

호주제 폐지가 이혼율에 미치는 장단기 효과 분석

임병인*·이지민**

초 록

본 연구는 1990~2023년 시계열자료를 ARDL모형의 장단기균형 관계식에 적용하여 호주제 폐지가 장기적으로 조이혼율에 미치는 효과를 추정해 보았다. 추정 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 호주제 폐지가 장기적으로 조정 조이혼율을 1.20% 증가시키는 것으로 추정되었는데, 이 결과는 10만명당 200건의 이혼건수라면, 202.4건으로 2.4건 증가했다고 해석할 수 있다. 둘째, 호주제 폐지 관련 언론보도건수는 조정 조이혼율을 0.4% 증가시켜 호주제 폐지와 이에 대한 언론보도가 여성의 권익제고에 대한 인식을 바꾸어 조정 조이혼율을 증가시켰다고 볼 수 있다. 셋째, 1인당 실질GDP는 장기에 통계적으로 유의하게 음(-)의 영향을 주어 호황기에 조정 조이혼율이 낮아짐을 확인할 수 있었다. 넷째, 여성경제활동참가율, 여성대학진학률은 통계적으로 유의하지 않지만, 장기에 조정 조이혼율에 양(+)의 영향을 미쳐 여성의 사회·경제적 지위상승이 이혼을 받아들이는 태도에 변화를 주었음을 짐작하게 한다. 이상의 분석결과에서 여성의 사회적 지위와 권익 제고를 통해 남녀에게 동등한 지위와 권익을 보장하는 정책이나 제도를 지속적으로 도입, 시행한다면 이것들이 사회구성원들에게 공유가치로 내재화되어 장기적으로 이혼과 같은 사회적 갈등비용이 줄어들 수 있다는 정책적인 시사점을 도출할 수 있다.

주제어 : 호주제 폐지, 조이혼율, 여성의 권익 향상, ARDL모형

* 제1저자 : 충북대학교 경제학과 교수(billforest@chungbuk.ac.kr)

** 교신저자 : 한국고용정보원 책임연구원(whogok@naver.com)

I. 서론

2005년 2월 3일은 우리나라 여성운동사에 한 획을 그은 날이다. 여성단체를 비롯한 각종 단체에서 오랫동안 폐지를 외쳐온 호주제를 헌법재판소가 ‘혼인과 가족생활은 개인의 존엄과 양성의 평등을 기초로 성립·유지되어야 한다’고 규정한 헌법에 위반된다고 결정(2005. 2. 3. 2001헌가 9·10·11·12·13·14·15, 2004헌가 5(병합) 전원재판부)했기 때문이다. 이후 국회는 2005년 3월 2일 호주제 폐지를 내용으로 하는 민법개정안을 통과시켰고(2005년 3월 31일 공포), 3년의 준비기간을 거친 후 2008년 1월 1일부터 호주제가 공식적으로 폐지되었다. 이로써 1952년 이태영 변호사가 폐지를 주창한 후 다른 여성운동가들도 계속 폐지를 주장하던 호주제가 역사의 뒤안길로 사라졌다.¹⁾

사실 호주제를 정의한 법률 조항은 없지만 민법 제779조는 가족의 범위를 “호주의 배우자, 혈족과 그 배우자, 기타 본법의 규정에 의하여 그 가(家)에 입적한 자는 가족이 된다”고 명시하였으며, 제781조 1항에서는 “자(子)는 부(父)의 성(姓)과 본(本)을 따르고 부가(父家)에 입적한다”고 규정하였다. 혼인에 관한 규정 민법 제 826조 3항은 “처(妻)는 부(夫)의 가(家)에 입적한다”고 규정함으로써 남성 중심의 호주승계 제도를 취하였다. 이와 같은 민법의 관련 조항들을 종합하면, 호주제는 가족 관계를 호주(戶主)와 그의 가족으로 구성된 가(家)를 기준으로 구성하고, 그 가(家)를 원칙적으로 직계 비속 남자에게 승계시키는 제도이며, 남계(男系) 혈통을 중심으로 가족집단을 구성하고 전승하는 데 필요한 제도적 장치라고 정의할 수 있다(헌법재판소, 2005).

한편, 호주제 폐지를 주장했던 이유는 남성에게 우월적 지위를 부여하고 여성을 호주에게 종속된 관계로 설정함으로써 가족관계 내의 불평등을 조장하고, 자녀의 부가(父家) 승계 및 아들 우선승계는 남아선호사상과 남성우월의식을 조장하여 여아 낙태 및 출생성비의 불균형을 초래하며, 자녀의 부가(父家) 승계는 부모의 권리 불평등, 이혼가정 자녀의 복리 침해 등 때문이었다. 그러나 호주제 존치자들은 동 제도가 전통적인 미풍양속이며, 이를 통해 이혼가정이 늘면서 해체위기를 맞고 있는 가족공동체를 유지시킬 수 있고, 호주제를 폐지하는 데 많은 비용이 든다는 것을 반대 이유로 들었다(김경희, 2004). 이

1) 참고로 1975년, 1986년, 1988년에 호주제 폐지를 내용으로 하는 민법 개정안이 국회에 제출되었으나 폐기되었고, 2001년에는 법원을 통해 헌법재판소에 호주제 관련 위헌법률심판이 여러 건 제청되었다. 2002년 12월 대통령 선거에서 호주제 폐지를 공약으로 내건 노무현 후보가 당선되면서 호주제 폐지에 힘이 실렸고, 2003년과 2004년에 호주제 폐지법안을 국회에 제출하였다.

상과 같은 찬반 의견의 격렬한 대립을 거쳐 결국 호주제는 폐지되었고, 이후 관련 법령들이 제·개정되면서 2008년 1월부터 새로운 신분등록제도가 시행되었다.

본 연구는 이상에서 살펴보았듯이 치열한 사회적인 논란 속에 이루어진 호주제 폐지라는 제도 변화가 남녀의 인식구조에 영향을 미쳐 가정 내 갈등의 결과인 이혼에 어떤 영향을 주었는지에 관심이 있다. 일반적으로 어떤 제도가 변화하면 특정 행동을 더 많이 하거나 아니면 줄이게 할 것인데, 그와 같은 대응 행동은 사람들의 인식구조와 가치관을 변화시켜 집단 내의 상호작용을 비롯한 행동 양태를 변화시킬 것이다. 다만, 특정 제도의 폐지로 인한 구성원들의 대응 행동이 사회 전체의 특정한 결과로 이어지기까지는 짧지 않은 기간이 소요될 것이 분명하므로 특정 제도 변화가 특정 지표로 측정될 수 있는 결과로 이어지는지를 실증하기 위해서는 해당 제도 변화를 구성원들이 어떤 방법으로 인지하는지, 특정 지표를 무엇으로 할 것인지, 특정 지표에 영향을 주는 다른 요인들에 어떤 것들이 있는지를 파악하는 것이 중요할 것이다. 본 연구에서는 호주제 폐지로 이혼율에 어떤 영향을 주었는지는 조이혼율 지표, 호주제에 대한 인지수단은 관련 언론보도 횟수, 다른 요인들로는 여성의 권익향상에 긍정적인 효과를 주었다고 볼 수 있는 여성경제활동참여율, 여성대학진학률, 1인당 실질 GDP 등을 반영하였고, 이외에도 이전 연도의 이혼율 또는 이혼건수와 같은 시차변수도 추가하였다(정정길·정준금, 2003).²⁾

본 연구에서는 이상과 같은 연구 배경과 실증방법에 가장 적합한 모형이 변수들 간의 동적 인과관계 분석이 가능하고, 단기 영향뿐만 아니라 장기 균형관계를 동시에 추정할 수 있는 자기회귀시차(autoregressive distributed lag, 이하 ARDL)모형이라고 판단하였다. 따라서 본 연구는 호주제 폐지 이후 여성의 가정 내 지위 향상이 가정 내 남녀 갈등의 간접적인 결과물로 여겨지는 조이혼율에 어떤 관계가 있는지를 ARDL모형에 1990년부터 2023년까지의 시계열자료를 적용하여 실증하는 것에 목적이 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 서론에 이어 2장에서 호주제 폐지와 남녀 갈등 지표로 사용하는 이혼율 관련 선행연구들을 논의한다. 3장에서는 호주제 폐지 전후의 제도변화를 논의한 뒤, 인식변화를 기존 연구 및 조사로써 비교한다. 4장에서는 추정모형인 ARDL 모형을 기본모형으로 제시한 뒤, 추정에 사용한 변수와 그 변수들의 추세를 상술하고 추정결과를 분석한다. 5장에서는

2) 정정길·정준금(2003)은 제도 또는 정책변화는 상당한 시간이 경과해야 그 효과가 사람들에게 내재화되거나 행동으로 나타나므로 시차적 접근을 이용한 접근이 필요하다고 주장하였다.

분석결과를 요약 정리한 뒤, 그에 근거하여 시사점을 제시한다.

II. 기존 연구

호주제 폐지가 조이혼율에 어떠한 영향을 줄 것인지를 정량적으로 분석한 선행연구는 현재까지 찾을 수 없어, 먼저 호주제 폐지를 정성적으로 논의한 이민규·김수정(2006)과 김혜란 외(2002), 그리고 본 연구와 같은 분석대상인 이혼의 결정요인을 추정한 이무영·이소희(2003), 정기원(2004), 이명신(2006), 정창무(2008), 홍백의 외(2009), 우해봉(2011), Lee(2013), 성낙일·조동혁(2015) 등의 주요 내용을 살펴본다.

이민규·김수정(2006)은 1990년 2월부터 2005년 7월까지 호주제와 관련된 3개 신문의 기사 수, 기사유형별, 등장인물별, 보도기사 형식별 프레임 등을 분석하였다. 전반적으로 호주제 관련 기사는 ‘사회변화 혹은 시대정신 반영’ 프레임이 우세하나, 속성적 차원에서는 ‘남성 중심 사회의 반영’ 프레임이, 대선 및 총선에 가까운 시기에 가서는 ‘정치적 성향파악의 잣대’ 및 ‘가족법 개정 및 절차’ 프레임이 우세한 것으로 나타났다.

김혜란 외(2002)는 호주제의 변화가 가져올 영향을 법, 인구구조, 경제생활, 가족복지, 가족문화, 가치관의 6개의 주요 부문을 중심으로 제시하였다. 법부문에서는 민법상 호주제 규정의 삭제, 호적제도 개편, 민법상 ‘가(家)’ 규정의 개정, 성씨(姓氏)제도 수정 및 개정요구 가시화, 본적(本籍), 본(本)개념에 대한 재검토가 요구될 것으로 보았다. 인구구조 부문에서는 남아선호 현상의 완화, 성감별에 의한 여아낙태 감소, 결혼시장 교란 해소, 호주의 노령화 해소를 제기하였다. 경제생활부문에서는 노동시장에서 가부장적 가족관에 기초한 관행이 완화될 것, 여성의 노동시장 참여가 촉진될 것, 재산형성에서 여성의 기여분에 대한 재평가 및 제도적 조정이 요구될 것으로 보았다. 가족복지부문에서는 호주제와 관련하여 취약했던 여성의 복지수급권 개선, 이·재혼 가족의 사회적응이 높아질 것으로 예측하였다. 가족문화부문에서는 가족관계를 권위적 위계가 아니라 민주적 협의의 관계로 인식하는 문화 확산, 가족부양과 관련된 장남의 과도한 부담이 줄어들고 협의적 공동부양문화 촉진, 여성의 가족 내 지위 향상을 제기하였다. 가치관 부문에서는 혈연 중심의 가족관에서 가족구성원 간의 친밀성을 중시하는 새로운 가족관의 확산, 가족의 다양성에 대한 법률적·정책적 인정을 들었다.

이제 경제적·개인적·사회적 변수들의 이혼 결정 여부를 분석한 연구들을 논의해본다. 이무영·이소희(2003)는 서울특별시에 거주하고 막내 자녀가 만 18세 미만인 이혼자 200명 대상 설문조사자료를 활용해 이혼율 결정요인을 분석하였다. 분석 결과, 개인 특성 요인 중 성별과 종교, 가족 특성 중에서는 자녀수, 부부사이의 긴장도, 사회적 자원 특성 중에서는 인적지원 관련 자원, 경제지원 관련 자원, 주변 반응이 이혼에 영향을 주는 것으로 나타났다.

정기원(2004)은 1970~2002년 시계열자료에 Land and Felson(1976)의 거시 동태 사회지표 모형을 적용하여 경제상황(여성의 경제활동 참여율, 실업률, 1인당 GDP)과 남녀 성비, 이혼 관련법의 개정 등을 추정모형에 반영하여 분석하였다. 분석 결과, 실업률과 소득수준이 이혼율 증가에 영향을 주는 것으로 나타났다. 1인당 GDP가 많을수록 이혼율이 증가하는 것으로 나타났는데, 이를 기존의 ‘이혼율은 호황기에 증가하고 불황기에 감소한다’는 연구 결과와 부합한다고 해석하였다. 또한, 실업률이 증가할수록 이혼율도 높아졌는데, 이를 이혼 결정요인이 남성 중심으로 이루어진다는 가설을 뒷받침하고 있다고 해석하였다. 추가로 1977년의 가족법 개정이 이혼율의 변화율에 영향을 주었음을 보여주었다.

이명신(2006)은 지방 중소도시에 거주하는 일반여성 235명에 대한 설문조사 자료로써 잠재적 이혼의도에 영향을 미치는 요인들을 분석했다. 분석 결과, 연령이 낮을수록, 결혼기간이 길어질수록 이혼의도 확률이 높았으며, 저학력에서는 이혼의도를 보일 확률이 낮았다. 경제적으로는 중간계층에서, 회피적 대응 및 공격적 대응방식의 사용에서 이혼 의도를 보일 확률이 높아졌고, 부부관계를 적극적으로 해결하려는 노력은 이혼 확률을 감소시켰고, 양성평등식이 높을수록 이혼 의도를 지닐 가능성이 증가하는 것으로 나타났다.

정창무(2008)는 1992~2006년 자료에 최소자승 더미 변수 회귀분석을 적용하여 추정한 결과, GRDP와 성비는 이혼율과 관련이 없고, 여성 노동력 참여율과 여성 실업률도 이혼율 증가에 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 반면에, 남성 실업률이 증가하면 이혼율이 상승하는 것으로 추정되어 이혼율이 경제 호황기에 상승하고 경제 불황기에 하락한다는 기존 연구의 분석 결과와 다르게 나타났다. 추가로 패널자료 회귀분석에 따르면, 주택 임대료가 상승하면 이혼율이 유지되었다. 이를 종합하여 이혼율에 강력한 영향을 미치는 요인은 가족의 경제적 안정성이라고 주장하였다.

홍백의 외(2009)는 한국노동패널 1~10차 자료를 통해 생존분석 및 비례적 위험회귀모형 분석을 사용해 결혼지속에 기여하는 요인을 분석하였다. 분석 결과, 아내의 학력이 중졸 이하로 낮은 경우, 가구소득이 높을수록 별거나 이

혼 확률이 낮아지지만, 부모를 봉양하거나 남편과 아내의 연령이 낮을수록 별거나 이혼할 확률이 증가하는 것으로 나타났다.

우해봉(2011)은 한국노동패널 자료를 사용하여 성·교육 수준별 이혼 패턴을 분석했다. 별거도 이혼으로 간주하여 이산형 생존모형 분석을 실행한 결과, 1930~1949년생 출생코호트의 경우 남성과 여성 모두 교육수준이 높을수록 이혼할 개연성이 높은 것으로 나타난 반면, 1950~1969년생 남성은 교육수준이 높을수록 이혼위험이 통계적으로 유의하게 낮았다. 여성의 경우, 사회경제적 지위와 이혼사이에 연관성이 상대적으로 뚜렷하지 않게 나타났다.

Lee(2013)는 2000년 1월부터 2008년 8월까지 54개 지방법원의 월별 이혼소송자료를 사용해 이혼숙려제가 이혼소송률과 이혼율에 미친 영향을 분석하였다. 분석 결과, 이혼숙려제가 이혼소송률에 통계적으로 유의하게 영향을 미치지 않았지만, 이혼율은 상당 부분 감소시켰음을 확인하였다.

성낙일·조동혁(2015)은 2000~2011년 전국 232개 시·군·구 패널자료를 사용하여 회귀분석을 수행하였다. 분석 결과, 여성 고용률 증가는 당해 연도와 다음 연도의 이혼율을 증가시켰지만, 남성 고용률 증가는 1기 시차를 갖고 다음 연도의 이혼율을 감소시키는 것으로 나타났다. 사회적 통합정도는 이혼을 억제하는 효과를, 여성의 사회적 지위와 협상력 강화는 이혼을 증가시키는 효과를 보여주고 있다. 추가로 여성의 사회적 지위와 협상력을 측정하는 변수로 고려한 성비와 여성 CEO비율은 항상 양(+)이면서 통계적으로 유의하였는데, 여성의 사회적 지위와 협상력은 이혼억제효과와 촉진효과를 모두 보일 수 있음에 근거하여 후자가 전자를 압도한 것으로 해석하였다.³⁾ 다른 변수들이 불변인 경우, 이혼율이 2003년까지 증가했다가 이후 감소해 2008년에 최저수준으로 하락하였고, 2009년 약간 상승했지만 2010년과 2011년 다시 하락해 거의 2008년 수준에 근접하고 있는 것으로 나타났는데, 이를 숙려기간을 대폭 늘린 이혼숙려제도의 전국적 도입 효과가 일부 작용한 것이라고 해석하였다.

다음은 몇몇 해외 연구에 대하여 논의한다. Jalovaara(2001)는 1990년 말에 첫 결혼을 유지하고 있던 핀란드 부부 중 1991~1993년 사이에 이혼한 부부(표본 수=21,309)를 대상으로 배우자들의 사회경제적 지위(예를 들어, 배우자들의 교육 수준, 직업, 경제활동, 소득, 주택 소유 여부, 주거 밀도 등)가 이혼 위험에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과, 아내의 소득을 제외한 모든 사회경제적 지위 변수가 이혼위험과 역상관 관계를 보였는데, 배우자들의 직

3) 저자들은 이 결과를 지역 결혼시장에서 여성의 상대적 지위나 협상력이 강화될 것이므로 여성이 재혼상대를 쉽게 찾을 수 있고, 이혼 후에도 경제적 능력이 여전하여 이혼 의향을 쉽게 갖거나 이혼 의향을 현실화할 가능성이 높아졌기 때문이라고 해석하였다.

업과 주거 밀도의 영향은 미약했고, 아내소득은 긍정적인 상관관계가 있는 것으로 나타났다.

Kalmijn(2007)는 1990년대 유럽국가들의 결혼패턴 차이를 다변량 일반 최소자승법(OLS) 회귀분석과 여러 국가의 연간 시계열 데이터를 통합한 패널 회귀 모델로 추정한 결과, 성 역할, 실업률, 교육 확대에 초점을 맞춘 지표 등이 국가 간 결혼패턴 차이를 잘 보여주는 것으로 나타났다.⁴⁾

이상에서 호주제 폐지와 이혼간에 어떤 영향이 있는지를 살펴보는 연구는 없지만, 각각 1977년 가족법 개정과 이혼숙려제가 이혼율에 어떤 영향을 주는지를 논의한 정기원(2004), Lee(2013)와 성낙일·조동혁(2015)은 본 연구와 유사하게 특정 제도가 이혼에 미치는 효과를 분석하였다. 이에 반해 본 연구는 통계청 공식 발표 조이혼율 자료에서 호주제 폐지로 인해 영향을 받는 혼인집단을 식별한 뒤, 해당 집단으로 계산한 ‘조정 조이혼율’과 제도변화의 인지수단 변수로 간주한 호주제 관련 언론보도 횟수까지 반영하여 추정했다는 점에서 기존 연구와 차이가 있다.

Ⅲ. 호주제 폐지 전후의 비교

1. 호주제 폐지 전후의 제도변화

호주제 폐지 이후 민법 제4편 제2장 ‘호주와 가족’이 삭제되고 민법 제4편 제8장(호주 승계의 장)의 완전 삭제, 자녀의 성과 본에 관한 규정 개선, 동성 동본 금혼규정이 삭제되고 새로운 금혼규정 마련, 친생부인의 소는 제소권자를 부와 처로 확대, 여성에 대한 6개월의 재혼금지 규정 삭제, 친양자제도(親養子制度) 도입, 피상속인 부양자에 대한 상속 기여분 제도 도입 등 많은 것들이 바뀌었다(서울시 여성가족재단 홈페이지 참조).

이상의 제도변화에 대하여 자세히 설명하면 다음과 같다(〈표 1〉 참조). 첫째, 신분등록부는 호주가 아닌 본인을 기준으로 인적사항을 기재하며 여성은

4) 이외의 외국 문헌으로 South(1985), Glick and Lin(1986), Trent and South(1989) 등이 있다. 미국의 시계열자료를 분석한 South(1985)와 Trent and South(1989)는 66개 국가의 이혼율을 비교 분석하여 여성의 경제활동 참가율이 높을 때 이혼율이 높게 나타났다음을 실증하였고, Glick and Lin(1986)은 호황기에는 이혼율이 증가하지만, 불황기에는 이혼율이 상대적으로 감소함을 보였다.

아버지·남편·아들로부터 귀속된 지위에서 벗어나 독립적 인격체로 존중받게 된다. 따라서 여성이 결혼해도 남편의 호적에 입적하는 대신 자신의 신분등록부에 배우자의 인적사항을 기재하면 되고 가족 범위를 확대해 생계를 같이하는 직계혈족의 배우자, 배우자의 직계혈족, 배우자의 형제자매 등이 가족에 포함된다. 또한, 가족의 신분변동사항이 신분등록부에 기록되지 않아 사회적 편견으로 인한 불이익을 받지 않을 수 있다. 둘째, 호주제의 폐해로 손꼽혔던 부성 강제주의가 사라지면서 자녀는 아버지의 성과 본을 원칙으로 따르되, 부모가 혼인신고할 때 어머니의 성과 본을 따르도록 협의한 경우에는 어머니의 성을 따를 수 있다. 그렇지 않은 경우, 자녀의 복리를 위해 성과 본을 변경할 필요가 있을 때, 아버지·어머니 또는 자녀 청구에 의해 가정법원의 허가를 받아 바꿀 수 있다.

〈표 1〉 호주제 폐지 전후 주요 변화 비교

항목	2007년 12월 31일 이전	2008년 1월 1일 이후
가족관계	호주제	호주제 폐지
신분등록제도	호적(여성은 아버지, 남편, 아들의 호적에 등재)	개개인이 가족관계등록부 주인
성과 본	반드시 아버지의 성, 본을 따라야 함	혼인신고 시 협의하면 어머니의 성, 본을 따를 수도 있음
성과 본 변경	성, 본 변경 불가능	재혼가정 등 법원이 자녀의 복리에 도움 된다고 판단하면 변경 가능
양자제도	친부모와 친족, 상속관계 유지	친양자제 도입/양부모와 친생자관계 형성
신분등록부 편제 기준	본적/호주 기재	등록기준지/호주 기재 안 함/기본증명서 등 5가지 목적별 증명서
신분등록부 기재 내용	이혼, 입양 등 가족구성원 모두의 신분 변동 사항	이혼, 입양 등은 혼인관계 및 입양관계 증명서에만 기록

자료: 서울시여성가족재단 홈페이지.

셋째, 입양제도에서도 친양자제도가 도입되어 신분등록부에 친생자로 공시된다. 혼인기간이 1년 이상 된 재혼부부가 배우자의 자녀를 친양자로 입양하게 되면 그 자녀는 새 아버지의 성을 따를 뿐만 아니라 발급되는 신분등록부에도 친자로 공시된다. 신분등록부 원부에는 입양사실이 기재되지만 원부를 발급하는 일은 극히 예외적인 경우로 엄격히 제한되므로 사생활도 보호된다. 친양자가 되면 친생부모와는 법적으로 부모, 자식 관계가 완전히 단절된다. 넷째, 사생활을 철저히 보호하기 위해 신분등록부에는 본인의 신분변동 사항

만 기재되고 부모 등 가족의 신분변동 사항은 기재되지 않는다. 따라서 부모의 이혼, 재혼 등 사실 여부가 기재되지 않아 사회적 편견으로 인한 불이익이 줄어들 것으로 전망되며 재혼가정에서 배우자의 자녀는 친자로 공시된다.

2. 호주제 폐지 전후의 인식 변화

호주제 폐지 이후 사회적으로 가장 큰 변화이자 성과는 가족 내 여성의 지위 향상이었음을 부인할 수 없다. 그러나 호주제 이전의 가족 내 여성의 지위를 논의한 기존 연구는 김성희(2009) 외에는 거의 없다. 김성희(2009)는 호주제 폐지 이전인 1970년대와 1990년대 가족 내 의사결정 유형을 비교한 연구인데, 1970년의 가정 내 부부권위와 의사결정의 유형은 부부공동형이 47%로 50% 이하이고, 자율형 25.3%, 남편우위형 24.6%, 부인우위형 3.1% 등으로 남편우위형이 부인우위형보다 8배나 높았지만, 20여 년이 지난 1990년대에는 부부공동형 비중이 가장 많아져 가족 내 여성의 지위가 점차 높아지고 있음을 보였다.

김성희(2009) 이후에 가족 내 여성의 지위향상을 논의하거나 조사한 연구는 찾을 수 없었지만, 한국리서치 주간리포트(제190-3호, 2022.7.27.)에서 유사한 조사결과를 확인할 수 있었다(<표 2> 참조).⁵⁾

〈표 2〉 항목별 가정 내 부부 의사결정 유형

(단위: %)

구분		공평한 분담이라고 생각한 비율	실제 비율	아내가 실제 더 큰 의사결정권이 있다는 비율
가사 분담		59	22	74
가사유형	생활비 지출관리	45	30	57
	자녀교육	68	38	55
	재산관리 및 투자	63	41	30
	이사 및 주택 구입	71	51	24

자료: 한국리서치 주간리포트 제190-3호(2022.7.27.)⁶⁾

5) 동 조사에서는 부부가 공평한 분담을 해야 한다고 생각한다고 응답한 비율과 실제 비율을 비교하여 두 결과가 차이가 나고 있음을 보였다.

6) 가사분담과 관련하여 또 다른 통계인 생활시간조사에서 조사한 기혼자의 성별 일평균 가사노동시간을 눈여겨볼 필요가 있다.

동 조사에 따르면, 가족 내 금전문제와 직결되는 생활비 지출관리와 자녀교육 항목에 대해서는 공평한 분담비율이라고 생각한 비율이 각각 45%, 68%인데 실제 비율은 각각 30%, 38%이었고, 아내가 실제로 더 큰 의사결정권을 가진다고 응답한 비율은 각각 57%, 55%인 것으로 나타났다. 재산관리 및 투자, 이사 및 주택구입 등 2개 항목은 공평한 분담비율이라고 생각한 비율이 각각 63%, 71%인데 실제 비율은 각각 41%, 51%이었고, 아내가 실제로 더 큰 의사결정권을 가진다고 응답한 비율은 각각 30%, 24%에 불과하였다.

결과적으로 가사, 생활비 지출관리 및 자녀교육은 여성의 의사결정권이 더 높았고, 재산관리 및 투자, 이사 및 주택구입 등에서는 남성의 의사결정권이 높았다. 이 결과를 김성희(2009)의 조사 결과와 직접 비교할 수 없지만, 여성의 의사결정권은 지속적으로 높아지고 특정 가사 유형에서 여성의 의사결정권이 더 높아졌음은 분명하다.⁷⁾

IV. 추정결과 분석

1. 추정모형과 사용자료

본 연구에서는 사회 제도 변화(호주제 폐지)와 사회적 행태 결과(이혼율) 사이의 관계를 분석하기에 최적인 분석방법이 자기회귀시차(autoregressive

(단위: 분)

구분	1999			2004			2009			2014			2019		
	전체	남성	여성	전체	남성	여성	전체	남성	여성	전체	남성	여성	전체	남성	여성
가사노동 전체	159	36	270	156	40	255	154	47	247	151	53	238	149	64	225
가정관리	124	25	213	119	27	198	118	33	192	118	38	189	118	48	181
가족돌봄	35	11	57	37	13	57	36	14	55	33	15	49	31	16	44

동 조사에 따르면, 20년에 걸쳐 남성의 가사노동 전체에 투입한 시간은 36분에서 64분으로 거의 2배 증가하였는데, 여성은 270분에서 225분으로 감소율이 16.6%에 불과하였다. 이는 가사분담이 주로 아내에게 있다는 비율이 74%인 것과 부합하는 결과라고 판단된다(위의 <표 2> 참조).

7) 그러나 가사유형 중 공평한 분담과 실제비율간의 차이가 작지 않은 것도 있어 부부간 갈등 가능성이 잠재되어 있음을 엿볼 수 있다.

distributed lag)모형(이하, ARDL모형)이라고 판단하였다. 그 이유는 첫째, ARDL 모형이 종속변수의 현재 값이 자신의 과거 수치들과 독립변수들의 시차 값들에 의해 결정되므로 변수간 동적 인과관계를 분석하면서 단기적 영향 뿐 아니라 장기적 균형 관계를 동시에 추정할 수 있고, 둘째, 변수들이 서로 다른 차분값을 가지는 유연성으로 인해 현실의 사회·경제현상 변수 분석에 적합하기 때문이다.

본 연구에서는 호주제 폐지에 따른 (조)이혼율 제고 효과를 추정하기 위한 기본모형을 다음과 같이 설정하였다.

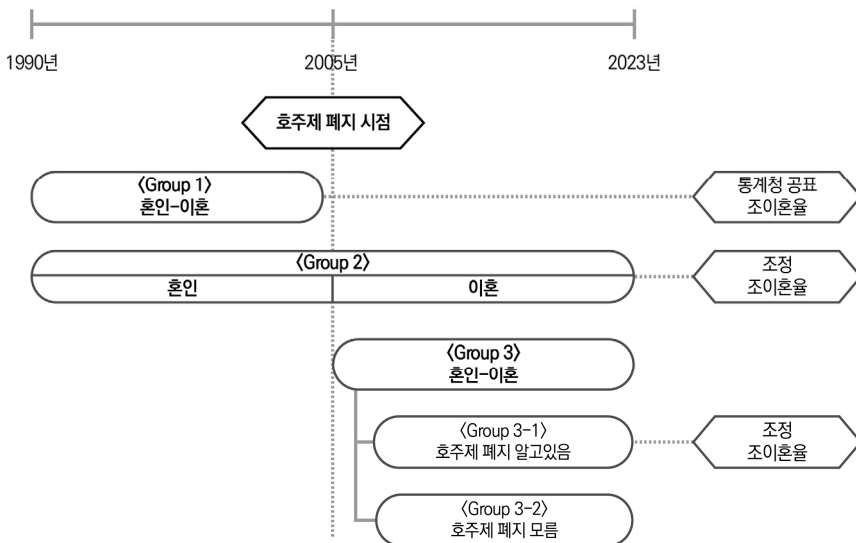
$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Dum_t + \sum_{j=2}^5 \beta_j X_{j,t} + \epsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

단, Y_t : 조이혼율, Dum_t : 호주제 폐지 더미변수(2004년까지 0, 2005년부터 1), X_{jt} : 여성대학진학률, 여성경제활동참가율, 1인당 실질GDP, 호주제 언론 보도횟수

사용자료는 1990년부터 2023년까지 총 33개년 시계열자료이다. 종속변수와 통제변수를 포함한 독립변수의 사용 이유를 설명하면 다음과 같다. 첫째, 종속변수는 조이혼율(=(이혼건수/주민등록 연앙인구)×1,000, 인구 1천명 당 이혼건수) 개념을 활용하였다. 그런데 통계청에서 공표한 조이혼율은 호주제 폐지로 인해 실제 이혼에 영향을 받지 않을 혼인집단이 포함되어 있어 추정결과에 오류가 발생할 수 있다. 이에 통계청 발표 조이혼율과 산출과정에서 미영향 집단을 식별한 뒤 새롭게 산출한 조이혼율(이하 조정 조이혼율)을 종속변수로 사용하였다. 분석 기간인 1990년부터 2023년까지 이루어진 이혼 중에는 호주제 폐지 전 혼인-호주제 폐지 전 이혼(이하, Group 1), 호주제 폐지 전 혼인-호주제 폐지 후 이혼(이하, Group 2), 호주제 폐지 후 혼인-호주제 폐지 후 이혼(이하, Group 3) 등과 같은 3개 집단이 혼재되어 있다.⁸⁾ Group 1은 호주제 시행 이전에 이혼한 것이므로 호주제가 이혼에 영향을 주었을 것이 분명하므로 통계청 공표 조이혼율을 그대로 사용하였다. Group 2는 호주제 폐

8) 호주제 폐지 시점을 헌법재판소의 위헌판결 시점인 2003년으로 정할지, 호주제 폐지 이후 개정된 민법 시행일(2005년 3월 2일)로 정할지에 대한 논란이 있을 수 있지만, 본 연구에서는 제도적으로 완비된 개정 민법 시행 연도인 2005년으로 정하였다. 이는 호주제 폐지 이후 개정된 민법 시행으로 이혼과 관련된 제도적 낙인효과, 여성의 권리 및 지위 향상이 반영된 민법 규정 등으로 이혼 결정이 이전에 비해 덜 부정적으로 바뀌어 이혼이 증가했을 것이라는 견해를 함축하고 있기 때문이다.

지 이후에 이혼한 것이므로 호주제 폐지가 영향을 준 집단으로 볼 수 있다. 즉, Group 2에 속하는 집단들은 호주제 폐지로 이혼에 대한 부정적인 측면이 많이 희석되어서 이혼을 부추겼다고 볼 수 있으므로 이들 계층을 식별할 필요가 있었다. 이들은 1990년 초혼 연령이 25세(24.78세)(통계청 「인구동향조사」, 이하 동일)인 점을 고려하여 1990년 초혼 연령 이후에 결혼한 집단으로서 호주제 폐지 시점인 2005년에 40세 이상이 되므로 2005년 이후 40세 이상의 이혼집단만을 추출하여 이들을 대상으로 조이혼율을 새롭게 산출하였다.⁹⁾



[그림 1] 연간 조정 조이혼율 구성도

Group 3은 호주제 폐지를 알고 혼인-이혼한 집단(Group 3-1)과 호주제 폐지 또는 호주제 자체를 모르고 혼인-이혼한 집단(Group 3-2)으로서 통계청 공표 조이혼율에 모두 반영되어 있다.¹⁰⁾ 따라서 호주제에 영향을 받은 집

9) 이는 2005년 40세 이상의 이혼건수에는 최소한 호주제 시행 시점에 혼인한 부부들이 이혼하였을 것이기 때문이다.

10) 호주제 폐지 이후 9년이 지난 2014년 이후에 결혼한 뒤, 이혼한 여성들도 있을 것이다. 그런데, 호주제 폐지 언론보도 횟수가 2014년 기준으로 60건에 불과하여(〈표 3〉 참조) 사실상 언론에서 거의 호주제나 호주제 폐지를 보도하지 않았다고 볼 수 있으므로, 이들 집단은 호주제 폐지와 이혼을 연계시키기에 적절하지 않다고 판단하였다.

단으로 볼 수 있는 Group 3-1을 Group 3에서 별도로 추출할 필요가 있었다. 이를 위해 호주제가 민법상 폐지된 2005년 초혼 연령인 28세(27.72세) 이상의 여성들은 결혼 유무와 관계없이 호주제 폐지를 알고 있다고 가정하였다.¹¹⁾ 따라서 2005년은 28세 이상의 조이혼율, 2006년은 29세(28세+1년) 이상의 조이혼율, 2007년 30세 이상(28세+2년)의 조이혼율을 산출하였고, 이후 연령도 동일한 방식으로 적용하여 2023년에는 46세(28세+18년)이상의 조이혼율($= (46\text{세 이상 이혼건수} / 46\text{세 이상 주민등록연앙인구}) \times 1,000$)을 새롭게 산출하였다.¹²⁾ 이상과 같이 호주제가 이혼에 영향을 주었고, 호주제 폐지로 영향을 받았거나 영향을 받았을 것이라고 간주할 수 있는 집단을 추려 통계청 공표 조이혼율 산출식과 동일하게 새롭게 이혼율을 산출한 뒤, 해당 조정 조이혼율을 종속변수로 반영하였다(〈그림 1〉, 〈표 3〉 참조).

둘째, 독립변수 중 정책변수는 호주제 폐지이다. 호주(戶主)제는 2003년 헌법재판소의 헌법불합치 판결로 사문화되었고, 2005년에 관련 대입법인 민법 등이 제·개정되면서 완전히 폐지되었다. 따라서 더미변수를 설정하여 호주제 유지 기간인 2004년까지는 '0', 2005년부터는 '1'을 부여하였다.

셋째, 또 다른 독립변수들로 여성대학진학률, 여성경제활동참가율, 1인당 실질GDP, 호주제 언론보도건수를 사용하였다. 앞의 세 변수들은 이혼율에 영향을 미친다고 실증된 기존 선행 연구들을 바탕으로 반영한 것이다(II. 기존 연구 참조). 구체적으로 논의하면, 여성대학진학률($= (\text{당해연도 고교 졸업자 중 여성대학진학자수} / \text{당해연도 고교 여성 졸업자수}) \times 100$)은 학력이 높을수록 여성 권익 신장에 대한 인식이 높아질 것이므로 결혼이나 이혼에 대한 태도 역시 변화할 것으로 판단하였다. 여성경제활동 참가율($= (\text{여성경제활동인구} / \text{만 15세 이상 전체 여성인구}) \times 100$)은 가구의 소비지출 재원을 위한 참여 또는 자아실현을 위한 참여 등 다양한 이유가 있겠지만, 가구 내 여성의 경제적 지위를 높일 것이고, 동시에 여성의 경제활동참여가 많을수록 사회적으로 여성들의 지위가 향상될 것이 분명할 것이라고 판단하였다.¹³⁾ 1인당 실질GDP($= \text{실질국민총소득} / \text{총인구}$)는 이혼에 관한 많은 실증연구에서 이혼율의 증감에 경

11) 초혼 연령 이상이어도 미혼일 수 있지만 차후 혼인-이혼의 과정에서 호주제 폐지를 인지하고 있었을 것이라고 판단하였다.

12) 본 연구에서 구한 조정 조이혼율은 통계청 공표 조이혼율과 동일한 수식을 "[각연도 (특정) 연령 이상 이혼건수 / 각연도 (특정)연령 이상 주민등록연앙인구] \times 1,000, 인구 1천명당 이혼건수"와 같이 변형하여 산출하였다.

13) 미국 이혼자료의 시계열 분석(South, 1985)과 66개 국가의 이혼율 비교분석(Trent and South, 1989)에서 모두 여성의 경제활동 참가율이 높을 때 이혼율이 높게 나타났다.

제상황이 영향을 준다는 기존 연구 결과를 반영하기 위함이다.¹⁴⁾ 본 연구에서 중요한 특징 중의 하나는 호주제 폐지에 관한 언론보도건수를 사용했다는 점이다. 이는 제도 변화를 인지해야 인식이 바뀌고, 인식(생각)이 바뀌야 행동이 바뀌는데, 이것에 직·간접적으로 영향을 주는 것이 사회의 관심을 반영하는 언론보도건수라고 판단했기 때문이다.

이상에서 살펴본 자료 중 조이혼율은 통계청 「인구동향조사」, 여성대학진학률은 한국교육개발원의 「교육통계연보」, 여성경제활동참가율은 통계청 「경제활동인구조사」, 1인당 실질GDP는 한국은행의 「국민계정」, 호주제 폐지 언론보도건수는 한국언론진흥재단의 「Big Kinds」에서 구득하였다.

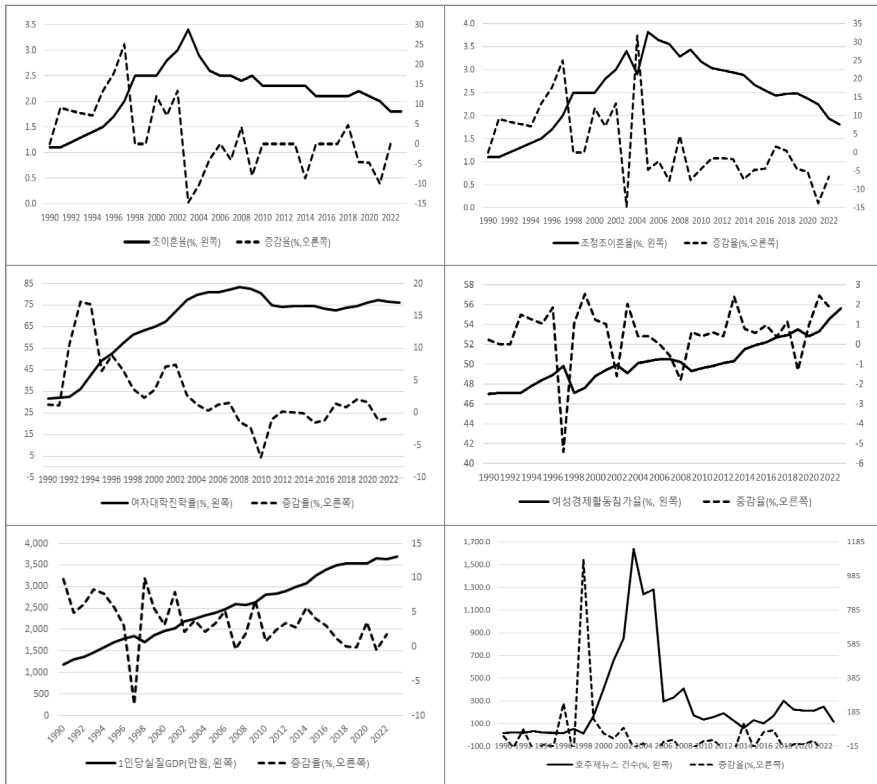
이제 본 연구에 사용된 주요 변수들의 연도별 추이와 증감률을 살펴본다(그림 2, <표 3> 참조). 첫째, ‘통계청 공표 조이혼율’은 2003년까지 3.4%로 가파르게 증가하다가 호주제가 폐지되기 직전인 2004년 2.9%로 감소하였다. 호주제가 폐지된 2005년부터는 ‘통계청 공표 조이혼율’과 ‘조정 조이혼율’이 다르게 나타나는데, ‘조정 조이혼율’은 2005년 3.8%로 급증하고 2007년 3.6%, 2009년 3.4%, 2012년까지 3.0%대를 유지하다가 그 이후부터 서서히 감소하여 2023년 1.8%까지 하락하였다. 전년 대비 증감률은 2005년 31.7%로 가장 크게 증가하였다. 반면에 ‘통계청 공표 조이혼율’은 2003년 3.4%로 최고점을 찍고 2008년까지 급격히 하락하여 2.4%까지 떨어지다가 그 이후부터 서서히 감소하여 2023년 1.8%까지 하락하였다. [그림 2] 상단의 두 그래프를 비교해 보면, ‘통계청 공표 조이혼율(좌측)’은 2004년부터 이혼율 감소곡선의 기울기가 가파른 데 반해, ‘조정 조이혼율(우측)’은 2005년부터 이혼율 감소의 기울기가 완만해서 ‘조정 조이혼율’로 보면 이혼율 감소 속도가 줄어듦을 알 수 있다.

둘째, 여성대학진학률은 1990년 31.9%였다가 지속적으로 증가하여 2008년 83.5%로 정점을 찍고, 이후 감소하여 2023년 76%에 이르렀다. 전년 대비 증감률은 1994년 17.1%, 1995년 16.8%로 크게 증가하고 2011년에는 -6.8%로 크게 감소하는 것 외에는 연도별 증감 폭이 크지 않았다.

셋째, 여성경제활동참가율은 1990년 47.0%였다가 2023년 55.6%로 꾸준히 증가하였고, 1997년 외환위기 시점에 감소폭이 6.8%p로 가장 컸고, 이후에도 증가(+)와 감소(-)가 조이혼율과 비슷하게 유지되고 있었다.¹⁵⁾

14) 기존의 분석결과를 보면, 호황기에는 이혼율이 증가하지만, 불황기에는 이혼율이 상대적으로 감소한다고 실증하기도 하고(Glick and Lin, 1986), 미국의 시계열자료를 분석한 South(1985)는 호황기에 이혼율이 오히려 상대적으로 낮음을 보여주었다.

15) 공식적인 우리나라 여성의 경제활동참가율은 1963년 37.0%였고, 1973년 최초로 40%를 넘어섰다(정형욱·정수연, 2023). 통계청에서 1980년부터 공식적으로 공표하고 있는



자료: 저자 작성.

[그림 2] 주요 변수의 연도별 및 증감률 추이

여성경제활동참가율 추이를 살펴보면(아래 표 참조), 1980년 42.8%, 1987년과 1988년에 45.0%에 도달한 후 오랫동안 40% 후반대를 유지하였다(이후 연도는 <표 3> 참조). 한편, OECD국가들은 2002년부터 매년 50%(평균 개념)를 넘고 있다.

(단위: %)

구분	1980			1985			1990			1995		
	전체	여자	남자	전체	여자	남자	전체	여자	남자	전체	여자	남자
OECD	59.9	45.2	75.7	59.8	46.9	73.8	61.0	49.1	73.6	60.4	49.0	72.7
한국	59.0	42.8	76.4	56.6	41.9	72.3	60.0	47.0	74.0	61.9	48.4	76.4
구분	2000			2005			2010			2015		
	전체	여자	남자	전체	여자	남자	전체	여자	남자	전체	여자	남자
OECD	60.4	49.7	71.9	60.4	50.3	71.1	60.4	51.3	70.1	60.1	51.6	69.2
한국	61.2	48.8	74.4	62.2	50.3	74.8	61.1	49.6	73.2	62.8	51.9	74.1
구분	2020			2021			2022			2023		
	전체	여자	남자	전체	여자	남자	전체	여자	남자	전체	여자	남자
OECD	59.5	51.6	67.9	-	-	-	-	-	-	-	-	-
한국	62.5	52.8	72.6	62.8	53.3	72.6	63.9	54.6	73.5	64.3	55.6	73.3

자료: 통계청.

〈표 3〉 주요 변수의 연도별 추이

(단위: %, 만원, 건)

연도	조이혼율		여성대학 진학률	여성경제활동 참가율	1인당 실질 GDP	호주제 언론보도 건수
	통계청	조정				
1990	1.1		31.9	47.0	1,192	16
1991	1.1		32.3	47.1	1,310	23
1992	1.2		32.7	47.1	1,375	18
1993	1.3		36.2	47.1	1,460	33
1994	1.4		42.4	47.8	1,581	20
1995	1.5		49.5	48.4	1,702	19
1996	1.7		52.7	48.9	1,798	16
1997	2.0		57.4	49.8	1,853	54
1998	2.5		61.2	47.1	1,699	14
1999	2.5		63.5	47.6	1,868	165
2000	2.5		65.0	48.8	1,972	405
2001	2.8		67.3	49.4	2,034	656
2002	3.0		72.1	49.9	2,197	850
2003	3.4		77.5	49.1	2,244	1,639
2004	2.9		79.7	50.1	2,331	1,239
2005	2.6	3.8	80.8	50.3	2,383	1,282
2006	2.5	3.6	81.1	50.5	2,465	294
2007	2.5	3.6	82.2	50.5	2,592	329
2008	2.4	3.3	83.5	50.2	2,582	409
2009	2.5	3.4	82.4	49.3	2,633	172
2010	2.3	3.2	80.5	49.6	2,808	136
2011	2.3	3.0	75.0	49.8	2,832	157
2012	2.3	3.0	74.3	50.1	2,900	191
2013	2.3	2.9	74.5	50.3	2,998	126
2014	2.3	2.9	74.6	51.5	3,083	60
2015	2.1	2.7	74.6	51.9	3,260	130
2016	2.1	2.5	73.5	52.2	3,391	100
2017	2.1	2.4	72.7	52.7	3,493	168
2018	2.1	2.5	73.8	52.9	3,532	301
2019	2.2	2.5	74.5	53.5	3,532	223
2020	2.1	2.4	76.1	52.8	3,530	214
2021	2.0	2.2	77.4	53.3	3,657	212
2022	1.8	1.9	76.6	54.6	3,639	250
2023	1.8	1.8	76.0	55.6	3,703	118

자료: 통계청, 『인구동향조사』, 『경제활동인구조사』; 한국교육개발원, 『교육통계연보』; 한국은행, 『국민계정』, 한국언론진흥재단, 「Big Kinds」.

넷째, 1인당 실질GDP도 지속적으로 증가하는데, 1990년 1,192만원에서 지속적으로 증가하여 2023년 3,703만원으로 증가하여 총액 기준으로 2,511만원(210%p)이 증가하였다. 아울러 증감률은 1997년 외환위기 시점에 -8.3%p 크게 감소한 것 외에는 증감 폭이 일정하였다.¹⁶⁾

다섯째, 호주제 언론보도 건수는 1998년까지는 50건 이하에 불과하다가 1999년부터 100건이 넘어섰고, 호주제가 위헌이라고 판결한 2003년부터 대체입법이 완료된 2005년까지는 매년 보도건수가 1,000건이 훨씬 넘어섰다. 이후 계속 줄어 100건을 약간 넘었지만, 2018년 이후 다시 증가하다가 2023년 현재 118건으로 나타났다.

2. 단위근 및 공적분 검정결과

본 연구에서 사용하는 모형인 시계열 분석방법 ARDL모형은 일반적으로 시계열분석이 모든 변수가 동일하게 단위근이 없거나(I(0)), 차분해서 단위근이 사라지는 경우(I(1))에 적용이 가능한 반면, ARDL모형은 I(0), I(1)가 혼합된 변수에서도 적용할 수 있는 장점이 있다. 아울러 변수의 표본크기가 상대적으로 작은 경우에도 시계열에 따른 영향을 추정하는 데에 효과적이다.

〈표 4〉 단위근 검정결과

변수	ADF값		I(d)
	수준	1차 차분	
조정 조이혼율	-1.745	-6.228**	I(1)
여성대학진학률	-2.663	-3.605*	I(1)
여성경제활동참가율	-2.192	-5.848***	I(1)
(로그화 된)1인당 실질GDP	-1.884	-6.487***	I(1)
(로그화 된)호주제 언론보도건수	-1.712	-6.825***	I(1)

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

우선, 사용한 변수들의 단위근 검정결과를 하여 변수들이 정상적 시계열(stationary)이 되도록 만든 뒤에 시계열분석을 시행하여야 한다(〈표 4〉 참조). 단위근 검정 결과, 이혼율은 5% 수준에서, 여성경제활동참가율, (로그

16) 이외에도 이혼율에 영향을 미칠 수 있는 다른 변수들(남녀 성비, 조출생률, 조혼인율, 이혼속려제)도 고려하였으나 통계적으로 유의하지 않거나 상식과 반대되는 부호가 나와 추정에서 제외하였다.

화)1인당 실질GDP, (로그화)호주제 언론보도건수는 1% 수준에서, 여성대학 진학률은 10% 수준에서 변수가 I(1)임을 확인할 수 있었다. 비록 ADF검정에서는 I(1)으로 나왔지만, 본 연구의 통제변수들이 비율 혹은 로그화 된 변수이므로 일정한 구간 안에서 시계열이 움직이기 때문에 사실상 I(0)로 접근하는 것이 더 적절하다.¹⁷⁾

한편, 호주제 폐지가 이혼율에 미치는 장기효과를 추정하기 위한 기본 추정식은 앞서 보인 식 (1)이다. 본 연구에서는 식 (1)에 사용된 변수들의 장기적 관계와 시간이 흐르면서 나타날 수 있는 동태적인(dynamic) 상호작용을 확인하기 위해 식 (2)와 같이 ARDL-UECM(unrestricted error correction modal) (이하 ARDL-UECM)모형으로 추정한다(Pesaran and Shin, 1999; Pesaran and Smith, 2001 참조).¹⁸⁾

$$\begin{aligned} \Delta Y_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \beta_{2i} \Delta X_{2t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \beta_{3i} \Delta X_{3t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{q_4} \beta_{4i} \Delta X_{4t-i} + \sum_{i=0}^{q_5} \beta_{5i} \Delta X_{5t-i} + \pi_1 Y_{t-1} + \pi_2 Dum_{t-1} \\ & + \pi_3 X_{2t-1} + \pi_4 X_{3t-1} + \pi_5 X_{4t-1} + \pi_6 X_{5t-1} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

단, $t = 1, \dots, T$

식 (2)에서 차분연산자(Δ)가 있는 변수들은 이혼율과 그 결정요인간의 단기 동태적인 상호작용을 보여주며 이혼율과 그 결정요인 간의 단기탄력성으로 해석할 수 있다. π 계수가 붙어있는 변수들은 장기균형관계를 보여주고, $\pi_1 Y_{t-1} + \pi_2 Dum_{t-1} + \pi_3 X_{2t-1} + \pi_4 X_{3t-1} + \pi_5 X_{4t-1} + \pi_6 X_{5t-1} = 0$ 에서 장기균형관계로부터 호주제 폐지에 대한 이혼율의 탄력성은 $-\pi_2/\pi_1$ 로 추정된다. 만약 π 값이 0이면 장기균형관계는 존재하지 않는다고 해석한다.

한편, 본 연구에서 사용하는 자료가 30년 이상에 걸친 장기시계열자료이므로 공적분 관계가 존재하는 것을 확인하여 장기균형관계를 살펴볼 필요가 있다. 본 연구에서는 장기균형관계를 검정하기 위한 방법으로 ARDL-한계검정법(bounds test)을 사용한다. ARDL-한계검정법은 귀무가설($H_0: \pi_1 = \pi_2 =$

17) 이는 ARDL모형이 단위근 여부와 관계없이 혼용해서 사용할 수 있어 큰 의미는 없다.

18) Pesaran et al.(2001)에서는 식 (1)을 conditional equilibrium correction model (CECM)이라고 하였다.

$\pi_3 = \pi_4 = \pi_5 = \pi_6 = 0$, 변수들 간의 공적분 미존재)과 대립가설($H_1: \pi_1 \neq \pi_2 \neq \pi_3 \neq \pi_4 \neq \pi_5 \neq \pi_6 \neq 0$, 변수들 간의 공적분 존재)에 대한 Wald검정을 수행하여 F값을 구한다. 추정된 F값에는 하한 임계값(lower critical bounds value)과 상한 임계값(upper critical bounds value)이 있다. 만약 F-통계량이 설정한 상한 임계값보다 크다면 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하게 되고, 하한 임계값보다 작다면 귀무가설을 기각할 수 없어 공적분 관계가 존재하지 않음을 의미한다. F-통계량이 상한 임계값과 하한 임계값 중간에 있으면 공적분 관계의 존재 여부에 대해서 명확한 결론을 내릴 수 없다 (Fosu and Magnus, 2006).

이제 식 (2)을 이용하여 추정한 공적분 검정 결과는 <표 5>와 같다. <표 5>에 따르면, F-통계값이 호주제 폐지 더미를 사용할 때의 상한 임계값 범위보다 높으므로 독립변수들 간 장기적 균형 관계가 성립, 즉 공적분이 존재한다고 보면 된다.

<표 5> 공적분 검정결과(한계검정)

독립변수	F값	하한임계값 (10% 수준)	상한임계값 (10% 수준)	공적분
호주제 폐지더미, 여성대학진학률, 여성경제활동참가율, (호주제)언론보도건수, 1인당 실질GDP	8.65	2.08	3.0	존재

자료: 저자 정리.

다음으로, 본연구에서 사용하는 ARDL모형은 시계열자료의 현재값이 과거 값의 함수로 가정하므로 적절한 과거시차를 산출하여 분석하여야 한다. 따라서 ARDL(p, q_1, q_2, q_3, q_4)모형의 각 변수에 대한 시차는 Akaike Information Criterion(AIC) 또는 Bayesian Information Criterion(BIC)로 결정하였다. 시차검정 결과, ARDL(1,0,0,0,0) 혹은 (1,1,1,1,1)이 최적 시차인 것으로 나타났다.¹⁹⁾ 따라서 시차검정 결과에 따르면 호주제 폐지로 인한 개인의 인식변화와 그것이 행동변화로 이어지는 기간은 1년이 적정하다고 판단할 수 있으나, 여성대학진학률은 오랜 시간 시차를 두고 이혼에 반영될 수 있는 변수이므로 대학입학 후 8년 정도 시차를 두는 것이 바람직하다고 판단했다. 따라서 ARDL(1,1,1,1,8) (AIC: 5.9446, BIC: 27.3322)을 최적 시차로 정하였다.

19) AIC와 BIC 검정결과는 다음과 같다. ARDL1_0(AIC:-7.8760 BIC:1.1031), ARDL1_1 (AIC :-2.6645 BIC:12.3006).

3. 추정결과 분석

이제 식 (2)로 추정한 장·단기 추정결과에 대하여 논의해본다(〈표 6〉 참조).²⁰⁾ 첫째, 본 연구의 주요 관심사인 호주제 폐지는 장기적으로 조이혼율에 통계적으로 유의하게 양(+)의 영향을 미침을 알 수 있다(〈표 6〉의 장기균형관계 참조). 호주제 폐지 더미변수(-) 계수를 조이혼율(-1)로 나누어 구한 장기탄력성은 1.2039로 산출되어, 호주제 폐지로 조이혼율이 1.20% 증가했다고 해석할 수 있다. 이는 10만명 당 200건이 이혼건수라면, 202.4건으로 2.4건 증가함을 의미한다. 즉, 호주제 폐지라는 가족법의 개정이 양성평등의식과 여성의 권익 제고를 통해 이혼율 증가로 추정되었고, 이는 정기원(2004), 이명신(2006)의 결과와 부합하였다. 그리고 호주제 관련 언론보도 건수는 장·단기 모두 조이혼율에 양(+)의 영향을 미쳐 언론보도라는 매개변수가 여성의 인식구조에 영향을 미치고, 이것이 이혼율 증가에 영향을 미침을 확인할 수 있었다.

둘째, 여성경제활동참가율은 다음 연도에 이혼에 음(-)의 영향을 주고 통계적으로 유의하였으나 장기로 갈수록 양(+)의 영향을 미치지만 통계적으로 유의하지는 않았다. 즉, 여성의 경제활동 증가는 단기적으로 부부간의 갈등요인을 줄일 수는 있으나 장기적으로는 여성의 사회적 지위와 경제력 증가가 이혼을 증가시킬 수 있다는 의미로 성낙일·조동혁(2015), Jalovaara(2001) 결과와 일치하지만, 통계적으로 유의하지는 않다는 점에서는 정창무(2008), 우해봉(2011) 결과와 비슷하였다.

셋째, 여성대학진학률은 대학에 입학하여 8년까지는 유의하지는 않으나 조이혼율에 음의 영향을 미치지만, 장기적으로는 유의하지는 않으나 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 즉, 여성의 교육수준 상승은 여성의 지위향상과 권익제고에 대한 인식변화에 큰 영향을 미쳐 장기적으로 가정 내 갈등요인으로 작용하는 것으로 추측된다.

넷째, 1인당 실질GDP는 다음 연도에는 조이혼율에 양(+)의 영향을 주나 장기에는 음(-)의 영향을 유의하게 주는 것으로 나타났다. 이는 호황기에는 이혼율이 장기적으로 낮아진다는 것으로 정창무(2008)와 유사하나, 정기원(2004)의 결과와는 달랐다.

다섯째, 호주제에 대한 언론보도건수는 장·단기에 조이혼율에 양(+)의 영향

20) 추정 결과 분석에 앞서 조정 조이혼율, 여성대학진학률, 여성경제활동참가율 등의 추정 계수는 탄력성으로 해석할 수 있다. 한편, 수준(level)변수인 1인당 실질GDP, 호주제 언론보도건수는 로그화하여 초기 시점과 최종 시점간의 자료 편차를 완화하였다.

을 주고 통계적으로 유의하였다. 즉, 가족법제도 변화에 대한 언론보도가 조이혼율에 직접적인 영향을 미침을 확인하였다.

〈표 6〉 식 (2)의 ARDL모형 추정결과

종속변수 : D(조정 조이혼율)					구분
독립변수	계수	표준오차	t값	p값	
상수항	26.2705	5.1115	5.1395	0.0009	장기 균형 관계
조정 조이혼율(-1)*	-0.8371	0.1803	-4.6435	0.0017	
여성경제활동참가율(-1)	0.0177	0.0868	0.2045	0.8431	
여성대학진학률(-1)	0.0018	0.0226	0.0778	0.9399	
1인당 실질GDP(-1)	-3.4520	1.0847	-3.1824	0.0130	
호주제 언론보도건수(-1)	0.3345	0.0729	4.5903	0.0018	
호주제 폐지(더미)***	1.0078	0.2139	4.7109	0.0015	
D(여성경제활동참가율)*	-0.1763	0.0715	-2.4646	0.0390	단기 균형 관계
D(여성대학진학률)	-0.0120	0.0410	-0.2915	0.7781	
D(여성대학진학률(-1))	0.0046	0.0264	0.1758	0.8648	
D(여성대학진학률(-2))	-0.0140	0.0275	-0.5103	0.6236	
D(여성대학진학률(-3))	-0.0659	0.0275	-2.4001	0.0432	
D(여성대학진학률(-4))	-0.0044	0.0213	-0.2047	0.8429	
D(여성대학진학률(-5))	-0.0320	0.0237	-1.3521	0.2133	
D(여성대학진학률(-6))	-0.0259	0.0216	-1.1988	0.2649	
D(여성대학진학률(-7))	-0.0106	0.0222	-0.4753	0.6473	
D(1인당 실질GDP)	0.1621	1.6557	0.0979	0.9244	
D(호주제 언론보도건수)	0.1721	0.0628	2.7410	0.0254	
관측치	26				
R-squared	0.9789	Mean dependent var		2.8191	
Adjusted R-squared	0.9342	S.D. dependent var		0.5103	
S.E. of regression	0.1309	Akaike info criterion		-1.0226	
Sum squared resid	0.1371	Schwarz criterion		-0.1516	
Log likelihood	31.2938	Hannan-Quinn criter.		-0.7718	
F-statistic	21.8761	Durbin-Watson stat		2.7419	
Prob(F-statistic)	0.0001				
호주제 폐지 장기탄력성	1.2039				
1인당 실질GDP 장기탄력성	-4.1238				
호주제 언론보도건수 장기탄력성	0.3996				

주: 1. D: 차분을 의미함 2. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

이상의 분석결과를 다시 단기와 장기균형관계로 나누어서 통계적으로 유의한 결과만을 간략하게 설명해 본다. 첫째, 여성경제활동참가율은 단기에는 조이혼율에 음(-)의 영향을 미치고, 호주제 언론보도건수는 조이혼율에 양(+)의 영향을 미쳤다. 장기에는 호주제의 폐지, 호주제 언론보도건수가 조이혼율에 양(+)의 영향을 미치고, 1인당 실질GDP는 음(-)의 영향을 미쳤다. 이는 호주제 폐지 후 여성의 인권과 권익 및 지위제고에 대한 인식이 언론매체의 보도건수와 합쳐져 높아지면서 이혼에 대한 태도에 긍정적인 영향을 주었다고 해석할 수 있다. 그러나 여성경제활동 참가율은 단기에는 이혼을 줄이는 요소가 되지만 장기에는 효과가 없으며, 반면 1인당 실질GDP가 장기에 이혼을 줄이는 효과가 있음을 확인하였다. 이는 여성의 경제활동 참여는 점차 보편화되면서 이혼을 유발하는 데 큰 영향을 주지 않으나, 1990년부터 경제가 호황일수록 이혼을 감소시키는 데에 영향을 미침을 의미한다.

V. 요약 및 시사점

지금까지 1990~2023년 장기시계열자료를 ARDL모형의 장단기균형 관계식에 적용하여 호주제 폐지가 장기적으로 이혼율에 미치는 효과를 추정해 보았다. 추정 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 호주제 폐지가 장기적으로 조이혼율을 1.20% 증가시켰는데, 이는 10만명 당 200건의 이혼건수가 202.4건으로 2.4건이 증가했다고 해석할 수 있다. 호주제 관련 언론보도건수는 조이혼율을 0.4% 증가시켜 호주제 폐지로 인한 제도변화가 언론보도라는 매개변수와 합쳐져 여성의 지위향상이나 권익제고에 대한 인식구조에 영향을 주어 조이혼율 증가에 기여하였다고 볼 수 있다. 둘째, 여성경제활동참가율, 여성대학진학률과 같은 여성의 사회적 권익제고 및 경제적 독립 증가는 장기적으로 조이혼율을 증가시키지만, 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 맞벌이 가구의 증가와 지속적인 여성의 교육수준 상승은 이미 우리나라 사회에서 공유되고 있는 현상이므로 가정 내 갈등 요인을 유발하는 행동 변화로 이어지지 않았다고 해석할 수 있다. 셋째, 1인당 실질GDP는 다수의 선행연구에서 경제호황기에 이혼율이 증가한다는 결과와는 반대로 최근에는 경제호황기에 이혼율이 감소하여 시대적 변화를 확인할 수 있었다.

이상의 분석 결과에서 첫째, 호주제 폐지로 촉발된 각종 제도변화가 여성의 사회적 지위와 권익이 제고되는 과정에서 사고방식과 가치관을 변화시켜 가정

내 갈등의 결과인 이혼 증가로 이어지고 있다고 말할 수 있다(정기원, 2004; Lee, 2013; 성낙일·조동혁, 2015 등 참조). 둘째, 이미 우리나라 사회에서 공유된 가치(shared value)로 자리매김 했다고 볼 수 있는 여성경제활동참가율 증가와 여성대학진학률 증가는 장기적으로 이혼율 증가에 통계적으로 유의하게 영향을 주지 않는다는 특징적인 결과를 도출할 수 있다. 이상의 결과에서 호주제와 같이 남녀의 사회적 지위 등에 부정적인 영향을 줄 수 있는 각종 제도를 개선하면서 여성의 사회적 지위와 권익 제고에 영향을 줄 수 있는 요인들이 사회 구성원들에게 긍정적인 공유가치로 내재화된다면, 향후에는 이혼이 완만하게 증가하거나 줄어든 수도 있다는 시사점을 도출할 수 있다.

한편, 호주제 폐지라는 제도변화가 이혼을 증가시킴을 실증했지만, 조이혼율 증가에 영향을 주는 변수로 제도 변화 외에 부부의 가치관, 성격, 경제수준, 자녀 유무 등이 있을 수 있음에도 이를 반영하여 추정하지 못한 한계가 있다. 이에 결혼과 이혼에 영향을 줄 수 있는 각종 요인 또는 변수에 관한 장기 패널 자료 등이 구축 가능할 때 추가적인 연구를 기대해본다.

참고문헌

- 김경희(2004). “호주제 폐지의 논쟁과 전망”. 여성과 사회. 제15호. 379-392.
- 김성희(2009). 여성의 경제활동 증가와 가족의 변화에 관한 연구. 서울시립대학원 사회복지학 석사학위논문.
- 김혜란 외(2002). 가족제도의 변화가 사회·문화에 미치는 영향. 서울대학교 여성연구소. 법무부 용역과제.
- 성낙일·조동혁(2015). “우리나라 시·군·구 이혼율 차이의 사회·경제적 결정요인: 실증분석”. 응용경제. 제17권 제1호. 99-134.
- 우해봉(2011). “한국인의 성별 및 교육수준별 이혼 패턴에 관한 연구”. 사회복지정책. 제38권 제4호. 139-163.
- 이명신(2006). “여성의 잠재적 이혼 의도에 영향을 미치는 요인”. 비판사회정책. 제22권. 207-266.
- 이무영·이소희(2003). “이혼발생에 영향을 미치는 요인 분석”. 한국가족복지학. 제8권 제2호. 39-61.
- 이민규·김수정(2006). “호주제 폐지에 대한 뉴스 프레이밍 비교 연구 : 조선일보, 국민일보, 한겨레신문을 중심으로”. 한국언론정보학보. 제34호. 132-160.
- 정기원(2004). “사회경제 상황이 이혼율 변화에 미치는 영향-시계열자료의 분석, 1970~2002”. 한국인구학. 제27권 제1호. 57-80.
- 정정길·정준금(2003). “정책과 제도변화의 시차적 요소”. 행정논총. 제41권 제2호. 177-202.
- 정창무(2008). “이혼율에 영향을 주는 사회경제적 변인연구”. 대한국토·도시계획학회지. 제43권 제3호. 81-90.
- 정형욱·정수연(2023). “경력단절여성에서 경력보유여성으로 개념변화-의의와 한계”. 경기도여성가족재단 이슈분석. 제270호. 1-24.
- 한국리서치(2022). “기획조사: 가족관계 만족도와 가사노동, 가정내 의사결정권 인식”. 주간리포트. 제190-3호.
- 홍백의·박은주·박현정·박진(2009). “결혼지속에 영향을 미치는 요인에 관한 연구”. 한국사회복지학. 제61권 제3호. 307-328.
- 헌법재판소. 2005. 호주제 위헌결정문. 내부자료

Fosu, A. K. and F. J. Magnus(2006). Bounds Testing Approach to Cointegration: An Examination of Foreign Direct Investment

- Trade and Growth Relationships. *American Journal of Applied Sciences*, 3(11), 2079-2085.
- Glick, P.C, and S. Lin(1986). Recent Changes in Divorce and Remarriage. *Journal of Marriage and Family*, 48(4), 737-747.
- Jalovaara, M.(2001). Socio-economic status and Divorce in First Marriages in Finland 1991-93. *Population Studies*, 55(2), 119-133.
- Kalmijn, M.(2007). Explaining Cross-national Differences in Marriage, Cohabitation, and Divorce in Europe, 1990-2000. *Population Studies*, 61(3), 243-263.
- Lee, J.(2013). The Impact of a Mandatory Cooling-off Period on Divorce. *Journal of Law and Economics*, 56(1), 227-243.
- Pesaran, M. H. and Y. Shin(1999). An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis in Econometrics and Economic Theory in the 20th Century. *The Ragnar Frish Centennial Symposium*, Chapter11, Cambridge University Press.
- Pesaran, M. H. and R. J. Smith(2001). Bound Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.
- South, S.J, (1985). Economic Conditions and the Divorce Rate: A Time-Series Analysis of the Postwar United States. *Journal of Marriage and Family*, 47(1), 31-41.
- Trent. K. and S. J. South(1989). Structural Determinants of the Divorce Rate: A Cross-Societal Analysis. *Journal of Marriage and Family*, 51(2), 391-404.

Abstract

Analysis on the Impact of the Abolition of Family headship System on the Divorce Rate

Byung In Lim* · Ji Min Lee**

This study applied the ARDL model's long- and short-term equilibrium equations to time-series data from 1990 to 2023 to estimate the long-term effects of the abolition of the Hojuje (family headship system) on the crude divorce rate. Empirical findings are as follows: First, the abolition of the Hojuje was estimated to increase the adjusted crude divorce rate by 1.20% in the long term. If there were 200 divorce cases per 10,000 people, an increase to 202.4 cases can be interpreted as a rise of 2.4 cases. Second, the number of news reports related to the abolition of the Hojuje was found to increase the adjusted crude divorce rate by 0.4%. This suggests that both the abolition itself and the accompanying media coverage altered the perception of women's rights, leading to a rise in the adjusted crude divorce rate. Third, while per capita real GDP had a statistically significant negative effect in the long term, indicating that the adjusted crude divorce rate tended to decline during periods of economic prosperity. Fourth, although the female labor force participation rate and the female college enrollment rate were not statistically significant, they exerted a positive effect on the adjusted crude divorce rate in the long term, implying that improvements in women's socio-economic status may have influenced attitudes toward divorce. Based on the aforementioned empirical findings, it can be inferred that the continuous introduction and implementation of policies and institutional reforms that promote gender equality and enhance women's social status and rights — thereby embedding these values as shared norms among members of society — may, in the long run, contribute to reducing the social conflict costs associated with divorce.

Keywords : Abolition of Family Headship System, The Crude Divorce Rates, Advancement of Women's Rights, ARDL Model

* First Author: Professor, Chungbuk National University

** Corresponding Author: Senior Researcher, Korea Employment Information Service