

한국어 자음의 복원에서 어휘 정보의 영향*

박민규 · 김정오

서울대학교 심리학과

어휘 정보가 음소의 지각적 복원에 미치는 영향을 3음절 단어와 비단어를 사용하여 검토했다. 두 실험에서 참가자들에게 네가지 평정 반응을 요구하였고, 이 평정반응에 기초하여 경험적 ROC(receiver operating characteristics)곡선을 추정했다. 경험적 ROC곡선은 단어조건의 감민도 추정치가 비단어 조건에 비해 낮지 않음을 보여주었다. 특히 세 번째 음절에서 단어조건의 감민도가 비단어 조건에 비해 낮아지는 결과는 관찰되지 않았다. 본 연구의 결과는 어휘정보가 음소의 지각적 복원에 영향을 미치지 못함을 시사한다. 본 연구의 결과에 대한 이론적인 함의가 논의되었다.

주제어 음소 복원, 경험적 ROC, 감민도, 지각적 복원

물리적으로는 존재하지 않는 말소리의 일부를
마치 존재하는 것처럼 지각하는 음소 복원(phono-neme restoration)은 맥락이 말지각에 미치는 영향
을 보여주는 대표적인 현상 중 하나이다. Warren
(1970)이 처음 보고한 이래 Samuel(1981a, 1981b,
1987, 1991, 1996)은 지각 과정(perceptual process)과
지각 후 과정(post perceptual process)을 구별할 수
있는 신호탐지론의 방법론을 적용하여 어휘 수준
의 맥락 정보가 어휘 하(sub lexical) 단위인 음소의
처리에 미치는 영향을 여러 실험과제와 변수로 구

명했다.

Samuel(1981a, 1981b, 1987, 1991, 1996)은 참가자에게 단어, 혹은 비단어의 음소 중 하나를 잡음으로 대치한 자극(이하 대치자극, 혹은 대치조건)과 말소리에 잡음을 더한 자극(이하 추가자극, 혹은 추가조건)을 들려주고 두 자극을 변별하도록 했다. 신호탐지이론의 용어를 사용하면 추가자극은 신호+잡음(S+N)이며, 대치자극은 잡음(N)이다. 참가자들이 대치자극을 추가자극으로 보고하는 비율이 오경보율이며, 추가자극을 추가자극이라고

* 본 연구는 과학기술부에서 주관하는 Brain Neuroinformatics Research Program의 지원으로 수행되었다.

본 논문을 읽고 좋은 제안을 한 세 심사위원들에게 감사드린다.

교신저자주소: 박민규, 서울시 관악구 신림9동 서울대학교 사회과학대학 심리학과 151-742

E-mail: mkpark@psych.snu.ac.kr

보고하는 비율은 정확반응률이다. 이 두 반응에서 지각적 감민도의 추정치인 d' 과 반응편중의 지표인 *beta*를 구할 수 있다(Samuel이 사용한 방법론에 대한 자세한 논의는 박민규, 김석준, 김정오, 2001 참고). Samuel은 어휘 빈도, 단어 길이, 표적음소의 위치, 점화, 단어와 비단어의 차이, 단어의 애매성과 같은 어휘 변인을 조작하여 이 변인들이 지각 과정을 반영한다고 여겨지는 감민도(sensitivity)의 추정치인 d' 에 미치는 영향을 평가하였다. 그러나 그의 연구에서 어휘 변인의 효과는 일관되지 않았다. 단어 빈도의 효과는 관찰되기도 하고(Samuel, 1981a), 관찰되지 않기도 하며(1981b), 단어의 길이 효과가 있거나(1981a, 1996) 그 효과가 없었다(Samuel, 1991). 또한 표적 위치 효과도 실험마다 다르다(예를 들어 Samuel, 1996 실험 1.1과 1.2).

박민규 등(2001)은 Samuel(1981a)의 과제를 그대로 사용하여 한국어에서 음소 복원 현상을 관찰하였다. 이들은 어휘 빈도, 점화, 표적음소의 제시 위치 등과 같은 어휘 변인을 조작했는데, Samuel(1981a)과는 달리 어휘 변인이 d' 에 미치는 영향을 관찰하지 못했다. 이 결과는 자극언어의 차이로 해석되었지만 단어와 비단어가 직접 비교되지 않았기 때문에, 어휘 정보의 영향이 없다는 결론을 내리기에는 부족하다.

이처럼 일관되지 않은 어휘 변인의 효과에도 불구하고, Samuel(1996)은 어휘 정보가 음소의 지각적 처리에 영향을 미친다는 결론을 내렸다. 그 결론의 토대는 표적음소가 자극의 끝에 제시될 때, 단어조건의 감민도가 비단어 조건의 감민도보다 작다는 결과였다. 하지만 그 결과 역시 강력하지는 않았다. 이 때문에 Samuel(1996)은 어휘 정보가 음소의 지각에 미치는 영향은 “실재하지만 약하다 (real but fragile)”고 주장하면서 이 효과의 실재성을 강조했다. Samuel(1996)은 감민도(d')의 차이에서 추론되는 어휘 효과가 약하고, 일관되지

않은 이유로 어휘수준의 활성화가 추가자극이나 대치자극 모두의 분포를 동시에 이동시켰기 때문이며 이런 동시 이동 자체가 지각적 효과라고 주장한다. d' 의 추정은 잡음 분포와 신호+잡음 분포의 상대적 거리로 추정되기 때문에, 두 분포가 어휘 변인에 의해 모두 동일하게 이동한다면 d' 의 차는 관찰되지 않는다.

Samuel(1996)의 주장을 그대로 받아들인다 하더라도, 그가 사용한 신호탐지방법에는 결정적인 문제점이 있다. 그는 신호탐지 이론을 적용하면서 신호+잡음의 분포와 잡음분포의 변량이 동일하다고 가정하고, 각 조건마다 하나의 관찰치(하나의 오경보율과 하나의 적중률)만을 이용하여 d' 을 추정했다. 이는 참가자의 반응 기준에 따라 d' 추정치가 변하지 않음을 가정하는 것이고(Tyler, 1995), z 점수 축에 그려진 ROC(receiver operating characteristics)의 기울기가 1임을 가정하는 것이다. 하지만 이 가정이 충족되지 않는 경우 d' 추정치는 왜곡될 수 있다. 그러므로 감민도를 정확히 추정하려면 최소 두 점 이상의 관찰치를 얻고, 이 관찰치들로부터 도출된 ROC의 기울기를 고려해야 한다. 이러한 감민도의 지표로 Δm , da 등¹⁾이 사용되는데, 이 추정치들은 동변량하에서는 d' 과 동일하며, 최소 3수준 이상의 평정 반응을 바탕으로 한 경험적 ROC 곡선에서 얻을 수 있다(MacMillan과 Creelman, 1991). 이런 가정이 충족되지 않는다면 하나의 관찰치 쌍으로부터 추정된 감민도 지표는 신뢰롭지 않다. 시지각 연구에서도 d' 의 반응기준에 따라 달라진다는 결과가 보고되었다(Shaw, 1982). 경험적 ROC 곡선을 구하지 않았으므로 Samuel(1981a, 1987, 1991, 1996)의 결론은 아직 검증되지 않은 것이다(Tyler, 1990).

감민도와 반응편중이 독립적일 것이라는 가정을 받아들여도 여전히 다른 문제가 남아 있다. 일반적으로 신호탐지이론을 적용한 전통적인 정신물리학 연구에서는 소수의 참가자들에게 많은 시

1) 자세한 논의는 부록 1 참고

행을 반복해서 안정적인 관찰치를 얻는다. Samuel의 일련의 연구들(1981a, 1981b, 1996)은 다수의 참가자들에게 조건당 30-40번의 변별 반응을 바탕으로 개인별 d' 을 추정한 후, 이를 조건별로 평균하여 차이를 추론했다. 인지, 지각 연구에 많이 사용되는 이런 방법은 감민도 추정치를 구할 때 개입되는 오류(추정의 표준오차)를 고려하지 않기 때문에 신뢰롭지 않다. 이 문제를 극복하려면 정신물리학 실험에서처럼 개인당 가능한 많은 관찰 수를 확보하거나, 다른 분석 방법(MacMillan과 Kaplan, 1985)을 사용해야 한다.²⁾ 이상의 문제점들이 교정되지 않는 한, 어휘 정보가 음소의 지각적 처리에 약하지만 영향을 미친다는 Samuel의 결론에는 반론의 여지가 많다.

Samuel(1996)의 주장을 더 엄밀하게 재검토하는 작업은 이론적으로도 중요한 의미를 지닌다. 말 지각(speech perception)에 대한 이론은 크게 상호작용 모형(interactive model)과 자율 모형(autonomous model)으로 나눌 수 있다. 두 모형은 상위 수준의 정보가 하위 수준의 정보 처리에 미치는 영향에 관한 주장에서 차이를 보인다. 상호작용 모형(예를 들어 TRACE 모형, Elman & McClelland, 1988)을 지지하는 연구들은 상위 수준의 맥락(예를 들어, 어휘정보)이 하위수준의 지각 처리(예를 들어, 음소의 지각)에 영향을 미친다는 결과를 보고한다 (Elman & McClelland, 1988; Samuel, 1981a, 1996). 엄격한 자율성을 주장하는 연구자들은 상위수준의 맥락정보 정보는 말 지각 자체에는 영향을 주지 못하고 다만 결정 과정에만 개입한다고 주장한다(예, Massaro의 FLAM 모형, Massaro, 1989; Massaro와 Cohen, 1991). Samuel(1996)의 실험 결과들은 어휘정보가 반응 선택이 아닌, 음소의 지각적 처리에 영향을 미친다는 주요한 증거이다. 따라서 그의 주장을 엄밀히 검증하는 것은 상호작용 모형에서 제안된, 어휘 층에서 음소 층으로의 피드백 루프를 가정하는 모형의 타당성을 평가하-

는데 중요하다.

Samuel(1981a, 1996)의 결론을 재검토하는 작업은 음소복원을 둘러싼 다른 입장을 검증할 수 있게 한다. 이 현상을 발견한 Waren(1972, 1984, 1999)은 음소 복원을 Samuel(1981a, 1996)과는 다르게 보았다. 음소 복원은 비언어적 음향(nonverbal sound)의 복원과 동일한 기제가 작용하는 청각 유도(auditory induction)의 일종인데(Warren, 1972, 1984, 1999; Warren, Bashford, Healy, & Brubaker, 1994), 언어적 법칙(예를 들면 음운 규칙)이 적용되는 특수한 경우이다. 잡음으로 대치된 소리가 지각적으로 복원되는 것은 표적이 되는 소리의 전, 후에 제공되는 온전한 청각 신호를 바탕으로 잡음으로부터 없어진 신호를 재 합성하기 때문이다(Warren, 1984). 즉 음소 복원은 어휘 정보와 같은 하향 요인에 영향받기보다는 말소리의 동시조음 정보, 잡음과 말소리의 물리적 유사성(강도나 스펙트럼)에 의해 실무율적(all-or-none)으로 발생한다(Warren 등, 1994).

본 연구에서는 Samuel(1996)에서 관찰된 표적위치와 단어, 비단어의 상호작용 효과를 신호탐지 이론의 가정과 제한을 엄격히 적용하고, 정신물리학 방법을 사용하여 다시 검토하고자 한다. 이러한 연구에서 어휘 효과가 검증된다면 이는 어휘 정보가 음소의 지각적 처리에 영향을 미친다는 상호작용 모형의 강력한 지지증거가 될 것이다. 만일 어휘효과가 검증되지 않는다면 음소복원의 기제를 어휘정보가 아닌 어휘 하(sub lexical) 정보(예, 음소간 전이율, 또는 확률적 음운 규칙), 혹은 음향 정보에서 찾아야 할 것이다.'

본 연구의 두 실험에서는 참가자들에게 총 8640 시행의 4점 척도 평정 반응을 요구하고, 이 반응을 바탕으로 경험적 ROC 곡선 및 감민도 추정치를 구하여 단어조건과 비단어 조건의 감민도 추정치가 다른지를 비교했다. 또한 단어 조건과 비단어 조건을 구획별로 제시하고, 항상 원형 자

2) 부록 2 참고

표 1. 실험 1의 자극정보 특성(괄호는 표준편차)

표적위치	자극길이(ms)		표적 분절길이(ms)		표적 분절강도(RMS)	
	단어	비단어	단어	비단어	단어	비단어
1음절	667 (28)	666 (23)	88 (11)	87 (10)	0.13 (0.03)	0.13 (0.03)
2음절	664 (29)	664 (28)	132 (7)	135 (10)	0.16 (0.02)	0.16 (0.02)
3음절	661 (30)	661 (27)	163 (18)	167 (16)	0.12 (0.02)	0.11 (0.02)

주. 강도를 나타내는 RMS(root mean square)는 표집된 신호의 제곱합의 제곱근을 취한 값이다. 이 값은 절대적 소리의 강도가 아닌, 상대적인 임의의 수치다.

극을 먼저 제시한 후 판단의 대상이 되는 자극을 제시함으로써 어휘정보의 중요성을 강조하였는데, 이런 조작은 단어 조건과 비단어 조건의 차이를 더 민감하게 드러내 줄 것이다.

실험 1.

본 실험 1은 Samuel(1981)의 변별 과제를 사용하여 경험적 ROC 곡선을 얻기 위해 실시되었다. 실험에 사용된 자극은 종성이 없는 3음절 (CVCV р) 한국어였고 표적 자음은 Samuel(1996, 실험 3.1)에서 사용된 것과 유사한 비음과 유음이었다. 이러한 제한을 둔 이유는 종성의 경우 그 음소의 정확한 시작과 끝을 구별하기 어려우며, 종성의 물리적 특성은 조음 방법에 따라 크게 달라지지 않고, 종성 자음의 특성에 대한 경험적 자료가 부족하기 때문이었다.

실험 1은 기본적으로 Samuel(1981a, 1987, 1996)의 절차와 방법을 그대로 따랐지만 몇 가지 차이가 있다. 먼저 비단어를 구성할 때, Samuel(1987, 1996a)에서 사용된 ‘잘라 붙이기(swap and splice)’ 방법을 사용하지 않고 비단어 자극을 새로이 녹음하였다. ‘잘라 붙이기’ 방법은 두 단어 자극을 잘라 붙여 비단어 자극을 만드는 방법이다(예를

들어 teacher 와 contrast에서 teatrist 와 concher를 구성). 이 방법은 단어/비단어의 음성적 환경을 동일하게 유지한다는 장점이 있지만, 절라 붙여진 비단어에 대한 지각적 경험에 한번에 발음된 단어 자극과 다르다. 즉 비단어가 자연스런 말소리처럼 들리지 않으며, 이로 인해 참가자들은 비단어를 단어와 동일한 말소리 자극으로 지각하지 않을 수 있다.

본 실험에서는 지각 과정에 미치는 어휘 수준의 영향을 1) 단어/비단어 조건의 감민도 차이, 2) 표적 자음의 위치에 따른 단어/비단어의 감민도 차이를 통해 알아보고자 했다. 어휘 정보가 음소의 지각에 영향을 주어 단어 조건에서 복원이 더 많이 일어난다면, 단어 조건의 변별 감민도는 비단어 조건에 비해 낮을 것이며, 두 조건의 차이는 시작 음절 보다는 끝 음절에 가까울수록 커질 것이다 (Samuel, 1996). 특히 3음절 자극의 첫 음절 위치 보다는 셋째 음절 위치에서 단어의 감민도는 비단어의 감민도에 비해 낮아질 것이다.

방법

참가자 서울대학교 학부에 재학중인 4명의 학생이 실험 1에 참여하였다. 이들은 하루에 1시간

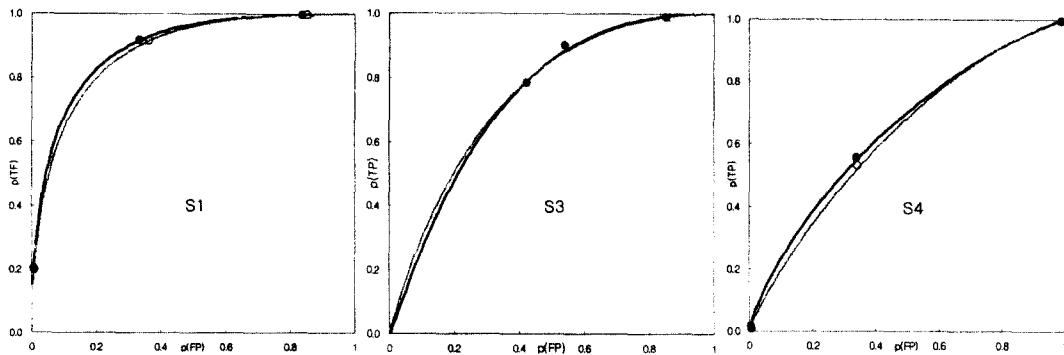


그림 1. 세 참가자의 ROC 곡선. 채워진 원은 단어조건의 관찰치, 열린 원은 비단어 조건의 관찰치이며. 진한 선은 단어조건, 얇은 선은 비단어 조건의 ROC 곡선이다

씩 총 14시간동안 실험에 참여하였고 참여의 대가로 소정의 보수를 지급받았다. 참가자 중 2명은 남성, 2명은 여성이었으며 특별한 청각 장애는 없었다.

기구 음성자극의 녹음에는 PC용 SoundBlaster Live Value 사운드 카드, Pentium II 급 개인용 컴퓨터, Shure 사의 Model 849 콘덴서 마이크가 사용되었다. 자극의 제시에는 동일한 개인용 컴퓨터 및 AKG사의 K240DF 헤드폰이 사용되었다. 음성 자극은 음성 편집 및 합성용 Sound Forge 4.5 및 Praat ver. 4.0 소프트웨어를 통해 제작되었으며 음성 자극의 강도는 소프트웨어로 일정 수준을 유지하도록 조절되었다. 자극의 제시 및 반응은 모두 개인용 컴퓨터로 통제되었다.

자극 종성이 없는 3음절(CVCVCV) 단어 60 개가 선정되었다. 이 단어에는 경음, 격음 및 복모음이 포함되지 않았다. 전체 자극 단어는 1음절 초성이 표적인 20 개, 2음절 초성이 표적인 20 개, 3음절 초성이 표적인 20 개로 구성되었으며, 표적 자음은 /ㅁ/, /ㄴ/, /ㄹ/ 의 세 가지였는데, /ㄹ/은 1음절 초성에서 사용되지 않았다. 비단어는 단어와 동일한 위치에 동일한 표적 자음을 가지며, 모음은 모두 같았다. 표적 자음 및 모음 외에 두

자음은 1) 표적 위치가 아닌 다른 위치의 두 자음을 서로 교환하고(예, 2음절 초성이 표적인 경우 소나기-고나시) 2) 1번 규칙을 적용했으나 단어와 유사하거나 단어가 되는 경우 모음과 표적 자음을 제외한 한 자음, 혹은 두 자음을 다른 음소로 대치하였다(예, 사무소-하무호). 이런 규칙에 따라 60 개의 비단어가 구성되었으며, 단어 조건과 동일하게 1음절 초성, 2음절 초성, 3음절 초성이 표적이 각각 20 개씩이었다.

단어 및 비단어 자극들은 저자 중 1명의 목소리로 녹음되었다. 자극은 1초당 22,048번 소리 신호를 표집하고(표집률 22,048Hz), 모든 자극이 유사한 강도를 유지하도록 증폭하여 개인용 컴퓨터에 저장되었다.

표적 음소의 분절은 동시 조음의 영향을 가능한 한 배제하기 위해 표적 음소의 전/후 포먼트 전이 구간을 포함하였으며, 추가로 음소의 진폭이 고려되었다. 즉 표적 자음의 앞부분에서 모음의 주기파 음폭이 급격히 감소하는 부분이 포함되었고 뒷부분에서는 안정적 모음의 파형이 시작되기 전 까지의 부분이 포함되었다. 각 자극의 특성은 표 1과 같다. 표적 음소의 분절이 결정된 후 각 분절에 해당하는 잡음이 만들어졌다. 잡음으로는 speech-modulated noise(Schroeder, 1968)가 사용되었다. 이 잡음은 표집된 파형의 50%를 무선적으로

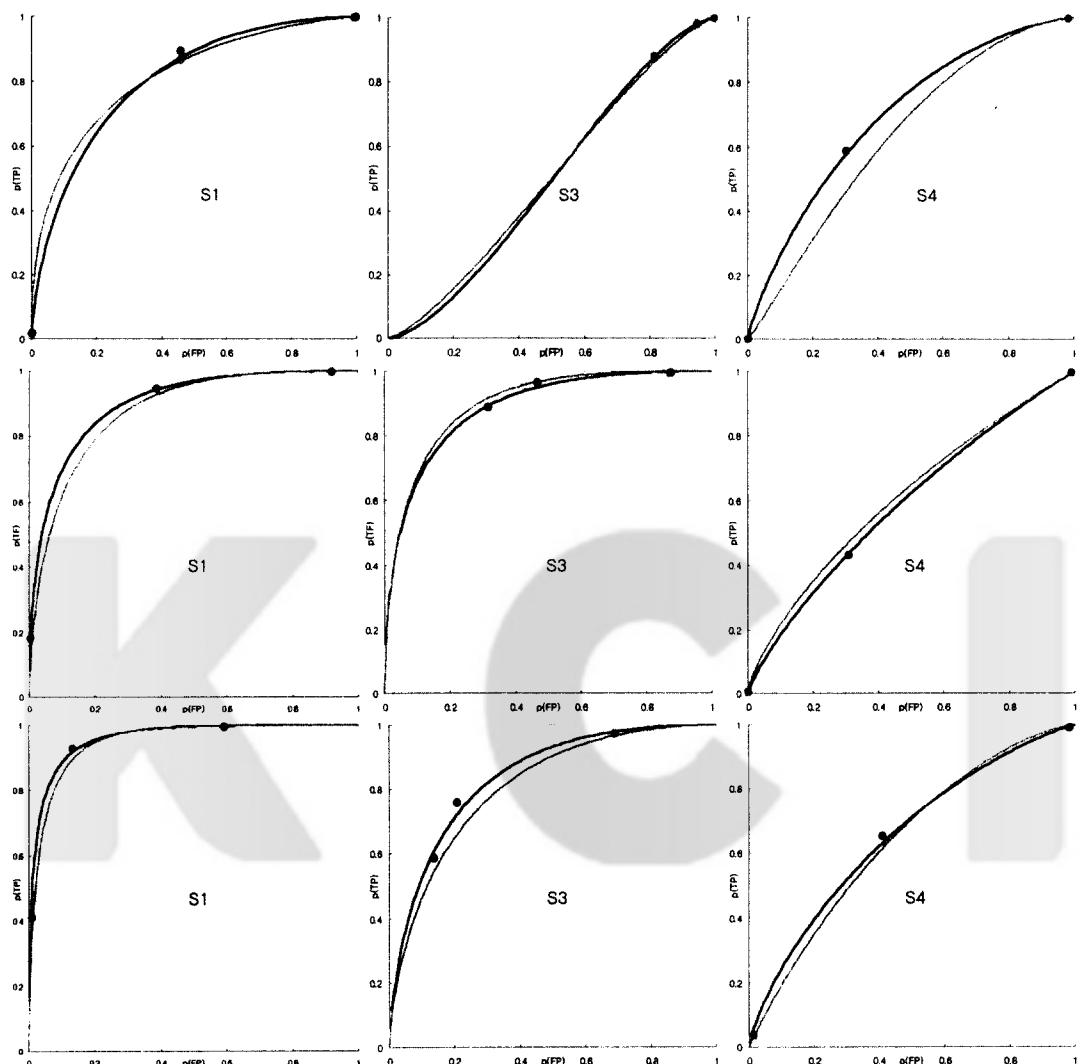


그림 2. 참여자 및 표적음절 위치에 따른 ROC 곡선. 첫줄은 음절 위치 1, 두 번째 줄은 음절 위치 2, 세 번째 줄은 음절 위치 3이다. 채워진 원 단어조건, 열린 원은 비단어 조건의 관찰치이며, 진한 선은 단어조건, 얇은 선은 비단어 조건의 ROC 곡선이다.

선택하여 그 부호를 바꾸는 것이다. 이처럼 변형된 소리는 원래 음과 음폭의 envelope에서는 유사하지만, 백색 잡음과 동일하게 전 주파수 영역대에 고르게 분포되는 스펙트럼의 특징을 가진다. 이는 Samuel(1987, 1996 실험 3.1)에서 사용된 잡음이다. 표적 음소의 분절에 해당하는 잡음이 만

들어지면, 표적 음소의 분절을 그대로 남겨둔 채 잡음이 더해지는(신호+잡음) 추가자극과, 표적 음소의 분절을 완전히 제거하고 잡음이 삽입된(잡음) 대치자극이 단어와 비단어 모두에 대해 만들 어졌다.

절차 4명의 피험자는 3주 동안 총 14회기의 실험에 참여하였다. 이중 첫 두 회기는 연습이었다. 실험이 시작되기 앞서 참가자들에게 자극의 성질을 충분히 알려주었다. 각 시행에서 먼저 자극의 원형(온전한 3음절 단어 혹은 비단어)이 헤드폰을 통해 제시되고 750ms가 지난 후 추가, 혹은 대치자극이 무선적으로 제시되었다. 참가자들은 두 번째 제시된 자극이 원형에 잡음이 추가된 것인지, 아니면 원형의 소리 일부가 잡음으로 대치된 것인지에 대한 확신을 ‘확실한 대치’, ‘대치 그러나 확실하지 않음’, ‘추가 그러나 확실하지 않음’, ‘확실한 추가’의 네 수준으로 평정하였다. 반응은 자판의 네 단추를 통해 입력되었다. 참가자들은 정확성을 훼손하지 않는 범위에서 가능한 한 빠르게 반응하도록 요구받았다. 한 시행이 끝나고 1.5초가 지나면 다음 시행이 시작되었다.

연습 회기는 총 8구획으로 구성되었다. 첫 구획은 단어 120시행, 두 번째 구획은 비단어 120시행, 세 번째 구획은 단어의 분절음 120시행, 네 번째 구획은 비단어의 분절음 120시행이었으며, 이 순서가 다시 한번 반복되었다. 연습회기에서는 평정반응이 끝날 때마다 반응의 결과에 대한 피

드백이 주어졌다. 연습회기의 분절음 평정은 분절음 변별의 기저선을 알아보기 위한 것으로, 본 회기에서는 생략되었다. 연습 회기를 수행하는 동안 참가자들은 자극에 대해 반응 범주를 할당하는 기준을 설정하도록 요구받았다.

본실험 회기의 한 시행은 연습 회기와 동일하였지만 반응에 대한 피드백은 주어지지 않았다. 본 실험 회기는 총 6개의 구획으로 구성되었다. 첫 구획은 단어, 두 번째 구획은 비단어였으며, 이 순서가 3회 반복되어, 1회기당 총 720시행이 이루어졌다. 각 구획이 끝날 때마다 참가자가 원하는 만큼의 휴식이 제공되었다. 연습 및 실험 1회기 하루 실험에 약 1시간이 소요되었으며, 이 과정이 3주 동안 총 14회기 반복되었다.

결과 및 논의

단어맥락에 제시되지 않은 단독 분절음에 대한 반응은 연습 회기에서 측정되었다. 참가자들 모두가 단독 분절음에 대해서는 추가자극과 대치자극을 거의 완벽하게 변별(모든 참가자들의 적중률, 정확기각률은 95% 이상)했기 때문에 더 이상 분

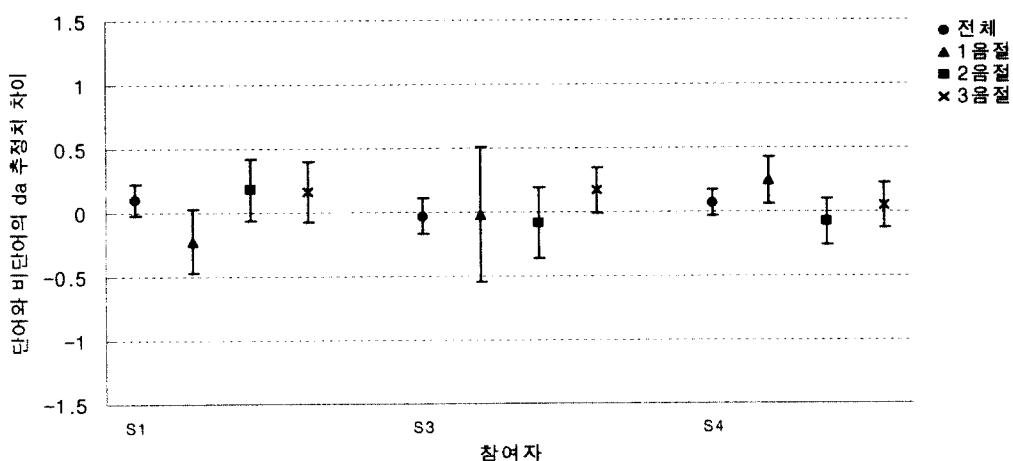


그림 3. 실험 1의 조건별 감민도 추정치 차이. 점은 da(단어)와 da(비단어)의 차이로서 양수는 단어 조건의 감민도가 큼을 의미한다. 선분은 차이의 95% 신뢰구간을 나타낸다.

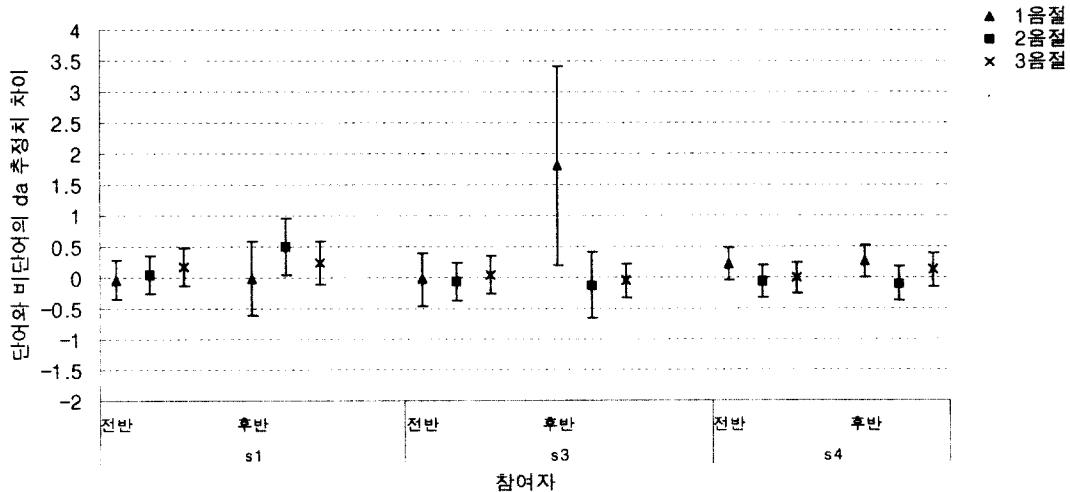


그림 4. 전, 후 회기로 나눈 실험 1의 조건별 감민도 추정치 차이. 점은 $da(\text{단어})$ 와 $da(\text{비단어})$ 의 차이로서 양수는 단어 조건의 감민도가 큼을 의미한다. 선분은 차이의 95% 신뢰구간을 나타낸다.

석되지 않았다.

실험 회기 동안의 평정 반응에 기초한 세 참가자의 ROC 곡선이 그림 1에 제시되어 있다. 참가자 중 1명(S2)은 전 회기동안 거의 완벽한 변별 수행을 보였고, 4개의 반응범주 중 ‘확실하지 않다’는 2개의 반응범주를 거의 사용하지 않았기 때문에 적절한 ROC 곡선 추정을 위한 해(solution)를 구할 수 없었다. ROC 곡선은 Dorfman과 Alf(1968)의 최대우도추정(maximum likelihood estimates) 알고리듬을 사용한 소프트웨어(RSCORE4.66, Dorfman, Berbaum, Abu-Dagga & Schartz, 1996; RSCORE-win, Harvey, 2001)를 이용하여 계산했다. 이 계산에서 평정 빈도가 0인 경우는 1/관찰수의 확률을 그 근사치로 사용하였다. 단어 및 비단어의 ROC 곡선을 추정하는 데 사용된 관찰수는 각각 잡음(대치자극) 2160시행, 신호+잡음(추가자극) 2160 시행의 총 4320시행이었다.

그림 1에서 ROC 곡선들이 좌상단으로 불록할 수록 변별감민도가 높다는 것을 의미한다. 참가자들의 감민도 수준에서 개인차가 관찰되었는데, S1은 추가조건과 대치조건을 상대적으로 잘 변별했

고, S4는 이 두 조건을 잘 변별하지 못했다. 그림 2에는 표적 음소의 위치별 ROC 곡선이, 그림 3에는 전체 및 표적위치별로 분할되어 계산된 단어 조건과 비단어 조건의 감민도 차이 및 차이의 95% 신뢰구간이 제시되어 있다.

그림 2와 3에서 알 수 있는 것처럼 표적위치에 따른 전반적인 감민도 수준의 차이가 관찰되었다. 음절 위치 1에서 참가자 S1과 S3은 음절위치 2나 3 조건에 비해 낮은 변별 감민도를 보였다. 이 결과는 박민규 등(2001)의 결과와 유사하다. 표적음소의 위치가 첫 음절인 경우는 분절의 길이가 둘째, 셋째 음절인 경우에 비해 짧았다. 즉 잡음이 둘째, 셋째 음절에 비해 덜 뚜렷했기 때문에 대치자극과 추가자극을 변별하기 어려웠을 것이다. S4의 음절 위치 1조건을 제외한 어떤 조건에서도 비단어조건의 감민도와 단어 조건의 감민도는 차이가 없었다. 이는 참가자간의 전반적인 변별 수행이 달랐음에도 불구하고 일관되었다. 특히 Samuel(1996)의 주요 결과였던 표적음절 3위치에서 단어조건과 비단어 조건은 차이가 없었다. 단어 조건과 비단어 조건의 감민도 차이가 관찰된

S4는 음절위치 1조건에서 단어의 감민도가 비단어의 감민도보다 높았다. 이 결과는 Samuel(1996, 실험 3.1)의 결과와 유사하다. 단어의 첫 음절이 심성 어휘 접근에 중요하기 때문에 참가자는 단어자극의 첫 음절을 비단어보다 민감하게 변별했을 수 있다. 하지만 어휘정보가 음소 각각에 영향을 미친다는 결론의 주요 근거인 음절 위치3 조건에서 단어와 비단어의 감민도는 차이가 없었다.

본 실험의 참가자들은 여러 회기동안 동일한 자극에 노출되었기 때문에 연습효과로 인해 복원의 정도가 실험의 전반과 후반에 차이가 있을 수 있다. 연습효과를 알아보기 위해 실험 회기를 반으로 나누어 각 6회기씩의 자료를 바탕으로 감민도 추정치들을 구했다(그림 4). 일반적으로 평정반응을 사용하여 경험적 ROC 곡선을 구할 때, 잡음 조건과 잡음+신호 조건의 관찰수는 각각 250시행 이상 요구된다(Green & Swet, 1966). 표적위치별로 전체 회기를 반으로 나누면 각 조건의 관찰수는 360시행이 된다. 회기를 전반, 후반으로 나누어 단어와 비단어의 감민도 차이가 시행이 반복됨에 따라 변화하는지를 알아보았다. 특히 비단어의 경우 회기가 진행될수록 정체가 학습되어, 회기의 후반에는 마치 단어처럼 다음에 제시될 음소를 예측할수 있을 것이며, 이 때문에 회기의 전반부에는 단어 비단어의 감민도 차이가 관찰되지만 회기의 후반으로 갈수록 차이가 줄어들 가능성이 있다.

그림 4는 실험의 전반부에서 단어조건과 비단어 조건의 차이가 없음을 보여준다. 시행이 증가 할수록 감민도는 증가하는 경향이 있지만, 단어조건과 비단어 조건의 차이는 회기의 전반과 후반에 크게 달라지지 않았다. 회기들을 더 세분하면 (예를 들어 초반 1,2회기와 후반 13, 14회기) 감민도의 차이가 나타날 것이라는 반론도 가능하다. 그러나 이렇게 분석하면 추정치 자체의 신뢰도가 떨어진다.

본 실험 1에서 관찰된 경험적 ROC 곡선 및 감

민도 추정치, 그리고 감민도 변화의 패턴은 어휘 정보가 변별 감민도에 영향을 미친다는 Samuel(1981a, 1987, 1996)의 결론을 지지하지 않는다.

실험 2.

음소 복원은 표적 자극의 음성적 특성 및 잡음의 물리적 성질과 상호작용 한다(Samuel, 1981b, 박민규 등, 2001). 본 실험 2에서는 표적이 되는 음소의 종류에 따라 복원에 미치는 어휘수준의 효과가 달라지는지를 알아보고자 한다. 이를 위하여 실험 2에서는 한국어 자음 중 정지음(/ㄱ/, /ㄷ/, /ㅂ/)을 표적으로 하여 경험적 ROC 곡선과 감민도의 추정치를 구했다. 정지음은 유음, 비음에 비해 음소 복원에서 어휘효과를 크게 드러낸다(Samuel, 1996). 비단어 및 잡음의 구성은 실험 1의 방법을 그대로 따랐다.

방법

참가자 실험 1에 참가한 적이 없는 서울대학교 학부 재학생 4명이 실험에 참여하였다.

참여 조건 및 성비는 실험 1과 동일하였다.

기구 실험 1과 동일하였다.

자극 표적 자음은 /ㄱ/, /ㄷ/, /ㅂ/ 이었다. 각 자극의 특성은 표 2와 같다. 자극구성 및 생성 방법은 실험 1과 동일하였다(예, 무지개-주니개).

절차 실험 1과 동일하였다.

결과 및 논의

참가자 네명의 ROC 곡선이 그림 5에, 그림 6에는 음절위치에 따른 ROC 곡선이, 그림 7에는 단어 조건과 비단어 조건 감민도 추정치 차이 및 신뢰구간이 제시되어 있다. 실험 1과 마찬가지로

표 2. 실험 2의 자극정보(괄호는 표준편차)

표적위치	자극길이(ms)		표적 분절길이(ms)		표적 분절강도(RMS)	
	단어	비단어	단어	비단어	단어	비단어
1음절	679 (23)	679 (26)	96 (11)	94 (11)	0.11 (0.03)	0.12 (0.03)
2음절	677 (26)	687 (29)	150 (10)	151 (10)	0.13 (0.03)	0.13 (0.03)
3음절	683 (30)	682 (29)	169 (10)	170 (10)	0.09 (0.02)	0.09 (0.02)

주. 강도를 나타내는 RMS(root mean square)는 표집된 신호의 제곱합의 제곱근을 취한 값이다. 이 값은 절대적 소리의 강도가 아닌, 상대적인 임의의 수치다.

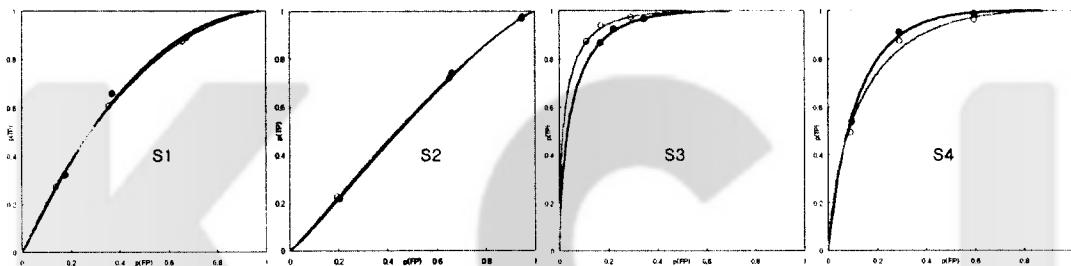


그림 5. 실험 2의 네 참여자의 ROC 곡선. 채워진 원은 단어조건의 관찰치, 열린 원은 비단어 조건의 관찰치. 진한 선은 단어조건, 옅은 원은 비단어 조건의 ROC 곡선이다.

참가자간에 개인차가 있었다. S2는 전반적인 별별 감민도가 낮았으며, S3은 높았다. 실험 2의 4명의 참가자중 S3은 비단어 조건의 감민도가 단어 조건의 감민도에 비해 높았으며, 다른 세 참가자는 차이를 보이지 않았다.

음절위치 1 조건에서 S3을 제외한 세 명의 참가자는 단어조건과 비단어 조건의 감민도 차이를 보이지 않았다. 하지만 S3은 비단어 조건의 감민도가 높았다. 음절 위치 2 조건에서 S3은 음절위치 1 조건과 마찬가지로 비단어 조건의 감민도가 높았으며, S4는 단어 조건의 감민도가 높았다. 음절 위치 3 조건에서는 S4가 단어에서 감민도가 높았다. 비록 S3의 경우 음절위치 1과 2 조건에서 비단어의 감민도가 단어에 비해 높았지만, 음절 위치 3 조건에서 단어의 감민도가 비단어 보다 낮아지는 결과는 관찰되지 않았다. S4 에게서는

Samuel(1996)과는 달리 단어의 감민도가 높아지는 결과가 관찰되었다.

그림 8에는 전, 후 6회기를 나누어 분석한 결과가 제시되어 있다. S1은 음절위치 3조건서 회기의 전반부에서 단어의 감민도가 비단어에 비해 높았지만 후반부에서는 차이가 없었다. S3의 경우 음절위치 1 조건에서 회기의 전반에는 비단어의 감민도가 높았지만 회기의 후반에 그 차이가 없어졌다. 하지만 이 결과는 어휘효과를 지지하지는 않는다. 표적위치 1음절은 단어, 비단어를 막론하고 어휘정보의 영향이 개입되기 어려운 조건이기 때문이다. 음절위치 2, 3 조건의 경우 회기의 전반과 후반에 결과 패턴이 바뀌지 않았다. S4는 음절 위치 3에서 전, 후 회기 모두 단어의 감민도가 높았다.

실험 2에서 한 참가자는 단어조건의 감민도가

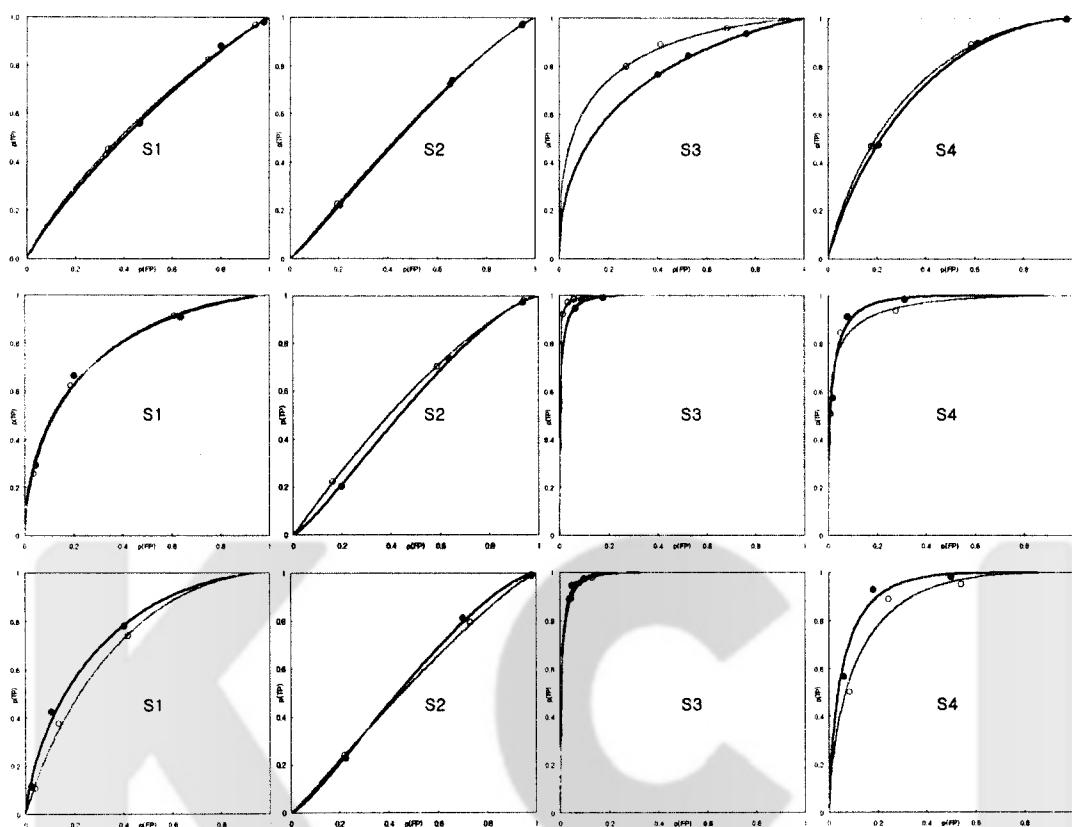


그림 6. 표적음절 위치에 따른 ROC 곡선. 제일 윗줄은 표적위치 1음절, 가운데는 표적위치 2음절, 아래줄은 표적음절 3음절.
채워진 원 단어조건, 열린 원은 비단어 조건의 관찰치, 진한 선은 단어조건, 얇은 선은 비단어 조건의 ROC 곡선.

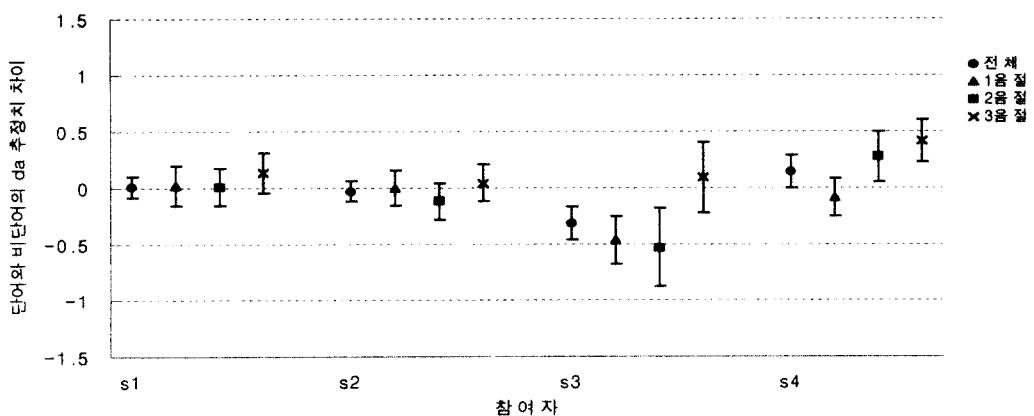


그림 7. 실험 2의 조건별 감민도 추정치 차이. 점은 da(단어)와 da(비단어)의 차이로서 양수는 단어 조건의 감민도가 큼을 의미 한다. 선분은 차이의 95% 신뢰구간을 나타낸다.

비단어 조건에 비해 낮아지는, 즉 복원이 증가하는 결과를 보였다. 하지만 어휘효과가 최대일 것이라 기대되는 음절위치 3조건에서는 이런 결과 패턴을 찾아볼 수 없다. 또한 전반 6회기의 수행을 따로 분석해 보아도 음절 위치 3조건에서 단어조건의 감민도는 비단어 조건에 비해 낮아지지 않았다.

표적 음소로 어휘효과가 강하게 관찰되는 정지

적 효과에 대한 증거로 제시될 수 있는 1) 단어조건과 비단어 조건의 감민도 차이, 2) 표적위치 3음절 조건에서 단어조건과 비단어조건의 감민도 차이가 관찰되지 않았다. 또한 학습 효과가 상대적으로 적으리라고 기대되는 회기의 전반부만을 분석한 결과에서도 어휘효과는 뚜렷이 관찰되지 않았다. 이 결과는 어휘수준의 정보가 어휘 하 수준(음소)의 지각적 처리에 영향을 미친다는 Samuel

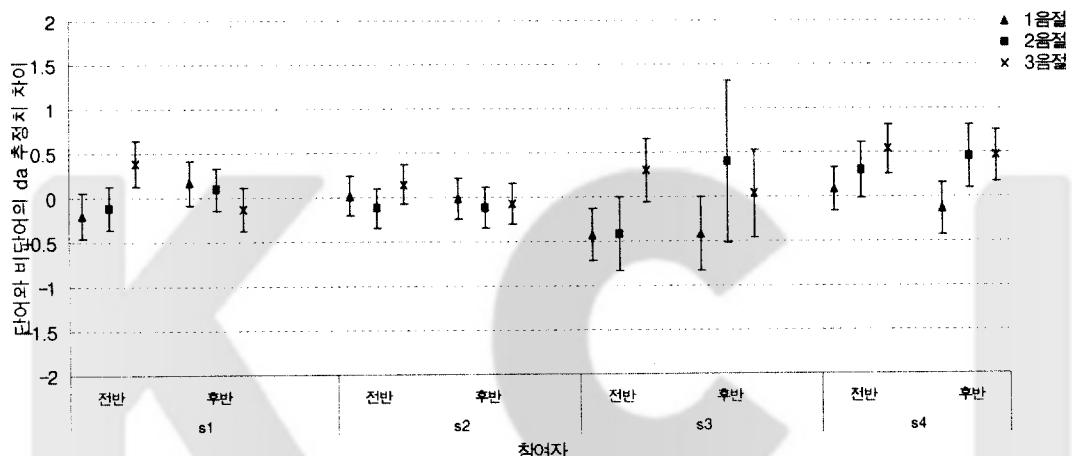


그림 8. 전, 후 회기로 나눈 실험 2의 조건별 감민도 추정치 차이. 점은 da(단어)와 da(비단어)의 차이로서 양수는 단어 조건의 감민도가 큼을 의미한다. 선분은 차이의 95% 신뢰구간을 나타낸다.

음을 사용한 실험 2에서도 어휘정보가 복원을 증가시킨다는 결과는 관찰되지 않았다.

종합 논의

본 연구는 음소의 지각적 처리에 어휘정보가 영향을 미친다는 주장의 중요한 실험 증거인 표적위치에 따른 단어조건과 비단어 조건의 감민도 차이를 좀 더 엄격한 방법으로 검증하고자 했다. 이를 위해 분포의 동변량을 가정하고, 하나의 측정치로 감민도를 추정하는 방식 대신, 네 반응 범주의 평정으로 통해 경험적 ROC 곡선과 감민도의 추정치를 구했다. 두 실험에서 어휘 변인의 지각

(1981a, 1991, 1996)의 결과와 일치하지 않는다.

본 연구의 결과들은 단어조건과 비단어 조건을 구획으로 나누고, 자극의 온전한 형태를 항상 제시하여 단어조건과 비단어 조건의 차이를 강조한 실험 조작에도 불구하고 관찰되었으며, 감민도 수준에서 차이가 나는 참가자 간에서도 일관되었고, 서로 다른 조음 방식의 표적을 사용해도 변하지 않았다. 또한 본 연구에서 사용된 잡음과 다른 배색잡음을 사용한 연구(박민규와 김정오, 미발표 자료)에서도 역시 동일한 결과가 관찰되었다. 이는 본 연구의 결과가 표적 음소의 성질이나 잡음의 성질에 관계없이 관찰됨을 시사한다.

Samuel(1996)은 감민도(d')의 차이에서 추론되는

어휘 효과가 약하고, 일관되지 않은 이유로 어휘 수준의 활성화가 추가자극이나 대치자극 모두의 분포를 동시에 이동시켰기 때문이라고 주장한다. Samuel(1996, 실험 2.1과 2.2)은 참가자에게 자극의 원형과 대치자극이나 추가자극이 얼마나 유사한지를 8점 척도로 평정하게 하여 동시 이동을 지지하는 결과를 관찰했다. 이런 동시 이동이 사실이라면 신호탐지 방법론은 음소 복원 연구에 적당하지 않고, 단어, 비단어의 감민도 차이로 어휘 효과를 입증할 수 없다. 그렇다면 신호탐지론을 바탕으로 한 Samuel(1981a, 1981b, 1987, 1991, 1996)의 연구 결과 및 이론적 함의는 의미가 감소된다. 또한 Samuel(1996, 실험 2.1, 2.2)에서 사용된 이 평정방법에 여전히 반응 편중이 개입될 가능성이 있기 때문에 동시이동을 지각적 효과로 보기는 어렵다.

Samuel(1996)은 감민도 차이가 관찰되지 않았다는 것만으로 지각적 효과가 없다고 주장할 수는 없고 감민도 차이가 관찰된다면 이는 지각적 효과로 해석될 수 있다고 논의한다. 차이가 없다는 것은 증명할 수 없기 때문에 이 주장은 일면 타당하다. 하지만 지각적 효과를 입증하기 위해서는 조건간에 감민도가 다르다는 증거를 실재로(real) 보여야 한다. 본 연구의 실험 1과 2의 결과는 Samuel(1996)의 어휘효과가 ‘약할’ 뿐 아니라 ‘실재’ 하는지도 확실하지 않다는 점을 보여준다.

본 연구의 결과들은 음소 복원이 자료주도적인 처리에 의해 주도될 가능성을 지지한다. 음소 복원에 주로 영향을 미치는 요인은 개념주도적인 하향처리보다는 자료주도적인 상향 처리이며(박민규 등 2001), 음소 복원은 일종의 청각 유도(auditory induction)일 수 있다. Warren(1972, 1984, 1999)은 소리가 존재한다는 증거가 있고, 잡음이 일정 수준의 강도를 가질 때 자동적으로 일어나는 시간적 유도(temporal induction)의 특수한 형태로 음소 복원을 설명했다. 잡음으로 대치된 소리가 지각적으로 복원되는 것은 잡음의 전, 후에 제

공되는 청각 신호를 바탕으로 잡음으로부터 없어진 신호를 재 합성하는 것이다(Warren, 1984). 즉 음소 복원이 어휘 정보와 같은 하향 요인에 영향 보다는 말소리의 동시조음 정보, 잡음과 말소리의 물리적 유사성(강도나 스펙트럼)에 의해 결정될 가능성이 있다.

본 연구의 결과들은 음소 복원에 대한 Warren(1972, 1984, 1999)의 주장과 잘 부합된다. 단어와 비단어를 대치한 잡음의 물리적 성질이 동일하고, 단어조건과 비단어 조건에서 표적 음소를 같은 기준으로 분리해 내어 잘라진 표적 음소의 전후에 유사한 신호가 존재한다면 단어와 비단어의 감민도 차이는 없어야 한다. 음소 복원의 기제를 어휘처리 보다는 어휘 하 처리, 혹은 음향처리에서 찾아야 한다.

Massaro(1989)는 단어조건과 비단어 조건은 음성적 환경 자체가 다르기 때문에, 두 조건에 대한 수행차가 어휘정보의 지각적 효과만을 의미하지는 않는다고 주장한다. 이 문제를 극복하기 위한 방법은 비단어를 단어의 조합으로부터 구성하는 ‘잘라 붙이기’였다(Samuel, 1987, 1996). 이 방법은 단어자극이 비단어 자극의 일부가 되기 때문에 음성적 환경이 동일하게 유지된다는 장점이 있지만, 잘라 붙여 만들어진 비단어는 자연스러운 말소리로 지각되지 않는다. 때문에 본 연구에서는 표적 자음과 모든 모음이 단어와 동일한 비단어를 만들었다. Samuel(1996)은 추가/대치 반응만을 사용했고, 본 연구는 네 범주의 평정 반응을 사용하여 두 연구의 결과를 직접 비교하기 힘들다. 그러나 ‘확실한 추가’와 ‘추가 그러나 확실하지 않음’을 추가로, ‘확실한 대치’와 ‘대치 그러나 확실하지 않음’을 대치로 합해 오경보율(대치자극을 추가자극으로 보고한 비율, 즉 복원의 정도)을 계산하면 두 연구는 크게 다르지 않다. Samuel(1996, 실험 3.1)의 3음절 단어 오경보율은 37%이며 비단어는 41%였다. 본 연구 실험 1의 단어 오경보율은 37%, 비단어 오경보율은 38%, 실험 2의 단

어 오경보율은 39%, 비단어 오경보율은 38% 였다. 특히 비단어의 오경보율이 두 연구에서 크게 다르지 않은 것은 비단어 구성 방식 때문에 Samuel(1996)의 연구와 다른 결과가 관찰되지 않았음을 시사한다.

실험 1과 2의 참가자들 간에 개인차가 관찰되었다. 개인차는 전반적인 수행 수준 및 조건간에서 모두 관찰되었다. 이러한 개인차의 분명한 원인을 찾기 힘들다. 참가자들은 이상적인 관찰자(ideal observer)는 아닐 것이다. 이들은 과제를 수행하기 위해 자신의 가능한 최선의 방략을 동원했을 것이고, 여기서 차이가 있다. 실험 1, 2의 결과는 전반적으로 어휘효과가 존재하지 않음을 보여준다. 개인차를 극복하기 위해 참가자의 자료를 합하는 것은 옳은 방법이 아니다. ROC 곡선에서 볼 수 있는 것처럼, 각 참가자의 수행은 그 분포가 다르다. 신호탐지 방법론을 적용할 때 특징이 다른 분포를 서로 합하는 것은 결과를 왜곡시킬 수 있다.

본 연구에서 어휘효과가 관찰되지 않은 이유로 생각해 볼 수 있는 것은 단어 조건과 비단어 조건이 크게 다르지 않았을 가능성이다. 종성이 없는 3음절 단어자극은 그 사용빈도가 그리 높지 않다. 또한 본 연구에서 구성된 비단어 자극들은 어떤 경우에는 첫 두 음절이 단어가 되고, 혹은 끝 두 음절이 단어가 되는 경우도 있다. 따라서 비단어성(nonwordness)이 높지 않을 수 있다. 만일 비단어성이 높은 자극을 사용하면 어휘 효과가 관찰될 수 있다. 이를 위해서는 비단어를 구성할 때 경음, 격음, 복모음 등을 사용할 수 있다. 하지만 이런 자극들은 그 음성 환경이 단어 조건과 너무 다르다. 때문에 Massaro(1989)의 비판에서 벗어나기 힘들다. 음성적으로 완전히 동일한 단어와 비단어를 구성하기는 불가능하다. 이후의 연구에서는 단어와 비단어 조건의 비교가 아닌 다른 방법으로 어휘효과를 검증해야 할 것이다.

참고 문헌

- 박민규·김석준·김정오(2001). 한국어 음소 복원 현상의 특징. *한국심리학회지: 실험 및 인지*, 13, 1-19.
- Dorfman, D. D., & Alf, E. (1968). Maximum likelihood estimation of parameters of signal detection theory and determination of confidence intervals - rating method data. *Journal of Mathematical Psychology*, 6, 487-496.
- Elman, J. L., & McClelland, J. L. (1988). Cognitive penetration of the mechanism of perception: Compensation for coarticulation of lexically restored phonemes. *Journal of Memory and Language*, 27, 143-165.
- Green, D. M., & Swets, J. A. (1966). *Signal detection theory and psychophysics*. NY: Wiley.
- Massaro, D. W. (1989). Testing between the TRACE model and the Fuzzy Logical Model of speech perception. *Cognitive Psychology*, 21, 398-421.
- Massaro, D. W., & Cohen, M. M. (1991). Integration versus interactive activation: The joint influence of stimulus and context in perception. *Cognitive Psychology*, 23, 558-614.
- MacMillan N. A., & Kaplan, H. L. (1985). Detection theory analysis of group data: Estimating sensitivity from average hit and false-alarm rates. *Psychological Bulletin*, 98, 185-199.
- MacMillan N. A., & Creelman, C. D. (1991). *Detection Theory: A user's guide*. Cambridge University Press.
- Samuel, A. G. (1981a). Phonemic restoration: Insights from a new methodology. *Journal of Experimental Psychology: General*, 110, 474-494.
- Samuel, A. G. (1981b). The role of bottom-up confirmation in the phonemic restoration illusion. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 5, 1124-1131.
- Samuel, A. G. (1987). The effect of lexical uniqueness on phonemic restoration. *Journal of Memory and Language*, 26, 36-56.
- Samuel, A. G. (1991). A further examination of attentional effects in the phonemic restoration illusion. *Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 43A, 679-699.
- Samuel, A. G. (1996). Does lexical information influence

- the perceptual restoration of phonemes?, *Journal of Experimental Psychology: General*, 125, 1, 28-51.
- Schroeder, M. R. (1968). Reference signal for signal quality studies. *Journal of the Acoustical Society of America*, 144, 1735-1736.
- Tyler, L. K. (1990). The relationship between sentential context and sensory input: comments on Connine's and samuel's chapters. In G. Altman(Ed.), *Cognitive models of speech processing: Psycholinguistic and computational perspective* (pp. 315-323). Cambridge, MA: MIT Press/Bradford Books.
- Warren, R. M. (1970). Perceptual restoration of missing speech sounds. *Science*, 167, 392-393.
- Warren, R. M. (1972) Auditory induction: Perceptual synthesis of absent sounds. *Science*, 176, 1149-1151.
- Warren, R. M (1984). perceptual restoration of obliterated sounds. *psychological bulletin*, 96, 371-383.
- Waren, R. M. (1999). *Auditory perception: A new analysis and synthesis*. Cambridge University Press.
- Warren, R. M., Bashford, J.A., Healy, E. W., & Brubaker, B. S. (1994). Auditory induction: Reciprocal changes in alternating sounds. *Perception & psychophysics*, 55, 313-322.

부록 1.

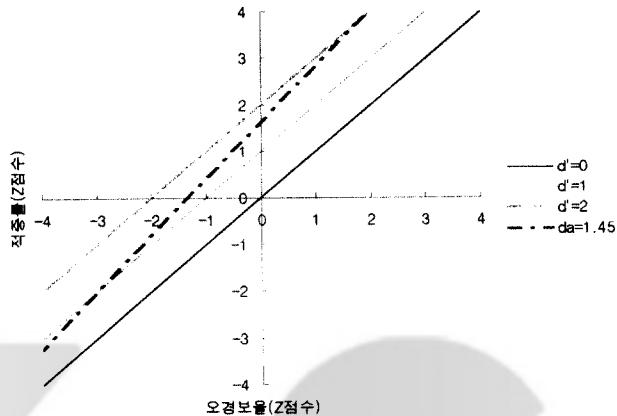


그림 1. Z 점수 축으로 그려진 가상적 ROC. 기울기가 1이 아니면 두 점은 한 직선 위에 놓일 수 있다.

가상적으로 두 조건에서 관찰된 $Z(\text{Hit})$ 과 $Z(\text{False Alarm})$ 을 점 a와 점 b라 하자. 이 관찰을 토대로 동변량 가정 하에서 추정된 d' 값은 점 a에서는 1이고, 점 b에서는 2다. 하지만 이 가정이 만족되지 않는다면, 두 점은 기울기가 1이 아닌 한 직선(점선)의 두 지점일 수 있으며, 이 때 점 a와 점 b는 서로 다른 ROC를 나타낸다고 할 수 없다.

이 문제를 보완하기 위한 추정치가 Δm , da 등이다. 이 추정치들은 각각

$$\Delta m = A/B$$

$$da = \sqrt{2} \times A / \sqrt{B^2 + 1} \text{로 계산되며,}$$

이때 $A = y$ 절편, $B = \text{기울기}$ 이다. 단 동변량 조건에서 $B = 1$ 이므로

$$d' = \Delta M = da \text{ 이다.}$$

부록 2.

동변량과 표준화된 가우시안 분포(standardized Gaussian distribution) 가정 하에서 d' 의 변량은 다음과 같이 계산된다(Gourevitch와 Galanter, 1967; MacMillan과 Creelman, 1991에서 재인용).

$$\text{var}(d') = \frac{pH(1-pH)}{NH(\Phi(pH)^2)} + \frac{pF(1-pF)}{NF(\Phi(pF)^2)} \text{ 이다.}$$

이때 pH는 적중률, pF는 오경보율, NH는 잡음 + 신호의 관찰수, NF는 잡음의 관찰수이며

$$\Phi(p) = (2\pi)^{-0.5} \times \exp(-0.5 z(p)^2) \text{이다.}$$

현실적인 제약 때문에 다수의 참여자에게 적은 수의 관찰을 해야 하는 상황에서 집단의 d' 은 각각의 d' 을 산술적으로 평균하거나(d'_{avg}), 전체 반응 확률의 평균을 바탕으로 계산한다(d'_{co}). 이때 각각의 변량은 각각

$$\text{var}(d'_{avg}) = 0.25[\text{var}(d'_a) + \text{var}(d'_b)] \text{이며}$$

$$\text{var}(d'_{co}) = \frac{\frac{pHa(1-pHa)}{Na \times pHa} + \frac{pHb(1-pHb)}{Nb \times pHb}}{4 \Phi^2(0.5(pHa + pHb))} + \frac{\frac{pFa(1-pFa)}{Na \times pFa} + \frac{pFb(1-pFb)}{Nb \times pFb}}{4 \Phi^2(0.5(pFa + pFb))}$$

이 때 첨자 a 와 b는 각각 참여자 a, 참여자 b.

로 계산된다(자세한 논의는 MacMillan 과 Kaplan, 1985 참고)

집단의 평균에 대한 자료로 얻어진 d' 과, 조건간의 d' 차이를 추론하기 위해서는 $\text{var}(d'_{avg})$ 나 $\text{var}(d'_{co})$ 을 계산하여 신뢰구간을 추정하는 방법이 적절하다.

부록 3. 실험에 사용된 자극 목록

음절위치 1		음절위치 2		음절위치 3	
단어	비단어	단어	비단어	단어	비단어
나그네	나느게	소나기	고나시	도가니	고바니
나누기	나구니	미나리	니나미	비구니	기두니
나으리	나르이	소나무	모니수	가마니	마다니
너구리	너루비	사나이	아나시	주머니	무더니
너스레	너르세	마누라	아누마	바구니	바부니
노가리	노나디	시누이	이누시	아수라	사누라
노다지	노자디	도라지	조라디	허드레	더흐레
노리개	노디래	가로대	다로개	저고리	거호리
누더기	누거디	두루미	무루디	사다리	바하리
마고자	마조가	소리개	고리해	개구리	배부리
마무리	마누미	조리개	고리새	가오리	아고리
마지기	마기디	보리수	호리두	부조리	호노리
모내기	모개니	어머니	너머이	우수리	후누리
무기고	무디고	나머지	자머니	고사리	조바리
무더기	무거디	고모부	보모두	가르마	나그마
무리수	무히루	주모자	후모하	고구마	도두마
무지개	무지재	내무부	배무누	다시마	사디마
미개지	미해비	사무소	하무호	아가미	가나미
미리내	미니매	노무자	조무나	다다미	바가미
미지수	미히주	오미자	호미아	가자미	저가미

실험 2. 표적은 /ㄱ/, /ㄷ/, /ㅂ/ 임

음절위치 1		음절위치 2		음절위치 3	
단어	비단어	단어	비단어	단어	비단어
가로수	가소루	개구리	내구기	무지개	주니개
가르마	가므라	나그네	마그메	기러기	비둘기
가마니	가나미	녀구리	여구미	거수기	저구기
가자미	가마지	누더기	부더리	기사도	히가도
개나리	개라니	두더지	주더디	노리개	모니개
고사리	고라시	미개지	지개니	무더기	두머기
구더기	구거디	보고서	소고벼	지아비	이자비
다리미	다미리	비구니	니구비	비수기	시부기
다시마	다미사	사다리	나다시	대자보	배자고
도라지	도자니	사대부	바대수	사이비	아히비
도르레	도므로	소비자	조비사	소나기	고나기
도자기	도가히	수도사	후도하	소리개	노시개
두더지	두저디	수비수	주비후	수비대	부히대
두루미	두무리	시가지	지가시	수제비	주해비
바가지	바자비	아가미	마가이	조리개	노지개
바구니	바누기	아버지	자버이	주사기	후자기
보리수	보시루	저고리	너고지	지하도	허자도
보호자	보소하	조가비	보가히	하수도	자후도
부재자	부새사	지도자	히도하	보조개	조보개
부조리	부로지	후보자	주보하	소고기	고호기

The Effects of Lexical Information on the restoration of Korean Consonant Phoneme

Min-Kyu Park, Jung-Oh Kim

Department of Psychology, Seoul National University

Using three syllable words and nonwords, we examined whether lexical information contributes to the restoration of Korean consonant phoneme. Participants were required to rate their response to a noise-added or noise-replaced target in terms of four categories. Based on these responses, empirical ROC(receiver operating characteristics)s were estimated. These ROCs showed that sensitivity estimates of the word condition were not lower than those of the nonword condition. When a target phoneme was placed in the third syllable, the sensitivity of word condition did not differ from the nonword condition. These results indicate that lexical information does not contribute to the perceptual restoration of phonemes. The theoretical implications of our results were discussed.

Keywords Phoneme restoration, Empirical ROCs, Sensitivity, Perceptual restoration

1차 원고접수 2002. 5. 20.
2차 원고접수 2002. 6. 24.
최종 게재결정 2002. 6. 29.