

## 국민연금 가입자 추계를 위한 경제활동참가율의 장기 전망과 요인분해

최기홍\*

### 요약

국민연금법에서는 장기 재정추계에 의하여 국민연금의 재정을 주기적으로 점검하도록 제도화 하였다. 본고는 국민연금 가입자 추계를 위하여 경제활동참가율을 장기간에 대하여 전망하고 집계(aggregate) 경제활동참가율의 장기적 변동을 인구구조 변동효과와 순수한 경제활동참가율 변동효과로 분해하여 각각의 기여도를 비교하였다. 경제활동참가율의 장기 전망은 로짓(logit) 모형을 사용하였다. 경제활동참가율 변동의 요인분해 산식으로는 대수평균(logarithmic mean)에 기초한 차이의 요인분해 식을 사용하였다. 분석 결과에 의하면 집계(aggregate) 경제활동참가율은 전체적으로는 인구구조 고령화에 의하여 감소하는 것으로 측정되었으나 남, 여 간에는 큰 차이가 있는 것으로 나타났다.

주제분류 : B030103

핵심 주제어 : 경제활동참가율, 로짓모형, 요인분해, 로그평균

## I. 서론

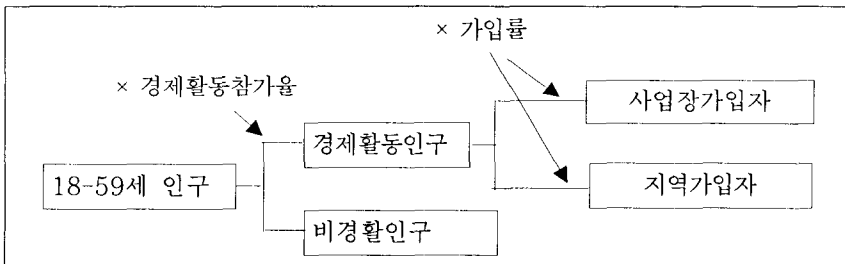
우리나라 국민연금은 2008년에는 1988년 제도가 시작된 이후 20년째에 접어들게 된다. 동시에 2008년에는 제 2차 재정계산이 있는 해이다. 국민연금의 재정계산제도는 미래의 연금재정을 5년마다 정기적으로 평가하여 재정안정화를 기하기 위한 제도적 장치이다. 재정계산은 재정추계에 기반을 두는데 이 중에서 인구전망으로 부터 성별, 연령별 가입자에 대한 추계는 재정추계 전체에 영향을 미치는 기본 과제이다.

\* 국민연금연구원 연구위원, e-mail: khchoi@nps.or.kr.

국민연금의 가입 대상은 18세-59세의 국내에 거주하는 경제활동을 하는 국민 및 외국인으로 한다. 가입 대상에서 공무원, 사학연금, 군인연금 가입자 및 수급자들과 27세 미만의 무소득 학생, 군인, 기초생활 수급자는 가입대상에서 제외된다. 국민연금의 가입자는 사업장의 근로자와 사용자를 대상으로 하는 사업장 가입자와 지역자, 실업자 등 나머지 근로자들이 가입하는 지역 가입자로 구분된다.

국민연금의 가입자 추계 방법은 다음 <그림 1>과 같다. 인구전망은 통계청의 장기 인구 전망치를 사용할 수 있으므로 연령계층별 경제활동참가율의 전망이 필요하다. 가입대상 18-59세 연령범위의 인구 중 경제활동의 의사와 능력이 있는 경제활동인구(labor force)와 실제 가입자간의 비율로부터 가입률을 추정하여 그것을 경제활동인구의 전망에 적용하여 가입자를 추계할 수 있다. 따라서 이러한 가입자 추계의 핵심과제는 바로 성·연령계층별 경제활동참가율의 전망이다.

【그림 1】 국민연금 가입자 추계의 개념도



원고의 구성은 다음과 같다. 먼저 다음 절에서는 경제활동참가율의 추이에 대해 검토하고 성·연령별로 경제활동참가율 추이에서의 특징과 전망에 고려할 주요한 사항들이 도출된다. 구체적으로는 성·연령계층별 경제활동참가율이 존재하는 1981년 이후 경제활동참가율 추이에 대한 분석으로부터 시작하여 최근까지 국내 여러 연구자들에 의해 수행된 경제활동참가율 전망 연구들을 분석하고 방법론을 선택한다. 선택된 방법론에 따른 2005~2050 기간에 대한 경제활동참가율의 전망 결과가 제시된다.

경제활동인구는 성·연령계층별 경제활동참가율과 해당 계층의 인구규모를 곱하여 결정된다. 따라서 경제활동인구는 경제활동참가율과 인구(구조 및 규모) 두 가지 요인에 의하여 결정된다. 다음 절에서는 경제활동인구의

산출 결과를 인구구조 요인과 경제활동참가율 변동요인으로 분해한 경제활동인구의 변동 요인 분석이 제시된다. 마지막 절에서는 경제활동참가율의 전망, 경제활동인구의 변동의 요인분해 결과들의 시사점과 향후의 연구과제들을 언급한다.

## II. 경제활동참가율의 추이 및 전망

경제활동참가율은 성별, 연령계층별로 상이한 추이를 보이고 있다. 성별, 5세 연령계층별 경제활동참가율의 통계가 가용한 1981년 이후 남성은 일반적으로 하강 또는 보합의 모습을 보이는 반면에 여성은 상승하는 모습을 보인다. 경제활동참가율의 추이는 성별, 연령계층별로 보는 것이 일반적이다. 여기서는 15~29세의 남녀 청년계층, 30~54세 남성중장년, 30~49세 여성중년, 나머지 고 연령 계층으로 구분하여 살펴보기로 한다.

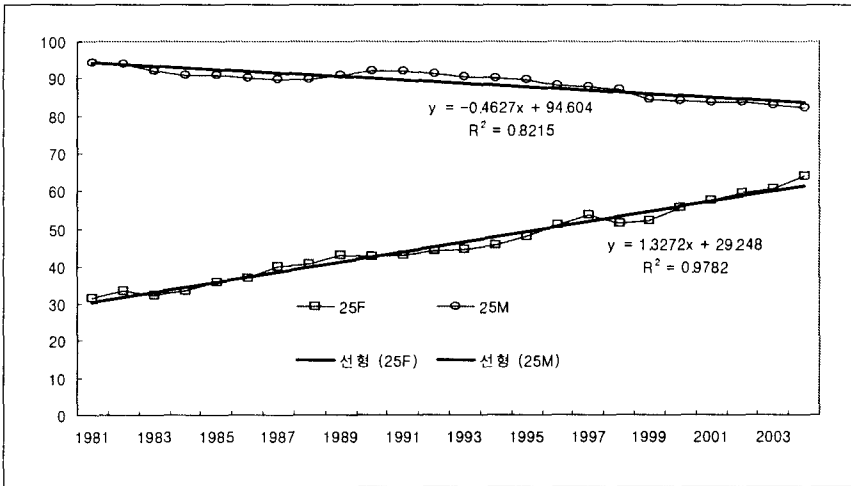
### 1. 경제활동참가율의 추이

분석 기간 중 청년 계층의 경제활동참가율은 남녀 모두 급속히 감소하였으며 이 기간 중에 우리나라의 고등교육의 보편화가 급속히 확대된 것에 기인한다. 20대는 대학이상 고등교육 기간인 동시에 노동시장에 진입을 시작하는 기간이며 남성에게는 병역기간도 포함되어 있다. 20~24세의 연령대에서 경제활동참가율은 남성은 지난 24년간 연평균 0.8%p 가량씩 지속적으로 감소하고 있는데 반하여 여성은 IMF금융위기 직후 1998년도 급감하였으나 다시 꾸준한 상승세를 견지하여 지난 24년간 연평균 0.4%p씩 상승하고 있다. 1980년대 후반부터 남녀 간 역전 현상을 보이고 있다.

25~29세 연령계층은 선진국의 경우는 노동시장 진입이 완성되는 시기인데 반하여 우리나라는 대졸자 실업뿐 아니라 대학원, 취업준비 등으로 비경제활동 인구가 증가하고 있는 특징이다. 특히 여성과 남성의 경제활동참가율 수렴현상이 이 연령대에서는 가장 명확하게 발생하고 있다. 2004년도 기준 아직 20%p에 달하는 차이가 있으나 남녀 간 경제활동참가율 수렴현상이 꾸준히 진행되고 있다. 남성의 경우 1980년대 초에는 90%

중반의 높은 경제활동참가율로 20대 후반 연령대에서 거의 노동시장 진입이 완료되었으나 최근에는 80%중반까지 낮아졌다. 이는 1981-2004 기간 중 연평균 0.5%p 가량씩 경제활동참가율이 감소한 반면 여성은 1981-2004 기간 중 연평균 1.3%p 가량씩 경제활동참가율이 증가하고 있다.

[그림 2] 25-29연령대의 1981-2004 경제활동참가율 추이



남성 중장년 (30-54세) 계층은 핵심 노동력 계층(prime working age) 으로서 경제활동참가율이 90%를 상회하며, 이들 가운데 가장 경제활동참가율이 낮은 50-54세 연령계층의 경우도 90% 전후의 경제활동참가율을 보인다. 30-39세 연령 계층의 경제활동참가율은 오히려 선진국에 비해서도 높은 편이다. 40대는 선진국들의 중간 수준, 그러나 50-54세 연령계층의 경우는 선진국들 보다 낮은 편이다.

남성 30-39세 연령대는 95%를 상회하는 높은 경제활동참가율을 보이고 또한 상대적으로 경기변동에 대해 안정적인 모습을 보이고 있다. 그러나 역시 1981-2004 기간 중 30-34세 연령대는 연평균 0.11%p, 35-39세 연령대는 0.06%의 미소한 감소세를 보이고 있어 지난 24년간 누적하여 2%p 이상의 감소를 보였다.

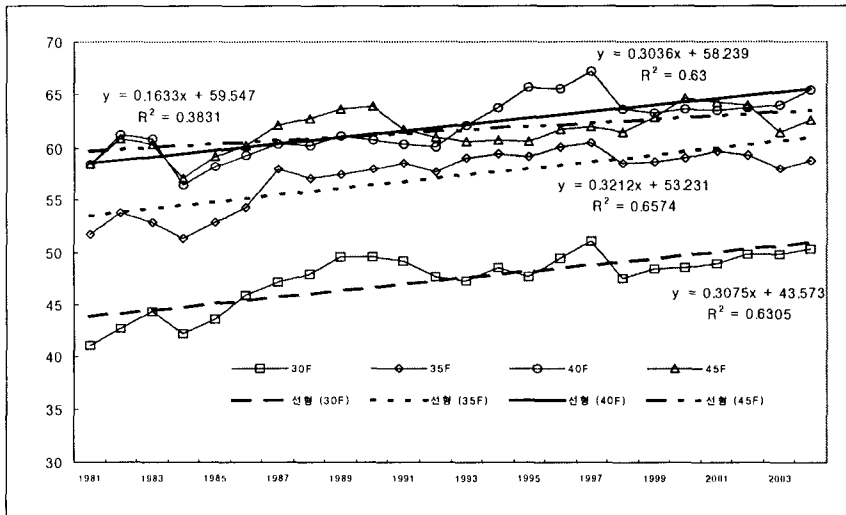
40대는 모두 90%는 상회하는 높은 경제활동참가율을 보이지만 30대에 비해 안정성은 다소 떨어지는 것으로 보인다. 40대의 경우도 40-44세 연

령대는 1981-2004 기간에 연평균 0.04%p씩 감소하고 있으며 45-49세 연령대는 연평균 0.03%p씩 감소세를 보이고 있다.

이들 계층에서 유일하게 선진국들에 비해 낮은 경제활동참가율을 보이는 50-54세 연령대는 미소하지만 0.03%p의 증가세를 보이고 있다. 이러한 현상은 미약하지만 연령 간 수렴(평균화) 현상으로 이해할 수 있다.

대응되는 여성 중장년 계층에서 30-34세 연령대는 최근 만혼 현상에 따라 초산 및 육아기에 해당한다. 따라서 여성 30-34세 연령대는 여성 60대 보다 다소 높은 낮은 경제활동참가율을 보인다. 여성 중년 계층은 같은 연령대 남성들에 비해 20-50%p의 매우 큰 격차를 보이고 있으나 1981-2004 기간 중 연평균 0.3%p의 증가세를 유지하고 있다. 그러나 중년 여성 계층들 가운데 가장 높은 경제활동참가율을 보이는 35-44세 연령대의 경제활동참가율도 70%를 하회하므로 남성 중장년에 비해 최소 20%p의 커다란 차이를 보인다. 또한 선진국들의 여성 중년 계층과 비교한다면 아직도 10-30%p의 커다란 격차를 보이고 있다.

[그림 3] 여성 30-49세 연령대의 1981-2004 경제활동참가율 추이



55세 이상 남성의 경제활동참가율은 60-64세 연령대를 제외하고는 모두 증가세를 보이고 있다. 특히 65세 이상의 연령대는 선진국들에 비해 높은 수준임에도 불구하고 미소하나마 증가 추세를 보이고 있다. 여성 고 연령 계층은 모든 연령대에서 증가추세를 보인다. 특히 선진국들에 비해 높

은 경제활동참가율 수준을 보이는 60세 이상의 연령 계층에서도 경제활동 참가율이 연평균 0.1%p 가량 증가세를 보이고 있다. 50대는 선진국들에 비해 20%p에 달하는 격차를 보이고 있지만 50-54세 연령대는 연평균 0.08%p, 55-59세 연령대는 0.15%p의 미약한 증가세를 보이고 있다. 이러한 현상은 아직 20년이 되지 않아서 정상적인 연금수급자가 발생하지 않은 우리나라의 연금제도와 관련성이 많은 것으로 추정된다.

이상을 종합하면 우리나라의 1981-2004년 기간 중 성별, 연령별 계층 간 경제활동참가율 수준이 평준화 되는 수렴현상이 진행되고 있다 할 수 있다. 다음 <표 1>은 실적 통계에 대한 선형 추세 선들을 요약한 것으로 성별 수렴현상은 뚜렷하여 20세 이상 여성 전 연령대는 빠르게 경제활동 참가율이 상승하는 추세를 보이고 있다. 반면 남성은 두 개 연령대를 (55-59세, 65세 이상) 제외하고는 모두 감소세를 보이고 있다. 연령별 수렴현상도 성별 수렴현상에 비해 그렇게 명확하지는 않지만 일반적으로 관찰되고 있다.

【표 1】 남녀 경제활동참가율의 선형 추세선 (1981-2004)

	남성	$R^2$	여성	$R^2$
15-19	$y = 18.213 - 0.474x$	0.6615	$y = 26.488 - 0.7293x$	0.9157
20-24	$y = 69.738 - 0.832x$	0.8580	$y = 56.307 + 0.3825x$	0.3843
25-29	$y = 94.604 - 0.4627x$	0.8215	$y = 29.2480 + 1.3272x$	0.9782
30-34	$y = 97.741 - 0.1109x$	0.5450	$y = 43.573 + 0.3075x$	0.6305
35-39	$y = 97.237 - 0.0643x$	0.4258	$y = 53.231 + 0.3212x$	0.6574
40-44	$y = 95.987 - 0.0397x$	0.1060	$y = 58.239 + 0.3036x$	0.6300
45-49	$y = 94.154 - 0.029x$	0.0439	$y = 59.547 + 0.1633x$	0.3831
50-54	$y = 89.525 - 0.030x$	0.0259	$y = 55.839 + 0.0776x$	0.0558
55-59	$y = 79.874 + 0.0884x$	0.0558	$y = 48.802 + 0.1538x$	0.1659
60-64	$y = 72.444 - 0.2724x$	0.1336	$y = 42.026 + 0.1496x$	0.1895
65-	$y = 38.667 + 0.1194x$	0.3367	$y = 15.089 + 0.3313x$	0.7792

우리나라에서의 이러한 성별, 연령별 수렴 현상은 선진국에서도 거의 동일한 것으로 보인다. 선진 5개국과(미국, 일본, 독일, 영국, 프랑스) 우리나라 경제활동참가율의 수준과 추이를 비교하면 다음과 같이 요약된다.

【표 2】 선진국과의 경제활동참가율 방향 및 비교

	남성	여성
15-19	하향추세 (최하위권)	하향, (하위권)
20-24	하향추세 (최하위권)	보합세, (하위권, 선진국 평균과 약 5%p로 차이 축소)
25-29	하향추세 (최하위권)	상향추세, (선진국 평균과 약 5%p로 차이 축소)
30-34	하향추세 (최상위권)	상향추세, (선진국 평균과 약 20%p로 차이 확대)
35-39	하향추세 (중위권)	상향추세, (선진국 평균과 약 10%p로 차이 유지)
40-44	하향추세 (중위권)	상향추세, (하위권, 선진국 평균과 약 10%p로 차이 유지)
45-49	하향추세 (중위권)	상향추세, (선진국 평균과 약 10%p로 차이 유지)
50-54	하향추세 (최하위권)	상향추세, (선진국 평균과 약 20%p로 차이 확대)
55-59	하향추세 (중위권)	상향추세, (하위권, 선진국 평균과 약 5%p로 차이 확대)
60-64	보합추세 (최상위권)	보합추세 (선진국 최상위권)

주: 1. 선진국은 미국, 일본, 독일, 영국, 프랑스 5개국  
 2. ( )속은 우리나라 경제활동참가율의 위치와 이동방향임.

## 2. 경제활동참가율의 모형과 전망

기존 국내 경제활동참가율 전망에는 이철희(2003) 등 예외도 있지만 로질 모형이 대부분 사용되고 있다. 이들은 모두 로질(logit)<sup>1)</sup>을 피설명변수로 하지만 구체적 방법론에서는 크게 차이가 나는 2가지유형으로 구분된다. 그중 한 유형은 미 노동국(BLS)의 방법론(Handbook of method)에서 사용하는 시계열 로질모형이다. 기존의 연구들에서 금재호 외(1998), 유경준(2000), 최기홍 외(2001), 김형만(2002), 안주엽(2005) 등이 해당된다. 이러한 모형은 종속변수를 로질항으로 한 외에는 기존의 회귀모형과 동일하다. 다른 유형은 이산선택(discrete choice) 모형 이론과 개인별 서베이 데이터에 기반을 둔 미시데이터(micro data) 로질모형이다. 최경수(2002)<sup>2)</sup>, 김용성(2004) 등은 경제활동 인구조사 원 자료를 사용한 미시데이터 로질 모형이다.

우리나라와 같이 거시경제의 변화가 심한 국가에서 경제활동참가율의 장기전망은 매우 힘든 것으로 지적되고 있다. 안주엽(2005, p.148)은 모형에 의한 장기 전망은 두 가지 근본적 문제점이 있다고 지적하고 있다. 첫째는 설명변수에 대한 장기 전망이 사실상 거의 불가능하다. 둘째는 설명

1) 확률  $p$ 에 대해서  $p/(1-p)$ 는 승산비(odd ratio)라고 하며 승산비에 로그를 취한  $\ln p/(1-p)$ 를 logit이라고 한다. logit과 유사한 probit, tobit, heckit 등도 있다.  
 2) 최경수(2002)는 연구의 목적상 경제활동참가율 대신 취업률을 직접 추정하였다.

변수의 정확한 전망이 가능하다 하더라도 장기적으로 오차의 증폭으로 통계적 신뢰구간은 거의 무의미해 진다고 하였다. 따라서 경제활동참가율의 장기 전망에 대해서는 이론적 타당성과 경험적 타당성을 동시에 고려할 필요가 있다. 예를 들어 모형에 의해 과거의 패턴을 반영하는 것이 무의미한 고령자, 여성, 청년층 등 한계계층의 경제활동참가율은 모형에 의한 결과보다는 선진국에서 경험을 직접 반영하는 것이 나올 수도 있을 것이다.

본 연구는 시계열데이터 로질모형, 미시데이터 로질모형의 순서로 기존 연구들을 검토하고 과거 데이터를 이용하여 장기 전망 모형의 구축하고 그에 따른 전망을 제시하고 있다.

### (1) 시계열데이터 로질 모형과 전망

유경준(2000, pp.190-192)은 “이산선택모형을 이용한 미시적인 로질모형을 사용하는 경우 독립변수의 미래 값을 어떻게 정하는가에 따라 예측치가 크게 달라진다는 문제점을 갖고 있다”고 지적하며 미국 노동통계국(BLS)의 시계열 로질 모형을 선택하였음을 밝히고 있다. 시계열데이터 로질 모형은 금재호 외(1998), 유경준(2000), 최기흥 외(2001), 김형만(2002), 안주엽(2002, 2005)에서 경제활동참가율의 장기 전망에 사용되었다. 이들의 모형은 모두 대동소이하며 설명변수의 선택에서 조금씩 차이를 보이고 있다.

금재호 외(1998, pp.22-23, p.80)는 국민연금의 1998~2010년 기간에 대한 재정추계를 위하여 성별, 5세 연령계층별로 경제활동참가율을 설정하였다. 남성, 여성 모두 기본 모형은 다음과 같으며 18-29세 연령대에 대해서는 대학진학률을 설명변수로 추가하였다.

$$\ln \frac{p_t}{1-p_t} = \alpha + \beta_1 t$$

유경준(2000, pp.190-192)은 남성과 여성의 15세 이상 경제활동참가율을 전망하였다. 전망기간은 2010년까지이다. 성별 경제활동참가율 모형은 각각 다음과 같다. 여성에 대해서는 상한값(a)과 하한값(b)을 미리 가정하는 다소 변형된 folded-logit 모형을 사용하고 있다. 이 모형들은 연



령계층별로 확장되어 김형만(2002), 안주엽(2002, 2005)에서 장기 경제활동참가율의 전망에 사용되었다.

$$\text{남성: } \ln \frac{p_t}{1-p_t} = \alpha + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \beta_3 \ln \frac{p_{t-1}}{1-p_{t-1}}$$

$$\text{여성: } \ln \frac{p_t - a}{b - p_t} = \alpha + \beta_1 t,$$

a: 상한 값, 남성 경제활동참가율, b: 하한 값, BLS의 0.25

최기홍 외(2001, pp.51-61)는 2003년 제 1회 재정계산제도 가입자추계에 사용된 모형이다.<sup>3)</sup> 전망기간은 2070년까지의 초장기이며 성별, 5세 연령 계층별로 경제활동참가율을 설정하였다. 이론적 고려에 기초하여 설명변수 대상을 실질임금 증가율, 경제활동참가율 로질의 전기 시차변수, GDP증가율, 근로시간, 노동생산성증가율, 인구증가율, 대학진학률, 외환위기 가변수로 하였으며 통계적 유의성에 의하여 취사선택하였다. 다만 GDP증가율과 경제활동참가율 로질의 전기 시차변수는 통계적 유의성에 관계없이 가능한 예측모형에 포함시키는 것을 원칙(p.63)으로 하였다. 이러한 원칙에 의하면 성별, 연령계층별 경제활동참가율 모형은 다음의 기본 구조를 갖는다.

$$\ln \frac{p_t}{1-p_t} = \alpha + \beta_1 \ln \frac{p_{t-1}}{1-p_{t-1}} + \beta_2 D_{IMF} + \beta_3 GDP$$

모형의 추정결과에 의하면 이러한 기본 구조에서 벗어나는 모형은 남성은 18-19 연령대 하나이지만 여성은 18-19, 20-24, 25-29, 30-34, 45-49, 55-59 모두 6개 연령대에서 기본 구조를 벗어나고 있다. 즉, 기본 모형구조는 여성과 청년계층과 같은 노동시장 정착도가 떨어지는 한계 노동 계층에서는 성립하지 못하고 있다.

금재호(1998) 또는 유경준(2000)의 모형을 1981-2004년 성별, 연령별 경제활동참가율데이터에 대해 적용하여 모형을 적합시키고 전망하면 공

3) 모형의 설정은 노동연구원 금재호 박사에 의해서 주도되었다.

통적으로 전망치가 선형으로 증가 또는 감소하는 현상이 발견된다. 유경준(2000)의 모형은 자기회귀 모형의 형태를 갖고 있어서 금재호외(1998)에 비해 선형 추세선의 모습을 갖기까지 다소 시간이 더 걸리는 차이가 있는 정도이다. 그러므로 이들 모형은 로질 모형의 특성상  $\{0,1\}$ 의 구간을 벗어 나지는 않지만 0 또는 1로 전망 값이 선형으로 접근하는 모습을 보이는 공통점이 있다. 따라서 이러한 모형으로 50년 이상의 장기전망을 하기 위해서는 임의의 시점에서 경제활동참가율 값이 수렴하는 것으로 가정하는 것이 필요하다. 금재호 외(1998), 유경준(2000)이 그러한 모형을 선택할 수 있었던 것은 전망기간이 10년 내외이므로 전망기간이 상대적으로 많이 짧았기 때문인 것으로 보인다.

한편, 최기홍 외(2001)의 모형은 금재호(1998), 유경준(2000)과 같이 자기회귀모형의 구조를 갖지만 시간 추세 항을 설명변수로 포함하지 않으므로 남성 30, 40대와 같이 안정적 추세를 갖는 연령계층에서는 적절한 미래에 적절한 수준으로 수렴하는 바람직한 모습을 보인다.<sup>4)</sup>

최기홍 외(2001)에서는 앞서 설명한 바와 같은 원칙에서 경제성장률, 자기회귀항은 유의 수준에 관계없이 모두 포함시키고 있으나 대부분 연령 계층에서 경제성장률은 설명변수로서 유의하지 않았다. 그러므로 다음과 같이 경제성장률을 생략하였다.

$$\ln \frac{p_t}{1-p_t} = \alpha + \beta_1 \ln \frac{p_{t-1}}{1-p_{t-1}} + \beta_2 D_{IMF}$$

위의 기본 모형에 의한 남성 연령계층별 장기 전망은 <부록 1>에 수록한 그림들과 같이 대부분의 연령대에서 2020년 이후는 전망 값의 변동이 미미한 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과는 최기홍 외(2001)의 남성의 결과와 전체적으로 큰 차이는 없었다.

한국노동연구원의 안주엽(2005.7)의 2020년에 대한 전망과 비교하면 전 연령계층에서 연령계층별 패턴과 수준에서 유사하지만 다소 높은 수준인 것으로 판단된다. 한편, 일본의 재정재계산의 2025년 전망 [후생노동성(2005)]과 이번 연구의 2030년 전망을 비교하면 주 연령계층에서는 대

4) 기본 모형의 수렴 값은  $p_\infty = e^{\hat{\alpha}/(1-\hat{\beta}_1)} / (1 + e^{\hat{\alpha}/(1-\hat{\beta}_1)})$ 이다.

동소이하지만 나머지 한계 연령계층에서는 본 연구의 전망이 다소 낮은 것을 알 수 있다.

**【표 3】 남성 연령계층별 경제활동참가율 전망**

	2004	2010 <sup>1)</sup>	2010 <sup>2)</sup>	2010	2020 <sup>3)</sup>	2020 <sup>1)</sup>	2020	2025 <sup>2)</sup>	2030 <sup>1)</sup>	2030
15-19	8.5		19.0	9.0	7.22		9.1	20.1		9.2
20-24	51.8	52.6	75.1	55.8	48.73	52.8	56.9	77.6	52.8	57.0
25-29	82.0	86.1	74.9	84.5	81.17	86.7	86.0	95.9	87.0	86.3
30-34	93.8	97.0	63.3	95.2	94.39	97.1	95.8	97.6	97.2	96.0
35-39	95.1	96.8	64.8	96.3	96.11	96.8	96.5	97.8	96.9	96.6
40-44	94.8	95.4	72.5	95.7	95.46	95.5	95.8	97.8	95.4	95.8
45-49	92.5	95.4	74.9	93.4	94.06	96.4	93.9	97.5	96.9	94.0
50-54	89.4	91.4	70.9	90.2	90.45	92.2	90.5	96.9	92.7	90.5
55-59	80.7	78.6	61.8	82.7	82.38	81.7	83.6	94.4	83.1	83.8
60-64	64.8	64.7	45.0	71.2	66.91	64.7	72.1	85.0	64.7	72.1
65+	41.3		13.5	40.6			40.6	29.5		40.6

- 주: 1. 국민연금발전위원회, 『2003 국민연금재정계산 및 제도개선방안』, 2003.6  
 2. 일본 후생노동성, “2004년 재정계산결과”, p.200  
 3. 안주엽, “중장기 인력수급 전망”, 2005, p.173

(2) 미시데이터 로질 모형

미시데이터 로질 모형은 대표적 이산선택(discrete choice)모형이다. 이산선택모형에서 경제활동참가율  $P$ 에 대한 로질 모형은 다음과 같이 유도된다.

$$P = \text{Prob}(u = x'\beta + \epsilon > 0) = \frac{1}{1 + \exp(-x'\beta)}$$

위에서  $u = x'\beta + \epsilon$ 는 확률효용(random utility)이며, 확률변수  $\epsilon$ 는 type 1 extreme value distribution 확률 변수이다. 확률변수  $\epsilon$ 이 정규 분포일 경우에는 probit모형이 된다. 따라서 이산선택모형은 확률효용의 상수부분  $u^* = x'\beta$ 와 확률 변수  $\epsilon$ 에 대한 가정에 의해 구체화된다. 일반적으로 미시데이터 로질 모형은 비선형이므로 최우추정(maximum likelihood) 방법이 사용된다.

KDI의 최경수(2002), 김용성(2004)은 중장기 취업률, 경제활동참가율

전망을 위하여 미시데이터 로질 모형을 선택하였다. 두 연구는 모두 경제 활동인구조사 원 데이터를 사용하였다. 먼저 김용성(2004)은 남성의 경제 활동참가율에 대한 다음과 같은 전망 모형을 구축하였다.

$$u^* = \beta_0 + \beta_1 D_1 + \dots + \beta_9 D_9 + \beta_{10} D_H + \beta_{11} D_U + \beta_{12} D_{farm} + \beta_{13} D_{married} + \beta_{14} D_{survived} + \beta_{14} D_{divorced}$$

위에서  $D_1 \dots D_9$ 는 15~64세의 10개 5세 연령계층에 대한 더미변수(indicator or dummy variable)이다.  $D_H$ ,  $D_U$ 는 학력의 더미변수로서 각각 고졸, 대졸을 의미한다.  $D_{farm}$ 은 농가를 나타내는 더미변수, 그리고  $D_{married}$ ,  $D_{survived}$ ,  $D_{divorced}$ 는 각각 혼인상태를 나타내는 더미변수들이다. 경제활동조사는 혼인상태를 미혼과 기혼, 사별, 이혼의 4개의 범주로 구분한다.

모형의 추정을 위한 데이터는 2000, 2001, 2002 경제활동조사 8월 부가조사를 사용하여 패널화한 것을 사용하였으며 전망 기간은 2005~2015 기간이다. 따라서 연령계층별 경제활동참가율은 단지 더미변수에 의해서 결정되므로 일정한 격차로 가정한 것 등이 한계점으로 판단된다.

최경수(2002)는 남성의 취업률에 대한 다음과 같은 전망 모형을 구축하였으며 경제활동참가율에 내포된 실업률의 문제점을 지적하며 보다 본질적인 취업률을 선택하였음을 밝히고 있다.

$$u_{g}^* = \beta_{0,g} + \beta_{1,g} D_{H,g} + \beta_{2,g} D_{U,g} + \beta_{3,g} X_{age,g} + \beta_{4,g} D_{farm,g} + \beta_{5,g} D_{school,g}$$

위에서  $g$ 는 성, 연령의 계층을 나타내며 김용성에 비해 성별, 연령별로 별도의 모형의 추정을 전망에 사용하고 있다.  $D_H$ ,  $D_U$ 는 각각 고졸, 대졸의 학력의 더미변수,  $D_{farm}$ ,  $D_{school}$ 은 각각 농가, 재학상태를 나타내는 더미변수,  $X_{age}$ 은 연령을 나타내는 변수이다.

모형의 추정에는 2000, 2001 두 해의 경제활동조사 원 자료를 통합한 데이터를 사용하였다. 최경수의 모형은 2002-2012 10년에 대해 전망하고 있다. 이 모형의 특징은 장래의 학력구조 등 설명변수에 대한 전망을

사용한 것과 연도별 추정된 계수 값을 선형 회귀하여 경제활동참가율의 함수식 자체가 변동하는 것이다.

본 연구에서는 최경수(2002)의 모형과 같이 남녀 성별, 20~64세 연령에 대하여 9개의 5세 연령계층별 모형을 구축하였다.<sup>5)</sup> 그러나 연구의 목적상 취업률을 전망한 최경수(2002)와 달리 경제활동참가율을 전망 대상으로 하였다.

$$u_{g,t}^* = \alpha_g + \beta_g D_{H,g,t} + \gamma_g D_{U,g,t} + \theta_g D_{M,g,t} + \tau_{92,g,t} D_{1992} + \dots + \tau_{04,g,t} D_{2004}$$

앞서와 같이  $D_H$ ,  $D_U$ 는 학력의 더미변수로서 각각 고졸, 대졸을 의미한다. 최경수(2002)와 달리 단순화를 위하여 상대적으로 중요성이 떨어지는 연령, 농가여부 더미변수 등은 제외하였다. 위에서  $D_M$ 은 앞서 설명된 김용성(2004)에서의 혼인상태 변수에 해당하지만 차이가 있다. 김용성(2004)과 비교하면  $D_M = D_{married} + D_{survived} + D_{divorced}$ 의 관계를 갖는다. 즉,  $D_M$ 은 미혼을 제외한 모든 혼인상태를 나타내며 자녀 양육을 포함한 가사 부담에 대한 대리변수의 의미를 갖는다.

위의 식에서 더미변수  $D_{1992}$ ,  $D_{1993}$ , ...,  $D_{2004}$ 를 도입한 것은 계수의 변동을 전망에 합리적으로 반영하기 위한 것이다.<sup>6)</sup> 위의 모형은 다음과 같은 상수항이 다른 9개의 식으로 구성된 모형을 1991-2004 기간의 경제활동조사에 의해 추정한 것에 해당한다. 시간의 더미변수를 도입하여 1991-2004를 동시에 추정한 것은 상수를 제외한  $\beta_g$ ,  $\gamma_g$ ,  $\theta_g$ 는 모두 고정된 것으로 가정하여 계수의 추세를 보다 객관적으로 전망에 활용하기 위한 것이다.

5) 15~19세나 65세 이상의 연령계층은 정교한 모형이 의미가 약하다고 판단하였다.  
 6) 최경수(2002)의 방법과 같이 1991~2004 14년간의 각각의 연간 경제활동인구조사 자료를 사용하여 추정한 결과 최경수(p.41, <표 11>)에서와 같이 각 성별, 연령별 모형들에서 고졸, 대졸, 결혼의 3개 더미변수들의 14개(1991~2004)의 계수들이 모두 독자적 추세를 보이고 있어 전망에 활용하는 것이 어려운 문제점을 해결하기 위한 것이다.

$$\begin{aligned}
 u_{1991,g}^* &= \alpha_g + \beta_g D_H + \gamma_g D_U + \theta_g D_M \\
 u_{1992,g}^* &= (\alpha_g + \tau_{92,g}) + \beta_g D_H + \gamma_g D_U + \theta_g D_M \\
 &\dots \\
 u_{1992,g}^* &= (\alpha_g + \tau_{04,g}) + \beta_g D_H + \gamma_g D_U + \theta_g D_M
 \end{aligned}$$

다음 <표 4>는 성, 연령계층별 모형의 계수들이다. 추정된 계수들은 대체로 통념과 일치하는 것으로 판단된다. 특히, 여성과 남성은 학력과 혼인 상태를 나타내는 계수의 부호에 있어 정 반대의 경향을 보이고 있다. 여성의 경우 대체로 고학력이 경제활동참가율을 낮추는 방향으로 작용하고 있음을 알 수 있다. 또한 혼인상태 변수의 계수 ( $\theta$ )는 20~64세까지 대체로 일관되게 단조 증가하여 자녀가 어린 시기의 여성 경제활동참가율을 낮출 것이라는 통념과 일치한다. 이러한 사실에 비추어볼 때 모형에서 도입된 결혼상태 변수가 여성의 육아부담에 대한 대리변수로 작용함을 알 수 있다.

[표 4] 로질 모형의 추정 계수: 1991-2004 평균

	여성			남성		
	$\beta$ (고졸)	$\gamma$ (대졸)	$\theta$ (결혼)	$\beta$ (고졸)	$\gamma$ (대졸)	$\theta$ (결혼)
20-24	0.711	-0.703	-2.196	-0.136	-2.281	1.724
25-29	-0.130	0.231	-2.048	0.693	-0.672	1.861
30-34	-0.513	-0.492	-1.514	0.721	0.585	1.580
35-39	-0.538	-0.809	-0.967	0.629	0.620	1.606
40-44	-0.619	-0.935	-0.618	0.498	0.864	1.627
45-49	-0.596	-0.740	-0.512	0.448	0.660	1.488
50-54	-0.636	-0.557	-0.585	0.231	0.461	1.303
55-59	-0.850	-0.63	-0.124	-0.102	0.070	0.896
60-64	-1.139	-0.629	-0.132	-0.258	-0.345	0.639

주: 모든 계수는 5%수준에서 유의

전망에 사용된 경제활동참가율 모형은  $g$ 그룹(성, 연령)에 대해 매년 다른 상수항을 갖고 있다. 1991년도의 상수항은  $\alpha_g$ 이며 나머지 1992-2004년의 상수항은  $\alpha_g + \tau_{g,t}$ 로 쓸 수 있다. 따라서 상수항은  $\tau_{g,t}$ 의 추세를 따르는 것으로 볼 수 있다. 다음 표는 추정된 연도더미  $\tau_{g,t}$ 의 선형 추세선이다. 여성은 대부분의 연령대에서 증가, 남성은 모든 연령에서 감소하는 모습을 보이고 있다. 최경수(2002, p.41)에서 1987-2001 기간에

대해서 각 년도의 상수항과 대학더미 계수의 추세를 보인 것과 같은 결과이다. 최경수(2002)는 그러한 사실에 기초하여 전망과정에서 추정 계수 자체를 조정하였다고 밝히고 있다.

【표 5】 연도더미  $\tau_{y,t}$  (t=1992-2004)의 선형 추세선

	남성	$R^2$	여성	$R^2$
20-24	$y = -0.0876 + 0.0376x$	0.905	$y = -0.0286 + 0.0007x$	0.002
25-29	$y = -0.0754 - 0.032x$	0.746	$y = -0.01 + 0.0191x$	0.738
30-34	$y = 0.1608 - 0.0518x$	0.872	$y = -0.0175 + 0.0119x$	0.589
35-39	$y = -0.0094 - 0.0448x$	0.828	$y = 0.0175 + 0.0233x$	0.929
40-44	$y = 0.2656 - 0.0617x$	0.782	$y = 0.0996 + 0.0292x$	0.744
45-49	$y = 0.224 - 0.0503x$	0.813	$y = -0.0467 + 0.0245x$	0.834
50-54	$y = 0.1052 - 0.0327x$	0.667	$y = -0.0112 - 0.0002x$	0.0002
55-59	$y = 0.0623 - 0.0353x$	0.657	$y = 0.0234 - 0.005x$	0.263
60-64	$y = 0.3408 - 0.0296x$	0.449	$y = 0.0989 + 0.0075x$	0.228

이렇게 설정된 이산선택모형에 의한 사후적 전망을 위하여 다음의 <표 6>, <표 7>, <표 8>과 같이 1991-2004년 경제활동인구 조사 표본에서의 고졸자 비중, 대졸자 비중, 기혼자(결혼+이혼+사별)의 비중을 통계 처리하여 추출하였다.

【표 6】 경제활동조사에서 고졸학력자의 비중:  $P_{H,q,t}$

	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-
1991	0.594	0.5517	0.4593	0.3367	0.241	0.1597	0.1064	0.0686	0.0496	0.0193
1992	0.5952	0.5658	0.4801	0.3709	0.2621	0.1864	0.1158	0.0719	0.0578	0.0201
1993	0.6043	0.5972	0.5114	0.4089	0.3055	0.2162	0.125	0.0785	0.0543	0.0189
1994	0.5911	0.6139	0.5375	0.4235	0.3234	0.2357	0.1255	0.0836	0.0581	0.0213
1995	0.573	0.6126	0.5563	0.4539	0.3354	0.2452	0.1402	0.0878	0.0586	0.0226
1996	0.5505	0.6012	0.5690	0.4672	0.3508	0.2565	0.1573	0.0919	0.067	0.0247
1997	0.5044	0.5936	0.5770	0.4669	0.3564	0.2544	0.1613	0.0957	0.0574	0.0270
1998	0.4483	0.5865	0.6025	0.5172	0.4077	0.2853	0.2024	0.1325	0.0743	0.0295
1999	0.4092	0.5606	0.6083	0.526	0.43	0.3083	0.2074	0.1371	0.0812	0.0300
2000	0.3703	0.5283	0.6099	0.5373	0.4501	0.3212	0.2272	0.1383	0.0908	0.0326
2001	0.3383	0.5027	0.5974	0.5553	0.4739	0.3405	0.236	0.1449	0.1021	0.0371
2002	0.3068	0.4702	0.5832	0.5776	0.4934	0.3648	0.2539	0.1606	0.0992	0.0430
2003	0.2943	0.4194	0.5514	0.5712	0.514	0.3977	0.2788	0.1838	0.1035	0.0491
2004	0.2768	0.3788	0.5332	0.5868	0.5404	0.4226	0.3018	0.1926	0.1196	0.0493

위 표에 의하면 고졸자의 비중은 저 연령계층에서는 감소하는 반면, 고 연령 계층에서는 증가하는 상반된 현상을 보여 대학 교육이 점차 보편화되는 현상을 보여주고 있다. 한편, 다음 표의 대졸자의 비중은 모든 연령계층에서 증가하는 모습을 보이고 있다.

【표 7】 경찰조사에서 대졸학력자의 비중:  $P_{U,g,t}$

	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-
1991	0.3152	0.2126	0.1125	0.0847	0.0813	0.0570	0.0319	0.0188	0.0102	0.0033
1992	0.3383	0.2495	0.1478	0.0996	0.0842	0.0644	0.0350	0.0226	0.0119	0.0040
1993	0.3455	0.2666	0.1684	0.1032	0.0834	0.0660	0.0391	0.0172	0.0138	0.0061
1994	0.3660	0.2789	0.1814	0.1055	0.0838	0.0695	0.0415	0.0200	0.0140	0.0072
1995	0.3937	0.3042	0.2102	0.1131	0.0818	0.0695	0.0490	0.0234	0.0148	0.0057
1996	0.4252	0.3317	0.2326	0.1263	0.0955	0.0739	0.0493	0.0287	0.0161	0.0054
1997	0.4750	0.3498	0.2426	0.1424	0.0979	0.0753	0.0534	0.0296	0.0204	0.0047
1999	0.5733	0.3995	0.2854	0.2141	0.1224	0.0795	0.0633	0.0356	0.0227	0.0117
2000	0.6119	0.4406	0.3022	0.2255	0.1263	0.0900	0.0635	0.0417	0.0209	0.0117
2001	0.6473	0.4686	0.3401	0.2435	0.1377	0.0954	0.0638	0.0476	0.0262	0.0129
2002	0.6814	0.5103	0.3642	0.2543	0.1556	0.0968	0.0631	0.0561	0.0232	0.0130
2003	0.6940	0.5667	0.4120	0.3067	0.1849	0.1090	0.0781	0.0668	0.0368	0.0118
2004	0.7114	0.6083	0.4397	0.3172	0.2054	0.1110	0.0821	0.0633	0.0410	0.0122

다음의 표에서 연도별, 연령별 기혼 비중은 지난 10년간에 저 연령대 일수록 현저한 감소가 관찰되고 있으며 이 기간 중에 만혼현상이 진행되는 상황을 잘 나타내고 있다.

【표 8】 경찰조사에서 기혼 비중:  $P_{M,g,t}$

	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-
1991	0.2216	0.7956	0.9509	0.9806	0.9898	0.9912	0.9966	0.9967	0.9969	0.9989
1992	0.2123	0.7813	0.9522	0.9790	0.9890	0.9906	0.9962	0.9956	0.9973	0.9988
1993	0.2099	0.7618	0.9447	0.9717	0.9895	0.9924	0.9974	0.9976	0.9981	0.9994
1994	0.2084	0.7425	0.9341	0.9734	0.9874	0.9920	0.9962	0.9976	0.9974	0.9996
1995	0.1879	0.7168	0.9316	0.9741	0.9870	0.9919	0.9925	0.9976	0.9969	0.9997
1996	0.1812	0.6834	0.9257	0.9692	0.9864	0.9924	0.9909	0.9985	0.9964	0.9997
1997	0.1742	0.6617	0.9189	0.9716	0.9825	0.9936	0.9904	0.9973	0.9961	0.9999
1999	0.1455	0.6377	0.9106	0.9687	0.9829	0.9895	0.9968	0.9951	0.9976	0.9991
2000	0.1314	0.6094	0.9011	0.9644	0.9853	0.9848	0.9968	0.9947	0.9970	0.9984
2001	0.1185	0.5824	0.8839	0.9651	0.9870	0.9861	0.9952	0.9960	0.9973	0.9984
2002	0.1051	0.5547	0.8751	0.9577	0.9839	0.9840	0.9941	0.9971	0.9972	0.9983
2003	0.0963	0.5303	0.8706	0.9473	0.9771	0.9823	0.9900	0.9956	0.9956	0.9990
2004	0.0855	0.4814	0.8617	0.9462	0.9764	0.9818	0.9869	0.9964	0.9964	0.9988



모형에 의하여 1991-2004 기간에 대해 추정된 계수들과 통계처리에 의하여 도출된 설명변수 평균값들에 의한 여성 모형에 의한 사후적 예측(ex post forecast)결과는 RMSE(평균상대오차)에 의하여 평가할 때 비교적 높은 적합도를 보였다.<sup>7)</sup>

**【표 9】 사후전망(1991-2004)의 평균상대오차 (RMSE, %)**

	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64
여성	3.3	3.9	0.7	0.5	0.6	0.4	0.1	0.2	0.6
남성	5.4	4.7	1.0	0.7	0.6	0.3	0.2	0.0	0.0

미시데이터 모형에 의한 전망은 학력과 혼인상태에 대한 추정 계수  $\hat{\beta}_g$ ,  $\hat{\gamma}_g$ ,  $\hat{\theta}_g$ , 상수항에 대한 향후 전망  $\hat{\alpha}_{g,t}$ , 그리고 설명변수인 학력구조  $P_{H,g,t}$ ,  $P_{U,g,t}$ 에 대한 장래 가정에 의해서 계산되었다. 학력구조의 변동은 최경수(2002, p.34)의 방법을 따라서 다음과 같이 전망되었다.<sup>8)</sup>

앞서 경제활동인구조사의 통계 분석결과에 의하면 연도별 기혼 비중은 지난 10년간 저 연령대 일수록 현저한 감소가 관찰되고 있다. 앞으로 저 연령대의 경우는 이러한 현상이 계속될 것으로 보이지만 2004년의 실적이 향후 계속되는 것으로 가정하였으며 큰 오차는 없을 것으로 판단하였다.

이러한 설명변수의 전망에 의한 여성 경제활동의 장기전망 결과는 다음과 같다. 전망모형의 상수항, 학력구조 등이 2030년 이후 고정된 것으로 가정하였으므로 2030년 이후의 경제활동참가율은 자연히 고정된 값으로 결정된다.

〈표 11〉은 이번 연구에서 여성 경제활동참가율의 전망 결과와 외부의 장기전망을 함께 보여주고 있다. 진한(bold) 수치는 앞서 밝혔듯이 미시데이터 로질 모형에 의한 전망 결과이다.

7)  $RMSE \equiv \sqrt{\sum_{t=1991}^{2004} (\hat{P}_{g,t} - P_{g,t})^2 / P_{g,t}} / 14$

8) 최경수는 "이 연령 이상에서는 추가적인 학력구조의 상승은 일어나지 않으며 사망 등 표본 이탈도 학력수준과는 독립인 사상(event)이라고 가정하여 시간의 경과에 따라 동일한 학력구조에서 연령만 1세씩 상승하는 것으로 가정하였다"고 한다.

**【표 10】 미래 학력구조의 가정**

고졸	2004	2009	2014	2019	2024	2029	2034	2039	2044
20-24	27.7	27.7	27.7	27.7	27.7	27.7	27.7	27.7	27.7
25-29	37.9	27.7	27.7	27.7	27.7	27.7	27.7	27.7	27.7
30-34	53.3	37.9	27.7	27.7	27.7	27.7	27.7	27.7	27.7
35-39	58.7	53.3	37.9	27.7	27.7	27.7	27.7	27.7	27.7
40-44	54.0	58.7	53.3	37.9	27.7	27.7	27.7	27.7	27.7
45-49	42.3	54.0	58.7	53.3	37.9	27.7	27.7	27.7	27.7
50-54	30.2	42.3	54.0	58.7	53.3	37.9	27.7	27.7	27.7
55-59	19.3	30.2	42.3	54.0	58.7	53.3	37.9	27.7	27.7
60-64	12.0	19.3	30.2	42.3	54.0	58.7	53.3	37.9	27.7
대졸	2004	2009	2014	2019	2024	2029	2034	2039	2044
20-24	71.1	71.1	71.1	71.1	71.1	71.1	71.1	71.1	71.1
25-29	60.8	71.1	71.1	71.1	71.1	71.1	71.1	71.1	71.1
30-34	44.0	60.8	71.1	71.1	71.1	71.1	71.1	71.1	71.1
35-39	31.7	44.0	60.8	71.1	71.1	71.1	71.1	71.1	71.1
40-44	20.5	31.7	44.0	60.8	71.1	71.1	71.1	71.1	71.1
45-49	11.1	20.5	31.7	44.0	60.8	71.1	71.1	71.1	71.1
50-54	8.2	11.1	20.5	31.7	44.0	60.8	71.1	71.1	71.1
55-59	6.3	8.2	11.1	20.5	31.7	44.0	60.8	71.1	71.1
60-64	4.1	6.3	8.2	8.2	20.5	31.7	44.0	60.8	71.1

주: 2004년은 경제활동조사를 통계처리하여 얻은 학력 구조이며 동일 코호트 내에서 시간의 흐름에 따라 불변인 것으로 가정하였음.

**【표 11】 경찰률 전망: 여성**

	2004	2010 <sup>1)</sup>	2010 <sup>2)</sup>	2010	2020 <sup>3)</sup>	2020 <sup>1)</sup>	2020	2025 <sup>2)</sup>	2030 <sup>1)</sup>	2030
15-19	11.0		17.8		9.31			17.8		
20-24	62.5	64.1	73.4	62.6	72.09	66.6	62.8	73.7	67.3	62.9
25-29	63.7	57.5	74.9	68.0	66.13	63.7	71.2	75.3	63.3	75.0
30-34	50.3	53.3	63.3	52.6	61.34	57.4	55.0	65.0	57.1	57.9
35-39	58.8	59.8	64.8	61.6	69.82	60.8	64.0	67.4	61.2	69.2
40-44	65.4	64.9	72.5	67.6	75.49	67.2	69.6	75.2	68.3	74.8
45-49	62.6	64.6	74.9	63.9	72.27	66.0	64.5	77.0	65.8	68.9
50-54	56.1	62.6	70.9	53.8	61.79	65.9	48.2	73.5	65.8	47.5
55-59	49.4	54.7	61.8	45.8	51.06	58.5	38.1	67.5	60.6	33.7
60-64	43.4	47.2	45.0	42.5	50.23	47.5	37.4	60.5	47.5	31.5
65+	22.2		13.5					13.0		

- 주: 1. 국민연금발전위원회, "2003 국민연금재정계산 및 제도개선방안", 2003.6
- 2. 일본 후생노동성, "2004년 재정계산결과", p.200
- 3. 안주엽, "중장기 인력수급 전망", 2005, p.175

먼저, 우리나라의 2003년 재정계산제도에 사용된 여성 2030년 경제활동참가율 전망과 비교하면 50대 이상 고 연령에서는 낮지만 40대 이하에서는 평균적으로 다소 높은 수준이다. 다음으로 일본의 2004년 재정계산에 사용된 최종치(2025)와 비교할 때 전망된 여성의 2030년 경제활동참가율은 전반적으로 낮으며 특히 50대 이후 고 연령에서는 큰 차이가 발견된다.

이러한 여성경제활동에 대한 미시데이터 로질모형의 전망 결과에서 다른 전망들과의 가장 중요한 차이는 여성 50~64세 고연령 계층 경제활동참가율의 하향 추세이다. 그 원인은 여성의 고학력화와 고연령계층 상수항의 추세 특성에서 기인하는 것으로 분석된다.<sup>9)</sup>

이러한 결과들은 앞서 인용한 유경준(2000, pp.190-192)이 지적한 미시데이터 로질모형의 근본적 한계점에서 비롯되는 것으로 추정된다. 예를 들어 이번 전망에서 30~34세에서 유난히 낮은 경제활동참가율은 혼인상태 더미변수와 관련되며 이 변수는 계수 추정치에서 나타나듯이 자녀 양육을 위한 사회적 인프라 등 가사부담의 대리변수로 해석하여야 한다. 결론적으로 시계열 로질모형의 임의성(ad hoc) 문제와 미시데이터 로질 모형의 설명변수 부족 문제는 피하기 힘든 장기전망의 한계로서 생각된다.

다음 표는 앞서 시계열데이터 로질 모형과 미시데이터 로질 모형에 의한 전망 결과들을 종합한 성별, 연령별 최종 경제활동참가율 전망치이다. 표에서 진하게 구별한 수치를 제외한 부분들은 시계열데이터 로질 모형을 단순화한 '기본 모형'에 의한 전망들이다.

앞서 설명되었듯이 기본모형에서 벗어나는 임의성(ad hoc)이 대부분 연령계층에서 발견되는 최기홍 외(2001년)의 여성 20~64세 9개 계층에 대해서는 최경수(2002)의 시계열 데이터 로질 모형을 참조하여 구축한 미시데이터 로질모형에 의하여 보완하였다. 그러나 앞서 설명되었던 고연령 50~64세 3개 연령계층의 경제활동참가율은 지나치게 낮다고 판단하여<sup>10)</sup> 안주엽(2005)과 2003년 재정계산에서의 해당 연령 경제활동참가율의 중간 수준으로 수정했다.

9) <표 10> "미래 학력구조의 전망"과 <표 5> "연도더미  $\tau_{g,t}$ 의 선형추세선" 참조

10) 앞서 여성 고 연령의 학력구조 전망과 상수의 추세 및 혼인상태 변수를 고정한 것에 기인함을 밝혔다.

【표 12】 성별 연령계층별 경제활동참가율 전망

	2004년		2010년		2020년		2030~2050년	
	남성	여성	남성	여성	남성	여성	남성	여성
15~19세	8.5	11.0	9.0	10.1	9.1	9.1	9.2	8.9
20~24세	51.8	62.5	55.8	62.6	56.9	62.8	57.0	62.9
25~29세	82.0	63.7	84.5	68.0	86.0	71.2	86.3	75.0
30~34세	93.8	50.3	95.2	52.6	95.8	55.0	96.0	57.9
35~39세	95.1	58.8	96.3	61.6	96.5	64.0	96.6	69.2
40~44세	94.8	65.4	95.7	67.6	95.8	69.6	95.8	74.8
45~49세	92.5	62.6	93.4	63.9	93.9	64.5	94.0	68.9
50~54세	89.4	56.1	90.2	57.6	90.5	60.2	90.5	62.7
55~59세	80.7	49.4	82.7	50.6	83.6	52.5	83.8	54.5
60~64세	64.8	43.4	71.2	44.6	72.1	46.5	72.1	48.5
65~	41.3	22.2	40.6	21.7	40.6	21.6	40.6	21.6

주: 1. 모형의 추정결과 등은 본문 참조

2. 여성은 5년 단위로 이산적으로 결정되어 중간 년도의 값을 보간하여 결정

남성의 연령계층별 장기전망 결과는 2003 재정계산의 기초가 되었던 최기흥 외(2001)와 대동소이한 것으로 판단할 수 있다고 하였다. 그러나 여성의 경우는 여러 전망 결과들 간의 차이가 큰 편이어서 2030년 이후 최종치를 다음과 같이 비교하였다.

이번 연구에서 전망된 여성 경제활동참가율은 평균적으로 최기흥 외(2001)에 비해 다소 높아진 것으로 볼 수 있다. 그러나 일본(2005)의 2025년에 대한 전망과 비교하면 전체적으로 다소 낮다. 다른 하나 두드러진 것은 앞서도 언급되었듯이 30~35세 경황율이 인접한 연령의 경황율보다 현저하게 낮아서 소위 'M'자 형태가 심화된 것으로 보이는 것이다.

그러나 이번 30~35세 경제활동참가율이 최기흥 외(2001) 보다는 0.8%p. 높은 것을 인식할 필요가 있으며 단지 인접한 25~29세 연령계층의 경제활동참가율이 최기흥 외(2001)에 비해 무려 11.7%p나 높아진 것에 기인한다.<sup>11)</sup> 또한 최기흥 외(2001), 안주엽(2005)에서 여성 20~24세의 경제활동참가율이 25~29세의 경제활동참가율 보다 높은 것은 일본 등 선진국들의 최근 실적과는 상이한 패턴인 것이다. 최근의 중요한 전망으로 평가되는 안주엽(2005)의 2020년에 대한 전망과 비교하면 이번

11) <표 16>를 보면 여성 25-29의 대졸 추정계수가 유일하게 '+'값을 갖는다. 즉, 최근 대졸 여성의 높은 경황율이 이 연령대에서 반영된 것으로 보인다.

전망이 2030년 이후에 대한 전망으로는 다소 낮은 것으로 생각된다<sup>12)</sup>.

### Ⅲ. 경제활동인구의 전망과 요인분해

#### 1. 경제활동참가율의 전망과 집계 경제활동참가율

성·연령 계층을  $k$ ,  $k$ 계층의 인구를  $p_k$ , 경제활동참가율을  $r_k$ 로 하면  $k$ 계층의 경제활동인구는  $l_k = p_k r_k$ 가 되며, 전체 경제활동인구  $l$ 은 다음 식 (1)과 같이 결정된다.

$$l = \sum_{k=1}^n l_k = \sum_{k=1}^n p_k r_k \quad (1)$$

경제활동인구의 정의 식 (1)에 앞에서 전망된 경제활동참가율을 적용하면 다음 <표 13>과 같이 15세 이상(15+), 20-59세 경제활동인구가 전망된다. 한편, 식 (1)은 전체 인구  $p = \sum p_k$ 와 집계(aggregate) 경제활동참가율  $r$ 의 곱으로 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$l = \sum_{k=1}^n p_k \frac{\sum_{k=1}^n p_k r_k}{\sum_{k=1}^n p_k} = \sum_{k=1}^n p_k \sum_{k=1}^n s_k r_k = p r \quad (2)$$

위에서  $s_k = p_k / \sum p_k$ 는  $k$ 계층 인구비중을 나타내며, (계층이) 통합된 집계 경제활동참가율  $r$ 은 식 (3)과 같이 정의되며 통합된 전체 경제활동참가율은  $l/p$ , 즉 전체 인구 중 경제활동인구의 비중을 나타내는 지표가 된다.

12) 안주엽(2005,p.148)은 다만 추세 연장에 의한 것임을 밝히고 있다.

$$r = \sum_{k=1}^n s_k r_k \quad (3)$$

표에서 15세 이상인구, 즉 전체 경제활동참가율은 2005년 62.2%에서 2050년에는 54.0%로 8%p가량 낮아지는 것으로 나타난다. 한편 국민연금의 가입자 범위와 거의 동일한 20~59세 연령범위에 대해서는 전체 경제활동참가율은 2005년 73.0%에서 2050년에는 77.1%로 4%p가량 높아져서 상반되는 결과를 나타낸다.

【표 13】 경제활동인구와 집계 경제활동참가율 전망, 단위: %, 천명

		2005	2020	2030	2040	2050
		15세 이상 인구				
인구(p)	전체	39,054	43,659	43,791	42,025	38,549
	남성	19,464	21,898	21,920	20,917	19,038
	여성	19,590	21,762	21,871	21,107	19,511
경제활동인구(l)	전체	24,302	27,219	26,221	23,687	20,817
	남성	14,502	16,368	15,730	14,275	12,544
	여성	9,800	10,851	10,491	9,411	8,273
경제활동참가율(r)	전체	62.2	62.3	59.9	56.4	54.0
	남성	74.5	74.7	71.8	68.2	65.9
	여성	50.0	49.9	48.0	44.6	42.4
		20-59세 이상 인구				
인구(p)	전체	29,681	29,677	25,904	21,662	18,359
	남성	15,167	15,400	13,559	11,401	9,641
	여성	14,514	14,277	12,345	10,261	8,718
경제활동인구(l)	전체	21,661	22,458	20,079	16,826	14,162
	남성	13,034	13,551	12,048	10,121	8,494
	여성	8,627	8,906	8,032	6,705	5,667
경제활동참가율(r)	전체	73.0	75.7	77.5	77.7	77.1
	남성	85.9	88.0	88.9	88.8	88.1
	여성	59.4	62.4	65.1	65.3	65.0

이상을 종합하면 2050년까지 15세 이상 인구 대비 경제활동인구는 감

소하는 것으로 나타난다. 그러나 국민연금 가입자에 해당하는 20~59세 인구의 전체 경제활동참가율은 약 4%p 가량 증가하는 것으로 나타난다. 이러한 결과는 첫째, 경제활동참가율의 증가만으로는 경제활동인구의 감소 현상을 둔화시키기는 쉽지 않다는 사실을 시사한다. 둘째, 다행히 현재의 경제활동참가율 상승 전망은 인구구조의 악화를 상쇄하여 결과적으로 국민연금 가입자를 증가시킨다는 것이다.

## 2. 집계 경제활동참가율의 변화 요인

식 (3)의 양변을 시간에 대해 미분하면 다음 식 (4)가 된다.

$$\frac{dr}{dt} = \sum_{k=1}^n \frac{ds_k}{dt} r_k + \sum_{k=1}^n s_k \frac{dr_k}{dt} \quad (4)$$

식 (4)의 양변을 다시 시간의 구간 [0,1]에 대해서 적분하면 식 (5)와 같이 좌변 경제활동인구의 차이를 우변과 같이 쓸 수 있다.

$$r_1 - r_0 = \sum_{k=1}^n \int_0^1 \frac{ds_k}{dt} r_k dt + \sum_{k=1}^n \int_0^1 s_k \frac{dr_k}{dt} dt \quad (5)$$

식 (5)는 경제활동인구에 대한 차이(difference)의 연속함수 모형에 의한 요인분해식이며 우변의 첫 번째 항은 인구의 연령구조 변화를 측정하는 점에서 '연령구조효과', 두 번째 항은 경제활동참가율의 변화를 측정하는 '경제활동참가율효과'로 해석된다. 적분중간치정리에 의하면 변수  $s_k, r_k$ 의 도함수가 구간 내에서 부호가 바뀌지 않는 경우 식 (6)의  $r_k^*, s_k^*$ 가 존재한다.<sup>13)</sup>

13)  $\exists t_{k,1}, t_{k,2}, t_{k,3} \in [0,1]$  such that  $s_k^* r_k^* = s_k(t_{k,1})r_k(t_{k,1}), p^* r_k^* = p(t_{k,2})r_k(t_{k,2}), p^* s_k^* = p(t_{k,3})s_k(t_{k,3})$ . 적분의 중간치정리는 통상적인 중간치정리보다 일반적이다. 중간치정리는  $s_k^* r_k^*$ 가  $s_k(0)r_k(0)$ 와  $s_k(1)r_k(1)$ 를 잇는 직선상에 존재한다는 것이지만 적분의 중간치정리는 보다 일반적으로 단조 증감하는 곡선 상에 존재한다는 것이다.

$$r_1 - r_0 = \sum_{k=1}^n r_k^*(s_{k,1} - s_{k,0}) + \sum_{k=1}^n s_k^*(r_{k,1} - r_{k,0}) \quad (6)$$

한편 적분중간치정리에 의한 (6)의 전체 조건은 사실 구간이 커짐에 따라 성립하기 어려운 조건이다. 그러나 다음과 같이 연쇄(chain linked) 계산법과 함께 사용되는 경우 상기 문제점은 많이 완화될 수 있다.

연쇄계산법은 기준시점 0와 비교시점  $t$  사이에  $t-1$ 개(1, 2, ...,  $t-1$ ) 시점에 대한 데이터가 있는 경우 인접구간  $[0,1], [1,2], \dots, [t-1,t]$  마다  $t$ 개의 요인분해식을 구성하고 최종적으로 기준시점에 대한 비교시점의 요인분해는 다음 (7)과 같이 누계에 의하여 얻는 방법이다<sup>14)</sup>.

$$\begin{aligned} r_t - r_{t-1} &= \sum_{k=1}^n r_k^*(s_{k,t} - s_{k,t-1}) + \sum_{k=1}^n s_k^*(r_{k,t} - r_{k,t-1}) \\ r_{t-1} - r_{t-2} &= \sum_{k=1}^n r_k^*(s_{k,t-1} - s_{k,t-2}) + \sum_{k=1}^n s_k^*(r_{k,t-1} - r_{k,t-2}) \\ &\vdots \\ + r_1 - r_0 &= \sum_{k=1}^n r_k^*(s_{k,0} - s_{k,0}) + \sum_{k=1}^n s_k^*(r_{k,1} - r_{k,0}) \end{aligned}$$


---


$$r_t - r_0 = \underbrace{\sum_{j=1}^t \sum_{k=1}^n r_k^*(s_{k,j} - s_{k,j-1})}_{\text{'연령구조효과'}} + \underbrace{\sum_{j=1}^t \sum_{k=1}^n s_k^*(r_{k,j} - r_{k,j-1})}_{\text{'경활율효과'}} \quad (7)$$

(7)과 같은 계산법 대신 구간  $[0,t]$ 에 대해 식 (6)과 같은 한 개의 요인분해식을 구성하는 것은, 즉 (6)의 하첨자 '1' 대신 't'로 하는 요인분해식은 중간  $t-1$ 개 데이터에 대한 정보를 낭비하는 것이며, 구간이 커질수록 적분의 중간치정리가 성립할 가능성이 낮아질 것이다. 결론적으로 (6)과 같은 이산근사식은 연쇄계산법과 함께 사용되어야 옳바른 결과를 얻을 수 있다.

14) 다음  $t$ 개의 식에서 정의되는  $s_k^* r_k^*$ ,  $p^* r_k^*$ ,  $p^* s_k^*$ 는 식마다 그 값이 다르다. 예를 들어 첫 식의 경우  $s_k^* r_k^* = s_{k,[t-1,t]}^* r_{k,[t-1,t]}^*$ 로 해석해야 한다.



앞서 산식들은 실제 데이터에 적용할 수 없다. 여기서는 이산적으로 존재하는 데이터에 적용할 수 있는 이산근사식을 도출하기로 한다. 여기서 도출되는 근사식은 로그평균에 의한 식으로 Choi and Ang(2003)에서 사용되었다<sup>15)</sup>.

먼저 Sato(1976)와 Vartia에 의해서 경제학에 도입된 로그평균은 산술평균, 기하평균 사이에 위치하는<sup>16)</sup> 식 (8)과 같이 정의되는 평균이다.

$$L(x,y) = \begin{cases} \frac{x-y}{\ln x - \ln y} & x \neq y \\ x & x = y \end{cases} \quad (8)$$

로그평균  $L(x,y)$ 를 이용하면 경제활동인구의 기간  $[0,1]$ 사이의 변동은 다음과 식 (9)와 같은 항등식으로 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} r_1 - r_0 &= \sum_{k=1}^n (s_{k,1}r_{k,1} - s_{k,0}r_{k,0}) = \sum_{k=1}^n L(s_{k,1}r_{k,1}, s_{k,0}r_{k,0}) \ln \frac{s_{k,1}r_{k,1}}{s_{k,0}r_{k,0}} = \\ &= \sum_{k=1}^n L(s_{k,1}r_{k,1}, s_{k,0}r_{k,0}) \ln \frac{s_{k,1}}{s_{k,0}} + \sum_{k=1}^n L(s_{k,1}r_{k,1}, s_{k,0}r_{k,0}) \ln \frac{r_{k,1}}{r_{k,0}} = \\ &= \sum_{k=1}^n \frac{L(s_{k,1}r_{k,1}, s_{k,0}r_{k,0})}{L(s_{k,1}, s_{k,0})} (s_{k,1} - s_{k,0}) \\ &\quad + \sum_{k=1}^n \frac{L(s_{k,1}r_{k,1}, s_{k,0}r_{k,0})}{L(r_{k,1}, r_{k,0})} (r_{k,1} - r_{k,0}) \end{aligned} \quad (9)$$

위의 식 (9)와 앞에서 연속함수모형에 적분의 중간치정리를 적용하여 도출한 근사식의 원형 식 (6)과의 관련성은 다음 식 (10)와 같은 대응관계로 확인할 수 있다. 결론적으로 식 (9)는 차이의 요인분해 연속함수모형 (5)의 이산 근사식으로 볼 수 있다.

15) Diewert(2005)에 의하면 1930년대 영국의 통계학자 Montgomery에 의해서 처음으로 제안되었다.

16)  $\sqrt{x,y} \leq L(x,y) \leq \frac{x+y}{2}$

$$s_k^* \approx \frac{L(r_{k,t}s_{k,t}, r_{k,t-1}s_{k-1})}{L(r_{k,t}, r_{k,t-1})} \quad (10a)$$

$$r_k^* \approx \frac{L(r_{k,t}s_{k,t}, r_{k,t-1}s_{k-1})}{L(s_{k,t}, s_{k,t-1})} \quad (10b)$$

인구 연령구조의 변동이 전체 경제활동인구에 미치는 영향은 구성열(1997), Flaim(1990) 등 많이 분석되고 있으나 오차가 큰 방법(1차 근사식)을 사용하고 있어 정확한 분석결과를 제시하지는 못하였다. 최근 Diewert(2005)는 요인분해가 일반적으로 차이와 비율의 두 가지 측면에서 분석될 수 있으며 2차 근사(second order approximation) 방식을 사용할 것을 추천하였으나 구체적으로는 또 다른 이차근사식으로 Fisher 지수를 사용하였다. Diewert(1978, 2005)에 의하면 식(9)는 “pseudo-superlative” 산식이라고 하였으나 Choi and Ang(2003)은 이 이차근사식은 간단한 변환으로 Vartia(1976)의 승법적(multiplicative) 이산분해식으로 전환될 수 있는 장점이 있음에 주목하였다.

다음의 <표 14>는 15세 이상 전체 경제활동인구의 경제활동참가율이 향후 45년간 8.2%p 정도 감소의 내용에 대한 분석결과를 보여주고 있다. 즉, 경제활동참가율은 3.3%p 증가하였지만 연령구조 악화로 11.5%p 감소한 것이다. 그리고 성별로는 남성의 경제활동참가율은 1.8%p 상승, 여성의 상승은 4.7%로 측정된다. 한편, 국민연금 가입자 범위 20-59세 경제활동참가율은 향후 45년간 4.2%p 정도 증가하고 있으며 그 내용을 분석한 것은 다음과 같다. 먼저 경제활동참가율은 4.3%p 증가하지만 연령구조 악화로 0.2%p 감소한 것으로 분석되었다. 즉, 이는 국민연금 가입자 범위에서의 연령구조의 악화는 심각하지 않은 것으로 나타났으며 그것은 60세 이상의 인구비중이 2050년경에는 50%에 달하는 통계청 전망의 결과로 해석된다. 남성의 경제활동참가율은 2.0%p 상승한 반면에 여성의 상승은 6.9%로 측정되었다.

**【표 14】 경제활동참가율의 요인분해**

		2005	2010	2020	2030	2050
		15세 이상				
전체	경 활 율( $r$ )	62.2	62.6	62.3	59.9	54.0
	누적차이( $\Delta r$ )	0.0	0.3	0.1	-2.4	-8.2
	연령구조( $\Delta s_k$ )	0.0	-0.8	-2.0	-5.6	-11.5
	순경활율( $\Delta r_k$ )	0.0	1.2	2.1	3.3	3.3
남자	경 활 율( $r$ )	74.5	75.0	74.7	71.8	65.9
	누적차이( $\Delta r$ )	0.0	0.5	0.2	-2.8	-8.6
	연령구조( $\Delta s_k$ )	0.0	-0.7	-1.5	-4.5	-10.4
	순경활율( $\Delta r_k$ )	0.0	1.2	1.7	1.8	1.8
여자	경 활 율( $r$ )	49.9	50.1	49.9	48.0	42.3
	누적차이( $\Delta r$ )	0.0	0.1	-0.2	-2.1	-7.6
	연령구조( $\Delta s_k$ )	0.0	-1.1	-2.7	-6.8	-12.4
	순경활율( $\Delta r_k$ )	0.0	1.2	2.6	4.7	4.7
		20-59세				
전체	경 활 율( $r$ )	73.0	74.8	75.7	77.5	77.1
	누적차이( $\Delta r$ )	0.0	1.8	2.7	4.5	4.2
	연령구조( $\Delta s_k$ )	0.0	0.3	0.0	0.2	-0.2
	순경활율( $\Delta r_k$ )	0.0	1.5	2.7	4.3	4.3
남자	경 활 율( $r$ )	85.9	87.9	88.0	88.9	88.1
	누적차이( $\Delta r$ )	0.0	2.0	2.1	2.9	2.2
	연령구조( $\Delta s_k$ )	0.0	0.8	0.2	1.0	0.2
	순경활율( $\Delta r_k$ )	0.0	1.2	1.8	2.0	2.0
여자	경 활 율( $r$ )	59.4	60.9	62.4	65.1	65.0
	누적차이( $\Delta r$ )	0.0	1.5	2.9	5.6	5.6
	연령구조( $\Delta s_k$ )	0.0	-0.2	-0.7	-1.3	-1.4
	순경활율( $\Delta r_k$ )	0.0	1.7	3.6	6.9	6.9

#### IV. 결론 및 한계점

최근 통계청의 인구전망에 의하면 2005-2050 기간 중 우리나라의 인구 구조는 과거 경험하지 못한 극단적인 인구감소, 인구고령화를 경험하게 될 것이다. 어떤 연구자들도 이러한 인구 변동이 거시경제 노동시장 등 사회 전반에 미칠 영향을 정확히 예측할 수는 없을 것이며 미래에 대한 불확실성은 과거 어느 때 보다 높아질 것이라는 것은 아무도 부정할 수 없을 것이다.

본 연구는 국민연금 가입자의 추계를 위하여 통계청의 성·연령 계층별 장기 인구전망과 그에 상응하는 인구계층에 대한 경제활동참가율의 장기 전망에 의하여 경제활동인구를 50여년에 걸쳐 전망하였다. 앞서 언급한바와 같이 이러한 전망의 불확실성에 대해 깊이 인식하고 가급적 단순한 모형을 선택하고자 하였다. 먼저 최근의 경제활동참가율의 추이에 따르면 경제활동참가율의 성·연령계층별 수렴현상은 앞으로도 지속될 것으로 보인다. 따라서 남성 중장년 주 노동력 계층(prime working age)에 대해서는 단순한 거시시계열 로질 모형에 의해서 미소한 조정이 발생하는 것으로 가정하였다. 그러나 우리나라 여성의 경우는 장기적으로 해당 연령 남성 경제활동참가율로 수렴해 갈 것으로 보았다. 그러한 현상을 미시데이터 로질 모형을 응용하여 장기적 교육수준, 가사부담을 반영할 수 있는 변동계수 로질 모형을 통하여 반영하였다.

경제활동인구는 인구전망과 경제활동참가율의 전망이 결합되어 결정된다. 따라서 경제활동인구는 인구×경제활동참가율로 정의될 수 있으며 이때 경제활동참가율은 집계(aggregate) 경제활동참가율이다. 이러한 구조에서 경제활동인구의 변동은 인구요인과 경제활동참가율의 변동으로 명확한 요인분해가 가능하다. 본 연구는 Diewert(2005)에 의해 강조된 차이의 요인분해 기법에 의하여 경제활동인구 변동의 요인을 인구와 경제활동참가율로 요인별로 기여도를 분해하여 보았다. 분석결과 본 연구에서 전망한 경제활동참가율에서 15세 이상 집계 경제활동참가율은 감소하는 것으로 나타났다. 그러나 국민연금의 가입자 범위 20-59세 연령 범위의 집계 경제활동참가율은 다소 증가하는 것으로 나타났다.

향후의 여성의 경제활동참가율이 어느 수준까지 증가할지, 앞으로 크게 증가할 노인계층의 경제활동참가율은 국민연금에 의하여 어떻게 변할지에 대해 여러 가지 불확실성이 존재한다. 예를 들어 국민연금 제도에서는 연금수급자가 소득활동을 하는 경우 연금지급을 감액하게 되어 노인 계층의 경제활동을 위축시키는 효과가 있다. 정부는 앞으로 노인계층에 대한 경제활동참가율을 촉진하기 위한 여러 가지 정책들을 실시할 것이며 이들에 대한 노인계층의 반응 정도에 따라 경제활동참가율에는 큰 차이가 발생할 수 있을 것이다.

◆ 참고문헌 ◆

- 구성열 (1997), "인력수급의 과제와 전망," 『인구변화와 삶의 질』, 한국인구학회 편, 일신사, 제2장, pp.43-62.
- 금재호 외 (1998), 『국민연금 가입종별 가입자전망』, 국민연금연구센터.
- 김용성 (2004), "중장기 노동공급의 전망과 대책", 유경준 편저, 한국개발연구원, 305-347.
- 김형만 외 (2002), 『국가 인력수급 전망과 정책(II)』, 한국직업능력개발원.
- 성용현 (2001), 『응용 로지스틱 회귀분석』, 탐진.
- 안주엽 (2005), 『중장기 인력수급전망 2005-2020』, 한국노동연구원.
- 유경준 (2000), 『중장기 인력수급 전망 (2000-2010)』, 한국개발연구원, pp.188-225.
- 이철희 (2003), "한국 고령남성의 노동력참가: 장기적 추세와 전망," 『경제논집』, 42호, 321-352.
- 일본 노동후생성 (2005), 『후생연금, 국민연금 수리 레포트』, (2004년 재정재계 산 보고서).
- 최경수 (2002), 『한국경제의 잠재성장률 전망: 2003-2012』, 한진희 외 공저, 한국개발연구원, pp.25-46.
- 최기홍·금재호·조준행 (2001), 『국민연금 가입자 추계』, 국민연금연구센터.
- Choi, Ki-Hong and B.W. Ang (2003), "Decomposition of aggregate energy intensity changes in two measures: ratio and difference," *Energy Economics*, Vol. 25, pp.615-624.
- Diewert, W.E. (2005), "Index Number Theory Using Differences Instead of Ratios," *American Journal of Sociology and Economics*, Vol. 64, No. 1, pp.311-360.
- \_\_\_\_\_ (1978), "Superlative index numbers and consistency in aggregation," *Econometrica*, Vol. 46, pp.883-900.
- Flaim, Paul O. (1990), "Population changes, the baby boom, and the unemployment rate," *Monthly Labor Review*, August, pp.3-10.
- OECD, *Labor Force Statistics*, Various years.
- Sato, K. (1976), "The ideal log-change index numbers," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 58, pp.223-228.
- Vartia, K. (1976), "Ideal log-change index numbers," *Scandinavian Journal of Statistics*, Vol. 3, pp.121-126.

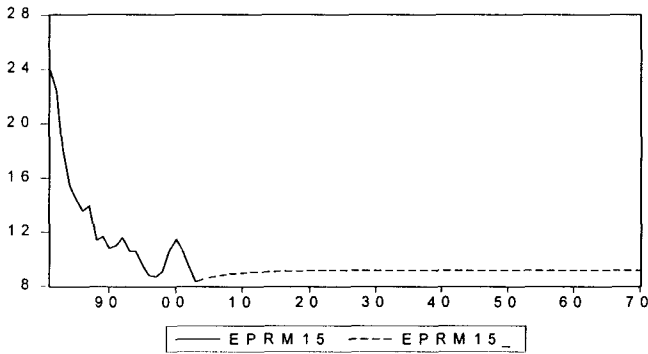
〈부록〉 남성 로질 모형의 연령별 전망결과

(1) 15-19세

$$\ln \frac{p_t}{1-p_t} = -0.4026 + 0.8244 \ln \frac{p_{t-1}}{1-p_{t-1}}$$

(3.449)    (14.257)    Adj  $R^2=90.1\%$

【도 4】 남성 15-19

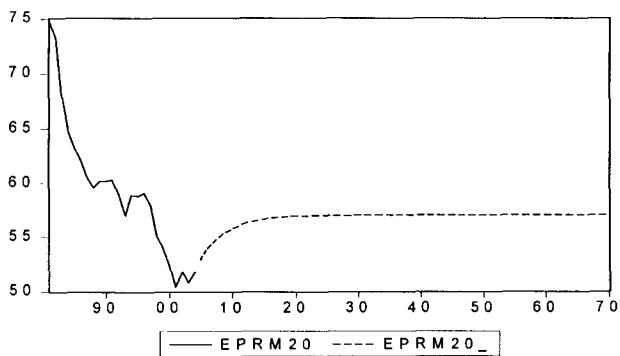


(2) 20-24세

$$\ln \frac{p_t}{1-p_t} = 0.0603 - 0.0957 D_{IMF} + 0.7863 \ln \frac{p_{t-1}}{1-p_{t-1}}$$

(2.607)    (2.994)    (18.303)    Adj  $R^2=95.7\%$

【도 5】 남성 20-24

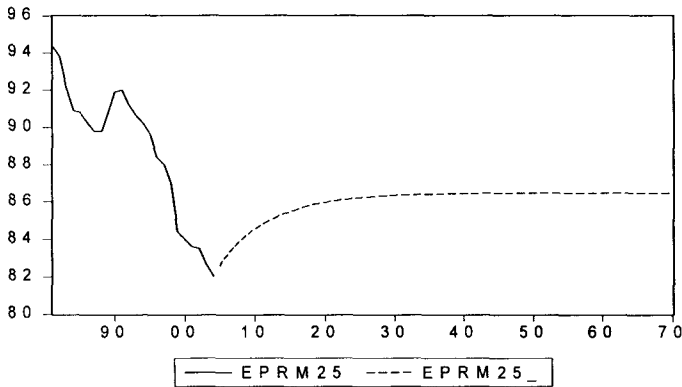


(3) 25-29세

$$\ln \frac{p_t}{1-p_t} = 0.2231 - 0.1077 D_{IMF} + 0.8797 \ln \frac{p_{t-1}}{1-p_{t-1}}$$

(1.557) (1.826) (13.970) Adj  $R^2=94.0\%$

【도 6】 남성 25-29

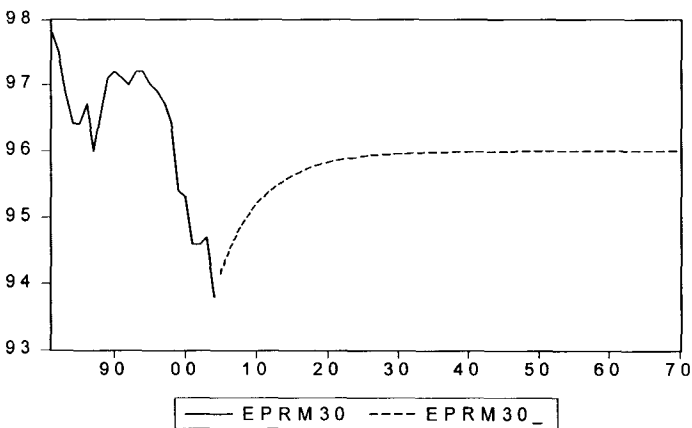


(4) 30-34세

$$\ln \frac{p_t}{1-p_t} = 0.4322 - 0.1285 D_{IMF} + 0.8639 \ln \frac{p_{t-1}}{1-p_{t-1}}$$

(1.248) (1.798) (8.504) Adj  $R^2=83.2\%$

【도 7】 남성 30-34

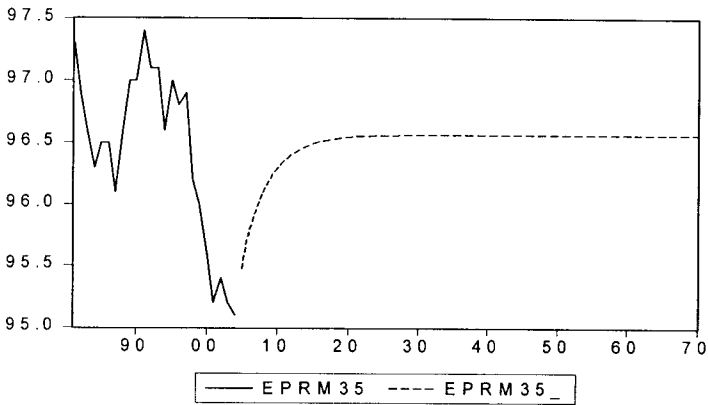


(5) 35-39세

$$\ln \frac{p_t}{1-p_t} = 0.7578 - 0.1450 D_{IMF} + 0.7728 \ln \frac{p_{t-1}}{1-p_{t-1}}$$

(1.989) (2.542) (6.844) Adj  $R^2 = 77.6\%$

【도 8】 남성 35-39

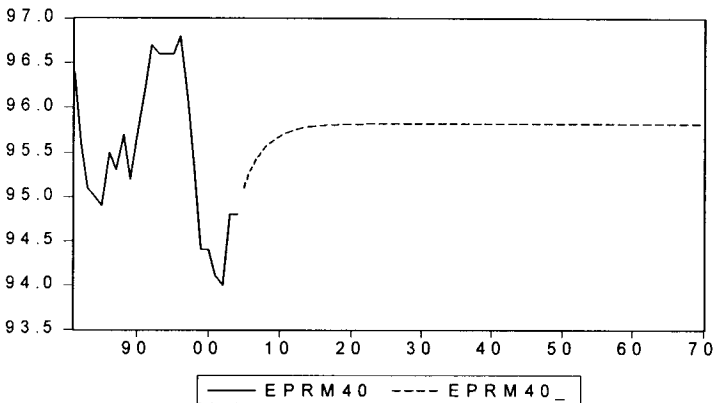


(6) 40-44세

$$\ln \frac{p_t}{1-p_t} = 0.8578 - 0.1621 D_{IMF} + 0.7262 \ln \frac{p_{t-1}}{1-p_{t-1}}$$

(2.474) (2.598) (6.549) Adj  $R^2 = 76.3\%$

【도 9】 남성 40-44



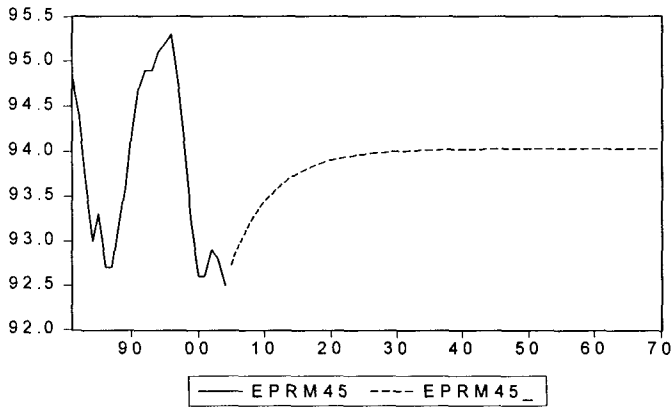


(7) 45-49세

$$\ln \frac{p_t}{1-p_t} = 0.3783 - 0.1008 D_{IMF} + 0.8627 \ln \frac{p_{t-1}}{1-p_{t-1}}$$

(1.195) (2.381) (9.415) Adj  $R^2=82.6\%$

[도 10] 남성 45-49

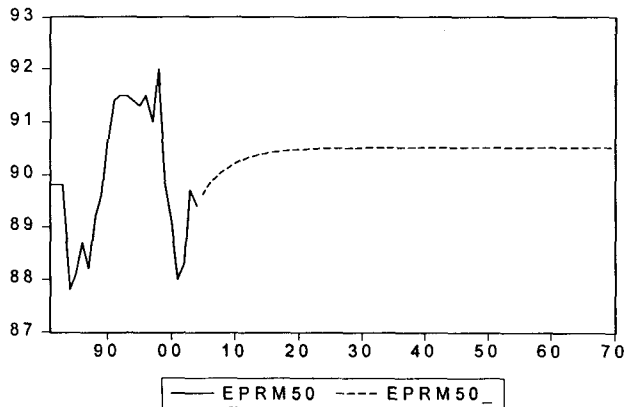


(8) 50-54세

$$\ln \frac{p_t}{1-p_t} = 0.4354 - 0.0671 D_{IMF} + 0.8069 \ln \frac{p_{t-1}}{1-p_{t-1}}$$

(1.475) (1.226) (5.999) Adj  $R^2=60.9\%$

[도 11] 남성 50-54

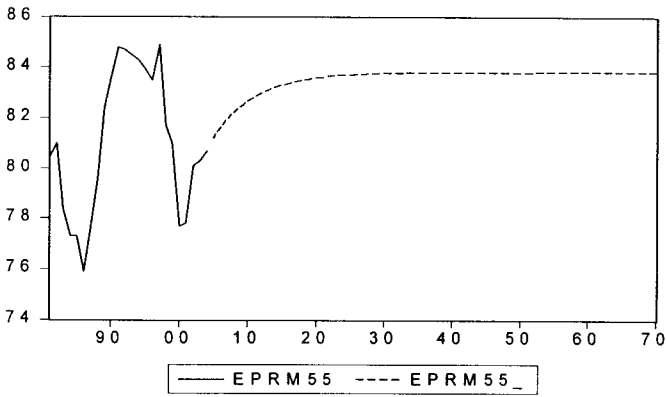


(9) 55-59세

$$\ln \frac{p_t}{1-p_t} = 0.2413 - 0.1359 D_{IMF} + 0.8532 \ln \frac{p_{t-1}}{1-p_{t-1}}$$

(1.604) (2.562) (8.358) Adj  $R^2=77.0\%$

**[도 12] 남성 55-59**

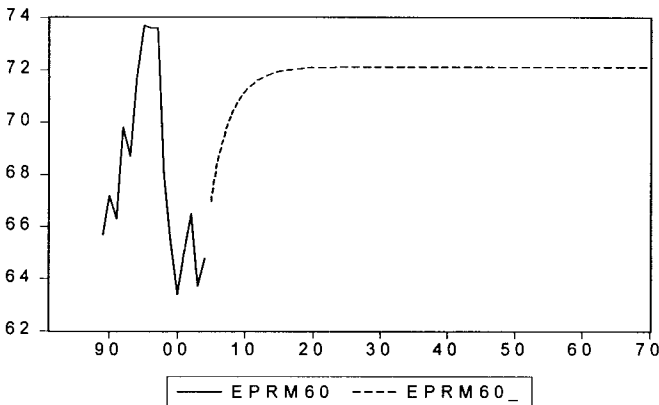


(10) 60-64세

$$\ln \frac{p_t}{1-p_t} = 0.2698 - 0.1834 D_{IMF} + 0.7161 \ln \frac{p_{t-1}}{1-p_{t-1}}$$

(2.468) (3.400) (5.282) Adj  $R^2=75.3\%$

**[도 13] 남성 60-64**

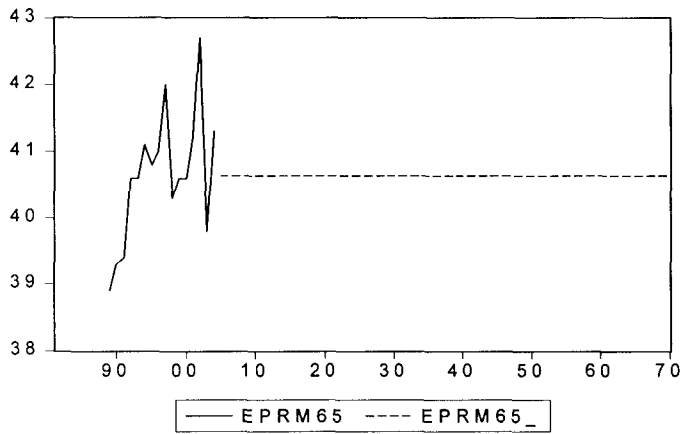


(11) 65세~

$$\ln \frac{p_t}{1-p_t} = -0.3791$$

(37.342)    Adj  $R^2 = 0.0\%$

[도 14] 남성 65~



# Long-Term Projection of Labor force Participation Rates and Decomposition of Changes

Ki-Hong Choi\*

## Abstract

The National Pension Law institutionalizes to review the financial status of the system periodically by actuarial projection. I make projections of labor force participation rates by sex and age groups to estimate the covered persons with the logit models using macro time series data and micro survey data. Then I decompose its aggregate labor force participation rate into population structure effects and pure participation rate effects. For its decomposition methodology, I choose a difference decomposition formular based on the logarithmic mean introduced in Choi and Ang(2003) that can be converted to an equivalent multiplicative decomposition. The decomposition method based on differences was originally introduced by Diewert(2005), which was first released in 1998. The results show that the projected aggregate labor force participation rates are to decrease due to the population ageing. for all age groups over 15 years old.

**KRF Classification: B030103**

**Key Words: labor force participation rate, logit model,  
decomposition analysis, logarithmic mean**

---

\* National Pension Research Institute, Research Fellow