*, 153(5), pp.529-540.
- Korpi, T. (2001). Accumulating disadvantage: Longitudinal analyses of unemployment and physical health in representative samples of the Swedish population. *European Sociological Review*, 17(3), pp.255-273.
- Kuhn, A., Lalive, R., Zweimüller, J. (2009). The public health costs of job loss. *Journal of Health Economics*, 28(6), pp.1099-1115.
- McKee-Ryan, F. M., Song, Z., Wanberg, C. R. (2005). Psychological and physical well-being during unemployment: a meta-analytic study. *Journal of Applied Psychology*, 90(1), pp.53-76.
- Molarius, A., Janson, S. (2002). Self-rated health, chronic diseases, and symptoms among middle-aged and elderly men and women. *Journal of Clinical Epidemiology*, 55(4), pp.364-370.
- Morris, J. K., Cook, D. G. (1991). A critical review of the effect of factory closures on health. *British Journal of Industrial Medicine*, 48, pp.1-8.

- Rasmussen, H. N., Scheier, M. F., Greenhouse, J. B. (2009). Optimism and physical health: a meta-analytic review. *Annals of Behavioral Medicine*, 37, pp.239-256.
- Romeu Gordo, L. (2006). Effects of short- and long-term unemployment on health satisfaction: evidence from German data. *Applied Economics*, 38, pp.2335-2350.
- Salm, M. (2009). Does job loss cause ill health? *Health Economics*, 18, pp.1075-1089.
- Schmitz, H. (2011). Why are the unemployed in worse health? The causal effect of unemployment on health. *Labour Economics*, 18, pp.71-78.
- Schwefel, D. (1986). Unemployment, health and health services in German-speaking countries. *Social Science and Medicine*, 22(4), pp.409-430.
- Singh-Manoux, A., Martikainen, P., Ferrie, J., Zins, M., Marmot, M., Goldberg, M. (2006). What does self rated health measure? Results from the British Whitehall II and French Gazel cohort studies. *Journal of Epidemiology and Community health*, 60, pp.364-372.
- Stewart, J. M. (2001). The impact of health status on the duration of unemployment spells and the implications for studies of the impact of unemployment on health status. *Journal of Health Economics*, 20(5), pp.781-796.
- Veenhoven, R. (2008). Health happiness: effects of happiness on physical health and the consequences for preventive health care. *Journal of Happiness Studies*, 9, pp.449-469.
- Wanberg, C. R. (2012). The individual experience of unemployment. *Annual Review of Psychology*, 63(3), pp.369-396.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge: MIT Press.

## 부록 1. 종속변수 문항

### 부표 1. 한국노동패널의 건강 관련 문항

- Q) 현재 \_\_\_\_\_님의 건강상태는 어떻다고 생각하십니까?  
Q) 그렇다면 \_\_\_\_\_님 나이의 보통사람들과 비교해볼 때 \_님의 건강상태는 어떻다고 생각하십니까?

1. 아주 건강한 편이다
2. 건강한 편이다
3. 보통이다
4. 건강하지 않은 편이다
5. 건강이 아주 안 좋은 편이다

출처: 한국노동패널 1-15차 통합설문지. <http://www.kli.re.kr/klips/ko/question/1st.klips-0300>

### 부표 2. 한국노동패널의 실업원인 문항

- Q) 이 일자리를 그만둔 구체적인 사유는 다음 중 무엇입니까?

임금 근로자	비임금 근로자
1. 직장의 파산, 폐업, 휴업 등으로 인해	1. 파산, 도산 등으로 인해
2. 정리해고로 인해	2. 일자리가 없거나 적어서
3. 권고사직	3. 장사/영업이 잘 되지 않아서
4. 명예퇴직	4. 소득이 적어서
5. 정년퇴직	5. 새로운 사업을 시작하려고
6. 계약기간 끝나서	6. 일이 임시적이거나 장래성이 없어서
7. 소득 또는 보수가 적어서	7. 적성, 지식, 기능 등이 맞지 않아서
8. 일거리가 없거나 적어서	8. 근무시간 또는 근무환경이 나빠서
9. 일이 임시적이거나 장래성이 없어서	9. 결혼, 육아, 가사 등 가사문제로
10. 적성, 지식, 기능 등이 맞지 않아서	10. 건강, 고령 등의 이유로
11. 근로시간 또는 근로환경이 나빠서	11. 학업 때문에
12. 자기(가족)사업을 하려고	12. 군입대 때문에
13. 결혼, 가족간병 등 가사문제로	13. 좀 더 좋은 일자리가 있어서
14. 건강, 고령 등을 이유로	14. 기타
15. 회사 내 인간관계 때문에	
16. 회사가 이사하여서(전근·발령을 받아서)	
17. 우리 집이 이사하여서	
18. 학업 때문에	
19. 군입대 때문에	
20. 좀 더 좋은 일자리가 있어서	
21. 출산, 육아를 위해	
22. 기타	

출처: 한국노동패널 1-15차 통합설문지. <http://www.kli.re.kr/klips/ko/question/1st.klips-0300>

## 부록 2. 산업오픈코드 대분류

### 부표 3. 통계청의 산업오픈코드 대분류

---

대분류 코드 (구코드)
A. 농업 수렵업 및 임업
B. 어업
C. 광업
D. 제조업
E. 전기, 가스 및 수도사업
F. 건설업
G. 도·소매 및 소비자용품 수리업
H. 숙박 및 음식점업
I. 운수, 창고 및 통신업
J. 금융 및 보험업
K. 부동산, 임대 및 사업서비스업
L. 공공행정, 국방 및 사회보장행정
M. 교육 서비스업
N. 보건 및 사회복지사업
O. 기타 공공, 사회 및 개인서비스업
P. 가사 서비스업
Q. 국제 및 기타 외국기관

---

출처: 한국복지패널 1-13차 통합코드북. <http://www.kli.re.kr/klips/ko/codebook/1st.klips-0500#none>



# The Effects of Unemployment due to Plant Closure on Self-rated Health in South Korea

**Choi, Yohan**

(Korean Institute for Health and Social Affairs)

---

Rapidly increasing rate of unemployment in 1970-1980 greatly raised academic interests about the effects of unemployment on health. Many theories anticipated that unemployment would have negative effects on health. However, empirical studies mostly conducted in developed countries found that unemployment did not have the negative effects on health. To analyze causal effects of the unemployment on health, it is necessary to control the cause of unemployment. Existing studies have analyzed the effect of unemployment due to plant closure on health. Thus, this study analyzed the effect of the unemployment due to plant closure on self-rated health in Korea based on data from Korea Labor & Income Panel Study(2003-2012). The results of the study found that the unemployment due to plant closure had negative effects on self-rated health among unemployed men, whereas self-rated health of reemployed men were not affected by the unemployment due to plant closure. On the contrary, unemployment due to plant closure did not have negative effects on self-rated health among women.

---

**Keywords:** Unemployment, Plant Closure, Health, self-rated Health, Health Satisfaction