



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

정 치 학 석 사 학 위 논 문

중국 여성의 정치적 대표성의 영향
요인에 관한 연구
- 1993-2024를 중심으로 -



2025년 8월

국립부경대학교대학원

정치외교학과

MIAO TIAN

정 치 학 석 사 학 위 논문

중국 여성의 정치적 대표성의 영향
요인에 관한 연구
- 1993-2024를 중심으로 -



지도교수 차 재 권

이 논문을 정치학석사 학위논문으로 제출함.

2025년 8월

국립부경대학교 대학원

정치외교학과

MIAO TIAN

MIAO TIAN의 정치학 석사
학위논문을 인준함.

2025년 8월 22일



위원장 정치학박사 김주희 (인)

위원 정치학박사 오창룡 (인)

위원 정치학박사 차재권 (인)

목 차

I. 서론	1
1. 연구배경	1
2. 연구의 목적	5
3. 연구 범위와 방법	6
4. 연구의 분석틀	10
II. 선행 연구	13
1. 정치적 대표성	13
2. 가정 요인	18
3. 문화 요인	22
4. 경제 요인	28
5. 교육 요인	31
III. 여성 정치 대표성의 시기별 변화	36
1. 장쩌민 집권 시기 (1993~2003)	36
2. 후진타오 집권 시기 (2003~2013)	42
3. 시진핑 집권 시기 (2013~2024)	48
IV. 중국 여성의 정치적 대표성의 영향요인 분석을 위한 변수·가설·모형·데이터 분석	56
1. 가설설정	56
2. 변수의 설정	56
3. 기술통계 분석	61
4. 상관성 분석	65
5. 회귀분석 모형의 구축	68
V. 고정효과모형 분석	71
1. 고정효과모형 결과	71
2. 이질성 분석	81
3. 강건성 검정	86

VI. 결론	91
1. 가정적 요인 관련 정책 제언	91
2. 경제적 요인 관련 정책 제언	92
3. 교육적 요인 관련 정책 제언	92
4. 문화적 요인 관련 정책 제언	92
참고 문헌	94



표 목 차

<표 1> 1978-2003년 국가 기관에서의 대표성 변화	36
<표 2> 1993-2003년 간의 대표성 변화 수치	42
<표 3> 1993-2013년 국가 기관에서의 대표성 변화	43
<표 4> 2003-2013년 간의 대표성 변화 수치	47
<표 5> 2003-2024년 국가 기관에서의 대표성 변화	49
<표 6> 2013-2024년 간의 대표성 변화 수치	54
<표 7> 변수 및 지표 설정	57
<표 8> 변수의 기술통계량	62
<표 9> 각 변수 및 지표의 상관성 분석 결과	65
<표 10> 회귀분석 결과	72
<표 11> 이질성 분석 결과	83
<표 12> 강건성 검정 회귀 분석 결과	87
<표 13> 강건성 검정 회귀 분석 결과	89



그림 목 차

<그림 1> 연구의 분석틀	12
<그림 2> 1993-2003년 간의 변화 추세	40
<그림 3> 2003-2013년 간의 변화 추세	45
<그림 4> 2013-2024년 간의 변화 추세	51



I. 서론

1. 연구배경

국제사회에서는 성평등 실현을 위한 관심과 제도적 노력이 지속적으로 강화되고 있으며, 이러한 흐름 속에서 여성의 정치적 대표성은 민주주의의 성숙도와 사회적 형평성을 평가하는 핵심 지표로 인식되고 있다.

숙의민주주의(deliberative democracy)이론은 단순한 다수결 원칙에 기반한 의사결정을 넘어서, 정치적 대표성 실현을 위해 정부 관료 체계 구성 시 성별, 민족, 계층 등 다양한 사회 집단의 비례적 대표성을 강조한다.¹⁾ 일부 연구들은 여성이 단순히 의사결정 기구에 포함되는 것을 넘어, 정책결정 과정에서 실질적인 영향력을 행사하는 수준에 도달해야 함을 강조한다.²⁾ 그러나 정치 참여의 핵심 요소 중 하나인 ‘영향력’을 객관적 지표로 계량화하는 데에는 여전히 현실적인 한계가 존재한다. 예를 들어, 여성 의원의 정책 제안이 실제 정책에 어느 정도 반영되었는지, 또는 여성 유권자의 요구가 정책 형성 과정에서 어떻게 수용되었는지를 정량적으로 측정하는 것은 매우 어렵다. 이러한 측정상의 한계로 인해 기존 연구들은 여성 의원 비율과 같이 수치화 가능한 객관적 지표를 중심으로 여성의 정치 대표성을 분석해 왔다.³⁾

이러한 논의는 세계 최대 인구를 보유하고 급속한 경제 성장을 이룬 대표적인 개발도상국인 중국의 현실에도 의미 있게 적용된다. 중국은 지난 수십 년간 경제와 사회 전반에 걸쳐 괄목할 만한 발전을 이루었음에도 불

1) 최지영, 중국 여성의 ‘정치 적 대표성(representative in political area)’ 과 여성 정치엘리트 현황 분석. 『문화와 정치』 6.4. 2019, p.240.

2) 윤혜영, 정태일. "정치대표성에 대한 비판적 검토." 한국과 세계, 1권, 2호, 2019, 5-26. 이선민. "여성의 정치세력화를 위한 ‘정치’ 대표성 확대." KWDI Brief, 권, 38호, 2016, 1-8.

3) 牛天秀. 中国女性参政改革的可能模式分析[J]. 江海学刊, 2013,(02):p.130.

구하고, 여성의 정치 대표성과 관련된 주요 지표에서는 오히려 후퇴하는 경향을 보이고 있다.

첫째, 국제의회연맹(IPU)의 통계에 따르면, 중국의 여성 국회의원 비율은 2000년 24위에서 2005년 42위로 하락한 데 이어,⁴⁾ 2025년 기준으로는 전체 183개국 중 93위까지 크게 후퇴하였다.⁵⁾ 중국은 1954년에 제정된 『중화인민공화국 헌법』에서 “여성은 모든 분야에서 남성과 평등한 권리를 가진다”고 명시하였으며, 제34조를 통해 여성의 선거권과 피선거권을 법적으로 보장하고 있다.⁶⁾ 그럼에도 불구하고 이러한 법적 권리 선언은 현실에서 여성의 정치 대표성 확대라는 실질적인 성과로 이어지지 못하고 있으며, 이와 같은 괴리는 최근 수십 년간 여성 정치 대표성 관련 지표의 하락세를 통해 더욱 명확하게 드러나고 있다.

둘째, 전국인민대표대회(전인대)에서 여성 대표 비율은 제1기(1954년)부터 제5기(1978년)까지 12%에서 21.1%로 증가하며 일정한 양적 성장을 이루었다. 이러한 변화는 사회주의 혁명 이후 여성의 사회 진출 확대와 국가 주도의 양성평등 정책이 일부 성과를 거둔 결과로 해석된다. 그러나 제14기(2024년)까지 약 45년간 해당 비율은 26.5% 내외에서 정체 상태를 보이고 있으며,⁷⁾ 이는 1995년 베이징에서 열린 제4차 세계여성회의에서 유엔이 제시한 “2000년까지 각국 입법기관 및 정책결정기구에서 여성 비율을 최소 30%⁸⁾ 이상 확보해야 한다”는 국제 기준을 여전히 충족하지 못하고 있

4) 冯昀. 女性参政的现实缺憾与对策[J].领导科学, 2009,(07):p.46

5) global data on national parliaments, https://data.ipu.org/women-ranking/?date_month=4&date_year=2024, (검색일: 2025.03.31.)

6) 徐春华. 女性参政面临的问题及对策探讨[J].中共南宁市委党校学报, 2004,(05):p.46.

7) 梁旭光, 我国民主政治进程中妇女参政的问题及原因[J]. 中华女子学院山东分院学报, 2004,(01):p.2.

8) 刘伯红(2006)과 于芳(2009)은 여성의 정치적 대표성과 실질적 영향력 사이의 관계를 분석하면서, 여성 비율이 30%를 초과할 때 비로소 해당 집단이 정책결정 과정에서 의미 있는 영향력을 행사할 수 있다고 주장한다. 이들은 특정 분야에서 소수 집단의 비율이 일정 수준(critical mass)에 도달하면 그 집단의 발

음을 보여준다. 이러한 현상은 여성 정치 대표성이 일정 수준에 도달한 이후 정체 국면에 진입했음을 시사한다.

셋째, 여성 대표성의 불균형은 중앙정부뿐만 아니라 지방정부 차원에서도 뚜렷하게 나타난다. 중국 여성 권익 보호를 목적으로 설립된 정부 산하 기관인 중화전국부녀연합회의 조사에 따르면, 전국 317명의 여성 시장 중 50% 이상이 문화·교육·보건 등 전통적으로 여성과 연관된 비경제 분야를 담당하고 있으며, 경제·검찰·사법 등 핵심 정책 분야를 맡은 비율은 10%에도 미치지 못하는 것으로 나타났다.⁹⁾ 이러한 결과는 현대 중국 사회에서 여성 정치인의 대표성이 특정 분야에 편중되어 있음을 보여주며, 특히 경제 발전 및 주요 정책 결정을 담당하는 전략적 부서에서 여성의 참여 비율이 현저히 낮다는 점을 시사한다.

더욱 심각한 문제는 여성 간부가 승진 과정에서 핵심 직책보다는 상대적으로 영향력이 제한적인 보조 직위로 배치되는 경향이 빈번하게 발생하는 점이다. 예를 들어, 특정 분야에서 탁월한 성과를 낸 여성 간부가 정책 결정의 중심에 있는 부서의 수장으로 임명되기보다는, 홍보나 대외 협력 등 비교적 부차적인 역할을 담당하는 부서의 차관급 직위에 임명되는 사례가 대표적인 ‘부직 승진(副職昇進)’ 현상으로 지적되고 있다.¹⁰⁾

위의 문제는 중국 여성의 정치적 대표성이 오랜 시간 동안 정체되어 있었음을 나타내며, 중국이 경제적으로 중요한 성과를 거두었음에도 불구하고 여성의 정치적 대표성은 실질적으로 향상되지 않았다는 사실을 시사한다. 이 현상의 근본적인 원인을 규명하기 위해 많은 학자들이 여성 정치 대표성에 영향을 미치는 다양한 요인들을 분석한 연구를 수행해왔다.

언권과 정책 반영력이 현저히 강화된다는 이론적 근거를 제시한다. 梁旭光.위의 글, p.2.

9) 冯昀.위의 글, p.46

10) 刘笑言. 女性群体内部政治参与的非制度性障碍分析 [J]. 河南社会科学, 2010, 18(02): p.116.

하지만 기존 연구에는 몇 가지 한계가 있으며, 이러한 한계는 중국 여성의 정치적 대표성에 대한 우리의 종합적인 이해를 가로막는다.

첫째, 기존 연구는 주로 선거 제도와 성별 할당제 등 제도적 요인이 여성의 정치적 대표성에 미치는 영향을 집중적으로 다룬다. 이처럼 제도적 요인에 초점을 맞춘 연구들은 제도 개선이 여성의 정치참여를 촉진한 측면이 있음을 밝혀내긴 했지만, 대부분의 연구 제도 중심 연구들은 문화적, 경제적 요인과 같은 비제도적 요인의 역할을 충분히 다루지 못했다.¹¹⁾ 일부 연구에서는 성별 할당제와 선거 제도 개혁의 영향을 다룬 바 있지만, 가족 구조, 경제적 변화, 문화적 인식 등 다양한 사회적 요인이 여성의 정치적 대표성에 미치는 상호작용에 대한 심층적인 분석은 부족했다.¹²⁾ 따라서 본 연구는 문화, 경제, 가족 및 교육과 같은 비제도적 요인을 분석 프레임에 포함시켜, 기존 연구에서 미처 다루지 못한 요인들에 대한 분석을 보완하고자 한다.

둘째, 일부 연구에서는 여러 영향 요인을 다루었으나, 이들 요인이 각기 다른 역사적 단계에서 어떻게 동적으로 변화하는지에 대한 충분한 설명이 부족하다.¹³⁾ 예를 들어, 사회 문화적 변화와 경제적 개혁이 여성의 정치적 대표성에 미치는 영향은 역사적 단계에 따라 다르지만, 기존 연구는 각 시기별로 이들 요인이 여성 정치 대표성에 미친 구체적인 영향을 효과적으로 포착하지 못했다.¹⁴⁾ 따라서 본 연구는 1993년부터 2024년까지 여성 정치

11) 이현우. 여성의 정치대표성과 정당요인. 국제정치논총, 2002,42(3), 337-359..신은영,민귀식. "중국식 여성할당제의 적용 : 농촌여성의 정치참여를 중심으로." 중소연구, 2015, 91-120.

12) 김은희. 여성정치대표성과 할당제 : 제도화 20년의 한국적 경험과 또 다른 길 찾기. 이화젠더법학, 2019,11(3), 107-139. 이정진. "여성의 정치 대표성 확대와 여성할당제." 세계지역연구논총, 37권, 2호, 2019, 269-292.

13) 정희옥. "여성정치지도자의 등장 요인에 대한 국가 간 비교." 사회과학연구, 2014, 55-75. 고민희. "성평등의 헌법적 기원: 대만의 제헌헌법과 여성정치대표성." 담론201, 2024, 45-76.

14) 우병득. "여성의 대표성은 언제 증진되는가?." 의정연구, 2024, 287-294. 윤지

대표성에 영향을 미친 요인들을 분석하고, 각 시기의 사회적 배경과 정책 변화를 반영하여, 이들 요인이 역사적 과정 속에서 어떻게 동적으로 여성 정치 대표성에 영향을 미쳤는지를 탐구하고자 한다.

셋째, 기존 연구는 주로 정성적 분석에 의존하고 있으며, 특히 사례 연구와 이론적 논의가 중심이 된다. 그러나 시간적 및 지역적 차이를 고려한 정량적 분석은 상대적으로 부족하다. 이러한 연구 방법의 한계는 결론의 일반화 가능성을 낮추고, 여성 정치 대표성이 서로 다른 역사적 시기와 지역에서 어떻게 변화하는지에 대한 종합적인 분석을 제시하는 데 한계를 둔다. 예를 들어, 일부 연구에서는 성별 할당제와 선거 개혁 등의 정책이 여성 정치 참여에 미친 영향을 다룬 바 있지만,¹⁵⁾ 이러한 정책들이 시간적, 지역적 배경에 따라 미친 구체적인 영향을 정량적으로 분석한 연구는 부족하다. 본 연구는 패널 데이터 회귀 분석 방법을 활용하여, 1993년부터 2024년까지 중국 31개 성급 행정 단위의 데이터를 바탕으로 시간적, 지역적 차이를 반영한 실증 분석을 수행한다. 이 방법은 다양한 요인이 여성 정치 대표성에 미친 영향을 정량적으로 분석할 수 있을 뿐만 아니라, 서로 다른 시기와 지역적 배경에 따른 변화를 심층적으로 분석함으로써, 기존 연구의 정성적 분석 의존성을 보완하고, 보다 정확하고 포괄적인 실증적 증거를 제공한다.

2. 연구의 목적

중국은 건국 이후 여성의 선거권과 피선거권을 법적으로 명시해 왔음에

소. "청년여성의 정치 대표성 확보를 위한 정책 방안." ISSUE PAPER, 2020권, 2호, 2020, 1-7.

15) 신은영.(2016), "중국 전국인대 여성할당제의 분석과 평가." 『중국지식네트워크』 8.8.pp.140-141. 전학선. "여성의 정치참여 확대를 위한 법·제도적 개선방안." 공법연구, 2023, 143-169.

도, 현실 정치에서는 전국 및 지방 차원의 의회와 행정부 주요 직위에서 여성의 정치적 대표성이 여전히 낮은 수준에 머물러 있다. 이러한 현실은 여성 정치 참여를 제한하는 요인들을 규명할 필요성을 제기한다.

본 연구는 1993년부터 2024년까지 중국 여성의 정치 대표성에 영향을 미친 주요 요인들을 체계적으로 분석하는 데 목적이 있다. 특히 문화, 경제, 교육, 가정 등 다양한 차원의 요인을 중심으로, 시기별, 지역별 맥락에서 이들이 어떻게 작용하였는지를 규명하고자 한다. 이러한 문제의식을 바탕으로, 본 연구는 다음과 같은 핵심 연구 질문을 제기한다. 첫째, 중국 사회의 구조적 전환과 정책 변화 과정에서 여성의 정치 대표성에 영향을 미치는 주요 결정 요인은 무엇인가? 둘째, 본 연구에서 실증분석 결과를 바탕으로, 경제·교육·문화·가족 요인이 여성 정치 대표성에 미치는 영향의 크기와 유의성은 어떻게 나타나는가?

아울러 본 연구는 실증 분석을 통해 실효성 있는 정책 수립에 기여할 수 있는 이론적 기반을 구축하고자 한다. 예를 들어, 경제 수준이 낮거나 전통적인 성역할 규범이 뿌리 깊게 잔존하는 지역에서는 여성의 정치 참여율이 낮아지는 경향이 나타난다고 했을 때, 이러한 분석 결과는 해당 지역을 대상으로 한 차별화된 성평등 정책 수립에 유용한 실증적 근거로 활용될 수 있을 것이다.

3. 연구 범위와 방법

가. 연구 범위

본 연구는 중국 여성의 정치적 대표성에 영향을 미치는 요인들을 시간적 흐름과 지역 간 격차라는 두 차원을 중심으로 실증적으로 분석하고자 한다.

시간적 분석의 기준 시기는 1993년부터 2024년까지이며, 이를 장쩌민(1993-2002), 후진타오(2003-2012), 시진핑(2013-2024) 정권 시기로 구분한다. 이러한 시기 구분은 각 정권의 역사적 배경과 정책적 특성을 반영한 것이다. 장쩌민 정권은 사회주의 시장경제 체제의 기틀을 마련하고 경제 효율성 제고를 기반으로 성장 중심의 발전 전략을 추진한 시기였다. 후진타오 정권에서는 경제 성장뿐만 아니라 사회적 갈등 해소를 위한 지속 가능한 발전 전략이 강조되었으며, 시진핑 정권에 이르러서는 국가 거버넌스 체계와 역량의 현대화를 통해 질적 성장을 본격적으로 추구하기 시작하였다. 이러한 시대적 전환은 경제, 가정, 교육, 문화 등 사회 전반의 구조에 중대한 변화를 초래하였으며, 여성의 정치참여 기회 구조와 제도적 제약 조건 형성에도 직·간접적인 영향을 미쳤다. 이에 따라 여성의 정치적 대표성 역시 유의미한 영향을 받았을 가능성이 크다고 판단된다.

공간적 차원에서 중국 각 성 및 직할시 간 경제, 교육, 문화 발전 수준에는 뚜렷한 이질성이 존재하며, 이러한 지역 간 격차는 여성의 정치적 대표성에 영향을 미치는 주요 요인으로 작용할 수 있다. 이에 본 연구는 전국 31개 성급 행정 단위¹⁶⁾를 분석 대상으로 설정하였다. 다만, 타이완성뿐만 아니라 홍콩과 마카오 특별행정구는 통계 연속성 부족과 공식 자료의 한계로 인해 본 연구의 실증 분석 범위에서 제외하였다. 본 연구는 이러한 지역 간 비교를 통해 지역별 요인이 여성 정치적 대표성에 미치는 영향을 실증적으로 규명하고자 한다.

16) 총 31개 성급 행정 단위는 23개 성(허베이, 산시, 랴오닝, 지린, 헤이룽장, 장쑤, 저장, 안후이, 푸젠, 장시, 산둥, 허난, 후베이, 후난, 광둥, 하이난, 쓰촨, 구이저우, 윈난, 산시, 간쑤, 칭하이, 타이완), 5개 자치구(네이멍구, 광시 좡족, 시짱, 닝샤 후이족, 신장 위구르), 4개 직할시(베이징, 톈진, 상하이, 충칭)로 구성된다. 단, 타이완성뿐만 아니라 홍콩과 마카오 특별행정구 역시 행정 구분상으로는 중국에 포함되나, 통계 연속성 미흡과 공식 자료의 한계로 인해 본 연구의 실증 분석 범위에서는 제외하였다.

나. 연구 방법

본 연구는 문헌연구와 정량적 패널 데이터 분석을 결합한 연구 설계를 채택하였다.

먼저, 국내외 여성의 정치적 대표성과 관련된 선행 연구를 검토하고, 문화, 경제, 교육, 가정의 네 가지 핵심 요인에 관한 기존 연구에서의 이론적 논의를 체계적으로 정리하였다. 이를 바탕으로 기존 연구의 한계점을 분석하고, 본 연구의 독자적인 분석 틀을 제시하였다.

다음으로, 본 연구는 1993년부터 2023년까지 중국 31개 성급 행정 단위의 연도별 자료를 대상으로 고정효과 패널 회귀모형(Fixed Effects Panel Regression Model)을 적용하여 각 요인이 여성 정치 대표성에 미치는 구체적인 영향을 실증적으로 검증하고자 한다. 분석에 사용된 데이터는 전국인민대표대회 데이터베이스, 국가통계국 연감, 교육통계연감 등 신뢰도 높은 공식 통계 자료를 기반으로 수집하였다.

모형 설계 측면에서 본 연구는 여성의 정치적 대표성을 종속 변수로 설정하였으며, 이를 측정하기 위해 각 성별 전국인민대표대회에서 여성 대표가 차지하는 비율을 지표로 활용하였다. 독립 변수는 문화, 경제, 교육, 가정의 네 가지 범주로 구분하였고, 각 범주별 대표 지표를 두 가지씩 선정하였다. 구체적으로, 문화 요인에는 출생 성비와 이혼율이 포함되며, 경제 요인으로는 1인당 국내총생산(GDP)과 여성 노동 참여율을 설정하였다. 교육 요인은 여성 평균 교육 연수와 대졸 이상 여성 비율로, 가정 요인은 평균 가구 규모와 부양비로 구성된다. 또한 외생 변수의 영향을 통제하고 모형의 설명력을 제고하기 위해 도시 및 농촌의 엔겔계수와 인구 밀도를 통제 변수로 포함하였다. 각 변수의 개념 정의와 이론적 근거는 제4장에서 상세히 논의할 예정이다.

데이터 처리 방식과 관련하여, 본 연구는 다음 두 가지 패널 데이터 모형을 구축하였다.

첫째, 연도별 패널 데이터 모형(기초 모형)이다. 전국 및 성급 인민대표대회는 5년 임기제를 채택하고 있으며, 이에 따라 임기 내 여성 대표 비율은 일반적으로 일정하게 유지되는 제도적 특성을 가진다(전국인민대표대회조직법 참조). 본 연구는 이러한 제도적 특성을 반영하여 ‘시계열 확장 전략(Time Series Extension Strategy)’을 적용하였다. 구체적으로, 동일한 임기 내 여성 대표 비율을 하나의 값으로 설정하고, 해당 값이 임기 기간의 모든 연도에 동일하게 적용되도록 하여 연도별 독립 변수들과의 일관성을 확보하였다. 이와 같은 방식으로 구축된 연도별 패널 데이터는 1993년부터 2024년까지 31개 성급 행정 단위를 포함하며, 총 992개의 관측값으로 구성된다. 본 데이터는 본 연구의 주요 회귀 분석에 활용되는 핵심 자료이다.

또한, 지역 간 경제 발전 수준, 교육 자원 분포, 성별 규범의 차이로 인해 여성 정치 대표성에 영향을 미치는 요인이 권역별로 상이하게 작용할 가능성이 존재한다. 그러나 전체 표본(992개 관측값)을 기반으로 한 회귀계수는 평균적인 효과만을 반영하므로, 각 지역 내 잠재적 구조적 차이를 충분히 고려하지 못할 수 있다. 이에 본 연구는 중국 국가통계국이 발표한 공식 지역 구분 기준에 따라 31개 성급 행정 단위를 동부, 중부, 서부¹⁷⁾로 구분하였다. 각 권역별로 개별 회귀 분석을 수행하여 지역별 요인들이 여

17) 지역 구분은 중국 국가통계국에서 발표한 기준을 따르며, 동부 지역은 베이징, 톈진, 허베이, 랴오닝, 상하이, 장쑤, 저장, 푸젠, 산둥, 광둥, 하이난을 포함한다. 중부 지역은 산시, 안후이, 장시, 허난, 후베이, 후난, 헤이룽장, 지린을 포함하며, 서부 지역은 내몽골, 광시, 충칭, 쓰촨, 구이저우, 윈난, 티벳, 산시, 간쑤, 칭하이, 닝샤, 신장 등을 포함한다. 이러한 지역 구분은 전국 인구 조사 및 지역 경제 통계 등 공식 통계 활동에 널리 적용된다. <https://www.stats.gov.cn/>, 방문일: 2025년 7월 6일.

성 정치 대표성에 미치는 영향을 심층적으로 검토하였다.

이와 더불어, 본 연구는 특정 시기에 발생한 외생적 충격의 영향을 통제하기 위해 ‘사건 제거법(Event Exclusion Approach)’을 적용하였다. 구체적으로, 여성 정치 대표성에 구조적 영향을 미쳤을 가능성이 있는 1997년(아시아 금융위기), 2008년(세계 금융위기), 그리고 2020년부터 2022년까지의 코로나19 팬데믹 기간 등 총 5개 연도를 제외하고, 837개의 관측값을 기반으로 회귀 분석을 재실시하였다.

둘째, 임기 기반 패널 데이터 모형(강건성 모형)이다. 여성 대표 비율은 각 임기 내에서 일정하게 유지되기 때문에, 연도별 데이터를 구성할 경우 구조적 중복이 발생할 수 있으며, 이는 추정의 효율성과 결과 해석의 타당성에 관한 학술적 논쟁을 초래할 수 있다. 이러한 한계를 보완하기 위해 본 연구는 ‘임기 단위 패널 데이터’를 별도로 구축하였다. 구체적으로, 1993년부터 2024년까지의 기간을 7개 임기 구간(1993-1997, 1998-2002, 2003-2007, 2008-2012, 2013-2017, 2018-2022, 2023-2024)으로 구분하고, 각 임기 내 여성 대표 비율의 평균값을 산출하여 총 217개의 관측값(31개 성 × 7개 임기)을 도출하였다. 해당 데이터셋을 기반으로 기존과 동일한 변수 구조와 고정 효과 회귀 모형을 적용하여 추가 분석을 수행함으로써 기초 모형의 추정 결과에 대한 강건성(robustness)을 재검증하였다. 이 분석은 단순히 기초 모형의 강건성을 보완하는 데 그치지 않고, 서로 다른 데이터 구조 하에서 모형의 유효성을 검증하는 독립적인 추정 경로로 기능한다.

4. 연구의 분석틀

본 논문은 총 6장으로 구성된다.

제1장인 서론에서는 연구의 배경, 목적, 의의, 연구 프레임워크를 제시하고, 연구 문제를 명확히 제시함으로써 논문의 전개를 위한 기초를 마련한다.

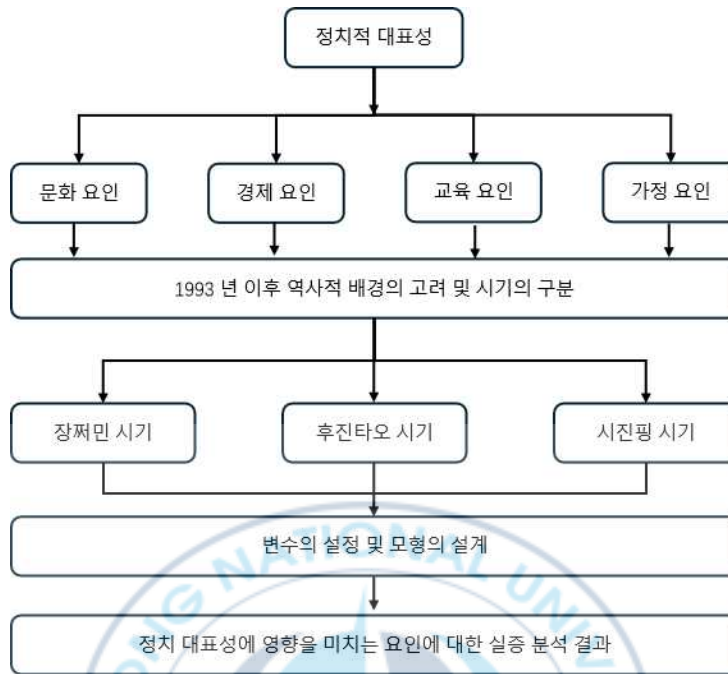
제2장에서는 여성 정치 대표성 및 문화적, 경제적, 교육적 요인과 관련된 기존 연구를 포괄적으로 검토하고, 기존 연구의 한계를 분석한 후, 이를 바탕으로 본 연구의 방법론적 틀을 명확히 하여 기존 연구의 부족함을 보완하고자 한다.

제3장에서는 세 가지 시기에 걸친 정치적 대표성, 문화적 요인, 경제적 요인, 교육적 요인의 변화를 분석하기 위해 기술적 분석 방법을 적용한다. 구체적으로, 본 장에서는 江泽民시기(1993-2002년), 胡锦涛 시기(2003-2012년), 习近平 시기(2013년 이후) 등 각 시기별로 여성 정치 대표성 및 관련 요인의 변화를 데이터 기반으로 설명하고 분석한다.

제4장에서는 연구 가설 설정과 변수 선택에 대해 논의하고, 상관 분석을 통해 모델을 구축하여 후속적인 실증 분석을 위한 기초 작업을 완료한다.

제5장에서는 고정효과 패널 회귀 모델을 사용하여 문화적, 경제적, 교육적, 가정적 요인이 여성 정치 대표성에 미치는 영향을 분석한다. 회귀 분석을 통해 연구 가설을 검증하고, 그 결과를 분석하여 연구 결론을 뒷받침한다.

끝으로 제6장의 결론에서는 본 연구의 주요 발견 내용을 요약하고, 실증 분석 결과를 바탕으로 구체적인 정책 제안을 제시하며, 연구의 한계를 논의하고, 미래 연구 방향에 대한 제언을 제시하며 글을 맺는다.



<그림 1> 연구의 분석틀

II. 선행 연구

1. 정치적 대표성

대의제는 선거를 통해 선출된 대표에게 정부를 구성하고 국가를 이끌 권한을 부여하는 정치 제도이다. 이 제도 아래에서 시민은 직접적으로 국가 운영에 참여하지 않으며, 대신 선출된 대표를 통해 간접적으로 정치적 의사를 전달한다. 정치적 대표성은 이러한 대의제 구조 내에서 형성되며, 현대 민주주의 정치의 핵심 개념으로 자리잡고 있다.

역사적 관점에서 볼 때, 대표 제도는 현대 민주주의의 갑작스런 산물이 아니다. Pitkin(1967)은 중세 시기 교황이 '기독교 공동체'의 상징으로 타인을 대신해 행동하는 개념을 이미 실현했다고 지적한다.¹⁸⁾ Finer(1999)은 종교적 위계제도와 세속 정치의 결합을 통해, 이 상징적 대표 개념이 종교 영역을 넘어 정치 제도로 확장되었다고 강조한다.¹⁹⁾

제도 설계에서 대의제의 핵심 원칙 중 하나는 '정치적 반응성(responsiveness)'이다. 이는 정치 체제가 시민들의 의견과 선호에 민감하게 반응해야 함을 의미한다.²⁰⁾ Dahl(1971)은 민주주의 제도의 기본 조건으로 모든 시민의 평등한 선호에 지속적으로 반응하는 능력을 제시하였다. 즉, 정치 대표자는 선거 시기에만 여론을 수렴하는 것이 아니라, 당선 이후에도 정책과 입법 과정을 통해 유권자의 의견을 계속 반영해야 한다. Powell(2004)은 선출된 대표가 정치적 입장과 실제 행동 모두에서 유권자의 의사를 반영할 때, 숙의민주주의의 정당성이 확립된다고 주장하였다.

18) Pitkin, Hanna F. The Concept of Representation. Berkeley: University of California Press, 1967, pp. 241-244.

19) Finer, Samuel E. The History of Government from the Earliest Times, Vol.3: Empires, Monarchies and the Modern State. Oxford: Oxford University Press, 1999.

20) Dahl, Robert A. Polyarchy: Participation and Opposition. New Haven: Yale University Press, 1971, p.1.

21)

정치적 대표성은 제도 운영의 표면적 과정에 그치지 않고, 민주주의의 정당성을 뒷받침하는 핵심 요소로 작용한다. Heywood(2004, 2013) 또한 현대 민주주의의 전제는 시민의 직접 통치가 아닌, 대표를 통한 간접적 정치 참여라고 강조한다. 이는 대표가 유권자의 의사를 수동적으로 전달하는 '대변인'에 그치지 않고, 제도적 틀 내에서 판단력과 조정 능력을 발휘하며 능동적인 역할을 수행해야 함을 의미한다.²²⁾ 따라서 정치적 대표성은 고정된 대리 관계로 한정되지 않고, 정부와 시민 간 상호작용을 통해 실현되는 동적인 과정으로 이해된다.

대의제는 효율성과 책임성의 균형을 중시하는 제도적 설계를 기반으로 한다. 윤성이(2009)는 대의 민주주의의 강점으로, 대표와 선거 제도를 통해 시민의 의사를 반영하고, 동시에 정책 집행의 효율성 및 대표 행위에 대한 감시 가능성을 확보할 수 있다고 지적하였다.²³⁾ 대표자는 제도 내에서 유권자의 의사를 반영하는 데 그치지 않고, 복잡한 정책 현안에 대해 독립적이고 합리적인 판단을 내려 공공 이익을 실현할 책임도 갖는다.

그럼에도 불구하고 현실 정치에서 대표성은 여전히 다양한 비판에 직면해 있다. Christiano(2008)는 모든 사회 구성원이 자신의 이익이 공평하게 반영된다고 느낄 때, 정치 제도가 진정한 공적 정당성을 얻을 수 있다고 지적한다. Wallimann-Helmer(2015)는 민주주의 제도가 특정 집단의 이익에 과도하게 치우치지 않도록 경계하고, 모든 사회 집단이 집단 의사결정 과정에 평등하게 참여할 수 있도록 보장해야 한다고 강조한다.²⁴⁾ 이러한 견

21) Powell, G. Bingham. *Elections as Instruments of Democracy: Majoritarian and Proportional Visions*. New Haven: Yale University Press, 2004.

22) Heywood, Andrew. *Political Theory: An Introduction*. New York: Palgrave Macmillan, 2004, p. 197.

23) 윤성이. “숙의민주주의와 책임정치.” *한국정치학회보*, 제43권 5호 (2009), pp. 121-139.

24) Wallimann-Helmer, Ivo. “Legitimacy, Justice and Public Deliberation.”

해들은 제도가 ‘평등한 참여’를 보장할 수 있는 구조적 메커니즘을 갖추고 있는지를 핵심 문제로 삼으며, 이는 정치적 대표성의 질을 평가하는 중요한 기준이 된다.

현대 민주주의 제도에서는 정치적 대표성이 점차 세분화되고 있다. Pitkin(1967)은 정치적 대표성을 네 가지 유형으로 분류하였으며, 이들은 형식적 대표성(formalistic representation), 산술적 대표성(descriptive representation), 상징적 대표성(symbolic representation), 실질적 대표성(substantive representation)으로 나뉜다.²⁵⁾

형식적 대표성은 제도적 장치를 통해 형성된 대표 관계를 의미한다. 예를 들어, 선거 제도를 통해 선출된 대표는 절차적으로 정당성을 갖추지만, 유권자의 요구를 충분히 반영하거나 이해하는 것은 보장되지 않는다. 따라서 형식적 대표성은 상대적으로 낮은 수준의 대표성으로 간주된다.

이에 반해, 산술적 대표성은 대표자와 피대표자 간의 성별, 인종, 사회적 배경 등의 유사성에 중점을 둔다. Norris와 Lovenduski(1995)는 유사한 경험을 공유한 대표자가 해당 집단의 이익을 더 잘 이해하고 대변할 수 있다고 지적하였다. ²⁶⁾이러한 관점은 오늘날 여성이나 소수 집단의 대표성 부족 문제에서 특히 중요하게 다뤄진다.

상징적 대표성은 대표자가 유권자와 감정적으로 공감하고 정체성을 공유하는 능력에 중점을 둔다. Lombardo와 Meier(2014)는 상징적 대표성이 단순히 깃발이나 구호와 같은 외형적 상징을 통해 나타나는 것이 아니라, 대표자가 유권자와 감정적으로 연결되고 정체성을 공유하는 능력에 따라 평

Critical Review of International Social and Political Philosophy, Vol. 18, No. 1, 2015, pp. 22-40.

25) Pitkin, Hanna F. 위의 글, pp. 60-65.

26) Norris, Pippa and Lovenduski, Joni. Political Recruitment: Gender, Race and Class in the British Parliament. Cambridge: Cambridge University Press, 1995, pp. 93-95.

가되어야 한다고 강조한다.²⁷⁾

실질적 대표성은 대표자가 유권자의 이익을 실제로 대변하는지에 중점을 둔다. 예를 들어, 유권자가 관심을 가지는 의제를 제기하거나 이를 실현하기 위한 정책을 추진하는 활동이 포함된다. 이 대표성 유형은 대표자의 배경보다는 실제 행동이 집단의 요구를 얼마나 충족시키는지에 초점을 맞춘다.

Pitkin의 분류를 바탕으로 학계는 여러 대표성 이론을 발전시켜 왔다. 예를 들어, ‘수탁인 정치대표성’은 대표자가 유권자의 의사에만 의존하지 않고, 자신의 판단과 전문성을 바탕으로 독립적인 결정을 내리는 방식을 강조한다. 이는 일부 엘리트주의적 성격을 띠며, 복잡한 정책 문제에 대한 전문적 판단을 가능하게 한다는 장점이 있다. 하지만 유권자의 의사를 무시하거나 도덕적 판단의 왜곡을 초래할 수 있다는 비판도 존재한다.²⁸⁾

반면, ‘대리인 정치대표성’은 대표자가 유권자의 의도에 맞추어 행동해야 하며, 유권자는 선거를 통해 대표자를 감독할 수 있어야 한다고 주장한다.²⁹⁾

또 다른 형태는 ‘정당 정치대표성’이다. 이 모델은 대표자가 소속된 정당의 정책 입장을 통해 대표 역할을 수행하며, 대표와 정당 간의 계약적 관계를 강조한다.³⁰⁾

비록 산술적 대표성(descriptive representation)이 대표자와 피대표자 간의 성별, 인종, 계층 등의 유사성을 강조하고, 이는 소수 집단의 정치적 가시

27) Lombardo, Emanuela and Meier, Petra. *The Symbolic Representation of Gender*. Surrey: Ashgate, 2014, p. 4.

28) Heywood, Andrew. *Politics*, 4th ed. New York: Palgrave Macmillan, 2013, pp. 198-199.

29) Lowi, Theodore J. and Ginsberg, Benjamin. *American Government: Freedom and Power*. New York: W. W. Norton, 1995, p. 187.

30) Judge, David. *Representation: Theory and Practice in Britain*. London: Routledge, 1999, pp. 69-70.

성을 높이는 데 기여할 수 있지만, 몇 가지 문제를 야기할 수 있다. 일부 학자들은 정치적 대표성이 특정 집단의 '비율 재현'에 지나치게 집중하면 '공공의 이익'을 무시하거나 서로 다른 집단 간의 분열과 긴장을 초래할 수 있다고 지적한다.³¹⁾ 따라서 일부 연구자들은 설명적 대표성이 민주 정치의 핵심 요구로 간주되어야 하는지 재고하고 있다. 한 견해에 따르면, 현재 많은 국가에서 시민들이 입법 기관에 대한 신뢰가 지속적으로 하락하는 주요 원인은 정치 제도가 다양한 이익을 효과적으로 통합할 수 있는 메커니즘을 결여하고, 시민들의 요구에 충분히 응답하지 못하기 때문이라고 주장한다.³²⁾

이러한 배경에서 점점 더 많은 학자들이 '실질적 대표성'을 궁극적인 목표로 삼아야 하며, 단순히 외적인 특성의 유사성만을 추구하는 것은 아니라고 주장하고 있다. 이 논의는 특히 여성의 정치 참여 문제에서 두드러지게 나타난다. 한편, 오랜 시간 동안 지속된 성별 고정관념은 정치가 '남성의 영역'으로 인식되게 했으며, 여성은 종종 결정 능력이나 리더십 자질이 부족하다고 여겨져 정치 참여 시 의심을 받기 쉽다.³³⁾ 비록 여성의 교육 수준 향상으로 일부 사회에서 이러한 편견이 완화되었지만, 그 영향은 여전히 존재한다.

다른 한편으로, 제도적 장벽은 여성의 정치적 발전 기회를 제한한다. 연구에 따르면, 정당은 후보자 지명 시 '승산이 높은' 사람을 선호하며, 남성 중심의 정치 문화에서는 여성 후보자가 불확실성이 크다고 여겨져 초기 단

31) Judge, David. 위의 글, p. 43.

32) Dalton, Russell J. *Democratic Challenges, Democratic Choices: The Erosion of Political Support in Advanced Industrial Democracies*. Oxford: Oxford University Press, 2004, p.205.

33) Huddy, Leonie, and Terkildsen, Nayda. "Gender Stereotypes and the Perception of Male and Female Candidates." *American Journal of Political Science* 37, no.1 (1993):119-147.

계에서부터 배제되는 경우가 많다.³⁴⁾

또한, 국가별 사회경제적 조건은 여성의 정치 참여에 영향을 미친다. 여성의 사회 참여도가 낮은 국가에서는 정치 무대에서 여성의 대표성이 낮은 경우가 많다. 반면, 사회적 개방성이 높고 성 역할이 다양화된 국가에서는 여성의 정치 참여 가능성이 크게 증가한다.³⁵⁾

여성 대표의 의미는 단순히 ‘상징적 존재’에 그치지 않고, 여성의 이익과 관련된 정책 발전을 촉진하는 데 있다. 예를 들어, 교육, 의료, 육아 지원 정책이 그 예이다. Phillips는 비슷한 생활 경험을 가진 여성 대표가 여성 집단의 실제 요구를 이해하고 표현하는 데 더 용이하며, 실제로 영향력 있는 정책 개혁을 추진할 가능성이 높다고 지적하였다.³⁶⁾ 이는 산술적 대표성이 정치적 성과로 자동 전환되지 않지만, 대표성이 결여될 경우 여성의 실제 이익이 정치적 과정에서 무시되거나 배제될 위험이 크다는 것을 의미한다.

2. 가정 요인

칸트(Kant)는 『실천적 관점에서 본 인류학(Anthropology from a Pragmatic Point of View)』에서, “가정에서 남성이 명령권을 가지는 이유는 그가 외부의 위협으로부터 가족을 보호해야 할 의무가 있기 때문이다”라고 주장하였다.³⁷⁾ 그러나 이러한 입장은 여성을 수동적이고 의존적인 존재로 전제함으로써, 가정 내 성별 권리의 불평등을 정당화하는 근거로 작

34) Norris, Pippa, and Lovenduski, Joni. 위의 글, pp. 122-125.

35) Norris, Pippa. Women, Media and Politics. Oxford: Oxford University Press, 1985, p. 83.

36) Phillips, Anne. The Politics of Presence. Oxford: Clarendon Press, 1995, p.66.

37) Kant. Anthropology from a Pragmatic Point of View [M]. Carbondale: Southern Illinois University Press, 1978:217.

용할 수 있으며, 성차별의 구조적 기원을 충분히 설명하지 못한다는 한계가 있다.

이러한 이론적 기반 위에서 엥겔스(Engels)는 가정 내 성별 불평등의 역사적 기원을 보다 체계적으로 분석하였다. 그는 인류가 모계 중심 사회에서 농업 중심 사회로 이행하는 과정을 고찰하면서, 남성이 주요 생산 수단인 토지를 점유하게 된 시점을 사유 재산의 형성과 계급 분화의 출발점으로 보았다. 이로 인해 가정 내 성 역할 구조는 점차 비대칭적으로 재편되었으며, 이는 남성이 혼인 제도를 통해 가족 내 권력을 제도적으로 확보하게 되는 결과로 이어졌다. 결국 여성은 출산과 성적 관계에서 도구화되는 지위로 전락하게 되었고, 이는 성별 권력 구조의 제도화된 기반을 형성하게 되었다.³⁸⁾

또한 중국의 외동딸 가정, 즉 자녀가 하나이고 그 자녀가 여성인 가정은 성별에 따른 권리 불평등 구조를 보여주는 대표적인 사례로 제시될 수 있다. 정우제(2005)는 후베이성 지역의 외동딸 가정을 대상으로 한 실증 연구를 통해, 남성 상속인이 부재한 상황에서도 여성은 여전히 토지 분배, 상속권, 마을 의사결정 등 주요 권한 행사에서 배제되는 경향이 있다고 지적하였다. 이는 여성들이 동등한 자원 접근과 기회 확보에서 구조적으로 제약을 받는 현실을 보여주는 중요한 사례로 해석될 수 있다.³⁹⁾

전체적으로 판단할 때, 남성이 가정 내 권력을 장악하게 된 사회 구조적 변화는 성별 권리의 비대칭성을 심화시키는 주요 요인으로 작용하였다. 이러한 권력 불균형은 여성의 정치적 권리 실현에 구조적인 제약을 가하며, 궁극적으로 여성의 정치 대표성 약화에 영향을 미친 것으로 해석될 수 있다.

38) 恩格斯. 家庭, 私有制和国家的起源[A]. 马克思恩格斯选集: 第4卷[M]. 北京: 人民出版社, 1972.p.52

39) 田雨杰. 父权制下农村独女户状况研究[D]. 华中科技大学, 2005.pp.25-35.

국가의 제도적 장치는 여성의 생육 역할을 구조적으로 고정화하는 데 일정한 기제를 제공해 왔다. 예컨대, 1950년대 이후 중국 정부는 여성의 노동권 보장과 모성 보호를 목적으로 다양한 법적·제도적 조치를 도입하였으나, 이러한 제도들은 역설적으로 여성의 공적 영역에서의 ‘일시적 이탈’을 제도적으로 정당화하는 기반이 되었다. 특히 유연근무제의 부재와 공공보육 시스템의 미비는 여성의 사회 참여를 어렵게 만드는 구조적 결함으로 작용하고 있다. 샌드버그(Sheryl Sandberg)는 여성들이 생애 주기상 가장 생산성이 높은 시기에 가정과 직장에서 이중 부담을 떠안게 되며, 남성의 낮은 가사노동 참여와 경직된 노동 환경이 여성의 정치 참여 가능성과 동기를 실질적으로 약화시킨다고 지적한다.⁴⁰⁾

노동 사회학의 관점에서 마르크스주의 이론은 노동을 필수노동과 잉여노동으로 구분하며, 여성의 임신과 출산은 이 두 노동 간의 구조적 비중에 변화를 초래하는 주요 요인으로 작용한다. 여성은 사회적 생산 영역에서의 참여가 상대적으로 축소되는 반면, 가정 내 돌봄 노동의 부담은 증가하게 되며, 이로 인해 자원과 기회 분배의 과정에서 구조적으로 배제될 가능성이 높아진다.⁴¹⁾ 이러한 성별 기반의 노동 분업은 단순한 문화적 관념을 넘어 사회 구조 속에 깊이 내재된 현실로 기능하고 있다. 이러한 현상은 계량적 지표를 통해서도 확인된다. 예컨대, 부양비가 높거나 평균 가구 구성원 수가 클수록 여성에게 집중되는 돌봄 책임이 강화되며, 이는 결과적으로 여성의 정치 참여 여력과 기회를 실질적으로 제약하는 구조적 요인으로 작용한다.

이러한 현실은 다양한 실증 연구를 통해 반복적으로 입증되고 있다. 예를 들어, 여성 간부를 대상으로 한 설문조사 결과에 따르면, 전체 응답자의

40) 雪莉·桑德伯格, 《向前一步》, 北京: 中信出版社(2013), 第17页

41) 虞晖. 社会在生产语境中的女性受压迫问题 [J]. 妇女史研究论丛, 2007(6)

약 83%가 ‘출산 및 양육 부담’ 과 ‘과도한 가사노동’ 을 여성의 정치 참여를 가로막는 주요 장애 요인으로 인식하고 있었다.⁴²⁾ 이는 생물학적 책임과 가정 내 역할 분담이 여성의 공적 영역 참여에 실질적인 제약을 가하고 있음을 보여준다. 이와 관련하여 역할 갈등 이론(role conflict theory)은 여성이 아내, 어머니, 딸로서의 전통적 가족 역할을 수행하는 동시에 정치적 리더로서의 역할까지 병행해야 하는 상황에서, 다중적인 역할 기대 간의 충돌이 발생하며 이로 인해 여성의 정치 참여가 구조적으로 제약된다고 설명한다.⁴³⁾

국제 비교 연구는 성별에 따른 가사 및 돌봄 노동의 불균형이 수치적으로 뚜렷하게 드러난다는 점을 보여준다. Szalai 등의 연구에 따르면, 1960년대 미국의 도시 가정에서 여성은 하루 평균 3시간을 가사노동에, 55분을 자녀 돌봄에 할애한 반면, 남성은 각각 17분과 12분에 그친 것으로 나타났다.⁴⁴⁾ 이후 유럽 여러 국가에서 수행된 다양한 조사들 또한 남성의 가사노동 참여가 여전히 제한적인 수준에 머물러 있음을 입증하였다. 이러한 성별 간 시간 사용의 격차는 단순한 가사 분담의 문제가 아니라, 여성의 공적 활동과 정치 참여를 위한 시간 자원의 확보에 구조적인 제약을 가하는 요인으로 작용한다.

중국의 조사 결과 또한 이와 유사한 양상을 보인다. 「제3기 중국 여성 사회 지위 조사」에 따르면, 도시 여성은 하루 평균 102분, 농촌 여성은 143분을 가사노동에 할애하는 반면, 도시 남성과 농촌 남성은 각각 43분과 50분에 그치는 것으로 나타났다. 전체 여성의 76.1%가 가사 및 돌봄 노동의 주요 책임을 담당하고 있었으며, 동시에 전체 응답자 중 61.6%의 남성

42) 梁旭光, 我国民主政治进程中妇女参政的问题及原因[J]. 中华女子学院山东分院学报, 2004,(01):p.2.

43) 朱秀云. 妇女参政分析[J]. 南京人口管理干部学院学报, 1996, (2). 43

44) Arlie Hochschild with Anne Machung: The Second Shift: Working Families and the Revolution at Home, NY: Penguin Group Inc.(2012), pp.26-27.

과 54.8%의 여성이 여전히 “남자는 사회, 여자는 가정”이라는 전통적 성별 역할 규범에 동의하고 있는 것으로 조사되었다.⁴⁵⁾ 이러한 성별 고정관념은 여성의 정치적 역할에 대한 사회적 기대치를 구조적으로 낮추고, 정치 참여에 대한 자기 효능감과 동기를 약화시키는 제약 요인으로 작용한다.

한편, 생물학적 관점에서 Wilson은 “이타주의는 생물의 유전적 본능이며, 이는 종의 생존과 번식을 위한 전략”이라고 주장하였다.⁴⁶⁾ 그는 이타적 본능을 지닌 생물이 그렇지 않은 생물보다 생존 가능성이 높다고 보았으며, 이는 인간의 양육 행동 또한 단순한 사회문화적 규범의 산물만은 아니라는 점을 시사한다. 이러한 이론에 따르면, 여성의 돌봄 및 양육 행위는 생물학적 본능에 기초한 행동으로 해석될 수 있으며, 특히 장기간의 집중적인 보살핌이 필요한 인간 유아의 특성상, 여성은 생리적·심리적 특성에 따라 양육 역할에 구조적으로 고착화될 가능성이 높다. 이처럼 생물학적 요인과 사회구조적 조건이 상호 작용함으로써, 여성은 시간과 에너지의 측면에서 정치적 활동에 참여하는 데 실질적인 제약을 받게 된다.

결론적으로, 가정은 여성의 정치 대표성에 영향을 미치는 지속적이고 구조적인 중요한 요소로 작용한다. 특히 가정 내 성별 권력의 불균형과 돌봄 및 가사노동의 과중한 부담은 상호작용하여, 여성의 정치 대표성을 제약하는 구조적 환경을 형성한다.

3. 문화 요인

가부장제 문화는 남성 중심의 권력 질서를 유지하고 재생산하는 전형적

45) 第三期中国妇女社会地位调查课题组: 《第三期中国妇女社会地位调查主要数据报告》, 《妇女研究论丛》, 2011年第6期

46) Edward O. Wilson, On Human Nature, Harvard University Press(1978), pp.149-168.

인 사회문화적 체계로서, 여성의 정치 대표성을 구조적으로 제약하는 핵심 억압 기제로 기능한다.

가부장제(Patriarchy)는 라틴어 ‘patriarch’에서 유래된 개념으로, 가족이나 부족 공동체 내에서 남성 수장이 권위를 행사하는 체계를 의미한다.⁴⁷⁾ 이 용어 자체에 이미 남성 중심의 권력 구조가 내포되어 있으며, 이는 단순한 문화적 특성을 넘어 성별에 기반한 불평등이 제도화된 구조로 작동하고 있음을 보여준다.

이러한 개념적 정의는 Colin Farrelly(2011)의 분석을 통해 보다 구조적으로 확장된다. 그는 가부장제를 단순히 가족 내 권력 관계에 한정하지 않고, 사회 전반에 걸쳐 작동하는 위계적 권력 구조로 이해하였다. 특히 가정 내에서 남성이 여성과 자녀를 지배하는 방식이 사회 제도 전반으로 확산되며, 이는 권력 유지를 위한 보편적 메커니즘으로 기능한다고 설명한다.⁴⁸⁾ 이러한 분석은 가부장제가 단순한 개인적 차원을 넘어, 여성의 사회적 지위와 정치 참여 전반을 구조적으로 제약하는 핵심 기제로 작동하고 있음을 시사한다.

이에 대해 Pilcher와 Whelehan(2004)은 가부장제를 “사회 기본 단위가 남성 수장에 의해 지배되는 체계”로 정의하면서, 남성 중심의 권력이 단지 개인의 삶에 국한되지 않고 사회 전반의 구조 속에 제도화되어 있음을 강조하였다.⁴⁹⁾ 이들의 시각은 Farrelly의 논의와 유사한 문제의식을 공유하지만, 권력이 일상적 실천과 상징적 질서를 통해 비가시적으로 재생산된다

47) Chris Weedon. *Feminism and Theory, “Feminist Practice& Poststructuralist Theory”* [A], 第一章, 收录于王志弘编译《性别, 身体与文化译文选》[M]. 自印. 1995. P8.

48) Colin Farrelly, "Patriarchy and Historical Materialism", *Hypatia*, Vol.26, No.1, 2011, pp.2-4.

49) Jane Pilcher, Imelda Whelehan. *Fifty Key Concepts in Gender Studies*[M]. London: Thousand Oaks, Calif: SAGE Publications, 2004: pp.92-93.

는 구조적 특성에 보다 주목한다.

이에 반해 Buckingham-Hatfield(2000)는 가부장제의 작동 방식을 보다 비판적으로 분석하여, 이를 '남성의 특권과 권력을 유지하고 정당화하는 구조적이고 체계적인 지배 메커니즘'으로 규정하였다.⁵⁰⁾ Hatfield는 가부장제의 핵심이 성별 권력 불균형을 지속적으로 재생산하는 구조에 있다고 보았으며, 이는 단순한 권력 분포의 결과가 아니라, 권력 유지를 목적으로 재조직된 사회 질서임을 강조하였다. 이러한 관점은 기존 논의들이 주로 권력의 분배 양상에 초점을 맞춘 데 반해, 가부장제가 어떻게 구조적으로 지속되고 재생산되는지를 분석했다는 점에서 이론적으로 주목할 만하다.

종합하면, 가부장제에 대한 다양한 이론적 정의들은 성별에 따른 권력 불균형을 공통적으로 핵심 문제로 지적하면서도, 그 범위, 작동 방식, 그리고 지속 구조에 대해서는 서로 다른 해석을 제시한다. 이러한 다층적이고 구조화된 개념적 접근은 여성의 정치 대표성을 이론적으로 분석하기 위한 중요한 기반으로 기능한다.

가부장제(Patriarchy)는 단일한 형태로 고정되어 있지 않으며, 시대적 맥락, 지역적 특성, 그리고 사회 구조에 따라 다양한 방식으로 구현된다. 이와 관련하여 판뤼란(2015)은 가부장제를 크게 세 가지로 유형화하였다. 그는 “쇠퇴하는 가부장제(declining patriarchy)”, “완화된 가부장제(mitigated patriarchy)”, “견고한 가부장제(entrenched patriarchy)” 라는 개념을 제시하며, 각 유형이 국가별 정치 체제 및 경제 발전 수준과 밀접하게 연동되어 있다고 설명하였다.⁵¹⁾ 판뤼란의 분석에 따르면, 북유럽과 서유럽 국가에서는 양성평등 정책의 발전과 시민의식의 향상으로 인해 가부

50) Susan Buckingham-Hatfield. Gender and Environment [M]. London, New York: Routledge, 2000:34.

51) 范若兰. 父权制类型与女性政治参与模式分析: 一个理论思考[J]. 思想战线, 2015, 41(05):68-74.

장제가 점차 약화되었으며, 이에 따라 여성의 정치 대표성 역시 상대적으로 높은 수준을 유지하고 있다. 반면, 아시아 및 라틴아메리카 국가의 경우 가부장제가 일부 완화되었음에도 불구하고, 정치 영역에서는 여전히 남성 중심의 권력 구조가 강하게 작동하고 있다. 특히 남아시아와 중동 지역에서는 전통적 가부장제가 깊이 잔존하고 있어, 여성의 정치 참여가 구조적으로 제한되는 경향이 두드러진다. 이러한 비교는 가부장제의 강도와 유형에 따라 국가별 여성 정치 대표성의 양상이 어떻게 달라지는지를 설명하는데 중요한 시사점을 제공한다.

이와 유사하게, 상저웨이(2017)는 중국 농촌 지역의 가부장제를 ‘가정 가부장제’, ‘집단 가부장제’, ‘국가 가부장제’라는 세 가지 층위로 구분하였다.⁵²⁾ 그는 남성 중심의 권력 구조가 가정에서 출발하여 마을 공동체를 거쳐 국가 제도 전반으로 확산되는 과정을 ‘권력의 구조적 재생산’으로 파악하고, 이를 통해 가부장제가 여성의 정치적 대표성을 어떻게 제도적·구조적으로 제약하는지를 분석하였다. 가정 내 가부장제는 전통적인 부계 혈통 체계와 남성 중심의 상속 구조를 통해 재생산되며, 집단 수준에서는 마을 의사 결정 구조에서 여성의 배제를 통해 작동한다. 국가 차원의 가부장제는 정부의 제도적 개입 부재나 소극적 방치로 인해 성평등 실현을 저해하는 양상으로 나타난다. 이 세 층위는 상호 유기적으로 작동하며, 문화적 인식과 제도적 장치가 결합하여 여성의 정치 대표성을 구조적으로 제한하는 복합적 억압 체계를 형성한다.

Kate Millett(1970)는 저서 『성 정치학』에서 가부장제가 단지 제도적 구조에 국한되지 않고, 문학·교육·종교 등 문화적 장치를 통해 남성 중심 이데올로기를 재생산하며 여성의 종속을 정당화한다고 비판하였다.⁵³⁾ 특히

52) 尚泽伟.关于我国农村父权制的思考[D].中共中央党校,2017.P.6-12.

53) Kate Millett, *Sexual Politics*. New York: Avon Books, 1970, p.45.

Millett는 남성 작가들의 문학 작품에 내포된 여성 혐오적 서사가 사회적 인식 형성에 미치는 영향을 지적하며, 가부장제를 여성의 일상 전반에 작동하는 문화·제도적 복합 지배 체계로 규정하였다.

Linda K. Richter(1990)는 정치 영역이 전통적으로 남성 중심으로 구성되어 왔으며, 여성의 참여가 여전히 ‘비자연적’으로 인식되는 문화적 담론이 존재한다고 지적하였다.⁵⁴⁾ Richter는 여성의 정치 참여를 제한하는 핵심 요인이 단순히 제도적 기회 부족이나 법적 불평등에 그치지 않고, 남성 중심적 문화가 정치 영역에서 여성의 실질적 참여를 구조적으로 배제하는 방식으로 작용한다고 분석하였다.

또한 Marilyn French(1995)는 가부장제가 여성뿐만 아니라 남성에게도 특정한 감정 표현 방식과 사회적 역할을 강요함으로써, 사회 구성원 전체의 심리적 성장과 인간성 발달을 억압한다고 비판하였다.⁵⁵⁾ French는 가부장제가 가정, 제도, 언어 등 일상생활 전반에 깊이 뿌리내려 있으며, 이로 인해 억압의 기제가 단선적이지 않고 복잡적이고 다층적으로 작동한다고 분석하였다.

가부장제는 단순히 제도적 수준에서의 외적 억압에 그치지 않는다. 오히려 여성의 자아 인식과 사회적 기대 속에 깊이 스며들어, 정치적 주체로서의 자기 인식을 약화시키는 심리적 메커니즘으로 작동한다. 이러한 맥락에서 장하이샤(2014)는 중국 사회에 뿌리 깊은 전통적 문화 규범인 ‘남존여비(男尊女卑)’와 ‘남주외, 여주내(男主外, 女主內)’가 여성의 정치적 역량에 대한 사회적 불신과 낮은 기대를 형성하고, 결과적으로 여성 스스로 정치적 역할을 회피하게 만드는 내면화된 억압 구조로 기능할 수 있다고

54) Linda K. Richter, Exploring Theories of Female Leadership in South and Southeast Asia[J], Pacific Affairs 1990-1991, 63(4):524.

55) French Marilyn, Beyond power: On women, men, and morals[M], New York: Summit, 1995, 293.

지적하였다.⁵⁶⁾ 이와 같은 분석은 가부장제가 외적 장벽을 넘어, 여성의 인식과 행동 동기를 구조화하는 심층적인 심리·문화적 메커니즘임을 보여준다.

정루이(2014)는 여성의 정치 참여 인식을 보다 체계적으로 분석하면서, 이를 ‘원생성’, ‘인지성’, ‘분배성’, ‘복종성’의 네 가지 차원으로 구분하였다. 그는 각 차원이 전통적인 성별 규범에 의해 깊이 영향을 받고 있으며, 이러한 규범이 여성의 정치적 주체 형성을 제약하는 구조적 기제로 작용하고 있다고 설명한다.⁵⁷⁾ 이와 같은 분석은 가부장제가 단지 참여율이나 기회의 부족과 같은 양적 문제를 넘어, 여성 스스로 정치적 주체로 인식하기 어렵게 만드는 인지적·구조적 조건을 형성하고 있음을 시사한다. 따라서 여성의 정치 대표성 결핍은 단순한 문화적 현상으로 환원될 수 없으며, 사회 전반에 내면화된 젠더 권력 질서와 밀접하게 연결되어 있다고 볼 수 있다.

이선이(2007)는 법적 제도와 형식적 평등이 제도적으로 보장된 현대 사회에서도 여성들이 여전히 다양한 형태의 성차별과 불평등에 노출되어 있으며, 이는 가부장제가 여전히 강력한 사회 구조로 기능하고 있음을 보여준다고 비판하였다.⁵⁸⁾ 이러한 분석은 시대의 변화에도 불구하고 가부장제가 정치적 평등의 실현을 가로막는 핵심적 장애 요인으로 지속되고 있음을 시사한다.

요약하면, 가부장제 문화는 단순히 개인의 정치 참여를 방해하는 부차적인 요인에 머무는 것이 아니라, 여성의 정치적 자율성과 대표성을 구조적으로 억압하는 포괄적이고 지속적인 지배 체계로 작동한다.

56)张海霞. 女性主义国际关系视域中的东亚女性参政, 陕西师范大学, 2014,p.31.

57)郑蕊. 当代中国女性政治参与意识研究, 黑龙江省社会科学院, 2014,p.59.

58) 이선이. (2007), "한국의 중국여성사 연구 현황과 과제." 『여성과 역사』 6. pp.23-25.

4. 경제 요인

마르크스주의 이론에 따르면, 경제적 기반은 상부 구조를 결정하는 핵심 요소로, 여성의 정치 대표성을 이해하는 데 필수적인 관점을 제공한다. 로핑과 왕춘거(1995)는 여성의 참정권 실현을 위해 일정 수준 이상의 경제 발전이 필요하며, 경제 발전 수준과 사회 문명 수준이 밀접하게 연관되어 있다고 강조한다. 따라서 여성의 정치적 권리는 사회가 일정 수준 이상 문명화되었을 때 비로소 보장되고 실현될 수 있다.⁵⁹⁾ 이 이론에 따르면, 경제 발전은 여성의 공적 참여를 위한 제도적 기반을 제공하는 동시에, 경제 구조 내의 불평등은 여성의 정치 참여를 제약하는 심각한 장애물로 작용할 수 있다.

Anne Phillips는 현대 민주주의 이론에 대한 심층적 분석을 통해 형식적 제도를 통해 보장된 정치적 평등과 실제적 대표성 간의 괴리를 비판적으로 조명하였다. Phillips는 자유주의 민주주의가 법적으로 선거권과 피선거권 등의 정치적 권리를 명시적으로 보장하지만, 시장 중심의 자본주의 체제 하에서는 자원 분배의 구조적 불평등이 존재하며, 이로 인해 정치 참여의 실질적 평등이 저해된다고 지적한다.⁶⁰⁾ 특히 여성의 경우, 법적 권리를 보유하고 있더라도 교육 수준, 정보 접근성, 정치 네트워크, 재정 자원 등 다양한 사회경제적 요소의 제약으로 인해 정치적 대표성을 실질적으로 확보하기 어려운 상황에 놓여 있다고 분석한다. Phillips의 이러한 분석은 로핑과 왕춘거의 견해와도 일맥상통한다. 양측 모두 여성의 정치 참여 가능성과 대표성 실현에 있어 경제적 조건이 결정적 변수로 작용함을 강조한다. 다시 말해, 단순히 법적 권리를 보장하는 것만으로는 충분하지 않으며, 실질

59) 罗萍, 王春阁. 中国妇女参政权利刍议 [J]. 民主与科学, 1995, (2)18

60) Anne Phillips. Democracy, Recognition and Power[A]. Fredrik Engelstad Power and Democracy: critical li interventions [C].Ashgate, 2004.

적 참여를 가능하게 하는 자원 접근성과 사회경제적 기반의 불평등 해소가 민주주의의 실효성을 확보하는 데 필수적임을 시사한다.

이러한 배경에서 여성의 경제적 독립성은 정치 참여의 핵심적인 전제 조건으로 작용한다. Juliet Mitchell은 저서 『여성: 가장 긴 혁명』에서 여성의 경제적 의존성이 단순한 가정 내 종속을 넘어, 사회적 성별 분업과 제도적 억압을 재생산하는 구조적 메커니즘이라고 주장한다. Mitchell은 여성이 가정과 사회 전반에서 경제적·사회적으로 주변화된 위치에 놓여 있어, 독립된 정치적 행위 주체로 기능하지 못하며 이로 인해 공적 영역에서 체계적으로 배제된다고 분석한다.⁶¹⁾ 그러나 Mitchell의 분석은 경제적 의존성과 억압의 관계를 밝히는 데 기여하지만, 그러한 의존성을 초래하는 보다 심층적인 경제 구조나 사회 제도적 메커니즘에 대한 분석은 상대적으로 부족하다는 한계가 있다.

이에 대해 Heidi Hartmann은 보다 정교한 분석을 통해, 여성의 경제적 의존성이 자본주의와 가부장제가 상호 작용한 구조적 결과임을 설명한다. Hartmann은 가정 내 무급 노동과 여성의 저임금 직종 집중이 ‘경제적 통제 메커니즘’을 형성하며, 이를 통해 남성이 경제·정치 자원에서 주도적 지위를 점유하고, 여성의 종속성을 구조화한다고 분석한다.⁶²⁾ 이 같은 설명은 Mitchell의 한계를 보완하며, 여성의 경제적 의존성이 어떻게 사회적 억압 구조와 연결되는지를 이론적으로 구체화한다.

이러한 분석은 사회주의 여성주의자인 Zillah R. Eisenstein의 이론적 관점을 통해 더욱 이론적으로 확장될 수 있다. Eisenstein은 ‘자본주의적 가부장제(capitalist patriarchy)’ 개념을 통해, 자본주의 경제체제와 가부장적 권

61) Juliet Mitchell, “Women: The Longest Revolution,” reprinted in Karen V. Han sen and Ilene J. Philipson, eds., Women, Class and the Feminist Imagination. Philadelphia: Temple University Press

62) Heidi I. Hartmann, “Capitalism, Patriarchy, and Job Segregation by Sex”, London: Macmillan Education, 1982, pp.213-220.

력 구조가 상호 보완적으로 작동하며 여성에게 이중적 억압을 가한다고 주장하였다.⁶³⁾ Eisenstein에 따르면, 자본주의는 여성의 무급 노동과 저임금 노동을 구조적으로 필요로 하며, 가부장제는 이를 정당화하고 지속시키는 문화적·제도적 장치로 기능한다. 이러한 이중 구조 속에서 여성은 경제적 자율성을 확보하기 어려울 뿐만 아니라, 정치적 영역에서도 실질적인 참여 기회를 박탈당하는 복합적 제약에 직면하게 된다.

이경아(2019)는 중국의 경제 체제가 계획경제에서 시장경제로 전환되는 과정에서 여성의 경제적 지위에 구조적인 변화가 발생했다고 분석하였다. 이경아는 이 체제 전환이 기존의 국가 주도 사회보장 체계를 약화시켰으며, 이로 인해 여성은 고용 불안과 경제적 취약성에 더 크게 노출되었다고 지적한다.⁶⁴⁾ 특히 사회보장 축소는 여성의 경제적 독립성을 약화시키며, 정치 참여에 필요한 자원과 안정성을 확보하는 데 걸림돌로 작용하였다. 이경아는 이러한 변화가 단순히 경제적 영역에 그치지 않고, 여성의 정치 참여 기회에도 부정적인 영향을 미쳤다고 강조한다. 시장화 과정은 여성에게 새로운 억압 메커니즘인 소위 ‘제도적 퇴출’을 초래하였으며, 이는 여성의 정치 대표성을 더욱 주변화시키는 결과를 낳았다. 특히 개혁개방 이후 여성의 정치 영역 진입은 점차 축소되는 경향을 보이고 있으며, 이는 경제 구조 변화가 여성의 정치적 지위에 간접적이지만 결정적인 영향을 미치고 있음을 보여준다.

중국의 ‘남녀 퇴직 연령 차등’ 제도는 여성의 노동 경력 축적과 직장 내 지위 형성에 구조적인 불이익을 초래하는 주요 요인 중 하나로 지적된다. 현행 중국 「노동법」에 따르면, 남성의 퇴직 연령은 일반적으로 60세

63) Eisenstein Zillah r, ed. Capitalist patriarchy and the case for socialist feminism[M]. New York: Monthly Review, 1979, p.17.

64) 이경아. (2019), "중국과 대만의 여성지위 비교연구: 정치참여를 중심으로." 『국제지역연구』 23.1.pp.48-51.

인 반면, 여성은 관리직은 55세, 일반 근로자는 50세에 퇴직하도록 규정되어 있다. 이러한 성별 간 퇴직 연령의 차이는 여성의 직업 경험 축적을 제한하고, 정치적 대표성 확보에 필요한 경력 기반 형성을 저해한다. 김창애(2012)는 이와 같은 조기 퇴직 제도가 여성의 정치 참여 및 승진 기회를 제도적으로 축소시키는 결과를 초래한다고 분석하였다. 특히 중·고령 여성의 경우, 이러한 구조적 차별이 더욱 심화되어 정치 권력 구조에의 접근을 실질적으로 제한하는 요인으로 작용하고 있다.⁶⁵⁾

이러한 현상은 《제3기 중국 여성 사회 조사》(2020)를 통해 실증적으로 확인되었다. 조사에 따르면, 여성의 직장 내 성차별 경험 비율은 10.0%로 남성(4.5%)에 비해 두 배 이상 높았다. 또한, 구직 과정에서 약 25%의 여대생이 불평등한 대우를 경험하였고, 고위직 여성 중 약 20%는 성차별이 경력 발전에 실질적인 장애로 작용한다고 응답하였다. 이러한 통계는 성별 불평등이 저소득층 여성에게만 국한된 문제가 아니라, 고위직 여성에게도 정치적 대표성 약화를 초래할 수 있는 구조적 제약으로 기능하고 있음을 보여준다.⁶⁶⁾

경제적 요인은 여성의 정치적 대표성에 결정적인 영향을 미치는 핵심 변수로 작용한다. 특히 노동 시장에서의 성차별, 경제적 의존성, 지속적인 소득 격차 등은 여성의 경제적 독립성을 구조적으로 제한하며, 이는 정치 참여 역량을 약화시키는 주요 요인으로 작용한다. 또한 직장 내 차별과 승진 기회의 제약은 여성의 정치 권력 진입과 실질적 영향력 확보에 있어 중대한 장벽이 된다.

5. 교육 요인

65) 金窗爱, 《中国当代女性就业问题研究》(2012), 东北师范大学, 第48-49页;

66) 第三期中国妇女社会地位抽样调查主要数据报告 [J]. 妇女研究论丛, 2020(5),

1986년에 제정된 「중화인민공화국 의무교육법」 제1장 ‘총칙’에서는 성별, 민족, 가정 배경, 종교적 신념에 관계없이 모든 취학 연령 아동이 법률에 따라 의무교육을 받을 권리와 이를 이행할 의무를 평등하게 보장한다고 명시되어 있다. 더불어, 「교육법」, 「여성권익보장법」, 「미성년자보호법」 등 일련의 법률들은 다양한 차원에서 여성 교육 평등권을 제도적으로 지속적으로 보장하고 있으며, 이는 중국 사회에서 여성 교육권의 실질적 실현을 위한 핵심적인 제도적 기반을 마련하고 있다.⁶⁷⁾

일부 학자들은 교육권이 단순한 법적 권리를 넘어, 여성이 사회·문화 활동에 적극적으로 참여하고 자신의 잠재력을 실현할 수 있는 기초적인 권리로 인식된다고 본다. 이에 따라 교육권은 교육의 범위에 국한되지 않으며, 여성의 사회경제적 지위와 정치 참여 역량과도 밀접하게 연관되어 있다.⁶⁸⁾ 여성 교육의 사회적 가치는 크게 세 가지로 정리할 수 있다. 첫째, 여성 교육은 인구 증가를 억제하고, 전체 인구의 질적 향상에 기여한다. 둘째, 교육을 받은 여성은 환경 보호와 자원 보전에 대해 더 높은 사회적 책임 의식을 가진다. 셋째, 성별 간 교육 형평성은 지속 가능한 발전을 위한 조화와 공정성을 실현하는 중요한 요소로 작용한다. 이러한 법적 조치는 여성의 교육 평등권을 보장하는 핵심적인 제도적 기반을 마련하였고, 이를 통해 여성의 교육 기회는 실질적으로 확대되었다.

제2기 중국 여성의 사회적 지위 조사(2001년)에서도 교육 격차가 여전히 뚜렷하게 나타났다. 농촌 여성 중 중학교 이상 교육을 이수한 비율은 42.3%에 불과하며, 이는 남성에 비해 20.8%p 낮다. 여성의 문맹률은 13.6%로, 남성의 4%에 비해 현저히 높았다. 고등교육 단계에서도 1997년 여성 대학 재학생 비율은 39.7%로 남성에 비해 10.3%p 낮았으며, 이는 전통적인

67) 郑磊, 李静. 中国教育性别平等政策回顾与评价 [J]. 国际教育行政学院学报, 2012(10): 41-46.

68) 康均心. 女性权益保护及救济理论与实务[M]. 武汉: 武汉大学出版社, 2004: 108.

성 역할 인식이 여성의 교육 기회를 구조적으로 제한해 왔음을 시사한다(제2기 보고서, 2001). 제3기 조사(2010년)에서는 여성의 전반적인 교육 수준이 향상되었음을 확인할 수 있었다. 전체 여성 중 86.6%는 자신의 역량에 대해 자신감을 보였고, 88.9%는 ‘삶은 스스로 책임진다’는 인식을 공유하였다. 권익 관련 법률에 대한 인지도 또한 83.4%에 달하며, 이는 10년 전보다 약 10% 증가한 수치이다. 이러한 변화는 여성의 교육 역량 향상뿐만 아니라, 공적 의사결정 및 지역사회 거버넌스 분야에서 여성의 참여 기반이 확대되고 있음을 시사한다.⁶⁹⁾ 제4기 조사(2023년)에 따르면, 고등교육 영역에서 여학생 비율이 처음으로 50%를 초과하였다. 학부 과정에서는 여성 비율이 50.2%, 대학원 석사 과정에서는 51.5%를 기록하였으며, 2023년 전체 재학생 중 여성 비율은 49.9%, 석사 재학생 중 여성 비율은 50.6%로 나타났다. 또한, 18~24세 여성의 전문대학 이상 교육 이수율은 50.9%에 달해, 고등교육 단계에서 성별 균형이 점차 실현되고 있음을 보여준다.(제4기 보고서, 2023)

이에 대해 학자들은 학부 과정에서 2006년부터 여성 재학생 비율이 남성을 초과하였으며,⁷⁰⁾ 2009년에는 여성 교육 역전 현상이 더욱 강화되었고, 석사 과정에서는 2010년에 이러한 역전이 실현되었다고 지적하였다.⁷¹⁾ 반면, 박사 과정에서는 여전히 여성 비율이 남성보다 낮아 역전 현상이 발생하지 않은 것으로 나타난다.⁷²⁾

이러한 통계는 여성의 교육 이수율이 지속적으로 증가하고 있으며, 고등교육 분야에서 여성이 점차 주도적인 위치를 차지하고 있음을 시사한다.

69) 庄平, 毕伟玉. 教育与城镇女性就业相关性分析[J].人口与经济, 2003(1).

70) 刘江, 万江红. 中国的女性教育优势被低估了吗? —基于教育部全国数据的分析[J].中国青年研究, 2020(9): 113-119.

71) 李春玲. “男孩危机”“剩女现象”与“女大学生就业难”—教育领域性别比逆转带来的社会性挑战[J].妇女研究论丛, 2016(2): 33-39.

72) 闫广芬, 尚宇菲. 改革开放以来女博士生教育的发展: 成就`动因与展望[J].学位与研究生教育, 2021(1): 84-93.

이러한 변화는 가정과 사회 차원에서 교육적 자산이 다음 세대로 전이되는 과정을 보다 안정적으로 뒷받침하는 집단적 기반을 형성한다.

교육 기회의 확대와 더불어, 가정 교육에서 핵심적인 역할을 하는 어머니의 문화적 소양과 교육 수준은 가정 내 학습 분위기 조성, 자녀에 대한 교육 기대 형성, 그리고 가치관 확립에 결정적인 영향을 미친다. 이는 차세대 여성의 정치적 의식과 참여 역량을 형성하는 데 중요한 역할을 한다.⁷³⁾ 세계은행이 25개 개발도상국을 대상으로 실시한 연구에 따르면, 여성이 정규교육을 1~3년만 이수해도 신생아 사망률이 15% 감소하는 효과가 나타났으며, 이는 아버지와 동일한 교육 수준에서 6% 감소 효과를 훨씬 초과한다. 이 결과는 어머니의 교육 수준이 출산의 질과 가정의 건강에 미치는 영향력이 매우 크다는 점을 시사한다.⁷⁴⁾

또 다른 연구에 따르면, 어머니의 교육 수준은 일상생활에서의 행동 모범과 가치 전이를 통해 자녀의 심리적 안정, 가치 체계 형성, 시민의식 함양에 지속적인 영향을 미친다. 반면, 낮은 수준의 문화적 소양을 지닌 어머니는 사회적 취약 계층의 반복적 재생산을 초래할 수 있다.⁷⁵⁾

어머니는 교육 전달 구조의 핵심 주체로서, 자신의 교육 수준을 통해 여성의 정치 참여 잠재력을 높이고, 자녀를 정치적 역량을 지닌 인재로 양성하는 데 중요한 역할을 한다. 그러나 가정 중심의 영향력만으로는 제도적 장벽을 극복하기에 한계가 있으며, 특히 교육 기회 배분과 직업 구조 내 성별 불균형은 여성 정치 대표성 확대를 저해하는 중요한 요인으로 작용한다. 이대와 왕전(2019)은 과학 연구 및 고등교육 분야에서 고위직과 의사 결정 권한이 여전히 남성 중심으로 이루어져 있으며, 여성 과학자와 고급 전문 인력의 비율이 현저히 낮다고 지적한다. 이는 명목상의 성평등이 실

73) 蔡昉. 2001年: 中国人口问题报告[R].北京: 社会科学文献出版社, 2001.117.

74) 唐晓杰. 女童教育: 国内外的进展与经验[J]. 教育理论与实践, 1995, (5).

75) 金一鸣. 教育社会学[M]. 南京: 江苏教育出版社, 2000.301.

제적인 자원 접근과 사회적 지위 평등으로 전환되지 못했음을 보여주는 사례이다.⁷⁶⁾

한편, 이해영(2002)은 여성에게 교육의 평등한 권리가 법적으로 보장되어 있음에도 불구하고, 교육의 질, 전문 훈련, 직업 경력 등에서 지속적으로 나타나는 성별 격차로 인해 여성은 정치 자원 확보와 정치 역량 형성에서 여전히 구조적 불이익을 경험한다고 분석한다. 이해영은 이러한 ‘정치 자원 확보의 제약’이 여성의 선거 참여와 공적 의사결정 과정에서의 실질적 참여를 저해하는 핵심 요인으로 작용하며, 그 근본적인 원인이 교육 및 노동시장 전반에 내재된 구조적 불평등에 있다고 강조한다.⁷⁷⁾

요약하자면, 교육은 일정 수준에서 여성의 정치 참여를 위한 기초 역량을 제고하는 데 기여해 왔다. 그러나 정치 자원의 확보와 정치 역량 형성 등 구조적이고 심층적인 영역에서는 여전히 실질적 형평성을 달성하는 데 한계가 있다. 이는 성별 간 교육 격차를 보다 정밀하게 분석하고 대응해야 함을 시사한다.

76) 李代, 王真 . 科学专业中的女生: 高等教育机会与专业选择的性别差异 [J]. 社会发展研究, 2019(3): 135-154.

77) 李慧英 . 社会性别与公共政策 [M]. 北京: 当代中国出版社, 2002.236

III. 여성 정치 대표성의 시기별 변화

본 장에서는 중국 여성의 정치적 대표성 변화 양상을 분석한다. 분석의 초점은 장쩌민, 후진타오, 시진핑 세 시기를 중심으로 전국인민대표대회(이하 전인대), 중국인민정치협상회의(이하 정협), 국무원 및 성(省) 단위 정치 기관에서의 여성 대표 비율 변화를 고찰하는 데 있다.

1. 장쩌민 집권 시기 (1993~2003)

가. 국가 기관에서의 대표성 변화

역대 국가기구의 여성 대표성(% (명))						
	전국인민대표대회		중국인민정치협상회의		국무원	
	여성 대표	여성 부위원장	여성 위원	여성 상무위원	여성 부총리	여성 국무위원
5기 1978 ~ 1983	21.2(742/ 3497)	14.3(3/21)	13.1(260/1 988)	7.9(26/328)	(7.7)1/13	(9.1)1/11
6기 1983 ~ 1988	21.2(632/ 2978)	4.8(1/21)	12.8(260/2 039)	12.1(37/307)	(0.0)0/5	(9.1)1/11
7기 1988 ~ 1993	21.3(634/ 2970)	10.0(2/20)	13.9(289/2 081)	9.3(28/300)	(0.0)0/5	(0.0)0/10
8기 1993 ~ 1998	21.0(626/ 2977)	10.0(2/20)	13.7(286/2 093)	9.4(29/308)	(0.0)0/6	(12.5)1/8
9기 1998 ~ 2003	21.8(650/ 2979)	10.0(2/20)	15.5(340/2 196)	9.5(29/304)	(0.0)0/4	(20.0)1/5

<표 1> 1978-2003년 국가 기관에서의 대표성 변화

가) 개혁개방 초기(1978-1988)

1978년 개혁개방은 중국 국가 통치 모델에 근본적인 변화를 가져왔다. 국가 정책은 오랜 기간 지속된 계급 투쟁 중심의 이데올로기에서 경제 발전을 핵심 가치로 하는 실용주의적 접근으로 전환되었다. ‘발전이 최우선 과제’라는 국가 기조 아래 자원이 경제 성장과 제도 개혁에 집중적으로 투입되었으며, 정치 체제는 거시적 안정성을 유지하는 동시에 사회 문제, 특히 성평등에 대한 관심은 점차 약화되었다. 이러한 배경 하에서, 마오쩌둥 시대 ‘여성은 하늘의 반을 이룬다’는 구호와 대조적으로, 개혁 초기 국가 차원의 성별 문제에 대한 관심은 현저히 감소하였다. 특히 제5기와 제6기 전국인민대표대회에서 여성 대표 비율은 약 21.2%로 정체되었으며, 실질적인 증가는 이루어지지 않았다.

국무원의 성별 구성 변화를 통해 이러한 경향은 더욱 두드러진다. 제5기 국무원에서는 13명의 부총리 중 여성은 1명으로 7.7%에 불과하였다. 제6기 국무원에서는 여성 부총리가 전무하여, 의사결정 계층에서 여성 정치 대표성의 심각한 결여를 확인할 수 있다. 두 기에 걸쳐 국무위원 중 여성은 단 1명뿐이며, 이는 고위 의사결정 구조 내 여성 대표성이 지속적으로 낮음을 시사한다. 1978년 천무화(陈慕华)가 국무원 부총리로 임명되면서 개혁개방 초기 대표적인 여성 정치인으로 부상하였다. 그녀의 승진 경로는 외무, 경공업, 여성연맹 등 전통적으로 여성 역할이 강조된 분야에 집중되었으며, 이는 여성의 승진 기회가 핵심 부서가 아닌 주변 부서에 제한되는 구조적 경향을 보여준다. 이러한 현상은 일부 여성 간부 임명이 성평등에 기반한 제도적 약속이라기보다 정치적 개방성을 과시하기 위한 상징적 조치에 불과함을 보여준다. 여성은 정치 체제 내에서 상징적 발언권만을 유지하고 있으며, 안정적인 제도적 지원과 공정한 승진 기회는 여전히 충분히 확보되지 못하고 있다.

종합하면, 1978년부터 1988년까지 중국 여성의 정치적 대표성은 국가 정치 구조 내에서 뚜렷한 후퇴 없이 ‘안정과 정체’의 국면을 지속하였다. 이는 국가가 경제 발전을 최우선으로 추진하는 과정에서 성인지적 관점을 반영한 간부 선발 체제를 함께 마련하지 못했기 때문으로, 체제 전환 초기 여성 대표성은 여전히 낮은 수준에 머물렀다.

나) 개혁개방 과도기(1988-1993)

1990년대 초반 시장경제 체제가 본격적으로 구축되면서, 중국 정치 체제는 경제 중심으로 더욱 강화되었고, 이에 따라 간부 선발 제도 또한 변화하기 시작하였다. ‘간부 사화(幹部四化: 혁명화, 젊음화, 지식화, 전문화)’는 간부 임용과 승진의 핵심 평가 기준으로 자리 잡았으며, 이는 전문 관료 집단을 통해 국가 통치의 효율성을 높이려는 목적에서 도입되었다. 그러나 이러한 과정에서 성별 요인은 간부 평가 기준에 포함되지 않았다. 제7기(1988~1993년) 전국인민대표대회에서 여성 대표 비율은 21.3%로 제6기와 거의 동일한 수준에 머물렀으며, 실질적인 증가는 이루어지지 않았다. 국무원 차원에서도 여성 부총리 직위는 지속적으로 공석이었고, 국무위원 중 여성은 단 1명에 불과하여 성별 불균형 문제는 여전히 해결되지 않았다.

비록 ‘간부 사화’ 기준에서 성별을 명시적으로 다루지 않았으나, 핵심 평가 요소인 학력과 기술 요건은 여성에게 불리하게 작용하였다. 특히 ‘지식화’와 ‘전문화’는 간부가 높은 학력과 전문 역량을 갖출 것을 요구하였으며, 여성은 교육 등 여러 분야에서 장기간 지속된 성별 편견에 의해 이러한 승진 요건을 충족하기 어려웠다.

둘째, ‘젊음화’라는 목표는 성별 중립적인 기준처럼 보일 수 있으나, 실제로는 남성의 직업 경로와 더 잘 부합하는 경향이 있다. 여성은 가사 노동과 출산이라는 추가적인 책임을 지고 있기 때문에 남성과 동일한 승진

경로를 따르기 어려운 구조적 제약에 놓여 있다.

또한 여성 후보자들은 주로 여성연맹, 교육 등 비핵심 부서에 배치되며, 경제나 행정 등 권력과 자원이 집중된 핵심 부서로의 진입은 제한적이다. 이러한 직책 배치는 명시적으로 규정된 것은 아니지만, 조직 문화 전반에 내재된 ‘묵시적 차별’이 여성의 정치 체제 내 대표성을 구조적으로 제약하고 있다. 1988년부터 1993년까지 ‘간부 사화’ 정책은 간부 제도의 규범화와 전문화를 촉진하였으나, 성별 균형 문제는 여전히 해결되지 않았다.

다) 시장 경제 시대(1993-2002)

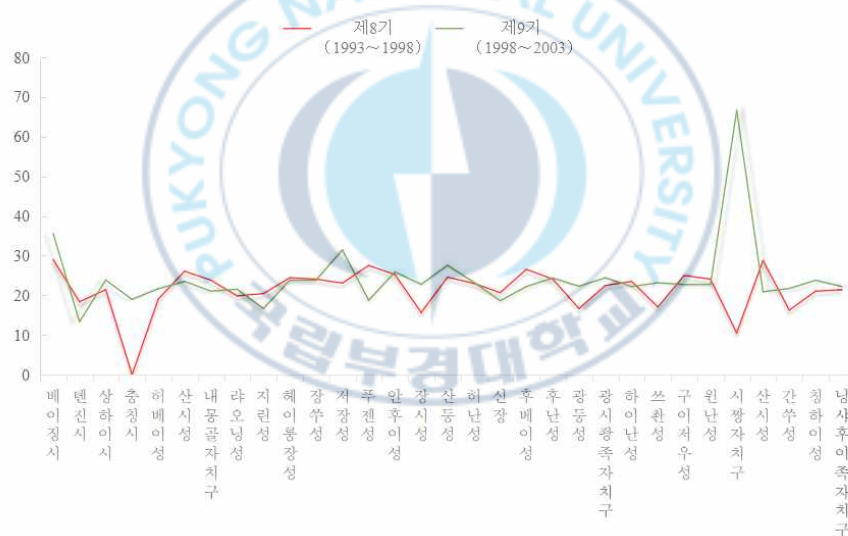
1992년, 중국공산당 제14차 전국대표대회에서는 사회주의 시장경제 체제를 국가적 목표로 설정하고, ‘법치국가’와 ‘덕치국가’를 결합한 발전 전략을 제시하였다. 이러한 정책 전환의 배경 속에서, 여성의 정치 대표성 변화는 ‘수치상 안정성’과 ‘구조적 제약’이 병존하는 양상을 띠게 되었다.

통계에 따르면, 제8기(1993-2003년)에는 21.8%로 소폭 증가하였다. 그러나 전체적으로 여성 대표 비율은 약 21% 수준에서 정체되어 있었으며, 뚜렷한 변화는 나타나지 않았다. 국무원 차원에서는 두 기에 걸쳐 여성 부총리가 임명되지 않았고, 국무위원급에서도 극소수의 여성만이 등용되었다. 제8기와 제9기 국무원에서 여성 국무위원은 각각 1명으로, 비율은 12.5%와 20.0%에 불과하였다. 이는 여성들이 국가 고위 의사결정 구조에서 실질적으로 배제되어 있음을 나타내며, 일부는 상징적인 직책에 머물렀음을 시사한다. 주목할 만한 사례로 우이(吴仪)의 승진 경로를 들 수 있다. 국가 지도부에 진입한 소수의 여성 중 한 명인 그녀는 의약, 대외 경제무역, 행정 관리 등 다양한 분야에서 경력을 쌓았으며, 제9기 국무원에서 국무위원으로 임명된 후, 2003년에는 부총리로 승진하였다. 이러한 이력은 우이가 개혁개방 초기 가장 주목받는 여성 정치인 중 한 명으로 자리매김하는 데 기여하

였다.

전체적으로 볼 때, 장쩌민 시기 여성의 정치적 대표성이 소폭 증가한 배경에는 시장경제 체제 하에서 여성의 경제적 참여 확대가 밀접하게 연관되어 있다. 시장 메커니즘은 일정 수준 여성에게 더 많은 교육과 고용 기회를 제공하였으나, 이러한 사회적 진전이 정치적 대표성의 실질적 향상으로 이어지지 못하는 못하였다. 일부 여성 간부는 상징적인 의미의 진입을 이뤄냈으나, 전체적인 정치 구조는 여전히 경직된 상태를 유지하였다.

나. 각 성(省)의 대표성 변화



<그림 2> 1993-2003년 간의 변화 추세

1993년부터 2003년까지 중국 각 지역의 여성 인민대표 비율 변화는 뚜렷한 지역별 차이를 보였다. 동부 지역에서는 대부분의 성(省)에서 여성 대표 비율이 점진적으로 상승하는 경향을 보였으며, 중부 지역은 비교적 안정적이었고, 전반적으로 두드러진 상승세는 나타나지 않았다. 일부 성에서는 여성 대표 비율의 변동이 있었으나, 전반적으로 여성의 정치적 대표성

은 크게 향상되지 않았다. 이는 해당 지역의 사회·경제적 성장 속도가 상대적으로 더딘 데 기인할 수 있음을 시사한다. 서부 지역의 경우, 여성 대표성 변화 양상이 비교적 복잡하게 나타났다. 예를 들어, 티베트는 여성 대표 비율이 뚜렷하게 증가한 반면, 신장과 간쑤 등 일부 지역에서는 오히려 감소하는 경향을 보였다. 이는 서부 지역이 여성 정치 대표성을 제고하는 데 여전히 구조적 도전에 직면해 있음을 시사한다.

	제8기 (1993 ~ 1998)	제9기 (1998 ~ 2003)
베이징시	29.03	35.59
톈진시	18.37	13.33
상하이시	21.43	23.88
충칭시	—	18.97
허베이성	19.09	21.67
산시성	26.09	23.53
내몽골자치구	23.81	21.05
랴오닝성	19.86	21.55
지린성	20.45	16.67
헤이룽장성	24.43	23.81
장쑤성	24.09	23.84
저장성	23.08	31.46
푸젠성	27.54	18.75
안후이성	25.24	25.89
장시성	15.66	22.78
산둥성	24.58	27.57
허난성	23.03	23.31
신장	20.69	18.64
후베이성	26.55	22.22
후난성	24.11	24.37
광둥성	16.67	22.29
광시좡족자치구	22.47	24.44
하이난성	23.53	22.22
쓰촨성	17.07	23.18
구이저우성	25.00	22.73

	제8기 (1993 ~ 1998)	제9기 (1998 ~ 2003)
윈난성	24.10	22.73
시짱자치구	10.53	66.67
산시성	28.79	20.90
간쑤성	16.28	21.74
칭하이성	21.05	23.81
닝샤후이족자치구	21.43	22.22

<표 2> 1993-2003년 간의 대표성 변화 수치

동부 지역은 전반적으로 여성 대표 비율이 상승하는 경향을 보였으며, 특히 경제적으로 발전한 일부 성(省)에서 그 증가 폭이 두드러졌다. 예를 들어, 베이징시의 여성 대표 비율은 29.03%에서 35.59%로 크게 상승하였다. 상하이시와 장쑤성의 경우, 각각 21.43%에서 23.88%로 상승하거나, 약 23% 수준에서 안정적인 증가세를 유지하였다. 반면, 톈진시는 18.37%에서 13.33%로 감소하여 예외적인 하락세를 보였다.

중부 지역의 경우, 여성 대표 비율의 변화 폭이 크지 않았으며, 전체적으로 비교적 안정적인 수준을 유지하였다. 후난성과 후베이성의 여성 대표 비율은 각각 24.11%, 25.24%로 유의미한 증가세는 확인되지 않았다. 반면, 장시성의 여성 대표 비율은 15.66%에서 22.78%로 크게 증가하였으며, 이는 해당 지역에서 여성 정치 대표성의 향상이 비교적 뚜렷하게 나타났음을 시사한다.

서부 지역은 전반적으로 여성 대표 비율이 낮고, 변화 양상이 복잡하였다. 티베트 자치구의 여성 대표 비율은 1998년과 2003년 사이에 급격히 증가하여 66.67%에 도달하였다. 쓰촨성은 17.07%에서 23.18%로 상승하였고, 신장 자치구는 20.69%에서 18.64%로 감소하였다. 간쑤성의 여성 대표 비율도 25.00%에서 22.73%로 소폭 하락하였다.

2. 후진타오 집권 시기 (2003~2013)

가. 국가 기관에서의 대표성 변화

역대 국가기구의 여성 대표성(% (명))						
	전국인민대표대회		중국인민정치협상회의		국무원	
	여성 대표	여성 부위원장	여성 위원	여성 상무위원	여성 부총리	여성 국무원
8기 1993~ 1998	21.0(626/2977)	10.0(2/20)	13.7(286/2093)	9.4(29/308)	(0.0)0/6	(12.5)1/8
9기 1998~ 2003	21.8(650/2979)	10.0(2/20)	15.5(340/2196)	9.5(29/304)	(0.0)0/4	(20.0)1/5
10기 2003~ 2008	20.2(604/2985)	6.3(1/16)	16.7(373/2238)	11.0(33/304)	(25.0)1/4	(20.0)1/5
11기 2008~ 2013	21.3(637/2987)	21.4(3/14)	17.7(395/2237)	7.0(28/298)	(0.0)0/4	(20.0)1/5

<표 3> 1993-2013년 국가 기관에서의 대표성 변화

가) 후진타오시기 (2003-2013)

후진타오 집권 시기에는 중국이 시장경제 체제를 더욱 심화시키는 한편, 국가 통치 이념에서도 일정한 전환이 이루어졌다. ‘인민 중심’ 과 ‘과학적 발전관’ 이라는 정책 기조는 사회 문제에 대한 국가적 관심을 제고하는데 기여하였지만, 정치 자원의 분배는 여전히 경제 성과 중심의 논리에 의해 이루어졌다. 이로 인해 성평등 및 여성의 정치적 대표성 문제는 국가 통치의 핵심 의제로 자리 잡지 못하였다. 여성의 교육과 고용 등 일부 사

회 영역에서는 여건이 개선되었으나, 정치 체제 내부에서는 성별 불평등에 대한 실질적인 대응이 부족하였고, 여성의 정치적 대표성은 여전히 유의미한 향상을 이루지 못하였다.

통계에 따르면, 제10기(2003-2008년)와 제11기(2008-2013년) 전국인민대표대회에서 여성 대표 비율은 각각 20.2%와 21.3%로, 장쩌민 시기의 평균치인 약 21%와 유사한 수준을 유지하였다. 여성 정협 위원의 비율 또한 약 15% 내외에서 안정적으로 유지되었다. 국무원 차원에서는 여성 부총리가 전무하였고, 여성 국무원도 각 기수별로 단 1명에 불과하였다. 이는 국가 차원에서 여성 대표성이 하락하지는 않았으나, 실질적인 제도적 진전은 없었음을 보여주며, 여성들이 여전히 정치 권력의 주변부에 머물고 있음을 시사한다.

장쩌민 시기와 비교할 때, 여성 대표 비율은 두 시기 모두 유사한 수준을 유지하였으나, 그 제도적 배경에는 뚜렷한 차이가 존재한다. 장쩌민 시기의 대표성 안정은 국가가 체제 전환기에 놓여 있었던 상황과 맞물려 있었으며, 이 시기 여성은 ‘노동모범’과 같은 상징적 자격을 통해 일정 수준의 정치적 대표성을 확보할 수 있었다. 반면, 후진타오 시기에 들어서면서 시장 메커니즘이 간부 임용 및 자원 배분 전반에 깊숙이 스며들었고, 이에 따라 성평등 문제는 점차 ‘탈성별화(de-gendering)’ 담론으로 대체되기 시작하였다.

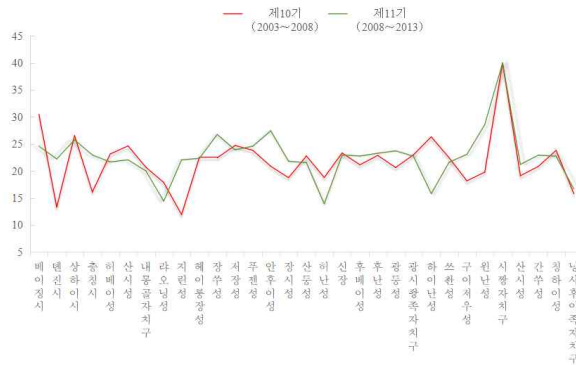
우선, 간부 선발은 점차 지방정부의 경제 성장과 투자 유치 실적에 크게 의존하게 되었으며, 간부의 승진은 ‘경제 통치 능력’과 밀접하게 연계되었다. 그러나 여성은 노동 시장 내 임금 격차와 승진 장벽 등 구조적 불이익에 노출되어 있어, 이러한 ‘성과-선발’ 메커니즘에서 상대적으로 불리한 위치에 놓이게 되었다. 특히 후진타오 시기에는 간부의 전문성과 경제 관리 역량이 더욱 중시되었고, 이에 따라 여성은 승진의 주류 경로에 진입

하기가 더욱 어려운 구조로 고착화되었다.

둘째, 성평등을 위한 제도적 장치는 여전히 미비한 수준에 머물러 있다. 여성연맹과 같은 기관은 형식적으로 여성의 권익을 대변하고 정치 참여를 촉진하는 역할을 수행하지만, 실제로는 영향력이 제한적이며, 주로 제안과 협의에 그쳐 국가 정책에 실질적인 영향을 미치기 어렵다. 또한 국가는 성별 비율을 보장하는 제도나 여성 정치 참여를 위한 체계적인 기준을 마련하지 않고 있어, 여성의 정치적 대표성은 제도화된 경로가 아닌 개인의 특수한 경력과 배경에 크게 의존하는 경향을 보인다. 이로 인해 대표성은 지속성과 구조적 기반을 확보하지 못하고 있다.

종합적으로 볼 때, 후진타오 시기는 사회적 공정성을 중시하는 정책 목표를 제시하였음에도 불구하고, 정치 체제는 여전히 ‘경제 성과 우선’의 통치 기조에서 벗어나지 못하였다. 성 중립적 담론이 지배하는 환경에서는 성별 차이가 제도 운영 과정에서 자연스럽게 정당한 것으로 인식되었고, 이는 여성의 정치 체제 내 주변화를 더욱 심화시키는 결과로 이어졌다. 장쩌민 시기와 비교할 때, 후진타오 시기의 여성 정치 대표성은 보다 구조적인 정체 상태에 머물렀으며, 실질적인 제도적 지원의 부재는 향후 대표성 위기의 구조적 기반을 형성하게 되었다.

나. 각 성(省)의 대표성 변화



<그림 3> 2003-2013년 간의 변화 추세

동부 지역에서는 일부 경제적으로 발전한 성(省)들이 비교적 안정적인 여성 대표성 비율을 나타냈다. 예를 들어, 베이징시는 2003년부터 2008년 사이 여성 대표 비율이 소폭 증가하였다. 상하이시와 장쑤성은 두 시기 모두 큰 변동 없이 안정적인 수준을 유지하였다.

중부 지역의 경우, 전체적으로 여성 대표성의 변화는 뚜렷하지 않았으며, 비교적 정체된 양상을 보였다. 후난성과 후베이성은 다소간의 등락을 보였지만, 전반적인 추세는 안정적이었다. 반면, 장시성에서는 여성 대표 비율이 상승하여 여성 정치 대표성 제고에 일정한 진전을 이룬 것으로 평가된다.

서부 지역에서는 여성 대표성 변화가 보다 뚜렷하게 나타났으며, 일부 지역에서는 큰 폭의 변동이 관찰되었다. 예를 들어, 시짱자치구는 2008년부터 2013년 사이 여성 대표 비율이 뚜렷한 상승세를 보였다. 쓰촨성과 산시성은 일정한 변화를 보였으나, 전체적으로 의미 있는 증가세를 달성하지 못하였다. 한편, 신장자치구의 여성 대표 비율은 오히려 하락하는 경향을 보였다.

종합적으로 볼 때, 동부 지역은 여성 대표성이 비교적 안정적인 수준을 유지하고 있으며, 일부 성에서는 점진적인 증가 추세도 나타났다. 반면, 중

부 및 서부 지역에서는 여성 대표성의 향상이 전반적으로 더디게 진행되었으며, 특히 서부 지역의 경우, 시짱자치구를 제외하면 대부분의 지역에서 뚜렷한 진전을 보이지 못한 것으로 나타났다.

	제10기 (2003 ~ 2008)	제11기 (2008 ~ 2013)
베이징시	30.51	24.59
톈진시	13.33	22.22
상하이시	26.56	25.76
충칭시	16.13	22.95
허베이성	23.14	21.67
산시성	24.64	22.06
내몽골자치구	20.69	20.00
랴오닝성	17.86	14.41
지린성	11.94	22.06
헤이룽장성	22.55	22.33
장쑤성	22.44	26.75
저장성	24.72	23.91
푸젠성	23.81	24.59
안후이성	20.87	27.43
장시성	18.75	21.79
산둥성	22.78	21.55
허난성	18.79	13.94
신장	23.33	22.95
후베이성	21.14	22.76
후난성	22.88	23.28
광둥성	20.63	23.72
광시좡족자치구	22.99	22.73
하이난성	26.32	15.79
쓰촨성	22.45	21.62
구이저우성	18.18	23.08
윈난성	19.78	28.57
시짱자치구	40.00	40.00
산시성	19.12	21.21

	제10기 (2003 ~ 2008)	제11기 (2008 ~ 2013)
간쑤성	20.83	22.92
칭하이성	23.81	22.73
닝샤후이족자치구	15.79	16.67

<표 4> 2003-2013년 간의 대표성 변화 수치

동부 지역의 경우, 베이징시는 여성 대표 비율이 30.51%에서 24.59%로 하락하였으나 여전히 비교적 높은 수준을 유지하고 있다. 상하이시는 26.56%에서 25.76%로 소폭 하락하여 변화 폭이 크지 않았다. 반면, 톈진시는 13.33%에서 22.22%로 여성 대표 비율이 크게 상승하며 뚜렷한 증가세를 보였다.

중부 지역의 경우, 후난성의 여성 대표 비율은 22.88%에서 23.28%로 소폭 증가하였으며, 변화 폭은 제한적이었다. 후베이성은 21.14%에서 22.76%로 상승하였고, 장시성은 18.75%에서 21.79%로 증가하여 일정 수준의 개선을 보였다.

서부 지역의 경우, 시짱자치구의 여성 대표 비율은 40.00%로 변동 없이 유지되었다. 쓰촨성은 22.45%에서 21.62%로 소폭 하락하여 증가세가 둔화되었고, 신장자치구는 23.33%에서 22.95%로 감소하였다. 반면, 간쑤성은 20.83%에서 22.92%로 상승하며 일정 수준의 긍정적인 변화를 보였다.

장쩌민 시기와 비교할 때, 후진타오 시기의 여성 대표성 변화는 전반적으로 보다 완만하게 나타났으며, 실질적인 돌파를 이루지는 못하였다. 장쩌민 시기에는 여성 대표성이 비교적 안정적인 수준을 유지한 반면, 후진타오 시기에는 일부 지역에서 증가가 관찰되었지만, 전체적인 진전은 제한적인 수준에 머물렀다. 특히 중부와 서부 지역에서는 성평등 정책 추진 속도의 지역 간 불균형이 드러났다.

3. 시진핑 집권 시기 (2013~2024)

가. 국가 기관에서의 대표성 변화

역대 국가기구의 여성 대표성(% (명))						
	전국인민대표대회		중국인민정치협상회의		국무원	
	여성 대표	여성 부위원장	여성 위원	여성 상무위원	여성 부총리	여성 국무위원
10기 2003 ~ 2008	20.2 (604/2985)	6.3(1/16)	16.7 (373/2238)	11.0 (33/304)	(25.0)1/4	(20.0)1/5
11기 2008 ~ 2013	21.3 (637/2987)	21.4 (3/4)	17.7 (395/2237)	7.0 (28/298)	(0.0)0/4	(20.0)1/5
12기 2013 ~ 2018	23.4 (699/2987)	7.1 (1/14)	17.8 (398/2237)	12.0 (36/299)	(25.0)1/4	(0.0)0/5
13기 2018 ~ 2023	24.9 (742/2981)	6.7 (1/15)	20.4 (440/2158)	13.0 (39/300)	(25.0)1/4	(0.0)0/5
14기 2023 ~	26.5 (790/2977)	6.7 (1/15)	22.4 (486/2172)	16.1 (48/299)	(0.0)0/4	(20.0)1/5

<표 5> 2003-2024년 국가 기관에서의 대표성 변화

시진핑 집권 이후(2013년부터), 중국의 정치 체제는 점차 중앙집권화와 제도화 중심으로 재편되었으며, 통치의 중점은 최고 수준의 설계(top-level design)와 제도 통합에 맞추어졌다. 동시에 정치적 충성에 대한 요구도 한층 강화되었다. 이러한 흐름 속에서 여성의 국가 권력 핵심부 내 대표성은 수치상으로 일정 부분 증가하였지만, 이는 주로 상징적 수준에 머물렀고, 실질적인 권력 구조의 변화는 여전히 제한적이었다.

우선, 전국인민대표대회(NPC)의 경우, 제12기부터 제14기까지 여성 대표 비율은 각각 23.4%, 24.9%, 26.5%로 꾸준한 증가 추세를 보였다. 이는 후진 타오 시기의 제10기(20.2%) 및 제11기(21.3%)와 비교할 때 상대적으로 뚜렷한 상승으로 평가된다. 이러한 변화는 국가가 ‘대표성의 다양화’를 정책적으로 지향하고 있음을 시사한다. 그러나 이와 같은 증가세는 주로 상징적인 직위나 비핵심 의제를 중심으로 나타나고 있으며, 여성의 실질적인 권력 구조 내 위상에는 근본적인 변화가 이루어지지 않은 것으로 분석된다.

다음으로, 중국인민정치협상회의(정협)의 경우, 여성 위원의 비율은 제12기 17.8%에서 제14기 22.4%로 증가하였으며, 여성 상무위원 비율도 12.0%에서 16.1%로 상승하였다. 정협은 광범위한 협의와 사회적 대표성을 강조하는 기구이지만, 그 기능과 실질적인 권한이 제한적이기 때문에 여성 비율의 증가는 실질적 변화보다는 형식적 지속의 성격이 강하다고 볼 수 있다. 특히 최근 세 차례 회기 동안 여성 정협 부주석은 항상 1명에 불과했으며, 그 비율도 10%를 넘지 못하였다. 이는 여성의 고위 정책 결정 과정 참여가 여전히 매우 제한적임을 보여주는 대표적인 사례이다.

국무원은 중국의 핵심 행정 의사결정 기구로서, 여성의 참여 수준은 여전히 매우 제한적인 상태에 머물러 있다. 제12기부터 여성 부총리는 1명(25.0%)으로 유지되었으나, 제14기에는 여성 부총리가 전무하였다. 여성 국무위원의 경우, 제12기에는 전무하였으며, 제13기와 제14기에도 각각 1명만 임명되어 비율은 20%를 넘지 못하였다. 이는 전국인민대표대회와 정협에서 여성 대표성이 일정 부분 향상되었음에도 불구하고, 국무원과 같은 핵심 권력 구조에서는 여성이 여전히 구조적 장벽에 직면하고 있음을 시사한다. 이른바 ‘성별 유리천장’이 여전히 견고하게 작동하고 있음을 보여주는 대표적인 사례라 할 수 있다.

시진핑 시기(2013년 이후)의 여성 정치 대표성은 후진타오 시기(2003~2013년)와 비교할 때 다음과 같은 세 가지 뚜렷한 특징을 보인다. 첫째, 전국인민대표대회에서 여성 대표 비율이 지속적으로 증가하고 있으며, 이는 국가가 성별 균형에 대한 사회적 요구에 점진적으로 반응하고 있음을 보여준다.

둘째, 전국인민정치협상회의에서 여성 위원 및 상무위원의 비율은 다소 증가하였으나, 협의적 성격과 기능적 한계로 인해 이러한 증가는 상징적인 수준에 머무는 것으로 평가된다. 셋째, 국무원 내 여성 지도자의 비율은 여전히 낮은 수준에 머무르고 있으며, 핵심 권력 구조 내의 성별 장벽은 여전히 해소되지 않고 있다.

종합적으로 볼 때, 이 시기의 여성 정치 대표성 증가는 ‘형식적 진전’과 ‘구조적 고착’이 병존하는 양상을 보인다. 여성은 전국인민대표대회와 전국인민정치협상회의에서 일정 수준의 대표성을 확보하였으나, 핵심 권력 구조 내에서는 여전히 제도적 배제에 직면해 있다. 이러한 대표성의 증가는 성평등에 기반한 제도적 보장보다는, 국가가 통치의 정당성과 대표성의 형식을 강화하려는 전략적 필요에 의해 이루어진 것으로 해석된다.

나. 각 성(省)의 대표성 변화



<그림 4> 2013-2024년 간의 변화 추세

시진핑 시기(2013년 이후) 각 성(省)별 여성 정치 대표성 변화에 대한 도표 분석 결과, 여성 대표성의 변화 양상은 세 시기(제12기~제14기) 동안 지역별로 상이하게 나타났으며, 이는 지역 간 여성 정치 참여 수준의 격차를 반영하는 것으로 해석된다.

전체적인 추세를 살펴보면, 제12기(2013-2018년)와 제13기(2018-2023년)를 거쳐 제14기(2024년~현재)에 이르기까지 여성 대표 비율은 지속적으로 상승하는 양상을 보였다. 그러나 제14기 들어 일부 지역에서 변화의 변동성이 확대되었으며, 이는 새로운 정치 주기에서 성별 대표성의 격차가 더욱 심화되거나 재조정되고 있음을 시사한다.

동부 지역의 경우, 베이징시는 세 시기 모두 여성 대표 비율이 비교적 높은 수준을 유지하였으나 일정한 변동이 관찰되었다. 상하이시는 제12기와 제13기 동안 여성 대표 비율이 점진적으로 증가하였으나, 제14기에는 다소 변동을 보이며 상승세가 다소 둔화된 것으로 평가된다.

중부 지역에서는 후난성과 후베이성의 여성 대표 비율이 제12기와 제13

기 동안 소폭 상승하였으나, 전반적으로 큰 변화가 나타나지 않았다. 반면, 장시성은 같은 기간 여성 대표 비율이 뚜렷하게 상승하여 여성 정치 대표성 제고에 있어 의미 있는 진전을 보인 것으로 평가된다.

서부 지역의 경우, 시짱자치구는 제12기와 제13기 동안 여성 대표 비율이 비교적 높은 수준에서 안정적으로 유지되었다. 반면, 쓰촨성과 산시성은 제13기와 제14기 사이에 여성 대표 비율에서 큰 변동을 보였으며, 이는 해당 지역들이 여성 정치 참여를 지속적으로 확대하는 데 여전히 구조적 어려움에 직면해 있음을 시사한다.

전반적으로 시진핑 시기(2013년 이후) 여성 정치 대표성은 지역별로 상이한 변화 양상을 보였다. 동부 지역은 비교적 안정적인 수준을 유지하였으며, 중부 지역은 전반적으로 큰 변동이 없었으나 장시성에서는 두드러진 증가세가 나타났다. 서부 지역은 변화 양상이 보다 복잡하였다. 시짱자치구는 높은 수준을 유지하는 반면, 쓰촨성과 산시성 등 일부 지역에서는 여성 정치 대표성이 크게 변동하였으며, 지속적인 대표성 제고에 어려움을 겪고 있는 것으로 보인다. 후진타오 시기(2003~2013년)와 비교할 때, 시진핑 시기에는 여성 정치 대표성이 지속적으로 증가하는 추세를 보였으며, 특히 전국인민대표대회와 전국인민정치협상회의에서 여성 비율이 상승하였다. 그러나 핵심 의사결정 계층 내 여성 대표성은 여전히 낮은 수준에 머무르고 있으며, 그 향상은 제한적인 수준에 그치고 있다. 이러한 현상은 각 성(省)의 정치문화, 경제발전 수준 등 다양한 요인의 영향으로 분석된다.

	제12기 (2013 ~ 2018)	제13기 (2018 ~ 2023)	제14기 (2024 ~)
베이징시	21.82	23.64	32.08
톈진시	23.26	28.57	27.5
상하이시	25.42	22.03	22.81
충칭시	27.87	26.23	23.73
허베이성	24.60	27.42	29.27

	제12기 (2013 ~ 2018)	제13기 (2018 ~ 2023)	제14기 (2024 ~)
산시성	24.29	22.86	29.41
내몽골자치구	24.14	24.14	25.86
랴오닝성	17.65	32.35	30.85
지린성	20.00	20.31	20.00
헤이룽장성	25.81	26.37	28.57
장쑤성	26.67	22.00	25.00
저장성	26.04	27.37	29.29
푸젠성	26.47	31.88	29.73
안후이성	26.55	28.32	29.73
장시성	23.46	24.69	25.93
산둥성	24.00	26.86	26.59
허난성	23.26	25.15	25.29
신장	21.67	21.67	23.33
후베이성	22.88	25.00	30.09
후난성	25.21	26.27	25.42
광둥성	26.25	27.16	29.59
광시좡족자치구	28.89	32.58	38.46
하이난성	20.00	24.00	30.77
쓰촨성	24.32	24.32	26.53
구이저우성	24.66	27.78	28.00
윈난성	31.87	30.77	32.97
시짱자치구	20.00	25.00	29.17
산시성	24.29	27.94	27.54
간쑤성	22.22	24.07	28.30
칭하이성	22.73	19.05	20.83
닝샤후이족자치구	19.05	19.05	21.74

<표 6> 2013-2024년 간의 대표성 변화 수치

동부 지역의 경우, 베이징시의 여성 대표 비율은 제12기 21.82%에서 제13기 23.64%로 증가하였으며, 제14기에는 32.08%에 도달하여 뚜렷한 상승세를 보였다. 톈진시는 제12기 23.26%에서 제13기 28.57%로 상승했으나, 제14기에는 27.5%로 소폭 하락하였다. 상하이시는 제12기 25.42%에서 제13기 22.03%로 감소한 후, 제14기에는 22.81%로 다소 회복되는 양상을 나타냈다. 장쑤성의 여성 대표 비율은 제12기 26.67%에서 제13기 22.00%로 감

소하는 추이를 보였으나, 제14기에는 25.00%로 다시 상승하였다.

중부 지역의 경우, 후난성의 여성 대표 비율은 제12기 25.21%에서 제13기 26.27%로 증가한 뒤, 제14기에는 25.42%로 소폭 하락하였다. 후베이성은 제12기 22.88%에서 제13기 25.00%로 상승하였으며, 제14기에는 30.09%로 더욱 증가하였다. 장시성의 경우, 제12기 23.46%에서 제13기 24.69%로, 이어 제14기에는 25.93%로 꾸준한 상승세를 나타냈다.

서부 지역의 경우, 시짱자치구는 여성 대표 비율이 제12기 20.00%에서 제13기 25.00%로 상승하였으며, 제14기에는 29.17%로 계속 증가하였다. 쓰촨성은 제12기 24.32%에서 제13기까지 동일한 수준을 유지하였고, 제14기에는 26.53%로 소폭 상승하였다. 신장자치구는 제12기부터 제13기까지 21.67%로 변동이 없었으나, 제14기에는 23.33%로 다소 증가하였다. 간쑤성은 제12기 22.22%에서 제13기 24.07%로, 이어 제14기에는 28.30%로 꾸준한 상승세를 나타냈다.

종합적으로 볼 때, 시진핑 시기에는 전국 대부분의 성에서 여성 대표 비율이 점진적으로 증가하는 경향을 나타냈다. 특히 서부 지역의 시짱자치구와 간쑤성에서는 여성 대표 비율의 상승폭이 비교적 두드러졌다. 동부 지역의 베이징시와 톈진시에서도 증가세가 확인되었으나, 상하이시와 장쑤성은 일부 등락을 보였다. 중부 지역의 후베이성은 제14기에서 여성 대표 비율이 크게 상승하는 등 상대적으로 뚜렷한 증가 추이를 보였다.

IV. 중국 여성의 정치적 대표성의 영향요인 분석을 위한 변수 · 가설 · 모형 · 데이터 분석

1. 가설설정

가설 1: 경제 수준의 향상은 여성 정치 대표성의 제고에 기여할 것이다.

가설 1.1: 1인당 GDP는 여성 정치 대표성에 영향을 미칠 것이다.

가설 1.2: 여성 노동 참여율은 여성 정치 대표성에 영향을 미칠 것이다.

가설 2: 교육 수준의 향상은 여성 정치 대표성의 제고에 기여할 것이다.

가설 2.1: 대졸 이상 여성 비율은 여성 정치 대표성에 영향을 미칠 것이다.

가설 2.2: 여성 평균 교육 연수는 여성 정치 대표성에 영향을 미칠 것이다.

가설 3: 문화적 요인은 여성 정치 대표성의 증진에 제약적인 영향을 미칠 것이다.

가설 3.1: 출생 성비는 여성 정치 대표성에 영향을 미칠 것이다.

가설 3.2: 이혼율은 여성 정치 대표성에 영향을 미칠 것이다.

가설 4: 가정적 요인은 여성 정치 대표성의 증진에 제약적인 영향을 미칠 것이다.

가설 4.1: 평균 가구원 수는 여성 정치 대표성에 영향을 미칠 것이다.

가설 4.2: 부양비는 여성 정치 대표성에 영향을 미칠 것이다.

2. 변수의 설정

본 연구는 1993년부터 2024년까지의 기간을 대상으로, 중국 여성의 정치적 대표성에 영향을 미치는 요인을 문화적, 경제적, 교육적, 가정적 측면에서 설정하고 이를 실증적으로 분석하였다. 각 변수 및 지표의 구체적인 구성은 <표 7>에 제시되어 있다.

구분	변수명	지표명	정의
종속변수	정치 대표성	여성 인민대표 비율	각 성 및 직할시 인민대표대회에서 여성 대표가 차지하는 비율 (총 대표 수 대비)
독립변수	경제	1인당 GDP	지역 내 총 GDP를 상주 인구 수로 나눈 값
		여성 노동 참여율	여성 취업 인구가 노동 가능 연령 여성 인구에서 차지하는 비율
	문화	출생 성비	여성 100명당 남성 신생아 수
		이혼율	일정 기간 내 이혼 건수를 같은 기간의 혼인 건수로 나눈 비율
	교육	대졸 이상 여성 비율	대졸 이상의 학력을 가진 여성이 여성 전체 인구에서 차지하는 비율
		여성 평균 교육 연수	여성이 받은 정규 교육의 평균 연수 (단위: 년)
	가정	평균 가구원 수	한 가구당 평균 거주 인원 수
부양비		노동 가능 연령 인구 100명당 부양해야 할 미성년자 및 노인 인구 수	
통제변수	도시 엔겔 계수	도시 주민의 식료품 지출이 전체 소비지출에서 차지하는 비율	
	농촌 엔겔 계수	농촌 주민의 식료품 지출이 전체 소비지출에서 차지하는 비율	
	인구 밀도	제곱킬로미터당 상주 인구 수	

<표 7> 변수 및 지표 설정

가. 종속변수의 설정

본 연구는 여성의 정치적 대표성을 종속 변수로 설정하였으며, 각 성(省) 및 직할시 인민대표대회에서 여성 대표가 차지하는 비율을 기준으로 이를 측정하였다. 선행 연구와 연구 가설에 따르면, 여성의 정치 대표성은 경제, 문화, 교육, 가정 등 다양한 요인의 영향을 받을 수 있다. 이에 따라 본 연구는 이들 요인과 여성 정치 대표성 간의 실증적 관계를 분석하는 것을 주

요한 연구 목적으로 삼는다.

나. 독립변수의 설정

가) 독립변수 1: 문화

본 연구는 문화적 요인을 측정하기 위한 지표로 출생 성비와 이혼율을 활용하였다. 가부장제가 뿌리내린 사회에서는 남아 선호 현상이 나타나며, 이러한 경향은 출생 성비의 불균형을 통해 확인될 수 있다. 일반적으로 자연 상태에서의 출생 성비는 105:100 수준으로 알려져 있으나,⁷⁸⁾남아의 출생 비율이 여성보다 현저히 높게 나타날 경우, 이는 전통적 가부장제 문화와 성별 편향이 여전히 사회 전반에 영향을 미치고 있음을 시사한다.

이혼율은 가정 제도 및 성별 역할에 대한 사회적 인식의 변화를 반영하는 문화적 지표 중 하나이다. 특히 이혼율의 증가는 여성의 사회적 자율성 확대와 함께 전통적인 성역할 규범의 약화를 시사한다.

나) 독립변수 2: 경제

본 연구에서는 1인당 GDP와 여성 노동참여율이라는 두 가지 경제 지표를 활용하여 경제적 독립변수를 측정하였다.

1인당 GDP는 해당 지역의 전반적인 경제 발전 수준을 나타내는 대표적인 지표로, 일반적으로 경제 수준이 높은 지역일수록 공공 서비스 체계가 잘 구축되어 있으며, 사회적 자원이 풍부하여 여성을 포함한 다양한 사회 구성원에게 교육 및 사회 참여의 기회를 더 많이 제공하는 경향이 있다. 이러한 맥락에서 1인당 GDP의 격차는 여성 정치 대표성과 유의미한 상관 관계를 형성할 수 있다.

또 다른 경제 지표인 여성 노동참여율은 여성이 노동 시장에서 얼마나

78) 张岱年. 论中国文化之基本精神[A]. 梁漱溟. 中国文化要义[C]. 北京: 学林出版社, 1987.201.

활발하게 활동하고 있는지를 보여주는 직접적인 지표이다. 일반적으로 여성 노동참여율의 증가는 여성의 사회적 지위 향상과 공적 영역에서의 역할 확대를 반영하는 것으로 간주되며, 이는 여성의 공적 참여 역량과 기회가 점차 확대되고 있음을 시사한다.

다) 독립변수 3: 교육

본 연구에서는 여성 평균 교육 연수와 대졸 이상 여성 비율이라는 두 가지 지표를 활용하여 교육적 독립변수를 측정하였다. 여성 평균 교육 연수는 여성이 정규 교육을 받은 평균 기간을 의미하며, 일반적으로 교육 수준이 높은 여성일수록 정치적 의제를 이해하고, 정보를 수용하며, 사회 활동에 적극적으로 참여할 수 있는 역량이 높다고 평가된다. 이러한 역량의 차이는 여성의 정치적 대표성과 유의미한 관련성을 가질 수 있다.

대졸 이상 여성 비율은 여성의 고등교육 참여 수준을 나타내는 지표이다. 선행 연구에 따르면, 고등교육을 이수한 여성은 공공 문제에 보다 적극적으로 참여하려는 성향을 보이며, 정치적 효능감도 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 따라서 이 지표의 증가는 여성 정치 대표성의 지역 간 차이를 설명하는 데 일정 부분 기여할 수 있다.

라) 독립변수 4: 가정

가정 관련 독립변수는 평균 가구원 수와 부양비라는 두 가지 지표를 통해 측정된다. 평균 가구원 수는 가구당 평균 거주 인원 수를 나타내는 지표로, 일반적으로 구성원이 많을수록 여성은 돌봄, 육아, 가사노동 등 가정 내 책임을 더 많이 부담할 가능성이 높다. 이러한 역할 부담은 특정 지역에서 여성의 공적 활동 참여를 제약하는 요인으로 작용할 수 있으며, 특히 시간과 에너지의 제약이라는 측면에서 여성 정치 대표성에 영향을 미칠 수 있다.

부양비는 노동 연령 인구 100명당 부양해야 할 미성년자 및 노인 인구의

수를 나타내는 지표이다. 부양비가 높을수록 가정 내 돌봄 부담이 증가하며, 여성은 이러한 돌봄 역할을 주로 담당하는 경향이 있다. 이는 여성의 가정 외 활동 참여 여지를 제한하고, 결과적으로 여성의 정치적 대표성에 부정적인 영향을 미칠 수 있다.

다. 통제변수의 설정

본 연구에서는 회귀 모형의 설명력과 분석 결과의 신뢰성을 높이기 위해 도시 앵겔 계수, 농촌 앵겔 계수, 인구 밀도 세 가지 통제 변수를 추가로 포함하였다.

가) 통제변수 1: 도시 앵겔 계수

도시 앵겔 계수는 도시 거주민의 생활 수준을 나타내는 대표적인 경제 지표이다. 일반적으로 앵겔 계수가 낮을수록 해당 지역의 소득 수준이 높고, 전반적인 생활 여건이 양호한 것으로 해석된다. 소득 수준이 높아지면 주민들은 교육, 문화, 정치 등 생계 이외의 영역에 더 많은 자원을 투입할 수 있으며, 이는 여성의 정치적 대표성 제고에 긍정적인 영향을 미칠 수 있다.

나) 통제변수 2: 농촌 앵겔 계수

농촌 앵겔 계수는 농촌 거주민의 식료품 지출이 가계 총소비 지출에서 차지하는 비율을 나타내는 지표이다. 일반적으로 앵겔 계수가 높을수록 해당 지역의 소득 수준이 낮고, 경제적 자원의 상당 부분이 기본적인 생계 유지에 집중되는 경향이 있다. 이러한 경제적 제약은 농촌 지역 여성에게 더 큰 가사 및 생계 부담으로 작용할 수 있으며, 이는 여성의 정치적 대표성에 부정적인 영향을 미칠 수 있다.

따라서 도시 및 농촌 앵겔 계수는 가정의 생활 수준을 반영하는 주요 경제 지표로서, 생활 소비 구조의 차이에서 발생할 수 있는 잠재적 교란 효과를 통제하는 데 유용하게 활용될 수 있다.

다) 통제변수 3: 인구 밀도

인구 밀도는 중국 각 성의 인구 분포 밀집도를 나타내는 지표로, 지역 사회 자원의 집적 수준 및 발전 양상을 측정하는 데 활용되는 중요한 변수이다. 일반적으로 인구 밀도가 높은 지역일수록 정치적 자원과 기회가 집중되는 경향이 있으며, 반대로 인구 밀도가 낮은 지역은 자원의 분산으로 인해 상대적으로 접근성이 떨어지는 특징을 보인다. 따라서 본 연구에서는 인구 밀도 변수를 통제함으로써 인구 분포가 여성 정치 대표성에 미치는 잠재적 영향을 제거하고, 회귀 모형에서 핵심 독립변수의 추정 정확도를 높이고자 하였다.

3. 기술통계 분석

본 연구는 1993년부터 2024년까지 중국 본토 31개 성급 행정구역을 대상으로 한 연간 패널 데이터를 활용하였으며, 총 992개의 관측값을 확보하였다. 각 변수의 주요 통계적 특성은 <표 2>에 제시되어 있다.

	Mean	SD	Min	Median	Max
여성 인민대표 비율	23.622	5.285	10.53	23.26	66.67
부양비	53.202	5.048	40.54	53.38	66.07
평균 가구원 수	3.402	0.568	2.3	3.39	4.6
대졸 이상 여성 비율	16.101	9.455	2	14.49	46.84
여성 평균 교육 연수	8.558	2.117	5	8.395	14
1인당 GDP	9.859	1.318	7.8	10.062	12.337

	Mean	SD	Min	Median	Max
여성 노동 참여율	63.975	3.187	54.23	64.12	70
이혼율	2.415	0.787	0.84	2.38	4.74
출생 성비	114.455	4.109	102.5	114.335	121.5
인구 밀도	419.514	620.718	2.502	268.716	4939.426
도시 엔겔 계수	36.923	8.039	19.308	35.765	61.8
농촌 엔겔 계수	42.752	10.98	23.8	41.017	79.3
N	992				

<표 8> 변수의 기술통계량

가. 종속 변수의 특성 변화

여성 인민대표 비율의 평균은 23.622로, 중국 각 성의 여성 정치 대표성이 전반적으로 낮은 수준에 머물러 있음을 시사한다. 표준편차는 5.285로, 여성 정치 대표성의 분포에 일정 수준의 변동성이 존재함을 보여준다. 최댓값은 66.67, 최솟값은 10.53으로, 지역 간 격차가 매우 뚜렷하며, 특히 경제 발전 수준에 따라 이러한 차이가 심화되는 경향이 나타난다.

나. 독립 변수의 특성 변화

가) 가정

부양비의 평균은 53.202로, 대부분 지역에서 가정 내 돌봄 부담이 비교적 높은 수준임을 보여준다. 표준편차는 5.048로, 지역 간 돌봄 부담 수준에 일정한 차이가 존재함을 나타낸다. 특히 경제적으로 낙후된 지역일수록 여성이 가정 내 돌봄 책임을 더 많이 부담하고 있을 가능성이 높다는 점을 시사한다. 평균 가구원 수는 3.402으로, 이는 중국 내 대부분 지역에서 가구 구조가 점차 소형화되고 있음을 반영한다. 표준편차는 0.568로, 지역별로 가구 규모에 일정한 차이가 존재함을 보여준다. 대부분 지역에서는 가구 규모가 3명 내외로 집중되어 있으나, 일부 지역에서는 여전히 대가족 형태

의 가구가 유지되고 있는 것으로 나타났다.

나) 교육

여성의 대졸 이상 학력 비율은 평균 16.101로 나타났으며, 이는 중국 여성의 고등교육 이수 수준이 전반적으로 낮은 편임을 시사한다. 표준편차는 9.455로, 지역 간 여성 고등교육 참여율에 상당한 격차가 존재함을 보여준다. 최댓값은 46.84, 최솟값은 2.00으로, 지역별 교육 수준의 불균형이 뚜렷하게 드러난다. 한편, 여성 평균 교육 연수는 8.558으로, 여성의 전반적인 교육 수준이 비교적 낮은 수준에 머물러 있음을 나타낸다. 표준편차는 2.117로, 지역 간 교육 연수에 일정한 차이가 존재함을 보여준다.

다) 경제

1인당 GDP의 평균은 9.859로, 중국의 전반적인 경제 수준이 비교적 높은 편임을 나타낸다. 표준편차는 1.318로, 지역 간 경제 수준에 일정한 차이가 존재함을 보여준다. 최댓값은 12.337, 최솟값은 7.850으로, 지역 간 경제적 격차가 분명하게 드러난다. 한편, 여성 노동참여율의 평균은 63.975로, 중국 여성의 노동시장 참여 수준이 상대적으로 높은 수준임을 시사한다. 표준편차는 3.187로, 대부분 지역에서 노동참여율이 일정 수준에 수렴하고 있으며, 변동성이 크지 않음을 보여준다. 최댓값은 70.000, 최솟값은 54.230로, 지역 간 노동 참여율에도 일정한 편차가 존재함을 확인할 수 있다.

라) 문화

출생 성비의 평균은 114.455로, 중국 대부분 지역에서 출생 성비가 남성에게 편중되어 있음을 나타내며, 이는 성별 선호와 관련된 사회문화적 특성을 반영한다. 표준편차는 4.109로, 지역 간 출생 성비에 일정한 차이가 존재함을 보여준다. 대부분 지역의 출생 성비는 평균에 근접하나, 일부 지역에서는 평균보다 높거나 낮게 나타나 지역별 성 인식 및 문화적 특성의 차이를 시사한다. 이혼율의 평균은 2.415로, 중국 각 성의 이혼율이 전반적

으로 낮은 수준에 머물러 있음을 의미한다. 표준편차는 0.787로, 대부분 지역에서 이혼율이 일정한 수준으로 수렴하고 있으며, 변동성이 크지 않음을 보여준다. 다만 일부 지역에서는 이혼율이 상대적으로 높거나 낮은 경향을 보여, 지역 간 가족 구조 및 사회문화적 요인의 차이가 반영되었을 가능성이 있다.

다. 종속변수의 특성 변화

가) 도시 엔겔 계수

도시 엔겔 계수의 평균은 36.923으로, 이는 중국 각 성의 도시 거주민이 식료품에 지출하는 비중이 가계 총지출에서 상대적으로 높은 수준임을 시사한다. 표준편차는 8.039로, 지역 간 도시 엔겔 계수에 일정한 편차가 존재함을 보여준다. 최댓값은 61.800, 최솟값은 19.308로 나타나, 지역별 생활 소비 구조의 차이가 뚜렷하게 드러난다.

나) 농촌 엔겔 계수

농촌 엔겔 계수의 평균은 42.752로, 이는 중국 각 성의 농촌 거주민이 식료품에 지출하는 비중이 가계 총지출에서 상대적으로 높은 수준임을 시사한다. 표준편차는 10.980으로, 지역 간 농촌 엔겔 계수에 일정한 편차가 존재함을 보여준다. 최댓값은 79.300, 최솟값은 23.800으로 나타나, 지역 간 생활 소비 구조의 격차가 더욱 뚜렷하게 드러난다.

다) 인구 밀도

인구 밀도의 평균은 419.514로, 중국 각 성의 인구 분포가 전반적으로 높은 밀도를 보이며, 다수 지역에서 인구가 비교적 집중되어 있음을 시사한다. 표준편차는 620.718로, 극단적인 편차가 존재함을 보여주며, 최댓값은 4,939.426, 최솟값은 2.502로 나타나 대도시와 외곽 지역 간 인구 밀도의

격차가 매우 뚜렷함을 알 수 있다.

4. 상관성 분석

본 연구에서는 여성의 정치적 대표성과 각 설명 변수 간의 선형적 관계를 검증하기 위해 피어슨 상관계수(Pearson Correlation Coefficient)를 활용하여 상관성 분석을 실시하였다. 분석 결과는 <표 2>에 제시하였다.

	Delegate	Adopt	Size	Edu	Age	lnPgdp	Labor	Divorce	Sex	Density	UEngel	REngel
Delegate	1.000											
Adopt	0.109***	1.000										
Size	-0.235***	-0.675***	1.000									
Edu	0.214***	0.600***	-0.912***	1.000								
Age	0.213***	0.681***	-0.944***	0.951***	1.000							
lnPgdp	0.253***	0.536***	-0.738***	0.690***	0.708***	1.000						
Labor	0.036	-0.100***	0.438***	-0.494***	-0.444***	-0.339***	1.000					
Divorce	0.105***	0.086***	-0.401***	0.473***	0.419***	0.268***	-0.381***	1.000				
Sex	-0.158***	-0.623***	0.557***	-0.445***	-0.524***	-0.425***	0.045	-0.055*	1.000			
Density	0.028	-0.04	-0.278***	0.383***	0.300***	0.219***	-0.441***	0.368***	-0.014	1.000		
UEngel	-0.022	-0.656***	0.785***	-0.731***	-0.775***	-0.595***	0.255***	-0.235***	0.516***	-0.154***	1.000	
REngel	-0.083***	-0.632***	0.826***	-0.740***	-0.788***	-0.674***	0.306***	-0.273***	0.538***	-0.179***	0.892***	1.000

Delegate: 여성 인민대표 Adopt: 부양비 부양비Size: 평균 가구원 수

Edu: 대졸 이상 여성 비율 lnPgdp: 1인당 GDP Age: 여성 평균 교육 연수

Labor: 여성 노동 참여율 Divorce: 이혼율 Sex: 출생 성비

Density: 인구 밀도 UEngel: 도시 앵겔 계수 REngel: 농촌 앵겔 계수

*p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

<표 9> 각 변수 및 지표의 상관성 분석 결과

가. 여성 정치 대표성과 각 변수 간의 상관성 분석

가) 가정

평균 가구원 수는 여성의 정치적 대표성과 유의미한 음의 상관관계를 나타냈다 ($r = -0.235, p < 0.01$). 이는 가구 규모가 클수록 여성이 가사노동 및 돌봄 책임을 더 많이 부담하게 될 가능성이 높으며, 결과적으로 여성의 정치적 대표성에 부정적인 영향을 미칠 수 있음을 시사한다. 반면, 부양비는 여성의 정치적 대표성과 유의미한 양의 상관관계를 보였다 ($r = 0.109, p < 0.01$). 이 같은 결과는 일부 상황에서는 돌봄 부담의 증가가 여성의 공적 참여를 억제하기보다는 오히려 여성의 주체성 강화와 공적 영역 진출로 이어질 수 있음을 시사한다. 다만, 이에 대한 구체적인 작용 메커니즘은 향후 추가적인 실증 연구를 통해 규명될 필요가 있다.

나) 교육

여성 평균 교육 연수와 대졸 이상 여성 비율은 모두 여성의 정치적 대표성과 유의미한 양의 상관관계를 보였다 (각각 $r = 0.213, p < 0.01$; $r = 0.214, p < 0.01$). 이러한 결과는 교육 수준의 향상이 여성의 정치적 대표성을 제고하는 데 긍정적인 영향을 미칠 수 있음을 시사한다.

다) 경제

1인당 GDP는 여성의 정치적 대표성과 유의미한 양의 상관관계를 보였다 ($r = 0.253, p < 0.01$). 이는 경제 발전 수준이 높은 지역일수록 여성의 정치적 대표성이 보다 뚜렷하게 나타날 가능성을 시사한다. 한편, 여성 노동참여율은 여성의 정치적 대표성과 양의 상관관계를 보였으나 ($r = 0.036$), 통계적으로 유의미한 수준에는 도달하지 못하였다. 이는 여성의 노동시장 참여 확대가 반드시 정치적 대표성의 제고로 이어지지 않을 수 있음을 시사한다.

라) 문화

출생 성비는 여성의 정치적 대표성과 유의미한 음(-)의 상관관계를 보였다($r = -0.158, p < 0.01$). 이는 성별 선호가 강한 지역일수록 여성의 정치적 대표성이 낮을 가능성이 높음을 시사한다. 반면, 이혼율은 여성의 정치적 대표성과 유의미한 양(+)의 상관관계를 나타냈다($r = 0.105, p < 0.01$). 이러한 결과는 여성의 사회적 독립성이 강화될수록 정치적 대표성 또한 확대될 수 있음을 보여준다.

마) 통제변수

농촌 앵겔 계수는 여성의 정치적 대표성과 유의미한 음(-)의 상관관계를 나타냈다($r = -0.083, p < 0.01$). 이는 농촌 지역에서 생활비 부담이 클수록 여성의 정치적 대표성 향상이 제약될 수 있음을 시사한다. 한편, 도시 앵겔 계수는 여성의 정치적 대표성과 음(-)의 상관관계를 보였으나($r = -0.022$), 통계적으로 유의한 수준에는 도달하지 않았다. 또한, 인구 밀도는 여성의 정치적 대표성과 양(+)의 상관관계를 보였으나($r = 0.028$), 이 역시 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 인구의 공간적 밀집도가 여성의 정치적 대표성에 미치는 직접적인 영향이 뚜렷하지 않음을 시사한다.

나. 다른 변수 간의 상호 관계 분석

1인당 GDP와 여성 노동참여율(Labor)은 유의미한 양(+)의 상관관계를 나타냈다($r = 0.419, p < 0.01$). 이는 경제 발전 수준이 높은 지역일수록 여성의 노동시장 참여율이 높을 가능성이 있음을 시사한다. 1인당 GDP와 이혼율 간에도 유의미한 양(+)의 상관관계가 확인되었다($r = 0.268, p < 0.01$). 이는 경제적 자립 수준의 향상이 여성의 결혼 생활에서 자율성과 선택권의 확대와 관련될 수 있음을 시사한다. 1인당 GDP와 출생 성비는 유의

미한 음(-)의 상관관계를 보였다($r = -0.445, p < 0.01$). 이는 지역의 경제 발전 수준이 높을수록 전통적인 성별 선호가 약화되는 경향이 있음을 시사한다.

여성 노동참여율과 이혼율 간에도 유의미한 양(+)의 상관관계가 확인되었다($r = 0.419, p < 0.01$). 이는 여성의 경제적 지위 향상이 결혼 생활에서의 자율성 확대와 밀접하게 연관될 수 있음을 뒷받침하는 결과로 해석된다. 도시 앵겔 계수와 농촌 앵겔 계수는 유의미한 양(+)의 상관관계를 보였다($r = 0.892, p < 0.01$). 이는 도시와 농촌 가구 간의 식료품 지출 구조가 매우 유사하며, 두 지역의 생활비 변화 양상이 높은 연관성을 지닌다는 점을 시사한다.

여성 평균 교육 연수(Age)와 대졸 이상 여성 비율은 각각 평균 가구원 수와 유의미한 음(-)의 상관관계를 나타냈다. 상관계수는 각각 $r = -0.944(p < 0.01)$, $r = -0.912(p < 0.01)$ 로 매우 높은 수준의 부적 상관을 보였다. 이는 여성의 교육 수준 향상이 가구 규모의 축소, 즉 가구 소형화 경향과 밀접하게 연관되어 있음을 시사한다.

5. 회귀분석 모형의 구축

본 연구에서는 각 독립변수가 여성의 정치적 대표성에 미치는 영향을 분석하기 위해 통제변수를 단계적으로 투입한 네 가지 회귀 모형을 구축하였다.

모형 1은 기초 모형으로, 어떠한 통제변수도 포함하지 않았다.

모형 2는 인구 밀도를 추가하여 지역 간 인구 집중도가 여성의 정치적 대표성에 미치는 영향을 통제하였다.

모형 3에서는 도시 앵겔 계수를 포함시켜 도시 생활비 수준의 잠재적 영

향을 반영하였다.

마지막으로 모형 4는 농촌 앵겔 계수를 추가함으로써 도시와 농촌 간 생활비 구조 차이가 여성 정치 대표성에 미치는 영향을 비교 분석하고자 하였다.

모든 회귀 모형은 개체 고정효과(μ_i)와 연도 고정효과(λ_t)를 포함하여 지역 간 고정된 특성과 연도별 변화 요인의 영향을 통제하였다. 또한 통제 변수를 단계적으로 투입함으로써, 각 설명변수의 독립적 효과를 보다 정밀하게 추정할 수 있도록 하였다.

모형(1)

$$\text{Delegate}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Adopt}_{it} + \beta_2 \text{Size}_{it} + \beta_3 \text{Edu}_{it} + \beta_4 \text{Age}_{it} + \beta_5 \ln(\text{Pgdp}_{it}) + \beta_6 \text{Labor}_{it} + \beta_7 \text{Divorce}_{it} + \beta_8 \text{Sex}_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

모형(2)

$$\text{Delegate}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Adopt}_{it} + \beta_2 \text{Size}_{it} + \beta_3 \text{Edu}_{it} + \beta_4 \text{Age}_{it} + \beta_5 \ln(\text{Pgdp}_{it}) + \beta_6 \text{Labor}_{it} + \beta_7 \text{Divorce}_{it} + \beta_8 \text{Sex}_{it} + \gamma_1 \text{Density}_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

모형(3)

$$\text{Delegate}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Adopt}_{it} + \beta_2 \text{Size}_{it} + \beta_3 \text{Edu}_{it} + \beta_4 \text{Age}_{it} + \beta_5 \ln(\text{Pgdp}_{it}) + \beta_6 \text{Labor}_{it} + \beta_7 \text{Divorce}_{it} + \beta_8 \text{Sex}_{it} + \gamma_1 \text{Density}_{it} + \gamma_2 \text{UEngel}_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

모형(4)

$$\text{Delegate}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Adopt}_{it} + \beta_2 \text{Size}_{it} + \beta_3 \text{Edu}_{it} + \beta_4 \text{Age}_{it} + \beta_5 \ln(\text{Pgdp}_{it}) + \beta_6 \text{Labor}_{it} + \beta_7 \text{Divorce}_{it} + \beta_8 \text{Sex}_{it} + \gamma_1 \text{Density}_{it} + \gamma_2 \text{UEngel}_{it} + \gamma_3 \text{REngel}_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

설명:

Delegateit : 종속 변수

$\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_8$: 독립변수에 대한 회귀계수

μ_i : 개체 고정효과 (individual fixed effects)

λ_t : 시간 고정효과 (time fixed effects)

$\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3$: 통제변수에 대한 회귀 계수

ϵ_{it} : 오차항



V. 고정효과모형 분석

1. 고정효과모형 결과

본 연구는 경제, 교육, 가정, 문화적 요인이 여성의 정치적 대표성에 미치는 영향을 실증적으로 분석하기 위해 총 네 개의 고정효과 회귀모형을 구축하였다. 각 모형에는 분석의 설명력을 제고하기 위해 인구 밀도, 도시 앵겔 계수, 농촌 앵겔 계수를 단계적으로 통제변수로 포함하였다. 구체적인 회귀분석 결과는 <표 10>에 제시하였다.

	모형1	모형2	모형3	모형4
	계수	계수	계수	계수
	(표준 편차)	(표준 편차)	(표준 편차)	(표준 편차)
부양비	-0.165*** (-0.057)	-0.161*** (-0.058)	-0.154*** (-0.056)	-0.155*** (-0.056)
평균 가구원 수	-2.601** (-1.246)	-2.531** (-1.247)	-2.478** (-1.217)	-2.499** (-1.217)
대졸 이상 여성 비율	0.117* (-0.06)	0.136** (-0.063)	0.132** (-0.061)	0.119* (-0.062)
여성 평균 교육 연수	-0.167 (-0.294)	-0.138 (-0.295)	-0.164 (-0.288)	-0.186 (-0.288)
1인당 GDP	1.067*** (-0.176)	1.025*** (-0.18)	0.908*** (-0.176)	0.915*** (-0.176)
여성 노동 참여율	0.445*** (-0.061)	0.447*** (-0.061)	0.424*** (-0.059)	0.425*** (-0.059)
이혼율	0.193 (-0.211)	0.188 (-0.211)	0.146 (-0.206)	0.155 (-0.206)
출생 성비	-0.12	-0.128	-0.122	-0.134

	모형1	모형2	모형3	모형4
	계수	계수	계수	계수
	(표준 편차)	(표준 편차)	(표준 편차)	(표준 편차)
	(-0.129)	(-0.13)	(-0.126)	(-0.127)
인구 밀도		-0.001	-0.001	-0.001
		(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)
도시 앵겔 계수			0.432***	0.405***
			(-0.062)	(-0.066)
농촌 앵겔 계수				0.056
				(-0.045)
상수	17.392	18.057	-2.732	-2.985
	(-16.687)	(-16.696)	(-16.562)	(-16.559)
N	992	992	992	992
R ²	0.217	0.218	0.256	0.257

괄호 안의 값은 표준오차이다. *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

R²: 결정계수 (모형 설명력)

N: 관측값 총수

<표 10> 회귀분석 결과

가. 모형 1의 분석결과

가) 가정

부양비는 여성의 정치적 대표성과 유의미한 음의 관계를 나타냈다(회귀 계수 = -0.165, $p < 0.01$). 이는 부양비의 증가는 가정 내 미성년자 및 노인 인구의 비중 확대를 의미하며, 여성에게 집중되는 돌봄 및 가사 노동의 부담이 함께 증가함을 시사한다. 이러한 부담은 여성의 공적 영역 참여, 특히 정치 활동에 투입할 수 있는 시간과 자원을 제약하게 되어, 결과적으로 여성의 정치적 대표성 제고를 저해하는 요인으로 작용할 수 있다.

가구당 평균 가구원 수는 여성의 정치적 대표성과 유의미한 음의 관계를 나타냈다(회귀계수 = -2.601, $p < 0.05$). 이는 평균 가구원 수가 클수록 여성에게 돌봄 및 가사 노동의 부담이 더욱 집중될 가능성이 높아지며, 이러한 부담은 여성의 공적 참여를 제약하는 요인으로 작용할 수 있음을 시사한다. 이러한 효과는 앞서 분석한 부양비 변수와 유사하게, 여성의 정치적 대표성 제고를 저해하는 구조적 요인으로 해석될 수 있다.

나) 경제

1인당 GDP는 여성의 정치적 대표성과 유의미한 양의 관계를 보였다(회귀계수 = 1.067, $p < 0.01$). 이는 경제 발전 수준이 높은 지역일수록 여성의 고용 기회와 사회 참여 범위가 확대되는 경향이 있으며, 이러한 구조적 변화는 정치 체계 내에서 여성의 대표성 제고로 이어질 수 있음을 시사한다.

여성 노동 참여율 역시 여성의 정치적 대표성과 유의미한 양의 관계를 보였다(회귀계수 = 0.445, $p < 0.01$). 이는 여성의 노동시장 참여 확대가 경제적 독립성과 사회적 지위 향상으로 이어질 수 있으며, 이러한 변화가 궁극적으로 여성의 정치적 대표성 제고에 긍정적인 영향을 미칠 가능성을 시사한다.

다) 교육

여성의 평균 교육 연수는 여성 정치 대표성과 음의 관계를 보였으나(회귀계수 = -0.167), 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타났다($p > 0.05$). 이는 여성의 교육 연수 증가가 정치적 대표성 향상과 직접적인 관련성을 갖지 않음을 시사하며, 본 연구에서는 통계적으로 유의한 효과를 확인할 수 없었다. 이러한 결과는 여성 교육의 질적 수준, 교육 내용의 정치·사회적 연계성, 혹은 교육 기회 분배의 지역적 불균형 등에 기인했을 가능성이 있다. 즉, 여성의 교육 연수가 증가하더라도 교육의 내용적 질이 낮거

나, 교육 기회가 지역·계층 간에 불균등하게 제공될 경우, 이는 여성의 정치 참여 역량과 공공의식 함양에 제약을 초래할 수 있으며, 결과적으로 정치적 대표성의 실질적 제고로 이어지지 않을 가능성이 있다.

교육 연수의 증가는 여성의 정치적 대표성 제고에 기여할 수 있는 중요한 요인 중 하나이나, 그것만으로는 충분하지 않다. 특히 교육의 질이 확보되지 않거나 교육 기회의 분배가 불균형적인 경우, 그 효과는 제한적으로 나타날 수 있다. 따라서 향후 연구에서는 교육의 질적 향상과 기회 평등을 기반으로 한 제도적 보완 방안을 통해 여성의 정치 참여 역량과 대표성 강화를 실질적으로 도울 수 있는 전략에 대한 심층적인 논의가 필요하다.

이와 대조적으로, 대졸 이상 여성 비율은 여성 정치 대표성과 유의미한 양의 상관관계를 보였다(회귀 계수 = 0.117, $p < 0.01$). 이는 고학력 여성이 일반적으로 높은 정치 의식과 공공 참여 역량을 갖추고 있어 정치 활동에 보다 적극적으로 참여하며, 결과적으로 여성의 정치적 대표성 향상에 긍정적인 영향을 미칠 수 있음을 시사한다.

라) 문화

출생 성비는 여성 정치 대표성과 음의 상관관계를 보였으나(회귀 계수 = -0.120), 통계적으로 유의미한 수준에는 도달하지 못하였다($p > 0.05$). 이는 출생 성비의 불균형이 여성의 정치적 대표성 향상에 부정적인 영향을 미칠 가능성을 시사하지만, 해당 변수의 효과는 경제적 요인이나 가정 환경 등 보다 직접적인 영향 요인에 의해 상쇄되거나 조절될 수 있음을 보여준다. 다시 말해, 성별 구조에 대한 사회적 선호는 여성의 정치 참여에 간접적으로 영향을 미치며, 그 영향력은 다른 구조적 변수들에 따라 달라질 수 있다.

이혼율은 여성 정치 대표성과 양의 상관관계를 보였으나(회귀 계수 = 0.193), 통계적으로 유의미한 수준에는 도달하지 못하였다($p > 0.05$). 이는

여성의 독립성 강화가 정치적 대표성 제고에 일정 부분 기여할 수 있음을 시사하지만, 그 영향력은 제한적이어서 본 연구의 모형에서는 통계적으로 유의미한 결과를 도출하지 못한 것으로 해석된다.

모형 1의 회귀분석 결과, 1인당 GDP, 여성 노동 참여율, 대졸 이상 여성 비율은 여성의 정치적 대표성과 유의미한 양(+)의 상관관계를 보인 것으로 나타났다. 반면, 부양비와 평균 가구원 수는 유의미한 음(-)의 상관관계를 보였다. 한편, 이혼율, 출생 성비, 여성 평균 교육 연수는 본 모형에서 통계적으로 유의미한 상관관계를 나타내지 않았다.

나. 모형 2의 분석결과

모형 2에서는 인구 밀도를 통제 변수로 추가한 결과, 대졸 이상 여성 비율이 여성 정치적 대표성에 미치는 긍정적 영향이 더욱 강화된 것으로 나타났다. 구체적으로, 해당 변수의 회귀 계수는 모형 1의 0.117에서 모형 2의 0.136으로 증가하였고, 유의 수준 또한 $p < 0.1$ 에서 $p < 0.05$ 로 향상되었다. 이는 인구 밀도를 통제함으로써 해당 변수가 여성 정치적 대표성에 미칠 수 있는 잠재적 교란 효과를 제거하고, 대졸 이상 여성 비율이 정치적 대표성 제고에 미치는 순수한 효과를 보다 명확히 확인할 수 있었음을 시사한다.

다른 변수들의 회귀 계수와 유의 수준은 모형 간 큰 차이를 보이지 않았다. 예를 들어, 부양비의 회귀 계수는 모형 1에서 -0.165, 모형 2에서 -0.161로 소폭 변화하였으며, 두 모형 모두 $p < 0.01$ 수준에서 통계적으로 유의미하게 나타났다. 이는 가정 내 돌봄 부담이 여성의 정치적 대표성에 지속적으로 부정적인 영향을 미치고 있음을 시사한다. 1인당 GDP의 회귀 계수는 모형 1에서 1.067, 모형 2에서 1.025로 소폭 감소하였으나, 두 모형 모두 $p < 0.01$ 수준에서 통계적으로 유의미하게 나타났다. 이는 경제 발전

수준이 여성의 정치적 대표성 제고에 지속적으로 긍정적인 영향을 미친다는 것을 시사한다.

여성 평균 교육 연수의 회귀 계수는 모형 1에서 -0.167 , 모형 2에서 -0.138 로 다소 감소하였으나, 두 모형 모두 $p > 0.1$ 수준으로 통계적 유의성에는 도달하지 못하였다. 이는 여성의 교육 연수 증가가 정치적 대표성 향상에 미치는 영향이 본 연구에서 통계적으로 유의미하게 검증되지 않았음을 시사한다. 이혼율의 회귀 계수는 모형 1에서 0.193 , 모형 2에서 0.188 로 소폭 감소하였으나, 두 모형 모두 $p > 0.1$ 로 통계적 유의성에는 도달하지 못하였다. 이는 이혼율이 여성의 정치적 대표성에 미치는 영향이 본 연구 모형에서 통계적으로 유의미하게 입증되지 않았음을 시사한다.

종합적으로 분석하면, 대졸 이상 여성 비율의 유의 수준 변화 외에는 다른 변수들의 회귀 분석 결과가 모형 1과 대체로 유사한 양상을 보였다. 인구 밀도는 여성의 정치적 대표성에 미치는 직접적인 영향력은 제한적이나, 통제 변수로 포함됨으로써 인구 규모와 관련된 잠재적 교란 요인을 통제하는데 일정한 기여를 한 것으로 해석된다. 향후 유사한 연구에서는 불필요한 복잡성을 최소화하고, 설명력이 높은 핵심 요인에 보다 집중하기 위해 인구 밀도를 부차적인 통제 변수로 간주하여 모형을 단순화하는 방안을 고려할 수 있을 것이다.

다. 모형 3의 분석결과

모형 3은 모형 2에 도시 엔젤 계수를 추가 통제 변수로 포함한 것이다. 회귀 분석 결과, 도시 엔젤 계수는 여성 정치 대표성과 유의미한 양의 관계를 보였으며(회귀계수 = 0.405 , $p < 0.01$), 이는 도시 지역에서 생활비 비중이 높을수록 여성의 정치적 대표성이 오히려 확대되는 경향이 있음을 시사한다.

도시 앵겔 계수의 상승은 가계 총소비에서 식료품 지출 비중이 확대되었음을 의미하며, 이는 생활비 증가와 가계의 경제적 부담 심화를 반영하는 지표로 해석될 수 있다. 한편, 중국의 도시 가구는 점차 소형화되는 구조적 변화를 겪고 있다. 이러한 맥락에서 가족 내 자원 배분과 돌봄 책임을 주로 담당하는 여성은 교육, 보육, 사회보장 등 공공 정책 영역에 대한 관심이 상대적으로 높아질 가능성이 크다. 이에 따라 여성은 보다 나은 자원 배분을 확보하고 자신의 이해관계를 반영하기 위해 지역 사회 조직 등 지역 기반의 공공 활동에 적극적으로 참여하게 된다. 이러한 참여 경로는 궁극적으로 여성의 정치적 대표성 제고에 기여할 수 있다.

다만, 이러한 설명은 가설적 해석에 불과하며, 해당 변수들 간의 인과관계를 보다 명확히 파악하기 위해서는 추가적인 실증 분석이 요구된다. 향후 연구에서는 보다 정교한 자료와 복합적인 분석 설계를 활용하여 도시 앵겔 계수와 여성 정치 대표성 간의 관계를 심층적으로 규명할 필요가 있다. 예를 들어, 설문조사나 사례 연구를 통해 여성의 생활비 부담, 정책 관심도, 공공 참여 행태 간의 연계성을 구체적으로 분석할 수 있을 것이다.

모형 2와 비교할 때, 다른 변수들의 회귀 계수와 유의 수준에는 큰 변화가 나타나지 않았다. 예를 들어, 부양비(회귀 계수 = -0.154 , $p < 0.01$)와 평균 가구원 수(회귀 계수 = -2.478 , $p < 0.05$)는 여전히 여성 정치 대표성과 유의미한 음의 상관관계를 보였다. 1인당 GDP(회귀 계수 = 0.908 , $p < 0.01$), 여성 노동 참여율(회귀 계수 = 0.424 , $p < 0.01$), 대졸 이상 여성 비율(회귀 계수 = 0.132 , $p < 0.05$)은 모두 여성의 정치적 대표성과 여전히 유의미한 양(+)의 상관관계를 나타냈다.

여성 평균 교육 연수(회귀 계수 = -0.164)와 출생 성비(회귀 계수 = -0.122)는 여성 정치 대표성과 음의 상관관계를 보였으나, 두 변수 모두 통계적으로 유의미한 수준에는 도달하지 못하였다($p > 0.1$). 이혼율(회귀 계

수 = 0.146) 역시 여성 정치 대표성과 양의 상관관계를 나타냈지만, 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 분석되었다($p > 0.1$).

전반적으로 도시 엔겔 계수를 통제 변수로 추가한 후, 다른 독립 변수들의 회귀 계수와 유의 수준은 뚜렷한 변화를 보이지 않았다. 이는 모형 3이 모형의 안정성을 더욱 강화했음을 시사한다. 구체적으로, 통제 변수의 도입은 독립 변수와 종속 변수 간의 안정적인 관계를 변화시키지 않았으며, 모형 결과는 일관성과 견고함을 유지하였다. 이는 독립 변수들이 여성 정치 대표성에 미치는 영향력이 견고함을 입증한다. 따라서 모형 3은 모형 2에 비해 안정성을 유지했을 뿐만 아니라, 분석 결과의 신뢰성을 더욱 공고히 하였다고 평가할 수 있다.

라. 모형4의 분석결과

모형 4에서는 농촌 엔겔 계수를 통제 변수로 추가한 결과, 대졸 이상 여성 비율이 여성 정치 대표성에 미치는 회귀 계수와 유의 수준이 모두 하락했으나, 여전히 양의 상관관계를 유지하였다. 구체적으로, 대졸 이상 여성 비율의 회귀 계수는 모형 3의 0.132에서 모형 4의 0.119로 감소하였으며, 유의 수준도 $p < 0.05$ 에서 $p < 0.1$ 로 하락하여, 농촌 엔겔 계수의 도입이 대졸 이상 여성 비율의 설명력에 일정 부분 영향을 미쳤음을 시사한다. 하지만 모형 4에서 모든 통제 변수를 포함했음에도 불구하고, 결과는 여전히 모형 1과 거의 일치하여, 해당 독립 변수와 종속 변수 간의 기본적인 관계는 실질적으로 변화하지 않았음을 시사한다.

가) 가정

평균 가구원 수의 회귀 계수는 모형 1과 모형 4에서 각각 -2.601과 -2.499였으며, 부양비의 회귀 계수는 각각 -0.165와 -0.155로 나타났다. 두

변수 모두 통계적으로 유의미하였으며, 평균 가구원 수는 $p < 0.05$ 수준에서, 부양비는 $p < 0.01$ 수준에서 유의미한 결과를 보였다. 이는 앞서 언급한 두 변수가 다양한 모형에서 일관되게 부정적인 영향을 미친다는 것을 시사한다. 통제 변수를 도입한 후 두 변수의 계수는 약간 변화했으나, 방향성과 유의 수준은 일관되게 유지되어 여성 정치 대표성에 미치는 부정적인 영향이 상대적으로 안정적임을 알 수 있다. 따라서 가설 4.1과 가설 4.2는 모두 성립하며, 가설 4는 검증되었다.

나) 경제

1인당 GDP의 회귀 계수는 모형 1과 모형 4에서 각각 1.067과 0.915로 나타났다. 여성 노동 참여율의 회귀 계수는 각각 0.445와 0.425로 나타났다. 두 변수 모두 다양한 모형에서 통계적으로 유의미한 수준을 유지하였다($p < 0.01$). 이는 두 변수가 통제 변수 도입 전후에 걸쳐 일관되게 긍정적인 영향을 미쳤음을 시사한다. 통제 변수를 도입한 후 계수는 다소 감소했지만, 유의 수준은 그대로 유지되어 여성 정치 대표성에 미치는 영향이 상대적으로 안정적임을 알 수 있다. 따라서 가설 1.1과 가설 1.2는 모두 성립하며, 가설 1은 검증되었다.

다) 교육

대졸 이상 여성 비율의 회귀 계수는 모형 1과 모형 4에서 각각 0.117과 0.119로 나타났으며, 두 모형 모두 통계적으로 유의미한 수준을 보였다($p < 0.1$). 통제 변수를 도입한 후 계수는 소폭 상승했지만, 부호와 유의 수준은 일관성을 유지하여, 통제 변수가 해당 변수의 긍정적인 영향에 실질적인 영향을 미치지 않았음을 시사한다. 따라서 가설 2.1은 성립한다.

반면, 여성 교육 연수의 회귀 계수는 모형 1과 모형 4에서 각각 -0.167과 -0.186으로 나타나 부호는 일치했지만(모두 음수), 통계적으로 유의미한 수준에는 도달하지 못하였다($p > 0.1$). 이는 해당 변수가 여성 정치 대표성에

미치는 영향이 통계적으로 유의미하지 않음을 시사한다. 따라서 가설 2.2는 기각된다. 종합적으로 볼 때, 교육 수준이 여성 정치 대표성에 미치는 긍정적인 영향은 일부 지표에서만 검증되었으므로, 가설 2는 부분적으로만 지지된다.

라) 문화

출생 성비의 회귀 계수는 모형 1과 모형 4에서 각각 -0.120과 -0.134로 나타났으며, 두 모형 모두 통계적으로 유의미한 수준에 도달하지 못하였다 ($p > 0.1$). 회귀 계수의 부호는 음수로 나타나 성별 불평등이 심할수록 여성 정치 대표성이 낮아질 수 있음을 시사하지만, 유의미한 수준에 도달하지 못하여 통계적 영향력을 확인하기 어렵다. 따라서 가설 3.1은 기각된다.

이혼율의 회귀 계수는 모형 1과 모형 4에서 각각 0.193과 0.155로 나타났으며, 두 모형 모두 통계적으로 유의미한 수준에 도달하지 못하였다 ($p > 0.1$). 이는 이혼율이 여성의 독립 의식 향상을 어느 정도 반영할 수 있지만, 여성 정치 대표성에 미치는 직접적인 영향은 통계적으로 유의미하지 않음을 시사한다. 따라서 가설 3.2는 기각되며, 가설 3은 검증되지 않았다.

결론적으로, 본 연구에서는 다양한 독립 변수가 여성 정치 대표성에 미치는 영향에서 뚜렷한 차이를 발견하였다.

첫째, 평균 가구원 수와 부양비는 모든 모형에서 일관되게 유의미한 음의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 이는 가정 구조와 돌봄 부담이 여전히 여성 정치 대표성을 제약하는 핵심적인 구조적 요인임을 시사한다.

둘째, 경제적 측면에서 1인당 GDP와 여성 노동 참여율은 모든 모형에서 일관되게 유의미한 양(+의) 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 이는 경제 발전 수준과 여성의 노동 시장 참여가 여성 정치 대표성 향상에 기여함을 시사한다.

셋째, 교육 수준과 관련하여 대졸 이상 여성 비율은 여성 정치 대표성에

안정적이고 유의미한 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타나, 일정 부분 기여한다고 판단된다. 반면, 여성 교육 연수는 부정적인 관계를 보였으나 통계적으로 유의미하지 않아 교육 요인이 여성 정치 대표성에 미치는 영향이 다양한 측면에서 상이할 수 있음을 시사한다. 전반적으로 교육이 여성 정치 대표성에 미치는 긍정적인 효과는 제한적이라고 평가할 수 있다.

마지막으로, 문화적 요인인 출생 성비는 여성 정치 대표성에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났고, 이혼율은 긍정적인 영향을 미치는 경향을 보였으나, 두 변수 모두 통계적으로 유의미한 수준에는 도달하지 못하였다. 이는 문화적 요인이 본 연구에서 구축한 모형에서는 직접적이고 유의미한 영향을 미치지 못함을 시사하며, 네 가지 요인 그룹 중 가장 영향력이 약한 그룹으로 평가된다.

또한, 네 개의 회귀 모형에서 결정 계수(R^2)는 각각 0.217(모형 1), 0.218(모형 2), 0.256(모형 3), 0.257(모형 4)로 나타났다. 전반적으로 모형의 설명력은 통제 변수를 점진적으로 추가함에 따라 꾸준히 향상되었으며, 이는 통제 변수가 모형 적합도를 개선하는 데 일정 부분 기여했음을 시사한다.

2. 이질성 분석

중국 내 지역 간 경제 발전 수준과 교육 자원의 분포에는 뚜렷한 차이가 있기 때문에, 여성 정치 대표성에 영향을 미치는 요인은 지역마다 다르게 작용할 수 있다. 그러나 본 연구에서 사용된 회귀 모형은 전체 표본(992개 관측값)에 대한 평균 효과만을 반영하므로, 지역 내 잠재적인 구조적 이질성을 충분히 반영하지 못할 수 있다. 이 연구는 지역 간 이질성을 보다 정밀하게 분석하기 위해, 중국 국가통계국의 지역 구분 기준에 따라 중국 내

31개 성급 행정 단위를 동부, 중부, 서부의 세 권역으로 구분한 후, 각 권역별로 개별 회귀 분석을 수행하였다. 이를 통해 전체 표본의 평균 효과에 가려졌던 지역별 특성과 이질적인 영향 요인을 보다 명확하게 파악하고자 하였다. 분석 결과는 <표 5>에 제시되어 있다.

	지역		
	동부	중부	서부
	계수 (표준 편차)	계수 (표준 편차)	계수 (표준 편차)
부양비	-0.075 (-0.1)	0.022 (-0.051)	-0.265*** (-0.088)
	-5.514** (-2.573)	-2.972*** (-0.825)	0.895 (-2.478)
대졸 이상 여성 비율	0.06 (-0.094)	0.073 (-0.063)	-0.07 (-0.123)
	0.011 (-0.487)	-0.292 (-0.246)	-0.406 (-0.48)
1인당 GDP	0.024 (-0.223)	0.154 (-0.145)	10.755*** (-0.65)
	0.466*** (-0.092)	0.100* (-0.052)	0.275*** (-0.106)
이혼율	0.317 (-0.281)	-0.024 (-0.202)	-0.188 (-0.376)
	0.049 (-0.186)	-0.127 (-0.118)	-0.375 (-0.238)
인구 밀도	-0.003** (-0.001)	0.008 (-0.013)	-0.046 (-0.036)

	지역		
	동부	중부	서부
	계수	계수	계수
	(표준 편차)	(표준 편차)	(표준 편차)
도시 앵겔 계수	0.14 (-0.104)	-0.292*** (-0.084)	0.213** (-0.107)
농촌 앵겔 계수	0.109 (-0.082)	0.164*** (-0.052)	0.012 (-0.074)
상수	0.822 (-25.643)	45.900*** (-15.334)	-30.484 (-31.024)
N	352	288	352
R ²	0.319	0.504	0.642

*p<0.1, **p<0.05,***p<0.01

<표 11> 이질성 분석 결과

첫째, 가정 요인에 해당하는 부양비(Adopt)는 서부 지역에서 여성 정치 대표성에 유의미한 부(-)의 영향을 미친 것으로 분석되었으며(회귀 계수 = -0.265, $p < 0.01$), 동부와 중부 지역에서는 통계적으로 유의미하지 않았다. 이는 자원 환경이 열악한 서부 지역에서 돌봄 부담이 여성의 정치 참여를 제한하는 주요 구조적 요인으로 작용하고 있음을 시사한다.

평균 가구원 수(Size)는 동부 지역(회귀 계수 = -5.514, $p < 0.05$)과 중부 지역(회귀 계수 = -2.972, $p < 0.01$) 모두에서 여성 정치 대표성과 유의미한 음의 상관관계를 나타냈다. 이는 가족 구조가 여성 정치 대표성에 미치는 구조적 제약이 지역별로 여전히 유효하게 작용하고 있음을 시사한다.

둘째, 경제 요인에 해당하는 1인당 GDP는 서부 지역에서만 여성 정치 대표성에 유의미한 양의 영향을 미친 것으로 나타났으며(회귀 계수 = 10.755, $p < 0.01$), 동부와 중부 지역에서는 통계적으로 유의미하지 않았다.

이는 경제 발전 수준이 서부 지역에서 여성 정치 대표성을 제고하는 데 더 결정적인 역할을 하고 있음을 시사하며, 이러한 지역적 특성은 전체 표본을 대상으로 한 모형에서는 드러나지 않았던 결과이다.

한편, 여성 노동 참여율은 세 지역 모두에서 여성 정치 대표성에 양의 영향을 미치는 것으로 나타났으나, 그 유의 수준에는 차이가 있었다. 구체적으로, 중부 지역에서는 $p < 0.1$, 서부 지역에서는 $p < 0.01$ 의 유의 수준을 보였으며, 이는 여성의 경제활동 참여가 정치 대표성에 미치는 효과가 지역별로 상이하게 작용하고 있음을 시사한다.

셋째, 교육 요인에 해당하는 대졸 이상 여성 비율은 동부(0.060), 중부(0.073), 서부(-0.070) 지역에서 회귀 계수의 부호가 상이하게 나타났으며, 세 지역 모두에서 통계적으로 유의미하지 않았다($p > 0.1$). 이는 해당 변수가 기초 모형(모형 1과 모형 4)에서는 비교적 안정적이고 유의미한 양의 영향을 보였던 결과($p < 0.1$)와 뚜렷한 대비를 이룬다. 이러한 변화는 지역별 표본에서 해당 변수의 설명력이 약화되었음을 시사하며, 그 원인으로는 지역 간 고등교육 보급률의 격차가 크지 않거나, 표본 규모 축소로 인한 추정치의 정확도 저하가 유의 수준 판단에 영향을 미쳤을 가능성이 있다.

반면, 여성 평균 교육 연수(Age)는 세 지역 모두에서 통계적으로 유의미하지 않았으며, 회귀 계수의 부호는 지역별로 상이한 방향성을 보였다. 구체적으로, 동부 지역은 0.011, 중부 지역은 -0.292, 서부 지역은 -0.406으로 나타났다. 이 결과는 기초 모형에서 해당 변수가 유의미하지 않았던 경향과 일치하며, 전국적으로 여성 평균 교육 연수가 여성 정치 대표성에 안정적인 영향을 미치지 못하고 있음을 시사한다.

넷째, 문화 요인에 해당하는 출생 성비(Sex)와 이혼율(Divorce)은 세 지역 모두에서 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타났다. 출생 성비는 서부 지역에서 비교적 뚜렷한 음의 방향성을 보였으나(회귀 계수 = -

0.375), 통계적으로는 유의미하지 않았다. 이혼율은 동부 지역에서 양의 방향성을 보였지만(회귀 계수 = 0.317), 역시 유의미성을 확보하지 못했다. 이러한 결과는 문화적 요인이 지역 수준에서 뚜렷하고 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못하며, 여성 정치 대표성에 대한 설명력이 상대적으로 낮음을 시사한다. 이러한 경향은 기초 모형에서 문화적 요인이 유의미하지 않았던 결과와 일치한다.

마지막으로, 통제 변수인 도시 앵겔 계수는 지역별로 상이한 영향을 보였다. 중부 지역에서는 여성 정치 대표성에 유의미한 음의 영향을 미친 반면($p < 0.01$), 서부 지역에서는 유의미한 양의 영향을 미친 것으로 나타났다($p < 0.05$). 이는 소비 구조가 지역적 맥락에 따라 여성 정치 대표성에 상반된 조절 효과를 나타낼 수 있음을 시사한다. 농촌 앵겔 계수는 중부 지역에서만 여성 정치 대표성에 유의미한 정(+)의 영향을 미친 것으로 나타났다($p < 0.01$), 이는 해당 지역 농촌 가구의 소비 여력이 여성의 정치 참여 확대에 기여할 수 있음을 시사한다. 인구 밀도는 동부 지역에서 유의미한 음의 관계를 보였으나($p < 0.05$), 다른 지역에서는 통계적으로 유의미하지 않았다. 이는 동부 지역의 인구 집중이 자원 경쟁을 심화시켜 여성 정치 대표성의 향상을 억제하는 요인으로 작용할 수 있음을 의미한다.

한편, 모형의 결정 계수(R^2)는 동부, 중부, 서부 지역에서 각각 0.319, 0.504, 0.642로 나타났다. 전반적으로 모형의 설명력은 서부 지역에서 가장 높았으며, 중부 지역이 그 다음으로 높았고, 동부 지역은 상대적으로 가장 낮은 수준을 보였다. 이러한 차이는 지역별로 변수 간 연관성이 상이하게 나타남을 시사한다. 특히 서부 지역에서는 설정된 독립 변수들이 여성 정치 대표성의 변화 추이를 비교적 효과적으로 설명하는 반면, 동부 지역은 모형에 포함되지 않은 외생 요인의 영향을 더 많이 받아 설명력이 상대적으로 낮게 나타났을 가능성이 있다.

3. 강건성 검정

가. 사건 배제법(Event Exclusion Approach)을 활용한 강건성 검정

본 연구는 회귀 분석 결과의 강건성과 신뢰성을 확보하기 위해 사건 배제법(Event Exclusion Approach)을 활용한 강건성 검정을 수행하였다. 특정 연도에는 중대한 외생 사건으로 인해 사회경제적 구조에 비정상적인 교란이 발생하고, 이로 인해 여성 정치 대표성에도 영향을 미쳤을 가능성이 있다. 이에 따라 1997년(아시아 외환위기), 2008년(글로벌 금융위기), 2020년·2021년·2022년(코로나19 팬데믹)에 해당하는 총 5개 연도를 분석에서 제외하였다.

상기 시기는 중국 경제에 다양한 수준의 충격을 가했을 뿐만 아니라, 노동시장 변동, 재정 정책 조정, 가족 구조 변화 등을 매개로 여성 정치 대표성에도 간접적인 영향을 미쳤을 가능성이 있다. 이러한 외생적 교란 요인을 배제하기 위해 본 연구는 해당 연도를 제외한 837개의 관측값을 활용하여 회귀 분석을 재실시하였다. 강건성 검정을 위한 회귀 분석 결과는 <표 12>에 제시되어 있다.

	모형1	모형2	모형3	모형4
	계수	계수	계수	계수
	(표준 편차)	(표준 편차)	(표준 편차)	(표준 편차)
부양비	-0.175*** (-0.063)	-0.175*** (-0.064)	-0.163*** (-0.062)	-0.164*** (-0.062)
평균 가구원 수	-2.017 (-1.416)	-2.02 (-1.421)	-1.948 (-1.386)	-1.994 (-1.387)
대출 이상 여성 비율	0.11 (-0.069)	0.109 (-0.072)	0.105 (-0.07)	0.093 (-0.071)
여성 평균 교육 연수	-0.364	-0.364	-0.393	-0.41

	(-0.326)	(-0.327)	(-0.319)	(-0.319)
1인당 GDP	1.169 ^{***}	1.170 ^{***}	1.070 ^{***}	1.075 ^{***}
	(-0.183)	(-0.19)	(-0.186)	(-0.186)
여성 노동 참여율	0.440 ^{***}	0.440 ^{***}	0.410 ^{***}	0.411 ^{***}
	(-0.067)	(-0.067)	(-0.066)	(-0.066)
이혼율	0.241	0.241	0.185	0.194
	(-0.235)	(-0.235)	(-0.23)	(-0.23)
출생 성비	-0.055	-0.055	-0.06	-0.069
	(-0.145)	(-0.145)	(-0.142)	(-0.142)
인구 밀도		0.001	0.002	0.001
		(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)
도시 엔겔 계수			0.441 ^{***}	0.420 ^{***}
			(-0.07)	(-0.073)
농촌 엔겔 계수				0.048
				(-0.05)
상수	8.324	8.32	-11.79	-12.117
	(-18.69)	(-18.703)	(-18.525)	(-18.529)
N	837	837	837	837
R ²	0.214	0.214	0.253	0.254

*p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

<표 12> 강건성 검정 회귀 분석 결과

사건 배제법(Event Exclusion Approach)을 활용한 강건성 분석 결과, 평균 가구원 수와 대졸 이상 여성 비율의 통계적 유의성이 다소 감소한 것으로 나타났다. 평균 가구원 수의 유의 수준은 $p < 0.05$ 에서 $p > 0.1$ 로, 대졸 이상 여성 비율의 유의 수준은 $p < 0.1$ 에서 $p > 0.1$ 로 각각 감소하였다. 이는 해당 변수들의 효과가 금융 위기와 팬데믹과 같은 특정 사건에서 더 두드러지게 나타났을 가능성을 시사하며, 특히 팬데믹 기간 동안 여성의 가사 부담 증가와 교육 기회 제약이 변수에 영향을 미쳤을 수 있음을 보여준

다.

따라서 이러한 특정 연도의 데이터를 제외한 후에는 평균 가구원 수와 대졸 이상 여성 비율이 여성 정치 대표성에 미치는 영향이 통계적으로 유의미하지 않게 나타났다. 반면, 부양비(Adopt), 1인당 GDP(lnPgdp), 여성 노동 참여율(Labor), 도시 앵겔 계수(UEngel)는 강건성 분석에서도 여전히 유의미한 정(+) 또는 부(-)의 영향을 유지하는 것으로 나타났다. 이는 해당 변수들이 여성 정치 대표성에 미치는 효과가 다양한 시기와 표본에서도 안정적으로 작용하고 있음을 시사한다. 이혼율(Divorce), 출생 성비(Sex), 인구 밀도(Density), 농촌 앵겔 계수(REngel)는 회귀 계수의 방향성과 통계적 유의 수준 모두에서 실질적인 변화가 나타나지 않아, 전체 모형 결과의 신뢰성을 더욱 뒷받침한다.

또한, 강건성 분석에 활용된 네 개의 회귀 모형에서 결정 계수(R^2)는 각각 0.214(모형 1), 0.214(모형 2), 0.253(모형 3), 0.254(모형 4)로 나타났다. 이는 992개의 관측값을 활용한 기본 모형의 결정 계수 범위(0.217-0.257)와 유사한 수준을 유지하고 있으며, 금융 위기 및 팬데믹과 같은 특수 연도 표본을 제외하더라도 모형 구조와 독립 변수의 설명력이 안정적으로 유지된다는 점을 보여준다.

종합적으로 볼 때, 강건성 분석 결과는 특정 연도 표본을 제외한 이후에도 핵심 결론이 여전히 유효함을 보여준다. 표본의 변화로 인해 모형의 설명력이 구조적으로 왜곡되지 않았으며, 이를 통해 본 연구의 실증 모형이 타당하고 결론의 신뢰성 또한 확보되었음을 검증할 수 있다.

나. 강건성 검정2

	모형1	모형2	모형3	모형4
	계수 (표준 편차)	계수 (표준 편차)	계수 (표준 편차)	계수 (표준 편차)
부양비	-0.403** (0.186)	-0.375** (0.187)	-0.349* (0.185)	-0.335* (0.186)
평균 가구원 수	-4.176* (2.228)	-4.139* (2.225)	-4.184* (2.201)	-4.042* (2.203)
대출 이상 여성 비율	0.357* (0.207)	0.405* (0.210)	0.376* (0.209)	0.343 (0.210)
여성 평균 교육 연수	-1.118 (1.370)	-0.994 (1.372)	-0.808 (1.360)	-0.953 (1.365)
1인당 GDP	1.427** (0.707)	1.350* (0.709)	1.252* (0.703)	1.345* (0.707)
여성 노동 참여율	0.876*** (0.208)	0.893*** (0.209)	0.868*** (0.207)	0.890*** (0.207)
이혼율	0.609 (0.944)	0.403 (0.957)	0.394 (0.947)	0.381 (0.947)
출생 성비	-0.406 (0.515)	-0.431 (0.515)	-0.442 (0.509)	-0.482 (0.510)
인구 밀도		-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.003 (0.002)
도시 엔겔 계수			0.184** (0.085)	0.157* (0.088)
농촌 엔겔 계수				0.133 (0.118)
상수	40.272 (61.789)	41.641 (61.713)	34.354 (61.149)	30.546 (61.195)
N	217	217	217	217
R ²	0.280	0.286	0.305	0.311

<표 13> 강건성 검정 회귀 분석 결과

본 연구에서는 217개의 관측값 데이터를 사용하여 기초 모델(992개의 관측값)의 강건성을 검토하였다. 회귀 분석 결과를 비교한 후, 다음과 같은 결론을 도출하였다.

가정적 요인에서, 부양비와 평균 가구원 수 두 지표는 두 데이터 세트에서 모두 부정적인 유의미한 관계를 보였다. 이 결과는 기초 모델(992개의 관측값)의 강건성을 검증하며, 가설 4는 여전히 유효하다.

교육적 요인에서, 대졸 이상 여성 비은 두 데이터 세트에서 모두 긍정적인 유의미한 관계를 보였다. 그러나 여성 평균 교육 연수는 두 데이터 세트에서 여전히 유의미하지 않았다, 기초 모델(992개의 관측값)의 분석 결과와 일치한다. 이는 교육 요인이 정치 대표성에 미치는 영향이 여전히 제한적임을 시사한다. 따라서 가설 2는 여전히 부분적으로 성립한다.

경제적 요인에서, 1인당 GDP와 여성 노동 참여율은 두 데이터 세트에서 모두 긍정적인 유의미한 관계를 보였다. 기초 모델의 강건성이 검증되었으며, 경제적 요인이 여전히 정치 대표성에 긍정적인 영향을 미친다는 것을 시사한다. 따라서 가설 1은 여전히 성립한다.

문화적 요인에서, 이혼율과 출생 성비(Sex)는 두 데이터 세트에서 회귀 계수의 방향이 변하지 않았고, 두 변수 모두 유의미하지 않았다. 이는 문화적 요인이 정치 대표성에 미치는 영향이 여전히 제한적이며, 네 가지 변수 중 가장 약한 영향력을 갖는다는 것을 시사한다. 따라서 가설 3은 여전히 성립하지 않는다.

종합적으로, 각 지표는 두 데이터 세트에서 계수의 방향과 유의미성에 변동이 없었으며, 기초 모델의 강건성이 검증되었고, 가설 결과는 여전히 변함없이 유지되었다.

VI. 결론

본 연구는 1993년부터 2024년까지의 기간 동안 중국 여성의 정치적 대표성에 영향을 미치는 여러 요인들을 분석하였다. 연구는 특히 가정, 경제, 교육, 문화 요인들이 여성 정치 대표성에 미치는 영향을 중심으로 진행되었다. 다음과 같은 결론을 도출하였다.

첫째, 가정적 요인에서는 부양비와 평균 가구원 수가 여성의 정치적 대표성과 부정적인 관계를 보였다. 이는 여성의 정치적 참여가 가정 내 돌봄과 가사 노동의 부담에 의해 제약을 받을 수 있음을 시사한다.

둘째, 경제적 요인에서는 1인당 GDP와 여성 노동 참여율이 두 데이터 세트에서 모두 긍정적인 유의미한 관계를 보였으며, 이는 경제적 발전과 여성 노동 시장 참여가 여성의 정치적 대표성 향상에 기여하고 있음을 시사한다.

셋째, 교육적 요인에서는 대졸 이상 여성 비율이 두 데이터 세트에서 모두 긍정적인 유의미한 관계를 나타냈으나, 여성 평균 교육 연수는 여전히 유의미하지 않았다. 이는 교육 요인이 부분적으로만 여성 정치 대표성에 영향을 미친다고 할 수 있다.

마지막으로, 문화적 요인에서는 이혼율과 출생 성비가 두 데이터 세트에서 모두 유의미하지 않았다. 이는 문화적 요인이 여성 정치 대표성에 미치는 영향력이 미미하다는 것을 시사한다.

본 연구의 분석 결과를 바탕으로, 여성 정치 대표성을 향상시키기 위한 정책적 제언을 다음과 같이 제시한다.

1. 가정적 요인 관련 정책 제언

가정 내 여성의 돌봄과 가사 노동 부담을 줄이기 위한 정책이 필요하다.

예를 들어, 육아 지원 정책 강화와 가사 노동 분담을 촉진하는 제도적 장치를 마련해야 한다. 이를 통해 여성의 사회적 참여를 증진시키고, 정치적 대표성의 향상을 도울 수 있다.

2. 경제적 요인 관련 정책 제언

여성의 노동 시장 참여를 촉진하기 위한 정책을 강화해야 한다. 여성의 평등한 경제적 기회를 보장하고, 특히 여성의 경제적 독립성을 강화하는 다양한 정책(예: 여성 취업 지원, 여성 창업 촉진 등)을 통해 여성의 정치적 참여를 장려할 수 있다. 또한, 경제적 발전이 여성 정치 대표성에 긍정적인 영향을 미친다는 결과를 바탕으로, 여성의 경제적 기회를 확대하는 지속적인 경제 발전 정책이 필요하다.

3. 교육적 요인 관련 정책 제언

여성 교육 수준 향상을 위한 정책을 강화해야 한다. 특히 대졸 이상 여성 비율을 증가시키기 위한 교육 기회 확대와 여성 인재 육성 프로그램을 마련하여, 여성의 정치 참여를 촉진하는 것이 중요하다. 또한, 여성 평균 교육 연수가 여성 정치 대표성에 미치는 영향은 제한적이므로, 교육의 질을 향상시키고 실질적인 교육 기회를 확대하는 정책이 필요하다.

4. 문화적 요인 관련 정책 제언

문화적 요인의 영향은 미미하지만, 성별 불평등과 관련된 문화적 인식 변화를 촉진하는 정책이 필요하다. 성평등 교육과 성차별 금지 정책을 통해 여성의 정치적 참여를 저해하는 사회적, 문화적 장벽을 낮출 수 있을

것이다. 이혼율과 출생 성비와 같은 변수들이 여성 정치 대표성에 미치는 영향은 적으므로, 문화적 요인과 관련된 정책은 여전히 장기적인 관점에서 접근할 필요가 있다.

본 연구는 여러 측면에서 제한적인 조건 하에 진행되었으며, 이에 따라 몇 가지 한계가 존재한다.

첫째, 연구 시간과 공간의 제약으로 인해, 변수와 지표 선택의 범위가 제한적이었다. 이는 연구 결과에 일정한 영향을 미쳤을 수 있다. 향후 연구에서는 최근의 데이터를 활용하여 변수 및 지표의 선택 범위를 넓히고, 더 세분화된 분석을 통해 보다 구체적인 결과를 도출할 수 있을 것이다.

둘째, 본 연구는 1993년부터 2024년까지 32년간의 전체 연구 트렌드를 분석한 결과에 기반하고 있다. 이로 인해 각 지도자의 집권 기간 동안 정치 대표성에 미친 영향 요소의 분석이 상대적으로 부족하였다. 따라서 향후 연구에서는 각 지도자의 집권 기간 내 정치 대표성의 변화를 개별적으로 분석할 필요가 있다.

참고 문헌

- 김은희. 여성정치대표성과 할당제 : 제도화 20년의 한국적 경험과 또 다른 길 찾기. 이화젠더법학, 2019,11(3), 107-139.
- 신은영, 민귀식. "중국식 여성할당제의 적용 : 농촌여성의 정치참여를 중심으로." 중소연구, 2015, 91-120.
- 신은영.(2016),"중국 전국인대 여성할당제의 분석과 평가." 『중국지식네트워크』 8.8. pp.140-141.
- 윤혜영, 정태일. "정치대표성에 대한 비판적 검토." 한국과 세계, 1권, 2호, 2019, 5-26.
- 이경아.(2019), "중국과 대만의 여성지위 비교연구: 정치참여를 중심으로." 『국제지역연구』 23.1. pp.48-51.
- 이선민. "여성의 정치세력화를 위한 ‘정치’ 대표성 확대." KWDI Brief, 권, 38호, 2016, pp.1-8.
- 이선이. (2007), "한국의 중국여성사 연구 현황과 과제." 『여성과 역사』 6. pp.23-25.
- 이정남. (2005). 중국의 기층선거와 여성의 정치참여. 중소연구, 29(2), pp.65-72.
- 이정진. "여성의 정치 대표성 확대와 여성할당제." 세계지역연구논총, 37권, 2호, 2019, pp.269-292.
- 이현우. 여성의 정치대표성과 정당요인. 국제정치논총, 2002,42(3), 337-359.
- 전학선. "여성의 정치참여 확대를 위한 법·제도적 개선방안." 공법연구, 2023, pp.143-169.
- 최지영, 중국 여성의 ‘정치 적 대표성(representative in political area)’ 과 여성정치엘리트 현황 분석. 『문화와 정치』 6.4. 2019, p.240.
- 蔡昉. 2001年: 中国人口问题报告[R].北京: 社会科学文献出版社, 2001.117.
- 第三期中国妇女社会地位抽样调查主要数据报告 [J]. 妇女研究论丛, 2020(5), 《妇女研究论丛》, 2011年第6期

- 恩格斯. 家庭、私有制和国家的起源[A]. 马克思恩格斯选集: 第4卷[M]. 北京: 人民出版社, 1972, p.52.
- 范若兰. 父权制类型与女性政治参与模式分析: 一个理论思考[J]. 思想战线, 2015, 41(05):68-74.
- 冯昀. 女性参政的现实缺憾与对策[J]. 领导科学, 2009, (07):p.46
- 金窗爱, 《中国当代女性就业问题研究》(2012), 东北师范大学, 第 48-49 页 ;
- 金一鸣. 教育社会学[M]. 南京: 江苏教育出版社, 2000, p.301.
- 康均心. 女性权益保护及救济理论与实务[M]. 武汉: 武汉大学出版社, 2004: 108.
- 李春玲. 男孩危机, 剩女现象与女大学生就业难—教育领域性别比逆转带来的社会性挑战 [J]. 妇女研究论丛, 2016(2): 33-39.
- 李代, 王真. 科学专业中的女生: 高等教育机会与专业选择的性别差异 [J]. 社会发展研究, 2019(3): 135-154.
- 李慧英. 社会性别与公共政策 [M]. 北京: 当代中国出版社, 2002, p.236.
- 梁旭光, 我国民主政治进程中妇女参政的问题及原因[J]. 中华女子学院山东分院学报, 2004,(01):p.2.
- 刘江, 万江红. 中国的女性教育优势被低估了吗?—基于教育部全国数据的分析 [J]. 中国青年研究, 2020(9): 113-119.
- 刘笑言. 女性群体内部政治参与的非制度性障碍分析[J]. 河南社会科学, 2010, 18(02): p.116.
- 罗萍, 王春阁. 中国妇女参政权利刍议 [J]. 民主与科学, 1995, (2)18
- 牛天秀. 中国女性参政改革的可能模式分析[J]. 江海学刊, 2013, (02):p.130.
- 尚泽伟. 关于我国农村父权制的思考[D]. 中共中央党校, 2017. pp.6-12.
- 唐晓杰. 女童教育: 国内外的进展与经验[J]. 教育理论与实践, 1995, (5).
- 田雨杰. 父权制下农村独女户状况研究[D]. 华中科技大学, 2005. pp.25-35.
- 徐春华. 女性参政面临的问题及对策探讨[J]. 中共南宁市委党校学报, 2004,(05):p.46.
- 雪莉·桑德伯格, 《向前一步》, 北京: 中信出版社(2013), 第17页
- 闫广芬, 尚宇菲. 改革开放以来女博士生教育的发展: 成就、动因与展望 [J]. 学位与研究生教育, 2021(1):84-93.

- 虞晖. 社会在生产语境中的女性受压迫问题 [J]. 妇女史研究论丛, 2007(6)
- 张海霞. 女性主义国际关系视域中的东亚女性参政, 陕西师范大学, 2014, p.31.
- 郑磊, 李静. 中国教育性别平等政策回顾与评价 [J]. 国际教育行政学院学报, 2012(10): 41-46.
- 郑蕊. 当代中国女性政治参与意识研究, 黑龙江省社会科学院, 2014, p.59.
- 朱秀云. 妇女参政分析[J]. 南京人口管理干部学院学报, 1996, (2). 43
- 庄平, 毕伟玉. 教育与城镇女性就业相关性分析[J].人口与经济, 2003(1).
- Anne Phillips. Democracy, Recognition and Power[A]. Fredrik Engelstad, Power and Democracy: critical li interventions [C].Ashgate, 2004.
- Arlie Hochschild with Anne Machung: The Second Shift: Working Families and the Revolution at Home, NY: Penguin Group Inc.(2012), p26-27
- Colin Farrelly,"Patriarchy and Historical Materialism", Hypatia, Vol.26, No.1, 2011, pp.2-4.
- Dahl, Robert A. Polyarchy: Participation and Opposition. New Haven: Yale University Press, 1971, p.1.
- Dalton, Russell J. Democratic Challenges, Democratic Choices: The Erosion of Political Support in Advanced Industrial Democracies. Oxford: Oxford University Press, 2004, p.205.
- Edward O. Wilson, On Human Nature,Harvard University Press(1978), p.149-168
- Eisenstein Zillah r, ed.Capitalist patriarchy and the case for socialist feminism[M]. New York: Monthly Review,1979, 17.23.1. pp.48-51.
- Finer, Samuel E. The History of Government from the Earliest Times, Vol. 3: Empires, Monarchies and the Modern State. Oxford: Oxford University Press, 1999.
- French Marilyn.Beyond power: On women ,men ,and morals[M].New York :Summit, 1995,293.
- Heidi I. Hartmann, "Capitalism, Patriarchy, and Job Segregation by Sex" , London:

- Macmillan Education, 1982, pp.213-220.
- Heywood, Andrew. *Political Theory: An Introduction*. New York: Palgrave Macmillan, 2004, p.197.
- Huddy, Leonie, and Terkildsen, Nayda. "Gender Stereotypes and the Perception of Male and Female Candidates." *American Journal of Political Science* 37, no.1 (1993):119-147.
- Jane Pilcher, Imelda Whelehan. *Fifty Key Concepts in Gender Studies*[M]. London: Thousand Oaks, Calif:SAGE Publications, 2004: pp.92-93.
- Judge, David. *Representation: Theory and Practice in Britain*. London: Routledge, 1999, pp.69-70.
- Juliet Mitchell, "Women: The Longest Revolution," reprinted in Karen V. Han sen and Ilene J. Philipson, eds., *Women, Class and the Feminist Imaginat ion*. Philadelphia: Temple University Press
- Kant. *Anthropology from a Pragmatic Point of View* [M].Carbondale:Southern Illinois University Press, 1978:217.
- Kate Millett, *Sexual Politics*. New York: Avon Books, 1970, p.45.
- Linda K. Richter. *Exploring Theories of Female Leadership in South and Southeast Asia*[J].*Pacific Affairs* 1990-1991, 63(4):524.
- Lombardo, Emanuela and Meier, Petra. *The Symbolic Representation of Gender*. Surrey: Ashgate, 2014, p.4.
- Lowi, Theodore J. and Ginsberg, Benjamin. *American Government: Freedom and Power*. New York: W. W. Norton, 1995, p.187.
- Norris, Pippa and Lovenduski, Joni. *Political Recruitment: Gender, Race and Class in the British Parliament*. Cambridge: Cambridge University Press, 1995, pp.93-95.
- Norris, Pippa. *Women, Media and Politics*. Oxford: Oxford University Press, 1985, p.83.
- Phillips, Anne. *The Politics of Presence*. Oxford: Clarendon Press, 1995, p.66.
- Pitkin, Hanna F. *The Concept of Representation*. Berkeley: University of California

Press, 1967, pp.241-244.

Powell, G. Bingham. Elections as Instruments of Democracy: Majoritarian and Proportional Visions. New Haven: Yale University Press, 2004.

Susan Buckingham-Hatfield. Gender and Environment [M]. London, New York: Routledge, 2000:34.

Wallimann-Helmer, Ivo. “Legitimacy, Justice and Public Deliberation.” Critical Review of International Social and Political Philosophy, Vol.18, No.1, 2015, pp.22-40.

<https://www.stats.gov.cn/>, 검색일: 2025년 7월 6일.

https://data.ipu.org/women-ranking/?date_month=4&date_year=2024, (검색일: 2025. 03. 31)



A Study on the Factors Influencing Women's Political Representation in China:
Focusing on the Period from 1993 to 2024

MIAO TAIN

Department of Political and Diplomacy, The Graduate School
Pukyong National University
Directed by Professor Cha, Jaekwon, PhD

Abstract

This study conducts an empirical investigation into the key determinants of women's political representation in China, drawing on annual panel data from 31 provincial-level administrative units spanning the years 1993 to 2024. In contrast to prior research that has predominantly centered on theoretical discourse or narrowly defined single-factor analyses, this study adopts a multidimensional approach by systematically examining the structural influences of cultural, economic, educational, and familial factors on women's political representation.

The study employs a fixed-effects panel regression model, setting the proportion of female delegates in the National People's Congress as the dependent variable. Eight explanatory variables are included: sex ratio at birth, divorce rate, female labor force participation rate, per capita GDP, women's educational attainment, average years of schooling, average household size, and dependency ratio. Additionally, three control variables—urban and rural Engel coefficients and population density—are incorporated to account for external influences. To enhance the robustness and credibility of the analysis, the study utilizes not only the baseline model but also a

five-year interval model, regional heterogeneity analysis, and an alternative model excluding periods of economic crisis and pandemic.

The analysis reveals that among the economic factors, both the female labor force participation rate and per capita GDP exhibit a statistically significant positive relationship with women's political representation. In contrast, cultural variables such as the sex ratio at birth and divorce rate are not statistically significant. Educational indicators show no consistent directional effect, while familial factors—including the dependency ratio and average household size—demonstrate a negative influence on representation. The heterogeneity analysis further confirms that the effects of economic factors are particularly pronounced in western regions, and that urban-rural consumption structures have differentiated impacts on women's political representation.

This study contributes to the empirical understanding of the multidimensional structural factors shaping women's political representation. By identifying these influences, the research provides a theoretical and data-driven foundation for improving gender-sensitive political institutions and designing regionally tailored policy interventions in the future.

Keywords: women's political representation, panel data analysis, fixed-effects model, patriarchy, educational attainment, family structure