

Multinomial Processing Tree Modeling of the Effects of Cognitive Load on Pain Empathy*

Seongyun Kim¹, Do-Joon Yi^{1†}

¹Department of Psychology, Yonsei University

Empathy for others' pain may arise spontaneously, but it needs to be modulated by top-down factors to produce desirable outcomes. To understand such controlled processes of pain empathy, we analyzed the effects of cognitive load on identifying others' pain. In a pain identification task, participants viewed successive prime and target images depicting another person's hand or foot in painful or nonpainful situations and judged the target experience as painful or nonpainful while ignoring the prime images. Participants performed pain identification with or without a concurrent color memory task. To dissociate the processes involved in pain empathy, we fitted a three-parameters multinomial processing tree model to the pain identification responses, as suggested by Cameron and colleagues (2017). The results showed that the estimate of Intentional Empathy, a parameter for controlled processes, decreased with working memory loads. In contrast, the estimates of Unintentional Empathy, a parameter for automatic processes, and Response Bias did not change. Furthermore, Intentional Empathy was positively correlated with the working memory capacity of individual participants. This study demonstrated capacity-limited aspects of pain empathy and suggests that working memory capacity could be a critical factor in better understanding individual differences in pain empathy.

Keywords: cognitive load, pain empathy, multinomial processing tree modeling, working memory, working memory capacity

1차원고접수 22.09.22; 수정본접수: 22.10.26; 최종게재결정 22.10.26



Copyright: © 2022 The Korean Society for Cognitive and Biological Psychology. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0(<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) which permits use, distribution and reproduction in any medium, provided that the article is properly cited and the use is non-commercial.

이론적 배경

공감은 타인의 감정을 이해하고 공유하는 정신 기능으로서 건설적인 사회적 관계의 기초가 된다. 특히 타인의 불행을 가엾게 여기는 마음가짐은 개인의 적대적인 충동을 억제하고 이타적인 동기를 고양시키며 협동을 촉진한다(Decety & Cowell, 2018). 맹자는 이러한 마음가짐을 측은지심(惻隱之心)이라 부르고, 측은지심이 없이는 인간이 아니며(無惻隱之心 非人也, 무측인지심 비인야), 어진 사고와 행동이 측은지

심에서 시작된다고 보았다(惻隱之心 仁之端也, 측은지심 인지단야). 맹자의 생각은 공감에 관한 현대적 관점에 잘 들어 맞는다. 공감-이타심 가설에서도 순수한 이타 행동은 타인에 대한 공감적 염려가 선행되어야만 생겨날 수 있다고 가정한다(Batson et al., 1991). 일반적으로 사람들은 타인의 고통에 자동으로 공명하는 성향을 선호하고 의로운 심성으로 대우하고, 그런 성향이 부족한 경우를 정신병리적인 문제에 연결지어 취급하곤 한다(Baron-Cohen, 1995; Drayton et al., 2018). 그러나 무조건적인 감정 반응이 공감의 전부는 아니

* 본 연구는 2017년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행되었음(NRF-2017S1A5A2A01024313).

† 교신저자: 이도준, 연세대학교 심리학과, (03722) 서울 서대문구 연세로 50, E-mail: dojoon.yi@yonsei.ac.kr

다. 타인의 고통과 내가 공감하는 고통이 같다고 보장할 수 없기 때문에(Jackson et al., 2006), 공감은 각자의 관점과 여건 등 상황 요인에 관한 인지적 평가를 바탕으로 조율되어야 바람직한 결과로 이어질 수 있다.

공감 이론들은 통증 공감의 다면적 특성을 자동 과정과 통제 과정으로 구분한다(Craig et al., 2010; Decety & Jackson, 2004). 자동 과정은 지각 입력에 의해 자발적으로 활성화되어 상향적인 방식으로 작동하는 정보처리를 말한다. 이 과정은 자신과 타인을 연결하는 강력한 동질감을 근거로 하여(Gallese, 2003), 체화된 무의식적 시뮬레이션을 통해 타인의 고통을 관찰자의 내부에 재현한다(Decety & Lamm, 2006). 반면, 통제 과정은 의식적이고 성찰적인 과정으로서 하향적인 조절을 통해 공감에 융통성을 부여한다(Decety & Lamm, 2006). 개인은 타인의 감정에 수동적으로 공명하지 않고 개인적 특성과 사회적 맥락, 과제의 인지적 요구에 따라 다르게 반응할 수 있다(Cheng et al., 2007; Gu & Han, 2007; Singer et al., 2006). 자동 과정이 유아기에서부터 기초적인 형태(예, 정서적 전염)로 등장하는 것과 달리, 이러한 조절은 개인이 자신의 감정과 타인의 감정을 구분할 수 있을 만큼 정서적으로 성숙한 후에 발현된다(Decety & Meyer, 2008).

자동성과 통제의 영향을 분리하기 위해 자주 사용되는 방법은 암묵적 수행과 외현적 수행을 비교하는 것이다. 암묵적 과제는 역치하 자극을 활용하거나 참가자의 의도가 덜 개입되는 객관적 반응을 수집하는 데 비해, 외현적 과제는 설문이나 평정의 형식으로 참가자가 신중하게 결정한 주관적 반응을 수집한다. 연구자들은 두 수행의 해리를 서로 독립적인 두 과정이 존재한다는 증거로 활용해왔다(Avenanti et al., 2010; Forgiarini et al., 2011; Mathur et al., 2014; Yamada & Decety, 2009). 그러나, 이러한 방법은 종종 해석상의 문제를 동반한다(Payne, 2005). 우선, 기저 과정의 차이와 과제 자체의 차이를 구분하기 쉽지 않다. 암묵적 수행과 외현적 수행이 다른 이유는 단지 민감도, 측정 단위, 혹은 신뢰도 같은 과제 특성이 다르기 때문일 수 있다. 또한, 과제간 해리는 한 과제의 반응이 오로지 한 가지 과정에 의해 산출되는 것처럼 오해를 일으킨다. 암묵적 수행이 오로지 자동 과정에만 의존하는 것은 아니고, 외현적 수행에서 자동 과정이 제외되는 것도 아니다. 이러한 ‘과정 순수성(process pure)’ 가정과 달리, 모든 반응은 여러 자동 과정과 통제 과정이 얽힌 산출물이다(Jacoby et al., 1992; Sherman & Klein, 2020).

다항과정트리 모델링

과제간 해리 방법의 대안으로서 다항과정트리(multinomial processing tree, MPT) 모델링을 활용할 수 있다. MPT는 범주화된 반응(예, 정반응과 오반응)이 잠재적인 인지 과정(예, 자동 과정과 통제 과정)의 조합에 의해 생겨나는 상황을 공식으로 표현한다(Batchelder & Riefer, 1999). 기본 가정은 각 반응 범주가 하나 혹은 그 이상의 과정 연쇄에서 발생한다는 것이다. 가령, 한 과제에서 올바른 통증공감은 자동 과정만 성공해도 되는 경우가 있고, 통증 과정도 성공해야 되는 경우가 있을 수 있다. MPT는 이러한 모든 경우를 나무의 형태로 표시한다. 뿌리처럼 보이는 첫 노드에서 과정 연쇄가 시작되고, 각 과정의 성패에 따라 중간 노드에서 가지가 분기되며, 종말 노드에서 관찰가능한 반응 범주가 제시된다. 각 과정의 성패 확률은 파라미터로서 공식에 반영되고, 실제 반응분포에 적합되어(fitted) 0부터 1사이의 추정값을 갖게 된다. MPT는 과정 순수성을 가정하지 않으므로 과제간 해리 방법의 한계를 보완할 수 있고 변량분석같은 전통적인 방법으로는 불가능한 방식으로 통증공감의 기저 과정을 검증할 수 있다.

Cameron 등(2017)은 통증공감에 MPT 모델링을 처음으로 적용하였다. 이들은 연속점화(sequential priming) 절차를 사용하여, 점화된 자동성이 표적에 대한 공감에 미치는 영향을 측정하였다. 점화자극과 표적자극은 각 시행에서 같거나(일치 조건) 다를 수 있었는데(불일치 조건), 그 내용은 엄지손가락에 주사바늘이 꽂힌 장면(통증 사진)이나 면봉 끝이 닿아 있는 장면(무통증 사진)이었다. 참가자의 과제는 점화자극을 무시한 채 표적자극이 통증 사진인지 아닌지 판단하는 것이었다(‘통증판단 과제’). 첫 번째 실험에서는 시간압박의 효과를 검증하기 위해 참가자에게 400ms이나 800ms의 반응시한(deadline) 이내에 반응하게 하였다. 실험 결과, 반응시한이 800ms일 때보다 400ms일 때 오류율에서 일치성 효과(congruency effect = 불일치 조건 - 일치 조건)가 더 컸다. 이러한 결과는 시간압박이 클 때 통증공감이 자동 과정에 더 의존했기 때문일 수도 있지만 통제 과정에 덜 의존했기 때문일 수도 있다. 두 가능성을 확인하기 위해 연구자들은 Fig. 1의 MPT 모형을 도입하였다.

Cameron 등(2017)의 MPT 모형은 의도적 공감(intentional empathy, *IE*), 비의도적 공감(unintentional empathy, *UE*), 반응 편향(response bias, *RB*)의 세 가지 파라미터로 구성되었다. ‘의도적 공감’은 의도한 대상과 감정을 공유할 확률이며, 이 실험에서 참가자가 표적 사진의 신체가 고통을 겪는

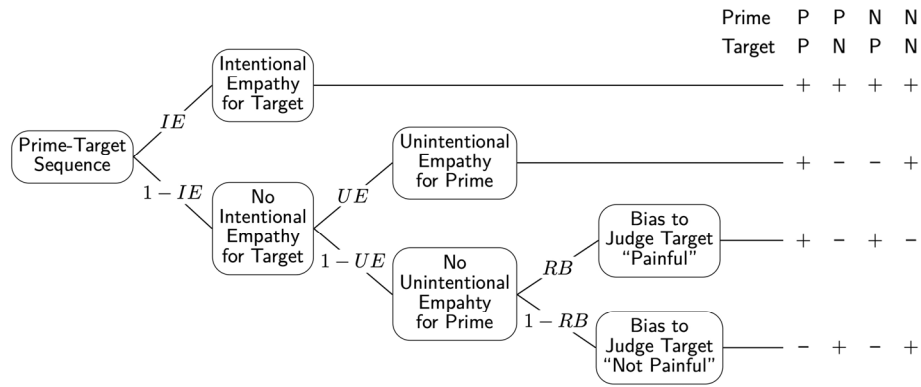


Figure 1. Multinomial processing tree model. Three parameters are *IE* (intentional empathy), *UE* (unintentional empathy), and *RB* (response bias). The prime and target contents are represented by either P ('Pain') or N ('No-pain').

지를 정확히 판단하는 정도를 가리킨다. 이 파라미터는 과정 해리 절차(process dissociation procedure, PDP; Jacoby, 1991; Payne, 2001)의 '통제(C)' 파라미터를 닮았다. 통제 개념 자체는 계획, 점검, 선택, 억제 등 다양한 하위기능의 조합을 뜻하지만(Norman & Shallice, 1986), 본 모형에서 의도적 공감은 과제에 적합한 정보에 정신자원을 집중하는 집행기능에 가깝다(Payne, 2005). 따라서 의도적 공감이 작동하면(*IE*), 마치 점화자극이 없는 듯 표적자극만 인식되고, 참가자는 모든 점화-표적 조합에서 올바른 통증판단을 내리게 된다. 한편, '비의도적 공감'은 의도하지 않은 대상의 감정을 공유할 확률이며, 이 실험에서 점화자극이 반응을 결정하는 정도를 뜻한다. 이 파라미터는 과정해리 절차의 '자동성(A)' 파라미터와 같다. 본 모형에서 비의도적 공감은 의도적 공감이 실패한 경우($1 - IE$)에만 반응에 영향을 끼친다. 비의도적 공감이 작동하면($(1 - IE) \times UE$), 점화자극과 표적자극이 같은 시행(일치조건)에서만 정반응이 산출된다. 마지막으로, '반응 편향'은 참가자가 표적이나 점화의 내용과 상관없이 "통증자극"이라고 응답하는 확률이다. 이 파라미터는 의도적 공감과 비의도적 공감이 모두 실패했을 때($(1 - IE) \times (1 - UE)$)에만 반응을 결정할 수 있다. 반응 편향에 의해 산출된 "통증자극" 반응은 통증사진이 표적으로 제시된 시행에서 정반응이 되고($(1 - IE) \times (1 - UE) \times RB$), "무통증자극" 반응은 무통증사진이 표적으로 제시된 시행에서 정반응이 된다($(1 - IE) \times (1 - UE) \times (1 - RB)$).

연구자들이 이 모형을 정오반응 빈도에 적합한 결과, 시간 압박의 효과는 의도적 공감 추정치(*IE*)에서 가장 두드러졌다. 반응시한이 800ms일 때보다 400ms일 때 의도적 공감 추정치가 유의미하게 감소하였다. 그에 비해, 비의도적 공감 추정치(*UE*)에서는 시간 압박의 효과가 유의미하지 않았다. 반응 편향 추정치(*RB*)는 800ms일 때보다 400ms일 때 유의미

하게 증가했다. 이 결과는 오류를 분석에서 얻은 시간압박의 효과가 자동 과정의 변화가 아닌, 통제 과정의 변화에 기인한다는 것을 의미한다. 또한, 과제 특성이나 과정 순수성(process pure) 문제를 우려할 필요 없이, 한 과제의 행동자료에서 자동적 공감과 통제된 공감, 그리고 공감에 관련이 없는 반응 편향의 효과를 분리할 수 있다는 면에서 MPT 모델링의 장점을 분명하게 한다.

연구 목적

본 연구는 인지부하가 통증공감에 미치는 영향을 검증하기 위해 수행되었다. 인지부하는 과제를 수행하는 데 필요한 정신적 노력을 의미한다. 어느 한순간에 가용한 인지적 자원은 제한되어 있으므로, 어떤 과제가 수반하는 인지부하는 동시에 진행되는 다른 과제의 수행에 영향을 끼칠 수 있다(Kahneman, 1973). 연구자들은 자동 과정과 통제 과정을 구별하기 위해 인지부하의 영향에 주목하였다. 두 과정을 구분 짓는 중요한 특징 중 하나는 '효율성(efficiency)'이다(Anderson, 2018; Bargh, 1994; Kahneman & Treisman, 1984; Logan & Cowan, 1984). 자동 과정은 높은 효율 덕분에 정신적 노력을 덜 필요로 하므로, 인지적 자원이 고갈된 상황에서도 발생할 수 있고 다른 과제에서 유발된 간섭에서 자유롭다. 한편, 통제 과정은 과부하가 발생하지 않도록 정보의 흐름을 조율하는 일련의 기능으로 이해할 수 있다. 이 기능에는 지각 정보를 선택하고, 간섭을 해소하며, 맥락 정보를 유지하는 세부 과정이 포함된다. 이러한 점에서 인지부하의 영향은 자동 과정과 통제 과정을 구분하는 리트머스 역할을 한다.

선행연구들은 개인이 인지적 과부하로 인해 사회정서 행동을 제어하지 못하는 상황을 보고해왔다. 가령, 평등주의

신념을 가진 사람은 늘 편견을 피하려고 노력하겠지만, 주의 산만, 피로, 시간압박을 겪게 되면 자신의 행동을 검토하지 못하고 의도치 않게 차별 행위를 할 수 있다(Devine et al., 1991). 인지부하의 영향으로 인해 개인의 의도가 자동으로 활성화된 편견으로부터 분리된 것이다. 마찬가지로, 인지부하는 통증 공감에서도 통제 과정을 마비시키고 자동 과정이 감정과 판단을 주도하게 만드는 조건일 수 있다. 그러나 관련 연구에서 보고된 결과는 일관적이지 않다. 예를 들어, 참가자가 아기 울음소리를 듣는 동안 다수의 알파벳 철자를 암송하게 하면, 아기를 돌보려는 의향은 감소하고 방치하려는 의향은 증가했다(Hiraoka & Nomura, 2016). 즉, 인지부하가 통증공감을 감소시킨 것이다. 기능성 자기공명영상 연구도 비슷한 결과를 보고하였다. 타인이 슬퍼하는 영상을 수동적으로 관찰하거나 공감하는 조건과 작업기억 과제를 병행하는 조건을 비교했을 때, 작업기억 부담이 공감 평정치와 정서공감에 관여하는 뇌영역의 활동을 모두 감소시켰다(Rameson et al., 2012). 최근 연구들은 또 다른 결과를 보고하였다. 타인의 통증 표정을 보고 공감 정도를 평정하는 단일과제 조건과 작업기억 과제를 동시에 병행하는 이중과제 조건을 비교했을 때, 한 연구는 이중과제 조건의 통증공감이 단일과제 조건보다 더 크다고 보고했지만(Tremblay et al., 2021, 연구 2) 다른 연구는 두 조건의 차이를 발견하는 데 실패했다(Bajouk & Hansenne, 2019).

이처럼 인지부하가 통증공감에 미치는 영향이 일관적이지 않은 이유를 단정하기는 어렵다. 실험 자극(울음소리, 표정, 일상 장면), 일차 과제(정서강도 평정, 공감 평정, 관찰), 인지부하 과제(기억항목 유형과 개수) 또는 측정 대상(행동, 혈류량)이 연구마다 다르기 때문이다. 그러나 선행연구들은 공통으로 과제간 해리 방법에 의존하였고 과정 순수성을 가정했다는 면에서 한계를 가진다. 종속변수에는 자동적이거나 통제된 공감 과정뿐만 아니라 반응편향처럼 공감에 관련되지 않은 작용이 모두 반영될 수 있다. 특히, 평정치는 사회적으로 바람직한 방향으로 편향될 가능성이 있다. 뇌영상 결과를 통한 역추론으로도 과제간 해리의 한계를 극복할 수는 없다(Poldrack, 2006). 인지부하가 통증공감에 끼치는 영향을 파악하려면 세부과정에 관한 구체적인 모형이 필요하다. 이를 고려할 때, Cameron 등(2017, 실험 1)의 연구는 좋은 출발점이 된다. 이들의 연속점화 절차는 평정법에 비해 사회적 기대에 의해 편향될 가능성이 적고(Paulhus & Reid, 1991), 통증과 무통증 여부가 분명한 장면을 실험자극으로 사용하여 통증판단에 주관적 해석이 개입될 필요가 없었다(Jackson et al., 2005; Lamm et al., 2007). 또한, MPT 모델링은 통증

공감에 관여하는 인지과정들을 확률적으로 기술함으로써 과정 순수성을 가정할 필요 없이 실험 조건들을 비교할 수 있었다.

본 연구는 Cameron 등(2017, 실험 1)의 결과를 재현하면서 두 가지 다른 방법을 시도하였다. 첫째, 시간압박 대신 작업기억 이중과제를 사용하였다. 작업기억은 복잡한 인지과제를 수행하는 데 필요한 소량의 정보를 단기간 저장하고 조작하는 기능이다(Baddeley, 1992). Cameron 등은 통증판단 과제에 반응시한(deadline)을 두고, 이를 줄여서 인지부하를 가했다. 이 방법은 효과적이지만, 개별 참가자가 경험하는 시간압박의 크기를 정량화하기가 어렵다. 증가된 시간압박이 미치는 영향은 참가자마다 다르기 마련이다. 인지 용량이 작은 참가자일수록 시간압박으로 인해 더 큰 어려움을 경험할 것이다. 따라서 만약 MPT 모형이 인지부하에 민감하다면, 해당 파라미터의 추정치가 작업기억 용량의 개인차와 상관을 보여야 한다. 이러한 개인차는 MPT 모형의 타당성을 입증하는 증거로 추가될 수 있다. 시간압박에 비해, 작업기억 과제는 객관적인 수행을 근거로 개인별 용량을 추정할 수 있다는 장점을 가진다(Cowan, 2001; Pashler, 1988; Rouder et al., 2011). 이를 활용하여 본 연구는 작업기억 용량의 개인차와 통증공감 파라미터의 관계에 관한 가설들을 검증할 수 있었다.

둘째, 반응시한(deadline)을 과제 수행이 아닌, 분석 단계에서 사용하였다. MPT는 범주화된 반응에 관한 모형이므로, 통증판단 과제의 수행을 모델링하려면 점화-표적 일치효과가 반응시간이 아닌 정오답 빈도에 반영되어야 한다. 이를 위해 Cameron 등(2017)은 조건별로 다른 반응시한을 정하고, 참가자에게 반응시한 내에 응답하도록 지시했다. 누락된 반응을 오답으로 분류함으로써 일치 시행보다 불일치 시행의 오답 빈도를 증가시킬 수 있었다. 그와 달리, 본 연구는 사후 반응시한(post-hoc deadline) 절차를 사용하였다(Lindsay & Jacoby, 1994; Salthouse et al., 1997; Spieler et al., 1996). 이 절차에서 참가자는 조건에 상관없이 항상 정확하고 빠르게 응답하도록 지시받았다. 반응시한을 의식할 필요가 없으므로, 참가자가 과제를 이해하기 쉬웠고 조건별로 다른 통증판단 전략을 채택할 가능성이 낮았다. 수집된 응답 자료는 임의의 반응시한을 기준으로 사후에 분류되었다. 가령, 사후 반응시한이 t 초인 분석에서는 표적 출현 후 t 초 이상 지난 응답들을 누락된 반응으로 간주하여 오답으로 분류하였다. 예비실험¹⁾ 결과에서 사후 반응시한을 1초로 설정했

1) 비대면 온라인으로 진행된 예비실험에 총 52명이 참여하였다. 각 시행은 색상이 다른 정사각형 네 개가 작업기억 표본으로 제시되면서

을 때 MPT 모형에서 작업기억 부담의 효과가 관찰되었으므로, 본 실험에서 그 결과를 재현하였다. 반응시한에 의한 모형 파라미터의 시간적 변화(timecourse)를 파악하기 위해 사후 반응시한을 2초로 설정한 분석 결과도 함께 보고하였다. 반응시한이 길수록 정반응 빈도는 누적된다. 따라서 사후 반응시한이 1초일 때보다 2초일 때 정반응 빈도는 더 높고 오 반응 빈도는 더 낮다.

실험 가설

본 실험은 참가자가 통증판단 과제만 수행하는 ‘저부하’ 구획과 작업기억을 활용하는 동안 통증판단 과제를 수행하는 ‘고부하’ 구획의 통증 공감을 비교하였다. 통증판단 과제는 점화-표적 일치 시행과 불일치 시행으로 구성되었다. 실험 후, 통증판단 반응에 ‘1초’와 ‘2초’의 사후 반응시한을 각각 적용하여 MPT 모델링에 적합한 정오반응 빈도를 구하였다. 사후 반응시한을 적용한 행동자료에 대하여 비모형(model-free) 분석과 MPT 모형 분석을 각각 실시하였다. 실험 가설은 사후 반응시한이 1초일 때 MPT 모형 분석 결과에 초점을 두었다. 구체적인 가설은 다음과 같다. 첫째, 통증판단 과제만 수행하는 저부하 조건에 비해, 작업기억 과제를 병행하는 고부하 조건의 의도적 공감(IE)은 감소하지만 비의도적 공감(UE)은 변하지 않을 것이다. 이 가설은 Cameron 등(2017)이 참가자에게 시간압박을 가했을 때 얻은 결과와 같다. 한편, 반응 편향(RB)은 공감에 직접 관련된 과정을 반영하지 않으므로 작업기억 부담의 영향을 구체적으로 예측하지 않았다. Cameron 등(2017)에서는 인지부하와 함께 반응 편향이 증가했으나(즉, “통증” 응답 빈도 증가), 일반적으로 일치 시행과 불일치 시행의 비율이 같으면 반응 편향이 변할 이유가 없다. 둘째, 작업기억 용량은 의도적 공감(IE)과 정적인 상관을 보이고, 다른 과정과는 상관을 보이지 않을 것이다. 작업기억은 참가자가 과제 목표를 능동적으로 유지함으로써 적절한 정보에 주의초점이 유지되도록 지원한다. 따라서, 작업기억 용량이 큰 참가자일수록 점화자극이

아닌 표적자극에 선택적으로 공감하기가 쉬울 것이다.

방법

참가자

예비실험에서 인지부하가 MPT 모형의 IE 파라미터에 끼친 효과크기($w = .06$)를 근거로 G*Power 소프트웨어(Faul et al., 2007)를 사용하여 본 실험에 필요한 참가자 수를 계산하였다. 통계적 유의도 = .05와 검정력 $1 - \beta = .95$ 으로 예비실험을 재현하려면 저부하 조건과 고부하 조건에 각 3,610개씩, 총 7,220개의 관찰치가 필요하였다. 각 참가자가 256 시행을 수행하므로 최소 29명의 참가자를 모집할 필요가 있었다. 이에 본 연구는 비대면 온라인 실험의 높은 중도 탈락 비율과 낮은 과제 집중도를 고려하여 본교 학부생 49명을 참가자로 모집하였다. 이들 중 실험 참여를 중도에 포기한 3명과 과제 수행이 저조한 8명(‘가외치 판정’ 참조)을 제외한 총 38명(평균 21.2세, 여성 20명)의 자료를 분석하였다. 모든 참가자는 실험 전에 참가동의서를 제출하고, 실험 종료 후 심리학과목 이수를 위한 크레딧을 지급받았다.

장치와 자극

참가자는 자신의 랩탑이나 데스크톱 컴퓨터로 PsychoPy/Pavlovía 플랫폼(www.pavlovía.org)에 접속하여 과제를 수행하였다(Peirce et al., 2019). 통증판단 과제는 선행연구에서 자주 사용된 바 있는 여덟 가지 장면을 자극으로 활용하였다(예, Jackson et al., 2005; Lamm et al., 2007). 네 장면은 손이나 발에 물리적 통증이 가해지는 내용을 담고 있었고, 이와 시각적으로 비슷하지만 통증과 상관없는 내용이 다른 네 장면에 담겨있었다. Cameron 등(2017)은 통증 사진과 무통증 사진을 각각 한 개만 사용하였다. 그러나 그 경우에 참가자는 통증을 공감할 필요 없이 단순한 자극-반응 연합(예: 바늘-우측 버튼 누르기, 면봉-좌측 버튼 누르기)에 의존하여 과제를 수행할 수 있다. 이를 우려하여 본 실험에서는 통증 및 무통증 장면을 각각 네 개씩 선정하였고, 더 나아가 장면당 물체 색상이나 신체 좌우가 다른 두 장의 사진(총 16장, Fig. 2A)을 제시하여 참가자의 반응이 습관화되지 않도록 조치하였다. 작업기억 과제에서는 기억표본으로서 빨강, 파랑, 초록, 노랑, 검정, 하양, 자홍, 청록 색상의 정사각형을 사용하였다. 모든 자극은 회색 배경의 중앙에 제시되었다.

설계와 절차

본 실험은 2 x 2 참가자내 요인으로 설계되었다. 첫 번째

시작되었다. 저부하 구획에서는 곧바로 작업기억 검사가 진행된 후 통증판단 과제가 시작되었고, 고부하 구획에서는 통증판단 과제가 먼저 끝난 다음에 작업기억 검사가 진행되었다. 그밖에 방법과 분석 절차는 본 실험과 같았다. 참가자들의 과제 수행이 전반적으로 저조하였으므로 작업기억이나 통증판단 수행이 하위 30%에 속하는 참가자들을 제외한 31명의 자료를 분석하였다. 그 결과, 1초의 사후 반응시한을 적용했을 때, 저부하 구획보다 고부하 구획에서 IE 추정치가 유의미하게 작았다($IE_{low} = .30$, $IE_{high} = .19$, $\Delta G^2(1) = 28.64$, $p < .001$, $w = .06$). UE 추정치($UE_{low} = .27$, $UE_{high} = .22$)와 RB 추정치($UE_{low} = .56$, $UE_{high} = .55$)는 인지부하에 따른 변화를 보이지 않았다.

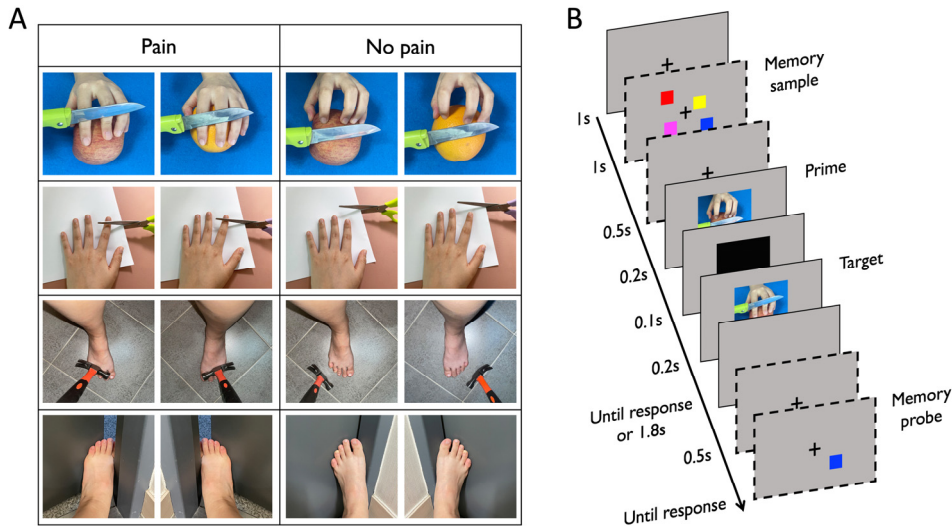


Figure 2. Experimental stimuli and procedure. A. Pictures of body parts in either ‘pain’ or ‘no-pain’ situations. B. An example of ‘no-pain prime, pain target’ trials. Screens with dashed outlines were shown in ‘high load’ blocks, but not in the ‘low load’ blocks. In high load blocks, a memory probe was shown at 2 s after a target onset unless a pain identification response was registered. In low load blocks, a new trial was not initiated until a pain identification response was registered.

요인인 ‘일치성(Congruency)’은 통증판단 과제의 한 시행에서 제시된 두 사진(점화자극과 표적자극)의 관계를 반영한다. 사진 하나는 통증 자극이고 다른 하나는 무통증 자극인 불일치(incongruent) 시행보다, 두 사진이 모두 통증 자극이거나 모두 무통증 자극인 일치(congruent) 시행의 통증판단이 촉진될 것이다. 두 번째 요인인 ‘부하(Load)’는 작업기억 과제 유무를 의미한다. 참가자는 통증판단 과제만 수행하는 저부하(low load) 구획과 통증판단 과제를 작업기억 과제와 함께 수행하는 고부하(high load) 구획을 번갈아 4회씩 수행하였다. 각 구획은 32시행으로 구성되었으며, 점화자극의 통증 관련성, 표적자극의 통증 관련성, 사진 자극 개수의 조합(2 x 2 x 8)이 한 번씩 제시되었다. 구획 순서는 참가자간 역균형화 되었고, 구획내 시행은 무작위 순서로 제시되었다.

각 시행의 절차를 Fig. 2B에 제시하였다. 고부하 구획의 시행은 응시점(검정 ‘+’)이 1초간 출현하며 시작되었다. 그다음, 각 사분면에 한 개씩, 색상이 다른 네 개의 정사각형이 기억 표본으로서 1초간 등장했다가 사라졌다. 참가자는 기억 표본의 색상과 위치를 정확히 기억해두어야 했다. 이후 0.5초가 지나면, 점화자극과 표적자극이 차례대로 0.2초씩 등장했다. 참가자가 점화자극과 표적자극을 쉽게 구분할 수 있도록, 두 사진 자극 사이에 같은 크기의 검은 사각형을 0.1초 동안 제시하였다. 참가자는 점화자극의 내용을 무시한 채 표적자극이 통증 장면이면 ‘k’ 버튼을, 무통증 장면이면 ‘l’ 버튼을 오른손으로 빠르고 정확히 눌러야 했다. 반응이 입력되거나 반응 입력 없이 1.8초가 지나면 응시점이 0.5초 동안

제시된 후, 기억 탐사자극이 제시되었다. 이때, 참가자는 탐사자극으로 제시된 정사각형의 색상과 위치 모두 표본 중 하나와 일치하면 ‘s’ 버튼을, 색상과 위치 중 하나라도 일치하지 않으면 ‘d’ 버튼을 왼손으로 눌러야 했다. 통증판단 반응에서는 반응 속도와 정확도가 모두 강조되었지만, 작업기억 반응에서는 정확도만 강조되었다. 과제별 버튼 할당은 참가자간 역균형화 되었다. 기억 반응이 입력되면 1초 후에 새로운 시행이 시작되었다. 한편, 저부하 구획에서는 기억 표본과 탐사자극이 제시되지 않았으므로, 참가자가 공감판단 반응을 입력해야만 시행이 끝나고 다음 시행으로 전환될 수 있었다. 이 조치는 불성실한 참가자가 반응을 입력하지 않아도 실험이 계속 진행되는 것을 방지하기 위해 도입되었다. 본 실험을 수행하기 전에 참가자는 저부하 구획과 고부하 구획에서 각각 16회씩 연습시행을 수행하였다. 연습시행에서는 매 시행 종료 후 각 응답에 대한 피드백이 제시되었다. 본 실험에서는 피드백이 주어지지 않았다.

통계 분석

R 환경에서 결과를 분석하였다(R Core Team, 2022). 통증판단 과제의 오류율이 정규성 가정에 부합하지 않았으므로 (Shapiro-Wilk 검정 $W = .90, p < .01$), 오류율과 반응시간을 모두 순열검정(permutation test)으로 분석하였다(Efron & Tibshirani, 1994). Permuco 패키지(Frossard & Renaud, 2021)와 MKinfer 패키지(Kohl, 2020)로 순열검정을 실시하였고, Superpower 패키지(Lakens & Caldwell, 2021)로 효

과크기를 계산하였다. 다항과정트리모형 분석은 MPTinR 패키지(Singmann & Kellen, 2013)를 사용하였다. 통계적 유의도는 $p < 0.05$ 여부를 기준으로 판정하였고, 유의도 보정이 필요한 경우에는 Bonferroni 절차를 적용하였다. 결과분석에 사용된 R 코드를 원자료와 함께 Github 사이트에 공개하였다(<http://cogneuro.github.io/loadedEmpathy>).

결 과

가외치(outliers) 판정

중도포기자를 제외한 참가자 46명 중, 과제 수행이 예외적으로 저조한 이들을 구별하기 위해 상자그림 방법(boxplot method; Tukey, 1977)을 적용하여 오류율을 분석하였다. 통증판단 오류율은 양의 방향으로 꼬리가 긴 분포를 보였다. 다수의 참가자가 10% 미만의 오류를 범했으나 오류율이 우연수준(50%)을 넘는 참가자들도 있었기 때문에, 평균값(11.27%)이 세 번째 사분위 점수(Q3 즉, 상위 75% 기준 점수 = 9.28%)보다 컸다. 따라서 Q3에서 사분위 구간(interquartile range, IQR = $Q3 - Q1 = 6.45\%$)의 1.5배 이상($> 18.95\%$) 오류를 범한 참가자 여덟 명을 가외치로 판정하였다. 한편, 작업기억 오류율은 최소 2.34%에서 최대 52.34%까지 비교적 고르게 분포했으므로, 같은 방법으로는 가외치를 정할 수 없었다($Q3 + 1.5 \times IQR = 54.69\%$). 그러나 작업기억 오류율 상위 열 명 중 일곱 명은 이미 통증판단에서 가외치로 분류된 여덟 명에 속했으므로, 가외치 참가자를 더는 추가하지 않았다. 나머지 38명의 결과를 분석하였다.

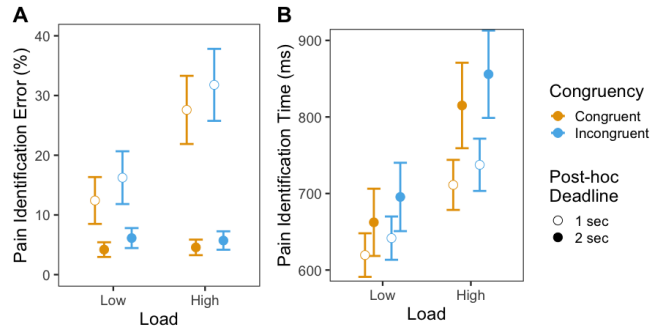


Figure 3. Pain identification errors (A) and response times (B) as a function of Load, Congruency, and Post-hoc Deadline. Error bars represent 95% confidence intervals.

비모형 분석(model-free analyses)

작업기억 과제의 정확율은 평균 81.80%(표준편차 9.55)로서 우연수준(50%)보다 높았고, 관련연구의 작업기억 정확율 범위에 속했다(77.38~94.50%; Bajouk & Hansenne, 2019; Morelli & Lieberman, 2013; Rameson et al., 2012; Tremblay et al., 2021).

다음으로, 통증판단 과제의 수행에 대하여 사후 반응시한을 2초로 설정한 분석('Post-hoc Deadline = 2 sec')과 1초로 설정한 분석('Post-hoc Deadline = 1 sec')을 차례대로 실시하였다. 각 분석에서 통증판단의 오류율과 반응시간에 대해 부하(2: 저부하, 고부하) x 일치성(2: 일치, 불일치)의 이원 설계를 적용하였다. 네 조건의 요약통계치를 Fig. 3과 Table 1에 제시하였고, 반복측정 순열 변량분석 결과를 Table 2에 제시하였다.

사후 반응시한 = 2초. 고부하 구획에서는 표적자극 출현 후 2초가 지나면 기억 검사가 시작되었기 때문에 2초보다

Table 1. Mean errors and reaction times in the pain identification task

Congruency	% Error			Reaction Times		
	Low Load	High Load	$\Delta_{\text{High-Low}}$	Low Load	High Load	$\Delta_{\text{High-Low}}$
<i>Post-hoc Deadline = 2 sec</i>						
Congruent	4.19 (3.74)	4.56 (3.97)	.37	662.32 (133.66)	815.01 (169.94)	152.69
Incongruent	6.13 (5.09)	5.72 (4.70)	-.41	695.49 (135.89)	855.82 (173.60)	160.33
$\Delta_{\text{Incongruent-Congruent}}$	1.93	.37		33.17	40.81	
<i>Post-hoc Deadline = 1 sec</i>						
Congruent	12.62 (11.93)	27.59 (17.37)	15.17	619.53 (86.60)	711.24 (99.51)	91.71
Incongruent	16.24 (13.44)	31.78 (18.34)	15.54	641.67 (86.00)	737.49 (103.91)	95.82
$\Delta_{\text{Incongruent-Congruent}}$	3.82	4.20		22.14	26.52	

Note. Standard deviations are in parentheses. Reaction times are in ms.

Table 2. Results of permutational analysis of variance in the pain identification task

Effect	% Error			Reaction Times		
	<i>F</i> (1, 37)	<i>p</i>	η_p^2	<i>F</i> (1, 37)	<i>p</i>	η_p^2
<i>Post-hoc Deadline = 2 sec</i>						
Load	.00	.97	.03	86.50	.00	.51
Congruency	8.14	.01	.13	27.04	.00	.08
Load x Congruency	.82	.37	.03	.76	.39	.03
<i>Post-hoc Deadline = 1 sec</i>						
Load	56.49	.00	.50	87.94	.00	.50
Congruency	11.20	.00	.08	33.65	.00	.08
Load x Congruency	.05	.82	.03	.35	.56	.03

Note. Significant effects are indicated in bold. Each test involved 10,000 permutations. Each effect size was based on 10,000 simulations.

느린 통증판단 반응은 수집되지 않았다. 그에 비해, 저부하 구획에서는 한 시행의 통증판단 반응이 입력되어야 다음 시행이 시작될 수 있었으므로 반응시간이 2초를 넘을 수 있었다. 두 부하 조건의 반응시간을 맞추기 위해, 고부하 구획에서 누락된 반응(전체 고부하 시행 중 2.43%)과 저부하 구획에서 2초를 넘는 반응(전체 저부하 시행 중 1.19%)을 오답으로 간주하였다. 오류율을 조건간 비교했을 때, 부하 조건에 상관없이 일정한 크기의 일치성 효과(= 불일치 조건 - 일치 조건)를 관찰할 수 있었다(Fig. 3A). 변량분석에서도 일치성의 주효과는 통계적으로 유의미했지만, 부하의 주효과와 이원 상호작용은 유의미하지 않았다. 그다음, 반응시간을 조건간 비교하기 전에, 조건을 구분하지 않은 개별 참가자의 정반응에서 평균보다 3SD 이상 느린 값(전체 정반응 중 1.7%)을 가외치로 보고 제거하였다. 오류율과 달리, 반응시간에서는 인지부하의 영향이 뚜렷하였다(Fig. 3B). 저부하 구획보다 고부하 구획의 반응시간이 더 느렸다. 그러나, 오류율과 마찬가지로, 일치성 효과는 부하의 영향을 별로 받지 않았다. 변량분석에서도 일치성과 부하의 주효과는 각각 통계적으로 유의미했지만, 이원 상호작용은 유의미하지 않았다.

사후 반응시간 = 1초. 반응시간이 1초를 넘는 응답들이 오답으로 분류되면서, 전반적으로 오류율은 증가하고 정반응의 반응시간은 감소하였다. 이러한 양상은 저부하 구획보다 고부하 구획에서 두드러졌다. 사후 반응시간이 2초일 때보다 저부하 구획의 오류율은 세 배 증가했지만 고부하 구획의 오류율은 다섯 배 증가했다(Fig. 3A). 반응시간도 저부하 구획에서는 약 50ms 줄었지만 고부하 구획에서는 100ms 가량이

단축되었다(Fig. 3B). 그 결과, 오류율은 저부하 구획보다 고부하 구획에서 더 높았고(부하 주효과), 일치 시행보다 불일치 시행에서 더 높았다(일치성 주효과). 그러나 두 부하 조건의 일치성 효과는 다르지 않았다. 반응시간에 대한 변량분석에서도 두 주효과만 통계적으로 유의미할 뿐, 상호작용은 유의미하지 않았다. 모든 분석에서 일관적으로 일치 효과가 관찰되었다는 점은 순차적 점화 패러다임이 본 실험에서 정상적으로 작동했음을 뜻한다. 또한, 고부하 구획의 통증판단이 저부하 구획보다 일관적으로 지연되었다는 점은 작업기억 과제에 의해 인지부하가 유도되었음을 의미한다. 그럼에도 불구하고, 어떤 분석에서도 일치성과 부하의 이원 상호작용을 관찰할 수가 없었다.

다항과정트리모형 분석

통증판단 수행에서 의도적 공감, 비의도적 공감, 그리고 응답편향의 영향을 구분하기 위해 MPT 모델링을 수행하였다. Fig. 1에 제시된 모형으로 사후 반응시간이 2초인 경우와 1초인 경우의 조건별 정오답 빈도를 차례로 분석하였다. 각 분석의 기저모형(base model)은 부하 조건별 세 개씩, 총 여섯 개의 자유 파라미터(free parameters; 저부하 조건: IE_{Low} , UE_{Low} , RB_{Low} , 고부하 조건: IE_{High} , UE_{High} , RB_{High})로 구성되었다. 최대우도법으로 참가자 전체의 반응 빈도에 기저모형을 적합시켜 파라미터 값을 추정하였다. 모형 적합도는 우도비 통계치(log-likelihood ratio statistics) G^2 와 효과크기 w 를 근거로 평가하였다. MPT 모형이 통증판단 반응을 기술하는 데 적합하다면 관찰된 반응 빈도와 기대값의 차이가 작고 G^2 와 w 는 줄어든다. 따라서 G^2 가 통계적으로 유의미하지

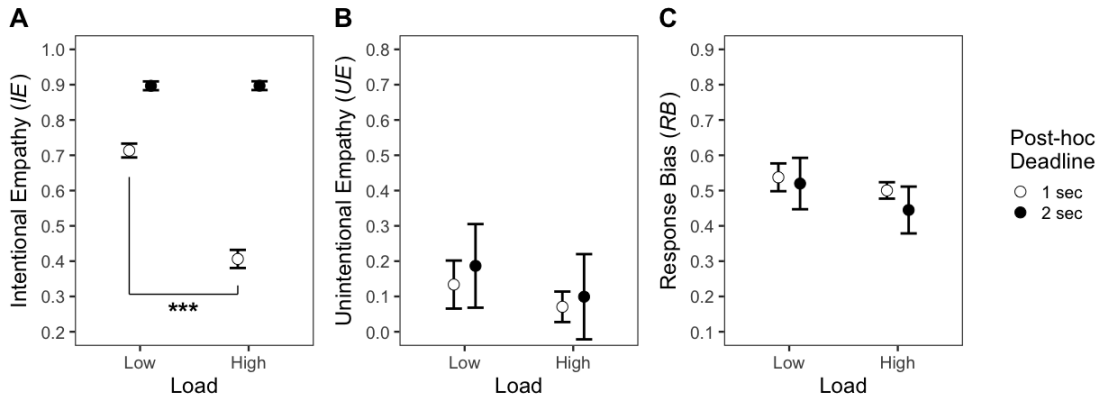


Figure 4. Parameter estimates of aggregated fits as a function of Load and Deadline. Error bars represent 95% confidence intervals. *** <math> < 10^{-5}</math>.

Table 3. Parameter estimates and tests of parameter differences between cognitive load conditions

Parameter	Aggregated fit					Individual fit				
	Low Load	High Load	$\Delta G^2(1)$	p	w	Low Load	High Load	$t(37)$	p	d
<i>Post-hoc Deadline = 2 sec</i>										
<i>IE</i>	.90 [.88, .91]	.90 [.88, .91]	.00	1.00	.00	.90 [.87, .92]	.90 [.87, .92]	.04	.97	.00
<i>UE</i>	.19 [.07, .31]	.10 [.00, .22]	1.02	.93	.01	.22 [.15, .32]	.25 [.15, .38]	.42	.68	.10
<i>RB</i>	.52 [.45, .59]	.52 [.38, .51]	2.21	.41	.02	.49 [.38, .59]	.49 [.39, .59]	.02	.99	.00
<i>Post-hoc Deadline = 1 sec</i>										
<i>IE</i>	.71 [.69, .73]	.41 [.38, .43]	340.98	.00	.19	.72 [.64, .78]	.43 [.34, .52]	7.16	.00	1.14
<i>UE</i>	.13 [.07, .20]	.07 [.03, .11]	2.34	.38	.02	.23 [.15, .32]	.13 [.09, .18]	2.26	.09	.45
<i>RB</i>	.54 [.50, .58]	.50 [.48, .52]	2.54	.33	.02	.54 [.47, .62]	.52 [.47, .56]	.53	1.00	.11

Note. Significant effects are indicated in bold. *IE* = Intentional Empathy; *UE* = Unintentional Empathy; *RB* = Response Bias. 95% confidence intervals are shown in brackets. $G^2(1)$ is the log-likelihood ratio test statistic with one degree of freedom. p -values are Bonferroni corrected in each set of parameter comparisons. w and d are effect sizes for G^2 - and t -statistics, respectively.

않고 w 가 0.05보다 작으면 모형이 잘 적합되었다고 간주할 수 있다(Cameron et al., 2017; Clerkin et al., 2014). 각각의 사후 반응시한을 적용한 분석에서 모두 MPT 모형은 반응 빈도에 적합되었음을 알 수 있었다. 사후 반응시한이 2초인 자료의 적합도는 $G^2(2) = 5.00, p > .05, w = .02$, 사후 반응시한이 1초인 자료의 적합도는 $G^2(2) = 5.72, p > .05, w = .02$ 였다. 각 분석에서 추정된 파라미터 값을 Table 3과 Fig. 4에 제시하였다. 이어서 인지부하의 영향을 검증하기 위해, 파라미터에 등가 제약(equality constraint)을 설정한 하위모형들(nested models)과 기저모형을 비교하였다. 만약 의도적 공감에 인지부하의 영향을 받았다면, 저부하 조건과 고부하 조건의 의도적 공감이 같다($IE_{Low} = IE_{High}$)고 가정한 하위모형의 적합도가 기저모형에 비해 유의미하게 낮아야 한다. 기저모형보다 하위모형의 파라미터가 한 개 부족하므로 우도비 변화량 $G^2(1)$ 을 계산하여 유의도를 검증하였다. 같은

방법으로 부하 조건간 비의도적 공감이 같다($UE_{Low} = UE_{High}$)고 가정한 하위모형과 반응편향이 같다($RB_{Low} = RB_{High}$)고 가정한 하위모형을 기저모형과 차례로 비교하였다. 파라미터별 유의도 검증 결과를 Table 3에 제시하였다.

사후 반응시한 = 2초. 파라미터 추정치와 유의도 검증 결과에서 인지부하가 개별 과정에 미치는 영향은 미미했다. 세 파라미터 모두 고부하 조건과 저부하 조건의 추정치 신뢰구간이 크게 겹쳤고, 우도비 변화량도 통계적으로 유의미하지 않았다. 고부하 조건과 저부하 조건의 오류율이 모두 5% 정도에 불과했기 때문에, 두 조건의 *IE* 추정치들(IE_{Low}, IE_{High})은 꽤 큰 값으로 수렴했다(≈ 0.9). 상대적으로 *UE* 추정치들(UE_{Low}, UE_{High})은 작은 값에 수렴했다. 이 결과는 반응시한이 충분히 길면, 비록 인지적 부하가 큰 상황이라도 의도적 공감이 통증판단 수행을 주도한다는 것을 뜻한다. 한편,

일치 시행과 불일치 시행의 비율이 같았으므로 반응편향 (RB_{Low} , RB_{High}) 추정치들은 모두 0.5에 수렴하였다.

사후 반응시한 = 1초. 단축된 사후 반응시한을 적용하자 인지부하가 의도적 공감에 미치는 영향이 뚜렷이 드러났다. 사후 반응시한이 2초였을 때에 비해 전반적으로 IE 추정치가 줄어들었는데, 특히 고부하 조건에서 많이 감소했다. 그 결과, 의도적 공감의 추정치는 저부하 조건보다 고부하 조건에서 유의미하게 작았다($IE_{Low} > IE_{High}$). 그에 비해, 비의도적 공감과 반응편향은 인지부하의 영향을 받지 않았고, 사후 반응시한이 2초였을 때와 비교해도 다르지 않았다.

개인차 상관분석

MPT 파라미터와 작업기억 용량의 관계를 분석하였다. 먼저, 작업기억 과제에서 표본-탐사자극 불일치 시행을 신호(signal)로, 일치 시행을 잡음(noise)으로 간주하여 적중율(hit rate)과 오경보율(false alarm rate)을 구하고, 두 비율의 차이에 표본 수(set size = 4)를 곱하여 개인별 작업기억 용량의 추정치인 Cowan's K 를 계산하였다(Cowan, 2001; Rouder et al., 2011). 참가자들의 평균 Cowan's K 는 2.54 (표준편차 0.76)였다. 다음으로, Cowan's K 와 파라미터 추정치의 Pearson 상관분석을 실시하였다. Table 4에서 알 수 있듯이, 상관분석 결과는 사후 반응시한이 2초와 1초일 때 질적으로 같았다. 저부하 조건과 고부하 조건에서 모두 Cowan's K 와 의도적 공감 추정치 IE 가 정적으로 유의미한 상관을 보였다(Fig. 5). 비의도적 공감 추정치 UE 나 반응 편향 추정치 RB 는 Cowan's K 와 유의미한 상관을 갖지 않았다

Table 4. Correlations between parameter estimates and working memory capacity

Parameter	Low Load		High Load	
	<i>r</i>	<i>p</i>	<i>r</i>	<i>p</i>
<i>Post-hoc Deadline = 2 sec</i>				
<i>IE</i>	.45	.03	.67	.00
<i>UE</i>	-.22	1.00	-.22	1.00
<i>RB</i>	.00	1.00	-.07	1.00
<i>Post-hoc Deadline = 1 sec</i>				
<i>IE</i>	.48	.02	.46	.02
<i>UE</i>	-.10	1.00	-.24	.91
<i>RB</i>	-.16	1.00	-.07	1.00

Note. Significant effects are indicated in bold. *p*-values are Bonferroni corrected in each post-hoc deadline analysis.

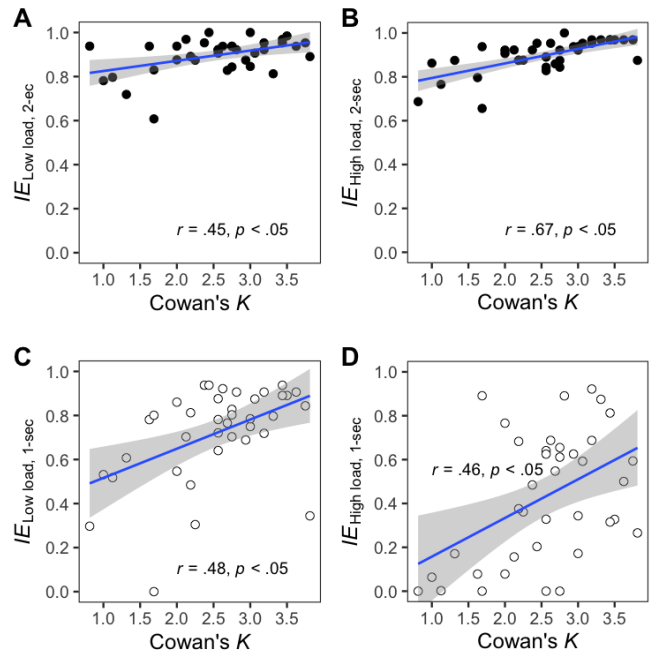


Figure 5. Relationship between working memory capacity and intentional empathy. " $IE_{A,B-sec}$ " shown as y-axis titles stands for intentional empathy estimates in the "A" load condition under "B"-sec post-hoc deadline. IE estimates were from individual model fits. Blue lines are regression fits and ribbons represent 95% confidence intervals.

다. 이러한 결과는 본 연구의 두 번째 가설과 부합하고, 의도적 공감 IE 가 개별 참가자의 인지용량에 민감하다는 것을 의미한다.

추가 분석으로서 통증판단 과제의 일치성 효과(= 불일치 조건 - 일치조건)와 작업기억 용량의 관계를 분석하였다. 의도적 공감이 과제에 적합한(task-relevant) 정보에 주의를 기울이는 집행기능을 반영한다면(Payne, 2005), 개인별 작업기억 용량과 통증공감 과제의 일치성 효과 크기는 부적 상관을

Table 5. Correlations between congruency effects and working memory capacity

Data	Low Load		High Load	
	<i>r</i>	<i>p</i>	<i>r</i>	<i>p</i>
<i>Post-hoc Deadline = 2 sec</i>				
% Error	-.28	.18	-.45	.01
Reaction Times	-.17	.62	-.30	.14
<i>Post-hoc Deadline = 1 sec</i>				
% Error	-.30	.13	-.32	.09
Reaction Times	-.10	1.00	-.25	.25

Note. Significant effects are indicated in bold. *p*-values are Bonferroni corrected in each pair of load conditions.

보일 것이다. 작업기억 용량이 클수록 참가자는 집행통제를 발휘하여 점화자극을 무시하고 표적자극에만 집중할 수 있기 때문이다. 오류율을 분석한 결과, 고부하 조건의 일치성 효과와 Cowan's K 가 사후 반응시한이 2초일 때 유의미한 부적 상관을 보였다(Table 5). 사후 반응시한이 1초일 때에도 통계적으로 유의미하지는 않았지만 부적 상관의 경향성이 보였다. 나머지 분석에서도 일치성 효과와 Cowan's K 는 유의미하지 않지만 모두 부적 상관을 보였다. 따라서 개인차 상관분석 결과는 전반적으로 통증공감 MPT 모형이 가정하는 의도적 공감의 역할과 부합하는 것으로 보인다.

논 의

본 연구는 인지부하가 통증 공감에 미치는 영향을 분석하였다. 주 과제인 통증판단 과제(pain identification task)는 점화-표적 일치 조건과 불일치 조건으로 구성되었다. Cameron 등(2017, 실험 1)은 이 과제를 수행하는 참가자에게 시간압박을 가하면 두 조건의 차이(일치성 효과)가 증가했다고 보고하였다. 그 이유는 시간에 쫓기는 참가자가 자동성에 더 의존하기 때문일 수도 있고 통제력을 발휘하지 못하기 때문일 수도 있다. 다항과정트리(multinomial processing tree, MPT) 모델링은 전자보다 후자를 지지하였다. 시간압박이 클수록 통제 파라미터인 의도적 공감(IE)의 추정치는 감소하였으나, 자동성 파라미터인 비의도적 공감(UE)의 추정치는 변하지 않았기 때문이다. 이에 본 연구는 작업기억 이중과제 절차를 사용하여 인지부하의 효과를 재현하였다. 참가자는 통증판단 과제만 수행하거나 시각정보를 마음속에 유지한 상태로 통증판단 과제를 수행하였다. 실험 설계는 작업기억 부담 유무와 점화-표적 일치 여부를 교차한 네 가지 조건으로 구성되었다. 작업기억 부담은 인지부하의 중요한 원인이지만 통증공감에 미치는 영향에 관해 선행연구들은 엇갈리는 결과를 보고해 왔다(Bajouk & Hansenne, 2019; Hiraoka & Nomura, 2016; Morelli & Lieberman, 2013; Rameson et al., 2012; Tremblay et al., 2021). 따라서 본 연구는 MPT 모델링으로 관련 증거를 보완하고, 작업기억 용량의 개인차와 연계하여 통증공감의 집행통제 과정에 관한 논점들을 재검토하였다(Barrett et al., 2004; Payne, 2005).

참가자의 통증판단 반응은 반응시한(deadline)을 기준으로 사후에 분류되었다. 반응시한은 선택반응 과제(예, 스트룹 과제)에서 흔히 사용된다. 참가자가 일정 시간 이내에 응답하지 못할 때 시행을 종료하거나(사전 반응시한), 일정 시간보다 늦은 반응을 분석 중에 무응답으로 처리하는 경우(사후

반응시한)가 이에 해당한다. 그러나 반응시간(response time)에 관한 연구들이 2초 내외의 반응시한을 사용하는 데에 비해, 정오반응 빈도에 초점을 둔 MPT 모델링은 오반응을 충분히 확보하기 위해 반응시한을 더 줄일 때가 있다. Cameron 등(2017)은 짧은 사전 반응시한을 사용하여 통증판단 과제의 난이도를 전반적으로 높였다. 이들의 연구에서 참가자는 기저 조건인 저부하 구획에서도 비교적 짧은 800ms 이내에 응답해야 했다. 그와 달리, 본 연구는 사후 반응시한을 사용하여 참가자가 느낄 수 있는 시간압박을 최소화하였다. 작업기억 부담 외에 인지부하로 작용할만한 요인을 배제할 필요가 있었기 때문이다. 사후 반응시한으로는 2초와 1초가 사용되었다. 사후 반응시한 2초는 반응시간과 오류율에 반영된 작업기억 부담의 효과를 측정하고, 그 결과를 기존의 비모형 연구 결과와 비교하기 위해 활용되었다. 사후 반응시한 1초는 MPT 모델링에서 작업기억 부담의 효과를 검증하기 위해 활용되었다. 본 연구가 비대면 온라인 실험으로 진행되어 참가자의 반응이 비교적 느린 점을 고려하여 Cameron 등이 저부하 조건에서 사용한 800ms 사전 반응시한에 200ms를 추가하였다.

사후 반응시한이 1초일 때 MPT 모델링은 연구 가설과 부합하는 결과를 산출하였다. 즉, 인지부하가 가중되었을 때 의도적 공감(IE)이 줄어들었지만 비의도적 공감(UE)은 변하지 않았다. MPT 모형에서 의도적 공감은 선택적으로 표적자극에 공감하는 능력을 반영하고, 비의도적 공감은 점화자극에 공감하려는 충동을 반영한다(Cameron et al., 2017; Payne, 2005). 따라서, 작업기억 부담은 표적자극에 대한 공감을 방해했지만 점화자극에 대한 공감을 촉진하지는 않았다고 볼 수 있다. 이 결과는 통제력과 자동성의 관계가 단순히 대립하거나 상보적인 것이 아님을 뜻한다. 만약 통제 과정의 주된 역할이 자동 과정을 억제하는 것이라면 작업기억 부담은 의도적 공감을 줄임과 동시에 비의도적 공감을 증가시켰을 것이다. 한편, 반응 편향(RB)은 부하 조건에 상관없이 0.5에 가까운 값을 유지하였다. 반응 편향은 참가자가 공감과 무관하게 표적자극을 두 범주 중 하나로 분류하려는 경향을 반영한다. 본 실험에서는 일치 시행과 불일치 시행의 빈도가 항상 같았기 때문에 반응 편향이 다른 값을 가질 이유가 없었다. 사후 반응시한으로 2초를 적용했을 때는 MPT 모형의 파라미터들이 모두 인지부하의 차이를 반영하지 않았다. 이는 작업기억 부담에 의해 통증공감의 통제 과정에 가해진 인지부하가 2초 이전에 해소된다는 것을 뜻한다. 참가자는 통증판단이 방해받을 때 오류가 늘어나지 않도록 반응을 지연시키는 전략을 사용했을 것이다(Hillstrom &

Logan, 1997). 그럴 경우에 저부하 조건과 고부하 조건의 정오반응 빈도가 비슷해지고 MPT 모형의 파라미터들도 비슷한 값을 가지게 된다.

본 연구는 오류율과 반응시간에 대한 변량분석에서 통증 공감에 대한 작업기억 부담의 영향을 확인할 수 없었다. 사후 반응시간에 상관없이 작업기억 과제 유무와 점화-표적 일치성의 상호작용이 모두 유의미하지 않았다. 표면적으로 이 결과는 통증공감이 인지적으로 제약된다는 입장을 반증하는 것처럼 보일 수 있다. 인지부하가 통증공감의 조절을 방해한다면, 저부하 조건보다 고부하 조건의 일치성 효과가 더 클 거라 기대할 수 있기 때문이다. 이러한 기대는 ‘주의 부하 이론(Load Theory of Attention)’에 의해 뒷받침된다(Lavie, 2005, 2010). 이에 따르면, 작업기억은 정보의 우선 순위를 능동적으로 유지함으로써 적합한 정보와 부적합한 정보를 구분하는 데 기여한다. 따라서, 작업기억 부담은 시각 선택을 방해하여 스트롭 과제나 플랭커 과제의 일치성 효과를 강화할 수 있다(de Fockert et al., 2001; Lavie et al., 2004). 이 논리에 의해 방해자극 처리가 촉진되려면 두 가지 가정이 필요하다. 작업기억 부담이 생겨도 시각 장면에서 할당된 주의 자원(또는 처리용량)이 줄어들지 않아야 하고, 표적에서 벗어난 주의 자원이 방해자극에 포획되어야 한다(Tsal & Benoni, 2010). 그러나 두 가정이 본 실험에서도 타당한지 확실하지 않다. 색상 항목에 대한 작업기억이 통증판단에 필요한 시각적 주의를 고갈시켰거나(Kim et al., 2005; Park et al., 2007) 잉여 주의 자원이 통증과 관련없는 정보(예, 물체 형태나 배경)에 할당되어 점화자극에 집중되지 않았을 가능성도 있다(Gu & Han, 2007). 그런 경우라면 작업기억 과제 수행이 주의 통제를 방해하더라도 점화자극에 대한 공감이 강화되지 않고 일치성 효과도 증가하지 않았을 것이다.

이와 같은 논의는 구두 모형(verbal models)의 한계를 드러냄과 동시에 계산 모형의 필요성을 시사한다. 지금까지 인지부하와 통증 공감의 관계를 설명하는 모형은 대부분 구두로 기술되었다. 구두 모형은 직관적으로 이해될 수 있고 현상을 인지적으로 개념화하는 데 도움을 주지만, 내적 일관성이 떨어지거나 메커니즘이 작동하는 데 필요한 세부사항을 갖추지 않은 경우가 많다(Farrell & Lewandowsky, 2010; Fum et al., 2007). 이러한 문제점은 모형과 가설의 연계를 약화시킴으로써 연구 결과의 재현가능성을 낮추는 원인이 된다(Guest & Martin, 2021). 예를 들어, 선행연구들은 작업기억 부담이 공감 반응을 감소시켰다고 보고하고, 타인의 고통을 공감하는 데 필요한 주의 자원이 작업기억 과제에 의해 고갈되었기 때문이라고 결과를 설명하였다(Hiraoka &

Nomura, 2016; Morelli & Lieberman, 2013; Rameson et al., 2012). 그러나 후속 연구들은 반대로 작업기억 부담에 의해 공감 반응이 증가했다고 보고하고, 작업기억 과제가 인지적 통제를 방해했기 때문에 자동적인 감정 공유가 억제되지 않고 촉발되었다고 해석하였다(Cui et al., 2017; Tremblay et al., 2021). 이처럼 연구 결과가 일관적이지 않은 이유 중 하나는 주요 개념이 모호하다는 데 있다. 가령, ‘통제’ 개념은 중요한 정보에 집중하거나, 불필요한 행동을 억제하거나, 작업에 순서를 부여하는 등 상호연결된 일련의 집행기능을 의미한다(Norman & Shallice, 1986; Payne, 2005). 각각의 기능도 광범위하게 다양한 의미로 이해될 수 있다. 주요 개념의 정의와 관계가 양적으로 기술되지 않으면 개별 연구자의 주관적 해석과 추론이 개입되고 이론과 방법의 정밀도는 낮아진다. 또한 구두 모형은 전형적으로 과제 수행이 오직 단일한 과정에 의해 산출되는 것처럼 가정하는 한계를 가진다. 이러한 ‘과정 순수성’ 가정은 해당 과정 이외의 변량을 잡음으로 취급함으로써 현상에 관한 이해를 제한한다. 그러나 실제 공감 반응은 여러 수준의 자동 과정과 통제 과정이 상호작용하여 빚어낸 산출물이며, 어떤 측정치도 순수하게 단일 과정만 반영하는 경우는 없다.

구두 모형과 달리, 계산 모형은 공식을 사용하여 주관성을 최소화하고, 과정 순수성을 가정하는 대신 행동에 기여하는 여러 과정의 상대적인 영향력을 파라미터값의 형식으로 분리한다. 그중에서도 MPT는 인지과정들의 조합이 범주화된 불연속적 반응을 산출하는 과정을 설명할 수 있다(Batchelder & Riefer, 1999). 이 모형에서는 동일한 반응을 산출하는 한 가지 이상의 조합이 있을 수 있으므로, 변량분석 같은 전통적 방법으로는 불가능한 방식으로 기저 인지과정에 관한 가설을 검증할 수 있다. 이에 Cameron 등(2017)은 과정해리 절차(process dissociation procedure, PDP)를 기본틀로 삼아, 통증공감에 기여하는 인지과정들의 가설적인 관계를 MPT 모형으로 구현하였다. PDP는 기억의 통제 및 자동 과정을 구분하기 위해 개발된 이래로, 고정관념, 도덕추론, 의사결정 등 사회정서 행동을 분석하기 위해 응용되었다(개관으로서 Calanchini et al., 2018; Hutter & Klauer, 2016). Cameron 등의 모형에서 의도적 공감(I_E)과 비의도적 공감(U_E)은 각각 PDP의 통제(C)와 자동성(A) 파라미터를 닮았다. 또한, PDP의 포함(inclusion) 및 배제(exclusion) 조건처럼, 통증판단 과제는 통제와 자동성이 같은 방향으로 작동하는 조건(일치 시행)과 반대 방향으로 작동하는 조건(불일치 시행)으로 구성되었다. 이 과제에서 시간압박으로 인지부하를 증가시키면 의도적 공감이 선택적으로 감소했고(실험 1),

참가자가 사진 속 신체를 자신의 신체라고 상상하면 비의도적 공감이 선택적으로 증가했다(실험 2). 이 결과는 단순한 정서 점화나 의미 점화로 설명되지 않았다(실험 3). 또한, 부실한 자선단체에 기부하는 참가자들은 비의도적 공감의 추정치가 상대적으로 높았다(실험 4). 이러한 결과들은 제안된 MPT 모형의 타당성과 유용성을 입증한다.

본 연구는 작업기억 용량(working memory capacity, WMC)의 관점에서 선행연구를 확장하였다. 작업기억 용량은 중앙집행 프로세스와 관련된 주의조절 능력의 지표로 자주 활용되었다(Baddeley & Hitch, 1974; Kane et al., 2001). 작업기억 용량은 기억 표상이 활성화되고 유지되거나 억제되는 과정을 통제함으로써 일상생활에서 개인이 사고, 감정, 행위를 조절하는 능력을 결정한다. 특히 자동으로 인출된 표상이 현재의 목표상태를 방해할 가능성이 있는 상황에서 작업기억 용량은 목표 달성에 도움을 줄 수 있다(Conway & Engle, 1994; Kane et al., 2001; Tuholski et al., 2001). 가령, 작업기억 용량이 작은 참가자에 비해 큰 참가자는 스트룹 과제에 불일치 시행에서 오류를 덜 범했다(Kane & Engle, 2003). 작업기억 용량이 작은 참가자는 일치 시행이 잦을수록 과제 목표를 잊기 쉬웠지만, 작업기억 용량이 큰 참가자는 과제 목표를 능동적으로 마음속에 유지함으로써 자동적인 정보의 간섭을 피할 수 있었다. 그러나 작은 작업기억 용량이 과제수행에 오히려 유리하게 작용할 수도 있다. 작업기억 용량에 따라 각 개인이 전략적으로 통제와 자동성에 의존하는 정도가 다르기 때문이다(Conway et al., 1999; Kane & Engle, 2000; Rosen & Engle, 1997). 예를 들어, 주어진 범주의 사례를 최대한 많이 인출해야 하는 유창성 과제(fluency task)에서 인지부하가 가중되면, 작업기억 용량이 큰 참가자의 수행은 감소했지만 작은 참가자의 수행은 감소하지 않았다(Rosen & Engle, 1997). 작업기억 용량이 큰 참가자는 통제된 방식으로 기억을 탐색하므로 인지부하의 방해를 받지만, 작업기억 용량이 작은 참가자는 자동적인 기억 활성화에 의존하므로 인지부하의 간섭에서 벗어났다. 결과적으로, 과제수행의 유불리만으로는 작업기억 용량이 어떻게 그리고 왜 영향력을 발휘하는지 알기 어렵다. 더 나은 방법은 과제수행에서 개별 프로세스의 작용을 분리하는 것이다. MPT 모델링은 통제 과정과 자동 과정의 파라미터에 반영된 작업기억 용량의 영향을 추정함으로써 더욱 일관적으로 자료를 설명할 수 있다. 그러한 첫 시도로서 본 연구는 고부하 구획의 작업기억 과제 수행에서 개인별 작업기억 용량(Cowan's K)을 추정하고, 이를 각 파라미터 추정치와 비교하였다. 그 결과, 작업기억 용량이 큰 참가자일수록 통증판

단을 위해, 사후 반응시한이나 인지 부하 수준에 상관없이, 의도적 공감(IB)을 많이 활용한다는 것을 알 수 있었다. 이러한 결과는 한편으로 목적지향적 주의조절 기능이 통증공감을 뒷받침한다는 점을 재확인하고, 다른 한편으로는 MPT 모델링이 과제 난이도와 개인 전략 등의 가변적인 상황에서 작업기억 용량의 영향을 일관적이고 안정적으로 추정해낼 수 있음을 시사한다.

고부하 조건에서 인지부하를 부여하고 개인별 용량을 추정하기 위해 본 연구는 단순한 색상 자극을 사용하는 지연대응표본(delayed-match-to-sample, DMS) 과제를 사용하였다. 최근 Xie 등(2020)은 비슷한 절차로 측정된 작업기억 용량이 COVID-19 팬데믹 상황에서 개인의 사회적 거리두기 준수 여부를 예측할 수 있었다고 보고하였다. 작업기억 용량이 큰 사람일수록 서로 상충될 수 있는 다량의 정보들을 동시에 고려할 수 있고, 합리적인 의사결정을 통해 사회적 거리두기의 이득을 손해보다 우선시하게 된다는 것이다. 본 연구는 Xie 등(2020)의 결과에 관하여 대안적인 혹은 보완적인 해석을 제공할 수 있다. 즉, 작업기억 용량이 작은 사람들보다 큰 사람들은 전염병으로 인해 타인이 겪을 고통을 더욱 능동적으로 체감할 수 있어서 사회적 거리두기에 협조할 가능성이 있다. 이러한 해석은 작업기억 용량의 사회적 영향력을 강조한다. Barrett 등(2004)은 이처럼 작업기억 용량이 관점수용과 의사소통을 촉진하는 이유를 설명한 바 있다. 이들에 따르면, 작업기억 용량이 작은 사람은 직관 즉, 자동성에 의존하여 복잡한 상황을 단순화시키고 자신의 느낌과 믿음을 타인의 특성으로 여기는 경향이 있지만, 작업기억 용량이 큰 사람은 복잡한 상황에서 더욱 신중한 마음가짐을 유지하여 자신의 믿음을 가설로 취급하고 타인과 타인에 대한 자신의 해석을 구분하는 능력을 가진다. 그리고 이러한 개인차는 심적자원을 놓고 여러 정보가 서로 경쟁하는 갈등 상황에서 더욱 두드러지게 된다. 본 연구는 MPT 모델링을 통해 Barrett 등(2004)의 주장에 부합하는 두 가지 가설을 검증하였다. 첫 번째 가설은 작업기억 부담이 의도적 공감을 감소시키지만 비의도적 공감에는 영향을 끼치지 않는다는 것이고, 두 번째 가설은 개인별 작업기억 용량이 의도적 공감과 정적인 상관을 보인다는 것이었다. 실험 결과는 두 가설과 모두 부합하였다. 이러한 결과는 타인의 고통을 자신의 마음속에 비추고 공명하는 것만이 공감의 전부는 아니며, 상황에 관한 평가를 바탕으로 인지와 정서의 균형이 달성되어야만 공감이 바람직한 결과를 낳을 수 있음을 시사한다.

References

- Anderson, B. A. (2018). Controlled information processing, automaticity, and the burden of proof. *Psychonomic Bulletin & Review*, 25(5), 1814-1823.
- Avenanti, A., Sirigu, A., & Aglioti, S. M. (2010). Racial bias reduces empathic sensorimotor resonance with other-race pain. *Current Biology*, 20(11), 1018-1022.
- Baddeley, A. D. (1992). Working memory. *Science*, 255(5044), 556-559.
- Baddeley, A. D., & Hitch, G. (1974). Working memory. In G. H. Bower (Ed.), *Psychology of Learning and Motivation* (Vol. 8, pp. 47-89). Academic Press.
- Bajouk, O., & Hansenne, M. (2019). Dispositional perspective-taking and empathic concern modulate the impact of cognitive load on empathy for facial emotions. *Psychological Reports*, 122(6), 2201-2219.
- Bargh, J. (1994). The four horsemen of automaticity: Awareness, intention, efficiency. In R. S. Wyer & T. K. Srull (Eds.), *Handbook of social cognition* (2nd ed., pp. 1-40). Erlbaum.
- Baron-Cohen, S. (1995). *Mindblindness: An essay on autism and theory of mind*. The MIT Press.
- Barrett, L. F., Tugade, M. M., & Engle, R. W. (2004). Individual differences in working memory capacity and dual-process theories of the mind. *Psychological Bulletin*, 130(4), 553-573.
- Batchelder, W. H., & Riefer, D. M. (1999). Theoretical and empirical review of multinomial process tree modeling. *Psychonomic Bulletin & Review*, 6(1), 57-86.
- Batson, C. D., Batson, J. G., Slingsby, J. K., Harrell, K. L., Peekna, H. M., & Todd, R. M. (1991). Empathic joy and the empathy-altruism hypothesis. *Journal of Personality and Social Psychology*, 61(3), 413-426.
- Calanchini, J., Rivers, A. M., Klauer, K. C., & Sherman, J. W. (2018). Multinomial processing trees as theoretical bridges between cognitive and social psychology. In K. D. Federmeier (Ed.), *Psychology of Learning and Motivation* (Vol. 69, pp. 39-65). Academic Press.
- Cameron, C. D., Spring, V. L., & Todd, A. R. (2017). The empathy impulse: A multinomial model of intentional and unintentional empathy for pain. *Emotion*, 17(3), 395-411.
- Cheng, Y., Lin, C.-P., Liu, H.-L., Hsu, Y.-Y., Lim, K.-E., Hung, D., & Decety, J. (2007). Expertise modulates the perception of pain in others. *Current Biology*, 17(19), 1708-1713.
- Clerkin, E. M., Fisher, C. R., Sherman, J. W., & Teachman, B. A. (2014). Applying the Quadruple Process model to evaluate change in implicit attitudinal responses during therapy for panic disorder. *Behaviour Research and Therapy*, 52, 17-25.
- Conway, A. R., & Engle, R. W. (1994). Working memory and retrieval: a resource-dependent inhibition model. *Journal of Experimental Psychology: General*, 123(4), 354-373.
- Conway, A. R., Tuholski, S. W., Shisler, R. J., & Engle, R. W. (1999). The effect of memory load on negative priming: an individual differences investigation. *Memory & Cognition*, 27(6), 1042-1050.
- Cowan, N. (2001). The magical number 4 in short-term memory: a reconsideration of mental storage capacity. *The Behavioral and Brain Sciences*, 24(1), 87-114.
- Craig, K. D., Versloot, J., Goubert, L., Vervoort, T., & Crombez, G. (2010). Perceiving pain in others: Automatic and controlled mechanisms. *The Journal of Pain*, 11(2), 101-108.
- Cui, F., Zhu, X., Luo, Y., & Cheng, J. (2017). Working memory load modulates the neural response to other's pain: Evidence from an ERP study. *Neuroscience Letters*, 644, 24-29.
- Decety, J., & Cowell, J. M. (2018). Interpersonal harm aversion as a necessary foundation for morality: A developmental neuroscience perspective. *Development and Psychopathology*, 30(1), 153-164.
- Decety, J., & Jackson, P. L. (2004). The functional architecture of human empathy. *Behavioral and Cognitive Neuroscience Reviews*, 3(2), 71-100.
- Decety, J., & Lamm, C. (2006). Human empathy through the lens of social neuroscience. *TheScientificWorldJournal*, 6, 1146-1163.
- Decety, J., & Meyer, M. (2008). From emotion resonance to empathic understanding: a social developmental neuroscience account. *Development and Psychopathology*, 20(4), 1053-1080.
- de Fockert, J. W., Rees, G., Frith, C. D., & Lavie, N. (2001). The role of working memory in visual selective attention. *Science*, 291(5509), 1803-1806.
- Devine, P. G., Monteith, M. J., Zuwerink, J. R., & Elliot, A. J. (1991). Prejudice with and without compunction. *Journal of Personality and Social Psychology*, 60(6), 817-830.
- Drayton, L. A., Santos, L. R., & Baskin-Sommers, A. (2018).

- Psychopaths fail to automatically take the perspective of others. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 115(13), 3302-3307.
- Efron, B., & Tibshirani, R. J. (1994). *An Introduction to the Bootstrap*. CRC Press.
- Farrell, S., & Lewandowsky, S. (2010). Computational models as aids to better reasoning in psychology. *Current Directions in Psychological Science*, 19(5), 329-335.
- Faul, F., Erdfelder, E., Lang, A.-G., & Buchner, A. (2007). G*Power 3: A flexible statistical power analysis program for the social, behavioral, and biomedical sciences. *Behavior Research Methods*, 39(2), 175-191.
- Forgiarini, M., Gallucci, M., & Maravita, A. (2011). Racism and the empathy for pain on our skin. *Frontiers in Psychology*, 2, 108.
- Frossard, J., & Renaud, O. (2021). Permutation tests for regression, ANOVA, and comparison of signals: The permuco package. *Journal of Statistical Software*, 99, 1-32.
- Fum, D., Missier, F. D., & Stocco, A. (2007). The cognitive modeling of human behavior: Why a model is (sometimes) better than 10,000 words. *Cognitive Systems Research*, 8(3), 135-142.
- Gallese, V. (2003). The roots of empathy: the shared manifold hypothesis and the neural basis of intersubjectivity. *Psychopathology*, 36(4), 171-180.
- Guest, O., & Martin, A. E. (2021). How computational modeling can force theory building in psychological science. *Perspectives on Psychological Science*, 16(4), 789-802.
- Gu, X., & Han, S. (2007). Attention and reality constraints on the neural processes of empathy for pain. *NeuroImage*, 36(1), 256-267.
- Hillstrom, A. P., & Logan, G. D. (1997). Process dissociation, cognitive architecture, and response time: comments on Lindsay and Jacoby (1994). *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 23(5), 1561-1578.
- Hiraoka, D., & Nomura, M. (2016). The influence of cognitive load on empathy and intention in response to infant crying. *Scientific Reports*, 6, 28247.
- Hutter, M., & Klauer, K. C. (2016). Applying processing trees in social psychology. *European Review of Social Psychology*, 27(1), 116-159.
- Jackson, P. L., Meltzoff, A. N., & Decety, J. (2005). How do we perceive the pain of others? A window into the neural processes involved in empathy. *NeuroImage*, 24(3), 771-779.
- Jackson, P. L., Rainville, P., & Decety, J. (2006). To what extent do we share the pain of others? Insight from the neural bases of pain empathy. *Pain*, 125(1-2), 5-9.
- Jacoby, L. L. (1991). A process dissociation framework: Separating automatic from intentional uses of memory. *Journal of Memory and Language*, 30(5), 513-541.
- Jacoby, L. L., Lindsay, D. S., & Toth, J. P. (1992). Unconscious influences revealed. Attention, awareness, and control. *The American Psychologist*, 47(6), 802-809.
- Kahneman, D. (1973). *Attention and effort*. Prentice Hall.
- Kahneman, D., & Treisman, A. (1984). Changing views of attention and automaticity. In R. Parasuraman & D. R. Davies (Eds.), *Varieties of attention* (pp. 29-61). Academic Press.
- Kane, M. J., Bleckley, M. K., Conway, A. R., & Engle, R. W. (2001). A controlled-attention view of working-memory capacity. *Journal of Experimental Psychology: General*, 130(2), 169-183.
- Kane, M. J., & Engle, R. W. (2000). Working-memory capacity, proactive interference, and divided attention: limits on long-term memory retrieval. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, 26(2), 336-358.
- Kane, M. J., & Engle, R. W. (2003). Working-memory capacity and the control of attention: the contributions of goal neglect, response competition, and task set to Stroop interference. *Journal of Experimental Psychology: General*, 132(1), 47-70.
- Kim, S.-Y., Kim, M.-S., & Chun, M. M. (2005). Concurrent working memory load can reduce distraction. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 102(45), 16524-16529.
- Kohl, M. (2020). *MKinfer: Inferential Statistics*. R package version 0.7.
- Lakens, D., & Caldwell, A. R. (2021). Simulation-based power analysis for factorial analysis of variance designs. *Advances in Methods and Practices in Psychological Science*, 4(1), 2515245920951503.
- Lamm, C., Nusbaum, H. C., Meltzoff, A. N., & Decety, J. (2007). What are you feeling? Using functional magnetic resonance imaging to assess the modulation of sensory and affective responses during empathy for pain. *PloS One*, 2(12), e1292.

- Lavie, N. (2005). Distracted and confused?: selective attention under load. *Trends in Cognitive Sciences*, 9(2), 75-82.
- Lavie, N. (2010). Attention, distraction, and cognitive control under load. *Current Directions in Psychological Science*, 19(3), 143-148.
- Lavie, N., Hirst, A., de Fockert, J. W., & Viding, E. (2004). Load theory of selective attention and cognitive control. *Journal of Experimental Psychology: General*, 133(3), 339-354.
- Lindsay, D. S., & Jacoby, L. L. (1994). Stroop process dissociations: the relationship between facilitation and interference. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 20(2), 219-234.
- Logan, G. D., & Cowan, W. B. (1984). On the ability to inhibit thought and action: A theory of an act of control. *Psychological Review*, 91(3), 295-327.
- Mathur, V. A., Richeson, J. A., Paice, J. A., Muzyka, M., & Chiao, J. Y. (2014). Racial bias in pain perception and response: Experimental examination of automatic and deliberate processes. *The Journal of Pain*, 15(5), 476-484.
- Morelli, S. A., & Lieberman, M. D. (2013). The role of automaticity and attention in neural processes underlying empathy for happiness, sadness, and anxiety. *Frontiers in Human Neuroscience*, 7, 160.
- Norman, D. A., & Shallice, T. (1986). Attention to action: Willed and automatic control of behavior. In R. J. Davidson, G. E. Schwartz, D. Shapiro (Ed.), *Consciousness and Self-Regulation* (pp. 1-18). Plenum.
- Park, S., Kim, M.-S., & Chun, M. M. (2007). Concurrent working memory load can facilitate selective attention: evidence for specialized load. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 33(5), 1062-1075.
- Pashler, H. (1988). Familiarity and visual change detection. *Perception & Psychophysics*, 44(4), 369-378.
- Paulhus, D. L., & Reid, D. B. (1991). Enhancement and denial in socially desirable responding. *Journal of Personality and Social Psychology*, 60(2), 307-317.
- Payne, K. B. (2001). Prejudice and perception: the role of automatic and controlled processes in misperceiving a weapon. *Journal of Personality and Social Psychology*, 81(2), 181-192.
- Payne, K. B. (2005). Conceptualizing control in social cognition: how executive functioning modulates the expression of automatic stereotyping. *Journal of Personality and Social Psychology*, 89(4), 488-503.
- Peirce, J., Gray, J. R., Simpson, S., MacAskill, M., Hochenberger, R., Sogo, H., Kastman, E., & Lindeløv, J. K. (2019). PsychoPy2: Experiments in behavior made easy. *Behavior Research Methods*, 51(1), 195-203.
- Poldrack, R. A. (2006). Can cognitive processes be inferred from neuroimaging data? *Trends in Cognitive Sciences*, 10(2), 59-63.
- Rameson, L. T., Morelli, S. A., & Lieberman, M. D. (2012). The neural correlates of empathy: Experience, automaticity, and prosocial behavior. *Journal of Cognitive Neuroscience*, 24(1), 235-245.
- R Core Team. (2022). *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. R Foundation for Statistical Computing.
- Rosen, V. M., & Engle, R. W. (1997). The role of working memory capacity in retrieval. *Journal of Experimental Psychology: General*, 126(3), 211-227.
- Rouder, J. N., Morey, R. D., Morey, C. C., & Cowan, N. (2011). How to measure working memory capacity in the change detection paradigm. *Psychonomic Bulletin & Review*, 18(2), 324-330.
- Salthouse, T. A., Toth, J. P., Hancock, H. E., & Woodard, J. L. (1997). Controlled and automatic forms of memory and attention: process purity and the uniqueness of age-related influences. *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 52(5), P216-P228.
- Sherman, J. W., & Klein, S. A. W. (2020). The four deadly sins of implicit attitude research. *Frontiers in Psychology*, 11, 604340.
- Singer, T., Seymour, B., O'Doherty, J. P., Stephan, K. E., Dolan, R. J., & Frith, C. D. (2006). Empathic neural responses are modulated by the perceived fairness of others. *Nature*, 439(7075), 466-469.
- Singmann, H., & Kellen, D. (2013). MPTinR: analysis of multinomial processing tree models in R. *Behavior Research Methods*, 45(2), 560-575.
- Spieler, D. H., Balota, D. A., & Faust, M. E. (1996). Stroop performance in healthy younger and older adults and in individuals with dementia of the Alzheimer's type. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 22(2), 461-479.

- Tremblay, M.-P. B., Marcoux, A., Turcotte, V., Woods, J., Rouleau, C., Grondin, F., & Jackson, P. L. (2021). I can but I shall not always be empathic. *Psychological Reports, 124*(4), 1634-1672.
- Tsal, Y., & Benoni, H. (2010). Much dilution little load in Lavie and Torralbo's (2010) response: A reply. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance, 36*(6), 1665-1668.
- Tuholski, S. W., Engle, R. W., & Baylis, G. C. (2001). Individual differences in working memory capacity and enumeration. *Memory & Cognition, 29*(3), 484-492.
- Tukey, J. W. (1977). *Exploratory Data Analysis*. Addison-Wesley Publishing Company.
- Xie, W., Campbell, S., & Zhang, W. (2020). Working memory capacity predicts individual differences in social-distancing compliance during the COVID-19 pandemic in the United States. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America, 117*(30), 17667-17674.
- Yamada, M., & Decety, J. (2009). Unconscious affective processing and empathy: an investigation of subliminal priming on the detection of painful facial expressions. *Pain, 143*(1-2), 71-75.

인지부하가 통증 공감에 미치는 영향: 다향과정트리 모델링

김성윤¹, 이도준¹

¹연세대학교 심리학과

타인의 고통에 대한 공감은 자신도 모르게 생겨날 수 있지만 하향적 요인에 의해 조절되어야 바람직한 결과를 낳을 수 있다. 이에 본 연구는 통증 공감의 통제 과정을 이해하기 위해 작업기억 이중과제에 의한 인지부하가 통증판단에 미치는 영향을 분석하였다. 통증판단 과제에서 참가자는 차례로 제시되는 점화자극과 표적자극을 보고, 표적자극에 담긴 타인의 신체에 통증이 가해지는지 판단하였다. 점화자극과 표적자극의 내용은 매 시행 같거나 다를 수 있었다. 참가자는 저부하 구획에서 통증판단 과제만 수행하거나, 고부하 구획에서 네 가지 색상을 기억하는 작업기억 과제를 동시에 수행하였다. 통증판단에 기여하는 프로세스들을 분리하기 위해, Cameron과 동료들(2017)이 제안한 다향트리과정 모델을 통증판단 반응에 적합하였다. 그 결과, 통증공감의 통제 과정을 반영하는 의도적 공감 파라미터가 작업기억 부담에 의해 감소하였으나, 자동 과정을 반영하는 비의도적 공감 및 반응 편향 파라미터는 작업기억 부담의 영향을 받지 않았다. 또한 의도적 공감의 추정치는 인지부하 수준에 상관 없이 개별 참가자의 작업기억 용량과 정적인 상관을 보였다. 본 연구는 통증공감의 용량제한적인 특성을 입증하고, 동시에 작업기억 용량이 통증 공감의 개인차를 이해하는 데 중요한 단서로 활용될 수 있다는 것을 시사한다.

주제어: 인지부하, 통증 공감, 다향과정트리 모델링, 작업기억, 작업기억 용량