

# 인구의 연령구조 변화가 주택수요 및 주택상대가격에 미치는 효과

김 경 환

서강대학교 경제학과 교수

1999. 10

---

이 논문은 국토개발연구원 연구용역 “주택수급 변화전망에 관한 연구” 보고서를 토대로 작성한 것이다. 실증분석에 도움을 준 신백규 연구원에게 감사한다.

## 1. 인구의 연령별 구성 변화와 주택수요

주택수요는 임대주택과 자가주택에 대한 수요로 구분되며 각 부문의 수요도 규모별, 유형별로 수요특성이 다르다. 일반적으로 주택점유형태와 주거서비스 수량의 선택은 동시에 이루어지며 가구원수 및 구성, 가구주의 연령, 직업 및 가구 실질소득, 주택의 상대가격, 주택의 사용자가격을 결정하는 금융비용, 주택금융 및 주택세제 등의 영향을 받는다. 이밖에 통화 증가율, 인플레이션율, 여타 자산의 수익률 등 거시경제변수들도 자산으로서의 주택수요에 영향을 미친다.

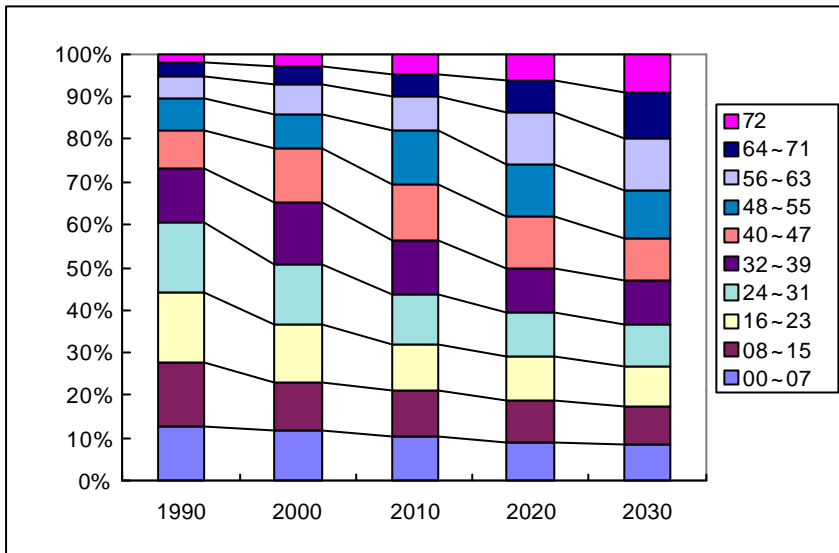
장기적으로 주택수요를 결정하는 가장 중요한 변수 중의 하나는 인구 규모 및 인구의 연령별 구성 등 인구학적 변수이다. 지난 35년간 우리 나라 인구는 전체규모의 증가세와 연령구조에 있어서 중요한 변화를 겪어왔다. 전국 인구는 1960년의 2,500만명에서 1995년의 4,500만명으로 1.8배 증가하였으나 연 평균 인구성장률은 자연출생율이 저하됨에 따라 1960년대의 2.79 %에서 1990년대에는 0.95 %로 낮아졌다. 인구성장률의 둔화추세는 앞으로도 지속되어 2020-2025년에는 성장률이 0.1 %로 하락하고 이에 따라 총 인구는 2008년에 5,000만명을 돌파한 후 2028년의 5,278만명을 정점으로 절대 규모가 줄어들 것으로 전망된다(통계청 1996).

한편 인구의 연령별 구성을 보면 1955-63년에 걸친 출산율 급증 (baby boom)으로 0-4세 인구의 비중이 1960년에는 전체인구의 18.4 %에 달하였으나 이후 출생률의 하락으로 0-4세 인구의 비중이 1980년에는 10.6 %, 1995년에는 7.9 %까지 낮아졌다. 반면에 평균수명의 연장으로 65세 이상 인구의 비중은 1960년의 2.9 %에서 1980년에는 3.8 %, 1995년에는 5.9 % 까지 높아졌다. 한편 baby boom세대가 성숙함에 따라 가구형성 연령층인 20대 인구의 비중이 1970년의 15.2 %에서 1980년에는 19.0 %, 1990년에는 20.2 %로 높아졌다. 서기 2000년에는 0-4세 인구의 비중은 7.5 %로, 20대 인구의 비중은 17.3 %로 각각 낮아지는 반면 65세 이상 인구의 비중은 7.1 %로 크게 높아질 것으로 전망된다. 인구의 연령별 구성에 대한 2030년까지의 전망을 나타내는 <그림 1>을 보면 2000년에는 65세 인구가 전체의 7 %를 넘는 이른바 노령화 사회가 시작되며 2020년에는 노령인구 비율이 <표 1>에 표시된 1995년 현재 선진국 평균치 12.9 %를 초과하게 될 것임을 보여준다.

<표 1> 우리나라 인구의 연령별 분포: 1960-2000 (%)

연령계급	1960	1970	1980	1990	1995	2000전망	선진국'95
0-14세	42.3	42.5	34.0	25.6	23.4	21.7	20.9
(0-4세)	18.4	14.1	10.6	7.5	7.9	7.5	
15-64세	54.8	54.4	62.2	69.3	70.7	71.2	66.2
(20-29세)	17.0	15.2	18.8	20.2	19.3	17.3	
65세이상	2.9	3.1	3.8	5.1	5.9	7.1	12.9

자료: 통계청, 장래인구추계, 1996.12



<그림 1> 연령별 인구구성

미국의 경우 1946-64년에 걸친 출산율 급증기(baby boom)에 태어난 세대가 성년이 됨에 따라 가구 형성기인 20대 인구가 전체 인구에서 차지하는 비중이 1960년의 13.3 %에서 1980년에는 19.7 %로 상승하였으며 이에 따라 주택수요가 증가하고 주택상대가격이 상승하였다. 따라서 출산율 급증현상이 종료되고 출산율 급감(baby bust)이후 태어난 세대가 성년이 됨에 따라 주택의 수요가 줄고 주택의 상대가격이 하락할 것으로 예상할 수 있다.

맨큐-웨일(Mankiw-Weil 1989, 앞으로 MW로 표시)은 이러한 인구 연령구조의 변화가 주택수요 및 주택의 상대가격에 미치는 영향을 분석하여 2007년까지 미국 주택 상대가격이 47% 하락할 것이라고 전망하였다. MW 논문은 많은 논쟁을 불러 일으켜 이를 비판, 발전시킨 후속 연구들이 발표되었으며 캐나다와 일본에 대한 분석결과도 출판되었다.

이 논문에서는 맨큐-웨일의 모형을 우리 나라 자료에 적용하였다. 먼저 제2절에서는 MW 모형과 미국 자료의 추정결과, 이론적, 실증적 쟁점들을 정리하고 제3절에서는 우리나라 자료의 추정결과를 제시한다. 제4절은 결과를 요약하고 시사점을 정리한다.

## 2 Mankiw-Weil 모형과 후속 연구

### 2.1 Mankiw-Weil 모형과 주요 추정결과

MW는 주택수요를 인구변수만의 함수로 추정한 다음 추정된 주택수요변수를 실질소득 및 주택의 사용자비용과 함께 주택의 상대가격 방정식의 설명변수로 사용하여 주택수요변수가 주택의 상대가격에 미치는 영향을 추정하였다.

MW모형에 따르면 각 가구의 주택수요(D)는 그 가구 구성원 각자의 주택수요의 합으로 구성되며 각 구성원의 주택수요는 연령에 의해 결정된다. 즉

$$D = \alpha_0 \sum_j \text{Dummy}0_j + \alpha_1 \sum_j \text{Dummy}1_j + \dots + \alpha_{99} \sum_j \text{Dummy}99_j \quad (1)$$

여기서  $\text{Dummy } i_j$ 는  $j$ 번째 가구원이  $i$  살이면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 더미변수이고,  $\alpha_j$ 는  $i$ 살인 가구원의 주택수요를 나타낸다. MW는 1970년도 미국의 인구 주택센서스 0.1% 표본 자료를 이용하여 식 (1)의  $\alpha_j$ 값을 추정하였다. 피설명변수  $D$ 의 자료로는 조사가구가 거주하는 주택의 매매가격을 사용하였는데, 임차가구에 대해서는 월 임대료에 100을 곱한 수치를 매매가격의 추정치로 가정하였다. 추정결과  $\alpha_j$ 는 20세 미만에 대해서는 거의 0에 가깝고 20-30세에서 갑자기 높아졌다가 40세 이후에는 서서히 하락하는 것으로 나타났다. 1980년 자료를 이용하여 같은 식을 추정한 결과 불변가격으로 계산한  $\alpha_j$ 값이 크게 높아졌는데 이는 실질소득의 상승에 따른 전반적인 주택수요의 증가를 반영한 것으로 해석된다.

한 국가의 총주택수요는 인구 및 인구의 연령별 구성에 의해 결정된다.  $t$ 년도 현재 연령이  $i$ 인 사람의 수를  $N(i, t)$ 라 하면  $t$ 년도의 총주택수요( $D_t$ )는

$$D_t = \sum_j \alpha_j N(i, t) \quad (2)$$

가 된다. 식 (2)에 의해 추정된 미국의 총주택수요는 1960년대부터 증가율이 높아져 1970년대 중반에 절정에 이르렀다가 이후 증가세가 계속 감속된 것으로 나타났다. 이 결과는 총 주택수요가 전체인구가 아닌 20세 이상인구에 의해 결정되므로 20세 이상 인구 비중의 증감에 따라 주택수요가 변동한다는 사실을 입증한다.

MW는 식 (2)에 의해 계산된  $D_t$  자료를 이용하여 인구의 연령별 구성의 변화로 인한 총주택수요 변수가 주택소득 및 주택투자디플레이터를 GNP디플레이터로 나눈 주택의 상대가격에 미치는 효과를 회귀분석하였다. 추정 결과 인구변수가 주택소득에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 반면 주택의 상대가격에는 통계적으로 유의한 +의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 끝으로 이 추정결과를 이용하여 2007년까지 미국의 주택가격은 다른 물가에 비해 47% 하락할 것이라는 예측치를 얻었다.

### 3.2 Mankiw-Weil 모형에 대한 비판과 후속 연구

위에서 소개한 MW의 연구결과에 대해 다른 연구자들은 몇가지 비판을 제시하였다. Hamilton(1991)은 주택수요변수가 주택의 매매가격이 아닌 임대가격에 영향을 미친다는 점을 지적하고 소비자물가지수중 집세지수를 피설명변수로 추정한 결과 주택수요변수와 실질국민소득의 계수가 통계적으로 유의하지 않고 주택수요변수는 -부호를 나타내었다고 보고하였다.

Hendershott(1992)은 MW의 추정식에서 추세변수를 제외하면 주택수요변수가 주택의 상대가격에 영향을 주지 않는다는 점을 지적하였다. 그는 주택상대가격 변동율을 인구변수의 변동율, 실질금리와 그 변화율, 실질소득에 의해 추정하고 이를 토대로 주택의 상대가격 하락폭이 실질소득 변화율에 의해 크게 달라진다는 결과를 얻었다.

Green-Hendershott (1996)은 인구의 연령별 구성의 변화가 주택수요에 미치는 효과를 식별하기 위해서는 연령 이외의 다른 수요변수의 효과를 배제해야 한다고 전제하였다. 따라서 이들은 연령과 소득, 결

혼여부, 교육정도 등 연령과 관련된 모든 변수들의 효과를 종합한 총미분과 다른 조건들이 동일하고 연령만 변할 경우의 편미분을 분리하였다. 추정 결과 연령 관련변수의 총미분은 MW의 결과와 비슷하지만 연령 자체의 편미분은 0에 가까운 +로 나타났다. 즉 다른 조건이 같을 경우 연령이 높을수록 주택수요가 증가한다는 것이다. 따라서 MW가 예측한 것처럼 주택의 상대가격이 크게 하락하는 현상은 나타나지 않을 것이라는 결론을 내렸다.

MW 모형은 미국과 비슷한 인구의 연령구조 변화를 겪은 캐나다 및 일본에 적용한 실증분석 연구도 보고되었다. Engelhardt-Poterba (1991)는 캐나다 자료를 분석한 결과 주택수요변수가 주택의 상대가격에 통계적으로 유의한 + 효과를 미치지 않는다는 사실을 발견하였다.

MW모형을 일본자료에 적용한 Ohtake-Shintani (1996)도 MW와 상반된 결과를 얻었다. 이들은 주택수요의 변동이 주택소득과 주택가격에 미치는 효과를 장기와 단기로 구분하여 각각 공분산과 오차수정모형을 이용하여 분석하였다. 추정 결과 미국과는 달리 일본의 경우 장기적으로 주택수요의 변동이 주택소득에 분명한 영향을 미치는 반면 주택가격에는 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었다. 즉 장기적으로 일본의 주택공급은 가격에 대해 탄력적이며 인구의 연령 구성 변화에 따른 주택수요 변동은 주로 단기 조정과정을 통해 나타난다는 것이다.

### 3 우리나라 자료의 실증분석

#### 3.1 추정에 사용된 자료

본절에서는 MW의 모형에 대해 제기된 비판을 고려하여 우리 나라 자료를 실증분석한다. MW는 1970년 미국 전국 센서스 0.1% 표본의 74,565가구 자료를 사용하여 주택수요변수를 추정하였다. 우리나라의 1995년 인구주택총조사 2% 표본 역시 주택매매가격을 포함하고 있어 이상적인 자료이지만 이용이 불가능하였다. 따라서 이 연구에서는 1993년에 실시된 대우경제연구소의 제1차 한국가구패널조사 자료와 1988년 국토개발연구원 설문조사 결과 중 독채거주 자가보유가구 자료만을 사용하였다. selection bias가 존재할 수 있음에도 불구하고 독채 자가거주 가구만을 고려한 것은 전세보증금을 자가평가액으로 환산하기 위해서는 별도의 헤도닉 함수 추정이 필요하며 정확도에도 문제가 있을 수 있기 때문이다. 또한 MW는 각 가구의 연령을 1살 단위로 나누었으나 본 연구에서 사용한 자료는 표본 수가 충분히 크지 않아(2,192 및 723가구) 관측치가 없는 연령계급도 있어 연령계급을 8세 단위의 10개 구간으로 나누었다. MW의 주택수요 추정에서 피설명변수는 자가매매가격이지만 본 연구에서는 매매가격과 함께 주거면적도 피설명변수로 고려하여 두가지 주택수요 변수를 도출하였다.

#### 3.2 인구의 연령구성과 총주택수요

연령계급별 주택수요 강도를 나타내는 모수  $\alpha_i$ 의 추정치는 <표 2>에 정리되어 있다. 여기서 AGES1은 0-8세, AGES2은 8-16세, ..., AGES10은 72세 이상을 나타낸다. 자유도를 감안한 추정식의 결정계수는 0.49에서 0.72로 대우 패널자료보다는 국토개발연구원 자료를 사용한 경우에 더 높았다. 연령변수중 AGES1, AGES10을 제외한 변수들의 추정치는 통계적으로 유의하였고 부호도 정상이었다. 주택가격을 기준으로 한 추정결과는 두 자료에서 공히 0-8세 미만의 유아와 72세 이상 노인들의 주택수요 공헌도가 작은 것으로 나타났다. 그러나 나머지 연령계층의 공헌도는 두 자료 작성연도의 차이를 주택가격 상승을

감안하여 조정하더라도 표본에 따라 추정계수 값이 상당한 차이를 나타내었다. 대우패널 자료 추정결과에서는 40-48세가 주택수요에 가장 큰 영향을 미치는 반면 국토개발연구원 자료 추정결과는 주택수요의 정점이 48-56세 계급에 나타났다. 주거면적 기준의 추정결과를 보면 주택수요의 최대치가 대우 패널 자료의 경우 56-64세 계급에서, 국토개발연구원 자료의 경우에는 48-56세 계급에서 각각 발견되었다.

<표 2> 연령계급별 주택수요 모수  $\alpha$  추정결과 (8세간격;만원,평)

구 분	대우패널 93		KRIHS 86		
	매매가격	주거면적	매매가격(86)	매매가격(93)1)	주거면적
AGES00	271.3 (0.3435)	2.79 (0.0001)	486.6 (0.0615)	750.9	6.25 (0.0001)
AGES08	-68.4 (0.7946)	3.02 (0.0001)	805.0 (0.0005)	1242.2	7.36 (0.0001)
AGES16	1180.2 (0.0001)	2.80 (0.0001)	547.8 (0.0234)	845.3	4.92 (0.0001)
AGES24	2217.3 (0.0001)	4.09 (0.0001)	532.9 (0.0151)	822.3	6.24 (0.0001)
AGES32	3497.0 (0.0001)	6.84 (0.0001)	987.5 (0.0001)	1523.8	6.10 (0.0001)
AGES40	4050.7 (0.0001)	10.16 (0.0001)	846.8 (0.0004)	1306.6	6.47 (0.0001)
AGES48	2916.0 (0.0001)	12.00 (0.0001)	1635.9 (0.0001)	2524.4	9.29 (0.0001)
AGES56	2072.0 (0.0001)	12.25 (0.0001)	1081.5 (0.0001)	1668.8	8.92 (0.0001)
AGES64	2304.8 (0.0191)	11.78 (0.0001)	297.9 (0.2867)	459.6	5.96 (0.0001)
AGES72	642.5 (0.3686)	8.27 (0.0001)	290.9 (0.4162)	448.9	4.45 (0.0181)
Adj R2	0.4901	0.5906	0.5088		0.7186

주: 1) 주택매매가격지수를 이용하여 환산한 수치임.  
2) 괄호안의 수치는 유의성.

연령계급이 1살인 M-W의 결과와 좀더 의미 있는 비교를 시도하기 위해서 연령계급의 크기를 4살 간격으로 줄여 재추정한 결과가 <표 3>에 정리되어 있다. 이 표를 보면 20세 미만에 속하는 5개 연령 계급에 대한  $\alpha_i$ 의 추정치는 여타 계층의 계수 값보다 훨씬 작고 부호가 -인 경우도 있으며 모두 통계적 유의성이 매우 낮아 우리나라 주택수요도 미국의 경우와 마찬가지로 성인 가구원수에 좌우됨을 알 수 있다. 우리 나라 연령계급별 주택수요 공헌도는 44-48세 계급에서 가장 높았고 이를 정점으로 64-68세 계급까지 주택수요가 감소하다가 68-72세 및 72-76세 계급에서 다시 증가하며 76세 이상 연령계층에서

는 모수 값이 작고 통계적 유의성도 없는 것으로 나타났다. 이에 반해 미국의 경우 정점이 36-42세에 나타나고 노년층의 주택수요도 95세에 이르기 까지 상당수준에서 유지된다는 점에서 우리나라와 차이를 보이고 있다. 한편 일본의 경우에는 주택수요가 연령에 따라 증가하여 50대 후반에 정점에 이르고 60세 이후에는 급격히 하락하는 것으로 나타났다(Ohtake-Shintani 1996, p.192).

<표 3> 연령계급별 주택수요 모수  $\alpha$  추정결과  
(대우패널데이터; 4세 간격; 만원,평)

구 분	매매가격		주거면적	
	모수	T 값	모수	T 값
AGES00	66.5	0.149	3.25	3.227
AGES04	395.5	1.005	1.46	1.466
AGES08	-522.5	-1.327	2.98	2.868
AGES12	-34.6	-0.099	2.54	2.568
AGES16	160.4	0.451	0.83	0.835
AGES20	1754.2	5.704	3.99	4.911
AGES24	2090.6	5.804	2.48	2.834
AGES28	2351.8	5.612	5.33	5.883
AGES32	3095.5	7.199	6.55	6.044
AGES36	4170.7	9.775	7.92	7.139
AGES40	4168.0	9.818	10.34	8.401
AGES44	4642.6	11.098	11.55	9.800
AGES48	3217.5	7.719	12.28	10.400
AGES52	2660.7	7.162	12.46	12.329
AGES56	2519.5	6.371	12.41	11.418
AGES60	1674.4	4.244	12.44	11.229
AGES64	1575.8	3.033	11.49	7.803
AGES68	3158.2	5.578	12.02	7.839
AGES72	2255.0	3.180	11.26	5.762
AGES76	-507.1	-0.563	8.00	3.316
AGES80x	657.6	0.922	8.32	4.271
Adj R2	0.4944		0.5915	

다음으로 인구의 연령분포 변화에 따른 주택수요변동 추세를 파악하기 위하여 <표 2>와 <표 3>에 정리된 연령계급변수의 계수 추정치  $\alpha_j$  를 통계청(1996)에서 발표한 1960-1995년 연령별 인구와 1996-2030년 인구추계치에 적용하여 우리나라 총주택수요를 추정하였다. 연령계급을 8세 단위로 추정한 주택수요와 그 변화율은 각각 <그림 2-1>, <그림 3>에 정리되어 있으며 연령계급을 4세로 잡아 대우패널 자료를 사용하여 추정한 주택수요의 추이는 <그림 2-2>에 표시되어 있다. 대우패널 자료로부터 도

출된 주택 수요변수의 변화율 추이에 의하면 1975년을 정점으로 주택수요 증가세가 둔화되어 왔으며 이 추세는 2000년대에도 지속될 것으로 전망된다. 연령계층을 4세로 잡은 경우의 추이도 비슷하였다. 한편 국토개발연구원 자료에서 추정된 주택수요변수는 보다 분명한 감속추세를 보여 준다. 이같은 추세는 주택수요가 주로 20세 이상 성인 인구규모에 의해 결정되므로 baby boom세대가 성년이 되면서 주택수요가 정점에 이른 후 출산율 하락에 따라 주택수요 증가세가 둔화되고 있음을 의미한다.

### 3.3 주택수요와 주택가격

다른 조건이 같다면 주택수요의 증가폭이 클수록 주택의 상대가격이 큰 폭으로 상승한다. 따라서 주택수요 전망을 토대로 주택의 상대 가격 추이를 전망할 수 있다. 그런데 주택은 자산인 동시에 주택서비스를 창출하는 재화이므로 주택가격도 주택매매가격과 주택 서비스 가격으로 구분할 수 있다. 이밖에 널리 사용되는 주택가격 지표로 신규주택투자 디플레이터가 있다. 이 세가지 주택가격 지수를 해당 물가지수로 나눈 주택상대가격 지수의 추이는 <그림 4>에 표시되어 있다. 이 그림을 보면 매매가격 지수는 디플레이터 가격 지수와 반대 방향으로 움직여 왔고 변동폭도 훨씬 크다는 사실을 알 수 있다.

주택상대가격과 주택수요변수 사이의 관계를 나타내는 상관계수는 <표 4>에 정리되어 있다. 주택가격을 MW와 같이 주택투자디플레이터(P20)로 정의할 경우 우리 나라 주택수요변수와 주택의 상대가격은 서로 반대 방향으로 움직여 미국 자료와는 상반되고 Engelhardt-Poterba(1991)에 보고된 캐나다 자료와 비슷한 양상을 나타내었다. 반면에 소비자물가지수의 주거비 지수(P21) 나 주택 매매가격(P22)을 사용할 경우에는 주택수요와 주택가격이 같은 방향으로 움직임을 알 수 있다. 앞에서 설명한 대우패널과 국토개발연구원 자료에서 도출된 주택수요변수의 절대치는 서로 큰 차이가 있지만 주택상대가격과의 상관계수는 어느 자료를 사용하든 별 차이가 없는 것으로 나타났다. 요컨대 주택가격지수로 소비자물가지수중 주거비지수 또는 주택은행에서 발표하는 매매가격지수를 사용할 경우에만 주택수요변수가 주택의 상대가격에 +의 영향을 미친다는 결론이다.

<표 4> 주택상대가격과 주택수요변수와의 상관계수 행렬

	HD1	HD2	HD1'	HD2'
P20	-0.56481 (0.0026)	-0.56180 (0.0028)	-0.59743 (0.0013)	-0.62774 (0.0006)
P21	0.77343 (0.0001)	0.76990 (0.0001)	0.75804 (0.0001)	0.74267 (0.0001)
P22	0.80593 (0.0001)	0.80208 (0.0001)	0.82707 (0.0001)	0.84532 (0.0001)

주: 1) 괄호안의 수치는 유의성.

다음으로 주택의 상대가격에 영향을 미칠 수 있는 여타 경제변수와 주택상대가격간의 상관계수를 <표 5>에 계산하였다. 경제변수로는 MW가 고려한 실질국민소득과 실질금리(회사채수익율-인플레이션) 등 주요측 변수외에도, 실질 지가 및 실질 건축비 등 공급측 변수들도 고려하였다. 실질지가와 건축비는 각각 6대도시 지가와 유형별 주택건축비 가중평균치를 물가수준으로 나눈 변수인데 이 변수들을 명시적으로 고려한 것은 미국과 달리 우리나라의 주택가격에는 공급측 애로가 중요한 영향을 미칠 것으로 생각되기 때문이다. 이들 변수와 주택의 상대가격과의 상관계수를 보면 예상대로 P21, P22와 지가, 건축비, 실질국민소득은 유의한 +상관관계를, 실질금리와는 -상관관계를 나타내었다. 즉 실질소득과 주택생산의 요소비용이 높을수록, 그리고 주택자금 조달비용이 낮을수록 주택의 상대가격이 높아짐을 알 수 있다.

<표 5> 주택상대가격과 경제변수와의 상관계수 행렬

	지 가	건 축 비	실 질 금 리	실질 GNP
P20	-0.44466 (0.0228)	-0.06205 (0.7633)	0.31706 (0.1145)	-0.40824 (0.0384)
P21	0.85967 (0.0001)	0.68926 (0.0001)	-0.69195 (0.0001)	0.79085 (0.0001)
P22	0.80383 (0.0001)	0.45626 (0.0191)	-0.62201 (0.0568)	0.67729 (0.0001)

주:1) 괄호안의 수치는 유의성.

다음에는 인구학적 주택수요변수가 주택소득 및 주택의 상대가격에 미치는 효과를 회귀분석하였다. 먼저 <표 6>은 MW의 결과와 비교하기 위하여 동일한 모형을 추정한 결과이다. 여기서 LK2는 주택소득의 로그치를, LP20은 주택투자디플레이터를 GNP디플레이터로 나눈 수치의 로그값을 의미하며  $\mu$ 은 1계 오차항의 계수이다. 주택소득 방정식 추정결과를 보면 두가지 모형 모두 설명력은 높았으나 주택수요변수(HD1)와 실질소득(Y) 및 실질금리(RCB) 등 설명변수들의 부호가 예상과 상반되었고 통계적 유의성도 낮았다. 주택상대가격 방정식 추정결과를 보면 주택수요변수와 실질소득이 통계적으로 유의한 -부호를 나타내어 M-W의 결과와 상반된 결론을 제시하였다.

주택가격 방정식에 포함된 피설명변수로 주택가격 뿐 아니라 주거면적도 고려하고 설명변수에도 공급측 변수를 추가하여 분석한 결과는 <표 7>에 정리되어 있다. 여기서 HD1, HD2는 각각 대우패널 자료와 국토개발연구원 자료의 매매가격을 의미하고 HD1', HD2'은 각각 대우패널 자료와 국토개발연구원 자료의 주거면적을 뜻하며, P1, P2는 각각 실질 지가와 실질 건축비이다. 추정결과를 보면 주택수요변수와 실질소득의 계수가 예상과 반대인 -부호를 나타내었다. 모형의 설명력은 공급측 변수를 포함시킬 경우 더 높았으며 특히 실질건축비가 유의한 + 부호를 나타내었다. 그러나 이 경우에도 주택수요변수가 -부호를 나타내었다.

<표 6> M-W모형 추정결과

종속변수 설명변수	LK2		LP20	
	MODEL1	MODEL2	MODEL3	MODEL4
상수	17,564 (1.41)	31,635 (2.20)	22,118 (3.11)	32,614 (4.17)
시간추세	0.133 (1.63)	0.232 (2.36)	0.145 (3.07)	0.220 (4.12)
log(HD1)	-1.84 (-0.58)	-3.949 (-1.41)	-5.613 (-3.10)	-6.969 (-4.27)
log(Y)		-0.555 (-1.23)		-0.492 (-2.05)
RCB		0.004 (1.06)		0.001 (0.40)
$\rho$	0.704 (4.85)	0.526 (1.91)	0.524 (3.35)	0.424 (0.04)
adj R <sup>2</sup>	0.993	0.994	0.797	0.830
DW	1.075	1.473	1.313	1.481
SEE	0.048	0.045	0.036	0.033

주:1) 괄호안의 수치는 T값

앞에서 지적한 바와 같이 주택가격을 어떻게 정의하는가에 따라 우리나라 주택가격과 주택수요변수 간의 상관관계가 달라진다. 따라서 매매가격지수 대신 소비자물가지수중 주거비지수 (P21)와 주택매매가격지수 (P22)를 피설명변수로 추정된 회귀분석 결과를 각각 <표 8> 및 <표 9>에 정리하였다. 먼저 <표 8>을 보면 주택수요변수가 주택의 상대가격에 미치는 효과가 통계적으로 유의하지 않고 공급변수를 추가할 경우 실질소득이 - 부호를 지니는 등 이론과 상반된 결과를 나타내었다. 반면에 <표 9>를 보면 6가지 모형중 주택수요변수가 5가지, 실질소득은 4가지 경우에 통계적으로 유의한 + 부호를 나타내었으며 실질지가는 4가지 경우 모두 +의 부호를 지녔고 통계적으로 유의하였다. 한편 연령계급을 4세 단위로 구성하여 추정한 결과는 앞에서 소개한 결과와 비슷하므로 별도로 설명하지 않기로 한다.

<표 7> 주택가격 방정식 추정결과 (디플레이터 기준)

종속변수 설명변수	LP20					
	MODEL1	MODEL2	MODEL3	MODEL4	MODEL5	MODEL6
상수	22,845 (4.27)	-5,083 (-0.70)	15,294 (2.90)	-7,406 (-1.60)	11,698 (1.55)	0.136 (0.08)
시간추세	0.157 (4.32)	0.136 (1.47)	0.095 (2.55)	0.136 (2.38)	0.054 (1.37)	0.047 (2.16)
log(HD1)	-5,184 (-3.60)		-3,368 (-2.39)			
log(HD2)		-5,008 (-1.19)		-5,880 (-2.27)		
log(HD1)*					-2,897 (-1.23)	
log(HD2)*						-2,800 (-2.07)
log(Y)	-0.239 (-1.43)	-0.334 (-1.67)	-0.180 (-1.68)	-0.235 (-2.35)	-0.220 (-1.81)	-0.220 (-2.05)
Log(Pi)			-0.005 (-0.13)	-0.019 (-0.49)	-0.024 (-0.46)	-0.033 (-0.75)
Log(Pc)			0.259 (2.72)	0.314 (3.77)	0.290 (2.46)	0.261 (2.57)
RCB	0.001 (0.70)	-0.000 (-0.05)	-0.000 (-0.11)	-0.000 (-0.37)	-0.001 (-0.38)	-0.000 (-0.02)
R	0.369 (1.47)	0.611 (2.68)	0.180 (0.69)	0.151 (0.57)	0.329 (1.24)	0.220 (0.84)
adj R <sup>2</sup>	0.819	0.782	0.862	0.856	0.833	0.851
DW	1.404	1.299	1.675	1.601	1.590	1.630
SEE	0.034	0.037	0.030	0.030	0.033	0.031

주:1) 괄호안의 수치는 T값

<표 8> 주택가격 방정식 추정 결과 (소비자물가지수 기준)

종속변수 설명변수	LP21					
	MODEL1	MODEL2	MODEL3	MODEL4	MODEL5	MODEL6
상수	-9.863 (-0.53)	-0.413 (-0.04)	4.303 (0.71)	2.012 (0.35)	0.394 (0.05)	4.641 (2.72)
시간추세	-0.054 (-0.48)	-0.046 (-0.36)	0.030 (0.70)	0.034 (0.52)	0.008 (0.22)	0.009 (0.41)
log(HD1)	1.735 (0.38)		-0.309 (-0.19)			
log(HD2)		1.640 (0.27)		-0.616 (-0.20)		
log(HD1)'					0.976 (0.43)	
log(HD2)'						1.128 (0.82)
log(Y)	0.269 (1.61)	0.288 (1.58)	-0.281 (-1.82)	-0.279 (-1.82)	-0.316 (-2.58)	-0.333 (-3.04)
Log(Pi)			0.257 (5.17)	0.254 (5.13)	0.259 (5.71)	0.268 (6.30)
Log(Pc)			-0.044 (-0.42)	-0.039 (-0.41)	-0.004 (-0.04)	0.016 (0.16)
RCB	-0.004 (-1.37)	-0.004 (-1.39)	-0.005 (-1.79)	-0.005 (-1.86)	-0.006 (-2.12)	-0.007 (-2.45)
$\rho$	0.789 (5.01)	0.776 (6.03)	0.207 (0.68)	0.223 (0.72)	0.117 (0.41)	0.062 (0.23)
adj R <sup>2</sup>	0.873	0.872	0.893	0.893	0.893	0.896
DW	1.118	1.081	1.681	1.685	1.700	1.727
SEE	0.038	0.038	0.035	0.035	0.035	0.034

주:1) 괄호안의 수치는 T값

<표 9> 주택가격 방정식 추정 결과(주택매매가격지수 기준)

종속변수 설명변수	LP22					
	MODEL1	MODEL2	MODEL3	MODEL4	MODEL5	MODEL6
상수	-77,390 (-8.39)	46,250 (3.40)	-91,300 (-5.7)	14.5 (1.03)	-95,007 (-7.84)	7,292 (3.40)
시간추세	-0.497 (-8.00)	-0.770 (-4.51)	-0.611 (-5.7)	-0.364 (-2.10)	-0.487 (-7.38)	-0.298 (-9.04)
log(HD1)	18,126 (7.10)		21,76 (6.4)			
log(HD2)		33,171 (4.24)		11,39 (1.40)		
log(HD1)'					27,296 (7.42)	
log(HD2)'						18,082 (9.16)
log(Y)	0.516 (2.38)	0.940 (3.57)	0.525 (1.34)	0.627 (1.38)	0.768 (3.76)	0.720 (5.85)
Log(P)			0.271 (2.61)	0.370 (3.31)	0.263 (2.59)	0.384 (7.33)
Log(Pc)			0.266 (1.60)	0.287 (1.37)	0.320 (1.51)	0.269 (1.69)
RCB	0.005 (1.05)	0.003 (0.62)	0.002 (0.58)	-0.000 (0.87)	0.002 (0.45)	0.002 (0.48)
R	0.322 (1.52)	0.628 (2.79)	0.464 (2.70)	0.912 (12.0)	0.256 (0.65)	0.011 (0.03)
adj R <sup>2</sup>	0.961	0.953	0.977	0.969	0.972	0.981
DW	1.467	1.423	2.301	2.58	1.869	2.011
SEE	0.064	0.069	0.049	0.057	0.053	0.044

주:1) 괄호안의 수치는 T값

#### 4. 요약 및 결론

이 논문에서는 인구의 연령구성 변화가 주택수요와 주택가격에 미치는 효과를 분석한 맨큐-웨일의 모형을 우리나라에 적용하여 실증적 결과를 도출하였다. 주택수요의 변화가 주택의 수량과 가격에 어떤 영향을 미칠지는 주택공급이 가격에 대해 얼마나 탄력적인가에 달려 있다. 장기적으로 주택공급이 탄력적이라면 주택수요의 변동은 주택수량의 증가로 이어지고 주택가격에는 큰 영향이 없을 것이다. 제3절의 회귀분석결과를 보면 주택가격지수의 정의와 설명변수들의 조합에 따라 주택가격 방정식 추정계수의 부호와 통계적 유의성이 다르지만 공급측 변수들은 대부분의 경우 통계적으로 유의한 +의 부호를 나타내었다. 이 결과는 우리나라 주택가격을 설명하는데 있어서 수요보다 공급측 요인이 더 중요하다는 의미로

해석된다.

앞으로 우리나라의 인구증가속도가 낮아지고 노령인구의 구성비가 높아지면 주택수요의 증가 속도는 지속적으로 둔화될 것이며 이는 주택의 상대가격의 하락 요인으로 작용할 것이다. 그러나 우리 나라 주택시장의 특성상 수요보다 더 중요한 공급애로 및 그에 따른 요소가격의 상승이 주택가격에 중요한 영향을 미치므로 주택상대가격의 의미 있는 전망을 위해서는 지가전망이 필요하다. 문제는 지가가 거시경제변수와 토지이용규제의 완화정도에 좌우되므로 예상이 매우 어렵다는 데 있다.

이밖에도 제3절의 분석 결과를 토대로 주택상대가격의 변화율을 전망하는데는 주의가 필요하다. 먼저 방법론 자체가 지니는 문제로서 1970-95 추정결과를 1996-2020년 까지의 장기전망에 사용하는 것이 부적절하다는 것이다. 다음으로 인구변수에 의한 주택변수 추정에 사용된 자료의 표본규모가 작아 추정치의 정확도에 문제가 있다. 이 문제는 대우 패널과 국토개발연구원 자료 어느쪽을 쓰느냐에 따라 추정결과가 크게 달라진다는 사실에서 알 수 있다. 또한 연령과 연계되어 있는 다른 변수들의 효과를 분리하지 않았다는 점도 감안되어야 한다. 주택가격 역시 구득가능한 자료의 시계열이 짧고 신빙성도 낮을 뿐 아니라 어느 변수를 사용하느냐에 따라 추정식의 부호가 달라지는 문제가 있다.

## 참 고 문 헌

통계청, 장래인구추계, 1996.12

Engelhardt, Gary and James M. Poterba. "House Prices and Demographic Change: Canadian Evidence", *Regional Science and Urban Economics* 21, 1991:539-546

Green, Richard and Patric H. Hendershott. "Age, Housing Demand, and Real House Prices", *Regional Science and Urban Economics* 26, 1996: 465-480

Hendershott, Patric. "Are Real House Prices Likely to Decline by 47 Percent?", *Regional Science and Urban Economics* 22, 1992: 553-563

Hoynes, Hillary Williamson and Daniel McFadden. "The Impact of Demographics on Housing and Non-housing Wealth in the United States", NBER# Working Paper No.4666, March 1994

Mankiw, N. Gregory. "The Baby Boom, the Baby Bust and the Housing Market", *Regional Science and Urban Economics* 19, 1989: 235-258

McFadden, Daniel. "Demographics, the Housing Market, and the Welfare of the Elderly", in *Studies in the Economics of Aging*, edited by David A. Wise, University of Chicago Press: 225-285

Ohtake, Fumio and Mototsugu Shintani, "The Effect of Demographics on the Japanese Housing Market", *Regional Science and Urban Economics* 26, 1996: 189-201

Poterba, James M. "House Price Dynamics: The Role of Tax Policy and Demography", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1991: 143-183