

아프리카 청년층은 더 평등한가?: 6개국의 ‘남성 우선 고용 규범’과 실업 효과의 젠더 비대칭*

노지현**

초 록

본 연구는 아프로바로미터(Afrobarometer) 10차 조사(2024/2025)를 이용하여 아프리카 6개국(나이지리아, 탄자니아, 말라위, 짐바브웨, 말리, 마다가스카르) 성인 8,735명을 대상으로 “일자리가 부족할 때 남성이 여성보다 일자리에 대해 더 많은 권리를 가져야 한다”는 남성 우선 고용 규범에 대한 태도를 분석한다. 국가 고정효과를 포함하고 조사구 수준의 군집 강건 표준오차를 적용한 선형확률모형을 사용하였다.

분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 다른 조건을 통제한 청년 남성(18~35세)의 규범 동의 확률은 54.8%로 기성세대 남성(47.3%)보다 유의하게 높았다($p < .001$). 이는 세대교체를 통해 성평등 의식이 점진적으로 높아질 것이라는 근대화 이론의 예측과 배치된다. 둘째, 청년층 내부의 성별 격차가 기성세대보다 크다는 가설은 지지되지 않았다(여성×청년 -0.044 , $p = .078$). 셋째, 구직 중인 실업 상태는 남성의 규범 동의 확률을 7.7%p 높인 반면($p < .001$) 여성에게는 유의한 영향을 미치지 않았으며($+0.3\%$, $p = .864$), 두 효과의 차이도 통계적으로 유의하여($p = .004$) 성별 비대칭이 확인되었다.

추가 분석에서 청년층의 보수적 태도는 정치 지도자의 자격과 같이 공적 영역의 지위와 자원 배분에 관한 문항에서 확인된 반면($+0.047$, $p < .01$), 여성의 결혼·출산 결정권이나 임신한 여학생의 학업 지속과 같은 사적 자율성 영역에서는 나타나지 않았다. 청년층에서 관찰되는 비평등주의적 태도는 성평등 가치 전반에 대한 반발이라기보다 희소한 공적 자원을 둘러싼 경쟁 조건과 관련되어 있을 가능성이 크다. 다만 본 연구는 단일 시점의 횡단면 자료를 이용하므로, 관찰된 차이는 세대 간 가치 변화가 아니라 조사 시점의 연령집단 간 차이로 해석되어야 한다.

주제어 : 아프리카 청년, 젠더 규범, 남성 우선 고용 규범, 실업, 경제적 희소성, 아프로바로미터

* 이 논문은 2025년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(NRF-2025S1A6B5A01003729).

** 노지현 : 한국외국어대학교 아프리카연구소 HK연구교수(isityou1110@hufs.ac.kr)

I. 서론

최근 여러 사회에서 청년층 내부의 젠더 균열은 가장 첨예한 사회적 논쟁 주제로 부상하고 있다. 한국 사회에서는 이른바 ‘이대남·이대녀’ 담론을 통해 20~30대 남성과 여성의 정치적·규범적 태도가 빠르게 분화하고 있다는 분석이 축적되어 왔다(천관율·정한울, 2019; 마경희 외, 2020). 유럽과 북미에서도 젊은 남성의 반(反)평등 정서와 젊은 여성의 진보화가 교차하는 현상이 지속적으로 보고되고 있다(Off, Charron & Alexander, 2022; Anduiza & Rico, 2024).

그러나 이러한 논의에는 뚜렷한 한계가 있다. 지금까지의 경험적 증거는 대부분 고소득 민주주의 국가에 국한되어 생산되었다. 따라서 청년 남성의 반평등 정서가 특정 사회의 문화적 특수성에서 비롯된 것인지, 아니면 일자리 희소성과 같은 구조적 조건이 만들어내는 일반적 현상인지를 판별하기 위해서는 소득 수준과 문화적 배경이 전혀 다른 맥락에서의 검증이 필요하다.

본 연구는 이러한 질문을 아프리카 지역으로 확장하여 검증하고자 한다. 사하라 이남 아프리카는 세계에서 가장 젊은 인구 구조와 동시에 가장 심각한 청년 고용 문제를 안고 있는 지역이다. 이곳에서는 ‘일자리 희소성 속의 청년’이라는 조건이 예외가 아니라 사회 전반에 작용하는 상수(常數)로 기능한다.

본 연구가 분석하는 6개국만 보더라도 18~35세 청년 가운데 일자리가 없어 구직 중인 비율은 나이지리아 23.0%에서 말라위 52.8%에 이른다. 만약 경제적 압박이 청년 남성의 배제적 젠더 규범을 강화한다는 가설이 타당하다면, 그 효과는 바로 이러한 구조적 조건에서 가장 선명하게 관찰될 것이다.

이에 본 연구는 아프로바로미터 10차 조사에 포함된 젠더 모듈의 문항, 즉 “일자리가 부족할 때 남성이 여성보다 더 많은 권리를 가져야 한다”는 진술을 종속변수로 설정하였다. 이를 통해 세 가지 연구 질문을 검증한다. 첫째, 아프리카 청년층¹⁾은 기성세대보다 남성 우선 고용 규범에 덜 동의하는가(세대교체 가설). 둘째, 청년층 내부의 성별 태도 격차는 기성세대보다 더 크게 나타나는가(청년 젠더 균열 가설). 셋째, 실업이라는 경제적 희소성 경험은 이 규범에 대한 동의를 강화하며, 그 효과는 성별에 따라 차별적으로 나타나는가(희소성

1) 본 연구에서 ‘청년층’은 아프리카연합의 기준에 따라 조사 시점에 18~35세인 응답자를 가리킨다. ‘세대’는 같은 시기에 태어난 사람들을 뜻해 시간이 지나도 구성원이 바뀌지 않지만, ‘청년’은 나이가 들면 빠져나가고 새로 진입하는 사람들로 채워진다. 단일 시점의 횡단면 자료로 확인할 수 있는 것은 조사 당시의 연령집단이다. 다만 ‘세대교체 이론’과 ‘세대교체 가설’은 검증 대상 이론의 명칭이므로 그대로 사용한다.

가설). 분석에는 2024/2025년에 조사된 아프리카 6개국(나이지리아, 탄자니아, 말라위, 짐바브웨, 말리, 마다가스카르)의 개인 수준 자료 8,735건을 활용하였다.

본 연구의 학술적·실천적 기여는 세 가지로 요약된다. 첫째, 이론적 측면에서 서구 중심의 청년 젠더 균열 논쟁을 저소득·고실업 맥락으로 확장하여 근대화 이론과 백래시 이론의 경합을 새로운 조건에서 검증한다. 둘째, 경험적 측면에서 아프로바로미터 10차 조사 젠더 모듈을 활용한 분석을 제시한다. 특히 경제적 희소성이 성별에 따라 비대칭적으로 작용하는지를 표본을 분할하지 않고 상호작용항으로 직접 검정하며, 그 효과가 성평등 태도의 여러 영역 가운데 어디에 국한되는지를 복수의 문항으로 확인한다. 셋째, 실천적 측면에서 이 연구는 한국의 청년 젠더 갈등 논쟁을 고소득 민주주의 국가에 국한되지 않은 국제 비교의 맥락에서 재조명하는 동시에, 대아프리카 개발협력 사업에서 청년·젠더 의제를 설계하기 위한 실증적 근거를 제공한다.

II. 이론적 배경과 선행연구

1. 근대화 이론과 세대교체 가설

성평등 규범의 변화에 관한 가장 영향력 있는 설명은 근대화 이론이다. 잉글하트와 노리스(Inglehart & Norris, 2003)는 경제 발전과 함께 탈물질주의적 가치가 확산되며, 이러한 변화가 세대교체를 통해 진행된다고 주장하였다. 이 이론에 따르면, 성평등 규범의 확산은 개인의 태도 변화가 아니라 인구 구성의 교체를 통해 진행되는 거시적 과정이다. 즉, 기존 세대의 개별 구성원이 태도를 바꾸는 것이 아니라, 평등주의적 가치를 내면화한 젊은 세대가 전통적 가치를 지닌 기성세대를 인구학적으로 대체하면서 사회 전체의 평균적 태도가 점진적으로 이동한다는 것이다.

이러한 세대교체는 교육 기회의 확대, 여성의 노동시장 참여 증가, 경제적 안정성의 향상이라는 세 가지 조건이 순차적으로 충족되면서 가속화되는 것으로 설명된다. 따라서 이 이론은 젊은 세대일수록 성평등 규범을 더 강하게 내면화한다고 본다. 이 관점에서 전통적 성 역할 태도는 나이 든 세대와 함께 점차 퇴장하는 유산이며, 결국 시간은 평등의 편이라는 결론에 이른다.

본 연구의 종속변수인 '일자리 부족 시 남성 우선' 문항은 이러한 이론적 전

통에서 성 역할 태도의 핵심 지표로 사용되어 왔다. 세계가치관조사(WVS)의 동일 문항을 분석한 포르탱(Fortin, 2005)은 이 규범에 대한 동의가 여성의 노동시장 성과와 체계적으로 연관됨을 보여주었다.

이 문항이 갖는 이론적 이점은 명확하다. 추상적인 성평등 신념을 묻는 문항과 달리, 이 문항은 일자리라는 구체적인 희소한 자원의 배분 규칙에 대한 태도를 직접 측정하므로, 근대화 이론이 전제하는 ‘가치의 변화’와 현실집단갈등 이론이 강조하는 ‘자원 경쟁’이라는 두 가지 설명 기제를 동시에 검증할 수 있는 장점을 지닌다.

다만 근대화 이론의 경험적 기반에는 뚜렷한 한계가 있다. 이 이론을 뒷받침하는 대부분의 증거는 서유럽과 북미 등 이미 산업화를 완료하고 여성의 노동시장 참여가 안정적으로 제도화된 고소득 민주주의 국가에서 축적되었다. 이러한 맥락에서는 세대교체가 실제로 관찰되는 것처럼 보이지만, 이는 근대화 이론이 전제하는 세 가지 조건—교육 확대, 여성의 경제활동 참여, 경제적 안정성—이 어느 정도 충족된 사회에서만 나타나는 현상일 가능성을 배제할 수 없다. 즉, 세대교체를 통한 평등화가 보편적 법칙인지, 아니면 특정한 경제적 조건 하에서만 성립하는 국지적 현상인지는 아직 충분히 검증되지 않았다. 일자리 자체가 만성적으로 희소한 사회, 즉 근대화 이론이 전제하는 조건이 아직 충족되지 않은 사회에서도 세대교체가 동일하게 평등화로 이어지는지는 별도의 검증이 필요한 경험적 질문이다. 본 연구가 사하라 이남 아프리카로 분석의 무대를 확장하는 이유가 바로 여기에 있다.

2. 문화적 백래시와 청년 젠더 균열

근대화 이론에 대한 유력한 수정론은 문화적 백래시(cultural backlash) 이론이다. 흥미롭게도 이 이론은 근대화 이론을 제시했던 바로 그 학자들, 즉 잉글하트와 노리스 자신의 후속 연구에서 제기되었다. 노리스와 잉글하트(Norris & Inglehart, 2019)는 16년 뒤 발표한 저작에서, 가치 변동이 자신들이 앞서 주장한 것과 같은 일방향적 진보가 아니라 변화에 위협을 느끼는 집단의 반동을 동반한다고 강조하며 초기 이론을 보완하였다.

이 이론의 핵심 기제는 상대적 지위 위협이다. 평등주의적 가치의 확산은 그 자체로 중립적인 과정이 아니라, 기존에 특권적 지위를 누리던 집단(남성)에게 상대적 지위 하락으로 인식될 수 있다. 특히 이러한 지위 위협은 변화의 수혜자와 자원을 두고 직접 경쟁하는 위치에 있는 집단, 즉 노동시장에 진입하

는 젊은 남성에게서 가장 첨예하게 체감될 가능성이 크다. 요컨대 백래시 이론은 근대화 이론이 가정하는 것과 달리, 가치 변화의 과정 자체가 특정 집단 내부에서 반동적 태도를 촉발할 수 있다고 본다. 이 관점은 최근 청년층 내부에서 관찰되는 성별 분화, 즉 '청년 젠더 균열' 논의로 이어졌다.

이러한 이론적 예측을 뒷받침하는 경험적 증거는 지역을 막론하고 축적되어 왔다. 먼저 유럽의 연구에서는 백래시가 순수하게 문화적인 현상이 아니라 경제적 조건과 결합되어 있음을 보여준다. 유럽연합 27개국을 분석한 연구는 여성의 권리 신장을 남성에게 대한 위협으로 인식하는 집단이 다른 아닌 20대 남성임을 보여주었으며, 이러한 인식은 특히 실업률이 높은 지역에서 두드러졌다(Off, Charron & Alexander, 2022). 이는 지위 위협이 추상적인 심리적 반응에 그치지 않고, 실제 노동시장 조건과 상호작용하며 강화된다는 점을 시사한다.

이러한 태도는 실제 정치적 행동으로도 이어진다. 후속 연구들은 젊은 남성의 반평등 정서가 극우 투표와 직접적으로 연결됨을 확인하였다(Anduiza & Rico, 2024). 이는 백래시가 개인 내면의 정태적 신념에 머무르지 않고, 태도 변화와 정치적 결집이 함께 진행되는 동적 과정임을 보여준다.

북미에서도 유사한 현상이 관찰되는데, 대학 진학과 노동시장 진입에서 여성의 비중이 확대되면서 일부 젊은 남성들이 '역차별' 담론을 강화하는 모습이 나타났다(Kimmel, 2017). 이는 백래시가 반드시 극우 정치 지지라는 형태로만 발현되는 것이 아니라, 일상적 담론과 정체성 서사의 형태로도 나타날 수 있음을 보여준다. 다시 말해 백래시는 제도화된 정치적 표현(투표)과 비제도화된 문화적 표현(담론) 양쪽에서 관찰되는 복합적 현상이며, 이는 본 연구가 다루는 설문 문항 차원의 태도 역시 이러한 백래시의 한 표현형으로 볼 수 있는 근거가 된다.

한국의 경험 역시 중요한 참조점이다. 20대 남성의 반페미니즘 정서는 단순한 보수화가 아니라 고용 불안, 공정성 인식, 세대 내 경쟁 구조와 결부된 현상임이 지적되어 왔다(천관울·정한울, 2019; 마경희 외, 2020). 최근 정량 분석도 이를 뒷받침한다. 김정인(2024)은 갈등 인식을 예측하는 변수가 연령대에 따라 달라지며, 20대는 성차별 경험이, 30대는 사회적 불공정성 인식이 핵심 변수임을 보여주었다. 특히 한국의 청년 젠더 갈등은 추상적 성 역할 신념이 아니라 근무상점, 채용·승진에서의 할당제, 시험과 채용의 공정성 등 희소한 기회의 배분 규칙을 둘러싸고 전개되어 왔으며(김원정 외, 2022), 이는 본 연구가 종속변수로 삼은 질문과 맞닿아 있다. 실제로 20대 남녀를 대상으로 한 질적 연구는 양측 모두 갈등의 원인으로 제한된 자원과 경쟁을 지목하지만,

해석은 엇갈린다는 점을 보여준다(최바울·백근영, 2024). 여성은 차별과 지위 격차를, 남성은 여성의 지위 향상 자체를 위협 요인으로 본다.

그러나 기존 한국의 논쟁은 단일 사례 분석에 머물러 있어, 관찰된 현상이 한국의 특수성에 기인한 것인지 혹은 구조적 일반성을 갖는지 판별할 비교의 준거가 없었다. 유럽·북미·한국이라는 서로 다른 세 맥락에서 유사한 청년 젠더 균열이 관찰된다는 점은 해당 현상이 특정 문화권에 국한되지 않을 가능성을 시사한다. 그러나 이들 맥락은 모두 고소득 국가이자 여성의 경제활동 참여가 제도적으로 보장된 사회라는 공통점을 지닌다. 따라서 이러한 균열이 소득 수준과 무관하게 발생하는 보편적 현상인가에 대한 검증은 여전히 과제로 남는다.

3. 경제적 희소성: 자원 경쟁의 이론적 기제

근대화 이론과 백래시 이론이 가치와 태도의 변화 방향을 두고 대립한다면, 세 번째 이론적 자원인 현실집단갈등 이론(realistic group conflict theory)은 그 변화의 강도와 조건을 설명하는 보완적 기제를 제공한다. 이 이론에 따르면 희소한 자원을 둘러싼 경쟁은 외집단에 대한 배제적 태도를 강화한다(Sherif, 1966; LeVine & Campbell, 1972). 자원이 풍부할 때는 집단 간 경쟁이 완화되어 외집단에 대한 태도가 상대적으로 관대해지지만, 자원이 희소해지면 집단 간 경쟁이 첨예해지고, 이 과정에서 내집단 결속과 외집단 배제가 동시에 강화된다는 것이다. 이러한 기제는 상대적 박탈감 개념과도 맞닿아 있다(Runciman, 1966). 객관적인 자원의 절대량이 아니라, 자신이 속한 집단이 다른 집단에 비해 상대적으로 불리해지고 있다는 인식이 배제적 태도를 촉발하는 핵심 기제로 작동한다.

이러한 논리를 노동시장에 적용하면, 일자리가 부족한 상황에서 남성 우선 고용 규범은 노동시장 경쟁자인 여성을 배제함으로써 남성의 지위를 방어하는 규범적 자원으로 기능할 수 있다. 여기서 중요한 것은 이 기제가 앞서 논의한 백래시 이론과 결합될 때 갖는 함의이다. 백래시 이론이 왜 청년 남성이 다른 집단보다 더 강한 위협을 느끼는지를 설명한다면, 현실집단갈등 이론은 그 위협이 실제 태도로 전환되는 조건, 즉 자원의 희소성이라는 상황적 요인을 제공한다. 두 이론을 결합하면, 규범에 대한 동의는 추상적인 지위 위협을 느끼는 집단 일반에서 균일하게 나타나는 것이 아니라, 실제로 경쟁 압력에 노출된 집단, 특히 그 규범의 수혜자인 남성에게서 선택적으로 강하게 나타날 것이라

는 예측이 도출된다. 이는 본 연구의 가설 3(희소성 가설)이 성별에 따른 비대칭적 효과를 예측하는 이론적 근거이기도 하다.

4. 아프리카의 부양자 남성성: 지역적 맥락화

현실집단갈등 이론이 제시하는 일반적 기제가 실제로 어떻게 작동하는지는 지역의 사회문화적 맥락에 따라 다르게 나타날 수 있다. 아프리카 지역 연구는 이 기제가 뿌리내리는 구체적인 토양을 보여준다. 실버슈미트(Silberschmidt, 1992; 2001)는 동아프리카에서 가장이자 부양자 역할을 수행할 수 없게 된 남성들의 정체성 위기를 분석하였다. 이 연구에 따르면 경제적 무능력은 단순한 소득 상실에 그치지 않고 남성성을 사회적으로 인정받는 기반 자체를 흔드는 위기로 경험된다. 현실집단갈등 이론이 말하는 자원 경쟁이 개인의 정체성 층위에서 어떻게 나타나는지를 보여주는 대목이다.

혼와나(Honwana, 2012)는 일자리가 없어 결혼과 독립이 미뤄지는 아프리카 청년의 상태를 '대기 상태(waithood)'로 개념화하였다. 경제적 결핍이 일시적 사건이 아니라 청년기 전체를 규정하는 만성적 조건임을 포착한 개념으로, 실버슈미트가 제시한 심리적 위기를 생애과정의 차원으로 넓힌 것이다.

스미스(Smith, 2020)는 나이지리아에서 경제적 능력이 남성성과 부모가 되는 일의 전제조건으로 작동하는 방식을 보여주었다. 부양자 남성성이 추상적 관념이 아니라 결혼과 출산이라는 구체적 생애 이행을 좌우하는 물질적 조건이라는 점을 확인한 연구이다.

세 연구를 종합하면 아프리카에서 남성 우선 고용 규범은 단순한 관념이 아니라 '부양자 남성성'이라는 정체성 기획과 결합되어 있으며, 경제적 여건이 나빠져 이 기획이 좌절될 때 규범적 방어가 오히려 강해질 수 있다. 세 연구는 각각 심리적 차원(정체성 위기), 생애과정적 차원(대기 상태), 물질적 차원(부모 되기)에서 같은 현상을 조명하고 있어 서로를 보완한다.

이러한 논의는 청년 남성이 기성세대보다 배제적 규범에 더 강하게 동의할 가능성을 지역적 맥락에서 뒷받침한다. 아프리카에서 부양자 역할은 서구와 달리 성인 남성의 지위를 획득하는 핵심 조건이다. 따라서 청년기에 이 역할을 수행하지 못하는 것은 경제적 곤란에 그치지 않고 성인 남성으로서의 사회적 지위 자체를 얻지 못하는 상태로 경험될 수 있다. 가설 1이 예측하는 방향과 반대되는 이 가능성이 실제로 관찰되는지가 본 연구의 첫 번째 검증 대상이다.

5. 연구의 필요성과 연구질문

아프로바로미터 10차 조사는 38개국 50,961명을 대상으로 한 최신 대륙 조사로, 처음으로 확장된 젠더 모듈을 포함하였다. 그러나 기존 발표는 기술 통계 수준에 머물러 있다. 대륙 보고서는 남성 우선 고용 규범에 대한 찬반 분포와 성별·학력·종교별 교차표를 제시했으며(Okello, Adjadeh & Cumanzala, 2026), 청년을 다룬 보도자료는 고용 선호와 이주 의향을 연령집단별로 보고하였다(Afrobarometer, 2026). 하지만 젠더 발표는 연령을 교차하지 않고, 청년 발표는 성별을 교차하지 않는다. 즉 ‘청년 젠더 균열’이라는 질문은 기존 발표의 사각지대에 놓여 있으며, 연령×성별 상호작용이나 개인의 경제적 조건과 규범의 관계를 다변량 모형으로 검증한 학술 연구는 찾기 어렵다.

본 연구는 다음과 같은 세 가지 가설을 검증한다.

가설 1(세대교체 가설): 청년층(18~35세)은 기성세대(36세 이상)보다 남성 우선 고용 규범에 덜 동의할 것이다.

가설 2(청년 젠더 균열 가설): 남성 우선 고용 규범에 대한 남녀 간 태도 격차는 기성세대보다 청년층에서 더 클 것이다.

가설 3(희소성 가설): 실업 경험은 남성 우선 고용 규범에 대한 동의를 강화할 것이며, 이 효과는 여성보다 남성에게서 더 크게 나타날 것이다.

Ⅲ. 연구방법

1. 자료와 사례선정

본 연구는 아프로바로미터(Afrobarometer) 10차 조사(2024/2025)의 국가별 공개 자료를 활용하였다(Afrobarometer, 2025). 아프로바로미터는 범아프리카 국가들이 공동으로 참여하는 비영리·초당파 여론조사 네트워크로, 1999년 시작된 아프리카 최대 규모의 사회과학 서베이이다. 각국에서 확률표집에 기반한 대면 면접을 수행하며, 표본 설계는 지역과 도시·농촌을 층으로 하는 다단계 지역확률표집이다. 1차 추출단위(PSU)는 인구 규모에 비례하여 선정되고 각 조사구에서 8가구를 추출한다. 국가 수준 오차한계는 95% 신뢰

수준에서 $\pm 2\sim 3\%$ p이다.

10차 조사 자료는 조사가 완료된 국가부터 순차적으로 공개되고 있다. 본 연구의 분석 시점인 2026년 7월 기준으로 29개국의 국가별 자료가 공개되어 있었으며, 38개국 전체를 포함하는 통합 자료는 아직 공개되지 않은 상태였다. 본 연구는 이 가운데 6개국을 선정하였다. 이용 가능한 29개국을 모두 포함하지 않은 것은 자료 접근의 제약 때문이 아니라 연구 설계에 따른 선택이며, 그 근거는 다음과 같다.

첫째, 본 연구의 목적은 아프리카 대륙의 모수를 추정하는 데 있지 않다. 공개된 29개국은 확률표집으로 선정된 국가 집합이 아니라 조사가 먼저 완료된 국가들의 집합이므로, 이를 모두 포함하더라도 대륙에 대한 대표성은 확보되지 않는다. 오히려 국가 수가 많다는 이유로 대표성이 있는 것처럼 읽힐 위험이 있다. 둘째, 본 연구의 국가별 분석은 국가를 분석단위로 하는 통합 회귀가 아니라 국가별 개별 회귀이므로, 국가 수를 늘리는 것이 개별 추정치의 검정력을 높이지 않는다. 국가 수의 증가가 실질적 이득을 갖는 것은 국가 수준 변수를 설명변수로 투입하는 다층모형에서인데, 이는 개인 수준 분석인 본 연구와 다른 설계이다.

따라서 본 연구는 다양 사례 설계(diverse case design)의 논리에 따라 6개국을 선정하였다(Seawright & Gerring, 2008). 이 설계의 목적은 모수의 대표성을 확보하는 것이 아니라 핵심 변수의 변이를 극대화하는 데 있다. 선정 기준은 세 축이다. 첫째는 지역으로 서아프리카(나이지리아·말리), 동아프리카(탄자니아), 남부아프리카(말라위·짐바브웨), 인도양 도서(마다가스카르)를 포괄하도록 하였다. 둘째는 종교 구성으로 무슬림 비율이 0.4%(짐바브웨)에서 95.4%(말리)에 이르는 범위를 확보하였다. 셋째는 노동시장 조건으로, 여성 취업률이 6.1%(말라위)에서 45.7%(탄자니아), 성별 취업 격차가 5.9%p(말라위)에서 22.8%p(탄자니아), 청년의 구직 중 무직 비율이 23.0%(나이지리아)에서 52.8%(말라위)에 이르는 변이를 확보하였다.

〈표 1〉의 노동시장 지표는 외부 통계가 아니라 조사 자료에서 직접 산출한 것이다. 사하라 이남 아프리카에서는 비공식 부문 종사가 일반적이어서 국제 기구의 모델 추정 실업률이 실제 노동시장 압박을 충분히 반영하지 못하는 경우가 많다. 동일 표본에서 산출한 지표를 사용하면 이 문제를 부분적으로 피할 수 있고, 개인 수준 분석에서 사용하는 변수와 정의가 일치한다는 이점도 있다. 〈표 1〉은 분석 대상 국가를 요약한 것이다.

〈표 1〉 분석 대상 국가의 표본 구성과 노동시장 조건

국가	표본	조사구	도시 (%)	무슬림 (%)	청년 (%)	평균 교육	여성 취업률	남성 취업률	성별 취업 격차	청년 구직 무직	규범 동의율
마다가스카르	1,199	150	20.9	0.8	46.1	3.2	23	29.7	6.7	41.8	67
말라위	1,196	150	13.7	11.9	57.7	2.9	6.1	12.1	5.9	52.8	37.5
말리	1,199	150	33.9	95.4	45.1	1.9	6.9	16	9.2	37.8	50.4
나이지리아	1,590	200	43.2	47.8	57	4.3	37	57.3	20.3	23	46.3
탄자니아	2,384	300	39.1	35.3	44.1	3.3	45.7	68.5	22.8	26	31.6
짐바브웨	1,197	150	42.7	0.4	50	4.5	24.9	36.9	12	45.5	31.7

주: 취업률은 Q94A에서 시간제 또는 전일제 취업을 1로 한 비율이며, 성별 취업격차는 남성 취업률에서 여성 취업률을 뺀 값(%p)이다. 청년 구직무직은 18~35세 가운데 “일자리가 없으며 구직 중”인 비율이고, 평균 교육은 Q96의 0~9 척도 평균이다. 비율과 동의율은 모두 국가 내 가구 가중치를 적용한 추정치이다.

2. 변수 측정

종속변수는 젠더 모듈의 Q49B, 즉 “일자리가 부족할 때 남성이 여성보다 일자리에 대해 더 많은 권리를 가져야 한다”는 진술에 대한 태도이다. 원문항은 5점 척도(1=강하게 반대~5=강하게 동의)이며, 분석에서는 동의(4)와 강한 동의(5)를 1로, 나머지(1~3)를 0으로 하는 이분변수를 사용하였다. 응답 거부와 ‘모름’ 사례는 분석에서 제외하였다.

이분화를 택한 이유는 세 가지이다. 첫째, 동일 문항을 사용한 선행연구가 동의·비동의 이분으로 결과를 보고해 왔으므로 국제 비교가 용이하다(Fortin, 2005). 둘째, 5점 척도의 극단 응답 성향은 국가별로 체계적 차이를 보일 수 있어, 여러 국가를 통합해 평균을 비교할 경우 태도의 차이가 아니라 응답 양식의 차이를 포착할 위험이 있다. 셋째, 선형확률모형의 계수를 동의 확률의 백분율 포인트 변화로 직접 해석할 수 있다. 다만 이분화에 따른 정보 손실 가능성과 선형확률모형의 함수 형태를 고려하여, 5점 척도를 그대로 사용한 선형회귀와 순서형 로짓, 그리고 이분변수에 대한 로지스틱 회귀를 강건성 검증에 포함하였다(IV장 4절).

핵심 독립변수는 성별(Q101), 연령집단(Q1), 고용 상태(Q94A)이다. 연령은 아프리카연합의 기준에 따라 18~35세를 청년으로 구분하였다. 고용 상태는 “일자리가 없으며 구직 중”인 경우를 1로 하는 이분변수로 측정하였으며, 일자리가 없으나 구직하지 않는 응답자와 시간제·전일제 취업자는 모두 0으로

처리하였다.

현금소득 결핍(Q7E)은 지난 1년간 응답자 본인 또는 가족 중 누군가가 현금 수입 없이 지낸 빈도를 0(전혀 없음)에서 4(항상)로 측정된 문항이다. 개인이 아니라 가구 단위의 결핍을 묻는다는 점에서 고용 상태와 측정 대상이 다르다. 본 연구는 이 변수를 경제적 희소성의 대안 지표로 함께 검토하되, 가설 3의 검정은 실업 지표로 수행하였다. 그 근거는 IV장 2절에서 분석 결과와 함께 제시한다.

통제변수는 교육 수준(Q96), 도시 거주(URBRUR), 무슬림 여부(Q97), 국가 고정효과이다. 교육은 원 범주 0(무형식 교육)에서 9(대학원)까지의 순서형 변수이며, 범주형 더미로 재추정한 결과가 단조적이었으므로(무학 기준 초등 -0.078, 중등 -0.136, 고등 -0.191, 모두 $p < .001$) 연속변수로 투입하였다. 종교는 아프로바로미터 표준 코드체계에 따라 이슬람 관련 범주(18~24)를 무슬림으로 코딩하였으며, 코드체계의 국가 간 일관성은 짐바브웨·마다가스카르·말라위 코드북을 대조하여 확인하였다. 각 변수의 원 문항 번호, 원 범주, 분석 코딩, 결측 처리 방식은 〈부록 A〉에 제시한다. 결측 처리는 목록별 제거를 적용하되, 모형 간 비교가 가능하도록 모든 모형에 동일한 분석표본을 사용하였다. 종속변수와 연령에 결측이 없는 사례는 8,765명이며(〈표 1〉), 여기서 교육·종교·현금소득 결핍의 결측을 제외한 8,735명이 모형 1과 모형 2의 분석 대상이다. 고용 상태를 포함하는 모형 3~5는 해당 변수의 결측 1건을 추가로 제외하여 8,734명이다.

3. 분석 방법

분석에는 아프로바로미터가 제공하는 국가 내 가구 가중치를 사용하였다. 이 가중치는 각국에서 평균이 1이 되도록 제공되므로, 여러 국가를 통합하면 표본이 큰 국가의 비중이 그만큼 커진다. 6개국은 표본 크기가 1,200명에서 2,400명까지 차이가 있으므로, 통합 추정치가 특정 국가에 좌우되지 않도록 각국의 가중치 합이 동일해지도록 재정규화하였다.

표준오차는 조사구 수준의 군집 강건 표준오차로 산출하였다. 아프로바로미터는 조사구당 8가구를 추출하는 군집 표집을 사용하므로 동일 조사구 내 관측치는 서로 독립적이지 않다. 공개 자료에는 조사구 식별자가 직접 제공되지 않으나, 조사구 수준에서 측정되는 변수들과 행정단위·도시농촌 구분·조사구 가중치의 조합으로 조사구를 복원할 수 있다. 이 방식으로 복원한 군집은 6개

국에서 각각 150, 150, 150, 200, 300, 150개, 합계 1,100개이며 조사 설계와 일치하였다.

추정에는 국가 고정효과를 포함한 선형확률모형을 사용하였다. 모형 1은 성별과 연령 및 그 상호작용만, 모형 2는 통제변수를, 모형 3은 고용 상태를 추가하였다. 모형 4는 성별과 고용 상태의 상호작용을, 모형 5는 성별·연령·고용 상태의 삼중상호작용을 포함한다.

가설 검정에서는 표본을 분할하지 않고 전체 표본에서 상호작용항을 직접 추정하는 방식을 택하였다. 표본을 청년층이나 남성으로 한정하여 각각 추정할 경우 조건부 관계는 볼 수 있으나, 표본 크기가 줄어 검정력이 떨어지고 서로 다른 표본에서의 유의성 여부를 직접 비교할 수 없다. 한 집단에서 계수가 유의하고 다른 집단에서 유의하지 않다는 사실 자체는 두 집단의 효과가 통계적으로 다르다는 것을 의미하지 않는다. 따라서 가설 2는 여성×청년 상호작용 계수로, 가설 3의 성별 비대칭은 여성×무직 상호작용 계수로 검정하며, 두 경우 모두 네 집단의 조정 예측확률과 선형결합 검정을 함께 제시한다.

IV. 분석 결과

1. 기술통계: 네 집단의 규범 동의율

〈표 2〉는 성별과 연령집단을 교차한 네 집단의 규범 동의율이다. 첫째, 네 집단 가운데 가장 높은 동의율을 보인 것은 청년 남성(52.6%)으로, 기성 남성(48.0%)보다 높았다. 이는 세대교체를 통한 평등화를 예측하는 근대화 이론의 방향과 일치하지 않는다. 근대화 이론에 따르면 젊은 연령집단일수록 평등주의 가치를 더 강하게 내면화하고 있어야 하므로 청년 남성의 동의율이 기성 남성보다 낮게 나타나야 하지만, 실제로는 반대 방향이 관찰되었다.

둘째, 청년층 내부의 성별 격차는 14.1%p로 기성세대의 격차(10.9%p)보다 3.2%p 크게 나타났다. 다만 이는 통제변수를 반영하지 않은 원자료 비교이며, 다음 절의 회귀분석에서 이 차이가 통계적으로 확인되는지를 검토한다. 국가별로는 편차가 크다. 말라위에서는 격차의 차이가 20.0%p로 가장 컸던 반면 말리에서는 -2.7%p로 음수였다.

셋째, 이러한 패턴은 6개국에 걸쳐 균일하지 않았다. 청년 남성의 동의율은 짐바브웨에서 35.4%로 가장 낮은 수준이었고, 마다가스카르에서 79.3%로 가

장 높아 두 국가 사이에 40%p 이상의 격차가 존재했다. 이는 ‘아프리카 청년 남성’을 균질한 집단으로 다룰 수 없음을 보여준다.

〈표 2〉 남성 우선 고용 규범 동의율: 성별×연령집단별

(단위: %)

국가	청년 남성	청년 여성	청년 격차	기성 남성	기성 여성	기성 격차	격차의 차이
마다가스카르	79.3	61.4	18	69.3	59.5	9.8	8.2
말라위	47.8	28.9	18.8	35.7	36.9	-1.2	20
말리	62.2	49.5	12.7	52.9	37.5	15.4	-2.7
나이지리아	55.5	40.2	15.3	49.4	38.9	10.6	4.7
탄자니아	40	25.2	14.7	37.4	24.4	13	1.7
짐바브웨	35.4	25.6	9.9	38.3	27	11.3	-1.4
6개국 통합	52.6	38.5	14.1	48	37	10.9	3.2

주: 청년은 18~35세, 기성은 36세 이상이다. 격차의 차이는 청년 격차에서 기성 격차를 뺀 값으로, 가설 2가 예측하는 방향은 양(+)이다. 통합 수치는 국가 동일가중을 적용하였다.

2. 회귀분석 결과: 청년은 더 ‘평등지향적’인가?

기술통계는 통제변수를 반영하지 않은 원자료 비교이므로, 관찰된 격차가 교육 수준이나 거주지 같은 다른 요인 때문이 아니라 성별·연령 자체의 효과인지를 확인하기 위해서는 회귀분석이 필요하다. 〈표 3〉은 국가 고정효과를 포함한 선형확률모형의 추정 결과이다. 모든 모형의 표준오차는 6개국 1,100개 조사구를 군집 단위로 하는 군집 강건 표준오차로 산출하였고, 국가별 표본 크기 차이가 통합 추정치를 좌우하지 않도록 각국의 가중치 합이 동일해지도록 정규화하였다.

〈표 3〉 남성 우선 고용 규범 동의의 결정요인(선형확률모형)

변수	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5
여성	-0.101*** (0.017)	-0.119*** (0.017)	-0.120*** (0.017)	-0.103*** (0.018)	-0.103*** (0.019)
청년	+0.060*** (0.018)	+0.075*** (0.018)	+0.069*** (0.018)	+0.062*** (0.018)	+0.066** (0.021)
여성×청년	-0.049† (0.025)	-0.044† (0.025)	-0.042† (0.025)	-0.031 (0.025)	-0.031 (0.029)
구직 중 무직	—	—	+0.039** (0.014)	+0.077*** (0.020)	+0.084** (0.029)
여성×무직	—	—	—	-0.074** (0.025)	-0.074† (0.041)
청년×무직	—	—	—	—	-0.014 (0.040)
여성×청년×무직	—	—	—	—	+0.001 (0.055)
교육수준	—	-0.026*** (0.004)	-0.027*** (0.004)	-0.027*** (0.004)	-0.027*** (0.004)
도시 거주	—	-0.027† (0.014)	-0.026† (0.014)	-0.025† (0.014)	-0.025† (0.014)
무슬림	—	+0.095*** (0.019)	+0.095*** (0.019)	+0.096*** (0.019)	+0.095*** (0.019)
현금소득 결핍	—	+0.008 (0.006)	+0.007 (0.006)	+0.007 (0.006)	+0.007 (0.006)
N	8,735	8,735	8,734	8,734	8,734
R ²	0.080	0.098	0.099	0.100	0.100

주: † $p<.1$, * $p<.05$, ** $p<.01$, *** $p<.001$. 괄호 안은 조상구 군집 강건 표준오차(1,100개 조상구)이다. 모든 모형에 국가 고정효과를 포함하고 국가 동일가중을 적용하였다. 종속변수는 규범 동의(=1)이다.

먼저 성별의 주효과를 보면, 여성은 남성보다 규범에 덜 동의하는 경향이 모든 모형에서 일관되게 나타났다. 통제변수를 포함한 모형에서 여성의 동의 확률은 남성보다 약 10~12%p 낮았으며, 이는 〈표 2〉에서 확인된 단순 성별 격차가 다른 요인을 감안한 이후에도 유지되는 패턴임을 보여준다.

연령 효과는 가설 1의 예측과 반대 방향으로 나타났다. 통제변수를 포함한 모형 2에서 청년 남성은 기성세대 남성보다 규범에 더 강하게 동의했으며, 그 차이는 7.5%p였다($p<.001$). 이를 조정 예측확률로 환산하면(〈표 4〉) 청년 남성 54.8%, 기성 남성 47.3%, 청년 여성 38.5%, 기성 여성 35.4%로, 네 집단 가운데 규범을 가장 강하게 지지한 집단은 가장 젊은 남성 집단이었다. 본 연구는 이 패턴을 “청년의 역설”이라 부른다. 다만 이 명칭이 세대 간 가치 변화

를 뜻하는 것은 아니다. 본 연구의 자료는 단일 시점의 횡단면 조사이므로 연령효과·코호트효과·시기효과를 식별할 수 없으며, 여기서 말하는 “청년의 역설”은 동일 시점에서 관찰되는 청년 남성과 기성 남성 간 동의율의 역전을 지칭한다.

〈표 4〉 성별×연령집단 조정 예측확률과 집단 간 차이 검정(모형 2)

집단	조정 예측확률(%)
청년 남성	54.8
청년 여성	38.5
기성 남성	47.3
기성 여성	35.4

검정	추정치	표준오차	p
청년 남성 - 기성 남성	+0.0753	0.0179	<.001
청년 여성 - 기성 여성	+0.0314	0.0178	.077
청년 내 성별격차 - 기성 내 성별격차 (가설 2 직접 검정)	-0.0439	0.0249	.078

주: 예측확률은 다른 변수를 표본 분포 그대로 두고 성별과 연령집단만 바꾸어 산출한 뒤 가중평균한 값이다. 세 번째 검정은 여성×청년 상호작용 계수에 대한 검정과 동일하며, 이것이 가설 2에 대한 직접 검정이다.

가설 2(청년 젠더 균열 가설)는 지지되지 않았다. 여성×청년 상호작용 계수는 모든 모형에서 음(-)의 방향, 즉 청년층에서 성별 격차가 더 크다는 방향을 가리켰으나, 통제변수를 포함한 모형 2에서 경계선 수준에 머물렀고(-0.044, $p=.078$), 실업과 성별의 상호작용을 함께 포함한 모형 4에서는 유의성을 상실하였다(-0.031). 5점 척도를 그대로 사용한 선형회귀, 로지스틱 회귀, 순서형 로짓에서도 이 계수는 일관되게 유의하지 않았다.

이 가설에 대한 직접적 검정은 여성×청년 상호작용 계수 하나이다. 〈표 4〉의 세 번째 검정, 즉 청년층 내 성별 격차에서 기성세대 내 성별 격차를 빼 값에 대한 검정이 이에 해당하며, 추정치는 -0.044(SE 0.025, $p=.078$)이다. 따라서 본 연구는 청년층에서 성별 격차가 확대된다는 주장을 실증적으로 확인하지 못하였다.

가설 3(희소성 가설)은 실업 지표에서 지지되었다. 전체 표본에서 성별과 실업의 상호작용을 직접 추정한 결과, 구직 중 무직 상태는 남성의 규범 동의 확률을 7.7%p 높였고($p<.001$), 여성×무직 상호작용은 -0.074로 유의하였다($p=.004$). 선형결합 검정으로 계산한 여성의 실업 효과는 +0.3%p로 통계적

으로 유의하지 않았다($p=.864$). 조정 예측확률로 보면(<표 5>), 취업 상태 또는 비구직 상태의 청년 남성은 51.8%인 데 비해 구직 중 무직인 청년 남성은 59.5%였으며, 청년 여성은 각각 38.4%와 38.7%로 사실상 차이가 없었다. 즉 실업 경험은 남성의 배제적 규범 동의를 선택적으로 강화하는 반면 여성에게는 같은 효과를 갖지 않는다.

이 비대칭이 청년층에 국한된 현상인지 확인하기 위해 여성×청년×무직의 삼중상호작용을 추정하였으나 계수는 0에 가깝고 유의하지 않았다($+0.001$, $p=.979$). 즉 실업의 성별 비대칭은 청년층과 기성세대에서 동일한 크기로 작동하며, 세대에 특수한 현상이 아니다.

경제적 회소성의 대안 지표로 ‘현금소득 결핍’도 함께 검토하였다. 결핍 빈도를 연속변수로 투입한 계수는 $+0.008$ 로 유의하지 않았고, 기준범주(결핍 경험 없음) 대비 범주형 더미로 재추정한 결과도 단조적이지 않았다. 결핍을 한 두 번 경험한 집단은 오히려 -0.107 로 유의하게 낮았고($p<.001$), 그 이상의 수준에서는 계수가 0 부근에 머물렀다. 등간성과 선형성을 가정할 근거가 없으므로 본 연구는 이 변수를 통제변수로만 사용하였다. 한편 실업과 현금소득 결핍의 상관은 0.116으로 높지 않았고, 현금소득 결핍을 모형에서 제외해도 실업 계수는 $+0.077$ 에서 $+0.079$ 로 2.5%만 변하여, 현금소득 결핍이 실업의 효과를 상당 부분 매개한다는 우려는 자료에서 확인되지 않았다.

통제변수 가운데 교육 수준의 효과는 뚜렷하였다. 교육 수준이 한 단계 높아질수록 규범 동의 확률이 낮아졌으며($p<.001$), 범주형으로 재추정한 결과에서도 무학 대비 초등·중등·고등 순으로 단조적으로 감소하였다(III장 2절). 이는 근대화 이론이 강조하는 교육의 평등화 효과와 부합한다. 무슬림 응답자는 비무슬림보다 약 9.5%p 높은 동의율을 보였다($p<.001$). 도시 거주는 모든 모형에서 음의 방향이었으나 계수가 작고($-0.025\sim-0.027$) 통상적 유의수준($p<.05$)에 이르지 못하여, 도시·농촌 간 차이는 교육 수준 등 다른 변수를 통제된 뒤에는 뚜렷하지 않았다.

〈표 5〉 고용 상태별 조정 예측확률과 실업효과의 성별 차이 (모형 4)

집단	취업 또는 비구직(%)	구직 중 무직(%)	차이(%p)
청년 남성	51.8	59.5	7.7
청년 여성	38.4	38.7	0.3
기성 남성	45.6	53.3	7.7
기성 여성	35.3	35.6	0.3

검정	추정치	표준오차	p
남성의 실업 효과	+0.0768	0.0201	<.001
여성의 실업 효과	+0.0031	0.0182	.864
두 효과의 차이 (가설 3 직접 검정)	-0.0737	0.0254	.004

주: 예측확률은 다른 변수를 표본 분포 그대로 두고 성별·연령집단·고용 상태만 바꾸어 산출한 뒤 가중평균한 값이다. 세 번째 검정은 여성×무직 상호작용 계수에 대한 검정과 동일하며, 이것이 가설 3의 성별 비대칭에 대한 직접 검정이다.

3. 국가별로 차이가 있는가?

앞선 통합 분석은 6개국 전체를 하나의 표본으로 다루었으나 국가 간 편차가 크다. 이 절에서는 국가별 개별 회귀분석 결과(〈표 6〉)와 각국의 노동시장 조건(〈표 7〉)을 대조한다. 다만 분석 대상이 6개국이므로 국가 수준 변수를 투입한 회귀나 다층모형은 가능하지 않으며, 이 절의 논의는 인과적 설명이 아니라 기술적 대조에 한정된다.

먼저 〈표 6〉에서 국가별 '청년 내 성별격차'는 짐바브웨를 제외한 5개국에서 유의하다. 그러나 이는 여성 계수와 여성×청년 계수의 합에 대한 검정으로, 청년층 내부에 성별 차이가 존재함을 보여줄 뿐 그 격차가 기성세대보다 크다는 것을 뜻하지 않는다. 후자에 해당하는 여성×청년 계수는 말라위(-0.158, $p<.05$)를 제외하면 어느 국가에서도 유의하지 않았다.

청년 계수는 국가에 따라 갈렸다. 말라위(+0.114), 말리(+0.099), 마다가스카르(+0.091)에서는 양(+)의 값으로 유의하였으나, 나이지리아(+0.036), 탄자니아(+0.058), 짐바브웨(-0.020)에서는 유의하지 않았다. 〈표 7〉에서 보듯 앞의 세 국가는 여성 취업률이 6.1%, 6.9%, 23.0%로 낮고 성별 취업격차도 5.9~9.2%p로 작은 반면, 나이지리아와 탄자니아는 여성 취업률이 37.0%와 45.7%, 성별 취업격차가 20.3%p와 22.8%p이다. 이는 여성의 노동시장 참여가 낮은 국가에서 청년 남성의 상대적으로 높은 규범 동이가 관찰된다는 가능성을 시사한다. 그러나 국가 수가 6개이므로 이 관계를 통계적으로 검정할 수 없으며, 관찰된 대응은 우연일 수 있다. 본 연구는 이를 결과가 아니라 후속 연구에서 검증할 가설로 제안하고자 한다.

짐바브웨는 두 유형 어디에도 속하지 않는다. 청년 계수는 유의하지 않은 반면, 여성×무직 계수는 -0.156($p<.01$)으로 6개국 가운데 절댓값이 가장 크다. 청년의 구직 중 무직 비율도 45.5%로 두 번째로 높다. 즉 짐바브웨에서 자료가 보여주는 것은 연령집단 간 차이의 부재와 실업의 성별 비대칭의 강한

존재이다. 짐바브웨의 규범 동의율이 6개국 중 탄자니아와 함께 가장 낮은 수준(31.7%)이라는 점과 관련하여, 장기 경제위기 속에서 여성의 비공식 경제활동이 가계 생존의 조건이 되고 여성이 사실상 부양자 역할을 맡게 되었다는 연구가 있다(Muzvidziwa, 2015). 이러한 변화가 남성 우선 규범의 약화로 이어졌을 가능성을 생각해 볼 수 있으나, 이는 본 연구의 자료로 검증되지 않은 가설이며, 여성의 노동시장 참여와 가구 내 경제적 역할에 관한 자료를 활용한 후속 검증이 필요하다.

〈표 6〉 국가별 회귀분석 결과

국가	N	여성	청년	여성×청년	구직 중 무직	여성×무직	청년 내 성별격차
마다가스카르	1,199	-0.096*	+0.091*	-0.072	+0.094*	-0.041	-0.167*
말라위	1,190	+0.014	+0.114*	-0.158*	+0.149**	-0.118†	-0.145*
말리	1,196	-0.149**	+0.099*	+0.030	+0.088†	-0.085	-0.119*
나이지리아	1,578	-0.137**	+0.036	+0.007	+0.028	-0.056	-0.131*
탄자니아	2,376	-0.148***	+0.058	-0.023	+0.002	+0.024	-0.171*
짐바브웨	1,195	-0.099*	-0.020	+0.067	+0.040	-0.156**	-0.032

주: † $p < .1$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$. 국가별로 교육, 도시 거주, 현금소득 결핍(종교 변이가 있는 국가는 무슬림 포함)을 통제한 선형확률모형이며 조사구 군집 강건 표준오차를 적용하였다. “청년 내 성별격차”는 여성 계수와 여성×청년 계수의 합에 대한 선형결합 검정 결과로, 청년층 내부에 성별 차이가 존재하는지를 보여줄 뿐 그 격차가 기성세대보다 큰지를 뜻하지 않는다.

〈표 7〉 국가별 추정치와 노동시장 조건의 대조

국가	청년 계수	여성×무직 계수	여성 취업률 (%)	성별 취업격차 (%p)	청년 구직무직 (%)	도시 비율 (%)	평균 교육
마다가스카르	+0.091*	-0.041	23	6.7	41.8	20.9	3.2
말라위	+0.114*	-0.118†	6.1	5.9	52.8	13.7	2.9
말리	+0.099*	-0.085	6.9	9.2	37.8	33.9	1.9
나이지리아	+0.036	-0.056	37	20.3	23	43.2	4.3
탄자니아	+0.058	+0.024	45.7	22.8	26	39.1	3.3
짐바브웨	-0.020	-0.156**	24.9	12	45.5	42.7	4.5

주: 계수는 〈표 6〉의 국가별 회귀 결과, 지표는 〈표 1〉과 동일하다. 분석 대상이 6개국이므로 국가 수준 변수를 투입한 회귀나 다층모형은 가능하지 않으며, 이 표는 국가별 추정치와 노동시장 조건의 대응 관계를 기술적으로 대조한 것이며, 여기서 인과관계를 도출할 수는 없다.

4. 강건성 검증

핵심 결과가 특정한 분석적 선택에 의존하는지를 다섯 가지 방식으로 점검하였다. 첫째, 이분화에 따른 정보 손실을 확인하기 위해 5점 척도 선형회귀, 로지스틱 회귀, 순서형 로짓을 추정하였다. 청년 계수는 각각 $+0.178(p<.01)$, $+0.207(p<.01)$, $+0.145(p<.05)$, 여성 $\times$ 무직 계수는 $-0.269(p<.01)$, $-0.279(p<.01)$, $-0.316(p<.001)$ 으로 방향과 유의성이 모두 유지되었고, 여성 $\times$ 청년 계수는 -0.077 , -0.066 , -0.026 으로 세 설정 모두에서 유의하지 않았다(로짓 계열은 로그 승산 단위이므로 방향과 유의성만 비교하였다).

둘째, 고용과 직접 관련되지 않은 젠더 문항 다섯 개로 동일 모형을 재추정하였다. 청년 계수는 정치 지도자의 자격을 묻는 문항에서 유의하였으나 ($+0.047$, $p<.01$), 여성의 결혼 결정권($+0.015$), 출산 결정권($+0.026$), 임신한 여학생의 학업 지속($+0.024$)에서는 유의하지 않았다. 가족의 여성 취업 제한 빈도를 묻는 문항에서도 유의하였으나($+0.044$, $p<.01$), 이 문항은 규범이 아니라 차별에 대한 인식을 측정하므로 태도 문항과 같은 층위에서 해석하기 어렵다. 실업의 성별 비대칭은 다섯 문항 어디에서도 나타나지 않았고, 여성이 남성보다 평등 지향적이라는 성별 주효과는 대부분의 문항에서 유지되었다. 즉 청년층의 상대적으로 보수적인 태도는 성평등 규범 전반이 아니라 공적 영역의 지위·자원 배분 규범에 국한되며, 실업의 효과는 노동시장 문항에 한정된다.

셋째, 순서형 통제변수를 범주형 더미로 재추정한 결과 교육은 단조적이었으나 현금소득 결핍은 그렇지 않았다(III장 2절, IV장 2절). 넷째, 표준오차를 이분산 강건에서 조사구 군집 강건으로 교체해도 어떤 계수의 유의성 판정도 달라지지 않았다. 다섯째, 가중치를 표본 크기 비례에서 국가 동일가중으로 교체하면 청년 계수는 $+0.071$ 에서 $+0.075$ 로, 여성 $\times$ 청년 계수는 -0.039 에서 -0.044 로 소폭 변화하였으나 결론에는 영향이 없었다. 이 밖에 '모름'·응답 거부 사례를 분모에 포함한 재계산과 말라위 준도시 범주의 도시 재분류에서도 결과는 유지되었다.

V. 결론

본 연구는 아프로바로미터 10차 조사를 이용해 아프리카 6개국 성인 8,735 명을 대상으로 남성 우선 고용 규범에 대한 태도를 분석하였다. 주요 결과는

다음과 같다.

첫째, 청년 남성은 기성세대 남성보다 남성 우선 고용 규범에 더 강하게 동의하였다. 세대교체를 통한 평등화를 예측하는 근대화 이론과 방향이 어긋나는 이 패턴을 본 연구는 “청년의 역설”이라 부른다. 다만 같은 패턴이 모든 영역에서 나타난 것은 아니다. 정치 지도자의 자격을 묻는 문항에서는 확인되었으나, 여성의 결혼·출산 결정권이나 임신한 여학생의 학업 지속처럼 사적 자율성에 관한 문항에서는 나타나지 않았다. 즉 이는 성평등 태도 전반의 후퇴가 아니라, 고용과 정치라는 공적 영역에서 지위와 자원을 어떻게 배분할 것인가에 관한 규범에 국한된 현상이다.

둘째, 청년층 내부의 성별 격차가 기성세대보다 크다는 가설은 지지되지 않았다. 기술통계에서는 청년층의 격차(14.1%p)가 기성세대(10.9%p)보다 컸으나, 통제변수를 포함한 회귀분석에서 이 차이는 어떤 설정에서도 통계적으로 확인되지 않았다. 따라서 본 연구는 6개국에서 청년 젠더 균열이 확대되어 있다고 주장하지 않는다.

셋째, 구직 중인 실업 상태는 남성의 규범 동의 확률을 유의하게 높인 반면 여성에게는 아무런 영향을 주지 않았으며, 두 효과의 차이 자체도 유의하였다. 이는 희소한 자원을 둘러싼 경쟁이 그 배분에서 유리한 위치에 있던 집단의 배제적 태도를 강화한다는 현실집단갈등 이론의 예측과 부합한다. 다만 이 비대칭이 청년층에 고유한 것은 아니다. 삼중상호작용 계수가 0에 가까워, 실업의 성별 비대칭은 청년층과 기성세대에서 같은 크기로 작동하였다. 또한 이 효과는 고용 문항 밖으로 확장되지 않아, 경제적 희소성의 작용은 노동시장 영역에 한정된다.

넷째, 국가별 양상의 편차가 컸다. 청년층의 높은 동의는 말라위·말리·마다가스카르에서만 통계적으로 확인되었고, 실업 효과의 성별 비대칭은 짐바브웨에서 가장 뚜렷하였다.

본 연구의 한계도 분명하다. 우선 범위의 문제로, 6개국은 대륙을 대표하지 않으며 북아프리카·아랍권이 포함되지 않았다. 다음으로 설계의 문제로, 횡단면 자료를 사용하였으므로 연령효과·코호트효과·시기효과를 분리할 수 없다. 마지막으로 측정의 문제로, 종속변수가 단일 문항이고 경제적 희소성을 구직 중 무직 여부만으로 측정하였다. 특히 비공식 부문 종사가 일반적인 지역에서 공식적 실업 여부는 응답자가 실제로 겪는 경제적 압박을 충분히 포착하지 못할 수 있으며, 이는 본 연구가 추정한 희소성 효과가 과소추정되었을 가능성을 뜻한다.

그럼에도 본 연구는 두 가지를 확인하였다. 첫째, 청년 남성의 상대적으로

보수적인 젠더 태도는 고소득 민주주의 국가에만 나타나는 현상이 아니며, 일자리 부족이 예외가 아니라 일상적 조건인 사회에서도 관찰된다. 둘째, 실업의 영향은 성별에 따라 다르게 나타나, 남성에게만 배제적 규범에 대한 동의를 높인다.

한국의 청년 젠더 갈등 역시 희소한 기회의 배분 규칙을 둘러싸고 전개되어 왔다는 점에서 본 연구의 문제의식과 닿아 있다. 노동시장 진입이 어려울수록 청년 남성의 배제적 규범 동의가 강해지고 그 효과는 여성에게서 나타나지 않는다면, 청년 젠더 갈등은 가치관의 분화보다 기회 배분을 둘러싼 경쟁의 산물로 볼 여지가 커진다. 아울러 향후 38개국 통합 자료가 공개되면 국가 수준 조건이 이 패턴을 어떻게 조건 짓는지 검증할 수 있을 것이다.

참고문헌

- 김원정·김선아·김정혜·조영주·정윤미·문희영(2022). **청년층 젠더 갈등 현황 및 분석 연구**. 서울: 한국여성정책연구원.
- 김정인(2024). “청년세대의 젠더 갈등 인식에 관한 연구”. **한국사회와 행정연구**, 제35권 제2호, 83-113.
- 마경희·김원정·문희영·고현승·김문길·여유진·박종서·김선·추지현·김선기(2020). **청년관점의 ‘젠더갈등’ 진단과 포용국가를 위한 정책적 대응방안 연구**. 세종: 경제·인문사회연구회.
- 천관울·정한울(2019). **20대 남자: 남성 마이너리티 자의식의 탄생**. 시사IN북.
- 최바울·백근영(2024). “20대 청년의 젠더갈등 인식에 대한 질적 연구: 남녀 차이를 중심으로”. **젠더와 문화**, 제17권 제1호, 7-45.
- Afrobarometer.(2025). Afrobarometer Round 10 survey data: Nigeria, Tanzania, Malawi, Zimbabwe, Mali, Madagascar [Data set]. <https://www.afrobarometer.org/data/>
- Afrobarometer.(2026, July 15). World Youth Skills Day: Young Africans cite inadequate training, lack of work experience as main barriers to youth employment [News release]. <https://www.afrobarometer.org/articles/world-youth-skills-day-young-africans-cite-inadequate-training-lack-of-work-experience-as-main-barriers-to-youth-employment/>
- Anduiza, E. & Rico, G.(2024). Sexism and the far-right vote: The individual dynamics of gender backlash. *American Journal of Political Science*, 68(2), 478-493.
- Fortin, N. M.(2005). Gender role attitudes and the labour-market outcomes of women across OECD countries. *Oxford Review of Economic Policy*, 21(3), 416-438.
- Honwana, A.(2012). *The time of youth: Work, social change, and politics in Africa*. Kumarian Press.
- Inglehart, R. & Norris, P.(2003). *Rising tide: Gender equality and cultural change around the world*. Cambridge University Press.
- Kimmel, M.(2017). *Angry White Men: American Masculinity at the End of an Era*. Nation Books.

- LeVine, R. A. & Campbell, D. T.(1972). *Ethnocentrism: Theories of conflict, ethnic attitudes, and group behavior*. Wiley.
- Muzvidziwa, V. N.(2015). Gendered nature of informal crossborder trade in Zimbabwe. *Journal of Social Development in Africa*, 30(1), 121-146.
- Norris, P. & Inglehart, R.(2019). *Cultural backlash: Trump, Brexit, and authoritarian populism*. Cambridge University Press.
- Off, G., Charron, N. & Alexander, A.(2022). Who perceives women's rights as threatening to men and boys? Explaining modern sexism among young men in Europe. *Frontiers in Political Science*, 4, 909811.
- Okello, A., Adjadeh, R. & Cumanzala, M.(2026). *Africans endorse women's rights, and want institutions to do more to protect them* (Afrobarometer Dispatch No. AD1195). Afrobarometer.
- Runciman, W. G.(1966). *Relative deprivation and social justice: A study of attitudes to social inequality in twentieth-century England*. Routledge & Kegan Paul.
- Seawright, J. & Gerring, J.(2008). Case selection techniques in case study research: A menu of qualitative and quantitative options. *Political Research Quarterly*, 61(2), 294-308.
- Sherif, M.(1966). *Group conflict and co-operation: Their social psychology*. Routledge & Kegan Paul.
- Silberschmidt, M.(1992). Have men become the weaker sex? Changing life situations in Kisii District, Kenya. *The Journal of Modern African Studies*, 30(2), 237-253.
- Silberschmidt, M.(2001). Disempowerment of men in rural and urban East Africa: Implications for male identity and sexual behavior. *World Development*, 29(4), 657-671.
- Smith, D. J.(2020). Masculinity, money, and the postponement of parenthood in Nigeria. *Population and Development Review*, 46(1), 101-120.

〈부록 A〉 변수의 원 범주와 분석 코딩

변수	원 문항	원 범주	분석 코딩	결측 처리
종속변수 규범 동의	Q49B Men have more right to job	1 강하게 반대 2 반대 3 어느 쪽도 아님 4 동의 5 강하게 동의	$4 \cdot 5 = 1$ $1 \cdot 2 \cdot 3 = 0$	8(거부), 9(모름) 제외 (6개국 33건)
여성	Q101 Respondent's gender	1 남성 2 여성	$2 = 1, 1 = 0$	해당 없음
청년	Q1 Age	실제 연령(세)	$18 \sim 35 \text{세} = 1$ $36 \text{세 이상} = 0$	999(모름) 제외 (6개국 2건)
구직 중 무직	Q94A Employment status	0 무직(구직하지 않음) 1 무직(구직 중) 2 시간제 취업 3 전일제 취업	$1 = 1$ $0 \cdot 2 \cdot 3 = 0$	8(거부), 9(모름) 제외 (6개국 1건)
현금소득 결핍 (통제변수)	Q7E How often gone without a cash income (본인 또는 가족 기준)	0 전혀 없음 1 한두 번 2 여러 번 3 많이 4 항상	0~4 연속 투입 강건성 검증에서는 0을 기준범주로 한 더미 4개	8·9 제외 (6개국 10건)
교육 수준	Q96 Education of respondent	0 무형식 교육 1 비형식 교육만 2 초등 일부 3 초등 졸업 4 중등 일부 5 중등 졸업 6 전문대 등 7 대학 일부 8 대학 졸업 9 대학원	0~9 연속 투입 강건성 검증에서는 무학(0) / 초등(1~3) / 중등(4~5) / 고등(6~9) 4범주 더미	98·99 제외 (6개국 2건)
무슬림	Q97 Religion of respondent	0 무종교 1~16 기독교 각 교파 17 불교 18 무슬림(세부 미분류) 19~24 이슬람 각 교파 25 전통·종족 종교 26~34 기타 종교	$18 \sim 24 = 1$ 그 외 유효 범주 = 0	9995(기타), 9998(거부), 9999(모름) 제외 (6개국 18건)
도시 거주	URBRUR Urban or Rural PSU	1 도시 2 농촌 3 준도시(말라위만)	$1 = 1$ $2 \cdot 3 = 0$	해당 없음
조사구 (군집 단위)	EA 수준 변수 조합	조사구 내 공공서비스·시설· 치안·도로 관련 문항 + 행정단위 + 도시/농촌 + 조사구 가중치	조합이 동일한 관측치를하나의 조사구로 식별 → 6개국 1,100개	해당 없음

아프리카 청년층은 더 평등한가?: 6개국의 '남성 우선 고용 규범'과 실업 효과의 젠더 비대칭 95

변수	원 문항	원 범주	분석 코딩	결측 처리
가중치	withinwt_hh 국가 내 가구 가중치	각국 평균 = 1	$w \times (N/6) / n_c$ (국가별 가중치 합을 동일하게 재정규화)	해당 없음
(강건성) 남성 지도자 규범	Q51 Men only as leaders vs women leaders	2 진술 1에 동의 3 진술 2에 동의 5 어느 쪽에도 동의하지 않음	$2 = 1, 3 = 0$	5·8·9 제외 (6개국 87건)
(강건성) 여성 취업 제한 인식	Q52D Women prevented from paid employment by family	0 전혀 없음 1 드물게 2 자주 3 항상	$2 \cdot 3 = 1$ $0 \cdot 1 = 0$	8·9 제외 (6개국 107건)
(강건성) 여성의 결혼·출산 결정권, 임신 여학생의 학업 지속	Q86E, Q86F, Q86C Girls and women should decide for themselves whether and when they should marry 외 2개	1 강하게 반대 2 반대 3 어느 쪽도 아님 4 동의 5 강하게 동의	$1 \cdot 2 = 1$ (반대) $3 \cdot 4 \cdot 5 = 0$ ※ 값이 클수록 덜 평등한 태도가 되도록 역코딩	8·9 제외 (6개국 Q86E 32건, Q86F 46건, Q86C 40건)

Abstract

Are African Youth More Egalitarian? Male Job Priority Norms and the Gendered Asymmetry of Unemployment Effects in Six Countries

Jiehyun Roh*

This study analyzes attitudes toward the male job priority norm — the view that “when jobs are scarce, men should have more right to a job than a woman” — among 8,735 adults in six African countries (Nigeria, Tanzania, Malawi, Zimbabwe, Mali, and Madagascar), using Round 10 of the Afrobarometer survey (2024/2025).

Three findings emerge. First, the adjusted probability of endorsement was 54.8% among young men (aged 18–35) versus 47.3% among older men ($p < .001$), counter to the prediction of modernization theory that egalitarian attitudes strengthen through generational replacement. Second, the assumption of a wider gender gap among youth was not supported (female $\times$ youth = -0.044 , $p = .078$). Third, unemployment raised the probability of endorsement by 7.7 percentage points among men ($p < .001$) but had no significant effect among women ($+0.3$ points, $p = .864$), and the difference between the two effects was itself significant ($p = .004$).

Further analysis shows that more conservative attitudes among youth appeared on a public-domain item concerning status and resource allocation — eligibility for political leadership ($+0.047$, $p < .01$) — but not on private-domain items concerning women’s autonomy over marriage, childbearing, or schooling. These attitudes thus appear less a rejection of gender equality as a value than a response to competition over scarce public resources. Because the data are cross-sectional, the differences should be read as differences between age groups at the time of the survey rather than as generational change.

Keywords : African youth, gender norms, male job priority norm, unemployment, economic scarcity, Afrobarometer

* HK Research Professor, Institute of African Studies, Hankuk University of Foreign Studies