

勞 動 經 濟 論 集
第41卷 第4號, 2018. 12. pp.31~62
© 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

건강 충격의 고용과 소득 효과 분석

권 정 현*

본 연구는 ‘예상하지 못한 입원’으로 정의한 건강 충격이 40~55세 중장년층 전일제 임금근로자의 일자리와 소득 수준에 미치는 영향을 단기 효과와 이후 3년간의 중기 효과로 나누어 분석하였다. 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 건강 충격 발생 이후 직접비용인 의료비 지출의 증가는 단기적인 효과만 유의하게 나타난다. 그러나 간접비용인 노동시장 참여 및 근로소득의 변화는 건강 충격 발생 이후 3년까지 지속된다. 둘째, 간접비용의 변화는 건강 충격 발생 이전의 사회경제적 지위와 일자리 특성에 따라 다르게 나타난다. 고소득층은 저소득층에 비해 건강 충격 발생 이전 일자리에서 이탈할 위험이 낮은 반면, 저소득층은 원래의 전일제 근로상태에서 이탈할 가능성이 높아진다. 또한, 건강 충격을 경험한 비정규직 근로자는 정규직 근로자에 비해 전일제 근로 일자리를 잃을 가능성이 크다. 그러나 동일한 비정규직이라도 사업체 규모에 따라 경험하는 위험 정도는 달라지는데, 대기업에서 근로하는 비정규직은 소규모 기업에서 근로하는 비정규직보다 노동시장에서 이탈할 위험이 낮은 것으로 나타난다.

주제어: 건강 충격, 노동공급, 소득 손실

논문 접수일: 2018년 10월 1일, 논문 수정일: 2018년 12월 18일, 논문 게재확정일: 2018년 12월 21일

* 본 논문에 대하여 유익한 논평과 조언을 주신 두 분의 심사위원들과 백명호 교수님께 감사드립니다.

** 한국개발연구원 공공경제연구부 (jhkwon@kdi.re.kr)

I. 서론

건강보험은 건강 악화로 인한 경제적 위협에 대해 일차적 안전망을 제공한다. 그러나 의료비 지출에만 국한된 건강보험의 안전망 역할이 충분하지 않다는 문제의식 또한 존재하는데, 건강 악화로 인해 의료비 지출뿐만 아니라 노동공급의 변화와 근로소득의 손실, 소비 수준의 하락 등 다양한 간접비용이 발생하기 때문이다(Currie & Madrian, 1999; Finkelstein et al., 2013; Dobkin et al., 2018). 일련의 연구들은 간접비용이 실제 의료비 지출 이상의 영향력을 가지며, 단기에만 국한되는 것이 아니라 중장기에 걸쳐 영향을 미치는 것을 보이고 있다(Smith, 2005; Faldon et al., 2015; Dopkin et al., 2018).

우리나라를 제외한 대부분의 OECD 국가들은 상병수당 또는 장애수당을 통해 의료비 지출 외 소득 손실에 대한 안전망을 제공한다(OECD, 2016). 그러나 우리나라는 의료비 외 소득 보장까지 그 범위를 확대하기에는 의료비 지출 보장이 더욱 시급한 문제로 남아 있어, 상병수당 도입의 필요성 수준에 논의가 머물러 있다.¹⁾ 또한, 건강 문제가 발생할 때 일정 기간 고용 안전성을 보장하고 경력단절을 방지할 수 있는 병가(sick leave)제도 또는 휴직에 대한 보장 역시 제한적인 범위에서만 이루어진다. 예를 들어, 고용안정성이 높은 공무원은 개인적인 질병이나 부상이 발생할 경우 연 60일 범위 내에서 병가를 이용할 수 있으며, 신체·정신상 장애로 장기요양을 필요로 할 때 1년 이내의 기간 동안 휴직이 가능하다. 그러나 일반 사업체에서 유급 병가는 업무상 상병에만 한정되며, 대기업 정규직 근로자를 중심으로 기업 복지 차원 또는 단체 협약이나 취업규칙 등으로 유급상병휴가를 실시하고 있다. 이러한 개별 기업 차원의 접근 방식은 그 급여 수준이 기업에 따라 차이가 크고 중소기업 근로자나 비정규직 근로자 등은 대부분 유급상병휴가의 지급 대상에서 제외된다는 문제가 있으며, 많은 경우 장기간의 요양을 필요로 할 때 일자리 안정성을 보장하기 어려운 문제에 노출된다. 결과적으로 우리나라는 질병 또는 사고의 발생에 따른 경력단절 및 소득 상실 등 간접비용에 대한 안전망이 제도적으로 구축되어 있지 않은 상황이다.

1) 국민건강보험법 제50조에서 상병수당을 부가급여로 규정하고 있으나, 동법 시행령 제23조에서 부가급여는 임신·출산 진료비에만 한정하고 있어, 실질적으로 상병수당제도는 시행되지 않고 있다.

건강 충격에 대한 제도적 지원이 미비한 상황에서 생산가능인구가 감소하고 노인 부양 부담이 증가하면서 고령 인구의 경제활동참가 증진에 대한 관심은 높아지고 있다. 특히 고령자의 고용 확대를 위한 정년 연장과 연금수급 연령 조정 등의 정책에 대한 논의가 활발히 이루어지고 있는데, 이와 같은 정책이 실효를 거두기 위해서는 중고령자의 건강과 노동시장참여에 대한 이해가 필요하다. 연금수급 연령의 이연을 위해서는 중고령층의 노동시장참여 기간 연장이 필연적인데, 건강 문제는 중장년층 및 고령자의 노동시장 이탈의 주요 원인이기 때문이다(이승렬, 2007; 이철희·이에스더, 2015). 본 연구는 이러한 문제의식을 바탕으로 중장년 근로자의 건강 상태 변화 경험이 의료비 지출과 이들의 고용과 소득에 미치는 영향을 분석한다.

주관적 건강상태, 객관적인 만성질환의 보유 여부 등 다양한 건강상태가 인적자본 수준, 소득, 경제활동참가 등 경제적 성과에 유의하게 영향을 미치는 요인임은 잘 알려져 있다²⁾. 그러나 건강상태와 경제적 성과는 상호 간에 영향을 미치는 요인이므로, 건강 상태의 인과 효과(causal effect)를 확인하기는 어렵다. 예컨대 건강상태가 좋은 사람은 생산성이 높고 병으로 인해 휴직할 가능성이 낮으며 사망률 또한 낮기 때문에 건강을 비롯한 인적자본에 투자한 유인이 높다. 동시에 소득 수준이 높고 생산성이 높은 사람은 의료서비스 이용이 용이하며 건강한 음식을 소비할 가능성이 높아 건강 수준에 영향을 미칠 수 있다(Cutler et al., 2011). 이러한 내생성 문제에 대한 대응으로 외생적인 건강 충격을 정의하고 실험 또는 준실험적 방법으로 건강 충격의 발생이 개인의 고용 및 소득에 미치는 영향에 대한 연구들이 이루어지고 있다(Riphahn, 1999; Gertler & Gruber, 2002; Dobkin et al., 2018). 특히 최근에는 행정자료를 이용하게 되면서 의료보험 청구자료 또는 의료서비스 이용 기록 자료와 개인 및 가구 수준의 소득 및 고용 상태 정보를 연계해 보다 정확한 건강 충격을 정의하고 노동시장 성과에 미치는 영향에 대한 연구가 활발히 이루어지고 있다(Garcia-Gomez et al., 2013; Fadlon et al., 2015; Jeon & Pohl, 2017)

우리나라에서도 건강상태가 노동공급에 유의한 관련을 갖는 요인임을 다양한 연구를 통해 확인할 수 있다. 그러나 이들 연구에서 이용하는 건강상태는 많은 경우 주관적 건강상태, 또는 기존에 보유하고 있던 만성질환 등으로 건강상태와 노동공급 결정 간 내생성을 내포하는 한계를 지닌다. 최근 암 질환 발생 경험 등 비교적 외생적인 건강

2) 비교적 오래된 연구이기는 하나, Currie and Madrian(1999)에서 건강 수준과 노동시장 성과 간 관계 연구에 대해 자세한 리뷰가 이루어졌다.

상태 변화를 이용해 건강의 경제적 영향에 대한 연구가 이루어지고 있다. 그러나 주로 의료비 지출 효과에 대한 분석이 주를 이루며(홍정림, 2016; 최정규 외, 2011) 의료비 지출 외에 소득 및 고용상태 등에 대한 분석은 제한적이다. 건강상태가 소득과 고용상태에 미치는 영향에 대해 분석한 거의 유일한 연구인 김대환·강성호(2015)는 중증질환 발생 이후 소득 및 근로활동 변화를 분석하였으나 질병 발생 후 단기의 경제적 효과에 대해서만 분석하였다.

이 연구는 2008년부터 2015년까지 8년간의 한국의료패널조사자료(이하 의료패널)를 이용해 외생적 건강 충격을 정의하고 건강 충격이 의료비 지출, 근로소득 및 노동시장 참가 상태 변화에 미치는 효과를 분석하였다. 건강 수준의 하락이 발생하기 시작하는 40~55세 중장년 근로자에 초점을 두고 건강 충격의 단기와 중기 효과를 분석하였으며, 이에 더해 건강 충격을 경험한 개인 간에도 건강 충격의 효과가 사회경제적 지위에 따라 차별적으로 나타날 수 있다는 점에 착안해 건강 충격 이후 경제활동참가 상태 변화가 개인의 사회경제적 특성 및 건강 충격 발생 이전 일자리 특성에 따라 이질성이 존재하는지 분석하였다. 또한, 외생적 건강 충격의 정의에도 불구하고 여전히 남아있을 수 있는 선택 편의 및 내생성을 통제하기 위해 성향점수매칭을 통해 건강 충격을 경험 집단과 건강 충격 비경험 집단을 구성하고 이중차분법으로 건강 충격의 인과효과를 추정하였다. 외생적인 건강 충격을 정의하고 건강 충격의 동태적 효과를 분석한 것은 저자가 아는 한 국내 연구 중에서는 처음이다.

분석 결과, 건강 충격의 발생은 의료비 지출을 늘리고 경제활동참가확률을 낮추며 그에 따라 개인의 근로소득 역시 감소하는 것을 확인할 수 있다. 특히 근로소득의 감소는 건강 충격 발생 이후 지속적으로 나타나며, 감소 정도는 시간이 지날수록 증가한다. 건강 충격의 효과가 근로자의 사회경제적 지위에 따라 차별적으로 나타나는지를 확인한 결과에서는 일자리 안정성이 떨어지는 비정규직일수록 건강 충격 발생에 따라 노동시장에서 이탈할 가능성이 높아지는 것을 확인하였다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제II장에서는 건강 충격의 정의와 함께 분석에 이용한 자료에 대해 설명한다. 제III장에서는 분석 방법을, 제IV장에서는 실증분석 결과를 제시한다. 제V장 결론에서는 결과 요약과 함께 건강 충격과 관련한 사회적 안전망에 대해 논의하고 연구의 한계에 대해 서술한다.

II. 건강 충격의 정의와 분석자료

1. 건강 충격의 정의

건강 상태의 경제적 효과 분석이 가지는 주요 한계는 건강상태 지표의 내생성이다. 주관적 건강상태는 대표적으로 많이 이용되는 건강상태 지표로 다양한 연구에서 주관적 건강상태가 고용 및 소득에 미치는 영향을 분석하였다(Riphahan 1999; Smith, 2005; Cutler et al., 2011; Poterba et al., 2017). 이 지표는 기대수명, 사망률과 상관관계가 높은 지표로 장기적 건강상태를 비교적 정확하게 측정하는 것으로 알려져 있으나(Mossey & Shapiro, 1982; Cutler et al., 2011), 개인 간 차이가 크고 특히 노동시장 참여 결정 등 경제적 문제와 연관될 때 내생성 문제가 존재한다. 예를 들어 은퇴자가 자신의 은퇴 선택을 합리화하기 위해 건강상태를 실제보다 나쁜 상태로 응답하는 합리화 가설(justification hypothesis)은 주관적 건강상태 변수와 경제활동참가 변수 간 관계 추정에서 발생하는 내생성의 대표적인 예이다. 이 외에도 본인이 평가하는 건강상태는 훨씬 이전부터 장기간에 걸쳐 축적된 건강상태에 대한 응답일 가능성이 높으며, 현재의 노동시장에서의 경험은 과거 건강상태에 따라 결정된 결과일 수 있기 때문에 이에 따른 내생성 문제가 존재한다.

내생성 문제를 보완하기 위해 다양한 외생적 건강상태 변화가 이용된다. 대표적인 외생적인 건강상태의 변화로는 심장마비, 뇌졸중, 암과 같은 위중한 급성질환의 발생(Jeon & Pohl, 2017), 입원 등 높은 강도의 의료서비스 이용(Garcia-Gomez et al., 2013; Dobkin et al., 2017), 또는 교통사고가 있다. 급성질환은 예상할 수 없었던 질병의 발생이라는 점에서 내생성 문제를 완화할 수 있으며 질환의 객관적 진단이라는 점에서 측정 오차를 줄일 수 있다는 장점을 가진다. 병원 입원은 급성질환의 발생보다 더 많은 사례를 확인할 수 있어 실증분석에 사용하기 용이하고, 위중 질환과 마찬가지로 높은 수준의 의료비 지출을 유발하며 객관적 지표라는 측면에서 건강 충격이 가져오는 경제적 효과를 측정할 수 있다.

본 연구에서는 입원 경험 여부를 외생적 건강 충격의 지표로 정의한다. 불확실성이 큰 병원 입원, 다시 말해 예상할 수 없었던 병원 입원은 개인의 노동공급 결정과 무관

하게 발생할 가능성이 높다. 그러나 갑자기 발생한 모든 입원이 노동공급에 영향을 미칠 수 있는 심각한 건강상태 변화로 이어지지 않는다. 우선 입원 발생 이전부터 건강악화가 지속되어 노동공급, 의료비 지출, 소득 등이 변화하고 있었다면 이러한 입원은 외생적인 건강 충격으로 보기 어렵다. 또한, 경미한 질환으로 인한 짧은 기간의 입원은 노동공급이나 소득에 영향을 미칠 수 있는 수준의 건강 충격으로 보기 어렵다. 따라서 입원 발생 전 전체를 건강 충격의 지표로 활용할 경우 건강 충격의 부정적 영향을 과소 추정할 가능성이 있다. 이러한 한계를 보완하기 위해 본 연구에서는 ‘예상 가능한 입원’으로 판단할 수 있는 입원 사례는 분석에서 제외하였다. 예를 들어, 임신·출산으로 인한 입원은 예상 가능하면서 건강상태의 악화와는 다른 이유로 노동공급에 영향을 미치는 입원 사건이므로 분석에서 제외하였다. 입원 이전 시기부터 보유 장애와 만성질환이 있는 경우를 제외하였으며, 기준이 되는 입원 발생 이전 최소 2년 간 입원 경험이 없는 경우만을 분석에 포함하였다. 또한, 상급종합병원과 종합병원에 3일 이상 이어진 입원만을 분석에 사용함으로써 경미한 입원을 배제하고 영향력이 큰 사례의 효과를 추정함으로써 건강 충격의 발생을 보다 현실적으로 반영하고자 하였다.³⁾

2. 분석자료

분석에는 한국의료패널조사 1차년도(2008년)부터 8차년도(2015년) 자료를 이용하였다. 의료패널은 개인의 건강상태와 의료서비스 이용 정보, 인적 특성, 일자리 특성 및 가구 특성에 대한 정보를 포함하고 있어 노동시장 성과와 건강 간 관계에 대해 비교적 심층적 분석을 수행할 수 있다는 장점이 있다.⁴⁾

- 3) 이와 같은 처리에도 불구하고 본 연구에서 정의한 건강 충격 변수는 여전히 건강 충격의 강도를 통제할 수 없다는 한계가 남는다. 이로 인해 현재 정의한 건강 충격이 개인에게 일시적인 영향을 미치는 수준의 건강 충격인지 영구적 영향을 미치는 건강 충격인지 여부를 구분할 수 없다. 이 문제를 보완하기 위해 암, 뇌혈관질환, 심장질환으로 인한 입원에 대한 추가적인 분석을 시행하였다. 다만 중증질환의 제한적인 사례를 보완하기 위해 일자리 상태에 대한 제약을 건강 충격 발생 이전 노동시장참여자로 제약을 완화하고 분석을 시행하였다.
- 4) 본 연구가 중장년층의 건강 충격 경험 이후 경제활동 변화에 초점을 맞추고 있기 때문에 보다 많은 중년 및 고령자 표본을 이용할 수 있는 한국고령화패널 또한 분석 이용 자료로 고려하였다. 그러나 고령화패널자료는 의료 이용 및 질병 코드 등 자세한 건강 정보를 포함하고 있지 않다. 예를 들어, 고령화패널에서는 조사연도에 응답자가 입원 경험이 있는지를 파악할 수 있으나 입원 서비스를 이용한 의료기관 수준, 주진단명, 입원 기간 등 입원의 강도를 판단할 수 있는 정보를 이용할 수 없다는 한계를 지닌다. 의료패널조사는 이용한 의료기관 중별, 한국표준질병분류(KCD)에 따른 질병코드, 입원 기간 등 구체적인 정보를 포함하고 있기 때문에, 의료패널이 분

노동시장에 지속적으로 참여하고 있었던 사람의 건강 충격 발생 이후 고용 및 소득 변화를 살펴보기 위해, 분석 대상이 되는 입원 경험 집단(이하 처리집단)은 입원 발생 이전 최소 2년 이상 전일제 임금 근로에 종사하고 있었으며 건강 충격 발생 시 40~55세인 개인으로 구성하였다. 60세 이상 근로자의 경우 정년제도 및 연금 수령 가능성으로 인해 노동공급 결정이 영향을 받을 수 있으므로, 건강 충격에 따른 노동공급 변화를 확인하기 위해 분석은 55세 이하를 대상으로 한정하였다. 다만, 이철화·이에스더(2015)에서 보인 것처럼 우리나라에서 공식적인 정년 및 연금 수령 가능성으로 일자리를 떠나는 장년 근로자는 소수이며, 관행적 정년의 존재로 인한 50대 후반 주된 일자리 퇴직으로 분석 결과가 여전히 건강 충격의 효과만을 오롯이 반영하지 못한다는 한계가 있다. 앞서 건강 충격의 정의에서 설명한 바와 같이 처리 집단은 외생적인 충격으로 정의할 수 있는 수준의 입원을 경험한 개인이다. 부연하자면 분석에서 처리로 이용한 입원 경험은 이전 최소 2년 이상 입원 경험이 없으며 입원 사건 발생 이전에는 보유한 만성질환 및 장애가 없었던 개인이 경험한 3일 이상의 종합병원급 이상 의료기관 입원이다. 예를 들어 2008년과 2009년에 병원 입원 경험이 없으며 2010년 조사에서 상급종합병원에 3일 이상 입원한 45세 개인은 입원 사건이 2010년에 발생한 것으로 정의된다. 의료패널조사가 2008년부터 시작되었기 때문에 분석에 이용된 입원 사건은 2010년 이후에 발생한 입원만으로 이루어지며, 2008년과 2009년 자료는 입원 발생 이전 정보를 통제하기 위해서만 사용된다. 또한, 사망으로 인한 우측절단 문제 통제를 위해 병원 입원 이후 최소 3년 이상 생존 및 관측되었던 개인만을 분석에 포함하였다. 열거한 조건을 충족하는 개인은 총 269명이다.

입원 발생이 미치는 효과를 파악하기 위해서는 입원을 경험하지 않은 개인과의 비교가 필요하다. 비교집단은 2008년부터 2015년 사이에 의료기관의 종류를 가리지 않고 입원 경험이 전혀 없는 사람들로 구성하였다. 처리집단과의 비교를 위해 2008년부터 2015년까지 임의의 연도 T에 연령이 40세에서 55세이며, T-1기 와 T-2기에 최소 2년 이상 전일제 근로자로 노동시장에 참여하고 있었으며 T 시점 이후 최소 3년 간 관찰 가능한 표본으로 통제집단을 제한하였다. 이러한 조건을 충족하는 표본은 871명이다.

<표 1>은 처리집단과 통제 집단의 $t = 0$ 시점의 기초통계량을 나타낸다. 입원 경험 집단은 입원을 경험하지 않은 집단보다 평균적으로 연령이 높고 비정규직 일자리에 종사하는 비중이 높으며 학력 수준이 낮다.

석 목적에 더 부합하는 자료로 판단하고 의료패널을 이용하였다.

〈표 1〉 매칭 전후 처리집단과 통제집단의 기초통계량

변수명	매칭 전		매칭 후		t-value	p-value
	처리집단	통제집단	처리집단	통제집단		
남성	0.654	0.669	0.654	0.706 *	1.6662	0.096
가구주 여부	0.691	0.653	0.691	0.714	0.8212	0.4119
혼인상태(혼인)	0.885	0.877	0.885	0.903	1.0852	0.2784
건강 충격 발생 당시 연령	47.37	46.15	47.37	47.20	-0.8032	0.4223
배우자근로 여부	0.584	0.555	0.584	0.580	-0.1416	0.8874
미성년 자녀 수	0.996	1.158	0.996	1.004	0.4705	0.6382
건강 충격 발생 전기 근로소득	3,055	3,031	3,055	3,271	1.2821	0.2004
건강 충격 발생 전기 일자리 유형 : 비정규직 일자리	0.431	0.358	0.431	0.338 **	-2.0466	0.0413
학력(대졸)	0.338	0.428	0.338	0.401 **	1.9869	0.0475
학력(고졸)	0.416	0.427	0.416	0.361	-1.2773	0.2021
학력(중졸 이하)	0.245	0.145	0.245	0.238	-0.7974	0.4256
가구소득 분위						
1분위	0.0558	0.0483	0.0558	0.0260	-1.3449	0.1793
2분위	0.149	0.154	0.149	0.0967	-1.4113	0.1588
3분위	0.245	0.215	0.245	0.238	-0.6689	0.5039
4분위	0.238	0.280	0.238	0.253	0.9998	0.3179
5분위	0.312	0.302	0.312	0.387	1.2685	0.4223
	N= 269	N = 871	N = 269	N= 269		

주. 1) * 표시는 처리집단과 통제집단의 각 변수의 처리집단과 통제집단의 평균 간 차이에 대한 t-test 결과의 유의도를 나타냄. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

2) 매칭 방법은 nearest neighborhood matching을 이용하였으며, common support 가정을 충족하는 경우만 포함된다.

3) 매칭이 이루어진 통제집단의 기초통계량은 성향점수 추정에서 얻어진 가중치를 적용한 가중평균이다.

Ⅲ. 분석 방법

건강 충격의 효과를 추정하기 위해서는 무작위로 선택된 건강 충격 경험 집단의 노동공급 및 소득 수준과 이 집단이 건강 충격을 경험하지 않은 가상적인 상황에서의 노동공급 및 소득 수준 비교가 필요하다. 그러나 이러한 무작위 실험은 현실에서는 불가능한 방법이다. 이를 보완하기 위해 앞서 기술한 바와 같이 최대한 외생적인 건강 상태의 변화를 정의하였다. 그러나 건강 충격의 외생성을 확보하기 위한 여러 제약에도 불구하고 개인의 특성에 따라 입원 발생 정도에 차이가 있다면, 건강 충격 발생이 노동시장 성과에 미치는 효과는 개인의 특성에 따른 효과가 혼재되어 나타나게 될 것이다. 예컨대, 이전에 건강 충격 경험이 없더라도 기저 건강상태가 허약한 사람일수록 입원과 같은 건강상태 변화를 겪을 가능성이 높고 건강한 사람의 경우보다 노동시장 이탈을 쉽게 결정하게 된다면 건강 충격이 노동시장 성과에 미치는 영향이 과다 추정되는 선택 편의가 발생하게 된다. 실험적 방법에서 발생하는 대부분의 선택 편의는 관찰 가능한 특성에 의한 편의로 이루어진다(Heckman, Ichimura & Todd, 1997; Heckman, Ichimura, Smith & Todd, 1998). 따라서 관찰 가능한 특성에 의한 선택 편의를 통제하고 처리집단과 통제집단을 구성할 수 있는 매칭(matching) 방법이 유용한 분석 방법이 될 수 있다. 본 연구에서는 관찰 가능한 특성에 의한 선택 편의를 통제하기 위해 성향점수매칭(propensity score matching)을 이용해 처리집단과 통제집단을 구성하였다.

그러나 여전히 남게 되는 처리집단과 통제 집단 간 개인의 관찰되지 않는 특성에 따른 차이는 노동시장 성과의 차이로 이어질 수 있다. 예컨대, 자료에서 관찰할 수 없지만, 건강 습관을 유지하는 개인의 경우 건강 충격을 겪을 가능성이 낮으면서 노동시장 성과 또한 높은 가능성이 높은 결과로 이어질 수 있다. 이러한 개인의 관찰되지 않는 특성으로 인한 노동시장 성과 차이를 통제하지 않을 경우 건강 충격이 노동시장 성과에 미치는 부(negative)의 효과가 과대 추정될 수 있다. 이러한 문제점을 고려해 매칭된 자료를 분석자료의 패널 특성을 활용한 이중차분 분석을 시행해 관찰 불가능한 특성으로 인해 발생하는 선택편의 중 시간에 따라 불변인 특성에 의한 선택편의를 통제하고, 보다 신뢰할 수 있는 분석 결과를 제시하고자 한다(Heckman et al., 1998; Smith & Todd, 2005)⁵⁾.

1. 성향점수의 추정

주어진 자료에서 처리는 앞서 정의한 예상하지 못한 입원이다. 입원을 경험할 기대 확률을 나타내는 성향점수를 로짓 모형을 이용해 추정하였다. 입원 결정에 영향을 미칠 수 있는 변수로 건강 충격 발생 이전 기(t-1)의 연령, 성별, 혼인상태, 미성년 자녀 수, 교육 수준을 포함한 인적 특성과 가구 소득 수준 및 일자리 특성을 이용하였다.

〈표 2〉 성향점수 로짓분석 결과

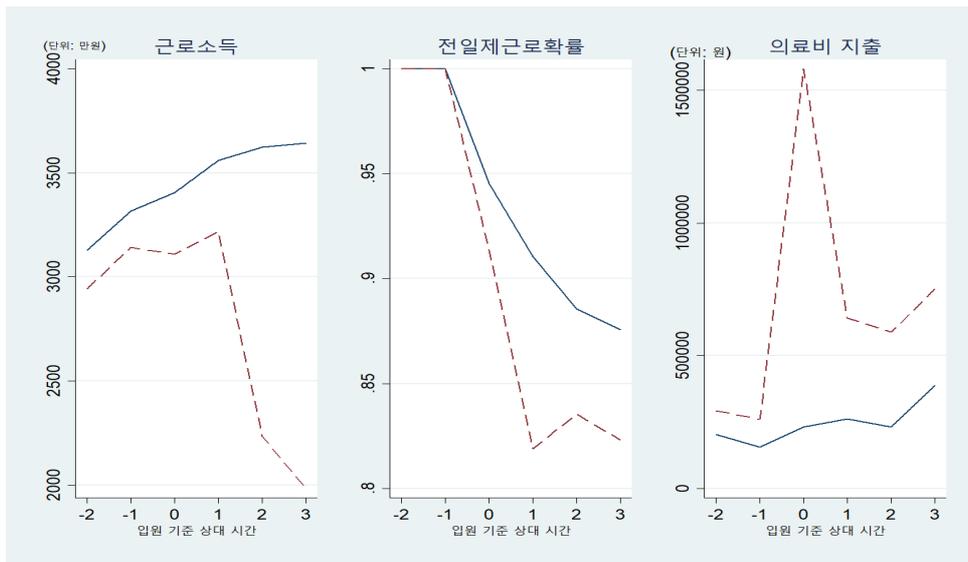
	계수	표준편차
남성	-0.325*	(0.168)
혼인 중	0.150	(0.156)
가구주	0.376**	(0.172)
근로소득	0.057	(0.0329)
비정규직	0.165	(0.103)
미성년 자녀 수	-0.0274	(0.0577)
연령 (ref: 40~44세)		
45~49세	0.118	(0.105)
50~54세	0.186	(0.138)
교육수준(ref: 중졸)		
고졸	-0.270**	(0.124)
대졸 이상	-0.417***	(0.147)
가구소득 5분위(ref: 1분위)		
2분위	-0.115	(0.213)
3분위	0.0508	(0.210)
4분위	-0.115	(0.216)
5분위	-0.0689	(0.239)
관측 수(N)		1,139
R-square		0.0302
Log Likelihood		- 603.79

주 : *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

- 5) 자료의 패널 특성을 이용해 개인의 시간에 따라 불변인 관찰 불가능한 특성을 통제하더라도 '병원 입원'은 개인의 선택이기 때문에 이에 따른 편의가 발생하는 한계가 남는다. 예를 들어, 경제적 여건이 좋지 않은 개인의 경우 유사한 수준의 질환을 겪더라도 입원보다 통원을 선택하고 경제활동을 지속할 수 있다. 또는 입원을 선택하더라도 짧은 기간만 입원하고 퇴원 후 일자리에 복귀할 가능성도 있다. 이러한 경우 건강 충격의 부정적 영향력은 과소 추정될 수 있는 한계는 여전히 남는다.

성향점수 추정 결과 남성보다는 여성이 입원할 가능성이 높은 것으로 나타난다. 이는 일반적으로 나타나는 남녀 간 의료서비스 이용 경향성의 차이를 반영한다. 근로소득이 높을수록 입원 가능성이 높아지나 결과는 통계적으로 유의하지 않다. 교육 수준의 경우 교육 수준이 높을수록 입원 확률이 유의하게 감소하는 것으로 나타난다. 비정규직의 경우 정규직에 비해 입원 경험 가능성이 높은 것으로 나타나나 결과가 유의하지는 않다. 일반적으로 예상할 수 있는 바와 같이 연령이 높을수록 입원 가능성은 높아지는 것으로 나타나나 이 역시 통계적으로 유의하지는 않다. 입원 경험 집단과 비경험집단 간 성향점수 분포의 차이는 부록의 그림에서 확인할 수 있으며, 입원 경험집단의 성향점수가 비경험집단에 비해 확실하게 높은 것을 볼 수 있다. 추정을 통해 얻어진 성향점수를 이용해 건강 충격을 경험한 개인을 가장 가까운 성향 점수 값을 갖는 건강 충격 비경험 개인과 연결 짓는 nearest-neighbor matching 방법을 이용해. 매칭 결과 269 명의 짝을 얻었다. 매칭 전후 처리집단과 통제집단의 기초통계량은 <표 1>에서 확인할 수 있다. 매칭 후 처리집단과 통제집단 간 평균 차이의 t-test 결과에 따르면 성별과 비정규직 여부, 대졸 학력을 제외한 다른 변수의 평균은 다르지 않은 것으로 나타난다.

[그림 1] 건강 충격 발생 이전과 이후의 근로소득, 전일제근로 확률, 의료비 지출 변화



주: 근로소득과 전일제 근로확률, 의료비 지출의 입원 발생 시점에 따른 변화로, 실선은 통제집단, 점선은 처리집단을 나타냄.

[그림 1]은 입원 사건 발생 시점 전후 근로소득, 전일제 근로확률과 의료비 지출의 변화를 나타낸다. 입원 사건 발생($t = 0$) 이후 처리집단은 통제집단과 비교 시 근로소득과 전일제 근로확률이 급격히 떨어지는 것을 확인할 수 있다.

2. 패널 자료를 이용한 이중차분법

개인의 관찰되지 않는 특성에 따른 선택 편의를 통제하기 위해 매칭된 처리집단과 통제집단에 대해 개인고정효과를 포함한 이중차분 분석을 시행한다. 본 연구에서 처리(treatment)는 발생 시점에 따라 정의되며, 최초의 처리가 발생한 시점을 기준으로 발생 시점 별 분석 단위에 대해 상대적 시간(relative time)을 정의할 수 있다. 따라서 건강 충격 발생의 효과는 상대적 시간에 따라 달라지는 것을 분석에서 허용한다. 건강 충격의 경제적 효과는 다음과 같은 회귀식으로 추정한다.

$$y_{it} = \alpha_i + X_{it} \beta + \sum_{r=0}^3 \mu_r Hosp_i T_{ir} + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

y_{it} 는 종속변수로 개인 의료비 지출 규모, 경제활동참가 여부, 전일제 근로 여부, 실업 여부 및 배우자의 경제활동참가, 근로소득을 포함한다. α_i 는 시간에 따라 변하지 않는 관찰 가능하지 않는 개인의 특성을 통제한다. X_{it} 는 연령과 성별, 교육 수준, 혼인상태 등을 포함하는 통제 변수의 벡터이다. $Hosp_i$ 는 입원 경험 여부를 나타내는 더미변수로 처리집단을 나타낸다. t 는 실제 연도를 나타내며 r 은 입원 사건이 발생한 시점을 기준으로 상대적 시간을 나타낸다. 분석에서 파악하고자 하는 건강 충격의 효과는 μ_r 로 건강 충격이 발생하기 전인 $r = -1$ 시점 대비 입원 사건 발생부터 이후 3년간 각각의 시점에서 처리집단과 통제 집단의 종속변수의 변화 정도를 나타내는 값이다⁶⁾. 건강 충격 발생 이후 시간에 따라 건강 충격 발생 효과의 변화를 확인하기 위해 건강 충격 발생 이후 시점에 따른 변화를 허용하였다. γ_t 는 연도 고정효과이다.

6) μ_r 은 본 분석에서 추정하는 DID matching estimator로 다음과 같은 식으로 추정된다.

$$\mu_r = (y_{i1r} - y_{i1(-1)}) - \sum_{j \in C} w(i, j) (y_{j0r} - y_{j0(-1)}). w(i, j)는 성향점수로 매칭된 통제 집단의 가중치로 성향점수 매칭에서 얻어진 가중치이다(처리집단의 가중치는 1이다).$$

IV. 분석 결과

<표 3>은 식 (1)을 추정한 결과로 표에는 관심 추정계수인 μ_r 의 추정값만을 포함하였다.

1. 의료비 지출 변화

건강 충격의 발생에 따른 중장년 근로자의 건강 상태 악화는 향후 지속적인 의료비 지출 증가로 이어질 수 있으며, 장기간에 걸친 의료비 지출의 증가는 가구 및 개인의 소비 수준을 낮추는 등 후생 손실을 유발하는 요인이 된다. 분석 결과에 따르면 의료비 지출은 건강 충격 발생 당해에 즉각적으로 증가해 건강 충격 발생 이전 대비 세 배 이상 유의하게 증가한다. 의료비 지출의 증가는 1년 이후에도 유의하게 증가하는 것으로 나타난다. 그러나 건강 충격 발생 2~3년 후에는 처리 집단과 통제 집단 간 유의한 차이를 확인할 수 없다. 장기간에 걸쳐 지속적인 건강악화를 유발할 수 있는 중증질환의 경우에도 의료비 지출 증가 폭은 크지만, 건강 충격 발생 3년 후에는 유의한 차이는 나타나지 않는다.

2. 고용과 소득의 변화

건강 충격이 의료비 지출에 미치는 영향은 단기에 그치는 것에 반해 고용에 미치는 유의한 음의 영향은 일정 기간 지속된다. 입원 발생 당해 연도보다 그 다음해에 경제 활동 참가 확률 및 전일제 근로 참가 확률이 더 크게 감소하는 것으로 나타난다. 이는 건강 충격 발생 후 즉각적으로 고용상태에 변화가 발생하기도 하지만, 일단 일자리에 복귀했다가 건강상태에 따라 추후에 노동시장 이탈 여부를 결정하게 되기 때문에 입원 발생 후 시간이 지났을 때 노동시장 참가 확률이 더 크게 감소할 가능성이 있다. 전일제 근로확률은 입원 발생 당해 연도에 11% 감소하며 그 이듬해에는 건강 충격을 경험하지 않은 통제집단에 비해 약 14% 감소하는 것으로 나타난다. 전일제 근로확률의 감

〈표 3〉 전일제 근로자의 입원 사건 발생 이후 경제적 변화

	log(본인부담 의료비 지출) (단위: 만원)	경제활동 참가 여부	전일제 근로	시간제 근로	구직활동 중
입원 발생 당해 연도	3.493*** (0.355)	-0.0210* (0.0121)	-0.111*** (0.0253)	0.0140 (0.00911)	0.0185 (0.0104)
입원 1년 후	0.995** (0.409)	-0.0680*** (0.0203)	-0.138*** (0.0310)	0.00883 (0.00866)	0.0369*** (0.0135)
입원 2년 후	0.388 (0.509)	-0.0580** (0.0235)	-0.0858** (0.0353)	0.00308 (0.00911)	0.0155 (0.0107)
입원 3년 후	0.224 (0.674)	-0.0429 (0.0301)	-0.0736 (0.0456)	0.0110 (0.0138)	0.0155 (0.0149)
연도 고정효과	Y	Y	Y	Y	Y
개인 고정효과	Y	Y	Y	Y	Y
R-squared	0.587	0.447	0.494	0.219	0.286
관측치수	2,345	2,345	2,345	2,345	2,345
	비경제활동 - 은퇴	비경제활동 - 건강상의 이유	배우자의 경제활동참가 여부	log (개인근로소득)	log (가구근로소득)
입원 발생 당해 연도	-0.00139 (0.00215)	0.00634 (0.00479)	-0.0100 (0.0228)	-0.236* (0.127)	-0.0131 (0.0553)
입원 1년 후	0.00101 (0.00568)	0.0406*** (0.0140)	-0.0177 (0.0285)	-0.424*** (0.161)	-0.0461 (0.0596)
입원 2년 후	-0.00342 (0.00620)	0.0281** (0.0128)	-0.00176 (0.0358)	-0.342* (0.185)	-0.0119 (0.0643)
입원 3년 후	0.000639 (0.0114)	0.0124 (0.0122)	0.0451 (0.0469)	-0.327 (0.235)	-0.0121 (0.103)
연도 고정효과	Y	Y	Y	Y	Y
개인 고정효과	Y	Y	Y	Y	Y
R-squared	0.284	0.369	0.795	0.841	0.643
관측치 수	2,345	2,345	2,345	2,221	2,221

주: 1) 추정계수는 식(1)의 추정치이며, 성향점수 가중치를 이용하였음. 통제변수는 입원 발생 여부 더미 외에 연령, 성별, 혼인상태, 가구주 여부, 미성년 부양자녀 수, 교육수준, 5분위 가구소득을 포함함.

2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

3) 표준오차는 개인 수준에서 군집화(clustered)한 강건 표준오차임.

4) 조사자료 상 정의에서 소득은 조사 시점 이전 1년의 소득을 조사한다. 분석에서는 다음해의 소득을 해당 연도의 소득으로 이용하여, 소득 분석에 이용된 샘플 건수는 감소한다.

소는 입원 발생 2년 후까지 지속적으로 나타난다. 전일제 근로에서 이탈한 사람들은 시간제 근로로 이동하는 경우보다는 실업 상태로 구직활동을 할 확률이 입원 발생 당해와 그 다음해까지 유의하게 높아진다. 그러나 실업의 증가 폭이 전일제 근로 참가의 감소폭을 상쇄할 정도로 크지는 않다. 경제활동참가 감소의 상당 부분은 전일제 근로 일자리를 이탈해 비경제활동 상태가 된 것으로 추정된다. 비경제활동 상태가 되는 원인은 다양하나 중장년 근로자와 밀접하게 관련될 수 있는 공식적 은퇴와 건강상 문제로 비경제활동으로 전환했다는 응답을 살펴보았다. Dobkin et al.(2018)은 미국의 중장년 근로자는 건강 충격 경험 이후 전일제 근로 이탈자의 상당수가 은퇴 단계의 수순으로 옮겨가는 것을 보였다. 반면 우리나라에서는 입원 발생 직후와 그 이후 일정기간 동안 공식적인 은퇴의 증가는 확인할 수 없다. 그러나 건강상의 문제로 비경제활동으로 전환하였다고 응답한 개인은 입원 발생 1년 후와 2년 후까지 유의하게 증가하는 것으로 나타나, 건강상태가 중장년 근로자의 노동시장 이탈에 주요하게 영향을 미치고 있음을 확인할 수 있다. 공식적인 은퇴 확률의 변화에는 유의한 영향을 미치지 않는 것은 본 분석에 포함된 개인의 연령이 일반적인 은퇴연령보다 낮기 때문에 발생하는 차이일 수 있으므로 건강 충격 발생 시 연령을 55세에서 59세로 제한하고 동일한 분석을 다시 시행하였다. 추가적인 분석 시행 결과 건강상의 이유로 비경제활동을 선택할 확률은 입원 발생 당해 연도부터 유의하게 증가하나 여전히 공식적으로 은퇴하는 확률은 증가하지 않는 것으로 나타난다. 이러한 결과는 우리나라 중장년 근로자의 늦은 실질은퇴연령을 반영하는 것으로 판단된다. OECD 자료에 따르면 2016년 우리나라 남성의 실질은퇴연령은 72세이다. 즉 현재의 비경제활동 상태에 대해 공식적인 은퇴보다는 건강상의 이유로 비경제활동으로 응답하는 것은 건강상태가 회복될 경우 다시 경제활동에 참여하려는 의사를 반영하기 때문이다. 우리나라 중장년 남성 근로자들이 건강 수준으로 평가한 근로 여력을 초과해서 노동시장에 참여하고 있다는 점은 이러한 결과를 뒷받침한다(권정현, 2018).

관대한 장애수당이 제공되는 나라의 경우 건강 충격을 경험한 기존의 근로자들이 노동시장에서 이탈해 장애수당 수령을 선택하는 것을 확인할 수 있다(Garcia-Gomez et al., 2013; Dobkin et al., 2018). 우리나라의 경우에도 실업수당의 수령 여부가 건강 충격을 경험한 근로자의 노동시장 이탈 결정에 영향을 미치는지 확인하고자 하였으나, 자료의 한계로 1개년도의 실업수당 수령 정보만 파악할 수 있기 때문에, 건강 충격 경험 근로자의 노동시장 참여 상태 변화와 실업수당 수령 간 관계는 확인할 수 없었다.

근로 상태의 변화와 유사하게 개인 근로소득 역시 입원 발생 당해 연도부터 입원 발생 2년 후까지 지속적으로 유의하게 감소한다. 입원 발생 당해 연도에는 건강 충격을 경험하지 않은 통제 집단에 비해 23.6% 감소하고 1년 후에는 42.4% 감소하는 것으로 나타나며, 이들 수치는 통계적으로 유의하다. 근로소득의 감소가 노동시장이탈(extensive margin)에서 나타나는 결과인지 근로시간의 변화(intensive margin)에 따른 것인지 확인하기 위해, 건강 충격 이후에도 지속적으로 노동시장에 참여하는 개인과 전일제 임금 근로자 상태를 유지하는 개인에 제한해 근로소득의 변화를 확인하였다. 분석 결과에 따르면 노동시장참여 상태를 유지하더라도 건강 충격 발생 당해와 그 다음해에는 근로소득이 유의하게 감소하는 결과가 나타났다. 전일제 근로를 지속하는 근로자는 통계적으로 유의한 소득 감소를 확인할 수 없다. 노동시장참여를 지속하는 개인의 소득 감소 폭은 전체 표본을 대상으로 한 결과에 비해 낮은 수준으로 근로소득 감소의 상당 부분은 노동시장에서 이탈함에 따라 발생하는 변화임을 확인할 수 있다. 그러나 노동시장에 남아 있더라도 일정 기간은 근로소득의 감소를 겪게 된다.

〈표 4〉 경제활동참가 지속 시 건강 충격 경험 이후 근로소득의 변화

	종속변수: log(개인 근로소득)	
	노동시장참여	전일제 근로 유지
입원 발생 당해 연도	-0.0805*	-0.00222
	(0.0566)	(0.0659)
입원 1년 후	-0.1110*	-0.00008
	(0.0653)	(0.0692)
입원 2년 후	0.0022	-0.0472
	(0.0761)	(0.0934)
입원 3년 후	0.0101	-0.0928
	(0.0960)	(0.118)
연도 고정효과	Y	Y
개인 고정효과	Y	Y
R-squared	0.881	0.847
관측치 수	2,139	1,976

3. 배우자의 경제활동 : 추가근로자효과 또는 간병인 효과?

가구 내 소득원의 실업으로 인해 가구소득이 감소할 때 가구원, 주로 그의 배우자는 노동공급을 늘려 가구소득 감소에 대응하는 추가근로자효과(added worker effect)가 나타난다(Mincer, 1962). 그러나 일반적인 실업과 달리 건강악화에 따른 일자리 및 소득 상실의 경우 여가에 대한 효용 증가와 간병 필요성이 증가하면서 배우자 간병과 여가를 함께 즐기기 위해 노동공급을 줄이는 간병인 효과(caregiver effect)가 동시에 발생해 추가근로자효과를 상쇄할 수 있다. 다시 말해 건강 충격이 가구 단위의 노동공급에 미치는 영향은 이론적으로 상반된 효과가 존재하며 실증분석 결과들 또한 아픈 사람이 누구인지, 질병의 특성 및 이전 일자리 특성에 따라 추가근로자효과와 간병인 효과가 혼재되어 나타난다(Jeon & Pohl, 2017; Fadlon et al., 2015; Coile, 2004). 본 연구에서는 건강 충격 경험 이후 배우자의 노동공급 변화 분석을 통해 추가 근로자효과 또는 간병인 효과가 실증적으로 나타나는지 확인한다.

전일제 근로에 참여하고 있던 가구원의 건강 충격 발생 이후 근로소득 감소의 완충 작용을 할 수 있는 배우자의 경제활동참가는 유의한 변화가 나타나지 않는다. 그러나 배우자의 건강상태에 따라 배우자의 향후 소득 전망에 대한 기대 차이가 발생하므로 건강 충격의 강도에 따라 배우자의 노동공급 역시 변화할 수 있다. 건강 충격의 강도에 따라 배우자의 노동공급 변화를 분석한 Fadlon and Nielson(2015)에서는 사망에 이르는 심각한 질환의 경우 배우자의 노동공급이 증가하였으나, 중증질환이나 사망 여부에 영향을 미치지 않는 질환의 경우 배우자 노동공급에 변화가 없는 것으로 나타났다. 이러한 점을 고려해 병원 입원 사례 중 중증도가 더 높을 것으로 예상되는 암, 심장질환, 뇌혈관 질환이 발생한 개인에 한정해 동일한 분석을 다시 시행하였다.

4. 질환 중증도에 따른 변화⁷⁾

중증질환의 경우 장기간에 걸친 치료가 필요하거나, 일반 질환에 비해 상태가 위중할 가능성이 높아 일반 질환에 비해 더 큰 경제적 충격으로 작용할 가능성이 있다. 이

7) 중증질환자에 대한 분석 결과는 부록의 <부표 1>을 참조

를 확인하기 위해 암질환, 뇌혈관질환과 심장질환으로 인한 입원 사건을 분류해 식 (1)을 다시 추정하였다. 다만 병원 입원 경험자 269명 중 중증질환자는 13%에 불과해 사례 수가 제한적이므로 이를 보완하기 위해 일자리 상태에 대한 제약을 건강 충격 발생 이전 전일제 근로 참여에서 건강 충격 발생 이전 노동시장 참여자로 완화하고 분석을 시행하였다.

분석 결과에 따르면 중증질환으로 입원을 경험한 근로자는 전체 입원 사건의 결과와 유사한 방향성을 보이나 보다 높은 강도의 경제적 충격을 경험하는 것으로 나타난다. 의료비 지출은 입원 발생 1년 후까지 유의하게 증가하며 전체 입원 대상 분석과 비교 시 더 큰 폭의 의료비 지출 증가를 보인다. 경제활동참가 확률 및 전일제 근로확률 감소 폭 역시 전체 입원 사건과 비교할 때보다 크게 감소하는 것으로 나타난다. 중증질환자의 경우 건강상의 제약으로 노동시장 이탈을 선택하는 경우가 다른 질환자에 비해 4배 가까이 높은 수준을 보인다. 건강상의 제약과 함께 상대적으로 장기간에 걸친 입원 및 입원 이후 높은 수준의 외래 이용 빈도⁸⁾로 노동시장참여 유지가 다른 질환에 비해 더 어렵기 때문으로 판단된다. 또한, 노동시장에서 이탈의 결과에 따른 개인 근로소득의 감소 역시 큰 폭으로 유의하게 나타나며 시간이 지날수록 근로소득이 감소하는 정도가 커지고 있어 질환 발생에 따른 경제적 충격이 다른 질환에 비해 상대적으로 장기간 지속될 가능성이 있음을 보여준다. 전체 입원 사건과 비교 시 유의한 차이를 보이는 것은 배우자의 경제활동참가 결정이다. 전체 입원 사건에서는 배우자의 경제활동참가율에 유의한 변화가 나타나지 않으나, 중증질환의 경우 배우자의 경제활동참가율이 입원 발생 후 1년 이후까지 유의하게 감소한다. 이 결과는 개인의 배우자가 경제활동에서 이탈하는 원인에 대한 추가적인 분석을 필요로 하나, 건강 충격을 겪은 개인의 배우자가 간병 또는 시간을 함께 보내기 위한 대응으로 해석할 수 있다. 다양한 문헌에서 배우자의 대응과 관련해 추가근로자효과(added-worker effect)와 간병인효과(caregiver effect)가 혼재된 결과를 보이나, 본 연구에서는 적어도 중증질환에 한정할 경우 간병인 효과가 나타나는 것으로 판단된다. 건강 충격을 겪은 개인과 그 배우자가 모두 노동시장에서 이탈할 확률이 높아지면서 전체 입원 사건에서는 가구소득이 당기에만 감소하는 것으로 나타났으나, 중증질환의 경우 건강 충격 발생 이후 3년 후까지 지속적으로 가구소득이 감소하는 것을 확인할 수 있다.

마지막으로, 중증질환자의 사례 수가 제한적이거나 중증질환자에 의한 경제활동상태

8) 병원 퇴원 이후 중증질환자의 연평균 외래 이용 빈도는 29회, 기타 질환자는 20회 수준이다.

변화 정도가 지배적일 경우 중증질환자를 제외한 분석에서는 <표 3>에서 나타나는 효과가 나타나지 않을 수 있다. 이를 확인하기 위해 건강 충격을 경험한 환자 중 암, 심장질환, 뇌혈관질환 자를 제외하고 동일한 분석을 다시 시행하였다. 그 결과 추정치의 절댓값은 줄어드나 전체 질환자를 대상으로 한 분석 결과와 동일한 효과가 나타나는 것을 확인할 수 있다(부표 2 참조). 이는 본고에서 정의한 병원 입원이 중증질환이 아니라도 건강 충격으로 정의할 수 있을 만한 영향을 미치고 있음을 보여준다.

중증질환에 대한 보장성 강화 등 지속적인 정책적 지원의 시행으로 의료비 지출 부담은 중증질환을 경험하지 않은 경우와 큰 차이를 확인할 수 없으며 입원 발생 2년 후 부터는 유의한 증가를 확인할 수 없다. 그러나 노동시장이탈 정도는 크게 증가하는 것으로 나타나, 의료비 지원 외에도 노동시장 이탈 및 복귀에 대한 정책적 지원 또는 소득 지원의 필요성을 확인할 수 있다.

5. 인구집단별 건강 충격의 이질성

비슷한 수준의 건강 충격을 경험하더라도 건강 충격의 영향력은 인구집단에 따라 다르게 나타날 수 있다. 예컨대, 가구 내 주 소득원인 남성과 가구 내 주 소득원이 아닌 여성의 건강 충격 경험 이후 경제활동참가 결정은 다르게 나타날 수 있다. 연령대에 따라서도 은퇴가 멀지 않은 연령대에 건강 충격을 경험한 개인과 핵심 생산연령대인 40대에 건강 충격을 경험한 개인의 경제활동참가 결정은 다르게 나타날 것이다. 인구집단별로 건강 충격의 정도가 다르게 나타날 수 있는 점을 확인하기 위해 식 (1)의 분석을 성별, 연령별, 교육수준별로 나누어 시행하였다.

<표 5>는 인구집단별로 건강 충격 이후 전일제 근로확률이 어떻게 달라지는지를 보여준다. 건강 충격 발생 이후 전일제 근로가 감소하는 전반적인 패턴에는 차이가 없으나 앞서 예상한 바와 같이 인구집단에 따라 전일제 근로확률 감소 정도는 상당한 차이를 보인다. 여성의 경우 건강 충격 발생 이후 지속적으로 전일제 근로 참가율이 감소하나 남성은 입원 1년 후까지만 유의하게 감소하는 것으로 나타나며, 감소 정도 역시 여성에 비해 낮다. 건강 충격이 발생한 연령대를 나누어 분석한 결과에서는 연령 수준이 높을수록 건강 충격 발생 이후 전일제 근로를 그만둘 가능성이 높은 것을 확인할 수 있다. 연령에 따른 건강 충격 영향의 차이에 대해서 50대의 상대적인 고용 불안정성, 건강 충격 발생 이후 건강상태의 악화 정도의 차이, 연령에 따른 비경제활동에 대

한 선호 차이 등 다양한 가능성을 고려할 수 있다. 건강 충격 발생 이전 (t-1 시점) 50대 중 비정규직 비중은 45%, 40대의 비정규직 비중은 37%로 상당한 차이를 보여, 고용 불안정성의 차이에 따른 건강 충격의 영향 차이일 가능성이 있다. 고용 불안정성과 건강 충격의 효과와 관련해서는 제Ⅳ절에서 더 자세하게 논의한다. 건강 충격 발생 이후 건강상태의 변화 정도 또한 설득력 있는 가설이 될 수 있을 것이나, 건강 충격의 심각성 정도를 확인하기 어려워 가설을 확인할 수 없는 한계가 있다. 교육 수준에 따라라도 건강 충격의 효과는 다르게 나타나는데 특히 중졸 이하 학력에서 건강 충격 이후 전일제 근로에서 이탈할 가능성이 매우 높은 것으로 나타난다. 학력 수준에 따른 건강 충격 효과의 차이 역시 중졸 이하 학력 소지자의 평균 연령이 상대적으로 높은 점, 기저 건강상태가 낮을 가능성, 또한 유사한 건강 수준이라도 신체 노동력을 주로 쓰는 일자리에서 일할 가능성 등을 고려할 수 있을 것이다.

〈표 5〉 인구집단별 건강 충격 이후 전일제 근로확률의 변화

	성별		연령별		교육수준별		
	남성	여성	40대	50대	대졸 이상	고졸	중졸 이하
입원 발생 당해 연도	-0.0929*** (0.0295)	-0.151*** (0.0480)	-0.0892*** (0.0279)	-0.163*** (0.0550)	-0.0677** (0.0338)	-0.0667* (0.0381)	-0.243*** (0.0631)
입원 1년 후	-0.0576* (0.0324)	-0.298*** (0.0647)	-0.126*** (0.0372)	-0.177*** (0.0613)	-0.0750* (0.0418)	-0.131** (0.0522)	-0.230*** (0.0717)
입원 2년 후	-0.0455 (0.0401)	-0.169** (0.0715)	-0.0798* (0.0415)	-0.117* (0.0690)	-0.0741 (0.0576)	-0.0278 (0.0568)	-0.198** (0.0831)
입원 3년 후	-0.00485 (0.0500)	-0.211** (0.0919)	-0.0539 (0.0584)	-0.118 (0.0841)	-0.0767 (0.0767)	-0.0223 (0.0732)	-0.146 (0.0979)
연도 고정효과	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
개인 고정효과	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
R-squared	0.540	0.454	0.486	0.590	0.520	0.437	0.519
관측치 수	1,608	737	1,355	990	881	919	545

IV. 사회경제적 지위에 따른 건강 충격의 영향 차이 분석

앞선 분석을 통해 건강 충격을 경험한 개인은 의료비 지출 부담뿐만 아니라 노동시장 이탈 및 소득 상실에 건강 충격 발생 2~3년 후에도 지속적으로 노출되는 것을 확인하였다. 이 결과는 건강 충격을 경험한 개인과 경험하지 않은 개인 간 비교를 통해 추정된 결과이다. 그렇다면 건강 충격을 겪은 개인 그룹 내에서 건강 충격의 영향력은 비슷한 수준으로 발생하는 것인가?

기존의 건강 불평등 연구는 사회경제적 지위에 따른 건강 수준 격차에 주목한다 (Currie, 2009; Cutler et al., 2011). 사회경제적 지위에 따라 기존에 축적된 건강 수준에 격차가 존재한다면, 비슷한 수준의 건강 충격에 노출되더라도 그 영향력에는 차이가 나타날 수 있을 것이다. 또한, 건강 충격 발생 시 이를 완충할 수 있는 기제의 여부 예컨대, 개인 일자리의 안정성 또는 가구 내 추가근로자 여부 및 가구 소득 수준 등의 차이에 따라 건강 충격이 고용상태 결정에 미치는 영향 또한 다르게 나타날 수 있다. 건강 충격의 발생에 따른 경제적 위험의 부담이 사회경제적 지위에 따라 차별적으로 나타난다면, 이는 다시 사회경제적 지위에 따른 건강수준 격차 확대로 이어질 것이다. 따라서 본 연구에서는 건강 충격에 노출된 개인의 사회경제적 지위에 따른 경제적 위험의 부담 차이를 살펴보고자 한다.

이를 확인하기 위해 건강 충격을 경험한 개인들의 건강 충격 경험 이후 경제활동참가 상태가 인적 특성과 이전 일자리 특성에 따라 어떻게 달라지는지를 분석하였다. 분석은 제Ⅲ장의 분석에서 건강 충격을 경험한 269명의 건강 충격 발생 시점부터 3년 후까지 관측치에 대해 시행하였다. 노동시장에 밀착 정도가 높은 개인에게 미치는 효과를 확인하기 위해 분석 대상은 건강 충격 발생 이전 최소 2 기간 이상 전일제 임금근로자로 경제활동에 참가하고 있었던 사람들로 제한하였다. 개인의 경제활동참가 결정에 영향을 미칠 수 있는 성별, 연령, 혼인상태 등 인적 특성과 함께 본 연구에서 관심을 기울이는 변수는 건강 충격 발생 이전에 종사하던 일자리 특성이다. 동일한 임금근로에 종사하더라도 노동시장 환경과 근로조건, 특히 일자리의 안정성, 특히 건강 충격 발생 시 일자리 안정성에 유의하게 영향을 미칠 수 있는 공식적인 병가 또는 유병 휴직의 이용 가능성은 사업체의 규모와 고용형태에 따라 매우 다르게 나타날 수 있다. 근로기준법에 따르면 ‘근로자가 업무상의 부상 또는 질병으로 휴업한 기간’은 출근한

〈표 6〉 노동시장 상태 변화와 건강 충격 이전 일자리 간 상관관계 분석

	경제활동참가	전일제근로	시간제근로	실업	건강문제로 비경황	은퇴
연령	-0.00556** (0.00226)	-0.00988*** (0.00344)	0.000864 (0.00103)	-0.000146 (0.00139)	0.00167 (0.00134)	0.000696* (0.000409)
남성	0.0386 (0.0450)	-0.0105 (0.0687)	-0.0212 (0.0207)	-0.00552 (0.0277)	-0.0253 (0.0268)	0.00162 (0.00816)
혼인상태 (배우자 있음)	-0.0561 (0.0377)	0.0248 (0.0575)	-0.0506*** (0.0173)	-0.00586 (0.0232)	-0.0551** (0.0224)	0.00254 (0.00682)
남성x 혼인중	0.0478 (0.0488)	0.110 (0.0745)	0.0154 (0.0224)	0.00544 (0.0300)	0.0601** (0.0290)	-0.00337 (0.00884)
배우자 근로	-0.00632 (0.0181)	-0.0555** (0.0276)	0.00401 (0.00829)	0.0167 (0.0111)	0.0137 (0.0107)	0.000684 (0.00327)
중증질환	-0.0737*** (0.0229)	-0.00737 (0.0350)	0.00226 (0.0105)	0.00286 (0.0141)	0.0560*** (0.0136)	-0.00256 (0.00415)
교육수준(ref: 고졸)						
대졸 이상	0.00381 (0.0197)	-0.00318 (0.0300)	-0.00994 (0.00902)	-0.0132 (0.0121)	-0.0166 (0.0117)	-0.00152 (0.00356)
이전 일자리 특성						
이전 일자리 연간 근로소득	0.0874 (0.0562)	-0.140 (0.0858)	-0.0118 (0.0258)	0.000530 (0.0346)	-0.0564* (0.0334)	0.0121 (0.0102)
대규모 사업체 (고용인 300인 이상)	0.0129 (0.0258)	0.0584 (0.0394)	0.00196 (0.0118)	-4.99e-05 (0.0159)	-0.00123 (0.0153)	-0.00185 (0.00468)
소규모 사업체 (고용인 30인 미만)	0.0223 (0.0253)	-0.0803** (0.0385)	0.00428 (0.0116)	0.00211 (0.0155)	-0.00426 (0.0150)	-0.00363 (0.00457)
임시직 근로	0.00257 (0.0373)	-0.238*** (0.0569)	-0.00746 (0.0171)	0.0295 (0.0229)	0.00639 (0.0221)	-0.00329 (0.00675)
임시직 x 소규모 사업체	-0.0762** (0.0382)	0.0208 (0.0517)	-0.00688 (0.0134)	-0.000178 (0.0189)	0.0339* (0.0186)	0.00280 (0.00780)
임시직 x 대규모 사업체	0.0985* (0.0576)	0.228*** (0.0880)	0.0100 (0.0264)	-0.0416 (0.0355)	-0.0256 (0.0342)	-0.000624 (0.0104)
일용직 근로	-0.153*** (0.0518)	-0.308*** (0.0791)	0.0105 (0.0238)	0.0216 (0.0319)	0.106*** (0.0308)	-0.00235 (0.00938)
일용직 x 소규모 사업체	0.0351 (0.0560)	0.0816 (0.0761)	-0.0594*** (0.0197)	0.00525 (0.0278)	-0.0560** (0.0274)	0.00393 (0.0115)
일용직 x 대규모 사업체	0.261** (0.126)	0.371* (0.193)	-0.0263 (0.0580)	-0.0414 (0.0778)	-0.107 (0.0751)	0.00319 (0.0229)
연도 고정효과	y	y	y	y	y	y
관측치 수	1,076	1,076	1,076	1,076	1,076	1,076
R-squared	0.096	0.121	0.029	0.018	0.063	0.009

주: 1) 분석은 선형확률모형을 이용하였으며, 괄호 안은 표준오차를 나타냄

2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

3) 건강 충격 발생 이후 노동시장 상태 변화 분석은 건강 충격을 경험한 269명의 t = 0부터 t = 3까지의 관측치에 대해 시행하였음.

것으로 간주해 병가가 적용된다. 그러나 이는 업무상의 부상 또는 질병에 제한되며, 이외의 부상 또는 질병에 대한 공식적인 병가제도는 없는 상황이다. 일반적으로 연차를 이용하거나 사업체의 재량에 따라 운영되는데 대부분의 경우 공무원 등 안정적인 일자리와 대규모 사업체의 상용직에게 의미를 갖는 제도이다.

이러한 차이를 고려하기 위해 본 연구에서는 건강 충격 발생 이전 전일제 임금근로자로 일하고 있었던 일자리의 특성 변수로 사업체 종사자 규모(30인 미만, 30-299인, 300인 이상)와 종사자 지위(상용직, 임시직, 일용직)를 포함하였다. 또한 동일한 비정규직 근로자라도 대기업과 중소기업 간 근로환경 및 근로조건이 상이할 수 있으므로 고용형태와 사업체 규모 간 교호항을 분석에 포함하였다. 직종에 따른 직업 안정성 및 건강상태에 미치는 영향을 차이를 고려해 단순노무·생산직, 전문직 및 사무직, 판매·서비스직 농림어업직, 군인·경찰·소방직으로 분류한 직종 변수를 포함하였다. 그리고 노동시장 상황 변화를 통제하기 위해 연도 고정효과를 포함하였다.

<표 6>은 건강 충격 발생 이전 전일제 근로에 종사하던 임금근로자의 건강 충격 발생 이후 일자리 변화를 개인 인적 특성과 이전 일자리 특성에 회귀한 결과를 제시한다. 개인 인적 특성과 일자리 상태 간 관계는 기존 연구에서 나타나는 결과와 크게 다르지 않다. 연령이 높아질수록 건강 충격 경험 이후 은퇴를 통해 노동시장에서 이탈할 확률이 높아지며, 혼인상태에 있는 남성의 경우 건강 문제로 경제활동에 참가하지 않을 확률이 6.01% 높아지는 것으로 나타난다. 이는 가구 내 추가근로자가 있는지의 여부와 관련된 노동시장 참가 결정으로 판단된다. 배우자의 노동시장 참여 여부 결과는 이러한 추정을 뒷받침하는데, 배우자가 경제활동을 하고 있을 경우 건강 충격을 경험한 개인이 전일제 근로에 참여할 확률이 유의하게 낮아지는 것으로 나타난다.

건강 충격 발생 이전에 종사하던 일자리의 특성은 이후 개인의 일자리 상태 변화와 유의한 관계를 보인다. 이전 일자리의 임금 소득 수준이 높을수록 건강 충격 이후에도 건강 문제로 인해 비경활 상태로 전환될 확률은 감소하는 것으로 나타나 이전 일자리 소득 수준이 경제활동참가 결정에 유의하게 영향을 미치는 것을 확인할 수 있다. 종사하던 일자리 사업체 규모 역시 일자리 상태 변화에 유의하게 영향을 미친다. 고용인 30명 미만의 소규모 사업체 종사자의 경우 전일제 근로를 유지할 확률이 8.3% 감소하는 반면, 종사자 300인 이상의 대규모 사업체 종사자의 경우 유의한 변화가 나타나지 않는다. 비정규직 일자리에 종사하고 있었던 경우 상용직에 비해 이전의 근로 상태를 유지할 가능성이 낮은 것으로 나타난다. 건강 충격 발생 이후 전일제 임금 근로 상태를

유지할 확률은 이전 일자리가 임시직인 경우 23%, 일용직인 경우 30.8% 감소한다. 흥미로운 결과는 고용형태와 사업체 규모 교호항의 추정계수에서 확인할 수 있다. 동일한 비정규직 근로자라도 고용된 사업체 규모에 따라 일자리 상태 변화는 다른 양상을 보인다. 종사자 규모가 300인 이상인 사업체의 임시직 근로자의 경우, 중간규모 사업체에서 일하는 임시직 근로자보다 전일제 근로 상태를 유지할 확률이 22.8% 높으며, 일용직 근로자의 경우에도 전일제 근로를 유지할 확률이 37% 높은 것으로 나타난다. 그러나 근로자 규모가 29인 이하인 소규모 사업체의 경우 임시직과 일용직 근로자 모두 전일제 근로 상태를 유지하는지 여부를 확인할 수 없다.

분석 결과는 일자리의 안정성이 건강 충격 이후 경제활동참가 상태 변화에 유의한 영향을 미치고 있음을 시사한다. 근로 형태가 상대적으로 불안정한 임시직, 일용직 등 비정규직은 건강 충격이 발생했을 때 건강 충격 발생 이전의 자리에서 이탈할 가능성이 유의하게 높아지는 것을 보인다. 또한, 동일한 비정규직이라도 대규모 사업장에 근로하는 비정규직과 영세 사업장 또는 중간규모 사업장 근로 비정규직 간에 차이가 나타난다.

이러한 결과가 나타나는 원인으로 우선 대기업과 중소기업 간 종사상 지위 간 근로 환경과 근로조건의 차이를 고려할 수 있다. 예컨대 사업장에서 유급휴가 또는 병가 사용 및 근로시간의 조정 등을 보장하더라도 비정규직 근로자에게는 적용되지 않는 제도라면 비정규직 근로자는 정규직 근로자에 비해 일자리 유지가 어려울 가능성이 있다. 기존 연구에서도 고용주가 제공하는 편의 수준에 따라 건강악화를 경험한 근로자의 노동시장 이탈 등의 일자리 이동이 감소하는 결과가 나타난다(Daly & Bound, 1995; Hill, Maestas & Mullen, 2016)⁹⁾.

그러나 이 결과는 동시에 비정규직 근로자의 노동조건이나 작업환경이 정규직 근로자에 비해 열악해 비슷한 수준의 질환 또는 상해를 경험하더라도 노동시장에 지속적으로 남아 있을 가능성이 낮음을 반증하는 결과일 수 있다. 또한, 기저 건강수준이 낮은 사람이 비정규직 근로자로 일할 가능성이 높기 때문일 수 있다. 최근의 연구 결과들은

9) Hill, Maestas and Mullen(2016)의 연구는 장애수당을 받을 수 있는 수준의 건강악화를 경험한 근로자의 노동시장 이탈 정도를 분석하였다. 미국의 경우 건강악화를 겪은 근로자가 장애수당(disability insurance) 신청이라는 선택지를 가지고 있기 때문에 본 연구의 결과와 직접적 비교는 어렵다. 그러나 여전히 보조기구 및 병가 사용, 근무시간 조정 등 고용주가 제공할 수 있는 편의를 제공받은 근로자의 경우 장애수당 신청을 2년 정도 미루고 노동시장에서 이탈하지 않는 결과를 보였다.

이러한 추측에 대한 실마리를 제공한다. 박종식 외(2012)는 비정규직 근로자가 정규직 근로자에 비해 작업 관련 손상 경험에 차이는 없으나, 유해위험작업에 대한 노출 확률이 더 높은 것을 보인 바 있다. 보다 구체적으로 이러한 가설을 확인하기 위해서는 비정규직 근로자들의 일자리 상태 및 직무의 내용, 질환 종류 및 심각도 등에 대한 추가적인 분석이 필요할 것이다. 자료의 제약으로 본 연구에서는 추가적인 분석을 할 수 없었으나 향후의 흥미로운 연구과제가 될 것으로 생각된다.

V. 결 론

건강은 개인의 노동시장참가 결정과 밀접한 관련성을 갖는다. 본 연구는 외생적 건강 충격을 정의하고 매칭과 이중차분법을 적용한 추정으로 건강 충격 경험이 이후 개인의 노동시장 성과에 미치는 영향을 분석하였다. 건강 충격 발생 이전 전일제 근로자로 경제활동에 참여하고 있었던 중장년층 근로자들은 병원 입원으로 정의한 건강 충격 경험 이후 노동시장 이탈과 소득의 감소를 경험하며 이러한 효과는 통계적으로 유의한 것으로 나타난다. 중증질환의 경우 노동시장 이탈과 소득의 감소가 더욱 급격하게 나타나는 것으로 확인되었다. 전체 입원 사건의 경우 개인의 건강 충격 발생은 배우자의 경제활동참가 여부에 유의한 영향을 미치지 않는다. 그러나 중증질환의 경우 배우자의 경제활동참가가 유의하게 감소해 추가근로자 효과보다는 간병인 효과가 강하게 나타나는 것을 확인할 수 있으며, 이에 따라 가구 소득 또한 유의하게 감소하는 것으로 나타난다. 특히 의료비 지출은 단기간에 국한된 지출 증가이나 실직 및 근로소득의 감소는 보다 장기에 걸친 영향을 미치고 있으며, 규모 또한 의료비 지출 증가는 건강 충격 발생 당해에 건강 충격 발생 전해에 비해 88만 원 증가 수준인 데 반해 근로소득의 감소는 600만 원 수준 감소해 경제적 영향력에 있어 상당한 차이가 나타난다. 따라서 현재 재난적 의료비 지원과 같이 의료비에 국한된 지원 정책은 실질적으로 의료파산과 같은 문제를 막기에 충분하지 않을 것임을 짐작할 수 있다.

건강 충격 경험 집단과 비경험집단 간의 차이뿐만 아니라, 건강 충격 경험 집단 내에서도 기존에 근로하던 일자리의 안정성에 따라 건강 충격의 효과가 차별적으로 나타난다. 근로 형태가 상대적으로 안정적이지 못한 임시직, 일용직 등 비정규직은 건강 충

격이 발생했을 때 건강 충격 발생 이전의 일자리에서 이탈할 가능성이 유의하게 높아지는 것을 보인다. 또한, 동일한 비정규직이라도 대규모 사업장에 근로하는 비정규직과 영세 사업장 또는 중간 규모 사업장 근로 비정규직 간에 차이가 나타난다. 이는 기존에 존재하는 사회경제적 지위에 따른 건강수준의 격차를 확대시키는 요인이 될 수 있으며 이에 대해서는 추후의 연구가 필요할 것이다.

건강 충격 이후 노동공급의 감소는 개인의 자발적 선택에 따른 결과일 수 있다. 건강 수준의 약화로 여가에 대한 효용이 높아지거나 소비의 필요성 감소로 인해 건강악화를 경험한 이후 노동공급의 감소 및 소득의 감소가 반드시 개인 및 가구의 후생에 부정적인 영향을 미친다고 볼 수는 없다. 그러나 상대적으로 소득 수준이 낮고 일자리 안정성이 취약한 근로자 집단이 노동시장에서 이탈할 가능성이 더 높은 결과는 건강 충격 경험 이후 노동시장에서 이탈이 비자발적으로 이루어질 가능성이 있음을 시사한다. 건강 충격 경험 이후 노동시장의 이탈이 비자발적이며 안전망 부재에 따른 결과라면 고령층 노동공급의 중요성이 확대되는 현재 시점에서 건강 충격을 겪은 근로자들이 지속적으로 노동시장에 참여할 수 있도록 지원할 수 있는 정책의 필요성이 증가할 수 있음을 보여준다.

참고문헌

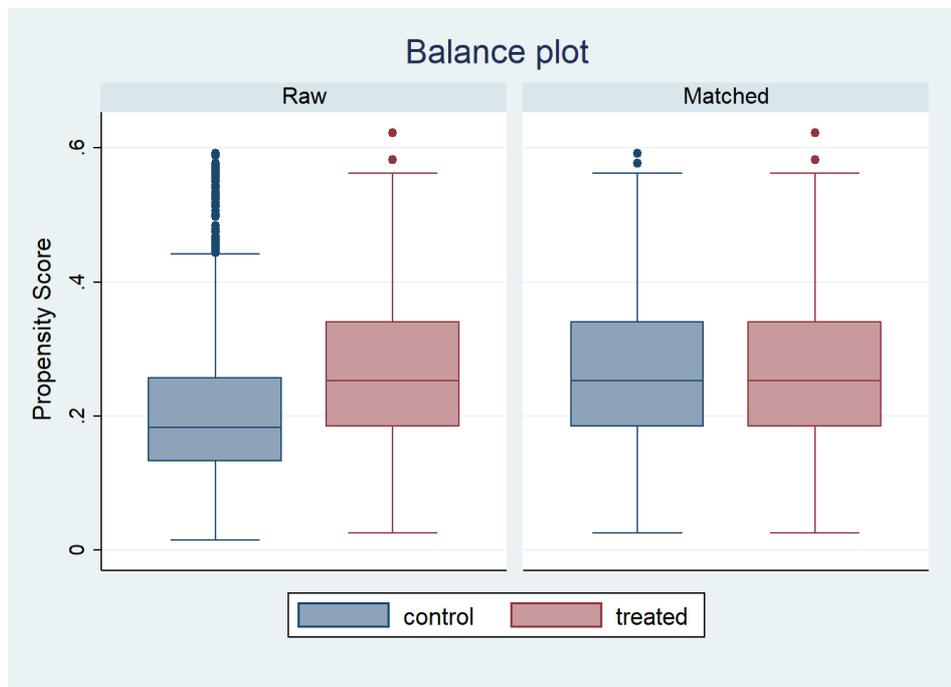
- 권정현. 「고령자의 건강과 은퇴연령 조정에 대한 연구」. KDI 중간세미나 발표자료, 2018.
- 김대환·강성호, 「중증질환으로 인한 소득상실 리스크와 정책적 시사점」, 『보험학회지』 제102집 (2015.04): 35-57
- 이승렬. 「은퇴자의 건강상태 분석」, 『노동경제논집』 30권 2호 (2007.08) : 61-86.
- 이철희·이에스더, 「한국 장년임금근로자의 퇴직: 사업체 규모별 위험모형분석」, 『노동경제논집』 38권 1호 (2015.03): 31-65.
- 박종식·이경용, 「가구조사를 통해 본 고용형태와 작업관련 손상 경험」, 『대한안전경영과학회지』 14권 4호 (2012. 12) : 137-145.
- 최정규·정형선·신정우·여지영. 「보장성강화정책이 만성질환자 및 중증질환자 보유가

- 구의 과부담 의료비 발생에 미친 영향]. 『보건행정학회지』 21권 2호 (2011. 06): 159-178.
- 홍정림. 「암 보장성강화정책이 의료이용 및 건강성과에 미친 효과」. 『응용경제』 18권 4호 (2016. 12) : 5-42.
- Coile, Courtney C. “Health Shocks and Couples' Labor Supply Decisions,” NBER Working Papers No. 10810, (October 2004)
- Cutler, David., Meara, Ellen. and Richards-Shubik, Seth. “Health Shocks and Disability Transitions Among Near-elderly Workers.” *Boston College Retirement Research Center Working Paper* No. 11-08, 2011.
- Cutler, D., Lleras-Muney, A. and Vogl, T. “Socioeconomic Status and Health: Dimensions and Mechanisms.” *Oxford Handbook of Health Economics*, 2011.
- Currie, Janet. “Healthy, Wealthy, and Wise: Socioeconomic Status, Poor Health in Childhood, and Human Capital Development.” *Journal of Economic Literature* 47 (1) (March 2009) : 87-122
- Currie, Janet and Madrian, Brigitte C. “Health, Health Insurance and The Labor Market.” *Handbook of Labor Economic*, Vol. 3, part C, : 3309-3416, Elsevier, 1999.
- Daly, Mary and Bound, John. “Worker Adaptation and Employer Accommodation Following the onset of a Health Impairment.” NBER Working Paper No. 5169 (July 1995).
- Dobkin, Carlos., Finkelstein, Amy., Kluender, Raymond. and Notowidigdo, Matthew J. “The Economic Consequences of Hospital Admissions.” *American Economic Review* 108 (2) (February 2018): 308-352.
- Fadlon, Itzik and Nielsen, Torben. “Family Labor Supply Responses to Severe Health Shocks.” NBER Working Paper No.21352, (July 2015).
- Finkelstein, Amy, Luttmer, Erzo F. P. and Notowidigdo, Matthew. “What Good is Wealth without Health? The Effect of Health on the Marginal Utility of Consumption.” *Journal of the European Economic Association* 11 (s3), (January 2013) : 221-258.
- Garcia-Gómez, Pilar., van Kippersluis, Hans. O'Donnell, Owen. and van Doorslaer, Eddy. “Long Term and Spillover Effects of Health Shocks on Employment and Income.” *Journal of Human Resources* 48 (4) (Fall 2013): 873-909.
- Gertler, Paul and Gruber, Jonathan., “Insuring Consumption Against Illness.” *American*

- Economic Review* 92 (1) (March 2002): 51-70.
- Heckman, James P., Ichimura, Hidehiko and Todd, Petra E. "Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme." *Review of Economic Studies* 64 (4) (October 1997): 605-654.
- Heckman, James P., Ichimura, Hidehiko., Smith, Jeffrey and Todd, Petra E. "Characterizing Selection Bias Using Experimental Data." *Econometrica* 66 (5) (September, 1998): 1017-1098.
- Hill, Matthew J., Maestas, Nicole and Mullen, Kathleen J. "Employer Accommodation and Labor Supply of Disabled Workers." *Labor Economics* 41 (August 2016): 291-303.
- Jeon, Sung-hee, and Pohl, R.Vincent. "Health and work in the family: Evidence from Spouses' Cancer Diagnoses." *Journal of Health Economics* 52 (C) (March 2017): 1-18.
- Mossey, Jana and Shapiro, Evelyn. "Self-Rated Health: A Predictor of Mortality Among the Elderly." *American Journal of Public Health* 72 (8) (August 1982): 800-808.
- Mincer, Jacob. "Labor Force Participation of Married Women: A Study of Labor Supply." *Aspects of Labor Economics*. Princeton University Press, 1962.
- OECD, *Society at a Glance 2016*, Technical report, OECD Publishing, 2016.
- Poterba, James M., Venti, Steven F. and Wise, David A. "The Asset Cost of Poor Health." *The Journal of the Economics of Ageing* 9 (June 2017) : 172- 184.
- Riphahn, Regina T. "Income and Employment Effects of Health Shocks : A Test for the German Welfare States." *Journal of Population Economics* 12(3) (August, 1999): 363 - 389.
- Smith, James P. "Consequences and Predictors of New Health Events." *Analyses in the Economics of Aging*. University Chicago Press, 2005.
- Smith, Jeffrey A. Petra E. Todd. "Does Matching Overcome Lalonde's Critique of Nonexperimental Estimators?." *Journal of Econometrics* 125 (1-2) (March 2005): 305-353.

〈부록〉

[부도 1] 매칭 전후 처리집단과 통제집단 간 성향점수 분포 비교



〈부표 1〉 중증질환 입원 이후 경제적 변화 추정

	log(본인부담 의료비 지출) (단위: 만원)	경제활동 참가여부	전일제근로	시간제 근로	구직활동중(실업)
입원 발생 당해 연도	3.590*** (0.674)	-0.0949*** (0.0284)	-0.257*** (0.0526)	0.0293 (0.0188)	0.0717*** (0.0269)
입원 1년 후	1.798* (0.999)	-0.234*** (0.0591)	-0.434*** (0.0818)	0.0152 (0.0187)	0.0960** (0.0452)
입원 2년 후	1.840 (1.265)	-0.294*** (0.0808)	-0.523*** (0.107)	0.0172 (0.0149)	0.118** (0.0575)
입원 3년 후	1.516 (1.544)	-0.234*** (0.0863)	-0.533*** (0.146)	0.00126 (0.0158)	0.209** (0.1000)
연도 고정효과	Y	Y	Y	Y	Y
개인 고정효과	Y	Y	Y	Y	Y
R-squared	0.296	0.145	0.152	0.069	0.055
관측치수	553	553	553	553	553
	비경제활동 - 은퇴	비경제활동 - 건강상의 이유	배우자의 경제활동참가 여부	log(개인근로소득)	log(가구근로소득)
입원 발생 당해 연도	0.0136 (0.0104)	0.0478** (0.0199)	-0.0784** (0.0386)	-1.089*** (0.292)	-0.184** (0.0859)
입원 1년 후	-0.000359 (0.00105)	0.168*** (0.0507)	-0.112* (0.0592)	-1.776*** (0.516)	-0.582** (0.249)
입원 2년 후	-0.00361 (0.00293)	0.183*** (0.0576)	-0.124 (0.0865)	-2.275*** (0.673)	-0.573** (0.247)
입원 3년 후	0.00868 (0.0116)	0.121* (0.0627)	-0.0905 (0.111)	-2.691*** (0.848)	-0.505* (0.297)
연도 고정효과	Y	Y	Y	Y	Y
개인 고정효과	Y	Y	Y	Y	Y
R-squared	0.038	0.033	0.350	0.673	0.307
관측치수	553	553	553	474	474

주: 추정 계수는 식(1)의 추정치이며, 성향점수 가중치를 이용하였다. 통제변수는 입원발생 여부 더미 외에 연령, 성별, 혼인상태, 가구주 여부, 미성년 부양자녀 수, 교육수준, 5분위 가구소득을 포함한다. 분석에는 건강 충격 발생 이전 2년 이상 노동시장참여 상태로 응답하였으며, 암, 심장질환, 뇌혈관질환 진단으로 입원을 경험한 개인이 포함된다.

1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2) 표준오차는 개인 수준에서 군집화(clustered)한 강건표준오차임.

3) 조사자료 상 정의에서 소득은 조사 시점 이전 1년의 소득을 조사한다. 분석에서는 다음해의 소득을 해당 연도의 소득으로 이용하여, 소득 분석에 이용된 샘플 건수는 감소한다.

〈부표 2〉 중증질환 외 다른 질환으로 입원 이후 경제적 변화 추정

	log(본인부담 의료비 지출) (단위: 만원)	경제활동 참가여부	전일제근로	시간제 근로	구직활동중(실업)
입원 발생 당해 연도	3.606*** (0.390)	-0.0207 (0.0128)	-0.102*** (0.0265)	0.0114 (0.00886)	0.0127 (0.00996)
입원 1년 후	1.057** (0.435)	-0.0504** (0.0195)	-0.124*** (0.0322)	0.00602 (0.00850)	0.0423*** (0.0156)
입원 2년 후	0.365 (0.528)	-0.0398* (0.0226)	-0.0749** (0.0363)	0.00115 (0.00899)	0.0166 (0.0115)
입원 3년 후	0.200 (0.702)	-0.0315 (0.0296)	-0.0628 (0.0459)	0.0162 (0.0145)	0.00842 (0.0130)
연도 고정효과	Y	Y	Y	Y	Y
개인 고정효과	Y	Y	Y	Y	Y
R-squared	0.583	0.443	0.501	0.222	0.300
관측치수	2,165	2,165	2,165	2,165	2,165
	비경제활동 - 은퇴	비경제활동 - 건강상의 이유	배우자의 경제활동참가 여부	log(개인근로소득)	log(가구근로소득)
입원 발생 당해 연도	-0.00138 (0.00209)	0.00526 (0.00521)	0.000120 (0.0243)	-0.215* (0.124)	0.0508 (0.0606)
입원 1년 후	0.00150 (0.00608)	0.0247** (0.0116)	-0.0115 (0.0299)	-0.361** (0.161)	0.0438 (0.0729)
입원 2년 후	-0.00331 (0.00622)	0.0190 (0.0121)	0.000364 (0.0369)	-0.286 (0.182)	0.0825 (0.111)
입원 3년 후	0.00159 (0.0122)	0.00698 (0.0103)	0.0398 (0.0480)	-0.340 (0.242)	0.0510 (0.167)
연도 고정효과	Y	Y	Y	Y	Y
개인 고정효과	Y	Y	Y	Y	Y
R-squared	0.285	0.354	0.792	0.847	0.687
관측치수	2,165	2,165	2,165	2,062	2,062

주: 추정 계수는 식(1)의 추정치이며, 성향점수 가중치를 이용하였다. 통제변수는 입원발생 여부 더미 외에 연령, 성별, 혼인상태, 가구주 여부, 미성년 부양자녀 수, 교육수준, 5분위 가구소득을 포함한다. 분석에는 건강 충격 발생 이전 2년 이상 노동시장참여 상태로 응답하였으며, 암, 심장질환, 뇌혈관질환 진단을 제외한 진단으로 입원을 경험한 개인이 포함된다.

- 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1
- 2) 표준오차는 개인 수준에서 군집화(clustered)한 강건표준오차임.
- 3) 조사자료 상 정의에서 소득은 조사 시점 이전 1년의 소득을 조사한다. 분석에서는 다음해의 소득을 해당 연도의 소득으로 이용하여, 소득 분석에 이용된 샘플 건수는 감소한다.

abstract

Effects of Health Shocks on Employment and Income

Junghyun Kwon

Using matching and difference-in-differences estimation method, this study estimates causal effects of health shocks on employment and income of full-time workers aged 40-55. Acute hospital admissions lower significantly the employment probability and earnings. The changes in employment and earnings persist up to three years after the health shock. The economic impacts of health shocks vary by socioeconomic status and job characteristics among individuals. Irregular workers are more likely to leave their jobs after health shocks than regular workers. Among irregular workers, the probability of leaving labor market after health shock decreases with the size of the firm.

Keywords : health shock, labor supply, earnings