KDI

정책연구시리즈 2026-04

한국의 경제적 선호도에 대한 연구

이 재 준
최 형 재

KOREA DEVELOPMENT INSTITUTE



KDI

정책연구시리즈 2026-04

한국의 경제적 선호도에 대한 연구

이재준 · 최형재

정책연구시리즈 2026-04

한국의 경제적 선호도에 대한 연구

저 자

이재준 | 한국개발연구원 선임연구위원

최형재 | 고려대학교 교수

연구지원

이경희 | 한국개발연구원 전문연구원

발간사

개인의 경제적 선호는 저축, 투자, 노동공급 등 핵심적 경제행위를 결정짓는 근본 요인이며, 나아가 국가 전체의 자원배분과 경제성과에도 지대한 영향을 미친다. 전통적 경제학은 이러한 선호를 외생적으로 주어진 안정적 파라미터로 간주해 왔으나, 최근 행동경제학 및 실험경제학의 발전은 경제적 선호가 인구사회학적 특성, 사회적 역할, 문화적 맥락에 따라 체계적으로 달라질 수 있음을 보여주고 있다. 이러한 선호의 이질성을 이해하는 것은 실효성 있는 경제·사회정책의 설계에 필수적인 전제조건이라 할 수 있다.

한국 사회는 현재 급격한 저출생·고령화, 가구구조의 변화, 디지털 전환에 따른 노동시장의 구조적 변화, 공정성 인식을 둘러싼 사회적 갈등 등 전례 없는 복합적 도전에 직면해 있다. 이러한 거시적 변화 속에서 한국인의 경제적 선호가 어떻게 분포하고 어떤 요인에 의해 형성되는지를 체계적으로 규명하는 연구는 시의적절할 것이다.

본 보고서는 이러한 문제의식에서 출발하여, 전국을 대표하는 성인 표본을 대상으로 시간할인, 위험태도, 호혜성의 세 가지 경제적 선호를 측정하고 그 결정요인을 실증적으로 분석하였다. 특히 본 연구는 경제적 선호의 결정요인 패턴을 객관적 조건에 대한 합리적 적응의 전략기제와 사회적 역할에 의한 규범기제라는 두 메커니즘의 대조 구도 속에서 해석하고자 하였다. 분석 결과는 시간할인과 위험태도의 결정요인 패턴이 상

이하게 나타남을 보여주며, 이는 경제적 선호의 결정 메커니즘과 정책 수단의 정합성이 중요함을 시사한다. 아울러 호혜성 영역의 분석은 경제적 선호의 측정과 해석 과정에서 측정 환경의 중요성을 함께 고려할 필요가 있음을 보여준다.

본 보고서가 한국인의 경제적 의사결정 특성에 대한 이해를 높이고, 선호 이질성과 그 결정 메커니즘을 전제로 한 보다 정교한 정책설계와 후속연구에 기여하기를 바란다.

저자들은 본 보고서가 완성되기까지 유익한 조언을 아끼지 않은 동료 연구위원들과 익명의 검토자들에게 깊은 감사의 뜻을 전한다. 또한 조사 설계와 자료 수집, 정리에 도움을 준 이경희 전문연구원에게 감사의 마음을 전한다.

마지막으로 본 보고서에 제시된 견해는 집필자 개인의 의견이며, 본원의 공식 견해가 아님을 밝혀 두는 바이다.

2026년 2월

한국개발연구원 원장

김 세 직

목 차

발간사

요 약 ····· 1

제1장 서 론 ····· 3

제1절 연구의 배경과 문제의식 ····· 3

제2절 분석의 틀과 자료 ····· 6

제2장 이론적 배경 ····· 9

제1절 외생적 선호 가정에 대한 도전 ····· 9

1. 전통적 견해와 이론적 공백 ····· 9
2. 첫 번째 도전: 심리·인지 경로 ····· 9
3. 두 번째 도전: 제도·규범 경로 ····· 10

제2절 두 메커니즘의 이론적 구도 ····· 11

1. 분석 틀의 제안 ····· 11
2. 전략기제: 객관적 조건에 대한 합리적 적응 ····· 13
3. 규범기제: 사회적 역할과 규범의 내면화 ····· 14
4. 두 메커니즘의 이론적 긴장 ····· 15

제3절 시간할인의 결정요인에 관한 이론적 고찰 ····· 16

1. 표준 모형과 행동경제학적 발전 ····· 16
2. 전략기제: 생애주기와 객관적 조건 ····· 17

3. 규범기제: 가구 책임 정체성의 다층성 ····· 18
4. 자기통제 매개의 문제 ····· 19
제4절 위험태도의 결정요인에 관한 이론적 고찰 ····· 20
1. 표준 모형과 위험태도의 객관적 결정요인 ····· 20
2. 규범기제와의 관계 ····· 21
제5절 호혜성과 자원 분배 게임의 이론적 고찰 ····· 21
1. 사회적 선호 이론과 자원 분배 게임 ····· 21
2. 사회적 선호의 측정과 한계 ····· 22
3. MAO의 특이성: 처벌 임계점과 신뢰의 채널 ····· 23
제6절 본 연구의 실증분석 개요 ····· 24

제3장 자료와 측정 ····· 25
제1절 선호 측정의 문제 ····· 25
1. 선호의 내적 상태와 외적 측정의 긴장 ····· 25
2. 시간선호와 시간할인의 개념적 분리 ····· 26
3. 본 연구의 측정 설계 ····· 27
제2절 자료 출처와 표본 설계 ····· 28
1. 조사 개요 ····· 28
2. 대규모 설문조사의 의의와 한계 ····· 29
제3절 행태 측정: 연쇄적 비교 선택 설문(Staircase) ····· 30
1. 연쇄적 비교 선택 ····· 30
2. 시간할인 측정 ····· 32
3. 위험태도 측정 ····· 32
제4절 자기보고 측정의 의의 ····· 33
제5절 호혜성 측정: 자원 분배 게임의 설문화 ····· 35
1. 자원 분배 게임의 실험경제학 표준과 설문화 ····· 35

2. 본 연구의 DG · UG · MAO 설문 절차 ····· 36
제6절 분석 방법론 개관 ····· 37
1. 표본 선별 ····· 38
2. 위계적 회귀분석 ····· 38
3. 이항 · 다항 로짓의 활용 ····· 39
4. 변수군별 ΔR^2과 LASSO ····· 39

제4장 시간할인과 위험태도의 결정요인 ····· 41
제1절 분석 자료와 회귀 사양 ····· 41
1. 분석 자료 ····· 41
2. 위계적 회귀 사양: specific-to-general 접근 ····· 41
제2절 시간할인의 결정요인 ····· 42
1. 위계 회귀의 모형 적합도 ····· 42
2. M3 사양의 핵심 변수 효과 ····· 43
3. 변수군별 ΔR^2 분석: 단기와 장기의 결정요인 패턴 차이 ····· 45
4. 가구 형성 변수의 결합 분해 ····· 47
5. 자기통제 매개 경로의 점검 ····· 49
6. 강건성 점검 ····· 52
제3절 위험태도의 결정요인 ····· 53
1. γ의 측정과 분포 ····· 53
2. 위계 회귀의 모형 적합도 ····· 53
3. M3 사양의 핵심 변수 효과 ····· 54
4. 변수군별 ΔR^2 분석 ····· 55
5. 강건성 점검 ····· 57
제4절 두 영역의 결정요인 패턴 비교 ····· 58

제5장 자원 분배 게임의 응답 패턴과 분석 ····· 61
제1절 자원 분배 게임의 이론적 배경과 측정 환경 ····· 61
제2절 응답 분포의 진단 ····· 62
1. 50 : 50 응답의 집중 ····· 62
2. 동일 응답 유형의 식별 ····· 63
3. 분포 결과에 따른 분석방법 ····· 65
제3절 균등배분으로부터의 이탈 결정요인 ····· 65
1. 이항 로짓 분석 ····· 65
2. 다항 로짓 분석 ····· 67
3. 학력 효과 ····· 68
제4절 응답자 내 차분 분석: UG−DG 차이의 결정요인 ····· 69
1. UG−DG 차이의 의미 ····· 69
2. 결정요인 회귀분석 ····· 70
3. 통합 측정의 의의 ····· 72

제6장 정책 시사점과 결론 ····· 74
제1절 분석 결과의 종합 ····· 74
1. 시간지평 내부의 이질성 ····· 74
2. 가구 책임의 다층성과 자기통제 매개의 부재 ····· 76
3. 위험태도의 상이한 결정 구조 ····· 77
4. 호혜성: 측정 타당성 문제 ····· 78
제2절 전략기제와 규범기제의 이론적 위상 ····· 79
1. 영역별 배정과 근거 ····· 79
2. 두 축의 비대칭성 ····· 81
3. 식별 한계와 유효 범위 ····· 81
제3절 정책 함의: 기제와 수단의 정합성 ····· 83

1. 기제-수단 정합성의 원칙 ····· 83
2. 단기 시간할인: 정체성 경로 ····· 83
3. 장기 시간할인과 위험태도: 객관적 조건의 변경 ····· 84
제4절 호혜성 측정의 정책 인프라 ····· 85
1. 두 가지 함정 ····· 86
2. 측정 설계의 요건 ····· 87
3. 처방 도출의 유예 ····· 87
제5절 자료와 설계의 한계 ····· 88
제6절 결 론 ····· 89

참고문헌 ····· 91
부 록 ····· 97
ABSTRACT ····· 145

◈ 표 목 차

<표 3-1> 시간할인율의 동기 구성요소 및 작동 방식 ····· 26

<표 4-1> 시간할인 위계 회귀의 R^2(HC3 robust SE) ····· 42
<표 4-2> 시간할인 결정요인 회귀(M3, HC3 robust SE) ····· 44
<표 4-3> 변수군별 ΔR^2(M3 기준) ····· 45
<표 4-4> 8가지 결합 정체성의 r1 효과(기준=여 · 미혼 · 비가구주, N=135) ····· 48
<표 4-5> 자기통제 매개 경로 분석 ····· 50
<표 4-6> 위험태도 위계 회귀의 R^2(HC3 robust SE) ····· 53
<표 4-7> 위험태도 결정요인 회귀(M3, HC3 robust SE) ····· 55
<표 4-8> 위험태도 변수군별 ΔR^2(M3 기준) ····· 56
<표 4-9> 영역별 표준화 회귀계수 비교(M3, HC3 robust SE) ····· 59

<표 5-1> 호혜성 변수의 분포: 50 : 50 집중과 비대칭 꼬리(N=1,628) ····· 63
<표 5-2> 전면동일 응답자의 인구통계 프로파일(DG=UG=MAO=5) ····· 64
<표 5-3> 50 : 50 응답 결정요인(이항 로짓, =5 vs ≠5) ····· 66
<표 5-4> UG 다항 로짓 결과(=5 reference) ····· 67
<표 5-5> UG−DG 차이의 분포 ····· 70
<표 5-6> UG−DG 차이의 결정요인 회귀 ····· 71

<부표 A-1> 영역별 극단 응답의 분해 ····· 101
<부표 A-2> 단계별 누적 표본 선별 ····· 101
<부표 A-3> 영역별 극단 응답 중복 분포(총 746명) ····· 102
<부표 A-4> 분석 표본과 원자료 전체의 인구학적 분포 비교 ····· 103
<부표 A-5> 종속변수의 표본 통계(N=1,628) ····· 108

<부표 A-6> 종속변수 간 상관행렬 ····· 109
<부표 A-7> 본 표본의 가구 구성 ····· 109
<부표 B-1> M3 ↔ M4 핵심 변수 효과 비교 ····· 112
<부표 B-2> 다항 로짓(MNLogit)과 카테고리 제거 후 이항 로짓 추정량 비교 ····· 114
<부표 B-3> LASSO 분석의 종합 결과 ····· 116
<부표 B-4> OLS 유의 변수의 LASSO 보존율(M3 사양) ····· 116
<부표 B-5> 사회적 역할 변수의 LASSO 보존(M3 사양) ····· 117
<부표 B-6> M3 사양 LASSO 표준화 계수 ····· 118
<부표 B-7> M4 사양에서 자기보고 변수의 LASSO 표준화 계수 ····· 119
<부표 C-1> r5에 대한 자기통제 매개분석 ····· 121
<부표 C-2> γ에 대한 자기보고 매개분석(q8_patience와 q6_risk 동시 통제) ····· 121
<부표 C-3> 8가지 결합 정체성의 r5와 γ 효과(기준=여 · 미혼 · 비가구주) ····· 122
<부표 C-4> diff(r1−r5)의 분포 ····· 123
<부표 C-5> diff 위계 회귀 모형 적합도 ····· 124
<부표 C-6> r1 · r5 · diff의 표준화 회귀계수 비교(M3 사양 + 자기보고 변수) ····· 125
<부표 D-1> 종속변수의 원자료 매핑 ····· 129
<부표 D-2> 호혜성 변수의 범주 변수 ····· 129
<부표 D-3> 인구통계 변수의 원자료 매핑 ····· 130
<부표 D-4> 학력 변수의 원자료 매핑(졸업 기준) ····· 130
<부표 D-5> 결혼 · 가구 · 소득 · 부채 변수의 원자료 매핑 ····· 131
<부표 D-6> 직업 · 지역 · 건강 변수의 원자료 매핑 ····· 132
<부표 D-7> 저축 형태와 금융지식 변수의 원자료 매핑 ····· 132
<부표 D-8> 자기보고 변수의 원자료 매핑 ····· 133
<부표 D-9> 코호트 변수의 정의 ····· 134
<부표 D-10> 8가지 결합 정체성 변수 ····· 135

요 약

경제적 선호는 저축・보험・협력 행동의 기초를 이루며, 연금・조세・금융 정책은 특정한 선호 분포를 암묵적으로 전제한다. 그러나 한국에서 시간할인・위험태도・호혜성의 세 영역을 통합 측정한 자료는 축적되지 않았다. 본 연구는 전국 단위 표본조사로 이 공백을 다루고, 관측된 패턴을 객관적 조건에 대한 적응을 상정하는 전략기제와 사회적 역할 정체성의 작동을 상정하는 규범기제의 대조로 정리한다.

본 연구의 결과는 다음 세 가지다. 첫째, 시간할인의 결정요인은 시간지평에 따라 분화된다. 5년 지평의 장기 할인율은 소득・부채・연령 등 객관적 자원 조건에 반응하나, 1년 지평의 단기 할인율에서는 소득과 부채의 한계 설명력이 약화되고, 저축 형태와 사회적 역할 등 자기통제・정체성 차원의 변수군이 대신한다. 둘째, 위험태도는 성별・학력・소득・금융지식이 핵심을 이루고 사회적 역할 변수는 유의한 설명력을 갖지 못한다. 셋째, 자원 분배 게임의 응답은 균등배분에 집중되었으며, 동일 응답 비율이 학력에 따라 단조 상승한다는 점은 이 집중을 진정한 호혜성 선호의 발현으로만 해석하기 어려움을 시사한다.

정책적 함의는 행동기제와 정책수단의 정합성에 있으며, 장기 시간할인과 위험태도에 대해서는 소득 안정성・자산 형성・부채 부담 완화 등 객관적 조건의 변경이 효과적임을 시사한다. 본 연구의 기여는 세 영역의 결정요인 패턴이 체계적으로 구별됨을 확인하고, 그 구별을 정책 수단의 선택 문제로 연결하는 경로를 제시한 데 있다.

제1장

서 론

제1절 연구의 배경과 문제의식

경제적 선호, 즉 시간할인·위험태도·호혜성은 경제 분석이 개인의 의사결정을 설명할 때 의존하는 가장 기초적인 개념이다. 미래 소비를 현재에 견주어 어떻게 평가하는가는 저축과 인적자본 투자의 경로를, 불확실한 결과를 얼마나 회피하는가는 자산 구성과 보험 수요를, 분배 상황에서 자기 이익과 타인 이익을 어떻게 형량하는가는 협력과 신뢰에 기반한 거래의 성립 범위를 각각 규정한다.

따라서 전체 인구의 선호 분포는 개인의 심리적 속성에 그치지 않는다. 그것은 제반 정책이 암묵적으로 전제하고 있는 행동 반응의 구조다. 동일한 정책 자극도 선호 분포가 상이한 인구에서는 상이한 총량적 결과를 산출하며, 이질성을 고려하지 않은 설계는 존재하지 않는 '평균적 개인'을 조준하는 위험을 안는다. 한국 인구의 경제적 선호가 어떻게 분포하며 무엇에 의해 조형되는가를 묻는 작업이 정책 연구의 기초에 놓여야 하는 이유다.

이 물음은 특별한 시의성을 갖는다. 한국의 여러 정책은 명시적으로든 묵시적으로든 특정한 행위 주체상을 전제해 왔다. 가구의 생계를 책임지는 가장이 가족의 장래를 위해 저축하고 위험을 관리한다는 인식이 그것

이다. 그러나 이 전제의 인구학적 기반은 빠르게 축소되고 있다. 1인가구는 이미 전체 가구의 3분의 1을 넘어섰고, 가구 내 경제적 책임의 소재는 성별과 혼인 상태로 단순히 환원되지 않는 형태로 분화하고 있다. 여기에 높은 수준의 가계부채와 급속한 고령화가 겹치면서, 자원 배분의 조건 자체가 인구 집단별로 크게 갈라지고 있다. 이러한 변화가 정책 설계에 제기하는 문제는 단순히 대상 집단이 넓어졌다는 차원을 넘어, 정책이 겨냥하는 행동이 어떤 기제를 통해 결정되는가가 집단별로 달라질 수 있다는 것이다. 유효한 정책 수단은 차별적이나, 이 구분을 자료에 근거하여 판별하려는 시도는 한국에서 충분히 축적되지 않았다.

전통적 경제학은 선호를 분석의 출발점으로 삼되 그것이 어디에서 오는가는 묻지 않았다. Stigler and Becker(1977)가 정식화한 외생적 선호 가정은 일종의 분석적 분업이었다. 선호의 개인 간 이질성은 인정하되 그 기원은 경제학의 밖에 두고, 행동의 변화는 가격과 소득이라는 관측 가능한 제약의 변화로 설명하는 것이다. 이 분업은 이론에 강한 규율을 부여하였으나, 그 대가로 선호 이질성의 결정 구조, 즉 선호 분포가 어떤 사회경제적 조건에서 생성되고 변형되는가라는 물음을 미해명의 영역으로 남겼다.

행동경제학의 전개는 이 공백을 두 방향에서 채워나갔다. 하나는 심리·인지 차원의 접근으로, 손실회피·현재편향·확률가중과 같은 결정 양식이 표준 모형의 합리성 가정과 체계적으로 어긋남을 실증함으로써 선호 파라미터 자체를 분석 대상으로 전환시켰다. 다른 하나는 제도·규범 차원의 접근으로, 사회적 정체성과 규범이 효용함수에 직접 개입함을 정식화함으로써 선호가 사회적 위치의 함수일 수 있음을 보였다.[1] 두 접근은 서로 다른 이론적 지형 위에 서 있으나, 경제적 선호의 결정요인을 실증경제학의 정당한 질문으로 확립하였다는 점에서 수렴한다.

그럼에도 이 질문에 대한 실증적 접근에는 자료상의 제약이 따라왔다. 행동경제학의 표준 자료는 학생 또는 실험실 표본에 기반하는 경우가 대

1 전자의 대표적 연구로는 Kahneman. and Tversky(1979), Laibson(1997), O'Donoghue and Rabin(1999)을, 후자로는 Akerlof and Kranton(2000) 및 Fehr and Schmidt(1999)를 참조하라.

부분이어서 일반 인구로의 외적 타당성이 제한된다. 이 한계를 정면으로 다룬 대규모 국제 조사가 축적되었으나, 그 측정은 자기보고 문항에 크게 의존하였다. 한국의 경우 개별 영역을 다룬 연구는 존재하나, 대표성 표본을 구성해 동일한 대상에게 행태 측정 방식으로 측정하고 그 결정요인을 비교한 자료는 저자가 검토한 범위에서 확인되지 않는다.

이 공백은 단순히 자료가 하나 더 필요하다는 문제가 아니라, 다른 표본에서 측정한 자료로는 원리적으로 답할 수 없는 질문들이 있다. 어떤 사회경제적 조건이 공통으로 작용하고 어떤 조건이 특정 영역에만 작용하는지, 동일한 변수가 영역에 따라 상반된 방향으로 작용하지는 않는지, 그리고 한 영역에서 관측된 응답 양식이 다른 영역의 응답에도 나타나는 일반적 경향인지 아니면 그 영역에 특유한 현상인지는 통합 측정 없이는 판별되지 않는다.

이상의 배경에서 본 연구는 다음 세 물음을 제기한다.

첫째, 한국 인구의 경제적 선호는 무엇에 의해 결정되는가. 특히 그 결정요인의 구성이 영역에 따라, 그리고 동일 영역 내에서도 시간지평에 따라 체계적으로 달라지는가.

둘째, 관측된 결정요인 패턴은 객관적 조건에 대한 적응으로 정리되는가, 아니면 사회적 역할에서 비롯된 정체성의 작동으로 정리되는가. 두 설명의 상대적 비중은 영역별로 어떻게 다른가.

셋째, 설문 환경에서 측정된 선호 응답은 어느 수준까지 선호로 읽을 수 있으며 어디부터 측정의 산물로 읽어야 하는가. 또한 이 구분이 결정요인 해석과 정책적 활용에 대해 갖는 함의는 무엇인가.

근본적 물음은 시간할인·위험태도·호혜성은 그 어느 것도 직접 관찰되지 않는 잠재 변수이며, 연구자에게 가용한 것은 선택 상황에서 응답자가 남긴 선택의 기록뿐이다. 선택으로부터 선호를 역추정하는 모든 절차는 측정 도구의 구조와 측정 환경의 흔적을 추정치에 남긴다. 이 흔적을 어디까지 선호로 귀속시킬 것인가의 판단이 결정요인 분석의 학술적 강도를 좌우하며, 본 연구가 측정의 정합성과 한계를 분석의 모든 단계에서 명시적으로 다루는 이유도 여기에 있다.

제2절 분석의 틀과 자료

본 연구는 관측된 결정요인 패턴을 정리하기 위한 분류 기준으로 두 가지 행동기제의 대조 구도를 채택한다. 한 축은 객관적 조건에 대한 합리적 적응을 강조하는 전략기제로, 소득·자산·고용 안정성·생애주기 위치 등 자원 환경이 선호 파라미터를 조형한다고 본다. 다른 한 축은 사회적 역할 정체성과 규범의 작동을 강조하는 규범기제로, 응답자가 자신을 어떤 위치에 있는 사람으로 인식하는가가 판단에 직접 개입한다고 본다.

이 대조 구도가 앞 절에서 정리한 선호에 대한 경제학적 접근과 일대일로 대응하지는 않는다는 점을 미리 밝혀 둘 필요가 있다. 규범기제는 제도·규범 차원의 접근에서 직접 도출되는 반면, 전략기제는 행동경제학의 도전이라기보다 표준경제학이 선호의 내생성을 인정할 때 취하는 형태, 즉 조건에 대한 최적 적응이라는 논리를 확장한 것이다.[2] 심리·인지 차원의 접근은 이 구도의 축을 이루지 않으며, 본 연구에서는 동일 대상자의 시간지평 간 비교를 통해 부분적으로만 다루어진다.

이 비대칭을 명시하는 까닭은 본 대조 구도의 위상을 정확히 규정하기 위해서다. 이 구도는 행동경제학 내부의 두 조류를 대변하는 이론적 진술이 아니며, 사전에 검정 가능한 형태로 정식화된 경쟁 가설도 아니다. 그것은 세 영역에 걸쳐 관측되는 결정요인 패턴을 비교 가능한 언어로 정리하기 위해 본 연구가 채택한 분석 도구이며, 이 도구가 각 영역에서 어떻게 정합하고 어디에서 그렇지 않는지가 본 연구를 관통하는 질문이다.

본 연구의 분석 자료는 KDI가 2025년에 수행한 「경제적 선호도에 대한 국민태도 조사」로, 2,500명을 표집해서 1,628명의 분석 표본으로 구성되었다. 이 자료의 핵심은 시간할인·위험태도·호혜성의 세 영역이 단

2 조건에 대한 선호의 내생적 형성이라는 논리는 Becker and Mulligan(1997)을 참조하라.

일 설문에서 측정된다는 통합 측정설계에 있다. 시간할인과 위험태도는 응답자가 선택한 행태의 측정과 응답자의 자기보고 방식의 두 통로로 동시에 파악되며, 호혜성은 자원 분배 게임의 세 변형, 즉 독재자 게임·최후통첩 게임·최소수락액을 설문화하여 측정된다.

이러한 설계구조로 가능한 분석은 세 가지다. 첫째, 동일 대상자 내에서 영역 간 결정요인의 공통성과 차별성을 직접 비교할 수 있다. 둘째, 행태 측정과 자기보고 측정의 정합성을 대조함으로써 측정 자체를 점검할 수 있다. 셋째, 응답자별로 일정하게 작용하는 측정 환경의 영향은 두 과제의 응답자 내 차분에서 소거되므로, 차분을 종속변수로 하는 분석을 통해 측정 편향의 일부를 상쇄한 식별이 가능해진다. 이 가능성은 본 연구에서 실제로 결정적인 역할을 수행한다.

본 보고서는 서론을 포함하여 6개 장과 <부록>으로 구성된다.

제2장은 이론적 배경을 정리한다. 외생적 선호 가정에 대한 행동경제학의 두 연구 방향을 검토하고, 본 연구의 분석 도구인 두 기제의 대조 구도를 정식화한 뒤, 세 영역 각각에 대한 이론적 자원을 이 관점에서 재배치한다.

제3장은 자료와 측정을 다룬다. 선호의 내적 상태와 외적 측정 사이의 긴장을 정리한 다음, 자료의 출처, 행태 측정 도구, 자기보고 측정 도구, 자원 분배 게임의 설문화 절차를 차례로 서술하고 분석 방법론을 개관한다.

제4장은 시간할인과 위험태도의 결정요인을 분석한다. 네 가지 위계적 회귀 설정사양을 통한 결정요인 식별, 변수군별 한계 설명력(ΔR^2) 비교, 결합 정체성 분해를 통한 가구 책임 정체성의 작동 양식 분석, 자기통제 매개 경로의 점검을 순차적으로 수행하고, 마지막 절에서 두 영역의 결정요인 패턴 차이를 두 기제의 대조 구도로 범주화한다.

제5장은 자원 분배 게임 측정의 응답 패턴을 측정학적으로 분석한다. 응답 분포의 진단, 동일 응답자의 식별, 그리고 응답자 내 차분(UG−DG)을 활용한 결정요인 식별을 차례로 다룬다.

제6장은 발견을 종합하고 두 기제 대조 구도의 이론적 위상을 평가한

뒤, 영역별 결정 기제에 따른 정책 함의를 도출하고 본 연구의 한계와 후속연구 과제를 정리한다.

<부록>은 표본 선별의 단계별 누적 효과(부록 A), 강건성 점검의 상세 결과(부록 B), 자기통제 매개효과 등의 추가 분석(부록 C), 변수 정의 코드북(부록 D), 설문 문항(부록 E)으로 구성된다.

제2장

이론적 배경

제1절 외생적 선호 가정에 대한 도전

1. 전통적 견해와 이론적 공백

Stigler and Becker(1977)는 경제학의 분석 대상을 주어진 선호하에서의 최적화 행동에 한정하고, 선호 자체의 형성과 변화는 분석 영역의 밖에 둘 것을 주장하였다. 이 견해에서 개인 간 선호의 이질성은 외생적 변수로 처리되며, 선호 분포가 어떤 사회적·제도적 조건에서 생성되는지에 대한 문제는 다루지 않는다. 이 입장은 분석의 단순성을 보장하는 대가로 선호 이질성의 결정요인이라는 영역을 미해명 상태로 남겼다.

이 전통에 대한 도전은 두 방향에서 제기되었으며, 두 방향은 서로 다른 이론적 지형을 형성한다.

2. 첫 번째 도전: 심리·인지 경로

첫 번째 도전은 행동경제학으로부터 왔다. 현실적 개인의 선택이 표준 경제학이 가정하는 최적화 행동과 체계적으로 괴리된다는 실증 발견들이 축적되면서, 이를 설명하는 비표준 선호 모형들이 발전하였다. 그 대표가

Laibson(1997)의 준쌍곡할인모형과 Kahneman and Tversky(1979)의 전망이론이다. 이 모형들은 선호 파라미터에 새로운 차원 — 현재편향($\beta<1$), 손실회피, 준거점 의존성 — 을 도입함으로써 표준 모형이 설명하지 못한 행동을 포착하였다.

그러나 이 계열 이론들은 Stigler-Becker 패러다임에 대한 도전의 강도가 제한적이다. 준쌍곡할인모형은 현재편향을 인간 심리의 보편적 특성으로 제시하며, $\beta<1$이라는 파라미터는 개인 간에 이질적이지만 그 이질성의 구조적 원인은 이론이 설명하지 않는다. 결국 이 이론들은 선호의 체계적 이질성을 새로운 심리 파라미터로 기술하면서도, 그 이질성이 어떤 제도적·사회적 조건에서 생성되는지의 질문에는 답하지 않는다. 선호의 내재적 다양성을 인정하는 점에서 Stigler-Becker로부터 한걸음 나아가나, 이 다양성의 사회적 결정 구조를 다루지 않는 점에서 같은 패러다임 내에 있다고 할 수 있다.

3. 두 번째 도전: 제도·규범 경로

두 번째이자 더 근본적인 도전은 선호가 사회적 역할과 제도적 맥락에 의해 내생적으로 형성된다는 주장으로부터 왔다. Akerlof and Kranton (2000; 2010)의 소위 정체성 경제학은 이 도전의 가장 체계적인 형태다. 이들은 개인의 효용이 자신의 행동과 사회적 정체성의 부합 정도에 의존한다고 가정하며, 의사·교사·가장·배우자와 같은 사회적 역할은 각각 행위의 규범적 기대를 수반한다.

이 이론이 Stigler-Becker와 행동경제학에 대해 갖는 대립성은 다음과 같다. Stigler-Becker에 대해서는 선호가 외생적으로 주어진 것이 아니라 사회적 위치에 의해 내생적으로 형성됨을 주장한다. 행동경제학의 준쌍곡 할인에 대해서는 현재편향이 보편적 심리가 아니라 사회적 역할 정체성에 의해 체계적으로 조절될 수 있음을 함의한다. 가장으로서 미래를 대비해야 한다는 규범이 강하게 내면화된 개인은 동일한 현재편향성을 가졌더라도 역할 정체성의 활성화 정도에 따라 상이한 행동을 보일 수

있다. 한편, Becker(1974)의 이타적 가장(altruistic head) 모형은 정체성 경제학에 앞서 제시된 이 논리의 경제학적 선구다. 가구주는 자신만의 효용이 아니라 가구 구성원 전체의 현재 및 미래 후생을 고려하므로 미래 효용의 가중치가 자연스럽게 높아진다. 이 모형에서 역할은 선호 파라미터 — 이 경우 시간할인율 — 에 직접 영향을 미친다.

본 연구는 두 방향의 도전이 공존하면서 경제적 선호의 이질성이 개인의 객관적 조건 — 소득, 자산, 연령, 잔여 인적자본 — 에 대한 전략적 적응의 결과인가, 아니면 사회적 역할과 규범의 내면화 결과인가에 관심을 두고 이 두 원천의 상대적 비중이 모든 선호 영역에서 동일한 것인지, 아니면 영역에 따라 체계적으로 달라지는 것인지를 살펴보고자 한다.

제2절 두 메커니즘의 이론적 구도

1. 분석 틀의 제안

본 연구는 경제적 선호의 결정에 관한 기존 논의를 두 메커니즘으로 재편한다. 규범기제(normative mechanism)는 사회적 역할과 규범의 내면화에 의한 선호 형성을, 전략기제(strategic mechanism)는 객관적 조건에 대한 합리적 적응에 의한 선호 형성을 가리킨다. 이 구분은 기존 문헌에서 확립된 표준 범주가 아니라, 본 연구가 결정요인 분석의 결과 패턴을 두 계열로 범주화하기 위해 제안하는 분석 도구다. 다만, 이 구분이 이론적 배경 없이 창안된 것은 아니며, 경제학·사회학·행동경제학의 여러 전통으로부터 계보를 갖는다.

이론적 배경의 첫째는 Weber(1922)의 행위 유형론으로 그는 사회적 행위를 목적합리적 행위(Zweckrational, 수단-결과 계산에 의한)와 가치합리적 행위(Wertrational, 내면화된 가치 규범에 의한)로 구분하였다. 이 구분은 본 연구의 전략기제와 규범기제 구분과 가장 유사한 논리 구조를 갖는다. 다만, Weber(1922)의 구분은 개인 행위 동기의 유형론이며, 선호

영역별 지배 메커니즘 분화를 분석한 것은 아니다.

둘째는 Elster(1989)와 Bicchieri(2006)의 사회규범 이론이다. Elster(1989)는 행위의 동인을 합리적 선택, 사회규범, 감정으로 구분하고, 규범이 합리적 계산과 독립적으로 행동을 결정할 수 있음을 입증하였다. Bicchieri(2006)는 사회규범이 작동하기 위해서는 경험적 기대와 규범적 기대가 동시에 충족되어야 함을 이론화하였다. 이 연구들은 본 연구의 규범기제 개념을 정립하는 학술적 기반을 제공한다.

셋째는 Fehr and Gächter(2002)와 Fehr and Fischbacher(2002)의 전략적·비전략적 동기 구분이다. 이들은 협력 행동에서 평판 유지를 위한 전략적 동기와 진정한 이타성·불평등 회피에 의한 비전략적 동기를 구분하려 하였다. 이 구분은 호혜성 행동 내부에서 두 종류의 동기가 별개로 작동함을 실증적으로 확인했다는 점에서 본 연구의 분석 틀과 구조적으로 유사하다. 다만, 이 구분은 호혜성이라는 단일 영역 내부의 동기 분류에 국한되며, 시간할인·위험태도·호혜성을 가로지르는 영역 간 분화의 분석 틀로 사용된 것은 아니다.

넷째는 Bowles(2008)의 동기 구축 효과(motivational crowding) 이론이다. Bowles는 금전적 인센티브가 비금전적 규범 동기를 약화시킬 수 있음을 논증하면서, 외재적 유인에 반응하는 전략적 동기와 내면화된 규범에 의한 동기가 별개로 작동함을 전제하였다. Gneezy and Rustichini(2000)의 탁아소 실험이 보여준 것처럼, 금전 인센티브의 도입이 기존 규범 기반 협력을 오히려 감소시킬 수 있다는 발견은 두 동기의 독립성을 실증적으로 뒷받침한다. 기존 연구들은 두 동기의 구분을 단일 행동 영역(협력, 규범 준수, 인센티브 반응) 내부에서 적용하였다. 본 연구는 두 메커니즘 대조 구도를 시간할인·위험태도·호혜성이라는 서로 다른 선호 영역에 적용하고, 영역별 결정요인 패턴을 두 메커니즘으로 범주화하여 분석하고자 한다. 영역 간 결정요인의 차이 자체는 행동경제학 문헌에서 함축적으로 보고되어 왔으나, 두 메커니즘 대조 구도를 자료를 통해 분석하는 것이 본 연구의 기여라고 생각된다.

2. 전략기제: 객관적 조건에 대한 합리적 적응

전략기제는 선호가 개인이 직면한 객관적 조건 — 생애주기적 위치, 자산구조, 소득수준, 유동성 제약 — 에 대한 적응으로 형성된다고 본다. 이 기제는 행동경제학이 표준 모형에 제기한 도전에서 나온 것이 아니라, 표준경제학이 선호의 외생성 가정을 완화할 때 취하는 형태다. Becker and Mulligan(1997)이 정식화하였듯 미래를 향한 상상력조차 자원을 투입하여 획득하는 재화라면, 선호는 제약 밖에 놓인 파라미터가 아니라 제약이 조형하는 결과가 된다.

이 기제의 식별 명제는 단순하다. 선호는 사회적 역할과 독립적이다. 소득과 자산이 같은 두 개인은 혼인 여부나 가구주 지위가 달라도 유사한 선호를 보여야 하며, 역으로 객관적 조건이 다르면 역할이 같아도 선호가 갈려야 한다. 규범기제와의 대조가 자료에서 판별 가능해지는 것은 이 명제 때문이다.

전략기제를 떠받치는 이론 자원은 세 계열이다. 생애주기 최적화(Fisher, 1930; Bodie, Merton, and Samuelson, 1992)는 선호의 연령 패턴을 규범이 아니라 인적자본의 생애주기적 변동으로 설명한다. 완충재고 이론(Deaton, 1991)은 자산 완충의 두께가 하방위험의 한계비용을 규정한다고 본다. 인지적 위험 인식은 확률 구조를 읽어 내는 능력 자체를 객관적 조건으로 취급한다. 세 계열이 시간할인과 위험태도에서 각각 어떤 예측을 낳는지는 제3절과 제4절에서 영역별로 정밀화한다.

다만, 이 확장에는 대가가 따른다는 점을 미리 밝혀 둘 필요가 있다. 전술한 Stigler-Becker의 분업이 강한 규율로 작동할 수 있었던 것은 선호와 제약이 서로 다른 범주에 놓여 있었기 때문이다. 행동의 변화는 관측 가능한 제약의 변화로 설명하고 선호는 불변으로 두는 것이 그 분업의 내용이었다. 전략기제는 제약을 선호 안으로 끌어들여 이 규율을 완화하나, 그 과정에서 두 범주를 가르던 경계도 함께 지운다. 연구자에게 관측되는 것은 언제나 선호와 기회집합이 결합하여 산출한 선택뿐이므로, 자원 조건이 나은 개인이 낮은 할인율을 보인다는 사실은 조건이 그의 선

호를 조정하였다는 진술로도, 선호는 그대로인데 그가 직면한 기회집합이 달랐을 뿐이라는 진술로도 똑같이 설명된다. 전자는 선호의 결정요인에 관한 명제이고 후자는 선호 측정치의 결정요인에 관한 명제이나, 횡단면 자료의 상관 구조는 두 명제를 구별하지 않는다.

3. 규범기제: 사회적 역할과 규범의 내면화

규범기제는 선호가 개인이 수행하는 사회적 역할과 그 역할에 부과된 규범적 기대의 내면화를 통해 형성된다고 본다. 이 메커니즘의 핵심은 선호가 개인의 객관적 조건이 아닌 개인에게 주어지거나 스스로 인식하는 역할 정체성에 연동된다는 점이다. 동일한 소득과 자산을 가진 개인이라도 혼인 여부, 가구주 지위, 교육 등에 따라 상이한 선호 패턴을 보일 것이다.

이 계열의 이론들도 세 가지로 구분된다. 첫째, 정체성 경제학이다. Akerlof and Kranton(2000, 2010)의 모형에서 개인의 효용은 소비 효용과 정체성 효용(identity payoff)의 합으로 표현된다. 정체성 효용은 자신의 행동이 해당 역할의 규범적 기대와 부합할 때 양의 값을, 부합하지 않을 때 음의 값을 갖는다. '가장'이라는 정체성이 '미래를 대비하고 가족을 위해 저축해야 한다'는 규범과 연결되어 있을 때, 이 정체성을 강하게 내면화한 개인은 충동적 소비에서 심리적 비용을 느끼고 낮은 할인율을 보인다. 이 경로에서 할인율의 변화는 소득이나 자산의 변화가 아니라 역할 정체성의 내면화 정도에 의해 결정된다.

이 정체성 효용 구조의 실증적 식별 가능성은 후속연구들에서 입증되었다. Benjamin, Choi, and Strickland(2010)는 실험에서 사회적 정체성을 점화(priming)하는 것만으로도 시간할인율과 위험태도가 변화함을 보였으며,[3] Bénabou and Tirole(2011)은 정체성・도덕・금기가 합리적 선택과 어

3 해당 연구는 사회적 정체성 점화가 경제적 선호를 변화시킨다는 결론을 제시했으나, "모든 정체성이 시간할인율과 위험태도 둘 다를 바꾼 것"이 아니라, 인종 정체성은 시간할인율(인내심)에, 성별 정체성은 위험태도에 주로 영향을 미친 것으로 나타났다.

떻게 결합하는지를 모형화하였다. 또한 Akerlof and Kranton(2010)은 정체성 효용이 자기통제 능력의 매개 없이 직접 작동할 수 있음을 강조한다. 정체성에 부합하는 행동은 자기통제 자원의 동원 없이도 효용 구조를 통해 동기화되며, 자기통제가 약한 개인도 정체성이 강하게 활성화되면 미래지향적 선택을 할 수 있다.

둘째, 교육의 규범 전달 기능이다. Bowles and Gintis(2002)는 교육기관이 규칙 준수, 협력, 공정성 등의 사회적 규범을 전달하는 핵심 제도임을 주장한다. 교육은 지식과 기술을 전달하는 동시에 '적절한 행동'이 무엇인지에 대한 사회적 합의를 내면화시킨다. 이 논리에서 교육의 효과는 인지 능력의 향상(전략기제)과 규범의 내면화(규범기제)가 혼재하며, 두 경로를 분리하는 것이 교육 효과 해석의 핵심 과제가 된다.

셋째, 규범적 초점 이론이다. Krupka and Weber(2013)는 개인이 물질적 이득뿐 아니라 선택의 사회적 적절성으로부터도 효용을 얻는다고 가정한다. 어떤 행동이 사회적으로 적절한가에 대한 판단은 사회적 합의의 내면화 결과이며, 교육은 이 합의를 보다 정확하게 인식하고 따르도록 만드는 기제다. 이 이론은 자원배분 상황에서 50 : 50의 균등분배가 단순한 이타성의 표현이 아니라 사회적 초점(focal point)으로서 규범적 수렴의 결과일 수 있음을 시사한다.

4. 두 메커니즘의 이론적 긴장

두 메커니즘은 선호의 안정성이라는 근본 문제에서 충돌한다. 전략기제 계열 이론들은 선호가 객관적 조건의 변화에 따라 조정되지만 조건이 동일한 개인들 사이에서는 상대적으로 안정적임을 함의한다. 반면, 규범기제 모형은 동일인이어도 역할이 달라지면 발현되는 선호가 달라질 수 있음을 함의한다. 혼인 전에는 높은 할인율을 보이던 개인이 혼인 후 할인율이 낮아졌다면, 이것은 선호가 변화한 것인가, 아니면 개인 내에 잠재되어 있던 미래지향적 선호가 역할 변화에 의해 발현된 것인가라는 질문이 생긴다.

이 긴장은 단순히 학술적 문제가 아니라 정책 설계에서 직접적 함의를 갖는다. 만약 전략기제가 우세한 영역이 있다면 그 영역의 선호 분포는 인구의 객관적 조건 분포에 의해 결정되고, 정책은 그 조건을 바꾸는 방식으로 접근해야 한다. 만약 규범기제가 우세한 영역이 있다면 그 영역의 선호 발현은 역할 맥락에 의존하므로, 정책은 역할 정체성을 활성화하거나 규범적 기대를 환기하는 방식으로 접근해야 한다.

제3절 시간할인의 결정요인에 관한 이론적 고찰

시간할인율은 순수 시간선호의 직접 측정치가 아니라 다중 동기의 합성치이며(Frederick, Loewenstein, and O'Donoghue, 2002), 단기와 장기의 시간지평에 따라 그 동기 구성이 다르게 작동할 수 있다. 이 개념적 분리와 본 연구의 측정 설계에 대한 함의는 제3장 제1절에서 다룬다. 본 절에서는 시간할인의 결정요인에 관한 이론적 자원을 두 기제로 나누어 정리한다.

1. 표준 모형과 행동경제학적 발전

시간할인 이론의 출발점은 Samuelson(1937)의 할인효용(discounted utility)모형이다.[4]

$$U = \sum_{t=0}^{T} \delta^{t} u(c_t), \quad \delta = \frac{1}{1+\rho}$$

단순한 지수적 할인은 이론적으로 시간 일관성을 보장하면서 계산상의 간편함으로 경제모형에 광범위하게 적용되어 왔다. 그러나 시간할인의 이질적 속성에 대한 단서가 빈번하게 제기되었고, 특히 단기 할인율이

4 이하 본 연구에서 인용하는 수식과 기호는 표준적인 경제학의 용례에 따르며 필요한 경우 외에는 별도의 설명을 생략한다.

장기보다 높은 체감할인 현상이 광범위하게 관찰되면서 Laibson(1997)의 준쌍곡할인모형이 제안되었다.

$$U = u(c_0) + \beta \sum_{t=1}^{T} \delta^t u(c_t), \quad \beta \in (0,1)$$

β<1인 현재편향 파라미터는 시간 비일관성을 낳는다. O'Donoghue and Rabin(1999)은 이 비일관성을 인식하는 '세련된' 유형과 인식하지 못하는 '순진한' 유형으로 모형을 구분하고, 두 유형에 대해 자기구속 장치 활용과 같은 상이한 행동 예측을 도출하였다. 이 모형들은 시간할인의 단기-장기 비대칭을 포착하나, 이 비대칭의 사회적·제도적 결정 구조에 대해서는 설명하지 않는다.

2. 전략기제: 생애주기와 객관적 조건

전략기제 관점에서 할인율의 인구사회학적 패턴은 생애주기적 자원 배분 전략의 반영으로 해석된다. Frederick *et al.*(2002)의 메타분석은 할인율이 청소년기에 높은 수준을 기록한 후 성인기 진입과 함께 하락하고 중년기에 이르기까지 완만한 하락세를 유지함을 확인하였다. 청년기에는 현재소득이 항상소득보다 낮아 미래소득을 담보로 한 소비 확대 유인이 강한 반면, 중년기에는 소득이 정점에 도달하고 은퇴 대비 저축 동기가 강화된다. 소득과 교육 수준에 대한 일관된 음의 상관관계(Lawrance, 1991; Harrison, Lau, and Williams, 2002)도 이 전략기제의 작동을 시사한다.

연령 상승이 할인율에 미치는 효과는 단순한 단조 하락 관계로 포착되지 않는다. Chu, Chien, and Lee(2010)는 진화적 생애사 이론의 관점에서 에너지 배분의 최적화로부터 할인율의 연령별 패턴을 내생적으로 도출하고, 할인율이 출생 이후 성적 성숙기까지 하락하다가 이후 다시 상승하는 U자형 패턴을 보임을 이론적으로 확립하였다.[5] 성숙기 이후의 상승은 사망 위험률의 증가에 따른 미래 효용 향유 확률의 감소(Yaari, 1965)와

생식 노화에 따른 비용 가속화에 의해 구동된다.

3. 규범기제: 가구 책임 정체성의 다층성

전략기제만으로는 가구구조 변수가 시간할인에 미치는 효과를 설명하기 어렵다. 전술한 Becker(1974)의 이타적 가장 모형이 예측하는 가구주 역할의 할인율 하락 효과와 정체성 경제학의 직접 작동 메커니즘은 이 효과의 미시적 토대를 제공한다.

한국적 맥락에서 이 규범기제는 단순한 가장 정체성을 넘어 다층적 구조를 가질 가능성이 있다. 한국 사회는 1인가구 비율이 36%를 상회하는 가구구조 변화를 겪고 있으며(통계청, 2025), 전통적 의미의 '남성 가장 가구'는 더 이상 인구의 다수를 차지하지 않는다. Akerlof and Kranton (2010)이 강조하듯, 정체성은 단일한 범주가 아니라 다중적이고 맥락 의존적인 활성화 구조를 가질 수 있다. 한국에서 미래지향 규범은 다음의 세 형태로 분화되어 작동할 가능성이 추론된다.

첫째, 가구주 정체성으로서의 활성화다. 본인이 가구의 경제적 책임자로 자기인식하는 응답자는 결혼 여부와 무관하게 가구의 미래에 대한 직접적 책임을 짊어지며, 이 책임이 미래지향 규범을 활성화할 수 있다. 둘째, 배우자 정체성으로서의 활성화다. 가구주가 아닌 배우자도 가구 단위의 미래에 대한 정체성을 형성하며, 한국의 전통적 가족구조에서 여성 배우자가 가구 살림의 실질적 미래 계획자 역할을 수행하는 경우가 있다. 셋째, 1인가구로서 자기책임의 활성화다. 결혼하지 않은 가구주는 가족 단위가 아니더라도 자신의 미래에 대한 직접적 책임을 짊어지며, 이 책임이 미래지향 규범을 형성할 수 있다.

---

5 기대수명의 증가와 인구 고령화는 이 U자형 궤적과 사회적 할인율 분포에 동태적 영향을 미친다. Kalemli-Ozcan(2002)이 모형화한 계획 지평 경로에서 미래 향유 기간이 연장될수록 미래 소비의 기대가치가 높아지며, 이는 할인율을 낮추는 방향으로 작용한다. 그러나 한국의 가족구조 해체와 독신화는 Chu *et al.*(2010)이 이론화한 세대 간 이전의 평탄화 효과를 약화시키므로, 인구 고령화의 할인율 영향은 단순한 일방향 예측이 아니라 가족구조 변화와 결합한 복합적 동학으로 이해될 필요가 있다.

이 세 형태의 공통분모는 '가구 단위의 미래에 대한 책임'이며, 단순히 결혼 더미나 가구주 더미로 환원되지 않는 다층구조의 가능성을 시사한다.

4. 자기통제 매개의 문제

규범기제의 작동 메커니즘에 관해 가능한 해석이 두 가지 존재한다. 첫째 해석은 정체성이 자기통제 능력의 매개를 통해 작동한다는 것이다. 가구 책임 정체성이 활성화되면 응답자의 자기통제 능력이 강화되고, 이 자기통제가 단기 충동을 억제하여 시간할인을 낮춘다. 이 매개 가설은 직관적이며, Heckman, Stixrud, and Urzua(2006)와 Almlund *et al.*(2011)이 제시한 비인지 능력의 경제적 효과 연구와 부합한다.

둘째 해석은 정체성이 자기통제의 매개 없이 정체성 효용에 직접 진입한다는 것이다. 이 직접 작동 가설은 정체성에 부합하는 행동은 자기통제 능력의 변화 없이도 정체성 효용에 의해 직접 동기화된다. Cobb-Clark, Kassenboehmer, and Sinning(2016)은 자기통제 능력과 자산 축적의 관계를 측정하여, 두 요소가 양의 상관을 갖지만 그 효과의 크기는 제한적임을 보였다. 이는 자기통제 외의 채널 — 정체성 효용을 포함한 — 이 미래지향 행동에 작동할 가능성을 시사한다.

두 해석은 정책 설계에 각각 다른 함의를 제시한다. 매개 가설이 옳다면 자기통제 훈련(예: 자동 저축 메커니즘)이 미래지향 행동을 강화한다. 직접 작동 가설이 옳다면 자기통제 훈련보다 정체성 활성화(가구 책임의 명시화·구체화)가 더 효과적이다. 이후 분석 과정에서 응답자가 스스로 인지하는 '자기보고 인내심' 변수의 매개 효과를 통해 두 해석의 상대적 정합성을 평가한다.

제4절 위험태도의 결정요인에 관한 이론적 고찰

1. 표준 모형과 위험태도의 객관적 결정요인

Von Neumann and Morgenstern(1944)의 기대효용이론에서 불확실성하의 선택은 기대효용의 극대화로 표현된다.

$$EU = \sum_i p_i u(x_i)$$

위험회피는 효용함수의 오목성 $u''(x) < 0$으로 특징지어지며, Arrow(1965)와 Pratt(1964)은 절대적·상대적 위험회피계수를 측정 지표로 제안하였다. 이 표준 모형은 Allais(1953)의 역설, Ellsberg(1961)의 모호성 회피 등 다양한 이례현상에 직면하였으며, Kahneman and Tversky(1979)의 전망이론은 준거점 의존성과 손실 회피를 도입하여 이를 포괄적으로 설명하였다.

전략기제 관점에서 위험태도는 일종의 객관적 조건의 함수이며, 위험태도 영역에서 각 메커니즘은 다음과 같이 정밀화된다.

첫째, 인적자본과 생애주기 위치다. Bodie, Merton, and Samuelson(1992)에서 개인의 위험자산 보유 비율은 인적자본의 크기에 의존하며, 인적자본은 미래 노동소득의 현재가치로서 청년기에 최대이고 고령기에 소멸한다. 청년층은 미래 노동소득이 크고 투자 손실 발생 시 회복할 시간이 충분하므로 위험감내가 합리적이다. 고령층은 인적자본이 소진되고 금융자산이 은퇴 후 소비의 주요 원천이 되므로 자산 보호 동기에서 위험회피가 강화된다.

둘째, 완충자산 수준이다. Deaton(1991)의 완충재고 모형에서 저소득층은 완충자산이 부족하여 하방위험의 한계비용이 크고 따라서 위험회피가 강화된다. 중소득층은 완충자산을 어느 정도 확보한 상태에서 추가 위험을 감내할 여력이 생긴다. 이 비단조적 관계에서 소득과 위험감내는 중

간 소득 구간까지 양의 관계를 보이다가 이후 평탄화된다.

셋째, 인지적 위험 인식이다. 고학력자는 위험의 확률구조를 더 정확하게 인식하고 인적자본 손상에 따른 손실을 더 정교하게 계산한다. 이로 인해 교육수준이 높을수록 오히려 더 위험회피적일 수 있다는 역설적 가능성이 추론된다.

이 세 객관적 결정요인은 위험태도가 선험적으로 주어진 것이 아니라 합리적 적응의 산물일 가능성을 시사하며, 사회적 역할이나 정체성과의 직접적 연결을 요구하지 않는다.

2. 규범기제와의 관계

위험태도와 규범기제의 관계는 시간할인의 경우와 다소 다를 것으로 추측된다. 시간할인의 경우 '미래를 대비해야 한다'는 명시적 사회규범이 가장·배우자라는 역할 정체성과 직접 연결될 수 있으나, 위험감내의 적정 수준에 대한 사회적 규범은 그만큼 명확하지 않다. '가장이라면 얼마나 위험을 감수해야 하는가'에 대한 사회적 합의는 '가장이라면 미래를 대비해야 한다'는 규범만큼 강하지 않으며, 위험감수 수준에 대한 규범적 처방은 문화·시대·집단에 따라 일관되지 않다. 이러한 이론적 자원에 비추어 보면, 위험태도 영역에서는 사회적 역할 변수의 효과가 시간할인 영역에 비해 약하게 나타날 가능성이 추론된다.

제5절 호혜성과 자원 분배 게임의 이론적 고찰

1. 사회적 선호 이론과 자원 분배 게임

전통적 경제학의 이기적 행위자 가정이 사회적 상호작용을 설명하지 못한다는 점은 일련의 실험 연구를 통해 반복적으로 확인되어 왔다. Dawes and Thaler(1988)의 공공재 게임, Fehr and Gächter(2000)의 이타적

처벌 실험은 개인이 자신의 물질적 이익을 초과하는 협력과 처벌 행동을 보임을 보여주었다. 이를 설명하기 위해 사회적 선호를 명시적으로 포함하는 이론들이 발전하였다. Fehr and Schmidt(1999)의 불평등 회피 모형, Rabin(1993)과 Charness and Rabin(2002)의 의도 기반 호혜성 모형이 대표적이다. 이 이론들은 개인의 효용함수가 자신의 물질적 보상 외에 타인의 보상이나 분배의 공정성에 의존함을 가정하며, 자원 분배 게임 — 독재자 게임(dictator game: DG)과 최후통첩 게임(ultimatum game: UG) — 은 이러한 사회적 선호의 측정 도구로 활용되어 왔다.[6]

2. 사회적 선호의 측정과 한계

자원 분배 게임이 사회적 선호의 측정 도구로 활용되어 온 한편, 그 측정에는 진정한 선호 표출과 측정 환경의 효과를 분리하기 어려운 본질적 한계가 함께 식별되어 왔다.

List(2007)는 표준 실험실에서 진행되는 독재자 게임에서 관찰되는 양의 분배 행동이 자연환경에서는 크게 약화됨을 보였다. 응답자가 실험 또는 설문 환경에 있다는 사실 자체가 사회적 바람직성에 부합하는 응답을 유도할 수 있기 때문이다. Bardsley(2008)는 더 직접적으로, 독재자 게임의 행동 옵션에 '취하기(taking)'를 추가하면 관대함이 크게 감소함을 보였다. 이는 표준 환경에서의 양의 분배 응답이 진정한 이타성보다는 측정 환경의 인공물일 가능성을 시사한다. Zizzo(2010)는 실험자 요구 효과(experimenter demand effects), 즉 참가자가 실험자의 의도를 추론하고 그에 부합하는 응답을 하려는 경향이 사회적 선호 측정 결과에 미치는 영향을 정리하였다.

이러한 측정 환경의 효과는 사회적 선호 이론과 측정 도구 사이에 본질적 긴장을 만든다. 관련된 이론은 호혜성을 효용함수에 명시적으로 포

---

6 독재자 게임은 제안자가 일방적으로 돈을 나눠주며 순수한 이타성을 측정하는 게임이고, 최후통첩 게임은 응답자가 거절 시 둘 다 "0원"이 되는 거부권을 가져 공정성과 보복 심리를 측정하는 게임이다. 제3장의 추가 설명을 참조하라.

함하여 분석 가능한 변수로 만들었으나, 측정 도구는 그 변수의 진정한 표출을 환경 효과로부터 분리하기 어렵다는 본질적 한계를 가진다. 따라서 자원 분배 게임을 활용한 호혜성 분석은 진정한 호혜성 선호를 직접 측정하기보다는 응답 분포 자체와 그로부터 이탈한 패턴의 결정요인 식별이라는 다른 차원의 분석으로 진행될 가능성이 더 큰 영역이다.

3. MAO의 특이성: 처벌 임계점과 신뢰의 채널

자원 분배 게임 변수 중 최소수락액(MAO)은 분배자의 결정을 측정하는 DG 및 UG와 본질적으로 다른 결정 차원에 속한다. DG와 UG는 응답자가 분배자의 위치에서 결정을 내리는 게임이며, MAO는 응답자가 수령자의 위치에서 '받아들일 것인가'를 결정하는 게임이다. 이 위치의 차이는 결정의 인지적·동기적 구조의 차이를 내포한다.

MAO 결정의 본질은 Falk, Fehr, and Fischbacher(2008)와 Brandts and Charness(2011)가 정리한 거절 동기의 구조에서 명확히 드러난다. 응답자가 낮은 제안을 거절하는 결정은 단순한 물질적 손실 회피가 아니라 자신의 사회적 위치를 방어하고 불공정한 분배자를 처벌하려는 동기에서 비롯된다. 이 처벌 결정은 응답자가 사회적 거래에서 다른 사람들이 어떤 행동을 기대하는지에 대한 신뢰 기준선과 직접 연결된다. 신뢰 기준선이 높은 응답자는 상대방이 균등 또는 그에 가까운 제안을 할 것을 기대하므로 낮은 임계점을 보인다. 신뢰 기준선이 낮거나 흔들린 응답자는 상대방의 행동에 대한 예상이 불확정적이므로 임계점이 양방향으로 분산된다. 사회적 신뢰가 협력적 거래의 기반임을 입증한 Knack and Keefer (1997)의 결과는 MAO 결정에서의 신뢰 기준선이 일반 사회적 신뢰의 한 발현일 수 있음을 시사한다.

제6절 본 연구의 실증분석 개요

본 장에서 정리한 이론적 자원을 실증분석으로 전환하기 위해서는 적절한 측정 도구를 선택해야 한다. 경제적 선호는 본질적으로 응답자의 내적 상태이며, 그 내적 상태는 외적 신호 또는 행위로부터 추정되어야만 분석 가능한 변수가 된다. 앞서 언급한 시간할인, 위험태도, 호혜성의 세 영역은 각각 서로 다른 측정 도구를 선택해야 하며, 그 선택의 학술적 정당성과 한계는 별도의 정리를 요구한다.

이상의 이론적 자원에 기반하여 본 연구는 한국 대표성 표본의 통합 측정 자료에서 세 영역의 결정요인을 분석한다. 시간할인 영역에서는 단기(1년) 할인율과 장기(5년) 할인율을 별도 종속변수로 두고 각각의 결정요인을 식별한다. 두 시간지평이 동일한 결정 메커니즘에 반응하는지 또는 서로 다른 결정요인 패턴을 보이는지가 분석의 한 축이며, 인구통계·경제조건 변수와 사회적 역할 변수(혼인, 가구주, 가구원 수)의 상대적 설명력이 다른 한 축이다. 위험태도 영역에서는 설문 방식으로 추정된 위험계수를 종속변수로 두고 동일한 변수군의 결정요인 효과를 분석한다. 시간할인과 위험태도 두 영역의 결정요인 패턴 비교는 두 메커니즘 대조 구도가 영역별로 어떻게 적용되는지를 평가하는 자료가 된다.

호혜성 영역의 분석은 세 가지 분배 게임을 설문방식으로 전환하여 조사한 결과로부터 시작한다. 분포 진단의 결과에 따라 분석의 위치가 결정되며, 응답 분포가 진정한 선호의 직접 측정으로 간주될 수 있는 상태인지 또는 측정 환경의 효과를 강하게 반영하는 상태인지에 따라 후속 분석의 방향이 정해진다. 호혜성 분석은 이 진단 결과 위에서 응답 분포로부터의 이탈 결정요인과 응답자 내 차분(UG−DG)의 결정요인을 식별하는 분석으로 진행된다.

제3장

자료와 측정

제1절 선호 측정의 문제

1. 선호의 내적 상태와 외적 측정의 긴장

경제적 선호는 본질적으로 응답자의 내적 상태다. 시간할인, 위험태도, 호혜성은 응답자의 외부에서 직접 관찰될 수 없는 잠재 변수이며, 외적 신호 또는 행위로부터 추정되어야만 분석 가능한 변수가 된다. 선호의 내적 상태와 외적 측정 사이의 이 분리는 경제학이 행동경제학을 통해 본격적으로 다루기 시작한 학술적 문제이며, 본 보고서가 다루는 분석 결과의 위상을 결정하는 핵심 차원이다.

선호의 외적 측정에는 크게 두 가지 접근이 있다. 첫째는 자기보고식 측정으로, 응답자가 자신의 선호를 직접 진술하는 방식이다. 둘째는 행태 측정으로, 응답자의 선택 행동에서 선호를 역추론하는 방식이다. 이는 동일한 잠재 선호의 두 측정 통로이며, 그 정합성과 차별성은 측정 신뢰성 평가의 핵심 차원이 된다. 자기보고 측정은 응답자의 자기 인식의 부정확성, 사회적 바람직성 편향, 응답 양식 효과 등 자기보고 특유의 편향에 노출된다(Bertrand and Mullainathan, 2001). 행태 측정은 자기보고 편향을 회피하나 측정 도구의 인지적 부담, 측정 환경의 인위적 효과, 응답자의

전략적 응답 가능성 등 측정수단에 종속되는 특유의 한계를 가진다. 두 측정의 한계가 서로 다르다는 점은 두 측정을 결합하여 활용하면 단일 측정의 한계를 부분적으로 보완할 수 있음을 시사한다.

2. 시간선호와 시간할인의 개념적 분리

선호의 내적 상태와 외적 측정 사이의 분리를 명확하게 보여준 영역은 시간할인 측정과 관련된 것이다. Frederick, Loewenstein, and O'Donoghue (2002)는 표준경제학과 행동경제학이 시간할인율을 시간선호의 직접 측정치로 간주하는 관행을 체계적으로 비판하였다. 그들의 비판에 따르면, 실험 또는 설문에서 도출한 시간할인율은 다음 <표 3-1>에서 보듯이 다중 동기의 합성치다.

이 분해의 함의는 시간할인이 단일 파라미터가 아니라 다중 동기의 합성치라는 점이다. 응답자가 "오늘 100만원과 1년 후 130만원" 사이의 선택에서 어느 쪽을 선호하는가는 응답자의 순수 시간선호만이 아니라 미래 수령의 불확실성에 대한 응답자의 평가, 응답자의 효용함수 곡률, 1년간 부의 변화에 대한 응답자의 기대 등이 모두 결합된 결과다. 따라서 시간할인 측정치는 "시간선호의 직접 측정치"가 아니라 "시간할인의 결정요인 분석을 위한 합성 종속변수"로 다루어진다.

이 개념적 분리는 본 보고서 제2장에서 정리한 두 메커니즘 대조 구도

<표 3-1> 시간할인율의 동기 구성요소 및 작동 방식

동기 구성요소	작동 방식
순수 시간선호	미래 효용에 대한 본질적 평가절하
효용함수의 곡률	한계효용 체감으로 인한 외관상 할인
결과의 불확실성	미래 수령의 불확실성에 대한 위험회피
인플레이션 기대	명목 가치의 실질 가치 보정
미래 부의 변화 기대	미래 시점의 한계효용 변화 예상
습관·예상 효용·내장성	행동 양식의 비합리적 측면

자료: 저자 작성.

와 직접 연결된다. 전략기제 계열 이론 — 생애주기 자원배분, 객관적 자산 위치 — 은 시간할인의 미래 부의 변화 기대 차원과 효용함수 곡률 차원에 작용한다. 규범기제 계열 이론 — 사회적 역할 정체성, 가구 책임 정체성 — 은 시간할인의 순수 시간선호 차원과 자기통제 차원에 작용한다. 본 연구가 시간할인의 결정요인 분석에서 두 메커니즘의 영역별 차별 작동을 식별할 수 있었던 것은 시간할인이 단일 동기가 아니라 다중 동기의 합성치이기 때문이며, 그 합성구조 안에서 두 메커니즘이 서로 다른 차원에 작용하기 때문이다.

위험태도 측정에도 비슷한 문제가 존재한다. 행태 측정을 통한 위험태도 추정치는 효용함수 가정하에서 무차별 확정(certainty equivalent) 금액으로부터 도출되며, 이 효용함수 가정에 따라 추정치가 변동한다(Wakker, 2008). 따라서 본 연구의 위험태도 추정치는 특정한 멱함수(power function) 형태의 효용 가정하의 위험계수 추정치로 이해되어야 하며, 응답자의 진정한 위험회피도 자체로 간주되지 않는다. 호혜성은 측정 환경의 영향을 크게 받을 수 있는 개연성으로 인해 측정학적 차원의 문제가 가장 큰 영역이다.

3. 본 연구의 측정 설계

본 연구의 측정 설계는 위 문제들을 다음 세 가지 차원에서 다룬다.

첫째, 다중 측정 도구를 결합하여 활용한다. 본 연구는 시간할인과 위험태도를 행태 기반 측정과 자기보고 측정의 두 통로로 측정하며, 호혜성을 자원 분배 게임의 세 가지 변형을 설문 형태로 변환하여 측정한다. 두 측정 통로와 세 가지 분배 게임의 결과를 비교하여 단일 측정의 한계를 부분적으로 보완하고 측정 신뢰성을 점검한다.

둘째, 응답자 내 통합 측정을 이용한다. 본 연구는 시간할인, 위험태도, 호혜성의 세 영역을 측정하므로 응답자 내 차분(within-subject difference) 분석이 가능하다. 응답자 내 차분은 응답자 고유의 측정 편향이 영역 간에 동일하게 작동했다면 그 편향을 부분적으로 상쇄하는 분석 도구다.

셋째, 대규모 대표성 표본을 대상으로 한다. 본 연구는 한국 대표성 표본에서 위 측정을 수행한다. 행동경제학 표준 측정 도구가 학생 표본 또는 소규모 실험 표본에서 발전한 한계 안에서, 본 연구의 대표성 표본은 측정 결과의 일반 인구 외부 타당도와 인구학적 결정요인 분석의 통계적 검정력을 동시에 확보한다.

제2절 자료 출처와 표본 설계

1. 조사 개요

본 연구의 분석 자료는 2025년에 수행된 「경제적 선호도에 대한 국민태도 조사」이다. 만 20세 이상 79세 이하의 한국 거주 성인을 모집단으로 하여 성별·연령·지역의 인구학적 비례를 보정한 할당표집을 통해 2,500명을 표집하였다. 표본의 모집단 대표성은 국가데이터처 인구센서스 기준의 가중치를 통해 확보되었다. 본 연구의 추정에서는 가중치를 적용하지 않은 비가중 표본을 베이스라인(baseline)으로 사용한다.[7]

설문[8]은 인구통계 부분(SQ1~SQ11)과 본조사 부분(Q1~Q17)으로 구성되며, 본조사 부분은 다섯 영역으로 구분된다. 호혜성 측정 영역(Q1, Q1-1, Q2)에서는 자원 분배 게임의 세 변수를 측정한다. 저축 형태와 금융지식 영역(Q3~Q5)에서는 응답자의 경제적 행동과 금융 이해도를 측정한다. 자기보고 선호 영역(Q6, Q8)에서는 위험감수의향과 인내심을 응답자가 자기 평가한다. 행태 측정 선호 영역(Q7, Q9, Q10)에서는 연쇄적 비교 선택 설문 설계로 위험태도와 시간할인을 측정한다. 사회태도 영역(Q11~Q17)에서는 한국 사회의 주요 정책 쟁점에 대한 응답자의 인식을 5점 척도로 측정한다. 본 조사의 모든 응답자는 동일한 문항 순서로 응답

7 가중치 적용은 모집단 효과의 점추정에는 타당하나 통계적 효율성(분산 최소화) 측면에서는 비가중 추정이 더 우월하기 때문이다(Solon, Haider, and Wooldridge, 2015).

8 본 조사에서 사용한 설문은 <부록>에 수록하였다.

하였다.

본 보고서의 결정요인 분석에 활용되는 종속변수는 호혜성 영역의 세 자원 분배 게임 변수와 행태 측정 선호 영역의 단기·장기 시간할인율 및 위험계수다. 자기보고 선호 영역의 자기보고 위험감수의향(q6_risk)과 자기보고 인내심(q8_patience)은 행태 측정 종속변수의 강건성 및 측정 정합성 점검에 활용된다.

2. 대규모 설문조사의 의의와 한계

본 연구의 자료는 행동경제학 측정 문헌의 표준 표본과 두 가지 차원에서 다르다.

첫째, 표본의 대표성과 규모다. 행동경제학의 표준 표본은 학생 표본 또는 실험실 표본이 대부분이며, 일반 인구를 대상으로 하여 일정 규모 이상의 표본으로 대표성을 담보하는 연구는 드물다. Falk *et al.*(2018)의 글로벌 선호 조사가 76개국의 80,000명 표본으로 이 한계를 다루었으나, 그 자료는 자기보고 측정 위주로 구성되었으며 행태 측정과 호혜성 게임의 통합 측정은 부분적으로만 수행되었다. 본 연구의 한국 대표성 표본은 시간할인·위험태도(행태 측정)와 호혜성(세 가지 자원 분배 게임)을 동시에 측정한 자료로 한국에서 처음 구축된 사례에 해당한다.

둘째, 측정 환경의 차이다. 본 연구는 실험실 환경이 아니라 설문조사 환경에서 행태 측정과 호혜성 게임을 수행한다. 행동경제학의 표준 측정 도구는 실험실 환경에서 발전하였으며, 응답자가 자신의 결정에 따라 실제 보상을 받는 환경에서 측정 신뢰성이 가장 강하다. 본 연구의 가상적 측정 환경은 실제 보상 환경과 비교할 때 측정 결과의 분산이 다르게 나타날 가능성이 있다(Camerer and Hogarth, 1999). 다만, 가상적 응답이 평균 차원에서는 실제 보상 응답과 비슷한 결과를 보인다는 점도 함께 입증되어 왔다. 본 연구는 이러한 측정 환경 차이의 한계를 인정하며, 측정 결과를 결정요인 분석의 합성 종속변수로 활용하되 응답자의 진정한 선호 파라미터의 직접 측정치로 다루지 않는다.

대규모 설문조사 측정의 학술적 의의는 두 차원에서 정리된다. 첫째, 일반 인구에 대한 행동경제학 측정 도구의 타당도를 점검 가능하게 한다. 특정 소규모 대상에서 발전한 실험 결과가 한국 일반 인구에서 어떻게 발현되는가에 대한 자료가 본 연구를 통해 확보된다. 둘째, 인구학적 결정요인 분석을 통계적 검정력을 갖춘 표본 크기에서 수행 가능하게 한다. 소규모 실험 표본은 인구학적 변수의 변동이 제한적이어서 결정요인 분석의 검정력이 낮다. 본 연구의 대표성 표본은 성별, 연령, 학력, 소득, 직업, 가구구조 등의 광범위한 변동을 포착하며, 이 변동이 결정요인 분석의 통계적 정밀성을 보장한다.

다만, 대규모 설문조사 측정의 한계도 있다. 우선 가상적 측정 환경의 효과가 결과에 영향을 미칠 수 있다는 점, 설문조사의 응답 부담은 실험실 환경보다 크므로 응답자의 인지적 절약 또는 응답 양식 효과가 발현될 가능성이 더 높다는 점, 응답자의 익숙성이 실험 대상의 특정화된 표본보다 낮다는 점 등이다. 한편, 본 조사는 모든 응답자에게 동일한 문항 순서로 측정되었으며 영역별·문항별 순서 무작위화가 적용되지 않았다. 따라서 측정 간섭 효과(measurement interference)[9]의 가능성을 본 자료로 직접 분리할 수 없다는 점을 밝힌다.

제3절 행태 측정: 연쇄적 비교 선택 설문(Staircase)

1. 연쇄적 비교 선택

본 연구의 시간할인(r1, r5)과 위험태도(γ)는 연쇄적 비교 선택 설문(staircase) 절차를 통해 도출된다. 이 절차는 실험심리학에서 발전한 측정 방식으로(Cornsweet, 1962), 응답자에게 두 옵션 사이의 이산적 선택을

9 한 영역의 측정이 후속 영역의 응답에 영향을 미치는 효과, 예컨대 호혜성 측정의 사회적 바람직성 활성화가 후속 시간할인 측정에 미치는 영향, 또는 시간할인 측정의 자기통제 자원 동원이 후속 위험태도 측정에 미치는 영향을 의미한다.

반복적으로 제시하며 응답자의 선호 임계점을 식별한다. 각 단계의 두 옵션은 응답자의 직전 선택에 따라 적응적으로 조정되며, 반복 선택을 통해 임계점에 단계적으로 수렴한다. 이 방식의 장점은 응답자가 자신의 선호를 직접 수치로 진술하지 않아도 선택 행동에서 임계점이 추정된다는 점, 그리고 자기보고 편향이 작동하지 않는다는 점이다.

행동경제학에서 연쇄적 비교 선택 설문 절차는 시간할인율과 위험태도의 표준 측정 도구 중 하나로 활용되어 왔다.[10] 행태 측정의 다른 표준 도구로는 MPL(multiple price list; Coller and Williams, 1999), CTB(convex time budget; Andreoni and Sprenger, 2012) 등이 있다. MPL은 응답자가 다중 선택지에 대해 모두 응답하는 절차로 응답 부담이 더 크지만 일관성 점검이 가능하다는 장점이 있다. CTB는 시간할인을 두 시점 사이의 자원배분 결정으로 측정하며, 효용함수 곡률과 시간할인을 분리 식별하는 추가 장점이 있다. 본 연구의 측정 설계는 연쇄적 비교 선택 설문(staircase) 절차를 준용하였으며, 이유는 다음 두 가지다. 첫째, 5문항만으로 32개의 가능한 추정치를 식별할 수 있어 응답 부담이 작다. 둘째, 응답자가 자신의 선호를 직접 수치로 진술하지 않으므로 자기보고 편향이 작동하지 않는다.

이 절차에는 한계도 존재한다. 첫째, 응답자가 첫 문항에서 부주의로 잘못 응답하면 후속 문항이 잘못된 분기로 진입하여 추정 오차가 커질 수 있다. 둘째, 응답자가 분기 구조를 인지하면 전략적 응답 가능성이 발생한다. 셋째, 5문항만으로는 32개의 이산적 추정치만 식별 가능하므로 진정한 연속 선호 파라미터에 대한 측정 정밀도가 제한적이다. 본 연구는 이러한 한계 안에서 측정 결과를 활용하며, 이상치의 영향을 부분적으로 통제한다.

---

10 앞서 언급한 Falk *et al.*(2018)의 글로벌 선호 조사는 연쇄적 비교 선택 설문(staircase) 방식으로 시간할인과 위험태도를 측정하였으며, 이 방식의 측정 신뢰성과 국제 비교 가능성을 입증하였다.

2. 시간할인 측정

응답자는 1년 시간할인 측정에서 다음 형식의 비교 결정을 5회 반복한다.

다음 두 선택 중 하나를 선택하시오
A. 오늘 100만원 수령
B. 1년 후 X만원 수령

첫 문항(Q9_1)에서 X=130만원이 제시된다. 응답자가 A(오늘 100만원)를 선택하면 다음 문항에서 X가 더 큰 값으로 조정되어 미래 보상의 매력도가 증가한다. 응답자가 B(1년 후 X만원)를 선택하면 다음 문항에서 X가 더 작은 값으로 조정되어 미래 보상의 매력도가 감소한다. 이러한 분기 절차를 5회 반복하여 응답자의 시간할인율 임계점이 32개의 가능한 추정치 중 하나로 결정된다. 5년 시간할인 측정(Q10)은 동일한 절차를 5년 시간지평으로 적용한 것이며, 첫 문항에서 X=250만원이 제시된다. 5년 시간할인율 추정치는 연환산 형식으로 변환하여 도출된다.

원자료의 Q9_1부터 Q9_31까지 31개 컬럼은 분기 트리[11]의 각 노드에 해당한다. 각 응답자는 자신의 응답 경로에 따라 5개 노드만 응답하며, 다른 26개 노드는 결측 처리된다. 이 절차는 모든 응답자에게 동일한 분기 트리를 적용하되, 각 응답자의 응답에 따라 실제 응답 경로가 다르게 형성됨을 의미한다.

3. 위험태도 측정

위험태도 측정은 연쇄적 비교 선택 설문(staircase) 절차로 무차별 확정금액(certainty equivalent)을 추정한다. 응답자는 다음 형식의 비교 결정을 5회 반복한다.

---

11 부록 E. 설문문항의 [참고 2] 시간할인의 트리 구조를 참고.

다음 두 선택 중 하나를 선택하시오.

A. 50% 확률로 30만원(50% 확률로 0원)

B. 확정적으로 X만원 수령

첫 문항(Q7_1)에서 X=16만원이 제시된다. 응답자가 A(복권)를 선택하면 다음 문항에서 확정 금액 X가 증가하고, B(확정)를 선택하면 X가 감소한다. 5회 반복으로 응답자의 무차별 확정 금액이 32개의 가능한 값 중 하나로 추정된다.

위험태도 종속변수 γ는 멱함수 효용 가정하에서 무차별 확정 금액으로부터 산출된다. 효용함수가 $u(x) = x^{1+\gamma}/1+\gamma$의 형태이고 γ가 0에 가까울수록 위험중립, -1에 가까울수록 위험회피가 강하다.

본 연구가 멱함수 효용 가정을 채택한 이유는 행동경제학 문헌의 표준 가정이기 때문이다. 다만, 효용함수의 형태에 따라 추정치가 변동한다는 점이 위험태도 측정의 학술적 한계다(Wakker, 2008). 본 연구는 이 한계 안에서 γ를 위험태도의 합성 측정치로 활용한다.

제4절 자기보고 측정의 의의

자기보고 측정은 응답자가 자신의 선호를 직접 수치로 진술하는 측정 방식이다. 본 연구는 위험감수의향과 인내심을 0~10 척도의 단일 문항으로 자기보고 측정한다. 변수인 자기보고 위험감수의향(q6_risk)은 다음 단일 문항으로 측정된다.

귀하는 일반적으로 위험을 감수하려고 하십니까, 또는 위험을 회피하려고 하십니까? 0(전혀 위험을 감수하지 않음)부터 10(위험을 매우 적극적으로 감수)까지 척도에서 응답해 주십시오.

자기보고 인내심(q8_patience)은 다음 단일 문항으로 측정된다.

귀하는 일반적으로 인내심이 있으십니까, 또는 인내심이 부족하십니까? 0(전혀 인내심이 없음)부터 10(매우 인내심이 강함)까지 척도에서 응답해 주십시오.

자기보고 측정과 행태 측정은 동일한 잠재 선호의 두 측정 통로다. Falk *et al.*(2016)은 자기보고 측정과 행태 측정의 정합성을 검증한 핵심 연구다. 이들은 독일 표본에서 자기보고 위험감수의향과 연쇄적 비교 선택 설문(staircase) 행태 측정의 상관이 $r \approx 0.4 \sim 0.5$ 수준임을 보였으며, 두 측정이 동일한 잠재 선호를 부분적으로 다른 차원에서 포착함을 입증하였다. 후속 글로벌 선호 조사(Falk *et al.*, 2018)는 76개국 표본에서 자기보고 측정만으로 행태 측정과 비슷한 결정요인 패턴이 식별 가능함을 보였으며, 자기보고 측정이 대규모 국제 비교에서 효율적인 측정 도구임을 입증하였다.

다만, 자기보고 측정은 행태 측정과 다음 차원에서 차별된다. 첫째, 자기보고 측정은 응답자가 자신의 선호를 명시적으로 진술하므로 사회적 바람직성 편향, 자기 인식의 부정확성, 응답 양식 효과 등 자기보고 특유의 편향에 노출된다. Bertrand and Mullainathan(2001)은 자기보고 응답이 대상 변수의 진정한 분포보다 인구학적 조건에 더 강하게 반응할 수 있음을 입증하였다. 둘째, 자기보고 측정은 응답자의 자기 인식 또는 일반화된 자기 평가에 기반하며, 행태 측정은 특정 결정 시나리오에 대한 응답자의 선택에 기반한다. 두 측정은 잠재 선호의 다른 차원을 포착할 가능성이 있으며, 자기 인식 차원의 일반화된 평가와 결정 시나리오 차원의 구체적 행동이 항상 수렴하지 않을 수 있다.

제5절 호혜성 측정: 자원 분배 게임의 설문화

1. 자원 분배 게임의 실험경제학 표준과 설문화

자원 분배 게임은 1980년대 초반에 발전한 실험경제학의 표준 측정 도구다. 최후통첩 게임(Ultimatum Game: UG)은 Güth, Schmittberger, and Schwarze(1982)가 처음 제안하였고, 독재자 게임(Dictator Game: DG)은 Forsythe *et al.*(1994)이 본격적으로 도입하였다. 이 게임들은 응답자가 자신의 결정에 따라 실제 보상이 변동되는 실험실 환경에서 측정 신뢰성이 입증되어 왔다.

본 연구는 자원 분배 게임을 실험실 환경이 아닌 대규모 설문조사 환경에서 측정한다. 이러한 설문화는 실험경제학 표준의 변형이다. 이러한 설문화의 의의는 표본의 규모와 대표성에서 비롯된다. 한국 일반 인구의 자원 분배 게임 응답 분포를 식별 가능하게 하고, 인구학적 결정요인 분석을 통계적 검정력이 확보된 표본 크기에서 수행 가능하게 한다(관련된 설명은 본 장 제2절 2.항 참조).

본 측정에서 설문화의 한계는 세 가지이다. 첫째, 가상적 보상의 차원이다. 본 연구의 응답자는 자신의 결정에 따라 실제 사례비가 변동되는 환경에서 응답하지 않는다. Camerer and Hogarth(1999)는 가상적 보상 응답과 실제 보상 응답의 차이를 종합 분석하여, 두 환경의 응답이 평균에서는 비슷하나 분산에서 차이를 보일 수 있음을 보였다. 가상적 측정에서는 응답자의 결정 비용이 실제 보상 환경보다 작으므로 응답자가 인지적 노력을 절약하거나 사회적 바람직성에 부합하는 응답을 할 가능성이 더 높다. 둘째, 익명성과 사회적 거리의 차원이다. 실험실 환경에서는 응답자가 다른 응답자와 직접 매칭되어 자신의 결정이 실제 다른 응답자에게 영향을 미친다는 인지를 가질 수 있다. 설문조사 환경에서는 이러한 매칭이 가상적이며 응답자가 다른 응답자의 존재를 추상적으로만 인지한다(Hoffman, McCabe, Shachat, and Smith, 1994; Bohnet and Frey, 1999).

셋째, 인지적 절약의 가능성이다. 설문조사 응답자는 다른 많은 문항을 함께 응답해야 함에 따라 각 문항에 대한 인지적 노력이 실험실 환경의 단일 게임보다 작으며, 이는 응답자가 자연적 앵커(anchor)에 의존하는 응답 양식을 강화할 수 있다.

본 연구의 호혜성 분석은 이러한 한계를 인정하면서도 설문화의 의의를 활용하며, 측정 환경 효과의 작동 가능성에 대한 분석은 본 보고서의 제5장에서 다룬다.

2. 본 연구의 DG · UG · MAO 설문 절차

본 연구는 자원 분배 게임의 세 가지 변형 — 독재자 게임(DG), 최후통첩 게임(UG), 최소수락액(MAO) — 을 직접 응답 방식으로 측정하였으며, 절차는 다음과 같다.

독재자 게임(Q1): 응답자는 다음 시나리오에 응답한다.

귀하와 익명의 다른 응답자에게 사례비 10만원을 어떻게 나누시겠습니까? 귀하의 결정에 대해 다른 응답자는 어떠한 거절도 할 수 없으며, 귀하의 결정대로 사례비가 지급됩니다. 0만원부터 10만원까지 1만원 단위로 응답해 주십시오.

응답은 만원 단위(Q1_1)와 천원 단위(Q1_2)로 분리 기록되며, 천원 단위의 수치로 환산된다. 표준 게임이론에서 DG의 합리적 균형은 분배자의 0 분배(전부 자기 보유)이며, DG에서의 양의 분배는 합리성 균형으로부터의 자발적 양보로서 사회적 선호의 발현이다.

최후통첩 게임(Q1-1): DG와 동일한 시나리오에 거절 위험 조건이 추가된다.

귀하와 익명의 다른 응답자에게 사례비 10만원을 어떻게 나누시겠습니까? 귀하의 결정에 대해 다른 응답자가 거절하면 귀하와 다른

응답자 모두 0원을 받게 됩니다. 0만원부터 10만원까지 1만원 단위로 응답해 주십시오.

응답자 내 차분 UG−DG는 동일 대상자가 거절 위험의 부재 상황(DG)과 거절 위험 직면 상황(UG)에서 보이는 분배 행동의 차이이며, 거절 회피 동기의 직접 측정치로 활용된다.

최소수락액(Q2): 응답자는 자신이 수령자의 입장이 되어 받아들일 수 있는 최소 금액을 응답한다.

다른 익명의 응답자가 귀하에게 사례비 10만원의 일부를 분배하려고 합니다. 귀하가 수락할 수 있는 최소 금액은 얼마입니까? 그 금액 미만의 분배는 귀하가 거절하며, 거절 시 귀하와 다른 응답자 모두 0원을 받게 됩니다.

본 연구의 호혜성 측정은 동일 대상에게 세 게임을 단일 설문에서 측정한다. 본 연구의 자원 분배 게임 응답 분포의 진단과 결정요인 분석은 본 보고서 제5장에서 다룬다.

제6절 분석 방법론 개관

본 연구의 분석 방법론은 종속변수의 측정 성격에 따라 차별화된다. 시간할인과 위험태도 변수(r1, r5, γ)는 잠재적 연속 선호의 연쇄적 비교 선택 설문(staircase) 추정치이므로 OLS 회귀가 적합하다. 호혜성 변수(DG, UG, MAO)는 표면적으로 연속이나 본 연구 자료에서 응답이 특정 값(50 : 50)에 집중되는 분포 특성을 보이므로, 이 분포 특성을 반영하여 응답을 범주형 자료로 간주하고 이항 로짓과 다항 로짓을 주요 분석 도구로 사용한다. 본 절에서는 본 연구의 분석 방법론을 영역별로 간략히 정리한다.

1. 표본 선별

원자료 응답자 2,500명에 대해 본 연구는 두 가지의 표본 선별 기준을 적용한다. 두 기준은 모두 응답의 신뢰성과 논리적 일관성에 관련되며, 표본 선별 후 분석 표본은 1,628명이다.

첫째 기준은 시간선호와 위험태도 측정에서의 극단 응답 제거다. 연쇄적 비교 선택 설문은 5회 반복 선택으로 응답자의 임계점을 식별하는 절차다. 5회 모두 동일한 방향으로 응답한 경우(예: 5회 모두 “현재 100만원 수령”을 선택)는 응답자의 진정한 선호가 측정 범위를 초과하여 극단값에 도달한 경우와 응답자가 문항 구조를 이해하지 못했거나 응답에 충분한 주의를 기울이지 않은 경우를 구별할 수 없다. 두 가능성을 분리할 수 없으므로 본 연구는 측정 신뢰성을 우선하여 5회 모두 동일 방향으로 응답한 사례를 제거하였다.[12]

둘째 기준은 호혜성 게임에서의 논리적 비일관 응답 제거다. UG는 DG에 거절 위험이 추가된 게임이므로, 합리적 응답자라면 DG보다 UG에서 적어도 같거나 더 높은 금액을 제안한다. DG > UG는 거절 위험이 도입되면 제안액이 감소한다는 의미이며, 이는 전략적 사고의 논리에 정면으로 배치된다. 본 연구는 이 비일관 응답을 제거한다. 표본 선별의 단계별 누적 효과와 영역별 극단 응답의 상세 분석은 [부록 A]에 정리하였다.

2. 위계적 회귀분석

시간할인과 위험태도의 결정요인 분석은 위계적(hierarchical) 회귀 사양 M1~M4로 수행한다. 변수군을 점진적으로 추가하는 단계적 일반화

---

12 이러한 이상치의 제거는 측정 신뢰성 관점에서 정당화될 수 있으나, 진정한 극단 선호자(매우 참을성 없는/매우 위험회피적인 응답자)가 함께 제거되어 종속변수 분포의 꼬리가 절단되었을 가능성이 있다. 이 경우 결정요인 계수의 편의가 생길 수 있다는 점을 감안해야 한다.

(specific-to-general) 접근을 채택하며, 이는 두 가지의 분석적 목적을 동시에 갖는다. 첫째, 각 변수군이 종속변수 분산 설명에 기여하는 한계 설명력(ΔR^2)을 분리하여 식별한다. 둘째, 핵심 변수의 효과가 통제변수 추가에 따라 어떻게 변화하는지를 점검하여 효과의 안정성을 평가한다.

네 가지 사양은 다음과 같이 정의된다. M1은 인구통계 기본 변수(성별, 연령, 학력, 소득) 11개, M2는 M1에 직업·지역·자산·금융지식·부채 변수 10개를 추가한 21개, M3(baseline)은 M2에 사회적 역할 변수(혼인, 가구주, 가구원 수) 3개를 추가한 24개, M4는 M3에 자기보고 위험감수의향과 인내심을 추가한 26개, 모든 회귀에서 분산 이질성에 견고한 HC3 표준오차를 사용한다(MacKinnon and White, 1985).

변수군별 ΔR^2는 M3 사양에서 특정 변수군을 제외한 설정사양과의 R^2 차이로 정의되며, 그 차이의 통계적 유의성은 F검정으로 평가한다.

3. 이항·다항 로짓의 활용

호혜성 변수의 응답이 50 : 50에 집중되는 분포 특성을 반영하여 응답을 범주형 자료로 간주하고 다음 두 분석을 병행한다.

이항 로짓(binary logit): 종속변수를 해당 변수가 5(즉 5만원 선택)인 경우 1로, 5가 아닌 경우 0으로 이항화한다. 이항 로짓은 누가 50 : 50 응답을 선택하는가의 결정요인을 식별한다.

3범주 다항 로짓(MNLogit): 종속변수를 0(=5, reference), 1(<5: 5만원 이하 선택), 2(>5: 5만원 이상 선택)의 3범주로 분류한다. 다항 로짓은 두 비교 추정량(<5 vs =5, >5 vs =5)을 동시에 산출하며, 두 방향 이탈이 동일한 결정요인의 양면인지 별개의 결정요인을 갖는지 식별한다.

4. 변수군별 ΔR^2과 LASSO

변수군별 ΔR^2 분석은 본 baseline M3 사양의 변수 구성이 결정요인의 한계 설명력을 어떻게 분포시키는지를 식별하는 보조 도구다. 본 연구의

분석은 R^2 절댓값을 통한 예측력 평가가 아니라 변수군별 한계 설명력의 비교와 핵심 변수 효과의 식별을 목적으로 한다.

본 연구에서 설정한 모형 사양의 견고성을 확인하는 절차로써 LASSO[13]를 적용하여, 앞서 언급한 baseline M3 사양의 변수 선택 적절성을 자료 주도적 관점에서 점검하였다. LASSO 분석의 자세한 절차와 결과는 부록 B.3.에 정리하였으며, 측정 도구와 분석 방법론을 활용한 결정요인 분석의 결과는 다음 두 장에서 다룬다.

13 LASSO(Least Absolute Shrinkage and Selection Operator)는 중요하지 않은 변수의 영향력을 없애 과적합을 막고 핵심 변수만 선택하는 회귀 기법으로, 정규화 페널티를 통해 비기여 변수를 0으로 축소하는 자료 주도적 변수 선택 방법이며, OLS 회귀의 핵심 변수가 LASSO에서도 보존되는지 점검한다.

제4장

시간할인과 위험태도의 결정요인

제1절 분석 자료와 회귀 사양

1. 분석 자료

이후의 분석은 제3장에서 정리한 「경제적 선호도에 대한 국민태도 조사」의 N = 1,628 분석 표본을 활용한다. 본 장에서 활용하는 종속변수는 시간할인 영역의 단기 할인율(r1, 1년 시간지평)과 장기 할인율(r5, 5년 시간지평), 그리고 위험태도 영역의 위험계수(γ)다. 세 변수는 모두 전장에서 설명한 연쇄적 비교 선택 설문 절차를 통해 측정되며, 표본 평균은 r1 = 21.91%, r5 = 14.46%, γ = -0.614이다. 종속변수의 측정 절차와 연속 추정치 도출 과정의 자세한 내용은 [부록 A]에 정리되어 있다.

2. 위계적 회귀 사양: specific-to-general 접근

본 장의 시간할인·위험태도 결정요인 분석은 제3장 제6절에서 정의한 위계적 회귀 사양 M1~M4를 사용한다. 회귀분석은 모두 횡단면 자료에 기반하므로 R^2 절댓값은 일반적으로 작은 수준에 머문다. M3 사양의 R^2는 r1에서 0.049, r5에서 0.081, γ에서 0.076이다. 이 수준은 Falk *et al.*

(2018)의 글로벌 선호 조사에서 보고된 인구사회학적 변수의 분산 설명력(약 5~10%)과 일관되며, 행동경제학 결정요인 분석의 횡단면 회귀에서 일반적으로 관찰되는 수준에 해당한다. 본 분석의 학술적 의미는 모형의 예측력이 아니라 결정요인 패턴의 식별과 그 패턴의 해석에 있으며, baseline M3 사양의 변수 선택 적절성은 LASSO 분석을 통해 자료 주도적 관점에서 별도 점검된다.

제2절 시간할인의 결정요인

1. 위계 회귀의 모형 적합도

<표 4-1>은 r1과 r5에 대한 위계 회귀 사양 M1~M4의 모형 적합도를 보고하는데, 두 가지 패턴을 보인다. 첫째, M1에서 M2로의 R^2 증가는 r1에서 +0.0242, r5에서 +0.0305로 비슷한 크기다. 즉, 직업·지역·자산·금융지식·부채 변수군은 단기와 장기 시간할인 양쪽에 비슷한 설명력을 더한다. 둘째, M2에서 M3로의 R^2 증가, 즉 사회적 역할 변수의 한계 설명력은 r1에서 +0.0044, r5에서 +0.0037로 사회적 역할 변수의 추가는 절대 수준에서 작은 ΔR^2를 가진다. 변수군별 ΔR^2 분석에서 이 점을 더 정밀하게 점검한다.

M3에서 M4로의 R^2 증가는 r1에서 +0.0168, r5에서 +0.0033으로 두 변수

<표 4-1> 시간할인 위계 회귀의 R^2(HC3 robust SE)

사양	변수 수	r1 R^2	r5 R^2
M1 (인구통계 기본)	11	0.0200	0.0472
M2 (M1 + 경제·직업)	21	0.0442	0.0777
M3 (M2 + 역할 변수)	24	0.0486	0.0814
M4 (M3 + 자기보고)	26	0.0654	0.0847

자료: 저자 계산.

에서 차이가 크다. 자기보고 인내심(q8_patience)을 추가했을 때 단기 시간할인의 설명력이 장기보다 더 크게 증가한다. 이는 자기보고 인내심이 r1과 더 강하게 연관되어 있음을 시사하며, 행태 측정 r1과 자기보고 인내심의 일관성을 보인다.

2. M3 사양의 핵심 변수 효과

<표 4-2>는 본 회귀분석의 베이스라인인 M3 사양에서 r1과 r5의 핵심 변수 효과를 보고한다. 표에서 r1과 r5에서 다른 결정요인 패턴을 보인다. 객관적 자원 변수(소득, 부채)는 r5에는 작용하나 r1에는 거의 작용하지 않는다. 중·고소득 변수(d_mid_inc, d_high_inc)는 r5에서 한계 유의 음수이나 r1에서 비유의하며, 부채(d_debt)는 r5에서 강한 양수($\beta = +1.51$, $p = 0.008$)이나 r1에서 사실상 0이다($\beta = +0.66$, $p = 0.520$). 즉, 객관적 자원 환경은 장기 시간할인을 결정하나 단기 시간할인의 결정과는 거의 무관하다.

반면, 자영업(d_self_emp)은 단기 또는 장기 모두에서 강하게 작동하는데, r1에서 $\beta = +4.14$($p=0.017$), r5에서 $\beta = +3.42$($p<0.001$)로 두 변수 모두에서 큰 양의 효과를 보인다. 주식 보유는 r1에서만 강한 음의 효과($\beta = -2.12$, $p = 0.026$)를 보이고 r5에서는 사실상 0이다. 이 두 변수의 효과는 단기 의사결정에서의 자기통제·심리적 차원의 작동을 의미한다.

사회적 역할 변수는 두 종속변수에서 약하지만 일관된 음의 효과를 보인다. 기혼(married)은 두 변수 모두에서 비유의하지만 r1에서 $\beta = -1.64$로 점추정치 절댓값이 작지 않다. 가구주(head)는 r1과 r5 모두에서 한계 유의($p = 0.061$, $p = 0.053$)하며, 두 변수 모두에서 음의 효과를 보인다. 가구원 수(hhsize)는 r5에서 한계 유의 음수($p = 0.074$)다. 이 효과의 절대 크기는 작으나, 가구 형성을 시사하는 세 변수가 모두 같은 방향(시간할인 하락)으로 작동한다는 패턴 자체는 의미 있는 신호일 가능성이 있다. 다만, 단순한 더미 효과로는 가구 형성과 시간할인의 관계가 충분히 포착되지 않을 가능성이 있어, 본 장 제2절 4.항에서 8가지 결합 정체성 분해

<표 4-2> 시간할인 결정요인 회귀(M3, HC3 robust SE)

변수	r1 β	r5 β
여성(female)	-1.728* (0.094)	-1.363** (0.012)
30대(age30)	-0.009 (0.995)	2.078** (0.010)
50대(age50)	-2.749** (0.039)	-1.860*** (0.009)
60대(age60)	-3.752** (0.013)	-2.175*** (0.009)
70대(age70)	-3.927** (0.042)	-2.542** (0.018)
대학원졸(d_grad)	-2.432 (0.251)	-3.199*** (0.003)
중소득(d_mid_inc)	-0.466 (0.649)	-1.027* (0.073)
고소득(d_high_inc)	-0.240 (0.891)	-1.613* (0.077)
자영업(d_self_emp)	+4.140** (0.017)	+3.422*** (<0.001)
수도권 거주(d_metro)	+1.715** (0.043)	+1.456*** (0.002)
주식 보유(save_stock)	-2.118** (0.026)	+0.008 (0.988)
건강(d_healthy)	-2.309*** (0.008)	-1.355*** (0.004)
부채(d_debt)	+0.661 (0.520)	+1.505*** (0.008)
기혼(married)	-1.642 (0.154)	-0.282 (0.645)
가구주(head)	-2.084* (0.061)	-1.151* (0.053)
가구원 수(hhsize)	-0.602 (0.194)	-0.453* (0.074)

주: 1) 일부 비유의한 변수(20대(age20), 고졸(d_hs), 대졸(d_univ), 취업자(d_employed), 사무·관리/전문직(d_white_collar), 주부(d_housewife), 생명보험 보유(save_insure), 금융지식(복리)(fl_compound))는 표에서 생략함.
2) ( ) 안은 p-value이며, 유의수준은 *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01임.
자료: 저자 계산.

분석을 통해 이 점을 더 정밀하게 점검한다.

연령 패턴은 r1과 r5 모두 50대 이후의 연령 더미가 모두 강한 음의 효과를 보인다(40대 기준).[14] 이 패턴은 제2장 제3절 3.항에서 정리한 생애주기 위치와 인적자본 변동의 효과로 해석 가능하며, Frederick *et al.*

14 30대의 경우 r1에서는 거의 차이가 없으나, r5에서는 40대에 비해 유의하게 큰 값을 보여 연령에 대한 단조적 패턴이 보다 강하게 나타나고 있다. 다만, 이 단조 하락 패턴은 제2장 제3절 2.항에서 정리한 Chu *et al.*(2010)의 U자형 예측, 즉 성숙기 이후 사망위험률 상승에 따른 할인율의 재상승과는 부합하지 않는다. 본 자료의 상한 연령이 79세이고 연령 효과와 코호트 효과가 분리되지 않는다는 점을 고려하면, 재상승 구간이 표본 범위 밖에 있거나 코호트 효과에 의해 상쇄되었을 가능성을 배제할 수 없다. 이 불일치의 해소는 후속 과제로 남는다.

(2002)의 메타분석이 보고한 연령별 할인율 패턴에 부합하는 것으로 해석된다.

3. 변수군별 ΔR^2 분석: 단기와 장기의 결정요인 패턴 차이

<표 4-2>의 변수별 효과는 r1과 r5에서 다른 패턴을 시사한다. 이 패턴 차이를 변수군 단위에서 정밀하게 식별하기 위해 <표 4-3>은 M3 사양에서 각 변수군을 제외했을 때의 ΔR^2를 보고한다.

<표 4-3>은 두 종속변수에서 변수군의 상대적 중요도가 체계적으로 다름을 보인다. r5에서는 객관적 조건 변수군이 압도적으로 큰 ΔR^2를 가진다. 인구통계 $\Delta R^2 = 0.0232$, 직업 $\Delta R^2 = 0.0149$, 지역 $\Delta R^2 = 0.0058$, 부채 $\Delta R^2 = 0.0042$가 모두 강하게 유의하며, 이 변수군들의 ΔR^2 합은 약 0.048로 r5 전체 R^2(0.081)의 약 60%를 설명한다. 사회적 역할 변수군의 ΔR^2는 0.0036($p = 0.095$)으로 한계 유의하며, 그 절댓값이 부채(0.0042)보다 작다. r5는 객관적 조건 변수군이 결정요인의 핵심을 이룬다고 볼 수 있다.

<표 4-3> 변수군별 ΔR^2(M3 기준)

변수군	변수 수	r1 ΔR^2	r5 ΔR^2
인구통계(성별 · 연령)	6	0.0074 (0.053)	0.0232 (<10^{-3})
학력	3	0.0044 (0.060)	0.0043 (0.059)
소득	2	0.0001 (0.897)	0.0027 (0.098)
직업	4	0.0130 (<10^{-3})	0.0149 (<10^{-3})
지역	1	0.0024 (0.043)	0.0058 (0.002)
저축 형태	2	0.0040 (0.035)	0.0012 (0.349)
건강	1	0.0040 (0.009)	0.0046 (0.005)
금융지식	1	0.0000 (0.800)	0.0009 (0.200)
부채	1	0.0002 (0.521)	0.0042 (0.007)
사회적 역할	3	0.0044 (0.060)	0.0036 (0.095)

주: ( ) 안은 p-value임. 직업 변수군의 ΔR^2는 두 종속변수에서 거의 같으며(r1 0.0130, r5 0.0149), 본 보고서의 단기-장기 비대칭 논의에 관여하지 않음. 제6장 제1절 1.항 참조.
자료: 저자 계산.

r1에서는 변수군 분포가 상이하다. 직업 $\Delta R^2 = 0.0130$이 가장 크고, 인구통계(0.0074), 학력(0.0044), 사회적 역할(0.0044), 저축 형태(0.0040), 건강(0.0040)이 비슷한 수준으로 뒤따른다. 사회적 역할 변수군의 ΔR^2 (0.0044, $p = 0.060$)는 그 절댓값이 작으나, 소득(0.0001, $p = 0.897$)과 부채(0.0002, $p = 0.521$)의 한계 설명력이 통계적으로 0과 구별되지 않는 것과 대비된다. 다만, 이 대비는 사회적 역할 변수의 설명력이 단기에서 증대한 결과가 아니라, 그 크기가 두 시간지평에서 거의 일정하게 유지되는 동안 객관적 자원 변수군의 설명력이 장기에서 크게 증가한 데서 발생한다. 비대칭을 만들어내는 것은 자원 변수군의 시간지평 민감성이다. 즉, r1의 결정에서 사회적 역할 변수군은 객관적 자원 변수군(소득・부채)보다 큰 한계 설명력을 가진다.

이 변수군별 ΔR^2 패턴 차이는 단기와 장기 시간할인이 서로 다른 결정 메커니즘에 반응할 가능성을 제시한다. r5는 객관적 자원 환경에 강하게 반응하나 r1은 객관적 자원 환경의 효과가 약하고 저축 형태・사회적 역할・건강 등 자기통제・심리적・정체성 차원의 변수에 더 반응한다. 다만, 직업 변수군의 ΔR^2가 가장 크고 장단기 할인율 차이가 거의 없다는 사실은 본 범주화가 자영업 변수를 어느 기제에 배정하는가에 민감함을 뜻한다. 자영업은 소득 변동성이라는 객관적 조건과 자기고용에 따른 시점 간 자원배분 재량이라는 두 성격을 겸하며, 본 자료로는 두 성분을 분리할 수 없다. 이하의 범주화에서 직업 변수군은 어느 기제로도 확정 배정하지 않는다.

이 단기-장기 비대칭은 제2장에서 정리한 Frederick *et al.*(2002)의 다중 동기 합성가설과 일치한다. 시간할인은 단일 파라미터가 아니라 시간지평에 따라 다중 동기의 비중이 다르게 작동하는 합성 결정일 가능성이 본 자료에서 관찰된다.

다만, 본 발견이 다중 동기 분해의 직접 검증인가에 대해서는 한정이 필요하다. 다중 동기 분해의 직접 검증은 동일 대상자에서 각 동기 — 순수 시간선호, 효용함수의 곡률, 결과의 불확실성에 대한 위험회피, 인플레이션 기대, 미래 부의 변화 기대 등 — 의 별도 측정을 요구한다.[15]

응답자 내 차분 변수 diff = r1 − r5를 직접 관찰하면 본 표본의 71.1%가 diff > 0, 즉 단기 할인율이 장기 할인율을 상회하는 현재편향 패턴을 보인다(평균 +7.45%p, 중앙값 +4.17%p).[16] 전술한 장단기 비대칭은 응답자 내 차분 diff = r1 − r5를 직접 종속변수로 삼은 분석에서도 확인되는데, 부채 · 연령 · 학력 등 객관적 자원 변수는 r5에 강하게 작용하면서도 diff에 대해서는 사실상 0의 효과를 보여 두 시간지평의 격차 자체는 변경되지 않는다(부록 C.3. 참조).

4. 가구 형성 변수의 결합 분해

본 장 제2절 2.항의 <표 4-2>는 기혼(married), 가구주(head), 가구원 수(hhsize) 세 변수의 단독 효과가 약하거나 한계 유의수준임을 보였다. 그러나 가구 형성과 시간할인의 관계는 단순한 더미 효과로 환원되지 않을 가능성이 있다. 한국 사회에서 가구 형성은 성별 · 결혼 상태 · 가구주 지위의 결합을 통해 다층적으로 발현되며, 동일한 결혼 상태나 가구주 지위가 성별에 따라 다른 의미를 가질 수 있다. 이 점을 점검하기 위해 <표 4-4>는 '성별 × 결혼 × 가구주'의 8가지 결합 더미를 투입한 회귀 결과를 보고한다.

<표 4-4>는 단독 더미 분석에서 보이지 않는 패턴을 드러낸다. 기준 유형을 제외한 7개 결합 중 5개에서 통계적으로 유의한 음의 r1 효과가 나타나며, 그 절댓값은 -4.30에서 -5.85의 좁은 범위에 분포한다. r1을 가장 강하게 낮추는 결합은 여 · 기혼 · 비가구주(β = -5.85), 그다음이 여 · 기혼 · 가구주(β = -5.57), 남 · 미혼 · 가구주(β = -5.33), 여 · 미혼 · 가구주(β = -5.19), 남 · 기혼 · 가구주(β = -4.30) 순이다. r1의 표본 표준편차가

---

15 본 자료는 r1과 r5의 결정요인 패턴 차이를 식별하나 각 동기의 별도 측정은 수행하지 않으므로, 본 발견은 다중 동기 분해의 한 함의(시간지평에 따른 동기 비중의 차이)와 본 자료가 충돌하지 않는다는 정도의 해석이 적절하며, 다중 동기 분해 자체의 직접 검증은 아니다. 동일 대상에서 다중 동기를 별도 측정하여 다중 동기 분해를 직접 검증하는 것은 후속연구의 과제로 판단된다.

16 이 비율은 행동경제학 문헌이 보고해 온 범위(약 60~80%)와 부합한다.

<표 4-4> 8가지 결합 정체성의 r1 효과(기준=여・미혼・비가구주, N=135)

결합 정체성	N	r1 β	SE	p
남・기혼・가구주	428	-4.295	2.199	0.051*
남・미혼・가구주 (1인가구 남)	183	-5.326	2.430	0.028**
남・기혼・비가구주	25	+1.333	4.021	0.740
남・미혼・비가구주	162	+0.008	2.235	0.997
여・기혼・가구주	101	-5.569	2.570	0.030**
여・미혼・가구주 (1인가구 여)	224	-5.194	2.322	0.025**
여・기혼・비가구주	370	-5.850	2.214	0.008***

주: 1) M3 모형에서 여성(female), 기혼(married), 가구주(head) 변수를 8가지 결합 더미로 대체함.
2) 기타 통제변수는 동일하며, R^2=0.0543임.
자료: 저자 계산.

16.9임을 고려하면 이 효과 크기는 약 0.25~0.35 σ 수준이다.

비유의한 두 결합은 남・기혼・비가구주(N=25)와 남・미혼・비가구주(N=162)이다. 두 결합의 공통점은 응답자가 가구의 경제적 책임자가 아니라는 점이다. 남・기혼・비가구주는 표본 크기가 작아 통계적 검정력이 제한되나 점추정치가 양수(+1.33)인 점도 주목할 만하다.

이 패턴은 한국 가구 형성과 시간할인의 관계에 대한 다음과 같은 해석을 가능하게 한다. r1을 낮추는 핵심은 단순한 결혼 여부나 가구주 여부가 아니라 응답자가 가구 단위의 경제적 책임을 어떤 형태로든 짊어지고 있는가에 있다고 추론된다. 이 책임은 다음 세 형태로 발현되는 것으로 보인다. 첫째, 가구주 정체성으로 본인이 가구주로 자기인식하는 응답자는 모두 r1을 낮춘다. 둘째, 배우자 정체성으로 가구주가 아닌 기혼 여성(여・기혼・비가구주, β = -5.85)은 본 분석에서 가장 강한 음의 효과를 보인다. 셋째, 1인가구의 자기책임이다. 미혼 가구주(남・미혼・가구주 β = -5.33, 여・미혼・가구주 β = -5.19)는 결혼한 응답자와 거의 같은 수준의 음의 효과를 보인다.

세 형태의 공통 분모는 가구 단위의 미래에 대한 책임이며, 단순히 기혼(married) 더미나 가구주(head) 더미로 환원되지 않는다. 기혼(married)

단독 효과가 약했던 이유는 기혼이지만 가구주가 아닌 응답자(주로 여성 배우자)와 비가구주 결혼 응답자가 매우 다른 위치에 있기 때문이며, 가구주(head) 단독 효과가 세 변수 중 상대적으로 뚜렷했던 이유는 가구주 정체성이 책임 위치의 가장 명확한 표지이기 때문이라는 해석이 가능하다.

이 발견은 제2장 제3절의 4.항에서 정리한 가구 책임 정체성의 다층구조에 부합한다. Becker(1974)의 이타적 가장 모형이 한국에서 작동하되 그 작동 범위가 남성 가장에 한정되지 않으며, Akerlof and Kranton(2000; 2010)의 정체성 경제학 관점에서 가구 책임이라는 다층적 정체성에 연결되어 있을 가능성이 본 자료에서 관찰된다.[17]

r5에 대한 동일한 분석 결과(부록 C의 <부표 C-3> 참조)는 r1과 다른 패턴을 보인다. r5에서는 여·기혼·가구주($\beta = -2.31$, $p = 0.095$)만이 한계적으로 유의하며, 다른 결합은 유의하지 않다. 이는 장기 시간할인이 가구 책임 정체성보다 객관적 자원 환경에 더 강하게 반응한다는 본 장 제2절 3.항의 ΔR^2 분석 결과와 일치한다.

5. 자기통제 매개 경로의 점검

본 장 제2절 4.항의 <표 4-4>가 보인 패턴 — 가구 책임 정체성을 시사하는 결합이 r1을 강하게 낮춘다 — 에 대한 자연스러운 해석 후보는 자기통제 매개 가설이다. 이 가설은 가구 책임 정체성이 응답자의 자기통제 능력을 강화하고, 그 자기통제가 단기 충동을 억제하여 r1을 낮춘다는 메커니즘을 가정한다. 이 해석은 제2장 제3절의 5.항에서 정리한 두 해석

17 본 가구 변수에 대한 결합 분해 분석은 5개 결합의 음의 효과를 가구 단위 또는 자기 단위 책임 정체성의 공통 작용으로 해석하나, 이 해석은 5개 결합이 정체성 활성화 측면에서 동질적이라는 가정에 의존한다. 그러나 이러한 결합 안에는 한국 사회에서의 사회적 위치와 자원 환경에서 매우 다른 세부 집단들이 포함된다: 이 5개 집단의 r1 음의 효과가 모두 동일한 정체성 메커니즘에 의한 것인지, 또는 집단별로 다른 메커니즘 — 객관적 가구 자원 환경의 차이, 사회화 효과의 차이, 자기선별 패턴의 차이 등 — 이 작동하는지에 대한 본격적인 분석은 본 자료의 한계로 수행되지 못하였다.

후보 중 첫째에 해당한다. 둘째 해석 후보는 정체성이 자기통제의 매개 없이 효용함수에 직접 개입한다는 직접 작동 가설이다.

두 해석은 다음과 같이 식별 가능하다. 자기보고 인내심 변수(q8_patience)를 통제하면 매개 가설이 옳을 경우 가구 형성 변수의 r1 효과가 약화되어야 한다. <표 4-5>는 Baron and Kenny(1986)의 매개 경로 식별 절차를 따른 분석 결과를 보고한다.

<표 4-5>는 자기통제 매개 가설과 배치되는 패턴을 보인다. Step 1에서 기혼(married)은 변수 q8_patience를 오히려 약간 낮추는 방향(β = -0.218, 한계 유의)으로 작동하며, 가구주(head)와 가구원 수(hhsize)는 q8_patience과 무관하다. 매개 가설이 예측하는 방향은 가구 형성 → 인내심 강화이나 자료에서 관찰되는 방향은 정반대다. Step 2의 비교에서는 q8_patience을 통제했을 때 기혼(married)의 r1 효과는 β = -1.97에서 β = -2.16으로 오히려 강화되며, 매개 비율은 -9.3%로 음수다. 매개 가설이 옳다면 효과가 약화되어야 하나 실제로는 강화된다. q8_patience 자체는 r1에 강한

<표 4-5> 자기통제 매개 경로 분석

단 계	분 석	결 과
Step 1	가구 형성 변수 → 자기보고 인내심(q8_patience)	기혼(married) β=-0.218(p=0.070), 가구주(head) β=+0.047(p=0.681), 가구원 수(hhsize) β=+0.070(p=0.151)
Step 2-A	r1 회귀(자기보고 인내심(q8_patience) 미통제)	기혼(married) β=-1.971(p=0.081), 가구주(head) β=-1.791(p=0.101), 가구원 수(hhsize) β=-0.544(p=0.236)
Step 2-B	r1 회귀(자기보고 인내심(q8_patience) 통제)	기혼(married) β=-2.155(p=0.057), 가구주(head) β=-1.752(p=0.107), 가구원 수(hhsize) β=-0.485(p=0.291)
자기보고 인내심(q8_patience) 자체 효과		β=-0.841(SE=0.225, p<0.001)
매개 비율	(Step 2-A − Step 2-B) / Step 2-A × 100	기혼(married): -9.3%, 가구주(head): +2.2%, 가구원 수(hhsize): +10.8%

주: 본 매개분석은 Baron and Kenny(1986)의 매개 경로 식별 절차를 따르며, Step 2-A · 2-B의 r1 회귀는 자기보고 인내심(q8_patience) 통제 여부의 효과를 분리하기 위해 M3 사양에서 자기보고 변수와 일부 통제변수의 사양을 조정한 단순화된 사양을 사용함.
자료: 저자 계산.

음의 효과($\beta = -0.84$, $p < 0.001$)를 가지나 이는 가구 형성 변수의 효과와 독립적으로 작동하는 것으로 나타난다.

이 패턴은 다음과 같은 해석을 가능하게 한다. 본 자료에서 자기보고 인내심, 즉 q8_patience로 측정된 매개 경로는 작동하지 않으며, 가구 형성 변수의 r1 효과는 자기통제 능력의 변화를 매개로 작동하는 것으로 보이지 않는다. 결혼한 응답자가 자기통제 자기보고를 약간 낮게 평가함에도 시간할인이 낮게 나타난다는 점은 자기통제 매개 가설에 해당되지 않는다.

다만, 이 해석에는 다음 한계를 명시할 필요가 있다. 첫째, 본 매개분석은 자기보고 인내심으로 측정된 자기통제에 한정된다. 행태 측정을 통한 자기통제를 활용한 분석에서 다른 패턴이 관찰될 가능성을 본 자료로 배제할 수 없다. 둘째, 본 분석은 자기보고 인내심을 매개로 한 경로의 부재를 식별할 뿐이며, 정체성이 자기통제와는 다른 경로(시간조망의 확장, 가족부양 의무에 대한 인지적 약속 등)를 매개할 가능성을 직접 배제하지 않는다. 셋째, 매개분석의 표준 식별 가정인 순차적 무시가능성(sequential ignorability)은 매개변수(q8_patience)와 결과변수(r1)에 동시에 영향을 미치는 미관측 교란변수의 부재를 요구한다. 미관측 교란변수의 잠재적 후보로는 응답자의 일반적 응답 양식(낙관적 자기보고 vs 비관적 자기보고), 인지 능력의 일반적 차이(자기 평가의 정확성), 가족 자원 환경에 대한 주관적 평가 등이 있으며, 이들의 작동 가능성을 본 자료로 직접 배제하지 못한다.[18]

본 매개분석의 결론은 전술한 응답자 내 차분 변수 diff = r1 − r5의 결정요인 분석을 통해 자료상으로 보강된다. 자기보고 인내심(q8_patience)은 r1에 강한 음의 효과를 보이고 diff에도 비슷한 강도의 음의 효과를 보

---

18 본 결론의 미관측 교란변수에 대한 민감도 점검, 예컨대 Imai, Keele, and Tingley(2010)의 민감도 분석(sensitivity analysis)을 통해 결론을 뒤집는 교란변수 강도(critical ρ)를 추정하는 절차는 본 자료의 후속 과제로 평가된다. 따라서 본 발견은 자기보고 인내심 매개 가설의 작동을 본 자료가 직접 식별하는 것은 아니라는 유보적 진술로 한정되는 것이 적절하다. 즉, 비매개 경로의 한 후보로서 직접 작동 가설과의 정합성을 시사하나 직접 작동 가설에 대한 인과적 입증을 수행하는 것은 아니다.

이나 r5에는 사실상 0의 효과를 보이는 단기 특이적 변수다(부록 C.3.의 <부표 C-6> 참조). 이는 자기보고 인내심(q8_patience)이 r1에 충분히 강하게 작용함을 보여 매개분석의 검정력을 입증하며, 동시에 자기보고 인내심이 작동하는 경로와 가구 형성 변수가 작동하는 경로가 서로 분리된 별도 경로일 가능성을 제시한다.

6. 강건성 점검

본 절의 시간할인 결정요인 분석에 대하여 두 가지 강건성 점검을 수행한다. 첫째는 자기보고 변수 통제 시 안정성, 둘째는 LASSO 변수 선택을 통한 baseline 사양의 자료 정합성 점검이다.

자기보고 변수(q6_risk, q8_patience)를 추가한 M4 사양에서 핵심 변수 효과는 유지된다. 예로써 r1에서 자영업 효과(β = +4.14 → +4.27), 주식 보유 효과(β = -2.12 → -2.04), 가구주 효과(β = -2.08 → -2.24)가 크게 변하지 않는다. r5에서도 자영업, 부채, 대학원졸(d_grad) 등 핵심 변수 효과가 안정적이다. 이 안정성은 본 분석의 결정요인 패턴이 자기보고 변수의 통제 여부에 강건함을 보인다.

LASSO 변수 선택 결과는 본 baseline M3 사양의 자료 정합성을 재확인한다. 변수와 종속변수를 모두 표준화한 후 교차검증으로 정규화 강도를 선택한 LASSO는 r1에서 24개 변수 중 20개를 보존하며, r5에서 24개 중 22개를 보존한다. 핵심적으로 OLS에서 $p<0.05$로 유의했던 r1의 7개 변수, r5의 10개 변수 모두 LASSO에서도 보존되며,[19] 사회적 역할 변수(married · head · hhsize)는 r1과 r5의 LASSO에서 선택된다. 이러한 LASSO 결과는 본 baseline M3 사양의 변수 구성이 자료 자체의 신호 구조와 일관되며, OLS 회귀 결과의 변수 선택이 데이터 기반 접근방법에서도 적절

---

19 r1에서는 50대(age50) · 60대(age60) · 70대(age70) · 자영업(d_self_emp) · 수도권 거주(d_metro) · 주식 보유(save_stock) · 건강(d_healthy)이 모두 선택되며, r5에서는 여성(female) · 30대(age30) · 50대(age50) · 60대(age60) · 70대(age70) · 대학원졸(d_grad) · 자영업(d_self_emp) · 수도권 거주(d_metro) · 건강(d_healthy) · 부채(d_debt)가 모두 선택된다.

함을 보인다.

제3절 위험태도의 결정요인

1. γ의 측정과 분포

위험태도 종속변수 γ는 연쇄적 비교 선택 설문(staircase) 방식의 응답으로부터 추정된 위험계수로, 음수일수록 위험회피적이다. 표본 평균은 -0.614, 표준편차는 0.227이며, 분포는 사실상 -1과 0 사이에 단봉형으로 집중된다. γ의 측정 절차와 추정 과정의 자세한 내용은 <부록>에 정리한다.

2. 위계 회귀의 모형 적합도

γ에 대한 위계 회귀 사양 M1~M4의 모형 적합도를 보여주는 <표 4-6>은 두 가지 패턴을 보인다. 첫째, M1에서 M3으로의 R^2 증가는 0.0570에서 0.0760으로, 그 가운데 사회적 역할 변수의 한계 설명력(M2→M3)은 +0.0022에 그친다. 동일한 사회적 역할 변수가 r1에서 +0.0044, r5에서 +0.0036의 한계 설명력을 가졌던 것과 비교하면 γ에서의 한계 설명력은 약 절반 수준이다. 둘째, M3에서 M4로의 R^2 증가는 +0.0634로 상대적으로 크다. 자기보고 위험감수의향(q6_risk)이 행태 측정 γ와 강하

<표 4-6> 위험태도 위계 회귀의 R^2(HC3 robust SE)

사양	변수 수	γ R^2
M1 (인구통계 기본)	11	0.0570
M2 (M1 + 경제 · 직업)	21	0.0738
M3 (M2 + 역할 변수)	24	0.0760
M4 (M3 + 자기보고)	26	0.1394

자료: 저자 계산.

게 수렴한다는 점이 이 큰 증가의 원인이다. 자기보고 위험감수의향(q6_risk)의 단독 효과는 $\beta = +0.027(p<0.001)$이며, 자기보고 위험감수가 1점 높을수록 γ가 0.027만큼 양의 방향(위험감내 강화)으로 이동한다. 이는 본 연구의 행태 측정 γ가 응답자의 위험태도를 타당하게 측정함을 시사한다.

3. M3 사양의 핵심 변수 효과

<표 4-7>은 M3 사양에서 γ의 핵심 변수 효과를 보고하며, 다음 패턴을 보인다. 첫째, 인구통계·학력·경제조건 변수가 γ의 핵심 결정요인이다. 여성 더미는 $\beta = -0.067(p<10^{-3})$로 매우 강한 위험회피 효과를 보인다. 학력 더미는 모두 강한 음의 효과(대학원졸(d_grad) $\beta = -0.097$, 대졸(d_univ) $\beta = -0.041$, 고졸(d_hs) $\beta = -0.053$)를 보이며, 학력 수준이 높을수록 위험회피적이다. 이는 제2장 제4절 1.항에서 정리한 인지적 위험 인식 채널에 해당한다. 고학력자가 위험의 확률 구조와 손실의 한계비용을 더 정교하게 평가한 결과로 해석 가능하다. 중소득 더미는 $\beta = +0.038(p = 0.004)$로 양의 효과이며, 이는 제2장 제4절 1.항에서 정리한 Deaton(1991)의 완충재고 모형, 중소득층이 일정 수준의 완충자산을 확보한 후 추가 위험감내 여력이 생긴다는 모형에 부합하는 결과이다.

둘째, 취업 상태가 γ에 강하게 작동한다. 취업자(d_employed) 더미는 $\beta = +0.074(p<10^{-3})$로 매우 강한 양의 효과를 보인다. 취업자는 정기적 노동소득이라는 안정적 자원 흐름을 가지므로 추가 위험감내가 합리적이다. 이는 인적자본의 안정성이 위험감내를 강화한다는 Bodie, Merton, and Samuelson(1992)의 모형 예측과 일치한다.

셋째, 사회적 역할 변수의 효과는 약하다. 기혼(married), 가구주(head), 가구원 수(hhsize) 세 변수의 점추정치는 모두 절댓값 0.012 이하이며, 모두 유의하지 않고, 가구 변수의 결합 효과 분석 결과에서도 유의한 결과가 나오지 않았다.[20] 시간할인 영역에서 같은 변수들이 보였던 한계 유의 음의 효과 패턴이 위험태도 영역에서는 관찰되지 않는다.

<표 4-7> 위험태도 결정요인 회귀(M3, HC3 robust SE)

변수	γ β	SE	p
여성(female)	-0.067	0.013	<10⁻³***
20대(age20)	+0.056	0.022	0.010**
고졸(d_hs)	-0.053	0.017	0.001***
대졸(d_univ)	-0.041	0.017	0.016**
대학원졸(d_grad)	-0.097	0.026	<10⁻³***
중소득(d_mid_inc)	+0.038	0.013	0.004***
취업자(d_employed)	+0.074	0.021	<10⁻³***
금융지식(복리)(fl_compound)	-0.023	0.011	0.045**
기혼(married)	-0.012	0.015	0.427
가구주(head)	-0.010	0.015	0.515
가구원 수(hhsize)	-0.008	0.006	0.177

주: 1) 일부 비유의한 변수는 표에서 생략함.
2) 유의수준은 *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01임.
자료: 저자 계산.

4. 변수군별 ΔR^2 분석

<표 4-8>은 M3 사양에서 각 변수군을 제외했을 때의 ΔR^2를 보고하며, 두 가지 패턴을 보여준다. 우선 객관적 자원·인지 조건 변수군이 γ의 결정요인의 핵심을 이룬다. 인구통계(0.0226), 직업(0.0130), 학력(0.0093), 소득(0.0049), 금융지식(0.0024)이 모두 강하게 유의하며, 이 변수군들의 ΔR^2 합은 약 0.052로 γ 전체 R^2(0.076)의 약 68%를 설명한다. 사회적 역할 변수군의 ΔR^2는 0.0022(p=0.277)로 상대적으로 작고 비유의하다. 이 ΔR^2는 r1에서의 사회적 역할 ΔR^2(0.0044)의 약 절반, r5에서의 ΔR^2(0.0036)와 비교해도 작다. 사회적 역할 변수군은 위험태도 결정에서 통계적으로 유의한 한계 설명력을 갖지 않는다.

제2장에서 추론한 가능성 — 위험감내의 적정 수준에 대한 사회적 규범이 시간할인의 미래 대비 규범만큼 명확하지 않으며, 따라서 위험태도 영역에서 사회적 역할 변수의 효과가 약할 가능성 — 이 본 자료의 패턴

20 분석 결과는 부록의 <부표 C-3>에 수록하였다.

<표 4-8> 위험태도 변수군별 ΔR^2(M3 기준)

변수군	변수 수	γ ΔR^2(p)
인구통계(성별・연령)	6	0.0226 ($<10^{-3}$)
학력	3	0.0093 (0.001)
소득	2	0.0049 (0.014)
직업	4	0.0130 ($<10^{-3}$)
지역	1	0.0000 (0.819)
저축 형태	2	0.0009 (0.478)
건강	1	0.0001 (0.610)
금융지식	1	0.0024 (0.042)
부채	1	0.0000 (0.778)
사회적 역할	3	0.0022 (0.277)

자료: 저자 계산.

을 설명한다.

다만, 위험태도 영역의 사회적 역할 변수의 약화 해석에는 다음 세 가지 대안 가설이 가능하며, 본 자료는 이들의 분리 식별을 직접 수행하지 못한다. 첫째, 측정 정밀도의 차이다. γ는 연쇄적 비교 선택 설문(staircase)으로 도출된 이산적 추정치이며, 그 측정 정밀도가 본질적으로 제한된다. 사회적 역할 변수의 효과가 작은 이유는 규범의 부재 때문이 아니라 종속변수의 측정 오차가 효과 식별을 약화시키기 때문일 수도 있다. 둘째, 한국적 위험 규범의 다른 형태다. 한국 사회에서 위험감내에 대한 규범은 추상적 위험감수 수준이 아니라 가구 단위 위험분담의 형태 — 가장의 보수적 자산 운용, 가구 단위 위험 헤지, 보험 가입을 통한 위험 이전 — 로 작동할 가능성이 있다. 본 보고서의 측정 도구는 이 한국적 형태의 규범 작동 영역과 정렬되지 않을 수 있다. 셋째, 측정 도구와 규범 작동 영역의 비정렬이다. γ는 50% 확률 30만원 vs 확정 X만원의 추상적 복권 비교로 도출된다. 가구 책임이 직접 작동하는 위험 결정은 추상적 복권이 아니라 구체적 자산 결정(주택 마련, 자녀 교육비 지출, 생명보험 가입)일 가능성이 높다. 본 보고서의 위험태도 영역에서 사회적 역할의 효과가 낮은 데 대한 해석은 이러한 대안 가설들에서 재평가되어

야 하며, 위 세 가설의 분리 식별은 후속 과제로 남는다.

5. 강건성 점검

본 절의 위험태도 결정요인 분석에 대한 두 가지 강건성 점검을 수행한다.

자기보고 변수 통제 시 안정성 측면에서, M4 사양에서 자기보고 위험감수의향(q6_risk)을 추가했을 때 핵심 변수 효과는 일부 약화되되 부호와 유의성은 안정적으로 유지된다. 여성(female)의 효과는 β= -0.067에서 β= -0.049로 약화되나 여전히 강하게 유의하다($p<10^{-3}$). 대학원졸(d_grad) 효과는 β= -0.097에서 β= -0.086으로 약간 약화되나 여전히 강하게 유의하다. 사회적 역할 변수의 효과는 기혼과 가구주 변수는 M3와 M4에서 모두 비유의한 것으로 일관되나, 가구원 수는 M4에서 5% 유의한 것으로 전환된다.

LASSO 변수 선택 결과는 본 baseline M3 사양의 자료 정합성을 확인한다. γ에 대해 LASSO는 24개 변수 중 18개를 보존한다. OLS에서 $p<0.05$로 유의했던 8개 변수는 모두 LASSO에서 보존된다.[21] 사회적 역할 변수의 경우 기혼(married)과 가구원 수(hhsize)는 LASSO에서 보존되되 가구주(head)는 탈락된다. 사회적 역할 변수 세 개 모두가 LASSO에서 보존된 r1·r5와 달리, γ에서는 가구주(head) 변수가 자료 주도적 변수 선택 과정에서 탈락된다는 차이가 관찰된다. 이는 사회적 역할 변수의 작은 한계 설명력이 다중공선성에 의한 인공적 약화가 아니라 자료가 능동적으로 약한 신호를 부여한 결과임을 시사한다.[22]

---

21 여성(female)·20대(age20)·고졸(d_hs)·대졸(d_univ)·대학원졸(d_grad)·중소득(d_mid_inc)·취업자(d_employed)·금융지식(복리)(fl_compound)이 모두 선택된다.

22 다만, 이 탈락을 다중공선성의 배제로 읽을 수는 없다는 견해도 있다. LASSO는 상관이 높은 변수군에서 하나만 선택하고 나머지를 탈락시키는 성질을 가지므로, 상호 상관이 높은 세 역할 변수 중 하나가 탈락하는 것은 다중공선성과도 정합하는 관측이다. 사회적 역할 변수의 약한 효과가 공선성에서 비롯되지 않았음을 확인하려면 분산팽창계수(VIF) 점검 등이 별도로 요구된다.

제4절 두 영역의 결정요인 패턴 비교

본 장의 분석은 시간할인과 위험태도가 다른 결정요인 패턴에 반응함을 시사하였다. 이 패턴 차이를 직접 비교 가능한 형식으로 정리하기 위해 <표 4-9>는 M3 사양에서 동일 변수의 r1, r5, γ에 대한 표준화 회귀계수를 보고한다. 표준화 계수는 종속변수와 설명변수를 모두 표준편차 단위로 변환한 후 추정한 계수이며, 종속변수 단위의 차이를 제거하고 영역 간 효과 크기를 직접 비교할 수 있게 한다.

<표 4-9>는 다음 네 가지 영역에서 특이적 패턴을 드러낸다.

첫째, 여성(female)은 세 영역 모두에서 강하게 작동하나 γ에서 가장 큰 효과 크기를 보인다. r1과 r5에서 표준화 β의 절댓값이 0.05~0.07인 반면 γ에서는 0.148로 약 2~3배 크다. 위험태도의 성별 격차가 시간할인 영역의 격차보다 더 크다.

둘째, 학력은 영역에 따라 다른 작동 패턴을 보인다. 대학원졸(d_grad)은 r5와 γ에서만 강하게 작동하고 r1에서는 비유의하다. 고졸(d_hs)은 γ에서만 강하게 음의 효과를 보이고 r1에서는 양수, r5에서는 비유의하다. 학력의 효과는 단순한 단조 증가가 아니라 영역별로 차별적으로 발현된다.

셋째, 고용·소득·부채 등 경제적 지위 변수(d_employed, d_mid_inc, d_debt)는 γ 또는 r5에 작동하고 r1에는 거의 작용하지 않는다. 취업자(d_employed)는 γ에서만 강한 양수, 중소득(d_mid_inc)은 γ와 r5에서 강한 효과, 부채(d_debt)는 r5에서만 강한 효과를 보인다. 이 변수군은 단기 시간할인의 결정에 거의 무관하다.

넷째, 사회적 역할 변수(married, head, hhsize)는 r1과 r5에서 일관된 음의 방향으로 작동하나 γ에서는 효과가 작고 비유의하다. 가구주(head)는 r1과 r5 모두에서 한계 유의 음수(β_z= -0.061)이고 γ에서 β_z= -0.021로 약 1/3 수준이다. 기혼(married)과 가구원 수(hhsize)도 r1·r5에서 음의 부호를 일관되게 보이나 γ에서는 부호가 음이고 크기도 모두 약하다.

<표 4-9> 영역별 표준화 회귀계수 비교(M3, HC3 robust SE)

변수	r1 β_z	r5 β_z	γ β_z
여성(female)	-0.051*	-0.073**	-0.148***
대학원졸(d_grad)	-0.031	-0.075***	-0.094***
고졸(d_hs)	+0.043	-0.026	-0.108***
취업자(d_employed)	+0.054	+0.063	+0.145***
중소득(d_mid_inc)	-0.014	-0.055*	+0.084***
자영업(d_self_emp)	+0.072**	+0.108***	+0.008
수도권 거주(d_metro)	+0.050**	+0.077***	-0.006
주식 보유(save_stock)	-0.063**	+0.000	+0.033
건강(d_healthy)	-0.066***	-0.070***	+0.013
부채(d_debt)	+0.017	+0.069***	+0.007
기혼(married)	-0.048	-0.015	-0.026
가구주(head)	-0.061*	-0.061*	-0.021
가구원 수(hhsize)	-0.041	-0.055*	-0.042

주: 1) 종속변수와 설명변수를 모두 표준편차 단위로 변환한 후 추정함.
2) 유의수준은 *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01임.
자료: 저자 계산.

사회적 역할 변수의 효과는 시간할인과 위험태도 영역에서 비대칭적으로 발현된다.

<표 4-9>의 네 패턴을 종합하면, 본 자료의 결정요인 패턴은 시간할인과 위험태도에서 체계적으로 다르다. 객관적 자원·취업·인구통계 변수는 위험태도 결정의 핵심을 이루며, 사회적 역할 변수는 위험태도 결정에 약하게만 작용한다. 시간할인 결정에서는 사회적 역할 변수가 일관된 방향으로 작용하며, 특히 단기 시간할인에서는 객관적 자원 변수보다 사회적 역할·자기통제 차원의 변수가 더 큰 한계 설명력을 가진다.

한편, M4 사양에서 자기보고 변수의 교차 효과는 두 영역의 연결 구조에 대한 추가 증거를 제공한다. M4는 자기보고 위험감수의향(q6_risk)과 자기보고 인내심(q8_patience)을 모두 포함하므로, 시간할인 회귀에서 q6_risk의 효과는 시간할인과 자기보고 위험태도의 관계를, 위험태도 회귀에서 q8_patience의 효과는 위험태도와 자기보고 인내심의 관계를 식별한

다. 자료 차원에서 시간할인 회귀의 q6_risk은 r1에 강한 양수 효과(β= +0.94, $p<10^{-3}$, 표준화 β_z= +0.127)와 r5에 한계 유의 양수 효과(β= +0.27, p = 0.029)를 보인다. 단기 시간할인에서 q6_risk의 효과는 q8_patience의 효과(β_z= -0.123)와 거의 같은 크기다. 즉, 위험감수의향이 강한 응답자가 미래 대비 현재 보상을 더 선호하는 패턴은 시간할인 다중동기 분해에서 결과의 불확실성에 대한 위험회피가 시간할인의 한 구성요소임을 정식화한 설명을 지지하는 것으로 해석할 수 있다. 반면, 위험태도 회귀에서 q8_patience의 효과는 비유의(β= +0.003, p = 0.396, β_z = +0.022)하며, 위험태도 결정이 시간할인 차원의 자기 인식과 분리된 별도의 결정 차원임을 시사한다. 이 비대칭, 즉 시간할인은 위험태도 차원과 부분적으로 결합되나, 위험태도는 시간할인 차원과 분리된다는 관찰은 두 영역이 서로 다른 결정 메커니즘에 반응한다는 전장에서 설정한 범주화를 자료 차원에서 보강한다.

이상의 패턴 차이를 두 기제의 대조 구도로 범주화하는 작업과 그 범주화의 이론적 위상 및 식별의 한계에 대해서는 발견 전체를 종합한 뒤에 평가하는 것이 적절하므로 제6장 제2절에서 다룬다.

제5장

자원 분배 게임의 응답 패턴과 분석

제1절 자원 분배 게임의 이론적 배경과 측정 환경

본 장은 호혜성 영역의 자원 분배 게임을 활용한다. 독재자 게임(DG), 최후통첩 게임(UG), 최소수락액(MAO)이다. 세 게임의 결정 구조는 본질적으로 다르다. DG에서 분배자는 거절 위험이 없는 일방적 결정을 내린다. 표준 게임이론에서 DG의 합리적 균형은 분배자의 0 분배(전부 자기 보유)이며, DG에서의 일정액의 분배는 합리성 균형으로부터의 자발적 양보로서 사회적 선호의 발현으로 해석된다.

UG에서는 분배자가 거절 위험을 직면한다. 수령자가 어떤 임계점 이하의 제안을 거절한다고 가정할 때, 분배자의 위험중립적 최적 제안은 거절 임계점에 위치한다. 위험회피적 분배자의 경우 임계점을 다소 상회하는 제안이 합리적이다. Camerer(2003)의 종합서가 정리한 표준 실험 자료에서 UG의 평균 제안은 30~50% 구간에 분포한다. UG의 분배 비율은 DG의 분배 비율과의 차이를 통해 거절 회피 동기를 식별하는 자료가 된다. Forsythe *et al.*(1994)이 DG와 UG의 분배 비율 비교를 통해 보였듯이, DG의 분배 비율은 UG의 분배 비율보다 일반적으로 낮으며, 그 차이는 거절 위험 부재라는 게임 구조의 차이를 반영한다. 따라서 응답자 내 차분 UG−DG는 응답자가 거절 위험 부재 상황과 거절 위험 직면 상황에

서 보이는 분배 행동의 차이이며, 이 차분은 거절 회피 동기의 직접 측정치로 활용된다.

MAO는 응답자가 수령자의 위치에서 결정을 내리는 게임이다. 분배자가 제안한 분배 비율을 거절할 임계점을 응답하며, 이 임계점은 응답자가 어떤 수준 이하의 제안을 처벌(거절)할 의향이 있는지를 측정한다.

본 연구의 측정 설계의 차별성은 세 게임을 단일 설문에서 측정한 것으로 호혜성의 다층구조 — DG의 이타적 동기, UG−DG의 전략적 양보 동기, MAO의 처벌 임계점 — 를 동일 응답자에서 동시 식별할 가능성을 연다.[23]

다만, 자원 분배 게임을 활용한 사회적 선호 측정에는 진정한 선호 표출과 측정 환경의 효과를 분리하기 어려운 본질적 한계가 있다(측정 환경 효과에 대한 논의는 제3장 제5절 1.항 참조). 이 한계로 인해 본 연구의 호혜성 분석은 진정한 호혜성 선호의 직접 측정이 아니라 응답 분포 자체의 진단과 그로부터 이탈한 패턴의 식별을 통해 진행된다.

제2절 응답 분포의 진단

1. 50 : 50 응답의 집중

<표 5-1>은 본 자료에서 측정된 세 호혜성 변수의 분포를 보고하고 있으며, 응답 분포가 국제 비교 자료와 비교할 때 이례적임을 알 수 있다. DG의 84.71%가 균등배분액인 5만원에 집중된다. Engel(2011)의 메타분석은 DG에서 50 : 50 분배 비율이 약 17%, Henrich *et al.*(2005)의 15개국 비교는 5~30% 분포를 보고한다.

본 자료의 DG 분포는 국제 표준의 약 5배에 해당하는 집중도이며, 이는

---

23 Engel(2011)의 129편의 DG 연구의 분석과 Henrich *et al.*(2005)의 15개국 비교 연구가 보고한 게임 조합·측정 방식의 표본별 차별성을 고려할 때, 동일 응답자 대상의 세 게임 통합 측정은 드문 사례로 보인다.

<표 5-1> 호혜성 변수의 분포: 50 : 50 집중과 비대칭 꼬리(N=1,628)

변수	=5 비율	<5 비율	>5 비율	평균	표준편차
DG	84.71%	13.82%	1.47%	4.66	1.11
UG	68.55%	5.34%	26.11%	5.24	1.12
MAO	66.83%	23.59%	9.58%	4.72	1.10

자료: 저자 계산.

표준 사회적 선호 이론이 예측하는 수준을 크게 상회한다. UG와 MAO에서도 5만원 응답 비율이 각각 68.55%와 66.83%로 다수를 차지한다.

이러한 <표 5-1>의 분포의 특이성은 측정 여건의 영향에 대한 진단을 요청한다. 50 : 50 집중이 진정한 호혜성 선호의 발현인지, 설문 문구의 어휘적 효과인지, 사회적 바람직성 편향인지, 인지적 절약(0~10 척도에서 5만원이라는 자연적 앵커(anchor) 선택)인지에 대해서는 본 자료로 분리할 수 없다.[24]

2. 동일 응답 유형의 식별

본 자료가 가진 통합 측정 설계는 응답자 내 응답 패턴을 별도의 분석 단위로 활용할 가능성을 제공한다. DG와 UG에서 모두 5만원을 응답한 응답자는 본 자료에서 991명(60.9%)이며, 이들의 UG−DG 차이는 정의상 0이다. DG=UG=MAO=5인 응답자(세 게임 모두에서 5만원 응답)는 788명(48.4%)이다. 이러한 응답 패턴을 본 보고서에서는 분배자 차원의 '분배동일 응답자'(DG=UG=5)와 '전면동일 응답자'(DG=UG=MAO=5)로 구분하기로 한다.

표준 호혜성 이론은 거절 위험이 분배자에게 부과된 UG에서 50 : 50 분배 비율이 거절 위험이 없는 DG보다 높거나 같아야 한다는 단조성을 예측한다(Forsythe *et al.*, 1994). 그러나 UG−DG=0 응답자가 60.9%에 달

24 네 가능성 중 어느 것이 우세한지의 식별은 측정 효과 분리를 위한 추가 설계 — 설문 문구의 무작위 배정, 익명성 강도 변경, 응답 시간 측정 등 — 를 필요로 하며, 본 자료의 단일 측정으로는 직접적으로 식별이 불가능하다는 점을 밝힌다.

한다는 사실은 이 응답자들이 DG의 거절 위험 부재와 UG의 거절 위험 직면이라는 두 게임의 구조적 차이를 인지하지 못했거나, 인지했음에도 응답 노력을 회피하여 동일하게 응답한 가능성을 제시한다.

<표 5-2>는 '전면동일 응답자'와 '그 외' 응답자의 인구통계 프로파일을 비교한다. <표 5-2>의 핵심 패턴은 전면동일 응답자가 그 외의 응답자에 비해 더 젊고, 더 고학력이며, 취업 중인 비율과 사무직 비율이 높고, 고소득 비율도 높다는 점이다. 인지 능력의 부족이 동일 응답의 주된 원인이라면 정반대 패턴(저학력·고령)이 관찰되어야 한다. 본 자료의 패턴은 이와 반대 방향이다.

학력별 동일 응답 비율의 단조 증가 패턴은 더 직접적이다. 분배자 차원의 동일 응답(DG=UG=5)을 학력 수준별로 보면 중졸 이하 43.5%, 고졸 64.2%, 대졸 67.5%, 대학원졸 72.8%로 학력 수준에 따라 단조적으로 상승한다. 이 패턴은 본 자료의 50 : 50 압도적 집중이 진정한 호혜성 선호의 발현이라기보다 측정 환경에서의 응답 양식 효과, 즉 시간 기회비용에 따른 응답 노력 절약, 사회적 바람직성 의식, 인지적 절약을 통한 앵커(anchor) 응답 등의 설명에 더 가깝다.

또한 동일 응답이 호혜성 측정에 특이적인 현상임을 보조 분석에서 확인한다. 시간할인(r1, r5)과 위험태도(γ) 변수에서 전면동일 응답자의 표준

<표 5-2> 전면동일 응답자의 인구통계 프로파일(DG=UG=MAO=5)

변수	전면동일 (N=788)	그 외 (N=840)	차이	검정
평균 연령	47.0세	49.8세	-2.8세	***
대학 졸업	42.0%	37.1%	+4.9%p	*
대학원 졸업	6.3%	3.7%	+2.6%p	*
가구주	60.5%	54.6%	+5.9%p	*
취업 중	76.9%	70.5%	+6.4%p	**
사무직	53.2%	39.5%	+13.6%p	***
인내심 자기보고	5.97%	6.20%	-0.23%p	*
고소득	10.8%	7.9%	+2.9%p	*

주: t-검정 결과. ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.10.
자료: 저자 계산.

편차는 그 외의 응답자와 거의 동일하다. 자기보고 위험태도(q6_risk)와 인내심(q8_patience), 사회적 역할 변수에서도 전면동일 응답자가 앵커(anchor, 중간값) 응답을 보이는 비율은 그 외 응답자와 비슷하다. 본 자료의 전면동일 응답은 일률적 무성의 응답 경향이 아니라 호혜성 측정 환경에서 특이적으로 발생한 패턴으로 추측할 수 있다.

3. 분포 결과에 따른 분석방법

전항의 분포 진단 결과를 종합하면 본 자료의 호혜성 측정은 진정한 호혜성 선호의 직접 측정으로 다루기 어렵다. DG 응답의 대다수인 84.71%가 50 : 50 집중을 선택했다는 점과 학력 수준에 따른 동일 응답 비율이 단조적으로 상승한다는 점을 감안하면 측정 환경의 효과가 응답자 집단별로 차별적으로 작동함을 시사한다.

이러한 분포 진단에 기초하여 본 연구는 한국 자료에서 자원 분배 게임 응답이 보이는 50 : 50 집중 분포의 발생 원인을 식별하는 분석이 아니라, 그 분포로부터의 이탈 패턴과 응답자 내 차분(UG－DG)의 결정요인을 식별하는 분석을 수행한다. 분포의 발생 원인이 측정 환경의 어떤 효과에서 비롯되든, 누가 50 : 50 응답에서 이탈하는지와 어떤 인구학적·경제적 조건이 응답자 내 차분의 변동을 설명하는지는 식별 가능하다. 이러한 분석 위치 안에서 본 장의 분석은 두 분석 전략으로 진행된다. 첫째는 50 : 50 응답으로부터의 이탈 결정요인 분석이고, 둘째는 '전면동일 응답자'를 제외한 표본에서 UG－DG 차이의 결정요인 분석이다.

제3절 균등배분으로부터의 이탈 결정요인

1. 이항 로짓 분석

본 절은 세 호혜성 변수에 대해 50 : 50 응답 여부(=5 vs ≠5)를 종속변

수로 한 이항 로짓 회귀를 시행하고 그 결과를 보고한다. 전장에서 설정한 M3 사양에서 일부 비유의한 변수를 제외한 변수군을 사용한다.

<표 5-3>의 가장 두드러진 패턴은 학력 변수의 일관된 양수 효과다. 고졸(d_hs)은 세 변수 모두에서 강하게 유의한 양수, 대학원졸(d_grad)도 모두 유의한 양수다. 대졸(d_univ)은 DG와 UG에서 유의하다. 학력 수준이 높을수록 50 : 50 응답 확률이 높다.

다른 변수들은 변수별로 차별적인 효과 패턴을 보인다. 수도권 거주(d_metro)는 DG에서만 강하게 유의하며, 가구주(head)는 DG에서만 유의하다. 부채(d_debt)는 MAO에서만 유의한 음수이며, 부채 부담이 자신의 수락 임계점을 50 : 50으로 고정하는 비율을 낮춘다. 취업자(d_employed)는 UG와 MAO에서 음의 효과를 보여, 취업자가 50 : 50으로부터의 이탈을 더 자주 보임을 의미한다. 이러한 변수별 차별성은 세 게임이 서로 다른 응답 결정 환경을 형성하고 있음을 시사한다.

<표 5-3> 50 : 50 응답 결정요인(이항 로짓, =5 vs ≠5)

변수	DG_eq5 β(p)	UG_eq5 β(p)	MAO_eq5 β(p)
고졸(d_hs)	+0.845 (<10^{-3})***	+0.563 (<10^{-3})***	+0.431 (0.005)***
대졸(d_univ)	+0.493 (0.016)**	+0.605 (<10^{-3})***	+0.198 (0.217)
대학원졸(d_grad)	+0.946 (0.033)**	+0.627 (0.042)**	+0.618 (0.043)**
수도권 거주(d_metro)	+0.474 (0.001)***	-0.083 (0.465)	-0.176 (0.110)
부채(d_debt)	-0.120 (0.499)	-0.101 (0.470)	-0.269 (0.042)**
취업자(d_employed)	+0.064 (0.797)	-0.339 (0.087)*	-0.400 (0.038)**
사무・관리/전문직 (d_white_collar)	+0.051 (0.820)	+0.239 (0.166)	+0.360 (0.030)**
금융지식(복리) (fl_compound)	+0.285 (0.052)*	+0.059 (0.605)	-0.138 (0.215)
기혼(married)	-0.028 (0.888)	+0.130 (0.397)	+0.068 (0.642)
가구주(head)	+0.507 (0.007)***	+0.189 (0.194)	+0.113 (0.419)

주: 1) M3 사양. 일부 비유의한 변수는 생략함. Pseudo R^2=0.055(DG), 0.055(UG), 0.021(MAO).
2) 유의수준은 *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01임.
자료: 저자 계산.

2. 다항 로짓 분석

<표 5-3>은 학력 변수가 50 : 50 응답 확률을 일관되게 높임을 보였다. 이 효과의 본질을 더 정밀하게 식별하기 위해 50 : 50 응답으로부터의 이탈을 두 방향으로 분리하여 분석한다. <5 방향 이탈은 분배자 본위 응답에 해당하고, >5 방향 이탈은 분배자 손해 응답에 해당한다. 만약 학력이 단순히 이타성을 강화한다면 >5 방향(분배자 손해) 이탈만 증가하거나 50 : 50으로 모이는 효과보다 >5로 이동하는 효과가 강해야 한다. 만약 학력이 50 : 50 앵커(anchor) 응답 경향을 강화한다면 양방향 이탈(<5와 >5)이 모두 감소해야 한다.

<표 5-4>는 UG에 대한 다항 로짓 결과를 보고한다. UG는 양방향 이탈 응답이 모두 충분한 표본을 갖춘 변수이므로 다항 로짓 분석에 가장 적합하다. 분석 결과, 고졸(d_hs)과 대졸(d_univ)에서는 양방향 이탈이 모두 감소한다. 고졸(d_hs)은 <5 방향에서 β = -1.37($p<10^{-3}$), >5 방향에서 β = -0.40(p=0.015)으로 두 방향 모두 음수이며, 대졸(d_univ)도 양방향에서 모두 유의하다. 이 양방향 50 : 50 수렴 패턴은 학력의 효과가 단순한 이타성 강화로 설명되지 않음을 의미한다.

대학원졸(d_grad)과 가구주(head)는 <5 이탈만 감소시킨다. 대학원졸

<표 5-4> UG 다항 로짓 결과(=5 reference)

변수	<5 vs =5 β	>5 vs =5 β	양방향 패턴
고졸(d_hs)	-1.369 ($<10^{-3}$)***	-0.403 (0.015)**	양방향 이탈 모두 감소
대졸(d_univ)	-0.989 (0.003)***	-0.500 (0.005)***	양방향 이탈 모두 감소
대학원졸(d_grad)	-2.086 (0.049)**	-0.416 (0.194)	<5 이탈만 감소
수도권 거주(d_metro)	-0.688 (0.004)***	+0.237 (0.052)*	비대칭(<5↓, >5↑)
부채(d_debt)	+0.448 (0.115)	+0.022 (0.886)	비유의
기혼(married)	-0.761 (0.021)**	-0.030 (0.853)	<5 이탈만 감소
가구주(head)	-1.210 ($<10^{-3}$)***	+0.002 (0.990)	<5 이탈만 감소

주: 1) UG_cat3에 대한 다항 로짓. 0(=5)이 reference. Pseudo R^2=0.070.
2) ( ) 안은 p-value이며, 유의수준은 * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01임.
자료: 저자 계산.

(d_grad)은 <5에서 β = -2.09로 강한 음수이나 >5에서 비유의하고, 가구주(head)도 <5에서 β = -1.21로 강하게 음수이나 >5에서 사실상 0이다. 이 비대칭은 두 변수가 50 : 50 앵커(anchor)로의 수렴이 아니라 분배자 본위 응답의 회피라는 비대칭적 효과를 가짐을 시사한다.

3. 학력 효과

<표 5-3>과 <표 5-4>가 보인 학력 효과, 특히 고졸(d_hs)과 대졸(d_univ)이 50 : 50 응답 확률을 높이고 양방향 이탈을 모두 감소시키는 패턴은 다음 두 계열의 설명에 해당한다. 첫째는 응답 노력의 절약 계열이며, 고학력자는 시간의 기회비용이 높고 응답 양식이 표준화되어 있어, 제시액의 중간인 5를 선택할 확률이 높다. 제2절 2.항의 학력별 동일 응답 비율 단조 상승(중졸 이하 43.5% → 대학원졸 72.8%)이 이 계열과 부합한다. 둘째는 규범 민감도 계열로써, 고학력자는 사회적 바람직성 규범에 대한 인식과 민감도가 높아 규범적 정답으로서의 균등 응답을 선택할 확률이 높다. Krupka and Weber(2013)가 조정 게임 기법으로 50 : 50이 자원배분 상황에서 가장 높은 사회적 적합성을 갖는 수렴점임을 보인 것, List(2007)와 Bardsley(2008)가 측정 환경의 효과를 보인 것이 이 계열의 설명을 뒷받침한다.

본 자료는 두 계열을 분리하지 못하며, 응답 시간이 기록되지 않았다는 점이 그 직접적 원인이다(제6장 제4절 2.항 참조). 다만, 두 계열 중 어느 것이 우세하든, 어느 쪽도 학력의 효과를 호혜성 선호 자체의 변화로 설명하지 않는다는 점은 공통된다.

제4절 응답자 내 차분 분석: UG−DG 차이의 결정요인

1. UG−DG 차이의 의미

본 장 제3절의 분석은 50 : 50 응답 분포 자체의 결정요인이 측정 환경의 효과로부터 자유롭지 못하다는 한계를 드러냈다. 이 한계 안에서 측정 환경의 효과를 부분적으로 우회하는 분석 경로가 응답자 내 차분(within-subject difference)의 활용이다. (UG−DG) 차이는 동일 응답자가 두 게임에 응답한 두 값의 차분이며, 응답자 고유의 측정 편향이 두 게임에서 동일하게 작동했다면 그 차이를 통해 상쇄된다. 사회적 바람직성 편향, 어휘적 효과, 인지적 앵커 의존이 두 게임의 응답에서 동일한 강도로 작동했다면 이러한 측정 효과의 상당 부분이 차분 변환을 통해 제거된다.[25]

UG−DG 차이의 또 다른 의의는 두 게임의 구조적 차이에 대한 응답자의 인지적 반응을 직접 측정한다는 점이다. UG−DG 차이는 거절 회피 동기의 발현 정도를 측정하며, 응답자가 두 게임의 구조적 차이를 얼마나 정확하게 인지하고 합리적으로 조정했는지의 지표가 된다.

본 자료의 UG−DG 차이 분포는 두 표본에서 다음 <표 5-5>와 같이 나타난다. 전체 표본에서 UG−DG=0이 64.0%에 달하며, 평균(0.58)이 동일 응답자(DG=UG=5)의 0 응답에 의해 강하게 끌어내려져 있다. 이들 동일 응답자를 제외하면 평균이 1.48로 약 2.5배 증가하고 UG−DG > 0 비율

---

25 다만, 응답자 내 차분 분석이 측정 환경 효과를 부분적으로 우회할 수 있다는 점은 측정 환경 효과가 두 게임에서 동일한 강도와 방향으로 작동했다는 가정에 의존한다. 이 가정의 자료적 입증은 본 보고서의 범위를 넘어서며, 본 자료의 50 : 50 집중 비율 차이, DG 84.71% vs UG 68.55%, 약 16%p는 측정 환경 효과가 두 게임에서 정확히 동일하게 작동하지는 않음을 시사한다. 이 16%p의 차이가 거절 위험 직면이라는 두 게임의 구조적 차이의 인지적 효과인지, 또는 측정 환경 효과의 두 게임 간 비대칭, 예컨대 사회적 바람직성 편향이 DG에서는 응답자 본위 분배 회피로, UG에서는 거절 위험 직면의 합리적 양보 정당화로 비대칭적으로 작동하는 가능성인지에 대한 분리는 본 자료로 파악할 수 없다. 응답자 내 차분 분석의 식별 강도는 이 한계 안에서 평가되어야 한다.

<표 5-5> UG−DG 차이의 분포

표본	N	평균	표준편차	UG−DG > 0 비율	UG−DG = 0 비율
전체	1,628	0.580	1.138	36.0%	64.0%
동일 응답 제외	637	1.482	1.405	92.0%	8.0%

자료: 저자 계산.

이 92.0%로 상승한다. 두 게임의 구조적 차이를 인지한 응답자는 거절 회피 동기에 따라 UG에서 합리적 양보를 늘리는 패턴을 압도적으로 보인다.

동일 응답자 제외 표본에서 UG−DG=0인 응답자는 51명(8.0%)이다. 이들은 DG=UG=5 외의 동일값(예: DG=UG=0, 1, 2, …, 10)을 응답한 응답자들이다.[26]

2. 결정요인 회귀분석

<표 5-6>은 UG−DG 차이에 대한 OLS HC3 회귀 결과를 두 표본에서 비교 보고한다. <표 5-6>의 가장 두드러진 패턴은 동일 응답자 제외 시 R^2가 0.019에서 0.087로 약 4.6배 증가하며, 학력 변수(d_hs, d_univ, d_grad)가 모두 강하게 유의한 양수로 등장한다는 점이다. 전체 표본에서 학력 변수의 효과는 비유의했으나, 이들 응답자를 제외하면 학력의 효과가 명확하게 드러난다.

고졸(d_hs) $\beta = +0.49$, 대졸(d_univ) $\beta = +0.54$, 대학원졸(d_grad) $\beta = +1.47$로 학력 수준에 따라 단조적으로 증가한다. 동일 응답 반복을 제외한 표본에서 UG−DG 차이는 임의적 잡음이 아닌 의미 있는 신호로 드러난다.

동일 응답 제외 표본에서 식별되는 결정요인 패턴은 다음의 네 가지로 정리된다.

---

26 이들 중 일부는 양극단(DG=UG=0 또는 DG=UG=10)에서 두 게임 간 차분을 두지 않은 응답이다.

<표 5-6> UG−DG 차이의 결정요인 회귀

변수	전체(N=1,628) β	동일 응답 제외(N=637) β
여성(female)	-0.173 (0.006)***	-0.332 (0.007)***
70대(age70)	+0.220 (0.096)*	-0.001 (0.997)
고졸(d_hs)	-0.015 (0.839)	+0.488 (0.001)***
대졸(d_univ)	+0.021 (0.801)	+0.543 (0.002)***
대학원졸(d_grad)	+0.193 (0.318)	+1.474 (0.002)***
부채(d_debt)	-0.107 (0.092)*	-0.240 (0.067)*
가구주(head)	-0.140 (0.043)**	-0.143 (0.273)
R^2	0.019	0.087

주: 1) M3 사양에서 직업 변수(취업자(d_employed), 사무・관리/전문직(d_white_collar), 자영업(d_self_emp), 주부(d_housewife))를 제외한 사양임. 직업 변수 4개의 UG−DG에 대한 효과가 두 표본에서 모두 통계적으로 비유의하고(p>0.16), 직업 변수 제거 시 R^2의 변화가 미미하며(전체 표본 0.0005, 제외 표본 0.0038), 취업자(d_employed)가 다른 직업 변수와 강한 다중공선성(VIF=8.5)을 보이므로, 핵심 변수(특히 학력 변수)의 정밀 식별을 위해 본 사양에서 직업 변수를 제외하였음.

2) 직업 변수를 포함한 사양에서도 핵심 변수의 효과는 안정적으로 유지됨.

3) 일부 비유의한 변수는 생략함.

4) ( ) 안은 p-value이며, 유의수준은 *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01임.

자료: 저자 계산.

첫째, 학력의 단조적 양의 효과다. 학력이 높을수록 두 게임의 구조적 차이에 대한 인지적 반응이 강하게 나타난다. UG의 거절 위험을 더 정확하게 인식하고 그에 비례하여 분배 비율을 조정하는 정도가 학력에 따라 단조적으로 증가한다. 이 효과는 본 장 제3절의 학력 효과와는 본질적으로 다른 차원이다. 본 장 제3절의 학력 효과는 50 : 50 응답 자체의 비율 증가였으나, 본 장 제4절의 학력 효과는 두 게임의 구조적 차이에 대한 인지적 정밀성의 증가다. 응답자 내 차분이 측정 환경 효과를 부분적으로 우회한 결과, 학력의 인지적 정밀성 채널이 식별 가능해진다.[27]

둘째, 여성 더미의 음수 효과다. 여성(female)은 동일 응답 제외 표본에서 β = -0.33(p=0.007)으로 강하게 유의하다. 여성 응답자는 남성에 비해

27 다만, 이 해석에는 한정이 필요하다. 본 표본의 제외 기준(분배자 반복)은 학력과 강하게 상관되어 있어, 대학원졸은 27.2%만이 잔존하는 반면 중졸 이하는 56.5%가 잔존한다. 따라서 잔존한 고학력 응답자는 설문에 특히 성실하게 임한 소수로 선택되었을 가능성이 있으며, 관측된 학력 계수는 인지적 정밀성의 효과와 잔존 선택의 효과를 분리하지 못한다. 이 선택 구조 자체의 함의는 제6장 제1절 4.항에서 다시 다룬다.

UG−DG 차이를 작게 보이며, 이는 거절 위험을 직면한 UG에서 추가 양보를 더 적게 한다는 의미다. 이러한 해석은 본 자료로 한정된다. 여성이 UG의 거절 위험을 다르게 평가하거나, DG에서 이미 분배한 비율이 UG에서도 안정적으로 유지되는 응답 양식의 성별 차이가 작동할 가능성이 있다.

셋째, 부채 보유의 한계 유의 음수 효과다. 부채(d_debt)는 두 표본에서 모두 한계 유의 음수(전체 β= -0.11, p = 0.092; 제외 β= -0.24, p = 0.067)이다. 부채 보유자가 UG의 거절 회피를 위한 추가 양보를 더 적게 한다. 이는 자원 보존 동기에서 비롯된 거절 회피 양보의 억제로 해석 가능하다.

넷째, 자기보고 위험태도와 인내심과의 무관함이다. <표 5-6>의 동일 응답 제외 표본 사양에 자기보고 위험감수의향(q6_risk)과 인내심(q8_patience)을 추가 투입한 확장 회귀에서, 두 자기보고 변수 모두 UG−DG 차이를 유의하게 예측하지 못한다. 자기보고 변수 추가 시 R^2는 0.087에서 0.090으로 미미하게 증가하며, 학력 변수의 효과는 자기보고 통제 후에도 안정적으로 유지된다. 즉, UG에서의 거절 회피 동기는 응답자가 의식적으로 인식하는 위험태도 차원에서 작동하지 않는 것으로 보인다. 이 패턴은 거절 회피가 평판·사회적 이미지·죄책감 회피 등의 사회적 효용 동기에 의해 작동할 수 있음을 다룬 행동경제학 문헌(Andreoni and Bernheim, 2009; Bénabou and Tirole, 2006)과 일관된다.

3. 통합 측정의 의의

호혜성 응답(DG, UG, MAO)이 측정 환경의 효과에 오염되어 있는 본 자료의 한계 안에서도, 응답자 내 차분(UG−DG)을 활용하면 객관적 자원 조건과 인지적·교육적 차이가 분배 결정의 미세 조정에 어떻게 반영되는지를 부분적으로 식별할 수 있음을 본 분석은 보인다.

이러한 측정학적 가치는 본 연구의 통합 측정 설계가 갖는 의의라고 할 수 있다. 즉, 단일 게임 측정으로는 식별 불가능한 응답자 내 차분의 결정요인이 통합 측정을 통해 식별 가능해진다. 동일 응답자를 제외한

표본에서 학력의 단조 효과와 부채의 자원 보존 효과가 드러난다는 발견은, 측정 환경 효과의 강한 작동 안에서도 응답자 내 차분 분석이 진정한 결정요인 신호를 부분적으로 식별할 수 있음을 보인다.

본 장에서 분석한 응답 분포의 진단, 50 : 50 응답으로부터의 이탈 결정요인, 응답자 내 차분(UG−DG)의 결정요인은 제4장의 시간할인·위험태도 분석과 함께 제6장에서 종합된다.

제6장

정책 시사점과 결론

제1절 분석 결과의 종합

본 연구는 한국의 대표성 표본을 대상으로 시간할인·위험태도·호혜성 세 영역의 경제적 선호를 동일 응답자에게서 통합 측정하고 그 결정요인을 분석하였다. 분석 결과를 하나의 명제로 표현하면, 경제적 선호는 응답자에게 내재한 단일한 심층 파라미터가 아니라, 영역에 따라 혹은 시간지평에 따라 서로 다른 결정요인에 반응하는 다차원의 대상이다. 이 명제는 다음의 네 층위에서 확인된다.

1. 시간지평 내부의 이질성

1년 지평에서 측정된 단기 시간할인과 5년 지평의 장기 시간할인은 상이한 결정요인 구성을 갖는다. 변수군별 한계 설명력을 시간지평의 민감성에 따라 묶으면 그 구성이 세 계열로 정리된다(표 4-3 참조).

첫째는 소득·부채·인구통계(성별·연령)·지역으로, 이들의 ΔR^2 합은 장기에서 0.036으로 장기 전체 설명력($R^2 = 0.081$)의 약 44%를 차지하나, 단기에서는 0.010으로 3분의 1 이하로 축소된다. 특히 소득($\Delta R^2 = 0.0001$, $p = 0.897$)과 부채(0.0002, $p = 0.521$)의 한계 설명력은 단기에서 0

과 구별되지 않는다.

둘째는 시간지평에 둔감한 계열이다. 직업・학력・건강의 ΔR^2 합은 장기 0.024, 단기 0.021로 거의 변하지 않는다. 이 계열은 두 지평의 대비를 발생시키지 않는다.[28]

셋째는 자기통제・정체성 계열이다. 저축 형태와 사회적 역할의 ΔR^2 합은 장기 0.005에서 단기 0.008로 오히려 커진다.

요컨대 시간지평 사이의 비대칭을 발생시키는 것은 첫째 계열의 민감성이며, 그 자리를 단기에서 대신하는 것이 셋째 계열이다. 둘째 계열은 어느 쪽에도 관여하지 않는다.

응답자 내 차분을 직접 종속변수로 삼은 분석은 이 구조를 한층 명료하게 드러낸다. 자기보고 인내심과 주식 보유 등 자기통제 자원을 의미하는 변수는 단기와 장기의 차이 자체에 작용하는 반면, 부채・연령・학력 등 객관적 자원 변수는 장기 지평에 편중되어 작용한다.[29] 자기통제와 관련된 요인들은 시간지평 간 기울기를 변경하고 객관적인 경제적 지위는 장기 구간의 수준을 변경한다고 정리할 수 있다.

이 지점에서 추가적 해석이 가능하다. 객관적인 경제적 지위 변수가 장기 시간할인에 집중적으로 작동한다는 사실은, 측정된 장기 할인율이 순수한 시간선호가 아니라 유동성 제약하에서 자본의 그림자가격(shadow price)을 부분적으로 반영하고 있을 가능성을 제기한다. 일시적 유동성 충격은 단기 지평 차원의 판단에 국소적으로 작용한 뒤 상쇄되는 반면, 항상소득 수준의 자원 부족과 부채 잔액이 형성하는 제약은 장기에 걸쳐

---

28 둘째 계열 가운데 ΔR^2가 가장 큰 것은 직업 변수군이며(장기 0.0149, 단기 0.0130), 그 내용은 사실상 자영업 더미다. 자영업은 r1에서 $\beta = +4.14$($p = 0.017$), r5에서 $\beta = +3.42$($p<0.001$)로 두 지평 모두에서 강한 양의 효과를 보인다. 즉, 자영업은 본 연구가 식별한 단기-장기 비대칭에 관여하지 않는 변수다. 자영업이 소득 변동성이라는 객관적 조건과 자기고용에 따른 시점 간 자원배분 재량이라는 두 성격을 겸하며 본 자료로 두 성분을 분리할 수 없으므로, 이하의 기제 배정에서 직업 변수군은 어느 쪽으로도 확정 배정하지 않는다.

29 표준화 계수 기준으로 자기보고 인내심은 r1 -0.122($p<0.01$), r5 -0.039(비유의), 차분 -0.126($p<0.10$)이며, 주식 보유는 r1 -0.063, r5 +0.000, 차분 -0.078($p<0.10$)이다. 반면, 부채는 r1 +0.005, r5 +0.061($p<0.05$), 차분 -0.025(비유의)이며, 50대・70대・대학원졸도 동일한 '장기 우세' 유형으로 분류된다(부표 C-6).

지속되기 때문일 것으로 추론할 수 있다. 이 해석에서 부채 보유자의 높은 장기 할인율은 선호의 속성이 아니라 제약의 강도를 반영한 것이다.[30] 이 구분이 갖는 정책적 함의는 제3절에서 다룬다.

2. 가구 책임의 다층성과 자기통제 매개의 부재

혼인 여부와 가구주 지위를 각각 단독 변수로 투입할 경우 단기 시간할인과의 관계는 뚜렷하지 않다. 그러나 성별·혼인·가구주 지위를 결합한 여덟 유형으로 분해하면 일관된 패턴이 나타난다. 여성·미혼·비가구주 유형을 기준집단으로 할 때, 가구의 경제적 책임을 부담한다고 볼 수 있는 다섯 유형이 모두 단기 시간할인을 유의하게 낮춘다(표 4-4 참고). 이 다섯 유형은 성격이 상이하다. 남녀 가구주, 가구주가 아닌 기혼 여성, 그리고 1인가구가 함께 포함된다. 반면, 효과가 관찰되지 않는 두 유형은 모두 비가구주인 남성이다. 공통 요소는 혼인도 성별도 아니며, 응답자가 가구 단위 또는 자기 단위의 경제적 책임을 실제로 부담하고 있는가에 있다. 전통적 남성 가장 모형으로는 이 패턴이 설명되지 않는다.

이어지는 물음은 책임이 어떤 경로로 시간지평을 확장하는가이다. 가장 자연스러운 가설은 책임이 자기통제를 강화하고 자기통제가 단기 충동을 억제한다는 것이다. 그러나 자료는 이 경로를 지지하지 않는다. 자기보고 인내심을 매개변수로 하여 경로를 분해하면, 인내심 자체는 단기 할인율을 유의하게 낮추는 반면 가구 책임은 인내심을 높이지 않는다. 기혼 응답자는 오히려 자신의 인내심을 다소 낮게 평가한다(표 4-5 참고).

---

30 유동성 제약하에서 측정된 시점 간 선택은 선호가 아니라 자본의 그림자가격을 반영할 수 있다는 Dean and Sautmann(2021)을 참고하라. 다만, 이 연구는 측정된 할인율의 수준에 관한 것이지 시간지평별 차등에 관한 것이 아니다. 본문에서 설명한 유동성 제약의 영향이 단기-장기 지평상의 비대칭으로 나타나는 것은 제약의 지속성 성분과 측정 잡음의 상대적 비중 때문이라고 추측할 수 있다. 즉, 5년 지평의 평가는 제약의 항상적 성분에 지배되는 반면, 1년 지평의 평가에는 일시적 성분과 충동 요인이 함께 섞여 들어와 제약의 신호가 희석되는 것으로 생각된다.

따라서 본 연구가 식별한 것은 자기통제가 매개하지 않는다는 일반적 진술이 아니라 그보다 구체적으로, 가구의 경제적 책임을 부담하는 응답자는 스스로를 더 인내심 있다고 평가하지 않으면서도 단기 할인율이 낮다. 이는 책임이 자기통제를 경유하지 않고 선호 파라미터에 직접 진입한다는 해석과 다르지 않다.[31]

3. 위험태도의 상이한 결정 구조

위험태도의 결정요인 구성은 시간할인과 동일하지 않다. 인구통계·학력·소득·직업·금융지식이 중심을 이루며, 이들 변수군의 한계 설명력 합이 위험태도 전체 설명력의 약 68%를 차지한다(표 4-8 참고). 반면, 혼인·가구주·가구원 수 등 사회적 역할 변수군은 통계적으로 유의한 몫을 갖지 못하며, 자료 기반의 변수 선택 절차 LASSO에서도 가구주 변수는 선택되지 않는다.

동일한 사회적 역할 변수군이 단기 시간할인에는 작용하고 위험태도에는 작용하지 않는다는 이 대비 자체가 하나의 발견이라고 볼 수 있다. 두 선호를 '신중함' 또는 '인내'라는 공통의 성향 차원으로 요약하려는 접근으로는 이 차이가 설명되지 않는다. 실제로 선호별로 영역 내에서는 지표 간 상관이 강하게 유지되는 반면 영역을 넘어서면 관계가 거의 소멸한다.[32]

---

31 정체성이 자기통제를 경유하지 않고 효용함수에 직접 진입한다는 관점은 Akerlof and Kranton(2000, 2010)을 참조하라. 다만, 자기보고 인내심은 0~10 척도의 단일 문항이므로 내적 일관성 신뢰도의 산출이 불가능하며, 척도 신뢰도가 낮을 경우 감쇠 편의가 두 경로에 이중으로 작용하여 매개효과를 과소 탐지할 가능성을 배제하지는 못한다.

32 영역 내 상관은 r1–r5가 0.600, 독재자 게임–최후통첩 게임이 0.479로 강하다. 반면, 영역 간 상관은 모두 절댓값 0.10 이하이며(r1–γ 0.091, r5–γ 0.093), r5–최후통첩 게임은 -0.011로 사실상 0이다(부표 A-6). 다만, 이는 형식적 검정에 근거한 진술이 아니라 관측된 패턴에 근거한 제한적 진술이다.

4. 호혜성: 측정 타당성 문제

자원 분배 게임에서는 응답이 균등배분인 50 : 50에 압도적으로 집중되었다. 이 집중이 한국인의 실제 균등 선호를 반영하는지, 아니면 설문이라는 측정 환경이 유발한 응답 양식의 산물인지는 본 자료로 분리되지 않는다. 다만, 한 가지 단서는 독재자 게임과 최후통첩 게임에 동일하게 응답한 비율이 학력 수준에 따라 단조적으로 상승한다는 관찰이다. 이러한 동일 응답이 문항 이해의 어려움에서 비롯된다면 관측 방향은 정반대여야 한다. 실제 동일 응답자는 오히려 연령이 낮고 학력이 높으며 사무직과 고소득 비율이 높다.[33] 이에 대한 설명은 응답 시간의 기회비용, 규범적 정답에 대한 민감도, 척도 중앙이라는 자연적 기준점의 존재 등이며, 이들은 상호 배타적이지 않아 본 자료로는 분리되지 않는다.

한편 응답자 내 차분, 즉 최후통첩 게임과 독재자 게임 응답의 차이를 관찰하면, 즉 동일 응답자를 제외한 표본에서 학력이 높을수록 두 게임을 크게 구분한다는 관계가 명확히 식별된다(표 5-6 참고). 그러나 이를 학력의 인과적 효과로 해석하기는 어렵다. 제외 기준 자체가 학력과 강하게 상관되어, 대학원졸은 4분의 1 남짓만 잔존하는 반면 중졸 이하는 절반 이상이 잔존하기 때문에 잔존한 대학원졸 응답자들은 설문에 유난히 성실하게 임한 소수로 선택되었을 가능성이 있다.

이러한 선택 구조 자체가 호혜성 분석의 발견 중 하나이다. 대학원졸 집단은 두 게임을 구분하지 않는 응답자를 가장 많이 포함하면서, 동시에 구분한 응답자들 사이에서는 그 구분의 폭이 가장 큰 것으로 나타난다. 하나의 집단 내부에 성격이 상반된 두 응답이 공존하는 것으로, 집단 평균만을 관찰하면 이 구조는 단일한 수치로 상쇄되어 사라진다. 특정 집단의 평균 응답으로부터 그 집단의 선호를 곧바로 읽어내는 관행에 대한 반례라 할 수 있다.

---

33 세 게임 모두 5만원의 동일 응답자 788명과 그 외의 응답자 840명을 비교하면, 동일 응답자가 평균 2.8세 낮고 대졸 비율 +4.9%p, 대학원졸 +2.6%p, 사무직 +13.6%p, 고소득 +2.9%p가 높다(표 5-2). 인지 능력의 제약이 원인이라면 정반대 방향이 관찰되어야 한다.

제2절 전략기제와 규범기제의 이론적 위상

전 절에서 언급한 네 층위 가운데 앞의 세 가지는 두 기제로 범주화된다. 객관적 조건에 대한 합리적 적응을 상정하는 전략기제와, 사회적 역할에서 비롯된 정체성이 판단에 개입한다고 보는 규범기제가 그것이다.

제2장에서 언급한 바와 같이, 전략기제와 규범기제의 대비는 일반적으로 확립된 이론이 아니라 본 조사에서 관측된 결정요인 패턴을 정리하는 분류 기준으로 설정한 것이다. 위험태도와 장기 시간할인은 전략기제에, 단기 시간할인은 규범기제에 각각 부합하는 것으로 나타난다. 따라서 본 범주화는 특정 영역에서 한 기제가 부재한다는 배타적 주장이 아니라, 영역과 시간지평에 따라 두 기제의 상대적 비중이 체계적으로 달라진다는 보완적 주장이다.

1. 영역별 배정과 근거

제1절에서 정리한 세 가지 결정요인 패턴은 두 기제에 다음과 같이 배정된다.

위험태도는 전략기제에 해당한다. 인구통계 · 학력 · 소득 · 취업 · 금융지식이 핵심 결정요인을 이루는 구성은 인적자본의 생애주기 위치(Bodie, Merton, and Samuelson, 1992)와 완충자산 수준(Deaton, 1991)에 따른 합리적 조정, 그리고 인지적 위험 인식 채널이라는 제2장 제4절의 이론적 설명과 각각 대응한다. 사회적 역할 변수가 계수 · ΔR^2 · LASSO 보존의 세 기준에서 모두 약하다는 점도, 위험감내의 적정 수준에 대한 사회적 규범이 시간할인이라는 미래 대비 규범만큼 명확하지 않다는 제2장 제4절 2.항의 추론과 어긋나지 않는다.

장기 시간할인도 같은 기제에 배정된다. 5년 지평의 평가는 자산 축적 경로와 미래소득 기대에 직접 연결되므로 객관적 자원 환경의 함수로 결정된다는 제2장 제3절 3.항의 추론과 일관되며, 소득 · 부채 · 연령의 한계

설명력이 여기에 집중된다는 관측이 이를 뒷받침한다.

단기 시간할인은 규범기제에 배정된다. 근거는 첫째, 자원 보유량 변수군의 한계 설명력이 0과 구별되지 않는데, 이를 사회적 역할·저축 형태 변수군이 대신한다는 점이다. 둘째, 성별·혼인·가구주의 결합 분해에서 가구 단위 책임을 시사하는 다섯 유형이 모두 유의한 음의 효과를 보이며, 그 공통 요소가 혼인도 성별도 아닌 책임의 부담 여부라는 것이다. 셋째, 자기보고 인내심을 매개변수로 한 경로 분해에서 매개가 관측되지 않아, 책임이 자기통제를 경유하지 않고 작동한다는 정체성 경제학의 직접 작동 형태와 부합한다.

이러한 배정을 지지하는 것은 각 영역의 개별 결과가 아니라 두 변수군이 두 영역에 엇갈려 작동하는 교차 구조다. 사회적 역할 변수는 단기 시간할인에 일관된 음의 방향으로 작동하나 위험태도에는 작동하지 않고, 소득·부채 등 자원 보유량 변수는 위험태도와 장기 시간할인에 작동하나 단기 시간할인에는 작동하지 않는다.

한 영역의 결과만 놓고 보면 이 무반응은 종속변수의 측정 정밀도 문제로 설명될 여지가 있다. 위험태도에서 사회적 역할 변수가 유의하지 않은 것은 규범이 실제로 부재해서가 아니라, γ의 측정 오차가 커서 어떤 효과도 포착되지 않은 결과일 수 있다는 것이다. 그러나 측정 오차가 원인이라면 해당 종속변수는 모든 변수군에 대해 둔감해야 하나, γ는 성별·학력·소득·취업에 반응하면서 사회적 역할 변수에 둔감하다. 단기 할인율은 소득과 부채에 둔감하면서 자영업·건강·사회적 역할에는 유의하게 반응한다. 두 종속변수 모두에서 둔감성이 특정 변수군에 한정되므로, 이를 측정 정밀도의 일반적 한계로 돌릴 수 없을 것이다.

이 대조가 가능한 것은 세 영역이 동일 응답자에게서 측정되었기 때문이다. 영역별로 다른 표본을 사용하였다면 관측된 비대칭이 표본 구성의 차이에서 비롯되었을 가능성을 배제할 수 없으나, 통합 측정 설계에서는 그 가능성이 제거된다.[34]

---

34 다만, 여기서 기각되는 것은 측정 정밀도라는 대안에 한정되며, 제4장 제3절 4.항에서 함께 제시한 두 대안인 한국적 위험 규범이 추상적 감수 수준이 아닌 가구 단위 위험

2. 두 축의 비대칭성

규범기제는 정체성이 선호 자체를 재조정한다는 주장이다. 반면, 전략기제는 서로 다른 두 경우를 포괄한다. 하나는 객관적 조건에 대응하여 선호가 내생적으로 형성된다는 것이고, 다른 하나는 제약하 최적화의 결과가 선호 측정치에 혼입된다는 것이다. 후자의 경우 측정된 장기 할인율은 선호의 함수가 아니라 제약의 함수이며, 엄밀히 말해 선호의 결정요인이 아니라 선호 측정치의 결정요인이다.

이 비대칭은 본 연구의 주장 범위를 다음과 같이 한정한다. 첫째, 본 연구가 확립한 것은 관측된 결정요인 패턴의 영역별 차이이므로 전략기제 내부의 두 경우를 구분하지 않고도 성립한다. 둘째, 정책 수단의 선택이라는 관점에서 두 경우는 객관적 조건의 변경이라는 동일한 처방으로 수렴한다. 구분이 실질적으로 요구되는 지점은 개입 효과의 지속성에 대한 예측이며, 이는 제3절에서 다룬다. 셋째, 전략기제 내부의 분리, 즉 조건에 대한 선호의 적응과 제약의 그림자가격을 가르는 식별은 유동성 제약의 외생적 변동을 활용하는 설계를 요구하며 본 연구의 범위를 벗어난다.

3. 식별 한계와 유효 범위

본 연구에서 식별할 수 없는 한계는 다음과 같다. 첫째는 인과의 방향이다. 가구 단위 경제적 책임과 낮은 단기 할인율 사이의 관계가 책임의 부담이 시간지평을 확장한 결과인지, 아니면 미래지향적 응답자가 그러

분담의 형태로 작동할 가능성, 그리고 측정 도구가 그 작동 영역과 정렬되지 않았을 가능성은 본 자료로 배제되지 않는다. 한편, 직업 변수군은 어느 기제로도 배정하지 않는다. 앞서 언급한 바와 같이 자영업 더미는 단기와 장기 시간할인 모두에 강하게 작용하고 한계 설명력의 크기도 두 지평에서 거의 같아, 위 배정의 근거인 영역 간 비대칭에 관여하지 않기 때문이다. 이 유보는 본 범주화의 결함이라기보다 그 적용 범위를 규정하는 데 의의가 있다. 두 기제로 정리되는 것은 시간지평에 민감하게 반응하는 변수군이며, 시간지평에 둔감한 변수군이 어떤 경로로 작동하는지는 별도의 분석을 필요로 한다.

한 위치로 자기선별한 결과인지는 횡단면 자료로 분리되지 않는다.

둘째는 두 기제의 동시성이다. 혼인 또는 가구주 지위의 획득은 정체성만이 아니라 객관적 자원 환경도 함께 변경한다. 따라서 관측된 효과를 정체성 단독에 귀속시킬 근거는 본 자료에서 확정되지 않는다. 이 난점은 자료의 부족이 아니라 이론 구조 자체에서 비롯되는 것이다. 나아가 정체성이 부분적으로 선택되는 대상이라면, 정체성의 채택 자체가 전략적 선택인 한 두 기제는 동기의 수준에서 명확히 구분되지 않는다.[35]

셋째는 매개분석의 식별 가정이다. 제1절 2.항의 경로 분해는 매개변수와 결과변수에 동시에 영향을 미치는 미관측 교란변수의 부재를 요구하며, 이 가정은 본 자료에서 검증되지 않는다.

전술한 두 번째 한계는 본 범주화의 약점이라기보다 그 유효 범위를 규정한다. 두 기제를 구분하는 실질적 근거는 심층 동기의 차이가 아니라 개입 수단의 차이다. 정책이 조작할 수 있는 대상은 자원 환경과 정체성 환기이며, 이 둘은 서로 다른 수단이고 서로 다른 시차와 지속성을 갖는다. 동기 수준에서 두 기제가 융합하더라도 수단 선택의 문제로서 구분은 유효하게 남는다. 본 연구의 범주화가 갖는 위상은 본질적 분류라기보다 정책 수단의 대응 체계에 가깝다.

한편, 두 기제가 동시에 작동하는 영역에서의 상대적 비중 정량화, 정체성 활성화가 객관적 조건의 효과를 조정하는 형태의 상호작용, 두 기제 비중의 시간적 변동은 모두 본 연구의 범위를 벗어나며 후속연구의 과제로 남는다.

---

35 <표 4-4>의 주석이 지적하듯 유의한 다섯 유형 내부에는 전형적 가장(남・기혼・가구주 N = 428), 1인가구(N = 407), 여성 가장(N = 101), 배우자(N = 370) 등 사회적 위치와 자원 환경이 상이한 집단이 함께 포함되어 있다. 이들의 효과가 동일한 기제에서 비롯되는지는 확인되지 않았다.

제3절 정책 함의: 기제와 수단의 정합성

1. 기제-수단 정합성의 원칙

정책 설계는 변경 대상 행동이 무엇에 의해 결정되는가에 대한 이해에서 출발한다. 동일한 행동이라도 그 결정이 객관적 자원 환경에서 형성된 것이라면 정책은 그 조건을 변경해야 하고, 사회적 역할 정체성에서 형성된 것이라면 그 정체성을 활성화하거나 규범적 기대를 환기해야 한다.

행동기제와 개입수단의 불일치는 양방향으로 발생한다. 정체성 기제가 지배하는 영역에 자원 변경 수단만을 적용하면 효과는 제한된다. 금전적 유인과 정보 제공은 단기 시간할인의 핵심 결정요인인 가구 책임 정체성에 도달하지 못한다. 반대로 자원 기제가 지배하는 영역에 정체성 활성화 수단을 적용하면 그 수단이 작동할 실제 근거 자체가 존재하지 않을 것이다.

두 수단을 동시에 적용할 경우에는 상호 간섭의 가능성도 고려되어야 한다. 규범에 기반하여 유지되던 행동에 외재적 금전 유인을 도입할 경우 오히려 행동이 위축될 수 있다는 것은 동기 박탈 효과 문헌이 축적해 온 결과다.[36] 본 연구가 이 효과를 관측한 것은 아니며, 이는 설계 단계에서 사전에 배제하지 말아야 할 위험으로 제시된다.

2. 단기 시간할인: 정체성 경로

단기 시간할인이 가구 책임과 결부되어 있다는 관측은 현 단계에서 정책 처방이 아니라 검증 대상으로 간주되어야 한다. 인과의 방향이 확정되지 않았기 때문이다. 확인을 위해서는 정체성 점화(priming) 실험, 혼인

---

36 금전적 유인의 도입이 기존의 규범 기반 행동을 오히려 위축시킬 수 있음을 보인 대표적 연구로 Gneezy and Rustichini(2000), Bowles(2008)를 참조하라. 다만, 이 효과는 유인의 크기·현저성·맥락에 의존하며 보편적으로 관측되는 것은 아니다.

·출산·분가 등 가구 구성 변화 시점을 활용한 자연실험, 또는 동일 응답자를 추적하는 패널 자료가 요구된다.

이 경로가 후속연구에서 인과적으로 지지될 경우 검토 가능한 수단은 가구 책임의 명시화와 구체화다. 가구주의 장래 책임을 환기하는 정책 메시지, 가구 단위 미래 설계 도구의 제공, 가구원 간 미래 자원 배분에 관한 명시적 논의의 촉진 등이 후보가 될 수 있을 것이다.

본 연구의 경로 분해 결과는 자기통제 훈련 계열 수단의 표적 설정에 시사점을 제공한다. 가구 책임이 인내심을 경유하지 않고 작동한다면, 인내심 자체의 제고를 겨냥한 개입은 이미 책임을 부담하고 있는 응답자에 대해서는 중복적일 수 있다. 반면, 그러한 위치에 있지 않은 응답자에 대해서는 대체 경로로서의 여지를 갖는다. 다만, 이 추론은 단일한 매개분석 결과에 의존하므로, 실제 표적 설계는 개입 실험을 통한 확인 이후에 이루어져야 한다.

정체성이 다층적으로 발현된다는 점은 한국의 가구구조 변화 맥락에서 특히 중요하다. 1인가구가 전체 가구의 3분의 1을 상회하는 사회에서 단일 가장을 상정한 정책은 인구 다수에 도달하지 못한다. 본 연구의 유형 분해는 1인가구의 자기 책임이 가구주·배우자 정체성과 거의 동등한 크기로 작동함을 보였다. 따라서 미래지향 정책은 남성 가장을 상정하는 대신 가구주·배우자·1인가구를 포괄하는 다층 구조로 설계될 필요가 있다.[37]

3. 장기 시간할인과 위험태도: 객관적 조건의 변경

두 영역은 각각의 결정요인 구성이 상이하나 정책 수단의 성격은 수렴한다. 본 자료가 지지하는 것은 양 영역 모두에서 객관적 조건의 변경이

---

37 다만, 본 표본의 1인가구 비율은 모집단에 미달하므로 이 결론의 일반화 강도에는 점검이 요구된다. 과소표집이 무작위적이라면 추정의 정밀도에만 영향을 주므로, 일정한 효과가 검출되었다는 사실은 보수적 조건에서의 검출을 의미한다. 반면, 특정 연령대의 1인가구가 선택적으로 누락되었다면 편의의 방향은 특정되지 않는데, 후자의 가능성은 남아 있다.

다. 노후 대비 저축과 장기 자산 축적의 제고를 목적으로 하는 경우 소득 안정성 보장, 자산 형성 지원, 신용 접근성 개선, 부채 부담 완화가 주된 후보가 되며, 위험관리 능력의 제고를 목적으로 하는 경우 고용 안정성 강화, 가구 완충자산 형성 지원, 금융 위험에 관한 교육과 정보 제공이 후보가 된다.

다만, 부채와 장기 할인율의 관계에는 유보적이다. 첫째는 인과의 방향으로, 높은 할인율이 차입을 유발한다는 역방향 경로 또한 이론적으로 강하게 예측된다.[38] 둘째는 측정 대상의 성격이다. 전술한 그림자가격 해석이 타당하다면 부채 보유자의 높은 장기 할인율은 선호가 아니라 제약의 강도를 반영한다. 따라서 유동성 제약의 완화는 측정된 할인율을 비교적 즉각적으로 낮추되, 제약이 재발하면 효과도 함께 소멸할 가능성이 있다. 선호 및 행태 변화를 상정하는 정책 의도와 유동성 제약의 일시적 완화가 갖는 효과는 구분되어야 하며, 이 구분은 정책 평가의 시간지평 설정에 영향을 미친다.

한편, 위험태도 영역에서 사회적 역할 정체성에 호소하는 수단, 예컨대 가장으로서 위험 관리에 신중해야 한다는 유형의 규범 환기는 본 자료에서 작동 근거가 관찰되지 않는다. 위험감내의 적정 수준에 관한 사회적 규범 자체가 명확하지 않다는 점과, 사회적 역할 변수가 위험태도에 거의 작용하지 않는다는 패턴이 이 수단의 한계를 함축하고 있다.

제4절 호혜성 측정의 정책 인프라

호혜성 영역의 정책 함의는 다른 두 영역과 성격을 달리한다. 본 연구의 호혜성 분석은 선호의 직접 측정이 아니라 응답 분포의 진단과 응답자 내 차분의 결정요인 식별이었으며, 그 결과가 가리키는 것은 특정 처방이 아니라 측정 체계 그 자체이기 때문이다.

---

38 대표적으로 Meier and Sprenger(2010)는 '현재 편향(Present Bias)'이 실제 개인의 신용카드 부채 누적으로 직결된다는 사실을 데이터로 입증하였다.

1. 두 가지 함정

첫째, 개입이 측정 도구 자체를 오염시킬 가능성이다. 나눔과 협력을 장려하는 캠페인을 시행하고 전후로 자원 분배 게임의 제안액을 측정하는 설계를 상정해 보자. 제안액이 상승할 경우 이를 협력 선호의 증가로 해석하게 된다. 그러나 캠페인이 전달한 메시지가 균등한 분배가 바람직하다는 것이었다면, 상승한 것은 선호가 아니라 응답자가 인식한 규범적 정답일 수 있다. 개입이 결과변수를 이동시킨 것이 아니라 측정 오차의 방향을 증폭한 것일 수 있다. 이 오염이 문제인 이유는 그 방향이 언제나 개입의 취지와 일치한다는 데 있다. 진정한 선호의 변화든 사회적 바람직성 편향의 증가든 제안액을 동일한 방향으로 상승시키므로, 이러한 설계에서 개입은 구조적으로 거의 항상 성공으로 관측된다.

둘째, 동일한 응답값이 상반된 응답 과정에서 산출될 가능성이다. 균등 배분 응답은 실제로 균등한 배분을 선호한 결과일 수도 있고, 두 게임의 구조적 차이를 검토하지 않은 채 편의적 기준점을 선택한 결과일 수도 있으며, 응답값만으로는 두 과정이 구별되지 않는다.

앞서 확인한 바와 같이 고학력 집단은 두 게임을 구분하지 않는 응답자를 가장 많이 포함하면서 동시에 구분한 응답자들 사이에서는 제안액의 차이가 가장 크다. 이는 교육의 효과가 단일 방향이 아니라 두 힘의 합으로 발현됨을 의미한다. 하나는 응답에 투입되는 노력을 감소시키는 방향의 힘이고, 다른 하나는 과제의 구조적 차이를 정확히 판별하는 방향의 힘이다. 집단 평균은 이 두 힘을 하나의 수치로 합산하므로, 학력별 평균의 차이를 학력별 호혜성 선호의 차이로 번역하면 상반된 두 응답 과정이 상쇄된 값을 선호의 차이로 읽는 결과가 된다.

정책 지표로서의 함의는 명확하다. 집단별 평균값 하나가 아니라 응답 유형의 분포, 즉 두 과제를 구분한 응답자의 비율과 그들의 차분 크기가 함께 고려되어야 하며, 평균만 보고되는 지표는 오도된 정보일 수 있다는 점에 주의가 필요하다.

2. 측정 설계의 요건

본 연구가 가장 확실하게 뒷받침할 수 있는 정책 기여는 선호 측정 인프라의 설계 요건이며, 다음과 같이 정리된다.

첫째, 문항 어휘의 사전 검정이다. 동일한 내용도 어떤 어휘로 제시되는가에 따라 반응이 달라지므로, 도구 개발 단계에서 어휘별 반응을 비교하는 절차가 표준화될 필요가 있다.

둘째, 익명성 수준의 표준화다. 응답자가 인지하는 익명성의 정도가 사회적 바람직성 편향의 크기를 좌우하므로, 조사 간 비교 가능성의 확보를 위해 이 수준이 명시되고 통일되어야 한다.

셋째, 응답 시간의 기록이다. 기준점 의존 응답의 식별에 필수적이며, 온라인 조사 환경에서는 추가 비용이 사실상 발생하지 않는다는 점에서 비용 대비 효과가 가장 높은 항목이다. 본 연구에서 동일 응답의 학력 기울기를 두고 복수의 설명을 분리하지 못한 것도 응답 시간이 기록되지 않았기 때문이다.

넷째, 응답자 내 차분 설계의 표준화이며 그 일반 원리는 명시할 가치가 있다. 측정 환경의 영향이 응답자별 고정 요소로 진입한다면 두 과제의 차분에서 소거된다. 본 연구의 두 게임 비교가 그 한 사례이며, 관건은 두 과제가 동일한 측정 환경을 공유하되 관심 있는 구조적 차원에서만 상이하도록 과제 쌍을 설계하는 일이다. 다만, 본 연구가 경험한 바와 같이, 차분 분석은 동일 응답자의 제외를 수반하고 그 제외가 비무작위적일 수 있으므로, 설계 단계에서 동일 응답의 발생 자체를 억제하는 장치, 예컨대 강제 선택이나 주의 점검 문항이 병행되어야 할 것이다.

이러한 요건은 국가 단위 조사에 선호 측정 모듈의 탑재를 검토할 경우 사전에 확정되어야 할 설계 사양으로 다루어지는 것이 적절하다.

3. 처방 도출의 유예

균등 응답의 비율을 사회적 협력의 지표로 활용하거나 그 비율을 제고

하는 개입을 도입하는 유형의 처방은, 집중의 출처가 분리되지 않은 현 단계에서는 측정 환경 효과의 변화를 협력 행동의 변화로 오독할 위험을 동반한다. 이 영역의 정책 처방은 측정 효과를 분리하는 후속연구가 수행된 이후로 유예되는 것이 타당하다.

제5절 자료와 설계의 한계

인과 식별에 관한 한계는 제2절에서 다루었으므로, 본 절은 자료 구조와 측정 설계에서 비롯되는 한계를 정리한다.

■ *연령 효과와 코호트 효과*

단일 시점 횡단면 자료로는 생애주기적 변동으로서의 연령 효과와 사회진입기 거시 충격의 각인으로서의 코호트 효과가 분리되지 않는다. 관측된 연령 계수는 두 효과의 합성이다. 거시 경험이 위험태도에 지속적으로 각인된다는 점을 고려하면, 외환위기 시기에 사회에 진입한 코호트의 선호 차별성은 학술적으로 흥미로운 주제이나 본 자료로는 분석해낼 수 없다. 조사 자료와 코호트별 거시 경험 지표의 연결이 후속 설계의 요건이 된다.

■ *영역 간 상호작용*

선호의 세 영역은 별도의 분석 단위로 다루어졌으나 실제로는 상호 의존할 수 있다. 특히 본 연구의 할인율은 위험중립을 전제로 추정되었으므로 효용함수의 곡률이 통제되지 않았고, 이는 추정치에 편의를 남긴다. 다만, 이 편의의 방향은 본 연구의 주장에 대해 보수적으로 작용한다. 곡률이 통제되지 않을 경우 위험회피 성향의 일부가 할인율 추정치에 흡수되어 두 선호가 실제보다 유사하게 관측되기 때문이다. 그럼에도 두 영역의 결정요인 구성이 구별되었다는 사실은 제1절 3.항의 주장이 이 편의를 극복하고 성립함을 의미한다.

■ *표본 구성*

본 조사는 성별·연령·지역의 비례 할당으로 표집되었으나, 1인가구 비율은 모집단보다 약 11%p 낮다. 그 원인으로는 조사 모집단 연령 범위의 차이, 응답 품질 기준에 따른 제외 절차, 가구주 자기인식의 측정 차이가 지목된다. 인구 구성의 어느 부분에서 과소표집이 발생하였는지의 확인이 과제로 남는다.

■ *문항 순서*

모든 응답자에게 동일한 문항 순서가 적용되었으므로 선행 측정이 후속 측정에 미치는 간섭 효과가 통제되지 않았다. 호혜성 측정이 활성화한 사회적 바람직성 의식이 후속 시간할인 응답에 미치는 영향 등이 그 예다. 영역 순서의 무작위화는 후속 조사에서 낮은 비용으로 구현 가능한 개선점이다.

제6절 결 론

본 연구가 제시하는 것은 경제적 선호의 결정요인이 영역과 시간지평에 따라 체계적으로 상이하다는 사실이다. 단기 시간할인에서는 가구의 경제적 책임 부담 여부가 지속적인 관계를 보이고, 장기 시간할인에서는 부채·연령·자영업 등 자원 환경 조건이, 위험태도에서는 고용 안정성·소득과 학력·금융지식 등 인지 조건이 각각 중심을 이룬다. 동일한 사회적 역할 변수가 두 영역에서 상반된 민감도를 보인다는 점은, 경제적 선호를 단일한 심층 성향으로 환원하려는 접근에 대한 자료 기반의 반례를 구성한다. 전국 단위 대표성 표본에서 세 영역을 통합 측정한 자료가 아니었다면 도출되기 어려운 결과다.

본 연구가 제안하되 확립하지 못한 것은 전략기제와 규범기제의 대조 구도다. 이 대비는 관측된 패턴을 정리하는 분류 도구로서 유용하게 작동하며, 이를 한국 자료에 적용한 의미 있는 시도로 판단된다. 그러나 두

기제의 분리 식별은 본 자료의 범위를 넘어선다. 더욱이 전략기제 자체가 조건에 대한 선호의 적응과 제약의 그림자가격이라는 두 층위를 포괄하므로, 이 구도의 위상은 존재론적 분류가 아니라 정책 수단의 대응 체계에 가깝다. 그 가치는 검증된 결론으로서가 아니라 후속연구가 사전 검증 가설로 발전시킬 수 있는 출발점으로서 평가되기를 기대한다.

한편, 본 연구가 제기하는 문제는 선호 측정 자체의 취약성이다. 자원분배 게임 응답의 집중은 실제 선호의 발현과 측정 환경 효과 사이에서 분리되지 않는다. 응답자 내 차분 분석은 이 한계를 부분적으로 우회하되 완전히 해소하지 못하며, 그 분석이 요구하는 제외 절차가 다시 학력과 상관된 선택을 발생시킨다. 동일 응답의 비율과 두 게임을 구분하는 폭이 학력에 대해 동시에 상승한다는 사실, 즉 고학력 집단이 가장 무성의한 응답자와 가장 정밀한 응답자를 함께 포함한다는 사실은, 집단 평균에 근거하여 선호를 판독하는 관행이 얼마나 용이하게 오도될 수 있는지를 보여준다.

이상의 세 결론은 하나의 방향을 가리킨다. 선호에 근거한 정책 설계가 가능하려면 선호 측정 체계가 먼저 정책 자산으로 취급되어야 한다. 문항 어휘의 사전 검정, 익명성 수준의 표준화, 응답 시간의 기록, 응답자 내 차분 설계는 개별 연구의 방법론적 선택이 아니라 국가 조사 체계가 갖추어야 할 사양이다. 횡단면 자료의 인과 식별 한계를 넘어서는 패널과 자연실험, 코호트 각인 분석을 위한 거시 경험 지표의 연결, 효용함수 곡률을 통제한 시간할인·위험태도의 동시 추정과 함께, 이러한 측정 인프라의 정비가 본 연구가 남기는 실행 가능한 과제일 것이다.

참고문헌

통계청, 『2024년 인구주택총조사』, 2025.

Akerlof, George A. and Rachel E. Kranton, “Economics and Identity,” *Quarterly Journal of Economics*, 115(3), 2000, pp.715~753.

_____, *Identity Economics: How Our Identities Shape Our Work, Wages, and Well-Being*, Princeton University Press, 2010.

Allais, Maurice, “Le Comportement de l'Homme Rationnel devant le Risque: Critique des Postulats et Axiomes de l'École Américaine,” *Econometrica*, 21(4), 1953, pp.503~546.

Almlund, Mathilde *et al.*, “Personality Psychology and Economics,” in E. A. Hanushek, S. Machin, and L. Woessmann (eds.), *Handbook of the Economics of Education*, Vol. 4, Elsevier, 2011, pp.1~181.

Andreoni, James and B. Douglas Bernheim, “Social Image and the 50-50 Norm: A Theoretical and Experimental Analysis of Audience Effects,” *Econometrica*, 77(5), 2009, pp.1607~1636.

Andreoni, James and Charles Sprenger, “Estimating Time Preferences from Convex Budgets,” *American Economic Review*, 102(7), 2012, pp.3333~3356.

Arrow, Kenneth J., *Aspects of the Theory of Risk-Bearing*, Yrjö Jahnssonin Säätiö, 1965.

Bardsley, Nicholas, “Dictator Game Giving: Altruism or Artefact?” *Experimental Economics*, 11(2), 2008, pp.122~133.

Baron, Reuben M. and David A. Kenny, “The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations,” *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6), 1986, pp.1173~1182.

Becker, Gary S., “A Theory of Social Interactions,” *Journal of Political Economy*, 82(6), 1974, pp.1063~1093.

Becker, Gary S. and Casey B. Mulligan, “The Endogenous Determination of Time Preference,” *The Quarterly Journal of Economic*s, 112(3), 1997, pp.729~758.

Bénabou, Roland and Jean Tirole, “Incentives and Prosocial Behavior,” *American Economic Review*, 96(5), 2006, pp.1652~1678.

_____, “Identity, Morals, and Taboos: Beliefs as Assets,” *Quarterly Journal of Economics*, 126(2), 2011, pp.805~855.

Benjamin, Daniel J., James J. Choi, and A. Joshua Strickland, “Social Identity and Preferences,” *American Economic Review*, 100(4), 2010, pp.1913~1928.

Bertrand, Marianne and Sendhil Mullainathan, “Do People Mean What They Say? Implications for Subjective Survey Data,” *American Economic Review*, 91(2), 2001, pp.67~72.

Bicchieri, Cristina, *The Grammar of Society: The Nature and Dynamics of Social Norms*, Cambridge University Press, 2006.

Bodie, Zvi, Robert C. Merton, and William F. Samuelson, “Labor Supply Flexibility and Portfolio Choice in a Life Cycle Model,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 16(3-4), 1992, pp.427~449.

Bohnet, Iris and Bruno S. Frey, “Social Distance and Other-Regarding Behavior in Dictator Games: Comment,” *American Economic Review*, 89(1), 1999, pp.335~339.

Bowles, Samuel, “Policies Designed for Self-Interested Citizens May Undermine 'The Moral Sentiments': Evidence from Economic Experiments,” *Science*, 320(5883), 2008, pp.1605~1609.

Bowles, Samuel and Herbert Gintis. “Schooling in Capitalist America Revisited,” *Sociology of Education*, 75(1), 2002, pp.1~18.

Brandts, Jordi and Gary Charness, “The Strategy versus the Direct-Response Method: A First Survey of Experimental Comparisons,” *Experimental Economics*, 14(3), 2011, pp.375~398.

Camerer, Colin F., *Behavioral Game Theory: Experiments in Strategic Interaction*, Princeton University Press, 2003.

Camerer, Colin F. and Robin M. Hogarth, “The Effects of Financial Incentives in Experiments: A Review and Capital-Labor-Production Framework,” *Journal of Risk and Uncertainty*, 19(1-3), 1999, pp.7~42.

Charness, Gary and Matthew Rabin, “Understanding Social Preferences with Simple Tests,” *Quarterly Journal of Economics*, 117(3), 2002, pp.817~869.

Chu, C. Y. Cyrus, Hung-Ken Chien, and Ronald D. Lee, “The Evolutionary Theory of Time Preferences and Intergenerational Transfers,” *Journal of Economic*

Behavior and Organization, 76(3), 2010, pp.451~464.

Cobb-Clark, Deborah A., Sonja C. Kassenboehmer, and Mathias G. Sinning, "Locus of Control and Savings," *Journal of Banking and Finance*, 73, 2016, pp.113~130.

Coller, Maribeth and Melonie B. Williams, "Eliciting Individual Discount Rates," *Experimental Economics*, 2(2), 1999, pp.107~127.

Cornsweet, Tom N., "The Staircase-Method in Psychophysics," *American Journal of Psychology*, 75(3), 1962, pp.485~491.

Dawes, Robyn M. and Richard H. Thaler, "Anomalies: Cooperation," *Journal of Economic Perspectives*, 2(3), 1988, pp.187~197.

Dean, M. and A. Sautmann, "Credit Constraints and the Measurement of Time Preferences," *Review of Economics and Statistics*, 2021.

Deaton, Angus, "Saving and Liquidity Constraints," *Econometrica*, 59(5), 1991, pp.1221~1248.

Ellsberg, Daniel, "Risk, Ambiguity, and the Savage Axioms," *Quarterly Journal of Economics*, 75(4), 1961, pp.643~669.

Elster, Jon, "Social Norms and Economic Theory," *Journal of Economic Perspectives*, 3(4), 1989, pp.99~117.

Engel, Christoph, "Dictator Games: A Meta Study," *Experimental Economics*, 14(4), 2011, pp.583~610.

Falk, Armin, Ernst Fehr, and Urs Fischbacher, "Testing Theories of Fairness—Intentions Matter," *Games and Economic Behavior*, 62(1), 2008, pp.287~303.

Falk, Armin *et al.*, "The Preference Survey Module: A Validated Instrument for Measuring Risk, Time, and Social Preferences," IZA Discussion Paper No. 9674, 2016.

_____, "Global Evidence on Economic Preferences," *Quarterly Journal of Economics*, 133(4), 2018, pp.1645~1692.

Fehr, Ernst and Urs Fischbacher, "Why Social Preferences Matter—The Impact of Non-Selfish Motives on Competition, Cooperation and Incentives," *Economic Journal*, 112(478), 2002, pp.C1~C33.

Fehr, Ernst and Simon Gächter, "Cooperation and Punishment in Public Goods Experiments," *American Economic Review*, 90(4), 2000, pp.980~994.

_____, "Altruistic Punishment in Humans," *Nature*, 415(6868), 2002, pp.137~140.

Fehr, Ernst and Klaus M. Schmidt, “A Theory of Fairness, Competition, and Cooperation,” *Quarterly Journal of Economics*, 114(3), 1999, pp.817~868.

Fisher, Irving, *The Theory of Interest: As Determined by Impatience to Spend Income and Opportunity to Invest It*, Macmillan, 1930.

Forsythe, Robert *et al.*, “Fairness in Simple Bargaining Experiments,” *Games and Economic Behavior*, 6(3), 1994, pp.347~369.

Frederick, Shane, George Loewenstein, and Ted O'Donoghue, “Time Discounting and Time Preference: A Critical Review,” *Journal of Economic Literature*, 40(2), 2002, pp.351~401.

Gneezy, Uri and Aldo Rustichini, “A Fine Is a Price,” *Journal of Legal Studies*, 29(1), 2000, pp.1~17.

Güth, Werner, Rolf Schmittberger, and Bernd Schwarze, “An Experimental Analysis of Ultimatum Bargaining,” *Journal of Economic Behavior and Organization*, 3(4), 1982, pp.367~388.

Harrison, Glenn W., Morten I. Lau, and Melonie B. Williams, “Estimating Individual Discount Rates in Denmark: A Field Experiment,” *American Economic Review*, 92(5), 2002, pp.1606~1617.

Heckman, James J., Jora Stixrud, and Sergio Urzua, “The Effects of Cognitive and Noncognitive Abilities on Labor Market Outcomes and Social Behavior,” *Journal of Labor Economics*, 24(3), 2006, pp.411~482.

Henrich *et al.*, “ “Economic man” in Cross-cultural Perspective: Behavioral Experiments in 15 Small-scale Societies,” *Behavioral and Brain Sciences*, 28(6), 2005, pp.795~815.

Hoffman, Elizabeth, McCabe Kevin, Shachat Keith, and Smith Vernon, “Preferences, Property Rights, and Anonymity in Bargaining Games,” *Games and Economic Behavior*, 7(3), 1994, pp.346~380.

Imai, Kosuke, Luke Keele, and Dustin Tingley, “A General Approach to Causal Mediation Analysis,” *Psychological Methods*, 15(4), 2010, pp.309~334.

Kahneman, Daniel and Amos Tversky, “Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk,” *Econometrica*, 47(2), 1979, pp.263~292.

Kalemli-Ozcan, Sebnem, “Does the Mortality Decline Promote Economic Growth?” *Journal of Economic Growth*, 7(4), 2002, pp.411~439.

Knack, Stephen and Philip Keefer, “Does Social Capital Have an Economic Payoff? A Cross-Country Investigation,” *Quarterly Journal of Economics*, 112(4),

1997, pp.1251~1288.

Krupka, Erin L. and Roberto A. Weber, “Identifying Social Norms Using Coordination Games: Why Does Dictator Game Sharing Vary?” *Journal of the European Economic Association*, 11(3), 2013, pp.495~524.

Laibson, David, “Golden Eggs and Hyperbolic Discounting,” *Quarterly Journal of Economics*, 112(2), 1997, pp.443~477.

Lawrance, Emily C., “Poverty and the Rate of Time Preference: Evidence from Panel Data,” *Journal of Political Economy*, 99(1), 1991, pp.54~77.

List, John A., “On the Interpretation of Giving in Dictator Games,” *Journal of Political Economy*, 115(3), 2007, pp.482~493.

MacKinnon, James G. and Halbert White, “Some Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimators with Improved Finite Sample Properties,” *Journal of Econometrics*, 29(3), 1985, pp.305~325.

Meier, S. and C. Sprenger, "Present-Biased Preferences and Credit Card Borrowing," *American Economic Journal: Applied Economics*, 2010.

O'Donoghue, Ted and Matthew Rabin, “Doing It Now or Later,” *American Economic Review*, 89(1), 1999, pp.103~124.

Pratt, John W., “Risk Aversion in the Small and in the Large,” *Econometrica*, 32(1-2), 1964, pp.122~136.

Rabin, Matthew, “Incorporating Fairness into Game Theory and Economics,” *American Economic Review*, 83(5), 1993, pp.1281~1302.

Samuelson, Paul A., “A Note on Measurement of Utility,” *Review of Economic Studies*, 4(2), 1937, pp.155~161.

Solon, Gary, Steven J. Haider, and Jeffrey M. Wooldridge, “What Are We Weighting for?” *Journal of Human Resources*, 50(2), 2015, pp.301~316.

Stigler, George J. and Gary S. Becker, “De Gustibus Non Est Disputandum,” *American Economic Review*, 67(2), 1977, pp.76~90.

Von Neumann, John and Oskar Morgenstern, *Theory of Games and Economic Behavior*, Princeton University Press, 1944.

Wakker, Peter P., “Explaining the Characteristics of the Power (CRRA) Utility Family,” *Health Economics*, 17(12), 2008, pp.1329~1344.

Weber, Max, *Wirtschaft und Gesellschaft: Grundriss der verstehenden Soziologie*, J. C. B. Mohr, 1922.

Yaari, Menahem E., “Uncertain Lifetime, Life Insurance, and the Theory of the Consumer,” *Review of Economic Studies*, 32(2), 1965, pp.137~150.

Zizzo, Daniel John, “Experimenter Demand Effects in Economic Experiments,” *Experimental Economics*, 13(1), 2010, pp.75~98.

<자료>

한국개발연구원,「경제적 선호도에 대한 국민태도 조사」, 설문기간: 2025. 11. 17 ~2025. 12. 2.

부 록

본 부록은 본문에서 다 다루지 못한 자료·측정 절차의 상세, 강건성 점검 결과, 추가 분석, 변수 정의 코드북을 정리한다. 본문의 분석 결과를 추적하거나 재현하고자 하는 독자가 참조할 수 있도록 구성되었다.

[부록 A]는 자료 출처와 측정 절차를 상세하게 정리하였고, [부록 B]는 강건성 점검(자기보고 통제, IIA 검정, LASSO 변수 선택)의 결과를, [부록 C]는 추가 분석(자기통제 매개의 영역별 비교, 8가지 결합 정체성의 다른 종속변수에 대한 효과)을, [부록 D]는 본 연구의 모든 분석 변수와 원자료 변수의 매핑을 정리하는 변수 정의 코드북, [부록 E]는 실제 조사에 사용된 설문문항을 제공한다.

부록 A. 자료와 측정

A.1. 자료 출처와 표본 설계

본 연구의 자료는 KDI가 2025년에 수행한 「경제적 선호도에 대한 국민태도 조사」이다. 조사는 만 20세 이상 79세 이하의 한국 거주 성인을 모집단으로 하여 성별·연령·지역의 인구학적 비례를 보정한 할당표집을 통해 2,500명을 표집하였다. 표본의 모집단 대표성은 국가데이터처 인구센서스 기준의 사후 가중치를 통해 확보되었으며, 본 연구의 추정에서는 가중치를 적용하지 않은 비가중 표본을 베이스라인(baseline)으로 사용한다. 가중치 적용은 모집단 효과의 점추정에는 적절하나 통계적 효율성(분산 최소화) 측면에서 비가중 추정이 우월하기 때문이다(Solon, Haider, and Wooldridge, 2015).

A.2. 종속변수의 측정 절차 — 본문 제3장과의 분담

본 절에서는 종속변수의 정밀 측정 절차를 정리한다. 측정 도구의 학술적 위상, 연쇄적 비교 선택 설문(staircase) 측정의 일반 원리, 자기보고 변수와의 비교, 자원 분배 게임의 설문화 도전 등은 본문 제3장에서 본격적으로 다루어졌다. 본 절은 본문 제3장에서 다루지 않은 정밀 절차 — 분기 트리의 정확한 노드 구조, 구체적 응답값 분포, 멱함수 효용 도출의 형식적 전개 — 를 보충적으로 정리한다.

A.2.1. 시간할인 측정의 분기 트리 구조

시간할인율 r1과 r5는 연쇄적 비교 선택 설문(staircase) 적응형 측정 방식을 통해 도출된다(자세한 절차의 학술적 위상은 본문 제3장 제3절의 1.항과 2.항 참조). 응답자는 “오늘 100만원 수령” 대 “1년 후 X만원 수령” 사이의 선택을 5회 반복하며, 첫 문항(Q9_1)의 비교 대상은 130만원이다. 응답에 따라 다음 비교 대상이 단조 조정되는 방식으로 5단계를 거치며, 응답자별로 32개의 가능한 1년 할인율 추정치 중 하나로 결정된다. 5년 시간할인율 r5는 동일한 절차를 5년 지평으로 적용한 것이다. r1과 r5의 표본 평균은 각각 21.91%와 14.46%이다.

원자료의 Q9_1부터 Q9_31까지 31개 컬럼은 분기 트리의 각 노드에 해당한다. 각 응답자는 자신의 응답 경로에 따라 5개 노드만 응답하며, 다른 26개 노드는 결측 처리된다. 동일한 분기 트리를 모든 응답자에게 적용하되, 각 응답자의 응답에 따라 실제 응답 경로가 다르게 형성된다. Q10(5년 시간할인)도 동일한 31개 컬럼 분기 구조를 가진다.

본 연구의 시간할인 측정이 시간선호의 직접 측정이 아니라 시간할인의 합성 측정치라는 학술적 구분은 본문 제3장 제3절의 1.항에서 다중 동기 분해와 함께 정리되었다.

A.2.2. 위험태도 측정의 효용함수 도출

위험계수 γ는 Q7 문항군의 측정에서 도출된다(자세한 학술적 위상은 본문 제3장 제3절의 3.항 참조). 각 응답자는 50% 당첨 확률의 30만원 복권과 다양한 확정 금액 사이의 선택을 5회 반복한다. 응답자별 무차별 확정 금액(certainty equivalent)을 식별하고, 멱함수 효용 가정하에서 상대적 위험회피계수를 도출한다.

γ의 도출 공식은 다음과 같다. 효용함수가 $u(x) = x^{1+\gamma}/1+\gamma$이고 응답자가 복권 [50%×30만원, 50%×0원]과 확정 금액 X에 무차별이라면, 다음 관계가 성립한다.

$$0.5 \times 30^{1+\gamma} + 0.5 \times 0 = X^{1+\gamma}$$

이를 정리하면 $\gamma = \log(0.5)/\log(X/30) - 1$이다. 본 연구의 γ는 음수값으로 변환되어 있으며, 0에 가까울수록 위험중립에 가깝고 -1에 가까울수록 위험회피가 강함을 의미한다. 표본 평균은 -0.614이고, 범위는 -0.95에서 +0.02까지 분포한다.

A.2.3. 자원 분배 게임의 응답값 환산

호혜성 영역의 세 종속변수의 측정 절차와 가상적 측정 환경의 학술적 함의는 본문 제3장 제5절에서 정리되었다. 본 절에서는 응답값 환산 절차를 짧게 보충한다.

DG: Q1_1(만원 단위)과 Q1_2(천원 단위)의 응답을 결합하여 DG = Q1_1 + Q1_2/10으로 0~10 척도의 연속값으로 환산한다.

UG: Q1_1_1(만원)과 Q1_1_2(천원)을 결합하여 UG = Q1_1_1 + Q1_1_2/10으로 환산한다.

MAO: Q2_1(만원)과 Q2_2(천원)을 결합하여 MAO = Q2_1 + Q2_2/10으로 환산한다.

세 변수는 모두 0에서 10 사이의 연속 척도이며, 본문 제5장 <표 5-1>의 분포 진단에서 비대칭적 집중 분포가 보고된다. DG의 84.71%가 정확히 5만원에 집중된 것은 국제 비교 자료(Engel(2011) 메타분석의 약 17%, Henrich *et al.*(2005)의 5~30%)와 비교할 때 매우 이례적이며, 이러한 분포 특성은 본문 제5장에서 진단 분석의 출발점으로 다루어진다.

A.3. 표본 선별 절차

원자료 응답자 2,500명에 대해 본 연구는 두 가지 표본 선별 기준을 적용한다. 두 기준은 모두 응답의 신뢰성과 논리적 일관성에 관련되며, 표본 선별 후 분석 표본은 1,628명이다.

A.3.1. 시간선호와 위험태도 측정에서의 극단 응답 제거

시간선호와 위험태도 측정은 연쇄적 비교 선택 설문(staircase) 적응형 설계로 5회 반복 선택을 요구한다. 5회 모두 동일한 방향으로 응답한 경우(예: 5회 모두 “현재 100만원 수령”을 선택하거나 5회 모두 “미래 X만원 수령”을 선택)는 두 가지 가능성을 제시한다. 첫째, 응답자의 진정한 선호가 측정 범위를 초과하여 극단값에 도달한 경우다. 둘째, 응답자가 문항 구조를 이해하지 못했거나 응답에 충분한 주의를 기울이지 않은 경우다. 두 가능성을 분리할 수 없으므로, 본 연구는 측정 신뢰성을 우선하여 5회 모두 동일 방향으로 응답한 사례를 제거한다.

각 측정 영역별 극단 응답의 분해는 <부표 A-1>과 같다. <부표 A-1>은 두 가지 패턴을 드러낸다. 첫째, 시간선호 영역(Q9・Q10)에서는 ‘현재’ 방향의 극단 응답이 ‘미래’ 방향의 극단 응답보다 약 6배 많다. 둘째, 위험태도 영역(Q7)에서는 반대로 ‘확정 금액’ 방향의 극단 응답이 ‘복권’ 방향의 극단 응답보다 약 3배 많으며, 이는 표본의 위험회피 성향이 강함을 시사한다.

<부표 A-1> 영역별 극단 응답의 분해

측정 영역	5회 모두 '현재' 또는 '복권'	5회 모두 '미래' 또는 '확정'	합계
Q9(1년 시간할인)	378	64	442
Q10(5년 시간할인)	420	63	483
Q7(위험태도)	74	220	294

자료: 저자 계산.

A.3.2. 호혜성 게임에서의 논리적 비일관 응답 제거

DG와 UG 사이에는 이론적으로 다음 관계가 성립한다. UG는 DG에 거절 위험이 추가된 게임이므로, 합리적 응답자라면 DG보다 UG에서 적어도 같거나 더 높은 금액을 제안한다. DG > UG는 거절 위험이 도입되면 제안액이 감소한다는 의미이며, 이는 전략적 사고의 논리에 정면으로 배치된다. 본 연구는 이 비일관 응답을 제거한다. 원자료에서 DG > UG 비일관 응답자는 194명이며, 이 중 기준 1에서 이미 제거된 응답자(68명)를 제외하면 기준 2에서 추가로 제거되는 응답자는 126명이다.

A.3.3. 단계별 누적 표본 변화

<부표 A-2>는 두 기준을 단계별로 누적 적용했을 때의 표본 변화를 보고한다.

<부표 A-2> 단계별 누적 표본 선별

단계	적용 기준	단계별 제거	누적 잔여
0	원자료	–	2,500
1	Q9(1년 시간할인) 5회 동일 방향 제거	442	2,058
2	Q10(5년 시간할인) 5회 동일 방향 추가 제거	173	1,885
3	Q7(위험태도) 5회 동일 방향 추가 제거	131	1,754
4	DG > UG 비일관 응답 추가 제거	126	1,628

자료: 저자 계산.

A.3.4. 극단 응답의 중복 분석

세 영역(Q9・Q10・Q7)의 극단 응답은 응답자별로 중복될 수 있다. <부표 A-3>은 응답자가 어느 영역에서 극단 응답을 했는지의 결합 분포를 보고한다. 이 분석은 극단 응답이 무작위 부주의에서 비롯되는지(독립적 분포), 응답자별 일관된 응답 양식에서 비롯되는지(중복 강함)를 점검한다.

<부표 A-3>의 패턴은 두 가지를 의미한다. 첫째, Q9와 Q10 사이의 극단 응답 중복(25.5% + 16.1% = 41.6%)은 매우 강하며, 시간선호 영역에서 응답 양식의 일관성이 강함을 보인다. 둘째, Q7(위험태도)과 Q9・Q10(시간선호)의 중복은 비교적 약하다. Q9 + Q7만 극단인 경우는 17명, Q10 + Q7만 극단인 경우는 26명에 불과하며, 이는 시간선호와 위험태도가 서로 다른 응답 차원임을 시사한다.

<부표 A-3> 영역별 극단 응답 중복 분포(총 746명)

응답 패턴	인원	비율
Q9만 극단	115	15.4%
Q10만 극단	147	19.7%
Q7만 극단	131	17.6%
Q9 + Q10(시간선호 두 측정 모두 극단)	190	25.5%
Q9 + Q7	17	2.3%
Q10 + Q7	26	3.5%
Q9 + Q10 + Q7(세 측정 모두 극단)	120	16.1%
합계	746	100.0%

자료: 저자 계산.

A.3.5. 분석 표본의 모집단 대표성

분석 표본 N=1,628은 원자료의 65.1%에 해당한다. <부표 A-4>는 분석 표본과 원자료 전체의 인구학적 특성을 비교한다.

<부표 A-4> 분석 표본과 원자료 전체의 인구학적 분포 비교

변수	원자료 전체 (N=2,500)	분석 표본 (N=1,628)	차이
여성 비율	49.7%	51.0%	+1.3%p
평균 연령	49.0세	48.4세	-0.6세
결혼 비율	53.7%	56.8%	+3.1%p
가구주 비율	56.8%	57.5%	+0.7%p
평균 가구원 수	2.55	2.61	+0.06

자료: 저자 계산.

분석 표본은 원자료 전체와 비교하여 인구학적 특성에서 큰 차이를 보이지 않는다. 결혼 비율이 약 3%p 높은 것은 표본 선별 기준이 응답 일관성을 요구하므로 응답에 더 신중한 기혼 응답자가 상대적으로 많이 잔존하는 결과로 추정되나, 그 차이의 크기는 표본 대표성을 위협하는 수준은 아니다. 다만, 본 표는 단순 평균 비교에 한정되며 두 표본 평균 차이의 통계적 유의성에 대한 형식적 검정이 본 표에서 직접 보고되지 않는다는 한계가 있다. 표본 선별이 본 연구 핵심 변수 추정치에 미치는 영향에 대한 직접 점검은 본 보고서 제6장의 한계에서 후속연구의 과제로 명시한다.

A.4. 통제변수의 코딩

본 연구의 회귀 모형에 사용되는 핵심 통제변수의 코딩 원칙을 정리한다. 모든 변수는 원자료의 SQ(인구통계) 및 Q(태도) 문항에서 직접 도출되며, 자세한 변수별 매핑은 [부록 D]에 정리한다.

A.4.1. 인구통계

성별은 SQ1에서 응답값 2(여자)를 1로, 1(남자)을 0으로 코딩하여 여성(female)으로 정의한다. 회귀분석에서 기준집단은 남성이다.

연령은 SQ2_op 문항의 만 나이를 그대로 사용한다. 평균 48.43세, 표준편차 15.16, 범위는 20세에서 79세까지 분포한다. 연령 더미 사양에서는 10세 단위 더미(20~70대)를 사용하며 40대를 기준집단으로 설정한다.

결혼은 SQ6 응답값 1(결혼, 배우자 있음)을 1로, 2(미혼/이혼/사별)를 0으로 코딩하여 기혼(married)으로 정의한다.

가구주는 SQ7 응답값 1(예)을 1로, 2(아니오)를 0으로 코딩하여 가구주(head)로 정의한다. 본인이 가구주로 자기인식하는 응답자가 가구주(head)=1이며, 표본의 57.49%에 해당한다.

A.4.2. 학력: 졸업 기준 코딩

학력 변수는 SQ4_1(학교급)과 SQ4_2(재학상태)를 결합하여 졸업 기준으로 코딩한다. 본 연구는 학사·석사 학위와 같은 명시적 졸업 자격을 가진 응답자만 해당 학력 더미가 1이 되도록 제약한다.

d_hs(고졸): SQ4_1=3 AND SQ4_2=1, N=506(31.08%)
d_univ(대졸): SQ4_1∈{4, 5} AND SQ4_2=1, N=643(39.50%)
d_grad(대학원졸): SQ4_1=6 AND SQ4_2=1, N=81(4.98%)
기준집단(고졸 미만 또는 미졸업): N=398(24.45%)

이 졸업 기준 코딩은 학력 변수의 진정한 효과를 식별하기 위한 선택이다. 단순히 학교급(SQ4_1)만으로 코딩할 경우 대학 재학생, 휴학생, 중퇴자가 모두 d_univ=1로 분류되어 학력의 효과가 희석된다.

A.4.3. 소득

소득은 SQ9의 5단계 구간 응답을 다음 세 그룹으로 재분류한다.

d_low_inc(월 300만원 미만): SQ9∈{1, 2}, 43.80%
d_mid_inc(월 300~700만원): SQ9∈{3, 4}, 46.93%

d_high_inc(월 700만원 이상): SQ9=5, 9.28%

회귀분석에서 저소득(d_low_inc)을 기준집단으로 사용한다.

A.4.4. 부채와 건강

부채(d_debt)는 SQ10에서 월 부채 상환금액 100만원 이상(SQ10≥2)을 1로 코딩한다. 표본의 23.71%가 해당한다.

건강(d_healthy)은 SQ11에서 건강 상태 응답값 1(매우 좋음) 또는 2(좋음)를 1로 코딩한다. 표본의 36.67%가 해당한다.

A.4.5. 직업

SQ5의 10개 직업 분류를 다음 변수로 재구성한다.

d_employed(취업자): SQ5∈{1, 2, 3, 4, 5, 6} (직업 보유), 73.59%
d_white_collar(사무·관리/전문직): SQ5∈{5, 6}, 46.13%
d_self_emp(자영업): SQ5=2, 9.46%
d_housewife(주부): SQ5=7, 10.38%

A.4.6. 지역, 저축 형태, 금융지식, 자기보고

수도권 거주(d_metro)는 SQ3에서 서울(1), 인천(4), 경기(8) 거주자를 1로 코딩한다. 저축 형태는 Q3 복수응답에서 은행 예금·적금(save_bank), 생명보험(save_insure), 주식(save_stock), 저축 없음(save_none) 더미를 도출한다.

금융지식 변수는 Q5(복리 개념) 정답 여부 단독으로 정의한다. fl_compound = 1 if Q5=1 (‘110만원 초과’). 표본의 52.70%가 정답 응답이다. 본 연구가 Q4(인플레이션) 응답을 금융지식 측정에서 제외한 이유는 응답 분포의 변별력 부족(88.9%가 동일 보기 선택, 천장 효과)에 있

다. Q5와의 상관계수는 0.092에 불과하여 두 문항이 동일한 잠재변수를 측정한다고 보기 어렵다.

자기보고 위험감수의향(q6_risk)과 자기보고 인내심(q8_patience)은 각각 Q6과 Q8 문항(0~10 척도)의 응답값을 그대로 사용한다.

A.5. 분석 방법론

본 연구의 분석 방법론은 종속변수의 측정 성격에 따라 차별화된다. 시간할인과 위험태도 변수는 잠재적 연속 선호의 연쇄적 비교 선택 설문(staircase) 추정치이므로 OLS가 적합하다. 호혜성 변수는 표면적으로 연속이나 본질적으로 범주적 분포를 보이므로 이항 로짓과 다항 로짓을 주요(primary) 분석으로 사용한다.

A.5.1. 시간할인과 위험태도: OLS와 위계 회귀

r1, r5, γ의 결정요인 분석은 위계적 회귀 사양 M1~M4로 수행한다. 각 사양의 자세한 변수 구성은 본문 제4장 제1절의 2.항에 정리되어 있다. 모든 회귀에서 분산 이질성에 robust한 HC3 표준오차를 사용한다. HC3는 소표본에서 가장 보수적인 robust SE 추정법으로, 본 표본 크기(N=1,628)에서 적절한 선택이다(MacKinnon and White, 1985).

변수군별 ΔR^2 비교는 M3 사양에서 특정 변수군을 제외한 사양과의 R^2 차이로 정의되며, 그 차이의 통계적 유의성은 F 검정으로 평가한다. LASSO는 본 baseline 사양의 변수 선택 적절성을 자료 주도적 관점에서 점검하는 도구로 활용되며, 그 결과는 부록 B.3에 정리한다.

A.5.2. 호혜성: 이항 로짓과 다항 로짓

호혜성 변수의 분포 특성(50 : 50 집중)을 고려하여 다음 두 분석을 병행한다.

주요 분석(Primary): 이항 로짓. 종속변수를 DG_eq5, UG_eq5, MAO_eq5(해당 변수가 5인 경우 1, 아니면 0)로 이항화한다. 이항 로짓은 누가 50 : 50 응답을 선택하는가의 결정요인을 식별한다.

추가 분석(Secondary): 3범주 다항 로짓(MNLogit). 종속변수를 0(=5, reference), 1(<5), 2(>5)의 3범주로 분류한다. 다항 로짓은 두 비교 추정량(<5 vs =5, >5 vs =5)을 동시에 산출하며, 두 방향 이탈이 동일한 결정요인의 양면인지 별개의 결정요인을 갖는지 식별한다. 다항 로짓의 IIA (Independence of Irrelevant Alternatives) 가정은 부록 B.2에서 점검한다.

A.5.3. 응답자 내 식별 분석

본 연구의 호혜성 측정은 동일 응답자에게 DG, UG, MAO 세 게임을 순차 측정하는 통합 설계를 채택하므로, 응답자 내(within-subject) 응답 패턴을 분석 단위로 활용할 수 있는 추가 가능성을 연다. 본 연구는 이 가능성을 두 분석에서 활용한다. 첫째, 동일 응답 응답자의 식별이다. 동일 응답자가 두 게임 또는 세 게임 모두에서 5만원을 응답한 경우 분배자 차원 또는 분배자·수령자 차원에서 응답 양식이 동질적임을 함축한다. 둘째, UG−DG 차이의 결정요인 분석이다. UG−DG 차이는 동일 응답자가 두 게임에 응답한 두 값의 응답자 내 차분이며, 응답자 고유의 측정 편향이 두 게임에서 동일하게 작동했다면 그 차이를 통해 부분적으로 상쇄된다.

A.6. 종속변수 간 상관구조

A.6.1. 종속변수의 표본 통계

<부표 A-5>는 r1, r5, γ, DG, UG, MAO 6개 종속변수의 표본 통계를 보고한다.

<부표 A-5> 종속변수의 표본 통계(N=1,628)

변수	평균	표준편차	측정 단위	측정 도구
r1 (1년 시간할인율)	21.91%	16.90	연환산 %	Q9 staircase
r5 (5년 시간할인율)	14.46%	9.31	연환산 %	Q10 staircase
γ (위험계수)	-0.614	0.227	무차원	Q7 staircase
DG (독재자 게임)	4.66	1.11	만원	Q1 직접 응답
UG (최후통첩 게임)	5.24	1.12	만원	Q1-1 직접 응답
MAO (최소수락액)	4.72	1.10	만원	Q2 직접 응답

주: 1) r1 · r5 · γ는 연쇄적 비교 선택 설문(staircase) 절차로부터 추정된 32개 가능값 중 하나로 결정되며 분포가 이산적임.
2) DG · UG · MAO는 0~10 척도(1만원 단위)이나 분배자/수령자 결정의 공통 앵커(anchor)인 5만원에 분포가 강하게 집중됨.
자료: 저자 계산.

A.6.2. 종속변수 간 상관행렬

<부표 A-6>은 6개 종속변수의 Pearson 상관계수를 보고한다.

상관행렬은 두 가지 패턴을 보인다. 첫째, 영역 내 상관은 강하다. 시간할인 영역에서 r1과 r5는 r=0.60의 강한 상관을 보이며, 호혜성 영역에서 DG와 UG는 r=0.48이다. 둘째, 영역 간 상관은 약하다. 모든 영역 간 상관계수는 절댓값 0.10 이하이며, 특히 r5와 UG의 상관은 -0.011로 사실상 0이다. 이 패턴은 Falk *et al.*(2018)의 글로벌 선호 조사가 보고한 영역 간 약한 상관과 일치한다.

<부표 A-6> 종속변수 간 상관행렬

	r1	r5	γ	DG	UG	MAO
r1 (1년 시간할인율)	1.000					
r5 (5년 시간할인율)	0.600	1.000				
γ (위험계수)	0.091	0.093	1.000			
DG (독재자 게임)	0.065	0.024	0.055	1.000		
UG (최후통첩 게임)	0.025	-0.011	-0.005	0.479	1.000	
MAO (최소수락액)	0.061	0.028	0.085	0.304	0.270	1.000

자료: 저자 계산.

A.6.3. 본 표본의 가구 구성과 모집단 비교

본 보고서가 활용하는 가구 형성 변수의 분포를 모집단 가구 구성과 비교하여 표본의 대표성과 본 분석의 적용 범위를 명시한다.

본 분석 표본의 1인가구 비율은 25.0%이며, 통계청(2025)의 「2024년 인구주택총조사」 기준 한국의 1인가구 비율(36.1%)보다 약 11%p 낮다. 이 차이의 가능한 원인은 다음과 같다. 첫째, 본 조사의 모집단 범위(만 20~79세)와 통계청 1인가구 통계의 정의(전 연령대 1인가구) 차이이다.

<부표 A-7> 본 표본의 가구 구성

가구 형성 결합	N	비율
1인가구(미혼・가구주, 남)	183	11.2%
1인가구(미혼・가구주, 여)	224	13.8%
1인가구 소계	407	25.0%
기혼・가구주(남・여)	529	32.5%
기혼・비가구주(남・여)	395	24.3%
미혼・비가구주(남・여)	297	18.2%

자료: 저자 계산.

둘째, 본 분석 표본 선별 절차(연쇄적 비교 선택 설문(staircase) 5회 동일 방향 응답자 제거 등)에서 1인가구가 다소 과소 표집되었을 가능성이다. 셋째, 가구주 자기 인식 응답의 측정 차이이다.

본 표본 1인가구의 모집단 대표성에 대한 정밀 점검은 다음 차원에서 후속 수행될 필요가 있다. 첫째, 연령별・성별・소득별 본 표본 1인가구의 분포가 통계청 1인가구 통계와 일치하는지의 점검, 둘째, 본 표본 1인가구가 모집단보다 과소 표집된 부분이 어느 인구학적 부분(예: 청년 1인가구 vs 노년 1인가구)인지의 식별이다. 본 표본의 1인가구 비율(25.0%)이 모집단(36.1%)보다 약 11%p 낮은 점은 본 보고서의 1인가구 자기책임 효과의 일반화 강도에 대한 추가 점검을 요구하며, 1인가구를 위한 정책 함의는 이 점검 결과에 따라 정밀화되어야 한다.

본 보고서의 8가지 결합 정체성 분해 분석(제4장 제2절 4.항)이 1인가구 자기책임이 미래지향 행동에 미치는 효과를 식별한 결과는 본 표본의 1인가구 25.0%(N=407)에 기반한다. 이 표본 크기는 계수 추정의 통계적 검정력을 확보하기에는 충분하나, 검정력의 확보가 대표성의 확보를 뜻하지는 않는다. 과소표집이 특정 연령・소득 구간에 집중되었다면 계수 자체가 편의를 가지므로, 1인가구 관련 결론의 일반화는 위 점검이 수행된 뒤에 이루어져야 한다.

부록 B. 강건성 점검 상세 결과

본문에서 부분적으로 다룬 강건성 점검의 상세 결과를 정리한다. 점검은 세 가지로 구성된다. 첫째는 자기보고 변수 통제 시 핵심 결과의 안정성(M3 ↔ M4 비교)이고, 둘째는 다항 로짓의 IIA 가정에 대한 간이 점검이며, 셋째는 LASSO 변수 선택을 통한 자료 주도적 결과 확인이다.

B.1. 자기보고 변수 통제 시 안정성: M3 ↔ M4 비교

본 연구의 M4 사양은 M3에 자기보고 위험감수의향(q6_risk)과 자기보고 인내심(q8_patience)을 추가한 것이다. 자기보고 변수와 행태 측정치는 동일한 잠재 선호의 두 측정 통로이므로, M4에서 자기보고 변수를 통제했을 때 행태 측정치에 대한 다른 결정요인의 효과가 어떻게 변하는지가 측정의 정합성과 결과의 강건성을 동시에 점검한다.

<부표 B-1>은 r1, r5, γ에 대한 M3 ↔ M4 핵심 변수의 효과를 비교한 것이다. <부표 B-1>의 결과는 다음 세 가지로 정리된다.

첫째, 본 연구의 핵심 변수(married, head, hhsize)의 효과는 자기보고 통제 후에도 안정적으로 유지된다. 부호의 변경이 없으며, 통계적 유의성의 큰 변동도 없다. 특히 가구주(head)의 r1 효과는 M3에서 p=0.061의 한계 유의에서 M4에서 p=0.043의 5% 유의로 오히려 강화되는데, 이는 자기보고 인내심 변수가 가구주(head) 효과를 매개하지 않으며 가구주(head)의 직접 효과가 잠재적으로 더 강함을 시사한다.

둘째, 자기보고 변수 자체는 행태 측정치와 강하게 수렴한다. 자기보고 위험감수의향(q6_risk)은 γ에 대해 β=+0.027($p<10^{-3}$)의 매우 강한 효과를 가지며, 이는 자기보고 측정과 행태 측정 사이의 정합성을 입증한다. 자기보고 인내심(q8_patience)은 r1에 대해 β=-1.135($p<10^{-3}$)의 강한 효과를 보인다. 이러한 정합성은 본 연구의 행태 측정이 응답자의 잠재 선호를 타당하게 측정함을 의미하고 있다.

<부표 B-1> M3↔M4 핵심 변수 효과 비교

종속	변수	M3 β (p)	M4 β (p)	안정성 평가
r1 (1년 시간할인율)	기혼 (married)	-1.642 (0.154)	-1.667 (0.148)	안정
	가구주 (head)	-2.084 (0.061)*	-2.242 (0.043)**	강화
	가구원 수 (hhsize)	-0.602 (0.194)	-0.645 (0.162)	안정
	대학원졸 (d_grad)	-2.432 (0.251)	-2.084 (0.321)	다소 약화
	부채 (d_debt)	+0.661 (0.520)	+0.253 (0.806)	약화
	건강 (d_healthy)	-2.309 (0.008)***	-1.983 (0.025)**	안정
	자기보고 위험감수의향 (q6_risk)	-	+0.943 ($<10^{-3}$)***	자기보고 강한 효과
	자기보고 인내심 (q8_patience)	-	-1.135 ($<10^{-3}$)***	자기보고 강한 효과
r5 (5년 시간할인율)	기혼 (married)	-0.282 (0.645)	-0.261 (0.671)	안정
	가구주 (head)	-1.151 (0.053)*	-1.200 (0.045)**	강화
	가구원 수 (hhsize)	-0.453 (0.074)*	-0.473 (0.063)*	안정
	대학원졸 (d_grad)	-3.199 (0.003)***	-3.096 (0.004)***	안정
	부채 (d_debt)	+1.505 (0.008)***	+1.382 (0.015)**	안정
	자기보고 위험감수의향 (q6_risk)	-	+0.268 (0.029)**	자기보고 약한 효과
	자기보고 인내심 (q8_patience)	-	-0.220 (0.109)	자기보고 비유의
γ (위험계수)	기혼 (married)	-0.012 (0.427)	-0.003 (0.845)	안정
	가구주 (head)	-0.010 (0.515)	-0.015 (0.277)	안정
	가구원 수 (hhsize)	-0.008 (0.177)	-0.012 (0.044)**	강화
	대학원졸 (d_grad)	-0.097 ($<10^{-3}$)***	-0.086 (0.001)***	안정
	자기보고 위험감수의향 (q6_risk)	-	+0.027 ($<10^{-3}$)***	자기보고 강한 효과

주: 유의수준은 *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01임.
자료: 저자 계산.

셋째, 자기보고와 행태 측정의 시간지평별 차이가 흥미롭다. 자기보고 인내심(q8_patience)은 r1에 대해 강하게 유의($p<10^{-3}$)하나 r5에 대해서는 비유의($p=0.109$)하다. 이는 단기 시간할인이 자기보고 인내심과 더 직접 연결되며, 장기 시간할인은 자기보고 인내심으로 환원되지 않음을 의미한다. 이 패턴은 본문 제4장 제2절의 단기·장기 비대칭 발견과 일치한다.

B.2. MNLogit IIA 가정 점검

다항 로짓(MNLogit)은 IIA(Independence of Irrelevant Alternatives) 가정을 요구한다. 본 절은 IIA 가정에 대한 간이 점검을 수행한다. 점검 절차는 다음과 같다. 첫째, 전체 표본에서 3범주 다항 로짓(MNLogit)을 추정하여 (<5 vs =5, >5 vs =5)의 두 추정량을 얻는다. 둘째, 한 범주(예: >5)를 제거한 후 나머지 두 범주에 대해 이항 로짓을 추정한다. 셋째, 다항 로짓(MNLogit) 추정량과 이항 로짓 추정량의 차이가 작으면 IIA 가정이 충족된다고 판정한다. 통상 추정량의 변동이 ±10% 이내이면 IIA 가정이 안전하다고 본다.

<부표 B-2>는 호혜성의 세 변수에 대한 핵심 변수의 다항 로짓(MNLogit)과 이항 로짓의 추정량 비교와 수렴 안정성을 확인하기 위해 핵심 변수 축소 사양으로 수행되었다. <부표 B-2>의 결과는 다음과 같이 평가된다. 학술적으로 의미 있는 변수 효과(절댓값이 큰 추정량)에서 IIA 위배의 증거는 검출되지 않는다. 핵심 변수인 대졸(d_univ)과 대학원졸(d_grad)의 추정량은 거의 모든 비교에서 ±5% 이내의 변동만을 보인다. 5% 유의 이상의 변동을 보이는 항목들은 모두 추정량 자체가 0 근처에 있는 경우(예: DG의 head >5 효과 +80%, UG의 head >5 효과 -144%)로 학술적 의미가 없다. DG의 >5 카테고리는 표본이 24명에 불과하므로 일부 변동(예: d_grad -24%)이 발생하나, 이는 IIA 위배가 아니라 표본 한계에서 비롯되는 정상적 변동이다.

종합적으로, 다항 로짓(MNLogit) 사양은 본 연구의 호혜성 분석에 적정

<부표 B-2> 다항 로짓(MNLogit)과 카테고리 제거 후 이항 로짓 추정량 비교

종속	변수	<5 vs =5 MNL / Bin (변동)	>5 vs =5 MNL / Bin (변동)
DG (독재자 게임)	대졸 (d_univ)	-0.451 / -0.451 (-0%)	-1.202 / -1.255 (-4%)
	대학원졸 (d_grad)	-1.189 / -1.201 (-1%)	-0.413 / -0.511 (-24%)*
	부채 (d_debt)	-0.018 / -0.009 (+50%)**	+1.020 / +1.050 (+3%)
	기혼 (married)	+0.193 / +0.203 (+5%)	-1.226 / -1.292 (-5%)
	가구주 (head)	-0.601 / -0.602 (-0%)	0.009 / -0.002 (+80%)**
UG (최후통첩 게임)	대졸 (d_univ)	-1.017 / -1.026 (-1%)	-0.507 / -0.495 (+2%)
	대학원졸 (d_grad)	-2.138 / -2.132 (+0%)	-0.428 / -0.421 (+2%)
	부채 (d_debt)	+0.462 / +0.401 (-13%)*	+0.019 / +0.044 (+132%)**
	기혼 (married)	-0.743 / -0.745 (-0%)	-0.021 / -0.001 (+96%)**
	가구주 (head)	-1.210 / -1.196 (+1%)	+0.005 / -0.002 (-144%)**
MAO (최소 수락액)	대졸 (d_univ)	+0.092 / +0.092 (-0%)	-0.889 / -0.870 (+2%)
	대학원졸 (d_grad)	-0.251 / -0.249 (+1%)	-1.888 / -1.891 (-0%)
	부채 (d_debt)	+0.259 / +0.260 (+0%)	+0.366 / +0.493 (+35%)*
	기혼 (married)	-0.128 / -0.123 (+5%)	+0.274 / +0.241 (-12%)
	가구주 (head)	-0.256 / -0.248 (+3%)	+0.437 / +0.411 (-6%)

주: * 변동 10% 이상, ** 변동의 절댓값이 학술적 의미를 갖기에는 추정량 자체가 0에 가까운 경우.
자료: 저자 계산.

하며 IIA 가정의 위반은 결과 해석에 영향을 주지 않는다.

B.3. LASSO 변수 선택 결과

본 절은 본문 제4장 제2절의 6.항과 제4장 제3절의 5.항에서 활용한 LASSO 변수 선택 결과를 정리한다. LASSO는 정규화 페널티를 통해 변수의 계수를 자료 주도적으로 0으로 축소하며, 본문 baseline M3 사양의 변수 구성이 자료 자체의 신호 구조와 일관되는지를 점검하는 강건성 도구로 활용된다.

B.3.1. 분석 절차

본 LASSO 분석은 본문의 baseline M3 사양(24개 설명변수)과 자기보고 변수를 추가한 M4 사양(26개 설명변수)에 대해 수행되었다. 분석 절차는 다음과 같다.

설명변수와 종속변수를 모두 표준편차 단위로 표준화한 후 LASSO 회귀를 적합하였다. 정규화 강도 α는 200개 후보값에서 10-fold 교차검증으로 자료 주도적으로 선택되었으며, 교차검증 손실을 최소화하는 α를 baseline α로 사용하였다. 분석은 scikit-learn의 LassoCV 함수를 활용하였고, 재현성 보장을 위해 random_state=42, max_iter=10,000으로 설정하였다. 표준화 계수의 절댓값이 10^{-8} 미만인 변수는 LASSO에서 0으로 축소된 변수(탈락)로 분류하였다.

B.3.2. 종합 결과

<부표 B-3>은 6개 회귀(r1·r5·γ × M3·M4)의 LASSO 종합 결과를 보고한다.

<부표 B-3>의 두 가지 패턴을 짚을 수 있다. 첫째, 모든 회귀에서 LASSO R^2와 OLS R^2의 차이가 0.001~0.003 수준으로 매우 작다. 자료 주도적 변수 축소에 의한 모형 적합도의 손실이 미미함은 본 baseline 사양의 변수 구성이 자료 신호 구조와 일관됨을 시사한다. 둘째, 교차검증으

<부표 B-3> LASSO 분석의 종합 결과

종속변수	사양	변수 수	선택된 변수	탈락	교차검증 α	LASSO R^2	비교: OLS R^2
r1	M3	24	20	4	0.00782	0.0470	0.0486
r1	M4	26	22	4	0.00782	0.0636	0.0654
r5	M3	24	22	2	0.00589	0.0799	0.0814
r5	M4	26	26	0	0.00090	0.0847	0.0847
γ	M3	24	18	6	0.00966	0.0732	0.0760
γ	M4	26	23	3	0.00782	0.1374	0.1394

자료: 저자 계산.

로 선택된 α는 r5 M4 사양을 제외하고 모두 0.005~0.010 구간의 좁은 범위에 있다. 이는 모든 회귀에서 자료가 비슷한 수준의 정규화를 요청하며, 본 사양 안에 자료가 능동적으로 약한 신호를 부여한 변수가 일부 존재함을 의미한다. r5 M4 사양에서 α가 0.0009로 매우 작은 이유는 자기보고 위험감수의향(q6_risk) 통제로 분산이 더 잘 설명되어 자료가 거의 모든 변수의 한계 신호를 보존하는 방향으로 정규화 강도가 결정되었기 때문이다.

B.3.3. OLS 유의 변수의 LASSO 보존율

<부표 B-4>는 OLS에서 $p<0.05$로 유의했던 변수의 LASSO 보존율을 보고한다.

OLS에서 통계적으로 유의했던 변수는 모든 회귀에서 100% LASSO에 의해 보존된다. 이는 본문이 보고한 OLS 회귀 결과의 핵심 변수가 자료

<부표 B-4> OLS 유의 변수의 LASSO 보존율(M3 사양)

종속변수	OLS $p<0.05$ 변수 수	LASSO 보존	보존율
r1	7	7	100%
r5	10	10	100%
γ	8	8	100%

자료: 저자 계산.

주도적 변수 선택 과정에서도 능동적으로 신호를 유지함을 의미하며, baseline M3 사양의 변수 선택이 견고함을 뒷받침한다.

B.3.4. 사회적 역할 변수의 영역별 LASSO 보존 패턴

<부표 B-5>는 사회적 역할 변수(married, head, hhsize)의 LASSO 보존 패턴을 영역별로 정리한다.

<부표 B-5>는 본 보고서가 식별한 두 메커니즘 대조 구도의 메커니즘 범주화에 보조적 자료를 제공한다. 시간할인 영역(r1, r5)에서 사회적 역할 변수 세 개가 모두 LASSO에서 보존되는 반면, 위험태도 영역(γ)에서는 가구주(head) 변수가 능동적으로 탈락한다. 이 영역별 비대칭은 자료가 사회적 역할 변수의 신호를 시간할인 영역에서는 능동적으로 부여하고 위험태도 영역에서는 약하게만 부여함을 뜻한다.

<부표 B-5> 사회적 역할 변수의 LASSO 보존(M3 사양)

종속변수	기혼(married)	가구주(head)	가구원 수(hhsize)	결과
r1	보존 (β_z=-0.057)	보존 (β_z=-0.044)	보존 (β_z=-0.022)	모두 보존
r5	보존 (β_z=-0.020)	보존 (β_z=-0.051)	보존 (β_z=-0.043)	모두 보존
γ	보존 (β_z=-0.019)	탈락	보존 (β_z=-0.023)	가구주(head)만 탈락

주: β_z는 LASSO 표준화 계수임.
자료: 저자 계산.

B.3.5. 핵심 변수의 LASSO 표준화 계수 — M3 사양

<부표 B-6>은 baseline M3 사양 3개 회귀의 모든 변수에 대한 LASSO 표준화 계수를 정리한다.

<부표 B-6> M3 사양 LASSO 표준화 계수

변수	r1 β_z	r5 β_z	γ β_z
여성(female)	-0.0333	-0.0550	-0.1343
20대(age20)	+0.0037	+0.0644	+0.0795
30대(age30)	--	+0.0815	+0.0208
50대(age50)	-0.0505	-0.0725	-0.0052
60대(age60)	-0.0628	-0.0746	+0.0186
70대(age70)	-0.0411	-0.0542	-0.0330
고졸(d_hs)	+0.0406	-0.0039	-0.0783
대졸(d_univ)	-0.0160	-0.0218	-0.0518
대학원졸(d_grad)	-0.0228	-0.0575	-0.0726
중소득(d_mid_inc)	-0.0027	-0.0419	+0.0617
고소득(d_high_inc)	--	-0.0395	--
취업자(d_employed)	+0.0419	+0.0564	+0.1229
사무・관리/전문직 (d_white_collar)	--	+0.0071	-0.0438
자영업(d_self_emp)	+0.0616	+0.0949	+0.0100
주부(d_housewife)	-0.0542	--	--
수도권 거주 (d_metro)	+0.0402	+0.0696	--
save_insure	-0.0217	-0.0319	--
주식 보유 (save_stock)	-0.0557	--	+0.0193
d_healthy	-0.0581	-0.0634	+0.0080
금융지식(복리) (fl_compound)	--	+0.0248	-0.0395
부채(d_debt)	+0.0112	+0.0634	--
기혼(married)	-0.0569	-0.0202	-0.0187
가구주(head)	-0.0442	-0.0512	--
가구원 수(hhsize)	-0.0215	-0.0426	-0.0232

주: '--'는 LASSO에서 0으로 축소된(탈락한) 변수를 표시함.
자료: 저자 계산.

B.3.6. 자기보고 변수 추가 사양(M4)의 LASSO 결과

<부표 B-7>은 자기보고 변수(q6_risk, q8_patience)를 추가한 M4 사양의 LASSO 결과 중 자기보고 변수 자체의 표준화 계수를 보고한다.

<부표 B-7>은 자기보고 변수와 행태 측정 변수의 정합성을 LASSO 차원에서 확인한다. 자기보고 위험감수의향(q6_risk)은 γ에 대해 +0.2686의 강한 표준화 계수로 보존되며, 자기보고 인내심(q8_patience)은 r1에 대해 -0.1115의 강한 음수로 보존된다. 이는 행태 측정 위험태도 γ가 자기보고 위험감수의향과 행태 측정 시간할인 r1이 자기보고 인내심과 일관된 측정 차원을 공유함을 시사한다. 자기보고 인내심(q8_patience)이 γ에 대해 +0.0150이라는 작은 양수만을 보이는 점도 자기보고 인내심이 위험태도 측정과는 분리된 별도의 측정 차원에 속함을 보여준다.

<부표 B-7> M4 사양에서 자기보고 변수의 LASSO 표준화 계수

종속변수	자기보고 위험감수의향(q6_risk) β_z	자기보고 인내심(q8_patience) β_z
r1	+0.1132	-0.1115
r5	+0.0644	-0.0418
γ	+0.2686	+0.0150

자료: 저자 계산.

B.3.7. 본 부록의 종합

본 LASSO 분석의 결과는 본문 baseline M3 사양의 견고성을 자료 주도적 관점에서 확인한다. OLS에서 통계적으로 유의했던 모든 변수는 LASSO에서 100% 보존되며, LASSO R^2와 OLS R^2의 차이는 0.003 이하로 미미하다. 사회적 역할 변수의 영역별 LASSO 보존 패턴(시간할인 영역에서 모두 보존, 위험태도 영역에서 가구주(head) 탈락)은 본문 제4장의 메커니즘 범주화 시도에 자료 주도적 보조 증거를 제공한다.

부록 C. 추가 분석

본문에서 다루지 못한 추가 분석 결과를 정리한다. 구성은 다음과 같다; 첫째, 자기통제 매개분석을 r5와 γ로 확장한 결과(부록 C.1). 둘째, 8가지 결합 정체성 분해를 r1뿐 아니라 r5와 γ에 대해서도 수행한 결과(부록 C.2). 셋째, 시간 비일관성(diff = r1 − r5)을 종속변수로 한 결정요인 분석(부록 C.3). 부록 C.3은 본 보고서의 발견 중 하나인 한국 표본 71.1%가 보이는 diff > 0 (현재편향) 패턴과 자기통제 자원 변수의 단기-장기 격차 특이성을 정리한다.

C.1. 자기통제 매개분석의 영역별 비교

본문 제4장 제2절의 5.항은 r1에 대한 자기통제 매개분석에서 매개 경로의 부재를 보였다. 본 절에서는 동일 분석을 r5와 γ에 대해 확장하여, 매개 부재 패턴이 시간할인 영역 전반에서 나타나는지, 위험태도에서는 어떻게 작동하는지를 점검한다.

<부표 C-1>은 r5에 대해서도 매개 경로의 부재를 보인다. 매개 비율이 0 또는 음수로 모두 매우 작으며, 자기보고 인내심(q8_patience)을 통제해도 역할 변수의 효과가 거의 변하지 않는다. r1의 결과(기혼(married) 매개 -9.3%)와 정합하며, 자기보고 인내심으로 측정된 자기통제 매개 경로가 시간할인 영역 전반에서 작동하지 않음을 확인한다.

γ에 대한 분석은 약간 다른 패턴을 보인다. 기혼(married)의 효과는 자기보고 통제 후 더 약화되어 0에 가까워지고, 가구주(head)의 효과는 약간 더 음수가 된다. 다만, 어느 변수도 통계적 유의성을 얻지 못하므로, γ에서 역할 변수의 약한 효과는 자기보고 통제 후에도 안정적으로 유지된다.

<부표 C-1> r5에 대한 자기통제 매개분석

변수	자기보고 인내심(q8_patience) 미통제 β (p)	자기보고 인내심(q8_patience) 통제 β (p)	매개비율
기혼(married)	-0.260 (0.667)	-0.282 (0.641)	-8.3%
가구주(head)	-0.993 (0.088)*	-0.988 (0.090)*	+0.5%
가구원 수(hhsize)	-0.443 (0.080)*	-0.436 (0.086)*	+1.6%

자료: 저자 계산.

<부표 C-2> γ에 대한 자기보고 매개분석(q8_patience와 q6_risk 동시 통제)

변수	자기보고 미통제 β (p)	자기보고 통제 β (p)
기혼(married)	-0.0115 (0.433)	-0.0056 (0.692)
가구주(head)	-0.0075 (0.605)	-0.0144 (0.302)
가구원 수(hhsize)	-0.0077 (0.208)	-0.0115 (0.053)*

자료: 저자 계산.

C.2. 8가지 결합 정체성의 종속변수별 효과 비교

본문 제4장 제2절의 4.항은 8가지 결합 정체성의 r1 효과를 분석하였다. 본 절에서는 동일 분해를 r5와 γ에 대해 적용하여, 한국적 가구 책임 정체성의 다층성이 종속변수에 따라 어떻게 차별적으로 나타나는지를 보인다.

<부표 C-3>의 결과는 r1에서 관찰된 강한 패턴과 다른 양상을 보인다. r5에서는 7개 결합 중 1개(여・기혼・가구주)만이 한계 유의 음수이며, 나머지는 비유의하다. 이는 r1과 r5의 시간지평별 결정 구조 차이를 다시 확인한다. r1에서 명확하게 드러난 가구 책임 정체성의 효과가 r5에서는 약화되며, 장기 시간할인은 객관적 자원 변수에 더 의존함을 시사한다.

γ에서는 10% 수준에서 유의한 1개 결합을 제외하면 모든 결합이 비유의이며, 점추정치도 매우 작다(절댓값 0.05 이하). 이는 위험태도 영역에서 사회적 역할 변수의 약한 효과 패턴이 8가지 결합 분해 수준에서도 일관되게 관찰됨을 의미한다. 어떤 가구 정체성도 위험태도와 연결되지

<부표 C-3> 8가지 결합 정체성의 r5와 γ 효과(기준=여・미혼・비가구주)

결합 정체성	r5 β (p)	γ β (p)
남・기혼・가구주	+0.038 (0.974)	+0.0214 (0.430)
남・미혼・가구주(1인가구 남)	+0.094 (0.941)	+0.0409 (0.181)
남・기혼・비가구주	+2.885 (0.188)	+0.0173 (0.744)
남・미혼・비가구주	+0.874 (0.447)	+0.0246 (0.361)
여・기혼・가구주	-2.305 (0.095)*	-0.0473 (0.137)
여・미혼・가구주(1인가구 여)	-0.798 (0.503)	-0.0509 (0.076)*
여・기혼・비가구주(배우자)	-0.319 (0.788)	-0.0415 (0.124)

자료: 저자 계산.

않는다는 자료적 패턴은 본문 제4장 제4절의 영역별 결정요인 패턴 차이의 메커니즘 범주화와 정합적이다.

C.3. 시간 비일관성(diff = r1−r5)의 결정요인

C.3.1. 분석의 위상

본 보고서의 본문 분석은 r1과 r5를 별개의 종속변수로 다루며, 두 종속변수의 결정요인 패턴 차이를 시간지평에 따른 다중 동기 비중의 차이(Frederick, Loewenstein, and O'Donoghue, 2002)로 해석한다. 본 절은 이 시간지평 비대칭을 응답자 내 차분 변수 diff = r1 − r5로 직접 측정하고 그 결정요인을 분석한다.

diff 변수는 단기 시간할인율과 장기 시간할인율의 응답자 내 차분이며, diff > 0은 동일 응답자가 단기 시간할인을 장기보다 더 강하게 행사함을 의미한다. 이는 행동경제학 문헌의 현재편향(present bias) 또는 시간비일관성(time inconsistency) 개념에 부합하는 측정치다(Laibson, 1997; O'Donoghue and Rabin, 1999). 본문 제6장 제1절에서 정리한 시간지평 내부의 이질성을 응답자 내 차분 변수로 직접 측정하여, 본 표본의 71.1%가 diff > 0(현재편향)을 보이는 패턴과 자기통제 자원 변수의 단기-장기

격차 특이성을 정리한다. 본 절은 이 발견의 본격적 결정요인 분석을 정리하며, 동시에 본문 제4장 제2절의 5.항의 자기통제 매개분석 결론과 제2절 3.항의 단기-장기 결정요인 비대칭에 대한 자료적 보강을 제공한다.

첫째, 본문 제4장 제2절 5.항의 자기통제 매개분석은 자기보고 인내심(q8_patience)이 가구 형성 변수의 r1 효과를 매개하지 않음을 보였다. diff 분석은 자기보고 인내심(q8_patience) 자체가 r1과 diff에 강하게 작용하나 r5에는 약하게 작용한다는 변수 자체의 시간지평 특이성을 보여, 매개분석의 결론(자기보고 인내심 매개 경로의 부재)이 종속변수 측정 차원에서 추가로 보강된다.

둘째, 본문 제4장 제2절 3.항의 단기-장기 비대칭은 변수군별 ΔR^2 비교를 통해 식별되었으나, diff 분석은 동일 응답자 내에서 두 시간지평의 차이를 직접 종속변수로 하여 결정요인 패턴의 차별성을 한 단계 더 정밀하게 진단한다.

C.3.2. diff의 분포

<부표 C-4>는 분석 표본(N=1,628)에서 diff 변수의 분포를 정리한다.

<부표 C-4> diff(r1−r5)의 분포

통계량	값
평균	+7.45
표준편차	13.55
중앙값	+4.17
최솟값	-30.62
최댓값	+51.29
diff > 0 (단기 > 장기)	1,157명(71.1%)
diff < 0 (단기 < 장기)	471명(28.9%)
diff와 r1의 상관	r = 0.835
diff와 r5의 상관	r = 0.061

자료: 저자 계산.

본 표본의 71.1%가 diff > 0(단기 시간할인이 장기보다 큰 패턴)을 보인다. 이 비율은 행동경제학 문헌의 표준 발견 범위(약 60~80%)에 해당한다(Frederick, Loewenstein, and O'Donoghue(2002)의 종합 정리 참조). diff와 r1의 상관이 0.835로 매우 높은 반면 diff와 r5의 상관이 0.061로 사실상 0인 점은, diff가 r1 정보의 대부분을 흡수하면서 r5와는 거의 독립적으로 변동함을 의미한다. 즉, diff의 결정요인 분석은 "단기 시간할인 중에서 장기 시간할인으로 설명되지 않는 잔여 부분"의 결정요인 분석으로 해석될 수 있다.

C.3.3. diff의 위계 회귀

<부표 C-5>는 diff를 종속변수로 한 위계 회귀 결과를 r1·r5와 비교 가능한 형식으로 보고한다. 사양은 본문 제3장 제6절과 동일한 M1·M2·M3을 사용한다.

diff M3 사양의 R^2는 0.043이며, 이는 r1 M3 사양(0.0486)과 r5 M3 사양(0.0814)보다 낮다. diff가 r1·r5보다 잡음이 많은 측정치라는 점 — 두 연쇄적 비교 선택 설문(staircase) 추정치의 차분이 각 추정치의 측정 오차를 누적하기 때문 — 을 고려하면 R^2 차이는 자연스러운 결과로 평가된다. 그럼에도 M3 사양 F검정의 p값이 10^{-5} 미만으로 모형의 통계적 유의성은 확보된다.

<부표 C-5> diff 위계 회귀 모형 적합도

사양	k	R^2	Adj R^2	F p
M1	11	0.015	0.006	0.040
M2	21	0.028	0.012	0.009
M3	24	0.043	0.026	$<10^{-5}$

자료: 저자 계산.

C.3.4. r1 · r5 · diff 결정요인의 표준화 계수 비교

<부표 C-6>은 본 보고서의 핵심 변수가 r1, r5, diff에 대해 갖는 표준화 회귀계수를 비교한다. 이 비교는 어떤 변수가 두 시간지평에 균질적으로 작용하는지(시간선호 수준 변경), 어떤 변수가 두 시간지평 차이에 특이적으로 작용하는지(시간 비일관성 변경)를 직접 진단한다.

<부표 C-6> r1 · r5 · diff의 표준화 회귀계수 비교(M3 사양 + 자기보고 변수)

변수	r1 표준화 β	r5 표준화 β	diff 표준화 β	작동 양식
자기보고 인내심 (q8_patience)	-0.122***	-0.039	-0.126*	diff 특이적
주식 보유 (save_stock)	-0.063	+0.000	-0.078*	diff 특이적
자기보고 위험감수의향 (q6_risk)	+0.127***	+0.064**	+0.114***	단기 우세
기혼 (married)	-0.068	+0.028	-0.066	단기 우세
50대 (age50)	-0.084	-0.173***	+0.014	장기 우세
70대 (age70)	-0.074	-0.137***	+0.002	장기 우세
대학원졸 (d_grad)	-0.079	-0.109***	-0.024	장기 우세
부채 (d_debt)	+0.005	+0.061**	-0.025	장기 우세

주: 1) 표준화 계수는 종속변수와 설명변수를 모두 표준편차 단위로 변환한 후 추정한 값.
2) 유의수준은 *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01임.
자료: 저자 계산.

<부표 C-6>은 결정요인의 작동 양식을 세 범주로 분류한다.

(1) diff 특이적 변수: 자기보고 인내심(q8_patience)과 주식 보유(save_stock)는 r1에 강한 음의 효과를 보이고 diff에는 비슷한 강도의 음의 효과를 보이나, r5에는 사실상 0의 효과를 보인다. 이는

두 변수가 단기 시간할인을 변경시키되 장기 시간할인은 변경시키지 않는 단기 특이적 결정요인이며, 동일 응답자 내에서 단기-장기 차이(현재편향)를 직접 변경하는 변수임을 시사한다. 자기통제 자원(자기보고 인내심, 주식 보유로 표현되는 미래지향 자산결정)은 단기 충동을 억제하여 단기-장기 격차를 줄이는 작동 양식을 보인다.

(2) 단기 우세 변수: 자기보고 위험감수의향(q6_risk)과 기혼(married)은 r1과 diff에 더 강한 효과를 보이며, r5에는 약하게 작용한다. 이 두 변수는 단기 시간할인에 우세하게 작용하되 장기 시간할인에도 약한 영향을 미친다.

(3) 장기 우세 변수: 연령(age50・age70), 학력(d_grad), 부채(d_debt)는 r5에 강하게 작용하나 r1에는 약하게, diff에는 사실상 0에 가깝게 작용한다. 이는 이 변수들이 시간선호의 수준을 변경하되 단기-장기 격차는 변경하지 않음을 의미한다. 연령 효과는 두 시간지평 모두에 균질적으로 작용하여 차이를 발생시키지 않으며, 학력의 인적자본 효과와 부채의 자원 환경 효과도 마찬가지다.

C.3.5. 매개분석 결론에 대한 자료적 보강

<부표 C-6>의 결과는 본문 제4장 제2절 5.항의 자기통제 매개분석 결론에 대한 자료적 보강을 제공한다. 본문의 매개분석은 자기보고 인내심(q8_patience)을 매개변수로 활용하여 가구 형성 변수의 r1 효과가 자기보고 인내심을 매개로 작동하는지를 점검하였고, 매개 경로의 부재를 식별하였다. 본 절의 <부표 C-6>은 자기보고 인내심(q8_patience) 자체가 r1・diff에는 강하게 작용하나 r5에는 약하게 작용하는 시간지평 특이성을 갖는 변수임을 보인다. 이는 두 가지 추가적 함의를 갖는다.

첫째, 자기보고 인내심(q8_patience)은 r1과 강하게 결합된 변수이므로 r1을 종속변수로 한 매개분석에서 매개변수로 활용되기에 자료적으로 적절하다. 본 변수가 r1에 약하게만 작용했다면 매개분석의 검정력 자체가

의심될 수 있으나, <부표 C-6>은 자기보고 인내심(q8_patience)이 r1에 충분히 강하게 작용함을 보인다(표준화 β=-0.122). 따라서 매개분석에서 매개 경로가 부재한 결론은 검정력이 부족해서가 아니라 자기보고 인내심으로 측정된 자기통제 경로 자체의 부재를 시사한다.

둘째, 자기보고 인내심(q8_patience)이 diff 특이적 변수라는 점은 자기보고 인내심이 시간 비일관성을 변경하는 자기통제 자원으로 작동하나 장기 시간할인의 수준은 변경하지 않는다는 자료적 패턴을 의미한다. 가구 형성 변수의 r1 효과가 자기보고 인내심(q8_patience)을 매개로 작동하지 않는다는 매개분석 결론은, 자기보고 인내심(q8_patience)이 r1에 작용하는 경로와 가구 형성 변수가 r1에 작용하는 경로가 서로 다른 경로임을 시사한다. 이 두 경로의 분리는 본문 제4장 제2절의 5.항에서 정리한 비매개 경로(직접 작동 가설을 포함하는 후보군)에 해당한다.

C.3.6. 단기-장기 비대칭에 대한 자료적 보강

<부표 C-6>의 (3) 장기 우세 변수의 결과는 본문 제4장 제2절 3.항의 변수군별 ΔR^2 비교가 식별한 단기-장기 비대칭을 응답자 내 차분 차원에서 보강한다. 객관적 자원 변수(부채)와 인구학적 위치 변수(연령), 인적자본 변수(학력)가 r5에는 강하게 작용하나 diff에는 사실상 0의 효과를 보인다는 점은, 이 변수들이 시간선호의 수준을 균질적으로 변경하되 단기-장기 격차는 변경하지 않음을 직접 보인다. 이는 본문 제4장 제2절 3.항의 변수군별 ΔR^2 비교에서 객관적 자원 변수가 r5에 더 큰 한계 설명력을 보였던 패턴에 해당하며, diff 차원에서 변수군이 작동하지 않는다는 점은 두 시간지평에서 변수군의 효과 방향이 같음을 의미한다.

<부표 C-6>은 또한 본문 제4장 제4절에서 정리한 메커니즘 범주화에 대한 추가 진단을 제공한다. 자기보고 인내심·주식 보유 같은 자기통제 자원 변수는 본문에서 제2장 제3절 5.항의 직접 작동 가설과 결합한 비매개 경로의 후보로 다루어졌다. <부표 C-6>의 diff 특이성 패턴은 이 자원 변수들이 단기 시간할인의 충동성 억제 경로로 작동함을 시사하며,

이는 매개분석의 결론(자기보고 인내심 매개의 부재)과 함께 자기통제 자원의 작동 경로가 가구 형성 변수의 정체성 효과와는 분리된 별도 경로일 가능성을 제시한다.

C.3.7. 학술적 한계와 후속 과제

diff 변수는 두 연쇄적 비교 선택 설문(staircase) 추정치의 차분이므로 두 추정치의 측정 오차를 누적한다. diff M3 R^2 0.043은 이 측정 오차 누적의 영향을 받은 결과이며, 본 절의 결정요인 효과는 측정 오차에 의해 희석된 추정치로 평가된다. 본 절의 결정요인 식별이 자료에서 통계적으로 유의하게 관찰된다는 점은 측정 오차 누적에도 불구하고 결정요인 신호의 강도가 충분하다는 자료적 사실을 시사하나, 효과 크기 자체는 보수적으로 추정된 값으로 해석되어야 한다.

또한 diff 분석은 횡단면 자료에 기반하므로, 인과 식별의 한계는 본문의 다른 분석과 동일하게 적용된다. 자기보고 인내심이 단기 시간할인을 낮춘다는 패턴이 자기통제 자원의 인과적 효과인지, 미래지향적 응답자가 인내심을 높게 자기 평가한 결과인지에 대한 분리는 본 자료의 한계상 직접 수행되지 않는다.

본 절의 분석은 시간 비일관성을 분석 대상으로 직접 다루기보다 본문의 결론에 대한 자료적 보강 차원에서 정리되었다. 시간 비일관성의 결정요인 분석 — 특히 자기통제 자원 변수의 인과적 작용 검증과 정책적 활용 가능성에 대한 분석 — 은 후속연구의 과제로 남는다.

부록 D. 변수 정의 코드북

본 연구의 모든 분석 변수를 원자료의 SQ 또는 Q 변수와 매핑하여 정리한다. 본 코드북은 본 연구의 결과를 재현하거나 다른 연구가 동일 자료를 활용할 때 변수 구성을 참조할 수 있도록 한다.

D.1. 종속변수

<부표 D-1> 종속변수의 원자료 매핑

분석 변수	분석 변수 의미	원자료 출처	도출 방법
r1	1년 시간할인율(%)	Q9_1 ~ Q9_31	staircase 적응형 5문항 응답으로 32개 추정치 중 하나로 결정
r5	5년 시간할인율(연환산 %)	Q10_1 ~ Q10_31	staircase 적응형 5문항 응답으로 32개 추정치 중 하나로 결정
diff	r1 − r5 (현재편향 지표)	r1, r5	단순 차이
gamma(γ)	위험계수(음수일수록 위험회피 강함)	Q7_1~Q7_31	멱함수 효용 가정하에서 무차별 확정 금액으로부터 산출
DG	독재자 게임 제안액(만원)	Q1_1, Q1_2	DG = Q1_1 + Q1_2 / 10 (Q1_1=만 단위, Q1_2=천 단위)
UG	최후통첩 게임 제안액(만원)	Q1_1_1, Q1_1_2	UG = Q1_1_1 + Q1_1_2 / 10
MAO	최소수락액(만원)	Q2_1, Q2_2	MAO = Q2_1 + Q2_2 / 10

자료: 저자 작성.

호혜성 변수의 범주화는 다음과 같이 수행한다.

<부표 D-2> 호혜성 변수의 범주 변수

분석 변수	정의
DG_eq5, UG_eq5, MAO_eq5	해당 변수 값이 정확히 5인 경우 1, 아니면 0 (이항)
DG_lt5, UG_lt5, MAO_lt5	해당 변수 값이 5 미만인 경우 1, 아니면 0
DG_gt5, UG_gt5, MAO_gt5	해당 변수 값이 5 초과인 경우 1, 아니면 0
DG_cat3, UG_cat3, MAO_cat3	0(=5, reference), 1(<5), 2(>5)의 3범주

자료: 저자 작성.

D.2. 인구통계 변수

<부표 D-3> 인구통계 변수의 원자료 매핑

분석 변수	의미	원자료 출처	코딩 규칙
female	여성 더미	SQ1	SQ1=2 → 1, SQ1=1 → 0
male	남성 더미	SQ1	SQ1=1 → 1, SQ1=2 → 0
age	만 나이(연속)	SQ2_op	그대로 사용 (20~79세)
age2, age3	age의 제곱·세제곱	age	비선형 효과 검증용
age_c	평균중심화 연령	age	age−age 평균
age20, age30, ..., age70	연령 10세 단위 더미	age	(age≥X) & (age<X+10) → 1

자료: 저자 작성.

연령 더미 회귀에서 기준집단은 40대(age40)이다.

D.3 학력 변수: 졸업 기준 코딩

<부표 D-4> 학력 변수의 원자료 매핑(졸업 기준)

분석 변수	의미	원자료 출처	코딩 규칙
d_hs	고등학교 졸업	SQ4_1, SQ4_2	(SQ4_1=3) AND (SQ4_2=1) → 1
d_univ	전문대 또는 4년제 대학 졸업	SQ4_1, SQ4_2	(SQ4_1∈{4,5}) AND (SQ4_2=1) → 1
d_grad	대학원 졸업	SQ4_1, SQ4_2	(SQ4_1=6) AND (SQ4_2=1) → 1

자료: 저자 작성.

회귀에서 기준집단은 d_hs=d_univ=d_grad=0인 응답자(고졸 미만 또는 졸업 자격 미보유 응답자, N=398)다. SQ4_1의 코드는 1=초등학교, 2=중학교, 3=고등학교, 4=전문대학, 5=4년제 대학교, 6=대학원, 7=무학이며,

SQ4_2의 코드는 1=졸업, 2=수료, 3=중퇴, 4=재학 중, 5=휴학 중이다. 본 연구는 SQ4_2=1(졸업)만을 학력 더미에 포함하여 학력 변수의 인적자본 효과를 정확히 측정한다.

D.4. 결혼 · 가구 · 소득 · 부채 변수

<부표 D-5> 결혼 · 가구 · 소득 · 부채 변수의 원자료 매핑

분석 변수	의미	원자료 출처	코딩 규칙
married	결혼 (배우자 있음)	SQ6	SQ6=1 → 1, SQ6=2 → 0
head	본인이 가구주	SQ7	SQ7=1 → 1, SQ7=2 → 0
hhsize	가구원 수	SQ8	그대로 사용
hhsize_single	1인가구	SQ8	SQ8=1 → 1
hhsize_4plus	4인 이상 가구	SQ8	SQ8≥4 → 1
hhsize_large	5인 이상 가구	SQ8	SQ8≥5 → 1
d_low_inc	저소득 (월 300만원 미만)	SQ9	SQ9∈{1,2} → 1
d_mid_inc	중소득 (월 300~700만원)	SQ9	SQ9∈{3,4} → 1
d_high_inc	고소득 (월 700만원 이상)	SQ9	SQ9=5 → 1
d_debt	월 부채 상환 100만원 이상	SQ10	SQ10≥2 → 1

자료: 저자 작성.

회귀에서 소득의 기준집단은 d_low_inc=1 (저소득)이다.

D.5. 직업 · 지역 · 건강 변수

SQ5의 직업 분류는 1=농 · 임 · 수산업/축산업/광업, 2=자영업, 3=판매/서비스직, 4=생산/기술/단순노무직, 5=사무직, 6=관리/전문직, 7=주부, 8=학생, 9=무직, 10=기타이다.

<부표 D-6> 직업 · 지역 · 건강 변수의 원자료 매핑

분석 변수	의미	원자료 출처	코딩 규칙
d_employed	직업 보유(취업)	SQ5	SQ5∈{1,2,3,4,5,6} → 1
d_white_collar	사무 · 관리/전문직	SQ5	SQ5∈{5,6} → 1
d_self_emp	자영업	SQ5	SQ5=2 → 1
d_housewife	주부	SQ5	SQ5=7 → 1
d_student	학생	SQ5	SQ5=8 → 1
d_jobless	무직	SQ5	SQ5=9 → 1
d_metro	수도권 거주	SQ3	SQ3∈{1,4,8} → 1 (서울, 인천, 경기)
d_healthy	건강 좋음 이상	SQ11	SQ11≤2 → 1 (매우 좋음 또는 좋음)

자료: 저자 작성.

D.6. 저축 형태와 금융지식

<부표 D-7> 저축 형태와 금융지식 변수의 원자료 매핑

분석 변수	의미	원자료 출처	코딩 규칙
save_bank	은행 예금 · 적금 보유	Q3_1 ~ Q3_5	Q3 응답 중 1(은행 예금 · 적금) 포함 → 1
save_insure	생명보험 보유	Q3_1 ~ Q3_5	Q3 응답 중 2(생명보험) 포함 → 1
save_stock	주식 보유	Q3_1 ~ Q3_5	Q3 응답 중 3(주식) 포함 → 1
save_other	기타 저축	Q3_1 ~ Q3_5	Q3 응답 중 4(기타) 포함 → 1
save_none	저축 없음	Q3_1 ~ Q3_5	Q3 응답 중 5(없음) 포함 → 1
fl_compound	복리 정답	Q5	Q5=1(110만원 초과) → 1
fin_lit	금융지식 (fl_compound와 동일)	Q5	fl_compound의 alias

자료: 저자 작성.

본 연구는 Q4(인플레이션 의미) 문항을 변별력 부족(89% 동일 응답)으로 인해 금융지식 측정에서 제외하였다(부록 A.4.6 참조).

D.7. 자기보고 선호와 사회태도

<부표 D-8> 자기보고 변수의 원자료 매핑

분석 변수	의미	원자료 출처	코딩 규칙
q6_risk	위험감수의향(0~10)	Q6	그대로 사용
q8_patience	인내심(0~10)	Q8	그대로 사용
q11_fairlaw	사회적 지위에 따른 법 집행 인식	Q11	1~5 척도, 그대로 사용
q12_inequal	가정환경에 따른 사회적 차별 경험	Q12	1~5 척도, 그대로 사용
q13_ai	AI · 로봇 도입 인식	Q13	1~5 척도, 그대로 사용
q14_flex	고용 유연화 인식	Q14	1~5 척도, 그대로 사용
q15_edu	교육제도 혁신 인식	Q15	1~5 척도, 그대로 사용
q16_aging	저출생 · 고령화 대응 인식	Q16	1~5 척도, 그대로 사용
q17_nk	남북공존 인식	Q17	1~5 척도, 그대로 사용

자료: 저자 작성.

D.8. 코호트 변수

본 코드북은 분석 자료에 구성된 코호트 변수의 정의를 코드북의 완결성 차원에서 기록한다. 본 변수들은 본 보고서의 분석에 사용되지 않으며(제6장 제5절의 연령효과와 코호트 효과 참조), 외환위기 사회진입기 코호트 각인 효과에 관한 별도 연구의 자료적 기반으로 활용될 수 있다.

<부표 D-9> 코호트 변수의 정의

분석 변수	정의	표본 크기
birth_year	출생연도 (조사 시점−만 나이)	−
imp_imf	1972~1979년생 (외환위기 시점에 19~26세)	274
imf_age_17_25	(1998−birth_year)이 17~25세 (외환위기 사회진입기)	319
imf_age_12_21	(1998−birth_year)이 12~21세 (가치관 형성기, 강건성 비교용)	313
imf_age_22_30	(1998−birth_year)이 22~30세 (직장 진입기, 강건성 비교용)	314
imp_gfc	1983~1990년생 (글로벌 금융위기 시점에 17~25세)	212
imp_broad	1972~1990년생 (외환위기・금융위기 사회진입기 합집합)	594

자료: 저자 작성.

imp_imf는 출생연도 범위로 정의된 반면, imf_age_17_25는 외환위기 발발 시점(1998년)을 기준으로 정확히 17~25세였던 응답자를 식별한다. 두 정의는 거의 동일한 코호트를 약간 다르게 식별하며, 별도 연구에서 두 정의의 정합성과 차이가 검토된다.

D.9. 8가지 결합 정체성 변수

본 연구의 한국적 가구 책임 정체성 분석에 사용되는 8가지 결합 더미 변수의 정의는 다음과 같다.

<부표 D-10> 8가지 결합 정체성 변수

분석 변수	의미	표본 크기
male_m1h1	남성, 기혼, 가구주(전형적 가장)	428
male_m0h1	남성, 미혼, 가구주(1인가구 남)	183
male_m1h0	남성, 기혼, 비가구주	25
male_m0h0	남성, 미혼, 비가구주(부모 가구 내 자녀 등)	162
fem_m1h1	여성, 기혼, 가구주	101
fem_m0h1	여성, 미혼, 가구주(1인가구 여)	224
fem_m1h0	여성, 기혼, 비가구주(전통적 배우자)	370
fem_m0h0	여성, 미혼, 비가구주(참조집단)	135

자료: 저자 작성.

회귀에서 기준집단은 fem_m0h0(여성·미혼·비가구주, N=135)이며, 다른 7개 결합 더미의 회귀계수는 이 기준에 대한 차이를 의미한다.

이상의 변수 정의 코드북은 본 연구의 모든 분석 변수와 원자료의 매핑을 망라한다. 본 코드북을 참조하면 본 연구의 모든 결과를 동일 자료에서 재현할 수 있으며, 다른 연구가 본 연구와 비교 가능한 변수 구성으로 분석을 수행할 수 있다.

부록 E. 경제적 선호도에 대한 국민 태도 조사 설문 문항

일반국민용 | | | | | |

경제적 선호도에 대한 국민 태도 조사

안녕하십니까?
정부의 경제정책을 연구·개발하는 국책 연구기관인 한국개발연구원(KDI)은 일반국민을 대상으로 **경제적 선호도에 대한 태도 조사**를 시행하고 있습니다.
바쁘시겠지만 이번 조사의 중요성을 이해해 주시고 설문에 참여해 주시면 감사드리겠습니다. 조사 결과는 통계처리 등 조사 목적 이외에는 절대 사용되지 않음을 밝혀드립니다.
감사합니다.

KDI

2025년 11월
연구책임: 이재준 (KDI 거시·금융정책연구부 선임연구위원)

▶ 응답시 유의하실 사항입니다 ◀

- 질문지는 순서대로 빠짐없이 기록해 주십시오.
- 질문지에 응답하실 때에는 보기 중 하나만 체크해 주시기 바랍니다.
- 평소 가지고 계신 생각을 그대로 설문에 반영시켜 주시길 부탁드립니다.
- 응답 내용은 익명으로 수집되며 향후 연구 및 분석 목적 외에는 사용되지 않습니다.

SQ1. 귀하의 **성별**은 무엇입니까?
① 남 ② 여

SQ2. 귀하의 **나이**는 현재 만으로 어떻게 되십니까?
만 _____ 세

SQ3. 귀하는 **현재** 어느 **지역**에 거주하십니까?
① 서울 ② 부산 ③ 대구 ④ 인천 ⑤ 광주 ⑥ 대전 ⑦ 울산 ⑧ 세종
⑨ 경기 ⑩ 강원 ⑪ 충북 ⑫ 충남 ⑬ 전북 ⑭ 전남 ⑮ 경북 ⑯ 경남 ⑰ 제주

SQ4. 다음은 **교육수준**에 관한 질문입니다.
SQ4-1. 학교는 어디까지 다니셨습니까? 혹은 다니고 계십니까?
① 초등학교 ② 중학교 ③ 고등학교 ④ 전문대학 ⑤ 4년제 대학교 ⑥ 대학원 석·박사 ⑦ 무학 → 문1.로 이동

SQ4-2. 그 학교를 마치셨습니까? 이수 여부를 답해 주십시오.
① 졸업 ② 수료 ③ 중퇴 ④ 재학 중 ⑤ 휴학 중

※ 본 조사에 충실히 응답하신 분들 중 일부를 선정하여 실제로 사례금 10만 원을 지급하며, 해당 사례금은 이 조사에 참여한 다른 한 분과 함께 나누게 될 것입니다.

호혜성에 대한 태도

당신이 이 조사의 다른 참여자 한 명과 짝을 이루었다고 가정하겠습니다. 당신에게 사례비 10만 원이 지급되었고, 이 돈을 상대방과 나누어야 합니다.

문1. 상대방에게 얼마를 나누어 주겠습니까? (상대방의 거절 여부와 관계없이, 당신이 제안한 금액이 그대로 실행됩니다.)

(0원 ~ 10만원 사이, 천 원 단위로 직접 기입)
____만 ____천원

문1-1. 만약 상대방이 제안을 거절하면, 두 사람 모두 아무것도 받지 못합니다. 이번에는 상대방에게 얼마를 나누어 주겠습니까?

(0원 ~ 10만원 사이, 천 원 단위로 직접 기입)
____만 ____천원

문2. 이번에는 상대방이 제안하는 경우 최소 얼마 이상을 제안해야 수락하겠습니까? (상대방이 제안한 금액이 당신이 수락할 수 있는 최저 금액보다 적으면 거절하며, 두 사람 모두 아무것도 받지 못합니다.)

(0원 ~ 10만원 사이, 천 원 단위로 직접 기입)
____만 ____천원

금융행위 및 금융지식에 관한 질문

문3. 귀하의 저축 형태는 어떻습니까? 해당하는 것을 **모두** 선택해 주십시오.

① 은행 예금 및 적금
② 생명보험
③ 주식
④ 기타
⑤ 없음

문4. 다음의 설명에 대해 옳다고 생각하시면 '참', 틀리다고 생각하시면 '거짓'으로 응답해 주십시오.

> 높은 물가 상승(인플레이션)은 일반적으로 생활비가 빠르게 증가한다는 것을 의미한다.

① 참
② 거짓
③ 모른다

문5. 연 2%의 이자를 주는 예금에 100만 원을 입금했습니다. 5년 후에 해당 계좌에는 얼마가 들어 있겠습니까? (비과세 예금이며, 5년 동안 추가 입금 및 인출은 없었다고 가정합니다.)

① 110만 원 초과
② 110만 원
③ 110만 원 미만
④ 모른다

경제적 위험에 대한 태도

문6. 귀하는 투자, 고액 소비, 창업 등 경제적 선택 상황에서, 손실 가능성이 있어도 더 큰 이익이나 만족을 위해 위험을 감수할 의향이 얼마나 있습니까?

※ 0과 10 사이의 숫자로 귀하의 의향을 표시해 주십시오.

전혀 의향이 없다				중간						매우 의향이 있다
0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10

문7. 귀하는 50%의 당첨 확률로 30만 원을 받을 수 있는 복권과 다음의 확정 금액 중 무엇을 선택하시겠습니까?

구분	① 50% 당첨 확률 복권	② 확정 금액
7-1)	① 50% 당첨 확률 복권(30만 원) ☞문7-2로	② 확정 금액 16만 원 ☞문7-3로
7-2)	① 50% 당첨 확률 복권(30만 원) ☞문7-4로	② 확정 금액 24만 원 ☞문7-5로
7-3)	① 50% 당첨 확률 복권(30만 원) ☞문7-6로	② 확정 금액 8만 원 ☞문7-7로
7-4)	① 50% 당첨 확률 복권(30만 원) ☞문7-8로	② 확정 금액 28만 원 ☞문7-9로
7-5)	① 50% 당첨 확률 복권(30만 원) ☞문7-10로	② 확정 금액 20만 원 ☞문7-11로
7-6)	① 50% 당첨 확률 복권(30만 원) ☞문7-12로	② 확정 금액 12만 원 ☞문7-13로
7-7)	① 50% 당첨 확률 복권(30만 원) ☞문7-14로	② 확정 금액 4만 원 ☞문7-15로
7-8)	① 50% 당첨 확률 복권(30만 원) ☞문7-16로	② 확정 금액 30만 원 ☞문7-17로
7-9)	① 50% 당첨 확률 복권(30만 원) ☞문7-18로	② 확정 금액 26만 원 ☞문7-19로
7-10)	① 50% 당첨 확률 복권(30만 원) ☞문7-20로	② 확정 금액 22만 원 ☞문7-21로
7-11)	① 50% 당첨 확률 복권(30만 원) ☞문7-22로	② 확정 금액 18만 원 ☞문7-23로
7-12)	① 50% 당첨 확률 복권(30만 원) ☞문7-24로	② 확정 금액 14만 원 ☞문7-25로
7-13)	① 50% 당첨 확률 복권(30만 원) ☞문7-26로	② 확정 금액 10만 원 ☞문7-27로
7-14)	① 50% 당첨 확률 복권(30만 원) ☞문7-28로	② 확정 금액 6만 원 ☞문7-29로
7-15)	① 50% 당첨 확률 복권(30만 원) ☞문7-30로	② 확정 금액 2만 원 ☞문7-31로
7-16)	① 50% 당첨 확률 복권(30만 원) ☞문 8 로	② 확정 금액 31만 원 ☞문 8 로
7-17)	① 50% 당첨 확률 복권(30만 원) ☞문 8 로	② 확정 금액 29만 원 ☞문 8 로
7-18)	① 50% 당첨 확률 복권(30만 원) ☞문 8 로	② 확정 금액 27만 원 ☞문 8 로
7-19)	① 50% 당첨 확률 복권(30만 원) ☞문 8 로	② 확정 금액 25만 원 ☞문 8 로
7-20)	① 50% 당첨 확률 복권(30만 원) ☞문 8 로	② 확정 금액 23만 원 ☞문 8 로
7-21)	① 50% 당첨 확률 복권(30만 원) ☞문 8 로	② 확정 금액 21만 원 ☞문 8 로
7-22)	① 50% 당첨 확률 복권(30만 원) ☞문 8 로	② 확정 금액 19만 원 ☞문 8 로
7-23)	① 50% 당첨 확률 복권(30만 원) ☞문 8 로	② 확정 금액 17만 원 ☞문 8 로
7-24)	① 50% 당첨 확률 복권(30만 원) ☞문 8 로	② 확정 금액 15만 원 ☞문 8 로
7-25)	① 50% 당첨 확률 복권(30만 원) ☞문 8 로	② 확정 금액 13만 원 ☞문 8 로
7-26)	① 50% 당첨 확률 복권(30만 원) ☞문 8 로	② 확정 금액 11만 원 ☞문 8 로
7-27)	① 50% 당첨 확률 복권(30만 원) ☞문 8 로	② 확정 금액 9만 원 ☞문 8 로
7-28)	① 50% 당첨 확률 복권(30만 원) ☞문 8 로	② 확정 금액 7만 원 ☞문 8 로
7-29)	① 50% 당첨 확률 복권(30만 원) ☞문 8 로	② 확정 금액 5만 원 ☞문 8 로
7-30)	① 50% 당첨 확률 복권(30만 원) ☞문 8 로	② 확정 금액 3만 원 ☞문 8 로
7-31)	① 50% 당첨 확률 복권(30만 원) ☞문 8 로	② 확정 금액 1만 원 ☞문 8 로

시간 할인에 대한 태도

문8. 귀하는 **미래에 더 많은 이익을 얻기 위해 오늘의 이익을 포기하려는 의향**이 얼마나 있습니까?

※ 0과 10 사이의 숫자로 귀하의 의향을 표시해 주십시오.

전혀 의향이 없다 ←					중간					→ 매우 의향이 있다
0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10

문9. 다음 각 상황에 대해, 귀하가 **더 선호하는 것**을 선택해 주십시오. 귀하는 **① 100만 원을 오늘 받는 선택**을 할 수도 있고, **② 1년 후 더 받는 선택**을 할 수도 있습니다. 위 기간 중 물가 상승은 없다고 가정합니다.

구분	① 오늘 100만 원	② 1년 후 일정금액
9-1)	① 오늘 100만 원 ☞문9-2로	② 1년 후 130만 원 ☞문9-3로
9-2)	① 오늘 100만 원 ☞문9-4로	② 1년 후 146만 원 ☞문9-5로
9-3)	① 오늘 100만 원 ☞문9-6로	② 1년 후 114만 원 ☞문9-7로
9-4)	① 오늘 100만 원 ☞문9-8로	② 1년 후 154만 원 ☞문9-9로
9-5)	① 오늘 100만 원 ☞문9-10로	② 1년 후 138만 원 ☞문9-11로
9-6)	① 오늘 100만 원 ☞문9-12로	② 1년 후 122만 원 ☞문9-13로
9-7)	① 오늘 100만 원 ☞문9-14로	② 1년 후 106만 원 ☞문9-15로
9-8)	① 오늘 100만 원 ☞문9-16로	② 1년 후 158만 원 ☞문9-17로
9-9)	① 오늘 100만 원 ☞문9-18로	② 1년 후 150만 원 ☞문9-19로
9-10)	① 오늘 100만 원 ☞문9-20로	② 1년 후 142만 원 ☞문9-21로
9-11)	① 오늘 100만 원 ☞문9-22로	② 1년 후 134만 원 ☞문9-23로
9-12)	① 오늘 100만 원 ☞문9-24로	② 1년 후 126만 원 ☞문9-25로
9-13)	① 오늘 100만 원 ☞문9-26로	② 1년 후 118만 원 ☞문9-27로
9-14)	① 오늘 100만 원 ☞문9-28로	② 1년 후 110만 원 ☞문9-29로
9-15)	① 오늘 100만 원 ☞문9-30로	② 1년 후 102만 원 ☞문9-31로
9-16)	① 오늘 100만 원 ☞문 10 로	② 1년 후 160만 원 ☞문 10 로
9-17)	① 오늘 100만 원 ☞문 10 로	② 1년 후 156만 원 ☞문 10 로
9-18)	① 오늘 100만 원 ☞문 10 로	② 1년 후 152만 원 ☞문 10 로
9-19)	① 오늘 100만 원 ☞문 10 로	② 1년 후 148만 원 ☞문 10 로
9-20)	① 오늘 100만 원 ☞문 10 로	② 1년 후 144만 원 ☞문 10 로
9-21)	① 오늘 100만 원 ☞문 10 로	② 1년 후 140만 원 ☞문 10 로
9-22)	① 오늘 100만 원 ☞문 10 로	② 1년 후 136만 원 ☞문 10 로
9-23)	① 오늘 100만 원 ☞문 10 로	② 1년 후 132만 원 ☞문 10 로
9-24)	① 오늘 100만 원 ☞문 10 로	② 1년 후 128만 원 ☞문 10 로
9-25)	① 오늘 100만 원 ☞문 10 로	② 1년 후 124만 원 ☞문 10 로
9-26)	① 오늘 100만 원 ☞문 10 로	② 1년 후 120만 원 ☞문 10 로
9-27)	① 오늘 100만 원 ☞문 10 로	② 1년 후 116만 원 ☞문 10 로
9-28)	① 오늘 100만 원 ☞문 10 로	② 1년 후 112만 원 ☞문 10 로
9-29)	① 오늘 100만 원 ☞문 10 로	② 1년 후 108만 원 ☞문 10 로
9-30)	① 오늘 100만 원 ☞문 10 로	② 1년 후 104만 원 ☞문 10 로
9-31)	① 오늘 100만 원 ☞문 10 로	② 1년 후 100만 원 ☞문 10 로

문10. 다음 각 상황에 대해, 귀하가 **더 선호하는 것**을 선택해 주십시오. 귀하는 **① 100만 원을 오늘 받는 선택**을 할 수도 있고, **② 5년 후 더 받는 선택**을 할 수도 있습니다. 위 기간 중 물가 상승은 없다고 가정합니다.

구분	① 오늘 100만 원	② 5년 후 일정금액
10-1)	① 오늘 100만 원 ☞문10-2로	② 5년 후 250만 원 ☞문10-3로
10-2)	① 오늘 100만 원 ☞문10-4로	② 5년 후 330만 원 ☞문10-5로
10-3)	① 오늘 100만 원 ☞문10-6로	② 5년 후 170만 원 ☞문10-7로
10-4)	① 오늘 100만 원 ☞문10-8로	② 5년 후 370만 원 ☞문10-9로
10-5)	① 오늘 100만 원 ☞문10-10로	② 5년 후 290만 원 ☞문10-11로
10-6)	① 오늘 100만 원 ☞문10-12로	② 5년 후 210만 원 ☞문10-13로
10-7)	① 오늘 100만 원 ☞문10-14로	② 5년 후 130만 원 ☞문10-15로
10-8)	① 오늘 100만 원 ☞문10-16로	② 5년 후 390만 원 ☞문10-17로
10-9)	① 오늘 100만 원 ☞문10-18로	② 5년 후 350만 원 ☞문10-19로
10-10)	① 오늘 100만 원 ☞문10-20로	② 5년 후 310만 원 ☞문10-21로
10-11)	① 오늘 100만 원 ☞문10-22로	② 5년 후 270만 원 ☞문10-23로

구분	① 오늘 100만 원	② 5년 후 일정금액
10-12)	① 오늘 100만 원 ☞문10-24로	② 5년 후 230만 원 ☞문10-25로
10-13)	① 오늘 100만 원 ☞문10-26로	② 5년 후 190만 원 ☞문10-27로
10-14)	① 오늘 100만 원 ☞문10-28로	② 5년 후 150만 원 ☞문10-29로
10-15)	① 오늘 100만 원 ☞문10-30로	② 5년 후 110만 원 ☞문10-31로
10-16)	① 오늘 100만 원 ☞문 11 로	② 5년 후 400만 원 ☞문 11 로
10-17)	① 오늘 100만 원 ☞문 11 로	② 5년 후 380만 원 ☞문 11 로
10-18)	① 오늘 100만 원 ☞문 11 로	② 5년 후 360만 원 ☞문 11 로
10-19)	① 오늘 100만 원 ☞문 11 로	② 5년 후 340만 원 ☞문 11 로
10-20)	① 오늘 100만 원 ☞문 11 로	② 5년 후 320만 원 ☞문 11 로
10-21)	① 오늘 100만 원 ☞문 11 로	② 5년 후 300만 원 ☞문 11 로
10-22)	① 오늘 100만 원 ☞문 11 로	② 5년 후 280만 원 ☞문 11 로
10-23)	① 오늘 100만 원 ☞문 11 로	② 5년 후 260만 원 ☞문 11 로
10-24)	① 오늘 100만 원 ☞문 11 로	② 5년 후 240만 원 ☞문 11 로
10-25)	① 오늘 100만 원 ☞문 11 로	② 5년 후 220만 원 ☞문 11 로
10-26)	① 오늘 100만 원 ☞문 11 로	② 5년 후 200만 원 ☞문 11 로
10-27)	① 오늘 100만 원 ☞문 11 로	② 5년 후 180만 원 ☞문 11 로
10-28)	① 오늘 100만 원 ☞문 11 로	② 5년 후 160만 원 ☞문 11 로
10-29)	① 오늘 100만 원 ☞문 11 로	② 5년 후 140만 원 ☞문 11 로
10-30)	① 오늘 100만 원 ☞문 11 로	② 5년 후 120만 원 ☞문 11 로
10-31)	① 오늘 100만 원 ☞문 11 로	② 5년 후 100만 원 ☞문 11 로

공정성에 대한 인식

다음은 우리 사회 구성원이 '공정성'에 대해 어떻게 인식하고 있는지를 알아보기 위한 질문입니다. 각 문항을 읽고 귀하의 생각과 가장 가까운 것을 하나만 선택해 주십시오.

문11. 우리 사회에서 부유층이나 사회적 지위가 높은 사람들이 법 집행에서 특별대우를 받는다고 생각하십니까?

① 전혀 그렇지 않다 ② 그렇지 않다 ③ 보통이다
④ 그렇다 ⑤ 매우 그렇다

문12. 귀하는 가정환경(부모의 소득이나 직업, 출신 지역 등)으로 인해 사회적 차별이나 불이익을 경험한 적이 있습니까?

① 전혀 없다 ② 거의 없다 ③ 보통이다
④ 종종 있다 ⑤ 자주 있다

미래 사회 정책 방향

<문13> ~ <문17>는 미래사회의 정책 방향에 대한 질문입니다. 각 문항에 대해 귀하의 생각과 가장 가까운 것을 하나만 선택해 주십시오.

문13. 기술 혁신에 대한 다음 의견에 대해 얼마나 동의하십니까?

일자리를 감소시킬 수 있다는 우려에도 불구하고, 생산성 향상과 신산업 발전을 위해 AI와 로봇은 신속하게 도입해야 한다.

1	2	3	4	5
전혀 동의하지 않는다	동의하지 않는다	보통이다	동의한다	매우 동의한다

문14. 미래 **노동시장**의 형태에 대한 다음 의견에 대해 얼마나 동의하십니까?

고용 안정성이 보장되지 않더라도, 취업과 이직이 비교적 쉬운 형태여야 한다.				
1	2	3	4	5
전혀 동의하지 않는다	동의하지 않는다	보통이다	동의한다	매우 동의한다

문15. 미래 필요한 역량 중심으로 **학교 교육 제도를 개편**한다고 할 때, 다음 의견에 대해 얼마나 동의하십니까?

현재 교육제도의 틀을 과감히 벗어나, 학교교육의 내용과 방법을 전면적으로 혁신해야 한다.				
1	2	3	4	5
전혀 동의하지 않는다	동의하지 않는다	보통이다	동의한다	매우 동의한다

문16. 정부의 **저출생·고령화 문제 해결** 방안에 대한 다음 의견에 얼마나 동의하십니까?

정부는 출산율 제고 노력보다는 인구 감소에 맞춰 생산성 향상을 위한 투자 확대 등 사회·경제 체제를 바꿔야 한다.				
1	2	3	4	5
전혀 동의하지 않는다	동의하지 않는다	보통이다	동의한다	매우 동의한다

문17. **한반도의 미래**에 대한 다음 의견에 얼마나 동의하십니까?

남과 북이 사실상 두 개의 국가임을 인정하고 교류를 통해 평화롭게 공존하는 것을 목표로 삼아야 한다.				
1	2	3	4	5
전혀 동의하지 않는다	동의하지 않는다	보통이다	동의한다	매우 동의한다

통계분류를 위한 질문

SQ5. 귀하의 직업은 무엇입니까?

① 농·임·수산업/축산업/광업 종사자
② 자영업(소규모 장사, 개인택시 운전사 등)
③ 판매/서비스직(상점 점원, 판매원, 보험설계사, 요양보호사 등)
④ 생산/기술직/단순노무직(기계·조립 종사자, 토목 관련 현장업, 경비, 배달/운반 등)
⑤ 사무직(일반 회사 · 공공기관 등의 사무직, 교사 등)
⑥ 관리/전문직(5급 이상 공무원, 기업체 부장 이상의 지위, 교장, 연구직, 교수, 보건·의료직, 변호사, 예술가, 사회복지사, 번역가, 종교인 등)
⑦ 주부(가사에만 종사하는 결혼한 사람)
⑧ 학생
⑨ 무직
⑩ 기타(　　)

SQ6. 귀하의 현재 결혼 여부는 어떻게 되십니까?

① 결혼 (배우자 있음)
② 미혼/이혼/사별

SQ7. 귀하는 현재 가구주이십니까?
* 가구주란, 세대주와 별개로 실질적으로 가구를 대표하여 경제적으로 이끌어가는 사람을 뜻합니다.

① 예
② 아니오

SQ8. 귀하의 가구에는 현재 함께 거주하는 가구원이 몇 명입니까? (본인 포함)

총 ____명

SQ9. **귀하**의 월평균 소득(세후 소득)은 얼마 정도입니까? (상여금, 부수입 등을 모두 포함해서 말씀해 주십시오.)

① 월 평균 100만 원 미만
② 월 평균 100~299만 원
③ 월 평균 300~499만 원
④ 월 평균 500~699만 원
⑤ 월 평균 700만 원 이상

SQ10. **귀하는** 현재 부담하고 있는 부채(금융기관 대출, 사채 등)가 있습니까? 부담 중인 부채가 있다면, 모든 부채에 대한 월평균 상환 금액(원금 + 이자 기준)은 얼마입니까?

① 월 평균 100만 원 미만 (부채 없음 포함)
② 월 평균 100~299만 원
③ 월 평균 300~499만 원
④ 월 평균 500~699만 원
⑤ 월 평균 700만 원 이상

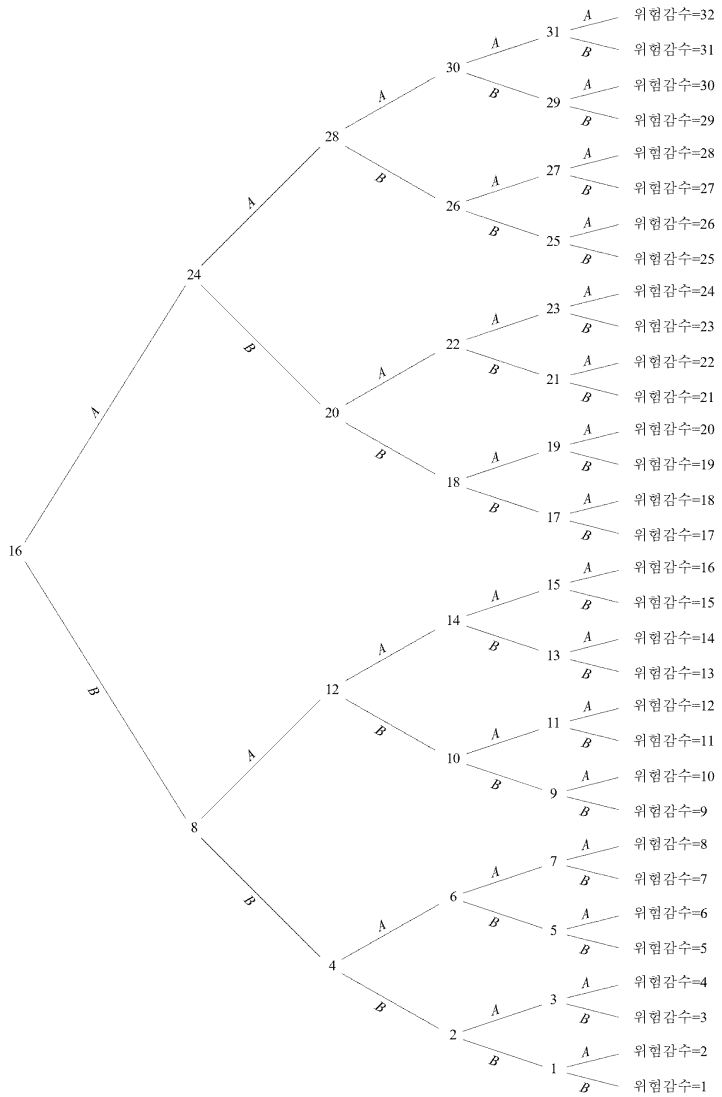
SQ11. 귀하의 평소 건강 상태는 어떻습니까?

※ 매우 나쁨: 건강상의 문제나 신체 혹은 정신적 장애로 일상생활 및 사회활동에 제한을 받는 상태

① 매우 좋음
② 좋음
③ 보통
④ 나쁨
⑤ 매우 나쁨

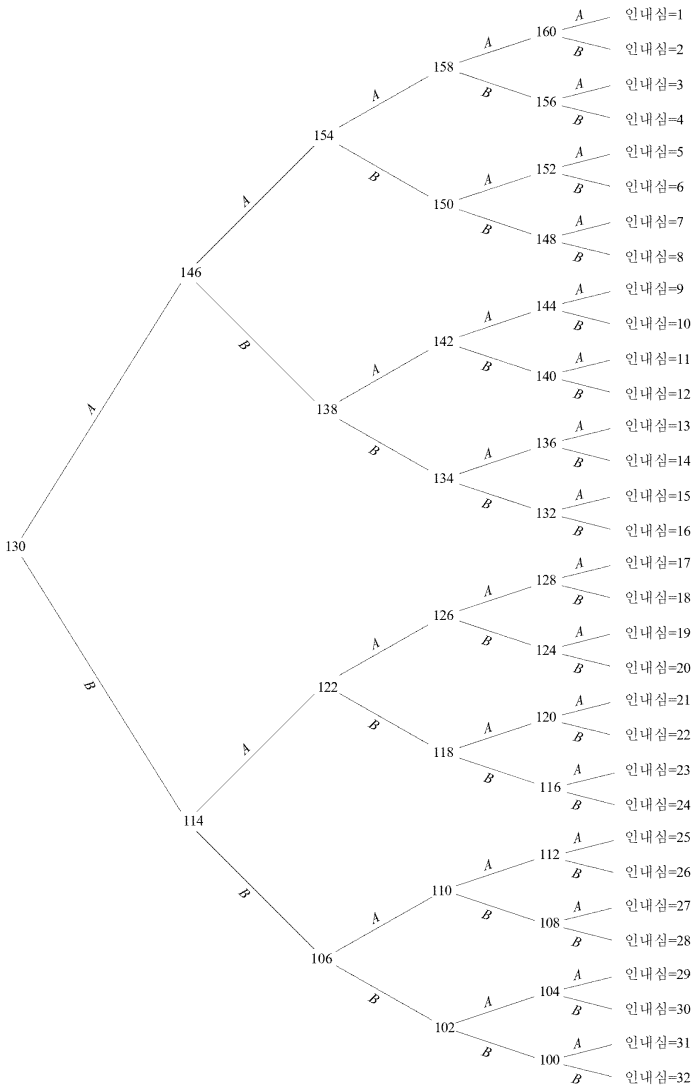
지금까지 설문에 응해 주셔서 감사합니다.

[참고 1] 위험 감수 문항의 트리 구조



경제적 선호도에 대한 국민 태도 조사: 8/9

[참고 2] 시간 할인(인내심) 문항의 트리 구조



경제적 선호도에 대한 국민 태도 조사: 9/9

■ ABSTRACT

Economic Preferences in Korea: Domain-Specific Determinants and Their Policy Implications

Jaejoon Lee and Hyung-jae Choi

Economic preferences underpin saving, insurance, and cooperative behavior, and pension, tax, and financial policies implicitly presuppose a particular distribution of them. To our knowledge, no Korean dataset has measured time discounting, risk attitudes, and reciprocity jointly for the same respondents. Using the 2025 KDI Survey on Public Attitudes toward Economic Preferences (N=1,628), this study estimates the determinants of all three domains and reads the resulting patterns against a contrast between a strategic mechanism—adaptation to objective conditions—and a normative mechanism—the operation of social role identity.

Three findings emerge. First, the determinants of time discounting diverge by horizon: the five-year rate responds to objective resource conditions such as income, debt, and age, while at the one-year horizon the marginal explanatory power of income and debt weakens and variables of self-regulation and identity —the form of saving held and social role—take their place. Second, risk attitudes are governed by gender, education, income, and financial literacy, with social role variables adding no significant explanatory power. Third, allocation-game responses cluster at the equal split, and the share of respondents answering identically rises monotonically with education, making it difficult to read this clustering as an expression of reciprocity preference alone.

The policy implication lies in matching behavioral mechanisms to policy instruments. For long-horizon discounting and risk attitudes, the evidence points to altering objective conditions—income stability, asset accumulation, and relief

of debt burdens. The study's contribution is to document that determinant patterns differ systematically across the three domains and to make that difference usable in the choice of policy instruments.

KDI 신간안내

RECENT KDI PUBLICATION

부동산 PF 구조개선 방안에 관한 연구

황순주 편

연구보고서 | 273쪽 | 정가 8,000원

부동산 PF는 금융업과 건설업을 중심으로 우리 경제 전체의 중대한 위험요인으로 작용하고 있다. 반복되는 PF 위기는 문제의 원인이 무엇이고, 이를 해소하기 위한 정책방안에는 무엇이 있으며, 이러한 정책방안의 경제적 효과는 어떠한가? 본 연구는 이와 같은 다양한 질문에 답하기 위해 종합적인 제도연구 및 실증연구를 수행함으로써 부동산 PF의 구조를 개선하는 것을 목적으로 한다.

정부형태와 경제안보

김재훈

정책연구시리즈 | 92쪽 | 정가 4,000원

본 연구는 정부형태와 경제안보 간의 관계를 탐구하며, 민주주의 국가들에서 정치체제가 경제발전에 미치는 영향을 분석한다. 특히 OECD 고소득 민주 국가들의 미시적 제도 조합(정부형태, 선거규칙, 권력구조)이 정부역량을 통해 장기 경제 수준에 미치는 조건부 효과를 실증적으로 규명한다. 이를 통해 민주적 제도 내에서 정부역량의 경제적 환산 효율이 핵심 결정요인임을 강조한다.

AI의 거시경제 영향 분석

남창우

연구보고서 | 220쪽 | 정가 7,000원

본고는 한국의 직업・과업 구조와 기업・산업 데이터를 결합하여, AI 자동화의 가능성과 경제성, 기업생산성, 그리고 장기적인 거시경제 파급효과를 연계적으로 평가하고자 하였다. 이를 통해 생성형 AI 확산이 한국경제에 가져올 생산성・고용・분배 효과를 요약하고, 이를 바탕으로 정책・기업의 전략 방향을 제시한다.

경제적 관점에서 본 국내 재생에너지 보급 요인과 영향 분석



임희현 · 정성훈

연구보고서 | 170쪽 | 정가 6,000원

세계적인 재생에너지 확대 추세와 달리 한국의 재생에너지 발전 비중은 여전히 낮은 수준에 머물러 있다. 이러한 격차는 기술 · 자원 조건의 한계뿐만 아니라, 전력시장 구조, 금융 접근성, 제도 설계, 계통 수용력 등 비가격 요인의 복합적 작용과 연관되어 있다. 본 연구는 상관관계에 기초한 다국가 비교 실증분석, 기업 단위의 생산성 분해, 재정지출의 효율성 추정을 종합하여, 재생에너지 보급에서 한국의 상대적 위치와 핵심 병목 요인을 점검하고 재생에너지 정책의 경제성을 검토하였다.

유통시장의 환경 변화와 경제적 영향에 관한 연구: 시장구조 · 정책 · 수요 변화를 중심으로



이공 · 이진국 · 김경배

연구보고서 | 231쪽 | 정가 7,000원

본 연구는 유통시장에서 나타나는 변화를 시장구조(온라인 전환), 정책환경(의무휴업제 평일 전환), 수요 기반(인구구조 변화)이라는 세 가지 축에서 체계적으로 분석하고, 이러한 변화가 지역과 업태별 유통시장에 어떠한 영향을 미치는지를 규명하고 있다. 전국 단위 가맹점 패널자료와 카드 결제 데이터, 인구통계, 제도 운영 정보 등을 종합적으로 결합하여 변화의 실체를 살펴보고 있다.

불평등에 관한 연구: 소득과 자산을 중심으로



이승희

정책연구시리즈 | 231쪽 | 정가 7,000원

우리나라의 세대 간 교육이동성을 다각도로 분석하여 교육을 통한 사회이동이 실제로 얼마나 원활하게 이루어지고 있는지 점검하였다. 특히 부모의 교육수준과 소득이 자녀의 교육 기회에 미치는 영향을 실증적으로 분석한 결과, 교육을 통한 사회이동의 기회가 축소될 가능성이 점증하고 있어 교육의 공정성 제고 및 기회의 불평등 완화가 필요한 것으로 나타났다.

실업률의 구조적 변화에 대한 연구: 매칭효율성을 중심으로



김지연

정책연구시리즈 | 67쪽 | 정가 4,000원

본 연구는 구인-구직 간 매칭효율성 변화를 중심으로 최근 경기 상황과 괴리되는 낮은 실업률의 원인을 분석하였다. 산업 및 구직자 특성의 이질성을 반영한 매칭함수 추정과 분해 분석을 통해 디지털 구인 · 구직 플랫폼의 확산과 인구구조 변화가 매칭효율성 개선에 중요한 역할을 하였으며, 매칭효율성의 개선이 구조적 실업률을 낮추고, 최근 실업률 하락의 상당 부분을 설명하고 있음을 보였다.

정책연구시리즈 2026-04

한국의 경제적 선호도에 대한 연구

인 쇄 2026년 2월 26일
발 행 2026년 2월 28일

저 자 이재준 · 최형재
발행인 김세직
발행처 한국개발연구원
등 록 1975년 5월 23일 제6-0004호
주 소 세종특별자치시 남세종로 263
전 화 (044) 550-4114
팩 스 (044) 550-4310

ⓒ 한국개발연구원 2026
ISBN 979-11-7566-175-2

값 5,000원

* 잘못된 책은 바꿔드립니다.