



주간 건강과 질병

PHWR

Public Health Weekly Report

Vol. 17, No. 10, March 14, 2024

Content

연구 논문

383 1인가구의 사회적 고립과 우울의 연관성

조사/감시 보고

404 국내 A형간염 개별 사례의 특성 및 집단발생 양상 파악,
2019-2022년

질병 통계

418 만성콩팥병 유병률 추이, 2012-2022년

Supplements

주요 감염병 통계



KDCA

Korea Disease Control and
Prevention Agency

Aims and Scope

주간 건강과 질병(Public Health Weekly Report) (약어명: Public Health Wkly Rep, PHWR)은 질병관리청의 공식 학술지이다. 주간 건강과 질병은 질병관리청의 조사·감시·연구 결과에 대한 근거 기반의 과학적 정보를 국민과 국내·외 보건의료인 등에게 신속하고 정확하게 제공하는 것을 목적으로 발간된다. 주간 건강과 질병은 감염병과 만성병, 환경기인성 질환, 손상과 중독, 건강증진 등과 관련된 연구 논문, 유행 보고, 조사/감시 보고, 현장 보고, 리뷰와 전망, 정책 보고 등의 원고를 게재한다. 주간 건강과 질병은 전문가 심사를 거쳐 매주 목요일(연 50주) 발행되는 개방형 정보열람(Open Access) 학술지로서 별도의 투고료와 이용료가 부과되지 않는다.

저자는 원고 투고 규정에 따라 원고를 작성하여야 하며, 이 규정에 적시하지 않은 내용은 국제의학학술지편집인협의회(International Committee of Medical Journal Editors, ICMJE)의 Recommendations for the Conduct, Reporting, Editing, and Publication of Scholarly Work in Medical Journals (<https://www.icmje.org/>) 또는 편집위원회의 결정에 따른다.

About the Journal

주간 건강과 질병(eISSN 2586-0860)은 2008년 4월 4일 창간된 질병관리청의 공식 학술지이며 국문/영문으로 매주 목요일에 발행된다. 질병관리청에서 시행되는 조사사업을 통해 생성된 감시 및 연구 자료를 기반으로 근거중심의 건강 및 질병관련 정보를 제공하고자 최선을 다할 것이며, 제공되는 정보는 질병관리청의 특정 의사와는 무관함을 알린다. 본 학술지의 전문은 주간 건강과 질병 홈페이지(<https://www.phwr.org/>)에서 추가비용 없이 자유롭게 열람할 수 있다. 학술지가 더 이상 출판되지 않을 경우 국립중앙도서관(<http://nl.go.kr>)에 보관함으로써 학술지 내용에 대한 전자적 자료 보관 및 접근을 제공한다. 주간 건강과 질병은 오픈 액세스(Open Access) 학술지로, 저작물 이용 약관(Creative Commons Attribution Non-Commercial License: <http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0>)에 따라 비상업적 목적으로 사용, 재생산, 유포할 수 있으나 상업적 목적으로 사용할 경우 편집위원회의 허가를 받아야 한다.

Submission and Subscription Information

주간 건강과 질병의 모든 논문의 접수는 온라인 투고시스템(<https://www.phwr.org/submission>)을 통해서 가능하며 논문투고 시 필요한 모든 내용은 원고 투고 규정을 참고한다. 주간 건강과 질병은 주간 단위로 홈페이지를 통해 게시되고 있으며, 정기 구독을 원하시는 분은 이메일(phwrcdc@korea.kr)로 성명, 소속, 이메일 주소를 기재하여 신청할 수 있다.

기타 모든 문의는 전화(+82-43-219-2955, 2958, 2959), 팩스(+82-43-219-2969) 또는 이메일(phwrcdc@korea.kr)을 통해 가능하다.

발행일: 2024년 3월 14일

발행인: 지영미

발행처: 질병관리청

편집사무국: 질병관리청 건강위해대응관 미래질병대비과
(28159) 충북 청주시 흥덕구 오송읍 오송생명2로 187 오송보건의료행정타운
전화. +82-43-219-2955, 2958, 2959, 팩스. +82-43-219-2969
이메일. phwrcdc@korea.kr
홈페이지. <https://www.kdca.go.kr>

편집제작: ㈜메드랑
(04521) 서울시 중구 무교로 32, 효령빌딩 2층
전화. +82-2-325-2093, 팩스. +82-2-325-2095
이메일. info@medrang.co.kr
홈페이지. <http://www.medrang.co.kr>

Copyright © Korea Disease Control and Prevention Agency

This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0>) which permits unrestricted noncommercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

편집위원장

최보울

한양대학교 의과대학

부편집위원장

류소연

조선대학교 의과대학

하미나

단국대학교 의과대학

염준섭

연세대학교 의과대학

유석현

건양대학교 의과대학

편집위원

고현선

가톨릭대학교 의과대학 서울성모병원

곽진

전북대학교 의과대학

권동혁

질병관리청

김동현

한림대학교 의과대학

김수영

한림대학교 의과대학

김원호

질병관리청 국립보건연구원

김윤희

인하대학교 의과대학

김은진

질병관리청

김중곤

서울의료원

김호

서울대학교 보건대학원

박영준

질병관리청

박지혁

동국대학교 의과대학

송경준

서울대학교병원운영 서울특별시보라매병원

신다연

인하대학교 자연과학대학

안운진

질병관리청

안정훈

이화여자대학교 신산업융합대학

엄중식

가천대학교 의과대학

오경원

질병관리청

오주환

서울대학교 의과대학

유영

고려대학교 의과대학

이경주

국립재활원

이선희

부산대학교 의과대학

이윤환

아주대학교 의과대학

이재갑

한림대학교 의과대학

이혁민

연세대학교 의과대학

전경만

삼성서울병원

정은옥

건국대학교 이과대학

정재훈

가천대학교 의과대학

최선화

국가수리과학연구소

최원석

고려대학교 의과대학

최은화

서울대학교어린이병원

허미나

건국대학교 의과대학

사무국

박희빈

질병관리청

이희재

질병관리청

백선경

질병관리청

이은영

질병관리청

원고편집인

하현주

(주)메드랑

1인가구의 사회적 고립과 우울의 연관성

황민지^{1,3}, 기명^{1,2,3*}

¹고려대학교 일반대학원 보건학협동과정, ²고려대학교 의과대학 예방의학교실, ³L-HOPE 공동체-기반 토털 러닝헬스시스템 교육연구단

초 록

1인가구는 최근 지속적으로 증가하고 있으며, 다인가구에 비해 부정적인 정신건강 결과를 보고하고 있다. 하지만 1인가구는 가구유형 그 자체보다 그들의 고립적인 특성이 정신건강과 관련성이 있는지 살펴보는 것이 필요하다. 본 연구는 1인가구 내에서 사회적 고립이 우울과 연관성이 있는지 연령별로 층화하여 확인하였다. 2017년 지역사회건강조사 자료에서 19세 이상 성인 1인가구를 연구대상자로 선정하였으며, 사회적 고립은 경제활동, 사회적 관계망, 사회활동을 종합하여 정의하였다. 우울 여부에 따른 일반적 특성 차이는 카이제곱 교차검정을 통해 분석하였다. 또한 다중로지스틱 회귀분석을 사용하여 사회적 고립, 그리고 사회적 고립을 구성하는 경제활동, 사회적 관계망, 사회활동 각각의 변수와 우울의 연관성을 분석하였다. 통제요인으로는 인구 및 사회경제적 요인과 건강 관련 요인을 포함하였다. 연구 결과, 모든 연령층에서 사회적 고립의 정도가 증가할수록 우울과의 연관성이 커지는 경향을 보였고, 중년층 연관성의 강도가 가장 컸다. 또한 중년 및 노년층의 경우 사회적 고립을 구성하는 세 변수 중 경제활동이 우울과 가장 큰 연관성이 있음을 확인하였다. 본 연구 결과는 단지 1인가구 형태가 정서적 취약성과 직결되기보다 사회적 고립이 실질적 고리가 되고 있음을 보여준다. 특히 중년 및 노년층의 경우 경제활동에 대한 정책 마련이 필요함을 확인할 수 있었다.

주요 검색어: 1인가구; 우울; 사회적 고립

서 론

1인가구(single-person household)는 혼자서 살림하며 1인이 독립적으로 취사, 취침 등의 생계를 유지하는 가구로서[1], 현대 사회에서 도시화 및 개인주의의 증가와 더불어 전 세계적으로 증가하는 추세를 보이고 있다. 이러한 경향은 특히 고소득 국가를 중심으로 높은 경향을 보이는데, 2019년 유럽연합(European Union) 국가들의 평균 1인가구 비율은 33.4%였

고, 노르웨이, 핀란드, 스웨덴의 경우 40%가 넘는 1인가구 비율을 보이고 있다[2]. 또한 우리나라는 아시아 지역에서 일본 다음으로 1인가구 비율이 높은 국가로 2020년에는 전체 가구 중 1인가구 비율이 31.6%였고, 2047년에는 37.3%까지 증가될 것으로 전망되고 있다[3].

선행연구에 따르면 1인가구는 다인가구에 비해 흡연, 음주 및 불균형적인 식습관 등의 좋지 않은 생활습관을 가질 가능성이 높았으며[4,5], 주관적 건강수준이 낮았고[6], 만성질환

Received August 24, 2023 Revised December 1, 2023 Accepted December 4, 2023

*Corresponding author: 기명, Tel: +82-2-2286-1173, E-mail: dopraxis@gmail.com

Copyright © Korea Disease Control and Prevention Agency



This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>), which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.



KDCA
Korea Disease Control and Prevention Agency

핵심요약**① 이전에 알려진 내용은?**

1인가구는 전 세계적으로 지속적으로 증가하고 있으며, 다인가구에 비해 신체 및 정신적으로 부정적인 결과가 보고되고 있다.

② 새로이 알게 된 내용은?

본 연구에서 1인가구의 사회적 고립은 우울과 유의한 연관성이 있었으며, 그 크기는 중년, 노년, 청년층 순이었다. 또한 사회적 고립을 정의한 변수 중 경제활동의 경우 중년 및 노년층에서 우울과 가장 큰 연관성을 나타내었다.

③ 시사점은?

본 연구를 통하여 사회적으로 고립된 1인가구에 대한 정책 마련이 필요함을 확인할 수 있었고, 특히 중년층의 경우 연관성의 크기가 가장 크게 확인되어 중년층 1인가구에 대한 추가적인 연구 및 대안이 필요할 것으로 생각된다.

환과 같은 신체 건강도 좋지 않은 것으로 나타났다[7]. 또한 정신보건 측면에서도 1인가구는 다른 가구유형에 비해 부정적인 결과를 나타내었는데, 혼자 사는 1인가구는 그렇지 않은 사람보다 심리적 고통(psychological distress)이 높고[8], 우울감이 높았으며[9,10], 일반적 정신질환(common mental disorder)에 부정적인 결과를 나타냈다[11].

하지만 이러한 1인가구의 정신건강의 문제는 1인가구 형태 그 자체의 영향이라기보다는 정서적 결과인 사회적 고립(social isolation)의 측면을 살펴볼 필요성이 있다. 선행연구에 따르면 1인가구 내에서 사회적 응집이 높거나 낮은 정도에 따라 우울감에 차이가 있었으며[9], 싱가포르에서 수행된 노인 연구의 경우 1인가구에서 외로움(loneliness)을 보정했을 때, 우울감이 통계적으로 유의하지 않은 결과를 나타냈다[12]. 이는 단순히 가구의 형태(living arrangement)에 따라 정신건강 문제를 살펴볼 것이 아니라, 1인가구에서 다양한 사회적 관계 요인 및 고립의 정도에 따른 정신건강 연구가 필요하다는 것을 보여준다.

또한 선행연구에 따르면 우울은 연령에 따라 상이한 특징을 나타내는데, 노년층(70세 이상)의 경우 젊은 연령층(18-24세)보다 우울에 대한 인지를 잘 못하는 것으로 나타났고[13], 연령에 따라 유병률에 차이를 보였다[14]. 또한 이후 치료 과정에서도 차이가 나타나는데, 젊은 연령층의 경우 중장년층보다 치료에 대한 효과가 더 높았다[15]. 이와 같은 연령별 차이는 1인가구 내에서도 존재한다. 최근 1인가구는 늦은 초혼 연령 및 자발적 독신 가구의 증가, 이혼 및 별거 가구의 증가 등으로 인해 다양한 연령층에서 분포되고 있다(그림 1)[3]. 하지만 기존 연구를 살펴보면 아직도 주로 독거노인에 초점을 맞춘 연구들이 대부분이며[9,10,12,16], 증가하는 청년 및 중장년층 1인가구에 대한 연구는 많지 않아 이에 대한 추가적인 연구가 필요하다. 선행연구에 따르면 서울의 1인가구 유형을 나눈 연구에서는 1인가구를 골드세대, 산업예비군, 불안한 독신자 및 실버세대로 구분하였는데 이러한 구분은 1인가구 내에서도 연령, 경제환경 및 사회문화적 환경에 따라 다양한 1인가구 유형이 있음을 보여준다[17].

또한 기존 연구들은 1인가구 외 다른 가구 전체[12,18], 배우자와만 같이 살고 있는 경우[9,10], 결혼한 사람[19] 등 비교집단(reference group)이 다양하였는데, 이런 경우 분석상 비교집단에 따라 상대적인 1인가구의 우울수준이 반영되기 때문에 1인가구 내에서 어떠한 요인이 정신건강 문제를 발생시키는지에 대해 확인하는 것에 어려움이 존재한다.

이에 본 연구는 1인가구 내에서 사회적 고립의 정도 및 고립의 유형에 따라 우울의 연관성을 살펴보고자 하며, 이를 연령별로 구분하여 각 그룹에 차이가 있는지를 확인하고자 하였다.

방 법**1. 연구대상자**

본 연구는 질병관리청에서 실시하는 2017년 지역사회건강조사(Community Health Survey) 자료를 사용하였다. 본 조

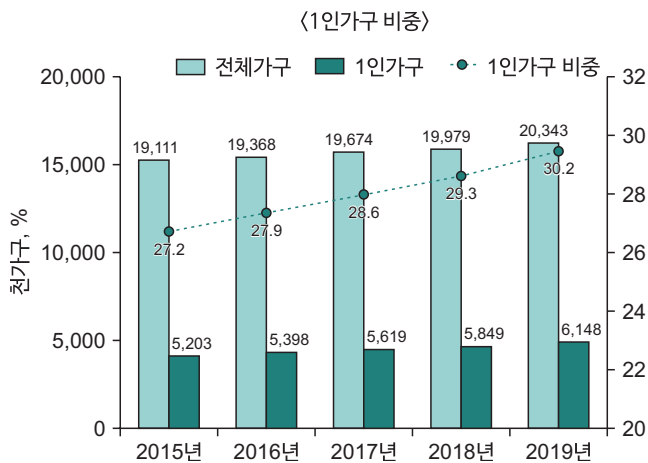


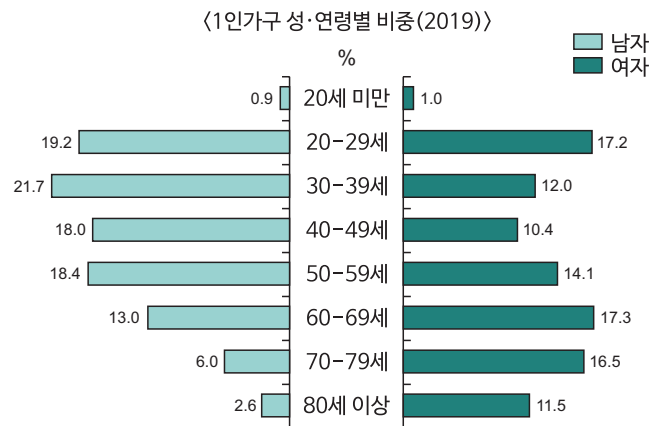
그림 1. 성별 및 연령별 1인가구의 분포(통계청, 2019) [3]

사는 19세 이상 성인을 대상으로 지역보건의료계획 수립에 필요한 시·군·구 단위의 기초자료를 생산하기 위해 수행되는 자료로써 건강수준, 건강행태, 예방접종 및 검진, 이환, 의료 이용, 사회경제적 요인 등을 포괄한다. 조사기간은 2017년 8월 16일부터 2017년 10월 31일까지였다.

2017년 지역사회건강조사 전체 설문응답자 228,381명에서 본 연구에서 사용하는 변수들 중 하나라도 무응답한 대상자 4,758명은 분석에서 제외하였으며, 223,623명 중 1인가구 28,619명이 최종 분석에 포함되었다.

2. 변수정의

본 연구에서 1인가구는 설문조사에서 “세대 유형은 다음 중 무엇에 해당합니까?”에 1인가구로 응답하고, 결혼상태 문항에서 “귀하의 현재 혼인상태(사실혼 포함)는 다음 중 무엇에 해당합니까?”라는 질문에 “배우자 있음(같이 살고 있음)”에 응답한 자를 제외한 대상자로 선정하였다. 사회적 고립의 경우 주관적으로 개인이 느끼는 외로움과는 별도로 구분될 수 있는데 외로움은 개인이 느끼는 정도에 따라 주관적이기 때문에 비교하기가 어려운 반면, 사회적 고립의 경우 객관적인 지표로써 개인 간 비교가 가능하다는 특징을 지닌다. 기존 선행연구에 따르면 외로움과 고립은 모두 정신건강과 연관되어 있고[20,21], 또한 상호 연관되어 있는데 외로움에 사회적 고립



을 보정하였을 때 외로움과 사망은 서로 연관성이 사라졌지만, 사회적 고립의 경우 외로움을 보정한 이후에도 통계적으로 유의하게 사망과 연관성을 나타냈다[20]. 이러한 결과를 종합했을 때 외로움보다 사회적 고립이 보다 더 객관적인 지표로 정신건강 결과에 작용할 수 있으며, 또한 지역사회건강조사의 경우 외로움을 별도로 수집하고 있지 않았기 때문에 본 연구는 외로움과는 별도로 사회적 고립을 구분한 Shankar 등[22]의 논문을 참고하여, 가족, 친구와의 연락 및 만남 등의 사회적 관계망(social network)과 종교, 지역사회 활동 및 동호회 모임 등에 참여하는 사회적 활동(social activity)을 사회적 고립에 포함하였다. 또한 선행논문에 따르면 경제활동 여부(economic participation)에 따라 사회활동 및 사회에 대한 주관적 인식 수준에 차이가 있었다. 우리나라에서 수행된 연구들에 따르면 경제활동 참여는 사회적으로 배제와 관련이 있으며[23], 노인인구에서 노인일자리사업의 참여가 사회적 자본을 변화시킨다는[24] 선행연구 결과를 바탕으로 경제활동을 통한 사회적 교류 및 네트워크에 대한 부분을 고려하여 경제활동 여부를 사회적 고립에 추가하여 정의하였다. 이에 따라 최종적으로 사회적 고립의 항목으로 사회적 관계망, 사회적 활동, 경제활동 여부를 선정하였으며, 각 영역에 하나라도 해당하지 않는 경우를 0점, 한 개의 영역에 해당하는 경우 1점, 두 개의 영역에 해당하는 경우 2점, 모든 영역에 해당하는 경

우울 3점으로 하여 사회적 고립의 정도를 0단계에서 4단계로 분류하였다.

우울의 경우 Kroenke 등(1999) [25]에 의해 개발된 자가보고식 우울증 선별척도인 Patient Health Questionnaire-9을 사용하였다. 본 도구는 총 9가지 항목으로 구성되어 있으며, 응답한 내용을 합산하여 0점부터 27점까지 부여된다. 본 연구에서는 선행연구를 참고하여 10점을 기준점으로 사용하였으며 10점 이상인 경우를 우울로 정의하였다[26].

통제 및 층화변수로는 선행연구에서 우울과 관련이 있다고 알려진 인구사회학적 요인, 건강행동 관련 요인을 포함하였으며, 성별, 연령(19-39세/40-64세/65세 이상), 교육수준(초등학교 졸업 이하/중학교 졸업/고등학교 졸업/대학교 졸업 이상), 혼인상태(이혼, 사별, 별거/미혼/배우자가 있음-같이 살고 있음), 월 가구소득(100만원 미만/100-199만원/200-299만원/300만원 이상)이 포함되었으며, 건강행동 관련 요인에는 현재 흡연(예/아니오), 현재 음주(예/아니오), 중등도 이상 신체활동(예/아니오)이 포함되었다. 주관적 건강상태는 좋음, 보통 및 나쁨으로 구분하여 통제변수로 사용하

였다.

3. 분석

본 연구에서는 1인가구 내에서 사회적 고립 및 관련 변수에 따른 우울의 연관성을 살펴보기 위해 먼저 연령별로 우울이 있는 군과 없는 군에서 일반적 특성의 차이를 카이제곱 교차검정을 통해 확인하였다. 또한 사회적 고립과 우울의 연관성을 확인하기 위해 다중로지스틱 회귀분석을 사용하였으며, 성별 및 연령별로 층화하여 결과를 확인하였다. 본 연구에서 모든 분석은 SAS 9.4 (SAS Institute Inc.)를 사용하였으며, 회귀 분석 시 층화변수(kstrata), 집락변수(jijum_cd), 가중치(wt)를 고려하여 복합표본 설계에 따라 명령어를 사용하였다. 유의수준은 5%에서 통계적으로 유의성을 검정하였다.

결 과

연령별 1인가구에서 우울 여부에 따른 특성을 확인한 결과(표 1), 청년층(19-39세)에서는 우울이 있는 사람과 없는

표 1. 1인가구의 연령별 우울 여부에 따른 연구대상자 특성 비교

	청년층(19-39세)		중년층(40-64세)		노년층(≥65세)	
	우울 없음 (n=3,935)	우울 있음 (n=209)	우울 없음 (n=7,521)	우울 있음 (n=482)	우울 없음 (n=15,209)	우울 있음 (n=1,263)
성별						
남성	2,442 (62.1)	94 (45.0)	3,508 (46.6)	194 (40.2)	2,417 (15.9)	212 (16.8)
여성	1,493 (37.9)	115 (55.0)	4,013 (53.4)	288 (59.8)	12,792 (84.1)	1,051 (83.2)
p-value		<0.001*		0.006*		0.405
교육수준						
초등학교 졸업 이하	11 (0.3)	1 (0.5)	1,651 (22.0)	175 (36.3)	12,438 (81.8)	1,093 (86.5)
중학교 졸업	47 (1.2)	2 (1.0)	1,384 (18.4)	116 (24.1)	1,268 (8.3)	79 (6.3)
고등학교 졸업	1,492 (37.9)	102 (48.8)	2,885 (38.4)	152 (31.5)	1,094 (7.2)	73 (5.8)
대학교 졸업 이상	2,385 (60.6)	104 (49.8)	1,601 (21.3)	39 (8.1)	409 (2.7)	18 (1.4)
p-value		0.016*		<0.001*		<0.001*
결혼상태						
이혼/사별/별거	135 (3.4)	12 (5.7)	5,395 (71.7)	383 (79.5)	15,029 (98.8)	1,241 (98.3)
미혼	3,800 (96.6)	197 (94.3)	2,126 (28.3)	99 (20.5)	180 (1.2)	22 (1.7)
p-value		0.078		<0.001*		0.083

표 1. 계속

	청년층(19-39세)		중년층(40-64세)		노년층(≥65세)	
	우울 없음 (n=3,935)	우울 있음 (n=209)	우울 없음 (n=7,521)	우울 있음 (n=482)	우울 없음 (n=15,209)	우울 있음 (n=1,263)
가구소득(만원)						
100 미만	680 (17.3)	48 (23.0)	2,617 (34.8)	367 (76.1)	13,196 (86.8)	1,194 (94.5)
100-199	1,031 (26.2)	69 (33.0)	2,463 (32.7)	66 (13.7)	1,537 (10.1)	59 (4.7)
200-299	1,479 (37.6)	57 (27.3)	1,367 (18.2)	34 (7.1)	305 (2.0)	7 (0.6)
300 이상	745 (18.9)	35 (16.7)	1,074 (14.3)	15 (3.1)	171 (1.1)	3 (0.2)
p-value		0.004*		<0.001*		<0.001*
경제활동 참여						
아니오	688 (17.5)	49 (23.4)	1,953 (26.0)	317 (65.8)	10,448 (68.7)	1,055 (83.5)
예	3,247 (82.5)	160 (76.6)	5,568 (74.0)	165 (34.2)	4,761 (31.3)	208 (16.5)
p-value		0.028*		<0.001*		<0.001*
사회적 관계망 ^{a)}						
낮음	2,041 (51.9)	124 (59.3)	3,504 (46.6)	319 (66.2)	4,233 (27.8)	541 (42.8)
높음	1,894 (48.1)	85 (40.7)	4,017 (53.4)	163 (33.8)	10,976 (72.2)	722 (57.2)
p-value		0.0353*		<0.001*		<0.001*
사회활동 참여						
아니오	1,505 (38.2)	98 (46.9)	2,290 (30.4)	276 (57.3)	6,299 (41.4)	701 (55.5)
예	2,430 (61.8)	111 (53.1)	5,231 (69.6)	206 (42.7)	8,910 (58.6)	562 (44.5)
p-value		0.012*		<0.001*		<0.001*
사회적 고립						
4 (높음)	152 (3.9)	17 (8.1)	432 (5.7)	157 (32.6)	1,651 (10.9)	316 (25.0)
3	1,049 (26.7)	65 (31.1)	1,704 (22.7)	162 (33.6)	4,819 (31.7)	488 (38.6)
2	1,680 (42.7)	90 (43.1)	3,043 (40.5)	117 (24.3)	6,389 (42.0)	373 (29.5)
1 (낮음)	1,054 (26.8)	37 (17.7)	2,342 (31.1)	46 (9.5)	2,350 (15.5)	86 (6.8)
p-value		<0.001*		<0.001*		<0.001*
주관적 건강상태						
나쁨	215 (5.5)	51 (24.4)	1,633 (21.7)	344 (71.4)	8,050 (52.9)	1,082 (85.7)
좋음/보통	3,720 (94.5)	158 (75.6)	5,888 (78.3)	138 (28.6)	7,159 (47.1)	181 (14.3)
p-value		<0.001*		<0.001*		<0.001*
현재 흡연 여부						
예	1,405 (35.7)	96 (45.9)	2,327 (30.9)	197 (40.9)	945 (6.2)	109 (8.6)
아니오	2,530 (64.3)	113 (54.1)	5,194 (69.1)	285 (59.1)	14,264 (93.8)	1,154 (91.4)
p-value		0.003*		<0.001*		<0.001*
현재 음주 여부						
예	1,156 (29.4)	73 (34.9)	2,063 (27.4)	121 (25.1)	1,296 (8.5)	97 (7.7)
아니오	2,779 (70.6)	136 (65.1)	5,458 (72.6)	361 (74.9)	13,913 (91.5)	1,166 (92.3)
p-value		0.0869		0.2664		0.3019
신체활동 여부						
아니오	2,831 (71.9)	153 (73.2)	5,803 (77.2)	420 (87.1)	13,140 (86.4)	1,141 (90.3)
예	1,104 (28.1)	56 (26.8)	1,718 (22.8)	62 (12.9)	2,069 (13.6)	122 (9.7)
p-value		0.692		<0.001*		<0.001*

단위: 명(%). ^{a)}사회적 관계망의 경우 기준점을 중간값(median)으로 설정함. *유의수준은 p<0.05임.

사람에서 성별, 교육수준, 월 가구소득, 경제활동, 사회적 관계망, 사회활동, 사회적 고립, 주관적 건강상태, 현재 흡연 여부가 통계적으로 유의미하게 달랐으며($p<0.05$), 결혼상태, 음주 및 중등도 이상 신체활동의 경우 통계적으로 유의미하게 다르지 않았다. 중년층(40-64세)에서는 현재 음주 여부를 제외한 모든 변수에서 우울이 있는 사람과 없는 사람의 특성이 통계적으로 유의미하게 차이가 있었고, 노년층에서는 성별, 결혼상태, 현재 음주 여부를 제외하고 모두 통계적으로 유의미하게 두 그룹 간 차이가 있는 것을 확인할 수 있었다.

1인가구 내에서 사회적 고립에 따른 우울의 연관성을 확인하기 위해 지역사회 건강조사에서 확인 가능한 사회적 고립 관련 변수인 사회적 관계망, 경제활동 여부 및 사회활동에서 우울의 odds ratio (OR)를 확인하고, 세 변수를 종합한 사회적 고립 변수를 사용하여 고립의 누적 정도에 따라 우울의 연관성이 높아지는지 확인하고자 하였다(표 2). 우울증과 관련 있다고 알려진 인구사회학적 요인 및 건강 관련 요인을 보정

한 뒤 분석을 수행한 결과, 경제활동 참여를 하지 않는 경우, 중년층(adjusted OR [AOR]=1.88, 95% confidence interval [95% CI]=1.51-2.34) 및 노년층(AOR=1.68, 95% CI=1.42-1.99)에서 유의미하게 우울의 OR가 높았으며, 사회적 관계망이 낮은 경우 청년층(AOR=1.38, 95% CI=1.05-1.82), 중년층(AOR=1.55, 95% CI=1.26-1.90), 노년층(AOR=1.51, 95% CI=1.32-1.72)에서 모두 유의미하게 우울과 연관이 있었다. 사회활동의 경우 중년층(AOR=1.76, 95% CI=1.44-2.16)과 노년층(AOR=1.37, 95% CI=1.20-1.57)에서 우울과 연관이 있었고 청년층의 경우 유의미한 결과를 보이지 않았다. 사회적 고립과 관련 있는 세 변수를 종합하여 사회적 고립의 정도에 따른 우울의 AOR를 확인한 결과, 모든 연령층에서 사회적 고립의 정도가 높아질수록 우울의 OR가 높아지는 것을 확인할 수 있었으며, 사회적 고립이 가장 높은 집단에서 중년층의 AOR가 4.11 (95% CI=2.75-6.14)배로 가장 우울과의 연관성이 높았고, 노년층(AOR=2.88, 95%

표 2. 사회적 고립 구성 변수(경제활동 참여, 사회적 관계망, 사회활동 참여) 및 사회적 고립과 우울의 연관성

	Crude OR (95% CI)			Adjusted OR (95% CI)		
	19-39세	40-64세	≥65세	19-39세	40-64세	≥65세
경제활동 참여 ^{a)}						
아니오	1.36 (1.02-1.80)*	5.98 (4.98-7.19)*	2.35 (2.00-2.77)*	1.16 (0.66-2.04)	1.88 (1.51-2.34)*	1.68 (1.42-1.99)*
예	1 (reference)	1 (reference)	1 (reference)	1 (reference)	1 (reference)	1 (reference)
사회적 관계망 ^{a)}						
낮음	1.21 (0.93-1.57)	1.73 (1.44-2.09)*	1.76 (1.55-2.00)*	1.38 (1.05-1.82)*	1.55 (1.26-1.90)*	1.51 (1.32-1.72)*
높음	1 (reference)	1 (reference)	1 (reference)	1 (reference)	1 (reference)	1 (reference)
사회활동 참여 ^{a)}						
아니오	1.33 (1.03-1.71)*	2.96 (2.48-3.53)*	1.94 (1.71-2.21)*	1.05 (0.80-1.39)	1.76 (1.44-2.16)*	1.37 (1.20-1.57)*
예	1 (reference)	1 (reference)	1 (reference)	1 (reference)	1 (reference)	1 (reference)
사회적 고립 ^{b)}						
4 (높음)	2.43 (1.56-3.78)*	15.24 (10.98-21.16)*	4.57 (3.41-6.12)*	1.97 (1.15-3.36)*	4.11 (2.75-6.14)*	2.88 (2.14-3.88)*
3	1.48 (1.01-2.15)*	3.72 (2.68-5.17)*	2.34 (1.77-3.10)*	1.35 (0.88-2.05)	1.91 (1.32-2.78)*	1.71 (1.29-2.27)*
2	1.24 (0.85-1.81)	1.48 (1.09-2.01)*	1.37 (1.03-1.82)*	1.20 (0.82-1.75)	1.13 (0.82-1.57)	1.22 (0.91-1.63)
1 (낮음)	1 (reference)	1 (reference)	1 (reference)	1 (reference)	1 (reference)	1 (reference)

OR=odds ratio; CI=confidence interval. ^{a)}보정변수로 사회경제적 요인(성별, 교육수준, 결혼상태, 가구소득) 및 건강관련 요인(흡연, 현재 음주, 신체활동 여부, 주관적 건강상태)이 포함되었으며, 사회적 고립 관련 변수(경제활동 참여, 사회적 관계망, 사회활동 참여)의 경우 해당 변수 외 다른 변수들이 보정에 포함되었음. ^{b)}보정변수로 사회경제적 요인(성별, 교육수준, 결혼상태, 가구소득) 및 건강관련 요인(흡연, 현재 음주, 신체활동 여부, 주관적 건강상태)이 포함됨. *유의수준은 $p<0.05$ 임.

CI=2.14-3.88), 청년층(AOR=1.97, 95% CI=1.15-3.36) 순이었다.

논 의

본 연구는 2017년 지역사회건강조사 자료를 활용하여 1인가구 내에서 사회적 고립에 따른 우울의 연관성을 성별 및 연령별로 구분하여 결과를 확인하고자 하였다. 본 연구를 통해 확인한 주요 결과는 1인가구 내에서 사회적 고립의 정도가 증가할수록 우울의 연관성이 증가한다는 것이며, 특히 중년층에서 연관성이 가장 높게 나타난 것을 확인할 수 있었다.

본 연구의 결과를 구체적으로 살펴보면 다음과 같다. 사회적 고립의 정도에 따라 네 그룹으로 나누었을 때, 청년, 중년 및 노년층에서 모두 사회적 고립의 정도가 증가할수록 우울의 AOR가 높게 나타났다. 이는 사회적 고립이 높을수록 정신건강에 부정적인 영향을 미친다는 기존 선행연구를 지지한다[27-32]. 기존 연구에 따르면 1인가구 내에서도 다양한 사회경제적 차이가 존재하며[33], 사회적 고립의 수준에 차이가 있었는데 1인가구에서 사회적 관계망 및 사회적 응집이 좋은 경우 그렇지 않은 사람보다 정신건강에 긍정적 결과를 나타냈다[9,16]. 하지만 기존 연구에서는 1인가구와 사회적 고립을 동시에 확인한 논문은 많지 않았는데 대부분 사회적 고립 안에 1인가구를 포함하여 분석하거나 별도로 분석한 연구들이 많고[18,30,34], 1인가구 내에서 사회적 고립의 정도에 따라 우울의 연관성을 확인한 논문은 많지 않았다.

또한 기존 1인가구 연구는 주로 독거노인에 대한 연구가 대부분이고[8-10,12,16,27,30,35] 청년 및 중년층 1인가구에 대한 정신건강을 살펴본 연구는 많지 않았다. 본 연구에서 1인가구를 연령별로 나누어 살펴보았을 때 중년층에서 연관성이 가장 큰 결과를 나타냈고(AOR=4.11, 95% CI=2.75-6.14), 노년층(AOR=2.88, 95% CI=2.14-3.88)과 청년층(AOR=1.97, 95% CI=1.15-3.36)에서도 유의한 결과를 나

타냈다. 이는 1인가구에 대한 연구 및 정책지원이 노인에서만 끝날 것이 아니라 청년 및 중년층에서도 필요함을 보여준다. 중년층의 경우 가장 높은 연관성이 나타났는데 이전 선행연구에 따르면 우리나라 중년층 1인가구의 경우 다른 세대와 비교했을 때, 취업률이 상대적으로 낮고, 실업률은 높다고 보고되고 있으며[33], 본 연구에서도 사회적 고립과 관련 변수인 경제활동 참여에서 중년층이 가장 큰 우울과의 연관성을 나타내는 만큼(AOR=1.88, 95% CI=1.51-2.34), 중년층 1인가구의 경우 일자리 지원에 대한 정책 마련이 필요하며, 사회적 관계망 및 사회활동을 하지 않는 중년층 1인가구에 대한 발굴 및 지원이 필요할 것으로 생각된다.

또한 청년층의 경우, 사회적 고립에 따른 연관성의 크기가 다른 연령대에 비해 작게 나타났는데, 사회적 고립에 따른 우울의 유병률 살펴보았을 때 다른 연령층과는 반대로 사회적 고립이 가장 낮은 집단에서 우울의 비율이 높게 나타났다(청년층: 17.7%, 중년층: 9.5%, 노년층: 6.8%). 이는 청년층의 경우 사회적 고립 외에 우울에 영향을 미치는 다른 요인의 존재 가능성을 시사한다. 기존 연구에 따르면 청년층 1인가구의 경우 경제적으로 안정된 집단 혹은 근로빈곤율과 실업률이 높은 불안정한 집단으로 양분되는 경향이 있고[33], 우울의 연관성을 살펴보았을 때, 교육수준 및 건강과 같은 다른 요인보다 경제활동 및 소득이 우울에 미치는 영향이 큰 결과를 보여[36] 청년층 1인가구에서 우울에 미치는 다른 요인들을 연구할 필요성이 있어 보인다.

본 연구는 1인가구 내에서 사회적 고립의 정도가 우울에 미치는 연관성에 대해 연령별로 결과를 확인했다는 점에서 의의가 있으나 다음과 같은 한계점이 존재한다. 첫째, 사회경제적 요인에 있어서 연령별 비교를 위해 동일한 기준으로 범주를 설정하여 통제요인의 분포가 연령별로 고르지 못하게 분포한다는 한계가 존재한다. 둘째, 선행연구에 따르면 사회적 고립은 객관적인 사회적 관계뿐만 아니라 개인이 주관적으로 느끼는 관계의 측면을 추가로 확인하는 것이 더 바람직하지만

[37,38], 지역사회건강조사상 관련된 설문을 확인할 수 없어 개인이 주관적으로 느끼는 사회적 고립에 대한 측면을 확인하지 못하였다는 한계가 존재한다. 셋째, 우울에 있어서 개인의 부정적인 과거의 경험(trauma 등) 및 심리적 성향(positive mental health 등)과 같은 다양한 위험(risk factor) 및 보호요인(protective factor)이 존재하지만 설문조사상 이에 대한 확인이 어려워 관련 요인들을 고려하지 못하였다는 한계가 존재한다. 이에 대하여 자료원에서 추가적으로 확인 가능한 ‘이웃에 대한 신뢰’를 심리적 요인의 대체적 변수로 보정변수에 추가하여 연관성을 살펴보았을 때, 중년 및 노년층에서는 통계적으로 큰 영향을 보이지 않았지만 청년층에서는 이웃에 대한 신뢰를 보정했을 때, 모든 변수에서 유의하지 않은 결과를 보였다. 향후 진행되는 연구에서는 청년층 1인가구에서 심리적 요인 및 사회적 신뢰와 사회적 고립이 우울에 미치는 영향에 대해서 살펴볼 필요가 있다고 생각된다. 넷째, 본 연구는 단면조사연구(cross-sectional study)로 1인가구에서 사회적 고립과 우울의 연관성을 확인할 수는 있지만, 사회적 고립이 우울에 미치는 영향에 대한 인과성을 확인하지 못한다는 한계가 존재한다. 또한 이전 선행연구에 따르면 1인가구에서 시간이 지날수록 우울의 영향이 감소하는 경향을 보여[18] 관련하여 향후 1인가구에서의 코호트 연구를 통해 시간에 따른 변화를 추가적으로 확인하는 것이 필요할 것으로 생각된다. 다섯째, 본 연구에서 청년층의 경우, 19세 이상 성인을 대상으로 하기 때문에 아직 학업이 중단되지 않는 대학생 등의 경우 현재 연구에서 고려한 경제활동 여부에 크게 영향을 받지 않을 가능성이 존재하며, 사회활동 및 사회적 관계망 외에 학업 상황에서 벌어지는 다양한 사회적 관계에 대한 측면을 포함하지 못하였다는 한계가 존재한다.

최근 1인가구는 지속적으로 증가하고 있으며 이러한 현상은 가족 구성의 변화로 그치지 않고 사회적 변화로까지 이어지고 있다[39,40]. 특히 1인가구의 경우 다인가구보다 사회경제적으로 열악하고 사회적 관계망이 축소될 가능성이 더 높

기 때문에 이에 대한 지속적인 관심이 필요하다. 특히 최근 이슈가 되고 있는 고독사는 1인가구에서 주로 발생하고 있으며 [41,42], 코로나바이러스감염증-19 상황에서도 많은 연구에서 혼자 사는 1인가구의 경우 다인가구보다 정신건강이 좋지 않음을 보여주었다[30,43,44].

이러한 1인가구의 사회적 고립과 정신건강 문제는 단순히 의료적 지원에서 끝날 수 있는 문제는 아니며, 사회문화적 변화를 필요로 하고, 관련 복지 서비스의 지원이 필요하다. 최근 사회복지분야에서 언급되고 있는 관계복지(Relational Welfare)는 지속적으로 증가하는 1인가구의 정신건강 문제에 대한 방안이 될 수 있으며, 영국에서 수행되고 있는 사회적 처방모델(Social Prescribing Model)도 의료서비스를 사회서비스와 연결하여 대상자가 지역사회 내에서 다양한 사회서비스(운동 프로그램, 재정 상담, 영양 관리 등)를 받아 정신건강을 강화할 수 있도록 하는 한 가지 방법으로 제시될 수 있을 것으로 생각된다[45,46].

마지막으로 기존 1인가구 연구들은 대부분 노인 연구가 많고, 관련 서비스도 노인에 한정되어 있는 경우가 많다. 노년층 1인가구뿐만 아니라 증가하는 청년 및 중년층 1인가구에 대한 관심이 필요하며, 1인가구에서 발생하는 여러 보건학적 문제(정신건강 문제 및 그 외 신체건강 문제 등)에 대해서 앞으로 추가적인 연구가 필요하다고 생각된다.

Declarations

Ethics Statement: This research was conducted with approval from the Institutional Review Board for Bioethics at Korea University (IRB Number: KUIRB-2021-0284-01). Since this research utilized secondary data, the requirement for informed consent was waived.

Funding Source: This study was supported by Korean Society of Epidemiology funded by a grant from the Korea

Centers for Disease Control and Prevention.

Acknowledgments: This article is a revision of the first author's master's thesis from Korea University Graduate School.

Conflict of Interest: The authors have no conflicts of interest to declare.

Author Contributions: Conceptualization: MJH, MK. Data curation: MJH. Formal analysis: MJH. Funding acquisition: MJH. Methodology: MJH, MK. Project administration: MJH. Supervision: MK. Writing – original draft: MJH. Writing – review & editing: MJH, MK.

References

1. Housing census [Internet]. Statistics Korea; 2005 [cited 2022 Jan 20]. Available from: <https://www.k-stat.go.kr/metasvc/msda100/worddc>
2. Distribution of households by household size – EU-SILC survey [Internet]. Eurostat; [cited 2022 Jan 20]. Available from: https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/ilc_lvph03/default/table?lang=en
3. Statistics Korea. Household Projections: 2017–2047. Statistics Korea; 2019.
4. Jeong S, Cho SI. Effects of living alone versus with others and of housemate type on smoking, drinking, dietary habits, and physical activity among elderly people. *Epidemiol Health* 2017;39:e2017034.
5. Widhowati SS, Chen CM, Chang LH, Lee CK, Fetzer S. Living alone, loneliness, and depressive symptoms among Indonesian older women. *Health Care Women Int* 2020; 41:984–96.
6. Chou KL, Ho AH, Chi I. Living alone and depression in Chinese older adults. *Aging Ment Health* 2006;10:583–91.
7. Noh JW, Hong JH, Kim IH, Choi M, Kwon YD. Relationship between number of household members and prevalence of chronic diseases: a cross-sectional analysis of Korea Health Panel data. *Popul Health Manag* 2017;20:165.
8. Kikuchi H, Takamiya T, Odagiri Y, et al. Gender differences in association between psychological distress and detailed living arrangements among Japanese older adults, aged 65–74 years. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol* 2014;49:823–30.
9. Honjo K, Tani Y, Saito M, et al. Living alone or with others and depressive symptoms, and effect modification by residential social cohesion among older adults in Japan: the JAGES longitudinal study. *J Epidemiol* 2018;28:315–22.
10. Oh DH, Park JH, Lee HY, Kim SA, Choi BY, Nam JH. Association between living arrangements and depressive symptoms among older women and men in South Korea. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol* 2015;50:133–41.
11. Jacob L, Haro JM, Koyanagi A. Relationship between living alone and common mental disorders in the 1993, 2000 and 2007 National Psychiatric Morbidity Surveys. *PLoS One* 2019;14:e0215182.
12. Lim LL, Kua EH. Living alone, loneliness, and psychological well-being of older persons in singapore. *Curr Gerontol Geriatr Res* 2011;2011:673181.
13. Farrer L, Leach L, Griffiths KM, Christensen H, Jorm AF. Age differences in mental health literacy. *BMC Public Health* 2008;8:125.
14. Kessler RC, Birnbaum HG, Shahly V, et al. Age differences in the prevalence and co-morbidity of DSM-IV major depressive episodes: results from the WHO World Mental Health Survey Initiative. *Depress Anxiety* 2010;27:351–64.
15. Cuijpers P, Karyotaki E, Eckshtain D, et al. Psychotherapy for depression across different age groups: a systematic review and meta-analysis. *JAMA Psychiatry* 2020;77:694–702.
16. Lin PC, Wang HH. Factors associated with depressive symptoms among older adults living alone: an analysis of sex difference. *Aging Ment Health* 2011;15:1038–44.
17. Byun M. Single person household and urban policy in Seoul. *Korean J Cult Soc Issues* 2015;21:551–73.
18. Oshio T, Kan M. Which is riskier for mental health, living alone or not participating in any social activity? Evidence from a population-based eleven-year survey in Japan. *Soc Sci Med* 2019;233:57–63.
19. Joutsenniemi K, Martelin T, Martikainen P, Pirkola S, Koskinen S. Living arrangements and mental health in Finland. *J Epidemiol Community Health* 2006;60:468–75.
20. Steptoe A, Shankar A, Demakakos P, Wardle J. Social isolation, loneliness, and all-cause mortality in older men and women. *Proc Natl Acad Sci U S A* 2013;110:5797–

- 801.
21. Coyle CE, Dugan E. Social isolation, loneliness and health among older adults. *J Aging Health* 2012;24:1346-63.
22. Shankar A, McMunn A, Banks J, Steptoe A. Loneliness, social isolation, and behavioral and biological health indicators in older adults. *Health Psychol* 2011;30:377-85.
23. Kim AN. An empirical analysis on social exclusion in Korea. *Korean J Soc Theory* 2007;32:227-54.
24. Jang YM. A study on the effects to the change of social capital from participation in elderly employment programs. *Korean J Soc Welf* 2011;63:261-89.
25. Spitzer RL, Kroenke K, Williams JB. Validation and utility of a self-report version of PRIME-MD: the PHQ primary care study. *Primary Care Evaluation of Mental Disorders. Patient Health Questionnaire. JAMA* 1999;282:1737-44.
26. Lee S, Huh Y, Kim J, Han C. Finding optimal cut off points of the Korean version of the Patient Health Questionnaire-9(PHQ-9) for screening depressive disorders. *J Korean Soc Depress Bipolar Disord* 2014;12:32-6.
27. Cornwell EY, Waite LJ. Social disconnectedness, perceived isolation, and health among older adults. *J Health Soc Behav* 2009;50:31-48.
28. Leigh-Hunt N, Baggeley D, Bash K, et al. An overview of systematic reviews on the public health consequences of social isolation and loneliness. *Public Health* 2017;152:157-71.
29. Quach LT, Burr JA. Perceived social isolation, social disconnectedness and falls: the mediating role of depression. *Aging Ment Health* 2021;25:1029-34.
30. Robb CE, de Jager CA, Ahmadi-Abhari S, et al. Associations of social isolation with anxiety and depression during the early COVID-19 pandemic: a survey of older adults in London, UK. *Front Psychiatry* 2020;11:591120.
31. Santini ZI, Jose PE, Cornwell EY, et al. Social disconnectedness, perceived isolation, and symptoms of depression and anxiety among older Americans (NSHAP): a longitudinal mediation analysis. *Lancet Public Health* 2020;5:e62-70.
32. Teo AR. Social isolation associated with depression: a case report of hikikomori. *Int J Soc Psychiatry* 2013;59:339-41.
33. Kang E, Lee M. Single-person households in South Korea and their policy implications. *Health Welf Policy Forum* 2016;234:47-56.
34. Smith KJ, Victor C. Typologies of loneliness, living alone and social isolation, and their associations with physical and mental health. *Ageing Soc* 2019;39:1709-30.
35. Chan A, Malhotra C, Malhotra R, Østbye T. Living arrangements, social networks and depressive symptoms among older men and women in Singapore. *Int J Geriatr Psychiatry* 2011;26:630-9.
36. Song N. An analysis on the depression of single-person household by age groups. *J Humanit Soc Sci* 2020;11:405-20.
37. Valtorta NK, Kanaan M, Gilbody S, Hanratty B. Loneliness, social isolation and social relationships: what are we measuring? A novel framework for classifying and comparing tools. *BMJ Open* 2016;6:e010799.
38. Wang J, Lloyd-Evans B, Giacco D, et al. Social isolation in mental health: a conceptual and methodological review. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol* 2017;52:1451-61.
39. Byun MR, Shin SY, Cho KJ. Single-person households, changing Seoul. *Policy Rep* 2009;(30):1-18.
40. Lee Y. One-person households and their policy implications. *Health Welf Policy Forum* 2017;252:64-77.
41. Choi JY. A study on solitary death prevention policies [master's thesis]. Yonsei University; 2018.
42. Shin HJ. A study on the changing current situation in lonely death and its measures in Korean society. *Korean Crim Psychol Rev* 2018;14:63-78.
43. Elbay RY, Kurtuluş A, Arpacioğlu S, Karadere E. Depression, anxiety, stress levels of physicians and associated factors in Covid-19 pandemics. *Psychiatry Res* 2020;290:113130.
44. Sigdel A, Bista A, Bhattarai N, et al. Depression, anxiety and depression-anxiety comorbidity amid COVID-19 pandemic: an online survey conducted during lockdown in Nepal. *MedRxiv [Preprint]*. 2020 [cited 2021 Dec 1]. Available from: <https://doi.org/10.1101/2020.04.30.20086926>
45. NHS England. Social prescribing and community-based support: summary guide. NHS England; 2019.
46. Hassan SM, Giebel C, Morasae EK, et al. Social prescribing for people with mental health needs living in disadvantaged communities: the Life Rooms model. *BMC Health Serv Res* 2020;20:19.

Association between Social Isolation and Depression among Korean Living Alone

Minji Hwang^{1,3}, Myung Ki^{1,2,3*}

¹Department of Public Health, Korea University Graduate School, Seoul, Korea, ²Department of Preventive Medicine, College of Medicine, Korea University, Seoul, Korea, ³L-HOPE Program for Community-Based Total Learning Health Systems, Seoul, Korea

ABSTRACT

Single-person households have been continuously increasing in recent times and are reporting more negative mental health outcomes. However, rather than whether single-person households are related to mental health, it is necessary to examine what characteristics of these households are associated with mental health. Therefore, this study aimed to examine the association between social isolation and depression in single-person households and explore the differences across different age groups. We employed the 2017 Community Health Survey and study population were included adults aged 19 and above living alone. Chi-square tests were conducted to compare the differences between groups with and without depression according to age groups and multiple logistic regression analysis was used to investigate the association between depression and social isolation. Socioeconomic factors, and health-related factors were controlled as confounding factors. The study found that social isolation had an association with depression in young, middle-aged, and elderly individuals, with the middle-aged group showing the strongest association. Especially, among the three variables constructing social isolation, economic activity showed the most significant association with depression for middle-aged and elderly individuals. Based on these research findings, we suggest that support for social isolation for single-person households is necessary, particularly for the middle-aged and elderly population.

Key words: Single-person household; Depression; Social isolation

*Corresponding author: Myung Ki, Tel: +82-2-2286-1173, E-mail: dopraxis@gmail.com

Introduction

Single-person households are defined as households where in a single person independently manages their livelihood, including cooking and sleeping [1]. Owing to urbanization and individualist trends in modern societies, these households are increasing globally—especially in high-income countries.

In 2019, the average rate of single-person households in the European Union countries was 33.4%, with the percentage exceeding 40% in nations such as Norway, Finland, and Sweden [2]. In Asia, after Japan, Republic of Korea (ROK) has the highest prevalence of single-person households—from 31.6% in 2020, it is projected to rise to 37.3% by 2047 [3].

Studies have suggested that compared with multi-person

Key messages

① What is known previously?

Single-person households were reported to show negative psychological outcomes compared to multiple-person households.

② What new information is presented?

Social isolation in single-person households is significantly associated with depression, and the strength of this association varies across different age groups. Notably, middle-aged individuals living alone exhibited the highest level of association between social isolation and depression.

③ What are implications?

Following the trend of social changes, single-person households are continuously increasing in various age groups. Therefore, it is necessary to examine research on single-person households across different age groups, not only focusing on the elderly.

households, single-person households are more liable to unhealthy lifestyles, such as smoking, excessive drinking, and poor dietary habits [4,5]; have poorer self-rated health (SRH) [6]; and poorer physical health, including a higher incidence of chronic diseases [7]. In terms of mental health, single-person households often experience greater negative outcomes compared to other household types. Individuals living alone remain at a higher risk of psychological distress [8], increased levels of depression [9,10], and negative impacts related to common mental disorders (CMDs) [11].

However, the mental health challenges in single-person households may be more intimately linked to social isolation within these households than the living arrangements per se. The degree of social cohesion in single-person households could significantly impact depression levels [9]. For example,

a study conducted in Singapore identified that single-person households were not significantly associated with depressive mood after adjusting for loneliness [12]. This finding suggests the significance of examining mental health in single-person households in relation to social relationships and degrees of isolation, as opposed to focusing on the living arrangement.

Studies have shown that depression manifests differently across various age groups. Older adults (age ≥ 70 years) have poorer abilities to recognize depression symptoms compared to younger individuals (aged 18–24 years) [13]. Prevalence treatment of depression varied by age [14], with younger individuals generally responding better to treatment than middle-aged individuals [15]. These differences across age groups are also evident in single-person households. Recent trends reveal a diversification in the age distribution of single-person households because of delayed first marriage, increased number of individuals who voluntarily remain single, and increased number of divorced or separated households (Figure 1) [3]. Nonetheless, existing research has predominantly focused on older adults living alone [9,10,12,16], highlighting the need for greater exploration of the growing number of young and middle-aged single-person households. One study categorized single-person households in Seoul as follows: gold generation, reserve army of labor, unstable singles, and silver generation, revealing the diverse nature of single-person households across different ages, economic conditions, and sociocultural backgrounds [17].

Studies that compared single-person households with other household types employed different reference groups, including all the other different household types [12,18], spouse-only households [9,10], and married couples [19]. However, the relative depression level of single-person households is

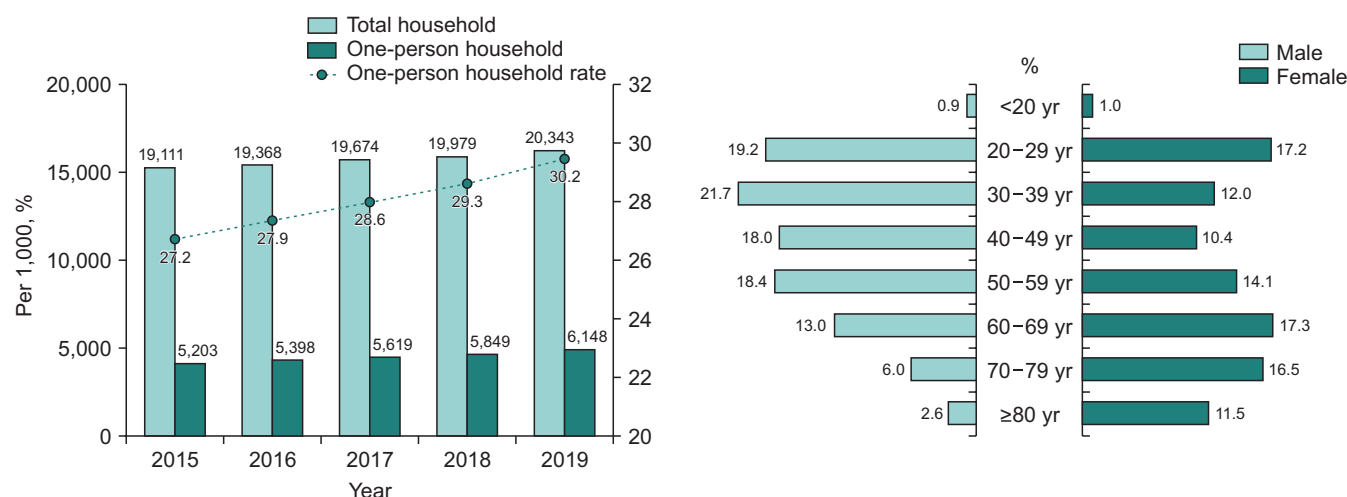


Figure 1. Proportion of one-person household by sex and age group (Statistics Korea, 2019) [3]

determined based on the reference group in such cases. This hinders the identification of specific factors that cause mental health issues within single-person households.

Therefore, this study aims to investigate the association between the degree and type of social isolation and depression among single-person households and examine whether these associations vary by age group.

Methods

1. Participants

We used the data from the 2017 Community Health Survey (CHS) conducted by the Korea Disease Control and Prevention Agency. The CHS is administered to adults aged 19 years or above to collect baseline data at the si-, gun-, and gu- levels to establish community healthcare plans. It encompasses factors such as health status, health behaviors, vaccination and screenings, morbidities, healthcare utilization, and socioeconomic factors. The 2017 survey was administered from August 16, 2017, to October 13, 2017.

Of the 228,381 respondents of the 2017 CHS, 4,758 with

missing responses to any one of the study variables were excluded. From the remaining 223,623 respondents, 28,619 single-person households were included in our final analysis.

2. Definition of Variables

Our study defined a single-person household as those who marked “single-person household” for the question, “What is your household type?”—excluding those who marked “I have a spouse (I’m living with my spouse)” for the question, “What is your marital status (including de facto marriage)?” Social isolation could be independent of the subjective loneliness perceived by individuals. The comparison of loneliness is difficult because of its subjective nature, whereas social isolation is an objective indicator that enables interpersonal comparisons. Previous studies have noted that loneliness and isolation are both associated with mental health [20,21] and mutually associated. After adjusting for social isolation, the loneliness–death association no longer remained significant. However, social isolation was significantly associated with death even after adjusting for loneliness [20]. Essentially, social isolation may be a more objective indicator than loneliness to examine

mental health. Moreover, as the CHS does not collect data on loneliness, we defined social isolation based on social networks (including contact and meeting with family, and friends) and social activities (including religion, community activities, and clubs) referring to Shankar et al. [22], who distinguished social isolation from loneliness. Furthermore, a study reported that subjective perceptions of social activities and society differed according to economic activity status. In ROK, economic activity was associated with social exclusion [23], and participation in the senior job project altered social capital in the older-adult population [24]. Based on these findings, we included economic activity status in the definition of social isolation in consideration of social networking and exchanges through economic activities. Therefore, social isolation was measured based on social network, social activity, and economic participation. A score of 0 was allotted for not having any of the three, 1 for having one, 2 for having two, and 3 for having all three to grade social isolation from 0 to 4.

Depression was assessed using the self-report depression screening tool called Patient Health Questionnaire-9 developed by Kroenke et al. (1999) [25]. This tool comprises nine items, with the total score ranging from 0 to 27. Referring to a previous study, we used a score of 10 as the cutoff, where a score of ≥ 10 was defined as having depression [26].

Control and stratification variables were set to sociodemographic factors and health behavior-related factors known to be associated with depression, namely, sex, age (19–39 years/40–64 years/ ≥ 65 years), educational level (elementary school or lower/ middle school/high school/college or higher), marital status (divorced, widowed, separated/never married/ married-living together), and average monthly household income (<1 million KRW/1–1.99 million KRW/2–2.99 million

KRW/ ≥ 3 million KRW). Health behavior-related factors included current smoking status (yes/no), current drinking status (yes/no), and moderate-intensity or higher physical activity (yes/no). SRH was considered a control variable and divided into good, moderate, and poor.

3. Analysis

In this study, we analyzed the association of social isolation and other parameters with depression within single-person households by first analyzing the differences in the general characteristics between depressed and non-depressed groups by age using chi-square tests. Furthermore, the association between social isolation and depression was analyzed using the logistic regression analysis, and the results were observed after stratification by sex and age. In our study, all statistical analyses were performed using the SAS 9.4 software (SAS Institute Inc.). For the regression analysis, we employed specific commands tailored to our complex sampling design, considering stratification factors (kstrata), clustering variables (jijum_cd), and survey weights (wt). The level of statistical significance was set at 5%.

Results

Table 1 presents the differences in characteristics according to depression in single-person households by age group. In the young-adult group (19–39 years), there were significant differences in sex, educational level, average monthly household income, economic participation, social network, social participation, social isolation, SRH, and smoking status between the depressed and non-depressed groups ($p < 0.05$). There were no significant differences in marital status, drinking status, and

Table 1. Comparison of characteristics according to depression and age groups among living alone

Characteristic	Young adults (19–39 yr)		Middle ages (40–64 yr)		Elderly (≥65 yr)	
	Without depression (n=3,935)	With depression (n=209)	Without depression (n=7,521)	With depression (n=482)	Without depression (n=15,209)	With depression (n=1,263)
Sex						
Male	2,442 (62.1)	94 (45.0)	3,508 (46.6)	194 (40.2)	2,417 (15.9)	212 (16.8)
Female	1,493 (37.9)	115 (55.0)	4,013 (53.4)	288 (59.8)	12,792 (84.1)	1,051 (83.2)
p-value		<0.001*		0.006*		0.405
Education						
≤Elementary school	11 (0.3)	1 (0.5)	1,651 (22.0)	175 (36.3)	12,438 (81.8)	1,093 (86.5)
Middle school	47 (1.2)	2 (1.0)	1,384 (18.4)	116 (24.1)	1,268 (8.3)	79 (6.3)
High school	1,492 (37.9)	102 (48.8)	2,885 (38.4)	152 (31.5)	1,094 (7.2)	73 (5.8)
≥College	2,385 (60.6)	104 (49.8)	1,601 (21.3)	39 (8.1)	409 (2.7)	18 (1.4)
p-value		0.016*		<0.001*		<0.001*
Marital status						
Divorced/separated/widowed	135 (3.4)	12 (5.7)	5,395 (71.7)	383 (79.5)	15,029 (98.8)	1,241 (98.3)
Never married	3,800 (96.6)	197 (94.3)	2,126 (28.3)	99 (20.5)	180 (1.2)	22 (1.7)
p-value		0.078		<0.001*		0.083
Household income (10,000 KRW)						
<100	680 (17.3)	48 (23.0)	2,617 (34.8)	367 (76.1)	13,196 (86.8)	1,194 (94.5)
100–199	1,031 (26.2)	69 (33.0)	2,463 (32.7)	66 (13.7)	1,537 (10.1)	59 (4.7)
200–299	1,479 (37.6)	57 (27.3)	1,367 (18.2)	34 (7.1)	305 (2.0)	7 (0.6)
≥300	745 (18.9)	35 (16.7)	1,074 (14.3)	15 (3.1)	171 (1.1)	3 (0.2)
p-value		0.004*		<0.001*		<0.001*
Economic participation						
No	688 (17.5)	49 (23.4)	1,953 (26.0)	317 (65.8)	10,448 (68.7)	1,055 (83.5)
Yes	3,247 (82.5)	160 (76.6)	5,568 (74.0)	165 (34.2)	4,761 (31.3)	208 (16.5)
p-value		0.028*		<0.001*		<0.001*
Social network^{a)}						
Low	2,041 (51.9)	124 (59.3)	3,504 (46.6)	319 (66.2)	4,233 (27.8)	541 (42.8)
High	1,894 (48.1)	85 (40.7)	4,017 (53.4)	163 (33.8)	10,976 (72.2)	722 (57.2)
p-value		0.0353*		<0.001*		<0.001*
Social participation						
No	1,505 (38.2)	98 (46.9)	2,290 (30.4)	276 (57.3)	6,299 (41.4)	701 (55.5)
Yes	2,430 (61.8)	111 (53.1)	5,231 (69.6)	206 (42.7)	8,910 (58.6)	562 (44.5)
p-value		0.012*		<0.001*		<0.001*
Social isolation						
4 (high)	152 (3.9)	17 (8.1)	432 (5.7)	157 (32.6)	1,651 (10.9)	316 (25.0)
3	1,049 (26.7)	65 (31.1)	1,704 (22.7)	162 (33.6)	4,819 (31.7)	488 (38.6)
2	1,680 (42.7)	90 (43.1)	3,043 (40.5)	117 (24.3)	6,389 (42.0)	373 (29.5)
1 (low)	1,054 (26.8)	37 (17.7)	2,342 (31.1)	46 (9.5)	2,350 (15.5)	86 (6.8)
p-value		<0.001*		<0.001*		<0.001*

Table 1. Continued

Characteristic	Young adults (19–39 yr)		Middle ages (40–64 yr)		Elderly (≥65 yr)	
	Without depression (n=3,935)	With depression (n=209)	Without depression (n=7,521)	With depression (n=482)	Without depression (n=15,209)	With depression (n=1,263)
Self-rated health						
Bad	215 (5.5)	51 (24.4)	1,633 (21.7)	344 (71.4)	8,050 (52.9)	1,082 (85.7)
Good/moderate	3,720 (94.5)	158 (75.6)	5,888 (78.3)	138 (28.6)	7,159 (47.1)	181 (14.3)
p-value		<0.001*		<0.001*		<0.001*
Current smoking status						
Yes	1,405 (35.7)	96 (45.9)	2,327 (30.9)	197 (40.9)	945 (6.2)	109 (8.6)
No	2,530 (64.3)	113 (54.1)	5,194 (69.1)	285 (59.1)	14,264 (93.8)	1,154 (91.4)
p-value		0.003*		<0.001*		<0.001*
Current alcohol drinking						
Yes	1,156 (29.4)	73 (34.9)	2,063 (27.4)	121 (25.1)	1,296 (8.5)	97 (7.7)
No	2,779 (70.6)	136 (65.1)	5,458 (72.6)	361 (74.9)	13,913 (91.5)	1,166 (92.3)
p-value		0.0869		0.2664		0.3019
Physical activity						
No	2,831 (71.9)	153 (73.2)	5,803 (77.2)	420 (87.1)	13,140 (86.4)	1,141 (90.3)
Yes	1,104 (28.1)	56 (26.8)	1,718 (22.8)	62 (12.9)	2,069 (13.6)	122 (9.7)
p-value		0.692		<0.001*		<0.001*

Unit: pearson (%). ^aDichotomized based on median social network in study population. *Statistical significance at the p<0.05 level.

Table 2. Association between social related factors and isolation and depressive symptom among Korean living alone

Characteristic	Crude OR (95% CI)			Adjusted OR (95% CI)		
	19–39 yr	40–64 yr	≥65	19–39	40–64	≥65
Economic participation ^a						
No	1.36 (1.02–1.80)*	5.98 (4.98–7.19)*	2.35 (2.00–2.77)*	1.16 (0.66–2.04)*	1.88 (1.51–2.34)*	1.68 (1.42–1.99)*
Yes	1 (reference)	1 (reference)	1 (reference)	1 (reference)	1 (reference)	1 (reference)
Social network ^a						
Low	1.21 (0.93–1.57)	1.73 (1.44–2.09)*	1.76 (1.55–2.00)*	1.38 (1.05–1.82)*	1.55 (1.26–1.90)*	1.51 (1.32–1.72)*
High	1 (reference)	1 (reference)	1 (reference)	1 (reference)	1 (reference)	1 (reference)
Social activity ^a						
No	1.33 (1.03–1.71)*	2.96 (2.48–3.53)*	1.94 (1.71–2.21)*	1.05 (0.80–1.39)	1.76 (1.44–2.16)*	1.37 (1.20–1.57)*
Yes	1 (reference)	1 (reference)	1 (reference)	1 (reference)	1 (reference)	1 (reference)
Social isolation ^b						
4 (high)	2.43 (1.56–3.78)*	15.24 (10.98–21.16)*	4.57 (3.41–6.12)*	1.97 (1.15–3.36)*	4.11 (2.75–6.14)*	2.88 (2.14–3.88)*
3	1.48 (1.01–2.15)*	3.72 (2.68–5.17)*	2.34 (1.77–3.10)*	1.35 (0.88–2.05)	1.91 (1.32–2.78)*	1.71 (1.29–2.27)*
2	1.24 (0.85–1.81)	1.48 (1.09–2.01)*	1.37 (1.03–1.82)*	1.20 (0.82–1.75)	1.13 (0.82–1.57)	1.22 (0.91–1.63)
1 (low)	1 (reference)	1 (reference)	1 (reference)	1 (reference)	1 (reference)	1 (reference)

OR=odds ratio; CI=confidence interval. ^aAdjusted for socioeconomic factors and health related factors (sex, education, marital status, household income, smoking, alcohol drinking, physical activity, and self-rated health)+each social relationship context (economic and social activity and network). ^bAdjusted for socioeconomic factors and health related factors (sex, education, marital status, household income, smoking, alcohol drinking, physical activity, and self-rated health). *Statistical significance at the p<0.05 level.

moderate-intensity or higher physical activity. In the middle-aged group (40–64 years), all variables—except current drinking status—significantly differed between the depressed and non-depressed groups. In older adults, all variables—except sex, marital status, and current drinking status—significantly differed between the depressed and non-depressed groups.

To identify the association between social isolation and depression within single-person households, we examined the odds ratio (OR) for depression according to social network, economic participation, and social activity; relevant data are available in the CHS. Additionally, we analyzed whether the association between social isolation—a factor encompassing all three variables—and depression improves depending on the degree of social isolation (Table 2). After adjusting for the sociodemographic and health-related factors known to be associated with depression, the adjusted OR (AOR) for depression was significantly higher with no economic activity in the middle-aged (AOR=1.88, 95% confidence interval [95% CI]=1.51–2.34) and older-adult groups (AOR=1.68, 95% CI=1.42–1.99). Furthermore, depression was significantly associated with weak social networks in the young-adult (AOR=1.38, 95% CI=1.05–1.82), middle-aged (AOR=1.55, 95% CI=1.26–1.90), and older-adult (AOR=1.51, 95% CI=1.32–1.72) groups. Depression was associated with social activity in the middle-aged (AOR=1.76, 95% CI=1.44–2.16) and older-adult (AOR=1.37, 95% CI=1.20–1.57) groups but not in the young-adult group. In terms of the AOR for depression according to social isolation—a factor encompassing all three variables—the AOR for depression increased with increasing degree of social isolation in all age groups. The AOR for depression was the highest at 4.11 (95% CI=2.75–6.14) in the middle-aged group, followed by the older-adult

(AOR=2.88, 95% CI=2.14–3.88) and young-adult groups (AOR=1.97, 95% CI=1.15–3.36).

Discussion

This study aimed to investigate the association between social isolation and depression within single-person households by sex and age using the 2017 CHS data. One key finding of this study is that there is an evident association between social isolation and depression within single-person households which means the depression increases with increasing social isolation and the association is particularly strongest in the middle-aged population.

Specifically, we divided the study population into four groups depending on the degree of social isolation and identified that the AOR for depression increased with the increasing degree of social isolation in the young-adult, middle-aged, and older-adult populations. These results support previous findings that a higher level of social isolation negatively impacts mental health [27–32]. According to previous studies, single-person households feature diverse socioeconomic characteristics [33] as well as different levels of social isolation. Single-person households with favorable social networks and social coherence exhibited more positive mental health outcomes than those with poor social networks and social coherence [9,16]. However, extremely few studies have examined single-person households and social isolation together; most have analyzed single-person households as part of social isolation or analyzed the two concepts separately [18,30,34]. Moreover, the social isolation–depression association within single-person households has been rarely investigated.

Additionally, most studies on single-person households

have primarily included older adults living alone [8-10,12,16,27,30,35]. Extremely few studies have examined the mental health of young-adult and middle-aged single-person households. In this study, we divided single-person households based on age group and identified that depression was most significantly associated with social isolation in the middle-aged population (AOR=4.11, 95% CI=2.75–6.14). Nevertheless, the association was significant in the older-adult (AOR=2.88, 95% CI=2.14–3.88) and young-adult (AOR=1.97, 95% CI=1.15–3.36) populations. These results highlight the need to include young-adult and middle-aged populations in research and policy support for single-person households. The association was the strongest in the middle-aged population. As reported, employment is relatively lower and the unemployment rate is higher in middle-aged single-person households in ROK compared to other age groups [33]. Moreover, our study demonstrated that economic participation—a factor related to social isolation—was most significantly associated with depression in the middle-aged population (AOR=1.88, 95% CI=1.51–2.34). Therefore, it is essential to implement policies to facilitate job opportunities for middle-aged single-person households as well as identify and provide support for middle-aged single-person households who lack social networks and do not participate in social activities.

Additionally, the association between social isolation and depression was weaker in the young-adult population compared to other age groups. Regarding the prevalence of depression according to social isolation, it was higher in the group with the lowest social isolation in this age group: young adults, 17.7%; middle-aged, 9.5%; older adults, 6.8%. This suggests that factors other than social isolation may also influence depression in young adults. One study reported that young-adult

single-person households tend to be dichotomized as economically stable or unstable, as evidenced by high poverty and unemployment rates [33]. Regarding the association with depression, economic activity and income significantly impacted depression compared to other factors, such as educational level and health [36] in this age group. This necessitates examining other factors that predict depression in young-adult single-person households.

This study is significant in that it examined the association between social isolation and depression by age group within single-person households. Nevertheless, the study has a few limitations. First, the control variables were not evenly distributed across age groups because the same criteria were applied to categorize socioeconomic factors for comparisons across age groups. Second, while it would be ideal to consider both objective social relationships and an individual's subjective experience of social isolation [37,38] to determine social isolation, we could not assess the subjective aspect because of the absence of relevant questions in the CHS. Third, although various risk and protective factors, such as negative personal experiences (e.g., trauma) and psychological tendencies (e.g., positive mental health) influence depression, we could not consider these factors because of the lack of relevant data in the CHS. To address this, we used “trust in neighbors” available in the data source as a proxy for psychological factors and adjusted for this variable in our analysis. The results showed that adjusting for this variable did not significantly impact the results in the middle-aged and older-adult populations; however, it did lead to non-significant results across all variables in the young-adult population. Future studies should explore the effects of psychological factors and social trust on depression among young single-person households. Fourth, owing to the inherent

limitations of a cross-sectional study, our results only indicate associations between social isolation and depression in single-person households and cannot establish causality. A previous study has suggested that the impact of depression diminishes over time in single-person households [18], calling for cohort studies to examine changes in single-person households over time. Fifth, as the study included adults aged 19 years or above, it is possible that college students included in the young-adult population may not be markedly influenced by the economic participation examined in our study. We could not fully account for the impact of various social relationships within academic settings other than social activities and social networks.

The continuous increase in single-person households in recent years represents a significant change in family structure, leading to broader societal transformations [39,40]. Single-person households are particularly at risk of socioeconomic challenges and diminished social networks compared to multi-person households, highlighting the need for sustained focus on these populations. Dying alone—an emerging societal issue—predominantly occurs in single-person households [41,42], and numerous studies during the coronavirus disease 2019 pandemic have shown that individuals living alone often experience worse mental health outcomes than those in multi-person households [30,43,44].

The social isolation and mental health issues prevalent among single-person households are not mere medical concerns. They require cultural and social changes in addition to support from relevant welfare services. The concept of Relational Welfare being discussed in the field of social welfare could be a solution to the mental health challenges faced by the growing number of single-person households. The Social Prescribing Model implemented in the United Kingdom could

be one approach. It links healthcare and social services to enable individuals to receive various services within their communities (e.g., exercise programs, financial counseling, nutrition management, etc.) [45,46].

Finally, most existing studies as well as services related to single-person households have predominantly focused on older adults. However, the increasing number of single-person households among younger and middle-aged individuals requires attention. Further research is needed on the various public health problems (e.g., mental and physical health problems) afflicting single-person households.

Declarations

Ethics Statement: This research was conducted with approval from the Institutional Review Board for Bioethics at Korea University (IRB Number: KUIRB-2021-0284-01). Since this research utilized secondary data, the requirement for informed consent was waived.

Funding Source: This study was supported by Korean Society of Epidemiology funded by a grant from the Korea Centers for Disease Control and Prevention.

Acknowledgments: This article is a revision of the first author's master's thesis from Korea University Graduate School.

Conflict of Interest: The authors have no conflicts of interest to declare.

Author Contributions: Conceptualization: MJH, MK. Data curation: MJH. Formal analysis: MJH. Funding acquisition: MJH. Methodology: MJH, MK. Project administration: MJH. Supervision: MK. Writing – original draft: MJH. Writing – review & editing: MJH, MK.

References

1. Housing census [Internet]. Statistics Korea; 2005 [cited 2022 Jan 20]. Available from: <https://www.k-stat.go.kr/metascv/msda100/worddc>
2. Distribution of households by household size - EU-SILC survey [Internet]. Eurostat; [cited 2022 Jan 20]. Available from: https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/ilc_lvph03/default/table?lang=en
3. Statistics Korea. Household Projections: 2017-2047. Statistics Korea; 2019.
4. Jeong S, Cho SI. Effects of living alone versus with others and of housemate type on smoking, drinking, dietary habits, and physical activity among elderly people. *Epidemiol Health* 2017;39:e2017034.
5. Widhowati SS, Chen CM, Chang LH, Lee CK, Fetzer S. Living alone, loneliness, and depressive symptoms among Indonesian older women. *Health Care Women Int* 2020; 41:984-96.
6. Chou KL, Ho AH, Chi I. Living alone and depression in Chinese older adults. *Aging Ment Health* 2006;10:583-91.
7. Noh JW, Hong JH, Kim IH, Choi M, Kwon YD. Relationship between number of household members and prevalence of chronic diseases: a cross-sectional analysis of Korea Health Panel data. *Popul Health Manag* 2017;20:165.
8. Kikuchi H, Takamiya T, Odagiri Y, et al. Gender differences in association between psychological distress and detailed living arrangements among Japanese older adults, aged 65-74 years. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol* 2014;49:823-30.
9. Honjo K, Tani Y, Saito M, et al. Living alone or with others and depressive symptoms, and effect modification by residential social cohesion among older adults in Japan: the JAGES longitudinal study. *J Epidemiol* 2018;28:315-22.
10. Oh DH, Park JH, Lee HY, Kim SA, Choi BY, Nam JH. Association between living arrangements and depressive symptoms among older women and men in South Korea. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol* 2015;50:133-41.
11. Jacob L, Haro JM, Koyanagi A. Relationship between living alone and common mental disorders in the 1993, 2000 and 2007 National Psychiatric Morbidity Surveys. *PLoS One* 2019;14:e0215182.
12. Lim LL, Kua EH. Living alone, loneliness, and psychological well-being of older persons in singapore. *Curr Gerontol Geriatr Res* 2011;2011:673181.
13. Farrer L, Leach L, Griffiths KM, Christensen H, Jorm AF. Age differences in mental health literacy. *BMC Public Health* 2008;8:125.
14. Kessler RC, Birnbaum HG, Shahly V, et al. Age differences in the prevalence and co-morbidity of DSM-IV major depressive episodes: results from the WHO World Mental Health Survey Initiative. *Depress Anxiety* 2010;27:351-64.
15. Cuijpers P, Karyotaki E, Eckshtain D, et al. Psychotherapy for depression across different age groups: a systematic review and meta-analysis. *JAMA Psychiatry* 2020;77:694-702.
16. Lin PC, Wang HH. Factors associated with depressive symptoms among older adults living alone: an analysis of sex difference. *Aging Ment Health* 2011;15:1038-44.
17. Byun M. Single person household and urban policy in Seoul. *Korean J Cult Soc Issues* 2015;21:551-73.
18. Oshio T, Kan M. Which is riskier for mental health, living alone or not participating in any social activity? Evidence from a population-based eleven-year survey in Japan. *Soc Sci Med* 2019;233:57-63.
19. Joutsenniemi K, Martelin T, Martikainen P, Pirkola S, Koskinen S. Living arrangements and mental health in Finland. *J Epidemiol Community Health* 2006;60:468-75.
20. Steptoe A, Shankar A, Demakakos P, Wardle J. Social isolation, loneliness, and all-cause mortality in older men and women. *Proc Natl Acad Sci U S A* 2013;110:5797-801.
21. Coyle CE, Dugan E. Social isolation, loneliness and health among older adults. *J Aging Health* 2012;24:1346-63.
22. Shankar A, McMunn A, Banks J, Steptoe A. Loneliness, social isolation, and behavioral and biological health indicators in older adults. *Health Psychol* 2011;30:377-85.
23. Kim AN. An empirical analysis on social exclusion in Korea. *Korean J Soc Theory* 2007;32:227-54.
24. Jang YM. A study on the effects to the change of social capital from participation in elderly employment programs. *Korean J Soc Welf* 2011;63:261-89.
25. Spitzer RL, Kroenke K, Williams JB. Validation and utility of a self-report version of PRIME-MD: the PHQ primary care study. Primary Care Evaluation of Mental Disorders. Patient Health Questionnaire. *JAMA* 1999;282:1737-44.
26. Lee S, Huh Y, Kim J, Han C. Finding optimal cut off points of the Korean version of the Patient Health Ques-

- tionnaire-9(PHQ-9) for screening depressive disorders. *J Korean Soc Depress Bipolar Disord* 2014;12:32-6.
27. Cornwell EY, Waite LJ. Social disconnectedness, perceived isolation, and health among older adults. *J Health Soc Behav* 2009;50:31-48.
28. Leigh-Hunt N, Bagguley D, Bash K, et al. An overview of systematic reviews on the public health consequences of social isolation and loneliness. *Public Health* 2017;152:157-71.
29. Quach LT, Burr JA. Perceived social isolation, social disconnectedness and falls: the mediating role of depression. *Aging Ment Health* 2021;25:1029-34.
30. Robb CE, de Jager CA, Ahmadi-Abhari S, et al. Associations of social isolation with anxiety and depression during the early COVID-19 pandemic: a survey of older adults in London, UK. *Front Psychiatry* 2020;11:591120.
31. Santini ZI, Jose PE, Cornwell EY, et al. Social disconnectedness, perceived isolation, and symptoms of depression and anxiety among older Americans (NSHAP): a longitudinal mediation analysis. *Lancet Public Health* 2020;5:e62-70.
32. Teo AR. Social isolation associated with depression: a case report of hikikomori. *Int J Soc Psychiatry* 2013;59:339-41.
33. Kang E, Lee M. Single-person households in South Korea and their policy implications. *Health Welf Policy Forum* 2016;234:47-56.
34. Smith KJ, Victor C. Typologies of loneliness, living alone and social isolation, and their associations with physical and mental health. *Ageing Soc* 2019;39:1709-30.
35. Chan A, Malhotra C, Malhotra R, Østbye T. Living arrangements, social networks and depressive symptoms among older men and women in Singapore. *Int J Geriatr Psychiatry* 2011;26:630-9.
36. Song N. An analysis on the depression of single-person household by age groups. *J Humanit Soc Sci* 2020;11:405-20.
37. Valtorta NK, Kanaan M, Gilbody S, Hanratty B. Loneliness, social isolation and social relationships: what are we measuring? A novel framework for classifying and comparing tools. *BMJ Open* 2016;6:e010799.
38. Wang J, Lloyd-Evans B, Giacco D, et al. Social isolation in mental health: a conceptual and methodological review. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol* 2017;52:1451-61.
39. Byun MR, Shin SY, Cho KJ. Single-person households, changing Seoul. *Policy Rep* 2009;(30):1-18.
40. Lee Y. One-person households and their policy implications. *Health Welf Policy Forum* 2017;252:64-77.
41. Choi JY. A study on solitary death prevention policies [master's thesis]. Yonsei University; 2018.
42. Shin HJ. A study on the changing current situation in lonely death and its measures in Korean society. *Korean Crim Psychol Rev* 2018;14:63-78.
43. Elbay RY, Kurtulmuş A, Arpacioğlu S, Karadere E. Depression, anxiety, stress levels of physicians and associated factors in Covid-19 pandemics. *Psychiatry Res* 2020;290:113130.
44. Sigdel A, Bista A, Bhattarai N, et al. Depression, anxiety and depression-anxiety comorbidity amid COVID-19 pandemic: an online survey conducted during lockdown in Nepal. *MedRxiv [Preprint]*. 2020 [cited 2021 Dec 1]. Available from: <https://doi.org/10.1101/2020.04.30.20086926>
45. NHS England. Social prescribing and community-based support: summary guide. NHS England; 2019.
46. Hassan SM, Giebel C, Morasae EK, et al. Social prescribing for people with mental health needs living in disadvantaged communities: the Life Rooms model. *BMC Health Serv Res* 2020;20:19.

국내 A형간염 개별 사례의 특성 및 집단발생 양상 파악, 2019–2022년

김영원, 채승훈, 양진선*

질병관리청 감염병정책국 감염병관리과

초 록

A형간염(hepatitis A)은 2000년에 법정감염병으로 지정되어 2001년부터 표본감시체계로 운영된 이후, 2009년 12월 「감염병의 예방 및 관리에 관한 법률」 전면개정 이후 2011년부터 전수감시체계로 전환되어 감시 중에 있다. 본 원고는 2019년 A형간염의 대규모 집단발생 이후 2022년까지 최근 4년간 질병보건통합관리시스템에 신고된 국내 A형간염 환자 발생 신고 자료를 분석하였다. 최근 4년간 신고된 A형간염 연령대를 확인한 결과, 40대에서 발생률이 가장 높았고, 다음으로 30대와 20대 순으로 확인되었다. 집단발생이 나타난 해는 주로 2019년과 2021년으로 확인되었고, 집단발생 장소로는 식당(2019년 28건, 2021년 6건)과 반찬가게(2019년 1건, 2021년 6건)가 가장 많이 확인되었다. 이는 A형간염에 있어 위생적인 조리과 개인위생 관리의 실천이 A형간염에 대한 예방대책 중 하나로 중요하게 요구된다고 생각해 볼 수 있다. 더불어 최근 4년간 국내 A형간염 집단발생 사례의 주요 감염원을 분석한 결과로 나타난 수입산 조개젓(중국산)은 현재까지도 지속적으로 A형간염의 주요 감염원으로 확인되고 있어 비조리 음식 섭취에 대한 식품위생관리체계를 강화하고, A형간염에 대한 적극적인 홍보와 안내를 통한 관리방안을 개선해 나가야 할 것으로 판단된다.

주요 검색어: A형간염; 바이러스간염; 집단발생; 전수감시

서 론

A형간염은 간염 바이러스의 한 종류인 A형간염 바이러스(hepatitis A virus, HAV)에 의해 발생하는 간염으로 주로 급성간염 형태로 나타난다. 비피막 RNA바이러스로 *Picornaviridae*과 *Hepatovirus*에 속하며, 7개의 유전형(I[A,B], II, III[A,B], IV, V, VI, VII)이 존재하는데 사람에게 감염되는 것은 4개의 유전자형(I-III, VII)이다[1]. HAV는 간에서 복제된 후 담즙을 통해 대변에서 높은 농도로 발견되며, 비교적 다

양한 환경에서 안정적인 바이러스로 일반 환경에서 수개월간 생존 가능하다. HAV는 HAV에 감염된 사람의 대변과 혈액에서 발견되는데, 전염성이 매우 강해 감염된 사람과의 밀접한 접촉 또는 HAV에 오염된 음식이나 물을 통한 미세한 양의 바이러스에 노출된 경우에도 전파된다. 또한 분변을 통한 경구 감염, 성접촉 등으로 전파되며 드물게는 수혈을 통해서도 전파된다[2]. 소아의 경우 대부분 증상이 없거나 가벼운 감기 증상을 보이지만 성인의 경우 황달을 동반하거나 입원을 요하는 증상이 나타날 수 있다. 대부분 3개월 이내에 임상·혈액학적

Received November 6, 2023 Revised December 18, 2023 Accepted December 20, 2023

*Corresponding author: 양진선, Tel: +82-43-719-7140, E-mail: jsyang99@korea.kr

Copyright © Korea Disease Control and Prevention Agency



This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>), which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.



KDCA
Korea Disease Control and Prevention Agency

핵심요약

① 이전에 알려진 내용은?

A형간염 바이러스는 비교적 다양한 환경에서 안정적인 바이러스로 일반 환경에서 수개월간 생존 가능하며, 전염성이 매우 강해 감염된 사람과의 밀접한 접촉 또는 오염된 음식이나 물을 통한 미세한 양의 바이러스 노출 시에도 전파된다.

② 새로이 알게 된 내용은?

최근 4년간 A형간염의 집단발생 양상을 분석해 본 결과, 3월경부터 집단발생이 증가하여 8월경 정점에 오르다 10월경부터 감소하는 경향을 나타냈다. 이는 계절성이 뚜렷한 감염병은 아니지만 A형간염의 감염 요인은 계절의 온도변화에도 가능성이 있을 것으로 추정된다.

③ 시사점은?

국내 A형간염 집단발생 사례의 감염원을 분석한 결과로 나타난 수입산 조개젓(중국산)은 지속적으로 A형간염의 주요 감염원으로 확인되고 있어 비조리 음식 섭취에 대한 식품위생관리체계를 강화해야 할 것으로 판단된다. 더불어 위생적인 조리과 개인위생 관리의 실천이 A형간염의 예방대책 중 하나로 중요하게 요구된다고 판단된다.

으로 회복되지만, 높은 연령층이거나 B형간염, C형간염 등의 만성 간질환을 보유하고 있는 경우에는 간염 증상이 악화되어 드물게 전격성 간염으로 진행될 수 있으며 사망에 이를 수 있다[2-4].

A형간염은 2000년에 법정감염병(표본감시 대상 감염병)으로 지정되었고, 2009년 12월 「감염병의 예방 및 관리에 관한 법률」 전면개정(2010년 12월 30일 시행) 이후 2011년부터 전수감시 대상 감염병으로 전환되어 감시 중이다. 2011년부터 2022년까지 국내에서 A형간염 발생은 집단발생이 있었던 2019년을 제외하고 매년 평균적으로 3,154명이 보고되었다. 2019년에는 오염된 조개젓으로 인한 대규모 유행이 발생하여 신고 환자 수가 17,598명으로 급증하였고, 이후에도 수입산 염장 바지락살에서 HAV가 검출되어 익히지 않은 조개류 섭취로 인한 A형간염 집단발생이 확인되었다[5].

A형간염은 대부분 대변에서 경구를 통해 감염되는 질병으로 위생 수준과 밀접한 관련이 있으며, 사회경제적 환경 개선에 따라 연령별 면역 상태가 변화한다[6]. 과거에는 10대에서 대다수가 자연 면역을 획득했으나, 최근에는 이 비율이 급격히 감소하여 20% 미만으로 나타났다. 이는 젊은 성인 연령층에서 A형간염에 대한 면역력이 없으며, A형간염에 감수성이 있는 사람의 수가 증가하는 것을 의미한다. 반면, 고연령층은 항체 양성률이 비교적 높게 유지되어 있어 전반적으로 젊은 연령층이 A형간염에 노출되기 쉬운 환경에 있음을 확인할 수 있다[7-9].

본 원고에서는 국내 A형간염의 2019년부터 2022년까지 최근 4년간의 발생 신고 현황을 분석하여 국내 A형간염 환자 발생 양상 및 집단발생 현황을 살펴보고자 한다. 더불어 A형간염 발생에 대한 분석 자료로써 활용하여 국내 A형간염 관리 방안 및 집단발생 대책을 마련하는 데 기여하고자 한다.

방 법

1. 조사 대상

2019년 1월 1일부터 2022년 12월 31일까지 질병보건통합관리시스템에 신고된 A형간염 환자, 병원체보유자 및 의사환자로서 통계산출을 위해 중복신고를 제외한 사례 30,060건을 대상으로 하였다.

2. 조사 내용 및 분석 방법

최근 4년간(2019-2022년) 질병보건통합관리시스템을 통해 신고된 A형간염 30,060건을 성별, 연령별, 월별, 지역별로 분석하였다. 또한 국내 A형간염 집단발생 양상을 지역별, 발생 장소별, 집단발생의 주요 감염원별로 분류하여 조사하였다.

결 과

1. 최근 4년간(2019-2022년) A형간염 개별 사례의

일반적 특성

1) 성별·연령별

2019년 1월 1일부터 2022년 12월 31일까지 4년간 총 30,060명의 A형간염 환자가 질병보건통합관리시스템으로 신고되었다. 2019년에는 17,598명, 2020년에는 3,989명, 2021년에는 6,583명, 2022년에는 1,890명으로 신고되어, 최근 4년간 A형간염의 발생 신고는 평균 4,154명(2019년 제외)으로 보고되었다. 최근 4년간 신고된 A형간염 개별 사례의 성비는 남성 16,616명(55.3%), 여성 13,444명(44.7%)으로 남성이 여성보다 많았고, 각 연도별 발생 또한 남성이 여성보다 많았다. 연령별 비율은 2019년에 30-39세 6,430명, 40-49세 6,369명, 20-29세 2,445명 순으로 많았고, 0-9세 38명, 70세 이상 171명, 60-69세 266명, 10-19세 279명 순으로 적게 나타나, 20세 이하 연령대와 60대 이상 연령대에서 발생 신고가 적은 것을 확인하였다. 이후 2020-2022년에도 30-39세(각각 1,184명, 1,951명, 392명), 40-49세(각각 1,411명, 2,552명, 563명) 연령대의 발생 신고가 가장 많게

나타났고, 최근 4년간 연령대별 분포에서도 40-49세 10,895명, 30-39세 9,957명, 20-29세 3,667명 순으로 신고 수가 많았다(표 1).

2) 지역별

최근 4년간 지역별 발생 건수는 경기 9,857명, 서울 5,772명, 대전 3,051명 순으로 많았고, 울산 161명, 제주 242명, 전남 395명 순으로 적었다. 인구 10만 명당 발생률은 대전(205.8명), 세종(144.5명), 충남(108.8명), 충북(96.8명), 경기(74.9명), 인천(70.9명), 서울(59.2명) 순으로 확인되었다(그림 1).

또한, A형간염 환자 발생이 가장 많았던 2019년에도 대전, 세종, 충남 순으로 발생률이 높은 것을 확인하였다(보충 그림 1: available online).

3) 월별

A형간염 대규모 집단발생이 있던 2019년에는 총 17,598명의 A형간염 환자가 신고되었는데, 그 추이는 1월 429명, 2월 588명에서 3월 1,235명으로 발생 신고가 급증하였고, 8월 2,745명으로 발생 신고가 정점에 이르다 10월 1,166명을

표 1. A형간염 개별 사례의 성별, 연령별 특성(2019-2022년)

구분	2019년	2020년	2021년	2022년	계
전체	17,598 (100.0)	3,989 (100.0)	6,583 (100.0)	1,890 (100.0)	30,060 (100.0)
성별					
남	9,856 (56.0)	2,145 (53.8)	3,651 (55.5)	964 (51.0)	16,616 (55.3)
여	7,742 (44.0)	1,844 (46.2)	2,932 (44.5)	926 (49.0)	13,444 (44.7)
연령대별(세)					
0-9	38 (0.2)	13 (0.3)	9 (0.1)	6 (0.3)	66 (0.2)
10-19	279 (1.6)	50 (1.3)	57 (0.9)	9 (0.5)	395 (1.3)
20-29	2,445 (13.9)	453 (11.4)	641 (9.7)	128 (6.8)	3,667 (12.2)
30-39	6,430 (36.5)	1,184 (29.7)	1,951 (29.6)	392 (20.7)	9,957 (33.1)
40-49	6,369 (36.2)	1,411 (35.4)	2,552 (38.8)	563 (29.8)	10,895 (36.2)
50-59	1,600 (9.1)	529 (13.3)	941 (14.3)	352 (18.6)	3,422 (11.4)
60-69	266 (1.5)	181 (4.5)	238 (3.6)	227 (12.0)	912 (3.0)
≥70	171 (1.0)	168 (4.2)	194 (2.9)	213 (11.3)	746 (2.5)

단위: 명(%).

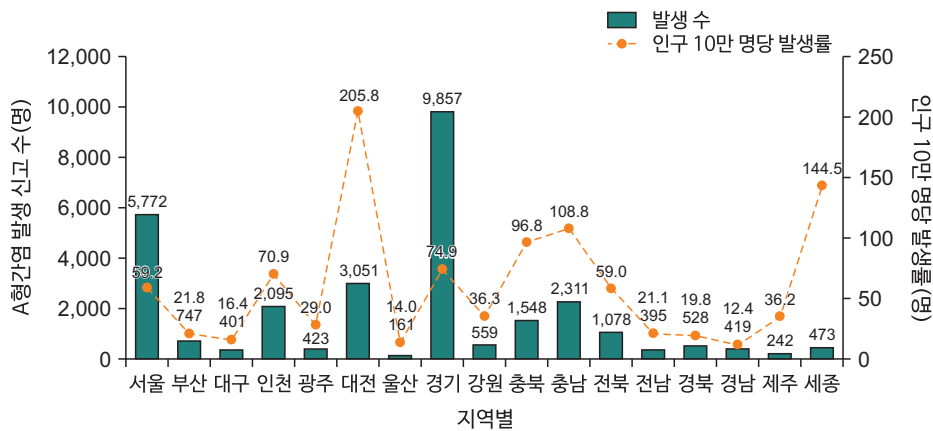


그림 1. A형간염 개별 사례의 지역별 발생 신고 현황(2019-2022년)

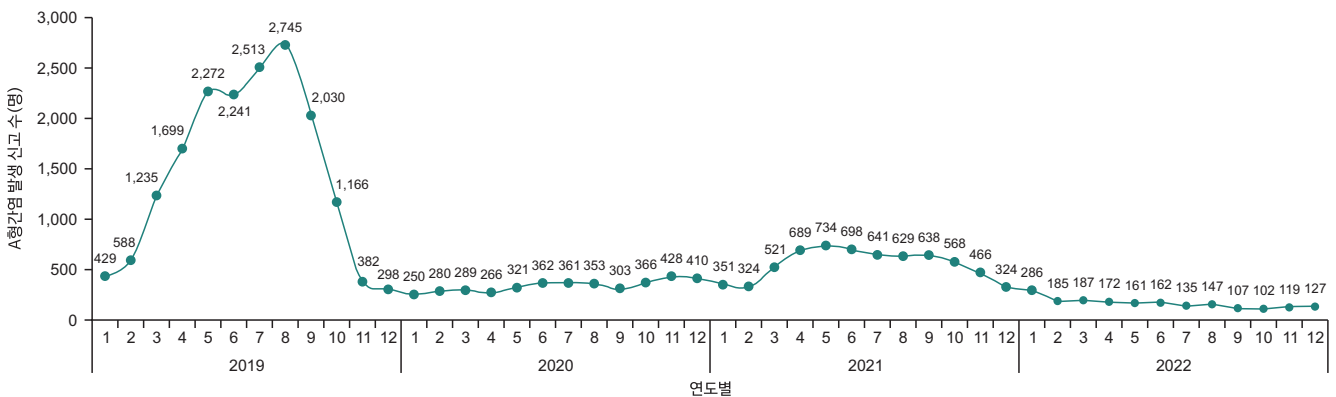


그림 2. A형간염 개별 사례의 월별 발생 신고 현황(2019-2022년)

기점으로 하여 11월 382명, 12월 298명으로 감소하여 평균 발생 신고 수준으로 회복하였다.

2020년부터 2022년까지 폭발적인 집단발생 신고는 없었으나, 2019년과 마찬가지로 2021년 역시 1월 351명, 2월 324명에서 3월 521명으로 발생 신고가 증가하였고, 5월 734명을 정점으로 4월부터 9월까지 600명대의 발생 신고를 유지하다가 10월 568명, 11월 466명, 12월 324명으로 감소하는 경향을 보였다(그림 2).

2. 최근 4년간(2019-2022년) A형간염 집단발생 양상

1) 연도별·지역별

2019년 1월 1일부터 2022년 12월 31일까지 최근 4년간 신고된 A형간염 집단발생 사례 건수는 2019년 44건, 2020년 1건, 2021년 19건, 2022년 5건으로 총 69건이 확인되었

다. 2019년에는 이례적으로 집단발생 건수가 증가하였고, 최근 4년간의 집단발생 중 절반이 넘는 비율을 차지했다(44건, 63.8%; 그림 3). 2019년 다음으로 많이 발생한 연도는 2021년으로 총 19건의 집단발생 사례가 있었으며, 그중 11건이 경기 지역에서 확인되었다(그림 4).

2) 발생 장소별

최근 4년간(2019-2022년) 발생한 A형간염 집단발생은 총 69건으로 집단발생 장소를 보면 식당이 36건(52.2%)으로 가장 많았고, 구내식당 10건(14.5%), 반찬가게 7건(10.1%), 자택 5건(7.2%), 마트와 젓갈가게 각각 3건(4.3%), 장소 불특정 2건(2.9%), 재래시장, 병원 구내식당, 복지관 각각 1건(1.4%)의 순으로 확인되었다(그림 5).

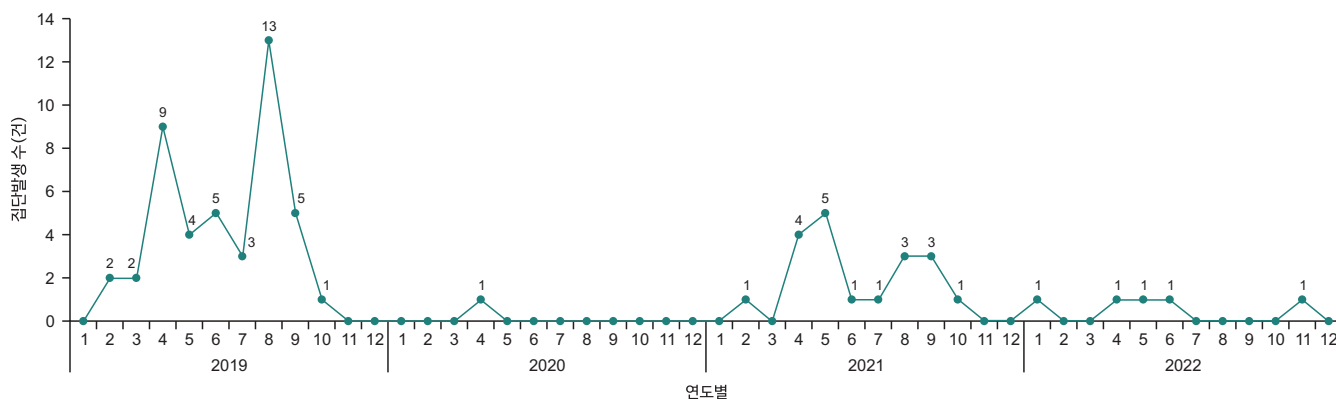


그림 3. 연도별 A형간염 집단발생 신고 현황(2019-2022년)

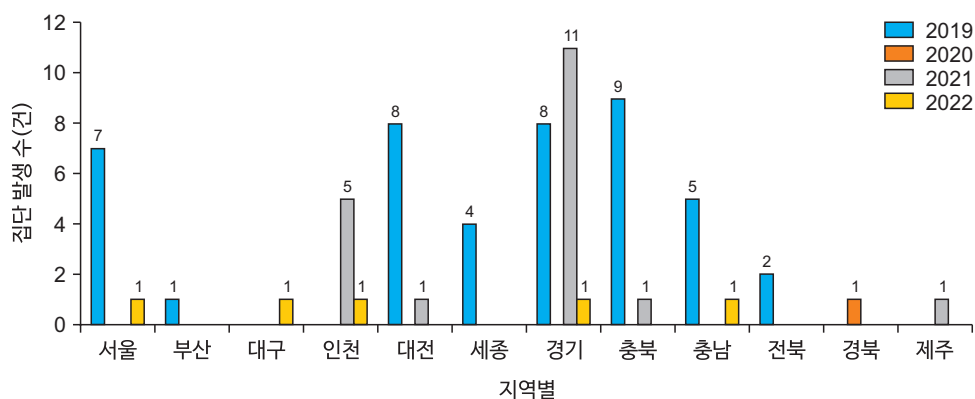


그림 4. 지역별 A형간염 집단발생 현황(2019-2022년)

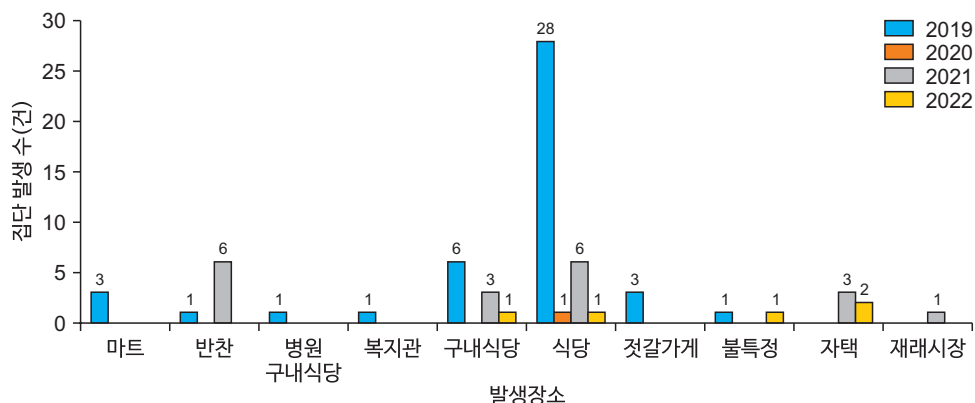


그림 5. A형간염 집단발생 발생 장소별 현황(2019-2022년)

3) 주요 감염원 분류

2019년 1월 1일부터 2022년 12월 31일까지 총 4년간 국내 A형간염 집단발생 사례의 주요 감염원은 굴구이, 생선회, 어리굴젓, 조개구이, 조개젓, 감염원 불명으로 분류되었다. 집단발생 사례 총 69건 중 조개젓으로 인한 발생이 58건 (84.1%)으로 확인되었으며, 감염원 불명 6건, 어리굴젓으로

인한 발생 2건 등이 확인되었다. 굴구이, 생선회, 조개구이는 각각 1건씩 확인되었다. 2019년과 2021년의 주요 감염원은 조개젓이 대부분임이 밝혀졌고, 최근 4년간 지속적으로 조개젓은 A형간염의 주요 감염원으로 확인되었다(그림 6).

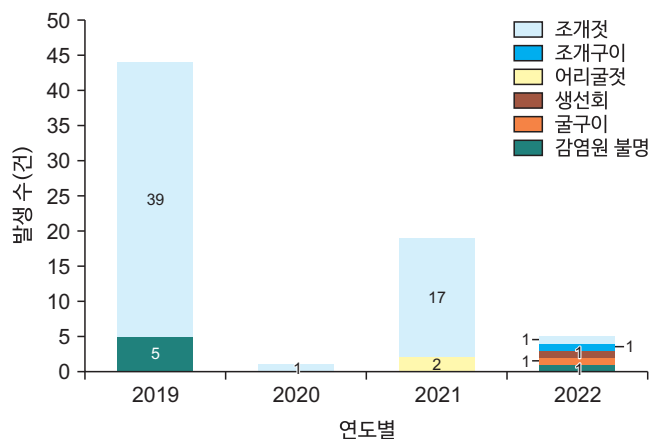


그림 6. 연도별 A형간염 집단발생의 주요 감염원 분류(2019-2022년)

결론

2019년 A형간염의 대규모 집단발생 이후 2022년까지 최근 4년간 질병보건통합관리시스템에 신고된 국내 A형간염 환자 발생 신고 자료를 분석한 결과, 최근 4년간 A형간염이 많이 발생한 연령대는 40대로 확인되었으며, 다음으로 30대와 20대 순으로 확인되었다. 반면 20세 이하 연령대와 60세 이상에서는 발생 신고가 대폭 감소한 것을 확인할 수 있었는데, 이와 같은 결과는 기존의 A형간염 발생률과 국내 A형간염 항체 양성률을 연구한 문헌의 자료와 같은 결과를 나타내었다고 평가할 수 있다[7-10]. 기존 문헌 자료에 의하면 1980년대 이후 우리나라 10-30대 연령대의 A형간염 항체 양성률은 계속 낮아져 2007년에는 10-20대 연령대의 항체 양성률이 20% 미만으로 떨어진 것으로 나타났는데, 이는 10-30대의 청소년과 청년층이 HAV에 감수성이 높은 집단이며, 이 연령층이 단체생활을 포함한 다양한 사회 활동을 경험한다는 점에서 산발적 혹은 집단발생의 위험적 요인이 될 수 있음을 의미한다고 해석된다[7-9].

또한, A형간염은 HAV에 오염된 음식이나 물을 섭취함으로써 감염되고 사회경제적 수준에 의한 위생상태에 따라 감염 유무가 다른데, 최근에는 생활 환경의 개선으로 위생적인 환

경에서 자란 20-30대 연령대에서 A형간염 발병률이 증가하고 있으며, 특히 30-40대 연령대는 국내 A형간염 발생의 절반을 차지하고 있는 것으로 나타나, 본 원고에 나타난 결과와 기존 문헌의 연구 결과가 일치하는 것을 확인하였다[7-9].

연도별로 A형간염 집단발생 신고 현황을 살펴보면, 2019년부터 2022년까지 최근 4년간 집단발생이 발생했던 해는 주로 2019년과 2021년으로 확인되었다. A형간염은 E형간염과 함께 수인성 및 식품매개감염병으로 분류된다. 계절성 감염병은 아니지만 연구 분석 결과 3월경(2019년 1,235명, 2021년 521명)부터 집단발생 신고가 증가하여 8월경(2019년 2,745명, 2021년의 경우 5월 734명이 정점)에 정점에 오르다 기온이 낮아지는 10월경(2019년 1,166명, 2021년 568명)부터 감소하는 경향을 나타냈는데, 이와 같은 결과는 앞선 ‘국내 E형간염 환자의 역학적 특성 분석(2020년 7월 1일-2021년 6월 30일)’의 연구에서 도출된 것과 유사한 결과로서, 계절성 온도 변화가 급성 바이러스 감염인 A형간염과 E형간염의 감염에 영향을 미치는 요인으로 작용하는 것으로 추정된다[11].

또한 최근 4년간(2019-2022년) 발생한 A형간염 집단발생은 총 69건으로 집단발생 장소를 보면 식당이 36건(52.2%)으로 가장 많이 확인되었다. 각각 연도별로 살펴보면, 주요 A형간염 집단발생이 있던 2019년과 2021년의 집단발생 장소는 식당(2019년 28건, 2021년 6건)과 반찬가게(2019년 1건, 2021년 6건)가 가장 많은 것으로 확인되었는데, 이는 위생적인 조리과 개인위생 관리의 실천이 A형간염에 대한 예방 대책 중 하나로 중요하게 요구된다고 생각해 볼 수 있다. 더불어 최근 4년간(2019-2022년) 국내 A형간염 집단발생 사례의 주요 감염원을 분석한 결과로 나타난 수입산 조개젓(중국산)은 현재까지도 지속적으로 A형간염의 주요 감염원으로 확인되고 있어 비조리 음식 섭취에 대한 식품위생관리체계를 강화하고, A형간염에 대한 적극적인 홍보와 안내를 통한 관리방안을 개선해 나가야 할 것으로 판단된다.

Declarations

Ethics Statement: Not applicable.

Funding Source: None.

Acknowledgments: None.

Conflict of Interest: The authors have no conflicts of interest to declare.

Author Contributions: Conceptualization: YWK, SHC, JSY. Data curation: YWK. Formal analysis: YWK. Methodology: YWK, SHC. Project administration: YWK, SHC, JSY. Supervision: JSY, SHC. Visualization: YWK. Writing – original draft: YWK. Writing – review & editing: YWK, SHC, JSY.

Supplementary Materials

Supplementary data are available online.

References

1. Robertson BH, Jansen RW, Khanna B, et al. Genetic relatedness of hepatitis A virus strains recovered from different geographical regions. *J Gen Virol* 1992;73:1365–77.
2. Hall E, Wodi AP, Hamborsky J, Morelli V, Schillie S. Epidemiology and prevention of vaccine-preventable diseases. 14th ed. Centers for Disease Control and Prevention; 2021.
3. Cho KY. Hepatitis A. *Korean J Pediatr Gastroenterol Nutr* 2010;13(Suppl 1):S70–7.
4. Kang SH, Kim MY, Baik SK. Perspectives on acute hepatitis a control in Korea. *J Korean Med Sci* 2019;34:e230.
5. Korea Disease Control and Prevention Agency. White paper 2022. Korea Disease Control and Prevention Agency; 2023.
6. World Health Organization. The global prevalence of hepatitis A virus infection and susceptibility: a systematic review. World Health Organization; 2010.
7. Lee H, Cho HK, Kim JH, Kim KH. Seroepidemiology of hepatitis A in Korea: changes over the past 30 years. *J Korean Med Sci* 2011;26:791–6.
8. Choi BY. Changing patterns of hepatitis A virus infection in Korea. *Korean J Med* 2008;75 Suppl 2:S656–60.
9. Park JH. Changes in the seroprevalence of hepatitis A virus antibody in Korea. *Korean J Hepatol* 2007;13:1–4.
10. Ha J, Choi M, Yu D, Park N. Status of infectious diseases reporting in 2022. *Public Health Wkly Rep* 2023;16:1275–85.
11. Chung J, Seo S, Park E, Cho S, Lee M, Gwack J. Surveillance and epidemiological characteristics of hepatitis E in the Republic of Korea. *Public Health Wkly Rep* 2023;16:1–15.

Surveillance of Hepatitis A Virus and Its Outbreak Status in the Republic of Korea, 2019 to 2022

Young Won Kim, Seung-Hoon Chae, Jin Seon Yang*

Division of Infectious Disease Control, Bureau of Infectious Disease Policy, Korea Disease Control and Prevention Agency, Cheongju, Korea

ABSTRACT

Hepatitis A was designated as a statutory notifiable infectious disease in 2000 and has been monitored through sentinel surveillance since 2001. Following the comprehensive revision of the Infectious Diseases Prevention and Management Act in December 2009, the surveillance system was converted to a passive surveillance system in 2011. This report describes domestic hepatitis A outbreaks reported to the Integrated Disease and Health Management System from 2019 to 2022, following a large outbreak of hepatitis A in 2019. During this period, the incidence rate of hepatitis A was highest in the 40–49-year age group, followed by the 30–39-year and 20–29-year age groups. The majority of outbreaks were reported in 2019 and 2021, and the most common source locations were restaurants (28 outbreaks in 2019, 6 outbreaks in 2021) and side-dish stores (1 outbreak in 2019, 6 outbreaks in 2021). This indicates the importance of practicing good personal hygiene and food hygiene as preventive measures against hepatitis A infection. In addition, the analysis identified salted clams imported from China as a major source of hepatitis A infection. Therefore, food safety and management systems need to be strengthened and the public should be provided with health information about hepatitis A.

Key words: Hepatitis A; Viral hepatitis; Outbreak; Mandatory surveillance

*Corresponding author: Jin Seon Yang, Tel: +82-43-719-7140, E-mail: jsyang99@korea.kr

Introduction

Caused by the hepatitis A virus (HAV), hepatitis A is a type of acute liver infection. The non-enveloped RNA virus, classified as a *Hepatitisvirus* of the *Picornaviridae* family, exists in genotypes, four of which can infect humans (I–III, and VII) [1]. After replicating in the liver, HAV reaches high concentrations in feces through bile and exhibits remarkable environmental stability, persisting for months in general settings. Found in the stool and blood of infected individuals, HAV is highly

contagious and transmissible through close contact, microscopic amounts in contaminated food or water, oral-fecal contact, sexual contact, and, rarely, blood transfusion [2]. While most children experience mild or no symptoms, adults may exhibit jaundice and require hospitalization. Recovery for most cases occurs within three months, both clinically and hematologically. However, for older individuals or those with pre-existing chronic liver diseases (e.g., hepatitis B or C), hepatitis symptoms can worsen, potentially leading to the rare but fatal complication of fulminant hepatic failure [2–4].

Key messages

① What is known previously?

Hepatitis A is highly contagious and can be spread through close contact with an infected person or exposure to small amounts of the virus in contaminated food or water.

② What new information is presented?

Analysis of the trends in hepatitis A outbreaks during the 4-year period from 2019–2022, suggests that seasonal temperature variation may affect the incidence of hepatitis A infection. Salted clams imported from China were identified as a major source of hepatitis A infection.

③ What are implications?

Food safety and management systems need to be strengthened and the public should be provided with health information about hepatitis A.

Hepatitis A has been under rigorous surveillance in the Republic of Korea (ROK) since its designation as a statutory infectious disease in 2000. Initially part of a sample system, it was upgraded to a full system in 2011, reflecting its increased priority after the revision of the Act on Prevention and Control of Infectious Diseases in 2009. Excluding the exceptional year of 2019 with its large-scale epidemic, an average of 3,154 hepatitis A cases were reported annually from 2011 to 2022. However, 2019 witnessed a dramatic surge to 17,598 cases, fueled by contaminated salted clams. The subsequent detection of the virus in imported clams led to further cluster outbreaks associated with uncooked shellfish consumption, highlighting the ongoing need for vigilance [5].

Hepatitis A primarily spreads through oral-fecal contact, emphasizing the importance of good hygiene practices. Notably, immunity levels vary significantly by age group due to

shifts in socio-economic factors and environmental improvements over time [6]. While most teenagers in the past acquired natural immunity through asymptomatic childhood infections, this rate has recently plummeted below 20%. The rise in susceptible young adults contrasts with the relatively high antibody-positive rate in older age groups, suggesting their greater exposure to the virus during their earlier years [7-9].

This report analyzes the incidence of hepatitis A in Kora over the past four years (2019–2022). We examine both the overall pattern of incidence and the specific status of cluster outbreaks during this period. We hope that the results of this analysis will contribute to the development of effective management plans and cluster outbreak measures for hepatitis A.

Methods

1. Subjects

This analysis utilized data from the integrated disease and health management system for the period January 1, 2019, to December 31, 2022. Among reported cases of hepatitis A (including patients, carriers, and suspected individuals), duplicates were excluded, leaving a final sample of 30,060 individuals for the statistical analysis.

2. Data Analysis

The 30,060 hepatitis A cases were analyzed by four key variables: sex, age, month of case report, and geographic region. Additionally, investigations into cluster outbreaks within the ROK were conducted, examining factors like regional distribution, specific locations of incidence, and the primary sources of infection within each cluster.

Results

1. General Characteristics of Individual Hepatitis A Cases in the Past Four Years (2019–2022)

1) By sex and age

Between January 1, 2019, and December 31, 2022, the integrated disease and health management system reported a total of 30,060 hepatitis A cases, with an average of 4,154 cases per year, excluding the outlier year of 2019, males consistently accounted for a higher proportion of cases, with 16,616 (55.3%) compared to 13,444 (44.7%) females. Notably, reported cases were less frequent in both younger and older age groups. In 2019, the highest number of cases was reported in the 30–39 age group (n=6,430), followed by the 40–49 group (n=6,369). Subsequent years followed a similar pattern, with the 30–39 and 40–49 groups consistently reporting the highest numbers. Over the four years, the 40–49 age group reported the highest total number of cases (n=10,895), followed by the 30–39 group (n=9,957) and the 20–29 group (n=3,667; Table 1).

2) By region

Over the past four years, Gyeonggi reported the highest number of hepatitis A cases (n=9,857), followed by Seoul (n=5,772), and Daejeon (n=3,051). Ulsan (n=161), Jeju (n=242), and Jeonnam (n=395) had the lowest case counts. However, the incidence rate per 100,000 population tells a different story. Daejeon topped the list with 205.8 cases per 100,000, followed by Sejong (n=144.5), Chungcheongnam-do (n=108.8), Chungcheongbuk-do (n=96.8), Gyeonggi (n=74.9), Incheon (n=70.9), and Seoul (n=59.2; Figure 1).

Interestingly, during the peak year of 2019 with the highest number of cases occurring, Daejeon, Sejong, and Chungcheongnam-do experienced the highest incidence rates among all regions (Supplementary Figure 1; available online).

3) By month

The year 2019, with its large-scale hepatitis A cluster outbreak, saw a drastic surge in reported cases, jumping from 429 in January and 588 in February to 1,235 in March and peaking at 2,745 in August. From 1,166 in October onwards, the

Table 1. Characteristics of individual cases of hepatitis A by sex and age (2019–2022)

Category	2019	2020	2021	2022	Total
Total	17,598 (100.0)	3,989 (100.0)	6,583 (100.0)	1,890 (100.0)	30,060 (100.0)
Sex					
Male	9,856 (56.0)	2,145 (53.8)	3,651 (55.5)	964 (51.0)	16,616 (55.3)
Female	7,742 (44.0)	1,844 (46.2)	2,932 (44.5)	926 (49.0)	13,444 (44.7)
Age (yr)					
0–9	38 (0.2)	13 (0.3)	9 (0.1)	6 (0.3)	66 (0.2)
10–19	279 (1.6)	50 (1.3)	57 (0.9)	9 (0.5)	395 (1.3)
20–29	2,445 (13.9)	453 (11.4)	641 (9.7)	128 (6.8)	3,667 (12.2)
30–39	6,430 (36.5)	1,184 (29.7)	1,951 (29.6)	392 (20.7)	9,957 (33.1)
40–49	6,369 (36.2)	1,411 (35.4)	2,552 (38.8)	563 (29.8)	10,895 (36.2)
50–59	1,600 (9.1)	529 (13.3)	941 (14.3)	352 (18.6)	3,422 (11.4)
60–69	266 (1.5)	181 (4.5)	238 (3.6)	227 (12.0)	912 (3.0)
≥70	171 (1.0)	168 (4.2)	194 (2.9)	213 (11.3)	746 (2.5)

Unit: person (%).

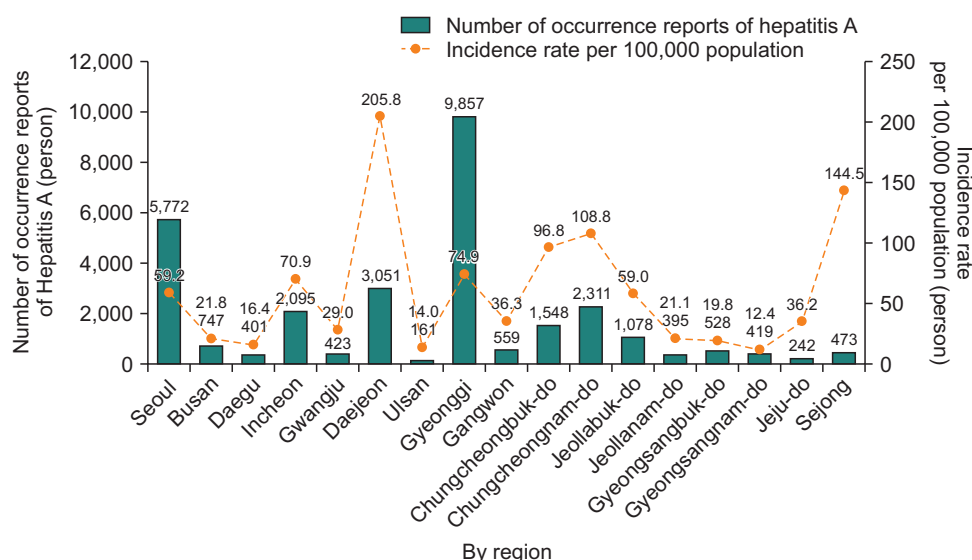


Figure 1. Reports of individual cases of hepatitis A by region (2019–2022)

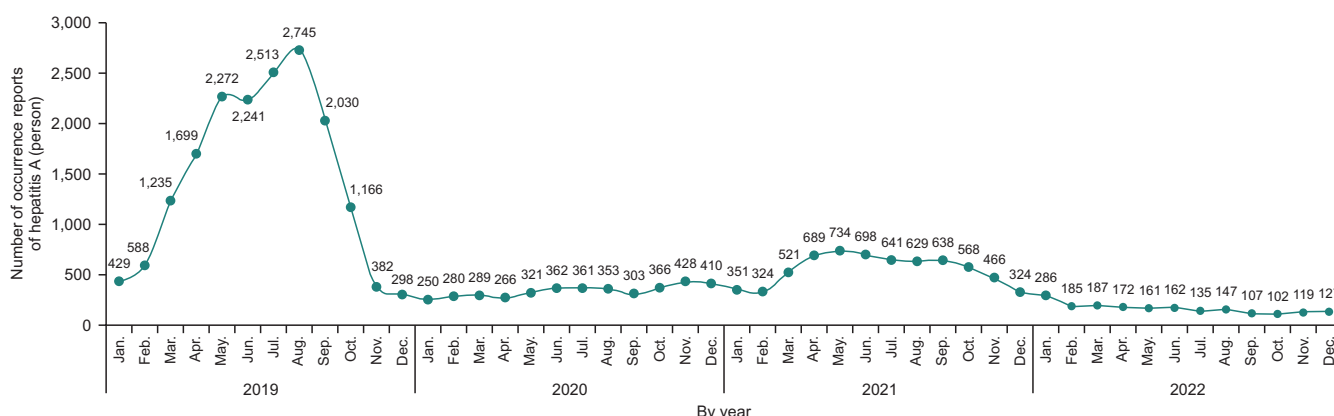


Figure 2. Reports of individual cases of hepatitis A by month (2019–2022)

number steadily declined, reaching 382 in November and 298 in December, which were closer to the average levels before the outbreak.

While none of the following years (2020–2022) experienced similar explosive outbreaks, 2021 did see a noticeable increase in cases, mirroring the trend in 2019. Similar to the previous peak year, the number of reported cases climbed from 351 in January and 324 in February to 521 in March. The peak arrived in May at 734, followed by a plateau of around 600 cases from April to September. As with 2019, the numbers then gradually decreased to 568 in October, 466 in November, and finally back to the average level of 324 in

December (Figure 2).

2. Hepatitis A Cluster Outbreak for the Past Four Years (2019–2022)

1) By year and region

Over the past four years (January 1, 2019, to December 31, 2022), a total of 69 hepatitis A cluster outbreaks were reported in the ROK. Notably, 2019 saw a significant surge, accounting for more than half (63.8%) of all outbreaks in this period, with 44 cases. This unusual increase is further illustrated in Figure 3. Interestingly, 2021 also witnessed a rise in 19 outbreaks, the second-highest number after 2019. Gyeonggi region topped

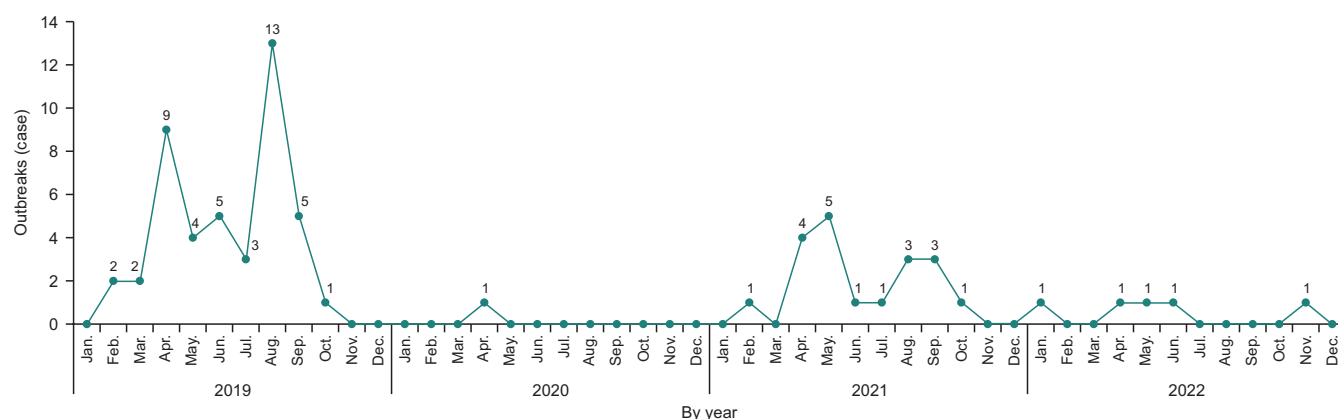


Figure 3. Reports of hepatitis A clusters by year (2019–2022)

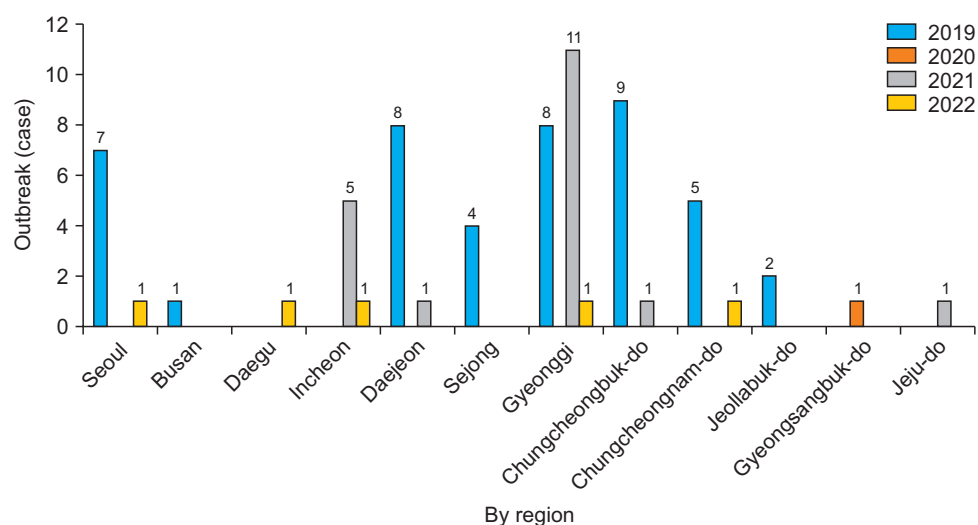


Figure 4. Hepatitis A cluster outbreaks by region (2019–2022)

the list in 2021 with 11 cases (Figure 4).

2) By location of incidence

Among the 69 hepatitis A cluster outbreaks documented from 2019 to 2022, restaurants were the most frequent setting, implicated in 36 cases (52.2%). Company cafeterias followed with 10 outbreaks (14.5%), while side dish stores experienced seven cases (10.1%). Notably, homes contributed to five cases (7.2%), highlighting potential transmission within living environments. Supermarkets and salted fish scores each accounted for three cases (4.3%). The remaining outbreaks were less common, with two unspecific cases (2.9%), and single cases (1.4%)

reported in a traditional market, hospital cafeteria, and welfare center (Figure 5).

3) Classification of major infectious agents

Over four years (January 1, 2019, to December 31, 2022), salted clams emerged as the dominant source of infection for hepatitis A cluster outbreaks in the ROK. The analysis examined 69 cluster outbreaks, of which 58 (84.1%) stemmed from contaminated salted clams, highlighting their significant role in viral transmission. Unspecified sources accounted for six outbreaks, while salted fish oysters were linked to two. Notably, individual cases were attributed to grilled oysters, raw fish,

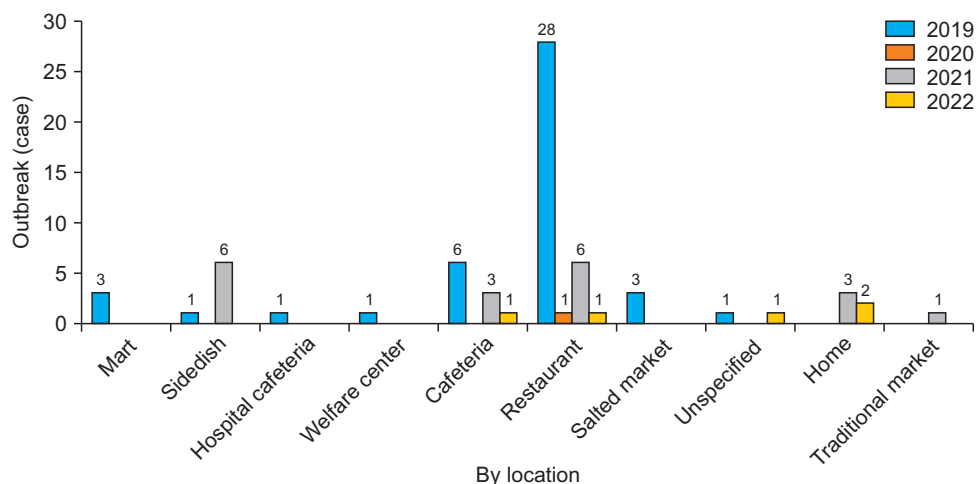


Figure 5. Hepatitis A cluster outbreaks by location (2019–2022)

and grilled clams. Notably, individual cases were attributed to grilled oysters, raw fish, and grilled clams (Figure 6).

Conclusion

Analyzing four years of hepatitis A data (2019–2022), which includes the period of the large-scale outbreak in 2019, revealed a clear trend: individuals in their 40s were most affected by hepatitis A infection, followed by those in their 30s and 20s. Conversely, the number of reported cases among those under 20 and over 60 significantly decreased.

This aligns with previous studies on hepatitis A incidence and antibody positivity rates in the ROK [7-10]. Since the 1980s, the antibody-positive rate among Koreans in their 10s to 30s has consistently declined, reaching below 20% for those in their 10s and 20s by 2007. This susceptibility in young adults, coupled with their active social lives and group living arrangements, makes them potential contributors to sporadic and cluster outbreaks [7-9].

Furthermore, hepatitis A transmission occurs through contaminated food or water, making sanitation levels and socio-economic factors relevant to infection risk. Improvements in living environments in recent years may, ironically, contribute

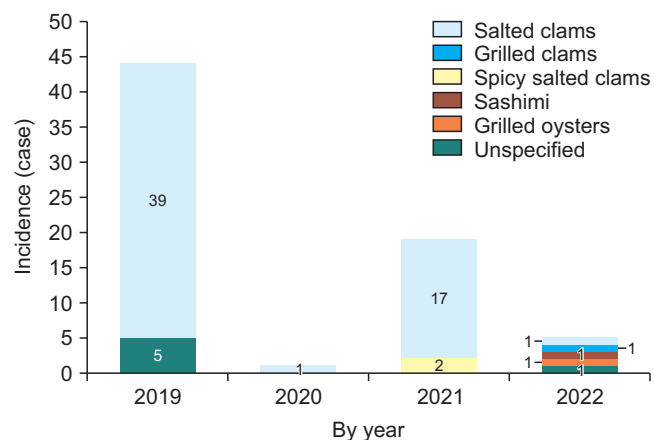


Figure 6. Classification of major infectious agents of hepatitis A outbreaks by year (2019–2022)

to the rising incidence among those in their 20s and 30s who grew up in more hygienic environments. This finding resonates with previous studies that highlighted the prevalence of hepatitis A in individuals in their 30s and 40s, who now comprise half of all reported cases in the ROK [7-9].

A closer look at cluster outbreak trends reveals that 2019 and 2021 witnessed significantly more activity compared to 2020 and 2022. Despite not being officially classified as a seasonal disease, hepatitis A cluster outbreaks exhibited a notable pattern. Reported cases consistently began to rise in March (1,235 in 2019, 521 in 2021), peaked around August (2,745 in 2019, 734 in May 2021), and dropped again from October

onwards (1,166 in 2019, 568 in 2021) as temperatures fell. This aligns with findings from a previous study titled “Analysis of epidemiological characteristics of hepatitis E patients in the ROK (2020.7.1.–2021.6.30.),” suggesting a potential link between seasonal temperature changes and the risk of both hepatitis A and E [11].

Over the past four years (2019–2022), 69 hepatitis A cluster outbreaks occurred in the ROK. Analyzing their location reveals restaurants as the most common setting, accounting for 36 cases (52.2%). This trend is particularly evident in 2019 and 2021, years with major outbreaks. During these periods, restaurants again topped the list with 28 cases in 2019, and six in 2021, followed by side dishes stores with 1 cases in 2019, and six in 2021. Furthermore, imported salted clams (sourced from China) were identified as the primary source of infection for all hepatitis A cluster outbreaks in the ROK from 2019 to 2022. This underscores the need for stringent food hygiene management for uncooked food, particularly imported seafood. To effectively combat this ongoing risk, strengthening the food safety system alongside active public awareness campaigns and educational guidance on hepatitis A prevention is crucial.

Declarations

Ethics Statement: Not applicable.

Funding Source: None.

Acknowledgments: None.

Conflict of Interest: The authors have no conflicts of interest to declare.

Author Contributions: Conceptualization: YWK, SHC, JSY.

Data curation: YWK. Formal analysis: YWK. Methodology:

YWK, SHC. Project administration: YWK, SHC, JSY. Supervision: JSY, SHC. Visualization: YWK. Writing – original draft: YWK. Writing – review & editing: YWK, SHC, JSY.

Supplementary Materials

Supplementary data are available online.

References

1. Robertson BH, Jansen RW, Khanna B, et al. Genetic relatedness of hepatitis A virus strains recovered from different geographical regions. *J Gen Virol* 1992;73:1365–77.
2. Hall E, Wodi AP, Hamborsky J, Morelli V, Schillie S. Epidemiology and prevention of vaccine-preventable diseases. 14th ed. Centers for Disease Control and Prevention; 2021.
3. Cho KY. Hepatitis A. *Korean J Pediatr Gastroenterol Nutr* 2010;13(Suppl 1):S70–7.
4. Kang SH, Kim MY, Baik SK. Perspectives on acute hepatitis a control in Korea. *J Korean Med Sci* 2019;34:e230.
5. Korea Disease Control and Prevention Agency. White paper 2022. Korea Disease Control and Prevention Agency; 2023.
6. World Health Organization. The global prevalence of hepatitis A virus infection and susceptibility: a systematic review. World Health Organization; 2010.
7. Lee H, Cho HK, Kim JH, Kim KH. Seroepidemiology of hepatitis A in Korea: changes over the past 30 years. *J Korean Med Sci* 2011;26:791–6.
8. Choi BY. Changing patterns of hepatitis A virus infection in Korea. *Korean J Med* 2008;75 Suppl 2:S656–60.
9. Park JH. Changes in the seroprevalence of hepatitis A virus antibody in Korea. *Korean J Hepatol* 2007;13:1–4.
10. Ha J, Choi M, Yu D, Park N. Status of infectious diseases reporting in 2022. *Public Health Wkly Rep* 2023;16:1275–85.
11. Chung J, Seo S, Park E, Cho S, Lee M, Gwack J. Surveillance and epidemiological characteristics of hepatitis E in the Republic of Korea. *Public Health Wkly Rep* 2023;16:1–15.

만성콩팥병 유병률 추이, 2012-2022년

만성콩팥병 유병률(19세 이상, 연령표준화)은 2022년 5.8%로 2021년 6.3%에 비해 큰 차이가 없었다(그림 1). 2022년을 기준으로 연령이 증가할수록 만성콩팥병 유병률이 증가하여 70대 이상은 21.6%이다(그림 2).

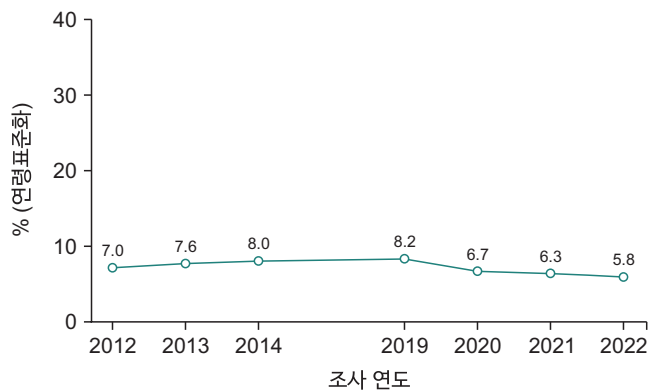


그림 1. 만성콩팥병 유병률 추이, 2012-2022년

*만성콩팥병 유병률: 만 19세 이상을 대상으로 사구체여과율(CKD-EPI 공식 적용)이 60 mL/min/1.73 m² 이상이면서 소변 알부민/크레아티닌 비율이 30 mg/g 이상인 경우 또는 사구체여과율이 60 mL/min/1.73 m² 미만인 경우의 분율

**CKD-EPI: chronic kidney disease-epidemiology collaboration equation

†2015-2018년에 요알부민을 미분석하여 유병률 미제시

‡그림 1의 연도별 값은 2005년 추계인구로 연령표준화

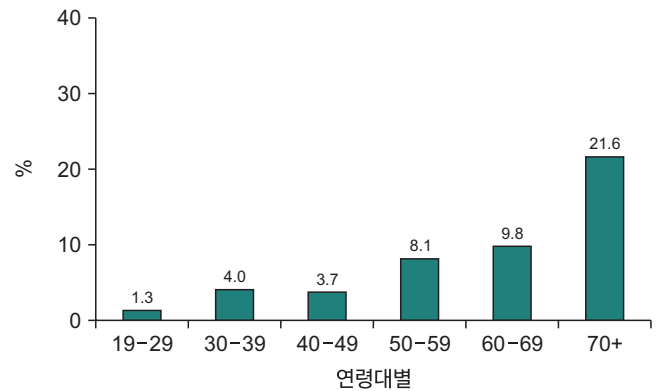


그림 2. 연령대별 만성콩팥병 유병률, 2022년

출처: 2022년 국민건강통계, <https://knhanes.kdca.go.kr>

작성부서: 질병관리청 만성질환관리국 건강영양조사분석과

QuickStats

Trends in Prevalence of Chronic Kidney Disease, 2012–2022

The age-standardized prevalence of chronic kidney disease (CKD) in Korean adults aged ≥ 19 years was 5.8% in 2022, which was similar to the prevalence of 6.3% in 2021 (Figure 1). In 2022, the prevalence of CKD was observed to be associated with age; the prevalence was 21.6% in people aged ≥ 70 years (Figure 2).

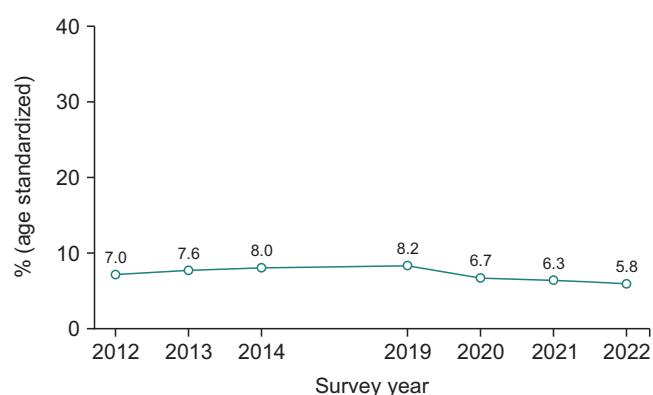


Figure 1. Trends in prevalence of chronic kidney disease, 2012–2022

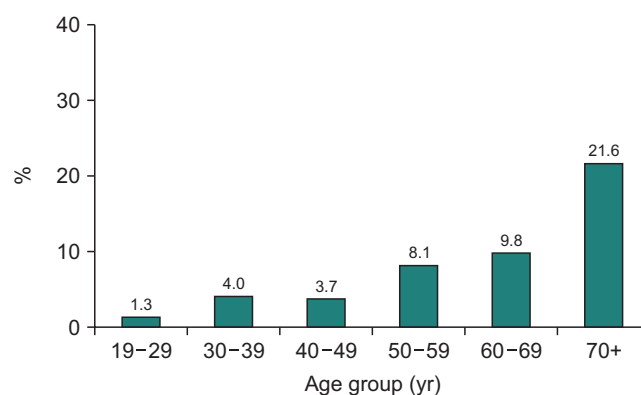


Figure 2. Prevalence of chronic kidney disease by age group, 2022

*Chronic kidney disease: glomerular filtration rate (CKD-EPI equation) ≥ 60 mL/min/1.73 m² and urine albumin/creatinine ratio ≥ 30 mg/g, or glomerular filtration rate (CKD-EPI equation) < 60 mL/min/1.73 m² among those aged ≥ 19 years.

**CKD-EPI: chronic kidney disease-epidemiology collaboration equation

†Results from 2015 to 2018 are not shown due to the absence of albuminuria

‡Age-standardized prevalence was calculated using the 2005 population projections for Korea

Source: Korea Health Statistics 2022, Korea National Health and Nutrition Examination Survey, <https://knhanes.kdca.go.kr>

Reported by: Division of Health and Nutrition Survey and Analysis, Bureau of Chronic Disease Prevention and Control, Korea Disease Control and Prevention Agency