A Systematic Review and Meta-Analysis for Better Measurement of Listening Effort in Adults with Hearing Loss

Chanbeom Kwak^{1,2}, Woojae Han^{1,2,3}

¹Laboratory of Hearing and Technology, ²Division of Speech Pathology and Audiology, ³Research Institute of Audiology and Speech Pathology, College of Natural Sciences, Hallym University, Chuncheon, Korea

Received: September 17, 2020

Revised: October 8, 2020

Accepted: October 8, 2020

Correspondence:

Woojae Han, PhD

Division of Speech Pathology
and Audiology,

8603 Natural Science Building,

Hallym University, 1 Hallymdaehak-gil,

Chuncheon 24252, Korea

Tel: +82-33-248-2216

Fax: +82-33-256-3420

E-mail: woojaehan@hallym.ac.kr

The present study aimed to identify better tools for measuring listening effort in the hearing-impaired and/or hearing aid users and to suggest its clinical implication by using systematic review and meta-analysis. To search articles from six electronic databases, 'listening effort', 'hearing loss/hearing impaired', and 'hearing aid(s)' were used as their key terms. Although 8,761 articles were found initially, only 19 articles which met the inclusion criteria were applied to the further review and analysis. In a checklist of the study quality, there was no significant difference between the articles. Based on meta-analysis of three subgroups (i.e., objective, subjective, and self-report rating), the objective measurements showed statistically significant and the highest effect size (1.031, 95% confidence interval: -0.106–2.169), whereas the self-report rating had the lowest effect size (-1.280, 95% confidence interval: -4.180–1.620) with no significance. Although the funnel plot was asymmetrical, the Egger's regression asymmetry test revealed no publication bias. In sum, the objective measurement showed the most effective way to evaluate the listening effort for the hearing-impaired and/or hearing aid users. However, there was a non-negligible variance between the types of measurements. In the following study, we suggest to investigate certain relationship between listening effort and speech perception performance in the hearing-impaired and/or hearing aid users and to establish standardized criteria for clinical purposes of the listening effort.

Key Words: Hearing aid, Hearing loss, Listening effort, Objective measure, Self-report rating, Subjective measure.

INTRODUCTION

청취 노력(listening effort)은 청각적으로 제시되는 자극에 대한 이해와 이를 기반으로 과제를 수행함에 있어 요구되는 인지적 과정이며(McGarrigle et al., 2014), 과제 수행에 따른 부정적인 영향을 최소화하기 위해 의도적이고 자발적으로 발휘되는 인지적 자원을 의미한다(Pichora-Fuller et al., 2016). 실제로 청취 노력은 과제를 수행하는데 사용 가능한 수단으로 정의될 수 있는 인지적 자원(cognitive resources), 동기부여(motivation), 노력(effort) 등을 포함한 다차원적 인지 과정의 결과로 발생되기 때문에(Pichora-Fuller et al., 2016), 이를 측정함에 있어서 인지적 자원의 발현 여부, 발현 과정에 대한 세부적 이해, 가시적으로 노력 정도를 측정할 수 있는 데이터 도출 등 다

양한 관점에서 연구들이 선행되었다.

1973년 Kahneman에 의해 제안된 인지 능력 모델(cognitive capacity model)에 따르면, 주의력과 노력은 전체 능력에 국한되며, 동시 작업을 수행하는 사람의 능력은 작업에 필요한 요구 정도에 따라 달라진다. 즉, 과제를 수행함에 있어서 발현되는 인지적 자원은 유한하며 이는 과제의 난이도가 상승함에 따라 인지적 자원의 사용 역시 증가함을 나타낸다(Kahneman, 1973). 이러한 주장은 수년 전부터 심리-청각-인지 분야에 적용되어 청취 노력의 메커니즘 및 효과적인 측정 방법을 제시하고자 하였다. 청각적 관점에서 제한된 인지 능력 모델을 재해석하면, 청력 손실이나 큰 배경 소음으로 인해 청취가 어려운 상황에서는 어음을 인지하기 위해 더 많은 집중과 노력이 요구되게 된다. 이때, 집중과 노력을 위해 상당량의 인지적 자원이 요구되고 어음의 정확한 문맥적 이해를 위해 인지적 자원이 과하게 사용되기 때문에 전체 인지적 자원 중 어음 정보를 해석하고 저장하기 위한 잔존 자원이 부족하게 되며(Pichora-Fuller et al.,

© This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<https://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.

2016; Wingfield et al., 2006) 궁극적으로 청자는 그러한 청취 상황에서 쉽게 피로하거나 집중을 포기하게 된다.

여러 연구들에서 이미 밝혔지만, 난청인들은 배경 소음이나 반향음 등 청취에 어려운 환경에서 저조한 어음인지를 보이며 (Ayasse et al., 2017; Ayasse & Wingfield, 2018; Desjardins & Doherty, 2013; Huber et al., 2018; Krueger et al., 2017; Picou & Ricketts, 2018; Ricketts et al., 2019; Ward et al., 2017; Zekveld et al., 2009), 보청기나 인공와우 등과 같은 청각보조기기를 활용하여 청력 역치의 보완은 물론 저조한 어음인지도의 향상을 기대한다(Alhanbali et al., 2018; Alhanbali et al., 2019; Desjardins & Doherty, 2013; Giroud et al., 2017; Krueger et al., 2017; Mackersie et al., 2015; Picou & Ricketts, 2018; Ricketts et al., 2019; Zekveld et al., 2009). 최근 학계에서는 이러한 난청인들의 어음인지력 향상을 위해 요구되는 인지적 자원인 청취 노력을 재해석하고 있다. Pichora-Fuller et al.(2016)은 Framework for Understanding Effortful Listening (FUEL)을 설명하면서 기존 연구들은 보청기 착용을 통한 난청인들의 가청력 보완 및 더 나은 어음인지력의 향상이 주요한 목적이었으나, 이를 향상시키기 위해 오히려 난청인들에게 요구되는 과도한 청취 노력은 바람직하지 않다고 주장하였다. 난청 노인을 대상으로 객관적 측정 방법인 동공 확장을 사용하여 언어적 복잡성에 따른 문장 인지와 청취 노력에 대해 보고한 Ayasse & Wingfield(2018)의 연구에서도 난청 노인은 건청 노인에 비해 검사의 난이도가 어려워짐에 따라 동공의 확장이 유의미하게 발생하였다. 다시 말해, 동일한 언어 능력을 보이더라도 난청으로 인한 문장 인지의 저조한 수행력과 더불어 과제의 복잡성으로 유발되는 과도한 인지적 자원은 난청인에게 더 높은 청취 노력을 야기하게 되는 것으로 설명할 수 있다. 그러나 높은 어음인지력을 수행하기 위해 수반되는 과도한 인지적 노력으로 인해 난청인들은 쉽게 피로감을 느끼게 되고 어려운 청취 환경을 기피하는 등 장기적 관점에서는 난청인의 수행력에 부정적인 영향을 미치게 된다. 어음인지도와 자가 보고로 측정한 청취 노력 간 연관성에 대해 연구한 Krueger et al.(2017)의 결과 역시, 배경 소음의 정도가 증가함에 따라 장노년층 난청 그룹의 어음인지도가 건청 성인의 그룹에 비해 급격하게 감소할 뿐만 아니라, 이에 요구되는 청취 노력 역시 난청 그룹이 유의미하게 더 높았다. 또한, 연구에 참여한 보청기 착용자인 난청인들에게 보청기 착용을 통해 일차적으로 어음인지도를 향상시켰더라도, 보청기가 청력과 인지 기능의 복합적인 과정으로 발현되는 청취 노력을 완화/감소시키기에는 한계가 있음을 시사하였다. 선행연구 결과들을 종합해보면, 난청인은 건청인에 비해 동일한 청취 상황에서 요구되는 청취 노력의 정도가 더 높으며 보청기를 통한 가청력과 어음인지도의 향상으로도 과도하게 요구되

는 청취 노력을 감소시키는 것에는 한계가 있음을 보였다.

현재 청취 노력의 측정 방법에 있어서는 표준화된 검사 도구와 효과적인 측정 방법에 대한 검증의 부재로 인해 연구별로 측정 방법이 다소 상이하다. Kahneman(1973)의 연구에서 보고한 제한된 인지 자원 이론에 근거한 FUEL (Pichora-Fuller et al., 2016)의 모형 역시 청취 노력을 측정하는 방법에 대해서 인지 행동적 반응(dual-task paradigm, 회상 검사, 반응/응답 시간), 뇌파 반응(electroencephalography, EEG), 자율신경계 반응(동공 확장, 피부 전도성, 심박수), 자가 보고(Likert-scale)의 측정 방법에 따른 반응을 분류하였으나 현재까지 청취 노력의 임상적 적용을 위해 검증된 측정 도구의 부재를 한계점으로 언급한 바 있다. 따라서 본 논문에서는 체계적인 문헌 고찰과 메타 분석을 활용하여 난청인 및 보청기 착용자를 대상으로 기존에 연구된 청취 노력의 측정 도구 및 방법에 대해 효과를 확인하고 심도 있게 논의하고자 한다. 더불어 향후 클리닉 혹은 청각 센터 등에서 청취 노력의 측정 및 해석의 상용화를 위해 임상적 적용에 대해 제안하고자 한다.

MATERIALS AND METHODS

Search strategy

체계적인 문헌 고찰과 메타 분석을 위해 Moher et al.(2015)의 Preferred Reporting Items for Systematic Reviews and Meta-analysis Protocols (PRISMA-P)와 Centre for Reviews and Dissemination(2009)의 Participants, Intervention, Control, Outcomes, Study design (PICOS) 기준에 근거하여 문헌의 조사, 선별, 선정, 분석을 시행하였다. 구체적으로, 문헌의 조사, 선별, 및 선정에 대한 과정은 PRISMA-P에 근거한 흐름도를 사용하여 나타내었다(Figure 1). 더불어, 문헌의 선별은 Table 1에 작성한 PICOS 기준을 적용하여 본 연구에서 설정한 목적과 일치하지 않는 문헌들을 배제하였다.

Article selection

문헌의 조사, 선별, 선정을 위해 Embase, Medline, Pubmed, Web of Science, Science Direct, Cumulative Index to Nursing and Allied Health의 총 6개의 전자 데이터베이스 검색 엔진에 대해 2002년 1월 1일에서 2020년 5월 1일까지 출간된 문헌 중 ‘청취 노력(listening effort)’, ‘난청(hearing loss/hearing impaired)’, ‘보청기(hearing aid/hearing aids)’의 검색어를 포함하는 문헌들을 모두 조사하였다.

전자 데이터베이스의 검색 결과, 총 9,715편의 문헌이 검색되었다(identification process) (Figure 1). 954편의 중복 문헌을 제거한 후 8,761편의 문헌에 대해 제시된 초록을 기준으로 선별

Figure 1. Flowchart of the study search and selection process based on PICOS criteria. PICOS: Participants, Intervention, Control, Outcomes, Study design, ERP: event-related potential, EEG: electroencephalography, CTMT: Comprehensive Trail-Making Test.

Table 1. Inclusion criteria based on the Participants, Intervention, Control, Outcomes, and Study designs (PICOS) strategy

PICOS	Contents
Participants	Adults (18+ years) with hearing loss and/or hearing aid
Intervention	Objective, subjective, and self-report rating measurements
Control	Adults (18+ years) with normal hearing or repeated measures
Outcomes	Listening effort expressed by objective (i.e., pupil dilation), subjective, (i.e., accuracy), and rating scale (i.e., Likert scale)
Study designs	Randomized controlled trials, non-randomized controlled trials, cohort studies, between-group comparison, and repeated measures with additional purposes

과정을 진행하였다. 선별 과정에서 총 5,814편의 문헌이 배제 기준에 해당되어 제외되었고(screening process) (Figure 1), 문헌 선별 과정을 통과한 2,947편의 문헌에 대해서는 PICOS 기준에 근거하여 전체 본문의 내용을 검토하였다. 이후 Table 1의 PICOS 기준을 충족하지 못한 총 2,904편의 문헌이 제외되었다(eligibility process) (Figure 1). 모든 기준을 충족한 최종 43편이 본 연구의 문헌의 질적 평가, 데이터 추출 및 분석에 포함되었으며 청취 노력의 측정 방법에 따른 효과 크기를 추정하기 위해 하위군 분석으로 객관적 측정(objective measurement), 주관적 측정(subjective measurement), 자가 보고 측정(self-report rating)의 3가지 측정 방법에 따라 문헌을 분류하였다(included process) (Figure 1). 그러나 문헌별 데이터 추출 과정에서 표준 편차 데이터 누락(2편) 및 낮은 근거 기반 연구 설계(22편)를 보인 24편의 문헌이 추가적으로 배제되었다. 즉, 낮은 근거 기반 연구 설계는 PICOS 기준에 근거하여 무작위 대조 실험(randomized controlled trial)이 아닌 그룹 내 비교 분석(one-group comparison) 연구 설계를 대상으로 하였다.

총 19편의 문헌에서 하위군 분석 기준에 따라 데이터 추출을 시행하였으며, 동일 문헌에서 다중 측정 방법의 시행 및 결과를 포함하여 총 35건이 메타 분석에 포함되었다(analysis process)

(Figure 1).

Study quality and potential sources of study bias

문헌의 질적 평가와 연구의 잠재적 편향은 CAMARADES checklist (PROSPERO, 2014)를 기준으로 6개 항목에 대해 구체적으로 평가하였다. 예를 들어, 본 연구에 포함된 총 19편의 개별 문헌을 대상으로 무작위 추출(randomization), 대조군(controls), 표본 수 산정(sample size calculation), 맹검 출판 여부(publication after peer review), 결과 측정(outcome measure), 잠재적 이해관계 충돌(statement of potential conflict of interest)의 항목을 바탕으로 질적 평가를 수행하였다(Table 2).

각 항목별 점수는 ‘예’ 혹은 ‘아니요’의 이분형 문항으로 측정하여 각각 1점과 0점을 부여하였다. 부여된 항목별 점수는 Grading of Recommendations, Assessment, Development, and Evaluation (GRADE) Working Group(2004)의 가이드라인에 근거하여 각 문헌의 질적 수준을 평가하였다. 즉, 측정된 전체 점수가 높으면 해당 문헌은 연구의 질적 수준이 높음을 의미한다.

Table 2. Scientific study validity criteria based on CAMARADES checklists (PROSPERO, 2014)

Article	Scientific study validity criteria						Study quality score
	Randomization	Controls	Sample size calculation	Publication after peer review	Outcome measure	Statement of potential conflict of interest	
Ayasse & Wingfield, 2018	0	1	0	1	1	1	4
Desjardins & Doherty, 2013	0	1	1	1	1	1	5
Ward et al., 2017	0	1	0	1	1	1	4
Tun et al., 2009	0	1	0	1	1	0	3
Ayasse et al., 2017	0	1	0	1	1	1	4
Rosemann & Thiel, 2020	0	1	0	1	1	1	4
Bertoli & Bodmer, 2014	1	1	0	1	1	0	4
Giroud et al., 2017	1	1	0	1	1	0	4
Bernarding et al., 2013	1	1	0	1	1	0	4
Zekveld et al., 2009	1	1	0	1	1	0	4
Rosemann & Thiel, 2019	0	1	0	1	1	0	3
Mackersie et al., 2015	1	1	1	1	1	0	5
Alhanbali et al., 2019	1	1	0	1	1	1	5
Krueger et al., 2017	1	1	0	1	1	0	4
Holube et al., 2016	1	1	0	1	1	1	5
Picou & Ricketts, 2018	1	0	0	1	1	1	4
Huber et al., 2018	1	1	0	1	1	1	5
Ricketts et al., 2019	1	0	0	1	1	1	4
Alhanbali et al., 2018	0	0	1	1	1	1	4

1 and 0 refer to “Yes” and “No”, respectively

Meta-analysis

본 연구에 포함된 총 35편의 문헌에서 추출 및 합성한 데이터가 메타 분석에 적합 여부를 확인 후, Comprehensive Meta-Analysis (Ver. 3, Biostat Inc., Englewood, NJ, USA)를 사용하여 분석을 실시하였다. 메타 분석은 추출 및 합성된 데이터의 특성에 따라 효과 크기(effect size)를 계산하는데 사용되는 측도가 결정된다(Kang, 2015). 본 연구에 포함된 문헌 35건의 데이터 중 20건은 실험군과 대조군의 평균과 표준편차를, 나머지 15건은 상관관계 결과를 보고하였기에 각 문헌의 평균, 표준편차, 상관관계 결과를 바탕으로 청취 노력에 대한 효과 크기를 추정하였다.

메타 분석의 특성 상 대다수의 문헌들이 청취 노력을 측정하기 위해 사용한 측정 방법이 상이하기 때문에, 표준화된 평균 차이(standardized mean difference, SMD)를 적용하여 효과 크기를 추정하고 변량 효과 모형의 95%의 신뢰구간(confidence interval, CI)에서 검증하였다. 깔때기 그림(funnel plot)의 산점도와 Egger's regression asymmetry test의 유의 확률($p < 0.05$)을 통해 출판 편향을 확인하였다. 또한 Cochran's Q test와 Higgins I^2 statistics를 근거로 각 문헌 간 분산의 이질성(heterogeneity)을 확인하였다. Cochran's Q test는 95%의 유의수준($p < 0.05$)을 기준으로 이질성의 여부를 판단하며, Higgins I^2 statistics는 0%에서 100%의 값으로 이질성에 대한 양적 기준을 제시한다. I^2 이 0%에서 25%는 낮은 수준의 이질성, 25%에서 75%는 중간 수준의 이질성, 75%에서 100%는 높은 수준의 이질성을 의미한다(Higgins et al., 2003).

RESULTS

Scores of study quality

CAMARADES checklist (PROSPERO, 2014)를 기준으로 평가한 문헌의 질적 평가와 연구의 잠재적 편향은 통계/데이터마ining 및 그래프를 위한 언어인 R 프로그램(R Core Team, 2018)을 사용하여 카이 제곱 검정(chi-square test)을 수행하였다.

질적 평가에 대한 전체 문헌들의 평균은 4.20 (standard deviation: 0.62, range: 3~5)이었고, 문헌의 질적 평가에 대한 적합도 확인을 위한 카이 제곱 검정 결과는 문헌의 질적 평가 간 유의미한 차이를 보이지 않았다($\chi^2 = 3.7536$, $df = 19$, $p > 0.05$).

Characteristic analysis of studies in meta-analysis

Table 3은 PICOS 기준에 따라 각 문헌의 결과를 요약하여 정리하였다. 대상자는 난청 혹은 보청기를 착용한 18세 이상의 성인이었으며, 19편의 문헌에는 난청을 가진 노인(Ayasse et al., 2017; Ayasse & Wingfield 2018; Huber et al., 2018; Tun et al.,

2009), 보청기를 착용한 노인(Giroud et al., 2017), 난청 노인과 보청기 착용 노인(Alhanbali et al., 2018), 난청을 가진 장년(Bernarding et al., 2013), 난청 장년과 보청기 착용 장년(Zekveld et al., 2009), 난청을 가진 장년과 노인(Bertoli & Bodmer, 2014; Holube et al., 2016; Rosemann & Thiel, 2019; Rosemann & Thiel, 2020; Ward et al., 2017), 보청기를 착용한 장년과 노인(Desjardins & Doherty, 2013; Krueger et al., 2017; Ricketts et al., 2019), 난청 장년 및 노인과 보청기 착용 장년 및 노인(Alhanbali et al., 2019; Picou & Ricketts, 2018), 난청 청장년 및 노인과 보청기 착용 청장년 및 노인(Mackersie et al., 2015)이 포함되었다.

측정 방법에 따른 분류에 있어서 객관적 측정을 수행한 14건의 문헌 중에는 동공 확장(Alhanbali et al., 2019; Ayasse et al., 2017; Ayasse & Wingfield, 2018) 및 안구 움직임의 정확도(Tun et al., 2009), EEG (Alhanbali et al., 2019) 및 사건 유발 전위(event-related potential, ERP)에 포함되는 P50-N1-P2 complex (Giroud et al., 2017), N1반응(Bernarding et al., 2013), P3반응(Bertoli & Bodmer, 2014), 피부 전도성(Alhanbali et al., 2019; Mackersie et al., 2015), 호흡수 및 심박수(Mackersie et al., 2015)가 포함되었다. 한편, 주관적 측정을 수행한 11건의 문헌 중에는 정확도(Desjardins & Doherty, 2013; Ward et al., 2017, Picou & Ricketts, 2018; Ricketts et al., 2019), 반응 시간(Alhanbali et al., 2019; Ricketts et al., 2019; Ward et al., 2017), 응답 시간(Picou & Ricketts, 2018) 및 작업 기억의 능력을 평가하는 회상 정확도(Tun et al., 2009), 종합 기호 잇기 검사(Rosemann & Thiel, 2020), 단어 회상 정확도(Bertoli & Bodmer, 2014)가 포함되었다. 마지막으로 자가 보고 측정을 수행한 10건의 문헌들은 모두 척도에 기반한 설문 문항을 사용하였으며, 10점 척도(Alhanbali et al., 2019; Rosemann & Thiel, 2019; Rosemann & Thiel, 2020; Zekveld et al., 2009)가 가장 많이 적용되었다. 이어서 7점 척도(Holube et al., 2016; Huber et al., 2018; Krueger et al., 2017), 11점 척도(Ricketts et al., 2019), 20점 척도(Alhanbali et al., 2019), 100점 척도(Desjardins & Doherty, 2013)의 순으로 다양한 척도가 사용되었다.

Overall effectiveness of measurements for listening effort

변량 효과 모형을 사용한 전체 문헌의 효과 크기 결과는 Figure 2A에 제시하였다. 전체 문헌의 표준화된 평균 차이는 1.031(95% CI: -0.106~2.169)을 보였다. 청취 노력의 측정 방법에 따른 효과를 확인하기 위해 세가지 측정 방법에 따른 하위군 분석을 수행하였으며, 객관적 측정에 따른 청취 노력의 결과는 1.686의 효과 크기와 통계적 유의미성으로(95% CI: 1.233~

Table 3. Summary of the extracted and synthesized data from 19 included articles

Study	Participants	Test materials	Study design	Outcome measures	Main findings
Ayasse & Wingfield, 2018	14 older adults with a mild-to-moderate hearing loss	IEEE sentences corpus with 25 dB SL	Between group comparison, repeated measures	Peak pupil dilation	The measurement of pupil dilation as an index of processing effort showed effort to increase with task difficulty until a difficulty tipping point was reached.
Desjardins & Doherty, 2013	16 old adults with hearing aid (aged 59–76 years, mean: 66.86, SD: 6.7)	R-SPIN test for both high-and low-context context presented by female talker	Between group comparison, repeated measures	Dual-task paradigm (DPRT)	Both ONH and OHI had significantly ($p < 0.001$) greater differences in performance scores between the high- and low-context conditions compared with the YNH. However, there was no significant ($p > 0.05$) difference in scores between the ONH and OHI. This suggests that the older participants benefited more from the contextual cues in the sentences than the younger participants.
		Subjective rating which rated the ease of listening from 0 (difficult) to 100 (easy)		Perceived ease of listening effort	There were no significant ($p > 0.05$) differences in rating scores between the YNH and either group of older participants. However, the ONH participants rate the listening conditions significantly ($p < 0.001$) lower than the OHI did.
Ward et al., 2017	21 older adults who showed hearing thresholds of ≤ 25 dB at 0.25 to 2 kHz and $45 \leq$ dB at 4 to 8 kHz	BKB phonetically balanced short sentences equalized to 65 dB SPL in terms of RMS	Between group comparison, repeated measures	Dual-task paradigm (accuracy) Dual-task paradigm (reaction time)	There was a main effect of condition for both listening effort measured by accuracy ($F[2,68, 117.79] = 27.71, p < 0.001, \eta_p^2 = 0.39$) and reaction time ($F[2,28, 100.37] = 3.40, p < 0.05, \eta_p^2 = 0.07$), suggesting that participants showed greater declines in secondary-task performance as spectral degradation increased.
Tun et al., 2009	24 older adults (aged 67–80 years, mean: 73.9, SD: 4.1) divided into two groups (good hearing, poor hearing)	Semantically associated word lists and semantically unassociated word lists presented by female talker	Between group comparison	Dual-task paradigm (recall accuracy) Dual-task paradigm (tracking accuracy)	Most important for our hypothesis, however, was the appearance of a significant Task $\times$ Hearing interaction, $F[2, 88] = 6.25, p < 0.01, \eta_p^2 = 0.124$, moderated by a significant Task $\times$ Age $\times$ Hearing interaction, $F[2, 88] = 3.92, p < 0.05, MSE = 16.82, \eta_p^2 = 0.082$. That is, hearing acuity had a significant negative impact on tracking accuracy with the effect primarily attributed to the older poor hearing group.
Ayasse et al., 2017	20 older adults (age ranged 65 to 88 years, mean: 73.6) grouped by variable of age (10 normal hearing and 10 hearing-impaired)	An array of four pictures of objects displayed in the four corners of screen	Between group comparison	Adjusted mean pupil size	A one-way ANOVA yielded a significant effect of group on pupil diameter ($F[2, 37] = 8.22, p = 0.001, \eta_p^2 = 0.308$) which the hearing-impaired older adults showed a significantly greater increase in relative pupil size leading up to their eye fixation on the correct object picture as compared to both young and older adults with normal hearing ($p = 0.003$).
Rosemann & Thiel, 2020	19 adults with mild to moderate hearing loss (age mean: 64.63, SD: 6.3)	A matrix sentence test was used to identify the 80% speech-in-noise intelligibility of each group.	Between group comparison	CTMT flexibility Rating scale	Cognitive flexibility significantly differed between groups: Hard of hearing group showed less flexibility in the trail making test ($T(36) = 2.261; p = 0.03$). Listening effort determined by the daily life questionnaire was corresponds to a low effort in both groups and was not significantly differ.
Bertoli & Bodmer, 2014	26 older adults with hearing loss (age ranged: 60–86 years, mean: 71.6)	Low-predictability sentences in a German version of the SPIN test presented in a constant background noise of 60 dB SPL	Between group comparison, repeated measures	Correct final words Novelty P3	Two-way ANOVA with repeated measures revealed a significant main effect of correct final words ($F[2, 84] = 223.1; p < 0.001; \eta_p^2 = 0.84$). Amplitudes increased steeply from the easy to the medium condition and decreased slightly towards the hard condition. Also, amplitudes of Cz differed significantly from Pz ($p = 0.001$) and Fz ($p = 0.05$).

Table 3. Summary of the extracted and synthesized data from 19 included articles (continued)

Study	Participants	Test materials	Study design	Outcome measures	Main findings
Gitroud et al., 2017	13 adults with hearing aids (age ranged: 64–77 years, mean: 70.31, SD: 5.19)	Three non-sense syllables from the phoneme perception test	Between group comparison, repeated measures	P50 latency N1 latency P2 latency	For the P50 latency there was a main effect of group ($F[2,36] = 4.37, p = 0.02, \eta_p^2 = 0.20$) revealing that across M2 and M3, the P50 latency was longer for the hearing-impaired compared to the group with normal hearing ($p < 0.05$). For the N1 latency, there was another main effect of group ($F[2,36] = 9.59, p < 0.001, \eta_p^2 = 0.35$) similar to the P50 latency, showing that NHO had shorter latencies than both hearing impaired groups (both $p < 0.01$).
Bernarding et al., 2013	24 middle-aged subjects with moderate hearing loss (age ranged: 43–57 years, mean: 51.12, SD: 5.53)	Consonant-vowel syllables (/ba/, /da/, /pa/, /de/, /bi/) were used as auditory stimuli.	Between group comparison, repeated measures	N1 latency	It is noticeable, that the WPSS is larger for the DSP than the ESP for all middle-aged subjects ($p < 0.05$, one-way ANOVA) in the time interval of interest corresponding to the N1 wave (approximately 70–160 ms). In the case of the young normal hearing subjects, the results of the WPSS revealed almost the same values. Note that a listening effort related comparison of both hearing impaired subject groups is not appropriate due to the individual loudness adjustment of the syllables for the moderate hearing-impaired subjects. Nevertheless, a significantly enhanced WPSS for the DSP is noticeable for the moderate hearing-impaired subjects.
Zekveld et al., 2009	30 middle-aged adults with hearing impairment (age ranged 46 to 69 years, mean: 57, SD: 7.0) and hearing aids (n = 8) either unilateral and/or bilateral	Continuous rating scale which translated to Dutch version (0 to 10 scale)	Between group comparison, repeated measures	Rating scale	The analysis indicated no group differences in the listening effort in the auditory tests ($p > 0.05$). In other words, processing the subtitles resulted in extra effort compared with auditory-only speech comprehension when the subtitles were presented delayed relative to the speech.
Rosemann & Thiel, 2019	19 participants (mean aged of 63.5 years, SD: 5.3) with symmetrical hearing loss	Listening effort questionnaire includes 17 questions about listening situations in everyday life from 0 (not effortful at all) to 10 (extremely effortful).	Between group comparison	Rating scale	Listening effort was significantly higher in the hearing-impaired group (3.27 ± 1.65) than in the normal-hearing participants (2.26 ± 1.19) ($T(36) = 2.128, p = 0.02$). High-frequency hearing loss and listening effort correlated significantly ($r = 0.379, p = 0.019$).
Mackersie et al., 2015	18 adults with sensorineural hearing loss (age ranged 22 to 79 years, mean: 58)	Respiration was measured using an elasticized respiration belt worn over the clothes at the level of the diaphragm. Electrocardiographic recordings to obtained HF-HRV were recorded using three electrodes attached to snap-on cables. Skin conductance was measured on the participant's non-dominant hand using two silver/silver chloride electrodes attached to. The electrodes were placed on opposite sides of the palm over the thenar and hypothenar muscles.	Between group comparison, repeated measures	Respiration rate HF-HRV Skin conductance reactivity	A repeated-measures ANOVA confirmed that that there was no significant effect of hearing, reISNR, or interaction between these variables. HF-HRV decreased under the most difficult listening conditions for participants with hearing loss, but not for those with normal hearing. Mean HF-HRV for the hearing-loss group was significantly lower than that of those with normal hearing, but only at the two lowest reISNRs. After accounting for the effect of age, the main effect of hearing status remained significant ($F(1,30) = 4.80, p = 0.03, \eta_p^2 = 0.14$).

Table 3. Summary of the extracted and synthesized data from 19 included articles (continued)

Study	Participants	Test materials	Study design	Outcome measures	Main findings
Alhanbali et al., 2019	116 participants age ranged 55 to 85 years (mean: 70, SD: 8) divided into subgroups based on their hearing status: mild hearing-impaired (n = 42), moderate hearing-impaired (n = 29), severe hearing-impaired (n = 8).	Pupil size were measured using an Eye-Link 1000 with a sampling rate of 1,000 Hz. Seven silver/silver chloride electrodes with a sintered surface were used. Three positive electrodes were therefore placed over parietal scalp regions to capture task-related alpha activity: Pz, P3, and P4 based on the international 10 to 20 system. Two silver/silver chloride electrodes were attached to the index and the middle finger of the participant's nondominant hand. Monosyllabic digits (from 1 to 9) based on the Whispered Voice Test were used. NASA Task Load Index which consists of six items including mental, physical, temporal demand, perceived performance, effort, and frustration	Non-randomized controlled trials. Repeated measures.	Peak pupil size EEG	Pupil size increased significantly relative to baseline as participants attended to the speech, and reached a peak toward the end of the 3-sec speech stimulus. There were increase in alpha activity toward the end of the retention period and an increase in alpha activity during speech presentation. Increased alpha activity associated with increased listening effort had mainly been observed over the parietal lobe.
				Skin conductance	The median score and IQR for the NASA Task Load Index were 34.16% (IQR: 26.25). For reaction time, the values were 1,945.86 ms (IQR: 540.71) and for skin conductance, 0.25 μ s (IQR: 0.30).
				Reaction time	
				NASA Task Load Index	
Krueger et al., 2017	18 moderately hearing-impaired subjects (mean age: 74 years)	Effort scale categorical units which rated between 1 (no effort) and 13 (extreme effort)	Between group comparison, repeated measures	Perceived listening effort	The correlations between the SRT and the respective SNR value for the listening effort categories no effort to extreme effort were not significant for listeners with NH but were significant for the (unaided and aided) listeners with HI.
Holube et al., 2016	17 elderly hearing-impaired (age ranged from 52 to 85 years, mean: 73) with mild-to-moderate hearing loss	Subjective listening effort using a categorical rating scale with seven labeled categories and six intermediate steps between 1 (no effort) and 13 (extreme effort)	Between group comparison, repeated measures	Subjective listening effort	For all four listening conditions, on average, 73% of the young normal-hearing subjects described associations of an imagined environment, compared with only 27% of the elderly hearing-impaired. These differences between young normal-hearing and elderly hearing-impaired listeners were statistically significant, $\chi^2(1) = 21.71, p < 0.001$.

Table 3. Summary of the extracted and synthesized data from 19 included articles (continued)

Study	Participants	Test materials	Study design	Outcome measures	Main findings
Picou & Ricketts, 2018	18 adults (age ranged 50–80 years, mean: 66.6, SD: 8.5) with bilateral, symmetrical, sensorineural hearing loss	The CST lists which consisted of eight lists of 60 words with four talker babble noise	Non-randomized controlled trials, repeated measures	Dual-task paradigm (word recognition performance) Dual-task paradigm (response time)	Analysis of word recognition performance revealed a significant main effect of hearing aid setting ($F [2, 13] = 27.50, p < 0.001, \eta^2 = 0.81$). Also, analysis of response times revealed a significant main effect of hearing aid setting ($F [2, 13] = 4.84, p < 0.05, \eta^2 = 0.43$). These data suggest that behavioral listening effort was improved with only the bilateral beamformer relative to the omnidirectional condition.
Huber et al., 2018	18 moderately hearing-impaired subjects (mean age: 74 years)	The simplified version of MUSHRA scale was used. Listening effort scale were categorized into 7 categories from extremely stressful to effortless.	Between group comparison, repeated measures	Subjective listening effort	Listening effort ratings exhibit larger variations across subjects at 0 dB input SNR compared to ratings of other quality dimensions, especially for HI subjects.
Ricketts et al., 2019	32 adults aged 40–85 years (mean: 67.9 years) with mild sloping to moderate high frequency hearing loss	BKB Speech-in-Noise Test which presentation level of 83 dB SPL presented diotically to both ears through headphones.	Non-randomized controlled trials, repeated measures	Dual-task paradigm (word recognition accuracy) Dual-task paradigm (response time) Subjective listening effort	Word recognition was better with AV stimuli, $M = 16.76$ rau, 95% CI (14.17–19.36), and with two hearing aids, $M = 4.67$ rau, 95% CI (1.56–12.76). Analysis of response times during the secondary task revealed nonsignificant effects of modality, hearing aid fitting, and the Modality $\times$ Hearing Aid Fitting interaction. Analysis of subjective ratings revealed significant effects of modality, $F [1, 31] = 8.54, p < 0.01, \eta^2 = 0.22$, and hearing aid fitting, $F [1, 31] = 32.36, p < 0.0001, \eta^2 = 0.51$.
Alhanbali et al., 2018	84 older adults with mild-to-severe hearing loss with and without hearing aid (i.e., 8 without hearing aid, 26 with unilateral hearing aid, and 50 with bilateral hearing aid)	The 12-item version of the SSQ which consisted of 11-point Likert scale (0–10 rating points) was used to evaluated subjective spatial abilities.	Non-randomized controlled trials, repeated measures	Subjective questionnaire (10-points Likert scale)	There was a significant positive correlation between worse speech recognition and greater effort and also greater fatigue ($R^2 = 0.56, p < 0.05$), that is, the need for a more positive SNR was associated with greater effort/fatigue.

BKB: Bamford-Kowal-Bench, RMS: root-mean-square, DPRT: digital pursuit rotor tracking, YNH: young normal hearing, ONH: old normal hearing, OHI: old hearing-impaired, CTMT: Comprehensive Trail Making Test, SPIN: speech-in-noise test, SSN: speech-shaped noise, WPSS: wavelet phase synchronization stability, DSP: difficult syllabic paradigm, ESP: easy syllabic paradigm, HF-HRV: high-frequency heart-rate variability, EEG: electroencephalography, NASA: National Aeronautics and Space Administration, SRT: speech recognition threshold, SNR: signal-to-noise ratio, NH: normal-hearing, HI: hearing-impaired, CST: connected speech test, SSQ: Speech, Spatial and Qualities of Hearing Scale

2.490, $p = 0.001$) 가장 높은 효과 크기를 보였다. 자가 보고 측정과 주관적 측정에 따른 청취 노력의 결과 역시 각각 -1.280 (95% CI: -4.180~1.620, $p = 0.387$)와 1.221 (95% CI: 0.267~

2.175, $p = 0.012$)의 효과 크기를 보였으며 자가 보고 측정을 제외한 모든 측정 방법에서 통계적 유의미성이 검정되었다. 하위 군별 결과를 보다 자세히 확인하고자 결과 측정 방법에 따른

Figure 2. Forest plot (A) which showed effect size based on standardized difference in means, and funnel plot (B) which presented an asymmetrical shape of an all included 35 studies. CI: confidence interval.

효과를 추가적으로 분석하였다.

Figure 2B에 제시한 깔때기 그림은 좌측으로 치우치는 편향성을 보였으나, Egger's regression asymmetry test 결과 출판 편향이 없음을 확인하였다(intercept: 0.29186, standard error: 1.68084, $p = 0.43160$). 전체 문헌에 대한 이질성은 Cochran's Q

test에서 유의미함을 보였으며($Q: 385.990$, $df: 34$, $p < 0.001$), Higgins's I^2 test 결과 역시 높은 수준의 이질성을 보였기 때문에($I^2: 91.191$), 사전에 설정한 하위군 분석을 통해 청취 노력의 측정 방법(객관적 측정, 자가 보고 측정, 주관적 측정)에 따른 비교를 수행하였다.

Figure 3. Results of subgroup analysis based on the measurement type of listening effort. Objective measurement (A), self-report measurement (B), subjective measurement (C). EEG: electroencephalography, CTMT: Comprehensive Trail-Making Test, CI: confidence interval.

Effect of outcome measurement on listening effort

Figure 3A에 제시된 객관적 측정 방법에 따른 효과를 확인했을 때, 결과 측정 방법으로 동공 확장(pupil dilation)을 사용하는 것이 가장 큰 효과 크기와 통계적 유의미성을 나타냈다(effect size: 3.864, 95% CI: 2.284~5.443, $p < 0.001$).

자가 보고 측정의 결과, 측정 방법에 따른 효과는 Figure 3B에 제시되었다. 사용된 척도별 효과를 확인했을 때, 10점 척도를 사용하는 것이 1.021로 가장 큰 효과 크기를 보였으나, 통계적 유의미성은 확인되지 않았다(95% CI: -0.642~2.685, $p = 0.229$). 반면에, 100점 척도를 사용한 결과는 통계적 유의미성은 확인되었으나, 가장 낮은 효과 크기를 보였다(effect size: -8.897, 95% CI: -12.907~4.888, $p < 0.001$).

Figure 3C에 제시된 주관적 측정의 결과 측정 방법에 따른 효과는 단어 회상(word recall)을 활용한 정확도(effect size: 3.256, 95% CI: 0.710~5.802, $p = 0.012$)와 정확도(effect size: 2.163, 95% CI: 0.470~3.855, $p = 0.012$)를 사용하는 것이 큰 효과 크기를 보였다.

CONCLUSIONS

본 논문에서는 난청 성인 및 보청기 착용 성인의 청취 노력 측정에 사용되는 측정 방법의 정확성과 효율성을 확인하기 위해 체계적 문헌 고찰 및 메타 분석을 수행하였다. 난청 성인 및 보청기 착용 성인의 청취 노력에 대해 측정한 총 19편의 개별 문헌의 데이터를 추출 및 합성하여, 총 35건의 데이터를 측정 방법에 따라 세개의 하위 그룹으로 분류한 후 메타 분석을 수행하였다. 객관적 측정과 주관적 측정은 난청 및 보청기 착용 성인의 청취 노력을 측정함에 있어서 효과가 확인되었으나, 아쉽게도 청취 노력의 측정에 있어서 자가 보고 측정의 효과는 입증되지 않았다. Pichora-Fuller et al.(2016)의 연구에서는 청취 노력의 주관적 측정 결과와 자가 보고 측정 결과의 불일치성에 대해 보고한 바 있다. 즉, 청취 노력은 동기 부여, 인지적 자원, 노력의 3차원적인 인지 과정의 산출물이기 때문에 수많은 인지적 처리 과정에 영향을 받게 된다. 구체적으로 주관적 측정 결과와 자가 보고 결과의 불일치성은 개인별 각성 상태에 영향을 받으며, 이는 동기부여에도 부정적인 영향을 미치게 된다. 높은 각성 상태에서는 어려운 청취 환경 및 과제에 대해 높은 동기부여를 기대할 수 있으며 이는 높은 인지적 자원의 사용과 노력을 통해 높은 청취 노력의 발현을 보이게 되지만, 낮은 각성 상태에서는 동일한 환경 및 과제에 대해 저조한 동기부여로 인해 인지적 자원의 사용이 낮아지게 되고 이는 낮은 청취 노력을 야기하게 된다.

청취 노력의 측정에 대해 가장 큰 효과를 보인 객관적 측정

방법에서는 동공 확장을 사용하여 청취 노력을 측정하는 것이 가장 효율적인 것으로 나타났으며, 주관적 측정 방법과 자가 보고 측정 방법에서는 각각 작업 기억을 활용한 회상 정확도와 10점 척도를 사용하는 것이 효율적인 것으로 확인되었다. 그러나 가장 큰 효과를 보였던 객관적 측정 방법뿐만 아니라 주관적 측정과 자가 보고 측정 방법의 효과는 결과 측정 방법에 따라서 청취 노력의 측정에 대한 효과에 상당한 차이를 보였다. 객관적, 주관적, 자가 보고 측정 방법에 따른 청취 노력의 결과 간 상관성을 비교 분석한 Alhanbali et al.(2019)의 연구에서는 청취 노력의 측정 방법과 환경에 따라 청취 노력이 다르게 나타날 수 있으며 이는 청취 노력이 다차원적 개념이기 때문에 발생 가능하다고 보고하였다. 이는 Kahneman (1973)의 인지 능력 모델과 Pichora-Fuller et al.(2016)의 FUEL에서의 보고와 동일하게 청취(listening)는 제시되는 소리를 청각 기관을 사용하여 듣고 정보를 분석하여 뇌로 전달하게 되며 뇌로 전달된 정보는 지각 및 이해의 과정을 거쳐 기억(memory)의 형태로 저장되는 청각-인지적 상호작용의 과정으로 해석할 수 있다. 또한, 청취로 인해 유발되는 청각-인지적 상호작용 중 인지적 기능의 관점에서는 작업 기억, 집중력, 처리 속도 등이 포함되게 되며 궁극적으로는 인지적 자원의 소모와 이로 인한 청취 노력을 야기시킨다(Alhanbali et al., 2019; Pichora-Fuller et al., 2016). 다시 정리해보면, 다차원적 개념인 청취 노력을 측정하기 위해 현재까지 동공 확장이나 EEG 등의 객관적 측정, 정확도와 반응 시간을 포함하는 주관적 측정, 대상자의 주관적인 응답에 의한 자가 보고 측정의 방법 등이 사용되고 있으나, 각 측정 방법의 개별적인 측정 결과는 청취 노력의 단편적인 정보만을 제공하기 때문에(Alhanbali et al., 2018; Alhanbali et al., 2019; Ayasse et al., 2017; Ayasse & Wingfield, 2018; Pichora-Fuller et al., 2016) 보다 종합적인 측정 과정과 이에 대한 분석이 필요할 것으로 사료된다.

임상적 관점에서 난청인과 보청기 사용자의 청취 노력의 측정 방법에 대한 적용은 측정 방법에 따른 효과와 현실적인 환경에 따라 구분될 수 있다. 예를 들어, 가장 우수한 검사법으로 분석된 동공 확장이나 EEG와 같은 객관적 측정 방법은 특수 장비 및 시설을 구비한 상급병원 등의 임상 기관에서 적용이 가능하거나, 주관적 측정 방법인 작업 기억 검사 및 해석은 타 분야의 전문가와 협력이 가능할 때 보다 효과적이고 효율적으로 난청인 및 보청기 사용자의 청취 노력을 정량적으로 측정할 수 있을 것으로 사료된다. 반면, 음장 검사를 활용하여 다양한 청취 환경에서 어음인지의 정확도 및 반응/응답 시간의 측정하는 주관적 측정 방법은 클리닉 및 청각 센터에서의 적용 가능하겠다. 또한, 난청인 및 보청기 사용자가 주관적으로 느끼는 지수를 정량적으로 평가하기 위한 자가 보고 측정법을 객관적,

주관적 측정법과 함께 사용하여 검사대상자의 중심의 주관적 결과를 보완하는 것 또한 매우 바람직하다.

결론적으로, 본 논문은 난청인과 보청기 착용자에게 요구되는 청취 노력의 측정 방법에 따른 효과를 체계적 문헌 고찰과 메타 분석에 근거하여 작성했다는 데 의의를 둘 수 있다. 향후에는 높은 근거 기반 연구(evidence-based research) 등 질적 우수성이 확보된 연구를 통해 난청인과 보청기 착용자의 청취 노력 측정에 대한 효율성 확인과 임상적 검증이 필요할 것이다. 더불어 난청인 및 보청기 사용자를 대상으로 어음인지도와 청취 노력 간 상관성을 정확하게 분석하고 이를 근거로 객관적 지표를 제시한다면 청취 노력의 과학적 측정 근거가 될 것이며 대상자의 어음인지도 평가, 보청기 적합, 인지적 자원의 사용에 대한 상담 등에 청취 노력의 임상적 활용도가 높을 것으로 생각된다.

중심 단어 : 보청기 · 난청 · 청취 노력 · 객관적 측정 · 자가보고 · 주관적 측정.

Ethical Statement

N/A

Acknowledgments

N/A

Declaration of Conflicting Interests

There are no conflict of interests.

Funding

This work was supported by the National Research Foundation of Korea (NRF) grant funded by the Korea government (MSIT) (2019R1F1A1053060).

Author Contributions

Conceptualization: all authors. Formal analysis: Chanbeom Kwak. Funding acquisition: Woojae Han. Methodology: all authors. Supervision: Woojae Han. Validation: Woojae Han. Visualization: Chanbeom Kwak. Writing—original draft: Chanbeom Kwak. Writing—review & editing: Woojae Han. Approval of final manuscript: all authors.

ORCID iDs

Chanbeom Kwak <https://orcid.org/0000-0001-5657-7536>
Woojae Han <https://orcid.org/0000-0003-1623-9676>

REFERENCES

- Alhanbali, S., Dawes, P., Lloyd, S., & Munro, K. J. (2018). Hearing handicap and speech recognition correlate with self-reported listening effort and fatigue. *Ear and Hearing*, 39(3), 470-474.
- Alhanbali, S., Dawes, P., Millman, R. E., & Munro, K. J. (2019). Measures of listening effort are multidimensional. *Ear and Hearing*, 40(5), 1084-1097.
- Ayasse, N. D., Lash, A., & Wingfield, A. (2017). Effort not speed characterizes comprehension of spoken sentences by older adults with mild hearing impairment. *Frontiers in Aging Neuroscience*, 8, 329.
- Ayasse, N. D. & Wingfield, A. (2018). A tipping point in listening effort: Effects of linguistic complexity and age-related hearing loss on sentence comprehension. *Trends in Hearing*, 22, 2331216518790907.
- Bernarding, C., Strauss, D. J., Hannemann, R., Seidler, H., & Corona-Strauss, F. I. (2013). Neural correlates of listening effort related factors: Influence of age and hearing impairment. *Brain Research Bulletin*, 91, 21-30.
- Bertoli, S. & Bodmer, D. (2014). Novel sounds as a psychophysiological measure of listening effort in older listeners with and without hearing loss. *Clinical Neurophysiology*, 125(5), 1030-1041.
- Centre for Reviews and Dissemination. (2009). *Systematic Reviews: CRD's Guidance for Understanding Reviews in Health Care*. York University, Centre for Reviews and Dissemination. Retrieved from https://www.york.ac.uk/media/crd/Systematic_Reviews.pdf.
- Desjardins, J. L. & Doherty, K. A. (2013). Age-related changes in listening effort for various types of masker noises. *Ear and Hearing*, 34(3), 261-272.
- Giroud, N., Lemke, U., Reich, P., Matthes, K. L., & Meyer, M. (2017). The impact of hearing aids and age-related hearing loss on auditory plasticity across three months - An electrical neuroimaging study. *Hearing Research*, 353, 162-175.
- GRADE Working Group. (2004). Grading quality of evidence and strength of recommendations. *BMJ*, 328(7454), 1490.
- Higgins, J. P., Thompson, S. G., Deeks, J. J., & Altman, D. G. (2003). Measuring inconsistency in meta-analyses. *BMJ*, 327(7414), 557-560.
- Holube, I., Haeder, K., Imbery, C., & Weber, R. (2016). Subjective listening effort and electrodermal activity in listening situations with reverberation and noise. *Trends in Hearing*, 20, 2331216516667734.
- Huber, R., Bisitz, T., Gerkmann, T., Kiessling, J., Meister, H., & Kollmeier, B. (2018). Comparison of single-microphone noise reduction schemes: can hearing impaired listeners tell the difference? *International Journal of Audiology*, 57(sup3), S55-S61.
- Kahneman, D. (1973). *Attention and Effort*. (1st ed.). Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Kang, H. (2015). Statistical considerations in meta-analysis. *Hanyang Medical Reviews*, 35(1), 23-32.
- Krueger, M., Schulte, M., Zokoll, M. A., Wagener, K. C., Meis, M., Brand, T., et al. (2017). Relation between listening effort and speech intelligibility in noise. *American Journal of Audiology*, 26(3S), 378-392.
- Mackersie, C. L., MacPhee, I. X., & Heldt, E. W. (2015). Effects of hearing loss on heart rate variability and skin conductance measured during sentence recognition in noise. *Ear and Hearing*, 36(1), 145-154.
- McGarrigle, R., Munro, K. J., Dawes, P., Stewart, A. J., Moore, D. R., Barry, J. G., et al. (2014). Listening effort and fatigue: What exactly are we measuring? A British Society of Audiology Cognition in Hearing Special Interest Group 'white paper'. *International Journal of Audiology*, 53(7), 433-440.
- Moher, D., Shamseer, L., Clarke, M., Ghersi, D., Liberati, A., Petticrew, M., et al. (2015). Preferred reporting items for systematic review and meta-analysis protocols (PRISMA-P) 2015 statement. *Systematic Reviews*, 4(1), 1.
- Pichora-Fuller, M. K., Kramer, S. E., Eckert, M. A., Edwards, B., Hornsby, B. W., Humes, L. E., et al. (2016). Hearing impairment and cognitive energy: The Framework for Understanding Effortful Listening (FUEL). *Ear and Hearing*, 37 Suppl 1, 5S-27S.
- Picou, E. M. & Ricketts, T. A. (2018). The relationship between speech recognition, behavioural listening effort, and subjective ratings. *International Journal of Audiology*, 57(6), 457-467.
- PROSPERO. (2014). *International Prospective Register of Systematic Reviews*. York University, Centre for Reviews and Dissemination. Retrieved from http://cdn.elsevier.com/promis_misc/PROSPEROAnimal.pdf.
- R Core Team. (2018). *R: A Language and Environment for Statistical Computing [Software]*. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing. Retrieved from: <http://www.R-project.org/>.
- Ricketts, T. A., Picou, E. M., Shehorn, J., & Dittberner, A. B. (2019). Degree of hearing loss affects bilateral hearing aid benefits in ecologically relevant laboratory conditions. *Journal of Speech, Language, and Hearing*

Research, 62(10), 3834-3850.

- Rosemann, S. & Thiel, C. M. (2019). The effect of age-related hearing loss and listening effort on resting state connectivity. *Scientific Reports*, 9(1), 2337.
- Rosemann, S. & Thiel, C. M. (2020). Neural signatures of working memory in age-related hearing loss. *Neuroscience*, 429, 134-142.
- Tun, P. A., McCoy, S., & Wingfield, A. (2009). Aging, hearing acuity, and the attentional costs of effortful listening. *Psychology and Aging*, 24(3), 761-766.
- Ward, K. M., Shen, J., Souza, P. E., & Grieco-Calub, T. M. (2017). Age-related differences in listening effort during degraded speech recognition. *Ear and Hearing*, 38(1), 74-84.
- Wingfield, A., McCoy, S. L., Peelle, J. E., Tun, P. A., & Cox, L. C. (2006). Effects of adult aging and hearing loss on comprehension of rapid speech varying in syntactic complexity. *Journal of the American Academy of Audiology*, 17(7), 487-497.
- Zekveld, A. A., Kramer, S. E., Kessens, J. M., Vlaming, M. S., & Houtgast, T. (2009). The influence of age, hearing, and working memory on the speech comprehension benefit derived from an automatic speech recognition system. *Ear and Hearing*, 30(2), 262-272.