

소비구조 장기전망: 인구구조 변화의 영향을 중심으로

김 동 석

(한국개발연구원 연구위원)

Impact of Demographic Change on the Composition of Consumption
Expenditure: A Long-term Forecast

Dongseok Kim

(Research Fellow, Korea Development Institute)

* 본고의 개선에 크게 도움을 주신 익명의 심사자 두 분과 유익한 논평을 해 주신 한국개발연구원의 조동철, 임경묵 연구위원, 자료수집을 도와주신 김민수 연구원께 진심으로 감사드립니다.

• 핵심주제어: 인구구조 변화(Demographic Change), 가계소비지출(Household Consumption Expenditure),
QUAIDS 모형(QUAIDS Model), 도시가계조사(Household Income and Expenditure Survey)

• JEL 코드: D12, J10

• 논문투고일: 2006. 9. 8 • 심사시작일: 2006. 9. 13 • 심사완료일: 2006. 11. 15

ABSTRACT

Considering the fact that households' demographic characteristics affect consumption decision, it is conjectured that rapid demographic changes would lead to a substantial change in the composition of private consumption expenditure. This paper estimates the demand functions of various consumption items by applying the Quadratic Almost Ideal Demand System (QUAIDS) model to Household Income and Expenditure Survey data, and then provides a long-term forecast of the composition of household consumption expenditure for 2005-2020. The paper shows that Korea's consumption expenditure will maintain the recent years' rapid change, of which a considerable portion is due to rapid demographic changes. Results of the paper can be utilized in forecasting the change in the industrial structure of the economy, as well as in firms' investment planning.

가구의 연령 및 성별, 가구원 수 등 인구학적 특성이 가계의 소비구조에 영향을 미친다는 점을 고려할 때, 급격한 인구구조 변화는 우리나라 전체의 가계소비 지출 구성에 지대한 영향을 미칠 것으로 짐작된다. 인구학적 특성의 변화가 소비 지출에 미치는 영향을 분석하기 위하여 본 논문에서는 가계소비지출 통계자료에 Quadratic Almost Ideal Demand System (QUAIDS) 모형을 적용하여 소비지출 항목별 구성비 함수를 추정하였으며, 경제성장률, 인구, 가구구성 등 추정에 사용된 설명변수들의 전망치를 이용하여 2005~

2020년 기간 중 우리나라 가계소비지출의 구성 변화를 전망하였다. 전망 결과에 따르면, 우리나라의 가계소비지출은 향후에도 상당한 변화를 보일 것이며, 이 가운데 많은 부분은 인구학적 특성 변화에 기인하는 것으로 분석되었다. 소비구조의 변화는 산업구조의 변화를 야기한다. 따라서 자원의 효율적 배분을 위해서는 생산요소의 유연한 산업 간 이동을 촉진하기 위한 정책적 노력이 필요하다. 한편, 본 논문의 전망 결과는 기업의 투자계획 수립에 있어 유용한 정보로 사용될 수 있다.

1. 서론

저출산, 고령화 등 인구구조의 변화는 한국경제의 미래에 영향을 미칠 가장 핵심적인 요인의 하나이다. 우리나라에서는 유례를 찾기 힘들 정도의 급속한 인구구조 변화가 진행되고 있으며, 이는 경제의 공급 및 수요 측면에 지대한 영향을 미칠 것으로 전망되고 있다. 출산율이 급락함에 따라 취업자 수 증가율이 둔화되고, 나아가 2020년경에는 취업자 수의 절대적인 감소가 예상된다. 또한 연령별 인구구성의 변화는 저축률에 직접적인 영향을 미칠 것이며, 이로 인하여 자본축적 속도 역시 영향을 받게 될 전망이다. 이로 인하여 향후 한국경제는 생산요소 투입 측면의 기여도 저하에 따른 성장률 둔화를 경험하게 될 것으로 전망된다.

인구구조의 변화는 수요 측면에서도 지대한 영향을 미친다. 수요구조, 즉 수요의 상품별 구성은 연령대별로 상당한 차이를 보이며, 연령별 인구구성의 변화에 따라 총수요의 상품별 구성에 상당한 영향을 미칠 것이기 때문이다. 예를 들어, 學齡人口의 급속한 감소는 교육서비

스에 대한 수요의 저하요인으로 작용할 것이며, 보건·의료 서비스에 대한 수요가 많은 고령층인구의 증가로 인하여 이 부분의 수요가 확대될 전망이다.

최근 수년간 저출산·고령화가 국민경제에 미칠 영향 및 정책 대응방향에 대한 많은 연구가 이루어지고 있으나, 이들은 대부분 공급 측면 및 총량(aggregate) 차원의 분석에 집중되고 있으며, 수요 측면이나 산업별 연구는 많지 않은 실정이다. 기존의 연구는 대부분 인구구조 변화가 요소투입 규모 혹은 증가율에 미칠 영향을 전망하고, 이들의 부정적인 효과를 최소화하기 위한 정책방향에 초점을 맞추고 있다. 제도개선과 대외개방 확대를 통한 총요소생산성 제고, 인구구조 변화에 대비한 재정운영방식 개선 등의 주제에 대한 연구들 역시 대부분 총량 차원에서 이루어지고 있다고 할 수 있다.

이와 달리 본 연구는 인구구조 변화가 수요 측면 및 산업 차원에 미치는 영향에 대한 실증분석과 장기전망을 주요 목적으로 하고 있다.¹⁾ 선진국에서의 연구 및 우리나라의 통계자료를 분석한 결과에 따르면, 민간소비지출의 상품별 구성은 연령계층에 따라 상당한 차이를 보이고 있으며, 이는 인구구조 변화가 산업구조에 지대한 영향을 미칠 것임을 의미한다.

1) 참고로, 인구구조 변화가 공급 측면에 미치는 영향은 주로 총량 차원에서 발생하는 반면, 수요 측면에 미치는 영향은 산업별로 발생하는 경향이 강하다고 할 수 있다. 물론 인구구조 변화가 경제 전체의 총 수요에도 영향을 미칠 것이나 OECD(2005)에서 지적한 바와 같이 규모는 크지 않을 것으로 짐작된다.

본 연구에서는 연령별 수요체계를 추정하고, 이를 바탕으로 인구구조 변화에 따른 민간소비지출의 상품별 구성 변화를 전망하고자 한다. 부문별 공급의 탄력성이 충분히 크다고 가정할 경우 민간소비지출의 구성 변화는 상당 부분 산업구조 변화로 연결될 것이며, 이러한 의미에서 본 논문의 연구 결과는 인구구조 변화가 산업구조에 미치는 영향을 전망하는 것이라고 할 수 있다.

연령계층별 수요구조 추정을 위하여 본고에서는 수요분석(demand analysis)방법론을 사용하였다. 수요분석은 응용미시경제학의 한 분야로서, 경제주체의 상품별 수요체계를 추정하기 위한 방법론이며, 미시자료(micro data) 및 거시자료(aggregate data) 모두에 적용이 가능하다. 본 연구에서는 통계청의 도시가계 미시자료를 이용하여 상품별 수요함수를 연령계층별로 추정하였다. 다양한 수요분석모형 가운데 본 논문에서는 Banks, Blundell, and Lewbel(1997)의 QUAIDS(Quadratic Almost Ideal Demand System)를 사용하였으며, 모형의 구성단계에서는 Lührman(2005)을 참고하였다.

본 연구에서 추정한 연령계층별 및 상품별 수요함수에 포함된 설명변수 및 인구구조에 대한 전망 결과를 적용하면 향후 민간소비지출의 구성을 전망할 수 있다. 이를 위하여 본 연구에서는 향후의 인구전망, 통계청의 「가구추계」 및 다양

한 가구특성변수에 대한 전망 결과를 활용하였다.

인구구조 변화가 산업구조에 미칠 영향에 대한 전망 결과는 정부의 정책수립 및 기업의 사업계획 수립에 활용될 수 있다. 인구구조 변화에 따른 수요의 품목별 구성 변화는 시장기능에 의해 청산될 것이므로 상품시장과 관련된 정책적 시사점은 크지 않다고 할 수 있으며, OECD(2005)도 이러한 점을 지적한 바 있다. 그러나 수요 측면의 변화가 시장기능에 의하여 신속적으로 청산되기 위해서는 산업 간 생산요소 이동이 필수적이며, 생산요소의 유연한 산업 간 이동을 위해서는 정부의 정책적 노력이 필요하다. 특히, 자본에 비해 노동은 산업 간 이동이 충분히 신속적이지 않은 것으로 알려져 있으며, 정부는 노동력의 산업 간 이동이 원활하게 이루어질 수 있도록 정책적 노력을 기울일 필요가 있다.

정부는 산업별 노동수급전망을 통하여 노동력의 산업 간 불일치를 최소화하고 이를 통해 성장잠재력 극대화를 도모하여야 하며, 이러한 정책적 노력의 효율성을 극대화하기 위해서는 수요 측면의 구성 변화를 산업별 노동수급 전망단계에서 감안할 필요가 있다.

한편, 기업의 투자계획은 중장기 수요전망을 바탕으로 수립되며, 인구구조 변화에 따른 소비지출의 구성 변화는 이를 위한 유용한 정보로 사용될 수 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. II장에서는 기존의 연구 결과를 소개하기로 한다. 여기에서는 수요분석방법론의 발전 과정을 간략하게 살펴보고 QUAIDS 모형의 도출과정과 이를 응용한 연구 결과를 소개하기로 한다. 본 논문의 실증분석은 III장과 IV장에 제시되어 있다. III장에서는 추정모형과 분석자료를 설명하고 연령계층별 및 상품별 수요함수 추정 결과를 제시하였으며, IV장에서는 인구구조 및 가구특성변수에 대한 전망 결과를 III장의 추정 결과에 적용함으로써 향후 민간소비지출의 구성 변화를 전망하였다. V장에서는 본 논문의 실증분석이 가지는 의의, 한계점 및 향후의 연구방향을 논의하였다.

II. 기존의 연구

여기에서는 기존의 연구를 크게 실증 분석방법론 및 응용연구의 두 가지로 구분하여 살펴보기로 한다.

서론에서 언급한 바와 같이 본 논문에서 사용한 실증분석방법은 수요분석방법론의 하나인 Banks, Blundell, and Lewbel (1997)의 QUAIDS(Quadratic Almost Ideal

Demand System) 모형이다. 수요분석은 수요자이론의 한 분야로서, 품목별 수요함수로 구성된 방정식체계의 모형화 및 추정방법을 연구대상으로 한다.

수요자이론은 개별 수요자 혹은 가계의 효용극대화 과정에 관한 이론으로서, 소득, 상대가격체계 등 주어진 조건하에서 가계의 효용을 극대화하는 수요량을 설명변수들의 함수로 도출한다.

가장 간단한 효용극대화 문제에서는 주어진 상대가격체계하에서 소득을 모두 지출한다는 가정하에 효용을 극대화하는 수요함수를 도출하게 되며, 이 수요함수는 소득과 가격의 함수로 표현된다. 그러나 현실적으로 개별 재화에 대한 수요는 소득과 가격뿐 아니라 극히 다양한 요인에 의존한다. 예를 들어, 다른 조건이 모두 동일할 경우 學齡 가구원 수가 많을수록 교육서비스에 대한 수요가 클 것이며, 주택을 소유하고 있는 가구는 그렇지 않은 가구에 비하여 주거비에 대한 수요가 작을 것이다. 가구원의 교육수준, 성별 등의 요인 역시 재화별 수요에 영향을 미친다. 수요분석은 가격, 소득, 가구특성 등 동일한 설명변수를 사용하여, 품목별 지출액 혹은 지출구성비를 피설명변수로 하는 방정식체계의 함수형태 개발 및 추정을 목적으로 한다.²⁾

2) 대부분의 수요분석에서는 소비가 늘수록 효용이 증가하는 함수형태(insatiable utility function)를 가정하므로, 실제 소비는 소득제약곡선 위에서 이루어지며 결국 가계의 소득이 모두 지출되는 경우만이 고려된다. 즉, 품목별 지출액의 합계는 소득과 일치하며, 품목별 지출액의 구성비 합계는 1이 된다.

수요분석은 Engel 이후 수많은 학자들의 이론적 및 실증적 연구대상으로 다루어져 왔으나 보다 체계적으로 정착된 것은 수요자이론(consumer theory), 특히 雙對性 定理(Duality Theorem)가 확립되고, Stone(1954a)이 수요자이론에서 도출된 수요방정식체계를 추정한 이후이다.

다양한 수요분석방법론 가운데 실증분석에 빈번하게 사용된 것들로는 Stone(1954b)의 선형지출체계(Linear Expenditure System), Theil(1965) 등의 Rotterdam 모형, Christensen, Jorgenson, and Lau(1975)의 Translog 모형, Deaton and Muellbauer(1980)의 AIDS(Almost Ideal Demand System), Banks, Blundell, and Lewbel(1997)의 QUAIDS 등이 있다.

본 논문에서 사용한 모형인 QUAIDS는 AIDS를 발전시킨 것이다. AIDS는 수요자이론과의 부합성, 모형의 신축성, 추정의 용이성 등 다양한 측면에 있어 Rotterdam 및 Translog 모형의 장점을 모두 가지고 있기는 하나, 앵겔곡선이 선형(linear)이라는 제약을 가진다.³⁾ 그러나 Banks, Blundell, and Lewbel(1997)은 비모수적(nonparametric)인 방법으로 가계지출통계를 분석한 결과 2차(quadratic) 함수형태의 앵겔곡선이 필요함을 보였으며, AIDS의 이러한 문제점을 보완하여 AIDS의 일반화된 형태인 QUAIDS를 제시하였

다. QUAIDS 모형의 추정방정식 도출과정은 다음 장에서 다루기로 한다.

다음으로는 본 논문의 주제, 즉 인구구조의 변화가 수요 측면에 미치는 효과에 관한 기존의 연구를 살펴보기로 한다. 서론에서 언급한 바와 같이, 기존의 연구는 인구구조 변화가 공급 측면 혹은 총량 차원에 미치는 효과 및 정책방향에 집중되어 있다. 우리나라의 경우 이 분야의 대표적인 연구로는 최경수 외(2003), 최경수 편(2004), 문형표 외(2004) 및 문형표 편(2005) 등이 있다. 이들 연구에서는 저출산·고령화 등 인구구조의 변화가 생산성 및 잠재성장률, 소비 및 저축, 금융시장, 노동시장, 조세, 연기금 운용, 공공의료비, 재정 등에 미치는 영향을 분석·전망하고 정책적 대안을 제시하고 있다. 문형표 외(2004)는 인구구조 변화가 소비에 미치는 영향을 분석하였으나, 총소비만을 분석대상으로 하고 있으며, 이를 제외하고는 대부분의 기존 연구가 공급 측면에 집중되어 있는 실정이다.

수요 측면의 연구가 전무한 것은 아니다. 이견직 외(2005)는 요양산업, 여가산업 등과 같이 고령층 인구의 증가로 인하여 수요가 확대될 것으로 전망되는 산업을 발굴하고, 이들을 활성화하기 위한 정책방향을 제시하고 있다. 이병희 외(2005)는 인구구조 변화로 인한 노동수요 구조

3) 보다 정확히는, 개별 품목에 대한 지출구성비가 소득의 대수값(log)의 선형함수로 제약된다.

의 변화에 대비한 정책대응 방향을 모색하였으며, 박신영 외(2004)는 고령층의 쾌적한 주택수요를 충족하기 위한 정책대안을 제시하였다. 그러나 이들 연구는 분석 대상이 지엽적이며, 실증분석을 통한 전망 결과에 기초하고 있다기보다는 특정 산업의 활성화 방안에 초점을 맞추고 있다고 할 수 있다.

최근 들어 인구학적 특성 변화가 소비에 미치는 영향에 관한 연구가 이루어지고 있으나 주로 퇴직 이후 혹은 고령층 소비행태 분석 및 생애주기가설(lifecycle hypothesis)의 검정에 집중되었다.⁴⁾

수요분석을 이용하여 인구구조 변화가 민간소비지출의 품목별 구성에 미치는 영향을 분석한 것은 최근의 일이다. Börsch-Supan(2003)은 독일의 가계소비지출 통계에 대한 검토를 통하여 소비지출의 품목별 구성 변화가 인구구조 변화에 기인하였을 가능성을 지적하고, 원활한 산업 간 노동력 이동을 보장하기 위한 정책적 노력의 중요성을 강조하였다.

Lührman(2005)은 Börsch-Supan(2003)의 문제의식에서 출발하고 있으며, QAIDS 모형을 이용하여 독일의 가계소비지출구조 변화를 분석한 후 향후 가계소비지출 구성의 변화를 전망하였다. 여기에서는

가계소비지출을 8개 항목으로 구분하여 구성비 함수를 추정하고 인구구조 전망치를 적용하여 소비지출 구성비를 전망한 결과, 보건·의료 및 여가의 비중은 증가하는 반면 음식료품, 에너지 등 필수재의 비중은 감소할 것으로 전망하였으며, 이 과정에서 인구구조의 변화가 중요한 요인으로 작용할 것으로 분석하였다. 본 논문의 실증분석, 특히 품목별 소비지출 구성비 함수의 추정에서는 Lührman(2005)의 모형을 주로 활용하였다. 참고로, 본 주제에 대한 국내의 연구는 거의 없는 실정인 것으로 사료된다.

Ⅲ. 품목별 가계소비지출 구성비 함수의 추정

1. 통계자료

QAIDS 모형을 이용한 품목별 가계소비지출구성비 함수를 추정하기 위해서는 가구 단위의 품목별 소비지출액 및 가구특성에 관한 통계자료가 필요하며, 본 논문에서는 통계청의 「도시가계조사」를 사용하였다.⁵⁾

4) 해외의 연구로는 Banks, Blundell, and Tanner(1999), Lundberg, Startz, and Stillman(2001), Hurd and Rohwedder(2003), Yun(2004) 등을 참조. 국내 연구로는 朴大權·李昌鏞(1997)을 참조.

5) 「도시가계조사」의 편제, 작성목적, 작성절차, 조사대상, 표본개편 연혁 등 세부적인 내용은 통계청(<http://www.nso.go.kr>)의 「도시가계조사 해설자료」 참조.

『도시가계조사』는 1951년에 조사가 시작되었으나 체계적인 조사가 시작된 것은 1963년이며, 1982년 이후에 대해서는 실증분석에 사용할 수 있는 미시자료가 제공되고 있다. 한편, 2003년에는 조사대상이 도시지역에서 전국으로 확대되었으며, 이에 따라 『도시가계조사』가 『가계조사』로 확대 개편되었다. 본 연구에서는 1982~2005년 기간 중 『도시가계조사』의 가구 단위 자료를 통계청으로부터 입수하여 실증분석에 사용하였다.⁶⁾

『도시가계조사』의 조사항목은 크게 수입항목, 지출항목 및 가구특성항목의 세 가지로 구분된다. 첫째, 『도시가계조사』의 총수입은 소득, 기타 수입 및 전월 이월금으로 구성되며, 소득은 근로소득, 사업소득, 재산소득, 이전소득 등의 경상소득과 경조소득, 퇴직금 등의 비경상소득으로 이루어진다. 그러나 앞 장에서 설명한 바와 같이 수요분석에서는 소득이 품목별 소비에 모두 지출되는 경우를 가정하므로 품목별 지출의 합계를 소득으로 간주한다. 이러한 이유로 본 연구에서는 『도시가계조사』의 수입항목을 분석에 사용하지 않았다.⁷⁾

둘째, 『도시가계조사』의 총지출은 가계지출과 기타 지출로 구성된다. 기타 지

출은 저축, 자산구입, 부채상환과 같이 자산·부채의 증감과 관련된 지출항목으로, 가계지출은 이를 제외한 모든 지출항목으로 구성된다. 가계지출은 식료품비, 피복비, 광열·수도비 등의 소비지출과 조세, 공적연금, 사회보험료 등의 비소비지출로 구성된다. 소비지출 세부 항목은 항목 수 기준으로 가장 큰 비중을 차지하며, 시점에 따라 다소간의 차이가 있으나 약 10개의 대분류 항목 및 50여 개의 소분류 항목으로 세분되어 있다.

본 논문에서는 이들 가운데 소비지출만을 대상으로 하였으며, 특히 주거비를 제외한 소비지출을 다음의 10개 항목으로 분류하는 방식을 선택하였다.

- ① 식료품
- ② 광열·수도
- ③ 가구·집기·가사용품
- ④ 피복·신발
- ⑤ 보건·의료
- ⑥ 교육
- ⑦ 교양·오락
- ⑧ 교통
- ⑨ 통신
- ⑩ 기타 소비지출

6) 2003~2005년 기간 중 비도시지역의 자료 역시 입수가 가능하나, 시계열적 연속성 및 추정의 편의를 위하여 실증분석에서 직접 사용하지는 않았으며, 도시가계와 비도시가계의 비교에만 사용하였다.

7) 소비결정에 영향을 미치는 것은 매기의 소득이 아니라 항상소득이므로 품목별 지출액의 합계를 소득으로 간주하는 것은 항상소득가설과 일맥상통한다고 할 수 있다. 참고로, 일부 실증연구에서는 소득변수의 내생성(endogeneity) 문제를 해결하기 위하여 도구변수(instrumental variables)방법을 사용하기도 한다.

주거비를 분석대상에서 제외한 것은 주거비가 가지는 특성에 기인한다. 주거비 규모는 주택소유 여부와 밀접하게 연관되어 있으며, 여타 지출항목과 달리 주택소유 여부에 대한 의사결정은 장기간을 대상으로 이루어지는 것이 일반적이다. 이러한 이유로 대부분의 선행 연구에서는 주거비를 제외한 소비지출만을 분석대상으로 설정하고 있다.

이론적인 측면에서 볼 때, 주거비를 분석대상에서 제외하는 것은 총소비지출을 주거비와 비주거비로 배분하는 의사결정이 비주거비를 10개 세부 품목으로 배분하는 의사결정에 先行(先行)함을⁸⁾ 의미하며, 동시에 효용함수가 주거서비스의 소비와 10개 세부 품목의 소비에 대해 분리가능(separable)하다고 가정함을 의미한다. 물론 가계의 의사결정 과정에 있어 노동공급과 여가수요의 배분, 소비와 저축의 배분 등은 주거비와 비주거비의 배분 및 비주거비의 세부 품목으로의 배분에 先行한다. 결국 본 논문에서 다루고 있는 10개 품목의 지출구성비 함수 추정은 최하위 단계의 배분과정에 초점을 맞추고 있는 것이라고 할 수 있다.

앞에서 설명한 바와 같이 본 연구에서는 이들 10개 항목에 대한 지출액의 합계를 소득으로 사용하였으며, 총지출액에서 개별 항목에 대한 지출액이 차지하는

비중을 피설명변수로 사용하였다.

셋째, 「도시가계조사」에는 가구의 특성을 나타내는 다양한 변수가 포함되어 있으며, 이들 가운데 본 논문에서는 가구주의 성별, 연령 및 종사상 지위, 주택보유형태, 가구원 수 및 學齡 가구원 수를 설명변수로 사용하였다. 가구주 연령은 본 논문의 실증분석에 사용된 설명변수 가운데 가장 핵심적인 역할을 차지한다. 한편, 품목별 소비의 계절성(seasonality)을 통제하기 위하여 분기 자료를 설명변수의 하나로 사용하였다.

한편, QUAIDS의 품목별 지출구성비 함수를 추정하기 위해서는 가구 단위의 지출액 외에 품목별 가격에 대한 통계자료가 필요하며, 이를 위하여 본 논문에서는 통계청의 「소비자물가지수」 자료를 사용하였다. 「소비자물가지수」의 품목분류는 「도시가계조사」와 동일하며, 본 논문에서는 주거비를 제외한 10개 품목의 분기별 가격지수를 사용하였다.

2. 소비구조의 변화 추이

본절에서는 QUAIDS 모형의 품목별 지출구성비 함수를 추정하기에 앞서 「도시가계조사」 미시자료를 이용하여 우리나라 가계의 소비구조 및 인구학적 특성의 변화 추이를 살펴보기로 한다.

8) 여기에서 '先行'이란 시간적 의미에서 사용된 개념이 아니라 의사결정단계 측면에 있어서의 순위를 의미한다.

소비구조의 변화

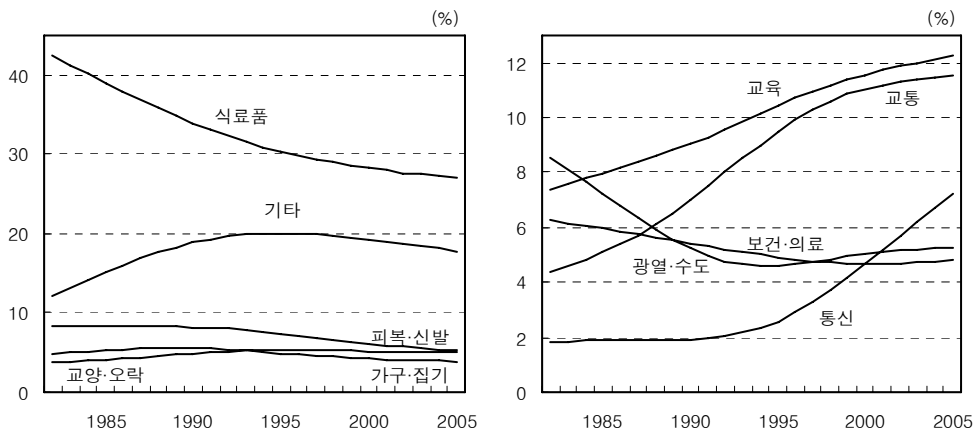
[그림 1]은 1982~2005년 기간 중 전가구의 비주거 소비지출에서 10개 품목에 대한 지출액이 차지하는 비중의 변화 추이를 계산한 것이다. 계산 결과에 따르면, 전반적으로 음식료품, 피복·신발, 가구·집기·가사용품 등 제조업제품에 대한 지출의 구성비가 감소하는 추세인 반면, 교육, 교통, 통신 등 서비스에 대한 지출의 구성비는 증가하는 추세이다.

식료품비 비중은 1980년대 초반에는 40%를 상회하였으나, 이후 지속적으로 하락하여 최근에는 20%대 후반에 머무르고 있다. 피복비 비중은 1980년대까지 8%대 초반의 안정적인 수준을 유지하였으나, 이후 완만하게 감소하여 최근에는

5%대 초반을 기록하였다. 내구재 소비의 비중은 1980년대까지 완만하게 증가하였으나, 이후 완만한 감소세를 보이고 있다. 과거의 소득증가 추세를 감안할 때 내구재 지출비중의 감소추세는 이들 재화가 필수재의 성격을 가지고 있음을 시사한다.

교통비 및 교육비 지출의 비중은 1980년대 초반 각각 4%대와 7%대에 불과하였으나 최근 각각 11%와 12%대로 크게 증가하였다. 교육비 비중 증가는 강한 소득효과에 기인한 것으로, 교통비 비중 증가는 에너지가격 상승에 기인한 것으로 판단된다. 통신비 비중은 1990년대 초반까지 약 2% 수준을 유지하였으나 이동통신과 인터넷 확산이 시작된 1990년대 중반 이후 급속한 증가추세를 보이고 있다.

[그림 1] 가계소비지출의 구성비 변화 추이



주: 1982~2005년 기간 중 『도시가계조사』 자료를 이용하여 10개 품목의 구성비를 계산한 후 HP(Hodrick-Prescott) 필터링을 거친 결과임.

보건·의료비 비중은 2000년대 초반까지 완만하게 감소하였으나, 최근 들어 증가추세로 반전되었다. 과거의 감소추세가 負의 소득효과 및 공적보험 확산에 기인한 반면, 최근의 증가추세는 소득효과의 반전 및 보건·의료 수요가 큰 고령층 인구의 증가에 기인한 것으로 판단된다.

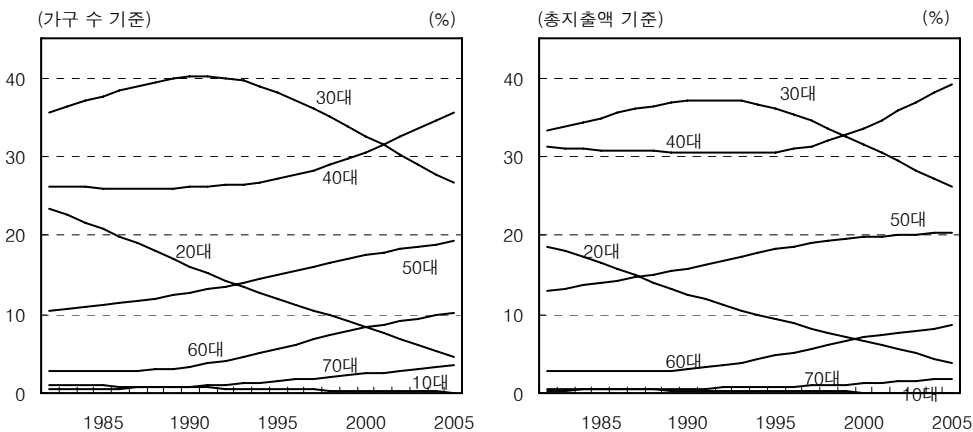
가구주 연령계층별 소비구조의 변화

이러한 소비구조 변화는 소득효과, 가격효과, 추세효과 등 다양한 요인에 의존한다. 예를 들어, 식료품비 비중의 급감은 소득증가에 크게 기인하였을 것이며, 통신비 비중 증가는 추세적인 효과 외에

통신서비스 가격의 상대적인 하락에도 기인하였을 것이다.⁹⁾

가계소비지출의 구성비 변화는 가구원의 연령, 가구 규모, 學齡 가구원 수 등 가계의 인구학적 특성의 변화에도 크게 기인하였을 것이며, 이것이 본 논문의 핵심 주제이다. [그림 2]에 나타난 바와 같이 저출산, 고령화, 결혼연령 상승 등의 영향으로 가구주 연령 30대 이하 가구의 비중은 1990년대 이후 지속적으로 감소하는 반면 40대 이상 가구의 비중은 지속적으로 증가하는 추세이다. 가구주 연령 20대 가구의 비중은 1982년 이후 전 기간에 걸쳐 감소하고 있으며, 30대 가구의 비중은 1990년대 중반에 감소추세로 반전하였다.

[그림 2] 가구주 연령계층별 구성의 변화 추이



주: 1982~2005년 기간 중 「도시가계조사」 자료를 이용하여 계산한 후 HP 필터링을 거친 결과임.

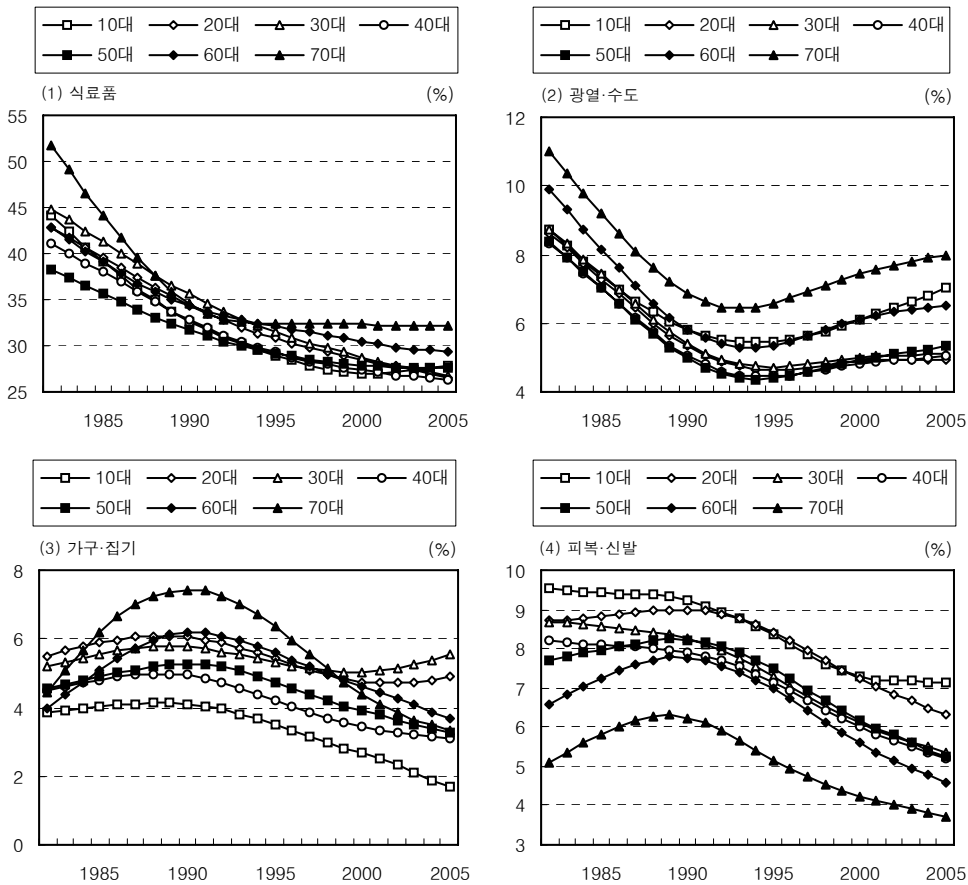
9) 1982~2005년 기간 중 통신비를 제외한 나머지 재화 및 서비스의 연평균 소비자물가지수 상승률이 약 4%인 반면 통신비의 연평균 소비자물가지수 상승률은 약 -1%로 계산되었다.

한편 [그림 3]은 가계소비지출의 품목별 구성을 가구주 연령계층별로 계산한 것으로서, 소비구조가 가구주 연령에 따라 상당한 격차를 보이고 있음을 알 수 있다. 우리나라의 가구주 연령별 구성이 급격하게 변화하고 있는바, 이것이 전체 가계소비지출 구성에 상당한 영향을 미쳤을 것임을 짐작할 수 있다. 예를 들어,

보건·의료비는 고령층 가구의 지출에서 차지하는 비중이 크므로 고령층 가구의 비중이 증가하는 경우 전체 가계소비지출에서 보건·의료비가 차지하는 비중이 증가할 것이다.

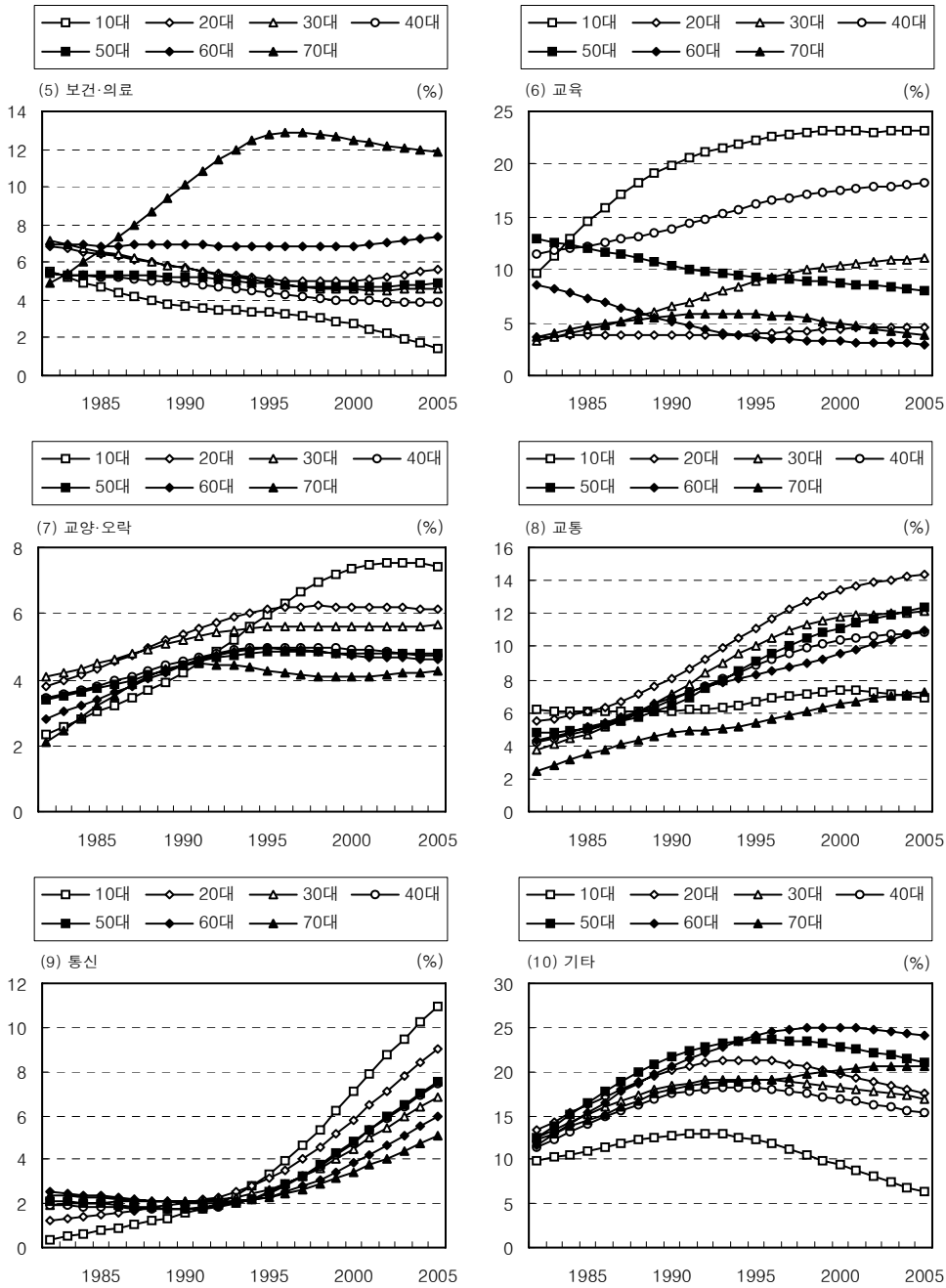
가계소비지출의 품목별 구성 변화 추이를 가구주 연령계층별로 살펴보면 다음과 같다.

[그림 3] 품목별 지출구성비의 가구주 연령계층별 비교



주: 1982~2005년 기간 중 「도시가계조사」 자료를 이용하여 계산한 후 HP 필터링을 거친 결과임.

[그림 3]의 계속



주: 1982~2005년 기간 중 「도시가계조사」 자료를 이용하여 계산한 후 HP 필터링을 거친 결과임.

① 식료품: 모든 계층에서 지속적으로 감소하고 있으나, 70대 이상 가구에서는 1990년대 초반 이후 약 32% 수준에서 정체상태를 유지하고 있다. 60대 이상 가구에서의 비중이 비교적 높은 수준을 유지하는 것은 이들 가구의 낮은 소득수준에 기인하는 것으로 판단된다.

② 광열·수도: 1990년대 초반까지 급속하게 하락한 후 점진적으로 증가하는 추세가 모든 연령계층에서 공통적으로 발견되고 있다. 60대 및 70대 이상 가구의 높은 비중은 고령층의 신체적 조건을 반영하고 있는 것으로 판단된다.

③ 가구·집기·가사용품: 가구, 가전제품, 주방용품 등을 포함하며, 대부분의 연령계층에서는 1990년대 초반 이후 감소추세를 보이고 있는 반면, 20대 및 30대 가구에서는 최근에 오히려 상승하는 추세일 뿐 아니라 여타 가구에 비해 높은 수준을 유지하고 있다. 이들 가구에서의 높은 비중은 혼인을 통하여 새로운 가구가 만들어지는 과정에서의 높은 수요를 반영하고 있는 것으로 판단된다.

④ 피복·신발: 가구·집기·가사용품과 마찬가지로 1990년대 이후 지속적으로 모든 연령계층에서 감소하는 추세이나, 전반적으로 가구주의 연령이 높을수록 비중이 낮은 경향을 나타내고 있다.

⑤ 보건·의료: 70대 이상 계층이 여타 계층에 비해 월등히 높은 수준을 보이고 있으며, 여타 계층의 경우 1990년대 후반

이후 완만하게 증가하는 추세이다. 보건·의료비 지출에는 의료보험료 지출이 포함되어 있지 않으며, 가계에서 직접 지불하는(out of pocket) 비용만을 포함한다는 점을 고려할 때에, 1990년대 중반 이후 70대 이상의 비중 하락은 의료보험제도의 정착을 반영하는 것으로 판단된다.

⑥ 교육: 보건·의료비와 함께 연령계층별 행태 차이가 두드러지는 항목의 하나로서, 學齡 자녀 수가 가장 많은 30대 및 40대 가구주의 가계에서 비중이 높을 뿐 아니라 지속적으로 증가하는 추세이다. 교육비 비중은 가구주가 10대 이하인 가구에서 가장 높으나, 이는 가구주가 대부분 학생이기 때문일 것으로 판단된다.

⑦ 교양·오락: 대부분의 가구에서 1990년대 말까지 지속적으로 증가한 이후 그 수준이 계속 유지되고 있는 추세이며, 전반적으로 가구주 연령이 높을수록 비중이 낮게 나타나고 있다.

⑧ 교통: 대부분의 연령계층에서 지속적으로 증가하고 있으며, 가구주 연령이 높을수록 낮은 비중을 보이고 있다.

⑨ 통신: 전반적으로 가구주 연령이 높을수록 비중이 낮으며, 이동통신과 인터넷의 광범위한 확산에 따라 모든 연령계층에서 1990년대 중반 이후 급속한 증가세가 발견되고 있다.

⑩ 기타 소비지출: 전반적으로 가구주 연령이 높을수록 비중이 높으며, 1990년대 중반 이후 감소 추세를 보이고 있다.

여타 인구학적 특성의 변화

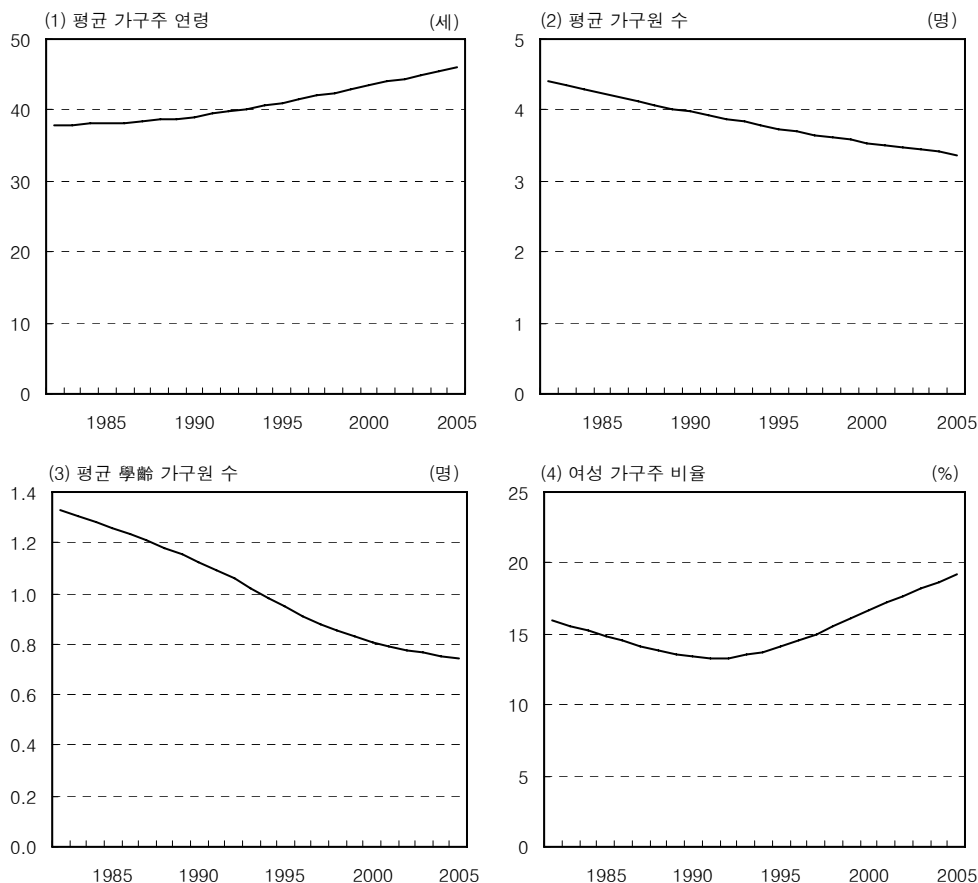
『도시가계조사』에 따르면 이 외에도 다양한 인구학적 특성 변화가 발견되고 있으며, [그림 4]는 이를 정리한 것이다.

우선, 고령층 가구의 비중 증가에 따라 평균 가구주 연령이 지속적으로 상승하는 추세이며, 1980년대 초반 약 38세에서

2005년에는 약 46세로 상승하였다.

출산율 저하, 가구구성 행태 변화, 단독가구 증가 등에 따라 평균 가구규모는 지속적으로 감소하는 추세이다. 평균 가구원 수는 1982년에는 약 4.4명에 달하였으나 2005년에는 약 3.4명으로 크게 감소하였다. 가구규모는 자녀 양육을 주로 담당하는 가구주 연령 30~50대 가구에서

[그림 4] 인구학적 특성 변화 추이



주: 1982~2005년 기간 중 『도시가계조사』 자료를 이용하여 계산한 후 HP 필터링을 거친 결과임.

가장 크게 나타나고 있으며, 이들 가구의 규모가 가장 빠르게 감소하고 있다.

가구규모는 소비구조에도 영향을 미칠 것으로 짐작된다. 이는 가구규모가 클수록 가구원 간 공유가 가능한(불가능한) 품목에 대한 지출의 비중이 감소(증가)할 것이기 때문이다.¹⁰⁾

교육비 비중에 직접적인 영향을 미칠 것으로 판단되는 평균 學齡 가구원 수는 더욱 빠르게 감소하는 추세이다.¹¹⁾ 전 가구 평균 學齡 가구원 수는 1982년에는 1.37명이었으나, 2005년에는 이의 약 55%에 불과한 0.76명으로 감소하였으며, 가구주 연령계층별로는 40대와 50대 가구에서 빠르게 감소하였다. 최근에도 지속되고 있는 출산을 저하 추세를 고려할 때에, 學齡 가구원 수의 감소는 향후에도 지속될 것으로 전망된다.

마지막으로, 여성 가구주 비중은 1990년대 초반까지 감소하는 비중이었으나, 이후에는 꾸준히 증가하는 추세를 보이고 있으며, 1992년 약 12%에서 최근 약 20%까지 상승하였다. 가구주 연령계층별로는 70대 이상을 제외한 모든 계층에서 상승하는 추세이나, 특히 20~40대 계층에서 두드러진 증가추세가 나타나고 있

으며, 이는 결혼연령의 지연 및 여성의 경제활동참가율 제고를 반영하고 있는 것으로 판단된다.

산업구조 변화와의 비교

[그림 1]에서 살펴본 소비구조 변화 추이를 산업구조 변화 추이와 비교하면 산업구조 변화에 대한 소비구조 변화의 영향을 확인할 수 있다.

총수요는 가계 및 정부의 소비지출, 투자, 수출 등으로 구성되며 가계소비지출은 총수요의 일부에 불과하므로 가계소비지출의 구성 변화가 모두 산업구조 변화로 반영되지는 않을 것이다. 그러나 총수요에서 가계소비지출이 차지하는 비중이 큰 품목의 경우에는 높은 상관관계를 나타낼 것이다.

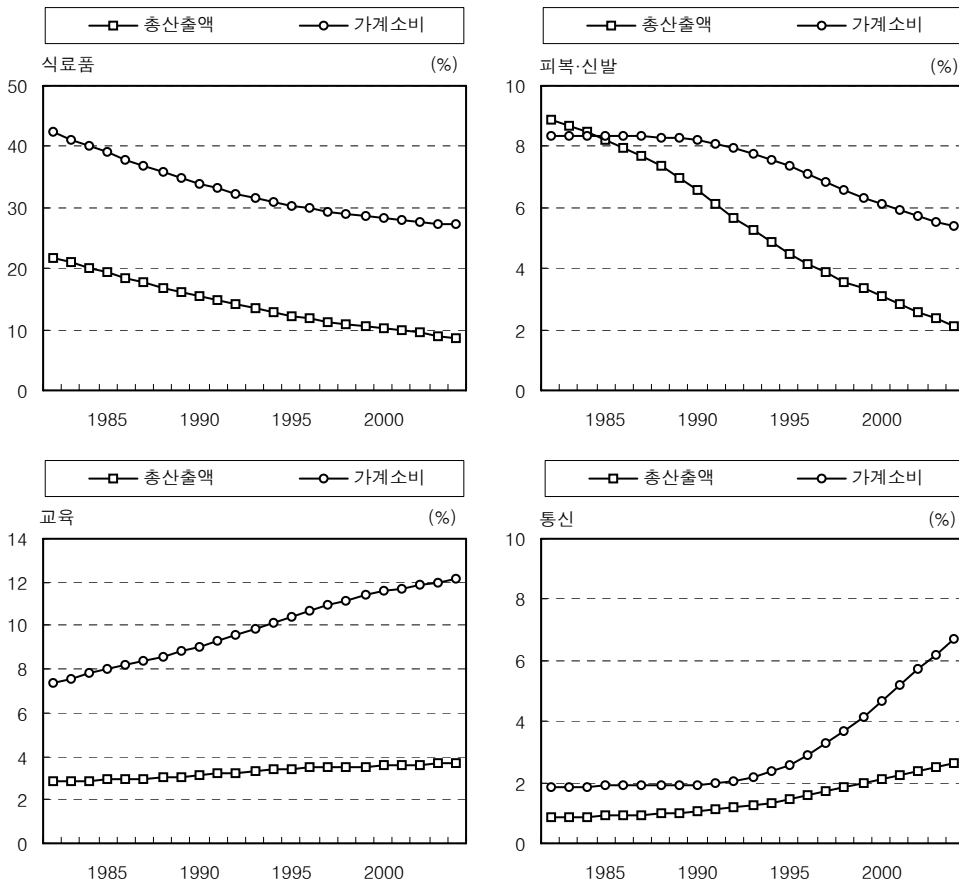
[그림 5]는 식료품, 피복·신발, 교육, 통신 등 총수요에서 가계소비지출 비중이 높은 4개 품목을 대상으로 총산출액 기준¹²⁾ 구성비와 [그림 1]의 품목별 소비지출 구성비를 비교한 것으로서, 이들 품목의 경우 소비구조의 변화가 산업구조에 상당한 영향을 미쳤을 것임을 확인할 수 있다.

10) 수요분석 분야의 문헌에서는 이를 가구규모의 경제(returns to household size)라고 한다.

11) 본 논문에서는 자료의 제약을 고려하여 6~19세 가구원을 學齡 가구원으로 정의하였다.

12) 산업구조를 파악하기 위한 기준으로는 총산출액과 부가가치의 두 가지를 고려할 수 있으나, 본 논문에서는 이 가운데 총산출액을 기준으로 사용하였다. 총산출액 기준 산업별 구성비는 한국은행의 부문별 국민소득통계를 이용하여 계산하였다. 부문별 국민소득통계에서는 총산출액, 중간소비, 부가가치, 피용자보수, 영업잉여 등이 78부문별로 작성되어 있다.

[그림 5] 소비구조 변화와 산업구조 변화의 비교



3. 추정방정식 및 추정절차

명목소득을 x , n 개 재화의 가격벡터를 $p = (p_1, p_2, \dots, p_n)$ 라고 하고, 주어진 x 와 p 하에서 얻을 수 있는 최대의 효용수준을 V 라고 하자. QUAIDS는 다음의 간접효용함수(indirect utility function)를 가정한다. 여기에서 $a(p)$, $b(p)$, $\lambda(p)$ 는 모두 p 의 함수이다.

$$\ln V = \frac{\ln x - \ln a(p)}{b(p) + \lambda(p) [\ln x - \ln a(p)]} \quad (1)$$

간접효용함수를 명목소득(x)에 대해 풀면 다음과 같이 지출함수(expenditure function)를 얻게 된다.

$$\ln x = \ln a(p) + \frac{b(p) \ln V}{1 - \lambda(p) \ln V} \equiv \psi(V, p) \quad (2)$$

지출함수에 Roy의 항등식을 적용하면 재화별 마샬 수요함수(Marshallian demand function)를 다음과 같이 얻게 된다.

$$q_i = - \frac{\partial \psi / \partial p_i}{\partial \psi / \partial x} = \frac{x}{p_i} \left(\frac{\partial \ln a(p)}{\partial \ln p_i} + \frac{\partial \ln b(p)}{\partial \ln p_i} \ln \frac{x}{a(p)} + \frac{\partial \lambda(p)}{\partial \ln p_i} \frac{1}{b(p)} \left[\ln \frac{x}{a(p)} \right]^2 \right). \quad (3)$$

따라서 품목 i 에 대한 지출액이 총지출액에서 차지하는 구성비 w_i 는 다음과 같이 도출된다.

$$w_i = \frac{p_i q_i}{x} = \frac{p_i}{x} \cdot q_i = \frac{\partial \ln a(p)}{\partial \ln p_i} + \frac{\partial \ln b(p)}{\partial \ln p_i} \ln \frac{x}{a(p)} + \frac{\partial \lambda(p)}{\partial \ln p_i} \frac{1}{b(p)} \left[\ln \frac{x}{a(p)} \right]^2. \quad (4)$$

QUAIDS 모형은 $a(p)$, $b(p)$, $\lambda(p)$ 에 대하여 다음과 같은 구체적인 함수형태를 가정한다.

$$\begin{aligned} \ln a(p) &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln p_i \\ &\quad + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j, \\ \ln b(p) &= \sum_{i=1}^n \beta_i \ln p_i, \\ \lambda(p) &= \sum_{i=1}^n \lambda_i \ln p_i. \end{aligned} \quad (5)$$

식 (5)의 가정을 구성비 방정식 (4)에 대입하면 다음과 같이 QUAIDS 모형의 추정방정식을 얻게 된다.

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \frac{x}{a(p)} + \frac{\lambda_i}{b(p)} \left[\ln \frac{x}{a(p)} \right]^2, \quad i = 1, \dots, n. \quad (6)$$

여기에서 $a(p)$ 는 품목별 가격들의 가중평균으로 계산되므로 총명목지출액의 디플레이터의 의미를 가지며, 식 (6)에서 $x/a(p)$ 는 실질 총지출액을 의미한다. 따라서, QUAIDS의 추정방정식은 실질 총지출액의 2차함수로서 앵겔곡선에 해당하며, 모수들을 추정된 후 설명변수들의 평균치를 대입할 경우 추정된 앵겔곡선 (estimated Engel curve)이 도출된다.

참고로, AIDS 모형은 (6)에서 $\lambda_i = 0$ 인 경우에 해당하며 앵겔곡선은 소득의 대수값에 대하여 1차함수 형태를 가진다. 이로부터 QUAIDS가 AIDS의 일반화된 형태임을 알 수 있다.

QUAIDS 모형은 여타 방법들과 마찬가지로 합계조건(adding-up)을 자동적으로 충족한다. 즉, 일반적인 추정방법을 적용할 경우 재화별 지출구성비 추정치의 합계는 1이 된다. 이는 n 개의 추정방정식 가운데 $n-1$ 개의 방정식만 추정하면 나머지 방정식의 모수 추정치는 방정식 자체의 추정이 없이도 계산이 가능함을 의미한다. 또한 QUAIDS 모형에서는

여타 방법과 마찬가지로 수요함수의 동차성(homogeneity)과 대칭성(symmetry)에 대한 검정 혹은 제약된 추정(restricted estimation)이 가능하다.

식 (6)에서는 가격과 소득만이 설명변수로 명시되어 있으나, 이 외의 변수 역시 설명변수로 포함하는 것이 가능하다. 예를 들어, 본 논문의 실증분석의 경우 가구원 수, 가구원의 연령·학력 등 가구의 인구·경제학적 특성 등 가격과 소득 이외의 모든 변수는 추정방정식의 모든 모수($\alpha, \beta, \gamma, \lambda$) 내에서 모형화가 가능하다. 가구 단위의 횡단면자료를 이용하여 품목별 소비지출 구성비 함수를 추정하는 경우, 가구별 특성을 나타내는 설명변수들의 행벡터를 \mathbf{z} 라고 하자. 또한 \mathbf{z} 의 전체 혹은 일부로 구성된 설명변수들의 행벡터를 $\mathbf{z}_\alpha, \mathbf{z}_\beta, \mathbf{z}_\gamma, \mathbf{z}_\lambda$ 라고 하자. 여기에서 $\mathbf{z}_\alpha, \mathbf{z}_\beta, \mathbf{z}_\gamma, \mathbf{z}_\lambda$ 는 서로 일치 혹은 중복이 가능하다. 다음을 가정하자.

$$\begin{aligned} \alpha_i &= \mathbf{z}_\alpha \boldsymbol{\alpha}_i, \\ \beta_i &= \mathbf{z}_\beta \boldsymbol{\beta}_i, \\ \gamma_{ij} &= \mathbf{z}_\gamma \boldsymbol{\gamma}_{ij}, \\ \lambda_i &= \mathbf{z}_\lambda \boldsymbol{\lambda}_i. \end{aligned} \tag{7}$$

여기에서 $\boldsymbol{\alpha}_i, \boldsymbol{\beta}_i, \boldsymbol{\gamma}_{ij}, \boldsymbol{\lambda}_i$ 는 각각 설명변수 $\mathbf{z}_\alpha, \mathbf{z}_\beta, \mathbf{z}_\gamma, \mathbf{z}_\lambda$ 에 대응되는 모수들로 구성된 열벡터들이다. 식 (7)의 가정을 (6)에 대입하면 가구특성 설명변수가 고려된 추정방정식을 얻게 되며, 모든 모

수의 추정이 가능하다.

본 논문에서 사용한 추정방정식의 구체적인 구성 절차는 다음과 같다. 우선, 식 (6)에 나타난 바와 같이 소득효과는 실질 총지출액 $x/a(p)$ 의 자연대수값의 2차함수로 표현된다. 명목 총지출액(x)은 주거비를 제외한 가계소비지출 총액을 사용하였다. 한편, 식 (5)에 따르면 $a(p)$ 는 모수 α_0, α_i 및 γ_{ij} 를 포함하므로 기본적으로 추정의 대상이라고 할 수 있다. 그러나 전술한 바와 같이 $a(p)$ 는 명목 총지출액을 실질 지출액으로 변환하기 위한 디플레이터의 역할을 담당하며, 다수의 실증연구에서는 추정의 편의를 위하여 입수가 가능한 가격지수를 사용한다. 본 연구에서는 Lührman(2005)에서와 같이 스톤지수(Stone's Index)를 이용하여 실질 총지출액을 계산하였다. 스톤지수는 개별 가구의 품목별 구성비를 가중치로 하여 총가격지수를 산출하는 방식이다. 즉, 품목 i 의 가격지수를 p_i 라고 하고 가구 h 의 품목별 지출구성비를 w_i^h 라고 하면, 가구 h 의 실질 총지출액은 다음과 같이 계산된다.

$$y^h = \frac{x^h}{\sum_{i=1}^{10} w_i^h p_i}. \tag{8}$$

소득효과는 가구주 연령에 따라 차이를 보일 것이다. 본 논문에서는 이러한 효과가 실질소득의 1차항 및 2차항의 계

수를 통하여 나타나며, 이들은 다음과 같이 가구주 연령 A 의 선형함수인 것으로 가정하였다.¹³⁾

$$\beta_i = \beta_{1i} + \beta_{2i} A,$$

$$\lambda_i = \lambda_{1i} + \lambda_{2i} A.$$

가구의 인구학적 특성 및 여타 설명변수는 추정방정식의 절편항(α_i)을 통하여 작용하는 것으로 가정하였다.

첫째, 가구주 연령이 절편에 미치는 영향은 본 연구에서 핵심적인 역할을 차지한다. 그러나 이 영향은 선형, 2차 등 특정한 함수형태를 가진다고 보기 어려우며, 가능한 한 일반적인 함수형태를 추정하기 위하여 본 논문에서는 Lührman (2005)에서와 같이 가구주 연령계층별 더미변수를 사용하였다. 연령계층은 10대~60대 및 70대 이상의 7개 계층으로 구분하였으며, 설명변수로는 20대~60대 및 70대 이상의 6개 더미변수를 추정에 포함시켰다.

둘째, 「도시가계조사」에서는 가구주의 종사상 지위를 크게 근로자, 자영자 및 무직자의 세 가지로 구분하며, 본 연구에서는 자영자 및 무직자 더미변수를 설명변수로 포함시켰다.

셋째, 본 연구에서는 가구주의 성별을

설명변수의 하나로 사용하였으며, 구체적으로는 가구주가 여성인 경우 1의 값을 가지는 더미변수를 사용하였다.

넷째, 본 연구에서는 주거비를 제외한 소비지출만을 고려하고 있으나 가계의 주택보유형태는 여타 품목의 지출에 영향을 미칠 가능성이 있다. 이를 고려하여 본 연구에서는 주택보유형태를 설명변수의 하나로 사용하였다.

「도시가계조사」에서는 주택보유형태를 自家, 無償 주택, 舍宅, 전세, 보증부 월세, 사글세, 월세의 일곱 가지로 구분하고 있다. 총가계소비지출에서 주거비가 차지하는 비중을 보유형태별로 계산한 결과 自家, 無償 주택, 舍宅, 전세의 경우 1~3%의 유사한 수준을 유지하는 반면, 보증부 월세, 사글세, 월세의 경우 11~15% 수준으로 계산되었다. 이를 고려하여 본 연구에서는 앞의 自家, 無償 주택, 舍宅, 전세의 경우 1의 값을, 그렇지 않은 경우 0의 값을 가지는 더미변수를 설명변수로 사용하였다.

다섯째, 「도시가계조사」 미시자료에는 조사항목의 하나로 해당 분기가 포함되어 있다. 일부 품목의 경우 분기별 계절성이 있을 가능성이 있으며, 이를 파악하기 위하여 2~4분기 더미변수를 추정방

13) Lührman(2005)은 실질소득의 1차항 및 2차항의 계수가 가구주 연령의 2차함수인 것으로 가정하였다. 참고로, 본 논문의 실증분석단계에서는 실질소득의 1차항 및 2차항의 계수가 가구주 연령의 2차함수인 경우, 즉 $\beta_i = \beta_{1i} + \beta_{2i} A + \beta_{3i} A^2$, $\lambda_i = \lambda_{1i} + \lambda_{2i} A + \lambda_{3i} A^2$ 인 경우도 추정하였다. 이 경우 해당 변수의 추정치가 유의한 것으로 나타나기는 하였으나 추정방정식의 설명력 측면에 있어 추가적인 이득이 미미하며, 특히 1차함수인 경우 추정 결과의 해석이 간결한 것으로 판단되어 이를 채택하였다.

정식에 포함하였다.

여섯째, 총 가구원 수와 學齡 가구원 수는 지출구조에 영향을 미치는 중요한 변수들로서, 본 연구에서는 이들을 설명 변수로 추정방정식에 포함시켰다.

일곱째, Lührman(2005)에서와 같이 가격의 직접적인 효과는 설명변수로 포함시키지 않았다.¹⁴⁾ 과거의 품목별 소비자

물가지수 시계열이 서로 대단히 유사한 추세를 보이고 있으므로, 이들을 설명 변수로 추정방정식에 포함시킬 경우 多共線性(multicollinearity)의 가능성이 높기 때문이다.

결국 본 논문에서 사용한 QAIDS 추정방정식은 다음과 같다.

$$w_i = \alpha_i + \beta_i \ln y + \frac{\lambda_i}{b(p)} (\ln y)^2,$$

$$i = 1, 2, \dots, 10,$$

$$\begin{aligned} \alpha_i = & \alpha_{1i} + \alpha_{2i} D_2 + \alpha_{3i} D_3 + \alpha_{4i} D_4 + \alpha_{5i} D_5 + \alpha_{6i} D_6 + \alpha_{7i} D_7 \\ & + \alpha_{8i} D_S + \alpha_{9i} D_U + \alpha_{10i} D_F + \alpha_{11i} D_H \\ & + \alpha_{12i} D_{Q_2} + \alpha_{13i} D_{Q_3} + \alpha_{14i} D_{Q_4} + \alpha_{15i} N_T + \alpha_{16i} N_S, \end{aligned}$$

$$\beta_i = \beta_{1i} + \beta_{2i} A,$$

$$\lambda_i = \lambda_{1i} + \lambda_{2i} A,$$

$$b(p) = \exp \left\{ \sum_{i=1}^n \beta_i \ln p_i \right\} = \prod_{i=1}^n p_i^{\beta_{1i} + \beta_{2i} A},$$

w_i = 품목 i 에 대한 지출액 구성비,

y = 스톤지수를 이용하여 계산된 실질 총지출액,

$D_2 \sim D_7$ = 가구주 연령계층 더미변수(20대~60대 및 70대 이상),

D_S = 자영업자 더미변수, D_U = 무직자 더미변수,

D_F = 여성 가구주 더미변수, D_H = 입주형태 더미변수,

$D_{Q_2} \sim D_{Q_4}$ = 분기 더미(2~4분기),

N_T = 총 가구원 수, N_S = 學齡 가구원 수. (9)

14) 즉, 식 (6)의 추정방정식에서 $\gamma_{ij} = 0$ 을 가정하였다. 품목별 물가지수는 스톤지수 및 $b(p)$ 의 계산에만 사용하였다.

추정대상 방정식이 10개이고, 방정식 별로 20개의 모수(α 16개, β 2개, λ 2개)가 포함되어 있으므로 추정대상 모수는 모두 200개이다.

추정식 (9)는 모수 β 에 대하여 비선형(nonlinear)이므로 OLS 적용이 불가능하나 주어진 $b(p)$ 값에 대해서는 나머지 모수에 대하여 선형임을 알 수 있다. 이러한 이유로 본 논문에서는 반복 OLS(iterated OLS) 방식을 이용하여 200개 모수를 추정하였다.¹⁵⁾ 즉, β 의 초기치를 가정하여 $b(p)$ 를 계산하고, 계산된 $b(p)$ 값을 이용하여 OLS 방식으로 (α , β , λ)를 추정한 후 추정된 β 값을 이용하여 $b(p)$ 를 재계산하며, (α , β , λ)의 추정치가 수렴할 때까지 이 과정을 반복하였다.

4. 추정 결과

본 논문에서는 1995~2005년 기간 중 가구 단위로 작성된 「도시가계조사」 미시자료를 이용하여 식 (9)의 품목별 가계 소비지출 구성비 방정식을 추정하였다. 1982~94년의 자료를 입수할 수 있음에도 불구하고 이를 추정에 사용하지 않은 것은 [그림 1]에서 확인할 수 있는 바와 같이 1990년대 중반에 소비구조의 구조

적인 변화가 발생하였으며, 따라서 1995년 이전의 자료를 지출구성비 방정식에 포함시킬 경우 향후의 전망에 있어 품목별로 과대 혹은 과소 전망의 가능성이 있을 것으로 판단되었기 때문이다.

1995~2005년 「도시가계조사」 미시자료 관찰치 수는 모두 71만 8,597개이며, 여기에 반복 OLS 방식을 적용하여 지출구성비 방정식 (9)를 추정하였다. <표 1>은 위의 절차에 따라 가계소비지출 품목별 구성비 방정식 (9)를 추정한 결과이다.

추정 결과 식료품비, 광열·수도비 및 교육비 방정식은 결정계수가 0.25 내외로 비교적 높은 설명력을 가지는 반면 나머지 7개 방정식의 결정계수는 0.04~0.09의 수준으로 계산되었다.¹⁶⁾

품목별 지출구성비에 미치는 효과를 요인별로 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 연령효과(age effect)는 가구주 연령이 품목별 구성에 미치는 영향을 의미하며, 연령계층별 더미변수의 계수 추정치를 통하여 측정이 가능하다. 추정 결과 가구주의 연령은 대부분 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 또한 추정치의 연령계층별 상대적 크기 및 부호가 가구주 연령계층별 품목 구성비 추이로부터 추론할 수 있는 예상치와 부합하고 있다.

15) 본 논문에서는 설명변수의 내생성(endogeneity) 문제가 없는 것으로 가정하고 있으며, 이 경우 반복 OLS 방법에 의한 추정량은 일치성 및 대표본 효율성(consistency and asymptotic efficiency)을 가진다.

16) 이러한 수치는 여타 기존 연구의 실증분석과 유사한 수준이다. Lührman(2005)은 약 20만개의 관찰치를 이용하여 7개 품목의 지출구성비 함수를 추정하였으며, 이 가운데 식료품비와 광열·수도비 방정식의 결정계수는 각각 0.29와 0.43으로, 나머지 5개 방정식의 결정계수는 0.04~0.09로 계산되었다.

<표 1> QUAIDS 모형 추정 결과

설명변수		식료품	광열·수도	가구·집기	피복·신발	보건·의료
상수항	절편	1.1075 (95.1606)	0.9229 (173.0562)	-0.3000 (-40.7550)	-0.7652 (-105.4111)	-0.2943 (-32.1103)
연령계층 더미변수	20대	0.0205 (8.3236)	0.0038 (3.3765)	0.0034 (2.2080)	-0.0043 (-2.8352)	0.0004 (0.2183)
	30대	0.0188 (7.4443)	0.0039 (3.3678)	0.0139 (8.7117)	-0.0121 (-7.7259)	-0.0009 (-0.4639)
	40대	0.0229 (8.6103)	0.0043 (3.5668)	0.0053 (3.1720)	-0.0115 (-6.9669)	-0.0069 (-3.3001)
	50대	0.0218 (7.5278)	0.0042 (3.1776)	0.0042 (2.3134)	-0.0067 (-3.7157)	-0.0100 (-4.3559)
	60대	0.0174 (5.4924)	0.0058 (3.9652)	0.0169 (8.4329)	-0.0078 (-3.9337)	0.0064 (2.5517)
	70대	0.0028 (0.7851)	0.0004 (0.2668)	0.0291 (12.8969)	-0.0027 (-1.2342)	0.0384 (13.6607)
기타 더미변수	자영자가구	0.0037 (12.7463)	0.0040 (29.9328)	-0.0006 (-3.3086)	-0.0003 (-1.8517)	-0.0034 (-14.8237)
	무직자가구	-0.0210 (-46.6721)	0.0071 (34.5177)	0.0033 (11.5957)	-0.0005 (-1.6936)	0.0148 (41.7848)
	여성가구주	-0.0143 (-40.1167)	0.0011 (6.6193)	0.0018 (8.0035)	0.0110 (49.1975)	0.0013 (4.6014)
	유주택가구	-0.0067 (-17.2598)	0.0039 (21.9527)	-0.0031 (-12.4128)	-0.0015 (-5.9798)	-0.0008 (-2.7004)
	2분기	0.0165 (46.3261)	-0.0310 (-189.9014)	0.0061 (27.2364)	0.0071 (32.0014)	0.0032 (11.4189)
	3분기	0.0411 (115.3007)	-0.0443 (-271.3744)	0.0065 (28.7042)	-0.0042 (-18.7628)	0.0006 (2.1002)
	4분기	0.0334 (93.4422)	-0.0212 (-129.7209)	0.0048 (21.1451)	0.0113 (50.7856)	0.0008 (2.9260)
비더미 설명변수	가구원 수	0.0141 (94.5704)	0.0038 (56.2452)	-0.0011 (-11.2553)	-0.0017 (-18.5211)	-0.0009 (-7.4805)
	학령자 수	-0.0088 (-47.3197)	-0.0010 (-11.8595)	-0.0062 (-52.6731)	0.0007 (6.1211)	-0.0084 (-57.2160)
소득효과 1차항	lny	-0.0020 (-1.2036)	-0.0938 (-120.4647)	0.0223 (20.7600)	0.1134 (106.9510)	0.0264 (19.7484)
	lny · A	-0.0003 (-14.5035)	0.0002 (20.3660)	0.0001 (11.7074)	-0.0002 (-17.9239)	0.0003 (19.7653)
소득효과 2차항	(lny) ²	-0.0045 (-59.1344)	0.0023 (65.9165)	0.0002 (5.0355)	-0.0038 (-79.8636)	-0.0002 (-3.3248)
	(lny) ² · A	0.0000 (19.4041)	0.0000 (-17.7924)	0.0000 (-16.3534)	0.0000 (15.2053)	0.0000 (-18.0846)
결정계수	R ²	0.2695	0.2355	0.0400	0.0443	0.0405
	$\overline{R^2}$	0.2695	0.2354	0.0400	0.0442	0.0405

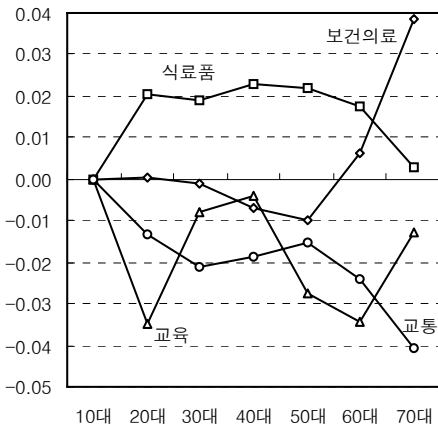
주: 관찰치 수는 71만 8,597개이며, () 안의 수치는 추정치의 t값임.

<표 1>의 계속

설명변수		교 육	교양·오락	교 통	통 신	기타소비
상수항	절편	-0.2016 (-16.5863)	-0.2699 (-35.8500)	0.7191 (78.0939)	0.7826 (151.9359)	-0.7010 (-57.0314)
연령계층 더미변수	20대	-0.0350 (-13.6414)	-0.0122 (-7.6616)	-0.0131 (-6.7552)	0.0090 (8.2787)	0.0276 (10.6192)
	30대	-0.0081 (-3.0616)	-0.0165 (-10.1514)	-0.0211 (-10.6053)	0.0044 (3.9822)	0.0178 (6.7040)
	40대	-0.0042 (-1.5176)	-0.0211 (-12.2533)	-0.0185 (-8.8059)	0.0162 (13.7823)	0.0135 (4.8033)
	50대	-0.0276 (-9.1246)	-0.0183 (-9.7593)	-0.0151 (-6.5798)	0.0147 (11.4729)	0.0327 (10.6748)
	60대	-0.0343 (-10.3527)	-0.0142 (-6.9193)	-0.0238 (-9.5028)	-0.0002 (-0.1549)	0.0339 (10.1106)
	70대	-0.0128 (-3.4365)	-0.0082 (-3.5370)	-0.0408 (-14.4588)	-0.0084 (-5.3231)	0.0022 (0.5864)
기타 더미변수	자영자가구	0.0052 (17.0924)	0.0000 (-0.0747)	-0.0083 (-35.8726)	0.0064 (49.7203)	-0.0067 (-21.7490)
	무직자가구	0.0176 (37.3676)	0.0076 (26.1277)	-0.0150 (-42.1490)	0.0000 (0.1763)	-0.0140 (-29.3528)
	여성가구주	0.0152 (40.7938)	0.0037 (15.9353)	-0.0069 (-24.4686)	0.0046 (29.3235)	-0.0174 (-46.2351)
	유주택가구	0.0042 (10.2141)	-0.0003 (-1.3786)	-0.0026 (-8.3785)	-0.0058 (-33.7529)	0.0127 (30.9596)
	2분기	-0.0111 (-29.8068)	0.0036 (15.4683)	0.0111 (39.3926)	0.0045 (28.4849)	-0.0100 (-26.6348)
	3분기	0.0022 (5.7891)	0.0061 (26.5277)	0.0101 (35.9224)	0.0040 (25.6010)	-0.0221 (-58.7117)
	4분기	-0.0200 (-53.4621)	-0.0007 (-3.1746)	0.0044 (15.5634)	0.0023 (14.5117)	-0.0151 (-39.9488)
비더미 설명변수	가구원 수	0.0006 (3.9273)	-0.0039 (-40.5438)	-0.0022 (-18.8517)	-0.0005 (-7.1296)	-0.0083 (-52.6308)
	학령자 수	0.0571 (293.3419)	-0.0013 (-10.7403)	-0.0107 (-72.6238)	-0.0021 (-25.1915)	-0.0193 (-98.0419)
소득효과 1차항	lny	0.0096 (5.4224)	0.0172 (15.6633)	-0.1254 (-93.2537)	-0.0847 (-112.5909)	0.1170 (65.1669)
	lny · A	-0.0003 (-15.9056)	0.0001 (12.5501)	0.0004 (27.7250)	-0.0001 (-13.7313)	-0.0002 (-13.2401)
소득효과 2차항	(lny) ²	0.0007 (9.1624)	0.0006 (12.9464)	0.0061 (101.9127)	0.0024 (70.9771)	-0.0039 (-49.0580)
	(lny) ² · A	0.0000 (14.6718)	0.0000 (-16.6071)	0.0000 (-30.8153)	0.0000 (12.6508)	0.0000 (17.0905)
결정계수	R^2	0.2862	0.0449	0.0673	0.0727	0.0862
	\overline{R}^2	0.2862	0.0449	0.0673	0.0727	0.0861

주: 관찰치 수는 71만 8,597개이며, () 안의 수치는 추정치의 t값임.

[그림 6] 연령효과 추정 결과



연령계층별 더미변수의 계수 추정치를 그래프로 나타내면 품목별 연령효과를 시각적으로 파악할 수 있다. 본 논문에서는 20~60대 및 70대 이상 등 6개 연령계층별 더미변수를 사용하였으므로, 10대 계층의 더미변수 추정치는 0으로 표준화되어 있다고 할 수 있으며, 이들 6개 계층의 더미변수 계수 추정치는 10대를 기준으로 한 상대적인 수치에 해당한다.

[그림 6]은 위의 방식에 따라 식품, 보건·의료, 교육 및 교통 등 4개 품목의 연령효과를 그래프로 나타낸 것이다. 이에 따르면 식품비 비중은 가구주 연령에 따라 逆U字 형태를 가지며, 보건·의료비 비중은 60대 이후에 가파르게 상승하고 있음을 알 수 있다. 교육비 비중은 가구주 연령 10대, 30대 및 40대에서 높은 비중을 차지하며, 교통비 비중은 50대 이후에 감소하는 경향이 있음을 알 수 있다.

둘째, 가구주의 종사상 지위는 대부분의 품목에 있어 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 추정 결과에 따르면, 자영자 가구는 근로자 가구에 비하여 식품, 광열·수도, 교육, 교양·오락, 통신비 비중이 높으며, 무직자 가구는 근로자 가구에 비하여 광열·수도, 가구·집기, 보건·의료, 교육, 교양·오락비 비중이 높은 것으로 나타났다.

셋째, 가구주 성별 및 주택보유형태도 소비구조에 유의한 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 가구주가 여성인 가구는 남성인 가구에 비해 식품, 교통 및 기타 소비의 비중이 낮으며, 주택보유형태가 自家, 無償 주택, 舍宅, 전세인 가구는 그렇지 않은 가구에 비하여 광열·수도, 교육 및 기타 소비의 비중이 높은 것으로 나타났다. 추정 결과에 따르면, 가구주의 종사상 지위, 가구주의 성별 및 주택보유형태가 가계소비지출의 구성에 미치는 영향력의 크기는 가구주의 연령 등 여타 변수에 비하여 비교적 작은 편이다.

넷째, 분기더미변수의 계수 추정 결과 소비구조의 분기별 계절성은 비교적 유의한 것으로 나타났으며, 이는 대부분 광열·수도비 및 교육비의 계절성에 기인하는 것으로 판단된다. 광열·수도비의 경우 2~4분기 더미변수의 계수 추정치가 -4~-2%로 나타났으며, 동절기의 높은 난방비 비중을 반영하고 있다. 교육비의 경우에는 2분기와 4분기 더미변수의 계

수 추정치가 -1~2%로 계산되었으며, 이는 1분기와 3분기의 높은 교육비 비중에 기인하는 것으로 판단된다.

다섯째, 가구원 수의 계수 추정치는 식료품, 광열·수도 및 교육비의 경우 陽의 값으로, 나머지 품목에서는 陰의 값으로 계산되었으며, 이러한 추정 결과는 이들 3개 품목의 경우 가구규모가 클수록 소비지출에서 차지하는 비중이 큼을 의미한다. 참고로, 이들 3개 품목은 가구원 간 공유가 불가능하다는 특징을 가진다. 결국, 본 논문의 추정 결과는 가구규모의 경제효과가 유의하며 사전적인 예상과 일치한다고 할 수 있다.

여섯째, 추정 결과에 따르면, 學齡 가구원 수가 많을수록 교육 및 피복·신발의 비중이 큰 것으로 나타났다. 특히, 교육비 비중의 경우 學齡 가구원 수의 영향력이 대단히 큰 것으로 나타났으며, 學齡 가구원 수 1명 증가 시 교육비 비중은 5.7% 증가하는 것으로 추정되었다.

일곱째, 실질소득은 소비구조에 가장 큰 영향을 미치는 요인이며, 소득효과의 추정은 향후 소비구조 장기전망에 있어 중요한 역할을 담당한다. 소득효과는 엔겔곡선을 통하여 파악되며, 실질소득 증가 시 비중이 증가 혹은 감소하는 품목을 각각 필수재 혹은 사치재로 정의한다.

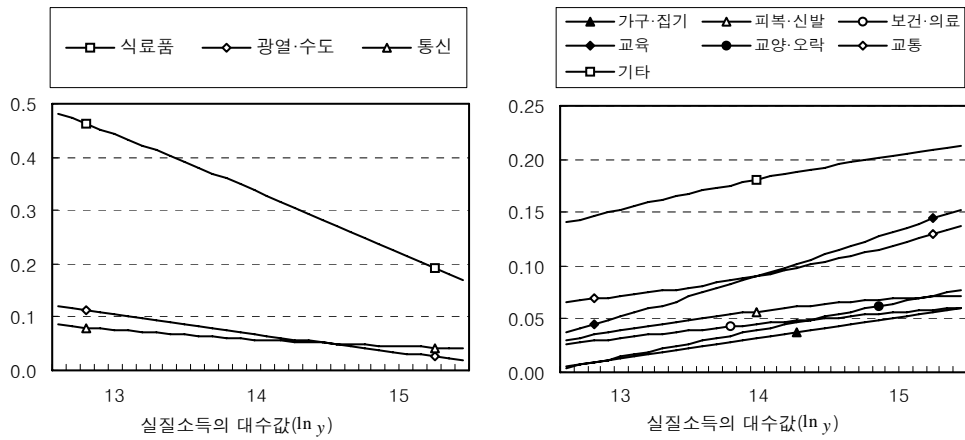
소득효과는 추정된 지출구성비 방정식을 이용하여 품목별로 추정할 수 있으며, 구체적으로는 추정된 엔겔곡선(estimated Engel curve), 즉 실질소득을 제외한 설명변수들의 평균값을 추정된 방정식에 대입하여 얻은 곡선을 통하여 파악할 수 있다. [그림 7]은 품목별 엔겔곡선 추정 결과를 필수재와 사치재로 구분하여 나타낸 것으로서, 식료품, 광열·수도, 통신의 3개 품목은 필수재, 나머지 7개 품목은 사치재의 성격을 가지는 것으로 나타났다. 엔겔곡선의 기울기 측면에서 볼 때에 필수재 성격이 가장 강한 품목은 식료품, 사치재 성격이 가장 강한 품목은 교육비인 것으로 추정되었다. 즉, 실질소득 증가 시 식료품비 비중이 가장 많이 감소하고 교육비 비중이 가장 많이 증가한다.

소득효과는 시점별로도 파악할 수 있다. [그림 8]은 1995년과 2005년의 보건·의료비 및 통신비의 엔겔곡선을 추정한 것이다.¹⁷⁾ 추정 결과에 따르면, 2005년도 보건·의료비 엔겔곡선의 기울기는 1995년에 비해 작으며, 이는 보건·의료비의 사치재로서의 성격이 약해졌음을 의미한다.¹⁸⁾ 2005년도 통신비 엔겔곡선은 1995년에 비해 수준은 높으나 기울기는 1995년에 비해 작으며, 이는 통신의 필수재로서의 성격이 약해졌음을 의미한다.

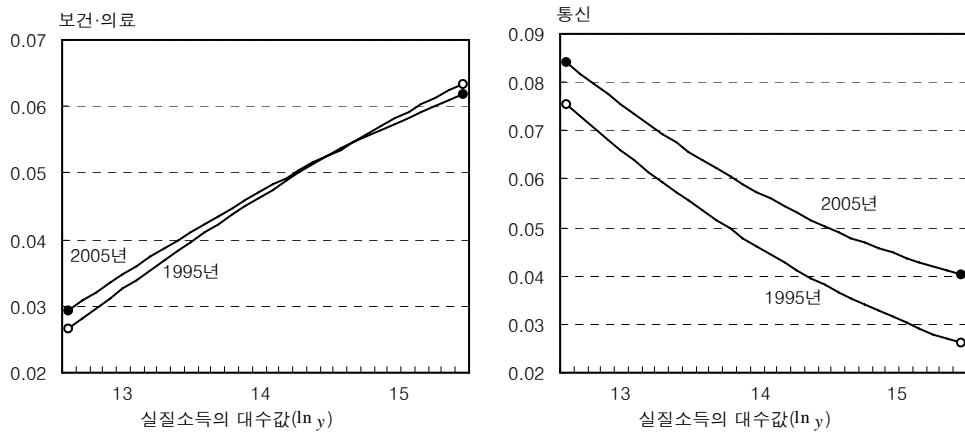
17) 한 시점의 엔겔곡선은 해당 시점의 관찰치만을 사용하여 [그림 7]에서와 동일한 방법을 적용하여 구할 수 있다.

18) 이러한 현상은 건강보험의 보장성 강화에도 일부 기인하였을 가능성이 있다.

[그림 7] 엔겔곡선 추정 결과



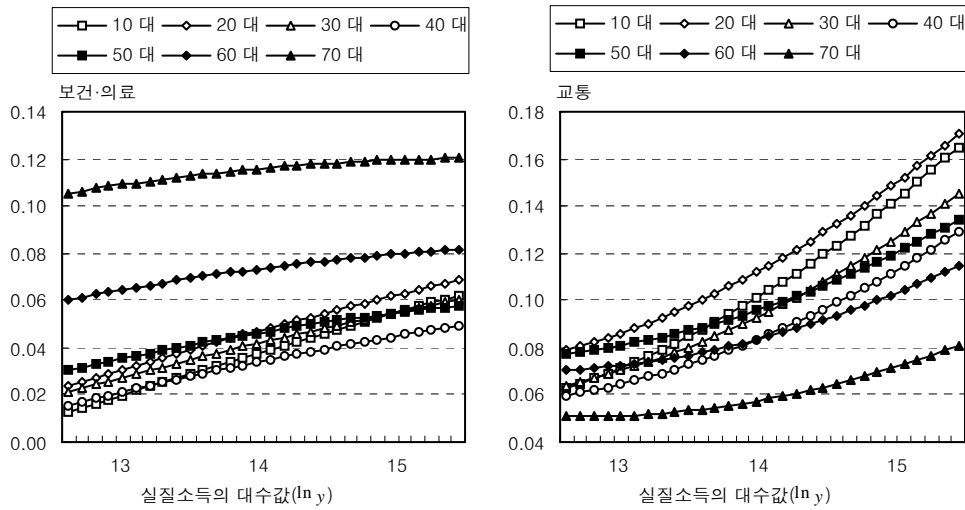
[그림 8] 소득효과의 변화



급격한 인구구조 변화를 감안할 때에 보다 중요한 것은 소득효과의 가구주 연령계층별 격차, 즉 연령효과와 소득효과의 결합효과이다. 가구주 연령계층별 구성 변화 시 소득증가율이 동일하다고 해도 소득효과가 상이하다면 그렇지 않은 경우에 비해 총소득효과의 크기가 다를

것이기 때문이다. 예를 들어, 한 품목에 대한 소득효과가 큰 계층의 구성비가 증가하는 경우 이 품목의 지출비 중 증가분은 계층별 소득효과가 동일한 경우에 비해 클 것이다. 추정식 (9)에서 실질소득의 계수에 가구주 연령을 포함시킨 것은 이러한 결합효과를 파악하기 위해서이다.

[그림 9] 가구주 연령계층별 엔겔곡선 추정 결과



[그림 9]는 이러한 결합효과를 파악하기 위하여, 가구주 연령계층별 소득효과 의 격차가 큰 2개 품목의 엔겔곡선을 추정 한 것이다. 이에 따르면 가구주 연령 60대 이상에서는 보건·의료비 비중이 급속하게 증가하고 있음을 알 수 있다. 그러나 소득효과, 즉 엔겔곡선의 기울기 측면에서는 여타 계층에 비해 낮은 편이 며, 특히 가구주 연령계층이 높아질수록 소득효과 의 크기는 작아지는 것으로 나타 났다.¹⁹⁾ 교통비의 경우에도 가구주 연 령이 높을수록 엔겔곡선의 기울기가 작 은 것으로 추정되었다. 따라서, 전 연령 계층의 소득증가율이 동일하다면 고령층 비중의 증가분이 클수록 소득증가로 인

한 보건·의료비 및 교통비 지출비중의 증가분이 작아질 것이다.

여기에서 한 가지 주의할 점은, 보건· 의료비의 경우 인구구조 변화의 직접효과 와 간접효과가 반대 방향으로 나타난 다는 점이다. [그림 9]에 나타난 바와 같 이 고령층의 보건·의료비 엔겔곡선은 여타 계층에 비하여 수준 자체는 극히 높 으나 기울기는 작다. 따라서 고령층 비중 이 증가할 경우 직접적으로는 보건· 의 료비 비중이 증가할 것이나(직접효과) 소 득효과 측면에서는 감소시키는 방향으로 (간접효과) 작용할 것이다. 직접효과와 간접효과 의 상대적 크기는 전적으로 실 증분석의 대상이라고 할 수 있다.

19) 이는 보건·의료 서비스가 모든 계층에 대하여 사치재의 성격을 가지지만 가구주 연령이 높을수록 사 치재의 성격이 약해짐을 의미한다.

요인별 기여도 분석

앞의 추정 결과를 이용하면 분석대상 기간 중 소비구조 변화에 대한 요인별 기여도 분석이 가능하다. <표 2>의 1열은 1995~2005년 기간 중 품목별 지출구성비의 추정치를 구한 후 동 기간 중 구성비의 변동분을 계산한 것이다. 2열은 동일한 절차에 따라 구성비 변동분을 계산하되 가구주 연령, 여성 가구주 비중, 가구원 수 등 인구학적 요인이 변동하지 않는다는 가정을 적용한 것으로서, 소득, 물가지수 등 비인구학적 요인의 기여도에 해당한다. 3열은 1열에서 2열을 차감한 것으로서, 구성비 변동분에 대한 인구학적 요인 변화의 기여도에 해당한다. 예를 들어, 1995~2005년 기간 중 통신비 비중은 1.0%p 증가하였으며, 이 가운데 비인구학적 및 인구학적 요인 변화의 기여도는 각각 0.8%p 및 0.2%p이다.

계산 결과에 따르면, 품목별로 다소간의 차이는 있으나 전반적으로 소비구조 변화에 대한 인구학적 요인 변화의 기여도가 지대함을 알 수 있다. 예를 들어, 광열·수도 및 보건·의료비 비중의 변화는 거의 대부분 인구학적 요인 변화에 기인하고 있으며, 식료품, 피복·신발, 교통

<표 2> 소비구조 변화의 요인별 기여도

(단위: %p)

품 목	변동분	비인구학적 요인	인구학적 요인
식 료 품	-3.0	-4.2	1.2
광열·수도	0.4	0.0	0.4
가구·집기	0.0	0.4	-0.4
피복·신발	-1.3	-1.1	-0.2
보건·의료	0.2	0.0	0.2
교 육	0.4	1.7	-1.3
교양·오락	0.2	0.7	-0.4
교 통	2.2	2.6	-0.4
통 신	1.0	0.8	0.2
기 타	-0.1	-0.8	0.7

등 소득효과가 대단히 큰 품목을 제외하고는 인구학적 요인 변화의 기여도가 소비구조 변화에 상당한 영향을 미치고 있음을 알 수 있다.

IV. 소비지출구조의 전망

1. 전망을 위한 가정

여기에서는 앞 장의 추정 결과를 이용하여 2005~2020년 기간 중 가계소비지출의 품목별 구성비를 전망하기로 한다.²⁰⁾

20) 인구구조 변화가 소비구조에 미치는 영향 분석이 본 논문의 핵심적인 목적이라는 점을 고려할 때, 전망 단계에서 가장 핵심적인 가정은 향후 가구의 인구학적 구성에 관한 것이며, 본 논문에서는 통계청 「인구추계」 및 「가구추계」의 전망치를 사용하였다. 전망기간을 2020년으로 제한한 것은 「가구추계」 전망치가 2020년까지로 제한되어 있기 때문이다. 여타 설명변수에 대한 전망치가 제공된다면 「가구추계」 전망치가 더욱 장기간에 걸쳐 제공되는 경우 소비구조 전망기간을 연장하는 것이 기술적으로는 가능하다.

앞 장의 추정 결과를 이용하여 가계소비 지출의 품목별 구성을 전망하기 위해서는 설명변수들의 전망치가 필요하며, 본 논문에서는 「도시가계조사」를 이용하여 계산된 변화추세를 참고하되 「장래가구추계」, 「장래인구 특별추계」, 국민소득통계 등과 같이 국민경제 전체를 대상으로 작성된 통계자료 및 전망치와의 일관성을 유지하고자 노력하였다. 본 논문에서 채택한 가정은 다음과 같다.

가구의 인구학적 특성

가구 수, 가구주 연령, 가구주 연령계층별 특성 등 가구의 인구학적 구성과 관련된 설명변수들의 전망치는 통계청 「장래가구추계(2002)」 및 「장래인구 특별추계(2005)」의 2005~2020년 전망치를 사용하여 구하였다.

「장래가구추계」는 가구 수 전망치를 가구주 연령계층별 및 가구주 성별로 제시하고 있다. 이에 따르면 우리나라의 총 가구 수는 2005년 약 1,579만 가구에서 2020년 약 1,816만 가구로 증가할 전망이다. 연평균 증가율은 약 0.94%이다. 가구주 연령계층별로는 저출산·고령화의 영향으로 가구주 연령 20대 이하 가구의 비중이 2005년 8.3%에서 2020년 6.0%로 감

소하는 반면, 60대 이상 가구의 비중은 21.2%에서 31.2%로 크게 늘어날 것으로 전망되어, 향후 인구구조 변화가 소비구조에 상당한 영향을 미칠 것임을 짐작할 수 있다.

한편 「장래가구추계」에는 1인 가구 수가 가구주 연령계층별로 제공되고 있으며, 총 가구 수에서 이를 차감하면 가구원 수 2인 이상 가구 수를 가구주 연령계층별로 구할 수 있다. 「장래가구추계」에 의하면, 1인 가구의 비중은 2005년 17.0%에서 2020년 21.5%로 증가할 것으로 전망되며, 특히 20대 이하 및 70대 이상 계층에서 증가폭이 큰 것으로 전망되었다. 참고로, 가구주 연령계층별 가구 수 전망치를 1인 가구와 2인 이상 가구로 구분한 것은 앞 장의 추정 결과가 2인 이상 가구를 대상으로 구해진 것이기 때문이다.

가구주 연령계층별 가구 수 전망치는 가구주 성별로도 제공되고 있다. 가구주가 여성인 가구의 비중은 2005년 19.5%에서 2020년 21.9%로 완만하게 상승할 전망이다. 가구주 연령계층별로 상당한 차이가 있기는 하나 변화 추세는 유사한 것으로 전망되고 있다. 가구주 성별 가구 수는 1인 가구와 2인 이상 가구로 구분되어 있지 않으며, 본 논문에서는 가구주 연령계층별 여성 가구주 비중이 1인 가

예를 들어, Lührman(2005)은 1995~2040년을 전망대상 기간으로 설정하였다. 그러나 소비구조의 구조적 변화 가능성을 고려할 때 전망기간을 지나치게 길게 설정하는 것은 전망의 정확성 측면에 있어 바람직하지 않은 것으로 사료된다.

구와 2인 이상 가구에서 동일한 것으로 가정하였다.

가구주 연령계층별 가구원 수 및 學齡 가구원 수 전망치는 「장래가구추계」에서 제공되지 않으나, 본 논문에서는 「도시가계조사」를 이용하여 계산된 변화추세와 통계청의 「장래가구추계」 및 「장래인구특별추계」를 이용하여 다음과 같이 구하였다. 우선, 「도시가계조사」에 따르면, 가구주 연령계층별 가구원 수 및 學齡 가구원 수는 비교적 안정적인 변화추세를 나타내고 있으며, 이러한 변화추세를 연장할 경우 비교적 합리적인 전망치를 구할 수 있다. 그러나 이 방법으로 전망치를 구할 경우 「장래가구추계」 및 「장래인구특별추계」와의 일관성이 보장되지 않는다. 가구주 연령계층별 가구원 수 및 學齡 가구원 수 전망치와 「장래가구추계」의 가구 수 전망치를 바탕으로 계산된 총 가구원 수 및 學齡 가구원 수는 각각 「장래인구 특별추계」의 총인구 및 6~19세 인구 전망치와 일치하여야 하기 때문이다. 이러한 이유로 본 논문에서는 「도시가계조사」를 이용하여 계산된 가구주 연령계층별 가구원 수 및 學齡 가구원 수의 변화추세를 감안하여 일차적으로 전망치를 구한 후 「장래가구추계」 및 「장래인구 특별추계」와의 일관성이 유지되도록 조정하는 방법을 택하였다.

구체적인 절차는 다음과 같다. 한 시점에서 가구주 연령계층이 i 인 1인 가구의

가구 수, 평균 가구원 수 및 學齡 가구원 수를 각각 n_{1i} , f_{1i} , s_{1i} 라고 하고, 가구주 연령계층이 i 인 2인 이상 가구의 가구 수, 평균 가구원 수 및 學齡 가구원 수를 각각 n_{2i} , f_{2i} , s_{2i} 라고 하자. 또한 국가 전체의 총 가구 수, 총인구 및 6~19세 인구를 각각 n_T , P_T , P_S 라고 하자. 그러면 다음이 성립하여야 한다. 여기에서 식 (10)은 총인구가 일치하기 위한 조건을, 식 (11)은 6~19세 인구가 일치하기 위한 조건을 나타낸다.

$$\sum_{i=1}^7 n_{1i}f_{1i} + \sum_{i=1}^7 n_{2i}f_{2i} = P_T. \quad (10)$$

$$\sum_{i=1}^7 n_{1i}s_{1i} + \sum_{i=1}^7 n_{2i}s_{2i} = P_S. \quad (11)$$

그런데 $f_{1i} = 1$, $s_{11} = 1$, $s_{1i} = 0(i \neq 1)$ 이므로 (10)과 (11)은 다음과 동일하다.

$$\sum_{i=1}^7 n_{1i} + \sum_{i=1}^7 n_{2i}f_{2i} = P_T. \quad (10')$$

$$n_{11} + \sum_{i=1}^7 n_{2i}s_{2i} = P_S. \quad (11')$$

결국 「장래가구추계」 및 「장래인구 특별추계」와의 일관성을 유지하기 위해서는 f_{2i} 와 s_{2i} 가 다음을 만족하여야 한다.

$$\sum_{i=1}^7 n_{2i}f_{2i} = P_T - \sum_{i=1}^7 n_{1i}. \quad (10'')$$

$$\sum_{i=1}^7 n_{2i}s_{2i} = P_S - n_{11}. \quad (11'')$$

본 논문에서는 「도시가계조사」의 과거 추세를 이용하여 f_{2i} 와 s_{2i} 의 전망치를 구하고, 모든 연령계층에 동일한 상수를 곱하여 위의 조건이 충족되도록 조정하여 최종적인 전망치를 구하였다.

가구주 연령계층별 가구주 평균연령 전망치는 「도시가계조사」를 이용하여 계산된 과거의 변화추이와 「장래인구 특별추계」의 전망 결과를 고려하여 구하였다. 1982~2005년 기간 중 추계인구 자료를 이용하여 연령계층별 평균연령 추이를 계산한 결과 「도시가계조사」를 이용한 가구주 연령계층별 평균연령과의 차이가 대단히 작으며 안정적인 수준을 유지하고 있는 것으로 나타났다. 이를 감안하여 본 논문에서는 「장래인구 특별추계」에 의한 전망치로부터 2005~2020년 기간 중 연령계층별 평균 연령의 증가분을 구한 후 이를 「도시가계조사」에 의한 2005년 추세치에 적용하여 향후 가구주 연령계층별 가구주 평균연령을 전망하였으며, 이를 1인 가구 및 2인 이상 가구에 동일하게 적용하였다.

종사상 지위 및 주택보유형태

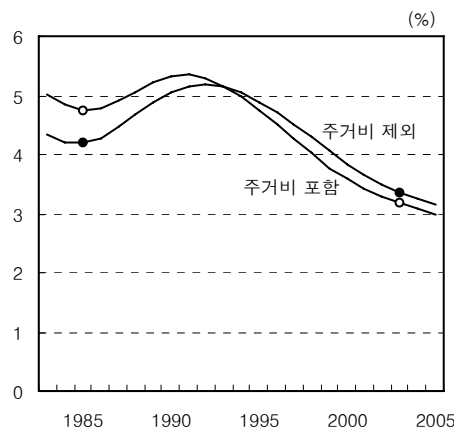
가구주 연령계층별 자영업자 및 무직자 비중은 「도시가계조사」를 이용하여 계산된 과거의 변화 추이를 연장하는 방식을 이용하여 전망하였다. 그러나 이들 비중은 최근에 들어 비교적 안정된 수준

을 유지하고 있으며, 이로 인하여 향후의 변동분은 대단히 작은 것으로 나타났다. 주택보유형태가 自家, 無償 주택, 舍宅, 전세인 가구의 비중 역시 이와 유사한 방법으로 전망하였다.

소비자물가지수

[그림 10]에 나타난 바와 같이 소비자물가지수 상승률은 1990년대 초반에 5%를 상회하는 수준까지 상승하였으나 이후에는 지속적으로 하락하여 최근에는 3%를 다소 상회하는 수준이다. 그러나 현재 우리나라의 소비자물가지수 상승률은 주요 선진국의 1~2%에 비해 높은 수준이며 소비자물가지수 상승률 둔화추세는 앞으로도 지속될 것으로 전망된다.

[그림 10] 소비자물가지수 상승률 추이



주: 1982~2005년 품목별 소비자물가지수에 HP 필터링을 적용하여 추세치를 구하고 이들의 가중평균치를 이용하여 계산한 것임.

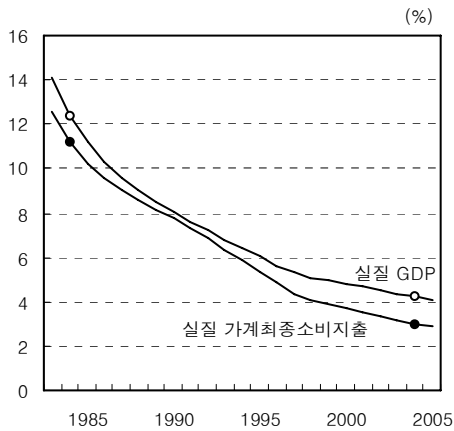
본 논문에서는 품목별 상승률의 과거 추세를 연장하여 전망치를 구하는 방식으로 2005~2020년 기간 중 품목별 소비자물가지수를 전망하였다. 이 방법을 통하여 구해진 소비자물가지수(총지수) 상승률은 2005년 약 3.2%에서 2020년 약 2.5%로 둔화될 것으로 나타났다.

2인 이상 가구의 총가계소비지출

본 논문의 총지출액 전망절차는 다음과 같다. 첫째, 국민경제의 장기성장 전망은 흔히 실질 국내총생산(GDP) 증가율을 대상으로 한다. 이는 성장회계(growth accounting) 등의 방식을 이용할 경우 비교적 합리적인 전망치를 얻을 수 있기 때문이다. 본 논문에서는 실질 GDP 증가율이 2006년 5.0%에서 2020년 4.0%로 둔화되는 경우(고성장 시나리오) 및 4.0%에서 3.0%로 둔화되는 경우(저성장 시나리오)의 두 가지 시나리오를 가정하였다.

둘째, 「도시가계조사」의 가계소비지출은 국민계정의 가계최종소비지출에 대비되는 개념이므로, 가계최종소비지출 증가율에 대한 전망이 필요하다. 그러나 [그림 11]에 나타난 바와 같이 국민소득 통계의 실질 가계최종소비지출 증가율은 실질 GDP 증가율을 하회하고 있으므로 실질 GDP 성장률에 대한 전망치를 이용하기 위해서는 두 증가율 간의 격차를 고려하여야 한다.

[그림 11] GDP와 소비지출 증가율 격차



주: 1982~2005년 실질 GDP와 실질 가계최종소비지출에 HP 필터링을 적용하여 구한 추세를 이용하여 계산한 것임.

실질 GDP와 실질 가계최종소비지출의 증가율 격차는 1980년대 말에는 0.3%p까지 축소되었으나, 이후 다시 확대되어 최근에는 약 1.2%p 수준을 기록하였다. 그러나 향후에는 이 격차가 축소될 전망이다. 명목 GDP에서 명목 가계최종소비지출이 차지하는 비중을 계산한 결과 1980년대 말 이후 50% 내외의 안정적인 수준이 유지되고 있다. 이는 실질 GDP와 실질 가계최종소비지출 간의 증가율 격차가 비소비재와 소비재의 물가상승률 격차에 기인하고 있음을 의미한다. 전술한 바와 같이 우리나라는 선진국에 비하여 소비자물가 상승률이 높은 편이며, 특히 OECD 회원국들의 경우 실질 GDP와 실질 가계최종소비지출 증가율 격차는 대단히 작은 편이다. 예를 들어, 1970~2000년 기간 중

연평균 실질 GDP 및 가계최종소비지출 증가율 격차는 미국 -0.2%, 유로지역 0.0%로 계산되었다.²¹⁾

이러한 점을 고려할 때 실질 GDP와 가계최종소비지출의 증가율 격차는 점차 축소될 가능성이 크며, 본 논문에서는 양자 간 격차가 2005년 1.2%에서 2020년 0.5%로 축소될 것으로 전망하였다. 또한 이 격차는 두 가지 시나리오에 공통적으로 적용되는 것으로 가정하였다.

셋째, 일인당 실질 가계최종소비지출은 실질 가계최종소비지출 증가율에서 인구증가율을 차감하여 계산된다. 통계청의 「장래인구 특별추계」에 따르면 우리나라의 인구증가율은 2006년 0.42%에서 2020년 0.01%로 둔화될 전망이다.

넷째, 일인당 명목 가계최종소비지출 증가율은 일인당 실질 가계최종소비지출 증가율에 소비자물가지수 상승률을 더하여 전망하였으며 <표 3>과 같다.

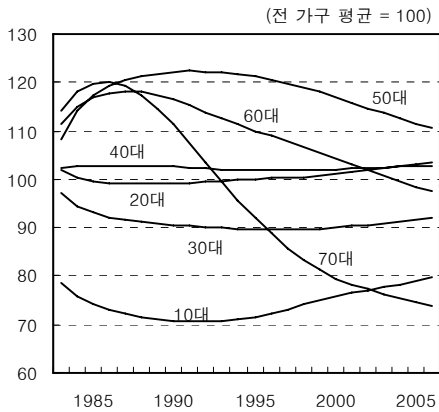
<표 3> 일인당 명목소비지출 증가율 전망

(단위: %)

연 도	실질 GDP 증가율(A)		증가율 격차(B)	인구 증가율(C)	소비자물가 상승률(D)	일인당 명목소비지출 증가율(A-B-C+D)	
	고성장	저성장				고성장	저성장
2006	5.0	4.0	1.1	0.4	3.1	6.6	5.6
2007	4.9	3.9	1.1	0.4	3.1	6.5	5.5
2008	4.9	3.9	1.1	0.4	3.0	6.5	5.5
2009	4.8	3.8	1.0	0.4	3.0	6.4	5.4
2010	4.7	3.7	1.0	0.3	2.9	6.4	5.4
2011	4.6	3.6	0.9	0.3	2.9	6.3	5.3
2012	4.6	3.6	0.9	0.3	2.8	6.3	5.3
2013	4.5	3.5	0.8	0.2	2.8	6.2	5.2
2014	4.4	3.4	0.8	0.2	2.8	6.2	5.2
2015	4.4	3.4	0.7	0.2	2.7	6.2	5.2
2016	4.3	3.3	0.7	0.1	2.7	6.1	5.1
2017	4.2	3.2	0.6	0.1	2.6	6.1	5.1
2018	4.1	3.1	0.6	0.1	2.6	6.1	5.1
2019	4.1	3.1	0.5	0.0	2.5	6.0	5.0
2020	4.0	3.0	0.5	0.0	2.5	5.9	4.9

21) www.sourceoecd.org에서 입수한 OECD 국가들의 국민계정(national accounts) 통계자료를 이용하였다.

[그림 12] 가구주 연령계층별 가구원
일인당 명목 가계소비지출



주: 1982~2005년 「도시가계조사」를 이용하여 가구원 일인당 명목가계소비지출을 단순평균으로 계산한 후 HP 필터링을 적용하여 구한 추세치를 이용하였음.

다섯째, 가구원 일인당 명목 가계소비 지출 증가율은 가구주 연령계층별로 상당한 격차를 나타내고 있다. [그림 12]는 가구원 일인당 명목 가계소비지출을 가구주 연령계층별로 계산한 후 전 가구 평균 대비 상대지수로 나타낸 것이다. 이에 따르면, 가구원 일인당 명목 가계소비지출은 가구주 연령이 50대와 60대인 가구에서 높은 편이고, 20대와 40대 가구는 전 가구 평균과 유사하며, 10대 가구는 전 가구 평균을 하회하고 있다. 가구주 연령이 70대인 가구의 경우에는 1980년대 초까지는 일인당 지출액이 가장 높은 수준을 기록하였으나, 이후 급속히 감소하여 최근에는 가장 낮은 수준에 머무르고 있다.

그러나 연령계층별 격차는 1990년대 이후 전반적으로 축소되는 추세이다. 즉, 1990년대 이후 전 가구 평균을 크게 상회하는 50대와 60대 가구의 일인당 지출액이 상대적으로 감소하는 반면, 전 가구 평균을 하회하는 10대와 30대 가구의 일인당 지출액은 증가하는 추세이다.

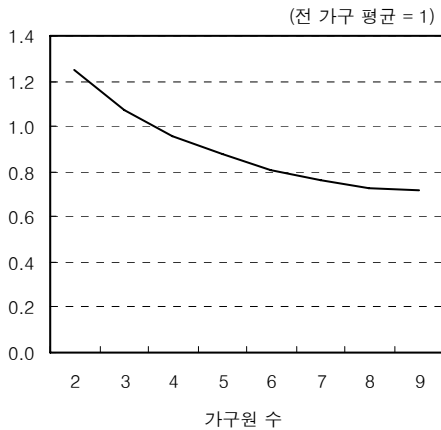
이와 같이 일인당 명목 가계소비지출 증가율은 가구주 연령계층별로 격차를 보이고 있는 것이 사실이나, 이러한 격차가 앞으로도 계속 지속될 것으로 보기는 어려우며, 본 논문에서는 <표 3>의 일인당 명목소비지출 증가율 전망치를 모든 연령계층에 동일하게 적용하였다. 이는 가구원 일인당 지출액의 가구주 연령계층별 격차가 이미 상당 부분 해소된 것으로 판단될 뿐 아니라, 이에 관한 기존의 연구가 거의 없는 실정에서 가구주 연령계층별 격차를 전망하기 위한 자의적인 가정을 배제하기 위해서이다.

마지막으로, 가구당 가계소비지출액은 가구원 수와 가구원 일인당 가계소비지출액 전망치를 곱하여 구하였다.

1인 가구의 총가계소비지출

「도시가계조사」는 2인 이상 가구만을 대상으로 작성되므로 1인 가구에 대한 직접적인 정보를 제공하지 않으며, 이를 위해서는 2인 이상 가구의 통계를 이용한 간접적인 추론이 불가피하다.

[그림 13] 가구원 수별 가구원 일인당 명목 가계소비지출



주: 가구원 일인당 명목 가계소비지출을 가구원 수별로 계산한 후 전 가구 평균을 1로 하여 표준화한 수치의 전 기간 단순평균임.

『도시가계조사』를 이용하여 분석한 결과에 따르면, [그림 13]에 나타난 바와 같이 가구의 규모가 커질수록 가구원 일인당 가계소비지출이 작아지는 것으로 나타났다. 따라서 이러한 관계가 1인 가구에도 적용된다고 가정하면 1인 가구의 명목 소비지출액을 전망할 수 있다.

분석 결과에 따르면, 일인당 지출액은 가구주 연령계층별로 상당한 차이를 보이고 있으나, 대부분의 경우 가구원 수의 지수함수(exponential function) 형태로 나타났다. 따라서 본 논문에서는 일인당 명목 가계소비지출을 가구원 수별, 연도별 및 가구주 연령계층별로 계산하고 전 가구 평균 대비 상대 수치를 구한 후 가구원 수를 설명변수로 하는 지수함수를 추

정하고 전 기간 평균값을 1인 가구의 전 가구 평균 대비 지출액으로 가정하였다.

일인당 명목 가계소비지출을 제외한 모든 설명변수들의 전망치는 1인 가구와 2인 이상 가구에 동일하게 적용되는 것으로 가정하였다.

비도시가계의 소비구조

앞 장의 추정 결과는 『도시가계조사』를 이용한 것이므로 비도시가계의 특성을 반영하지 못하며, 도시-비도시 간 소득격차를 감안할 때 이에 근거한 전망 결과는 소득효과를 과대추정할 가능성이 있다. 그러나 2003년 이후에 작성된 『가계조사』는 비도시가계를 포함하고 있으므로 이를 이용하면 도시지역과 비도시지역의 격차를 파악할 수 있다.

분석 결과, 도시가계와 비도시가계는 교육비 비중 및 일인당 소비지출에 있어 다소간의 차이를 가지는 것이 사실이나 전망 결과에 근본적인 변화를 가져올 만한 규모는 아닌 것으로 판단되었다. 특히 비도시가계의 비중이 대단히 작을 뿐 아니라 지속적으로 감소하고 있다는 점을 감안할 때, 『도시가계조사』를 이용한 추정 결과에 근거한 전망치의 오류는 점차 감소할 것으로 판단된다. 이러한 이유로 본 논문에서는 앞 장의 추정 결과가 전 가구에 적용된다는 가정하에 전 가구의 소비구조를 전망하였다.

2. 전망 결과

소비구조 전망

품목별 구성비 함수에 포함된 설명변수들의 전망치를 이용하면 향후 우리나라 전체 가계소비지출의 구성 변화 추이를 전망할 수 있으며 전망 절차는 다음과 같다. 첫째, 가구주 연령계층별 가구원수와 일인당 명목 소비지출 전망치를 이용하여 가구당 명목 소비지출 전망치를 구한 후 품목별 소비자물가지수 전망치를 적용하여 가구당 실질 소비지출 전망치를 계산한다. 둘째, 가구당 실질 소비지출 및 여타 설명변수의 전망치를 앞 장의 품목별 구성비 함수 추정 결과에 적용하여 품목별 구성비를 가구주 연령계층별로 전망한다. 셋째, 여기에 명목 소비지출 총액을 곱하면 품목별 명목 소비지출액을 가구주 연령계층별로 얻게 되며, 이를 모두 더하면 전 가구의 품목별 명목 소비지출액을 얻게 된다.

<표 4>와 <표 5>는 이상의 절차에 따라 고성장 및 저성장 시나리오하에서 2005~2020년 기간 중 우리나라 전 가구 가계소비지출의 품목별 구성비를 계산한 것이며, [그림 14]는 이 기간 중 구성비 변동분을 그래프로 나타낸 것이다.

고성장 시나리오의 경우 구성비 증가분이 가장 큰 품목은 교육비로서 2005년 11.8%에서 2020년 13.9%로 2.1%p 증가하

는 것으로 나타났으며, 감소분이 가장 큰 품목은 식료품비로서 2005년 26.0%에서 2020년 21.1%로 4.8%p 감소하는 것으로 나타났다. 이들 품목 외에 보건·의료비와 교양·오락비 비중은 각각 0.7%p 증가하고, 교통비와 기타 소비지출 비중은 각각 1.6%p 증가하는 반면, 광열·수도, 가구·집기, 피복·의류, 통신비 비중은 모두 0.5%p 내외 감소하는 것으로 전망되었다.

전망 결과에 따르면, 품목별 구성비 변동분은 가구주 연령계층별로 상당한 차이를 가지는 것으로 전망되었다. 예를 들어, 식료품비의 경우 60대 이상 가구에서는 낮은 소득수준으로 인하여 구성비 감소분이 여타 연령계층에 비해 상당히 낮은 수준으로 전망되었으며, 교육비의 경우 가구주 연령 50대 및 60대 가구에서의 구성비 증가분이 여타 연령계층에 비해 대단히 높은 수준으로 전망되었다.

저성장 시나리오에서의 가계소비지출 품목별 구성비 전망 결과를 고성장 시나리오에서와 비교해 보면, 전 가구 및 가구주 연령계층별 구성비의 변동 방향이 대부분의 경우 일치하는 것으로 나타났다. 그러나 변동분의 크기는 고성장 시나리오에 비해 대부분의 경우 작은 것으로 나타났으며, 이는 여타 조건이 동일할 경우 저성장 시나리오에서의 소득 변동폭이 고성장 시나리오에 비해 작으므로 소득효과 역시 작기 때문이다.

〈표 4〉 품목별 가계소비지출 구성비 전망 결과(고성장 시나리오)

(단위: %)

가구주 연령계층	연 도	품목별									
		①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨	⑩
전 가구	2005	26.0	4.3	4.5	6.5	5.6	11.8	5.7	11.2	4.1	20.5
	2010	24.9	3.9	4.3	6.9	6.0	12.2	5.9	11.0	3.6	21.4
	2015	23.3	3.7	4.2	6.7	6.2	12.9	6.1	11.5	3.4	21.9
	2020	21.1	3.7	3.9	6.1	6.3	13.9	6.4	12.8	3.7	22.0
10대	2005	26.6	5.2	2.8	8.1	3.3	20.8	8.1	9.0	5.7	10.5
	2010	25.7	4.5	2.7	8.6	3.2	21.4	8.8	9.8	5.3	9.9
	2015	24.0	4.2	2.7	8.6	3.2	22.1	9.7	11.4	5.3	8.8
	2020	21.6	4.1	2.7	8.1	3.1	23.2	10.6	13.9	5.5	7.2
20대	2005	25.9	4.3	5.2	7.8	5.9	4.8	6.9	14.1	4.6	20.6
	2010	24.6	3.9	5.2	8.0	6.4	5.3	7.1	14.5	4.0	21.1
	2015	22.6	3.8	5.2	7.8	6.9	5.9	7.4	15.6	3.7	21.0
	2020	19.9	4.0	5.3	7.0	7.2	6.9	7.8	17.7	3.9	20.4
30대	2005	26.1	4.1	5.5	6.7	5.2	11.2	6.4	11.9	3.7	19.1
	2010	25.0	3.7	5.6	7.0	5.5	11.6	6.8	11.6	3.2	19.8
	2015	23.3	3.6	5.7	6.9	5.8	12.1	7.3	12.2	3.0	20.2
	2020	20.9	3.7	5.7	6.2	5.9	13.1	7.8	13.6	3.3	20.0
40대	2005	24.9	4.0	3.9	6.5	4.6	18.0	5.4	10.8	4.3	17.7
	2010	23.8	3.5	4.0	6.8	4.9	18.5	5.6	10.7	3.8	18.3
	2015	22.1	3.3	4.1	6.7	5.2	19.0	5.8	11.4	3.6	18.6
	2020	19.7	3.4	4.2	6.1	5.3	20.1	6.1	13.0	3.8	18.4
50대	2005	25.7	4.0	4.0	6.7	5.3	9.2	5.4	11.5	4.4	23.8
	2010	24.5	3.5	3.8	7.0	5.7	10.3	5.7	11.4	3.8	24.3
	2015	22.7	3.2	3.6	7.0	5.8	11.6	5.9	12.0	3.6	24.5
	2020	20.3	3.1	3.4	6.4	5.8	13.4	6.2	13.3	3.8	24.3
60대	2005	27.9	5.2	4.3	6.1	7.5	4.4	5.2	9.8	3.6	26.1
	2010	26.9	4.7	3.9	6.2	7.8	5.4	5.2	9.6	3.3	27.0
	2015	25.2	4.3	3.4	5.9	8.0	6.8	5.3	10.1	3.3	27.7
	2020	23.1	4.2	2.8	5.2	8.0	8.5	5.4	11.2	3.7	27.9
70대	2005	30.5	6.9	4.0	5.1	12.1	5.3	4.8	6.6	3.5	21.2
	2010	29.9	6.6	3.2	5.6	11.4	6.0	5.0	6.7	3.3	22.2
	2015	28.9	6.5	2.3	5.7	10.6	7.1	5.2	7.2	3.5	23.0
	2020	27.4	6.4	1.3	5.5	9.6	8.6	5.4	8.3	4.0	23.5

주: ① 식료품, ② 광열·수도, ③ 가구·집기·가사용품, ④ 피복·신발, ⑤ 보건·의료, ⑥ 교육, ⑦ 교양·오락, ⑧ 교통, ⑨ 통신, ⑩ 기타 소비지출.

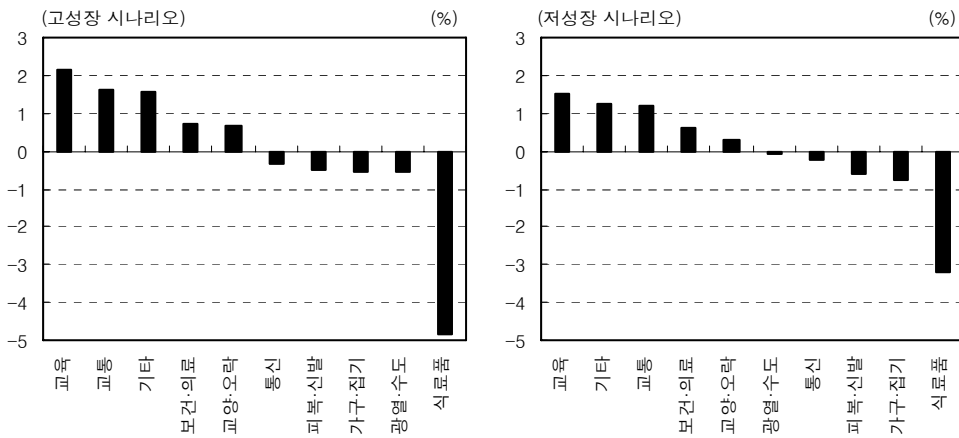
〈표 5〉 품목별 가계소비지출 구성비 전망 결과(저성장 시나리오)

(단위: %)

가구주 연령계층	연 도	품목별									
		①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨	⑩
전 가구	2005	26.0	4.3	4.5	6.5	5.6	11.8	5.7	11.2	4.1	20.5
	2010	25.5	4.0	4.2	6.8	5.9	12.0	5.8	10.8	3.6	21.3
	2015	24.4	4.0	4.0	6.6	6.1	12.5	5.9	11.3	3.5	21.7
	2020	22.8	4.2	3.7	5.9	6.2	13.3	6.0	12.4	3.9	21.7
10대	2005	26.6	5.2	2.8	8.1	3.3	20.8	8.1	9.0	5.7	10.5
	2010	26.2	4.7	2.6	8.5	3.2	21.3	8.7	9.7	5.4	9.8
	2015	25.1	4.5	2.5	8.5	3.0	21.8	9.4	11.1	5.4	8.7
	2020	23.3	4.5	2.3	8.0	2.8	22.7	10.1	13.4	5.8	7.0
20대	2005	25.9	4.3	5.2	7.8	5.9	4.8	6.9	14.1	4.6	20.6
	2010	25.1	4.1	5.1	8.0	6.3	5.1	7.0	14.3	4.0	21.0
	2015	23.8	4.2	5.0	7.7	6.7	5.6	7.1	15.3	3.9	20.8
	2020	21.6	4.5	5.0	6.9	7.0	6.3	7.4	17.1	4.1	20.2
30대	2005	26.1	4.1	5.5	6.7	5.2	11.2	6.4	11.9	3.7	19.1
	2010	25.6	3.9	5.5	7.0	5.5	11.5	6.7	11.5	3.2	19.7
	2015	24.4	3.9	5.5	6.8	5.7	11.8	7.0	11.8	3.2	20.0
	2020	22.6	4.2	5.4	6.1	5.7	12.5	7.4	13.0	3.5	19.7
40대	2005	24.9	4.0	3.9	6.5	4.6	18.0	5.4	10.8	4.3	17.7
	2010	24.3	3.7	3.9	6.8	4.9	18.3	5.5	10.6	3.8	18.2
	2015	23.2	3.6	4.0	6.6	5.1	18.6	5.6	11.2	3.7	18.4
	2020	21.4	3.8	4.0	6.0	5.1	19.4	5.7	12.5	3.9	18.1
50대	2005	25.7	4.0	4.0	6.7	5.3	9.2	5.4	11.5	4.4	23.8
	2010	25.0	3.7	3.8	7.0	5.6	10.1	5.6	11.3	3.8	24.2
	2015	23.7	3.5	3.5	6.8	5.8	11.2	5.7	11.8	3.7	24.3
	2020	21.9	3.6	3.1	6.2	5.7	12.7	5.9	12.9	4.0	23.9
60대	2005	27.9	5.2	4.3	6.1	7.5	4.4	5.2	9.8	3.6	26.1
	2010	27.3	4.9	3.8	6.1	7.8	5.2	5.1	9.6	3.3	26.9
	2015	26.2	4.7	3.3	5.8	7.9	6.3	5.1	9.9	3.4	27.4
	2020	24.6	4.7	2.6	5.0	7.9	7.8	5.1	10.9	3.9	27.5
70대	2005	30.5	6.9	4.0	5.1	12.1	5.3	4.8	6.6	3.5	21.2
	2010	30.4	6.8	3.1	5.5	11.4	5.8	5.0	6.6	3.4	22.0
	2015	29.8	6.8	2.2	5.5	10.6	6.7	5.1	7.1	3.6	22.6
	2020	28.8	7.0	1.2	5.3	9.5	7.9	5.2	8.1	4.1	23.0

주: ① 식료품, ② 광열·수도, ③ 가구·집기·가사용품, ④ 피복·신발, ⑤ 보건·의료, ⑥ 교육, ⑦ 교양·오락, ⑧ 교통, ⑨ 통신, ⑩ 기타 소비지출.

[그림 14] 2005~2020년 기간 중 전 가구 명목 가계소비지출의 품목별 구성비 변동분



품목별 지출액과 증가율 전망

본 논문에서 사용한 방법론에 의하면, 우리나라 전 가구의 가계소비지출이 품목별로 계산되므로, 이를 이용하면 품목별 소비지출액 및 증가율을 계산할 수 있다. <표 6>은 이와 같이 계산된 2005년과 2020년의 전 가구 명목 및 실질 가계소비지출을 품목별 및 시나리오별로 계산한 것이다. 이에 따르면 우리나라 전체의 명목 가계소비지출은 2005년 358.6조원에²²⁾ 2020년 924조원(고성장 시나리오) 및 802조원(저성장 시나리오)으로 증가할 것으로 전망되었으며, 이 기간 중 연평균 증가율은 6.5%(고성장 시나리오) 및 5.5%(저성장 시나리오)로 계산되었다. 또한 이 기간 중 실질 가계소비지출의 연평균

증가율은 4.2%(고성장 시나리오) 및 3.2%(저성장 시나리오)로 계산되었다.

[그림 15]는 명목 및 실질 가계소비지출의 연평균 증가율을 품목별로 계산한 것이다. 계산 결과에 따르면, 교육비, 교통비 등과 같이 구성비 증가분이 큰 품목일수록 명목지출액 증가율이 크며, 서비스에 대한 지출 증가율이 제조업제품에 비해 크다는 점을 알 수 있다. 명목 및 실질 지출액의 증가율 순위 간에는 상당한 괴리가 나타나고 있으며, 이는 품목별 소비자물가지수 상승률의 차이에 기인한다. 특히, 물가지수 상승률이 높을 것으로 전망되는 교통비와 광열·수도비의 경우 상당한 괴리가 발견된다. 실질 지출액 기준 증가율이 가장 높은 품목은 통신비 및 교양·오락비인 것으로 나타났다.

22) 한국은행 『국민소득통계』의 2005년 명목 및 실질 가계최종소비지출은 각각 415.4조원 및 351.8조원이다.

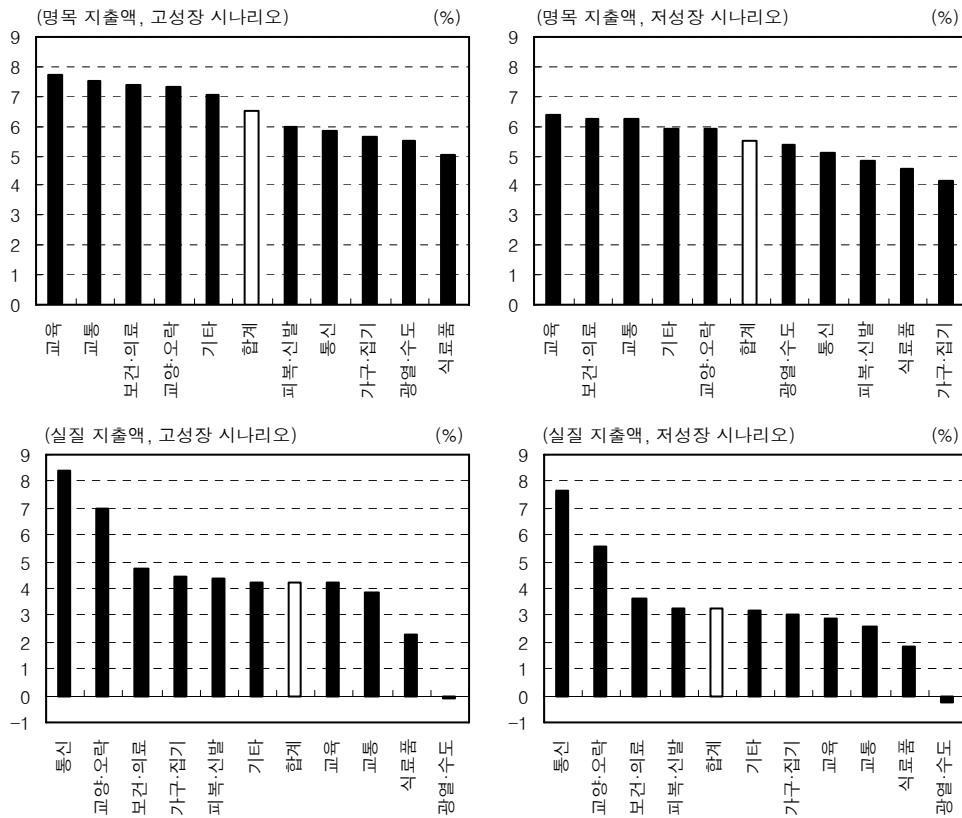
〈표 6〉 품목별 명목 및 실질 가계소비지출 전망 결과(전 가구)

(단위: 조원)

구분	연도	품목별										
		①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨	⑩	합계
명목	2005	93.1	15.4	16.0	23.5	20.0	42.2	20.5	40.0	14.6	73.4	358.6
	2020 (고성장)	195.4	34.5	36.3	56.0	58.4	128.4	58.9	118.4	34.4	203.8	924.4
	2020 (저성장)	182.5	33.8	29.5	47.5	49.6	106.3	48.4	99.2	31.0	174.3	802.2
실질	2005	76.3	12.1	14.5	20.8	16.6	33.0	20.1	33.5	17.2	60.1	304.2
	2020 (고성장)	107.2	11.9	27.7	39.4	33.2	61.3	55.6	58.7	57.5	111.9	564.5
	2020 (저성장)	100.2	11.7	22.5	33.4	28.2	50.8	45.6	49.2	51.8	95.8	489.2

주: ① 식료품, ② 광열·수도, ③ 가구·집기·가사용품, ④ 피복·신발, ⑤ 보건·의료, ⑥ 교육, ⑦ 교양·오락, ⑧ 교통, ⑨ 통신, ⑩ 기타 소비지출.

〈그림 15〉 2005~2020년 기간 중 품목별 명목 및 실질 가계소비지출 연평균 증가율



요인별 기여도

<표 4>와 <표 5>의 전망 결과는 전망에 사용된 모든 설명변수의 값이 동시에 변화한다는 가정하에 작성된 것이다. 그러나 특정 변수만이 변동된다는 가정하에서 구성비 전망치를 계산하면 최종적인 구성비 변동분에 대한 해당 변수의 기여도를 파악할 수 있다. <표 7>은 이러한 방법으로 품목별 구성비 변동분에 대한 요인별 기여도를 계산한 결과로서, 1~10

행은 10개 변동요인 가운데 해당 요인만이 변동하는 경우 2005~2020년 기간 중 품목별 명목 가계소비지출 구성비 변동분이다. 10개 요인 가운데 첫 5개 및 나머지 5개 요인은 각각 인구학적 및 비인구학적 변동요인에 해당하며, 11행은 인구학적 요인만 변동하는 경우, 12행은 비인구학적 요인만 변동하는 경우의 품목별 구성비 변동분이다. 마지막 행은 모든 요인이 변동하는 경우에 해당하며 <표 4>의 내용과 일치한다.

<표 7> 품목별 구성비 변동분에 대한 변동요인별 기여도 추정 결과(고성장 시나리오)

(단위: %p)

요인별	품목별									
	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨	⑩
1. 여성가구주 비중	-0.01	0.00	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00	-0.01	0.00	-0.02
2. 가구원 수	0.28	0.10	-0.06	-0.03	-0.02	-0.24	-0.05	-0.08	0.06	0.04
3. 學齡 가구원 수	0.13	0.01	0.10	-0.01	0.14	-0.91	0.02	0.17	0.03	0.31
4. 가구주 연령	0.03	0.01	-0.02	-0.01	0.01	-0.01	-0.02	-0.02	0.00	0.03
5. 가구주 연령계층별 가구 수	0.33	0.16	-0.12	-0.09	0.31	-0.91	-0.14	-0.25	0.01	0.69
6. 자영자·무직자 비중	-0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
7. 유주택 비중	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
8. 일인당 명목소득	-10.25	-3.01	1.66	0.90	0.88	3.90	2.24	2.76	-0.99	1.91
9. 소비자물가지수	3.40	2.06	-0.88	-1.62	-0.77	-1.19	-1.01	0.52	1.46	-1.97
10. 소득분포	1.24	0.29	-1.04	0.21	0.26	1.19	-0.38	-1.25	-0.85	0.34
11. 인구학적 요인(1~5)	0.75	0.28	-0.10	-0.14	0.42	-1.95	-0.18	-0.19	0.10	1.01
12. 비인구학적 요인(6~10)	-5.70	-0.77	-0.22	-0.40	0.42	3.92	0.90	1.94	-0.49	0.41
모든 요인(1~10)	-4.82	-0.56	-0.53	-0.48	0.74	2.13	0.66	1.64	-0.36	1.59

주: 1) ① 식료품, ② 광열·수도, ③ 가구·집기·가사용품, ④ 피복·신발, ⑤ 보건·의료, ⑥ 교육, ⑦ 교양·오락, ⑧ 교통, ⑨ 통신, ⑩ 기타 소비지출.

2) 참고로, 개별 요인의 기여도의 합이 마지막 행의 수치와 일치하지 않는 것은 QUAIDS 모형이 설명변수들에 대하여 비선형(nonlinear)이기 때문이다.

3) '유주택 비중'은 주택보유형태가 自家, 無償 주택, 舍宅, 전세인 가구의 비중을 말함.

품목별 구성비 변동분에 대한 요인별 기여도는 다음과 같다. 첫째, 가구주의 성별, 종사상 지위 및 주택보유형태의 기여도는 대단히 작은 것으로 나타났으며, 이는 앞에서 살펴본 바와 같이 이들 요인의 영향력이 크지 않을 뿐 아니라 이들의 변동분이 크지 않기 때문이다.

둘째, 가구원 수의 감소는 식료품비(0.28%p), 광열·수도비(0.10%p) 및 교육비(-0.24%p) 비중의 변동에 비교적 유의한 영향을 미치고 있으며, 이러한 결과는 앞 장의 추정 결과, 즉 가구규모의 경제효과(returns to household size) 추정 결과와 일치한다. 이와 동시에 學齡 가구원 수의 감소는 교육비 비중의 변동에 상당한 영향(-0.91%p)을 미치고 있다.

셋째, 가구주 연령의 변화는 동일 연령 계층 내에서의 변화에 해당하며, <표 7>에 나타난 바와 같이 소비구조에 미치는 영향이 미미한 것은 동일 계층 내에서의 변화폭이 작기 때문이다.

넷째, 가구주 연령계층별 가구 수의 변화가 소비구조에 미치는 영향은 본 논문에서 가장 주목하고 있는 항목이다. 우리나라는 저출산·고령화로 인하여 가구주 연령 30대 이하 가구의 비중이 빠르게 감소하는 반면 60대 이상 가구의 비중이 빠르게 증가하고 있으며, 이는 향후 가계소비지출의 품목별 구성에도 지대한 영향을 미칠 것이기 때문이다. 전망 결과에 따르면, 고령 가구의 비중이 늘어남에 따라,

식료품, 광열·수도, 보건·의료 등과 같이 이들 가구의 가계소비지출에서 높은 비중을 차지하는 품목의 구성비가 증가하고 있음을 알 수 있다. 예를 들어, 보건·의료비의 경우 구성비 증가분 0.74%p 가운데 0.31%p는 가구주 연령계층별 구성의 변화에 기인하고 있다. 한편, 교육비의 경우 저출산의 영향으로 가구주가 대부분 학생인 20대 이하 가구의 비중이 빠르게 감소하고, 교육비 비중이 낮은 고령층 가구의 구성비가 증가함에 따라 가구주 연령계층별 구성 변화로 인한 지출비중 감소분이 -0.91%p에 달하는 것으로 전망되었다. 이와 같이 가구주 연령계층별 구성 변화는 향후 가계소비지출의 품목별 구성에 지대한 영향을 미칠 것으로 전망되고 있다.

다섯째, 소득 변화는 향후 가계소비지출 구성에 가장 큰 영향을 미칠 것으로 전망되었다. 소득수준의 향상은 식료품(-10.25%p), 광열·수도비(-3.01%p), 통신비(-0.99%p) 등 필수재의 비중을 감소시키는 반면 사치재의 비중을 증가시킬 것이라는 점이 확인되었다. 특히, 소득수준 향상으로 인한 교육비의 구성비 증가분은 3.90%p에 달하는 것으로 나타났다.

여섯째, <표 7>에 의하면, 소비자물가지수 변화로 인한 영향은 명목소득 변화로 인한 영향과 반대 방향으로 작용함을 알 수 있는데, 이는 소비자물가지수 상승시 실질소득을 감소시키기 때문이다.

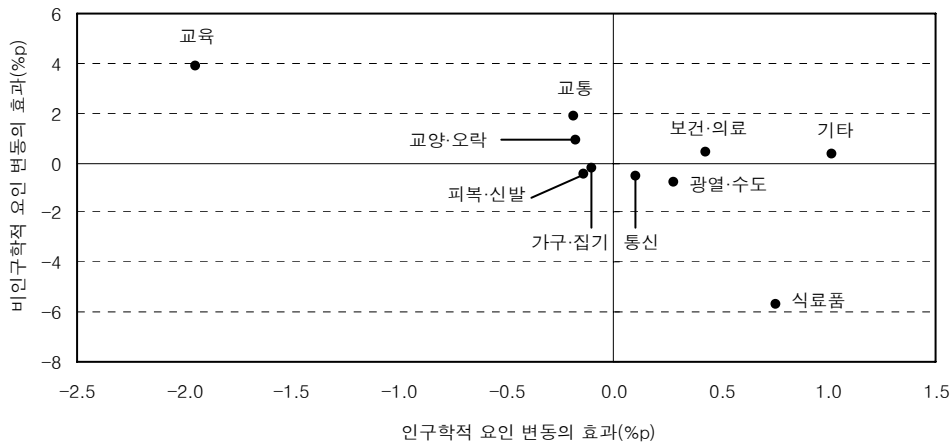
다양한 요인을 인구학적 요인과 비인구학적 요인으로 구분할 경우, 비인구학적 요인 변동이 인구학적 요인 변동에 비하여 영향력의 절대적인 규모가 큰 것으로 나타났다. 5개 인구학적 요인 중에서는 가구주 연령계층별 구성 및 學齡 가구원 수의 변화가 가장 큰 영향을 미치며, 특히 교육, 보건·의료, 식료품 및 기타 소비지출의 비중이 미치는 영향이 큰 것으로 나타났다. 5개 비인구학적 요인 중에서는 일인당 명목소득, 소비자물가지수와 같이 실질소득에 영향을 미치는 요인 변동의 효과가 가장 크며, 특히 식료품비 및 교육비 비중에 지대한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

<표 7>에서 발견할 수 있는 흥미로운 사실은, 인구학적 요인과 비인구학적 요인 변동의 효과가 전반적으로 볼 때에 반

대 방향으로 작용하고 있다는 점이다. [그림 16]은 <표 7>의 11행과 12행, 즉 인구학적 요인 및 비인구학적 요인 변동이 2005~2020년 기간 중 전 가구 가계소비지출의 품목별 구성비 변동분에 미치는 효과를 분산도(scatter diagram)로 나타낸 것으로서, 두 요인의 영향이 전반적으로 상반되고 있음을 알 수 있다.

저출산·고령화 등 인구구조의 변화가 소비구조에 미치는 영향의 측면에 있어, 교육비 및 보건·의료비 비중에 대해서는 추가적인 언급이 필요한 것으로 사료된다. 이들 두 품목은 최근의 급속한 인구구조 변화에 따라 지대한 관심을 받고 있을 뿐 아니라, 인구학적 요인 및 비인구학적 요인 변동의 효과 측면에 있어 추가적인 논의가 필요한 것으로 판단되기 때문이다.

[그림 16] 인구학적 요인과 비인구학적 요인의 영향 비교(고성장 시나리오)



최근의 급속한 출산율 하락으로 인하여 향후 學齡者數는 빠르게 감소할 전망이다. 그럼에도 불구하고 위에서 살펴본 바와 같이 가계소비지출에서 교육비가 차지하는 비중은 점차 늘어날 것으로 전망된다. 이는 學齡者數 감소 등 인구학적 요인에 의한 교육비 비중의 감소분(-1.95%p)에 비해 교육의 강한 사치재적 성격, 즉 높은 소득효과로 인한 상승분(3.92%p)이 훨씬 크기 때문이다.

이와는 반대로, 보건·의료비 비중의 경우에는 인구학적 요인과 비인구학적 요인 모두 보건·의료비 비중을 증가시키는 방향으로 작용한다. 보건·의료비의 경우 가계소비지출에서 차지하는 비중이 높은 고령층 가구의 구성비가 증가하는 등 인구학적 요인 변동의 효과는 보건·의료비 비중을 상승시키는(+0.42%p) 방향으로 작용한다. 동시에, 보건·의료비는 正(+)의 소득효과를 가지며, 이러한 비인구학적 요인의 변동 역시 보건·의료비 비중을 상승시키는(+0.42%p) 방향으로 작용한다.

결론적으로, 저출산·고령화 등 인구구조의 변화는 교육비 비중을 감소시키는 반면 보건·의료비 비중을 증가시키는 방향으로 작용하나, 두 품목 모두 소득수준 향상으로 인하여 비중이 증가하며, 특히 교육비의 경우 강한 소득효과가 學齡者數 감소에 따른 감소효과를 초과하는 것으로 나타났다.

V. 결 론

본 논문의 목적은 저출산·고령화에 따른 급속한 인구구조 변화가 향후 우리나라의 산업구조에 미치게 될 영향을 전망하는 것이다. 이를 위하여 본 논문에서는 「도시가계조사」의 가구 단위 자료에 수요분석방법론의 하나인 QUAIDS 모형을 적용하여 품목별 가계소비지출 구성비 함수를 추정하고, 가구주 연령계층별 가구 수, 學齡 가구원 수 등의 인구학적 요인 전망치와 소득, 소비자물가지수 등 비인구학적 요인의 전망치를 추정 결과에 적용함으로써 2006~2020년 가계소비지출의 구성 변화를 전망하였다. 전망 단계에서는 향후 경제성장률, 인구 및 가구의 구성 등 전 산업 및 전 가구를 대상으로 하는 기존의 전망 결과와의 일치성을 유지하고자 노력하였다.

전망 결과에 따르면, 교육, 교양·오락, 보건·의료, 기타 소비지출 등 서비스에 대한 지출의 비중은 증가하는 반면, 식품, 피복·신발, 가구·집기 등 제조업 제품에 대한 지출의 비중은 감소하는 것으로 나타났다. 또한 품목별 지출구성비 변화를 요인별로 살펴본 결과, 소득수준 향상의 효과가 가장 크기는 하나, 고령층 가구 비중의 증가, 學齡 인구의 감소 등

인구구조 변화의 영향도 상당한 것으로 나타났다.

인구구조 변화가 보건·의료비와 교육비 비중 전망 결과에 미치는 영향은 주목할 만하다. 고령층 가구의 구성비 증가는 보건·의료비 지출비중을 높이는 방향으로 작용한다. 더욱이 보건·의료비는 사치재 성격을 가지므로 소득수준의 향상 역시 보건·의료비 지출비중을 높이는 요인으로 작용하며, 이 결과 전 가구의 보건·의료비 지출비중은 2005~2020년 기간 중 0.6~0.7%p 증가하는 것으로 전망되었다. 반면에, 學齡 인구의 감소는 교육비 비중을 낮추는 방향으로 작용하지만 正(+의 소득효과가 負(-의 인구구조 변화효과를 초과함에 따라 전 가구의 교육비 비중은 같은 기간 중 1.5~2.1%p 증가하는 것으로 전망되었다.

가계소비지출의 품목별 구성 변화는 산업구조의 변화로 연결될 것이다. 상품시장에서의 공급이 충분히 탄력적이라면 수요구조의 변화는 상품시장에 대부분 반영될 것이기 때문이다.

본 논문의 정책적 시사점은 여기에서 비롯된다. 서론에서도 언급한 바와 같이 상품 및 생산요소 시장이 완전하다면 수요구조의 변화는 시장기능에 의해 청산

될 것이므로, 이러한 변화에 대응하기 위한 정부의 개입 필요성은 거의 없다고 할 수 있다. 그러나 수요구조의 변화가 시장에서 신축적으로 청산되려면 노동, 자본 등 생산요소의 유연한 산업 간 이동이 필수적이며,²³⁾ 이를 위해서는 정부의 정책적 노력이 필요하다.

또한 많은 선진국에서는 산업별 성장 전망 및 인력수급전망을 통하여 산업 간 노동수급의 불일치를 해소하기 위해 많은 노력을 기울이고 있다. 그러나 이러한 산업별 장기 성장전망²⁴⁾에서는 수요구조의 변화가 충분히 반영되고 있지 않으며, 향후 산업별 성장전망의 정확성을 높임으로써 기대한 효과를 거두기 위해서는 수요구조의 변화를 명시적으로 고려할 필요가 있다. 한편 서론에서 언급한 바와 같이 수요구조의 변화에 대한 전망 결과는 기업의 장기 투자계획에서도 유용하게 사용될 수 있다.

마지막으로 본 논문의 한계점과 개선 방향은 다음과 같다. 첫째, 본 논문에 제시된 소비구조의 전망 결과는 가계최종 소비지출만을 대상으로 한다. 그러나 가계최종소비지출이 상품시장 총수요에서 차지하는 비중이 절대적인 것은 아니다. 예를 들어, 2000년도 산업연관표에 따라

23) 윤희숙(2005)은 「경제활동인구조사」로부터 구성된 패널데이터를 이용하여 1998~2002년 기간 중 성별, 연령별 및 교육수준별 노동력의 산업 간 이동행태를 분석하였다.

24) 미국 노동통계국(Bureau of Labor Statistics)의 *Occupational Outlook*, OECD의 *Employment Outlook* 등을 참조. 우리나라의 경우 안주엽(2005) 참조.

면 민간최종소비지출은 352조원으로서, 경제 전체 최종수요 839조원의 약 42%, 총수요 1,633조원의 약 22%에 불과하다.²⁵⁾ 더욱이 민간최종소비지출의 약 7%는 수입품으로 충족되고 있으며, 민간최종소비지출에는 비가계 최종소비지출이 포함되어 있다.²⁶⁾ 따라서 가계소비지출의 품목별 구성 변화가 대부분 공급 측면에서의 산업구조 변화로 연결되지는 않을 것이다. 인구구조 변화가 산업구조에 미치는 영향을 전망하기 위해서는 총가계소비지출에 대한 분석뿐 아니라 투자, 수출 등 여타 최종수요 항목, 수입품 수요, 중간수요 등에 대한 전망이 동시에 이루어질 필요가 있다.

둘째, 소비구조는 소득, 상대가격, 인구학적 요인 등의 변수뿐 아니라 생활패턴의 변화, 기술 변화 등 여타 다양한 요인에 의존할 것이므로 이들을 명시적으로 고려하지 않을 경우 전망의 정확성이 저하될 것이다. 그러나 본 논문에서는 이러한 요인을 설명변수로 사용하지 않았다. 이는 이러한 요인을 대변하는 적절한 변수(proxy)를 찾을 수 없었기 때문이다. 향후 다양한 요인을 포함시킨 종합적인 연

구가 활성화되기를 기대한다.

셋째, 본 논문에서는 「도시가계조사」의 가구단위 자료를 이용하여 가계소비지출의 품목별 구성비 함수를 추정하고 이를 전망과정에서 그대로 사용하였으나, 이는 도시지역 가계의 특성이 전 가구와 동일하다고 가정하였음을 의미한다. 전망의 오류 가능성에도 불구하고 본 논문에서 이러한 가정을 적용한 것은 비도시지역 가계의 소비지출 통계의 시계열이 충분하지 않았기 때문이며, 향후 충분한 시계열이 축적된 후에는 이를 이용한 재추정이 필요하다.

한편 본 논문에서는 가계소비지출의 품목별 구성비 함수를 추정함에 있어 수요분석방법론의 하나인 QUAIDS 모형을 사용하였으며, 본 논문의 전망 결과는 실증분석방법론 외에 경제성장률, 품목별 소비자물가지수 상승률 및 각종 인구학적 특성 변화에 대한 전망치에 근거하고 있다. 실증분석방법론 및 전망을 위한 가정이 바뀔 경우 전망 결과 역시 바뀔 것이며, 향후 이 분야에서의 다양하고 활발한 연구를 통한 전망 결과의 개선을 기대한다.

25) 총수요는 중간수요와 최종수요로, 최종수요는 민간·정부의 소비지출 및 고정자본형성, 재고증감, 수출 등으로 구성된다. 2000년 산업연관표에 따르면, 중간수요와 최종수요가 총수요에서 차지하는 비중은 각각 49%와 51%이다.

26) 민간최종소비지출은 가계 및 비가계(가계에 봉사하는 비영리단체)의 최종소비지출로 구성된다. 한국은행의 「국민소득통계」에 따르면, 비가계 최종소비지출이 민간최종소비지출에서 차지하는 비중은 2005년 약 2.2%이다.

참 고 문 헌

- 문형표 · 김동석 · 박창균 · 김대일 · 김소영 · 김용하 · 안종범, 『인구고령화와 거시경제』, 한국개발연구원, 2004.
- 문형표 편, 『인구구조 고령화의 경제·사회적 파급효과와 대응과제(II)』, 한국개발연구원, 2005.
- 朴大權 · 李昌鏞, 『韓國의 貯蓄率 推移에 관한 研究: Synthetic Cohort 分析』, 한국조세연구원, 1997.
- 박신영 외, 『고령사회에 대비한 주거환경 개선방안』, 대통령자문 고령화및미래사회위원회 용역보고서, 2004.
- 안주엽, 『중장기 인력수급전망: 2005-2020』, 한국노동연구원, 2005.
- 윤희숙, “한계노동력 경제활동참가 형태에 대한 연구,” 『韓國開發研究』, 제27권, 제2호, 한국개발연구원, 2005.
- 이건직 외, 『고령친화산업 활성화 전략』, 대통령자문 고령화및미래사회위원회 · 보건복지부 용역보고서, 2005.
- 이병희 외, 『고령사회와 인적자원 개발』, 대통령자문 고령화및미래사회위원회 용역보고서, 2005.
- 최경수 · 문형표 · 신인석 · 한진희, 『인구구조 고령화의 경제적 영향과 대응과제(I)』, 한국개발연구원, 2003.
- 최경수 편, 『인구구조 고령화의 경제적 영향과 대응과제(II)』, 한국개발연구원, 2004.
- 통계청, 『도시가계조사』 미시자료, 각년도.
- 통계청, 『소비자물가지수』, 각년도.
- 통계청, 『장래가구추계』, 2002.
- 통계청, 『장래인구 특별추계』, 2005.
- 한국은행, 『국민소득통계』, 각년도.
- 한국은행, 『산업연관표』, 각 작성연도.
- Banks, J., R. Blundell, and A. Lewbel, “Quadratic Engel Curves and Consumer Demand,” *Review of Economics and Statistics*, Vol.79, No.4, 1997, pp.527~539.
- Banks J., R. Blundell, and S. Tanner, “Is There a Retirement-Savings Puzzle?” *American Economic Review*, Vol.88, No.4, 1999, pp.769~788.
- Börsch-Supan, A., “Labor Market Effects of Population Aging,” *Review of Labor Economics and Industrial Relations*, Vol.17(Special Issue), 2003, pp.5~44.

- Christensen, L., D. Jorgenson, and L. Lau, "Transcendental Logarithmic Utility Functions," *American Economic Review*, Vol.65, 1975, pp.367~383.
- Deaton, A. and J. Muellbauer, "An Almost Ideal Demand System," *American Economic Review*, Vol.70, No.3, 1980, pp.312~326.
- Hurd, M. and S. Rohwedder, "The Retirement-Consumption Puzzle: Anticipated and Actual Declines in Spending at Retirement," Working Paper 9586, National Bureau of Economic Research, 2003.
- Lührman, M., "Population Aging and the Demand for Goods & Services," MEI Working Paper 95-2005, Manheim University, 2005.
- Lundberg S., R. Startz, and S. Stillman, "The Retirement-Consumption Puzzle: A Marital Bargaining Approach," *Journal of Public Economics*, Vol.87, 2001, pp.1199~1218.
- OECD, "The Impact of Ageing on Demand, Factor Markets and Growth," Economics Working Paper No.420, OECD, 2005.
- OECD, *National Accounts of OECD Countries*, 각년도.
- Stone, J., *The Measurement of Consumers' Expenditure and Behaviour in the United Kingdom, 1920-1938*, Vol. I, Cambridge University Press, 1954a.
- Stone, J., "Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand," *Economic Journal*, Vol.64, 1954b, pp.511~527.
- Theil, H., "The Information Approach to Demand Analysis," *Econometrica*, Vol.33, 1965, pp.67~87.
- Yun, H., "How Much Saving is Precautionary? — Evidence from the Shadow of Death," Ph.D. Dissertation, Columbia University, 2004.