

勞 動 經 濟 論 集
第 43 卷 第 2 號, 2020.6. pp.1~39
© 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

결혼보조금이 결혼에 미친 영향: 2004-2018 한국의 결혼이민자를 중심으로

박 지 현*

이 연구는 2006년부터 한국의 일부 지자체에서 지원된 결혼보조금이 결혼에 미친 영향을 분석한다. 한국 남성과 외국인 여성 간의 국제결혼을 대상으로 한 결혼보조금은 국제결혼에 대한 경제적 유인을 증가시킨다. 2004-2018년 기간의 한국의 인구동향조사의 혼인 데이터를 기반으로 기초지자체(시군구) 및 연도별 결혼보조금 차이 및 이중차분법을 활용하여 분석한 결과, 결혼보조금은 비혼 한국 남성이 외국 여성과 결혼하는 확률을 통계적으로 유의하게 증가시켰다. 한국 여성과의 결혼에 대한 구축효과(crowd out effect)는 나타나지 않았으며, 결혼보조금이 전체결혼에 미치는 영향은 통계적으로 유의하게 양으로 나타났다. 세부그룹 분석 결과 결혼보조금이 나이가 많고 학력이 고졸인 남성에게 있어 가장 뚜렷하게 국제결혼을 증가시키는 효과를 보였다.

주제어: 결혼시장, 결혼이민자, 결혼보조금, 국제결혼 지원

I. 서론

이민의 오랜 역사를 가진 국가들에 비해 한국의 이주민 유입은 비교적 최근의 현상이다. 한국 내의 이주자들 중에서는 재외동포, 결혼이민자와 이주노동자가 큰 비중을

논문 접수일: 2020년 02월 06일, 논문 수정일: 2020년 06월 24일, 논문 게재확정일: 2020년 06월 25일
* 정보통신정책연구원 국제협력연구실 (jhnpark@kisdire.kr)

차지한다. 2018년 기준 한국의 장·단기 체류 외국인은 인구의 4.6%이며,¹⁾ 2015년 기준 여성 결혼이민자는 한국 인구의 0.40%²⁾를 차지한다.

성비 불균형, 교육의 성별격차 축소, 남성과 여성 간의 지리적 불일치 등 다양한 요인으로 인해 한국은 결혼시장의 압박(squeeze)을 경험하고 있다. 이러한 결혼시장의 압박은 타 아시아 국가로부터의 결혼이민자에 대한 강력한 유입요인(pull factor)으로 작용하였다. 그러나 결혼중개업자를 통한 외국 여성과의 결혼비용에 부담을 느끼는 남성도 다수 존재하였는데, 결혼에 대한 장벽을 낮추고 가족 형성을 장려하기 위해 일부 지자체들은 국제결혼에 보조금을 지급하기 시작하였다. 이에 따라 2006년도부터 시작하여 일부 지역에서는 결혼보조금에 관한 조례를 제정하였다.

결혼에 관한 경제학 연구들에 따르면 경제적 유인은 결혼을 장려하거나 억제할 수 있다. 결혼한 커플 사이에 효용이 이전 가능하다고 가정하는 간단한 모형에서 사람들은 결혼으로 인한 효용이 각자 미혼으로 남아있는 것의 효용의 합보다 크면 결혼을 한다. 금전적 유인은 결혼의 경계선상에 있는 사람들이 결혼을 하도록 이끌 수 있다. 한국에서 시행된 결혼보조금 제도는 경제적 유인이 결혼결정에 미치는 영향을 분석하기 위한 몇 가지 장점을 가지고 있다. 첫째, 기혼 커플에게 간접적으로 혜택이나 불이익을 주는 다른 많은 복지 및 세금 제도와 달리 결혼보조금은 직접적인 현금 환급을 해준다. 둘째, 결혼보조금은 지자체에 의해 지급되고 서로 다른 시기에 도입되어 지역 및 연도 간 차이를 가지고 있다. 셋째, 결혼보조금은 외국여성과의 결혼하는 한국남성에게만 지급되며, 이에 따라 한국여성과의 결혼을 대조군으로 비교해볼 수 있다.

이 연구는 결혼보조금이 이전 기에 비혼³⁾이었던 한국남성이 외국여성과의 결혼하는 확률을 증가시키는지 분석하는 것을 목표로 한다. 이 연구에서는 결혼보조금의 기초지자체(시군구)-연도별 차이와 이중차분법(Difference-in-Differences)을 이용하여 보조금이 외국여성과의 결혼, 한국여성과의 결혼, 그리고 결혼전체에 미치는 영향을 분석하였다. 인구동향조사의 혼인 자료는 결혼하는 커플에 대한 풍부한 정보를 제공한다. 전체 분석에 더해 남성의 연령, 교육수준, 직업에 따른 세부그룹 분석도 시행하였다. 보조금 자격요건에 대한 해당여부, 한국인 배우자를 찾을 기회, 그리고 사회경제적 지위에 따라 결혼보조금의 효과에 차이가 있을 것으로 예상된다.

1) 125,238명, 법무부 출입국·외국인정책본부 (2019).

2) 한국 국적을 취득한 혼인귀화자(0.16%)와 취득하지 않은 결혼이민자(0.23%)의 합, KOSIS 국가통계포털 「시군구별 외국인주민 현황」.

3) 편의상 기혼이 아닌 상태, 즉 미혼, 이혼, 사별 상태를 모두 합해 ‘비혼’으로 통칭하였다.

실증분석에 따르면 결혼보조금은 한국남성이 외국여성과 결혼할 확률을 통계적으로 유의하게 0.38%pt 증가시키는 것으로 나타났다. 이는 전체적 국제결혼 확률인 1.0%의 38% 증가에 해당한다. 한국 여성과의 결혼에 대한 구축효과(crowd out effect)는 나타나지 않았으며, 결혼보조금이 전체결혼에 미치는 영향은 통계적으로 유의하게 양으로 나타났다. 세부그룹 분석 결과, 결혼보조금은 나이가 많고 학력이 고졸인 남성 집단에서 가장 뚜렷하게 국제결혼을 증가시키는 효과를 보였다.

이 연구는 결혼에 관한 연구, 정부정책이 결혼에 미치는 영향에 관한 연구, 그리고 한국의 결혼시장과 결혼이민자에 관한 연구들의 연장 선상에 있다. 한국에서 결혼이민자와 그 자녀들이 증가하고 있는 추세에도 불구하고 데이터의 한계로 인해 이들에 관한 경제학적 연구는 아직 제한적이다. 이 연구는 이러한 연구의 공백을 메우는 데 기여할 것이다.

이 논문은 다음과 같은 순서로 이루어져 있다. 제II장은 관련 선행연구를 소개하고 한국의 결혼시장 및 결혼이민자, 국제결혼 보조금에 대한 배경을 설명한다. 제III장은 데이터 및 실증분석모형을 설명하고 기초통계량을 제시한다. 제IV장은 전체 및 세부그룹별 실증분석 결과를 설명하고 모형의 강건성을 검증하며, 제V장에서는 결론을 제시한다.

II. 배경 및 선행연구

1. 선행연구

이 연구는 세 가지의 선행연구의 흐름에 기여한다. 첫째, Becker(1973) 및 이에 따르는 논문들은 결혼과 가정 형성에 있어서의 이론적 모형을 탐구하였다. Becker(1973)는 사람들이 비혼으로 남아있을 때보다 결혼했을 때 효용이 높으면 결혼을 선택하는 이론적 모형을 제시한다. 남성과 여성은 결혼시장에서 배우자를 찾으며 그들의 특성에 따라 선별된다. Weiss and Willis(1997)는 새로운 정보가 이혼에 미치는 영향을 분석하였다. 결혼의 안정성은 최초의 매칭의 질(match quality)과 결혼 중에 발생하는 예측되지 않은 사건들에 의해 결정된다. 저자들은 관계의 시작 단계에서 예측되지 않는 소득의 변화 등

예측되지 않은 사건들이 이혼을 촉발시킬 수 있는 동적 모형을 제시한다. 또한, 모델로부터 도출한 가설들을 종단 데이터를 사용하여 시험한다. Brien et al.(2006) 또한 동거, 결혼, 이혼의 경제학적 모델을 연구한다. 처음에 커플은 진정한 매칭의 질 대신 어떤 신호(signal)만 관찰할 수 있는데, 이러한 신호에 따라 그들은 동거나 결혼으로 진입한다. 동거나 결혼 동안에 (효용의 흐름이나 이별의 비용과는 다른) 매칭의 질은 서서히 드러나는데, 이에 따라 커플은 동거를 지속하거나 결혼으로 전환하거나 다음 기에 이별을 택할 수 있다. 구조적 모형을 제시한 뒤, 저자들은 종단면 데이터를 사용해서 모수를 추정한다. 이번 연구는 결혼보조금을 통한 결혼의 경제적 유인 증가가 더 많은 사람들이 결혼하도록 하는지 검증함으로써 결혼에 대한 이런 이론들의 실증적 측면을 분석한다.

둘째, 정부정책이 결혼에 미치는 영향을 분석한 실증논문들이 있다. 소수 논문들은 결혼을 장려하기 위한 설계된 정부정책을 분석하는 반면, 나머지 연구들은 결혼을 우대하거나 불이익을 주는 사회복지나 세금 제도의 변화를 연구하였다. Frimmel et al. (2014)는 호주에서 1987년 결혼우대정책(처음 결혼하는 사람에 대한 금전적 지원)의 종료가 결혼에 어떤 영향을 주는지 분석하였다. 정책의 마지막 한 달 동안 일부 커플들은 더 일찍 결혼을 했으며 (탐색에 더 많은 시간이 있었으면 아마 결혼하지 않았을) 일부 경계 선상의 커플들(marginal marriage)도 결혼을 하였다. 호주의 결혼 등록부와 다른 행정적 데이터를 기반으로 저자들은 각 유형의 커플의 숫자와 비율을 추정하였으며, 경계 선상의 커플들이 이혼률 및 자녀출산에 있어 다른 모습을 보이는지 분석하였다. 또 다른 연구인 Persson(2020)은 1989년 스웨덴에서 생존자 보험이 개편되어 배우자 사망 후 지급되던 연금이 거의 사라지게 된 것이 결혼에 미친 영향을 분석하였다. 이러한 개편은 결혼에 대한 기대효용을 감소시켰고, 저자는 이것이 결혼 선택과 더불어 기존 커플의 이혼 및 가구 내 자원 배분에 있어서도 영향을 미칠 것이라 예상하였다. 스웨덴 행정데이터를 사용하여 저자는 제도 종료 전에 결혼의 일시적 증가(marriage boom)가 있었음을 보여준다.

Bitler et al.(2004)는 미국의 1996년 복지제도 개편이 결혼 및 이혼 결정에 미치는 영향을 연구하였다. 기존의 복지제도는 혜택이 비혼모(single mother)에 집중되어서 결혼을 억제한다는 인식이 널리 있었는데, 복지제도의 개편은 부분적으로 결혼을 권장하기 위한 것이었다. 인구동태통계를 사용하여 저자들은 복지제도 개편이 신규이혼 및 신규결혼을 둘 다 감소시키는 것을 발견하였다. Kitamura and Miyazak(2011)는 일본에서 결혼에 영향을 주는 지역별 요소들과 결혼장려정책의 효과를 분석하였다. 2000년에 인구감소 중인

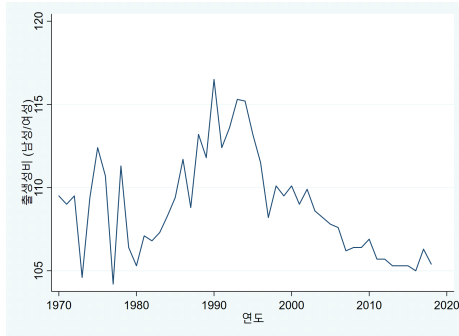
지자체들은 결혼장려금, 주택보조금, 영구거주 장려정책을 제공하였는데, 저자들은 결혼장려금 및 출산장려금이 일부 연령 그룹에서 남성의 결혼율을 높였으나 여성에게 있어서는 효과가 없었다고 분석하였다. 이러한 연구들에 더해 제도변화를 결혼의 도구변수로 사용하여 결혼이 노동공급, 자녀, 건강 등 다른 요소들에 미치는 인과적 영향을 분석한 연구들이 있다. 이번 연구는 복지제도나 세금 제도 변화와 같은 간접적인 영향에 비해 보다 직접적인 금전적 유인을 제공하며 수혜대상인 사람들에게도 널리 알려진 결혼보조금을 이용하였다. 지역 및 연도 간 차이를 이용하고 국제결혼과 국내결혼을 비교할 수 있는 점이 장점으로 작용한다.

마지막으로 한국에서의 결혼시장과 결혼이민자들에 대한 적은 수의 경제학 연구들이 있다. Kawaguchi and Lee(2017)는 아시아 국가에서 외국 신부가 증가하는 현상을 여성 교육수준의 빠른 상승과 변화하지 않는 문화적 규범에 의한 것으로 해석한다. 여성의 고학력은 더 나은 외부 선택지로 이어지는데 문화적 규범으로 인해 결혼의 순이익은 낮은 상태로 머무르면서 여성이 "낮추어 결혼하기"보다 비혼으로 남기를 선택한다는 것이다. 일본, 한국, 싱가포르와 대만의 데이터를 이용하여 저자들은 교육의 성별격차가 감소함에 따라 외국여성과 결혼하는 자국 남성의 비율이 증가하고, 낮은 학력의 남성이 외국여성과 결혼할 확률이 더 높음을 보여준다. 한국의 결혼시장에 대한 또 다른 연구인 성낙 일·이혜경·조동혁(2012)은 지역의 성비가 결혼시장의 압박(squeeze)을 결정하는지 분석한다. 이 연구에 따르면 지역의 성비보다는 남성의 노동시장 기회와 경제적 여건이 결혼시장을 결정하는 것으로 나타난다. 남성들은 중공업 중심의 도시에 밀집되어 있는데 이들은 지역 결혼시장의 성비 불균형에도 불구하고 배우자를 찾는 데 어려움을 겪지 않는다. 필자가 아는 한에서 이번 연구는 한국에서의 국제결혼에 대한 결혼보조금의 인과적 결과에 관한 첫 연구이며, 한국 결혼이민자에 관한 많지 않은 경제학 연구에 기여한다.

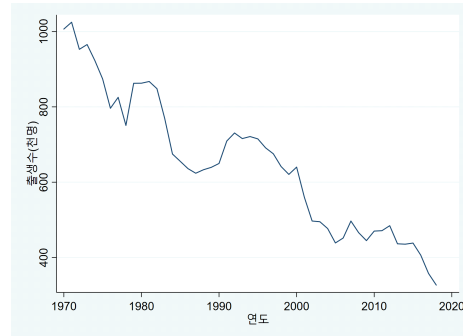
2. 결혼시장 불균형

최근 이십여 년간 한국에서 결혼시장 불균형은 사회적인 문제로 떠올랐다. 연구자들은 결혼시장의 불균형을 다음과 같은 몇 가지 이유로 분석한다. 첫째, 출생성비 불균형으로 인한 부분이다. [그림 1]은 출생성비(여아 100명당 출생한 남아의 수)가 수년간 자연스러운 수준을 벗어났음을 보여주고 있는데, 이로 인해 이들 세대가 결혼연령에 도달했을 때 여성보다 남성이 많게 된다. 그러나 지난 시기 결혼시장에서 결혼에 어려움을 겪었

[그림 1] 출생성비 추세 (1970-2018)



[그림 2] 출생아수 추세 (1970-2018)



출처: KOSIS 국가통계포털, 인구동태건수 및 동태을 추이

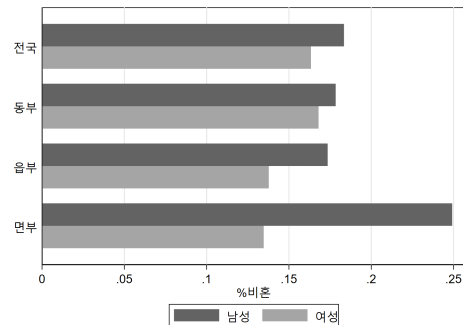
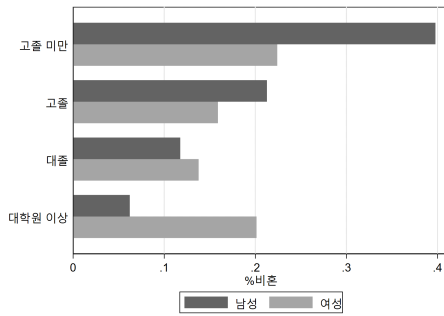
출처: KOSIS 국가통계포털, 인구동태건수 및 동태을 추이

던 이들은 가장 심각한 출생성비 불균형이 있는 세대보다 나이가 많다(김두섭, 2006). 출생성비가 110 이상인 코호트는 1980년대 후반부터 1990년대 초반까지 태어난 코호트인데, 이러한 출생성비 불균형은 아들 선호와 성감별 낙태기술의 보급으로 주로 설명된다. 1990년생은 2004-2018년도에 14-28세로 이들 세대의 문제는 이제 차츰 부각되는 중이다. 이에 따라 지난 시기의 결혼시장 불균형에 대해 김두섭(2006)은 다른 설명을 제시한다. [그림 2]에서 볼 수 있듯이 1970-2010년 기간에 출생 수는 지속적으로 감소하는데, 한국 남성은 보통 3-4세 연하의 여성과 결혼하는 경향이 있기 때문에 출생 수의 지속적인 감소가 결혼시장에 대한 압박으로 작용할 수 있다는 것이다.

둘째, 여성의 사회경제적 지위 향상이 다른 원인이 될 수 있다. 여성의 교육수준 향상과 노동시장의 기회 확대에 따라 많은 여성에게 결혼이 덜 매력적인 선택지가 되었다(Kawaguchi & Lee, 2017). 이는 사회경제적 지위가 높은 여성들과 사회경제적 지위가 낮은 남성들이 상당수 미혼으로 남을 것을 암시한다. 이러한 예측과 일치하게 [그림 3]은 여성들은 학력이 높을수록 비혼일 가능성이 크며 남성은 학력이 낮을수록 비혼일 가능성이 크다는 것을 보여준다.⁴⁾

4) 이후의 분석과 일관되도록 미혼, 이혼, 사별을 모두 포함하여 ‘비혼’을 정의하였다. ‘미혼’으로 국한했을 때에도 그래프의 결과는 비슷하다.

[그림 3] 교육수준별 비혼율 (40-49세, 2010년 기준) [그림 4] 지역별 비혼율 (40-49세, 2010년 기준)



출처: KOSIS 국가통계포털, 총조사인구(2010)

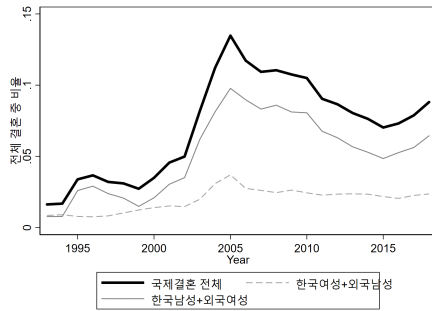
출처: KOSIS 국가통계포털, 총조사인구(2010)

마지막으로 남성과 여성의 지리적 분포의 차이가 결혼시장의 불균형을 설명할 수도 있다. 젊은 여성들은 젊은 남성들보다 더 많이 도심으로 이주하는 경향이 있고, 시골에 남은 젊은 남성들은 지역에서 배우자를 찾는 것이 어려워진다. [그림 4]에서 면부의 40-49세 남성의 25%, 여성의 13%가 비혼임을 보여주고 있으며, 면부 남성의 비혼율은 전국, 동부, 읍부의 비혼율(17-18%)을 크게 웃돈다. 그러나 성낙일·이혜경·조동혁(2012)은 결혼시장에 영향을 주는 것은 지역의 성비보다는 남성의 노동시장 기회와 경제적 상황이라고 설명한다. 이들의 연구는 중공업 위주의 도시에 집중된 남성들은 지역의 성비 불균형에도 불구하고 배우자를 찾는 데 어려움을 겪지 않는다고 말한다.

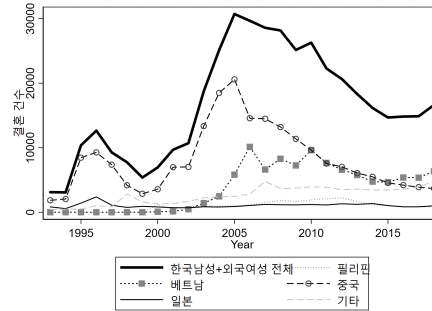
3. 국제결혼의 증가

한국에서의 결혼시장 불균형은 한국남성과 외국여성 간의 국제결혼 증가로 이어졌다. 1993년 기준 한국인과 외국인 간의 국제결혼은 전체결혼의 1.6%에 불과했고 한국남성과 외국여성 간의 국제결혼은 전체결혼의 0.8%에 불과했다. 그러나 1990년대 후반부터 한국남성과 외국여성 간의 국제결혼은 급격하게 증가했고, 2005년에는 전체결혼의 9.8%에 이르렀다. 국제결혼 비율은 그 후 하락해서 2015년에는 4.8%까지 떨어졌다. 지난 20년간 한국의 국제결혼의 극적인 변화양상은 [그림 5]에 나타나 있다.

[그림 5] 유형별 국제결혼 비율



[그림 6] 출신국가별 국제결혼 건수



출처: KOSIS 국가통계포털, 총조사인구(2010)

출처: KOSIS 국가통계포털, 총조사인구(2010)

[그림 6]에서 보듯이 조선족을 포함한 중국인은 외국인 아내의 가장 큰 집단이며 베트남인은 두 번째로 많다. Lee(2008)에 따르면 한국은 1992년 중국과의 수교를 맺었고 이후 많은 중국인 여성(특히 조선족)이 한국에 와서 한국남성과 결혼하게 되었다. 국제결혼 절차가 보다 복잡해지고 조선족 이주자들에게 한국의 노동시장 기회가 확대되면서 이러한 추세는 악화되었다. 1997년의 아시아 금융 위기 또한 국제결혼에 부정적인 영향을 주었다. 2000년대 초반 영리 목적의 국제결혼중개업체들은 국제결혼을 장려하였고, 외국인 신부의 출신지로 베트남이 새롭게 떠올랐다(Lee, 2008). 이로 인해 2010년대에 이르러 베트남 신부들은 중국인 신부의 숫자를 추월하게 된다. 국제결혼 숫자는 이후 하락하는데, 이는 국제결혼에 대한 규제 강화 또는 한국 인구의 코호트 크기 감소 등에 기인할 수 있다(Lee, 2012).

설동훈 외(2017)에 따르면 2008년 6월부터 시행된 ‘결혼중개업의 관리에 관한 법률’에 따라 국제결혼중개업의 법적 근거가 마련되었다. 등록된 국제결혼 업체 수는 2008년의 922개에서 2011년 1,519개로 급격히 증가하였다가 결혼중개업법 개정(2012년) 이후 감소하여 2017년에는 366개가 되었다.⁵⁾ 결혼중개업을 통한 국제결혼의 급격한 증가에 따라 한국 정부는 ‘국제결혼 안내 프로그램’ 시행(2010년 10월), ‘국제결혼 안내 프로그램’ 이수 의무화(2011년 3월), ‘결혼이민자 대상 한국어능력 테스트’ 시행(2014년 4월) 등 점차적으로 절차를 강화하였다. 조사에 따르면 결혼중개업을 통한 국제결혼의 비용⁶⁾은 여

5) 여성가족부. 『시·도별 국제결혼중개업체 공시 현황』 각 연월, 설동훈 외(2017)에서 재인용.

6) ‘회원에게 받은 중개료 총액’ 177개의 조사사례 기준.

성의 출신국가에 따라 1,000만~1,800만 원 수준인 것으로 추정된다(설동훈 외, 2017).

4. 결혼보조금

결혼보조금에 대한 조례는 2006-2014년 사이 많은 기초지자체(시군구)에서 도입되었다. 이에 더해 경상남도(2006년), 강원도(2014년), 제주도(2007년 제정, 2008년 폐지) 세 개 지역이 광역지자체(시도) 단위에서 조례를 제정하였다. 결혼보조금의 도입과 폐지는 국가법령정보센터⁷⁾에서 찾아볼 수 있으며, 이 데이터는 각 자치법규·조례의 행정구역 및 제정, 개정, 폐지 날짜를 포함하고 있다. 보조금은 한국남성과 외국여성 간의 국제결혼에 국한되었다. 각 지자체는 남성의 요건에 따라 다양한 자격조건을 설정하였다. 일반적으로 남성 후보자는 연령조건(예: 35-50세)과 그 지역에서의 주거 연한(예: 3년 이상)을 충족시켜야 한다. 일부 지역은 농림어업에 종사하는 자, 혹은 초혼인 자로 자격요건을 한정하였다. ('부록'의 표 A1)

<표 1>은 국제결혼 지원 조례의 전형적인 사례인데, 일반적인 정착, 결혼, 출산 장려 정책이 아닌 정확하게 국제결혼에 관한 비용지원 내용만을 담고 있음을 알 수 있다. 이들 조례의 목적으로는 결혼적령기 성비 불균형 해소, 가정형성, 지역정착, 인구증가, 저출산·고령사회에 대응, 농업인의 복지증진, 영농의욕 고취, 지역사회 활력 등이 제시된다. 그동안 적체되었던 결혼수요가 어느 정도 해소되고, 결혼의 양적 확대보다 결혼이민자의 적응 및 보호에 관한 관심이 높아지면서 결혼보조금에 대한 지자체의 관심은 차츰 축소되는 것으로 보인다.

대부분의 경우, 결혼보조금의 금액은 조례에 명시되지 않았다. 2007년도의 한 조사에 따르면 1인당 평균 지원예산은 5백만 원이며, 지역에 따라 2백만 원에서 많게는 8백만 원으로 차이가 있었다(최순영, 2007). 2019년도 말 정부24 및 복지포에 갱신된 최근 지원금액으로는 5백만-6백만 원 규모가 가장 많았다(표 2 참조)

7) 국가법령정보센터(www.law.go.kr)에서 '국제결혼'으로 검색된 자치법규를 대상으로 조사하였다. '국제결혼'으로 검색된 자치법규 144건 중 직접 관련이 없거나 중복된 14건을 제외한 130건을 대상으로 하였다. 법령명은 대부분 "농어촌 총각 국제결혼 지원 조례", "미혼자 국제결혼 지원에 관한 조례", "국제결혼가정 지원에 관한 조례" 등의 문구를 포함한다. "농촌총각 장가보내기" 등의 별칭으로 불리기도 한다.

〈표 1〉 농어촌 총각 국제결혼 지원 조례 예시 (강원도 사례 요약)

제목	강원도 농어촌 총각 국제결혼 지원 조례
제1호(목적)	결혼을 하지 못한 농어촌총각의 국제결혼을 주선하고 이에 필요한 비용의 일부를 지원하여 원만한 가정을 이루게 함으로써 영농·영어의욕 고취와 농어촌사회의 활력을 불어넣는 것을 목적으로 함
제2호(정의)	‘강원도 내 거주자’, ‘농어촌총각’, ‘국제결혼’에 대한 정의
제3호(자격요건)	농어촌총각, 강원도 거주, 50세 미만, 배우자 없음, 농어업 종사, 월 소득이 최저생계비의 120%(차상위계층) 이상, 건전한 사고 및 질병 없이 건강상태가 양호
제4조(지원대상)	농어촌총각으로서 국제결혼을 희망하는 사람 중 대상으로 선정된 사람
제5조(지원기준)	도지사는 매년 예산의 범위에서 국제결혼 비용의 일부를 지원금으로 확정된 후 지원기준 등을 시장·군수에게 통지
제6조(사업의 시행)	제7조에 따른 대상자 선정 및 절차 등을 시·군에 위임
제7조(지원대상자 선정 및 절차)	(생략)
제8조(지원금 교부)	(생략)
제9조(사후관리)	(생략)
제10조(지원금의 회수)	(생략)
제11조(시행규칙)	(생략)

출처: 국가법령정보센터 <http://www.law.go.kr/>

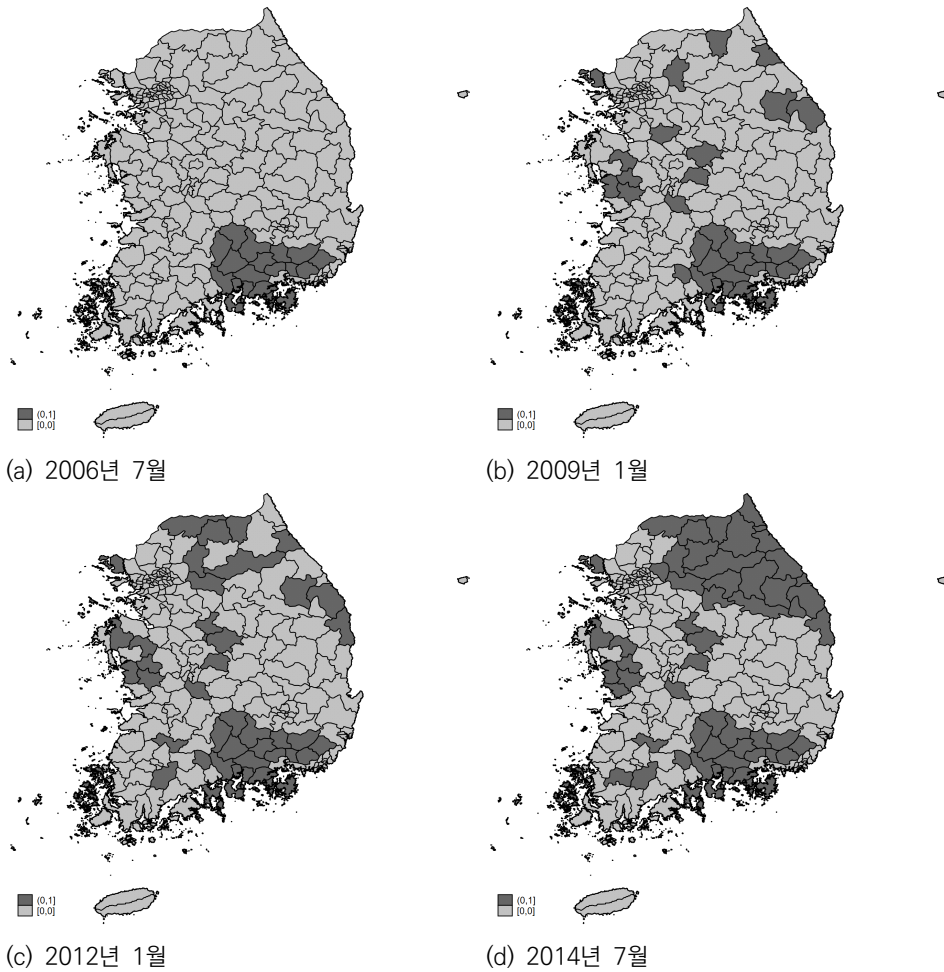
〈표 2〉 결혼보조금 지원금액

금액	지자체
1백만원	충남 보령시*
3백만원	충남 부여군, 인천 강화군, 강원 양양군, 충북 증평군, 충북 청주시
5백만원	경기 남양주시 / 강원 삼척시, 정선군, 고성군 / 충북 보은군, 음성군, 괴산군 / 충남 예산군 / 전남 구례군, 여수시, 화순군, 예산군 / 경북 청송군 / 경남 고성군
6백만원	거창군, 김해시, 함안군, 남해군, 하동군, 합천군 (모두 경남)
천만원	경기 양평군
미표기	강원도 원주시, 동해시, 경남 하동군, 철원군, 홍천군, 태백시, 양구군, 인제군, 철원군 (하동군 외 모두 강원)

출처: 정부24(gov.kr), 복지포(bokjiro.go.kr) 및 국가법령정보센터(<http://www.law.go.kr/>). 정부24 및 복지포에 서는 ‘국제결혼 지원’으로 검색한 중 관련 건 각각 26건, 8건이 활용되었으며, 대부분 2019년 말 최종 으로 수정된 현재의 지원금액이며, 과거 지원금액이 동일한지는 확인되지 않음.

*보령시는 국제결혼에 100만 원, 국제결혼 이후 첫째, 둘째 자녀 출산 시 각각 200만 원 지급.

[그림 7] 결혼보조금의 확산



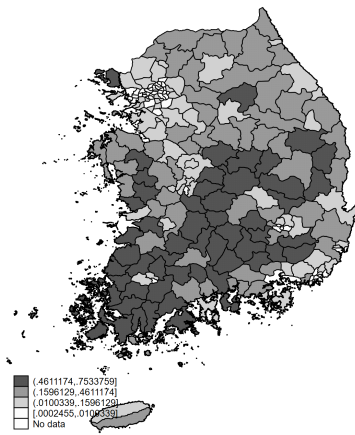
출처: 국가법령정보센터, '국제결혼'으로 검색된 자치법규

조례 기준으로 결혼보조금은 2006년 5월에 처음 도입되었고 가장 마지막에 도입된 것이 2014년이며, 최근까지도 여전히 개정되거나 폐지되고 있다. [그림 7]은 시기별 결혼보조금 제도의 확대를 보여준다. 광역지자체 단위의 제도로 인해 결혼보조금은 강원도와 경상남도 지역에 집중된 경향을 보인다.

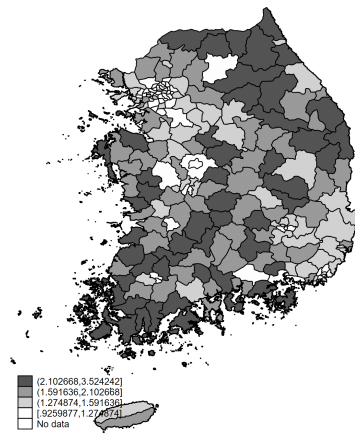
[그림 8]은 지역별 특성을 비교한다. 서울 및 수도권, 부산 및 주변지역은 인구가 상대적으로 젊고 성비균형을 이루며, 상대적으로 산업화되어 있다. 20-49세의 비혼여성에 비

한 비혼남성 비율은 강원도 및 전라도 지역에서 높다 (그림 b). 전라도 및 경상도 지역은 농림어업의 종사비율이 높고 65세 이상 인구 비율도 높다(그림 a, c). 지역적 특성은 이후 계량분석에서 통제되었으며, 지역적 특성에 대한 기초통계량은 'III.3. 기초통계량 분석'의 <표 13>에 있다.

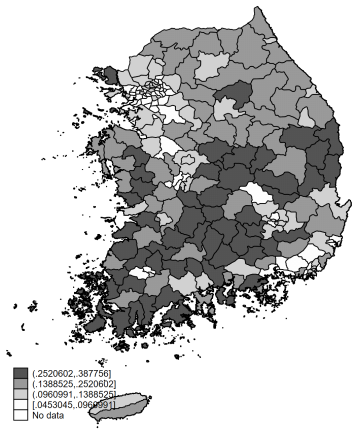
[그림 8] 지역별 특성 (2005)



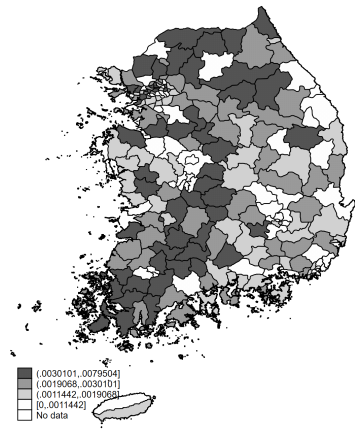
(a) 농림어업 종사자 비율



(b) 비혼 성비 (비혼남성/비혼여성, 20-49세)



(c) 65세 이상 비율



(d) 결혼이민자 (여성결혼이민자/전체인구)

출처: KOSIS 국가통계포털, 총조사인구(2005)

결혼보조금은 결혼으로 인한 다른 이익은 그대로 유지하면서 결혼에 대한 비용을 경감시켜 결혼에 대한 경제적 유인을 증가시킨다고 볼 수 있다. 한국남성 기준으로 국제결혼에 대해서만 보조금이 지급될 경우, 국제결혼에 대한 유인은 증가하고 국내 결혼에 대한 유인은 그대로이거나 상대적으로 감소한다. 그러나 언어·인종·문화 등으로 인해 국내 결혼에 대한 선호가 존재할 경우 지리적·사회경제적으로 한국 배우자를 만날 가능성이 큰 이들에게는 크게 영향을 미치지 않을 수 있다. 결혼보조금이 직업이나 연령, 결혼 경험 유무로 대상자 요건을 제한함에 따라 농림어업 종사자 및 상대적으로 나이가 많은 층에 결혼보조금의 영향력이 주로 나타날 수 있다. 또한, 결혼보조금을 제한 결혼비용이나 결혼 이후의 경제적 비용도 여전히 부담스러운 저소득층, 최근 강화된 규제에서 소득요건을 충족시키지 못하는 저소득층에서는 결혼보조금의 영향력이 나타나지 않을 수 있다.

그 외에 국제결혼증가에 대한 수익성이 증가함에 따라 국제결혼증개업체들이 더욱 적극적으로 증개를 하려고 하거나, 남성 쪽이 결혼비용을 더 많이 부담하게 됨으로써 외국 여성이 더 적극적으로 국제결혼에 참여하게 될 가능성도 있으나 이 연구는 한국남성 측면에 한정하여 분석하기로 한다. 정부의 보조금 지급으로 인해 국제결혼증개업체들이 증개비용을 올릴 수도 있으나, 증개비용에 대한 조사는 설동훈 외(2017)에는 거의 찾기 어려워 변화의 추이까지는 파악하기 힘들다. 만약 국제결혼 증개비용이 증가했을 경우, 보조금 지급에 대한 정책효과는 줄어들 것으로 예상된다.

III. 연구방법

1. 데이터

결혼보조금의 도입과 폐지는 국가법령정보센터⁸⁾에서 ‘국제결혼’으로 검색된 자치법규 144건 중 직접 관련이 없거나 중복된 14건을 제외한 130건을 대상으로 하였다. 이 데이터는 각 자치법규·조례의 행정구역과 제정·개정·폐지 날짜, 그리고 연령, 지역거주, 직업·산업, 기존 결혼경력 등 자격요건을 포함하고 있다. (‘II. 4. 결혼보조금’ 참고) 조례 기준으로 2006년 5월 처음 도입되어 최근까지도 개정·폐지되고 있는 국제결혼 보조금의

8) 국가법령정보센터(www.law.go.kr)

변화가 이번 연구에 활용되었다.

이번 연구의 주요 데이터는 2004년부터 2018년까지의 인구동향조사의 혼인-연간자료⁹⁾이다. 데이터는 각 쌍에 대해서 남편 및 아내의 나이, 교육수준, 직업, 현재 거주지역(광역지자체·기초지자체), 출신지역, 그리고 결혼 날짜(연·월)를 포함한다. 주된 분석대상은 35-49세의 남성이 포함된 결혼에 한정하였는데 이는 대부분의 지자체가 35세 이상으로 결혼보조금 신청대상을 제한하고 있기 때문이다. ('부록'의 <표 A1> 참고) 출신지역에 대한 정보는 한국남성-한국여성 간의 결혼과 한국남성-외국여성 간의 결혼을 구분하는데 사용되었으며¹⁰⁾, 남성의 나이·교육수준·직업은 세부그룹 분석을 하는 데 사용되었다.

보조적인 데이터로는 2005, 2010, 2015년 인구총조사의 총조사인구¹¹⁾ 및 2005, 2010, 2015년 인구주택총조사(2% 인구사항)¹²⁾가 사용되었다. 총조사인구는 각 광역지자체(시·도) 및 기초지자체(시·군·구)의 인구규모와 성별/연령별/혼인상태별 인구를 제공한다. 인구주택총조사는 개인별 성별, 나이, 직업, 혼인상태 및 지역(광역지자체 및 기초지자체) 정보를 제공한다. 이 연구에서는 전체에서 기혼을 뺀 나머지 미혼, 이혼, 사별을 모두 '비혼'으로 분류하였다. 연령은 5세 간격(35-39, 40-44, 45-49세)으로 구분하였다. 교육은 고졸미만, 고졸, 대졸, 대학원 이상으로 구분하였다. 마지막으로 직업군은 전문직, 사무직, 서비스·판매, 농림어업, 기능·조립, 단순노무, 무직으로 구분하였다. 행정구역은 최근 기준으로 통일하였으며, 세종시는 제외하였다.¹³⁾

기초지자체(시·군·구)별 연도별 결혼확률(=결혼건수/비혼남성의 수)을 구하기 위해서는 35-49세 비혼남성의 숫자¹⁴⁾가 필요한데, 전체 및 나이(5세 단위)로는 기초지자체의 비혼남성수가 총조사인구에 직접 제공되는 데 반해, 세부그룹 분석에 필요한 교육수준(일부) 및 직업군 별로는 기초지자체의 비혼남성수가 직접 제공되지 않는다. 이 경우에는 인구주택총조사로 추정된 각 세부집단의 인구비율 및 비혼확률을 곱해서 해당 그룹의 비혼남성수를 추정하여 사용하였다('IV.2. 세부그룹 분석' 참고).

9) 한국 MicroData Integrated Service <https://mdis.kostat.go.kr/>

10) 남편 및 아내의 외국인 여부를 파악하기 위해 2009년까지는 본적시도(부·처)를 활용하고 2010년부터는 국적 구분(부·처)과 국적(부·처)을 활용하였다. 국적 구분의 경우 '출생한국인'인 경우 한국인, '귀화한국인·외국인'인 경우 외국인으로 분류하였다.

11) KOSIS 국가통계포털 <http://kosis.kr/>

12) 한국 MicroData Integrated Service <https://mdis.kostat.go.kr/>

13) 창원시·마산시·진해시는 통합창원시로, 청주시·청원군은 통합청주시로 통합되었으며, 북제주군은 제주시로 남제주군이 서귀포시로 통합되었다. 충청남도 연기군은 신설되는 세종시로 포함되었다. 그 외에 군이 시로 승격되는 등의 변화가 다수 있었다.

14) KOSIS 국가통계포털 <http://kosis.kr/>

추가적으로 지역별 특성 통제를 위해 2005, 2010, 2015년의 기초지자체별 농림어업 종사자 비율, 20-49세 비혼성비, 65세 이상 비율¹⁵⁾, 2006년 기초지자체별 외국인주민 현황¹⁶⁾, 2008-2019년 기초지자체별 전체 예산 중 사회복지 비율¹⁷⁾을 사용하였다. (‘IV.3. 가. 지역적 특성과 정책의 내생성’ 참고) 자치법규·조례를 제정하지 않고, 혹은 제정하기 이전부터, 결혼보조금을 지급하는 지자체들도 있어 기본 분석에서는 조례 제정을 기준으로 하고 ‘IV.3.나. 비공식적인 결혼보조금 지급’에서는 최순영(2007)을 활용하여 2007년 기준 실제로 지원사례가 있는 지자체들을 대상으로 분석하였다. 마지막으로 정책에 따른 이주 가능성을 검토하기 위해 2000-2018년 국내인구이동통계¹⁸⁾를 사용하였다. (‘IV.3.다. 결혼보조금에 따른 인구이동 가능성’ 참고)

인구동향조사의 혼인-연간자료를 활용하는 것은 몇 가지 장점이 있다. 첫째, 이 데이터는 전체결혼에 대한 기록을 담고 있으며 각 남편·아내에 대한 상세한 정보를 제공한다. 둘째, 한국남성-한국여성 간의 결혼과 한국남성-외국여성 간의 결혼을 구별할 수 있게 해준다. 그러나 이 데이터는 비혼으로 남아있는 이들에 대한 정보는 제공하지 않는 단점이 있다. 따라서 이 연구에서는 총조사인구 및 인구주택총조사를 활용하여 전체 인구 및 비혼 인구를 추정하였다.

2. 분석모델

이 연구는 한국남성과 외국여성의 결혼을 대상으로 한 결혼보조금이 국제결혼에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 이를 위해 기초지자체(시군구)와 연도별 결혼보조금의 차이를 이용하여 이중차분법(Difference-In-Differences)으로 분석을 하였다.

$$\begin{aligned} ProbForMarr_{ct} &= \beta_0 + \beta_1 Subsidy_{ct} + \beta_2 X_{ct} + \theta_c + \delta_t + \epsilon_{ct} \\ ProbForMarr_{ct} &= \frac{ForMarr_{ct}}{SingleMen_{c,t-1}} \\ \widehat{SingleMen}_{c,t} &= (1 - \lambda_1) SingleMen_{c,2005} + \lambda_1 SingleMen_{c,2010} \quad (t \leq 2010) \\ \widehat{SingleMen}_{c,t} &= (1 - \lambda_2) SingleMen_{c,2010} + \lambda_2 SingleMen_{c,2015} \quad (t > 2010) \end{aligned}$$

15) KOSIS 국가통계포털 <http://kosis.kr/>

16) KOSIS 국가통계포털 <http://kosis.kr/>

17) 지방재정365 lofin.mois.go.kr/

18) KOSIS 국가통계포털 <http://kosis.kr/>

$ProbForMarr_{ct}$ 는 전기(t-1년)에 비혼이었던 기초지자체 c의 남성이 이번 기(t년)에 외국여성과 결혼할 확률을 말한다. $Subsidy_{ct}$ 는 기초지자체 c가 t년에 보조금을 지급하고 있으면 1이고, 그 지역이 보조금을 지급한 적이 없거나 다른 해에 지급하였더라도 t년에 보조금을 지급하지 않았으면 0이 된다.¹⁹⁾ 기초지자체(시군구) 고정효과 및 연도별 고정효과를 통제하였으며, 혹시 존재할지도 모르는 정책의 내생성을 제거하기 위해 지역별 고정효과로 포착되지 않는 지역별-연도별 특성 X_{ct} (기초지자체별 농림어업 종사자 비율, 20-49세 비혼성비, 65세 이상 비율, 전체 예산 중 사회복지 비율)을 통제하였다. 각 기초지자체-연도의 35-49세 비혼 남성의 숫자로 가중치를 부여했으며, 표준오차는 기초지자체 별로 클러스터링하였다. 관측단위는 기초지자체-연도이다. 관심 대상인 β_1 는 결혼보조금이 외국여성과 결혼할 확률에 미치는 영향을 의미한다.

$ForMarr_{ct}$ 는 기초지자체 c에 t년에 발생한 한국남성과 외국여성과의 결혼 건수이며, $SingleMen_{c,t-1}$ 는 이전 기의 비혼 남성의 숫자이다. 연도별 기초지자체별 비혼남성의 숫자는 2005년, 2010년, 2015년의 기초지자체별 비혼 남성 숫자로부터 내삽 또는 외삽 ($\lambda_1 = \frac{t-2005}{5}$, $\lambda_2 = \frac{t-2010}{5}$)으로 추정하며, ‘비혼남성’은 미혼, 이혼, 사별 등 현재 배우자가 없는 모든 남성을 일컫는다. 대부분의 지자체가 결혼보조금 신청자격을 35세 이상으로 제한하고 있기 때문에 (‘부록’의 <표 A1> 참고) 모든 관측은 35세에서 49세 사이의 남성으로 한정하였다.

국내 결혼이나 전체결혼(국내결혼+국제결혼)에 대한 부가적인 분석은 동일한 모형에서 $ForMarr_{ct}$ 만 $DomMarr_{ct}$ 와 $TotMarr_{ct}$ 로 대체하여 사용하였다. 나이, 교육수준, 직업군별 세부그룹 분석 방법은 ‘IV.2. 세부그룹 분석’에서 상세히 설명하도록 한다.

정책의 내생성을 제거하기 위해서는 도구변수(instrumental variable)를 사용하는 것이 바람직하나, 이 연구에서는 국제결혼 보조금의 적절한 도구변수를 발굴하지 못해 되도록 많은 변수를 통제하는 것으로 대신하였다. 이에 따라 기초지자체별 고정효과와 앞의 네 가지 기초지자체별-연도별 특성에 포착되지 않은 내생성이 여전히 남아있을 수 있으며 이로 인한 편의(bias)가 발생할 수 있다. 예를 들어 국제결혼에 관한 관심이 갑자기 커진 지역에서 주민들의 요구에 맞춰 국제결혼 보조금을 지급하기 시작하는 경향이 있다면 결혼보조금의 효과는 과대추정될 수 있다.

19) 편의상 보조금 지급을 시작한 해는 시작월과 관계없이 1로 하였고, 종료된 해는 0으로 하였다.

3. 기초통계량 분석

2018년 말 기준 한국에는 17개의 광역지자체(시도) 및 226개의 기초지자체(시군구)가 있다. (행정안전부 2019) 2004-2018년 기간의 혼인 자료는 4,378,068건의 결혼을 포함한다. 데이터에는 4,039,260건의 한국남성과 한국여성의 결혼(‘국내결혼’) 및 322,031건의 한국남성과 외국여성의 결혼(‘국제결혼’)이 포함되어 있다.²⁰⁾ <표 3>은 국제결혼 커플 및 국제결혼 커플을 비교해서 보여준다. 한국여성과 결혼하는 남성은 평균 33.0세이고 아내에 비해 평균 2.2살 많은 데 비해, 외국여성과 결혼하는 남성은 평균 40.6세로 더 나이가 많으며 아내와의 나이 차이도 11.1살로 더 많은 것으로 나타났다. 한국여성과 결혼하는 남자들 중 66.4%가 대졸자인 데 반해 외국여성과 결혼하는 남성은 28.5%만이 대졸자였다. 더 젊은 코호트에서 대학 졸업률이 높다는 것을 감안하면 이는 출생코호트 효과도 포함할 수 있다.

남성의 나이를 35-49세로 제한할 경우, 전체 1,089,988건의 결혼 중 893,154건의 국내결혼과 196,834건의 국제결혼이 존재하였다. 남성의 나이는 국내, 국제결혼에 각각 39.6, 41.1세로 아내보다 각각 3.8, 13.1세 많았으며, 대졸자 비율은 국내, 국제결혼이 각각 56.1%, 24.3%였다.

결혼보조금 유무에 따른 국제결혼 커플의 특징은 <표 4> 패널 A에 비교되어 있다. 1열은 결혼보조금 제도를 도입한 적 없었던 지역의 커플들이고 2열(보조금이 없던 시기에 결혼) 및 3열(보조금이 있었던 시기에 결혼)은 결혼보조금을 한 번이라도 도입한 적이 있던 지역의 커플들이다. 전체결혼 중 국제결혼 비율은 보조금을 지급한 적 없는 지역(1열 8.2%)에 비해 지급한 적 있는 지역(2열 9.7% 및 3열 8.6%)에서 약간 높았으나 차이는 크지 않았다. 농림어업에 종사하는 남성의 비율은 한 번이라도 보조금을 지급한 적이 있던 지자체에서 더 높았다. 외국여성과 결혼하는 남성의 연령은 그룹별로 차이가 없었으며, 남성의 학력은 보조금 지급 중이지 않은 시기(2열)에서 가장 낮았다. 지역별로는 보조금을 지급한 적 있는 지역이 없는 지역에 비해 농림어업 종사자 비율, 20-49세 비혼성비, 65세 이상자 비율이 모두 높은 것을 확인할 수 있다 (<표 4> 패널 B).

20) 한국여성과 외국남성 간의 결혼 7,346건, 외국남성과 외국여성 간의 결혼 9,062건, 남성이나 여성의 출신지가 미상인 369건은 이번 연구에서 제외하였다.

〈표 3〉 국내결혼 및 국제결혼 커플의 비교

	국내결혼			국제결혼		
	남성	여성	차이	남성	여성	차이
나이	33.0 (7.6)	30.8 (7.3)	2.2 (4.0)	40.6 (8.7)	29.5 (9.6)	11.1 (8.5)
대출	.664 (0.472)	.660 (0.474)	.004 (0.454)	.285 (0.452)	.225 (0.417)	.061 (0.466)
농림어업	.013 (0.114)			.081 (0.271)		
기능 조립	.119 (0.324)			.190 (0.393)		
단순노무	.023 (0.149)			.051 (0.245)		
N	4,039,260			322,031		

출처: 인구동향조사의 혼인-연간자료(2004-2018), 관측단위는 개인, 연령 전체, 괄호 안은 표준편차.

〈표 4〉 결혼보조금 유무에 따른 국제결혼 커플 및 지역의 특징

패널 A. 국제결혼 커플의 특징

	(1) 결혼보조금을 지급한 적 없는 지역		결혼보조금을 지급한 적 있는 지역			
			(2) 지급 중이지 않은 시기		(3) 지급 중인 시기	
	남성	여성	남성	여성	남성	여성
나이	40.6 (8.8)	29.8 (9.6)	40.6 (8.2)	28.2 (9.5)	40.5 (8.0)	27.1 (9.0)
대출	.293 (0.455)	.234 (0.423)	.209 (0.407)	.161 (0.367)	.281 (0.449)	.200 (0.400)
농림어업	.060 (0.237)		.200 (0.398)		.155 (0.362)	
기능 조립	.186 (0.389)		.176 (0.381)		.253 (0.435)	
단순노무	.064 (0.244)		.065 (0.247)		.064 (0.245)	
N	267,211		25,349		29,471	
비혼 비율	.215		.194		.244	
국제결혼 비율	.082		.097		.086	

패널 B. 지역의 특징

농림어업 비율	0.065 (0.137)	0.224 (0.192)
비혼성비	1.345 (0.263)	1.700 (0.419)
65세 이상 비율	0.107 (0.052)	0.162 (0.077)
결혼이민자 비율	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)
사회복지 비율	0.323 (0.118)	0.189 (0.039)

출처: (패널 A) 인구동향조사의 혼인-연간자료(2004-2018), 관측단위는 개인, 연령 전체. 비혼 비율의 관측단위는 기초지자체. 괄호 안은 표준편차.

(패널 B) 지역특성은 2005년 기준(결혼이민자 비율은 2006년도 기준), 기초지자체별 35-49세 비혼남성 수로 가중평균. 괄호 안은 표준편차.

2005년 기준 전국적으로 14.9%의 35-49세 남성이 비혼이었으며, 이는 2010, 2015년에는 각각 21.0%, 27.2%로 증가하였다. 전년도에 비혼이었던 35-49세 남성이 그 해에 외국여성과 결혼할 확률은 1.0%, 한국여성과 결혼할 확률은 4.3%, 결혼할 확률 전체는 5.3%이었다 (세부그룹별 기초통계량은 'IV.2. 세부그룹 분석' <표 7> 참고).

IV. 분석 결과

1. 전체 분석

<표 5> 패널 A는 결혼보조금이 전년도 비혼이었던 한국남성이 이번 연도에 외국여성 과 결혼할 확률(‘국제결혼’)을 통계적으로 유의하게 증가시키는 것을 보여준다. 지역별 이질성 및 혹시 존재할지도 모를 정책의 내생성을 제거하기 위해 지역 고정효과는 i) 해당 기초단체가 한 번이라도 보조금을 지급한 적이 있는지 (2,3열), ii) 광역지자체(시도) 고정효과(3열), iii) 기초지자체(시군구) 고정효과(4-7열) 세 가지 방법으로 통제하였다. 마지막으로 지역의 변화하는 속성으로 인한 정책의 내생성을 제거하기 위해 기초지자체별-연도별 속성(농림어업 종사자 비율, 20-49세 비혼성비, 65세 이상 비율, 전체 예산 중 사회복지 비율)을 통제하였다(7열, 지역-연도별 속성에 대해서는 ‘IV.3.가. 지역적 특성과 정책의 내생성’ 참고). 표준오차는 광역지자체(3열) 또는 기초지자체(5-7열) 단위에서 클러스터링하였으며, 6열은 광역지자체별 추세를 적용되었다. 가장 선호되는 모형은 기초지자체별 고정효과와 기초지자체별-연도별 속성을 통제하고 기초지자체별로 표준오차를 클러스터링한 7열이다.

패널 A는 결혼보조금은 모든 모형(1-7열)에 있어 통계적으로 유의한 수준으로 국제결혼을 증가시키는 것을 보여준다. 가장 선호되는 모형인 7열에서 결혼보조금은 국제결혼을 0.38%p 통계적으로 유의한 수준으로 증가시키는 것으로 나타났다. 이는 35-49세의 비혼남성이 1년간 국제결혼을 할 확률인 1.0%의 38% 증가에 해당한다.²¹⁾

21) 국제결혼에 대한 보조금이 500만-600만 원 수준이고 국제결혼 중개비용이 1,000만-1,800만 원 수준이라면(II.3. 국제결혼의 증가 및 II.4. 결혼보조금 참고) 이는 국제결혼 비용의 1/3가량을 보조받는 것이라 적지 않은 수준이다. 만약 전체적인 국제결혼 확률은 1.0%이므로 국제결혼 보조금이 500만 원이고 보조금 시행 지역-기간 중 국제결혼한 이들이 모두 보조금 신청대상이었다면, 보조금을 받는 1.38쌍의 국제결혼 중 보조금으로 인한 증가분이 0.38쌍이고 1쌍의 국제결혼을 늘리기 위해 약 1,816만 원($\approx 500\text{만 원} \times 1.38\text{쌍} / 0.38\text{쌍}$)이 지출되었다고 볼 수 있다. 보조금 지원대상이 아닌 이들이 섞여 있으면 이 비용이 과대추정될 수 있다. 이에 따라 농림어업 종사자로 신청요건을 제한하지 않은 보조금만을 대상(표 15, 7열)으로 했을 때는 계수가 0.00577인데, 1.58쌍의 국제결혼 중 보조금으로 인한 증가분이 0.58쌍이고 1쌍의 국제결혼을 늘리기 위해 약 1,362만 원($\approx 500\text{만 원} \times 1.58\text{쌍} / 0.58\text{쌍}$)이 지출되었다고 볼 수 있다.

〈표 5〉 결혼보조금이 결혼에 미치는 영향

패널 A. 종속변수: 국제결혼 확률($ProbForMarr_{ct}$)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
결혼보조금	0.000809* (0.000364)	0.00219*** (0.000437)	0.00235* (0.000922)	0.00196*** (0.000366)	0.00196** (0.000711)	0.00284*** (0.000763)	0.00381*** (0.000692)
지역 고정효과							
지원경험유무		Y	Y				
광역시자체			Y				
기초지자체				Y	Y	Y	Y
지역-연도 특성							Y
연도 고정효과		Y	Y	Y	Y	Y	Y
지역별 추세						Y	
클러스터			광역시자체		기초지자체	기초지자체	기초지자체
adj. R-sq	0.001	0.594	0.693	0.787	0.787	0.817	0.830
N	3,420	3,420	3,420	3,420	3,420	3,420	3,420

패널 B. 종속변수: 국내결혼 확률($ProbDomMarr_{ct}$)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
결혼보조금	-0.00405*** (0.000677)	-0.00128 (0.000961)	-0.00257 (0.00130)	-0.00142* (0.000582)	-0.00142 (0.000875)	0.00135 (0.000879)	-0.000362 (0.000908)
지역 고정효과							
지원경험유무		Y	Y				
광역시자체			Y				
기초지자체				Y	Y	Y	Y
지역-연도 특성							Y
연도 고정효과		Y	Y	Y	Y	Y	Y
지역별 추세						Y	
클러스터			광역시자체		기초지자체	기초지자체	기초지자체
adj. R-sq	0.010	0.437	0.537	0.846	0.846	0.871	0.858
N	3,420	3,420	3,420	3,420	3,420	3,420	3,420

패널 C. 종속변수: 전체결혼 확률($ProbTotMarr_{ct}$)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
결혼보조금	-0.00324*** (0.000901)	0.000912 (0.00107)	-0.000223 (0.00161)	0.000535 (0.000740)	0.000535 (0.00122)	0.00419*** (0.00122)	0.00345** (0.00124)
지역 고정효과							
지원경험유무		Y	Y				
광역시자체			Y				
기초지자체				Y	Y	Y	Y
지역-연도 특성							Y
연도 고정효과		Y	Y	Y	Y	Y	Y
지역별 추세						Y	
클러스터			광역시자체		기초지자체	기초지자체	기초지자체
adj. R-sq	0.003	0.605	0.688	0.859	0.859	0.890	0.883
N	3,420	3,420	3,420	3,420	3,420	3,420	3,420

비고: 데이터 출처는 인구동향조사의 혼인-연간자료(2004-2018)이며, 관측단위는 기초지자체(시도군)-연도임. 각 기초지자체-연도의 35-49세 비혼 남성수로 가중치를 적용하였음. 표준오차는 괄호 안에 표기하였음.

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

패널 B는 보조금이 한국남성과 한국여성 간 결혼(‘국내결혼’)에 대해 미치는 구축효과(crowd out effect)를 검증하였다. 결혼보조금은 국제결혼에만 지원되니 경제선의 일부 남성들은 국내 결혼에서 이탈하여 국제결혼을 대신 선택했을 것으로 예상할 수도 있다. 그러나 패널 B에서 지역통제를 하지 않은 1열을 제외한 나머지 열에서 유의한 효과는 거의 나타나지 않으며, 가장 선호되는 분석인 7열에서도 국내 결혼에 미치는 영향은 유의하지 않게 나타났다.

패널 C에서는 결혼보조금이 전체결혼(한국남성이 한국여성 또는 외국여성과 결혼) 확률에 통계적으로 유의하거나 유의하지 않은 양의 효과를 보이는 것으로 나타난다. 2-5열에서는 유의하지 않은 수준의 양의 효과를 보였으나, 기초지자체-연도별 특성까지 적용하여 가장 선호되는 모형인 7열에서는 통계적으로 유의한 수준으로 0.35%pt를 증가시키는 것으로 나타났다. 이는 국내 결혼에 대한 구축효과가 거의 없이 국제결혼 증가분이 그대로 반영된 것으로 보인다. 결혼보조금은 남성을 비혼으로 남는 것과 외국여성과 결혼하는 것, 외국여성과 결혼하는 것과 한국여성과 결혼하는 것, 이 두 개의 경계(margin)에서 영향을 줄 수 있는데, 결과에 따르면 첫 번째 경계에는 영향을 주고 두 번째 경계에는 영향을 주지 않은 것으로 해석된다.

2. 세부그룹 분석

결혼보조금은 몇 가지 이유에서 이질적인 특성을 가진 남성들에게 서로 다른 효과를 미칠 수 있다. 첫째, 언어, 문화, 인종 등의 차이로 인하여 한국 남성이 외국여성보다 한국여성과 결혼하는 것을 선호한다고 가정할 경우, 한국인 배우자를 쉽게 찾을 수 있는 남성은 여전히 한국여성과 결혼할 가능성이 크다. 둘째, 지자체들은 남성의 특성에 따라 보조금의 신청자격을 제한한다. 더 나이가 많고 농업/어업에 종사하는 남성들은 다른 남성들보다 신청자격에 해당할 가능성이 크다. 마지막으로 결혼보조금은 결혼비용의 일부만을 지급하기 때문에 그 나머지를 감당하기 어려운 남성은 여전히 비혼으로 남게 된다. (부록의 <표 A1> 참고)

누가 결혼보조금의 영향을 가장 많이 받는지 알아보기 위해 이 연구에서는 남성의 나이, 교육수준, 직업군에 따른 세부그룹 분석을 수행하였다. 앞서서와 같이 남성 중 전체에서 기혼을 뺀 나머지 미혼, 이혼, 사별을 모두 ‘비혼’으로 분류하였다. 연령은 5세 간격(35-39, 40-44, 45-49세)으로 구분하였으며 20-24, 25-29, 30-34세 그룹과 비교하여 총

6가지로 구분하였다. 교육은 고졸미만, 고졸, 대졸, 대학원 이상 4가지로 구분하였다.²²⁾ 마지막으로 직업군은 전문직, 사무직, 서비스·판매, 농림어업, 기능·조립, 단순노무, 무직 7가지로 구분하였다.²³⁾ 행정구역은 최근 기준으로 통일하였으며, 세종시는 제외하였다.²⁴⁾

$$\begin{aligned} \text{ProbForMarr}_{c,t,g} &= \beta_0 + \beta_1 \text{Subsidy}_{ct} + \beta_2 X_{ct} + \theta_c + \delta_t + \epsilon_{c,t} \\ \text{ProbForMarr}_{c,t,g} &= \frac{\text{ForMarr}_{c,t,g}}{\text{SingleMen}_{c,t-1,g}} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \widehat{\text{SingleMen}}_{c,t,g} &= (1 - \lambda_1) \widehat{\text{SingleMen}}_{c,2005,g} + \lambda_1 \widehat{\text{SingleMen}}_{c,2010,g} \quad (t \leq 2010) \\ \widehat{\text{SingleMen}}_{c,t} &= (1 - \lambda_2) \widehat{\text{SingleMen}}_{c,2010,g} + \lambda_2 \widehat{\text{SingleMen}}_{c,2015,g} \quad (t > 2010) \end{aligned}$$

ProbForMarr_{ctg} 는 이전 기(t-1년)에 비혼이었던 기초지자체(시군구) c, g 세부그룹에 속한 남성이 이번 기(t년)에 외국여성과 결혼할 확률이다. Subsidy_{ct} 는 기초지자체 c가 t년에 보조금을 지급하고 있었으면 1이고, 그 지역이 보조금을 지급한 적이 없거나 다른 해에 지급하였더라도 t년에 보조금을 지급하지 않았으면 0이 된다.²⁵⁾ 관심대상인 β_1 은 결혼보조금이 외국여성과 결혼할 확률에 미치는 영향을 의미한다. 회귀분석은 각 세부그룹별로 수행하였으며, 다른 조건은 전체 분석과 동일하게 유지하였다. 전체 분석에서 가장 선호했던 모형인 <표 5> 패널 A 7열과 같이 기초지자체, 연도를 고정효과로 통제하고, 각 기초지자체의 연도별 특성 X_{ct} (농림어업 종사자 비율, 20-49세 비혼성비, 65세 이상 비율, 전체 예산 중 사회복지 비율)을 통제하였다. 각 세부그룹의 35-49세 비혼남성의 숫자로 가중치를 부여하였으며 표준오차는 기초지자체 단위로 클러스터링하였다.

22) 교육수준은 고졸미만(무학, 초등학교 졸, 중학교 졸, 고등학교 중퇴, 미상), 고졸(고등학교 졸업, 대학/대학교(4년제 미만/4년제) 미졸업), 대졸(대학/대학교(4년제 미만/4년제) 졸업, 석사 미졸업), 대학원 이상(석사 졸업, 박사 미졸업/졸업)으로 분류하였다.

23) 직업군은 전문직(의회임원, 고위임직원 및 관리자, 전문가, 기술공 및 준전문가), 사무직(사무 종사자), 서비스·판매(서비스 종사자 및 판매 종사자), 농림어업(농림어업 숙련 종사자), 기능·조립(기능원 및 관련 기능 종사자, 장치, 기계조작 및 조립 종사자), 단순노무(단순노무 종사자), 무직(학생, 가사, 무직, 미상, 군인(사병제외))으로 분류하였다.

24) 창원시·마산시·진해시는 통합창원시로, 청주시·청원군은 통합청주시로 통합되었으며, 북제주군은 제주시로 남제주군이 서귀포시로 통합되었다. 충청남도 연기군은 신설되는 세종시로 포함되었다. 그 외에 군이 시로 승격되는 등의 변화가 다수 있었다.

25) 편의상 보조금 지급을 시작한 해는 시작월과 관계없이 1로 하였고, 종료된 해는 0으로 하였다.

〈표 6〉 기초단체별 비혼남성의 수 추정

연도	전체 (기초단체별 35-49세 비혼 남성)	세부그룹 분석		
		연령별 (3개 그룹)	학력별 (4개 그룹)	직업별 (7개 그룹)
2005	총조사인구 사용	총조사인구 사용	$\widehat{SingleMen}_{c,\tau,edu} = TotalMen_{c,\tau,edu} * ProbSingle_{state,\tau,edu}$	$\widehat{SingleMen}_{c,\tau,occ} = TotalMen_{c,\tau} * ProbOccSingle_{state,\tau,occ}$
2010	총조사인구 사용	총조사인구 사용	총조사인구 사용	
2015	총조사인구 사용	총조사인구 사용	총조사인구 사용	
그 외	2005/2010/2015년 수치로부터 내삽/외삽			

출처: 20-34세 그룹 데이터는 같은 방식으로 별도 구축

전체 분석에 비해 세부그룹 분석에서는 통계에 2005/2010/2015년 비혼남성의 수 ($SingleMen_{c,2005,g}, SingleMen_{c,2010,g}, SingleMen_{c,2015,g}$)가 직접 제공되지 않는 경우가 많기 때문에 연도별 비혼남성의 수($SingleMen_{c,t-1,g}$)의 추정이 더욱 복잡해진다. <표 6> 6개 나이별로는 기초지자체별 비혼남성의 수가 있어 이를 활용하였다.²⁶⁾ 4개 교육수준에 대해서는 2010, 2015년에는 기초지자체별 비혼 남성의 수가 있으나 2005년에는 없어 이를 추정한다. 2005년 기초지자체별 35-49세 교육수준별 남성 전체(기혼 및 비혼)의 숫자($TotalMen_{c,2005,edu}$)에 2005년 광역지자체별 35-49세 남성의 교육수준별 비혼 비율($ProbSingle_{state,2005,edu}$)을 곱해 2005년 기초지자체별 35-49세 비혼남성의 수 ($SingleMen_{c,2005,edu}$)를 추정하였다.²⁷⁾ 마지막으로 7개 직업군에 대해서는 기초지자체별 직업별 남성 전체의 숫자가 제공되지 않기 때문에, 2005년 기초지자체별 35-49세 남성 전체(기혼 및 비혼)의 숫자($TotalMen_{c,2005}$)에 2005년 광역지자체별 35-49세 남성의 직업군-비혼 비율($ProbOccSingle_{state,2005,occ}$)²⁸⁾을 곱해 2005년 기초지자체별 35-49세

26) 인구총조사의 총조사인구.

27) $TotalMen_{county,2005,edu}$ 는 인구총조사의 총조사인구, $ProbSingle_{state,2005,edu}$ 는 인구주택총조사의 2% 인구사항 데이터 사용하였다.

28) $TotalMen_{c,2005}$ 는 인구총조사의 총조사인구, $ProbOccSingle_{state,2005,occ}$ 은 인구주택총조사의 2% 인구사항 데이터 사용하였다. $ProbOccSingle_{state,2005,occ}$ 은 광역지자체의 35-49세 남성 중 해당 직업군이면서 비혼인 남성의 비율로 계산하였다.

비혼남성의 수($SingleMen_{e,2005,occ}$)를 추정하였다. 2010, 2015년도 마찬가지로 추정하였다. 전체 분석에서와 마찬가지로 2005, 2010, 2015년을 제외한 나머지 연도의 비혼남성의 수는 내삽 또는 외삽으로 추정하였다.²⁹⁾

〈표 7〉 세부그룹별 기초통계량

	비혼비율 (35-49세 남성)	국제결혼 확률 (ProbForMarr)	국내결혼 확률 (ProbDomMarr)	전체결혼 확률 (ProbForMarr)
전체	0.216	0.010	0.043	0.053
연령별				
(20-24세)	0.984	0	0.005	0.005
(25-29세)	0.85	0.001	0.055	0.056
(30-34세)	0.489	0.004	0.109	0.112
35-39세	0.284	0.009	0.064	0.073
40-44세	0.203	0.011	0.031	0.042
45-49세	0.163	0.009	0.024	0.032
교육수준별				
고졸미만	0.385	0.012	0.022	0.034
고졸	0.254	0.012	0.033	0.045
대졸	0.166	0.007	0.067	0.074
대학원 이상	0.094	0.005	0.112	0.117
직업군별				
전문직	0.122	0.011	0.098	0.11
사무직	0.135	0.021	0.123	0.143
서비스·판매	0.182	0.018	0.075	0.093
농림어업	0.262	0.024	0.026	0.051
기능·조립	0.213	0.008	0.023	0.031
단순노무	0.351	0.006	0.014	0.02
무직	0.479	0.003	0.013	0.015

비고: 국제결혼 확률(ProbForMarr)은 전년에 비혼이었던 35-49세의 남성이 이번 해에 외국인 여성과 결혼할 확률, 국내/전체결혼 확률도 이와 마찬가지로 계산. (연령별을 제외하고는) 전국의 35-49세의 남성 기준

29) 일부 지자체에서 2003년의 대학원 이상 33건을 포함하여 57개 관측치가 외삽 과정에서 0 또는 음의 값이 나왔는데 교육수준별 비혼 숫자에서 이러한 관측치는 제외하였다. 또한 2017, 2018 농림어업 종사자의 51건을 포함하여 직업군별 비혼 숫자에서 외삽 과정에서 0 또는 음의 값이 나오는 60개 관측치를 제외하였다.

<표 8> 결혼보조금이 결혼에 미치는 영향 (연령별)

종속변수: 국제결혼 확률($ProbForMarr_{it}$)

	비교 대상			주된 분석대상		
	20-24세	25-29세	30-34세	35-39세	40-44세	45-49세
결혼보조금	0.0000206 (0.0000135)	0.000133* (0.0000651)	0.000343 (0.000240)	0.00318*** (0.000755)	0.00434*** (0.000852)	0.00455*** (0.000866)
adj. R-sq	0.125	0.324	0.645	0.769	0.750	0.713
N	3,351	3,351	3,351	3,351	3,351	3,351

비고: 데이터 출처는 인구동향조사의 혼인-연간자료(2004-2018)이며, 관측단위는 기초지자체(시군구)-연도임. 기초지자체 고정효과, 기초지자체-연도 특성을 통제하였으며, 표준오차를 기초지자체 단위로 클러스터링하였음. 각 기초지자체-연도의 세부그룹별 35-49세 비혼 남성수로 가중치를 적용하였음. 표준오차는 괄호 안에 표기하였음.

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

각 세부그룹별 국제결혼, 국내결혼, 전체결혼 확률은 <표 7>와 같다. 35-49세 남성 전체의 비혼율은 21.6%이며, 전년도 비혼이었던 남성의 올해 국제결혼/국내결혼/전체결혼 확률은 1.0%, 4.3%, 5.3%이다. 연령별로는 나이가 많은 그룹일수록 비혼율이 낮아지며, 국제결혼 확률은 40-44세(1.1%), 국내결혼과 전체결혼 확률은 30-34세(10.9%, 11.2%)에서 가장 높다. 교육수준별로는 고졸미만(38.5%)의 비혼율이 가장 높으며, 국제결혼은 고졸미만/고졸(1.2%)에서, 국내결혼/전체결혼은 대학원 이상(11.2%, 11.7%)에서 가장 높았다. 직업군별로는 무직(47.9%)과 단순노무(35.1%)의 비혼율이 가장 높았으며, 국제결혼 확률은 농림어업(2.4%)이, 국내결혼/전체결혼 확률은 사무직이 가장 높았다.

<표 8>는 연령별 세부그룹으로 분석한 결과를 보여준다. 이 연구에서 주된 분석대상으로 삼은 35-39세(0.32%pt), 40-44세(0.43%pt), 45-49세(0.46%pt) 그룹에서는 결혼보조금이 통계적으로 유의하게 국제결혼을 증가시키는 것을 확인할 수 있으며, 이들 중에서 나이가 많을수록 계수가 더 크게 나타난다. 한편 20-24세, 25-29세, 30-34세 그룹에서는 효과가 나타나지 않아 35-49세 구간을 주된 분석대상으로 삼은 것이 적절함을 보여준다. <표 8>의 결과는 나이 많은 남성이 보조금의 수혜대상일 가능성이 크며 그들이 한국인 배우자를 찾을 가능성이 작다고 했던 예측과 일치한다.

<표 9>에서 결혼보조금은 가장 학력이 높은 그룹(대학원 이상)을 제외한 모든 교육수준에서 국제결혼의 확률을 통계적으로 유의하게 높인 것으로 나타났다. 효과는 고졸(0.56%pt)에서 가장 강하게 나타났고, 고졸미만(0.32%pt)과 대졸(0.21%pt)에서는 그보다 작게 나타났다. 학력이 낮은 그룹이 소득이 상대적으로 낮을 경우, 국제결혼나 결혼생활

〈표 9〉 결혼보조금이 결혼에 미치는 영향 (교육수준별)

종속변수: 국제결혼 확률($ProbForMarr_{ct}$)

	고졸미만	고졸	대졸	대학원 이상
결혼보조금	0.00315*** (0.000793)	0.00559*** (0.000991)	0.00214*** (0.000569)	-0.000560 (0.00112)
adj. R-sq	0.585	0.784	0.623	0.129
N	3,351	3,351	3,346	3,307

비고: 데이터 출처는 인구동향조사의 혼인-연간자료(2004-2018)이며, 관측단위는 기초지자체(시군구)-연도임. 기초지자체 고정효과, 기초지자체-연도 특성을 통제하였으며, 표준오차를 기초지자체 단위로 클러스터링하였음. 각 기초지자체-연도의 세부그룹별 35-49세 비혼 남성수로 가중치를 적용하였음. 표준오차는 괄호 안에 표기하였음.

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

〈표 10〉 결혼보조금이 결혼에 미치는 영향 (직업군별)

종속변수: 국제결혼 확률($ProbForMarr_{ct}$)

	전문직	사무직	서비스·판매	농림어업	기능·조립	단순노무	무직
결혼보조금	0.00338** (0.00114)	0.00626* (0.00299)	0.00575** (0.00219)	0.00614** (0.00232)	0.00213** (0.000804)	0.00324*** (0.000963)	0.000625 (0.000418)
adj. R-sq	0.424	0.711	0.725	0.686	0.603	0.435	0.370
N	3,347	3,345	3,347	3,334	3,348	3,348	3,348

비고: 데이터 출처는 인구동향조사의 혼인-연간자료(2004-2018)이며, 관측단위는 기초지자체(시군구)-연도임. 기초지자체 고정효과, 기초지자체-연도 특성을 통제하였으며, 표준오차를 기초지자체 단위로 클러스터링하였음. 각 기초지자체-연도의 세부그룹별 35-49세 비혼 남성수로 가중치를 적용하였음. 표준오차는 괄호 안에 표기하였음.

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

의 비용이 보조금을 제하고도 부담이 되거나 일부 지자체가 제시한 소득요건(예: 120% (차상위계층) 이상)에 미달하여 이러한 결과가 나올 수 있다. 반대로 학력이 높은 그룹은 한국인 배우자를 찾기가 상대적으로 용이하여 국제결혼에 효과가 나타나지 않은 것으로 해석할 수 있다.

<표 10>에서 결혼보조금이 국제결혼에 미치는 영향은 무직을 제외한 대부분의 직업에서 통계적으로 유의한 양의 값을 보였다. 일부 지자체에서 보조금의 신청자격을 농림어

업 종사자로 한정하고 있어 이들에게서 더 강한 효과가 나타날 것으로 예상하였으나, 분석 결과는 사무직, 서비스·판매 등 타 직업군과 큰 차이가 나지 않았다. 이는 지역별 직업군별 비혼 남성 모집단을 추정하는 데 있어 정확성이 떨어지기 때문일 가능성이 있다. 직업군별 효과에 대해서는 ‘IV.3.라. 신청자격과 결혼보조금 효과’에서 추가적으로 논의하였다.

3. 강건성 검증

가. 지역적 특성과 정책의 내생성

지역적 특성의 차이로 인해 각 지자체의 국제결혼 보조금 제도 시행 여부 및 시기가 내생적으로 달라졌을 가능성을 고려해볼 수 있다. 내생성으로 인한 편의를 제거하기 위해 이 연구에서는 기초지자체별 고정효과(<표 5>의 4-7열 및 세부그룹 분석)를 통제하였으며, 이로 인해 기초지자체 단위의 정적인 이질성은 모두 통제되었다고 볼 수 있다. 추가적으로 만약 시간에 따라 변화하는 지역의 동적인 특성이 보조금 정책에 영향을 주었을 경우, 이로 인한 편이가 발생할 수도 있다. 이러한 가능성을 제거하기 위해 기초지자체별-연도별 농림어업 종사자 비율, 20-49세 비혼 성비, 65세 이상 비율³⁰⁾을 통제하였다 (<표 5>의 7열 및 세부그룹 분석). 또한 정착·결혼·출산 등 비슷한 목표를 가진 다른 정책이 비슷한 시기에 시행되어 국제결혼에 영향을 줄 가능성도 있는데, 사회복지 분야 예산의 상당 부분이 보육·가족 및 여성, 노인·청소년 분야에 투입되는 것을 감안하여 전체 예산 중 사회복지 비율³¹⁾을 기초지자체-연도별로 통제하였다. <표 11>에 따르면 지역의 동적인 특성을 통제하지 않았을 때(1열)에 비해 통제하였을 때(6열) 결혼보조금의 효과가 0.20%pt에서 0.38%pt로 두 배 가까이 뚜렷해지는 경향을 보였으며, 특히 농림어업 비율을 통제하였을 때 그 효과가 컸다. <표 11> 1열과 6열은 <표 5>의 5열 및 7열과 동일하다.

30) KOSIS 국가통계포털의 2005/2010/2015년의 데이터를 연도별로 내삽/외삽해서 사용하였다. 농림어업 종사자 비율은 총조사인구의 경제활동(10, 20% 표본)에서 현거주지 기준으로 추출하였다. 비혼성비는 총조사인구의 전수부문(2005/2010) 및 표본(20%)부문(2015)에서 20-49세 비혼 여성 1인당 비혼 남성의 비율을 사용하였다. 마지막으로 65세 이상 비율은 총조사인구의 전수부문(2005/2010) 및 표본(20%)부문(2015)에서 총인구 중의 65세 인구 비율을 사용하였다.

31) 지방재정365 lofin.mois.go.kr/에서 기초지자체별 2008-2018년도 전체 예산 및 사회복지 분야 예산을 사용하였으며, 2004-2007년 기간은 2008년도와 동일한 값을 사용하였다.

〈표 11〉 동적 지역 특성 통제에 따른 결과

종속변수: 국제결혼 확률($ProbForMarr_{ct}$)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
결혼보조금	0.00196** (0.000711)	0.00379*** (0.000746)	0.00262*** (0.000630)	0.00291*** (0.000689)	0.00240** (0.000758)	0.00381*** (0.000692)
지역-연도 특성						
농림어업 비율		0.0645*** (0.00541)				0.0352*** (0.00662)
비혼성비			0.0137*** (0.00252)			0.00699** (0.00211)
65세 이상 비율				0.126*** (0.0117)		0.0540*** (0.0137)
사회복지예산비					0.0213*** (0.00446)	0.00488 (0.00316)
R-squared	0.787	0.819	0.808	0.817	0.794	0.830
N	3,420	3,420	3,420	3,420	3,420	3,420

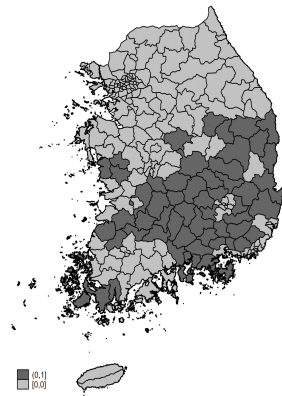
비고: 데이터 출처는 인구동향조사의 혼인-연간자료(2004-2018)이며, 관측단위는 기초지자체(시군구)-연도임. 기초지자체 고정효과, 기초지자체-연도 특성을 통제하였으며, 표준오차를 기초지자체 단위로 클러스터링하였음. 각 기초지자체-연도의 세부그룹별 35-49세 비혼 남성수로 가중치를 적용하였음. 표준오차는 괄호 안에 표기하였음.

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

나. 비공식적인 결혼보조금 지급

자치법규 조례를 제정하지 않고, 혹은 제정하기 이전부터, 결혼보조금을 지급하는 지자체들이 있을 수 있는데, 최순영(2007)은 조례제정과 별개로 실제 지원하고 있는 지자체들의 목록을 2007년도 시점에서 한 차례 조사하였다. 주된 분석에서 조례 제정을 기준으로 분석한 것과 달리, 이 부분에서는 2007년 기준 실제로 지원하고 있었는지 기준으로 분석하기로 한다. 이때 목록에 포함되지 않은 지자체들은 이후로도 지원하지 않는 것으로 가정하고, 포함된 지자체들은 지원 시작 시점을 파악할 수 없으므로 2006년 1월부터 시작된 것으로 가정하였다. 조례 기준과 가장 큰 차이는 경북지역이 다수 포함된 것이다.

[그림 9] 결혼보조금 지급지역(2007)



출처: 최순영(2007)

<표 12> 결혼보조금이 결혼에 미치는 영향 (비공식적)

종속변수: 국제결혼 확률(ProbForMarr_{ct})

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
결혼보조금	0.00233*** (0.000353)	0.00319*** (0.000773)	0.00343 (0.00169)	0.00362*** (0.000565)	0.00362*** (0.00104)	0.00712*** (0.00105)	0.00568*** (0.000844)
지역 고정효과							
지원경험유무		Y	Y				
광역시자체			Y				
기초지자체				Y	Y	Y	Y
지역-연도 특성							Y
연도 고정효과		Y	Y	Y	Y	Y	Y
지역별 추세						Y	
클러스터			광역시자체		기초지자체	기초지자체	기초지자체
adj. R-sq	0.012	0.602	0.701	0.788	0.788	0.823	0.830
N	3,420	3,420	3,420	3,420	3,420	3,420	3,420

비고: 데이터 출처는 인구동향조사의 혼인-연간자료(2004-2018)이며, 관측단위는 기초지자체(시도군)-연도임. 35-49세 남성을 대상으로 하였으며, 각 기초지자체-연도의 35-49세 비혼 남성수로 가중치를 적용하였음. 표준오차는 괄호 안에 표기하였음. *p<.05, **p<.01, ***p<.001

비공식적인 결혼보조금이 국제결혼에 미치는 영향(표 12)은 주된 분석인 <표 5> 패널 A와 비슷하게 거의 모든 모형에서 통계적으로 유의하게 양의 결과가 나타났으며, 가장 선호되는 설정인 7열에서는 앞에서의 0.38%pt보다 더 큰 0.57%pt로 나타났다. 따라서 조례 제정을 통하지 않은 비공식적인 보조금을 고려하더라도 결혼보조금의 효과는 강건하다고 볼 수 있다.

다. 결혼보조금에 따른 인구이동 가능성

대부분의 지자체에서 결혼보조금 신청 요건으로 해당 지역의 거주기간을 포함하고 있으며, 반 이상이 3년 이상을 요구하고 있다. 그에 따라 해당 지자체로 이주하여 단기적으로 혜택을 받을 가능성은 작아 보인다. 그러나 보조금이 인구유입에 영향을 미쳤는지 이중차분법(difference-in-differences)을 이용하여 검증해보기로 한다. 2000-2018년 국내인구이동통계의 순이동자수³²⁾ 및 2000/2005/2010/2015-2018년 인구총조사의 총조사인구³³⁾를 이용하여 계산한 20-34세 남성, 35-49세 남성, 나머지 인구의 기초지자체-연도별 인구

32) KOSIS 국가통계포털.

33) KOSIS 국가통계포털, 나머지 연도는 내삽해서 사용.

대비 순이동자수($NetMigrationRatio_{ctg}$)를 종속변수로 사용하였다. (c: 기초지자체, t: 연도, g: 세부그룹) 결혼보조금 지급 중($Subsidy_{ct}$), 20-34세 남성 더미, 35-49세 남성 더미(Age_g , g=20-34세 남성, 35-49세 남성), 그리고 20-34세 남성×결혼보조금 더미, 35-49세 남성×결혼보조금 더미($Age_g \times Subsidy_{ct}$)를 포함하였으며, 각 인구집단의 인구(Pop_{ctg})로 가중치를 부여하였다. 나머지 조건은 주된 분석인 <표 5> 패널 A와 동일하다.

$$NetMigrationRatio_{ctg} = \beta_0 + \beta_1 Subsidy_{ct} + \beta_{2g} \sum_g Age_g + \beta_{3g} \sum_g Age_g Subsidy_{ct} + \beta_4 X_{ct} + \theta_c + \delta_t + \epsilon_{ct}$$

<표 13> 결혼보조금이 인구이동에 미치는 영향

종속변수: 인구 대비 순유입자수($NetMigrationRatio_{ctg}$)							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
결혼보조금	0.00371*** (0.000870)	-0.000557 (0.00127)	0.00141 (0.00235)	0.00506*** (0.00120)	0.00506 (0.00325)	0.00387 (0.00333)	0.00194 (0.00261)
20-34세	0.000992 (0.000759)	0.00101 (0.000758)	0.00111 (0.00446)	0.00117* (0.000590)	0.00117 (0.00163)	0.00114 (0.00163)	0.00113 (0.00163)
20-34세×보조금	-0.0115*** (0.00261)	-0.0115*** (0.00260)	-0.0115* (0.00525)	-0.0118*** (0.00203)	-0.0118** (0.00430)	-0.0118** (0.00429)	-0.0116** (0.00428)
35-49세	-0.000448 (0.000721)	-0.000456 (0.000720)	-0.000867 (0.00161)	-0.00121* (0.000560)	-0.00121* (0.000604)	-0.00124* (0.000606)	-0.00125* (0.000603)
35-49세×보조금	0.00399 (0.00235)	0.00399 (0.00235)	0.00444* (0.00174)	0.00400* (0.00183)	0.00400*** (0.000954)	0.00409*** (0.000958)	0.00424*** (0.000973)
지역 고정효과							
지원경험유무		Y	Y				
광역지자체			Y				
기초지자체				Y	Y	Y	Y
지역-연도 특성							Y
연도 고정효과		Y	Y	Y	Y	Y	Y
지역별 추세						Y	
클러스터			광역지자체		기초지자체	기초지자체	기초지자체
adj. R-sq	0.003	0.005	0.103	0.399	0.399	0.411	0.419
N	10,248	10,248	10,248	10,248	10,248	10,248	10,248

비고: 데이터 출처는 국내인구이동통계의 순이동자수, 관측단위는 기초지자체(시군구)-연도-세부그룹임. 각 그룹의 인수로 가중치를 적용하였음. 표준오차는 괄호 안에 표기하였음. *p<.05, **p<.01, ***p<.001

<표 13>에서 가장 선호되는 모형은 기초지자체 고정효과, 기초지자체-연도별 특성을 통제하고, 표준오차를 기초지자체별로 클러스터링한 7열이다. 20-34세 남성 및 35-49세 남성을 제외한 나머지 인구는 결혼보조금이 지급되는 지역과 시기에 통계적으로 유의한 수준의 순유입이나 순유출이 일어나지 않았다. 그러나 35-49세 남성은 보조금이 지급되는 시기에 유의한 수준으로 해당 인구의 0.4%의 순유입이 일어나는 것으로 관측되었으며, 결혼보조금의 대상이 아닌 20-34세 남성은 이와 대비되게 인구의 1.2% 순유출이 일어났다. 이는 정책으로 인한 인구이동이 일어났을 가능성을 시사하며, 영농의식 고취 및 인구유입이 정책의 목적에 포함되어 있음을 감안할 때 35-49세 남성의 유입은 바람직하기는 하나 결혼보조금이 국제결혼에 미치는 영향 분석에 편의를 유발할 수 있다.

<표 14>에서는 주된 분석인 <표 5> 패널 A 7열에 인구이동을 추가적으로 통제하여 결과에 차이가 있는지 분석하였다. 35-49세 남성 및 전체인구의 1, 2, 3년 전 인구 대비 순유입자수($NetMigrationRatio_{ctg}$, $\tau=t-1, t-2, t-3$, $g=35-49$ 세 남성, 전체인구)한 결과 (4열)는 주된 분석(1열)과 거의 차이가 없었다. 따라서 정책에 따른 인구이동을 감안해도 결혼보조금이 국제결혼에 미치는 영향은 강건한 것으로 판단된다.

<표 14> 결혼보조금이 국제결혼에 미치는 영향 (인구이동 통제)

종속변수: 국제결혼 확률($ProbForMarr_{ct}$)

	(1)	(2)	(3)	(4)
결혼보조금	0.00381*** (0.000692)	0.00374*** (0.000677)	0.00377*** (0.000688)	0.00363*** (0.000710)
35-49남 이동 1,2,3년 전		Y		Y
전체인구 이동 1,2,3년 전			Y	Y
adj. R-sq	0.830	0.831	0.830	0.834
N	3420	3420	3402	3402

비고: 데이터 출처는 인구동향조사의 혼인-연간자료(2004-2018)이며, 관측단위는 기초지자체(시군구)-연도임. 기초지자체 고정효과, 기초지자체-연도 특성을 통제하였으며, 표준오차를 기초지자체 단위로 클러스터링하였음. 각 기초지자체-연도의 35-49세 비혼 남성수로 가중치를 적용하였음. 표준오차는 괄호 안에 표기하였음. * $p<0.05$, ** $p<0.01$, *** $p<0.001$

라. 신청자격과 결혼보조금 효과

‘부록’의 <표 A1>과 같이 지자체들은 연령, 직업, 거주기간, 소득수준, 초혼 여부 등으로 상이한 조건으로 결혼보조금 신청자격을 제한하고 있다. 따라서 지역에 따라서는 35-49세 남성의 대부분이 아닌 일부분만이 신청자격이 될 수도 있으며, 실제 자격이 되지 않는 이들이 주된 분석에 포함됨으로써 보조금의 효과가 작게 나타났을 수도 있다. 연령별로 35-49세는 거의 모든 지역에서 자격에 해당이 되며, 학력에 따른 조건을 제시한 지역은 없다. 거주기간과 초혼 여부에 따른 인구는 데이터상으로 파악하기 어렵다. 따라서 지역별로 조건이 상이하면서 데이터를 통한 분석이 가능한 것은 직업군(농림어업 종사자)이 유일하다. 결혼보조금이 지급된 적이 있는 총 64개의 기초지자체 중 농림어업 종사자로 제한하는 지자체는 48개였다.³⁴⁾ 주된 분석에서의 $Subsidy_{ct}$ 을 $SubsidyAgr_{ct}$ 와 $SubsidyAll_{ct}$ 로 나누어 농림어업 종사자 조건이 있을 경우는 전자를 1 (후자는 0), 없을 경우는 후자를 1(전자는 0)로 하였다. 나머지 조건은 <표 5> 패널 A의 기본분석과 동일하다.

<표 15> 결혼보조금이 결혼에 미치는 영향 (농림어업 종사자 조건 여부)

종속변수: 국제결혼 확률($ProbForMarr_{ct}$)							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
결혼보조금							
농림어업 한정	0.000409 (0.000397)	0.00179*** (0.000448)	0.00187 (0.00101)	0.00178*** (0.000398)	0.00178* (0.000725)	0.00282*** (0.000805)	0.00345*** (0.000674)
직업제한 없음	0.00261** (0.000813)	0.00401*** (0.000636)	0.00414** (0.00106)	0.00290*** (0.000879)	0.00290 (0.00209)	0.00294 (0.00155)	0.00577*** (0.00171)
지역 고정효과							
지원경험유무		Y	Y				
광역시자체			Y				
기초지자체				Y	Y	Y	Y
지역-연도 특성							Y
연도 고정효과		Y	Y	Y	Y	Y	Y
지역별 추세						Y	
클러스터			광역시자체		기초지자체	기초지자체	기초지자체
adj. R-sq	0.003	0.595	0.694	0.787	0.787	0.817	0.830
N	3,420	3,420	3,420	3,420	3,420	3,420	3,420

비고: 데이터 출처는 인구동향조사의 혼인-연간자료(2004-2018)이며, 관측단위는 기초지자체(시군구)-연도임. 각 기초지자체-연도의 35-49세 비혼 남성수로 가중치를 적용하였음. 표준오차는 괄호 안에 표기하였음. *p<.05, **p<.01, ***p<.001

34) 농업, 농림/어업, 농업/임업, 농림어업 등. 경상남도/강원도는 농림어업 종사자 조건이 있었는데, 기초지자체 개별 조례가 없을 경우 광역지자체의 조건이 그대로 적용된 것으로 간주하였다.

<표 15>에서 가장 선호되는 모형인 7열 기준으로 보조금의 효과가 농림어업에 한정된 결혼보조금을 주는 지역은 3.5%pt, 직업 제한 없이 결혼보조금을 지급하는 지역은 이보다 큰 5.8%pt임을 볼 수 있다. 보조금이 농림어업에 한정될 경우, 해당 지역의 35-49세 비혼남성 전체를 대상으로 한 분석은 실제 신청자격이 없는 이들을 포함하기 때문에 보조금의 효과가 더 작게 추정된다. 그러므로 앞서 <표 5>에서 제시된 추정치인 3.8%pt는 실제보다 보수적으로 추정된 값이라 해석할 수 있다.³⁵⁾

마. 결혼 시기에 대한 효과

앞에서는 결혼보조금은 보조금이 없었으면 결혼하지 않았을 남성이 결혼하도록 하는 효과(‘결혼 여부’)가 있을 것으로 생각하고 그 효과를 추정하였다. 그러나 그 외에도 원래 결혼할 남성이 보조금으로 인해 경제적 제약이 완화되어 더 빨리 결혼하도록 하는 효과(‘시기 조정’)도 있을 수 있으며,³⁶⁾ 이 경우 ‘결혼 여부’에 미치는 보조금 효과가 과대 추정될 수 있다. 만약 결혼보조금 시행 직후에는 국제결혼이 증가하지만, 시행 몇 년 후에 국제결혼이 감소하는 경향이 있다면, 이 감소분은 ‘시기 조정’의 효과이며 결혼보조금 시행 직후의 결혼 증가분에서 이 감소분을 제한 만큼이 순수한 ‘결혼 여부’ 효과라 볼 수 있을 것이다. <표 16>은 보조금 시행 후 0년, 1-3년, 4-6년, 7년 이상으로 구분하여 본 세부분석 결과를 나타낸다. 국제결혼에 대한 보조금 효과가 7년 후에는 일부 음의 값을 나타내기는 하나 대부분 통계적으로 유의하지 않고, 가장 선호하는 모형인 7열에서는 보조금 시행 후 모든 기간에 대해 꾸준한 양의 값을 나타냈다. 따라서 보조금의 효과는 단순한 시기 조정의 효과보다는 실질적으로 국제결혼을 증가시키는 효과라 해석할 수 있다.

35) 전국적으로 35-49세 남성 중 농림어업 종사자 비율은 4.5%(2005년)에서 3.0%(2010년), 1.5%(2015)으로 감소 추세이다. (2005/2010/2015년 인구주택총조사의 2%_인구사항) 결혼보조금이 지급되고 있는 지자체 중 농림어업으로 자격을 제한한 지자체는 3.9%, 직업제한 없는 지자체는 15.4%의 35-49세 남성이 농림어업에 종사 중이었다. (2005/2010/2015년 인구주택총조사의 2%_인구사항. 기초지자체-연도(2005/2010/2015) 풀링(pooling)하여 개인별 가중치 적용)

농림어업 인구 비중이 작은 데 반해 보조금의 효과는 2배도 차이가 나지 않는다. 이를 해석하기 위해서 i) 직업제한이 없더라도 농림어업 인구가 타 직업군보다 보조금 제도를 활발히 활용할 가능성이나 ii) 직업 구분이 유동적일 가능성(설문에 따라 달리 답하거나 중복, 직업이동이 있을 경우)을 생각해볼 수 있다. 만약 ii)의 경우라면 ‘TV.2. 세부그룹 분석’의 <표 10>처럼 보조금 효과의 직업군별 차이가 크게 나타나지 않을 수도 있다.

36) 보조금 신청자격에 따라 결혼 시기를 늦추는 효과도 나타날 수 있다. 예를 들어, 보조금 신청 자격이 35세 이상일 경우, 34세 남성은 1년을 더 기다려서 국제결혼을 할 수 있다.

〈표 16〉 결혼보조금이 결혼에 미치는 영향 (시기별)

		종속변수: 국제결혼 확률($ProbForMarr_{ct}$)						
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
결혼보조금 시행후								
0년 후		0.00783*** (0.00121)	0.00410*** (0.000872)	0.00400 (0.00198)	0.00367*** (0.000638)	0.00367*** (0.000898)	0.00386*** (0.000930)	0.00426*** (0.000881)
1-3년 후		0.00437*** (0.000669)	0.00322*** (0.000569)	0.00312*** (0.000748)	0.00278*** (0.000427)	0.00278*** (0.000713)	0.00282*** (0.000740)	0.00392*** (0.000724)
4-6년 후		0.00148* (0.000695)	0.00243*** (0.000585)	0.00193 (0.00124)	0.00129** (0.000463)	0.00129 (0.00101)	0.00112 (0.000848)	0.00360*** (0.000862)
7년 이상 후		-0.00312*** (0.000534)	0.000901 (0.000515)	0.000876 (0.00108)	-0.000203 (0.000467)	-0.000203 (0.00147)	-0.00179 (0.00119)	0.00334** (0.00101)
지역 고정효과								
자원경험유무			Y	Y				
광역지자체				Y				
기초지자체					Y	Y	Y	Y
지역-연도 특성								Y
연도 고정효과			Y	Y	Y	Y	Y	Y
지역별 추세							Y	
클러스터				광역지자체		기초지자체	기초지자체	기초지자체
adj. R-sq		0.034	0.596	0.695	0.791	0.791	0.821	0.830
N		3,420	3,420	3,420	3,420	3,420	3,420	3,420

비고: 데이터 출처는 인구동향조사의 혼인-연간자료(2004-2018)이며, 관측단위는 기초지자체(시군구)-연도임. 각 기초지자체-연도의 35-49세 비혼 남성수로 가중치를 적용하였음. 표준오차는 괄호 안에 표기하였음. * $p<.05$, ** $p<.01$, *** $p<.001$

V. 결 론

이 연구는 기초지자체별-연도별 보조금 지급 여부와 이중차분법(Difference-in-Differences)을 사용해 한국남성과 외국여성 간 국제결혼을 대상으로 한 한국의 결혼보조금이 한국남성의 국제결혼 확률을 높였는지를 분석하였다. 분석 결과, 결혼보조금은 35-49세 비혼 남성의 국제결혼에 통계적으로 유의한 양의 효과(0.38%pt)가 있었으며, 이는 이들의 국제결혼 확률인 1.0%를 38% 증가시키는 것으로 해석할 수 있다. 한국남성이 한국여성과 결혼할 확률을 낮추는 구축효과(crowd out effect)는 나타나지 않았고, 국제결

혼의 증가는 전체결혼을 통계적으로 유의하게 증가시키는 것으로 나타났다. 세부그룹 분석 결과 나이가 많고 고졸 학력을 가진 남성 집단에서 결혼보조금이 국제결혼을 증가시키는 효과가 강했다.

결혼이민자는 한국의 인구, 결혼과 이민의 변화의 흐름 속에 위치해 있으며 지난 20여 년간 많은 외교적, 제도적 변화에 영향을 받아 왔다. 이들에 관한 연구가 증가하고 있지만, 경제학적 연구는 아직 상당히 제한적으로 향후 더 많이 이루어질 필요가 있다. 이 연구는 결혼에 대한 경제적 유인이 결혼 의사결정에 어떤 영향을 미치는지 분석한 연구들의 흐름을 이으며, 국내의 결혼이민자에 관한 연구에도 기여한다. 연구 결과 결혼보조금은 국제결혼의 양적 증가에 기여한 것으로 나타났지만, 결혼의 질적인 면에 있어서는 후속 연구에서 다루어질 수 있다.

다수의 지자체들이 결혼보조금의 배경으로 저출산·고령화에 대한 대응을 언급하고 있음을 고려할 때, 이 정책의 목표는 결혼 자체만이 아니라 지역의 출생아 수를 높이는 것까지 이어지고 있다고 생각할 수 있다. 이러한 효과까지 분석하려면 결혼보조금이 국제결혼으로 인한 출생아 수를 증가시켰는지 분석할 필요가 있다.³⁷⁾ 또한, 결혼보조금이 아니었다면 결혼하지 않았을 경계상의 커플이 매칭의 질이 더 낮다면, 결혼의 장기적 측면을 보여주는 이혼, 국적취득과 출산·자녀교육 등이 다르게 나타날 수도 있다.

이 제도는 인구감소 및 저출산·고령화에 대한 지자체의 우려와 결혼에 어려움을 겪는 놓여준 비혼 남성들의 수요에 따라 도입되었는데, 결혼이주여성 입장에서도 효용이 증가하였는지 검토할 필요가 있다. 또한, 이후에도 이 제도가 유지된다면 타 인구집단 및 정책과의 형평성, 특정한 유형의 결혼을 지자체에서 장려하는 것에 대한 적절성 등이 고려될 필요가 있다.

37) 인구동향조사의 출생-연간자료는 2008년 이전에는 부모의 국적 구분이 없어 국제결혼으로부터 태어난 아이를 구분하여 분석하는 것은 한계가 있을 것으로 보인다.

참고문헌

- 법무부 출입국·외국인정책본부. 『2018 출입국·외국인정책 통계연보』. 2019.
- 김두섭. 「한국인 국제결혼의 설명틀과 혼인 및 이혼신고자료의 분석」. 『한국인구학』 29권 1호 (2006.4): 25-56.
- 설동훈·한건수·박순영·심경섭. 『2017년 국제결혼중개업 실태조사 연구』. 여성가족부, 2017.
- 성낙일·이혜경·조동혁. 「우리나라 지역별 성비 불균형과 혼인율: 실증분석」. 『응용경제』 14권 1호 (2012.6): 187-220.
- 최순영. 「전국 농어민 국제결혼비용 지원 정책 현황」. 이주여성정책네트워크 - 최순영 의원실 『농어민 국제결혼비용지원사업, 무엇이 문제인가?』 토론회 자료집, 2007.6.
- 행정안전부. 『지방자치단체 행정구역 및 인구 현황 (2018.12.31. 현재)』. 2019.
- Becker, Gary S. “A theory of marriage: Part I.” *The Journal of Political Economy* 81(4) (July-August 1973): 813-846.
- Bitler, Marianne P., Gelbach, Jonah B., Hoynes, Hilary W., and Zavodny, Madeline. “The impact of welfare reform on marriage and divorce.” *Demography* 41(2) (May 2004): 213-236.
- Brien, Michael J., Lillard, Lee A., and Stern, Steven. “Cohabitation, marriage, and divorce in a model of match quality.” *International Economic Review* 47(2) (May 2006): 451-494.
- Frimmel, Wolfgang, Halla, Martin, and Winter-Ebmer, Rudolf. “Can Pro-Marriage Policies Work? An Analysis of Marginal Marriages.” *Demography* 51(4) (August 2014): 1357-1379.
- Kawaguchi, Daiji, and Lee, Soohyung. “Brides for Sale: Cross-Border Marriages and Female Immigration.” *Economic Inquiry* 55(2) (April 2017): 633-654.
- Kitamura, Yukinobu, and Miyazaki, Takeshi. “Marriage promotion policies and

regional differences in marriage.” *Japanese Economy* 38(1) (Spring 2011): 3-39.

Lee, Hyunok. “Political economy of cross-border marriage: Economic development and social reproduction in Korea.” *Feminist Economics* 18(2) (April 2012): 177-200.

Lee, Hye-Kyung. “International marriage and the state in South Korea: Focusing on governmental policy.” *Citizenship Studies* 12(1) (February 2008): 107-123.

Persson, Petra. “Social insurance and the marriage market.” *Journal of Political Economy* 128(1) (January 2020): 252-300.

Weiss, Yoram, and Willis, Robert J. “Match quality, new information, and marital dissolution.” *Journal of Labor Economics* 15(1 Part 2) (January 1997): S293-S329.

부 록

국제결혼 보조금에 관한 조례는 지자체별로 상이한 신청 자격조건을 부여하고 있다. 남성의 연령조건 및 그 지역에서의 주거 연한은 대부분의 조례에 포함되어 있으며, 일부 지역은 농림어업에 종사하는 자, 혹은 초혼인 자로 자격을 한정하였다. 국가법령정보센터의 조례들을 바탕으로 이들 조건을 정리해보면 거주기간은 3년 이상을 부여한 지역이 가장 많았다. 나이는 '35세 이상'과 '35세 이상 50세 미만'이 가장 흔했으며, 강원도는 하한선 없이 '50세 미만'을 조건으로 하고 있었다. 직업은 경상남도, 강원도를 포함한 많은 지자체가 농림어업으로 제한을 두고 있었으며, 제한이 없는 경우도 상당수 있었다.

〈표 A1〉 결혼보조금 신청 자격조건

종류	요건	지자체
거주기간	1년 이상	인천 옹진군, 경북 울진군, 경남 거창군, 충북 괴산군, 충남 부여군
	2년 이상	충북 보은군, 충남 청양군, 전남 구례군
	3년 이상	강원도, 경상남도 / 인천 강화군 / 경기 가평군, 남양주시, 안성시 / 강원 고성군, 삼척시, 양구군, 양양군, 정선군, 철원군, 홍천군, 화천군 / 충북 음성군, 단양군, 증평군, 청주시 / 충남 보령시, 서산시, 서천군, 예산군 / 전북 순창군, 완주군 / 전남 나주시, 신안군, 양평군, 여수시, 화순군 / 경남 거제시, 의령군, 창원시, 통영시
	기타	제주도 (5년 이상)
나이	35세 이상	제주도, 경상남도 / 경기 안성시 / 강원 고성군, 양구군 / 충남 금산군, 청양군, 서산시 / 전남 구례군 / 경남 의령군, 창원시, 통영시
	35-50세	인천 강화군 / 경기 가평군, 남양주시, 양평군 / 강원 삼척시, 철원군, 홍천군 / 충북 음성군, 단양군, 증평군 / 충남 보령시, 서천군, 예산군 / 전남 나주시
	50세 미만	강원도
	기타	30-45세: 경북 울진군 / 33-45세: 전남 여수시 30-50세: 강원 정선군, 강원 화천군, 충북 보은군, 충북 청주시, 전남 화순군 30세 이상: 경남 거제시, 전남 신안군 / 33세 이상: 경남 거창군
	제한 없음	인천 옹진군, 강원도 양양군, 충북 괴산군, 전북 순창군, 전북 완주군
직업	농업	경상남도 / 경기 가평군, 남양주시, 안성시 / 강원도 홍천군, 양구군 / 충북 보은군, 음성군, 증평군 / 충남 금산군 / 전북 순창군, 완주군 / 전남 나주시 / 경남 거창군, 의령군, 창원시
	농어업	강원도, 인천 강화군, 충남 보령시, 충남 서산시, 경남 거제시, 경남 통영시
	농림어업	강원 화천군, 경기 양평군, 강원 철원군(농업/임업)
	제한 없음	농어촌 거주: 전남 여수시, 경북 울진군 제한 없음: 제주도 / 인천 옹진군 / 강원도 정선군, 삼척시, 고성군, 양양군 / 충북 청주시, 단양군, 괴산군 / 충남 부여군, 서천군, 예산군, 청양군 / 전남 화순군, 신안군, 구례군

출처: 국가법령정보센터 <http://www.law.go.kr/>

abstract

**The Effect of Marriage Subsidy on Marriages:
Focusing on Marriage Immigrants in South Korea
2004-2018**

Jihyun PARK

This paper analyzes the effect of marriage subsidy, which was provided by some municipalities of South Korea from 2006, on marriage. Marriage subsidy, targeted for international marriage between Korean men and foreign women, increases the economic incentive for international marriage. Using the Korean marriage record during 2004-2018 and exploiting the variation in marriage subsidy across regions(administrative level 2, si/gun/gu) and years with difference-in-differences method, I find that marriage subsidy significantly increases the probability of a single Korean man marrying a foreign woman. I found no evidence on crowd out effect on marrying a Korean woman, and the effect of subsidy on total marriage was significantly positive. Subgroup analysis shows that the effect of marriage subsidy on international marriage was strongest for the older and high school graduated men.

Keywords: marriage market, marriage migrant, marriage subsidy, assistance on international marriage