

The Effects of Spatial Attention on Visual Word Recognition

Ko Eun Lee^{1†}, Hye-Won Lee¹

¹Department of Psychology, Ewha Womans University

In this study, we examined the effects of spatial attention on visual word recognition. A valid cue was presented at the location where target stimuli would appear (valid trials) and an invalid cue was presented at the location where target stimuli would not appear (invalid trials). As an index of spatial attention, the cuing effect was calculated as the difference in the performance of word recognition between the valid trials and the invalid trials. We investigated whether the cuing effects appeared in visual word recognition tasks, such as naming and lexical decision tasks and whether the magnitude of the cuing effects varies depending on word frequency. As a result, the cuing effects were observed both in the naming and lexical decision tasks, and the magnitude of the effects was similar across the tasks. It indicates that spatial attention affects visual word recognition. The cuing effects were greater in the accuracy of low-frequency words than in those of high-frequency words. That is, the effects of spatial attention were more pronounced in low-frequency words. The results were discussed in terms of the word processing model.

Keywords: spatial attention, word recognition, word frequency, cuing effect, Hangul

1차원고접수 20.05.13; 수정본접수: 20.08.24; 최종게재결정 20.08.30

디지털 매체의 발달은 읽기 환경을 다각도로 변화시키고 있다. 컴퓨터나 스마트폰과 같은 환경에서는 다양한 글자색, 글자크기가 사용될 뿐 아니라 갑자기 나타나는 광고처럼 주의를 산만하게 하는 자극들이 등장한다. 이러한 환경에서 글을 읽고 이해하기 위해서는 화면에 제시되는 수많은 자극 중에서 중요하지 않은 것은 무시하고 내가 관심 있게 보고자 하는 사항을 중점적으로 처리해야 한다.

주의는 환경에 제시되는 수많은 자극 중 특정 자극을 선택적으로 처리할 수 있게 하는 기제이다(Carrasco, 2011). 언어 처리에서 주의의 영향을 직접적으로 살펴보기 위해 여러 연구자들은 공간주의(spatial attention)를 조작하여 왔다(Lachter, Forster, Ruthruff, 2004; McCann, Folk, & Johnston, 1992; Robidoux, Rauwerda, & Besner, 2014; Waechter, Besner & Stolz, 2011). 공간단서 패러다임

(spatial cuing paradigm)은 화면에서의 특정 위치로 공간주의가 주어지도록 하기 위해 표적 자극이 나타나기 이전에 표적 자극이 제시되는 위치나 표적 자극이 제시되지 않는 위치를 가리키는 단서를 제시하는 방법이다(McCann et al., 1992; Posner, 1980). 공간단서를 제시하는 방식에는 표적 자극이 나타날 위치를 가리키는 화살표를 중앙에 제시하는 것과 표적 자극이 등장하는 위치에 직사각형 등의 기호를 짧은 시간 동안 제시하는 것이 있다. 전자의 경우 자극을 처리하기 위해 참가자가 자발적으로 그 위치로 주의를 기울이게 되고 후자의 경우 화면에서 갑자기 등장하는 자극이 처리에서 우선순위를 부여받게 됨으로써 그 위치로 주의를 기울이게 만든다(Yantis & Jonides, 1990). 본 연구에서는 주의를 유도하기 위해 후자의 방법을 사용하였다. 이는 갑자기 나타나는 팝업창의 경우처럼 인터넷 환경에서 자주 유도되는 주

† 교신저자: 이고은, 이화여자대학교 심리학과, (03760) 서울시 서대문구 이화여대길 52
Email: lindes@naver.com

의의 방식과 유사하기 때문에 현실적인 중요성이 있을 뿐 아니라, 선행 연구에서 주의를 유도하기 위해 사용된 방법이기 때문에 연구 결과를 직접적으로 비교해볼 수 있기 때문이다.

공간단서가 표적 단어와 동일한 위치에 제시되는 경우 타당 단서(valid cue), 표적 단어와 다른 위치에 제시되는 경우 비타당 단서(invalid cue)가 된다. 비타당 단서가 제시될 때에 비해 타당 단서가 제시될 때 표적 단어에 대한 처리는 빠르고 정확하게 나타난다(McCann et al., 1992; Waechter et al., 2011). 이와 같은 단서효과(cuing effect)는 시각적 단어 재인을 살펴보는 대표적인 과제인 어휘판단 과제, 명명 과제에서 모두 나타났다(McCann et al., 1992; Risko, Stolz & Besner, 2011). 어휘판단 과제는 제시된 자극이 단어인지 아닌지 판단하는 과제, 명명 과제는 제시된 단어를 소리내어 읽는 과제로서, 단어 식별(word identification)을 살펴볼 수 있는 과제이다(Rayner, Pollatsek, Ashby, & Clifton Jr., 2012). 단어 재인 과제에서 단서효과가 나타났다는 것은 표적 단어가 제시되는 위치로 주의를 주어졌을 때 단어의 식별이 더 빠르고 정확하게 이루어졌다는 것을 의미한다.

시각적 단어 재인에 주의를 영향을 미친다는 것은 여러 연구에서 일관적으로 관찰되었으나 단어 재인에 영향을 미치는 다양한 요인들과 어떻게 상호작용하는지에 대해서는 아직 충분히 연구되지 않았다. 각 요인에 따라 주의를 단어 재인에 미치는 영향이 어떻게 달라지는지 살펴보기 위해 단서효과가 각 요인에 따라 다르게 나타나는지 살펴볼 필요가 있다. 본 연구에서는 시각적 단어 재인에 영향을 미치는 중요한 변인 중 하나인 단어빈도에 따라 주의를 영향이 다르게 나타나는지를 살펴보았다.

단어빈도는 단어를 식별하기 위해 그 단어의 어휘 정보에 접속하는 과정의 효율성에 영향을 미치는 변인으로 알려져 있다(Brybaert, Madera, & Keuleers, 2018). 단어빈도 효과는 저빈도 단어에 비해 고빈도 단어의 식별이 더 정확하고 빠르게 이루어지는 현상을 말하며, 시각적 단어 재인 과제에서 반복적으로 검증되어 왔다(Balota & Chumbley, 1984, 1985, 1990; Gweon, Kim, & Lee, 2006; Lee & Lim, 2005; McCann, Besner, & Davelaar, 1988; Monsell, 1990; Monsell, Doyle, & Haggard, 1989). 단어빈도 효과가 나타나는 것은 단어빈도가 단어 재인 시 필요한 활성화(activation) 단계에 영향을 미치기 때문으로 설명되었다(Allen, Smith, Lien, Grabbe, & Murphy, 2005). 단어 재인이 이루어지기 위해서는 역치(threshold) 이상으로 어휘 표상이 활성화되는 것이 필요한데, 고빈도 단어는 재인을 위해 필요한 역치가 낮거나 휴지수준의 활성화가 높을 것이기 때

문에 단어 재인이 더 신속하고 정확하게 이루어질 것으로 가정되었다(Monsell, 1991; McClelland & Rumelhart, 1981; Murray & Forster, 2004).

고빈도 단어와 같이 효율적인 처리가 일어나는 자극에 대해서는 공간주의의 필요성이 낮아질 가능성이 제안되었다(LaBerge & Brown, 1989; Mozer & Behrmann, 1990). McCann 등(1992)은 이를 검증하기 위해 어휘판단 과제에서 고빈도 단어와 저빈도 단어의 단서효과를 살펴보았다. 고빈도 단어가 저빈도 단어에 비해 빠르게 처리되는 단어빈도 효과는 나타났으나 고빈도 단어, 저빈도 단어에서 나타난 단서효과의 크기는 다르지 않았기 때문에 고빈도 단어와 저빈도 단어에서 요구되는 주위의 정도는 비슷한 것으로 해석되었다.

단어빈도는 한 단어가 얼마나 자주 쓰이는지에 의해 결정되기 때문에 단어의 반복은 단어빈도와 본질적으로 유사한 변인으로 볼 수 있다. 그러나 한 실험 내에서 단어의 반복 정도를 조작하였을 때에는 단어빈도의 경우와 달리 공간주의의 영향이 달라지는 것으로 나타났다. 즉, 실험 내에서 반복되는 단어에서 반복되지 않은 단어에 비해 단서효과의 감소가 관찰된 것이다(Risko et al., 2011). Risko 등은 단어빈도와 단어반복 모두 단어에 대한 친숙성에 영향을 미치지만, 실험 외에서의 친숙성 조작과 실험 내에서의 친숙성 조작이 다를 수 있다고 언급하였다.

공간주의의 영향이 단어빈도와 단어반복에 따라 상반된 결과가 나타난 것은 첫째, 두 연구에서 쓰인 과제의 특성에 일부 기인하였을 수 있다. McCann 등(1992)의 연구에서는 어휘판단 과제를 사용하였고, Risko 등(2011)의 연구에서는 명명 과제를 사용하였다. 두 과제는 모두 단어 재인을 살펴보기 위한 과제로 사용되기는 하지만, 과제에 개입되는 처리 과정에서 차이가 있다(Schilling, Rayner, & Chumbley, 1998). 어휘판단 과제를 수행하기 위해서는 단어 여부를 판단해야 하기 때문에 저장되어 있는 어휘 표상에 접속하는 것이 필요할 뿐 아니라 판단을 내리는 과정이 개입된다. 반면 명명 과제에서는 특히 철자-음운의 대응이 규칙적인 단어의 경우 어휘 표상에의 접속이 일어나지 않아도 과제 수행이 가능하며, 소리를 내어 반응하기 때문에 음운 산출 과정이 추가적으로 개입된다고 볼 수 있다. 이중과제 패러다임을 사용하여 명명 과제와 관련된 다양한 처리에서 주의를 요구되는 정도를 살펴본 Reynolds와 Besner(2006)는 시각 특질이나 철자 처리에서보다 음운을 조립하는 과정, 음운 어휘집에 접근하는 과정에서 주의를 요구된다는 증거를 관찰하였다. 특질 처리나 철자 처리는 어휘판단 과제와 명명 과제 공통적으로

로 적용되는 처리 과정이나 음운 조립 과정과 음운 접근 과정의 경우 명명 과제에 특징적인 처리 과정이다. 명명 과제에서 주의의 영향을 더 민감하게 포착할 수 있기 때문에 명명 과제를 사용한 Risko 등의 연구에서 단어반복과 공간주의 간의 상호작용이 관찰되었을 가능성이 있다.

두 번째로 각 연구에서 사용된 변인의 수준이 영향을 미쳤을 가능성을 들 수 있다. Risko 등(2011)의 연구에서 반복된 단어의 경우 한 실험 내 40회(실험 2) 또는 80회(실험 1) 정도로 많은 횟수를 반복시켰다는 것을 감안하면 반복되지 않은 단어에 비해 단어의 활성화 수준이 매우 높았을 것으로 예측해볼 수 있다. McCann 등(1992)에서의 고빈도와 저빈도 단어의 단어빈도를 살펴보면 고빈도 단어의 경우 백만번 당 100, 저빈도 단어의 경우 백만번 당 10으로 고빈도 단어가 100번 등장했을 때 저빈도 단어가 10번 등장한 것을 의미한다. 고빈도와 저빈도 단어 간 등장한 횟수의 차이가 10대 1 정도로 Risko 등의 연구에 비하면 적다고 할 수 있다. McCann 등의 연구에서 단어빈도와 공간주의 간의 상호작용이 나타나지 않은 이유가 고빈도와 저빈도 단어 간 단어빈도의 차이가 공간주의에서의 차이를 유발할 만큼 충분하게 조작되지 않았기 때문이라면 고빈도 단어와 저빈도 단어 간 단어빈도 차이를 더 크게 하였을 때에는 결과가 다르게 나타날 수 있다.

실험 내에서 단어를 반복시킨 경우 제한적인 수의 단어를 매우 빈번하게 반복시켰기 때문에 단어를 전부 처리하지 않고도 그 단어가 무엇인지 예측할 수 있었을 가능성도 있다. 이 경우 반복된 단어는 첫 철자만을 처리해도 어떤 단어인지 파악할 수 있었을 것이고, 반복되지 않은 단어는 모든 철자를 다 처리해야 했을 수 있다. 처리해야 하는 철자가 적을 때에 비해 많을 때 공간주의가 더 중요하게 작용하는 것이라면, 처리해야 하는 철자 수에서의 차이로 인해 주의의 영향이 다르게 나타난 것일 수도 있다. 단어반복과 공간주의 간 상호작용이 사실은 처리해야 하는 철자의 수가 다른 것으로 인해 나타난 것이라면 고빈도 단어와 저빈도 단어 간 단어빈도의 차이를 더 크게 하더라도 공간주의의 영향은 크게 달라지지 않을 가능성도 있다.

본 연구에서는 한글 단어 재인에서도 공간주의의 영향이 나타나는지, 단어빈도에 따라 공간주의의 영향이 달라질 수 있는지 면밀히 살펴보기 위해 다음과 같은 실험을 계획하였다. 실험 1에서는 한글 단어 재인에서 공간주의의 영향이 관찰되는지, 그리고 공간주의의 영향이 단어 재인 과제에 따라 다르게 나타나는지 살펴보았다. 영어권 선행 연구에서처럼 한글 단어 재인에서도 공간주의가 영향을 미친다면 공간단서

가 표적 자극의 위치에 주어지는지 여부에 따라 단어 재인의 수행이 다르게 나타날 것이다. 또 어휘판단 과제와 명명 과제 간 공간주의의 영향이 다르게 나타난다면 두 과제 간 개입되는 처리 과정의 차이에 따라 공간주의의 영향이 다르게 나타난다고 볼 수 있을 것이다.

실험 2와 실험 3을 통해서는 선행 연구에서 단어빈도에 따라 공간주의의 영향이 다르게 나타나지 않은 것이 어휘판단 과제라는 과제의 특성 때문인지, 고빈도 단어와 저빈도 단어 간의 차이가 충분히 크지 않아서인지, 단어빈도의 영향과 공간주의의 영향이 독립적으로 작용하기 때문인지 검증하고자 하였다. 이를 위해 첫째, 명명 과제(실험 2)와 어휘판단 과제(실험 3) 모두에서 단어빈도와 공간주의와의 상호작용이 동일하게 나타나는지 살펴보았다. 단어 재인 과제에 개입되는 처리 과정의 차이가 주의의 영향을 다르게 나타나게 하는지를 살펴보기 위해 명명 과제, 어휘판단 과제에서 동일한 자극을 사용하여 주의의 영향을 살펴보았다. 둘째, 고빈도 단어와 저빈도 단어 간 단어빈도의 차이가 더 분명하도록 자극을 선정하였다.

만약 단어 재인 과제의 특성에 따라 공간주의가 미치는 영향이 다르다면 어휘판단 과제와 명명 과제 간 단서효과에서 차이가 관찰될 것이다. Risko 등(2011)에서 관찰된 단어반복과 공간주의의 상호작용이 명명 과제에서의 음운 산출 과정과 관련된 것이었다면, 명명 과제에서만 단어빈도와 공간주의의 상호작용이 나타날 가능성이 있다. 단어빈도의 차이가 커야 공간주의와 단어빈도 간 상호작용이 드러나는 것이라면, 선행 연구에 비해 고빈도 단어와 저빈도 단어 간 단어빈도가 더 분명히 차이하도록 조작하였기 때문에 어휘판단 과제와 명명 과제에서 모두 공간주의와 단어빈도 간 상호작용이 관찰될 것이다. 단어빈도는 어휘 접속 단계에 영향을 미치는 변인이고, 공간주의는 어휘 접속 단계가 아닌 별개의 처리과정에 영향을 미치는 변인이라면 어휘판단 과제와 명명 과제에서 모두 공간주의와 단어빈도 간 상호작용이 관찰되지 않을 것이다.

실험 1

실험 1에서는 공간주의가 한글 단어 재인에 미치는 영향을 살펴보았다. 공간단서를 표적이 나타나는 위치에 제시하는 경우(타당 단서) 표적 단어에 공간주의가 주어지지만 표적이 나타나지 않는 위치에 제시하는 경우(비타당 단서) 표적 단어에 공간주의가 주어지지 않는다고 볼 수 있다. 타당 단서 조건과 비타당 단서 조건 간에 단어 재인 과제에서의 수행에

서 차이가 나타난다면 공간주의가 단어 재인에 영향을 미친다고 해석될 수 있다. 시각적 단어 재인의 대표적인 과제인 명명 과제와 어휘판단 과제에서 단서효과가 나타나는지, 두 과제에서 나타나는 단서효과에 차이가 있는지를 살펴봄으로써 단어 재인 과제의 특성에 따라 공간주의의 영향이 다르게 나타나는지를 확인하고자 하였다.

방 법

참가자

연구자 소속 대학교의 재학생 42명이 실험에 참가하였다. 참가자는 평균 나이는 22세(20-28, $SD = 1.74$)로, 한국어를 모국어로 사용하고, 외국에서 5년 이상 거주하지 않은 사람을 대상으로 하였다. 평균 시력은 1.35(0.6-2.0, $SD = 0.30$)로 정상시력 또는 교정 후 정상시력에 해당하였다. 참가자의 절반은 어휘판단 과제를 수행하였으며, 나머지 절반은 명명 과제를 수행하였다. 어떤 과제에 참여하는지는 실험에 참가한 순서에 따라 무작위로 배정되었으며, 어휘판단 과제에 참가한 집단과 명명 과제에 참가한 집단 간 평균 나이와 시력은 유사하였다[21.81 대 22.19, $t(40) = -0.71, p = .49$; 1.41 대 1.29, $t(40) = 1.32, p = .19$]. 참가자는 실험에 참여한 대가로 수업에서 실험 참여 점수를 받았다.

기구

실험 절차는 실험 프로그램 E-Prime(ver. 2.0)에서 제작되어 데스크탑 컴퓨터 LGB15MS로 제어되었다. 자극은 컴퓨터에 연결된 19인치 평면모니터 LG Flatron L1942PE(60Hz)에서 제시하였으며 참가자와 모니터 간 거리는 70cm였다. 참가자의 반응은 E-Prime에 연동된 Serial Response Box와 마이크, 키보드를 통해 수집되었다.

재료 및 설계

실험에 사용되는 자극으로 2글자 단어, 3글자 단어, 4글자 단어 각 45개씩 총 135개의 한글 단어를 선정하였다. 제시되는 공간단서에 주의가 집중되도록 하기 위해 80%의 단서 타당도를 맞추고자 하였다(McCann et al., 1992). 즉, 총 135개 중 80%인 108개 단어 앞에는 타당한 단서가 제시되었고, 20%인 27개 단어 앞에는 비타당한 단서가 제시되었다. 타당 조건과 비타당 조건 간 분석되는 자극 수를 같게 하기 위해 분석 대상이 되는 자극을 진시행으로, 80%의 타당도를 맞추기 위해 추가적으로 타당 조건에 할당된 자극은 보충(filler) 시행으로 하였다. 따라서 진시행에 해당하는 단

어는 타당 조건 27개, 비타당 조건 27개로 총 54개 단어였다. 이 단어들을 단어 길이, 단어빈도, 받침 개수, 음변화 유무를 통제하여 총 2개의 목록으로 나누었다. 하나의 목록에는 2글자 단어, 3글자 단어, 4글자 단어가 각각 9개씩 포함되어 있었으며 첫 번째 목록의 평균 단어빈도는 260.56(63-935, $SD = 258.70$), 두 번째 목록의 평균 단어빈도는 261.15(63-944, $SD = 260.26$)로, 두 목록 간 단어빈도는 유의한 차이가 없었다[$t(52) = -.01, p = .99$]. 글자 길이 간 단어빈도도 최대한 유사하게 맞추었다. 2글자 단어의 평균 단어빈도는 261.17(63-935, $SD = 263.35$), 3글자 단어의 평균 단어빈도는 261.28(63-944, $SD = 263.49$), 4글자 단어의 평균 단어빈도는 260.11(63-923, $SD = 259.16$)로, 글자 간 단어빈도에서 유의한 차이는 없었다[$F(2, 51) = 7.46, MSE = 68649.41, p = .1$]. 단어빈도는 Yonsei Institute of Language and Information Studies(1998)의 자료를 참조하였다.

어휘판단 과제를 위한 비단어는 2글자 단어, 3글자 단어, 4글자 단어 각 30개씩 총 90개를 마련하였다. 비단어의 경우 72개 앞에 타당한 단서, 18개 앞에 비타당한 단서가 제시되었다. 단어 자극과 마찬가지로 타당 조건의 72개 중 18개만 분석에 진시행으로 포함하였다. 타당 조건 18개, 비타당 조건 18개 총 36개의 비단어는 단어 길이, 받침 개수, 음변화 유무를 통제하여 총 2개의 목록으로 만들었다. 하나의 목록에는 2글자 비단어, 3글자 비단어, 4글자 비단어가 각각 6개씩 포함되어 있었다. 명명 과제에는 보통 비단어가 포함되지 않으나 본 실험의 경우 자극 수에 따른 피로도를 최대한 유사하게 맞추기 위해 명명 과제에도 어휘판단 과제와 동일하게 비단어 자극을 포함시켰다. 즉, 어휘판단 과제와 명명 과제 간에는 참가자가 해야하는 과제를 제외하고는 모든 조건이 동일하게 진행되었다.

단어, 비단어 자극 별로 마련된 두 개의 목록은 각각 타당 조건, 비타당 조건에 할당되었는데, 할당되는 순서는 참가자 간 역균형화(counterbalance)되었다. 즉, 첫 번째 참가자가 첫 번째 목록을 타당 조건으로, 두 번째 목록을 비타당 조건으로 제시받았으면, 두 번째 참가자는 두 번째 목록을 타당 조건으로, 첫 번째 목록을 비타당 조건으로 제시받았다.

총 225개의 표적은 3개의 블록에 할당되었다. 한 블록은 단어 45개, 비단어 30개로 구성되어 총 75개의 자극이 포함되었다. 각 블록에서 단서의 타당도를 80%로 유지하기 위해 36개의 단어 앞에는 타당한 단서, 9개 단어 앞에는 비타당한 단서가 제시되었고, 24개 비단어 앞에는 타당한 단서, 6개 비단어 앞에는 비타당한 단서가 제시되었다.

절차에서 사용된 응시점(+)은 가로, 세로 길이가 0.3cm로 시각도로 0.25도에 해당하였으며, 공간단서로 사용된 사각형은 가로, 세로 길이가 0.2cm로 시각도로 0.16도였다. 글자 크기는 세로 0.8cm(0.65도), 가로는 2글자 단어 1.4cm(1.15도), 3글자 단어 2.1cm(1.72도), 4글자 단어 2.8cm(2.29도)였다. 응시점으로부터 공간단서는 2cm(1.64도) 위, 아래에 제시되었으며, 단어/비단어 자극은 1.4cm(1.15도) 위, 아래에 제시되었다. 모든 자극은 검은 바탕에 흰색으로 제시되었다. 참가자는 할당된 조건에 따라 동일한 자극에 대해 어휘판단 과제 또는 명명 과제를 실시하였다.

본 실험의 설계는 과제 유형을 참가자 간 변인, 단서 타당성을 참가자 내 변인으로 하는 2(어휘판단 과제, 명명 과제) X 2(타당, 비타당) 혼합설계였다.

절차

참가자가 처음 실험실에 오면 먼저 간단한 시력검사를 실시한 다음 실험 절차에 관한 지시문을 읽게 하였다. 절차는 20회의 연습 시행과 225회의 본 시행으로 이루어졌다. 절차는 McCann 등(1992)의 절차를 참조하여 마련하였다. 한 시행의 순서는 다음과 같다(그림 1). 먼저 화면 중앙에 응시점(+)이 600ms 동안 제시되고 이어서 공간단서가 응시점 위 혹은 아래에 50ms 동안 제시되었다. 곧이어 다시 응시점만 제시된 빈화면이 50ms 제시된 뒤 응시점 위 혹은 아래에 표적 단어가 제시되었다. 타당 단서 시행에서는 공간단서와 동일한 위치에 표적이 제시되며, 비타당 단서 시행에서는 공간단서가 제시되지 않은 위치에 표적이 제시되었다. 참가자의 과제는 조건에 따라 표적 단어를 가능한 한 빠르고 정확하게 소리 내어 명명하는 것(명명 과제) 혹은 단어인지 아닌지 판단하는 것(어휘판단 과제)이었으며 참가자가 단어에 대해 반응하자마자 빈 화면이 100ms 동안 제시되었다. 명명 과제의 경우 실험자가 정확도 측정을 위해 참가자의 반응을 기록하자마자 빈 화면이 제시되었다. 참가자의 반응이 맞으면 1, 틀리면 0으로 기록하였고, 마이크 오류나 기침 등으로 인한 오반응은 2로 기록하였다. 75회의 시행을 실시하여 한 블록이 끝나면 참가자는 충분히 휴식한 뒤 다음 블록을 시작하였

다. 블록 내 자극제시 순서는 무선적이었다. 본 실험 절차는 연구자 소속 대학의 IRB 승인을 완료하였다.

결과 및 논의

실험참가자 42명의 반응시간, 오반응률에 대해 분석을 실시하였다. 자료는 참가자를 무선 변인으로 하거나(F_1) 항목을 무선 변인으로 하여(F_2), 2(어휘판단 과제, 명명 과제) x 2(타당, 비타당) 분산분석(Analysis of variance)을 실시하였다. 마이크 오류를 비롯한 물리적 오류가 발생한 시행과 각 조건 간 반응시간의 평균을 기준으로 3 SD 이상 떨어진 시행들은 분석에서 제외하였다. 제외된 시행은 전체 시행의 0.7%였다.

정확도

과제수행의 정확도를 살펴보기 위해 참가자의 오반응률을 분석한 결과, 모든 변인의 효과가 유의하지 않았다[과제 유형 $F_1(1, 40) = 1.44, MSE = 19.84, p = .24$; 단서 타당성 $F_1(1, 40) = 2.05, MSE = 29.56, p = .16$; 단서 타당성 $F_1(1, 40) = 1.45, MSE = 7.19, p = .24$; 과제 유형 X 단서 타당성 $F_1(1, 40) = 25.33, p = .26$; 과제 유형 X 단서 타당성 $F_1(1, 40) = 0.33, MSE = 7.19, p = .57$; $F_2(1, 53) = 0.10, MSE = 26.12, p = .76$].

어휘판단 과제의 평균 오반응률은 3.19%, 명명 과제의 평균 오반응률은 2.02%로 차이가 없는 것으로 나타났으며, 비타당 조건에서의 평균 오반응률은 2.95%, 타당 조건에서의 평균 오반응률은 2.25%로 0.70%의 단서효과는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 과제 별로 살펴보았을 때, 어휘판단 과제에서의 단서효과는 1.04%, 명명 과제에서의 단서효과는 0.37%로, 둘 다 유의하지 않았으며 [$t(20) = 1.21, p = .24$; $t(20) = 0.47, p = .65$], 그 크기에서 차이도 없었다.

반응시간

단서 타당성 효과는 유의하였으나 [$F_1(1, 40) = 113.40, MSE = 487.33, p < .001$; $F_2(1, 53) = 117.38, MSE = 1226.59,$

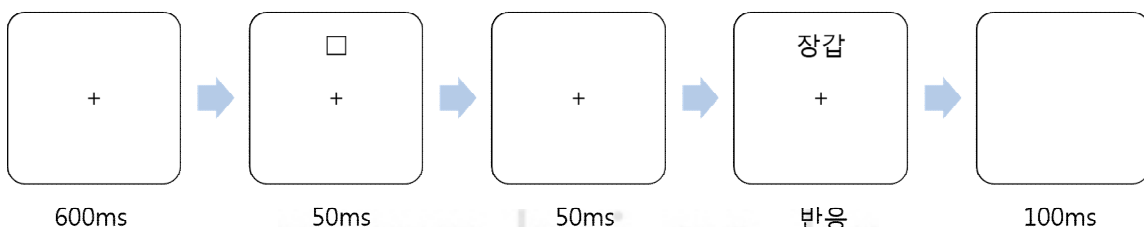


Figure 1. The procedure of Experiment 1 (an example of the valid trials)

$p < .001$], 과제 유형의 효과는 유의하지 않았고 [$F(1, 40) = 0.01, MSE = 7520.40, p = .94; F(1, 53) = 0.58, MSE = 2738.06, p = .45$], 과제 유형과 단서 타당성 간 상호작용 효과도 유의하지 않았다 [$F(1, 40) = 1.67, MSE = 487.33, p = .20; F(1, 53) = 1.08, MSE = 2617.25, p = .30$].

어휘판단 과제의 평균 반응시간은 626ms, 명명 과제의 평균 반응시간은 625ms로 차이가 없었으나, 비타당 조건의 평균 반응시간은 651ms, 타당 조건의 평균 반응시간은 600ms로 51ms의 단서효과는 유의하였다. 과제 별로 살펴보았을 때, 어휘판단 과제에서 58ms, 명명 과제에서 45ms로 나타난 단서효과는 모두 유의하였으며 [$t(20) = 7.27, p < .001; t(20) = 8.19, p < .001$], 그 크기에서는 과제 간 차이가 없었다.

이상의 결과를 통해, 공간주의가 주어졌을 때 어휘판단과 명명 수행이 향상되는 것을 확인할 수 있었다. 이러한 결과는 영어권 선행 연구와 일관적인 것으로 볼 수 있다 (McCann et al., 1992; Risko et al., 2011). 또한 본 연구에서는 두 과제에서 사용된 자극이 동일하였기 때문에 단서 효과의 크기를 직접적으로 비교해볼 수 있었는데, 두 과제에서 단어 재인에 미치는 공간주의의 영향은 유사한 것으로 나타났다. 공간주의는 사용되는 언어나 과제에 상관없이 단어 재인 과정에 도움을 준다는 것을 확인할 수 있었다.

실험 2

단어의 반복과 단어의 빈도가 본질적으로 크게 다르지 않은 특성임에도 이에 따라 공간주의와의 상호작용이 다르게 나타난 것은 과제의 특성 때문일 가능성이 있다. Risko 등(2011)에서 단어반복과 공간주의 간 상호작용이 나타난 것이 명명 과제를 사용하였기 때문이라면, 단어빈도와 공간주의 간 상호작용도 명명 과제에서 나타날 가능성이 있다. 또한 단어빈도에 따른 공간주의의 영향은 명명 과제에서 아직 검증된 바가 없으므로 모든 단어 재인 과제에서 단어빈도와 공간주의 간 상호작용이 나타나지 않는 것인지 확인해야 할 필요가 있다. 실험 2에서는 명명 과제를 사용하여 고빈도 단어와 저빈도 단어 간 공간주의의 영향이 다르게 나타나는지 살펴보았다.

방 법

참가자

실험 1에 참가하지 않은 재학생 26명이 실험 2에 참가하였다. 참가자는 평균 나이 25세(20-38, $SD = 3.51$)로, 한국어

가 모국어였으며, 외국에서 3년 이상 거주한 사람은 없었다. 평균 시력은 1.25(0.7-1.5, $SD = 0.27$)로 정상시력 또는 교정 후 정상시력에 해당하였다. 참가자는 실험에 참여한 대가로 사례비를 받았다.

기구

실험 1과 동일하였다.

재료 및 설계

실험에 사용되는 자극으로 두 글자의 고빈도 단어 100개, 저빈도 단어 100개를 선정하였다. 주어지는 공간단서에 주의가 집중되도록 하기 위해 80%의 단서타당도를 맞추었다. 고빈도 단어 중 80개 앞에는 타당한 단서가 제시되었고, 20개 앞에는 비타당한 단서가 제시되었다. 마찬가지로 저빈도 단어 중 80개 앞에는 타당한 단서가, 20개 앞에는 비타당한 단서가 제시되었다. 타당 조건과 비타당 조건 간 분석되는 자극 수를 같게 하기 위해 분석 대상이 되는 자극을 진시행으로, 80%의 타당도를 맞추기 위해 추가적으로 타당 조건에 할당된 자극은 보충(filler) 시행으로 하였다. 진시행에 해당하는 단어는 고빈도 단어 40개, 저빈도 단어 40개로, 총 80개 단어였다. 단어빈도, 받침 개수, 음변화 유무를 유사하게 통제하여 총 2개의 목록을 만들었다. 하나의 목록에는 고빈도 단어 20개, 저빈도 단어 20개가 포함되어 있었다. 목록 1에서 고빈도 단어의 단어빈도는 평균 10459(3886-27202, $SD = 6313.27$), 저빈도 단어의 단어빈도는 평균 16(7-30, $SD = 8.00$)이었고, 목록 2에서 고빈도 단어의 단어빈도는 평균 10459(3842-27511, $SD = 6344.65$), 저빈도 단어의 단어빈도는 평균 16(7-30, $SD = 6.95$)으로 목록 간 단어빈도는 유사하였다[고빈도 $t(38) = 0, p = 1$; 저빈도 $t(38) = .02, p = .98$]. 단어빈도는 Yonsei Institute of Language and Information Studies(1998)의 자료를 참조하였다.

실험 3에 시행할 어휘판단 과제와 동일한 자극을 사용하기 위해 어휘판단 과제에 사용되는 비단어를 명명 과제에도 포함시켰다. 비단어는 총 150개를 마련하였다. 비단어의 경우 120개 앞에 타당한 단서, 30개 앞에 비타당한 단서가 제시되었다. 단어 조건과 마찬가지로 진시행에 해당하는 30개의 비단어는 단어 길이, 받침 개수, 음변화 유무를 통제하여 총 2개의 목록으로 만들었다. 나머지 120개의 비단어는 보충 시행으로, 모두 타당 조건으로 제시되었다.

단어, 비단어 자극 별로 마련된 두 개의 목록은 각각 타당 조건, 비타당 조건에 할당되었는데, 할당되는 순서는 참가자 간 역군형화되었다. 즉, 첫 번째 참가자가 첫 번째 목록을

타당 조건으로, 두 번째 목록을 비타당 조건으로 제시받았으면, 두 번째 참가자는 두 번째 목록을 타당 조건으로, 첫 번째 목록을 비타당 조건으로 제시받았다.

총 350개의 표적은 5개의 블록에 할당되었다. 한 블록은 고빈도 단어 20개, 저빈도 단어 20개로 구성되었다. 이 중 고빈도 단어 16개, 저빈도 단어 16개에 대해서는 타당한 단서가 선행되었고, 고빈도 단어 4개, 저빈도 단어 4개에 대해서는 비타당한 단서가 선행되었다. 비단어 30개에 대한 시행 중 24개에 대해서는 타당한 단서가 선행되었고, 6개에 대해서는 비타당한 단서가 선행되었다.

본 실험의 설계는 단어빈도, 단서 타당성을 모두 참가자 내 변인으로 하는 2(고빈도, 저빈도) X 2(타당, 비타당) 완전반복설계이다.

절차

절차는 20회의 연습시행과 350회의 본 시행으로 이루어졌다. 참가자의 과제는 표적 자극을 가능한 한 빠르고 정확하게 명명하는 것이었으며, 나머지 절차는 사용된 자극을 제외하고 실험 1과 동일하게 진행되었다. 본 실험 절차는 연구자 소속 대학의 IRB 승인을 완료하였다.

결과 및 논의

실험참가자 26명의 반응시간, 오반응률에 대해 분석을 실시

하였다. 자료는 참가자를 무선 변인으로 하거나(F_1) 항목을 무선 변인으로 하여(F_2), 2(고빈도, 저빈도) x 2(타당, 비타당) 분산분석을 실시하였다. 마이크 오류를 비롯한 물리적 오류가 발생한 시행과 각 조건 별 반응시간의 평균을 기준으로 3 SD 이상 떨어진 시행들은 분석에서 제외하였다. 제외된 시행은 전체 시행의 7.31%였다.

정확도

과제에서의 정확도를 살펴보기 위해 오반응률을 분석한 결과, 단어빈도의 주효과가 참가자 분석에서 유의하였고[$F(1, 25) = 9.17, MSE = 15.43, p < .01; F_2(1, 78) = 2.67, MSE = 99.47, p = .11$], 단서타당성과 단어빈도 간 상호작용 효과가 유의하였으며[$F(1, 25) = 4.61, MSE = 10.78, p < .05; F_2(1, 78) = 6.04, MSE = 13.26, p < .05$], 단서타당성 주효과는 유의성에 근접하였다[$F(1, 25) = 3.74, MSE = 10.05, p = .06; F_2(1, 78) = 3.95, MSE = 13.26, p = .05$]. 고빈도 단어에 대한 수행이 저빈도 단어에 대한 수행에 비해 2.33% 더 정확하였다(0.91% 대 3.25%). 고빈도 단어에서의 단서효과 -0.18%는 유의하지 않았으나[$t(25) = -0.39, p = .70$], 저빈도 단어에서의 단서효과 2.59%는 유의한 것으로 나타나면서[$t(25) = 2.20, p < .05$], 저빈도 단어에서 단서효과가 증가한 것이 관찰되었다. 비타당한 단서가 선행될 때에 비해 타당한 단서가 선행될 때 1.20% 수행이 더 정확해지는 경향이 있었다(2.68% 대 1.48%).

Table 1. Error rates(%) in naming

	invalid	valid	cueing effect
high frequency	0.82 (2.47)	1.00 (2.57)	-0.18
low frequency	4.54 (5.24)	1.95 (3.25)	2.59*

Notes. standard deviation in parentheses, * $p < .05$
cueing effects = invalid - valid

Table 2. Response latencies(ms) in naming

	invalid	valid	cueing effect
high frequency	657.97 (62.39)	578.21 (60.69)	79.76***
low frequency	671.57 (63.09)	600.93 (56.51)	70.64***

Notes. standard deviation in parentheses, *** $p < .001$
cueing effects = invalid - valid

반응시간

단서타당성 주효과 [$F_1(1, 25) = 239.65, MSE = 613.51, p < .001; F_2(1, 78) = 280.49, MSE = 791.73, p < .001$], 단어 빈도의 주효과가 유의하였으며 [$F_1(1, 25) = 28.87, MSE = 296.90, p < .001; F_2(1, 78) = 4.13, MSE = 3579.03, p < .05$], 단서타당성과 단어빈도 간 상호작용 효과는 유의하지 않았다 [$F_1(1, 25) = 2.07, MSE = 261.11, p = .16; F_2(1, 78) = 0.33, MSE = 791.73, p = .57$]. 비타당한 단서가 주어질 때보다 타당한 단서가 주어질 때 반응시간이 75ms 더 빨랐으며(665ms 대 590ms), 고빈도 단어에 대한 반응시간이 저빈도 단어에 대한 반응시간보다 18ms 더 빠르게 나타났다(618ms 대 636ms). 고빈도 단어에서의 단서효과 80ms와 저빈도 단어에서의 단서효과 71ms 모두 유의하였으나 [$t(25) = 13.50, p < .001; t(25) = 12.41, p < .001$], 크기에서는 유의미한 차이가 없었다.

실험 3

실험 2의 결과에 따르면 오반응률에서 고빈도 단어의 단서 효과가 더 작게 나타나는 것이 관찰되면서 명명 과제의 정확도에서 단어빈도와 공간주의 간 상호작용이 관찰되었다. 어휘판단 과제를 사용한 이전 연구에서는 정확도, 속도에서 모두 단어빈도와 공간주의 간 상호작용이 관찰되지 않으면서 고빈도 단어와 저빈도 단어에서 공간주의의 영향은 유사한 것으로 나타났다(McCann et al., 1992). 실험 3에서는 고빈도 단어와 저빈도 단어 간 단어빈도 차이를 크게 하였을 때에도 어휘판단 과제에서 상호작용이 전혀 관찰되지 않는지를 검증하고자 하였다.

방 법

참가자

실험 1, 2에 참가하지 않은 재학생 24명이 실험 3에 참가하

였다. 참가자는 평균 나이 25세(21-31, $SD = 2.56$)로, 한국어를 모국어로 사용하고, 외국에서 3년 이상 거주한 사람은 없었다. 평균 시력은 1.40(1.0-2.0, $SD = 0.27$)로 정상시력 또는 교정 후 정상시력에 해당하였다. 참가자는 실험에 참여한 대가로 사례비를 받았다.

기구

실험 1, 2와 동일하였다.

재료 및 설계

본 실험의 재료와 설계는 실험 2와 동일하였다.

절차

참가자의 과제는 표적 자극을 가능한 한 빠르고 정확하게 단어인지 아닌지 판단하는 것이었으며, 나머지 절차는 실험 2와 동일하였다. 본 실험 절차는 연구자 소속 대학의 IRB 승인을 완료하였다.

결과 및 논의

실험참가자 24명의 반응시간, 오반응률에 대해 분석을 실시하였다. 자료는 참가자를 무선 변인으로 하거나(F_1) 항목을 무선 변인으로 하여(F_2), 2(고빈도, 저빈도) x 2(타당, 비타당) 분산분석을 실시하였다. 각 조건 별 반응시간의 평균을 기준으로 3 SD 이상 떨어진 시행들은 분석에서 제외하였다. 제외된 시행은 전체 시행의 1.51%였다.

정확도

과제에서의 정확도를 살펴보기 위해 오반응률을 분석한 결과, 단어빈도의 주효과가 유의하였고 [$F_1(1, 23) = 55.46, MSE = 49.01, p < .001; F_2(1, 78) = 21.97, MSE = 214.89, p < .001$], 단서타당성과 단어빈도 간 상호작용 효과가 유의하였으며 [$F_1(1, 23) = 7.55, MSE = 16.78, p <$

Table 3. error rates(%) in lexical decision

	invalid	valid	cuing effect
high frequency	0.42 (1.41)	1.92 (3.32)	-1.50
low frequency	13.36 (7.02)	10.26 (8.25)	3.09*

Notes. standard deviation in parentheses, * $p < .05$
cuing effects = invalid - valid

Table 4. response latencies(ms) in lexical decision

	invalid	valid	cuing effect
high frequency	642.78 (45.64)	584.19 (50.93)	58.59***
low frequency	780.92 (63.09)	710.69 (56.51)	72.23***

Notes. standard deviation in parentheses, *** $p < .001$
cuing effects = invalid - valid

.05; $F(1, 78) = 6.36$, $MSE = 28.67$, $p < .05$], 단서타당성 주효과는 유의하지 않았다 [$F(1, 23) = 0.89$, $MSE = 17.11$, $p = .36$; $F(1, 78) = 0.64$, $MSE = 28.67$, $p = .43$]. 고빈도 단어에 대한 수행이 저빈도 단어에 대한 수행에 비해 10.64% 더 정확하였다(1.17% 대 11.81%). 고빈도 단어에서의 단서효과 -1.50%는 유의성에 근접하였으나 [$t(23) = -1.92$, $p = .07$], 저빈도 단어에서의 단서효과 3.09%는 유의한 것으로 나타나면서 [$t(23) = 2.08$, $p < .05$], 저빈도 단어에서 단서효과가 증가한 것이 관찰되었다.

반응시간

단서타당성 주효과 [$F(1, 23) = 98.08$, $MSE = 1015.22$, $p < .001$; $F(1, 78) = 66.65$, $MSE = 2353.44$, $p < .001$], 단어빈도의 주효과가 유의하였으며 [$F(1, 23) = 279.77$, $MSE = 1501.94$, $p < .001$; $F(1, 78) = 140.63$, $MSE = 5432.28$, $p < .001$], 단서타당성과 단어빈도 간 상호작용 효과는 유의하지 않았다 [$F(1, 23) = 1.16$, $MSE = 699.53$, $p = .29$; $F(1, 78) = 0.40$, $MSE = 2353.44$, $p = .53$]. 비타당한 단서가 주어질 때보다 타당한 단서가 주어질 때 반응시간이 65ms 더 빨랐으며(712ms 대 647ms), 고빈도 단어에 대한 반응시간이 저빈도 단어에 대한 반응시간보다 133ms 더 빠르게 나타났다(613ms 대 746ms). 고빈도 단어에서의 단서효과 59ms와 저빈도 단어에서의 단서효과 70ms 모두 유의하였으나 [$t(23) = 8.38$, $p < .001$; $t(23) = 7.24$, $p < .001$], 크기에서는 유의미한 차이가 없었다.

단서효과

실험 2, 실험 3에서 나타난 공간주의와 단어빈도 간 상호작용에서 과제 간 차이가 있는지 살펴보기 위해 정확도 결과에서 공간주의의 효과를 보여주는 단서효과를 종속측정치로 하여 2(어휘판단 과제, 명명 과제) X 2(고빈도, 저빈도) 분산분석을 실시하였다. 그 결과, 과제 주효과 [$F(1, 48) = 0.15$, $MSE = 26.87$, $p = .70$; $F(1, 78) = 0.19$, $MSE = 46.70$,

$p = .67$], 과제 X 단어빈도 상호작용 효과는 모두 유의하지 않았으며 [$F(1, 48) = 0.76$, $MSE = 27.31$, $p = .39$; $F(1, 78) = 0.46$, $MSE = 46.70$, $p = .51$], 단어빈도의 주효과만 유의하였다 [$F(1, 48) = 12.38$, $MSE = 27.31$, $p < .001$; $F(1, 78) = 13.58$, $MSE = 37.16$, $p < .001$]. 실험 1과 일관된 결과로, 정확도에서 단서효과의 크기는 과제에 따라 다르지 않았고, 단어빈도에 따라 단서효과의 크기가 다르게 나타났다. 단어빈도에 따른 단서효과의 크기는 과제 간 다르지 않았다.

종합논의

본 연구에서는 공간주의가 시각적 단어 재인에 미치는 영향을 살펴보았다. 공간주의는 한글 단어 재인에서도 영향을 미치는 것으로 나타났다. 시각적 단어 재인을 살펴보는 대표적인 과제인 어휘판단 과제와 명명 과제에서 비타당한 단서가 제시될 때에 비해 타당한 단서가 제시될 때 수행이 향상되는 단서효과가 나타났다. 또한 본 연구의 주요한 결과로, 공간주의의 영향은 단어빈도에 따라 다르게 나타나는 것으로 관찰되었는데, 이는 정확도와 관련이 있었다. 고빈도, 저빈도 단어에서 모두 타당한 단서를 제시함으로써 공간주의가 단어의 위치로 향했을 때 더 신속한 반응이 나타났으나, 저빈도 단어에서만 반응의 정확도가 향상되는 것으로 나타났다.

본 연구에서는 한글 단어 재인에서 처음으로 공간주의의 영향을 검증하였다. 타당한 단서를 제시하여 단어가 제시되는 위치로 공간주의를 유도하는 경우 시각적 단어 재인이 촉진되는 것으로 나타났다. 어휘판단 과제, 명명 과제에서 유의한 단서효과를 관찰한 영어권 선행 연구(McCann et al., 1992; Risko et al., 2011)와 일관적으로 두 과제 모두에서 유의한 단서효과가 관찰되었다. 본 연구에서는 동일한 자극에 대해 명명 과제와 어휘판단 과제를 실시하였으므로 과제에 따라 공간주의의 영향이 차이가 있는지 직접적으로 검증할 수 있었는데, 두 과제의 특성에 따라 공간주의의 영향이

크게 다르지 않은 것으로 나타났다.

단어빈도에 따른 공간주의의 영향은 수행의 정확도 측면에서 다르게 나타났다. 오반응률에서의 단서효과는 고빈도 단어에 비해 저빈도 단어에서 증가하면서, 공간주의가 주어지는 것은 고빈도 단어에서보다 저빈도 단어에서 정확도를 더 향상시키는 것으로 드러났다. 이러한 양상은 어휘판단 과제와 명명 과제에서 동일하게 나타났다. 이는 McCann 등(1992)이 어휘판단 과제를 사용하여 고빈도 단어, 저빈도 단어에서 유사한 크기의 단서효과를 얻은 것과는 상반된 결과이다. 명명 과제를 사용하여 반복되어 제시되는 단어에서 공간주의의 영향이 감소하는 것을 관찰한 Risko 등(2011)의 결과와는 일관된 결과로 볼 수 있다. 그러나 그 양상에서는 다소 차이가 있었는데, Risko 등의 연구에서는 반응시간에서 반복에 따른 단서효과의 차이가 관찰되었으나 본 연구에서는 정확도에서 빈도에 따른 단서효과의 차이가 관찰되었다. 본 연구에서는 어휘판단 과제, 명명 과제에서 동일한 결과를 얻었기 때문에 두 연구 간 상반된 결과가 나타난 것은 과제의 특성 때문이 아니라는 것을 알 수 있었다.

McCann 등(1992)의 연구에서 관찰되지 않은 효과가 본 연구에서 나타난 것은 고빈도 단어와 저빈도 단어의 단어빈도의 차이를 현저히 만들었기 때문으로 볼 수 있다. 본 연구에서 사용된 고빈도 단어의 평균 단어빈도는 10459였고, 저빈도 단어의 평균 단어빈도는 16으로 그 차이가 현저하였다. McCann 등의 연구에서는 고빈도 단어는 백만 당 100번 이상 등장하는 단어였고, 저빈도 단어는 백만 당 10번 이하 등장하는 단어였는데, 이 차이가 주의의 요구를 다르게 만들기 위해 충분하지 않았을 가능성이 있다. Risko 등(2011)의 연구에서처럼 단어반복을 많이 시켰을 때 반복 여부에 따라 주의의 영향이 다르게 나타난 것도 이러한 가능성을 지지한다고 볼 수 있다. 단어빈도가 꽤 큰 차이가 나야지만 단어빈도에 따른 주의의 영향에서의 차이가 드러나는 것일 수 있다.

공간주의가 시각적 단어 재인을 촉진하는 것은 시각적 처리의 촉진과 관련이 있는 것으로 보인다. 특정 위치로 주의가 향하게 되면 그 영역의 대비 민감도와 공간 해상도가 향상되는 것으로 나타나기 때문이다(Carrasco, 2011). 즉, 주의를 기울인 영역에서는 더 낮은 대비의 자극을 식별할 수 있으며, 더 작은 틈을 식별하는 등 정밀한 시각적 처리가 가능하다는 것이다. 공간주의는 신호를 강화시키거나 노이즈를 감소시킴으로써 시각적 처리에서의 향상을 가져올 수 있다(Carrasco, Giordano, & McElree, 2006). 다른 시각적 자극을 처리하는 것과 마찬가지로 단어를 재인할 때에도 노이즈가 가득한 자극에서 추출해낸 정보를 바탕으로 가능성 있는

단어 표상을 확인하는 것이 필요하다(Norris & Kinoshita, 2012). 공간주의가 주어지게 되면 시각적 신호가 강화되고 노이즈가 감소될 수 있으므로 각 철자의 정체나 위치에 대한 불확실성이 감소되면서 단어 재인이 촉진될 수 있을 것이다.

공간주의가 주어질 때 저빈도 단어의 처리가 더 정확히 이루어지는 기제를 이해하기 위해서는 단어 재인 시에 일어나는 처리 과정에 대해 살펴볼 필요가 있다. 병렬 분산 처리 모형(parallel distributed processing model)에 따르면 단어의 철자열을 제시받을 경우 그 단어와 관련된 철자 단위, 음운 단위, 의미 단위에서 활성화가 일어날 수 있다(Seidenberg & McClelland, 1989). 시각적으로 단어를 보게 되는 경우 먼저 철자 단위에서 활성화가 일어나고 다른 단위로 활성화가 확산이 될 수 있다. 확산된 활성화는 다시 그 단위로 되돌아오기도 하면서 여러 단위가 표상하고 있는 정보들은 상호작용을 일으킬 것으로 가정된다. 단어빈도는 표적 단어와 관련된 정보를 담고 있는 다양한 단위들 간의 연결강도와 관련이 된다(Seidenberg, 2005). 단어빈도가 높은 단어의 단위들은 빈번하게 함께 활성화되면서 단위들 간 연결이 강해질 수 있다. 연결이 강한 경우 하나의 단위로부터 다른 단위로 더 활성화가 강하게 확산될 것으로 볼 수 있다.

고빈도 단어가 시각적으로 제시될 때 관련된 시각적 특질을 담당하고 있는 단위들이 활성화되면 그와 강하게 연결된 철자, 음운, 의미 단위로 활성화의 확산이 잘 일어나면서 관련 정보들이 더 효율적으로 활성화될 수 있다. 고빈도 단어처럼 한 단어의 여러 정보를 표상하고 있는 단위들 간의 연결 강도가 강한 경우 공간주의가 주어지지 않아 시각적 신호가 약하더라도 관련된 단위로 활성화가 충분히 확산이 되면서 재인이 될 만큼 단위들이 활성화될 수 있다. 그러나 저빈도 단어처럼 단위들 간의 연결 강도가 약한 경우 시각적 처리가 저하될 때 관련된 단위로의 활성화 확산이 재인이 될 만큼 충분히 이루어지지 않을 수 있다. 이 경우 공간주의가 주어짐으로써 시각적 신호가 향상될 때 큰 도움이 될 것이고, 주의의 영향이 더 크게 드러날 수 있다. 단서효과가 저빈도 단어에서 더 크게 나타나는 것은 저빈도 단어에서 시각적 처리의 중요성이 더 커질 수 있기 때문일 수 있다.

단어빈도의 영향은 단위들 간의 상호작용을 통해 추가적으로 공간주의가 단어 재인에 미치는 영향을 상쇄할 수 있다. 주의의 부재로 인해 시각적 신호가 약하더라도 고빈도 단어는 단위들 간의 연결 강도가 강하기 때문에 단어와 관련된 음운, 의미 단위들로 활성화 확산이 잘 이루어질 수 있을 뿐 아니라 다시 철자 단위로 활성화가 확산되어 돌아옴으로써 부족한 철자 처리를 보상할 수 있다. 그렇기 때문에 공간주

의가 정확히 단어로 향하지 않아 철자 단위의 활성화가 더 느리고 부정확하더라도 다른 단위로부터의 활성화로 상쇄할 수 있을 것이다. 반면 저빈도 단어는 고빈도 단어에 비해 관련 단위들 간 연결 강도가 약하여 공간주의가 주어지지 않아 시각 신호의 입력이 약할 때 고빈도 단어만큼 단어와 관련된 단위들이 활성화되기 어려울 것이다. 그만큼 철자 단위로 다시 활성화가 확산되기도 어려울 것이고, 다른 단위로부터 철자 단위로 확산되는 활성화의 도움을 받기가 어려우므로 시각적 처리에 의존하는 정도가 더 클 것으로 예측된다. 따라서 시각적 신호의 강도에 영향을 미칠 수 있는 공간주의가 주어지는지 여부가 저빈도 단어의 처리에 더 큰 영향을 미칠 수밖에 없을 것이다.

한 단어와 관련된 특정 단위의 활성화가 촉진되는 것은 결과적으로 그 단어의 처리를 촉진시킨다. 처리의 촉진은 정확도, 속도에서 모두 나타날 수 있음에도 본 연구에서 공간주의로 인한 저빈도 단어에서의 처리 촉진은 정확도 측면에서만 관찰되었다. 반응시간에서 이러한 촉진이 나타나지 않은 한 가지 이유로 공간주의가 신호의 정확한 처리에 주로 영향을 미칠 가능성을 생각해볼 수 있다. 공간주의가 더 정밀한 시각적 처리를 가능하게 한다는 선행 연구의 결과 또한 이러한 가능성을 지지한다고 볼 수 있다(Carrasco, 2011; Carrasco et al., 2006). 공간주의가 시각적 처리에 있어 중요한 역할을 한다는 선행 연구들의 결과를 고려하였을 때, 단어 재인에 영향을 미치는 다양한 시각적 변인들에 따라 공간주의의 영향이 다르게 나타날 가능성이 있다. 추후 연구에서는 단어 재인에서 시각적 변인에 따른 공간주의의 영향을 살펴볼 필요가 있다.

References

- Allen, P. A., Smith, A. F., Lien, M. C., Grabbe, J., & Murphy, M. D. (2005). Evidence for an activation locus of the word-frequency effect in lexical decision. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 31(4), 713-721.
- Balota, D. A., & Chumbley, J. I. (1984). Are lexical decisions a good measure of lexical access? The role of word-frequency in the neglected decision stage. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 10, 340-357.
- Balota, D. A., & Chumbley, J. I. (1985). The locus of word-frequency effects in the pronunciation task: Lexical access and/or production? *Journal of Memory and Language*, 24, 89-106.
- Balota, D. A., & Chumbley, J. I. (1990). Where are the effects of frequency in visual word recognition tasks? Right where we said they were! Comment on Monsell, Doyle, and Haggard (1989). *Journal of Experimental Psychology: General*, 119, 231-237.
- Brysbaert, M., Mandera, P., & Keuleers, E. (2018). The word frequency effect in word processing: An updated review. *Current Directions in Psychological Science*, 27(1), 45-50.
- Carrasco, M. (2011). Visual attention. The past 25 years. *Vision Research*, 51, 1484-1525.
- Carrasco, M., Giordano, A. M., & McElree, B. (2006). Attention speeds processing across eccentricity: Feature and conjunction searches. *Vision research*, 46(13), 2028-2040.
- Gweon, H. W., Kim, S. K., & Lee, H. -W. (2006). The relationship between word frequency and semantic priming effects in Hangeul word recognition. *The Korean Journal of Experimental Psychology*, 18(3), 203-220.
- LaBerge, D., & Brown, V. (1989). Theory of attentional operations in shape identification. *Psychological review*, 96, 101-124.
- Lachter, J., Forster, K. I., & Ruthruff, E. (2004). Forty-five years after Broadbent(1958): Still no identification without attention. *Psychological Review*, 111, 880-913.
- Lee, H. -W., & Lim, Y. -K. (2005). Word frequency effects in normal and visually-degraded conditions in Hangeul word recognition. *The Korean Journal of Educational Psychology*, 19(3), 821-834.
- McCann, R. S., Besner, D., & Davelaar, E. (1988). Word frequency and identification: Do word-frequency effects reflect lexical access? *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 14, 692-706.
- McCann, R. S., Folk, C. L., & Johnston, J. C. (1992). The role of spatial attention in visual word processing. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception & Performance*, 18, 1015-1029.
- McClelland, J. L., & Rumelhart, D. E. (1981). An interactive activation model of context effects in letter perception, Part I: An account of basic findings. *Psychological Review*, 88, 375-407.
- Monsell, S. (1990). Frequency effects in lexical tasks: Reply to Balota and Chumbley. *Journal of Experimental Psychology: General*, 119, 335-339.

- Monsell, S. (1991). The nature and locus of word frequency effects in reading. In D. Besner & G. W. Humphreys (Eds.), *Basic processes in reading: Visual word recognition* (pp. 148-197). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Monsell, S., Doyle, M. C., & Haggard, P. N. (1989). Effects of frequency on visual word recognition tasks: Where are they?. *Journal of Experimental Psychology: General*, 118(1), 43-71.
- Mozer, M. C., & Behrmann, M. (1990). On the interaction of selective attention and lexical knowledge: A connectionist account of neglect dyslexia. *Journal of Cognitive Neuroscience*, 2(2), 96-123.
- Murray, W. S., & Forster, K. I. (2004). Serial mechanisms in lexical access: The rank hypothesis. *Psychological Review*, 111, 721-756.
- Norris, D., & Kinoshita, S. (2012). Reading through a noisy channel: Why there's nothing special about the perception of orthography. *Psychological review*, 119(3), 517-545.
- Posner, M. I. (1980). Orienting of attention. *Quarterly Journal of experimental psychology*, 32(1), 3-25.
- Rayner, K., Pollatsek, A., Ashby, J., & Clifton Jr., C. (2012). *Psychology of reading*. Psychology Press.
- Reynolds, M., & Besner, D. (2006). Reading aloud is not automatic: processing capacity is required to generate a phonological code from print. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 32(6), 1303-1323.
- Risko, E. F., Stolz, J. A., & Besner, D. (2011). Basic processes in reading: On the relation between spatial attention and familiarity. *Language and Cognitive Processes*, 26, 47-62.
- Robidoux, S., Rauwerda, D., & Besner, D. (2014). Basic processes in reading aloud and colour naming: Towards a better understanding of the role of spatial attention. *Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 67(5), 979-990.
- Schilling, H. E., Rayner, K., & Chumbley, J. I. (1998). Comparing naming, lexical decision, and eye fixation times: Word frequency effects and individual differences. *Memory & Cognition*, 26(6), 1270-1281.
- Seidenberg, M. S. (2005). Connectionist models of word reading. *Current directions in psychological science*, 14(5), 238-242.
- Seidenberg, M. S., & McClelland, J. L. (1989). A distributed, developmental model of word recognition and naming. *Psychological review*, 96(4), 523-568.
- Waechter, S., Besner, D., & Stolz, J. A. (2011). Basic processes in reading: Spatial attention as a necessary preliminary to orthographic and semantic processing. *Visual Cognition*, 19, 171-202.
- Yantis, S., & Jonides, J. (1990). Abrupt visual onsets and selective attention: voluntary versus automatic allocation. *Journal of Experimental Psychology: Human perception and performance*, 16(1), 121-134.
- Yonsei Institute of Language and Information Studies (1998). The word frequency of contemporary Korean. Yonsei university. CLID-WP-98-02-28.

시각적 단어 재인에서 공간주의의 영향

이고은¹, 이해원¹

¹이화여자대학교 심리학과

본 연구에서는 시각적 단어 재인에서 공간주의가 미치는 영향을 살펴보았다. 공간주의의 영향은 자극이 제시되는 위치에 공간 단서를 제시하거나(타당 단서), 자극이 제시되지 않는 위치에 공간단서를 제시하는 경우(비타당 단서)의 수행을 비교한 단서효과 크기로 살펴볼 수 있다. 대표적 시각적 단어 재인 과제인 명명 과제와 어휘판단 과제에서 단서효과가 나타나는지, 단서효과 크기가 단어빈도에 따라 차이가 나는지를 살펴보았다. 실험 결과, 명명 과제, 어휘판단 과제에서 유사한 크기의 단서효과가 관찰되면서 시각적 단어 재인에서 공간주의가 영향을 미치는 것으로 나타났다. 고빈도 단어에서보다 저빈도 단어의 정확도에서 더 큰 단서효과가 나타나면서 공간주의의 영향은 저빈도 단어에서 더 큰 것으로 나타났다. 본 연구의 결과는 단어 처리 모형의 관점에 의해 논의되었다.

주제어: 공간주의, 단어재인, 단어빈도, 단서효과, 한글

부 록

I. 실험 1의 단어 자극 목록

목록 1		목록 2			
한가운데	세계관	독서	공산주의	올타리	집회
가장자리	아궁이	기후	외할머니	교무실	모기
허수아비	사다리	비석	이부자리	포도주	거절
벼드나무	지렁이	탄식	우두머리	본보기	관용
동그라미	울가미	통금	보금자리	소지품	응급
벼슬아치	보름달	통지	하루살이	식료품	기밀
수도꼭지	무전기	개학	아지랑이	연기자	썰매
오두막집	여드름	습도	내리막길	포장지	육교
뭉게구름	책갈피	괄호	횡단보도	집배원	소품

II. 실험 2, 실험 3의 단어 자극 목록

고빈도 단어		저빈도 단어			
목록 1	목록 2	목록 1	목록 2		
마음	문제	사극	세액		
아이	인간	단죄	자필		
오늘	생활	독침	등본		
모양	머리	언변	짬통		
이름	학생	과식	교본		
정치	고개	설빔	별궁		
바람	하늘	망울	문틀		
아침	시대	안약	압정		
운동	순간	암산	회원		
국가	남편	음치	입고		
국민	사건	서체	난투		
행동	전화	쇄골	수육		
경제	과정	비지	보색		
하루	노인	희석	퇴고		
조직	자연	이륙	연근		
상황	생명	땀샘	괴도		
공장	경험	실온	고름		
실제	사업	검표	압송		
정책	집단	식기	작약		
역할	원인	춧농	난간		