

가상 인플루언서의 정체성 공개 단서와 광고 회의감의 관계:

독특성 욕구의 조절된 매개에 관한 탐색적 분석

서진희¹ · 이승후^{2*}

¹인제대학교 미디어커뮤니케이션학과 조교수

²계명대학교 심리학과 조교수

Virtual Influencer Identity Disclosure and Ad Skepticism: An Exploratory Analysis of Moderated Mediation by Need for Uniqueness

Jinhee Seo¹ · Seunghoo Lee^{2*}

¹Assistant Professor, Department of Media Communication, Inje University, Gimhae 50834, Korea

²Assistant Professor, Department of Psychology, Keimyung University, Daegu 42601, Korea

[요약]

본 연구는 가상 인플루언서(VI)의 정체성 공개가 소비자의 광고 회의감과 후속 반응에 미치는 영향을 살펴보고, 소비자의 독특성 욕구(NFU)가 이 과정을 조절하는지를 검증하였다. 온라인 실험(N = 285)에서 정체성 공개(비공개·간접·직접)를 제품 유형과 교차하여 조작하고, 경로분석으로 조절된 매개모형을 검증하였다. 공개의 유무(공개 대 비공개)는 광고 회의감과 소비자 반응에 유의한 영향을 미치지 않았다. 독특성 욕구는 광고 회의감을 강하게 낮추었으며, 광고 회의감은 게시물·인플루언서·제품에 대한 태도와 구매 의도를 모두 저하시켰다. 탐색적 대비 결과, 독특성 욕구가 높은 소비자에서는 보다 명확한 공개가 더 낮은 회의감과 연관되어 소비자 반응에 대한 정적(+) 조건부 간접효과로 이어졌다. 이러한 결과는 정체성 공개가 독특성을 추구하는 소비자에게 긍정적 단서로 기능할 가능성을 탐색적으로 시사하며, 설득지식모델과 도식 불일치 관점의 경계 조건에 대한 후속 검증의 필요성을 제기한다.

[Abstract]

This study examines how the disclosure of a virtual influencer's (VI) virtual identity influences consumer ad skepticism and downstream responses, and whether consumers' need for uniqueness (NFU) moderates this relationship. An online experiment (N = 285) manipulated identity disclosure (non-disclosure, indirect disclosure, and direct disclosure) and product type to test a moderated mediation model using path analysis. The mere presence of identity disclosure (disclosed vs. non-disclosed) had no significant effect on ad skepticism or consumer responses. NFU was associated with lower ad skepticism, which, in turn, was associated with more positive attitudes toward the post, the influencer, and the product, as well as stronger purchase intentions. An exploratory contrast further suggested that, among consumers with high NFU, more explicit identity disclosure was associated with lower ad skepticism, resulting in a positive conditional indirect effect on consumer responses. These findings suggest that identity disclosure may serve as a positive cue for consumers seeking uniqueness. However, this possibility requires confirmation through future research examining the boundary conditions of persuasion knowledge and schema incongruity.

색인어 : 가상 인플루언서, 정체성 공개, 광고 회의감, 독특성 욕구, 조절된 매개

Keyword : Virtual Influencer, Identity Disclosure, Ad Skepticism, Need for Uniqueness, Moderated Mediation

<http://dx.doi.org/10.9728/dcs.2026.27.9.2711>



This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/3.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

Received 18 June 2026; **Revised** 21 July 2026

Accepted 21 August 2026

***Corresponding Author; Seunghoo Lee**

Tel: +82-53-580-5403

E-mail: seunghoo.lee@kmu.ac.kr

I. 서 론

디지털 미디어 환경의 급격한 진화는 인플루언서 마케팅의 작동 방식에 근본적인 변화를 가져오고 있다. 특히 인공지능(AI)과 생성형 콘텐츠 기술의 발전은 인간 인플루언서를 대체하거나 보완하는 새로운 커뮤니케이션 주체, 즉 가상 인플루언서(VI: virtual influencer)의 등장을 촉진했다. VI는 AI와 3D 그래픽, 모션 캡처 기술을 통해 설계된 비인간적 존재이지만, 실제 인플루언서처럼 소셜미디어에서 브랜드 콘텐츠를 제작하고 소비자와 상호작용한다[1].

가상 인플루언서는 본질적으로 디지털 콘텐츠 기술의 산물이다. 이들은 디지털 휴먼 제작 기술로 구현되고 생성형 인공지능으로 콘텐츠를 만들어 내며, 소셜미디어 광고 콘텐츠의 형태로 유통되고 게시물이라는 상호작용 인터페이스를 통해 소비자와 관계를 맺는다. 특히 정체성 공개를 어떤 문구로, 어느 위치에, 얼마나 명확하게 배치할 것인가는 콘텐츠 설계상의 선택이며, 그 선택이 소비자 반응을 좌우한다. 따라서 가상 인플루언서의 정체성 공개 효과를 규명하는 일은 단순한 광고 효과 연구를 넘어, AI 생성 콘텐츠의 설계 원리를 탐구하는 디지털 콘텐츠 연구의 문제이기도 하다.

시장조사기관 Grand View Research[2]에 따르면, 글로벌 가상 인플루언서 시장 규모는 2024년 약 60.6억 달러로 추산되며, 2030년까지 연평균 40.8%(CAGR)로 성장하여 2030년 458.8억 달러에 이를 것으로 전망된다. 이는 전통적인 인플루언서 마케팅 시장의 성장 속도를 크게 상회하는 수준으로, 가상 인플루언서가 디지털 마케팅의 핵심 축으로 부상하고 있음을 보여준다.

이러한 성장의 배경에는 기업 관점에서의 명확한 이점이 존재한다. 가상 인플루언서는 인간 모델이 가질 수 있는 사생활 리스크(음주, 범죄, 스캔들 등)로부터 자유로우며, 시간공간의 제약 없이 브랜드가 원하는 메시지를 완벽하게 통제할 수 있다[1]. 또한, 물리적 촬영 없이도 디지털상에서 다양한 연출이 가능하여 장기적으로는 마케팅 비용을 절감하는 효과를 가져온다. 그러나 이러한 기술적 진보는 필연적으로 ‘진정성’과 ‘기만’이라는 윤리적 딜레마를 수반한다[3].

가상 인플루언서 기술이 고도화됨에 따라 소비자가 육안으로 가상과 현실을 구분하는 것은 거의 불가능해졌다. 이는 소비자가 가상 인플루언서를 실존 인물로 오인하고, 그들의 제품 추천이나 경험을 ‘진실된 체험’으로 받아들일 위험성을 내포한다[4]. 예를 들어, 가상 인플루언서가 특정 화장품을 사용 후 “피부가 좋아졌다”고 하거나, 음료를 마시고 “상쾌하다”고 표현하는 것은 물리적 신체가 없는 존재가 주장하는 것이므로 본질적으로 허위일 수밖에 없다[5].

이에 따라 전 세계 규제 당국은 소비자 보호를 위해 가상 인플루언서의 정체성 공개를 의무화하는 움직임을 보이고 있다. 미국 연방거래위원회(FTC)의 「추천 및 보증에 관한 지침」(16 CFR Part 255)은 2023년 개정을 통해 광고주와 보증인 사이

의 물질적 관련성(Material Connection)을 명확히 공개하도록 제시하고 있으며, 보증인의 범위에 실재하지 않는 주체를 포함시켜 인공지능으로 구동되는 가상 인플루언서가 규율 대상이 될 수 있음을 밝혔다[6]. 뉴욕주는 2025년 12월 제정된 「가상 연기자 공개법」(Synthetic Performer Disclosure Act, S.8420-A/A.8887-B, 2025년 Chapter 617)을 2026년 6월 9일부터 시행하고 있는데, 이 법은 생성형 인공지능이나 소프트웨어 알고리즘으로 제작되어 특정 실존 인물로 식별되지는 않으나 인간 연기자의 실연이라는 인상을 주는 디지털 자산을 광고에 사용할 경우 그 사실을 공개하도록 규정한다[7]. 유럽연합의 인공지능법(EU AI Act, Regulation (EU) 2024/1689)은 제50조에서 합성 콘텐츠를 생성하는 인공지능 시스템의 제공자에게 산출물을 기계가독 형식으로 표시할 의무를, 딥페이크를 생성하거나 조작하는 배포자에게 그 사실을 공개할 의무를 부과하며, 해당 조항은 2026년 8월 2일부터 적용된다[8]. 국내에서도 공정거래위원회가 2026년 6월 1일 시행한 개정 「추천·보증 등에 관한 표시·광고 심사지침」을 통해 인공지능 기반 가상인물을 추천 및 보증의 주체 유형으로 추가하고 매체별 표시 방법을 구체화하였다[9]. 이에 따라 마케팅 실무자들은 가상 인플루언서 콘텐츠 내에 ‘가상 주체’ 혹은 ‘AI 생성물’임을 알리는 명시적 문구를 포함해야 하는 규제적 압박에 직면해 있다.

그러나 이러한 ‘정체성 정보 공개’가 마케팅 성과에 미치는 영향에 대해서는 학계의 의견이 첨예하게 대립하고 있다. Friestad와 Wright의 설득 지식 모델(PKM; persuasion knowledge model)에 따르면[10], 정보 공개는 소비자의 설득 지식을 활성화하여 방어 기제를 작동시킨다[5]. 소비자가 해당 인플루언서가 가짜임을 인지하는 순간, 그동안 형성했던 유대감은 배신감으로 바뀌고, 메시지의 진실성을 의심하는 회의감이 증폭되어 브랜드 태도에 부정적인 영향을 미친다는 것이다[5].

반면, Mandler의 도식 불일치 이론과 최근의 AI 마케팅 연구들은 정보 공개가 오히려 긍정적인 효과를 낼 수 있다고 주장한다[11],[12]. Franke 등에 따르면, 가상 인플루언서임을 밝히는 것은 소비자에게 신선한 충격을 주며, 해당 브랜드가 최첨단 기술을 선도하는 혁신적인 기업이라는 이미지를 심어줄 수 있다[13]. 이들은 가상 인플루언서의 정체성이 드러날 때 광고의 참신성 지각이 높아진다는 실증 결과를 제시한 바 있다. 국내에서도 인간과 가상 인플루언서의 광고 효과 비교[14], 상호작용성과 진정성의 역할[15], 광고 모델로서의 사회적 인식 변화[16], 버추얼 콘텐츠 수용자 반응[17] 등에 관한 연구가 축적되어 왔다.

본 연구는 위와 같은 상반된 이론적 관점을 통합적으로 고찰하고, 가상 인플루언서의 정체성 공개가 소비자 반응에 미치는 메커니즘을 살펴보는 데 목적이 있다. 특히, 모든 소비자가 동일하게 반응하지 않는다는 점에 착안하여, 소비자의 심리적 특성인 독특성 욕구(NFU; need for uniqueness)[18]를 핵심 조절 변수로 도입한다.

NFU가 높은 소비자는 남들과 차별화된 경험을 추구하므로 가상 인플루언서라는 파격적인 존재를 혁신의 상징으로 수용할 가능성이 높은 반면, NFU가 낮은 소비자는 기존의 규범과 친숙함을 선호하므로 가짜라는 사실에 더 큰 거부감을 느낄 수 있다[19]. 본 연구는 PKM과 도식 불일치 이론의 대립 구조를 NFU에 따른 차별적 해석으로 조명하고자 하며, 이를 검증하기 위해 다음과 같은 연구 문제를 설정하였다.

연구문제 1. 가상 인플루언서의 정체성 정보 공개가 소비자의 광고 회의감에 미치는 영향은 개인의 독특성 욕구에 따라 어떻게 달라지는가?

연구문제 2. 정보 공개가 광고 회의감을 매개로 소비자 반응에 미치는 간접 효과는 독특성 욕구 수준에 따라 조절되는가?

연구의 범위와 관련하여, 본 연구는 다양한 가상 인플루언서 유형 중에서도 릴 미켈라(Lil Miquela)나 로지(Rozy)처럼 실제 인간과 구분이 어려운 인간형 가상 인플루언서(Human-like VI)에 주목한다. 캐릭터형과 달리 인간형 VI는 소비자가 실존 인물로 오인할 가능성이 높아 정체성 공개 여부가 소비자 심리에 가장 극적인 변화를 일으킬 수 있는 대상이기 때문이다.

II. 이론적 배경

2-1 설득 지식 모델과 광고 회의감

Friestad와 Wright가 제안한 설득 지식 모델(PKM)은 소비자가 마케팅 자극을 처리하는 방식을 설명하는 가장 권위 있는 프레임워크 중 하나다[10]. 이 모델에 따르면, 소비자는 성장 과정에서 마케팅 전략에 대한 지식(설득 지식)을 축적하며, 특정 메시지가 자신을 설득하려는 의도를 담고 있다고 인지하는 순간 이 지식을 활성화하여 메시지를 비판적으로 평가하거나 거부하는 대처 행동을 한다[10].

가상 인플루언서 마케팅에서 정체성 공개는 설득 지식을 활성화하는 강력한 단서로 작용한다. 소비자가 인플루언서의 콘텐츠를 즐기다가 “이것은 가상 인간에 의한 광고입니다”라는 문구를 접하게 되면 일련의 심리적 변화가 발생한다. 우선, 소비자는 의도의 변경을 경험하게 되는데[20], 이는 콘텐츠를 순수한 정보나 엔터테인먼트가 아닌 기업이 의도적으로 조작한 상업적 메시지로 재정의하는 과정을 의미한다. 이어 정보원 신뢰도의 하락이 발생한다. PKM 관점에서 정체성 공개는 가상 인플루언서가 제품을 실제로 경험할 수 없다는 치명적 약점을 노출하는 행위이기 때문이다. 예를 들어, 가상 인플루언서가 “이 립스틱은 발림성이 좋다”고 말하는 것은 물리적으로 불가능한 거짓말이 되며, 이는 정보원의 전문성과 진실성을 훼손한다[21]. 결과적으로 이러한 인식의 변화는

회의감의 증폭으로 이어진다. 소비자는 브랜드의 메시지에 대해 방어적인 태도를 취하게 되며, 이는 광고 효과의 감소를 초래한다. 다수의 선행 연구들 역시 스폰서십 공개나 AI 생성 여부 공개가 소비자의 회의감을 높여 브랜드 태도를 악화시킨다는 점을 실증하였다[22],[23],[24]. 국내 연구 역시 인플루언서 마케팅에서 경제적 대가 및 정보원 공개가 광고 효과에 영향을 미침을 보고하였다[25],[26].

2-2 도식 불일치 이론

도식은 개인이 대상을 인식하고 범주화하는 인지적 구조를 의미한다. Mandler의 도식 불일치 이론에 따르면, 새로운 정보가 기존의 도식과 일치하면 소비자는 편안함을 느끼지만 특별한 감흥을 받지 못한다[11]. 반면, 정보가 기존 도식과 불일치할 경우 인지적 각성이 발생한다[11].

이 때 중요한 것은 불일치의 정도이다. 극단적 불일치가 일어나 기존 도식으로 도저히 설명할 수 없는 경우, 소비자는 혼란과 좌절감을 느끼며 대상을 부정적으로 평가한다. 한편, 중간 수준의 불일치가 발생하여 기존 도식과 다르지만 인지적 노력으로 해결 가능한 경우, 소비자는 불일치를 해결하는 과정에서 지적 즐거움과 만족감을 느낀다. 이는 대상에 대한 긍정적인 평가로 이어진다[27].

가상 인플루언서의 정체성 공개는 ‘인플루언서=인간’이라는 기존 도식에 균열을 가하는 행위다. 그러나 소비자가 이 불일치를 “이것은 최첨단 기술로 만든 새로운 형태의 모델이다”라고 성공적으로 해결할 경우, 이 불일치는 부정적 요인이 아니라 참신성이라는 긍정적 가치로 전환된다[13].

Franke 등은 가상 인플루언서가 인간보다 광고의 참신성 지각을 높이는 데 효과적임을 발견했다[13]. 특히 최근 연구들은 소비자들이 “AI=참신성”이라는 평신념을 가지고 있음을 밝혀냈다[28], [29]. 즉, 제품이나 광고 모델이 AI 기술로 만들어졌다는 사실이 공개되면, 소비자들은 이를 단순한 가짜가 아니라 현대적이고 진보적인 브랜드의 신호로 받아들인다. 이 경우 정체성 공개는 브랜드의 혁신성 이미지를 강화하는 기제가 된다.

2-3 독특성 욕구

Tian 등은 독특성 욕구(NFU)를 “타인과의 유사성을 회피하고 자신만의 특별함을 드러내고자 하는 개인의 내재적 동기”로 정의하였다[18]. 이들은 NFU를 세 가지 하위 차원, 즉 창의적 비동조(사회적 규범을 따르지 않으면서도 타인에게 인정받을 수 있는 독특한 선택을 하는 성향), 비대중적 선택(남들이 선택하지 않는 최소한 대상을 선택함으로써 차별화를 꾀하는 성향), 유사성 회피(대중적인 유행을 의도적으로 거부하는 성향)로 구분한다.

NFU가 높은 소비자는 혁신적인 제품이나 기술을 수용하는 데 적극적이다[30]. 이들은 일반 대중이 낯설어하거나 기

피하는 대상을 오히려 자신의 개성을 표현하는 도구로 활용한다. 반면, NFU가 낮은 소비자는 다수의 선택을 따르는 동조 성향이 강하며, 검증되지 않은 새로운 자극에 대해 불안감을 느낀다[31]. 이는 가상 인플루언서라는 파격적인 마케팅 도구에 대한 반응이 소비자 개인의 NFU 수준에 따라 극적으로 갈릴 수 있음을 시사한다. 국내에서도 소비자의 양면적 인식 및 혁신성과 독특성 욕구가 가상 인플루언서에 대한 반응을 조절함이 확인되었다[32], [33]. 나아가 독특성 욕구는 소비자를 구분하는 개인차 축으로 기능한다. 독특성 욕구는 의견 선도력과는 정적 상관을, 의견 추구와는 부적 상관을 보이며[34], 사회비교정보에 민감한 소비자일수록 동조 압력에 더 강하게 반응한다[35]. 이는 과도한 독특성 추구가 사회적 제재를 초래할 수 있다는 점과 맞물려[36], 소비 상황에서 독특성 욕구가 소비자 반응을 체계적으로 분화시키는 요인임을 보여준다[37].

한편 독특성 욕구는 인접 개념들과 구별되어야 한다. 기술 수용 준비도는 첨단 기술을 수용하고 사용하려는 성향을 뜻하며, 그 하위 차원인 혁신성 또한 기술 영역에 한정된다[38]. 반면 독특성 욕구의 준거 대상은 기술이 아니라 타인이며, 동기 역시 도구적 수용이 아니라 사회적 차별화다[18]. 소비자 혁신성과도 구별된다. Gentina와 Kratzer는 두 개념을 별개 구성개념으로 모형화하여 독특성 욕구가 혁신성의 선행 매개변인으로 기능함을 실증하였다[39]. 국내에서도 한국판 독특성 욕구 척도의 타당화 과정에서 혁신성 및 순응성 차원과의 변별이 검토된 바 있다[37]. 끝으로 인공지능 생성물에 대한 참신성 지각은 개인차 변인이 아니라 대상에 대한 지각이다. Franke와 Groeppel-Klein은 가상 인플루언서에 대한 참신성 지각이 자극의 외형 유형에 따라 달라지고 수용자의 사전 친숙도가 낮을 때만 나타나며 노출이 누적되면 소멸함을 보였다[40]. 따라서 본 연구는 독특성 욕구를 신기술 수용 성향이나 대상 참신성 지각과 구별되는, 사회적 차별화를 지향하는 개인차 변인으로 규정한다.

III. 연구방법

3-1 연구 모형

본 연구는 정보 공개가 소비자 반응에 미치는 영향을 증명하기 위해, 광고 회의감을 매개변수로, 독특성 욕구(NFU)를 조절변수로 하는 조절된 매개모형을 제안한다.

설득 지식 모델(PKM)에 따르면, 가상 인플루언서의 정체성 공개는 소비자의 방어 기제를 활성화하여 광고 회의감을 증폭시키는 요인이다[10]. 그러나 본 연구는 이러한 PKM의 예측이 모든 소비자에게 보편적으로 적용되지 않으며, 개인의 심리적 특성인 독특성 욕구(NFU)에 따라 달라질 것이라고 가정한다.

도식 불일치 이론에 따르면, 기존의 도식(인간 인플루언서)과 불일치하는 정보(가상 존재임이 밝혀짐)는 인지적 긴장을 유발하는데, 이 긴장의 해석 방식은 개인차에 의존한다[11]. NFU가 낮은 소비자는 불확실성을 회피하고 기존 규범을 선호하므로[31], 정체성 공개로 인한 불일치를 속임수나 괴리감으로 해석한다. 이 경우 PKM이 강력하게 작동하여 정보 공개가 높은 수준의 광고 회의감으로 직결될 것이다. 반면, NFU가 높은 소비자는 남들과 다른 독특하고 파격적인 자극을 선호한다[18]. 이들에게 가상 인플루언서의 정체성 공개는 회피해야 할 기만이 아니라, 즐겨야 할 기술적 파격이자 유희적 자극으로 받아들여진다. 따라서 고 NFU 집단에서는 도식 불일치가 긍정적으로 해소되거나 흥미로 전환되어, 설득 지식의 발동이 억제된다. 결과적으로 정보 공개가 이루어져도 광고 회의감은 높아지지 않거나, 그 증가폭이 유의미하게 감소할 것이다.

이에 따라 다음과 같은 조절 효과 가설을 설정한다.

H1: 독특성 욕구(NFU)는 가상 인플루언서의 정체성 공개 여부가 광고 회의감에 미치는 영향을 조절할 것이다.

H1은 정체성을 공개하는지 여부, 즉 공개 유무에 관한 확증적 가설이다. 설득지식모델은 공개가 회의감을 높인다고 예측하는 반면 도식 불일치 관점은 반대 방향을 시사하므로, 조절의 존재는 예측하되 방향은 사전에 설정하지 않는다.

한편 공개가 이루어지는 경우, 그 정체성을 간접적으로 드러내는 방식과 직접적으로 드러내는 방식은 검증된 명확성의 연속선이 아니라 실제 소셜미디어에서 통용되는 두 공개 표현 사이의 대비이다. 이러한 공개 방식의 차이가 독특성 욕구와 맺는 상호작용에 대해서는 사전 예측을 설정할 만한 이론적 근거가 충분하지 않으므로, 가설로 진술하지 않고 탐색적 분석으로 검토한다. 이하에서 공개 방식과 관련된 모든 결과는 탐색적 분석의 산물로 보고한다. 세 공개 조건의 구체적 조작과 두 대비의 코딩은 각각 3-2절과 4-1절에서 기술한다.

광고 회의감은 광고 메시지의 진실성을 의심하고 정보적 가치를 폄하하게 만드는 핵심적인 부정적 기제다[41]. 선행 연구들에 따르면, 회의감이 형성된 소비자는 정보원의 매력이나 전문성을 낮게 평가하며(인물 태도), 광고 콘텐츠 자체에 거부감을 느끼고(게시물 태도), 결과적으로 제품에 대한 호감도와 구매 의도를 철회하는 경향이 있다[22],[42]. 이는 가상 인플루언서 맥락에서도 동일하게 적용될 것으로 예측된다.

H2: 광고 회의감은 소비자 반응 변수(게시물 태도, 인물 태도, 제품 태도, 구매 의도)에 부정적인 영향을 미칠 것이다.

앞선 논의를 종합하면, 정보 공개가 광고 회의감을 경유하여 소비자 반응에 미치는 간접 효과는 소비자의 NFU 수준에 따라 달라짐을 알 수 있다. NFU가 낮은 소비자는 정보 공개 시 회의감이 급증하고, 이로 인해 구매 의도가 하락하는 부정

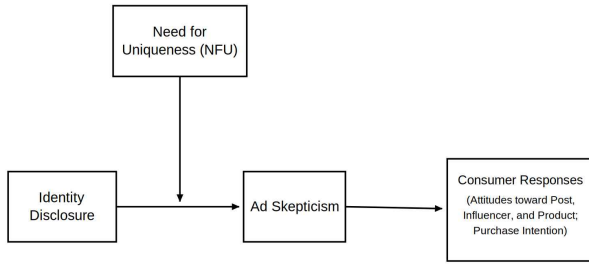


그림 1. 연구 모형

Fig. 1. The proposed research model

적 매개 경로가 뚜렷하게 나타날 것이다. 반면, NFU가 높은 소비자는 정보 공개가 회의감으로 전이되지 않으므로, 회의감을 통한 부정적 간접 효과 역시 사라지거나 완화될 것이다.

H3: 정체성 공개 여부가 광고 회의감을 매개로 소비자 반응에 미치는 간접효과는 독특성 욕구(NFU)에 의해 조절될 것이다. 공개 방식에 따른 조건부 간접효과는 위와 같은 이유로 탐색적으로 검토한다.

본 연구의 개념적 모형은 그림 1과 같다.

3-2 연구 설계

본 연구는 가상 인플루언서(VI; virtual influencer) 광고에서 정체성 정보 공개 방식이 소비자의 광고 회의감 및 설득 반응에 미치는 영향을 검증하기 위해 실험 연구를 수행하였다. 정체성 정보 공개 방식은 비공개, 간접 공개, 직접 공개의 세 조건으로 조작되었다. 추가적으로, 광고 상품의 속성의 영향을 통제하여 결과의 강건성을 확인하기 위해 두 유형의 제품 조건(배낭 및 헤드셋)을 공개 방식 조건에 직교하도록 배치하였으며, 참여자들은 무작위로 하나의 조건에 배정되었다.

정체성 정보 공개는 광고 게시물 내에 포함된 메시지를 통해 조작되었으며, 각 조건 간에는 정보 공개 방식만 차이를 두고 게시물의 전반적인 구성, 표현 방식, 시각적 요소는 동일하게 유지되었다. 브랜드 인지도 및 인플루언서에 대한 사전 태도의 영향을 배제하기 위해 가상의 브랜드명과 가상의 인플루언서 계정을 사용하였다. 구체적으로 간접 공개 조건에서는 게시물에 #unrealinfluencer를, 직접 공개 조건에서는 #virtualInfluencer를 제시하였다. 이 두 표현은 가상 인플루언서의 정체성을 각각 간접적 및 직접적으로 드러내는 것으로, 실제 소셜미디어에서 정체성 공개는 이러한 해시태그를 통해 이루어진다[43]. 따라서 본 연구는 임의로 고안한 자극이 아니라 현실의 공개 관행을 반영한 표현을 자극물로 사용하였다.

한편 이론적 구성개념으로서의 정체성 공개와 본 연구가 실제로 조작한 자극 사이에는 간극이 존재함을 밝혀 둔다. 이

론 수준에서 정체성 공개는 수용자가 대상의 비인간성을 인지하게 되는 상태 변화를 뜻하는 반면, 본 연구의 자극물은 게시물 텍스트 내 해시태그 표현의 차이만을 조작한다. 본 연구의 자극물에서 인플루언서는 모든 조건에서 시각적으로 가상 인물로 식별 가능하므로, 세 조건이 조작한 것은 비인간성 인지 자체가 아니라 그 정체성을 텍스트가 얼마나 명확하게 진술하는지, 즉 공개 단서의 명확성이다. 이 구분은 이후 조작 점검 결과의 해석과 결과의 일반화 범위를 규정하는 근거가 된다.

참여자들이 광고 게시물 내 정체성 정보 공개 메시지를 어떻게 인식하였는지를 확인하기 위해 정체성 정보 공개에 대한 지각 문항을 조작 점검으로 측정하였다. 해당 문항은 실험 조작의 적절성을 확인하기 위한 용도로만 활용되었으며, 가설 검증 분석의 독립변수로는 사용되지 않았다.

3-3 표본 및 자료 수집

미국 거주 18세 이상 성인을 대상으로 온라인 설문 플랫폼을 통해 총 324명의 참여자를 모집하였다. 미국 거주 성인을 표본으로 선정한 이유는 다음과 같다. 첫째, 본 연구의 자극물은 실제 소셜미디어에서 통용되는 영문 해시태그를 공개 단서로 사용하므로[43] 해당 표현이 자연스럽게 통용되는 언어권의 참여자가 요구된다. 둘째, 가상 인플루언서의 정체성 공개를 둘러싼 규범과 규제 논의가 영어권 시장에서 선행하여 형성되었으며, 본 연구가 다루는 공개 관행 역시 이 맥락에서 확립되었다. 셋째, 본 연구가 주목하는 인간형 가상 인플루언서의 대표 사례가 이 시장에 집중되어 있다. 모든 참여자는 연구 목적과 절차에 대한 설명을 제공받고 자발적 동의 하에 설문에 참여하였다. 설문은 사전 측정(독특성 욕구, 가상 인플루언서에 대한 기저 태도), 실험 자극물 노출, 사후 측정(제품 관여도, 광고 회의감, 태도, 구매 의도), 그리고 인구통계학적 정보 수집의 순서로 진행되었다.

참여자들은 무작위로 하나의 실험 조건에 배정되어 광고 게시물을 약 30초간 열람한 후, 조작 점검 및 주요 종속 변수 문항에 응답하였다. 이때 모든 문항에 응답 강제 기능을 설정하여 결측치 발생을 원천적으로 방지하였다.

자료 정제는 다음 순서로 이루어졌다. 첫째, 주의 점검 2문항 중 하나라도 실패한 응답자 30명을 제외하였다(잔여 294명). 둘째, 응답 소요 시간이 196초 미만인 응답자를 제외하는 기준을 적용하였으나 해당자는 없었다. 셋째, 태도 및 구매 의도 문항군에서 개인 내 표준편차가 0인 직선반응 응답자 3명을 제외하였다(잔여 291명). 넷째, 광고 회의감, 게시물 태도, 인플루언서 태도, 제품 태도, 구매 의도, 연령, 교육 연수, 로그 소득의 8개 변인에 대해 Mahalanobis 거리를 산출하고, 자유도 8의 카이제곱 분포에서 $p < .001$ 에 해당하는 임계값 26.12를 초과한 6명을 다변량 이상치로 제거하였다. 이러한 정제 과정을 거쳐 최종 285명의 자료가 분석에 사용되었다.

제외 기준의 영향을 확인하기 위해 민감도 분석을 실시하

였다. 다변량 이상치를 제거하지 않은 표본(N = 291)과, 자극물 노출 후 가상 인플루언서 인지 문항에 낮게 응답한 참여자를 추가로 제외한 표본(N = 263)에서 주요 결과를 재추정하였으며, 그 결과는 부록 표 6에 제시하였다. 가상 인플루언서 인지 문항은 자극물 노출 이후에 측정된 조작 후 변수이므로 이를 기준으로 한 제외는 실험 조건 간 비교를 편향시킬 수 있다. 따라서 본 연구는 해당 응답자를 주 분석에서 제외하지 않고, 민감도 분석으로만 보고한다.

이러한 정제 과정을 거쳐 최종 285명의 데이터가 분석에 사용되었다. 최종 분석 대상의 평균 연령은 34.2세(SD = 8.7)였으며, 성별은 여성이 129명(45.3%)을 차지하였다. 표본의 인구통계적 특성은 표 1에 제시하였다. 전일제 고용, 기혼, 백인, 학사 이상의 비율이 높아 표본이 상당히 동질적이며, 이러한 구성 편향은 결과의 일반화를 제약하는 요인으로 한계에서 다시 논의한다.

3-4 측정 변인

1) 광고 회의감

광고 회의감(ad skepticism)은 Obermiller와 Spangenberg의 SKEP 척도(Skepticism toward Advertising Scale) 중 긍정적으로 기술된 4개 문항을 선별하여 측정하였다[41]. 문항에는 “가상 인플루언서의 광고는 신뢰할 수 있다”, “가상 인플루언서의 광고는 정보를 제공한 다” 등이 포함되었으며, 모든 문항은 7점 리커트 척도(1 = 전

혀 그렇지 않다, 7 = 매우 그렇다)로 응답하도록 하였다. 분석에는 모든 문항을 역채점하여, 점수가 높을수록 광고 메시지에 대해 회의적인 태도를 갖는 것으로 해석하였다. 본 연구에서 모든 척도의 내적 일관성은 Cronbach's α 와 함께 문항 부하량이 동일하지 않은 동종 모형에서 더 정확한 신뢰도 추정치를 제공하는 McDonald's ω 로 평가하였다[44]. 광고 회의감의 Cronbach's α 는 .85, McDonald's ω 는 .85였다.

2) 독특성 욕구

독특성 욕구(Need for Uniqueness)는 Tian 등이 개발한 척도 중 본 연구의 맥락인 혁신적 마케팅 자극의 수용과 가장 밀접한 창의적 비동조와 유사성 회피 차원의 핵심 문항 4개를 선별하여 측정하였다[18]. 비대중적 선택 차원은 회소 제품의 구매 상황에 특화되어 광고 반응 맥락과의 관련성이 낮다고 판단하여 제외하였다. 주요 문항에는 “나는 특별한 제품이나 브랜드를 구매함으로써 나의 고유성을 적극적으로 발달시킨다”, “남들이 다 하는 평범한 제품이나 브랜드에는 흥미가 떨어진다” 등이 포함된다. 모든 문항은 7점 리커트 척도로 측정되었으며, 점수가 높을수록 타인과 차별화되고 회소성을 추구하는 성향이 강함을 의미한다. 선별된 문항의 신뢰도는 Cronbach's α = .77, McDonald's ω = .79로 나타나 단일 척도로 사용하기에 충분한 내적 일관성을 확보하였다.

3) 태도 변인

광고 게시물 태도, 제품 태도, 인플루언서 태도는 각각의 미분별 척도 4문항으로 측정하였다[45]. 문항은 “불쾌한-유쾌한”, “비호감-호감”, “나쁜-좋은”, “바람직하지 않은-바람직함”으로 구성되었으며, 1점에서 7점까지 응답하도록 하였다. 게시물 태도의 Cronbach's α 는 .77, McDonald's ω 는 .79, 제품 태도의 Cronbach's α 는 .77, McDonald's ω 는 .78, 인플루언서 태도의 Cronbach's α 는 .78, McDonald's ω 는 .79였다.

4) 구매 의도

구매 의도는 MacKenzie 등의 연구를 바탕으로 3개의 미분별 문항을 구성하여 측정하였다[46]. 문항은 “불가능한-가능한”, “가능성 낮음-가능성 높음”, “구매 의도 없음-구매 의도 있음”의 양극단으로 구성되었으며, 7점 척도로 응답하도록 하였다. 점수가 높을수록 구매 의도가 높음을 의미한다. 척도의 신뢰도는 Cronbach's α = .73, McDonald's ω = .73이었다.

5) 통제 변수

가상 인플루언서에 대한 기저 인식과 태도의 효과를 통제하기 위해 로봇에 대한 부정적 정서 14 문항을 연구 맥락에 맞게 수정하여 사용하였다[47]. 문항에는 “가상의 존재가 생명을 갖게 되면 뭔가 안 좋은 일이 일어날 것 같다”, “가상의 존재가 실제로 감정을 가지고 있다면 불안할 것 같다” 등이

표 1. 표본의 인구통계적 특성(N = 285)

Table 1. Sample characteristics (N = 285)

Characteristic	Category (n, %)
Age	M = 34.2, SD = 8.7, range 20-68 years
Gender	Male 156 (54.7) Female 129 (45.3)
Race	White 257 (90.2) Asian 12 (4.2) Black 7 (2.5) Other or multiple 9 (3.2)
Education	Bachelor's 216 (75.8) Graduate or higher 29 (10.2) High school 25 (8.8) Other 15 (5.3)
Employment	Full-time 281 (98.6) Part-time 2 (0.7) Homemaker 1 (0.4) Student 1 (0.4)
Marital status	Married 258 (90.5) Never married 23 (8.1) Cohabiting 3 (1.1) Divorced or separated 1 (0.4)
Annual income	Modal category \$50,000-\$59,999: 69 (24.2)
Instagram use	1-2 hr 78 (27.4) 30 min-1 hr 72 (25.3) 2-3 hr 58 (20.4)
Condition assignment	Non-disclosure 94, Indirect 96, Direct 95

포함되며, 7점 리커트 척도로 측정하였다. 점수가 높을수록 부정적 정서가 높음을 의미하며, 신뢰도 계수는 Cronbach's $\alpha = .96$, McDonald's $\omega = .96$ 이다.

또한, 광고 제품의 개인적 관여도를 통제하기 위해 소비자 관여도 척도[48]를 사용하였다. 참가자들은 “방금 본 인스타그램 게시물에서 광고하고 있는 제품은 나에게...” 라는 지시문에 따라 “중요하지 않다-중요하다”, “관심을 끌지 못한다-관심을 끈다” 등 5개의 양극단 문항으로 구성된 7점 의미분별 척도에 응답하였다. 높은 점수일수록 높은 관여도를 의미하며, 신뢰도 계수는 Cronbach's $\alpha = .81$, McDonald's $\omega = .85$ 이다. 추가적으로, 인구통계적 변수들(나이, 성별, 인종, 직업 유무, 교육 수준, 소득 수준)을 수집해 통제하였다.

합산 점수를 사용하기에 앞서 측정모형의 적절성을 확인하였다. 광고 회의감, 독특성 욕구, 게시물 태도, 인플루언서 태도, 제품 태도, 구매 의도의 6개 요인에 23개 문항을 배정한 확인적 요인분석 결과, 모든 문항의 표준화 요인부하량은 .63에서 .79 사이로 유의하였다($p < .001$). 그러나 이 모형은 잠재변수 공분산행렬이 양정치가 아닌 부적절해를 산출하였으며, 게시물 태도, 인플루언서 태도, 제품 태도, 구매 의도 사이의 잠재상관이 1.07에서 1.13으로 1을 초과하였다. 네 반응변인을 하나의 설득 반응 요인으로 통합한 3요인 모형은 적합한 해를 산출하였고(CFI = .990, TLI = .989, RMSEA = .020, SRMR = .038), 정보 기준에서도 가장 간명하였다(BIC = 16762.0). 이 결과는 네 반응변인이 측정오차를 보정한 수준에서 서로 구별되지 않음을 뜻한다. 다만 이는 평가와 의도가 이론적으로 동일한 구성개념이라는 의미라기보다, 본 표본에서 네 반응이 모두 척도 상단에 분포하여 나타난 천장효과와 태도 전이가 반영된 측정상의 한계로 이해하는 것이 타당하다. 그럼에도 본 연구의 초점이 반응들 사이의 내부 구조가 아니라 광고 회의감 단계에 있으므로, 네 반응을 각각 별개의 종속변수로 반복 분석하는 것은 동일한 정보를 네 차례 제시하는 결과가 된다. 이에 본 연구는 네 반응의 평균으로 산출한 통합 설득 반응 점수를 주 분석의 종속변수로 사용하고(15개 문항, Cronbach's $\alpha = .96$), 개별 반응변수에 대한 동일 모형의 결과는 부록에 강건성 검토로 제시한다. 평가에서 의도로 이어지는 인과 경로의 모형화는 네 반응이 보다 분화되는 자극과 표본을 확보한 후속 연구의 과제로 남긴다. 한편 광고 회의감과 독특성 욕구는 다른 구성개념들과 판별타당도 기준을 충족하였다(HTMT = .68 ~ .81, 기준 .85 미만).

아울러 모든 변인이 동일 시점에 자기보고식으로 측정되었으므로 공통방법편의 가능성을 점검하였다. 23개 문항에 대한 Harman 단일요인검정 결과 비회전 첫 요인의 설명분산은 46.09%로 통상적 기준인 50%를 밑돌았으며, 고유값이 1을 초과하는 요인이 3개 추출되었다. 다만 이 절차는 공통방법편의의 부재를 확증하지 못하므로 한계에서 함께 기술하였다[49].

IV. 연구 결과

4-1 분석 전략

모든 통계적 분석은 R을 사용하였다[50]. 연구가설은 lavaan 패키지를 통한 경로분석을 사용해 검정하였다[51]. 이 접근은 일반적인 회귀분석 기반의 접근(예: PROCESS macro)[52]과는 달리 모든 모수 추정치 동시에 이루어지며 이에 따라 전역 모형 적합도(CFI와 RMSEA 등)의 평가가 가능하다는 장점이 있다.

또한, 본 연구에서는 잠재 변수 모형 대신 관측점수의 합산 점수를 사용한 경로 분석을 사용하였다. 조절된 매개 항의 복잡성과 표본 크기($N=285$)를 고려할 때, 이 간명한 접근은 통계적 검정력과 모형 수렴의 안정성을 극대화함과 동시에 모형 복잡성을 최소화한다. 모든 주요 척도의 높은 내적 일관성은 합산 점수를 사용한 분석의 적절성을 뒷받침해 준다.

세 가지 수준의 독립변수(정보 공개: 비공개 대 간접 공개 대 직접 공개)의 효과를 조사하기 위해 Helmert 대비 코딩을 사용하였다. 대비 1(D1)은 비공개 조건과 공개 조건(간접 공개 및 직접 공개)을 비교한다(비공개 = $-2/3$, 간접 공개 = $1/3$, 직접 공개 = $1/3$). 따라서, 대비 1의 계수는 다른 조건이 동일할 때 공개 조건과 비공개 조건의 종속변수의 평균 차이를 의미한다. 대비 2(D2)는 간접 공개 조건과 직접 공개 조건을 비교하며(비공개 = 0, 간접 공개 = $-1/2$, 직접 공개 = $1/2$), 그 계수는 직접 공개와 간접 공개 조건의 종속변수의 평균 차이를 나타낸다. 이 코딩 방식은 각 범주를 하나의 기준 범주와 비교하는 일반적인 더미 코딩 방식에 비해 순서형 범주 변수를 다루는 데 적합할 뿐만 아니라[52], 포괄적인 조절 효과의 양상을 공개 유무와 공개 방식이라는 두 가지 구체적인 차원으로 분해하여 살펴볼 수 있다는 장점이 있다. 대비 1(D1)은 앞서 H1과 H3에서 확정적으로 다룬 공개 유무에 대응하며, 대비 2(D2)는 탐색적으로 검토하기로 한 공개 방식에 대응한다. 이때 D1과 D2 모두에 대해 본 연구는 사전의 방향성 가설을 부과하지 않으며, 특히 간접-직접 공개를 구분하는 D2는 검증된 명확성의 연속선이 아니라 실제 소셜미디어에서 통용되는 두 공개 표현 간의 탐색적 대비로 다룬다.

정체성 공개의 정도가 광고 회의감에 미치는 영향을 독특성 욕구가 조절하고, 나아가 정체성 공개가 광고 회의감을 통해 소비자 태도 및 구매 의도에 갖는 영향을 독특성 욕구가 어떻게 조절하는지 알아보기 위해 조절된 매개 효과를 조사하였다(그림 1). 모형에서 내생 변수인 광고 회의감과 태도 변수 및 구매 의도의 예측에는 모두 통제변수(가상 인물에 대한 거부감, 제품 관여도 및 인구통계학적 변수)를 포함하였다. 모형의 간접효과 및 조절된 매개 지수의 통계적 유의성 검정을 위해 5,000회의 부트스트랩 복원추출을 통한 Bias-Corrected(BC) 95% 신뢰구간을 구하였다[53],[54].

본 연구의 경로모형은 포화모형에 근접한 구조로 자유도가

3에 불과하다. 이러한 조건에서는 전역 적합도 지수의 정보량 자체가 제한적이며, 특히 RMSEA와 TLI는 자유도가 작을 때 불리하게 산출되는 경향이 알려져 있다[55]. 그러나 이는 관찰된 부적합을 해명하는 근거가 아니라 전역 적합도 논의의 해석 범위를 제한하는 조건이다. 따라서 본 연구는 특정 지수를 선택적으로 채택하여 모형 적합을 주장하지 않으며, 표 2에 모든 지수를 그대로 보고하고 전역 적합도에 근거한 모형 평가를 결과 해석의 주요 근거로 삼지 않는다[56]. 모형의 구조는 이론적으로 사전 설정된 것이며, 결과 해석은 개별 경로 계수와 부트스트랩 신뢰구간에 근거한다.

4-2 조작 점검

조작 점검은 “방금 본 인스타그램 포스트의 인플루언서는 스스로를 가상의 존재라고 직접 언급하였다”라는 지시문에 7점 리커트 척도로 반응하는 단일 문항을 사용하였다. 분석 결과 집단 간 차이는 유의하지 않았으며($F(2, 282) = 0.08, p = .921$), 모든 조건에서 높은 평균이 일관되게 관찰되었다(M비공개 = 5.59, M간접 = 5.60, M직접 = 5.64). 본 연구는 이 결과를 조작의 성공 여부가 아니라 조작 점검 문항의 타당성 문제로 진단하며, 그 근거를 별도 표본의 사전조사에서 확보하였다.

사전조사(N = 34)에서는 동일한 자극물에 대해 두 유형의 인지 문항이 함께 측정되었다. 첫째, 인플루언서의 가상성 인식을 묻는 문항에서는 비공개 조건의 평균이 이미 5.00($SD = 1.41$)으로 높았고, 간접 공개 6.42($SD = 1.16$), 직접 공개 6.67($SD = 0.49$)로 나타났다($F(2, 31) = 7.47, p = .002, \eta^2 = .325$). 조건 간 차이는 유의하였으나 비공개 조건에서도 척도 상단에 근접한 값이 관찰되었다는 점이 중요하다. 본 연구의 자극물에 사용된 인플루언서는 모든 조건에서 시각적으로 가상 인물로 식별 가능하므로, 가상성 인식을 묻는 문항은 텍스트 공개 여부와 무관하게 높은 값으로 수렴한다. 둘째, 게시물이 인플루언서의 정체성을 밝히고 있는지를 묻는 공개 지각 3문항($\alpha = .91$)에서는 비공개 2.33($SD = 1.75$), 간접 공개 3.92($SD = 1.80$), 직접 공개 5.00($SD = 1.50$)으로 조건에 따라 단조 증가하는 큰 차이가 관찰되었다($F(2, 31) = 6.85, p = .003, \eta^2 = .307$).

두 결과를 종합하면, 본 실험에서 사용된 조작 점검 문항은 문면상 공개 여부를 묻고 있으나 응답자에게는 인플루언서의 가상성에 대한 질문으로 처리되었을 가능성이 높다. 가상성 인식을 묻는 유형의 문항은 본 연구의 자극물 조건에서 천장에 근접하여 조건 변별력을 갖기 어려운 반면, 공개 지각을 직접 묻는 문항은 동일 자극에서 명확한 조건 차이를 포착한다. 즉 조작 점검 문항의 구성타당도 문제가 본 실험의 조작 점검 실패에 대한 가장 유력한 설명이다. 다만 사전조사는 본 실험 참여자들이 공개 단서를 실제로 어떻게 처리하였는지를 직접 보여주지 않으므로, 자극물의 한계를 비롯한 다른 가능성을 이 자료만으로 배제할 수는 없다.

다만 이 진단을 확정적인 것으로 제시할 수는 없다. 사전조사는 독립된 표본에서 자극물의 변별 가능성을 보여줄 뿐, 본 실험 참여자들이 실제로 공개 단서를 어떻게 처리하였는지에 대한 직접 증거는 아니며, 자극물의 한계를 비롯한 다른 가능성을 이 자료만으로 배제할 수도 없다. 따라서 본 연구의 결과는 다음과 같이 제한적으로 규정되어야 한다. 본 실험에서 조작된 것은 가상 인플루언서임을 인지하는지 여부가 아니다. 모든 조건의 참여자가 인플루언서를 시각적으로 가상 존재로 인식한 상태에서, 게시물 텍스트가 그 정체성을 얼마나 명확하게 진술하는지, 즉 공개 단서의 명확성만이 조건 간에 달라졌다. 이하의 결과는 이 제한된 조작에 대한 반응으로 해석한다.

4-3 예비 분석

가설화된 기제가 서로 다른 제품 맥락에서도 강건성을 유지하는지 확인하기 위해, 제품의 유형이 정체성 공개의 효과 및 독특성 욕구와의 상호작용을 조절하는지 검증하는 예비 분석을 실시하였다. 구체적으로, 정체성 공개 $\times$ 독특성 욕구 $\times$ 제품 유형의 삼원상호작용은 매개 변수인 광고 회의감에 유의한 영향을 미치지 않았다($D1 \times \text{독특성욕구} \times \text{유형}: b = 0.027, p = .879; D2 \times \text{독특성욕구} \times \text{유형}: b = 0.058, p = .770$).

또한, 제품 유형을 포함한 모든 이차 상호작용항 및 주효과 역시 광고 회의감에 유의한 영향을 미치지 않았다($D1 \times \text{제품유형}: b = 0.096, p = .544; D2 \times \text{제품유형}: b = -0.031, p = .867; NFU \times \text{제품유형}: b = 0.077, p = .347$; 유형 주효과: $b = -0.066, p = .372$). 이는 정체성 공개와 회의감 사이의 관계를 조절하는 독특성 욕구의 역할이 제품의 유형과 무관하게 일관됨을 시사한다. 이에 따라 본 분석에서는 모형의 간명성을 위해 제품 유형과 관련된 상호작용항들을 제거하고, 제품 유형을 공변량으로만 포함하여 분석을 진행하였다.

4-4 기술 통계 및 상관관계

광고 회의감의 평균은 2.61($SD = 0.91$)로 7점 척도의 중간값을 밑돌아, 본 표본의 참여자들이 전반적으로 가상 인플루언서 광고에 강한 회의감을 보이지는 않았음을 나타낸다. 광고 회의감은 독특성 욕구($r = -.61$), 게시물 태도($r = -.64$), 인플루언서 태도($r = -.63$), 제품 태도($r = -.66$), 구매 의도($r = -.60$)와 모두 유의한 부적 상관을 보였으며, 이는 경로분석 결과의 방향과 일치한다.

주요 변인들의 평균, 표준편차, 상관계수 행렬은 표 2에 표시하였다. 한편 게시물 태도, 인플루언서 태도, 제품 태도, 구매 의도 간에는 비교적 높은 상관($r = .81-.87$)이 관찰되었다. 이는 광고 자극에 대한 평가가 게시물, 인물, 제품으로 전이되는 태도 전이 경향을 반영하는 것으로, 선행 연구에서도 이들 반응이 밀접하게 연동됨이 보고되어 왔다[45],[46]. 본 연구의 경로모형에서 네 반응 변인은 동일 회귀식의 공동 예

표 2. 주요 변수 및 통제 변수의 기술통계와 상관

Table 2. Descriptive statistics and correlations among study variables

Variable	M	SD	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
Study variables													
1. Need for Uniqueness	5.34	0.92	(.82)										
2. Ad Skepticism	2.61	0.91	-.61	(.88)									
3. Attitude toward Post	5.82	0.81	.55	-.64	(.79)								
4. Attitude toward Influencer	5.79	0.85	.54	-.63	.87	(.81)							
5. Attitude toward Product	5.81	0.83	.52	-.66	.87	.84	(.80)						
6. Purchase Intention	5.80	0.85	.54	-.60	.83	.83	.81	(.76)					
Control variables													
7. NARS	4.55	1.28	.37	-.29	.05	.04	.05	.00	(.96)				
8. Product Involvement	5.59	0.84	.52	-.63	.78	.77	.75	.76	.10	(.85)			
9. Age	34.19	8.70	-.06	-.01	-.02	-.02	-.03	.04	-.16	-.01	-		
10. Education (years)	15.67	1.58	-.01	.04	.05	.03	.06	.05	-.14	-.01	.12	-	
11. Annual Income (\$1,000)	57.00	24.91	.11	.02	.04	.07	.05	.08	.05	.12	-.15	-.03	-

Note. NARS = Negative Attitudes toward Robots. Correlations with an absolute value greater than .12 are significant at $p < .05$. Annual income was log-transformed in hypothesis testing to correct for positive skew. Reliability estimates (McDonald's omega) appear in parentheses.

측변수가 아니라 각각 독립된 종속변수로 분석되므로, 변인 간 높은 상관이 모수 추정의 다중공선성을 유발하지는 않는다. 다만 이들 태도 구성개념이 경험적으로 높은 중첩을 보인다는 점은 측정상의 한계로, 앞서 확인적 요인분석에서 밝힌 바와 같이 결과 해석 시 유의할 필요가 있다.

4-5 모형 검증

1) 전역 합치도

본 연구는 정체성 공개 단서가 광고 회의감을 매개로 통합 설득 반응에 미치는 영향을 독특성 욕구(NFU)가 조절하는지 살펴보기 위해 경로분석을 실시하였다. 통합 반응 모형에서 CFI는 .960, SRMR은 .010으로 양호한 반면, TLI는 .618, RMSEA는 .167로 기준에 미치지 못하였다. 앞서 밝힌 바와 같이 본 모형은 자유도가 3인 준포화모형이므로 전역 적합도 지수들이 서로 상충하는 값을 보이는 것은 이러한 구조적 특

성과 무관하지 않다. 본 연구는 이 결과를 모형 적합의 근거로 제시하지 않으며, 전역 적합도에 근거한 결론은 유보한다. 모든 지수는 표 3에 보고하였으며, 개별 반응변수별 적합도는 부록 표 7에 제시하였다.

2) 독특성 욕구의 조절효과

정보 공개의 두 대비에 대한 주효과는 유의하지 않았으나, 독특성 욕구는 광고 회의감에 유의한 부적 영향을 미쳤다($b = -0.31$, 95% CI $[-0.45, -0.14]$). 상호작용 효과를 검증한 결과 공개 유무(D1)와 독특성 욕구의 상호작용은 유의하지 않았다($b = -0.05$, 95% CI $[-0.29, 0.18]$). 공개 방식(D2)과 독특성 욕구의 상호작용 계수는 $b = -0.28$ 로 유의확률이 .05 경계에 있었으며($p = .053$), 부트스트랩 신뢰구간의 상한이 0에 거의 접하였다. 이 계수의 유의성 판정은 부트스트랩 재표본에 따라 달라질 수 있으므로, 본 연구는 이를 확정적 결과가 아니라 경계 수준의 탐색적 관찰로 다루며, 조절된 매개에 대한 추론은 계수의 유의확률이 아니라 뒤에 제시할 조절된 매개 지수의 신뢰구간에 근거한다. 모든 주요 계수는 표 4에 보고하였으며, 통제 변수의 계수는 부록 표 8에 보고하였다.

이 상호작용이 어느 범위에서 성립하는지 확인하기 위해 Johnson-Neyman 절차를 적용하였다[52]. 조건부 효과가 유의한 구간은 독특성 욕구 4.65 이하와 6.47 이상이었다(그림 2). 독특성 욕구가 4.65 이하인 참여자(63명, 22.1%)에서는 직접 공개가 간접 공개보다 광고 회의감을 높였고, 6.47 이상인 참여자(40명, 14.0%)에서는 반대로 낮추었다. 두 값 사이의 구간(182명, 63.9%)에서는 공개 방식에 따른 차이가 유의하지 않았다. 즉 관찰된 조절은 강도의 차이가 아니라 방향이 뒤바뀌는 교차 상호작용이며, 그 효과는 표본의 약 36%에 해당하는 양극단에서만 성립한다.

표 3. 통합 설득 반응 모형의 전역 합치도 지수

Table 3. Global goodness-of-fit indices for the overall persuasion response model

Fit Index	Value
χ^2	26.862
df	3
p	<.001
CFI	.960
TLI	.618
RMSEA	.167
90% CI Lower	.113
90% CI Upper	.228
SRMR	.010

표 4. 정체성 공개 단서와 독특성 욕구의 상호작용이 광고 회의감에 미치는 효과 및 광고 회의감이 통합 설득 반응에 미치는 영향
Table 4. Interaction of disclosure cues and need for uniqueness on ad skepticism, and the effect of ad skepticism on overall persuasion response

Predictor	b	SE	95% CI	p
<i>Effects on Ad Skepticism</i>				
Intercept	0.73	0.21	–	–
D1 (disclosure presence)	0.00	0.08	[–0.17, 0.16]	.997
D2 (disclosure explicitness)	0.04	0.10	[–0.15, 0.23]	.682
Need for Uniqueness (NFU)	–0.31	0.08	[–0.45, –0.14]	< .001
D1×NFU	–0.05	0.12	[–0.29, 0.18]	.647
D2×NFU	–0.28	0.14	[–0.57, 0.00]	.053
R ²	.554			
<i>Effects on Overall Persuasion Response</i>				
Intercept	5.82	0.38	–	–
Ad Skepticism	–0.26	0.06	[–0.40, –0.17]	< .001
D1 (disclosure presence)	0.08	0.06	[–0.03, 0.19]	.122
D2 (disclosure explicitness)	–0.04	0.06	[–0.16, 0.08]	.558
R ²	.732			

Note. N = 285. 5,000 bootstrap resamples; bias-corrected 95% confidence intervals. D1 = Helmert contrast of non-disclosure vs. disclosure; D2 = Helmert contrast of indirect vs. direct disclosure. Need for uniqueness and ad skepticism were mean-centered. Both equations controlled for negative attitudes toward robots (NARS), product involvement, product type, age, gender, race, employment, education, and income; control-variable coefficients are reported in Appendix Table A1. The intercept of the skepticism equation is a conditional estimate for the reference categories of the uncentered dummy-coded controls and is not directly interpretable. The D2 × NFU coefficient is at the conventional significance boundary; inference regarding moderated mediation is based on the confidence interval of the index of moderated mediation in Table 5. Results for each individual response variable are reported in Appendix Table A3. All R² values are significant at $\alpha = .001$. *p < .05, **p < .01, ***p < .001.

따라서 확증적 가설인 H1은 지지되지 않았다. 공개 방식과 독특성 욕구의 상호작용은 사전 방향성을 설정하지 않은 탐색적 분석에서 관찰된 것으로, 가설의 지지 여부로 판정하지 않고 후속 연구에서 검증되어야 할 잠정적 관찰로 보고한다.

3) 광고 회의감과 소비자 태도 및 구매의도

광고 회의감은 통합 설득 반응에 유의한 부정 영향을 미쳤다(b = –0.26, 95% CI [–0.40, –0.17]). 즉 회의감이 높을수록 게시물, 인플루언서, 제품에 대한 태도와 구매 의도를 아우르는 전반적 설득 반응이 낮아졌다. 한편 정보 공개의 두 대비는 통합 반응에 유의한 직접효과를 미치지 않았다(D1: b = 0.08, 95% CI [–0.03, 0.19]; D2: b = –0.04, 95% CI [–0.16, 0.08]). 결과적으로 광고 회의감이 소비자 반응에 부정적인 영향을 미칠 것이라는 가설 2는 지지되었다. 개별 반응변수를 종속변수로 한 분석에서도 회의감의 부정 효과는 네 반응 모두에서 일관되게 관찰되었다(부록 표 9).

4) 독특성 욕구에 의해 조절된 매개효과

부트스트랩을 통해 조절된 매개 지수(IMM)와 그 신뢰구간을 산출하여 가설 3을 검증하였다. 분석 결과, ‘공개 유무(D1) → 회의감 → 통합 설득 반응’ 경로의 IMM은 신뢰구간이 0을 포함하여 유의하지 않았다(IMM = 0.01, 95% CI [–0.05, 0.08]). 반면 ‘공개 방식(D2) → 회의감 → 통합 설득 반응’ 경로의 IMM은 0.07이며 95% 신뢰구간 [0.01, 0.17]이 0을

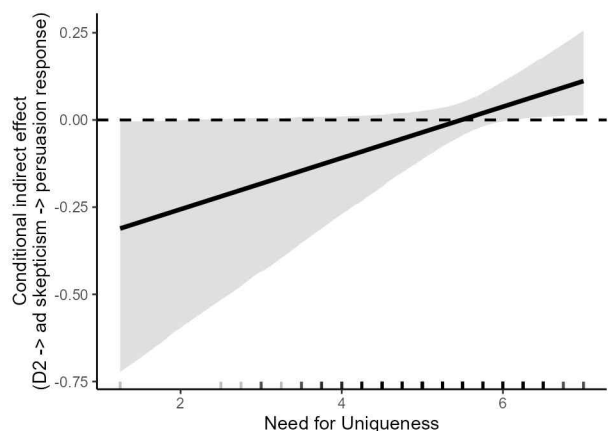


그림 2. 독특성 욕구 수준에 따른 조건부 간접 효과. 음영은 편향 보정 부트스트랩 95% 신뢰구간, 하단 눈금은 관측된 독특성 욕구 분포를 나타낸다.

Fig. 2. Conditional indirect effect across levels of need for uniqueness. Shaded band: bias-corrected bootstrap 95% CI; rug: observed NFU distribution

포함하지 않았다. 이는 독특성 욕구 수준에 따라 간접효과 크기가 달라짐을 시사한다. 다만 이 신뢰구간의 하한이 0.01 수준으로 0에 근접하므로, 통계적 유의성과 별개로 효과의 크기와 안정성은 제한적으로 평가되어야 한다.

조건부 간접효과를 보면, 독특성 욕구가 높은 집단(+1SD)

표 5. 통합 설득 반응에 대한 조건부 간접 효과 및 조절된 매개 지수
Table 5. Conditional indirect effects and index of moderated mediation for overall persuasion response

Effect	Estimate	BC 95% CI
<i>Indirect Effects of D1</i>		
NFU at -1SD	-0.01	[-0.10, 0.07]
NFU at +1SD	0.01	[-0.05, 0.08]
<i>Indirect Effects of D2</i>		
NFU at -1SD	-0.08	[-0.21, 0.01]
NFU at +1SD	0.05	[0.002, 0.137]
<i>Index of Moderated Mediation (IMM)</i>		
IMM for D1	0.01	[-0.05, 0.08]
IMM for D2	0.07	[0.01, 0.17]

Note. N = 285. 5,000 bootstrap resamples; bias-corrected (BC) 95% confidence intervals. Effects are boldfaced when the confidence interval excludes zero. D1 = Helmert contrast of non-disclosure vs. disclosure; D2 = Helmert contrast of indirect vs. direct disclosure. Results for each individual response variable are reported in Appendix Table A4.

에서는 정적인 간접효과가 관찰되었으나(0.06, 95% CI [0.004, 0.142]), 낮은 집단(-1SD)에서는 유의하지 않았다(-0.08, 95% CI [-0.20, 0.02]). 즉 독특성 욕구가 높은 구간에서는 보다 명확한 공개 단서가 광고 회의감을 완화시키고, 감소된 회의감이 다시 설득 반응을 개선시키는 이중의 부정적 경로를 통해 최종적으로 정적인 조건부 간접효과로 이어졌다. 조절 양상의 범위는 앞서 제시한 Johnson-Neyman 구간(그림 2)으로 요약된다. 따라서 매개효과가 독특성 욕구의 수준에 따라 달라질 것임을 예측하는 가설 3은 공개 방식의 측면에서 탐색적으로 지지되었으나, 상호작용 계수가 경계 수준이고 효과크기가 작으며 신뢰구간의 하한이 0에 근접하므로 확증적 반복 연구가 요구되는 잠정적 결과이다. 모든 간접효과와 IMM은 표 5에, 개별 반응변수에 대한 결과는 부록 표 10에 보고하였다.

V. 논의 및 결론

본 연구는 가상 인플루언서(VI) 마케팅에서 주요 쟁점인 정체성 공개 단서와 광고 회의감의 관계를 살펴보고, 이 관계에서 독특성 욕구(NFU)가 갖는 조절 역할을 탐색적으로 검토하였다. 분석 결과는 다음과 같이 요약된다.

첫째, 정보 공개의 주효과는 유의하지 않았으나, 공개 방식(명확성)과 NFU의 상호작용은 탐색적으로 관찰되었다. 단순히 정보 공개 유무(D1)는 소비자의 광고 회의감에 유의미한 차이를 만들지 못했다. 그러나 정보 공개의 방식(D2, 간접 대 직접)이 NFU와 결합할 때 조건부 차이가 나타났다. 독특성 욕구가 높은 구간의 소비자들은 VI의 정체성을 애둘러 표현하는 간접적 공개(#unrealinfluencer)보다, 명확하게 드러내는 직접적 공개(#virtualInfluencer) 조건에서 광고 회의감을

덜 느끼는 경향을 보였다. 이는 독특성 욕구가 높은 집단에게 애매함은 오히려 불일치 해결을 방해하는 요인이며, 명확함이 긍정적 수용의 단서가 될 수 있음을 시사한다.

둘째, 광고 회의감의 부정적 과급 효과는 강력했다. 회의감이 높아질수록 게시물, 인물, 제품에 대한 태도와 구매 의도는 일관되게 하락했다. 이는 설득 지식 모형[10]이 예측하는 바와 같이, VI 마케팅의 성패가 결국 소비자의 의심을 어떻게 관리하느냐에 달려 있음을 재확인시켜 준다.

셋째, 독특성 욕구가 높은 구간에서만 정적인 조건부 간접효과가 관찰되었다. 조절된 매개효과 분석 결과, 독특성 욕구가 높은 집단에서는 공개 방식의 명확성이 회의감 감소를 경유하여 태도와 구매 의도에 이르는 조건부 간접경로가 관찰되었다. 반면 독특성 욕구가 낮은 집단에서는 이러한 간접효과가 통계적으로 유의하지 않았다. 이 결과는 정보 공개 일반의 효과에 관한 것이 아니라, 공개 방식의 명확성과 독특성 욕구가 결합하는 특정 조건에 국한된 탐색적 관찰이다.

본 연구에서 관찰된 주목할 만한 지점은 정보 공개의 단순한 유무보다는 그 명확성이 독특성 욕구와의 상호작용에서 기제로 작용할 가능성이다. 기존 설득 지식 모델에 기반한 연구들이 정보 공개를 설득 의도의 노출로 간주하여 부정적으로 해석했던 것과 달리[22], 본 연구의 결과는 독특성 욕구가 높은 소비자들이 설득 의도 자체를 거부하는 것이 아닐 수 있음을 시사한다. 오히려 해당 집단은 가상 인플루언서라는 도식 불일치 상황을 해결하기 위한 명확한 인지적 단서를 요구하는 경향을 보였다[11]. 모호한 간접적 공개 방식은 대상의 정체성에 대한 혼란을 가중시키는 반면, 명시적인 정보 공개는 최첨단 기술의 산물이라는 인지적 해결을 유도함으로써 가상 인플루언서를 혁신성의 상징으로 재평가하게 만들 수 있다. 따라서 독특성을 추구하는 소비자들에게 투명하고 적극적인 정보 공개는 광고 회의감을 완화하는 정직한 신호로 기능할 가능성이 있다.

한편, 독특성 욕구가 낮은 구간에서는 명확한 공개가 오히려 광고 회의감을 높이는 방향의 조건부 효과가 탐색적으로 관찰되었다. 이는 보수적 성향의 소비자들이 가상 인플루언서라는 불일치를 긍정적으로 해소하지 못하고, 명확한 공개를 오히려 기만이나 이질감의 신호로 처리하였을 가능성을 시사한다. 가상 존재에 대한 기저의 거부감이나 기술적 맥락에 대한 저관여로 인해 정교한 정보 처리가 이루어지지 않았을 가능성도 배제할 수 없다[57].

5-1 이론적 함의

본 연구는 다음과 같은 이론적 논의에 기여한다. 첫째, 설득 지식 모델(PKM)의 적용 경계에 대한 가능성을 제시하였다. 기존 PKM 연구들은 정보 공개가 광고 회의감을 높인다는 관계를 비교적 보편적으로 가정해 왔다. 본 연구에서 정보 유무의 주효과와 그 조절효과가 모두 유의하지 않았다는 점은 이 가정이 모든 맥락에서 성립하지는 않을 수 있음을 시사

한다. 나아가 탐색적 분석에서 관찰된 공개 방식과 독특성 욕구의 상호작용은, 정보 공개가 수용자의 성향에 따라 긍정적 정보 단서로 기능할 가능성을 제기한다. 다만 본 연구의 조작점검이 조건 간 차이를 포착하지 못하였고 해당 상호작용이 사전 방향성 없는 탐색적 대비에서 도출되었으므로, 이는 PKM의 경계 조건에 관한 가설을 제안하는 수준의 기여로 한정된다.

둘째, 도식 불일치 이론의 정교화 가능성에 기여하였다. 본 연구는 도식 불일치가 긍정적 평가로 이어지기 위한 조건으로서 공개의 명확성과 개인의 NFU가 필요할 수 있음을 시사한다. Mandler에 따르면 적당한 불일치의 해결은 긍정적 정서를 유발한다[11]. 본 연구 결과, 높은 NFU의 소비자는 가상 인플루언서라는 불일치를 즐기며, 그 즐거움이 대상의 정체가 모호할 때가 아니라 명확한 공개를 통해 인지적 해결이 이루어질 때 나타날 수 있음을 관찰하였다. 이는 불일치 해결의 촉매제로서 정보 공개 명확성의 역할을 제안한 것이다.

셋째, 개인차 변수로서 독특성 욕구(NFU)를 재조명하였다. 기존에 명품 소비나 패션 연구 등 제품 중심의 논의에 머물렀던 NFU의 역할을 가상 인간 및 AI 기술 수용 연구로 확장하였다. 본 연구는 NFU가 단순한 과시 욕구가 아니라, 혁신적 기술과 새로운 미디어 형식을 수용하고 해석하는 심리 기제일 수 있음을 제시하였다는 데 의의가 있다.

5-2 실무적 시사점

마케팅 실무 차원에서 정보 공개는 단순한 법적 의무의 이행 여부를 넘어, 표적 소비자의 심리적 특성에 부합하는 전략적 커뮤니케이션의 문제로 접근할 필요가 있다. 즉, 공개 여부에 대한 이분법적 논의에서 탈피하여, 표적 청중의 특성에 따른 공개 방식에 대한 고찰이 요구된다.

본 연구에서 명확한 공개가 회의감 완화와 연관된 구간은 독특성 욕구 6.47 이상으로, 표본의 14.0%에 해당한다. 반면 4.65 이하 구간(22.1%)에서는 명확한 공개가 오히려 회의감을 높이는 방향으로 관찰되었으며, 그 사이의 약 64%에서는 공개 방식에 따른 차이가 나타나지 않았다. 따라서 급진적 투명성 전략은 모든 소비자에게 권고될 수 있는 것이 아니라, 독특성 욕구가 상당히 높은 소수 집단에 한정하여 검토될 수 있는 선택지이다. 나아가 이 발견은 사전 방향성을 설정하지 않은 탐색적 분석에 근거하고 효과크기도 작으므로, 실제 캠페인 설계에 적용하기 전에 확증적 검증이 필요하다.

한편 국내에서도 로지(Rozy), 레아(Reah) 등 가상 인플루언서의 활용이 빠르게 확산되는 가운데[58], [59], 공정거래위원회의 「추천·보증 등에 관한 표시·광고 심사지침」은 인공지능 기반 가상인물이 추천 및 보증을 하는 경우 이를 명확하고 쉽게 인식할 수 있는 방식으로 공개하도록 기준을 마련하였다[9]. 본 연구의 결과는 이러한 공개 기준에서 한 걸음 나아가, 공개의 명확성이 소비자의 독특성 욕구에 따라 상이한 효과를 가질 수 있음을 시사한다. 다만 본 연구의 표본이 미

국 성인에 한정되므로, 국내 소비자에 대한 적용 가능성은 후속 검증이 필요하다.

5-3 한계점 및 제언

본 연구는 가상 인플루언서 마케팅 분야에 시사점을 제공함에도 불구하고, 결과 해석 및 일반화에 있어 다음과 같은 한계점을 내포하고 있다.

첫째, 본 연구는 결과의 강건성을 확보하고자 백팩과 헤드셋을 자극물로 채택하였고 제품군 간 차이가 없음을 확인하였으나, 두 제품 모두 가상 인플루언서와 제품 적합성이 높은 카테고리에 속한다. 따라서 제품 유형에 따른 조절이 관찰되지 않았다는 결과는 적합성이 높은 제품군 내부에서의 일관성을 뜻할 뿐 제품 범주 전반에 대한 강건성을 보장하지 않는다. 향후 연구에서는 금융 상품과 같은 신뢰재나 의료 서비스 등 고관여 및 고위험 제품군으로 범위를 확장하여 설득 효과의 경계를 명확히 할 필요가 있다.

둘째, 생태학적 타당성의 보완이 필요하다. 텍스트 기반의 정보 공개는 시각과 청각이 혼재된 실제 소셜 미디어의 다중 감각적 환경을 온전히 반영하지 못한다. 향후 연구에서는 텍스트뿐만 아니라, AI 특유의 보이스 톤이나 부자연스러운 움직임 등 비언어적 단서를 통한 정체성 공개가 소비자 반응에 미치는 영향을 규명해야 한다.

셋째, 다양한 심리적 기제의 복합적 작용을 고려해야 한다. 본 연구는 독특성 욕구(NFU)를 핵심 조절 변수로 다루었으나, 기술 수용 준비도나 인공지능에 대한 심리적 저항감 등 타 심리 기제의 복합적 작용 가능성을 배제할 수 없다. 후속 연구에서는 다양한 개인차 변인들을 포괄적으로 고려하여 연구 모형을 정교화해야 할 것이다.

넷째, 본 연구의 가장 중요한 한계는 조작 점검의 실패이다. 단일 문항으로 측정한 조작 점검에서 세 조건 간 차이가 관찰되지 않았으며, 사전조사 결과는 자극물의 변별 가능성을 보여주는 보조 증거일 뿐 본 실험의 내적 타당도를 대체하지 못한다. 따라서 본 연구에서 조작된 것은 정체성 공개 여부 자체가 아니라, 모든 조건에서 시각적 가상성 인식이 높게 유지된 상태에서의 텍스트 공개 단서의 명확성으로 재규정되어야 한다. 후속 연구에서는 다항목 조작 점검 척도와 공개 지각을 직접 측정하는 문항을 사용하여 내적 타당도를 확보할 필요가 있다.

다섯째, 핵심 결과인 공개 방식과 독특성 욕구의 상호작용은 사전 방향성을 설정하지 않은 탐색적 대비에서 도출되었으며, 유의수준이 경계에 있고 조건부 간접효과의 크기도 작다. 확증적 검증을 위한 사전등록 반복 연구가 필요하다.

여섯째, 모든 변인이 동일 시점에 자기보고식으로 측정되어 공통방법편의의 가능성을 완전히 배제할 수 없다. Harman 단일요인검정에서 비회전 첫 요인의 설명분산이 46.09%로 기준을 밑돌았으나, 이는 공통방법편의의 부재를 확증하는 절차가 아니다.

일곱째, 표본이 미국 거주 성인에 한정되어 있을 뿐 아니라 구성이 상당히 동질적이다. 전일제 고용 98.6%, 기혼 90.5%, 백인 90.2%, 학사 이상 86.0%로 미국 성인 인구의 분포와 차이가 크다. 이는 온라인 패널 표본의 구성 편향을 반영하며, 가상 인플루언서에 대한 수용도와 정보 공개 규범이 문화권과 인구집단에 따라 다를 수 있음을 고려하면 본 결과를 다른 맥락에 직접 일반화하기 어렵다. 아울러 가상 인플루언서 친숙도와 인공지능 콘텐츠 이용 경험을 측정하지 않아 이들 변인의 영향을 통제하지 못하였다.

여덟째, 측정모형 검토 결과 게시물 태도, 인플루언서 태도, 제품 태도, 구매 의도는 측정오차를 보정하면 서로 구별되지 않는 수준의 높은 상관을 보였다. 이에 본 연구는 네 반응을 통합한 설득 반응 점수를 주 분석에 사용하였으나, 이러한 통합은 평가와 의도가 이론적으로 동일하다는 주장이 아니라 본 자료에서 두 층위를 경험적으로 분리할 수 없다는 제약에 따른 선택이다. 따라서 본 연구는 태도에서 의도로 이어지는 설득 위계의 각 단계를 구분하여 검증하지 못하였으며, 이는 반응 변인들이 보다 분화되는 조건에서 재검토되어야 한다.

가상 인플루언서의 활용은 일시적 현상을 넘어 마케팅 커뮤니케이션의 새로운 패러다임으로 정착하고 있다. 본 연구는 이러한 환경 변화 속에서 정보 공개의 효과가 수용자의 성향에 따라 달라질 가능성을 탐색적으로 제시하였다. 후속 연구에서는 텍스트를 넘어선 멀티모달 정보 공개의 효과를 검증하고, 문화적 맥락에 따른 소비자 수용도의 차이를 비교 분석함으로써, 글로벌 차원에서의 가상 인플루언서 마케팅 전략에 대한 이해를 넓힐 수 있을 것이다.

부 록

표 6. 표본 제외 기준별 정보 공개 명확성 대비(D2)의 조절된 매개 지표(IMM)의 민감도

Table 6. Sensitivity of the index of moderated mediation to exclusion criteria (disclosure-explicitness contrast, D2)

Scenario	N	IMM	BC 95% CI
Final sample (reported analysis)	285	0.069	[0.006, 0.163]
Multivariate outliers retained	291	0.063	[-0.005, 0.160]
Response-time filter not applied	285	0.069	[0.007, 0.166]
Low VI-awareness respondents further excluded	263	0.055	[-0.001, 0.153]

IMM: index of moderated mediation.

Note. 5,000 bootstrap resamples, bias-corrected confidence intervals. The point estimate is stable across specifications, but the lower bound of the confidence interval marginally includes zero under some outlier-handling choices.

표 7. 개별 반응변수별 전역 합치도 지수 (강건성 검토)

Table 7. Global goodness-of-fit indices for models using each individual response variable (robustness check)

Fit Index	Attitude toward Post	Attitude toward Influencer	Attitude toward Product	Purchase Intention
χ^2	17.723	17.770	10.984	29.427
df	3	3	3	3
p	.001	< .001	.012	< .001
CFI	.972	.971	.984	.949
TLI	.731	.724	.850	.510
RMSEA	.131	.131	.097	.176
90% CI Lower	.077	.077	.040	.121
90% CI Upper	.193	.193	.161	.236
SRMR	.009	.009	.008	.012

표 8. 광고 회의감(매개 변수) 모형의 통제 변수의 계수

Table 8. Control-variable coefficients in the ad-skepticism (mediator) model

Control variable	b	SE	p
Negative attitudes toward robots (NARS)	-0.091	0.028	.001
Product involvement	-0.507	0.077	< .001
Product type	-0.059	0.075	.436
Age	-0.005	0.004	.173
Gender	0.040	0.072	.579
Race	-0.106	0.149	.476
Employment status	-0.743	0.215	.001
Education (years)	0.023	0.022	.306
Log income	0.160	0.054	.003

Note. The control-variable coefficients in the skepticism equation are common to all four dependent-variable models. The employment-status dummy has only two cases in its reference category and is therefore effectively constant. It was retained to keep the pre-specified set of demographic controls consistent across models, but its coefficient is not interpreted. Excluding it does not change the substantive results (D2 $\times$ need-for-uniqueness interaction $b = -0.283$).

표 9. 개별 반응변수별 경로계수(강건성 검토)

Table 9. Path coefficients for each individual response variable (robustness check)

Predictor	Attitude toward Post (b)	Attitude toward Influencer (b)	Attitude toward Product (b)	Purchase Intention (b)
Effects on Ad Skepticism				
Intercept	0.69**	0.69**	0.69**	0.69**
D1	0.00	0.00	0.00	0.00
D2	0.06	0.06	0.06	0.06
Need for Uniqueness (NFU)	-0.31***	-0.31***	-0.31***	-0.31***
D1×NFU	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05
D2×NFU	-0.28*	-0.28*	-0.28*	-0.28*
R ²	.55	.55	.55	.55
Effects on Dependent Variable				
Intercept	5.89	6.13	5.87	5.33
Ad Skepticism	-0.25***	-0.26***	-0.32***	-0.23***
D1	0.08	0.07	0.08	0.10
D2	-0.04	-0.03	0.03	-0.11
R ²	.66	.65	.65	.64

Note. D1 = Helmert contrast of non-disclosure vs. disclosure; D2 = Helmert contrast of indirect vs. direct disclosure. Need for uniqueness and ad skepticism were mean-centered. All models controlled for negative attitudes toward robots (NARS), product involvement, product type, age, gender, race, employment, education and income. The intercept of the skepticism model is a conditional estimate for the reference categories of the uncentered dummy-coded controls and is not directly interpretable. All R² values are significant at $\alpha = .001$.

*p < .05, **p < .01, ***p < .001.

표 10. 개별 반응변수별 조건부 간접효과 및 조절된 매개 지수(강건성 검토)

Table 10. Conditional indirect effects and index of moderated mediation for each individual response variable (robustness check)

Path	Attitude toward Post	Attitude toward Influencer	Attitude toward Product	Purchase Intention
Indirect Effects of D1 on DV				
NFU at -1SD	-0.01 [-0.10, 0.06]	-0.01 [-0.10, 0.07]	-0.02 [-0.11, 0.09]	-0.01 [-0.08, 0.06]
NFU at +1SD	0.01 [-0.05, 0.07]	0.01 [-0.05, 0.08]	0.02 [-0.06, 0.09]	0.01 [-0.04, 0.07]
Indirect Effects of D2 on DV				
NFU at -1SD	-0.08 [-0.20, 0.01]	-0.08 [-0.21, 0.01]	-0.10 [-0.25, 0.01]	-0.07 [-0.20, 0.00]
NFU at +1SD	0.05 [0.002, 0.133]	0.05 [0.002, 0.137]	0.06 [0.002, 0.156]	0.05 [0.003, 0.128]
Index of Moderated Mediation (IMM)				
IMM for D1	0.01 [-0.05, 0.07]	0.01 [-0.05, 0.08]	0.02 [-0.06, 0.09]	0.01 [-0.04, 0.07]
IMM for D2	0.07 [0.01, 0.17]	0.07 [0.01, 0.17]	0.09 [0.01, 0.19]	0.06 [0.01, 0.16]

Note. 95% bootstrapped confidence intervals (CI) are presented in brackets. D1 = Helmert contrast of non-disclosure vs. disclosure; D2 = Helmert contrast of indirect vs. direct disclosure. Effects are boldfaced if their CIs exclude zero.

참고문헌

- [1] E. Moustakas, N. Lamba, D. Mahmoud, and C. Ranganathan, "Blurring Lines Between Fiction and Reality: Perspectives of Experts on Marketing Effectiveness of Virtual Influencers," in *Proceedings of the 2020 International Conference on Cyber Security and Protection of Digital Services (Cyber Security)*, Dublin, Ireland, pp. 1-6, 2020. <https://doi.org/10.1109/CyberSecurity49315.2020.9138861>
- [2] Next Generation Technologies Research Team, Virtual Influencer Market (2025 - 2030), November 2024.
- [3] N. Degirmencioglu and S. Gopalakrishnan, "Are Virtual Influencers in Luxury Fashion Marketing Uncanny and Deceiving?" in *International Textile and Apparel Association Annual Conference Proceedings*, Iowa State University Digital Press, 2025.
- [4] J. Ciani Sciolla, "'Dark Partners': Transparency Obligations Against Deception in Virtual Influencer Marketing," in *The Leading Role of Smart Ethics in the Digital World*, Universidad de la Rioja, pp. 143-154, 2024.
- [5] Z. M. C. van Berlo and P. L. Breves, "Disclosing the Virtual Nature of Virtual Influencers: The Effect of Disclosure Prominence and the Role of Product Digitality," *Computers in Human Behavior Reports*, Vol. 19, 100742, August 2025. <https://doi.org/10.1016/j.chbr.2025.100742>
- [6] Federal Trade Commission, "Guides Concerning the Use of Endorsements and Testimonials in Advertising," *Federal Register*, Vol. 88, No. 142, pp. 48092-48112, July 2023.
- [7] New York State Legislature, Synthetic Performer Disclosure Act, S.8420-A/A.8887-B, ch. 617, 2025 N.Y. Laws (Amending N.Y. Gen. Bus. Law §396-b), Effective June 9, 2026, 2025.
- [8] European Parliament and Council of the European Union, "Regulation (EU) 2024/1689 of the European Parliament and of the Council of 13 June 2024 Laying Down Harmonised Rules on Artificial Intelligence (Artificial Intelligence Act)," *Official Journal of the European Union*, Vol. L, No. 2024/1689, July 2024.
- [9] Fair Trade Commission, Guidelines for Reviewing Labeling and Advertising Regarding Recommendations and Guarantees, KFTC Rule No. 499, June 2026.
- [10] M. Friestad and P. Wright, "The Persuasion Knowledge Model: How People Cope with Persuasion Attempts," *Journal of Consumer Research*, Vol. 21, No. 1, pp. 1-31, June 1994. <https://doi.org/doi: 10.1086/209380>
- [11] G. Mandler, *The Structure of Value: Accounting for Taste, in Affect and Cognition*, Hillsdale, Lawrence Erlbaum Associates, pp. 3-36, 1982.
- [12] P. Narayanan, "Against the Green Schema: How Gen-AI Negatively Impacts Green Influencer Posts," *Psychology & Marketing*, Vol. 42, No. 4, pp. 970-986, April 2025. <https://doi.org/10.1002/mar.22159>
- [13] C. Franke, A. Groeppel-Klein, and K. Müller, "Consumers' Responses to Virtual Influencers as Advertising Endorsers: Novel and Effective or Uncanny and Deceiving?" *Journal of Advertising*, Vol. 52, No. 4, pp. 523-539, 2023. <https://doi.org/10.1080/00913367.2022.2154721>
- [14] J. Ahn and Y. Sung, "Human vs. Virtual Influencer: The Mediating Effects of Perceived Agency and Experience on the Relationship Between Influencer Type and Product Type," *The Korean Journal of Advertising*, Vol. 33, No. 8, pp. 31-52, November 2022. <https://doi.org/10.14377/KJA.2022.11.30.31>
- [15] Y. Park and E. E. Kim, "How Perceived Interactivity Between Virtual Influencers and Their Followers and Advertising Type Impacts the Advertising Effectiveness: Mediating Role of Authenticity," *The Korean Journal of Advertising and Public Relations*, Vol. 24, No. 2, pp. 5-42, 2022.
- [16] S. Hwang and M. C. Lee, "Analysis of the Value Change of Virtual Influencers as Seen in the Press and Social Media Using Text Mining," *The Korean Journal of Advertising and Public Relations*, Vol. 23, No. 4, pp. 265-299, 2021.
- [17] S. Hwang and C. Ki, "Impact of Virtual Idol Characteristics on Flow of Viewers, Performance Satisfaction, and Intention of Reviewing," *Journal of Digital Contents Society*, Vol. 24, No. 10, pp. 2277-2286, 2023.
- [18] K. T. Tian, W. O. Bearden, and G. L. Hunter, "Consumers' Need for Uniqueness: Scale Development and Validation," *Journal of Consumer Research*, Vol. 28, No. 1, pp. 50-66, June 2001. <https://doi.org/10.1086/321947>
- [19] J. Lee and H. Kim, "The Moderating Role of Homophily and Need for Uniqueness in the Relationship between Anthropomorphism of Virtual Influencer and Intention to Imitate and Word of Mouth," *International Journal of Human-Computer Interaction*, Vol. 41, No. 17, pp. 10911-10922, 2025. <https://doi.org/10.1080/10447318.2024.2439571>
- [20] M. C. Campbell and A. Kirmani, "Consumers' Use of Persuasion Knowledge: The Effects of Accessibility and Cognitive Capacity on Perceptions of an Influence Agent," *Journal of Consumer Research*, Vol. 27, No. 1, pp. 69-83, June 2000. <https://doi.org/10.1086/314309>
- [21] V. L. Thomas and K. Fowler, "Close Encounters of the AI Kind: Use of AI Influencers as Brand Endorsers," *Journal*

- of Advertising, Vol. 50, No. 1, pp. 11-25, 2021, <https://doi.org/10.1080/00913367.2020.1810595>
- [22] S. C. Boerman, L. M. Willemsen, and E. P. Van Der Aa, “‘This Post Is Sponsored’ Effects of Sponsorship Disclosure on Persuasion Knowledge and Electronic Word of Mouth in the Context of Facebook,” *Journal of Interactive Marketing*, Vol. 38, No. 1, pp. 82-92, 2017. <https://doi.org/10.1016/j.intmar.2016.12.002>
- [23] X. Qiu, Y. Wang, Y. Zeng, and R. Cong, “Artificial Intelligence Disclosure in Cause-Related Marketing: A Persuasion Knowledge Perspective,” *Journal of Theoretical and Applied Electronic Commerce Research*, Vol. 20, No. 193, 2025. <https://doi.org/10.3390/jtaer20030193>
- [24] L. M. Willemsen, I. Withuis, M. Brom, and S. C. Boerman, “How Does Persuasion Knowledge Differ Between Humanlike Virtual Influencers and Human Influencers?” *International Journal of Advertising*, Vol. 44, No. 1, pp. 109-130, 2025. <https://doi.org/10.1080/02650487.2024.2431440>
- [25] M. Y. Ha, Y.-J. Lee, S.-J. Kwon, Y.-S. Kang, and J. Chae, “Effect of Perceived Rewarded Referral on Instagram Influencer Marketing: Centering on Instagram Posts on Cosmetic Products,” *Journal of Digital Contents Society*, Vol. 20, No. 1, pp. 75-88, 2019. <https://doi.org/10.9728/dcs.2019.20.1.75>
- [26] E.-J. Kim and S.-J. Hwang, “A Study on Advertising Effect Depending on Type of Information Source and Displaying of Economic Support in Influencer Marketing: Focusing on Youtube,” *Journal of Digital Contents Society*, Vol. 20, No. 2, pp. 297-306, 2019. <https://doi.org/10.9728/dcs.2019.20.2.297>
- [27] J. Meyers-Levy and A. M. Tybout, “Schema Congruity as a Basis for Product Evaluation,” *Journal of Consumer Research*, Vol. 16, No. 1, pp. 39-54, June 1989. <https://doi.org/10.1086/209192>
- [28] S. S. Sundar, The MAIN Model: A Heuristic Approach to Understanding Technology Effects on Credibility, in *Digital Media, Youth, and Credibility*, Cambridge, MA: The MIT Press, pp. 73-100, 2008.
- [29] Q. Xia, X. He, and S. Gong, “AI-Disclosure and Brand Modernity: The Role of ‘AI=Novelty’ Lay Belief,” *Journal of Product & Brand Management*, Vol. 34, No. 6, pp. 878-891, July 2025. <https://doi.org/10.1108/JPBm-11-2024-5575>
- [30] M. Lynn and J. Harris, “The Desire for Unique Consumer Products: A New Individual Differences Scale,” *Psychology & Marketing*, Vol. 14, No. 6, pp. 601-616, September 1997. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1520-6793\(199709\)14:6<601::AID-MAR5>3.0.CO;2-B](https://doi.org/10.1002/(SICI)1520-6793(199709)14:6<601::AID-MAR5>3.0.CO;2-B)
- [31] C. R. Snyder and H. L. Fromkin, “Abnormality as a Positive Characteristic: The Development and Validation of a Scale Measuring Need for Uniqueness,” *Journal of Abnormal Psychology*, Vol. 86, No. 5, pp. 518-527, October 1977. <https://doi.org/10.1037/0021-843X.86.5.518>
- [32] S. Kim and J.-M. Lee, “The Effect of Consumers’ Ambivalent Perception of Virtual Influencer and Consumer Innovation on Attitude Toward Advertising and Purchase Intention,” *Journal of Consumer Studies*, Vol. 34, No. 3, pp. 189-210, June 2023. <https://doi.org/10.35736/JCS.34.3.8>
- [33] W. H. Kim, “The Effects of Transparency of Virtual Influencer on Perceived Authenticity, Trust and Purchase Intention: Moderating Effects of Machine Heuristic and Need for Uniqueness,” *Korean Journal of Communication Studies*, Vol. 33, No. 1, pp. 161-190, February 2025. <https://doi.org/10.23875/kca.33.1.6>
- [34] L. Bertrandias and R. E. Goldsmith, “Some Psychological Motivations for Fashion Opinion Leadership and Fashion Opinion Seeking,” *Journal of Fashion Marketing and Management*, Vol. 10, No. 1, pp. 25-40, 2006. <https://doi.org/10.1108/13612020610651105>
- [35] W. O. Bearden and R. L. Rose, “Attention to Social Comparison Information: An Individual Difference Factor Affecting Consumer Conformity,” *Journal of Consumer Research*, Vol. 16, No. 4, pp. 461-471, 1990. <https://doi.org/10.1086/209231>
- [36] A. Ruvio, “Unique Like Everybody Else? The Dual Role of Consumers’ Need for Uniqueness,” *Psychology & Marketing*, Vol. 25, No. 5, pp. 444-464, 2008. <https://doi.org/10.1002/mar.20219>
- [37] W.-S. Kim and Y. You, “Korean Version of Consumers’ Need for Uniqueness Scale (K-CNFU): Development and Validation,” *The Korean Journal of Consumer and Advertising Psychology*, Vol. 4, No. 1, pp. 79-101, 2003.
- [38] M. Blut and C. Wang, “Technology Readiness: A Meta-Analysis of Conceptualizations of the Construct and Its Impact on Technology Usage,” *Journal of the Academy of Marketing Science*, Vol. 48, No. 4, pp. 649-669, 2019. <https://doi.org/10.1007/s11747-019-00680-8>
- [39] E. Gentina and J. Kratzer, “An Integrative Model of the Influence of Self-Esteem on Adolescents’ Consumer Innovativeness: The Mediating Role of Social Network Position and Need for Uniqueness,” *Industry and Innovation*, Vol. 27, No. 10, pp. 1110-1132, 2020.

- https://doi.org/10.1080/13662716.2020.1743649
- [40] C. Franke and A. Groeppel-Klein, "The Role of Psychological Distance and Construal Level in Explaining the Effectiveness of Human-Like vs. Cartoon-Like Virtual Influencers," *Journal of Business Research*, Vol. 185, 114916, 2024. https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2024.114916
- [41] C. Obermiller and E. R. Spangenberg, "Development of a Scale to Measure Consumer Skepticism Toward Advertising," *Journal of Consumer Psychology*, Vol. 7, No. 2, pp. 159-186, January 1998. https://doi.org/10.1207/s15327663jcp0702_03
- [42] C. Obermiller, E. Spangenberg, and D. L. MacLachlan, "AD SKEPTICISM: The Consequences of Disbelief," *Journal of Advertising*, Vol. 34, No. 3, pp. 7-17, 2005. https://doi.org/10.1080/00913367.2005.10639199
- [43] L. Xie-Carson, P. Benckendorff, and K. Hughes, "Keep it #Unreal: Exploring Instagram Users' Engagement with Virtual Influencers in Tourism Contexts," *Journal of Hospitality & Tourism Research*, Vol. 48, No. 6, pp. 1006-1019, 2024. https://doi.org/10.1177/10963480231180940
- [44] D. McNeish, "Thanks Coefficient Alpha, We'll Take It from Here," *Psychological Methods*, Vol. 23, No. 3, pp. 412-433, September 2018. https://doi.org/10.1037/met0000144
- [45] P. M. Homer, "The Mediating Role of Attitude Toward the Ad: Some Additional Evidence," *Journal of Marketing Research*, Vol. 27, No. 1, pp. 78-86, February 1990. https://doi.org/10.1177/002224379002700108
- [46] S. B. MacKenzie, R. J. Lutz, and G. E. Belch, "The Role of Attitude Toward the Ad as a Mediator of Advertising Effectiveness: A Test of Competing Explanations," *Journal of Marketing Research*, Vol. 23, No. 2, pp. 130-143, May 1986. https://doi.org/10.1177/002224378602300205
- [47] T. Nomura, T. Kanda, and T. Suzuki, "Experimental Investigation into Influence of Negative Attitudes Toward Robots on Human-Robot Interaction," *AI & SOCIETY*, Vol. 20, No. 2, pp. 138-150, 2006. https://doi.org/10.1007/s00146-005-0012-7
- [48] B. Mittal, "A Comparative Analysis of Four Scales of Consumer Involvement," *Psychology & Marketing*, Vol. 12, No. 7, pp. 663-682, October 1995. https://doi.org/10.1002/mar.4220120708
- [49] P. M. Podsakoff, S. B. MacKenzie, J.-Y. Lee, and N. P. Podsakoff, "Common Method Biases in Behavioral Research: A Critical Review of the Literature and Recommended Remedies," *Journal of Applied Psychology*, Vol. 88, No. 5, pp. 879-903, 2003. https://doi.org/10.1037/0021-9010.88.5.879
- [50] R Core Team, *R: A Language and Environment for Statistical Computing*, Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing, 2026.
- [51] Y. Rosseel, "Lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling," *Journal of Statistical Software*, Vol. 48, No. 2, 2012. https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02
- [52] A. F. Hayes, *Introduction to Mediation, Moderation, and Conditional Process Analysis: A Regression-Based Approach*, 3rd ed. New York, NY: The Guilford Press, 2022.
- [53] A. F. Hayes, "An Index and Test of Linear Moderated Mediation," *Multivariate Behavioral Research*, Vol. 50, No. 1, pp. 1-22, 2015. https://doi.org/10.1080/00273171.2014.962683
- [54] K. J. Preacher and A. F. Hayes, "Asymptotic and Resampling Strategies for Assessing and Comparing Indirect Effects in Multiple Mediator Models," *Behavior Research Methods*, Vol. 40, No. 3, pp. 879-891, August 2008. https://doi.org/10.3758/BRM.40.3.879
- [55] D. A. Kenny, B. Kaniskan, and D. B. McCoach, "The Performance of RMSEA in Models with Small Degrees of Freedom," *Sociological Methods & Research*, Vol. 44, No. 3, pp. 486-507, 2015. https://doi.org/10.1177/0049124114543236
- [56] L. Hu and P. M. Bentler, "Cutoff Criteria for Fit Indexes in Covariance Structure Analysis: Conventional Criteria Versus New Alternatives," *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, Vol. 6, No. 1, pp. 1-55, 1999. https://doi.org/10.1080/10705519909540118
- [57] R. E. Petty and J. T. Cacioppo, "The Elaboration Likelihood Model of Persuasion," *Advances in Experimental Social Psychology*, Vol. 19, pp. 123-205, 1986. https://doi.org/10.1016/S0065-2601(08)60214-2
- [58] Korea Creative Content Agency, KOCCA, 'Concept Korea NYFW S/S 2023' Draws the Fashion World's Attention: Held offline at New York Fashion Week for the First Time in 3 Years, Press Release, September 2022.
- [59] LG Electronics, Virtual Artist Reah Keem Ready to Take the Stage, January 2022.



서진희(Jinhee Seo)

2013년 : 성균관대학교 대학원 (석사)

2024년 : University of Oklahoma
(PhD in Journalism and
Mass Communication)

2018년~2024년: OU PRIME Lab

2025년~2026년: 인하대학교 미디어커뮤니케이션학과
초빙교수

2026년~현 재: 인제대학교 미디어커뮤니케이션학과 조교수

※ 관심분야 : 디지털 설득(Digital Persuasion),
AI 커뮤니케이션(AI Communication),
미디어 심리학(Media Psychology),
건강 커뮤니케이션(Health Communication) 등



이승후(Seunghoo Lee)

2013년 : 성균관대학교 대학원 (석사)

2022년 : University of Oklahoma
(PhD in Psychology)

2018년~2024년: K20 Center at University of Oklahoma

2024년~현 재: 계명대학교 심리학과 조교수

※ 관심분야 : 계량심리(Quantitative Psychology),
구조방정식모형(Structural Equation Modeling),
결측치 처리(Missing Data Analysis) 등