



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원 저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리와 책임은 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)



요통 여부가 삶의 질에 미치는 영향

: Marginal Structural Model을 이용한
인과성 추론 분석

연세대학교 보건대학원
보건정보통계학과 보건정보통계전공
노 선 민

요통 여부가 삶의 질에 미치는 영향

: Marginal Structural Model을 이용한
인과성 추론 분석

지도 하 민 진 교수

이 논문을 보건학 석사학위 논문으로 제출함.

2025년 6월 16일

연세대학교 보건대학원

보건정보통계학과 보건정보통계전공

노 선 민



노선민의 보건학 석사학위 논문을 인준함

심사위원 하 민 진 인

심사위원 박 소희 인

심사위원 최 동우 인

연세대학교 보건대학원

2025년 6월 16일

감사의 글

똑같이 반복되던 일상 속에서 대학원이라는 새로운 도전은 2년 6개월 동안 제 인생의 터닝포인트가 되어 어느새 논문이라는 결실을 맺게 되었습니다. 그 동안 쉽지 않은 순간들도 있었지만, 그만큼 많이 배우고 성장할 수 있었습니다. 이 여정을 함께해 준 고마운 분들을 떠올리며 감사의 마음을 전하고자 합니다.

먼저, 지난 1년 동안 막막한 순간마다 방향을 잡아주시고 부족한 부분에 조언을 아끼지 않으신 하민진 교수님께 깊은 감사를 드립니다. 덕분에 스스로도 많이 고민하고 공부하며 끝까지 포기하지 않고 논문을 완성할 수 있었습니다. 처음 보건통계학부터 논문에 적용한 어려운 통계 방법론까지 쉽고 열정적으로 강의해주신 박소희 교수님께 진심으로 감사드립니다. 또한 논문 심사를 통해 꼼꼼한 검토와 함께 귀한 의견을 주신 최동우 박사님께도 감사드립니다.

제 대학원 생활을 다채롭게 꾸며준 동기들에게 애정을 담아 감사를 전합니다. 항상 서로를 응원해주고 힘이 되어준 동기들과의 많은 시간을 추억으로 잘 간직하겠습니다. 모두 각자의 공부를 하며 이 여정을 함께한 수진, 수빈과 어려움이 있을 때마다 도움을 주신 정지윤 교수님께도 감사드립니다.

마지막으로, 새로운 도전을 응원하며 항상 제 편에서 저를 믿고 힘이 되어주신 부모님, 최고가 된 것처럼 느끼게 해주는 동생과 올케에게 이 자리를 빌려 감사의 마음을 전합니다. 모두의 응원 덕분에 하고 싶은 공부를 하며 끝까지 잘 마칠 수 있었습니다.

제게 대학원 생활은 많은 사람들과 좋은 경험을 할 수 있었던 행복한 시간이었습니다. 물론 힘들고 지치는 순간들도 있었지만 그때마다 힘을 주는 사람들이 있었고, 그 과정에서 조금 더 나은 사람이 되고자 스스로 많이 고민하는 시간이었습니다. 이 시간 속에서 배운 태도와 마음가짐을 잊지 않고 앞으로도 성실하게 성장하며 살아갈 것을 다짐하며, 이 논문이 작지만 의미 있는 결실로 남길 바랍니다.

2025년 7월

노선민 올림

차 례

국문요약	v
I . 서론	1
1. 연구 배경 및 필요성	1
2. 연구 목적	3
3. 요통과 삶의 질에 관한 문헌 고찰	4
II . 연구 방법	9
1. 연구 설계	9
2. 연구 자료	9
3. 연구 대상	10
4. 변수 선정	12
5. 통계분석 방법	21
III . 연구 결과	27
1. 연구대상자의 일반적 특성	27
1.1. baseline 시점의 연구대상자의 일반적 특성	27
1.2. 요통 상태의 시계열적 특성	33
2. Generalized Estimating Equation (GEE)	35
2.1. 연구대상자 전체	35
2.2. subgroup 분석: 나이대별	41
2.3. subgroup 분석: 성별	45
3. Marginal Structural Model (MSM)	48



IV. 고찰	53
1. 연구 결과에 대한 고찰	53
2. 연구의 제한점과 의의	56
V. 결론	58
참고문헌	59
Abstract	66

표 차 례

표 1. 한국의료패널 ‘부가 조사’ 의 삶의 질 설문 항목	12
표 2. 요통에 대한 한국 표준 질병 사인 분류 코드(KCD)	14
표 3. 변수의 종류와 정의	19
표 4. baseline(2015년) 연구대상자의 일반적 특성	31
표 5. 가상관행렬별 QIC값 비교	35
표 6. 전체 대상자의 요통 여부와 삶의 질 정도의 GEE 분석 결과	38
표 7. 나이대별 요통 여부와 삶의 질 정도의 GEE 분석 결과	42
표 8. 성별에 따른 요통 여부와 삶의 질 정도의 GEE 분석 결과	46
표 9. Truncation 수준에 따른 요통 여부와 삶의 질에 대한 MSM 분석 결과	49
표 10. 요통 여부가 삶의 질에 미치는 영향에 대한 모델별 결과 비교	52



그 림 차 례

그림 1. 연구대상자 선정 (flow chart)	11
그림 2. 요인별 관계도	24
그림 3. 연구 모델	26
그림 4. 요통 상태 변화 유형별 대상자 비율(2015-2018년)	33
그림 5. 요통 상태 변화 흐름(요통 상태 변화군 대상)	34
그림 6. truncation 전/후 stabilized weights 비교	49
그림 7. IPTW 적용 전후 SMD 비교 love plot	50
그림 8. IPTW 적용 후 요통 구분별 density plot	51



국 문 요 약

요통 여부가 삶의 질에 미치는 영향

: Marginal Structural Model을 이용한 인과성 추론 분석

연구배경

요통은 전 세계적으로 높은 유병률을 보이며, 삶의 질 저하와 의료비 증가의 주요 원인으로 지적되고 있다. 특히 만성적인 요통은 일상생활의 기능적 제한을 초래하고, 정신건강에도 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 기존의 연구들은 요통이 삶의 질에 미치는 영향을 단면적으로 분석하는 데 그쳐, 시간적 변화를 고려한 종단적 분석은 부족한 실정이다. 이에 본 연구는 반복 측정된 자료를 활용하여 시간에 따라 변하는 요통 여부가 삶의 질에 미치는 인과적 영향을 분석하고, 향후 삶의 질 향상을 위한 정책 마련에 기초 자료를 제공하고자 한다.

연구 대상 및 방법

본 연구는 요통 여부가 삶의 질에 미치는 영향을 종단적으로 분석하고자 반복 측정된 경시적 자료를 활용하였다. 1기 한국의료패널 연간 데이터 중 2015년부터 2018년까지 조사된 자료를 사용하여, 80세 미만 성인을 대상으로 조사기간 중 병원을 방문한 적이 없거나 주요 변수에 결측이 있는 대상자를 제외한 최종 10,146명을 연구 대상으로 하였다. 일반화 추정 방정식(Generalized Estimating Equation, GEE)을 통해 성별, 나이, 교육 수준을 제외한 시간-의존 공변량(time-varying covariates)의 효과를 통제하여 요통이 삶의 질에 미치는 영향을 확인하였다. 또한, 요통과 삶의 질의 인과적 관계를 추론하기 위하여 역학률 가중치(Inverse Probability of Treatment Weights, IPTW)를 적용한 주변 구조 모형(Marginal Structural Model, MSM)을 구축하여 분석하였다.



연구결과

연구에 활용된 다른 변수들을 모두 통제하였을 때, 요통 여부는 삶의 질에 유의한 영향을 미치는 것을 확인하였다. GEE 분석 결과, 요통이 없는 군에 비해 삶의 질이 낮을 오즈가 비특이적 요통이 있는 군은 1.12배(95% CI: 1.04 - 1.21), 추간판 장애로 인한 요통이 있는 군은 1.43배(95% CI: 1.24 - 1.64)로 유의하게 높았다. 이외 체질량 지수를 제외한 인구사회학적 요인(나이, 성별, 교육 수준, 혼인상태, 경제활동 여부), 건강행태 요인(흡연/음주 여부, 신체 활동 정도), 신체 건강 요인(고혈압/당뇨/수면장애/우울증 여부) 모두 삶의 질에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 MSM 분석 결과, 요통이 없는 사람에 비해 삶의 질이 낮을 오즈가 비특이적 요통이 있는 군은 1.16배 (95% CI: 1.06 - 1.26), 추간판 장애로 인한 요통이 있는 군은 1.44배(95% CI: 1.23 - 1.68) 높게 나타났으며, 요통이 삶의 질에 유의한 인과적 영향을 미치는 것을 확인하였다.

결론

본 연구를 통해 요통이 삶의 질에 미치는 인과적 영향을 확인하였다. 특히 성별 및 나이대에 따라 그 양상이 다르게 나타났으며, 수면장애나 우울증과 같은 정신건강 문제 또한 삶의 질 저하에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 요통 환자의 삶의 질 향상을 위하여 요통의 치료뿐만 아니라 정신건강을 포함한 다각적인 접근과 집단별 맞춤형 관리가 필요함을 시사한다.

핵심어: 요통, 삶의 질, 일반화 추정 방정식, 주변 구조 모형, 인과성 추론

I . 서론

1. 연구 배경 및 필요성

요통(back pain)은 허리 부위에서 발생하는 통증을 통칭하는 것으로, 대부분의 사람들은 살아가면서 요통을 한 번 이상 겪게 된다(WHO Scientific Group, 2003). 2020년 기준 전 세계 인구의 8% 정도가 만성 요통을 겪고 있으며, 2050년에는 8억 명 이상이 요통을 겪을 것으로 예상된다(Ferreira et al., 2023). 우리나라 요통 환자는 2022년 약 560만 명에 달하며 요양기관 이용 상병 중 상위 8위를 기록하는 다빈도 상병으로 최근 10년간 지속적으로 증가하는 추세이다(통계청, 2023). 과거에는 노인이나 무거운 물건을 많이 드는 근로자 등에서 많이 발생하였지만, 최근에는 장시간 앉아서 일하는 사무직 근로자나 스마트폰이나 태블릿 사용의 증가로 인한 잘못된 자세로 척추질환 환자가 증가하고 있어 다양한 연령대에서 요통 환자가 증가할 것으로 보인다(국민건강보험공단, 2023).

우리나라의 경우 요통으로 의료기관을 이용한 환자 수는 2019년~2023년까지 5년간 약 5.78% 증가하였고, 척추질환 수술 건수는 약 19.21% 증가하여 2023년 요통으로 인한 요양급여 비용이 약 62.43% 증가한 약 1조 3,230억 원에 달하였다(건강보험심사평가원, 2024). 또한 개인의 직접적인 치료 비용 부담뿐만 아니라 생산성 감소로 인한 사회 경제적 부담으로 이어질 수 있다(Dagenais, Caro and Haldeman, 2008). 이동훈 등(2010)의 연구에서 근골격계 증상 중 특히 요통이 결근과 조퇴의 주된 원인으로 나타났는데, 이는 요통으로 인한 잦은 결근이 업무 성취도와 승진 기회 박탈 등 개인의 경제적 어려움으로 이어질 수 있으며 요통의 예방과 효과적인 관리는 개인의 삶의 질 향상

과 사회적 비용 절감을 위한 중요한 과제임을 시사한다.

이러한 신체적 통증은 심리적, 정신적 어려움이 동반되는 경우가 많아 단순한 통증 관리만으로는 충분하지 않다. 정신질환을 동반한 척추질환 환자의 경우 정신질환을 동반하지 않았을 경우보다 수술 후 예후가 좋지 않다는 연구 (Tuomainen et al., 2018)는 통증이 개인의 삶의 질에 미치는 영향을 고려할 때, 통증 관리와 더불어 복합적인 관리가 필요함을 시사한다.

한편, 삶의 질은 “개인이 자신의 목표, 기대, 기준, 관심사와 관련하여 경험하는 자신의 삶의 상태를 평가하는 것”으로 정의된다(WHO, 1995). 특히, 건강 관련 삶의 질(Health-Related Quality of Life)은 질병이나 건강 상태가 개인의 신체적, 정신적, 사회적 기능에 미치는 영향을 중심으로 평가된 삶의 질을 나타내며(Hays and Reeve, 2008), 만성 질환과 통증에서 중요한 지표로 활용된다(Kalantar-Zadeh and Unruh, 2005). Tüzün(2007)의 연구에 의하면 만성 근골격계 통증은 단순한 통증의 불편함에서 나아가 전반적인 개인의 삶의 모든 측면에 부정적인 영향을 미쳐 건강 관련 삶의 질을 저하하는 것으로 나타났다. 즉, 요통은 신체 활동의 제한, 근력 감소로 인한 직업적 생산성 저하, 기분장애 등 정신적 스트레스 증가, 수면의 질 감소 등으로 이어져 삶의 질에 영향을 준다는 연구가 지속되어 왔다.

하지만 그동안의 선행연구는 대부분 요통 환자를 대상으로 한 단면연구로 진행되어 요통이 삶의 질에 미치는 영향 또는 연관성만 파악할 수 있었으며, 요통이 삶의 질에 미치는 인과적 영향을 규명하는 종단적 연구는 부족한 실정이다. 그러나 요통은 시간에 따라 증상이 변화할 수 있기 때문에, 특정 시점의 요통 상태와 삶의 질 사이의 관계를 반복적으로 살펴보는 종단적 접근이 필요하다. 따라서 본 연구는 의료패널조사의 경시적 자료를 활용하여 시점별 요통 유무와 삶의 질의 연관성을 분석하고, 요통의 시기별 변화가 삶의 질에 미치는 인과적 영향을 추정하기 위해 종단적 분석을 수행하고자 한다.



2. 연구목적

본 연구에서는 1기 한국의료패널조사 2015~2018년 데이터를 활용하여 성인을 대상으로 요통 여부와 삶의 질의 연관성을 종단적으로 확인하고, 시간 의존 변수들을 통제한 상태에서 요통 여부와 삶의 질의 인과적 연관성을 확인하고자 한다.

구체적인 연구 목적은 다음과 같다.

첫째, 연구 대상자의 인구사회학적 특성, 동반 질환을 포함한 건강행태 특성을 확인한다.

둘째, 연구 대상자의 요통 여부와 삶의 질의 관련성 및 영향 요인을 종단적으로 확인한다.

셋째, 연구 대상자의 요통 여부가 삶의 질에 미치는 영향을 인과적으로 추론한다.



3. 요통과 삶의 질에 관한 문헌 고찰

3.1. 요통

요통은 허리 부위에서 다리까지 광범위하게 나타나는 통증으로, 근골격계 이상, 신경 압박, 내장 질환 등 요통의 원인은 다양하며(서울아산병원 질환백과), 특별한 해부학적 원인 없이 다양한 요인들이 복합적으로 작용하여 증상이 나타나는 경우가 많다(Hartvigsen et al., 2018). 체질량 지수가 높거나 잘못된 자세 등 신체적 요인이 요통을 유발하거나, 사회적 요인으로는 통근 시간이 길고 특히 교대근무 패턴일 때 요통이 증가하였고(Ryu et al., 2025), 직무 불만족, 높은 스트레스 수준 등도 요통의 유병률에 영향을 미쳤다(Alammar et al., 2025). 가족력 등 유전적 요인도 원인이 될 수 있으며, 수면장애나 우울증 등 동반된 질환도 요통의 원인이 될 수 있다(Zheng et al., 2025).

요통은 통증의 지속 기간에 따라 급성과 만성 요통으로 나뉜다. 6주 이내에 호전되는 급성 요통은 특별한 치료 없이 무리하지 않는 선에서 일상생활을 하면서 호전되며, 3개월 이상 지속되는 만성 요통의 경우 약물이나 주사 요법 또는 찜질과 운동요법 등 비수술적 치료를 통해 통증을 경감시킨다(질병관리청 국가건강정보포털). 특히 만성 요통 환자에게 필라테스 등 요부 안정화 운동은 코어 근육을 강화하고 통증을 감소시키는 효과가 있다고 알려져 있다(Grimes, 2018). 대부분의 요통은 보존적 치료로 호전되지만, 종양이나 감염, 신경의 압박 등이 발생한 만성 요통이나 일상생활이 어려울 정도의 통증이 동반된 경우에는 수술적 치료가 필요하다(질병관리청 국가건강정보포털). 하지만 수술적 치료 후에도 후유증이나 재발 가능성성이 높아, 많은 요통 환자들이 일상생활에서 지속적인 불편을 겪게 된다. Von Korff 등(1996)의 연구에서 요



통 환자의 1차 진료 후 통증에 대하여 추적 관찰한 결과, 1개월 후에 그 중 약 33%는 중강도의 통증이 지속되었고, 1년 후 7명 중 1명은 심각한 강도의 통증을 보고하였으며, 5명 중 1명은 상당한 활동 제한을 보였다. 이는 만성 요통이 개인의 삶의 질에 상당한 영향을 줄 수 있으며, 통증 관리와 기능 회복을 위해 장기적인 치료뿐만 아니라 초기 단계에서의 적절한 개입과 관리 또한 중요함을 시사한다.

3.2. 삶의 질

삶의 질이란 ‘한 개인이 속해있는 문화권과 가치 체계 안에서 자신의 목표, 기준, 기대, 관심과 관련하여 느끼고 경험하는 자신의 삶의 위치와 상태에 대한 인식’이며(WHO, 1993), 이는 신체적 건강, 심리적 상태, 사회적 관계, 환경적 요인 등 여러 영역을 광범위하게 포함하는 개념으로 개인의 주관적 행복감과 만족감을 나타내는 개념이다(한국보건사회연구원, 2007). 그 중 특히 질병이나 건강 상태를 초점으로 개인의 신체적, 정신적, 사회적 기능에 미치는 영향을 평가한 삶의 질을 ‘건강 관련 삶의 질(Health-Related Quality of Life)’이라고 부른다. 삶의 질이라는 용어가 처음 사용된 이후 1980년대부터 보건의료분야에서 질병과 연관시켜 사용하기 시작하였고(금보영, 2015), 점차 건강 관련 삶의 질의 관심이 높아지며 다양한 분야에서 임상 결과의 효능을 평가하기 위한 도구의 하나로 이용되고 있다(김태협, 2012).

삶의 질을 측정하는 도구는 관점이나 연구 목적에 따라 여러 가지가 있는데, 보통 일반적인 건강 관련 삶의 질을 측정하는 ‘일반형(generic type)’ 도구와 특정 환자 집단에 대한 삶의 질을 측정하는 ‘질환 특이형

(disease-specific type)' 도구가 있다. 특정 질병에 대한 도구를 사용하면 해당 질병의 삶의 질에 영향을 주는 복합적인 요인을 고려한 보다 정확한 측정이 되겠지만, 특정 영역에만 평가되는 한계가 있을 수 있다(이연화, 2015; 김태협, 2012). 따라서 연구 목적과 상황에 따라 적절한 도구 선택이 중요하다. 요통에 대한 삶의 질 측정 도구는 질병 특이형 도구가 개발되지 않아 주로 일반형 도구 중 EQ-5D, SF-36 등을 많이 사용한다. EQ-5D는 EUROQoL 그룹이 개발한 도구로써, 운동능력(mobility), 자기 관리(self-care), 일상 활동(usual activity), 통증/pain/discomfort), 불안/anxiety/depression)의 5개 영역으로 구성되어 있으며, 각 영역에서 3개 수준(level)의 항목에서 하나를 선택하여 응답한다(Rabin and de Charro, 2001). SF-36은 미국의 RAND 회사에서 RAND 건강보험 연구를 위한 건강측정 도구에서 파생된 도구로 36개의 항목으로 구성되어 있으며 국내는 물론 세계적으로도 많이 쓰이는 도구이다(김태협, 2012). 본 연구에서는 EQ-5D 도구를 사용하였다.

3.3. 요통 환자의 삶의 질

요통은 신체적인 제약뿐만 아니라 정신건강과 나아가 삶의 질까지 전반적인 일상생활에 부정적 영향을 준다. Ge 등(2022)의 연구에서 요통이 있으면 요통이 없는 사람에 비해 신체 기능 제한이 있었고 우울 증상이 있으며 삶의 질 점수가 낮았다. 신체 기능과 정신건강을 삶의 질에 영향을 주는 요인으로 보고 분석한 연구에서는 요통의 통증 강도가 강하고 신체 기능 제한이 있으며 정신건강이 안 좋을수록 삶의 질이 낮은 결과를 보였다(Pericot-Mozo et al.,

2024). 또 이러한 영향은 남성보다 여성에서 더 두드러진다. Bilgili와 Arpacı(2014)의 연구에서는 모든 연령층에서 여성의 삶의 질이 낮은 것으로 나타났으며, 특히 기혼 여성의 근골격계 질환은 가사노동이 동반되어 더 흔하게 나타났으며(Habib et al., 2005), 근골격계 질환이 동반되었을 때 건강 관련 삶의 질이 유의하게 감소하는 경향이 있었다(정유림 등, 2024). 척추질환 환자의 통증과 삶의 질에 영향을 주는 요인을 분석한 이진규 등(2010)의 연구에서는 나이, 주관적 경제적 계층, 수술 전 증상 개수, 증상 경험 기간, 수술 여부나 수술 방법, 운동 여부가 삶의 질에 유의한 영향을 미친 것으로 나타났다.

또한, 요통의 경우 수면장애나 우울증 등 정신적 장애를 동반하여 삶의 질에 영향을 줄 수 있다. 요통이 있는 노인을 대상으로 한 이미순 등(2021)의 연구에서 중증도 이상의 요통을 경험할수록 수면의 질이 나빠졌으며, 수면의 질의 예측 요인으로는 기능장애, 우울, 성별, 요통 유병 기간, 요통 자가관리가 있었다. 그러나 반대로 수면의 질이 좋지 않으면 요통을 경험할 위험이 올라가, 요통과 수면장애는 양방향적 영향을 주고받는다고 알려져 있다. 근골격계 환자를 대상으로 수면장애와 요통의 일일 연관성을 체계적 문헌 검토한 연구에서 통증 강도와 수면 간에 양방향이 있음을 확인할 수 있었고, 다만 수면의 질이 다음날 통증 강도를 예측하는 영향이 더 높았다(Goossens et al., 2025). 또 Barazzetti 등(2022)은 성인 여성을 대상으로 정신적 장애와 만성 요통 사이에서 수면의 질의 영향을 살펴보았는데, 수면의 질이 저하된 여성 중 정신적 장애가 있는 경우 요통의 발생 확률이 48% 높았다. 따라서 요통과 수면장애는 동반될 경우가 높고, 이는 신체적, 정신적 건강이 모두 영향을 받아 궁극적으로 개인의 삶의 질에 부정적 영향을 미칠 수 있다.

요통은 단발적으로 발생하였다가 완치되는 경우보다 통증을 반복하며 만성적으로 이어지는 경우가 많다(da Silva et al., 2019). 이러한 특성 때문에



요통을 단기적 관점에서만 분석하는 것에는 한계가 있으며, 시간의 흐름을 함께 고려한 인과적 분석이 필요하다. Zheng 등(2025)은 멘델리안 무작위화 방법을 통해 수면장애, 우울증, 비만, 음주를 요통의 인과적 위험 요인으로 분석하였지만, 국내외적으로 삶의 질에 대한 요통의 인과적 영향을 분석한 연구는 아직 부족하다. 따라서 시간의 흐름에 따라 변화하는 요통 상태가 삶의 질에 미치는 영향을 종단적으로 분석하고, 그 결과를 바탕으로 요통 환자의 건강 관련 삶의 질 향상을 위한 근거를 마련할 수 있는 연구가 필요하다.

II. 연구 방법

1. 연구 설계

본 연구는 1기 한국의료패널조사 데이터 중 2015년부터 2018년까지 조사된 4개년 데이터를 활용하여 요통 여부가 삶의 질에 미치는 영향을 파악하기 위한 종단적 연구(longitudinal study)이다.

2. 연구 자료

본 연구에서는 한국보건사회연구원과 국민건강보험공단이 공동으로 주관하는 1기 한국의료패널 2008~2018년 연간 데이터(Version 1.7.3)를 사용하였다. 한국의료패널은 인구 고령화, 소득 수준 향상, 질병 구조의 변화 등 보건 의료 환경 변화에 따라 의료 이용 및 의료비가 급증하고, 행정자료를 통해 파악하기 어려운 다차원적 요인을 파악하여 보건의료 부문의 정책 목표를 설정하거나 평가하기 위한 자료원의 필요성이 요구되어 2008년부터 구축되고 있는 자료이다. 자료조사는 조사원이 직접 조사 대상 가구를 방문하여 컴퓨터를 보고 질문하며 기록하는 면접식 조사 방법(CAPI, Computer Assisted Personal Interviewing)으로 수집되며, 의료 이용 건에 대해서는 가구 또는 의료기관으로부터 진료비·약제비 영수증을 수집하여 데이터를 구축한다(한국의료패널, 2022). 2005년 인구주택총조사 90% 전수자료 중 2단계 총화 집락 추출 방법으로 표본을 추출하여 2008년 1차 조사에 7,866가구, 24,616명이 응답하였다. 1차년도 패널 구축 가구의 탈락을 보완하여 2012년 신규 표본을 유치하였고, 신규 표본 조사자료는 2014년 연간 데이터부터 원표본 조사자료와 통합하



여 배포하였다. 13개 부문의 기본조사표와 11개 부문의 성인 가구원 대상 부가 조사표로 구성되어 있으며, 그 내용은 가구 및 가구원의 일반사항, 민간보험, 만성 질환, 의약품 사용, 의료서비스 이용, 성인 가구원 대상 건강 생활 습관, 삶의 질, 노인장기요양보험, 의료접근성, 가구원 총소득 등으로 구성되어 있다.

3. 연구 대상

본 연구는 1기 한국의료패널 연간 데이터 중 2008년 원표본에 신규 표본 자료가 합쳐진 이후의 2015년부터 2018년까지 조사된 자료를 바탕으로 진행하였다. 신규 표본 자료는 2014년부터 합쳐졌으나 해당 연도에는 본 연구의 주요 변수인 ‘삶의 질’ 문항이 조사되지 않았기 때문에 제외하였으며, 2015년 패널조사를 기준 연도(Baseline)로 하였다. 연구 대상자 선정 과정은 다음과 같다(그림 1).

2015년 패널 참여 가구원 총 18,130명 중 2015년 이후 병원을 방문한 적이 없는 851명을 제외하고, 2015년 기준으로 나이가 만 20세 미만, 80세 이상인 가구원 4,383명을 제외하였다. 이후 연구 기간 중 조사가 중단된 가구원과 주요 변수에 결측이 있는 가구원 2,750명을 제외하여 최종적으로 총 10,146명을 연구대상자로 선정하였다.

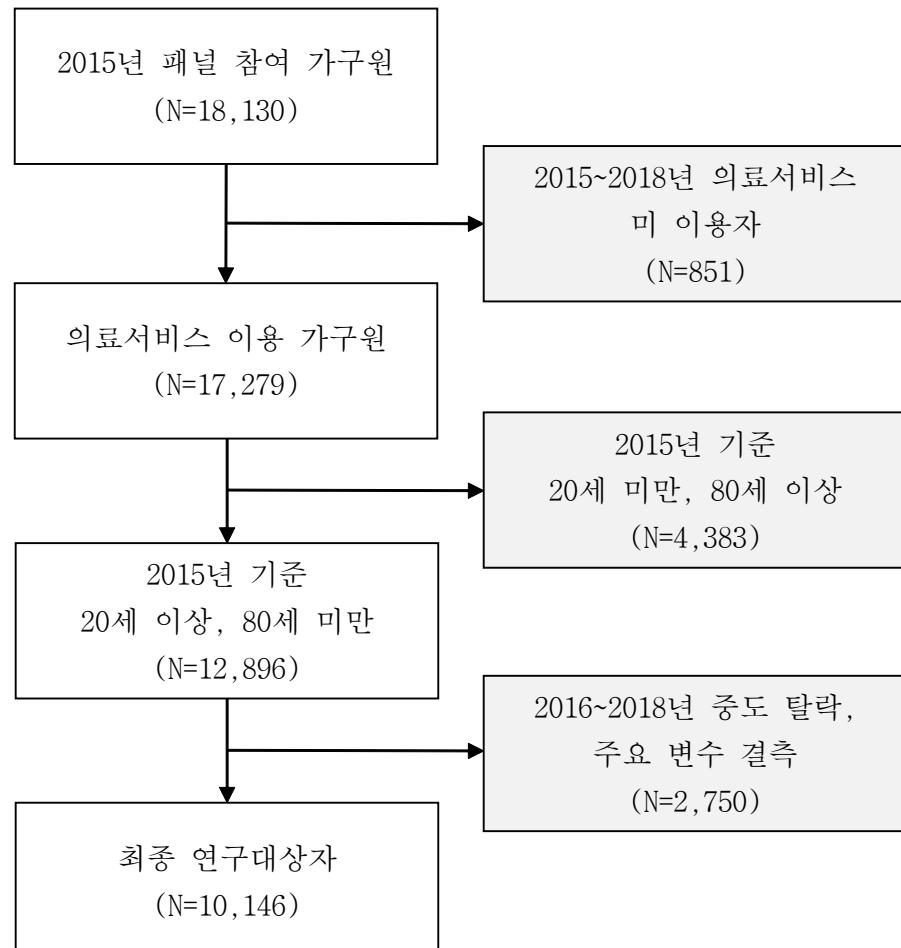


그림 1. 연구대상자 선정(flow chart)



4. 변수 선정

4-1) 종속변수

종속변수는 건강 관련 삶의 질로, 1기 한국의료패널 조사 문항 중 성인 가구원 대상 부가 조사의 ‘삶의 질’ 문항을 사용하였다. 해당 문항은 EUROQoL 그룹이 개발한 삶의 질 측정 도구인 EQ-5D 척도이다. 이 문항은 운동능력(Mobility, M), 자기관리(Self Care, SC), 일상 활동(Usual Activity, UA), 통증/불편(Pain/Discomfort, PD), 불안/우울(Anxiety/Depression, AD)의 5가지 항목으로 조사되며(표 1), 각 항목에 대하여 ‘전혀 문제없음(1)’, ‘다소 문제 있음(2)’, ‘심한 문제 있음(3)’의 3가지 척도 안에서 하나를 선택하여 응답하여 총 243개의 조합으로 표현될 수 있다.

표 1. 한국의료패널 ‘부가 조사’ 의 삶의 질 설문 항목

문항	내용
1. 운동능력(M)	당신의 운동능력은 어떠하다고 생각하십니까?
2. 자기관리(SC)	당신의 자기관리는 어떠하다고 생각하십니까?
3. 일상 활동(UA)	당신의 일, 공부, 가사일 등의 일상 활동(가족 또는 여가 활동 포함)은 어떠하다고 생각하십니까?
4. 통증/불편(PD)	당신의 통증이나 불편 정도는 어떠하다고 생각하십니까?
5. 불안/우울(AD)	당신의 불안이나 우울 정도는 어떠하다고 생각하십니까?

각 문항의 세 가지 수준에 대하여 1, 2, 3으로 표현된 척도를, Lee 등 (2009)의 국내 일반인구를 대상으로 한 EQ-5D 질 가중치 추정 연구에서 도출된 수식을 이용하여 삶의 질 지수(EQ-5D index)값을 계산하였으며 그 가중치

수식은 다음과 같다.

$$\text{EQ-5D index} = 1 - 0.050 - 0.096(\text{M2}) - 0.418(\text{M3}) - 0.046(\text{SC2}) - 0.136(\text{SC3}) - \\ 0.051(\text{UA2}) - 0.208(\text{UA3}) - 0.037(\text{PD2}) - 0.151(\text{PD3}) - 0.043(\text{AD2}) - 0.158(\text{AD3}) - 0.050 \\ (\text{N3})$$

M, SC, UA, PD, AD는 각 항목의 응답에 따라 0 또는 1의 값을 가지며, 하나의 영역에 대해서라도 ‘심한 문제 있음(3)’으로 응답한 영역이 있으면 N3는 1의 값을 가진다. 이렇게 계산된 삶의 질 지수는 -0.171부터 1까지의 값으로 계산되어 값이 클수록 삶의 질이 좋은 상태이자 완전한 건강 상태를 나타낸다. 본 연구에서는 삶의 질 지수를 활용하여 삶의 질이 높은 그룹과 낮은 그룹으로 나누어 분석하였다. 두 그룹을 나누는 절단점은 정의되어 있지 않아 계산된 삶의 질 지수 분포의 4분위수를 사용하여 1사분위수(하위 25%)를 절단점으로 하였고, 삶의 질 지수가 0.963 미만인 경우 ‘낮은 삶의 질’, 0.963 이상인 경우 ‘높은 삶의 질’로 정의하였다.

4-2) 독립변수

독립변수는 요통의 유무이며, 요통으로 의료서비스를 이용하고 의사의 진단을 받은 경우를 기준으로 ‘요통 없음’, ‘비특이적 요통’, ‘추간판 장애로 인한 요통’ 세 가지 범주로 구분하였다. 한국의료패널 가구용 설문 내용 중 ‘응급 서비스 이용’, ‘입원 서비스 이용’, ‘외래 서비스 이용’ 문항에서 각 의료서비스 이용 날짜와 ‘의사가 말해준 진단명은 무엇이었습니까?’의 응답 내용으로 수집된 질병 코드(KCD)로 요통 유형을 분류하였다. 한



국의료패널 데이터는 KCD 코드의 3단위 분류까지 제공하여 4단위 분류는 제외하고 3단위 분류 코드만 활용하였다. 또한 통계청 한국표준질병사인분류 코딩지침에 따르면 요통(M54) 중 추간판 장애가 동반되어 있을 시 M54가 아닌 추간판 장애로 인한 요통(M51)으로 분류되기 때문에, M51로 분류되는 요통 대상자의 누락을 방지하고 요통의 유형을 나누어 확인해 보기 위하여 아래 표 2와 같이 분류하여 분석하였다.

표 2. 요통에 대한 한국 표준 질병 사인 분류 코드(KCD)

진단명	KCD Code
비특이적 요통	M54
추간판 장애로 인한 요통	M51

4-3) 통제변수

통제변수는 인구사회학적 요인, 건강행태 요인, 신체 건강 요인으로 구분하였다.

① 나이

나이는 기준 연도인 2015년과 가구원의 생년월일의 차이이며 1세부터 102세 까지의 분포를 보였으나, 본 연구는 기준 연도 당시 성인을 연구 대상으로 하여 20세 미만은 제외하였으며, 80세 이상의 노인은 삶의 질에 미치는 영향이 요통보다 다른 요인의 영향이 더 클 수 있어(Paz et al., 2021) 연구 대상에서 제외하였다. 즉 20세 이상에서 80세 미만의 분포를 ‘20세~39세’ , ‘40세~59세’ , ‘60세 이상’으로 범주화하여 사용하였다.



② 성별

성별은 가구원 정보 중 성별을 조사하는 항목으로 ‘남성’ , ‘여성’ 으로 구분하였다.

③ 교육 수준

교육 수준은 기준 연도인 2015년에 조사된 가구원 정보를 활용하여 무학과 초등학교 졸업은 ‘초졸 이하’ , 중학교 졸업은 ‘중졸’ , 고등학교 졸업은 ‘고졸’ , 대학교 졸업과 대학원 석사/박사는 ‘대졸 이상’ 으로 나누어 구분하였다.

④ 혼인 상태

혼인 상태는 각 조사 시점마다 응답한 가구원의 혼인 상태 항목으로 ‘미혼’ , ‘기혼’ , ‘이혼 및 기타’ 로 나누어 구분하였으며, 사실혼 관계는 ‘기혼’ 에 포함하고, 사별과 별거는 ‘이혼 및 기타’ 에 포함하였다.

⑤ 경제 활동 여부

경제 활동 여부는 각 조사 시점마다 응답한 가구원의 경제 활동 유무이며 응답에 따라 ‘예’ , ‘아니오’ 로 구분하였다.

⑥ 흡연

흡연 여부는 각 조사 시점마다 조사된 ‘부가 조사’ 중 ‘현재 담배를 피우고 계십니까?’ 의 응답으로 피운 적 없으면 ‘비흡연자’ , 과거에는 피웠으나 현재 피우지 않으면 ‘과거 흡연자’ , 현재 매일 피우거나 가끔 피우면 ‘흡연자’ 로 구분하였다.

⑦ 음주

음주 여부는 각 조사 시점마다 조사된 ‘부가 조사’ 중 ‘최근 1년 동안 얼마나 자주 술을 드셨습니까?’의 응답으로 평생 마시지 않았거나 최근 1년간 금주 상태이면 ‘비음주자’ , 그 외 ‘월 1회 미만’ 이상의 응답인 경우 ‘음주자’로 구분하였다.

⑧ 체질량지수(Body Mass Index, BMI, kg/m^2)

체질량지수는 각 조사 시점마다 가구원의 키와 몸무게를 이용하여, 체중을 키의 제곱으로 나눈 값으로 계산하여 사용하였다. 계산된 값은 대한비만학회 비만 진료지침 2020의 기준에 따라 $<18.5\text{kg}/\text{m}^2$ 이면 ‘저체중’ , $18.5\text{--}23.0\text{kg}/\text{m}^2$ 이면 ‘정상’ , $23.0\text{--}25.0\text{kg}/\text{m}^2$ 이면 ‘과체중’ , $\geq 25.0\text{kg}/\text{m}^2$ 이면 ‘비만’으로 분류하였다.

⑨ 신체 활동 정도

신체 활동 정도는 각 조사 시점마다 조사된 ‘부가 조사’ 설문 항목 중 ‘신체 활동’ 문항의 격렬한 신체 활동, 중증도 신체 활동, 걷기의 응답으로 신진대사 해당치(Metabolic Equivalent Task, MET)를 계산하여 사용하였다. 신진대사 해당치는 특정 신체 활동이 안정적인 휴식 대비 몇 배의 에너지를 소비하는지 나타내는 지표이며, 주로 신체 활동량을 나타내는 지표로 사용된다. 계산식은 다음과 같다(IPAQ Research Committee, 2005).

$$\text{MET(min/week)} = \text{MET level} \times \text{minutes of activity} \times \text{events per week}$$

$$* \text{ 고강도 MET} = 8.0 \times \text{격렬한 신체 활동 시간(min)} \times \text{일수(day)}$$

$$* \text{ 중증도 MET} = 4.0 \times \text{중증도 신체 활동 시간(min)} \times \text{일수(day)}$$

$$* \text{ 걷기 MET} = 3.3 \times \text{걷기 실천 시간(min)} \times \text{일수(day)}$$

세 가지 MET 값을 각각 계산한 후 이를 합산한 점수가 높을수록 신체 활동량이 많다는 것을 의미한다. 본 연구에서는 합산한 점수가 600 MET(min/week) 미만이면 ‘비활동’ , 600-3000 MET(min/week) 미만이면 ‘적은 신체 활동’ , 3000 MET(min/week) 이상이면 ‘많은 신체 활동’으로 분류하였다.

⑩ 고혈압 여부

고혈압 여부는 각 조사 시점마다 가구원의 ‘만성 질환’을 조사하는 항목에서 고혈압을 앓았거나 앓고 있을 때 ‘있음’ , 고혈압을 앓은 적 없거나 완치되었을 때 ‘없음’으로 구분하였다.

⑪ 당뇨 여부

당뇨 여부는 각 조사 시점마다 가구원의 ‘만성 질환’을 조사하는 항목에서 당뇨병을 앓았거나 앓고 있을 때 ‘있음’ , 당뇨병을 앓은 적 없거나 완치되었을 때 ‘없음’으로 구분하였다.

⑫ 수면장애 여부

수면장애 여부는 각 조사 시점마다 의료 서비스 이용을 조사하는 항목에서 의료 서비스를 이용한 이력이 있고 ‘의사가 말해준 진단명은 무엇이었습니까?’의 내용으로 수집된 진단 코드(KCD)에 수면장애(F51, G47)를 진단받았을 경우 ‘있음’ , 진단받은 적이 없으면 ‘없음’으로 구분하였다.

⑬ 우울증 여부

우울증 여부는 각 조사 시점마다 의료 서비스 이용을 조사하는 항목에서 의료 서비스를 이용한 이력이 있고 ‘의사가 말해준 진단명은 무엇이었습니까?’



의 내용으로 수집된 진단 코드(KCD)에 우울증(F32, F33)을 진단받았을 경우
‘있음’ , 진단받은 적이 없으면 ‘없음’ 으로 구분하였다(표 3).



표 3. 변수의 종류와 정의

구분	변수명	정의
종속변수	삶의 질	높은 삶의 질(0) 낮은 삶의 질(1)
독립변수	요통 유무	없음 (0) 비특이적 요통 (1) 추간판 장애로 인한 요통 (2)
	나이	20세~39세 (0) 40세~59세 (1) 60세 이상 (2)
	성별	남성 (0) 여성 (1)
인구 사회학적 요인	교육수준	초졸 이하 (0) 중졸 (1) 고졸 (2) 대졸 이상 (3)
통제변수	혼인상태	미혼 (0) 기혼 (1) 이혼 및 기타 (2)
	경제활동 여부	아니오 (0) 예 (1)
	흡연 여부	비흡연자 (0) 과거 흡연자 (1) 현재 흡연자 (2)
건강행태 요인	음주 여부	비음주자(1년 이상 금주) (0) 음주자 (1)
	체질량 지수	정상 (0) 저체중 (1) 과체중 (2) 비만 (3)



표 3. 변수의 종류와 정의 (계속)

구분	변수명	정의
통제변수	건강행태 요인	신체활동 정도 비활동 (0) 적은 신체활동 (1) 많은 신체활동 (2)
		고혈압 여부 없음 (0) 있음 (1)
		당뇨 여부 없음 (0) 있음 (1)
	신체건강 요인	수면장애 여부 없음 (0) 있음 (1)
		우울증 여부 없음 (0) 있음 (1)



5. 통계분석 방법

본 연구는 요통이 삶의 질에 미치는 영향을 알아보고자 2015년부터 2018년 까지의 한국의료패널 자료를 사용하였고, 반복 측정된 종단적 데이터의 특성에 따라 시간 의존 교란을 통제한 후 요통 여부와 삶의 질의 인과적 영향을 확인하고자 하였다.

먼저, 연구대상자의 요통 여부에 따른 일반적 특성을 알아보고자, 본 연구의 기준 연도인 2015년의 자료로 빈도 분석과 기술 통계를 수행하였다. 요통 여부에 따른 집단 간 인구사회학적 요인, 건강행태 요인, 신체 건강 요인에 차이가 있는지 확인하기 위하여 카이제곱 검정(Chi-square test, X^2 test)을 실시하였다.

본 연구에 사용된 패널 데이터는 반복 측정된 경시적 자료로 관측값 내의 독립성을 만족하지 않는 것이 특징이다. 따라서 패널 데이터로 일반적인 로지스틱 회귀분석을 사용하여 분석하게 되면 관측값의 독립성 가정이 위배되기 때문에 관측값 내의 상관성을 고려한 분석 방법을 사용하여야 한다. 이러한 반복 측정 데이터 분석 방법에는 반복 측정 분산분석(Repeated Measures ANOVA), 선형혼합효과모형(Linear Mixed effects Model, LMM), 일반화 추정 방정식(Generalized Estimating Equation, GEE)등이 있다. 본 연구는 종속변수인 삶의 질 정도가 이항 변수이며 결측치를 제외한 완전한 자료로, 요통 여부가 삶의 질에 미치는 영향 요인과 상관관계를 확인하기 위하여 일반화 추정 방정식을 이용하여 분석하였다. 이 분석 방법은 요통 상태가 시간의 흐름에 따라 변화할 수 있다는 것을 전제로 하기 때문에, 본 분석에 앞서 요통 유무

의 시계열적 변화를 확인하는 탐색적 분석을 수행하였다. 일반화 추정 방정식은 반복 측정 자료에서 준-우도 추정치(quasi-likelihood estimation)를 이용해 일반화 선형 모형(Generalized Linear Model, GLM)을 확장한 모수 추정 방법으로, 각 개체들의 효과보다 전체적인 집단의 평균 효과를 파악하는데 유용한 방법이다(Liang and Zeger, 1986). 혼합효과모형과 달리 정규분포를 가정하지 않으며, 모수를 추정할 때 반복 측정된 값의 상관관계를 고려하는 가상관행렬(working correlation matrix)을 가정하여 추정한다. 이때 적절한 모형을 선택하기 위하여 Pan(2001)에 의해 고안된 QIC(Quasi-likelihood under the Independence model Criterion) 값을 사용하며, 대표적인 가상관행렬인 자기 회귀(Autoregressive, AR-1), 교환 가능(Exchangeable), 비구조적(Unstructured) 3가지의 QIC 값을 비교하여 그 값이 가장 작은 모델을 최종 모델로 선택하였다.

마지막으로, 시간에 따라 변화하는 요통 여부와 그에 영향을 미치는 혼란 변수를 통제하여 삶의 질에 대한 인과 효과를 추정하고자 주변구조모형(Marginal Structural Model, MSM)을 구축하여 분석하였다. 이론적으로 인과성 추론을 위해서는 동일한 대상에게 원인이 될 수 있는 모든 처치에 대한 결과를 수집하여야 하나, 관찰 연구에서는 윤리적인 문제와 함께 이를 수행하기 어렵다. 따라서 실제로 관찰할 수 없는 다른 처치를 받았을 경우의 반사실적 상황(counterfactual situation)을 가정하여 치료 효과를 추정한다. 또한 반복 측정된 패널 자료의 경우, 요인 간 인과성을 추론하기 위해 시간의 흐름에 따라 변하는 독립변수, 혼란 변수의 영향을 통제하여 편향을 보정하는 것이 중요하다. 이에 본 연구는 각 시점마다 치료받을 확률의 역수를 가중치(Inverse Probability of Treatment Weights, IPTW)로 사용하여 반사실적 기댓값을 추정하여 가상 모집단(Pseudo-population)을 만들고, 그 모집단에서



인과적 효과를 추론하는 주변구조모형(MSM)을 사용하였다(Robins, Hernan and Brumback, 2000). 이 모형은 특히 시간 의존 공변량(Time-varying covariates)이 혼란 변수(Confounder)이자 중간 매개변수(Mediator)가 될 때 인과성 추론을 위한 효과적인 모형이다.

역학률 가중치(IPTW)는 가중치를 구할 때 극단값의 영향으로 후속 추정에 영향을 끼칠 수 있기 때문에 가중치의 변동을 줄이고 모델의 안정화를 위하여 Robins가 제안한 안정화된 역학률 가중치(stabilized IPTW)를 사용하며 공식은 다음과 같다.

$$IPTW = \prod_{k=0}^t \frac{P(A_k | \bar{A}_{k-1}, V)}{P(A_k | \bar{A}_{k-1}, \bar{L}_k, V)}$$

위 공식에서 \bar{A}_{k-1} 는 이전 시점까지의 노출, A_k 는 k 시점에서의 노출, \bar{L}_k 는 k 시점까지 누적된 시간 의존 공변량(Time-varying covariates), V 는 baseline에서 측정된 기초 공변량이며, 이는 일반적으로 시간에 따라 변하지 않는 공변량(Time-invariant covariates)을 뜻한다. 분모는 시간에 따라 변하는 공변량과 baseline의 기초 공변량을 모두 포함하고, 분자는 baseline의 기초 공변량만을 포함하여 각 시점에서 치료를 받거나 받지 않을 확률의 역수를 기반으로 계산된다. 이렇게 계산된 IPTW는 시간의 영향을 받는 변수들의 편향 효과를 통제하여 요통 여부가 삶의 질에 미치는 영향을 인과적으로 추론 할 수 있게 된다. 본 연구에서는 이전 시점의 종속변수(Y_{k-1} , 삶의 질 정도)는 다음 시점의 노출(A_k , 요통 여부)에 영향을 주지 않음을 가정하며, 노출 및 교란 요인과 종속변수의 관계는 다음 그림2와 같다.

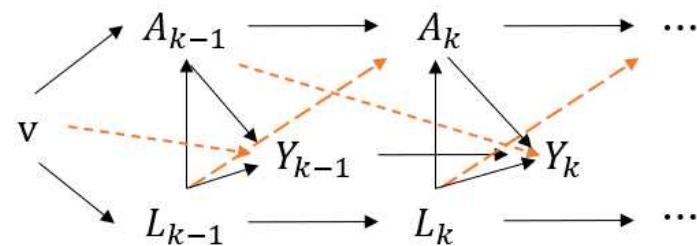


그림 2. 요인별 관계도

요인별 관계도(그림 2)의 실선은 k 시점에서의 주요 인과 경로를, 점선은 k 시점 결과(Y_k)에 영향을 주는 이전 시점 변수의 인과 경로를 나타내며 점선 경로는 IPTW를 통해 보정하였다(Blackwell and Glynn, 2018).

단, 관찰 연구의 데이터로 주변구조모형(MSM)을 이용할 때는 세 가지 가정이 충족되어야 한다(Robins, Hernan and Brumback, 2000). 첫 번째, 교환가능성(Exchangeability) 가정은 측정되지 않은 혼란 변수는 존재하지 않는다는 가정으로, 모든 혼란 변수는 관측되었고 적절히 통제되었음을 가정으로 한다. 이 가정이 충족되면 처치를 받은 군과 받지 않은 군의 결과 차이를 인과적으로 해석할 수 있다. 두 번째, 일관성(Consistency) 가정은 어떤 처치에 대한 잠재적 결과는 반사실적 상황에서 같은 처치를 받았을 때의 결과와 동일하다는 가정이다. 세 번째, 양수성(Positivity) 가정은 모든 혼란 변수의 조합에 대해 처치를 받을 확률은 양수여야 한다는 가정으로, 특정 집단에서 처치를 받을 확률이 0이 되는 경우가 있어서는 안된다. 위 세 가지 가정을 만족할 때 관찰 연구에서도 인과성 추론이 가능하지만, 교환가능성 가정과 일관성 가정은 관측된 데이터로 증명하기 어렵다는 한계가 있다. 본 연구에서는 선행 연구 고찰을 통하여 혼란 변수를 최대한 반영함으로써 교환가능성 가정을 만족한다고 간주하였고, 유통 여부를 의료서비스 이용 시 진단받은 의사 진단



코드로 수집하여 일관성 가정을 충족한다고 보았다. 한편 양수성 가정은 관찰 연구에서 흔히 발생할 수 있으나 직접적인 검증은 어렵고 이를 간접적으로 평가하는 방법으로 가중치(IPTW)의 분포를 확인하는 접근이 제안된다(Austin and Stuart, 2015). 관찰 연구에서 주로 발생할 수 있는 양수성 가정의 위반 사례에는 크게 두 가지가 있다. 특정 대상자가 특정 치료에 노출되거나 노출되지 않을 확률이 구조적으로 0인 경우를 의미하는 엄격한 위반(Strict violations)과 치료를 받을 확률이 이론적으로는 가능하지만 관찰 연구의 데이터에서 관찰되지 않은 상황에서 발생하는 근접 위반(Near violations)이다. 근접 위반의 위험이 있을 경우 IPTW의 극단값을 절단하는 방법으로 해결하여 양수성 가정을 만족한다고 간주한다. 본 연구에서도 안정화된 IPTW 분포를 확인한 결과 극단값이 나타나지 않아 양수성 가정 또한 만족한 것으로 간주하고 MSM 분석을 수행하였다. 나이, 성별, 교육 수준을 시간에 따라 변하지 않는 변수로 설정하고 그 외 변수는 시간 의존 공변량으로 설정하여 요통 여부에 대한 IPTW를 산출하였다. 이를 일반화 추정 방정식(GEE) 분석에 적용하여 요통 여부가 삶의 질에 미치는 영향을 인과적으로 추론하였으며, 최종 연구 모델은 그림 3과 같다.

본 연구는 R 4.5.0을 사용하여 분석하였으며, 유의수준 5%, 95% 신뢰구간을 확인하였다.

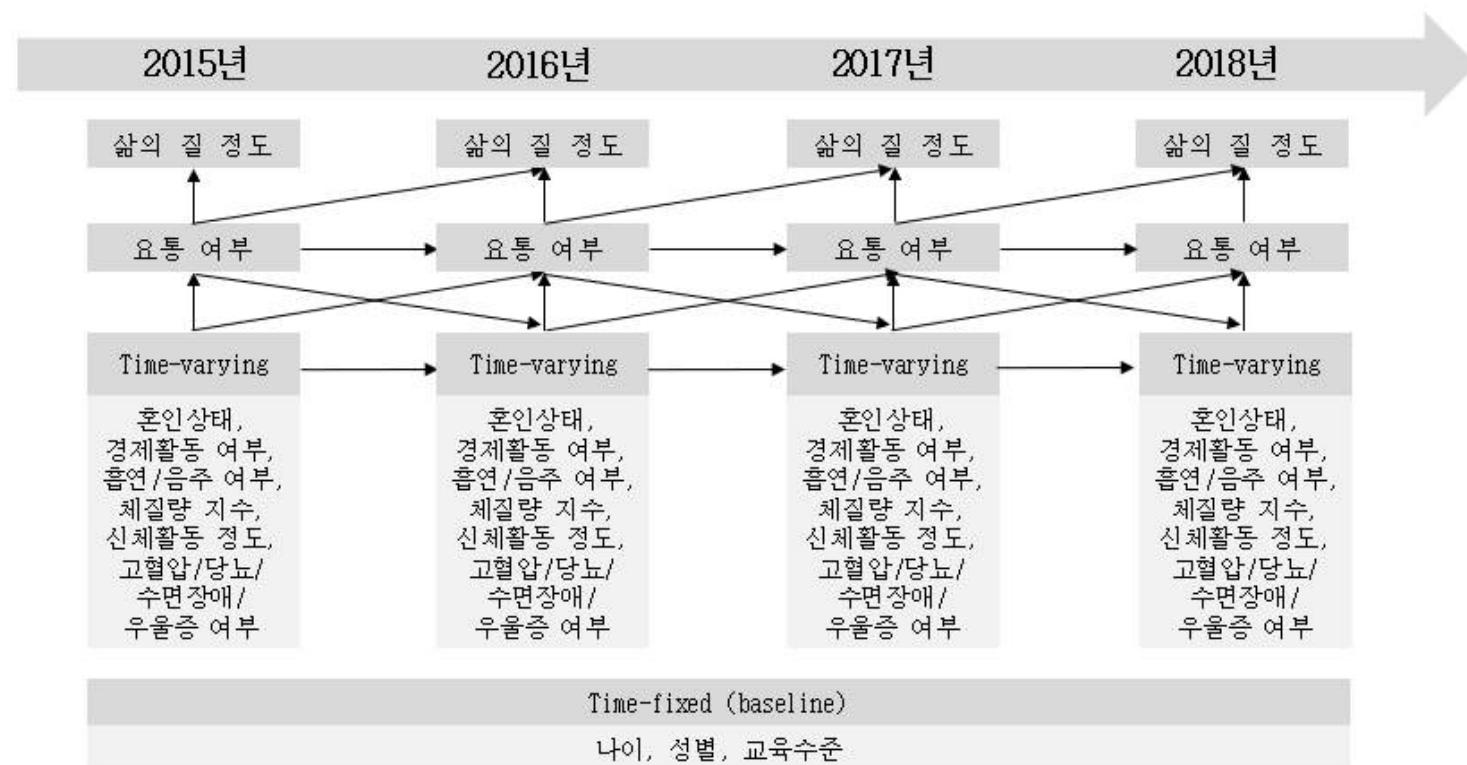


그림 3. 연구 모델



III. 연구 결과

1. 연구대상자의 일반적 특성

1.1. baseline 시점의 연구대상자의 일반적 특성

본 연구는 1기 한국의료패널조사 연간데이터 중 2015년~2018년 조사에 모두 응답하여 결측이 없고 만 20세~79세 성인 10,146명을 대상으로 한 연구이다. 기준 연도인 2015년의 연구대상자 일반적 특성은 다음과 같다(표 4). 기준 연도 시점에서 요통 여부에 따른 세 군의 인구사회학적 요인, 건강행태 요인, 신체 건강 요인의 차이를 살펴보기 위하여 카이제곱 검정을 시행하였다.

전체 대상자 10,146명 중 요통이 없는 대상자는 8,368명으로 전체의 82.5%를 차지하였고, 비특이적 요통이 있는 대상자는 1,394명으로 13.7%, 추간판 장애로 인한 요통이 있는 대상자는 384명으로 3.8%의 분포를 보였다. 기준 연도 시점에서 요통 여부에 따른 삶의 질 정도를 살펴보면 요통이 없는 군에서 낮은 삶의 질의 비율은 17.6%였으나, 비특이적 요통이 있는 군은 30.3%, 추간판 장애로 인한 요통이 있는 군은 37.8%로, 요통이 있는 군에서 삶의 질이 낮은 군에 속하는 대상자가 많은 것을 확인할 수 있었고, 세 군의 차이는 통계적으로 유의하였다($p<.0001$).

나이 분포를 살펴보면 요통이 없는 군에서는 20세 이상 40세 미만은 22.5%, 40세 이상 60세 미만은 44.5%, 60세 이상 80세 미만은 33.0%였으며, 비특이적 요통이 있는 군에서는 20세 이상 40세 미만은 10.5%, 40세 이상 60세 미만

은 32.4%, 60세 이상 80세 미만은 57.1%, 추간판 장애로 인한 요통이 있는 군에서는 20세 이상 40세 미만은 8.6%, 40세 이상 60세 미만은 36.5%, 60세 이상 80세 미만은 54.9%의 분포를 보였다. 요통이 있는 군에서 나이가 많은 대상자의 비율이 증가하였고 세 군의 차이는 통계적으로 유의하였다 ($p<.0001$).

성별은 요통이 없는 군에서 남성은 44.1%, 여성은 55.9%였으며, 비특이적 요통이 있는 군은 남성은 34.4%, 여성은 65.6%, 추간판 장애로 인한 요통이 있는 군은 남성이 37.0%, 여성은 63.0%로 요통이 있는 군에서의 여성 비율이 높은 것을 확인할 수 있었고 통계적으로 유의하였다($p<.0001$).

교육 수준은 요통이 없는 군에서는 대졸 이상의 비율이 37.8%로 가장 높았으나, 요통이 있는 군에서는 초졸 이하의 비율(비특이적 요통은 35.0%, 추간판 장애로 인한 요통은 33.6%)이 가장 높은 것을 확인할 수 있었으며 세 군의 차이는 통계적으로 유의하였다($p<.0001$).

혼인상태는 모든 군에서 기혼의 비율이 높았으며, 요통이 없는 군에서는 미혼이 12.9%, 이혼 및 기타의 경우 11.6%였으나 비특이적 요통이 있는 군에서는 미혼이 4.4%, 이혼 및 기타가 19.0%, 추간판 장애로 인한 요통이 있는 군은 미혼이 4.2%, 이혼 및 기타가 19.3%로 요통이 있는 군에서 이혼 및 기타의 비율이 미혼의 비율보다 높은 것을 확인할 수 있었다. 세 군의 차이는 통계적으로 유의하였다($p<.0001$).

경제활동을 하는 비율은 요통이 없는 군에서는 63.1%, 비특이적 요통이 있는 군은 57.5%, 추간판 장애로 인한 요통이 있는 군은 53.6%로 요통이 있는

군에서 경제활동을 하는 비율이 낮았으며 통계적으로 유의하였다($p<.0001$).

건강행태 요인으로 흡연 여부를 살펴보면 비흡연자의 비율은 요통이 없는 군에서 63.0%, 비특이적 요통이 있는 군은 68.6%, 추간판 장애로 인한 요통이 있는 군은 67.4%였다. 현재 흡연자의 비율은 요통이 없는 군에서 17.4%, 비특이적 요통이 있는 군은 11.4%, 추간판 장애로 인한 요통이 있는 군은 12.2%로, 요통이 있는 군에서 현재 흡연자의 비율이 더 낮았으며 통계적으로 유의하였다($p<.0001$).

음주 여부는 음주자의 비율이 요통이 없는 군에서는 67.8%, 비특이적 요통이 있는 군에서는 57.2%, 추간판 장애로 인한 요통이 있는 군은 57.0%로 요통이 있는 군에서 비음주자의 비율이 더 낮았으며 이는 통계적으로 유의하였다 ($p<.0001$).

체질량 지수는 요통이 없는 군에서는 정상의 비율이 44.3%, 비만의 비율은 25.7%였고, 비특이적 요통이 있는 군은 정상 비율이 41.1%, 비만의 비율은 27.9%, 추간판 장애로 인한 요통이 있는 군은 정상 비율이 36.7%, 비만의 비율은 35.9%로 요통이 있는 군에서 비만의 비율이 더 높은 경향을 보였으며 이는 통계적으로 유의하였다($p<.0001$).

신체활동 정도는 요통이 없는 군에서 비활동 43.0%, 적은 신체활동 49.2%, 많은 신체활동 7.8%의 비율을 보였으며, 비특이적 요통이 있는 군은 차례로 42.7%, 48.6%, 8.8%, 추간판 장애로 인한 요통이 있는 군은 44.3%, 49.7%, 6.0%의 분포를 보였으나 세 군의 차이는 유의하지 않은 것으로 나타났다 ($p=0.481$).



동반 질환의 신체 건강 요인을 살펴보자면 먼저 고혈압이 있는 대상자의 비율은 요통이 없는 군에서는 23.0%였으나 비특이적 요통이 있는 군은 37.8%, 추간판장애로 인한 요통이 있는 군은 35.7%로 요통이 있는 군에서 고혈압을 동반한 대상자의 비율이 높았으며 이 차이는 통계적으로 유의하였다 ($p<.0001$).

당뇨가 있는 대상자의 비율은 요통이 없는 군에서는 9.3%였으나 비특이적 요통이 있는 군은 14.7%, 추간판장애로 인한 요통이 있는 군은 11.7%로 요통이 있는 군에서 당뇨를 동반한 대상자의 비율이 높았으며 이 차이는 통계적으로 유의하였다($p<.0001$).

수면장애가 있는 대상자의 비율은 요통이 없는 군에서는 2.9%였고, 비특이적 요통이 있는 군은 5.7%, 추간판장애로 인한 요통이 있는 군은 7.0%로 요통이 있는 군에서 수면장애가 있는 대상자의 비율이 높았으며 이 차이는 통계적으로 유의하였다($p<.0001$).

우울증이 있는 대상자의 비율은 요통이 없는 군에서는 1.8%였고, 비특이적 요통이 있는 군은 3.7%, 추간판장애로 인한 요통이 있는 군은 5.5%로 요통이 있는 군에서 우울증이 있는 대상자의 비율이 높았으며 이 차이는 통계적으로 유의하였다($p<.0001$).



표 4. baseline(2015년) 연구대상자의 일반적 특성

변수	요통 없음 (N=8,368)	비특이적 요통 (N=1,394)	추간판 장애로 인한 요통 (N=384)	p-value
	N(%)	N(%)	N(%)	
삶의 질				
높은 삶의 질	6,897 (82.4)	972 (69.7)	239 (62.2)	<.0001
낮은 삶의 질	1,471 (17.6)	422 (30.3)	145 (37.8)	
나이				
20세~39세	1,886 (22.5)	147 (10.5)	33 (8.6)	<.0001
40세~59세	3,722 (44.5)	451 (32.4)	140 (36.5)	
60세 이상	2,760 (33.0)	796 (57.1)	211 (54.9)	
성별				
남자	3,691 (44.1)	480 (34.4)	142 (37.0)	<.0001
여자	4,677 (55.9)	914 (65.6)	242 (63.0)	
교육수준				
초졸 이하	1,415 (16.9)	488 (35.0)	129 (33.6)	<.0001
중졸	948 (11.3)	223 (16.0)	77 (20.1)	
고졸	2,841 (34.0)	381 (27.3)	122 (31.8)	
대학 이상	3,164 (37.8)	302 (21.7)	56 (14.6)	
혼인상태				
미혼	1,081 (12.9)	61 (4.4)	16 (4.2)	<.0001
기혼	6,319 (75.5)	1,068 (76.6)	294 (76.6)	
이혼 및 기타	968 (11.6)	265 (19.0)	74 (19.3)	
경제활동 여부				
아니오	3,089 (36.9)	592 (42.5)	178 (46.6)	<.0001
예	5,279 (63.1)	802 (57.5)	206 (53.6)	
흡연 여부				
비흡연자	5,273 (63.0)	956 (68.6)	259 (67.4)	<.0001
과거 흡연자	1,638 (19.6)	279 (20.0)	78 (20.3)	
현재 흡연자	1,457 (17.4)	159 (11.4)	47 (12.2)	



표 4. baseline(2015년) 연구대상자의 일반적 특성 (계속)

변수	요통 없음 (N=8,368)	비특이적 요통 (N=1,394)	추간판 장애로 인한 요통 (N=384)	p-value
	N(%)	N(%)	N(%)	
음주 여부				
비음주자	2,692 (32.2)	596 (42.8)	165 (43.0)	<.0001
음주자	5,676 (67.8)	798 (57.2)	219 (57.0)	
체질량 지수				
정상	3,707 (44.3)	573 (41.1)	141 (36.7)	<.0001
저체중	340 (4.1)	49 (3.5)	9 (2.3)	
과체중	2,167 (25.9)	383 (27.5)	96 (25.0)	
비만	2,154 (25.7)	389 (27.9)	138 (35.9)	
신체활동 정도				
비활동	3,597 (43.0)	595 (42.7)	170 (44.3)	0.481
적은 신체활동	4,119 (49.2)	677 (48.6)	191 (49.7)	
많은 신체활동	652 (7.8)	122 (8.8)	23 (6.0)	
고혈압 여부				
없음	6,445 (77.0)	867 (62.2)	247 (64.3)	<.0001
있음	1,923 (23.0)	527 (37.8)	137 (35.7)	
당뇨 여부				
없음	7,588 (90.7)	1,189 (85.3)	339 (88.3)	<.0001
있음	780 (9.3)	205 (14.7)	45 (11.7)	
수면장애 여부				
없음	8,126 (97.1)	1,314 (94.3)	357 (93.0)	<.0001
있음	242 (2.9)	80 (5.7)	27 (7.0)	
우울증 여부				
없음	8,219 (98.2)	1,343 (96.3)	363 (94.5)	<.0001
있음	149 (1.8)	51 (3.7)	21 (5.5)	

1.2. 요통 상태의 시계열적 특성

본 연구에서는 반복 측정 구조를 고려한 분석을 수행하기에 앞서, 요통 상태가 시간의 흐름에 따라 변화하는지를 확인하고자 요통 유무의 시계열적 특성을 탐색하였다. 이를 위해 2015년부터 2018년까지의 요통 상태를 기반으로 연도별 변화 양상을 분석하였으며, 개인 내 요통 상태의 경과를 파악하기 위하여 대상자를 네 가지 유형으로 분류하였다.

전체 연구대상자 중 66.0%는 4개 연도 모두에서 요통이 없거나 동일한 요통 상태를 유지하는 ‘지속군’으로 분류되었으며, 그 외에는 시간에 따라 요통 상태가 변화한 것으로 나타났다. 변화 양상에 따라 살펴보면 요통 상태가 점차 호전된 ‘호전군’은 전체의 9.2%였으며, 반대로 지속적으로 악화된 ‘악화군’은 11.7%, 연도별로 요통 상태가 일정하지 않게 변화한 ‘변동군’은 13.0%로 확인되었다(그림 4).

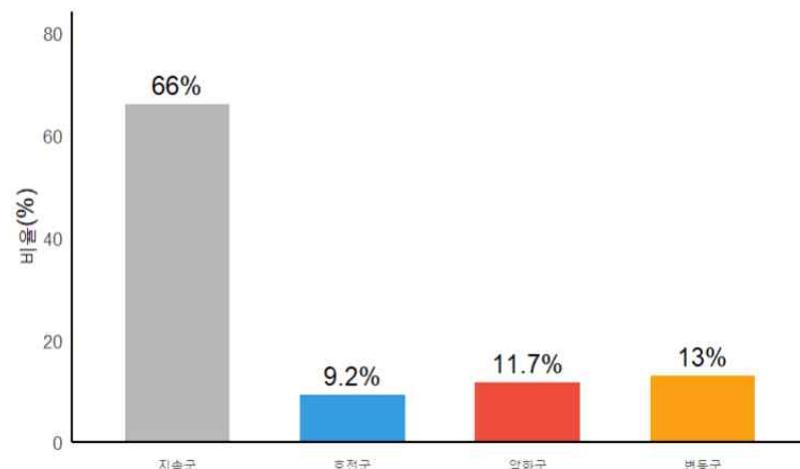


그림 4. 요통 상태 변화 유형별 대상자 비율(2015-2018년)

요통 상태의 ‘지속군’을 제외한 유형에서 요통 상태의 흐름을 시각적으로 파악하기 위하여 alluvial plot을 활용하였다. 이를 통해 개인의 요통 상태가 매 시점마다 어떻게 변화하는지를 연속적으로 확인할 수 있었으며, 특히 요통이 없던 대상자가 특정 시점에 요통을 경험하거나, 비특이적 요통에서 추간판 장애로 인한 요통으로 진행되는 양상 등 다양한 경과가 존재함을 확인하였다(그림 5). 이는 요통이 시간의 경과에 따라 지속적으로 상태가 변화함을 확인함으로써 반복측정 구조의 GEE 분석 적용이 타당함을 뒷받침한다.

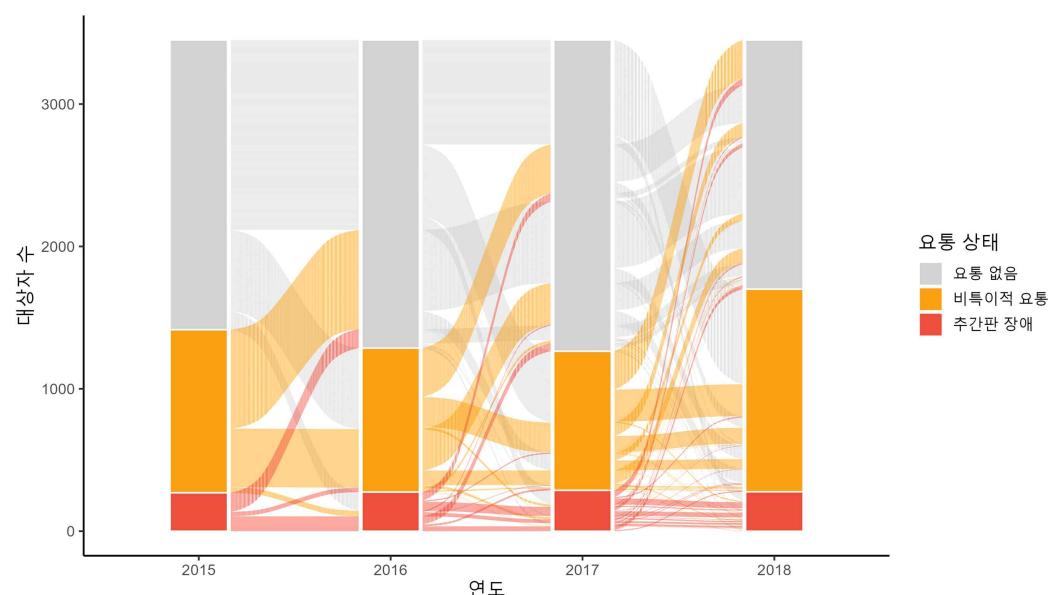


그림 5. 요통 상태 변화 흐름 (요통 상태 변화군 대상)

2. Generalized Estimating Equation (GEE)

2.1. 연구대상자 전체

요통 여부와 삶의 질 정도의 종단적 관련성을 확인하기 위하여 일반화 추정 방정식을 이용하여 분석하였다. 패널 자료의 특성상 한 대상자에게 반복 측정된 관측값들은 상관관계가 존재하므로 가상관행렬(working correlation matrix)를 가정하여 모수를 추정한다. 적절한 모델을 선택하기 위하여 일반적으로 가상관행렬의 대표적인 4가지(Independence, Autoregressive, Exchangeable, Unstructured) 구조의 QIC 값을 비교하는데, 패널 자료는 관측값 간의 독립성을 가정하기 어렵기 때문에 Independence는 제외하고 3가지 구조의 QIC 값을 비교하였다. 모든 변수가 포함된 상태에서 QIC 값의 비교 결과, 그 값이 가장 작은 Autoregressive 구조를 가상관행렬 구조로 가정하여 분석하였다(표 5).

표 5. 가상관행렬별 QIC값 비교

가상관행렬 구조	Autoregressive	Exchangeable	Unstructured
QIC	35265.9	35272.9	35272.7

먼저 Model 1은 요통 여부를 독립변수로 하고 삶의 질 정도를 종속변수로 하여 다른 혼란 변수들은 보정하지 않은 상태의 모델로 GEE 분석을 통해 요통 여부가 삶의 질에 미치는 영향을 확인하였고, 인구사회학적 요인을 추가하고 (Model 2), 건강행태 및 신체 건강 요인을 차례로 추가하여(Model 3) 각 요인들을 추가적으로 통제하였을 때 요통 여부와 삶의 질의 관련성을 확인하였다(표 6).

다른 혼란 변수들을 보정하지 않은 Model 1에서는 요통 여부와 삶의 질 정도의 기본적인 연관성을 볼 수 있는데, GEE 분석 결과 요통이 없는 군에 비해 삶의 질이 낮을 오즈가 비특이적 요통이 있는 군은 1.29배(95% CI: 1.19 - 1.38), 추간판 장애로 인한 요통이 있는 군은 1.58배(95% CI: 1.38 - 1.81) 높았으며 모두 통계적으로 유의하였다. Model 1에 인구사회학적 요인을 추가하여 해당 요인을 통제한 Model 2에서는 요통이 없는 군에 비해 삶의 질이 낮을 오즈가 비특이적 요통이 있는 군은 1.14배(95% CI: 1.06 - 1.23), 추간판 장애로 인한 요통이 있는 군은 1.45배(95% CI: 1.27 - 1.66) 높았으며 모두 통계적으로 유의하였다. 마지막으로 건강행태 및 신체 건강 요인까지 모두 추가하여 통제한 Model 3에서는 요통이 없는 군에 비해 삶의 질이 낮을 오즈가 비특이적 요통이 있는 군은 1.12배(95% CI: 1.04 - 1.21), 추간판 장애로 인한 요통이 있는 군은 1.43배(95% CI: 1.24 - 1.64) 높았으며 모두 통계적으로 유의하였다. 각 모델 적합도 비교를 위하여 QIC 값을 확인하였고 Model 3의 QIC 값이 가장 작아 Model 3을 최종 모델로 선정하였다.

인구사회학적 요인을 살펴보면, 다른 변수들을 통제하였을 때 나이에 따른 삶의 질이 낮을 오즈는 20세~39세에 비해 40세~59세일 때 1.62배(95% CI: 1.40 - 1.87), 60세 이상일 때는 2.53배(95% CI: 2.15 - 2.98) 높았고, 이는 통계적으로 유의하였다. 성별로 보면 남성에 비해 여성의 삶의 질이 낮을 오즈가 1.38배(95% CI: 1.21 - 1.57) 높았으며 통계적으로 유의하였다. 교육 수준에 따라 삶의 질이 낮을 오즈는 초졸 이하에 비해 중졸에서 0.70배(95% CI: 0.63 - 0.77), 고졸은 0.49배(95% CI: 0.44 - 0.54), 대졸 이상인 경우 0.38배(95% CI: 0.33 - 0.42) 낮아, 학력이 높을수록 삶의 질이 낮을 오즈가 통계적으로 유의하게 감소하는 것으로 나타났다. 혼인상태에 따라 살펴보면 미혼에 비해 삶의 질이 낮을 오즈가 기혼인 경우 0.57배(95% CI: 0.48 -

0.67)로 통계적으로 유의하게 낮았으며, 이혼 및 기타의 경우 0.88배(95% CI: 0.73 - 1.06) 낮은 것으로 나타났으나 이는 통계적으로 유의하지 않았다. 경제활동에 따라서는 경제활동을 하지 않는 경우에 비해 경제활동을 할 경우 삶의 질이 낮을 오즈가 0.62배(95% CI: 0.58 - 0.66) 낮았으며 통계적으로 유의하였다.

건강행태 요인을 살펴보면, 흡연에 따른 삶의 질이 낮을 오즈는 비흡연자에 비해 과거 흡연자는 1.37배(95% CI: 1.20 - 1.56), 현재 흡연자는 1.28배(95% CI: 1.11 - 1.47) 높았으며 통계적으로 유의하였다. 음주의 경우 비음주자에 비해 음주자의 경우 삶의 질이 낮을 오즈가 0.81배(95% CI: 0.76 - 0.87) 낮았으며 통계적으로 유의하였다. 신체활동의 경우 신체활동을 하지 않는 비활동자에 비해 적은 신체활동을 하는 경우 삶의 질이 낮을 오즈가 0.74 배(95% CI: 0.70 - 0.78) 낮았으며, 많은 신체활동을 하는 경우는 0.77배(95% CI: 0.69 - 0.87) 낮았고 통계적으로 유의하였다. 체질량 지수가 정상인 경우에 비해 저체중일 때 삶의 질이 낮을 오즈가 1.17배(95% CI: 1.00 - 1.36) 높았고 통계적으로 유의하였다. 과체중의 경우는 정상에 비해 삶의 질이 낮을 오즈가 0.99배(95% CI: 0.92 - 1.06) 낮고, 비만인 경우는 1.05배(95% CI: 0.98 - 1.14) 높았으나 통계적으로 유의하지 않았다.

신체 건강 요인을 살펴보면, 고혈압 유병자는 비유병자에 비해 삶의 질이 낮을 오즈가 1.33배(95% CI: 1.23 - 1.44) 높았고, 당뇨 유병자는 비유병자에 비해 1.13배(95% CI: 1.03 - 1.25) 높았다. 수면장애가 있을 경우 없는 경우에 비해 삶의 질이 낮을 오즈가 1.64배(95% CI: 1.44 - 1.87) 높았고, 우울증이 있을 경우 없는 경우에 비해 삶의 질이 낮을 오즈가 2.68배(95% CI: 2.24 - 3.20) 높았으며, 신체 건강 요인 모두 통계적으로 유의하였다.

표 6. 전체 대상자의 요통 여부와 삶의 질 정도의 GEE 분석 결과

	Model 1		Model 2		Model 3	
	OR (95% CI)	p-value	OR (95% CI)	p-value	OR (95% CI)	p-value
주요 관심 변수						
요통 여부						
없음	ref		ref		ref	
비특이적 요통	1.29 (1.19 - 1.38)	<.0001	1.14 (1.06 - 1.23)	0.0008	1.12 (1.04 - 1.21)	0.0029
추간판 장애로 인한 요통	1.58 (1.38 - 1.81)	<.0001	1.45 (1.27 - 1.66)	<.0001	1.43 (1.24 - 1.64)	<.0001
인구사회학적 요인						
나이						
20세~39세		ref		ref		ref
40세~59세		1.71 (1.48 - 1.98)	<.0001	1.62 (1.40 - 1.87)	<.0001	
60세 이상		3.12 (2.66 - 3.67)	<.0001	2.53 (2.15 - 2.98)	<.0001	
성별						
남성		ref		ref		ref
여성		1.18 (1.10 - 1.28)	<.0001	1.38 (1.21 - 1.57)	<.0001	
교육수준						
초졸 이하		ref		ref		ref
중졸		0.68 (0.61 - 0.76)	<.0001	0.70 (0.63 - 0.77)	<.0001	
고졸		0.45 (0.41 - 0.50)	<.0001	0.49 (0.44 - 0.54)	<.0001	
대졸 이상		0.33 (0.30 - 0.38)	<.0001	0.38 (0.33 - 0.42)	<.0001	
혼인상태						
미혼		ref		ref		ref
기혼		0.58 (0.43 - 0.69)	<.0001	0.57 (0.48 - 0.67)	<.0001	
이혼 및 기타		0.94 (0.78 - 1.14)	0.5280	0.88 (0.73 - 1.06)	0.1629	

표 6. 전체 대상자의 요통 여부와 삶의 질 정도의 GEE 분석 결과 (계속)

	Model 1		Model 2		Model 3	
	OR (95% CI)	p-value	OR (95% CI)	p-value	OR (95% CI)	p-value
인구사회학적 요인						
경제활동 여부						
아니오			ref		ref	
예			0.58 (0.54 - 0.62)	<.0001	0.62 (0.58 - 0.66)	<.0001
건강행태 요인						
흡연 여부						
비흡연자			ref			
과거 흡연자			1.37 (1.20 - 1.56)	<.0001		
현재 흡연자			1.28 (1.11 - 1.47)	0.0005		
음주 여부						
비음주자			ref			
음주자			0.81 (0.76 - 0.87)	<.0001		
신체활동 정도						
비활동			ref			
적은 신체활동			0.74 (0.70 - 0.78)	<.0001		
많은 신체활동			0.77 (0.69 - 0.87)	<.0001		
체질량 지수						
정상			ref			
저체중			1.17 (1.00 - 1.36)	0.0483		
과체중			0.99 (0.92 - 1.06)	0.7261		
비만			1.05 (0.98 - 1.14)	0.1746		

표 6. 전체 대상자의 요통 여부와 삶의 질 정도의 GEE 분석 결과 (계속)

	Model 1		Model 2		Model 3	
	OR (95% CI)	p-value	OR (95% CI)	p-value	OR (95% CI)	p-value
신체건강 요인						
고혈압 여부						
없음					ref	
있음					1.33 (1.23 - 1.44)	<.0001
당뇨 여부					ref	
없음					1.13 (1.03 - 1.25)	0.0122
있음						
수면장애 여부					ref	
없음					1.64 (1.44 - 1.87)	<.0001
있음						
우울증 여부					ref	
없음					2.68 (2.24 - 3.20)	<.0001
있음						
QIC	40945.8		35910.6		35265.9	

Model 1: no adjusted

Model 2: adjusted for 인구사회학적 요인(나이, 성별, 교육수준, 혼인상태, 경제활동 여부)

Model 3: Model 2 + adjusted for 건강행태 요인(흡연/음주 여부, 신체활동 정도, 체질량 지수), 신체건강 요인(고혈압/당뇨/수면장애/우울증 여부)



2.2. subgroup 분석: 나이대별

삶의 질에 영향을 미치는 요인의 나이대별 차이를 확인하기 위해 세 연령군(20세~39세, 40세~59세, 60세~79세)으로 나누어 하위그룹 분석을 시행하였다. 각 나이대에서 전체 분석에서 사용한 GEE 모델 1~3을 모두 적용한 결과, Model 3의 QIC 값이 20세~39세에서 4639.08, 40세~59세에서 12718.15, 60세~79세에서 17543.2로 가장 크게 나와, Model 3을 기준으로 결과를 제시하였다(표 7).

하위그룹 분석 결과 추간판 장애로 인한 요통은 모든 연령층에서 삶의 질 저하와 유의한 관련성을 보였으며, 요통이 없는 군에 비해 삶의 질이 낮을 오즈가 20세~39세 군에서 1.95배(95% CI: 1.16 - 3.29), 40세~59세 군에서 1.51배(95% CI: 1.16 - 1.95), 60세~79세 군에서 1.36배(95% CI: 1.15 - 1.61)로 나타나, 나이대가 높아질수록 삶의 질 저하에 미치는 영향력이 감소하는 경향을 보였다. 반면 비특이적 요통은 40세~59세 군에서만 1.20배(95% CI: 1.04 - 1.38) 유의하게 높은 것으로 나타났으며, 다른 연령군에서는 통계적으로 유의하지 않았다.

나이대별로 삶의 질에 영향을 미치는 유의한 변수에 차이가 있었는데, 60세~79세 군은 전체 대상자 분석 결과와 유사한 결과를 보인 반면, 20세~39세 군에서는 성별, 혼인상태, 경제활동 여부, 수면장애와 우울증 여부만 유의한 것으로 나타났다.

표 7. 나이대별 요통 여부와 삶의 질 정도의 GEE 분석 결과

	20세~39세 (N=2,066)		40세~59세 (N=4,313)		60세~79세 (N=3,767)	
	OR (95% CI)	p-value	OR (95% CI)	p-value	OR (95% CI)	p-value
주요 관심 변수						
요통 여부						
없음	ref		ref		ref	
비특이적 요통	1.09 (0.79 - 1.50)	0.6004	1.20 (1.04 - 1.38)	0.0130	1.07 (0.98 - 1.18)	0.1524
추간판 장애로 인한 요통	1.95 (1.16 - 3.29)	0.0121	1.51 (1.16 - 1.95)	0.0019	1.36 (1.15 - 1.61)	0.0004
인구사회학적 요인						
성별						
남성	ref		ref		ref	
여성	1.37 (1.01 - 1.87)	0.0461	1.12 (0.89 - 1.40)	0.3340	1.59 (1.34 - 1.89)	<.0001
교육수준						
초졸 이하	ref		ref		ref	
중졸	3.68 (0.54 - 24.9)	0.1823	0.95 (0.74 - 1.22)	0.6726	0.65 (0.58 - 0.74)	<.0001
고졸	1.20 (0.21 - 6.95)	0.8352	0.60 (0.48 - 0.75)	<.0001	0.51 (0.45 - 0.57)	<.0001
대졸 이상	1.11 (0.19 - 6.37)	0.9052	0.47 (0.37 - 0.59)	<.0001	0.34 (0.28 - 0.41)	<.0001
혼인상태						
미혼	ref		ref		ref	
기혼	0.64 (0.52 - 0.79)	<.0001	0.47 (0.36 - 0.62)	<.0001	0.69 (0.36 - 1.29)	0.2414
이혼 및 기타	2.05 (1.12 - 3.77)	0.0204	0.85 (0.62 - 1.17)	0.3244	0.96 (0.51 - 1.81)	0.8912
경제활동 여부						
아니오	ref		ref		ref	
예	0.69 (0.58 - 0.83)	<.0001	0.56 (0.49 - 0.64)	<.0001	0.63 (0.58 - 0.68)	<.0001

표 7. 나이대별 요통 여부와 삶의 질 정도의 GEE 분석 결과 (계속)

	20세~39세 (N=2,066)		40세~59세 (N=4,313)		60세~79세 (N=3,767)	
	OR (95% CI)	p-value	OR (95% CI)	p-value	OR (95% CI)	p-value
건강행태 요인						
흡연 여부						
비흡연자	ref		ref		ref	
과거 흡연자	1.28 (0.90 - 1.81)	0.1648	1.26 (1.00 - 1.59)	0.0551	1.50 (1.26 - 1.79)	<.0001
현재 흡연자	1.07 (0.75 - 1.51)	0.7213	1.19 (0.94 - 1.51)	0.1409	1.35 (1.10 - 1.65)	0.0033
음주 여부						
비음주자	ref		ref		ref	
음주자	1.11 (0.88 - 1.40)	0.3634	0.85 (0.75 - 0.96)	0.0070	0.77 (0.71 - 0.84)	<.0001
신체활동 정도						
비활동	ref		ref		ref	
적은 신체활동	1.13 (0.96 - 1.34)	0.1373	0.89 (0.80 - 0.98)	0.0152	0.63 (0.58 - 0.68)	<.0001
많은 신체활동	0.92 (0.64 - 1.32)	0.6584	1.06 (0.89 - 1.27)	0.5140	0.61 (0.52 - 0.72)	<.0001
체질량 지수						
정상	ref		ref		ref	
저체중	1.09 (0.79 - 1.52)	0.5877	1.28 (0.95 - 1.73)	0.1087	1.17 (0.95 - 1.45)	0.7495
과체중	1.09 (0.86 - 1.38)	0.4749	0.91 (0.80 - 1.03)	0.1323	1.02 (0.93 - 1.13)	0.6167
비만	1.16 (0.91 - 1.48)	0.2232	0.98 (0.85 - 1.12)	0.7140	1.07 (0.97 - 1.18)	0.1868

표 7. 나이대별 요통 여부와 삶의 질 정도의 GEE 분석 결과 (계속)

	20세~39세 (N=2,066)		40세~59세 (N=4,313)		60세~79세 (N=3,767)	
	OR (95% CI)	p-value	OR (95% CI)	p-value	OR (95% CI)	p-value
신체건강 요인						
고혈압 여부						
없음	ref		ref		ref	
있음	1.32 (0.67 - 2.61)	0.4267	1.23 (1.06 - 1.43)	0.0073	1.37 (1.25 - 1.50)	<.0001
당뇨 여부						
없음	ref		ref		ref	
있음	1.20 (0.65 - 2.24)	0.5607	1.15 (0.93 - 1.42)	0.2066	1.13 (1.01 - 1.26)	0.0345
수면장애 여부						
없음	ref		ref		ref	
있음	2.96 (1.23 - 7.16)	0.0159	2.30 (1.72 - 3.07)	<.0001	1.42 (1.23 - 1.64)	<.0001
우울증 여부						
없음	ref		ref		ref	
있음	4.60 (2.26 - 9.38)	<.0001	3.16 (2.24 - 4.45)	<.0001	2.30 (1.87 - 2.82)	<.0001
QIC	4639.08		12718.15		17543.2	



2.3. subgroup 분석: 성별

두 번째 하위그룹 분석으로 성별에 따라 삶의 질에 영향을 미치는 요인의 차이를 확인해 보았다(표 8). 남성과 여성으로 나누어 GEE 모델 1~3을 각각 적용한 결과 Model 3의 QIC 값이 가장 작았고 그 값은 남성은 13531.77, 여성은 21439.80이었다.

하위그룹 분석 결과 삶의 질이 낮을 오즈가 유통이 없는 군에 비해 비특이적 유통이 있는 군은 남성은 1.05배(95% CI: 0.92 - 1.20), 여성은 1.16배(95% CI: 1.05 - 1.27) 높았으나 남성은 유의하지 않았다. 추간판 장애로 인한 유통은 남성은 1.34배(95% CI: 1.05 - 1.70), 여성은 1.48배(95% CI: 1.24 - 1.76)로 모두 통계적으로 유의하였다.

성별에 따라 삶의 질에 영향을 미치는 유의한 변수를 살펴보면, 20세~39세에 비해 삶의 질이 낮을 오즈가 남성은 40세~59세는 1.56배(95% CI: 1.23 - 2.00), 60세 이상은 1.97배(95% CI: 1.49 - 2.59) 높았고, 여성은 각각 1.64 배(95% CI: 1.37 - 1.97), 2.80배(95% CI: 2.29 - 3.43)로 높았으며 모두 통계적으로 유의하였다. 특히 체질량 지수와 당뇨 여부는 성별에 따라 차이가 있었는데, 남성은 저체중(OR 1.61, 95% CI: 1.23 - 2.12)과 과체중(OR 0.88, 95% CI: 0.78 - 0.99)에서 삶의 질이 유의하게 낮았으나 비만(OR 0.91, 95% CI: 0.80 - 1.03)은 유의하지 않았다. 반면 여성은 정상 체중에 비해 비만(OR 1.14, 95% CI: 1.03 - 1.26)일 경우만 삶의 질 저하와 유의한 차이가 있었다. 또한 남성은 당뇨가 있을 때 삶의 질이 낮을 오즈가 1.07배(95% CI: 0.93 - 1.24) 높았으나 유의하지 않았고, 여성은 1.17배(95% CI: 1.03 - 1.33)로 통계적으로 유의하게 높았다.



표 8. 성별에 따른 요통 여부와 삶의 질 정도의 GEE 분석 결과

주요 관심 변수	남성 (N=4,313)		여성 (N=5,833)	
	OR (95% CI)	p-value	OR (95% CI)	p-value
요통 여부				
없음	ref		ref	
비특이적 요통	1.05 (0.92 - 1.20)	0.4796	1.16 (1.05 - 1.27)	0.0023
추간판 장애로 인한 요통	1.34 (1.05 - 1.70)	0.0186	1.48 (1.24 - 1.76)	<.0001
인구사회학적 요인				
나이				
20세~39세	ref		ref	
40세~59세	1.56 (1.23 - 2.00)	0.0003	1.64 (1.37 - 1.97)	<.0001
60세 이상	1.97 (1.49 - 2.59)	<.0001	2.80 (2.29 - 3.43)	<.0001
교육수준				
초졸 이하	ref		ref	
중졸	0.75 (0.62 - 0.90)	0.0022	0.69 (0.61 - 0.78)	<.0001
고졸	0.53 (0.45 - 0.63)	<.0001	0.48 (0.42 - 0.55)	<.0001
대졸 이상	0.38 (0.32 - 0.46)	<.0001	0.38 (0.32 - 0.45)	<.0001
혼인상태				
미혼	ref		ref	
기혼	0.76 (0.59 - 0.99)	0.0394	0.51 (0.41 - 0.63)	<.0001
이혼 및 기타	1.03 (0.75 - 1.43)	0.8513	0.77 (0.60 - 0.97)	0.0288
경제활동 여부				
아니오	ref		ref	
예	0.51 (0.45 - 0.58)	<.0001	0.66 (0.61 - 0.71)	<.0001
건강행태 요인				
흡연 여부				
비흡연자	ref		ref	
과거 흡연자	1.22 (1.04 - 1.42)	0.0138	1.85 (1.46 - 2.34)	<.0001
현재 흡연자	1.16 (0.98 - 1.36)	0.0886	1.30 (1.00 - 1.69)	0.0543
음주 여부				
비음주자	ref		ref	
음주자	0.80 (0.71 - 0.89)	<.0001	0.83 (0.76 - 0.90)	<.0001



표 8. 성별에 따른 요통 여부와 삶의 질 정도의 GEE 분석 결과 (계속)

	남성 (N=4,313)		여성 (N=5,833)	
	OR (95% CI)	p-value	OR (95% CI)	p-value
건강행태 요인				
신체활동 정도				
비활동	ref		ref	
적은 신체활동	0.77 (0.70 – 0.84)	<.0001	0.73 (0.68 – 0.78)	<.0001
많은 신체활동	0.77 (0.65 – 0.90)	0.0013	0.80 (0.67 – 0.94)	0.0085
체질량 지수				
정상	ref		ref	
저체중	1.61 (1.23 – 2.12)	0.0006	1.02 (0.85 – 1.23)	0.8348
과체중	0.88 (0.78 – 0.99)	0.0377	1.05 (0.96 – 1.15)	0.2672
비만	0.91 (0.80 – 1.03)	0.1410	1.14 (1.03 – 1.26)	0.0080
신체건강 요인				
고혈압 여부				
없음	ref		ref	
있음	1.36 (1.20 – 1.54)	<.0001	1.31 (1.19 – 1.45)	<.0001
당뇨 여부				
없음	ref		ref	
있음	1.07 (0.93 – 1.24)	0.3536	1.17 (1.03 – 1.33)	0.0154
수면장애 여부				
없음	ref		ref	
있음	1.47 (1.16 – 1.86)	0.0013	1.71 (1.46 – 2.01)	<.0001
우울증 여부				
없음	ref		ref	
있음	2.59 (1.83 – 3.67)	<.0001	2.74 (2.23 – 3.38)	<.0001
QIC	13531.77		21439.80	

3. Marginal Structural Model (MSM)

본 연구에서는 요통 여부가 삶의 질에 미치는 인과적 영향을 살펴보기 위하여 주변구조모형(MSM) 분석을 수행하였다. MSM 분석에 앞서 MSM의 주요 세 가지 가정 중 관찰 연구에서 데이터로 증명하는 것이 불가능한 교환가능성, 일관성 가정을 제외하고, 양수성 가정에 대하여 검토하였다. 양수성 가정이 근접하게 위반된 경우, IPTW 분포에서 극단적인 가중치가 발생하여 추정에 왜곡을 초래할 수 있다(Austin and Stuart, 2015). 이를 방지하기 위하여 일반적으로 이상치를 절단(Truncation)하는 방법이 적용된다. 이에 따라 양수성 가정 위반 여부를 확인하고, 추정의 안정성을 확보하기 위해 가중치 분포를 확인하여 절단의 필요성을 평가하였다(표 9).

절단하지 않은 안정화된 역학률 가중치(stabilized IPTW)를 적용하여 가중치의 분포를 확인한 결과(그림 6), 평균 0.9998로 가중치의 평균이 1에 근접하고 최소값 0.4074, 최대값 2.9740으로 10 이상의 이상치가 없는 것을 확인하였다. 점진적으로 상하위 1%, 5%, 10%를 차례로 절단하여 가중치의 분포를 비교해 보면, 상하위 1% 절단 시 평균 0.9983, 최소값 - 최대값은 0.7638 - 1.3126, 상하위 5% 절단 시 평균 0.9969, 최소값 - 최대값은 0.8735 - 1.1069, 상하위 10% 절단 시 평균 0.9977, 최소값 - 최대값은 0.9350 - 1.0556으로 나타났다. 절단을 하지 않았을 때 평균이 1에 가장 가깝고 이상치의 영향이 없어, 정보의 손실 없이 절단하지 않고 기존 가중치를 유지하였으며 동시에 극단적인 이상치가 없는 것으로 양수성 가정의 위반이 없다고 간주하였다.

표 9. Truncation 수준에 따른 요통 여부와 삶의 질에 대한 MSM 분석 결과

구분	IPTW mean (min-max)	OR (95% CI)
MSM-stabilized IPTW		
No truncation	0.9998 (0.4074 - 2.9740)	1 vs 0: 1.16 (1.06 - 1.26) 2 vs 0: 1.44 (1.23 - 1.68)
1% truncation	0.9983 (0.7638 - 1.3126)	1 vs 0: 1.16 (1.06 - 1.26) 2 vs 0: 1.46 (1.25 - 1.70)
5% truncation	0.9969 (0.8735 - 1.1069)	1 vs 0: 1.16 (1.06 - 1.26) 2 vs 0: 1.46 (1.25 - 1.70)
10% truncation	0.9977 (0.9350 - 1.0556)	1 vs 0: 1.16 (1.06 - 1.26) 2 vs 0: 1.46 (1.25 - 1.70)

0: 요통 없음, 1: 비특이적 요통, 2: 추간판 장애로 인한 요통

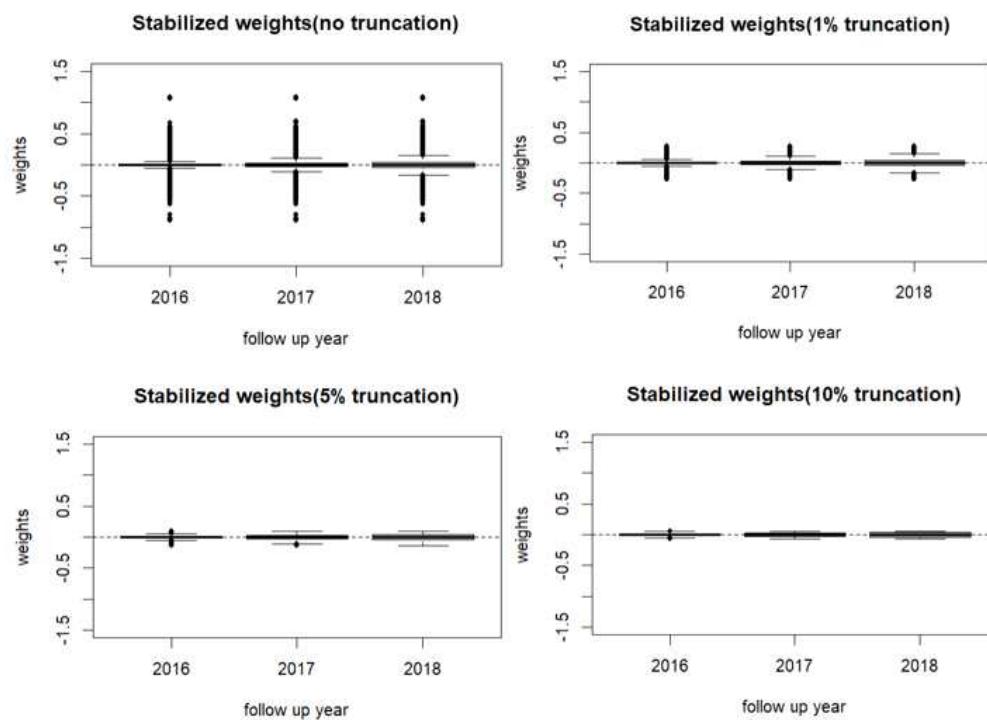


그림 6. truncation 전/후 stabilized weights 비교

이처럼 절단 없이 안정적인 가중치 분포가 확인된 IPTW를 바탕으로, 시간에 따라 변하는 혼란 변수를 통제하기 위하여 모든 시점마다 IPTW를 적용해 시간 의존 공변량(Time-varying covariates)을 통제한 후 분석하였다. IPTW를 통하여 공변량 간 균형을 잘 맞췄는지 확인하기 위해 기준 연도인 2015년 시점에서 IPTW 적용 전후의 표준화된 평균 차이(Standardized Mean Difference, SMD)를 love plot으로 확인하였다. 그 결과, IPTW 적용 후 다소 넓게 분포되어 있던 SMD가 0.1 이하로 감소하여 공변량의 균형이 잘 맞춰진 것을 확인 할 수 있었다(그림 7). 또한, 그림 8의 요통 그룹별 stabilized IPTW의 분포를 살펴보면, 모든 그룹에서 가중치가 1 근처에 집중되어 있으며 극단적인 가중치 값은 나타나지 않아 IPTW가 안정적으로 적용되었음을 확인할 수 있다.

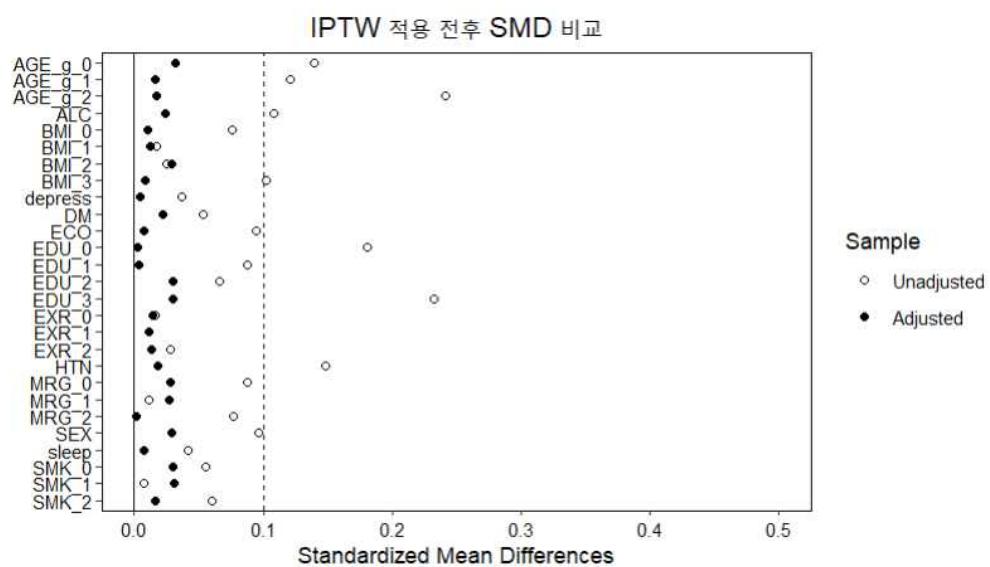


그림 7. IPTW 적용 전후 SMD 비교 love plot

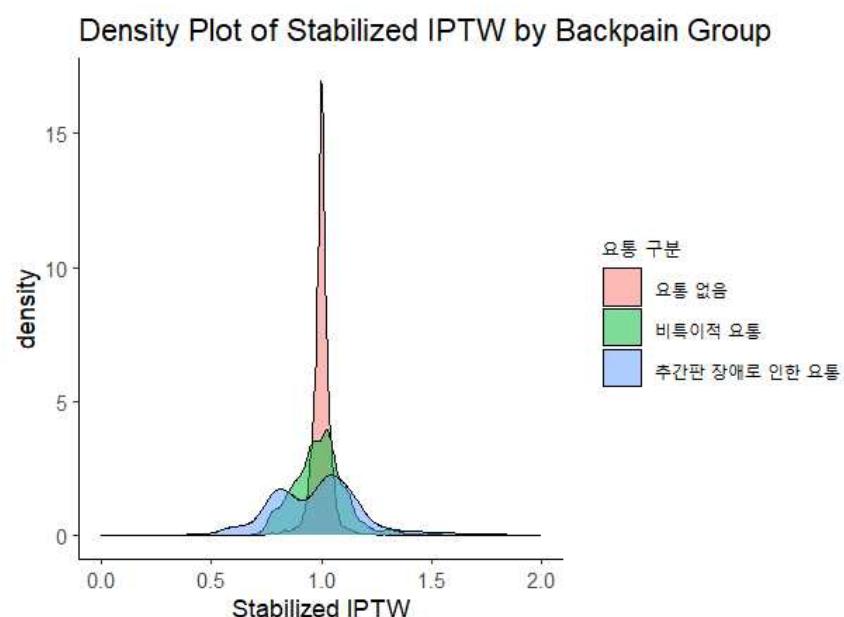


그림 8. IPTW 적용 후 요통 구분별 density plot



다음 표 10은 요통 여부가 삶의 질에 미치는 영향을 나타낸 결과로, GEE와 MSM을 적용한 GEE 결과를 비교하였다. IPTW를 적용하지 않은 일반화 추정 방정식에서 모든 변수를 조정하지 않은 모델의 분석 결과, 요통이 없는 군에 비해 삶의 질이 낮을 오즈가 비특이적 요통이 있는 군은 1.29배(95% CI: 1.19 - 1.38), 추간판 장애로 인한 요통이 있는 군은 1.58배(95% CI: 1.38 - 1.81) 높았고 통계적으로 유의하였다. 이 모델에 모든 혼란 변수를 보정한 후에는 각각 1.12배(95% CI: 1.04 - 1.21), 1.43배(95% CI: 1.24 - 1.64)로 유의하게 높았고 효과 크기는 다소 줄어들었다. 마지막으로 모든 혼란 변수를 보정한 모델에 IPTW를 적용한 MSM 분석을 수행한 결과, 요통이 없는 군에 비해 비특이적 요통이 있는 군은 삶의 질이 낮을 오즈가 1.16배(95% CI: 1.06 - 1.26), 추간판 장애로 인한 요통이 있는 군은 1.44배(95% CI: 1.23 - 1.68) 유의하게 높아, IPTW를 적용하지 않은 모델보다 효과 크기가 다소 증가하였으며, 요통 여부와 삶의 질 간에는 인과관계가 있음을 확인하였다.

표 10. 요통 여부가 삶의 질에 미치는 영향에 대한 모델별 결과 비교

변수	구분	분석 방법	OR (95% CI)	p-value
요통 여부	Crude model	GEE	1 vs 0: 1.29 (1.19 - 1.38)	<.0001
			2 vs 0: 1.58 (1.38 - 1.81)	<.0001
	Adjusted GEE*		1 vs 0: 1.12 (1.04 - 1.21)	0.0029
			2 vs 0: 1.43 (1.24 - 1.64)	<.0001
	MSM with GEE†		1 vs 0: 1.16 (1.06 - 1.26)	0.0013
			2 vs 0: 1.44 (1.23 - 1.68)	<.0001

0: 요통 없음, 1: 비특이적 요통, 2: 추간판 장애로 인한 요통

*adjusted for baseline covariates(나이, 성별, 교육수준, 혼인상태, 경제활동 여부, 흡연/음주 여부, 체질량 지수, 신체활동 정도, 고혈압/당뇨/수면장애/우울증 여부)

†adjusted for baseline covariates(나이, 성별, 교육수준)+time-varying

covariates(혼인상태, 경제활동 여부, 흡연/음주 여부, 체질량 지수, 신체활동 정도, 고혈압/당뇨/수면장애/우울증 여부)

IV. 고찰

1. 연구 결과에 대한 고찰

본 연구는 한국보건사회연구원과 국민건강보험공단이 공동으로 주관하는 한국의료패널 1기 연간 데이터의 2015년~2018년 자료를 활용하여 요통 여부가 삶의 질에 미치는 영향을 분석한 연구이다. 본 연구는 요통과 삶의 질의 유의한 관계를 살펴보기 위해, 반복 측정된 패널 자료의 특성을 고려하여 일반화 추정 방정식을 이용해 분석하였다. 또한 주변 구조 모형을 통해 요통 여부가 삶의 질에 미치는 인과적 영향을 확인하였다.

먼저, 기준 연도 시점에서 요통이 없는 군과 비특이적 요통 및 추간판장애로 인한 요통이 있는 군의 일반적 특성을 확인하였을 때 신체활동 정도를 제외한 모든 인구사회학적 요인, 건강행태 요인, 신체 건강 요인 분포의 유의한 차이가 있음을 확인하였다. 요통 여부가 삶의 질에 미치는 영향을 일반화 추정 방정식을 통해 분석한 결과, 요통과 삶의 질에 영향을 미치는 다른 교란 요인을 모두 통제하였을 때 요통이 없는 군에 비해 요통이 있는 군이 삶의 질이 낮을 오즈가 통계적으로 유의하게 높았다. 특히 추간판 장애로 인한 요통은 삶의 질이 낮을 오즈가 1.43배로, 요통이 없는 군에 비해 삶의 질이 낮을 가능성성이 43% 증가한다고 해석할 수 있는데, 이는 단순 요통의 경우 삶의 질이 낮을 가능성이 12% 증가하는데 비하여 현저히 높게 나타나 추간판 장애를 동반한 상태가 삶의 질 저하에 더 큰 영향을 미칠 수 있음을 시사한다. 이 결과는 요통을 포함한 근골격계 질환이 있는 경우 삶의 질이 감소하는 경향이 나타난 기존의 선행연구들과 일치하였다(Jeong et al., 2024; Pericot-Mozo



et al., 2024; Tüzün, 2007; Roux et al., 2005; Park and Kim, 2017).

삶의 질에 영향을 주는 변수를 차례로 살펴보면, 먼저 인구학적 요인으로 연령은 연령대가 높아질수록, 남성보다는 여성이 삶의 질이 낮은 것으로 나타났다. 이는 모든 생애주기에서 남성보다 여성이 삶의 질이 낮았던 선행 연구 결과를 뒷받침한다(안홍모, 2010). 또한 교육 수준이 높아질수록 삶의 질이 높은 것으로 나타났으며, 미혼에 비해 기혼은 유의하게 삶의 질이 더 높았으나, 이혼 및 기타(사별, 별거)는 유의하지 않았다. 경제활동을 하지 않는 경우에 비해 경제활동을 할 경우 삶의 질이 높았는데, 사회 참여는 고립감 감소 및 우울증, 불안을 감소시켜 주관적 삶의 만족도를 높인다는 Liang(2024)의 연구 결과와 같이 사회 활동의 중요성을 시사한다. 건강행태 요인으로 과거에 흡연한 적이 있거나 현재 흡연하는 경우 비흡연자에 비해 삶의 질이 낮을 오즈가 더 높아, 흡연이 삶의 질을 약 11.65% 감소시키는 결과를 보인 연구(Cheng and Jin, 2022)와 유사한 결과를 보였으며, 금연의 실천이 삶의 질 개선을 위하여 중요한 의미를 갖는다는 점을 보여준다. 음주의 경우 비음주자에 비해 음주자가 삶의 질이 더 높았는데 이는 음주 자체의 건강에 대한 영향보다 주변 사람들과의 교류로 인한 복합적인 정서적 만족과 안정으로 삶의 질에 긍정적 영향을 미쳤다고 볼 수 있다(Harvard Health Publishing, 2018). 신체 활동을 하지 않는 군에 비해 신체 활동을 하는 군이 삶의 질이 더 높았으며, 신체 활동의 정도에 따른 차이는 크지 않았다. 체질량 지수는 정상군에 비해 저체중이나 비만의 경우 삶의 질이 더 낮았지만 유의하지 않았다. 또한, 고혈압, 당뇨, 수면장애, 우울증의 질환과 삶의 질의 영향을 살펴보면, 네 질환 모두 각 질환을 갖고 있을 때 삶의 질이 낮을 오즈가 높은 것을 확인할 수 있었다. 특히 만성질환 중 본 연구에서 살펴본 고혈압과 당뇨의 경우 각 질환을 갖고 있을 때 삶의 질이 낮을 가능성은 각각 33%, 13% 높았는데, 이보다 수면장애나 우울증 등 정신 질환이 동반되어 있을 때 삶의 질이 낮을 오즈가

더 높은 결과를 보였다. 수면장애의 경우 64%, 우울증의 경우 168% 높은 수준을 보여, 수면의 질이 좋지 않거나 우울증이 있을 경우 삶의 질이 낮다는 선행 연구(Lee, Kim and Chung, 2021; Medic, Wille and Hemels, 2017; Hohls et al., 2021)를 뒷받침하며, 삶의 질에 정신건강이 미치는 중요성을 다시 한번 확인할 수 있었다.

한편, 요통이 삶의 질에 미치는 영향은 나이대와 성별에 따라 차이가 있었다. 추간판 장애로 인한 요통은 모든 연령층에서 삶의 질 저하와 유의한 관련성을 나타낸 반면, 비특이적 요통은 40세~59세 군에서만 유의한 차이가 있었고 오히려 60세 이상의 고령층은 유의하지 않은 것을 확인할 수 있었다. 이는 나이가 많을수록 젊은 층보다 요통 자체가 삶의 질에 미치는 영향이 상대적으로 줄고, 우울, 인지기능 저하, 신체활동 제한 등 다른 요인이 삶의 질에 더 큰 영향을 미칠 수 있음을 시사한다(Wettstein et al., 2019). 또 남성의 경우 비특이적 요통은 삶의 질에 유의한 연관성이 없었고, 추간판 장애로 인한 요통이 있을 때 여성의 삶의 질이 남성보다 더 낮았다. 남성과 여성 모두 나이가 많을수록 삶의 질이 낮을 오즈가 높았는데, 20세~39세 대비 60세~79세 군에서 남성은 1.97배 높은 반면, 여성은 2.80배 높은 것으로 나타났다. 이는 60세 이상 고령층에서 여성의 중증 요통 유병률이 남성보다 더 가파르게 증가하며 이에 따른 삶의 질 저하도 더 크게 나타난 선행 연구를 뒷받침한다(Cho et al., 2012).

마지막으로 역학률 가중치를 적용하여 시간 의존 변수들을 통제한 주변 구조 모형 분석에서도 요통이 없는 경우보다 비특이적 요통과 추간판 장애로 인한 요통이 있을 때 삶의 질이 낮을 가능성이 높은 것을 확인할 수 있었으며, 그 효과 크기도 증가하였다.

2. 연구의 제한점과 의의

본 연구의 제한점은 다음과 같다.

첫째, 본 연구에서 사용한 한국의료패널 데이터는 2차 자료로써 해당 자료에서 조사된 항목만 변수로 고려할 수 있는 한계점이 있다. 따라서 주변 구조 모형의 가정 중 교환 가능성(Exchangeability) 조건을 검증하는데 한계가 있어, 선행연구 고찰을 통하여 고려할 수 있는 변수를 최대한 반영하는 것으로 해당 조건을 만족한다고 가정하고 분석한 바 있다.

둘째, 반복 측정된 패널조사를 사용하여 종단적 영향과 인과성을 추론하고자 한 연구목적에 비해 관측 기간이 비교적 짧았다. 1기 한국의료패널 데이터는 2014년에 패널이 추가되었으나 해당 연도에 종속변수에 대한 데이터를 수집하지 않아 2015년부터의 자료를 사용하였으며, 2기 한국의료패널 데이터는 대상 패널이 달라져 함께 사용할 수 없었다. 추후 2기 데이터가 충분히 수집된 이후에 관측 기간을 늘려 연구를 진행한다면 인과 추론의 신뢰도가 높아져 시간에 따른 변화 양상을 보다 정밀하게 분석할 수 있을 것으로 사료된다.

셋째, 주 관심변수인 요통과 혼란 변수 중 수면장애, 우울증의 경우 질병코드를 활용하여 수집하였는데, 한국의료패널 자료 특성상 KCD 질병코드의 3단위 분류까지만 제공하여 보다 정확한 대상자 분류를 할 수 없었다.

그럼에도 불구하고 본 연구는 다음과 같은 의의를 지닌다.

첫째, 기존의 요통과 삶의 질에 대한 연구는 대부분 단면연구로 진행되어 시간에 따른 변화나 인과관계를 파악하는데 한계가 있었다. 본 연구는 반복 측정된 패널자료를 활용한 종단적 연구로, 시간에 따라 변화하는 변수들을 보정하여 분석함으로써 이러한 단면연구의 한계를 보완하고, 요통이 삶의 질에 미치는 영향을 보다 정교하게 분석할 수 있었다는 점에서 의의가 있다.

둘째, 성별 및 나이대별 하위그룹 분석을 통해 요통이 삶의 질에 미치는 영향이 인구 집단에 따라 다르게 나타남을 확인하였다. 이는 전체 집단을 대상으로 한 분석에서는 놓칠 수 있는 집단별 특성을 반영한 결과로, 향후 맞춤형 건강관리 정책 수립의 필요성을 뒷받침하는 근거가 될 수 있다.

셋째, 인과성 추론을 통해 기존 연구들의 연관성 분석에서 나아가 요통이 삶의 질에 인과적으로 영향을 미치는지 확인하였다. 특히 일반화 추정 방정식 결과보다 주변구조모형 분석 결과에서 요통이 삶의 질에 미치는 영향 정도가 높게 나타난 점은, 요통이 삶의 질 저하에 중요한 요인임을 시사한다. 이러한 결과는 요통의 조기 발견과 예방 중심의 관리 방안 마련의 필요성을 뒷받침하며, 지속적인 실천을 통한 건강 관리의 중요성을 강조한다.



V. 결론

본 연구는 한국의료패널자료를 활용하여 주변구조모형 분석을 통해 요통이 삶의 질에 미치는 영향과 인과관계를 확인하였다. 요통이 있을 경우 삶의 질이 유의하게 낮았고, 특히 추간판 장애가 동반되어 있는 경우 단순 요통보다 삶의 질이 더 낮은 것을 확인하였다. 연구 결과 연령대가 높고, 남성보다 여성이, 고혈압, 당뇨의 만성질환이나 수면장애, 우울증 등 정신 질환이 동반되어 있을 때 삶의 질이 더 낮은 것으로 나타났다. 이는 살아가면서 누구나 한번쯤 겪을 수 있는 흔한 증상인 요통에 대해, 나이가 들수록 허리 건강의 관리가 필수적임을 시사한다.

본 연구를 통해 요통이 단순한 신체적 통증을 넘어 삶의 질 전반에 영향을 미친다는 것을 실증적으로 확인할 수 있었다. 따라서 요통에 대한 적극적인 예방과 관리는 건강한 일상과 삶의 만족도를 높이는 데 중요한 역할을 할 수 있을 것으로 보인다. 이러한 점에서 요통을 조기에 효과적으로 관리할 수 있는 제도적 지원 방안과 요통과 동반되는 수면장애나 우울증 등을 함께 관리하는 복합적 접근이 마련될 필요가 있으며, 특히 고령층과 여성을 위한 맞춤형 접근이 요구된다. 향후 보다 다양한 요인과 충분한 기간 동안 반복적으로 관측된 자료를 활용한 후속 연구가 지속된다면, 요통이 삶의 질에 미치는 영향을 보다 신뢰성 있게 파악하고, 삶의 질 향상을 위한 근거 기반 정책 수립에도 기여할 수 있을 것으로 기대된다.

참고문헌

- 건강보험심사평가원. HIRA빅데이터개방포털, 2024.
- 건강보험심사평가원. 보건의료빅데이터개방시스템, 질병 소분류(3단 상병) 통계.
- 국민건강보험공단. 우리 몸의 기동, 척추를 지켜라! 국민건강보험공단.
2023.07 [cited 2025 Jan 30]; 297: Available from: URL:
https://www.nhis.or.kr/static/alim/paper/oldpaper/202307/sub/section1_1.html
- 금보영. 만성 요통 환자의 기분상태와 건강 관련 삶의 질[국내석사학위논문].
서울: 한양대학교 대학원; 2015.
- 김태협. 우리나라 일반 인구집단에서 EQ-5D를 이용한 건강 관련 삶의 질 측정
의 타당도 및 신뢰도 평가[국내박사학위논문]. 울산: 울산대학교 대
학원; 2012.
- 대한비만학회. 비만 진단 기준. 대한비만학회 홈페이지 [cited 2025 Feb 10].
Available from: <https://general.kosso.or.kr/html/?pmod=obesityDiagnosis>
- 서울아산병원 질환백과. 요통(Low back pain). [cited 2025 Jan 30]. Available
from:<https://www.amc.seoul.kr/asan/healthinfo/disease/diseaseDetail.do?contentId=31705>
- 안홍모. 제 4기 국민건강영양조사에서 한국 성인 남녀의 생애 주기에 따른 건
강관련 삶의 질 관련 요인[국내석사학위논문]. 서울: 연세대학교 보
건대학원; 2010.
- 이미순, 이해정, 현수경, 반선희. 요통을 경험하는 노인의 수면의 질 예측모
형. 성인간호학회지 2021;33(4):305-21.
- 이연화. 요통 환자의 건강관련 삶의 질 관련 요인[국내석사학위논문]. 경기:
아주대학교 보건대학원; 2015.

- 이진규, 진기남. 척추질환 환자의 삶의 질과 통증에 영향을 미치는 요인. 대한예방의학회지 2010;43(6):505-12.
- 질병관리청 국가건강정보포털
통계청. 2022 건강보험통계연보, 2023.
- 한국보건사회연구원. 한국인의 삶의 질 수준에 관한 연구 (연구보고서 2007-16), 2007.
- 한국의료패널. 2008~2018 한국의료패널 연간데이터 사용안내서, 2022
- Alammari MA, Alammari AA, Alammari AA, Alammari AA, Alammari NA, Ibrahim Alabdali MY. Psychosocial and Occupational Factors Associated With Low Back Pain Among Healthcare Professionals: A Systematic Review. Cureus 2025;17(1):e77426.
- Austin PC, Stuart EA. Moving towards best practice when using inverse probability of treatment weighting (IPTW) using the propensity score to estimate causal treatment effects in observational studies. Stat Med 2015; 34(28):3661-79.
- Barazzetti L, Garcez A, Freitas Sant'Anna PC, Souza de Bairros F, Dias-da-Costa JS, Anselmo Olinto MT. Does sleep quality modify the relationship between common mental disorders and chronic low back pain in adult women? Sleep Medicine 2022;96:132-9.
- Bilgili N, Arpacı F. Quality of life of older adults in Turkey. Archives of Gerontology and Geriatrics 2014;59(2):415-21.
- Blackwell M, Glynn AN. How to make causal inferences with Time-Series Cross-Sectional Data under selection on observables. American Political Science Review 2018;112(4):1067-82.

- Cheng X, Jin C. The Association Between Smoking and Health-Related Quality of Life Among Chinese Individuals Aged 40 Years and Older: A Cross-Sectional Study. *Front Public Health* 2022;10:779789.
- Cho NH, Jung YO, Lim SH, Chung CK, Kim HA. The Prevalence and Risk Factors of Low Back Pain in Rural Community Residents of Korea. *Spine*. 2012;37(24):2001–10.
- da Silva T, Mills K, Brown BT, Pocovi N, de Campos T, Maher C, Hancock MJ. Recurrence of low back pain is common: a prospective inception cohort study. *J Physiother* 2019;65(3):159-65.
- Dagenais S, Caro J, Haldeman S. A systematic review of low back pain cost of illness studies in the United States and internationally. *The Spine Journal* 2008;8(1):8-20.
- Ferreira ML, De Luca K, Haile LM, Steinmetz JD, Culbreth GT, Cross M, Mahmoodpoor A. Global, regional, and national burden of low back pain, 1990-2020, its attributable risk factors, and projections to 2050: a systematic analysis of the Global Burden of Disease Study 2021. *The Lancet Rheumatology* 2023;5(6):316-29.
- Ge L, Pereira MJ, Yap CW, Heng BH. Chronic low back pain and its impact on physical function, mental health, and health-related quality of life: a cross-sectional study in Singapore. *Scientific reports* 2022;12(1):20040.
- Goossens Z, Van Stallen A, Vermuyten J, De deyne M, Rice D, Runge N, Huysmans E, Vantilborgh T, Nijs J, Mairesse O, De Baets L. Day-to-day associations between pain intensity and sleep outcomes in an adult chronic musculoskeletal pain population: A systematic review. *Sleep Medicine Reviews* 2025;79(2):102013.

- Grimes A. The Effect of the Pilates Reformer in a Lumbar Spondylolisthesis and Spondylolysis on Pain and Core Strength [dissertation]. California: Azusa Pacific University; 2018.
- Habib RR, Hamdan M, Nuwayhid I, Odaymat F, Campbell OM. Musculoskeletal disorders among full-time homemakers in poor communities. *Women Health* 2005;42(2):1-14.
- Hartvigsen J, Hancock MJ, Kongsted A, Louw Q, Ferreira ML, Genevay S, Hoy D, Karppinen J, Pransky G, Sieper J, Smeets RJ, Underwood M, Buchbinder R, Hartvigsen J, Cherkin D, Foster NE, Maher CG, Underwood M, van Tulder M, Woolf A. What low back pain is and why we need to pay attention. *The Lancet* 2018;391(10137):2356-2367.
- Harvard Health Publishing. Sorting out the health effects of alcohol. 2018 [cited 2025 Apr 3]; Available from: <https://www.health.harvard.edu/blog/sorting-out-the-health-effects-of-alcohol-201808061667>
- Hays RD, Reeve BB. Measurement and Modeling of Health-Related Quality of Life. In Killewo J, Heggenhougen K, Quah SR.(Ed) *Epidemiology and Demography in Public Health*. Amsterdam: Academic Press, 2008.
- Hohls JK, König HH, Quirke E, Hajek A. Anxiety, Depression and Quality of Life-A Systematic Review of Evidence from Longitudinal Observational Studies. *Int J Environ Res Public Health* 2021;18(22).
- IPAQ Research Committee. Guidelines for data processing and analysis of the International Physical Activity Questionnaire (IPAQ): Short and long forms [manual]. 2005.

- Jeong YR, Jeong SH, Han SS. The Association between Musculoskeletal Diseases and Health-related Quality of Life Married Women. *J Health Info Stat* 2024;49(3):289-95.
- Kalantar-Zadeh K, Unruh M. Health related quality of life in patients with chronic kidney disease. *International Urology and Nephrology* 2005;37:367-78.
- Lee DH, Park SG, Leem JH, Kim HC, Kim DH, Kim JH, Lee SJ, Kim GW. Current Status of Sickness Absences and Early Leaves from Work among Workers with Work-related Musculoskeletal Symptoms in Each Body Part, and Relevant Factors. *Korean J Occup Environ Med* 2010;22(4):364-70.
- Lee S, Kim JH, Chung JH. The association between sleep quality and quality of life: a population-based study. *Sleep Medicine* 2021;84:121-6.
- Lee YK, Nam HS, Chuang LH, Kim KY, Yang HK, Kwon IS, Kim YT. South Korean time trade-off values for EQ-5D health states: modeling with observed values for 101 health states. *Value in health* 2009;12(8):1187-93.
- Liang KY, Zeger SL. Longitudinal data analysis using generalized linear models. *Biometrika* 1986;73(1):13-22.
- Liang LY. The impact of social participation on the quality of life among older adults in China: a chain mediation analysis of loneliness, depression, and anxiety [Original Research]. *Frontiers in Public Health* 2024;12:1473657.
- Medic G, Wille M, Hemels ME. Short- and long-term health consequences of sleep disruption. *Nat Sci Sleep* 2017;9:151-61.
- Pan W. Akaike's information criterion in generalized estimating equations. *Biometrics* 2001;57(1):120-5.
- Park JH, Kim EJ. Living Environment, Musculoskeletal Disorder and the Decrease of Work Efficiency & Quality of Life. *The Journal of Industrial*

Distribution & Business 2017;8(7):63-70.

Paz MG, Oliveira MA, Ferreira LMS, Fernandes MH, Silveira MFS, Pereira LV.

Factors associated with quality of life of older adults with chronic pain.

Revista de Saúde Pública 2021;74(2):e20200554.

Pericot-Mozo X, Suñer-Soler R, Reig-Garcia G, Patiño-Masó J, Sitjar-Suñer M,

Masià-Plana A, Bertran-Noguer C. Quality of Life in Patients with

Chronic Low Back Pain and Differences by Sex: A Longitudinal Study. J

Pers Med 2024;14(5).

Rabin R, de Charro F. EQ-SD: a measure of health status from the EuroQol

Group. Annals of Medicine 2001;33(5):337-43.

Robins JM, Hernán MÁ, Brumback B. Marginal structural models and causal

inference in epidemiology. Epidemiology 2000;11(5):550-60.

Roux CH, Guillemin F, Boini S, Longuetaud F, Arnault N, Hercberg S, Briançon

S. Impact of musculoskeletal disorders on quality of life: an inception

cohort study. Ann Rheum Dis 2005;64(4):606-11.

Ryu HJ, Cho SS, Kim JI, Choi SH, Kim N. Commuting time and musculoskeletal

pain in the relationship with working time: a cross-sectional study. Ann

Occup Environ Med 2025;37:e4.

Tuomainen I, Pakarinen M, Aalto T, Sinikallio S, Kröger H, Viinamäki H,

Airaksinen O. Depression is associated with the long-term outcome of

lumbar spinal stenosis surgery: a 10-year follow-up study. The Spine

Journal 2018;18(5):939–46.

Tüzün EH. Quality of life in chronic musculoskeletal pain. Best Practice &

Research Clinical Rheumatology 2007;21(3):567-79.

- Von Korff M, Saunders K. The Course of Back Pain in Primary Care. Spine(Phila Pa 1976) 1996;21(24):2833-7.
- Wettstein M, Eich W, Bieber C, Tesarz J. Pain Intensity, Disability, and Quality of Life in Patients with Chronic Low Back Pain: Does Age Matter? Pain Med 2019;20(3):464-75.
- WHO Scientific Group on the Burden of Musculoskeletal Conditions at the Start of the New Millennium. The burden of musculoskeletal conditions at the start of the new millennium. Geneva: World Health Organization, 2003.
- World Health Organization. The World Health Organization Quality of Life assessment (WHOQOL). Position paper from the World Health Organization. Social Science & Medicine 1995;41(10):1403-9.
- Zheng P, Scheffler A, Ewing S, Hue TF, Jones Berkeley S, Morshed S, Mehling W, Torres-Espin A, Galivanche A, Lotz J, Peterson T, O'Neill C. Chronic low back pain causal risk factors identified by Mendelian randomization: a cross-sectional cohort analysis. The Spine Journal. Published online ahead of print January 14, 2025. doi: 10.1016/j.spinee.2024.12.029. In press.

ABSTRACT

The Impact of Low Back Pain on Quality of Life : Causal Inference Using Marginal Structural Model

Seonmin Noh

Department of Health Informatics & Biostatistics

The Graduate school of Public Health

Yonsei University, Seoul, Korea

(Directed by Professor Minjin Ha, Ph.D.)

Background

Low back pain (LBP) is highly prevalent worldwide and has been identified as a major cause of decreased quality of life and increased healthcare costs. In particular, chronic LBP can lead to functional limitations in daily life and negatively affect mental health. While previous studies have examined the relationship between LBP and quality of life, most have relied on cross-sectional data, lacking longitudinal analyses that consider changes over time. Therefore, this study aims to analyze the causal effect of time-varying LBP on quality of life using repeated measures data, providing foundational evidence for the development of policies to improve quality of life.

Study subjects and Methods

This study employed repeated longitudinal data to analyze the impact of LBP on quality of life over time. Using data from the Korea Health Panel Survey (KHPS) Phase 1, collected annually from 2015 to 2018, we included 10,146 adults under the age of 80, excluding individuals who did not visit a medical institution during the study period or had missing values in key variables. To estimate the effect of LBP on quality of life, we applied a Generalized Estimating Equation (GEE) model, adjusting for time-varying covariates except for sex, age, and education level. Furthermore, to infer the causal relationship between LBP and quality of life, we constructed a Marginal Structural Model (MSM) using Inverse Probability of Treatment Weights (IPTW).

Results

After adjusting for all other covariates included in the study, the presence of LBP was found to have a statistically significant effect on quality of life. In the GEE analysis, compared to individuals without LBP, those with nonspecific LBP had 1.12 times higher odds of reporting low quality of life (95% CI: 1.04 – 1.21), while those with disc-related LBP had significantly higher odds at 1.43 (95% CI: 1.24 – 1.64). In addition, all demographic factors(age, sex, educational attainment, marital status, economic activity), excluding body mass index(BMI), as well as behavioral and health-related variables (smoking and alcohol use, level of physical activity, hypertension, diabetes, sleep disorders, and depression), were found to be significantly associated with quality of life. Results from the Marginal Structural Model (MSM) analysis further supported a causal effect of LBP on quality of life: compared to individuals without LBP, the odds of reporting low



quality of life were 1.16 times higher for those with nonspecific LBP (95% CI: 1.06 – 1.26) and 1.44 times higher for those with disc-related LBP (95% CI: 1.23 – 1.68).

Conclusion

This study confirmed the causal impact of LBP on quality of life. Notably, the effects varied by sex and age group, and mental health conditions such as sleep disorders and depression were also significantly associated with decreased quality of life. These findings suggest that in order to improve the quality of life for individuals with LBP, a comprehensive approach is needed—one that addresses not only pain management but also mental health support, along with tailored interventions for specific population subgroups.

Key words: Low Back Pain, Quality of Life, Generalized Estimating Equation(GEE), Marginal Structural Model(MSM), Causal Inference