

금융경제연구
2010. 12

저출산·인구고령화의 원인에 관한 연구: 결혼결정의 경제적 요인을 중심으로

이상호*, 이상현**

이 연구내용은 집필자 개인의견이며 한국은행의 공식견해와는
무관합니다. 따라서 본 논문의 내용을 보도하거나 인용할 경우에는
집필자명을 반드시 명시하여 주시기 바랍니다.

* 한국은행 금융경제연구원 연구조정팀장

** 한국은행 금융경제연구원 미시경제연구실 연구원

한국은행 금융경제연구원

저출산·인구고령화의 원인에 관한 연구: 결혼결정의 경제적 요인을 중심으로

이상호*, 이상현**

이 연구내용은 집필자들의 개인의견이며 한국은행의 공식견해와는 무관합니다. 따라서 본 논문의 내용을 보도하거나 인용할 경우에는 집필자들의 이름을 반드시 명시하여 주시기 바랍니다.

-
- * 한국은행 금융경제연구원 연구조정팀장
(전화 : 02-759-5436, email : shyi@bok.or.kr)
** 한국은행 금융경제연구원 미시경제연구실 연구원
(전화 : 02-759-5558, email : stoll80@skku.edu)

본 논문 작성과정에서 결점을 지적하고 여러 가지 유익한 제안을 해주신 세 분의 연구심의위원회 위원(송승주 통화연구실장, 김영준 미시경제연구실 과장, 손종철 거시경제연구실 과장)께 감사를 표합니다. 그리고 논문의 완성을 위해 조언과 격려를 아끼지 않으신 금융경제연구원 한상섭 부원장과 강종구 미시경제연구실장께 감사를 드립니다. 아울러 원내 세미나에서 토론을 통해 좋은 제언을 준 세미나 참석자 여러분께도 감사드립니다.

< 차 례 >

I. 문제의 제기	1
II. 저출산·인구고령화 원인과 미혼남녀의 결혼하지 않는 이유	4
1. 저출산·인구고령화의 원인	4
2. 미혼남녀의 결혼하지 않는 이유	7
3. 결혼·주택가격·고용관련 통계의 추이	10
III. 실증분석	13
1. 시도별 패널자료를 이용한 분석	13
2. 노동패널 자료를 이용한 분석	23
3. 종합적 논의	31
IV. 요약 및 시사점	32
< 참고문헌 >	35

저출산·인구고령화의 원인에 관한 연구: 결혼결정의 경제적 요인을 중심으로

최근 우리나라에서 나타나고 있는 결혼건수 감소와 초혼연령의 상승은 출산을 저하를 초래함으로써 고령화를 더욱 가속시키는 요인으로 작용할 것이라는 우려를 낳고 있다. 본 연구는 시·도 패널 및 노동패널 자료 분석을 통해 결혼건수와 초혼연령이 경제적 요인에 의해 영향을 받았는지를 살펴보는 데 목적이 있다. 특히 고용불안정성 및 결혼비용이 결혼에 대한 의사결정에 미치는 효과를 실증분석하였다.

시·도패널과 노동패널을 이용하여 실증분석한 결과를 정리하면 다음과 같다. 첫째, 외환위기 이후 급증한 고용불안정성은 소득의 불균형을 초래하고 그 결과 젊은 남녀의 결혼시장 참여를 제약하는 것으로 나타났다. 즉, 고용불안정성 확대는 결혼건수를 감소시키고 초혼연령을 상승시키는 요인으로 작용하였다. 특히 남성의 고용불안정성 증대에 따른 초혼연령 상승은 여성의 초혼연령 상승으로 이어지는 것으로 나타났다. 둘째, 주택마련비용의 상승은 결혼비용을 증가시킴에 따라 남성들의 결혼시장 참여를 어렵게 하는 것으로 분석되었다. 마지막으로 실업의 증가는 결혼에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

본 연구의 분석결과를 토대로 두 가지 시사점을 얻을 수 있다. 우선 저출산·고령화 현상의 완화를 위해서는 결혼을 결정하는 중요한 변수인 고용안정성은 높이고 실업률은 낮추어야 한다. 다음으로 비용 면에서 결혼비용의 상당부분을 차지하는 주택가격이 과도하게 상승하지 않도록 해야 한다. 특히 결혼 변수가 주택매매가격보다는 전세가격에 더욱 크게 반응하는 것으로 나타났다는 점을 고려할 때 결혼을 준비하는 청년층의 경제적 부담을 줄이기 위해서는 전세가격의 안정성 확보가 무엇보다 중요하다.

핵심 주제어: 결혼, 고용불안정성, 주택마련비용, 저출산, 인구고령화
경제학 문헌목록 주제 분류: J12, E24, J13, J11

I. 문제의 제기

“... Indeed, economic theory may well be on its way to providing a unified framework for all behavior involving scarce resources, nonmarket as well as market, nonmonetary as well as monetary, small group as well as competitive. Yet, one type of behavior [i.e. marriage] has been almost completely ignored by economists Marital patterns have major implications for the number of births and population growth, labor-force participation of women, inequality in income, Therefore, the neglect of marriage by economists is either a major oversight or persuasive evidence of the limited scope of economic analysis.”

[Becker, Gary S., 1973]

출산(fertility)은 생물학적으로 자신의 유전자를 후손에게 전달하기 위한 하나의 수단이다. 그러나 경제학적인 관점에서는 현 세대의 생산 및 소비 인구를 다음 세대와 대체하는 중요한 역할을 한다.¹⁾ 이런 의미에서 최근 선진국들 사이에서 나타나고 있는 저출산 현상은 고령화의 속도를 가속시키고 생산인구의 감소를 초래하여 경제 전반에 악영향을 미칠 것으로 우려되고 있다. 그래서 일부 경제학자들은 저출산과 관련하여 “왜 아이를 낳지 않는가?”에 관한 질문의 답을 찾기 위해 노력을 기울여왔다. 그러나 출산에 앞서 더 중요한 요소로 인식되어야 하는 것은 바로 ‘결혼’이다. 왜냐하면 결혼은 출산과 밀접한 관계를 가지고 있으며, 또한 출산된 자녀가 경제활동인구로 성장할 때까지 그들을 보살피고 교육시키는 역할을 하는 ‘가정(family)’의 출발점이기 때문이다.

최근 우리나라에서도 결혼건수²⁾ 감소와 초혼연령 상승이 중요한 사회문제로 부각되고 있다. 결혼 후 한두 명의 자녀를 낳는 데 그치는 현 상황에서 결혼율 하락(혹은 결혼건수 감소)은 출산의 감소를 의미한다. 그리고 초혼연령 상승은 자녀 출산에 관한 선택에 영향을 미친다. 우선 남성은 경제활동이 가능한 나이인 정년을 고려하여 자녀를 양육할 수 있다고 생각하는 기간이내에

1) Solow의 경제성장 모형에서 ‘ n ’으로 표현된 인구증가율은 경제성장의 중요한 요인 중 하나이다.

2) 본고에서 결혼 관련 변수는 모두 ‘초혼’ 기준이다.

만 자녀를 낳으려 할 것이다. 여성의 경우에는 초혼연령이 높아지면 초산연령도 높아지기 때문에 임신이 잘 되지 않거나, 된다 하더라도 건강하지 못한 아이가 태어날 확률이 높아지게 된다. 또한 높은 초산연령은 여성이 둘째 그리고 셋째 자녀를 추가적으로 갖는데 어려움을 초래할 수 있다. 이러한 여성의 생물학적 요인은 결국 저출산 현상을 심화시키는 요인으로 작용할 가능성이 높다.

이와 같이 결혼은 출산과 관련이 깊으며 최근 결혼건수의 감소와 초혼연령의 상승이 저출산을 가속화시키는 중요한 요인이라고 생각할 수 있다. 결혼에 대해 경제학적 관점에서 분석한 최초의 연구자는 Becker (1973)이다. 그는 이론모형을 통해 결혼에 관한 남성과 여성의 의사결정 과정을 설명하고 있다. Becker의 이론에 따르면 결혼시장 참가자는 결혼을 통해 얻는 효용수준이 미혼으로 남았을 때의 효용수준보다 높다면 결혼을 선택하고 반대의 경우 미혼을 선택한다. 결혼시장 참여자가 미혼상태로 남는 대신 결혼을 택함으로써 얻는 이득(gain)은 소득의 크기, 교육수준(human capital), 상대적 임금차이 등에 의해 영향을 받는다는 점을 보이고 경제적 요인이 결혼 행위를 결정하는 중요한 변수라고 주장하였다.

Becker (1973) 이후 여러 경제학자들은 사람들이 결혼을 하지 않거나 늦게 하는 이유를 찾기 위해 연구를 하였다. 그 중 결혼시장탐색모형³⁾(a search model of marriage market)이 좋은 예이다. (Becker *et al.*, 1977; Oppenheimer, 1988; Luoghran, 2002). 동 모형은 남성이 결혼상대자인 여성에게 청혼을 하고 여성은 남성이 청혼해 오기를 기다린다는 가정으로부터 시작한다. 남성은 결혼시장 참가자 가운데 마음에 드는 여성에게 청혼을 하고, 청혼을 받은 여성은 남성의 임금 수준을 관찰한 후, 그 수준이 자신이 생각하는 유보가치(reservation value)⁴⁾보다 낮다면 청혼을 거절하고 다음 청혼자를

3) 결혼시장탐색모형은 Mortensen (1984)의 직업탐색이론(the theory of job search)을 결혼에 적용한 것이다.

4) 유보가치라는 용어는 직업탐색이론에서 노동을 공급하기 위해 노동자가 사용자에게 요구하는 최소한의 주관적인 임금 수준인 '의중임금'(reservation wage; 기대임금 또는 희망임금)과 유사한 개념이다. 즉 유보가치란 여성이 남성의 청혼을 승낙할 것인지 아니면 거절할 것인지를 결정할 때 여성이 이에 대한 판단기준으로 삼는 남성의 임금수준을 의미한다. 여성이 결혼과 관련하여 생각하는 유보가치를 w^r 라 하고 남성 및 여성의 임금수준을 각각 w^m 및 w^f 라 하면 $w^r = w^m = kw^f$

기다린다는 가설을 상정한다. 결혼시장탐색모형의 가설이 갖는 함축적 의미 중 하나는 임금불평등(wage inequality)⁵⁾이 심화될수록 결혼을 하지 못하는 남성과 여성이 증가할 수 있다는 것이다. Loughran (2002)은 미국자료를 이용하여 결혼시장탐색모형의 가설을 실증분석하였는데, 그 결과 백인남성의 임금불평등 확대는 1970년과 1990년 기간중 20~33세 백인여성의 결혼의향(marriage propensities) 하락의 7~18%를 설명한다고 밝혔다. 또한 Gould and Paserman (2003)은 남성의 임금불평등 확대가 1970과 1990년 기간중 여성결혼율 하락의 약 25%를 설명한다고 주장하였다.⁶⁾

이처럼 국외의 경우 경제학적 관점에서 결혼 문제를 다룬 연구들이 있는 것과는 달리 국내에서는 아직까지 결혼에 관하여 경제학적 관점에서 논의한 연구가 미미한 실정이다.⁷⁾ 경제학적 관점보다는 주로 사회학적 관점에서 논의가 이루어졌으며 대부분 결혼에 대한 기대(expectation) 내지 인식 변화에 연구의 초점이 맞추어져 있다(예를 들면, 이성희, 2008). 본 연구는 최근 사회적 문제로 인식되고 있는 결혼건수 감소와 초혼연령 상승이 경제적 요인(주로 고용불안정성, 주택마련 비용 부담 등)에 의해 영향을 받았는지를 분석하는 데 목적이 있으며, 국내에서는 처음으로 시도되는 연구라는 점에서 의의를 찾을 수 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. II장에서는 저출산·고령화의 원인을 개관하고 「2005년도 전국 결혼 및 출산동향조사」 설문결과를 통해 미혼남녀의

관계가 성립한다. 즉, 여성이 생각하는 유보가치는 여성 자신의 임금수준에 일정한 값(k ; 대체로 0보다 큰 상수)을 곱한 값으로 나타낼 수 있다. 어떤 남성 청혼자의 임금수준을 \tilde{w}^m 라 할 때, $\tilde{w}^m \geq w^r$ 가 성립하면 여성은 청혼을 승낙하고 $\tilde{w}^m < w^r$ 인 경우에는 거절한다고 할 수 있다.

5) 본고에서 임금불평등은 후술하게 되는 소득불평등과 동일한 의미로 사용하였다.

6) 남성의 임금불평등 측정치로 Loughran (2002)은 정규직 근로자(full-time worker) 남성의 시간당임금 로그치(log hourly wages)의 표준편차를 사용하였으나 Gould and Paserman (2003)은 주당임금 로그치(log weekly wages)의 표준편차를 사용하였다.

7) 김우영 (2007)은 출산과 관련한 연구에서 결혼에 대한 분석이 출산율 하락을 이해하는 데 중요한 단서를 제공한다고 하였다. 또한 분석결과를 통해 1990년대 중반 이후 결혼 감소 및 지연이 우리나라 출산율 하락의 한 원인이라 지적하였다. 그러나 김우영 (2007)이 접근한 결혼모형과 본 연구의 결혼모형에는 상당한 차이가 있다. 김우영 (2007)은 개인의 특성과 직종더미를 이용하여 모형을 추정하였으나, 본 연구에서는 고용불안정과 결혼비용 등에 초점을 맞추어 모형을 설정하고 분석을 시도한다.

결혼하지 않는 이유를 살펴본다. III장에서는 이용자료를 시·도별 패널자료와 한국노동패널자료(KLIPS: Korea Labor and Income Panel Study, 이하 ‘노동패널’)로 구분한 다음, 각 자료 및 분석방법론에 대해 설명한다. 그리고 각 방법론을 적용하여 실증분석을 실시하고 분석결과를 제시한다. 끝으로 IV장에서는 실증분석 결과를 요약하고 시사점을 도출한다.

II. 저출산·인구고령화 원인과 미혼남녀의 결혼하지 않는 이유

1. 저출산·인구고령화의 원인

그 동안 학계에서 논의된 인구고령화의 주된 요인은 기대수명 연장과 저출산 현상이다. 첫째 요인은 의학기술 발달, 소득 증가 및 이로 인한 생활수준 향상 등에 기인한 결과이기 때문에 정책적인 대응이 필요 없는 문제이다. 둘째 요인은 여성의 경제적 역할 증대, 자녀관 등 가치관의 변화, 양육·교육비 부담 증가 등에 따른 사회 전반적인 출산기피 현상과 관련이 있다.

<표 1>에는 우리나라의 출산관련 통계 추이가 정리되어 있는데 저출산 문제가 얼마나 심각한지 알 수 있다. 2010년 합계출산율(total fertility rate)⁸⁾이 1.16에 불과해 현 인구 유지에 필요한 출산율(2.1명)을 크게 하회하고 있다. 모(母)의 출산율이 2000년대 초반에는 25~29세 연령대에서 높았으나 최근에는 30~34세 연령대에서 가장 높아 산모연령이 상승하는 추세이다. 주출산 연령층인 20~39세 여성인구의 비중은 90년대 30% 후반대에서 최근 20% 후반대로 낮아졌다. 2010년 총출생아수가 1990년(64.9만명)의 2/3 수준인 42만명 정도로 감소하는 것으로 나타나 있다.

8) 여성 1명이 가임기간(15~49세) 동안 낳을 것으로 예상되는 평균 출생아수를 말한다. 2007년 기준으로 합계출산율이 미국 2.10, 영국 1.90, 프랑스 1.96, 독일 1.39, 일본 1.34를 보이고 있다.

<표 1>

출산관련 통계 추이

	1990	1995	2000	2005	2010	2015	2020	2025
합계출산율 ¹⁾ (명)	1.57	1.63	1.45	1.08	1.16	1.18	1.22	1.26
母의 출산율 20~24세 } 여 25~29세 } 자 30~34세 } 친 35~39세 } 명 } 당	28.3	16.4	15.7	15.1	14.7	14.7
	121.8	90.4	81.1	71.0	64.6	64.6
	80.4	92.3	97.8	99.5	100.6	101.4
	17.5	22.3	30.6	40.3	49.6	54.1
20~39세 여성인구 비중 (%)	36.1	37.1	34.9	32.7	29.6	27.1	25.4	22.9
총출생아수 ¹⁾ (천명)	649	715	634	435	420	388	375	367

주: 1) 1990~2005년, 2009년 출생통계 결과; 2010~2025년, 장래인구추계 결과
자료: 통계청

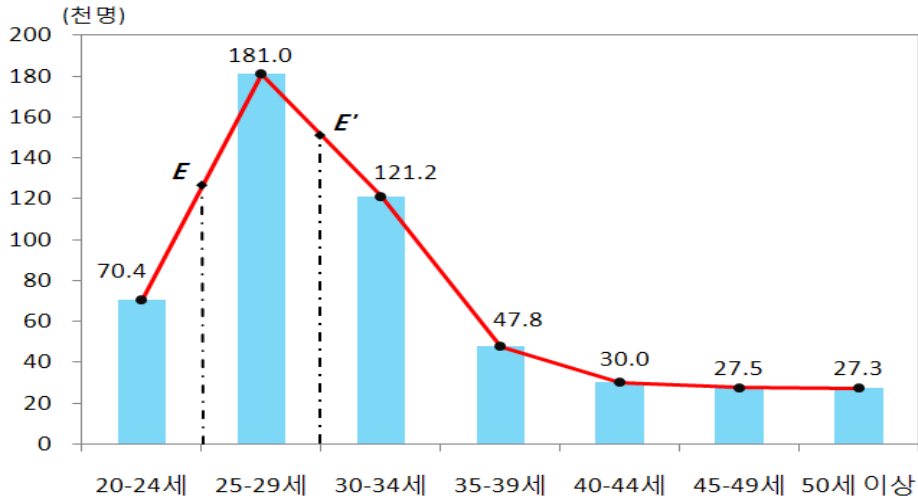
여기서 우리는 두 가지 질문을 제기할 수 있다. “주출산층 내에서 왜 산모의 연령이 높아졌는가?” 그리고 “왜 총출생아수가 감소하는가?”이다. 여러 가지 원인이 있겠지만 초혼연령의 상승을 한 원인으로 지적할 수 있다. 초혼연령의 상승은 주출산층의 연령 증가를 야기하고 이는 총출생아수의 감소, 즉 저출산 현상을 초래할 수 있다.

<그림 1>은 과거 통계자료를 이용하여 연령대별 산모의 2명 이상 출생아수를 추정한 결과이다.⁹⁾ 결과를 보면 25~29세 연령층의 산모에서 출생아수가 가장 많았으며 이후 연령층에서는 하락하는 추세를 보인다. 만일 여성의 평균 초혼연령이 E점이라 하면 이후 연령층의 여성이 낳는 아이의 수는 증가할 것이나 E'점이라면 이후 연령층의 여성이 낳는 출생아수는 감소할 것이다.¹⁰⁾

9) 추정회귀식은 다음과 같다. $y_{i,t} = \sum_{j=1}^N \beta_j A_i + \beta_{N+1} T_t + u_{i,t}$, $u_{i,t} \sim N(0, \sigma_i^2)$ 여기서 $y_{i,t}$ 는 i 연령대의 t 시점 출생아수이며, A_i 는 i 연령대 더미변수이고 T_t 는 시간의 흐름에 따라 출생률이 낮아지는 효과를 제거하기 위한 연도더미변수이다. 분석에 이용된 자료는 통계청을 통해 얻었으며 총출생아수에서 2명이상 출생아수를 종속변수로 사용하였다. 2명이상 출생아수를 종속변수로 이용한 이유는 결혼 후 산모가 추가로 출생하는 자녀의 수를 비교하기 위함이다. 각 막대그래프 위의 수치는 추정을 통해 얻은 각 연령대의 평균 추가 출생아수이며 모두 5% 수준에서 통계적으로 유의하다.

10) 동 분석결과는 김우영(2007)과 유사하다. 김우영(2007)의 추정결과 역시 25~29세에서 출생아수

<그림 1> 산모연령에 따른 2명이상 출생아수 추정결과



주: 1) 세로축은 각 연령대별 추가 출생아수를 나타냄
 2) 1990년 여성의 평균 초혼연령은 24.78세이었으나 2009년에는 28.71세로 높아짐에 따라 앞으로 출생아수는 더욱 감소할 가능성이 있음

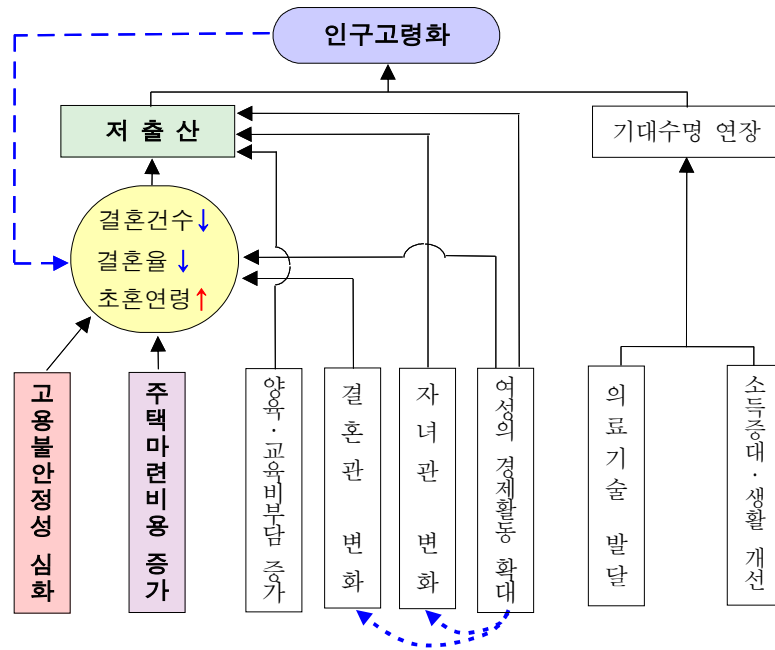
자료: 통계청, 1981~2008년

<그림 2>는 앞서 언급한 저출산·인구고령화의 원인과 관련된 여러 가지 요인들의 관계를 정리한 것이다. 고령화의 몇 가지 원인 가운데 저출산 문제는 그동안 경제학 차원에서 논의가 많이 되어왔다. 그러나 저출산을 초래하는 주된 요인 중 하나인 결혼에 관해서는 아직 심도 있는 논의가 진행되지 못한 것이 사실이다. 따라서 결혼을 출발점으로 하여 인구고령화의 원인을 찾는 것은 의미 있는 일이라 하겠다. 저출산 현상은 결혼건수 감소 및 초혼연령 상승으로부터 영향을 받으며, 이러한 결혼건수 감소 및 초혼연령 상승은 그 이전에 청년층의 고용불안정성, 주택마련 비용부담 등 경제적 요인과 밀접한 관계가 있을 것이라는 가설 하에서 인구고령화 문제를 바라볼 필요가 있다.

가 가장 많았으며, 다음으로 30~34세에서 많았다. 이후 연령대에서는 출생아수가 감소하였다.

<그림 2>

저출산·인구고령화의 원인



2. 미혼남녀의 결혼하지 않는 이유

Blau et al. (2000)은 1970, 1980 및 1990년에 조사된 미국의 전수조사를 이용하여 노동시장 여건과 결혼율간 상관관계를 분석하였는데, 노동시장의 여건 변화가 결혼율을 결정하는 중요한 요인이라고 주장하였다. 구체적으로 여성의 경우 노동시장의 여건이 좋을수록, 그리고 남성은 노동시장의 여건이 나쁠수록 결혼율이 낮아진다고 하였다.¹¹⁾ 앞서 언급한 결혼시장탐색모형을 적용하여 설명하면, 여성에게 유리한 노동시장 여건은 여성의 유보가치 상승을 유발하며, 남성의 노동시장 여건 악화는 소득불평등을 확대시키기 때문에 결혼율이 낮아지는 것이다. 이들의 연구에서는 대체로 남성의 노동시장 여건변화가 여성의 노동시장 여건변화보다 결혼에 더 크게 영향을 미치는 것으로 나타났다.

11) 그 외 결혼시장에서 여성인구의 증가는 여성의 결혼율을 낮추는 것으로 나타났는데, 이는 자연스러운 결과이기 때문에 본문에서 별도로 언급하지 않는다.

고용과 결혼의 관계에 대한 다른 연구로는 Wilson (1987)과 Wood (1993)가 있다. Wilson (1987)은 미국의 흑인남성 중 직업이 있는 사람과 없는 사람을 각각 ‘결혼가능 남성’(male marriageable)과 ‘결혼불가능 남성’(male unmarriageable)으로 구분하고 ‘결혼가능 남성지수’ (MMPI: male marriageable pool index)를 산출하였다.¹²⁾ 그는 이 지수와 결혼율은 양(+)의 상관관계가 있다는 가설을 세우고 시계열 자료를 이용하여 실증 분석하였다. 한편 Wood (1993)는 미시자료(micro data)인 1970년과 1980년의 미국 표준도시통계자료(SMSA: standard metropolitan statistical area level data)를 이용하여 Wilson (1987)의 가설에 대해 실증 분석하였다. 그 결과 MMPI가 상승할 때 여성의 결혼율이 약 3~4% 정도 상승하는 것으로 나타났다. 또한 소득구간 별로 나누어 추정된 결과, 최소 소득수준이 높을수록 결혼율이 상승한다는 점을 발견하였다.

노동시장과 결혼의 관계에 관한 증거는 국내에서도 찾을 수 있다. 이삼익외 (2005)가 조사·발표한 「2005년도 전국 결혼 및 출산 동향조사」에 따르면 우리나라 미혼남녀(20~44세)의 결혼하지 않는 이유 중 경제적 요인이 남·여 각각 43.4%와 17.9%를 차지하고 있다(<표 2> 참조). 연령별로 살펴보면 남자의 경우 결혼 적령기라 할 수 있는 25~34세¹³⁾에 있는 남성들이 결혼하지 않는 이유로 경제적 요인을 53.1~49.1%로 꼽고 있다. 이중 노동시장의 상황을 반영하는 실업·고용불안정성은 남성 및 여성 각각 13.2~16.5% 및 3.9~5.8%를 차지하고 있어 결혼 결정시 남성의 고용불안정성이 여성에서보다 더 중요한요인인 것으로 나타났다.

다음으로 결혼을 하지 않는 이유 중에서 결혼비용(주택마련비용, 혼수 및 결혼식비용 등을 포함)의 부담이 크기 때문이라는 답변도 높은 비중을 보였다. 결혼비용의 부담은 각각 남성 15.1%, 여성 9.5%로 여성보다는 남성이 결혼비용에 많은 부담을 느끼고 있는 것으로 나타났다. 특히 25~34세 연령층의 경우

12) ‘결혼가능 남성’이란 직업이 있는 남성을 의미한다. Wood (1993)의 경우 정규직 근로자의 비율을 MMPI의 대리변수(proxy)로 이용하였다.

13) 대학진학률이 80%를 넘어서는 현재 군복무와 대학졸업 기간을 감안한 나이이다.

결혼비용 부담 때문이라는 비중이 남성 18.6~21.6%, 여성 7.8~13.5%로 나타나 결혼비용에 대한 부담이 실업·고용불안정성과 함께 결혼을 하지 않게 하는 중요한 요인이었다.

<표 2>

미혼남녀(20~44세)의 결혼하지 않는 이유

(단위: %)

구 분	전 체		연 령							
			20~24세		25~29세		30~34세		35~44미만	
	남	여	남	여	남	여	남	여	남	여
■미땅한 사람을 못 만나서	9.6	14.1	1.8	3.5	10.9	25.0	20.1	33.3	15.5	23.6
·소득이 적어서 (a)	14.7	4.2	10.5	4.1	18.0	4.4	14.3	3.9	19.6	3.6
·결혼비용 때문에 (b)	15.1	9.5	10.7	8.3	18.6	13.5	21.6	7.8	8.8	3.6
·실업·고용불안정 (c)	13.6	4.2	10.9	3.4	16.5	5.8	13.2	3.9	14.9	5.5
[경제적 요인; a+b+c]¹⁾	(43.4)	(17.9)	(32.1)	(15.8)	(53.1)	(23.7)	(49.1)	(15.6)	(43.3)	(12.7)
■시간이 없어서	2.1	1.5	0.2	0.8	1.9	1.4	5.1	2.3	3.4	7.3
■직장문제 때문에	0.6	3.3	0.4	2.3	0.6	4.7	0.4	5.4	1.4	1.8
■결혼하기 이른 나이여서	24.9	34.3	50.9	54.9	16.1	14.8	-	-	-	-
■결혼생활이 부담스러워서	3.2	5.4	1.6	3.5	3.8	6.3	5.9	10.1	3.4	12.7
■자아성취를 위해	7.8	13.1	9.4	13.1	8.2	13.7	6.2	12.4	3.4	9.1
■결혼시기를 놓쳐서	2.9	1.7	0.5	0.2	-	0.3	3.7	8.5	20.3	12.7
■결혼할 생각이 없어서	2.6	5.9	2.0	4.7	2.5	6.9	4.0	4.7	2.7	14.5
■기 타 ²⁾	3.0	2.7	1.2	1.2	2.9	3.3	5.5	7.8	6.8	5.5
총 계	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
미혼자수(명)	1,460	1,203	562	654	478	364	273	129	148	55

주: 1) 음영부분은 경제적 요인을 표시한 것이며 () 내의 숫자는 이 요인들의 합임

2) 가족수발, 본인장애, 형·언니가 미혼이어서 등

자료: 「2005년도 전국 결혼 및 출산 동향조사」(이삼식 외(2005)) 재인용

<표 3>은 미혼남녀 중 결혼을 연기한 경험이 있는 사람들에 대한 설문결과이다. 이들 중 결혼을 연기한 경험이 있는 사람은 남성 10%(1,460명 중 146명), 여성 6.4%(1,203명 중 76명)이었다. 이들이 결혼을 연기한 주된 요인 역시 남성의 경우 경제적 요인이 무려 50%(고용불안정: 17.8%, 결혼비용부담: 19.2%)에 달하고 여성의 경우 29%(고용불안정: 5.3%, 결혼비용부담: 15.8%) 정도에 달하였다. 특히 여성보다는 남성의 경우 경제적 요인이 결혼 결정에 중요한 역할을 하는 것으로 나타났다.

<표 3>

미혼남녀의 결혼연기 이유

(단위: %)

결혼연기 이유	미혼남성	미혼여성
□ 고용불안정	17.8	5.3
□ 수입이 적어서	13.0	7.9
□ 결혼비용부담	19.2	15.8
□ 직장·학업에 충실하고자	11.0	10.5
□ 집안 반대	16.4	17.1
□ 의무와 역할이 부담스러워서	8.9	22.4
□ 건강문제 때문에	1.4	3.9
□ 기 타	12.3	17.1
총 계	100	100
미혼자수(명)	146	76

주: 음영부분은 경제적 요인을 표시한 것이며 ()안의 숫자는 이 요인들의 합임
 자료: <표 2>와 동일

3. 결혼·주택가격·고용관련 통계의 추이

<표 4>는 결혼·주택가격·고용관련 통계의 연도별 추이를 보여준다. 표를 보면 초혼건수는 1990~1997년 기간중 연평균 354.8천건에서 1998~2009년 기간중 256.6천건으로 감소하였다. 결혼율도 동일한 비교대상기간에 15세인구 천명당 연평균 10.8건에서 6.8건으로 줄어들었다. 초혼연령은 비교대상기간에 남성(28.2 → 30.3세)과 여성(25.1 → 27.3세) 모두 높아졌다. 고용불안정을 나타내는 지표인 임시직근로자비율(이하, 간단히 ‘임시직비율’)은 1990~1997년 기간중 연평균 28.6%에서 1998~2009년 기간중 33.3%로 높아졌다.¹⁴⁾ 그리고 결혼비용의 상당부분을 차지하는 주택마련비용의 변동을 가늠하는 대용지표인 주택매매가격상승률은 1990~1997년 기간중 연평균 2.2% 에서 1998~2009년 기간중에는 3.3%로 상승세가 높아졌다. 이와 같이 외환위기 이후 증가한 고용불안정성과 주택마련비용 부담이 결혼에 대한 의사결정에 적지 않은 영향을 주었을 것으로 판단된다.

14) 통계청이 발표하는 임시직의 경우 1년 미만으로 고용된 임금 근로자만을 포괄하기 때문에 1년 이상 2년 미만의 기간제 근로자(fixed term employee)를 포함할 경우 실제 임시직비율은 더 높아질 것으로 판단된다.

<표 4>

결혼·고용·주택가격 관련 통계¹⁾ 추이

연도	구분 초혼건수	결혼율 ²⁾ (천명당)	초혼연령(세)		임시직 비율(%) ³⁾	실업률 ⁴⁾ (%)	주택가격 종합지수 ⁵⁾	
			남성	여성			매매	전세
1990	356,649	11.6	27.8	24.8	29.0	2.4	108.6	88.9
1991	372,167	11.8	27.9	24.8	28.7	2.4	119.8	92.2
1992	372,040	11.6	28.0	24.9	27.7	2.5	112.0	96.3
1993	353,186	10.9	28.1	25.0	26.7	2.9	108.1	99.6
1994	342,021	10.4	28.2	25.1	27.9	2.5	106.4	102.6
1995	341,634	10.2	28.4	25.3	27.9	2.1	106.2	107.2
1996	370,799	10.8	28.4	25.5	29.6	2.0	107.0	112.9
1997	330,189	9.5	28.6	25.7	31.6	2.6	110.1	117.4
1998	313,851	8.9	28.8	26.0	32.9	7.0	100.0	100.0
1999	296,614	8.3	29.1	26.3	33.6	6.3	98.7	105.2
2000	271,843	7.5	29.3	26.5	34.5	4.1 (8.1)	100.5	120.0
2001	252,931	6.9	29.6	26.8	34.6	3.8 (7.9)	104.5	134.8
2002	239,977	6.5	29.8	27.0	34.5	3.1 (7.0)	121.9	155.8
2003	233,854	6.3	30.1	27.3	34.8	3.4 (8.0)	132.9	158.3
2004	231,257	6.1	30.5	27.5	34.1	3.5 (8.2)	134.4	152.7
2005	232,048	6.1	30.9	27.7	33.3	3.5 (8.0)	135.4	149.4
2006	255,197	6.6	31.0	27.8	33.1	3.3 (7.9)	143.8	156.8
2007	265,530	6.8	31.1	28.1	32.4	3.0 (7.2)	156.8	164.7
2008	249,425	6.3	31.4	28.3	31.3	3.0 (7.2)	163.1	169.4
2009	236,677	5.9	31.6	28.7	31.0	3.4 (8.1)	163.4	169.8
1990-97평균 ⁶⁾	354,836	10.8	28.2	25.1	28.6	2.4	2.2	6.2
1998-09평균 ^{6) 7)}	256,600	6.8	30.3	27.3	33.3	3.4 (7.8)	3.3	3.1
1990-09평균 ⁶⁾	295,894	8.4	29.4	26.5	31.5	3.3	2.9	4.3

주: 1) 전국단위 자료임

2) 결혼율 = (결혼건수/15세이상 인구)×1000; 15세이상 인구 1000명당 결혼건수

3) 임시직비율=(임시직근로자수/임금근로자수)×100

4) ()내는 청년(15~29세) 실업률을 나타냄

5) 2008.12 =100 기준을 1998 =100으로 전환한 지수임

6) 주택매매가격지수 및 전세가격지수의 경우 기간중 연평균 상승률(%)

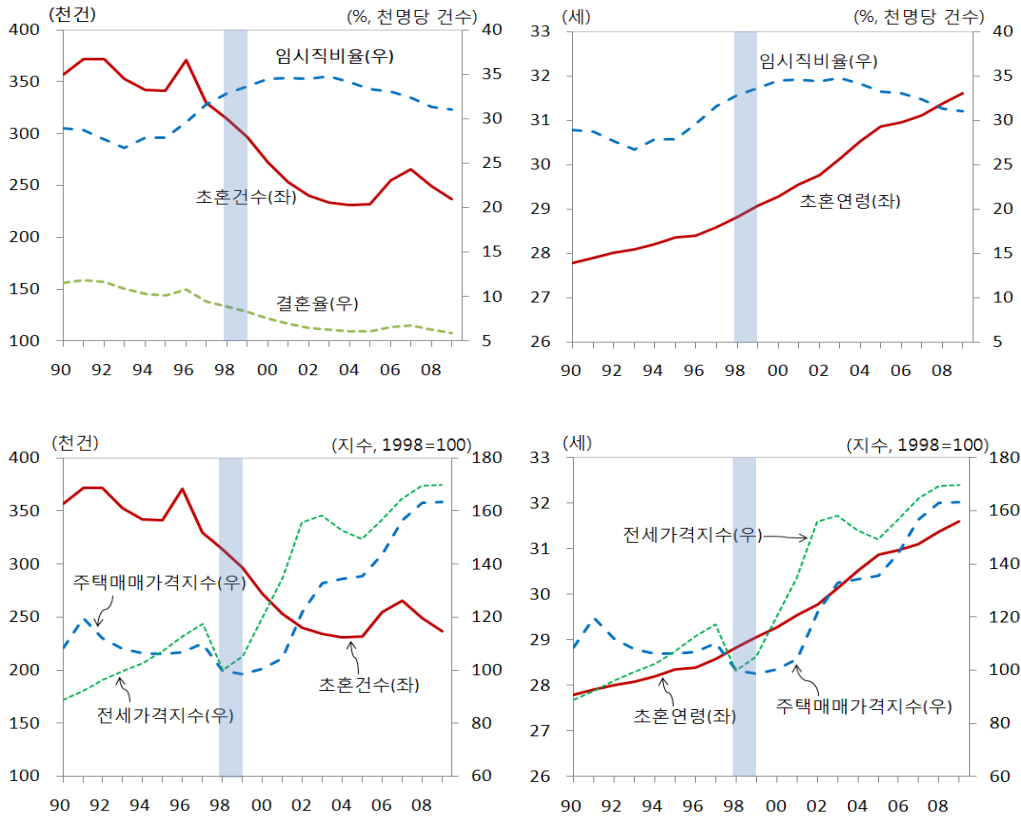
7) 실업률은 2000-2009년 평균

자료: 통계청, 국민은행

<그림 3>은 각 변수들의 관계를 좀 더 명확히 살펴보기 위해 <표 4>에서 살펴보았던 결혼변수(초혼건수, 결혼율, 초혼연령)와 임시직비율(고용 불안정성) 및 주택가격종합지수(주택마련비용)의 추이를 나타낸 것이다. 우

선 임시직비율과 초혼건수 및 초혼연령의 관계를 보면, 전반적으로 임시직 비율이 상승할 때 초혼건수가 줄어든 반면 초혼연령은 높아지는 모습이 발견된다. 다음으로 주택마련비용의 대용지표인 주택매매지수와 전세가격지수가 상승하는 시기에도 초혼건수가 줄어든 반면 초혼연령은 높아지는 것을 볼 수 있다. 특히 결혼변수는 주택매매가격지수보다는 전세가격지수와 높은 상관관계를 갖는 것으로 보인다. 전체적으로 임시직비율과 주택마련비용은 초혼건수와는 음(-)의, 초혼연령과는 양(+),의 관계를 보이고 있음을 확인할 수 있다.

<그림 3> **결혼변수 및 주요 거시변수 추이**
(1990~2009년)



주: 1) 음영부분은 외환위기 기간임
2) 초혼연령은 남자기준
자료: 통계청, 국민은행

Ⅲ. 실증분석

앞장의 <그림 3>에서 여러 변수들의 관계는 「2005년도 전국 결혼 및 출산 동향조사」 설문결과의 내용을 뒷받침하는 증거로 볼 수 있다. 그러나 단순히 통계자료의 관계만을 가지고는 각 경제적 요인이 결혼변수에 미치는 영향의 크기를 제대로 파악할 수 없다. 따라서 본장에서는 통계적 모형의 추정을 통해 경제적 요인이 결혼변수에 미치는 영향을 실증분석한다. 실증분석은 시·도별 패널자료 및 노동패널 자료를 이용하는 방법으로 구분하여 진행된다.

1. 시·도별 패널자료를 이용한 분석

가. 자료설명 및 기초통계량

분석에 이용된 자료 중 결혼건수, 결혼율¹⁵⁾, 초혼연령(이상 ‘인구동향조사’), 임시직근로자비율, 20대의 경제활동참가율, 실업률 및 15~39세 인구(이상 ‘경제활동인구조사’)는 통계청 자료를 이용하였으며, 주택매매가격 및 전세가격 종합지수(이상 ‘전국주택가격동향조사’)는 국민은행 자료를 이용하였다. 분석기간은 시·도별 자료 이용이 가능한 1990년부터 2009년까지 총 20년간이다.¹⁶⁾

<표 5>는 분석에 이용된 시·도 패널자료의 기초통계량을 나타낸다. 지역에 따라 차이가 있지만 결혼건수는 최소 4,964건, 최대 97,354건으로 과거

15) 본 연구에서 결혼율은 통계청에서 발표하는 일반혼인율(general marriage rate)의 개념을 이용하였다. 일반혼인율이란 1년 동안에 발생한 총 혼인건수를 해당연도의 15세이상 인구로 나누고 이를 1,000 분비로 나타낸 것인데 (결혼건수/15세이상 인구)×1000의 공식을 이용하여 구한다.(10페이지 <표 4> 참조) 그러나 15세이상 인구는 지속적으로 증가하며, 이로 인해 결혼건수가 감소하기 때문에 그 효과가 상당히 크게 나타날 수 있다. 따라서 실증분석에서 사용된 결혼율은 15세이상 인구 대신 15~39세 인구를 분모로 하여 산출되었다.

16) 단, 제주도의 경우 지역적으로 고립되어 있으며, 다른 지역에 비해 주택가격 종합지수의 관측치가 7년으로 짧기 때문에 분석에서 제외하였다. 또한 울산의 경우 광역시 지정 이후 기간에 대해서만 자료 이용이 가능하므로 1998년 이후 관측된 12년개년치 자료가 이용된다.

20년 동안 평균 19,843쌍이 결혼한 것으로 나타났다. 결혼율은 15~39세 인구 천명당 평균 14.9건으로 최소 10.5건에서 최대 26.3건을 보이고 있다.¹⁷⁾ 초혼연령의 경우 남성이 여성보다 평균 3세 정도 높게 나타났는데, 군복무라는 우리나라의 특수한 상황 때문에 나타난 결과일 수도 있다.

그러나 남성이 여성보다 늦게 결혼하는 이유에 대한 경제적 관점의 분석은 Bergstorm and Schoeni(1996)에 의해 이루어졌다. 이들은 남성이 여성에 비해 늦게 결혼하는 이유를 남성의 소득전망(income prospects)에서 찾고 있다. 전통적으로 배우자를 선택할 때 남성은 경제적 능력을, 여성은 출산의 능력을 가장 중요한 잣대로 인식해 왔다. 일반적으로 여성의 경우 자신의 소득과 관계없이 나이가 적을수록 높은 가치를 가지고 있다. 반면 남성은 노동시장에 진입하기 전에는 자신의 능력을 결혼 상대방에게 알릴 기회가 없기 때문에 노동시장 진입은 남성의 결혼시장 진입을 위한 필요조건이라 할 수 있다. 즉, 남성의 경우 노동시장 진입이 늦을수록 여성에게 청혼할 시간이 늦어지게 된다고 볼 수 있다. 따라서 우리나라 남성의 군입대는 단순히 결혼 시기를 늦추는 데에 그치지 않고 노동시장 진입을 지연시키는 요인으로 작용한다. 이러한 노동시장 진입의 여부를 파악하는 지표로 이용되는 20대의 경제활동참가율은 지역별로 최소 51.4%, 최대 71.7%를 보여 지역별 격차가 컸으며, 평균적으로는 63.2%를 보이고 있다. 마지막으로 15~39세 인구는 결혼시장 실제 참가자와 잠재 참가자의 총합을 나타내는데 각 지역별로 최소 427천명에서 5,061천명을 보이고 있다.

17) 이는 일반혼인율보다 2배 가량 높은 수치이다. 일반혼인율을 적용할 때 평균 혼인율은 7.3건으로 나타난다.

시·도 패널자료의 기초통계량

변수명	기초통계량	평균	표준편차	최소값	최대값
■ 결혼건수		19,843.18	19,997.55	4,964.00	97,354.00
■ 결혼율(천명당 건수)		14.87	2.89	10.51	26.30
■ 초혼연령(세)	남성	29.25	1.28	27.19	31.95
	여성	26.28	1.37	24.07	29.60
■ 임시직비율(%)		29.35	6.63	10.58	44.33
■ 주택종합지수 ¹⁾	매매가격	113.80	22.83	81.05	220.09
	전세가격	121.36	29.54	72.96	208.94
■ 경제활동참가율(20대)(%)		63.19	4.08	51.40	71.70
■ 실업률(%)		3.12	1.55	0.70	9.10
■ 15~39세 인구수(천명)		1,303.38	1,224.41	427.00	5,061.00
표본수/지역수	292 / 15				

주: 1) 2008.12 =100 기준 지수를 1998 =100 기준으로 전환한 지수임

2) 분석기간은 1990~2009년이고 울산지역은 1998년 이후만 분석하였음, 단 제주도는 분석에서 제외(이하 같음)

자료: 통계청

나. 실증분석 방법

본 절에서는 시·도 패널자료를 이용한 회귀분석 방법에 관해 논의한다. 우선 시·도 패널분석을 위한 추정회귀식은 다음과 같이 설정한다.

$$Y_{NT \times 1} = X'_{NT \times k} \beta + \alpha_{NT \times 1} + u_{NT \times 1} \quad (1)$$

여기서 NT 는 n 개의 패널 개체(지역)의 수(제주도를 제외한 15개 시·도, $N=1, 2, \dots, n$)와 t 시점(자료 포괄기간, 1990~2009)을 의미한다. 이후부터는 표기의 편의를 위해 생략한다. Y 벡터(vector)는 결혼변수(초혼건수, 결혼율 및 초혼연령)이며¹⁸⁾ X 는 설명변수 벡터로 i 지역 t 시점의 임시직비율, 주택매매가격지수(혹은 전세가격지수), 20대의 경제활동참가율, 실업률 및

18) 여러 결혼변수를 동시에 넣고 추정하는 것이 아니라 모형별로 종속변수를 달리하여 추정한다.

15~39세 인구를 포함한다. 임시직비율은 임금근로자 중 임시직 근로자¹⁹⁾가 차지하는 비율로 고용불안정성을 나타내는 변수이다. 주택매매가격 지수(전세가격지수)는 결혼비용의 대리변수이고, 20대의 경제활동참가율은 Wilson (1987)과 Wood (1993)가 사용했던 '결혼가능 남성지수'(MMPI)의 대리변수로 결혼시장 진입 가능성이 높은 사람들을 의미한다.²⁰⁾ 실업률은 경기변동 혹은 실업자를 의미하며 지역별 시간변동에 따른 특정한 효과(time specific effect)이다.²¹⁾ 15~39세 인구는 청년인구가 감소함에 따라 결혼건수 및 결혼율이 자연적으로 감소하는 효과를 제거하기 위한 통제변수(control variable)이다. α 는 자료상으로 관측되지 않는 각 지역의 고정효과(fixed effect)로 주택마련 비용을 제외한 결혼비용, 도시와 농촌의 경제환경 또는 주거환경 등을 포함한다. 마지막으로 u 는 $u \sim N(0, \sigma_u^2 I_{NT \times NT})$ 의 분포를 갖는 오차항이다.

일반적으로 본 연구에서 이용하는 자료와 같이 n 보다 T 가 큰 특성을 가지는 패널자료의 경우 시계열적 특성을 지니고 있다.²²⁾ 이 경우 자료의 불안정성으로 인한 가성회귀(spurious regression) 문제가 발생할 수 있다. 자료의 불안정성 여부 파악을 위해 Fisher 유형²³⁾의 단위근 검정을 실시하였다. 그 결과 실업률과 경제활동참가율 이외의 모든 변수들이 시계열상 불안정(non-stationary)하다는 결과를 얻었다.²⁴⁾ 시계열모형에서 이런 불안정한 수준변수는 차분변수로 바꾸어 추정하나, 본 모형과 같이 패널의 특성을 반영한 고정효과 모형을 이용할 경우 정보의 손실이 많아 추정치의 효율성을

19) 통계청에서 발표(종사상 지위별 취업자)하는 임금근로자는 상용근로자, 임시근로자 및 일용근로자로 구분된다.

20) 통계청(경제활동인구조사)에서 제공하는 시·도별 경제활동인구 중 연령과 성별을 동시에 고려한 자료는 이용 가능하지 않았다. 따라서 자료의 한계로 인해 Wilson (1987)과 Wood (1993)처럼 남성을 따로 구분할 수 없었다.

21) 미시자료를 이용한 연구에서는 시간변동에 따른 특정한 효과를 제거하기 위해 시간더미(time dummy)를 사용하기도 한다.

22) $n=15$ 이고, $T=20$ 이다. 대부분의 패널자료는 $n > T$ 이나 본 연구에서 이용하는 시·도 패널은 $n < T$ 인 경우이다.

23) Fisher 유형의 단위근 검정 방법은 본 자료와 같이 불균형패널(unbalanced panel) 자료를 검정할 때 유용하다. 본 연구에서 특별히 언급하지 않는 한 모든 계량분석 방법은 Green(2008)을 참고하였다.

24) 패널단위근 검정결과는 다음과 같다.

저해할 수 있다.²⁵⁾ 따라서 수준변수를 그대로 사용하되 공적분 검정 (cointegration test)을 통해 변수간 장기적 관계가 있는지 확인한다. 공적분 검정에는 Engle and Granger (1987)의 방법이 이용된다. 우선 앞서 정의한 식 (1)에서 고정효과 α 를 제거하기 위해 각 패널의 더미변수로 이루어진 $D_{NT \times 1}$ 를 이용하여 멱등행렬 (idempotent matrix)을 다음과 같이 만든다.

$$M_{NT \times NT} \equiv (I - D'(D'D)^{-1}D)_{NT \times NT}$$

이 멱등행렬을 식(1)의 양변에 곱해주면 식(2)를 얻는다.

$$Y^* = X^* \beta + u. \quad (2)$$

여기서 $Y^* = MY = [Y_{i,t} - \bar{Y}_i, Y_{i,t-1} - \bar{Y}_i, \dots, Y_{j,t-T} - \bar{Y}_j]'$ 이므로 상수항은 자연스럽게 제거된다. 식(2)를 추정하였을 때 $\hat{Y}^* = \hat{X}^* \beta$ 의 장기적 관계가 존재한다면 단기식에서 u 는 균형오차 (equilibrium error)가 된다. 따라서 $Y_{i,t}^*$ 변수를 $\Delta Y_{i,t}^* + Y_{i,t}^*$ 로, $X_{i,t}^*$ 변수를 $\Delta X_{i,t}^* + X_{i,t}^*$ 로 각각 대체한 후 정리하면

$$\Delta Y_{i,t}^* = \Delta X_{i,t}^* \beta - (Y_{i,t-1}^* - X_{i,t-1}^* \beta) + u_{i,t} \quad (3)$$

패널단위근 검정 결과

변 수 명		수준변수	1계 차분변수
결혼건수		21.3536	154.6059***
결혼율		36.1043	190.7434***
초혼연령	남성	0.6851	91.4378***
	여성	0.0502	71.4002***
임시직비율		18.4247	152.4858***
주택가격	매매가격지수	17.5430	132.9790***
종합지수	전세가격지수	7.0896	125.0909***
실업률		57.4835**	161.5626***
경제활동참가율(20대)		65.8137***	259.9724***
15~39세 인구수		27.2904	178.9309***

주: 1) *** 및 **는 각각 1% 및 5% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄

2) 단위근 검정은 Fisher 검정에 의해 수행되었으며 자유도는 30(=2n)임

25) 고정효과 모형의 경우 각 지역의 평균을 제거한다. 따라서 고정효과로 추정할 경우 차분값에서 차분값의 평균을 차감한 변수, 즉 $(\Delta x_{i,t} - \Delta \bar{x}_i)$ 를 이용하게 된다.

이고, 이를 다시 정리하면 다음과 같다.

$$\Delta u_{i,t} = u_{i,t} - u_{i,t-1}. \quad (4)$$

장기적 균형관계에서 균형오차는 안정적인 관계를 가져야 하므로 균형오차를 $u_{i,t} = \rho u_{i,t-1} + \eta_{i,t}$, $\eta_{i,t} \sim N(0, \sigma_\eta^2)$ 로 가정²⁶⁾한 후 이를 식(4)에 대입하면

$$\Delta u_{i,t} = (\rho - 1)u_{i,t-1} + \eta_{i,t} \quad (5)$$

이 된다. 이 식을 이용하여 ρ 가 $|\rho| < 1$ 의 관계를 따르는지 검정한다. 만일 $H_0: \rho - 1 = 0$, 즉 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하면 균형오차의 시계열이 불안정하므로 장기적 관계가 없다고 본다. 통상적으로 식(5)를 추정할 때 식에 상수항 (constant term)을 포함하거나 추세 (time trend)를 포함하여 추정하며, $(\hat{\rho} - 1)$ 이 일반적인 표준분포를 따르지 않기 때문에 MacKinnon이 계산한 점근적 임계치(asymptotic critical values)을 이용하여 귀무가설을 검정한다.²⁷⁾

다. 실증분석 결과

<표 6>과 <표 7>은 추정결과를 정리한 것이다. 우선 계수값의 해석에 앞서 모형의 적합성을 보면, 각 모형에서 고정효과가 '0'이라는 귀무가설 ($H_0: \alpha_i = 0$)이 기각되었다. 이는 각 모형에 고정효과가 존재함을 의미한다. 또한 공적분 검정결과 <표 6>의 모형에서는 모든 경우에 장기적 관계가 있다고 나왔다. 그러나 <표 7>에서 보듯이 초혼연령의 경우 전세가격지수를 이용한 남성의 초혼연령 모형에서만 유의한 결과를 얻었다. 따라서 모형 추정결과 해석은 공적분 관계가 있는 모형에 국한하여 이루어질 것이다.

26) 앞서 언급한 u_i 의 분산은 $\sigma_u^2 = \sigma_\eta^2 / (1 - \rho^2)$ 으로 유한한 값을 가진다.

27) 자세한 내용은 Johnston and DiNardo (1997) pp. 265를 참조하기 바란다.

(1) 결혼건수와 결혼율 결정요인

결혼건수와 결혼율 결정요인의 분석결과가 정리된 <표 6>을 보자. 결혼에 부정적 영향을 미치는 변수로 임시직비율, 주택가격종합지수, 실업률이 있다. 우선 고용불안정성의 대리변수인 임시직비율의 경우, 동 비율이 1%p 상승하면 결혼건수는 330건 줄고 결혼율은 15~39세인구 천명당(이하 동일) 0.23~0.40건 감소하는 것으로 나타났는데 이는 임시직비율이 높아질 경우 소득불평등이 확대되기 때문이다. 임시직비율과 소득불평등간 관계는 기존의 연구에서도 확인된다. 황선웅(2009)은 비정규직비율이 1%p 상승하면 노동소득분배율(labor shares)이 0.644%p 하락함을 보였다. 또한 우리나라의 경우 기업들의 임시직 채용의 목적이 주로 비용절감에 있기 때문에 일반적으로 임시근로자의 임금수준이 상용근로자에 비해 낮다(안주엽, 2001; 안주엽·김동배·이시균, 2003; 노용환, 2007).²⁸⁾ 즉, 임시직비율이 높아지게 되면 소득의 불균등도 확대된다고 볼 수 있다.²⁹⁾

주택가격의 상승 역시 결혼비용의 상승을 가져와 결혼에 부정적 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 특히 결혼 변수가 주택매매가격보다는 전세가격에 더욱 크게 반응하는 것으로 나타났다. 실업률의 1%p 상승은 835~1,040건의 결혼 감소와 0.18~0.42건의 결혼율 감소를 초래하는 것으로 나타났다. 경기변동 혹은 실직상태를 나타내는 대용변수인 실업률의 상승은 소득의 불확실성 확대를 초래하여 결혼에 부정적으로 작용하는 것으로 해석할 수 있다.

28) 안주엽·김동배·이시균(2003)에 따르면 인건비 절감을 위해 비정규직 근로자를 채용한다고 답변한 사업체가 32.1%에 이른다. 또한 노용환(2007)은 인건비 절감을 목적으로 기업이 비정규인력을 고용한다는 것을 통계분석을 통해 보였다.

29) 안주엽(2001)은 정규직 근로자와 비정규직 근로자간 임금격차가 35%이며 다른 요인들을 모두 통제해도 19%의 임금격차가 발생한다고 하였다. 또한 최근 연구인 Kim and Ryu(2010) 역시 정규직과 비정규직간 임금격차가 존재한다고 하였다.

결혼모형 추정결과

변수명	결혼건수		결혼율	
	[매매가격지수]	[전세가격지수]	[매매가격지수]	[전세가격지수]
임시직비율	-330.26 *** (-6.68)	-9.74 (-0.18)	-0.40 *** (-14.67)	-0.23 *** (-7.72)
주택가격종합지수	-78.36 *** (-7.26)	-100.41 *** (-11.46)	-0.002 (-0.26)	-0.04 *** (-9.18)
경제활동참가율 (20대)	101.11 (1.12)	164.74 ** (2.06)	0.03 (0.60)	0.02 (0.36)
실업률	-835.73 *** (-4.64)	-1040.47 *** (-6.39)	-0.18 * (-1.79)	-0.42 *** (-4.72)
15~39세 인구수	17.45 *** (16.85)	15.74 *** (16.97)	0.002 *** (3.73)	0.002 *** (3.44)
상수항	11932.83 * (1.97)	4635.62 (0.89)	22.73 *** (6.76)	25.00 *** (8.88)
F검정, $H_0: \alpha_i = 0$	4.87 ***	4.04 ***	10.71 ***	5.16 ***
공적분 검정 c	-6.62 ***	-6.29 ***	-8.22 ***	-8.06 ***
ct	-6.13 ***	-6.15 ***	-7.96 ***	-7.60 ***
R^2	0.62	0.69	0.52	0.63
표본수/지역수	292 / 15			

주: 1) () 안의 숫자는 t-통계량을 의미하며, ***, ** 및 *는 각각 1%, 5% 및 10% 수준에서

- 통계적으로 유의함을 나타냄
- 2) 종속변수 아래 []는 설명변수의 하나인 주택가격종합지수를 매매가격지수로 할 때와 전세가격 지수로 할 때를 나타냄 (이하 같음)
- 3) 분석기간은 1990~2009년이고 제주도는 제외되었으며 울산지역은 1998년 이후만 분석
- 4) 공적분 검정에서 c 는 상수항만을 포함하여 분석한 결과이며, ct 는 상수항과 시간추세를 포함하여 분석한 결과임

반면 20대의 경제활동참가율과 15~39세 인구수는 결혼에 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 20대의 경제활동참가율이 1%p 높아지면 결혼건수는 약 165건 정도 증가하였으며 15~39세 인구수 천명 증가는 약 15~17건의 결혼 증가와 0.002건의 결혼율 증가를 유발하는 것으로 분석되었다. 20대의 경제활동참가율과 15~39세 인구 변동의 효과가 큰 차이를 보이는 것은, 각 변수가 가진 의미가 다르기 때문이다. 우선 20대 경제활동참가율의 경우 1%p 증가는 결혼가능 인구가 5.14천명 증가하는 것을 의미한다.³⁰⁾ 따라서 이

30) 1990~2009년 기간중 시·도별 평균 20대 인구수는 513.6천명이다.

를 15~39세 인구수와 동일하게 취급하면 결혼건수가 대략 32건 정도 증가하는 것으로 볼 수 있다. 또한 20대 경제활동인구의 경우 15~39세 인구와 달리 결혼 가능성이 높은 집단을 의미한다. 즉, 15~39세 인구의 경우 잠재적 결혼시장 참여자이지만 아직은 결혼할 연령이 아닌 15~19세 연령층과 30세 이상의 기혼자가 포함되어 있다.

(2) 초혼연령 결정요인

<표 7>은 초혼연령이 앞서 살펴본 여러 설명 변수들과 관계가 있는지를 분석한 것이다. 전술하였듯이 주택마련비용 대응변수로 전세가격지수를 사용한 남성의 초혼연령 결정모형 추정결과에 대해서만 설명한다. 임시직 근로자 비율, 주택가격종합지수 및 실업률 상승은 남성의 평균 초혼연령을 상승시키는 요인으로 작용하는 반면 20대의 경제활동참가율 상승과 15~39세 인구 증가는 남성의 초혼연령을 하락시키는 것으로 나타났다.

먼저 경기변동을 나타내는 실업률은 초혼연령을 높이는 효과가 있었다. 실업률 상승, 즉 경기 부진은 미래 소득의 불확실성을 높여 결혼을 지연시키는 것으로 나타났다. 15~39세 인구수는 초혼연령에 음(-)의 효과를 주는 것으로 나타났는데, 이는 결혼 연령층 인구의 증가로 결혼상대자를 쉽게 찾을 수 있어 공급법칙에 따라 남녀의 초혼연령이 낮아지기 때문이다.

다음으로 남·여의 초혼연령에 대한 임시직비율의 효과를 보면, 서론에서 소개된 결혼탐색모형을 따라 남성이 여성에게 청혼을 한다고 가정할 경우 여성의 초혼연령은 남성의 초혼연령과 높은 상관관계³¹⁾를 가진다고 할 수 있다. 왜냐하면 남성이 결혼을 준비하는 데 걸리는 시간이 늘어나는 만큼 여성이 남성으로부터 청혼을 받는 시간 역시 늘어나기 때문이다. 즉, 남성 임시직 근로자의 증가로 남성의 혼인연령이 높아져 청혼 시기가 늦어지면 여성의 결혼연령도 상승하는 것으로 보인다.³²⁾

31) 본 연구에서 이용한 자료를 확인한 결과, 남성과 여성의 초혼연령 간 상관관계는 0.98로 매우 높았다(1% 수준에서 통계적으로 유의).

32) <표 7>에서 보듯이 주택마련비용의 대응변수로 전세가격지수를 사용한 남성의 초혼연령 결정모형을 제외한 다른 모형에서는 공적분관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 즉, 주택매매가

초혼연령 모형 추정결과

종속변수 변수명	남성 평균 초혼연령		여성 평균 초혼연령	
	[매매가격지수]	[전세가격지수]	[매매가격지수]	[전세가격지수]
임시직비율	0.15 *** (12.02)	0.03 *** (2.87)	0.16 *** (11.99)	0.03 ** (1.88)
주택가격종합지수	0.02 *** (6.79)	0.04 *** (21.93)	0.02 *** (7.36)	0.04 *** (23.21)
경제활동참가율 (20대)	-0.07 *** (-3.04)	-0.08 *** (-5.46)	-0.08 *** (-3.20)	-0.09 *** (-5.97)
실업률	-0.04 (-0.75)	0.08 *** (2.63)	0.002 (0.04)	0.12 *** (3.92)
15~39세 인구수	-0.002 *** (-6.87)	-0.001 *** (-7.59)	-0.002 *** (-6.93)	-0.001 *** (-7.70)
상수항	29.56 *** (18.90)	30.64 *** (31.42)	26.57 *** (16.73)	27.87 *** (28.85)
F검정, $H_0: \alpha_i = 0$	8.16 ***	11.62 ***	8.23 ***	12.02 ***
공적분 검정 c	-3.34	-3.98	-2.68	-3.38
ct	-4.62	-4.89 *	-4.37	-4.60
R^2	0.53	0.80	0.54	0.82
표본수/ 지역수	292 / 15			

주: 1) () 안의 숫자는 t -통계량을 의미하며, ***, ** 및 *는 각각 1%, 5% 및 10% 수준에서

통계적으로 유의함을 나타냄

2) 분석기간은 1990~2009년이고 제주도는 제외되었으며 울산지역은 1998년 이후만 분석

3) 공적분 검정에서 c 는 상수항만을 포함하여 분석한 결과이며, ct 는 상수항과 시간추세를 포함하여 분석한 결과임

그리고 결혼비용의 상당부분을 차지하는 주택마련비용 증가가 초혼연령에 미치는 효과를 생각해 보면, 주택마련비용은 결혼관습에 따라 남성 측에서 주로 부담한다.³³⁾ 따라서 주택마련비용의 증가는 남성의 초혼연령을 높이고, 이는 다시 여성의 초혼연령 상승을 초래할 것이라고 추론할 수 있다. 다음절에서는 이러한 추론의 보강을 위해 노동패널 자료를 이용하여 추가 분석을 실시한다.

격지수를 사용한 남성의 초혼연령 결정모형과 여성의 초혼연령 결정모형은 모두 가성회귀(spurious regression)인 것으로 판명되었다. 이러한 결과를 놓고 볼 때, 결혼연기에 있어 여성은 주택마련비용과 같은 경제적 요인에 의해 직접적으로 영향을 받지 않는다고 할 수 있다.

33) 「2009년 결혼비용조사 연구보고서」(유성렬, 2010)에 따르면 전체 결혼비용에서 신혼집마련 비용의 비중은 2000년 55.9%에서 2009년 72.7%로 높아졌다. 그리고 신혼부부가 주택마련에 드는 비용은 1억 2,714만원으로 나타났는데 이중 87%인 1억 1,064만원을 남자가 부담하는 것으로 조사되었다.

2. 노동패널 자료를 이용한 분석

가. 자료설명 및 기초통계량

노동패널 자료는 개인의 결혼여부, 연령, 종사상 지위, 소득수준 등 다양한 특성들을 포함하고 있는 우리나라의 대표적인 패널자료이다. 또한 1998년(1차)부터 2008년(11차)까지 11년간 조사되어 시계열이 비교적 길다. 따라서 노동패널 자료는 본 연구에서와 같이 각 개인의 초혼을 결정하는 요인이 무엇인지를 분석할 때 유용하다. 그러나 종사상 지위에서 정규직과 비정규직을 구분할 수 있는 자료는 4차 조사부터이므로 2001년(4차)부터 2008년(11차)까지의 자료를 이용한다. 분석자료의 구축은 패널자료의 특성을 최대한 살려 이루어졌는데, 최초 미혼인 사람이 다음연도에 결혼을 하였는지 여부를 가지고 종속변수를 만들었다. 만일 그 사람이 다음연도에도 미혼으로 남아있으면 '0'의 값을 부여하고 결혼을 하였으면 '1'의 값을 부여하였다. 결혼변수에 '1'의 값이 부여된 사람은 이후 패널에서 탈락하는 방식을 취하여 중복되지 않도록 하였다. 동 방식 하에서는 4차 자료는 모두 탈락되고 5차 자료부터 '1' 또는 '0'의 값을 갖는 결혼여부 변수를 다시 만들 수 있다. 이러한 방식은 6차, 7차, ..., 11차 자료까지 반복되는데 이렇게 하여 최후까지 남은 표본수는 남성 2,372명, 여성 1,918명이다.³⁴⁾

<표 8>에는 노동패널 자료의 기초통계량이 정리되어 있다. 남성과 여성을 비교해 보면 결혼비율이 남성 4.2%, 여성 5.7%로 여성의 결혼비율이 1.5%p 가량 높게 나타났다.³⁵⁾ 연령변수의 경우 기혼남성의 초혼연령은 평균 31세, 기혼여성의 초혼연령은 평균 27세로 남성과 여성간 연령 격차가 4세 정도로 나타나 시·도 패널자료상 남녀간 초혼연령 격차(약 3세)보다는 약간 컸다.³⁶⁾

34) 시·도 패널자료 분석과 마찬가지로 거주지가 제주도인 사람은 제외하였다.

35) 본고에서 보고된 비중은 가중평균임에 유의하여야 한다. 가중평균이 이용하지 않을 경우 남성은 2,372명 중 139명이 결혼, 즉 5.86%가 결혼한 것으로 나타난다. 그리고 여성은 1,918명 중 158명이 결혼, 즉 8.29%가 결혼한 것으로 나타난다. 전수조사와 달리 본 자료와 같은 표본조사의 경우 각 개인이 표본으로 채택될 확률이 부여된다. 가령 A라는 사람이 표본으로 뽑힐 확률이 0.003이라면 이 확률의 역수 즉, 333은 이 사람이 333명을 대표한다는 것을 의미한다. 따라서 가능하다면 주어진 가중치를 이용하는 것이 표본편향(sample bias)을 방지하는 데 효과적이다.

종사상 지위별로 보면 정규직 근로자 비중이 가장 높았으며 소득이 없는 기타직업군(무급가족종사자, 노동시장 미참여자) 비중이 그 뒤를 이었다.

<표 8>

기초통계량

구분 변수명	남 성				여 성				
	평균	표준편차	최소값	최대값	평균	표준편차	최소값	최대값	
결혼비율	0.042	0.20	0	1	0.057	0.23	0	1	
전체표본 연령(세)	30.81	4.20	21	44	27.27	3.84	21	43	
기혼자 ¹⁾ 초혼연령(세)	31.62	3.65	22	43	27.89	2.60	23	37	
정규직근로자	} 종 사 상 지 위 (비율)	0.51	0.50	0	1	0.52	0.50	0	1
비정규직근로자		0.10	0.30	0	1	0.10	0.30	0	1
자영업자		0.07	0.26	0	1	0.05	0.22	0	1
실업자		0.10	0.30	0	1	0.07	0.26	0	1
기타 ²⁾		0.22	0.41	0	1	0.26	0.44	0	1
교육연수(년)	13.92	2.54	6	21	14.39	2.01	6	21	
개인소득(월, 만원)	113.23	106.23	0	1,356	83.45	76.19	0	624	
서울시	} (비율)	0.25	0.43	0	1	0.28	0.45	0	1
광역시		0.33	0.47	0	1	0.33	0.47	0	1
표본수	2,372				1,918				

주: 1) 남성 전체표본수 2,372명 중에서 기혼 남성은 139명이며, 여성 전체표본수 1,918명 중에서 기혼 여성은 158명임

2) 무급가족종사자, 노동시장 미 참여자

3) 표본수를 제외한 모든 수치들은 횡단면 가중치를 이용하여 가중평균한 값임

자료: 한국노동패널 4차~11차

회귀분석에 앞서 기초통계량을 이용하여 종사상 지위별 결혼여부를 비교해 보았다. <표 9>를 보면 남성은 자영업자가 6.7%로 가장 높은 결혼비율을 보이고 있고 다음으로 정규직(6.4%), 비정규직(2.6%), 실업자(0.7%)의 순으로 나타났다. 여성의 경우 소득이 없는 기타직업군의 결혼비율이 9.6%로 가장 높고 다음으로 비정규직(6.5%), 정규직(4.8%), 자영업자(1.4%), 실업자(0.4%)

36) <표 8>에서 결혼한 남성과 여성간 평균 연령차는 약 4세(3.73세)이었다. 그러나 실제 배우자와의 연령 차이는 평균 2.24세(1% 수준에서 통계적으로 유의)인 것으로 나타났다.

의 순으로 나타났다.

<표 9>

종사상 지위별 결혼비율 비교

(단위: %)

		정규직	비정규직	자영업자	실업자	기타	전체
남성	평균	6.4	2.6	6.7	0.7	0.6	4.2
	빈도수(명)	1,236	248	186	215	487	2,372
여성	평균	4.8	6.5	1.4	0.4	9.6	5.7
	빈도수(명)	996	196	85	133	508	1,918

주: 빈도수를 제외한 모든 수치들은 횡단면 가중치를 이용하여 가중평균한 값임

종사상 지위간 평균 결혼비율의 차이를 비교한 <표 10>을 보면 남성의 경우 정규직과 비정규직 간에 통계적 유의성을 보인 반면 여성은 통계적 유의성을 보이지 않았다. 또한 남성은 소득이 없는 기타직업군 및 실업자에 비해 소득수준이 높은 정규직 근로자와 자영업자가 상대적으로 높은 결혼비율을 보였으나 여성은 오히려 소득이 없는 기타직업군에서 높은 결혼비율을 보이고 있다. 즉, 남성의 경우 소득수준이 결혼을 결정하는 데 중요한 역할을 하는 반면 여성에게는 그다지 중요한 역할을 하지 않는 것으로 보인다. 이는

<표 10>

종사상 지위간 결혼비율 차이 비교

(단위: %)

$X_1 \backslash X_2$		정규직	비정규직	자영업자	실업자
비정규직	남성	-3.8 *			
	여성	1.7			
자영업자	남성	0.3	4.1		
	여성	-3.3	-5.1		
실업자	남성	-5.7 ***	-1.9	-6.0 **	
	여성	-4.3	-6.1	-1.0	
기타	남성	-5.8 ***	-2.0	-6.0 ***	-0.1
	여성	4.9 ***	3.1	8.2 **	9.2 ***

주: 1) ***, ** 및 *는 각각 1%, 5% 및 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄
 2) 평균차이는 $X_1 - X_2$ 임
 3) 모든 수치들은 횡단면 가중치를 이용하여 가중평균한 값임

「2005년도 전국 결혼 및 출산동향조사」에서 미혼 남·여가 결혼하지 않는 이유로 남성이 여성보다 경제적 요인을 더 많이 고려한다는 점과도 일치한다.

<표 11>은 이러한 주장을 뒷받침하는 증거로 남성의 경우 결혼비율이 높은 자영업자와 정규직 근로자가 소득 역시 높았다. 여성의 경우 <표 10>에서 결혼비율이 낮게 나타났던 자영업자의 소득수준이 가장 높았다. 모형을 통한 분석에 앞서 이를 결혼시장 탐색모형에 적용해 보면 남성의 경우 소득수준이 높을수록 결혼할 확률이 높으며, 여성의 경우 소득수준이 낮을수록 결혼할 확률이 높을 것으로 예상된다.

<표 11> **종사상 지위별 평균 소득 비교**

(단위: 만원)

		정규직	비정규직	자영업자	실업자	기타	전체
남 성	평 균	168	126	200	0	0	113
	빈도수(명)	1,236	248	186	215	487	2,372
여 성	평 균	127	99	163	0	0	83
	빈도수(명)	996	196	85	133	508	1,918

주: 빈도수를 제외한 모든 수치들은 횡단면 가중치를 이용하여 가중평균한 값임

나. 실증분석 방법

본 절에서는 분석방법에 관하여 간략히 논의한다. 미시계량모형은 종속변수의 형태에 따라 분석방법이 달라진다. 우선 결혼모형의 경우 종속변수가 '1'과 '0'으로 이루어진 이산적(discrete) 자료이므로 다음과 같이 프로빗모형(Probit Model)을 이용한다.

$$P_r(y_i = 1 | X_i, M_i) = \Phi(X_i' \beta + M_i' \delta) \equiv \Phi_i \quad (6)$$

여기서 y_i 는 결혼여부를 나타내는 종속변수로 전년도에 미혼이었다가 해당 연도에 결혼을 하였다면 $y_i = 1$ 이고 미혼으로 남았다면 $y_i = 0$ 의 값을 가진

다. X_i 는 개인의 특성을 나타내는 벡터로 종사상 지위(정규직 근로자를 기준으로 비정규직, 자영업자, 실업자 및 기타직업군을 포함), 소득수준, 상대적임금³⁷⁾과 연령, 교육연수를 포함한다. 단, 여기서 소득수준, 연령과 교육연수의 경우 비선형성(non-linearity)을 감안하여 로그변환한 변수를 이용한다. M_i 는 지역벡터로 거주지의 전세가격지수³⁸⁾, 그리고 서울시 또는 광역시 여부를 나타낸다.³⁹⁾ 전세가격지수의 경우 소득, 연령, 교육연수와 마찬가지로 로그변환하여 사용한다.

다음으로 초혼연령을 추정하기 위한 모형은 다음과 같다.

$$A_i^* = X_i' \beta + M_i' \delta + \epsilon_i, \quad \epsilon_i \sim N(0, \sigma_\epsilon^2) \quad (7)$$

여기서 A_i^* 는 결혼한 남성 혹은 여성의 초혼연령을 나타내며, 나머지 변수는 결혼모형과 동일하다. 그러나 연령 자료에 대한 제약을 20세부터 44세로 두었기 때문에 양측이 절단된 분포의 형태를 가진다.⁴⁰⁾ 따라서 초혼연령 결정모형의 경우 절단된 자료 분석에 적합한 토빗모형(Tobit Model)을 이용하여 추정한다. 각 모형은 확률모형이므로 계수값을 한계효과(marginal effect)로 전환하여 제시한다.

다. 실증분석 결과

(1) 종사상 지위와 결혼확률

<표 12>는 결혼여부를 이용하여 프로빗모형을 추정한 결과이다. 남·여의 결혼결정이 다를 수 있다고 보았기 때문에 남성과 여성을 구분하여 추정하였

37) 상대적 임금은 해당연도 지역평균 임금대비 개인의 임금으로 정의하였다.

38) 시·도패널 분석과 마찬가지로 주거비용으로 주택매매가격지수도 고려하였으나 유의한 결과를 얻지 못하였다. 따라서 주택매매가격지수는 모형 추정에서 제외하였다.

39) 일반적으로 미시 분석에서 시간추세를 제거하기 위해 시간더미를 넣어 추정하지만, 본 연구에서는 시간더미가 전세가격지수의 설명력을 떨어뜨리기 때문에 시간더미를 고려하지 않는다.

40) 연령에 대한 제약을 20~44세로 둔 이유는 앞서 살펴본 "미혼 남·여의 결혼하지 않는 이유"의 연령대와 일관성을 유지하기 위해서 이다.

다. 우선 종사상 지위별로 보면 남성의 경우 정규직 근로자 대비 기타직업군, 실업자, 비정규직 근로자 순으로 결혼확률이 낮은 것으로 나타났는데, 이는 앞서 기초통계를 통해 살펴본 것과 동일하다. 반면 여성의 경우 소득이 없는 기타직업군이 가장 높은 결혼확률을 보였고 소득이 높은 자영업자가 정규직 근로자에 비해 결혼할 확률이 낮은 것으로 나타났다. [모형 I]의 결과를 정리하면 남성은 소득수준이 높은 집단에서, 여성은 소득수준이 낮은 집

<표 12>

종사상 지위에 따른 결혼확률 추정결과

변수명	종속변수		결혼여부			
			[모형 II]		[모형 III]	
	남성	여성	남성	여성	남성	여성
비정규직	-0.019** (-2.25)	0.020 (1.22)				
자영업자	0.002 (0.16)	-0.038** (-2.46)				
실업자	-0.033*** (-3.26)	-0.047** (-2.59)				
기타	-0.040*** (-5.18)	0.046*** (4.10)				
로그소득			0.012*** (5.62)	-0.005** (-2.50)		
상대적임금					0.021*** (6.67)	-0.007 (-1.23)
로그연령	0.037 (1.59)	0.091*** (3.79)	0.027 (1.18)	0.092*** (3.55)	0.044* (1.66)	0.091*** (3.50)
로그교육연수	0.057*** (2.97)	0.075*** (2.66)	0.050*** (2.71)	0.066** (2.12)	0.054*** (2.73)	0.063* (1.95)
로그전세가격지수	0.014 (0.28)	-0.121* (-1.82)	0.016 (0.32)	-0.124* (-1.69)	0.016 (0.28)	-0.120 (-1.61)
서울시	-0.4e-3 (-0.05)	-0.017 (-1.57)	0.3e-3 (0.03)	-0.020* (-1.68)	0.002 (0.17)	-0.020 (-1.60)
광역시	-0.005 (-0.74)	-0.020 (-2.10)	-0.004 (-0.66)	-0.024** (-2.22)	-0.009 (-1.24)	-0.022** (-2.05)
Pseudo R ²	0.076	0.061	0.082	0.026	0.064	0.021
관측치수	2,372	1,918	2,372	1,918	2,372	1,918

주: 1) () 안의 숫자는 t-통계량을 의미하며, ***, ** 및 *는 각각 1%, 5% 및 10% 수준에서

통계적으로 유의함을 나타냄

2) 상대적임금은 '개인소득/지역평균소득'으로 정의됨

3) 직업군의 기준변수는 정규직 근로자이고, 지역더미의 기준변수는 도(道) 지역임

단에서 결혼확률이 높은 것으로 나타났다. [모형 II]와 [모형 III]에서도 남성의 경우 소득수준이 높을수록 결혼확률이 높았지만 여성의 경우에는 반대를 보여 [모형 I]과 유사한 결과를 보였다.

연령 변수의 경우 남성은 대체로 통계적 유의성이 낮은 반면 여성의 연령 증가는 결혼확률을 높이는 방향으로 작용하였다. 다만, 여성의 연령은 비선형성⁴¹⁾을 보이는 것으로 나타났는데 그 이유는 연령이 증가할수록 여성의

출산확률은 낮아지는 경향이 있어 연령이 충분히 높을 경우 결혼율이 무한정 높아지지 않기 때문이라 판단된다.

교육연수의 증가는 남성과 여성 모두 결혼확률을 높이는 방향으로 작용하는 것으로 나타났지만 연령과 마찬가지로 비선형성의 특성을 보였다. 교육연수 증가가 결혼확률을 높이는 이유는 남·여 모두 자신과 비슷한 학력의 배우자를 선호하는 경향이 있기 때문인 것으로 보인다.⁴²⁾

그리고 전세가격지수는 일부 모형(여성의 결혼여부)을 제외하고는 통계적으로 유의하지 않았는데, 이는 실제 결혼에 직면하지 않은 사람들이 표본에 포함되었기 때문인 것으로 보인다.⁴³⁾

마지막으로 거주지역 변수의 경우 남성의 결혼결정 모형에서는 만족할 만한 결과를 얻지 못하였으나 여성의 결혼결정 모형([모형Ⅱ])에서는 대체로 유의한 결과를 보였다. 즉, 서울시 및 광역시 등 대도시지역이 농촌지역이 포함된 도지역에 비해 여성의 결혼확률이 낮게 나타났다. 이는 대도시지역의 결혼비용이 농촌지역에 비해 상대적으로 높기 때문으로 보인다.

(2) 종사상 지위와 초혼연령

<표 13>은 토빗모형을 추정된 결과이다. 초혼연령 분석은 결혼한 사람들만을 대상으로 실시되었다. 남성 자영업자의 경우 앞서 분석한 결혼모형에서 결혼할 확률은 높았지만 초혼연령이 정규직 근로자보다 높아 결혼을 늦게 하는 것으로 나타났는데, 이는 향후 소득전망(income prospects)에 기인한 결과로 여겨진다. 남성실업자의 초혼연령은 정규직 근로자보다 높게 나타났는데 이는 실업상태가 결혼 시기에 영향을 미친다는 시·도 패널분석과 동일한 결과이다. 반면 기타직업군의 경우 상대적으로 일찍 결혼하는 것으로 나타났는데, 기

41) 로그함수의 경우 우상향하나 점차 기울기가 줄어드는 오목성(concavity)의 특성을 가진다.

42) 노동패널 자료의 확인결과, 배우자간 학력차이는 평균 0.19 (1% 유의수준)로 배우자간 학력차이는 큰 차이를 보이지 않았다. 또한 남성과 여성 배우자 학력의 상관관계는 0.4788로 높은 상관관계를 보이며 1% 수준에서 유의하였다.

43) 만일 결혼 상대자가 없는 경우 결혼을 결정하는데 주택가격은 아무런 영향을 미치지 않을 것이다. 본 연구에서 이용한 노동패널의 경우 결혼 상대자가 있는지 없는지 여부는 자료상으로 확인할 수 없는 한계점을 가진다.

타직업군에 무급가족 종사자가 포함된 것으로 보았을 때 집안의 권유로 일찍 결혼하는 것으로 보인다.⁴⁴⁾

<표 13> **종사상 지위에 따른 초혼연령 추정결과**

변수명	종속변수	초혼연령	
		[남성]	[여성]
비정규직		0.506 (0.42)	-1.226 (-1.55)
자영업자		2.403 ** (2.05)	1.217 (0.95)
실업자		2.083 ** (2.35)	-2.346 *** (-4.05)
기타		-3.266 *** (-3.13)	-0.292 (-0.60)
로그교육연수		-1.783 (-0.65)	0.278 (0.13)
로그전세가격지수		8.937 * (1.94)	7.825 ** (2.36)
서울시		1.024 (1.12)	-0.102 (-0.17)
광역시		-0.605 (-0.74)	-0.491 (-0.96)
Pseudo R ²		0.026	0.012
관측치수		139	158

주: 1) () 안의 숫자는 t-통계량을 의미하며, ***, ** 및 *는 각각 1%, 5% 및 10% 수준에서

통계적으로 유의함을 나타냄

2) 직업군의 기준변수는 정규직 근로자이고, 지역더미의 기준변수는 도 지역임

한편, 여성의 경우 실업자와 전세가격지수를 제외한 여타변수들은 초혼연령과 통계적으로 유의한 관계를 갖지 않는 것으로 나타났다. 실업자가 정규직 근로자에 비해 2세 정도 일찍 결혼하는 것으로 보아 Blau *et al.* (2000)이 언급하였듯이 노동시장 여건이 여성에게 불리해지면 여성은 자신이 생각하는 유보가치를 낮춰 일찍 결혼하는 것으로 보인다.

전세가격지수는 앞서 분석(<표 12>)한 결혼결정 모형에서 남성의 경우

44) 기타직업군의 경우 예상과는 달리 초혼연령이 낮은 것으로 나타나 표본상의 문제인지 여부는 판단이 불가능하다. 또한 기타직업군에 관한 이론이 전무한 상태로 이에 대한 해석상의 오류를 범할 수 있어 정확한 해석은 어렵다.

통계적으로 유의한 결과를 보이지 않았지만 초혼연령 모형에서는 전세가격 상승이 남녀의 초혼연령을 높이는 쪽으로 작용하는 것으로 나타났다. 이러한 효과는 여성보다는 남성의 경우 더 크게 나타났다.

3. 종합적 논의

우리는 시·도 패널자료와 노동패널 자료를 이용하여 결혼결정의 경제적 요인을 분석하였다. 시·도 패널자료 분석결과 임시직비율(즉, 고용불안정성)이 높아질 때, 실업이 증가할 때, 그리고 주택가격이 상승할 때 결혼건수와 결혼율이 줄어들고 남성의 초혼연령은 높아지는 것으로 나타났다.

노동패널자료 분석결과 남성과 여성의 결과가 상이하게 나타났는데, 남성의 경우 소득이 없는 기타직업군(무급가족 종사자 및 노동시장 미참여자)의 결혼확률이 가장 낮게 나타났으며, 다음으로 실업자, 비정규직 근로자 순으로 결혼할 확률이 낮았다. 여성의 경우 소득이 높은 자영업자의 결혼확률이 낮게 나타난 반면 기타직업군의 결혼확률은 높게 나타났다. 남성의 경우 소득 수준 같은 경제적 요인이 결혼을 결정하거나 연기하는 데 중요한 역할을 하지만 여성의 경우에는 그렇지 못한 것으로 보인다.

따라서 시·도 패널 분석과 노동패널 분석을 종합하면 고용불안정성 및 주거비용 증대는 결혼에 부정적으로 작용하며, 여성보다는 남성에게 더 크게 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 그리고 남성이 고용불안정 및 주거마련비용 문제에 직면하게 된다면 여성에 대한 청혼이 늦어져 남성의 초혼연령은 물론 여성의 초혼연령도 상승하는 것으로 나타났다. 이는 시·도 패널에서 남·여 초혼연령의 상관관계가 0.98(각주 31번 참조)이고 노동패널에서 남·여 배우자간 연령 차이가 평균 2.24세(각주 36번 참조)라는 점에서도 확인된다. 이러한 결과는 남성의 임금불평등이 증가할수록 여성의 결혼율이 하락한다는 선행연구(Wood, 1993; Blau *et al.*, 2000; Loughran, 2002; Gould and Paserman, 2003)와 부합한다고 볼 수 있다.

IV. 요약 및 시사점

우리나라는 2018년 고령사회(aged society: 총인구중 65세 이상 인구비율이 14% 이상 20% 미만)에, 이어 8년 후인 2026년에는 초고령사회(super-aged society: 65세 이상 인구비율이 20% 이상)에 들어설 것으로 보인다. 이 같은 고령화 속도는 세계적으로 유례가 없을 정도로 빠른 것이다. 고령화 현상은 잘 알려진 것처럼 우선 출산율 저하로 인한 유년인구의 감소, 그리고 의학의 발달과 의료서비스 수혜기회 증가 등에 따른 수명연장에 그 원인이 있다. (이상호, 2010).

이러한 상황에서 그간 국내 연구자들은 인구고령화가 경제에 미치는 영향에 대해 많은 관심을 가져왔다. 기존 연구들의 공통된 결론은 인구고령화의 진전이 노동생산성 하락을 초래하고 저출산은 생산가능인구를 감소시켜 장기적으로 경제에 부정적 영향을 미친다는 것으로 요약된다. 이에 따라 기존 연구들의 관심은 현재의 낮은 출산율을 어떻게 하면 제고할 수 있는가에 맞추어져 있었다. 그러나 저출산 현상이 인구고령화의 중요한 요인이기는 하지만 이에 앞서 고령화의 보다 근본적인 원인인 동시에 저출산의 직접적인 원인이라 할 수 있는 결혼건수 감소 또는 결혼율 하락, 초혼연령 상승 등에 대해서는 경제학 차원에서 논의가 별로 없었다. 그 결과, 자녀의 출산과 양육 및 교육, 나아가 인적자본(human capital)의 형성을 위한 선결조건이라 할 수 있는 ‘결혼’ 자체에 대한 논의도 심도있게 이루어지지 않았다.

최근 우리나라의 결혼건수 감소와 초혼연령의 상승은 저출산의 가장 중요한 요인으로 작용하고 있는 것으로 보인다. 개개인의 생애주기상 결혼과정이 정상적으로 진행되지 않을 경우 출산도 제때에 이루어지지 않을 것이며 이는 저출산·고령화 현상을 가속화시킬 것이다. 또한 남성과 여성의 초혼연령 상승은 건강한 아이를 출산할 수 있는 가임기간을 단축시킬 가능성

이 있기 때문에 이 또한 향후 노동력 공급에 부정적 영향을 미칠 것으로 예상된다. 왜냐하면 대체로 저출산 연령층인 20~39세 여성이 많은 자녀를 낳을 수 있기 때문이다. 즉, 여성의 결혼연령 상승은 건강상 많은 자녀의 출산을 어렵게 하는 요인으로 작용하며, 많아야 2명 정도의 아이를 낳는 저출산 현상의 원인이 된다고 할 수 있다.⁴⁵⁾

본고에서 우리는 결혼건수 감소와 초혼연령의 상승이 경제적 요인과 밀접한 관련이 있을 것이라는 전제하에 분석을 하였다. 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 외환위기 이후 급증한 고용불안정성은 소득의 불균형을 초래하고 그 결과 젊은 남녀의 결혼시장 참여를 제약하는 것으로 나타났다. 즉, 고용불안정성은 결혼건수를 감소시키고, 초혼연령을 상승시키는 요인으로 작용하였다. 특히 남성의 고용불안정성 증대에 따른 초혼연령 상승은 여성의 초혼연령 상승을 초래하는 것으로 나타났다. 둘째, 주택마련비용의 상승은 결혼비용을 증가시킴에 따라 남성들의 결혼시장 참여를 어렵게 하는 것으로 분석되었다. 마지막으로 실업의 증가는 결혼에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

본 연구의 분석결과를 토대로 두 가지 시사점을 생각해 볼 수 있다. 우선 최근 청년층의 고용불안과 높은 실업률이 결혼시장에 부정적 영향을 초래할 것으로 판단된다. 따라서 저출산·고령화 현상을 완화시키기 위해 양육비 경감이나 보육시설 확충도 필요하지만 보다 근본적으로는 결혼을 결정하는 중요한 변수인 고용안정성을 높이고 실업률은 낮추는 정책이 요망된다.⁴⁶⁾ 예를 들면 청년층이 선호하고 양질의 고용 창출효과가 큰 교육·보건·의료서비스, 사업서비스 등 지식기반(knowledge-based) 서비스산업 육성을 통해 중장기적으로 청년층의 고용안정성을 제고하는 일이 무엇보다 중요하다.⁴⁷⁾ 다음으로 비용측면을 보았을 때 결혼비용의 상당부분을 차지하는 주택가격이 과도하게 상승할 경우 결혼시장 참여비용이 높아지므로 주택가

45) 자녀 출산에 영향을 미치는 요인은 이외에도 여러 가지 있을 수 있다. 본 연구에서의 해석은 단순히 생물학적인 관점에 국한된 것이다.

46) 본고에서 말하는 고용안정성 확대는 노동시장의 유연성 저하를 의미하는 것은 아니다.

47) 최요철외(2008), 박명수정인수(2004) 등 참조

격의 안정은 매우 중요한 과제이다. 특히 결혼 변수가 주택매매가격보다는 전세가격에 더욱 크게 반응하는 것으로 나타났다는 점을 고려할 때 결혼을 준비하는 청년층의 경제적 부담을 줄이기 위해서는 전세가격의 안정성 확보가 중요하다.

<참고 문헌>

- 김우영 (2007), “여성의 출산과 경제활동참가 결정요인 분석,” 「금융경제연구」 제307호, 한국은행.
- 노용환 (2007), “기업의 비정규직 고용형태 결정요인 분석,” 「금융경제연구」 제286호, 한국은행.
- 박명수·정인수(2004), “지식기반서비스업의 고용구조 변화 분석”, 정책자료 2004-02, 노동연구원
- 안주엽 (2003), “정규근로와 비정규근로의 임금격차,” 노동경제논집, 24(1), pp. 67-96.
- 안주엽·김동배·이시균 (2003), “비정규근로실태와 정책과제(Ⅲ),” 한국노동연구원.
- 이삼식·정윤선·김희경·최은영·박세경·조남훈·신인철·도세록·조숙경·강주희(2005), 『2005년도 전국 결혼 및 출산 동향조사』, 저출산 실태조사 및 종합대책 연구(3-1), 저출산·고령사회위원회, 보건복지부, 한국보건사회연구원.
- 이상호 (2010), “인구 고령화와 금융자산선택: 미시자료 분석을 중심으로,” 「금융경제연구」 제432호, 한국은행.
- 이성희 (2008), “대학생의 결혼 기대와 영향요인,” 여성건강간호학회지, 14(2), pp. 124-130.
- 유성렬 (2010), “2009년 결혼비용조사 연구보고서,” 결혼정보회사 <선우> 부설 한국결혼문화연구소 공동 조사.
- 최요철·배성종·이상호·임용지 (2008), “최근 고용부진의 배경과 정책과제”, 「한은조사연구 2008-19」, 한국은행.

- 황선웅 (2009), “비정규직 고용의 확대, 소득분배, 경제성장,” *동향과 전망*, 77, pp. 169-201.
- Becker, Gary S. (1973), “A Theory of Marriage: Part I,” *Journal of Political Economy*, 81(4), pp. 813-846.
- Becker, Gary, Elisabeth Landes and Robert Michael (1977), “An Economic Analysis of Marital Instability,” *Journal of Political Economy*, 85(6), pp. 1141-1187.
- Bergstrom, Ted and Robert F. Schoeni (1996), “Income Prospects and Age at Marriage,” *Journal of Population Economics*, 9, pp. 115-130.
- Blau, Francine D., Lawrence M. Kahn and Jane Waldfogel (2000), “Understanding Young Women's Marriage Decisions: The Role of Labor and Marriage Market Conditions,” *Industrial and Labor Relations Review*, 53(4), pp. 624-647.
- Engle, Robert F. and Granger, C. W. (1987), “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing,” *Econometrica*, 55(2), pp. 251-276.
- Green, William H. (2008), *Econometric Analysis*, Sixth Edition, Pearson Education.
- Gould, Eric D. and M. Daniele Paserman (2003), “Waiting for Mr. Right: Rising Inequality and Decline Marriage Rates,” *Journal of Urban Economics*, 53, pp. 257-281.
- Johnston, Jack and John DiNardo (1997), *Econometric Methods*, Fourth Edition, McGraw Hill.
- Kim, Minseong and Sunghyun Ryu (2010), “Wage Differential by Employment Type and Contract Length,” *Korean Economic Review*, 26(1), pp. 157-176
- Loughran, David S. (2002), “The Effect of Male Inequality on Female Age at First Marriage,” *The Review of Economics and Statistics*, 84(2), pp. 237-250.

Mortensen, Dale T. (1984), "Job search and labor market analysis," Discussion Paper No. 594, Northwestern University, Center for Mathematical Studies in Economics and Management Science, in: Ashenfelter, O. and R. Layard (ed.), *Handbook of Labor Economics*, Vol 2, pp. 849-919 Elsevier, 1986.

Oppenheimer, Valerie (1988), "A Theory of Marriage Timing," *American Journal of Sociology*, 94(3), pp. 563-591.

Wilson, William J. (1987), *The Truly Disadvantaged*, Chicago: University of Chicago Press.

Wood, Robert G. (1995), "Marriage Rates and Marriageable Men: A Test of the Wilson Hypothesis," *Journal of Human Resources*, 30(1), pp. 163-193.

301	조세 종류별 후생효과 분석(2007.5)	박성욱
302	국내 기업의 해외직접투자 결정 요인 - 기업경영 관련 여건을 중심으로(2007.6)	전봉걸·권철우
303	해외직접투자와 국내투자의 관계 분석(2007.6)	김현정
304	출산율저하가 인적투자 및 금융시장에 미치는 영향(2007.7)	김기호·유경원
305	상호저축은행의 효율성 및 건전성 분석(2007.8)	정형권
306	최근 통화량의 변동요인 분석 - 주택가격을 고려한 통화수요함수 추정(2007.8)	유병학
307	여성의 출산과 경제활동참가 결정요인 분석(2007.8)	김우영
308	비용상승 충격의 불확실성과 통화정책(2007.9)	정규일
309	2007년 한국은행 국제컨퍼런스 결과 - Monetary Policy Communication and Credibility in a Financially Globalized World(2007.9)	한국은행 금융경제연구원
310	금융기관 해외투자 확대정책의 경제적 효과 분석(2007.9)	강종구
311	외환위기 전후 원·달러 환율의 변동요인 비교분석(2007.10)	김윤영
312	가계의 교육비와 저축간 관계 분석(2007.10)	유경원
313	The Political Economy of East Asian Financial Cooperation - The Chiang Mai Initiative(2007.10)	Hyoung-kyu Chey
314	Forecasting Output Growth and Inflation - How to Use Information in the Yield Curve(2007.10)	Huiyu Huang-Tae-Hwy Lee-Canlin Li
315	How Much Inflation is Necessary to Grease the Wheels?(2007.12)	Jinil Kim-Francisco J. Ruge-Murcia
316	선진적 금융세계화를 위한 전제조건 분석(2008.1)	김희식
317	물적·인적자본의 한계생산성 분석(2008.1)	박성욱
318	중국의 금융개혁과 은행산업 생산성변화(2008.1)	오대원

319	개방경제하에서의 최적 통화정책(2008.1)	정용승
320	외국인 직접투자의 현황과 과제(2008.1)	홍재범
321	Explaining the Cyclical Behavior of the Korean Labor Market(2008.2)	Weh-Sol Moon
322	Inventory, Factor-Hoarding and the Dynamic Response to Monetary Shocks(2008.2)	Kwang Hwan Kim
323	원/달러 무위험 금리차의 특성에 관한 연구(2008.2)	송치영
324	Total Factor Productivity by 72 Industries in Korea and International Comparison(2008.2)	Hak K. Pyo-Hyunbae Chun-Keun Hee Rhee
325	Market Services Productivity in Korea: An International Comparison(2008.2)	Hyun Jeong Kim
326	A Political Economic Critique on the Theory of Optimum Currency Areas and the Implications for East Asia(2008.3)	Hyoung-kyu Chey
327	The Growth and Determinants of Vertical Trade in Korea(2008.3)	Young Kyung Suh
328	제조업 업종별 특성과 수출경쟁력(2008.3)	권철우·전봉걸
329	Competition in the Credit Rating Industry(2008.3)	이인호
330	Non-Interest Income of Commercial Banks: Evidence from OECD Countries(2008.3)	Joon-Ho Hahn
331	An Assessment of the New Keynesian Phillips Curve in the Korean Economy(2008.3)	Bae-Geun Kim·Byung Kwun Ahn
332	미 달러화 환율의 장단기 결정요인 분석(2008.4)	김윤영
333	중국 제조업의 효율성 변화와 시사점(2008.4)	오대원
334	사교육투자의 효율성 분석(2008.4)	이찬영
335	외환거래 확대의 시장안정효과 분석(2008.5)	김희식
336	Do Capital Adequacy Requirements Really Matter(2008.5)	Junhan Kim
337	물가안정목표제하에서 자산가격 변동과 경제안정(2008.5)	김양우·우준명

338	기혼여성의 맞벌이 결정요인 분석(2008.6)	김우영
339	제조업과 서비스업간 기술진보 확산효과 분석(2008.8)	박성욱
340	The Cost Channel Effect of Monetary Policy in Korea(2008.8)	Myung-Soo Yie
341	해외 공급충격과 개방경제의 최적 금리준칙(2008.8)	김근영
342	고용보호제도 변화가 노동시장에 미치는 영향 분석(2008.8)	문의솔
343	장·단기 금리격차의 생산갭 예측력 분석(2008.9)	이명수
344	고용구조의 변화와 학력별 임금격차(2008.9)	김우영
345	임금근로자의 하향취업 행태 분석(2008.9)	이찬영
346	Estimation of Hybrid Phillips Curve in Korea(2008.9)	Woong Kim
347	Can the European Monetary System Be a Model for East Asian MonetaryCooperation?(2008.10)	Hyoung-kyu Chey
348	주택 가격지수 산정 - 서울 아파트 실거래가격을 이용한 실증연구(2008.10)	KAIST 금융공학연구센터
349	2008년 한국은행 국제컨퍼런스 결과 - Recognizing and Coping with Macroeconomic Model Uncertainty in Designing Monetary Policy(2008.10)	한국은행 금융경제연구원
350	소비자물가에 대한 유가 및 환율충격의 비대칭성·비선형성 분석(2008.11)	김기호·윤성훈
351	불완전 환율전가하에서 환율이 상품수지에 미치는 영향(2008.11)	윤성훈·김귀정
352	Inflation Volatility and Stock Returns: Some International Evidence(2008.11)	Ky-hyang Yuhn·Sang Bong Kim
353	외환시장압력과 국외부문 통화공급 변동의 관계 분석(2008.11)	김용복
354	통화적 물가결정이론으로 본 장기균형물가와 인플레이션(2008.11)	김배근
355	물가·성장간 관계변화 분석(2008.11)	송승주

356	The Impact of Foreign Bank Penetration on the Transmission of Monetary Policy in Emerging Economies: Evidence from Bank-level Data(2009.1) Ji Wu·Alina C. Luca·Bang Nam Jeon	
357	국가별 금리차의 요인분해(2009.1)	유복근
358	글로벌 구조 VAR 모형을 이용한 해외충격의 과급효과 분석(2009.1) 김윤영·박준용	
359	통화옵션을 이용한 미래 원/달러 환율의 위험중립 확률분포 추정(2009.1)	이승환
360	통화정책과 주식수익률의 관계에 대한 실증분석과 시사점: 한국의 경우(2009.2) 이상규·김양우·우준명	
361	기업의 자금조달 수단과 대출경로(2009.2)	김준한·이명수
362	지적재산 보호와 경제성장(2009.2)	박성욱
363	Opening to Capital Flows and Implications from Korea(2009.2) Kyungsoo Kim, Byoung-Ki Kim and Young Kyung Suh	
364	최근 고용여건 변화와 청년실업 해소방안(2009.2)	박강우·홍승제
365	Market Structure, Bargaining, and Covered Interest Rate Parity(2009.2) Byoung-Ki Kim	
366	한국노동패널자료를 이용한 가계부채 분석(2009.2)	김현정·김우영·김기호
367	우리나라 기업의 가격결정행태 분석(2009.2)	김웅·홍승제
368	The Impact of Affinity on International Economic Integration: The Case of Japanese Foreign Direct Investment(2009.3)	Hyoung-kyu Chey
369	한국경제의 구조변화와 생산성: Baumol 효과를 중심으로(2009.3)	오완근
370	제조업과 서비스업의 기술진보 격차가 고용에 미치는 영향(2009.3)	김배근
371	The Estimation of Capital Stocks, Total Factor Productivity and Potential GDP(2009.3) Hak K. Pyo·Sunyoung Jung	
372	Does the Liquidity Effect Guarantee a Positive Term Premium?(2009.3) Kyuil Chung	

373	개별가격변동과 통화정책(2009.3)	박강우
374	우리나라에서의 디플레이션 발생 위험 평가(2009.3)	김웅
375	Labor Market Frictions and Wage Contracts(2009.3)	문외솔
376	채무 만기연장에 관한 게임이론적 분석(2009.3)	정형권
377	개인저축률과 거시경제변수간 관계분석(2009.3)	송승주
378	환율변동이 실물경제에 미치는 영향(2009.4)	김용복·곽법준
379	가계채무구조와 사교육비 지출 행태(2009.4)	이찬영
380	가계부채의 결정요인 분석(2009.4)	김우영·김현정
381	Are Structural Parameters of DSGE Models Stable in Korea?(2009.4)	Jiho Lee
382	Double Drain, Risk of Recession and Monetary Policy in Small Open Economies(2009.5)	Geun-Young Kim
383	A Way Forward for Asian Bond Market Development(2009.5)	Hong Bum Jang·Suk Hyun
384	개방경제의 실질소득지표에 대한 연구(2009.6)	김배근
385	실물·금융변수와 주택가격간 동태적 상관관계 분석(2009.6)	손종철
386	은행의 비이자영업 확대와 시스템 위험(2009.6)	김기호·윤성훈
387	2009년 한국은행 국제컨퍼런스 결과 - The Credit Crisis: Theoretical Perspectives and Policy Implications(2009.6)	한국은행 금융경제연구원
388	낙인효과(stigma effect)와 자본이동성이 국채 CDS 프리미엄에 미치는 영향(2009.7)	김용복
389	Comparative Advantage and Labor Market Dynamics(2009.7)	Weh-Sol Moon
390	투자자의 시장심리를 반영한 자산가격 변동요인 분석(2009.8)	김윤영·이진수
391	주가와 채무구조 정보를 이용한 기업부문 신용리스크 측정(2009.8)	이승환
392	직접투자 유출입이 경기동조화에 미치는 영향(2009.8)	황광명

393	은행부문의 통화불일치 평가와 발생요인 분석(2009.8)	서영경·김근영
394	Covered Interest Rate Parity: A Model of Cournot Competition and Bargaining with Outside Option(2009.9)	Byoung-Ki Kim
395	The Determinants of Informal Sector and Their Effects on the Economy: the Case of Korea(2009.9)	Donghun Joo
396	산업간 지식전파효과 분석 : 사업서비스를 중심으로(2009.9)	김현정
397	우리나라 노동시장의 이력현상 분석(2009.9)	김웅
398	다부문 경제성장모형에 의한 수출주도형 성장전략 평가(2009.9)	김배근
399	최적필터(optimal filter)를 이용한 우리나라 주가지수의 확률변동성 및 점프 추출(2009.9)	윤재호
400	사회후생 극대화를 위한 국가채무 수준에 대한 연구(2009.10)	임진
401	중고령자의 은퇴결정요인 분석(2009.10)	손종철
402	금융 시스템리스크를 감안한 금융기관 자기자본 규제정책(2009.10)	서상원
403	Financial Integration in East Asia: Evidence from Stock Prices(2009.10)	Xiaodan Zhao-Yoonbai Kim
404	'Sleeping with the Enemy' or 'An Ounce of Prevention': Sovereign Wealth Fund Investments and Market Destabilization(2009.10)	April Knill-Bong-Soo Lee-Nathan Mauck
405	Fluctuations in Exchange Rates and the Carry Trade(2009.10)	Kyuil Chung-Oscar Jordà
406	실물경기변동모형에 의한 경기침체 요인분석(2009.11)	송승주
407	1930년대 세계대공황과 2008년 위기(2009.11)	양동휴
408	국내외 금융시장의 연계성 변화 분석 : 외환위기와 글로벌 금융위기 기간을 중심으로(2009.11)	유복근·최경욱
409	Global Economic Recession and East Asia: How Has Korea Managed the Crisis and What Has It Learned?(2009.11)	Yung-Chul Park
410	가구패널자료 접속을 통한 가계의 유동성제약 변화 연구(2009.11)	김기호
411	자본유출입의 경기순응성과 파급경로(2009.12)	송치영·김근영

412	기업 혁신역량 강화를 위한 기업지배구조의 모색(2009.12)	장지상·이근기
413	소비구조 변화가 산업구조에 미치는 영향 - 인구구조 변화를 중심으로(2009.12)	황상필
414	Macro Prudential Supervision in the Open Economy, and the Role of Central Banks in Emerging Markets(2010.2)	Joshua Aizenman
415	Risk-Factor Portfolios and Financial Stability(2010.2)	Gus Garita
416	신용마찰의 경제환경 하에서의 통화정책에 대한 연구(2010.2)	정용승
417	은퇴와 가계소비간 관계 분석(2010.2)	윤재호·김현정
418	Measuring Systemic Funding Liquidity Risk in the Interbank Foreign Currency Lending Market(2010.2)	Seung Hwan Lee
419	선물환시장의 효율성과 무위험금리차(2010.2)	황광명
420	금리정책 동조화의 경로 분석(2010.2)	임진·서영경
421	외국자본 유입이 경제성장에 미치는 영향(2010.3)	김승원
422	횡단면분포 특성을 이용한 기업의 경기반응 분석(2010.3)	김웅
423	경제성장과 사회후생간의 관계(2010.3)	강성진
424	불확실성이 설비투자 결정에 미치는 영향분석(2010.3)	홍성표
425	소득불평등과 경제성장의 관계: Cross-country 비교분석(2010.3)	손종철
426	글로벌 금융위기와 재정거래차익 - 한국의 사례(2010.4)	유복근
427	Local Sharing of Private Information and Central Bank Communication(2010.4)	Byoung-Ki Kim
428	조건부 도산확률을 이용한 은행부문의 시스템리스크 측정(2010.4)	이승환
429	Optimal Discretionary Policy vs Taylor Rule: Comparison under Zero Lower Bound and Financial Accelerator(2010.4)	Donghun Joo
430	개방경제의 금리기간구조 분석(2010.5)	박하일
431	확률적 프론티어 모형을 이용한 중요소생산성 국제비교: 기술적 효율성을 감안한 접근방법(2010.8)	정선영

432	인구 고령화와 금융자산선택: 미시자료 분석을 중심으로(2010.8)	이상호
433	창립 60주년 기념 한국은행 국제컨퍼런스 결과 - The Changing Role of Central Banks(2010.8)	한국은행 금융경제연구원
434	은행 예대금리 행태 분석(2010.8)	윤재호
435	Managing Openness: Lessons from the Crisis for Emerging Markets(2010.10)	Barry Eichengreen
436	환율동학에 대한 기대와 통화정책의 유효성(2010.10)	김근영
437	Wage Inequality and the Efficiency of Workers in Korea, 1965 - 2007(2010.10)	곽승영
438	은행의 레버리지 행태와 유동성 창출(2010.10)	이승환
439	Theories of International Currencies and the Future of the World Monetary Order(2010.11)	Hyoung-kyu Chey
440	Regional Economic Disparity, Financial Disparity, and National Economic Growth: Evidence from China(2010.11)	J. Peng, Bong-Soo Lee, G. Li and J. He
441	인플레이션 타게팅에 관한 최근 논의(2010.11)	김병기, 송승주
442	An Empirical Evaluation of Two Financial Accelerator Mechanisms: the Balance Sheets Effects of the Bank versus Those of the Firm(2010.11)	Donghun Joo
443	유동성위험과 금융규제간의 관계분석(2010.11)	강종구
444	외환보유액이 단기외채 유입에 미치는 영향(2010.11)	김승원
445	저출산·인구고령화의 원인에 관한 연구: 결혼결정의 경제적 요인을 중심으로(2010.11)	이상호, 이상현

* 금융경제연구 제1~200호의 발간목록은 제320호 이전 책자를, 제201~300호의 발간목록은 제421호 이전 책자를 참고하십시오.