

소비자물가지수 편의에 관한 시론적 연구*

윤 종 인**

논문초록

본 연구는 1990~2024년 통계청 가계동향조사(MDIS)와 Hamilton(2001)을 이용하여 소비자물가지수 편의를 추정하였다. Hamilton(2001)은 엥겔의 법칙이 타당하다고 할 때 이용할 수 있는 방법을 제시하였는데, 본 연구는 이 모형을 추정하기 위하여 가구별 가격지수를 구하여 이용하였다. 주요 결과는 다음과 같다. 첫째 총지출 대비 식료품 지출로 정의된 엥겔계수는 1990~2010년에는 급속하게 하락했고, 2010년 이후에는 횡보했으며, 최근에는 오히려 약간 상승하는 경우도 있었다. 둘째 총지출을 기준으로 상위, 중위, 하위 가구를 구분했을 때, 하위 가구의 엥겔계수가 가장 높고 상위 가구의 엥겔계수가 가장 낮았다. 이는 엥겔의 법칙과 부합되는 것이다. 셋째 비식료품 대비 식료품의 상대가격을 추계한 결과에 따르면, 상위 가구의 상대가격은 높았고 하위 가구의 상대가격은 낮았다. 하지만 총가격지수를 추계한 결과에 따르면, 상위 가구와 하위 가구의 총가격지수는 거의 비슷하게 움직였다. 넷째 2010년 이후 비식료품 대비 식료품의 상대가격은 뚜렷하게 상승했다. 다섯째 2010년 이전에는 생계비를 과대평가하는 소비자물가지수 편의가 발생했지만 2010년 이후에는 그러한 편의를 관찰하기 어렵다. 2010년 이전에는 시간이 지남에 따라 엥겔계수가 뚜렷하게 하락해 왔으며, 소비자물가지수는 과대평가되었던 것으로 보인다. 하지만 2010년 이후에는 엥겔계수의 하락이 멈추었고, 소비자물가지수 편의에도 변화가 관찰되기 시작했다. 그 배경에는 비식료품 대비 식료품의 상대가격 상승이 있었던 것으로 보인다.

핵심 주제어: 소비자물가지수 편의, 상위대체편의, 가구별 가격지수, 엥겔계수, 엥겔곡선, 엥겔의 법칙
경제학문헌목록 주제분류: E01, E31

투고 일자: 2025. 6. 4. 심사 및 수정 일자: 2025. 7. 14. 게재 확정 일자: 2025. 7. 22.

* 본 논문을 심사해 주신 익명의 심사자에게 감사드립니다. 이 논문은 2025년 백석대학교 대학연구비에 의하여 수행된 것임.

** 백석대학교 경상학부 교수, e-mail: jiyoon@bu.ac.kr

I. 문제제기

Boskin et al. (1996) 이 소비자물가지수 편의를 공식화한 이후 소비자물가지수가 생계비를 과대평가한다는 사실은 널리 받아들여지고 있다. Lebow and Rudd (2003)에 따르면, 소비자물가지수를 이용하여 계산한 인플레이션율은 실제 인플레이션율보다 0.87%p(0.3%p~1.4%p) 가량 높다고 한다. 이에 따라 우리나라에서도 2015~2019년 소비자물가지수 상승률이 1% 근방에서 움직였지만, 소비자물가지수 편의를 감안한다면 사실상 디플레이션에 가까웠다고 생각하는 사람이 적지 않았다. 또한 코로나 팬데믹 직후인 2022년 소비자물가지수 상승률이 5%가 되었을 때에도, 소비자물가지수 편의를 감안한다면 실제 인플레이션이 그렇게 높지는 않았을 것이라고 생각하는 사람이 적지 않았다.

소비물가지수에 편의가 나타나는 근본적인 이유는 기준년도에 정해진 가중치가 바뀌지 않는 라스파이레스 지수(Laspeyres index) 방식을 이용하기 때문이다. 즉 가중치가 바뀔 수 있지만, 이를 무시하므로 소비자물가지수는 생계비와 괴리될 수밖에 없다. 그 이유를 Lebow and Rudd (2003) 는 다음과 같이 범주화하였다. 우선 상위대체(upper-level substitution) 편의는 (물가당국이 가격을 조사하는) ‘품목 간’의 상대가격이 변화할 때 대체효과가 나타나지만 이를 무시하는 것이고, 하위대체(lower-level substitution) 편의는 (물가당국이 가격을 조사하는) ‘품목 내’의 상대가격이 변화할 때 대체효과가 나타나지만 이를 무시하는 것이다. 저가판매상점(new outlets) 편의는 새로 진입한 상점이 저가로 판매하지만 소비자물가지수를 계산하는 가중치는 기존 상점의 통계를 이용하기 때문에 나타나고, 가중치(weighting) 편의는 물가당국이 설정한 가중치에 오류가 있을 때 나타난다. 품질향상(quality change) 편의는 가격에 반영되지 않는 품질향상을 무시하기 때문에 나타나고, 신제품(new items) 편의는 신제품이 물가지수 계산에 반영되지 못하기 때문에 나타난다.

이은석 · 이문희(2009)는 소비자물가지수의 상향 편의를 추정하는 방법을 기초자료 접근법과 계량분석 접근법으로 분류하였다. 기초자료 접근법이란 Lebow and Rudd (2003)에서 인용된 대부분의 연구가 이용했던 방법으로 편의를 교정하기 위해서는 적절한 기초자료를 필요로 한다. 물론 Hausman (2003)과 같은 연구는 조금 다른 접근법을 제안했지만 그의 분석을 위해서도 그 나름대로의 기초자료가 필요하다. 이은석 · 이문희(2009)도 기초자료 접근법을 취한 셈인데, 국내의 경우 이를 위한 기초자료가 많지는 않았던 것으로 보인다. 따라서 그들은 일부 조정의 경우 해외의 기

초자료 또는 가정을 이용할 수밖에 없었다. 반면에 그들이 계량분석 접근법이라 부른 것은 엥겔의 법칙 (Engel's law) 하에서 개발된 Hamilton (2001), Costa (2001) 의 접근법이다. 국내에서는 정철 외 (2007) 가 이용했던 접근법이다.

Hamilton (2001), Costa (2001) 의 논거를 간단하게 말하면, 다음과 같다. 엥겔의 법칙은 식료품 지출 비중 (=식료품 지출/총지출) 이 실질소득과 (-) 의 관계를 가진다는 뜻이다. 따라서 소비자물가지수에 의해 실질소득을 구했을 때, 실질소득은 식료품 지출비중과 안정적인 (-) 의 관계를 가져야 한다. 만약 그렇지 않다면, 이는 실질소득, 즉 소비자물가지수에 편의가 있다는 뜻이다. 그러므로 식료품 지출비중과 소비자물가지수에 의해 계산된 실질소득의 관계를 추정하기만 하면, 소비자물가지수 편의를 구할 수 있다는 것이 이 방법의 논거이다. 본 연구에서는 총지출 대비 식료품 지출의 비중을 엥겔계수 (Engel's coefficient) 라 부르기로 한다.

본 연구는 Hamilton (2001) 을 따라 식료품 지출 비중을 설명하기 위한 모형을 설정하였다. 물론 이 모형에서 가장 중요한 설명변수는 실질소득이다. 이 모형의 추정으로부터 구한 식료품 지출 비중과 실질소득의 관계를 그림으로 나타낼 수 있을 텐데, 가로축이 실질소득이고 세로축이 식료품 지출 비중인 곡선을 엥겔곡선 (Engel curve) 이라 부른다. Hamilton (2001) 은 시간이 지남에 따라 엥겔곡선이 좌측으로 이동한다는 결과를 얻었다. 그리고 이것이 소비자물가지수가 과대평가되었음을 보여준다고 말한다. 왜냐하면 시간이 지남에 따라 엥겔곡선이 좌측으로 이동하였다는 것은 동일한 식료품 지출 비중에 대응하는 실질소득이 더 적음을 의미하고, 이는 실질소득을 계산할 때 이용하는 소비자물가지수가 과대추정되었음을 의미한다. 소비자물가지수가 과대추정되지 않았다면, 동일한 식료품 비중에 대응하는 실질소득은 같아야 하므로 엥겔곡선은 더 우측에 있어야 한다.

이 설명이 적용될 수 있는 가장 좋은 예가 1970년대의 인플레이션이었다. 당시 소비자물가지수에 따른 인플레이션은 엄청나게 높았지만 소비자들의 소비활동은 의외로 견조했다고 한다. 즉 세간에 알려진 것과는 달리 소비자들의 실질소득이 그렇게 많이 감소했던 것은 아니었던 셈이다. 이에 대해 Hamilton (2001) 은 1974~1991년, Costa (2001) 는 1888~1994년 미국의 자료를 이용하여 (+) 의 소비자물가지수 편의를 확인하였다. 한편 Beatty and Larsen (2005) 는 1978~2000년 캐나다 자료를 대상으로 Hamilton (2001) 의 방법을 적용하여 (+) 의 소비자물가지수의 편의가 있었음을 확인하였다. 하지만 모든 연구에서 같은 결과가 나온 것은 아니다. Larsen (2007) 은 1990~1999년 노르웨이 자료를 대상으로 Hamilton (2001) 의 방법을 이용하였지만 (-)

의 소비자물가지수 편의가 있었음을 보이기도 했다. 이는 소비자물가지수에 의한 인플레이션율보다 실제의 인플레이션율이 더 높았다는 뜻이다.

이 방법의 최대 장점은 추가적인 기초자료가 필요하지 않다는 점이다. 즉 기초자료가 충분하지 않은 연구 환경에서도 이용이 가능한 방법이다. 물론 이들의 접근법은 엥겔의 법칙에 근거한다. 이에 대해 Hamilton(2001)은 “경제통계에서 관찰된 경험적 인 규칙 중에 엥겔의 법칙이야말로 가장 잘 확립된 (the best established)” 것이라는 Houthakker(1987)를 인용하면서 시작한다. 비교적 최근까지의 연구성과를 정리한 Chai and Moneta(2010)에서도 여러 연구들이 - 예를 들어 Deaton and Muellbauer(1980)도 - 엥겔의 법칙에 기반하여 연구되어 왔다고 말한다. 물론 비판적인 견해도 없는 것은 아니다. 예컨대 Chai and Moneta(2010)은 식료품 지출 비중과 실질소득의 관계에는 분산도 크다는 점도 있음을 지적하고 있다. 하여간 엥겔의 법칙에 기반한 방법은 경제학의 여러 분야에서 응용되고 있다. 예컨대 Almås(2012)는 Hamilton(2001)을 이용하여 PPP(purchasing power parity) 편의를 추정하기도 했다.

Hamilton(2001)의 모형을 추정하기 위해서는 개별 가구의 지출자료와 가격자료가 모두 필요하다. 이 접근법을 이용한 국내 연구로 정철 외(2007)는 노동패널(KLIPS)을 이용한 바 있다. 이 자료에서는 개별 가구의 지역 정보를 구할 수 있는데, 이를 지역별 소비자물가지수와 연결하면 개별 가구가 직면하는 소비자물가지수를 이용할 수 있게 된다. 예를 들어 서울에 거주하는 가구와 부산에 거주하는 가구가 직면하는 가격이 다르다는 점을 이용할 수 있다는 뜻이다. 하지만 서울에 거주하는 가구가 직면하는 가격은 모두 같고, 부산에 거주하는 가구가 직면하는 가격도 모두 같다는 점에서 제한된 정보를 이용하는 것이 된다.

본 연구는 통계청 가계동향조사(MDIS)를 이용하였다. 이 자료의 경우 개별 가구의 지출 자료는 직접 구할 수 있다. 즉 특정 가구의 식료품·비주류음료의 연간 지출액은 가계동향조사 자료를 그대로 이용하면 된다. 하지만 가격 자료는 그렇지 않다. 예를 들어 특정 가구가 식료품·비주류음료를 구매할 때의 가격은 구할 수 없다. 이에 본 연구는 개별 가구가 직면하는 가격자료를 추계하기로 하였다. 최근 개별 가구가 직면하는 가격에 대한 관심이 커지고 있는데(Kaplan and Schulhofer-Wohl, 2017), 본 연구는 이에 대한 하나의 시도이다.

통계청 가계동향조사는 비교적 상세하게 분류된 품목에 대해 개별 가구의 지출액을 제공한다. 또한 통계청은 매우 상세하게 분류된 품목에 대해 소비자물가지수를 제공한다. 따라서 통계청 가계동향조사의 품목 분류와 소비자물가지수의 품목 분류를 (일

정한 조정을 거쳐) 대응시키면, 각 품목별로 개별 가구가 지출한 금액과 그 품목의 소비자물가지수를 구할 수 있다. 이에 따라 본 연구는 식료품 11개 품목과 비식료품 50개 품목에 대해 개별 가구가 지출한 금액과 소비자물가지수를 구하였다. 그렇다면 우리는 개별 가구가 직면한 식료품과 비식료품의 가격지수를 구할 수 있다. 우선 특정 가구가 식료품 11개 품목에 대해 지출한 금액과 11개 품목의 소비자물가지수를 알고 있으므로, 그 가구가 식료품 전체에 지출할 때 직면했던 가격지수를 구할 수 있다. 같은 방식으로 특정 가구가 비식료품 50개 품목에 대해 지출한 금액과 50개 품목의 소비자물가지수를 알고 있으므로, 그 가구가 비식료품 전체에 지출할 때 직면했던 가격지수를 구할 수 있다. 결국 우리는 모든 가구에 대해 식료품 지출액과 비식료품 지출액 뿐만 아니라 식료품 가격지수와 비식료품 가격지수를 구할 수 있다. 식료품과 비식료품의 가격지수를 구했으므로 모든 가구에 대해 총가격지수를 구할 수 있다.

결과에 따르면, 우리나라의 소비자물가지수는 2010년까지는 생계비를 과대평가했지만 2010년 이후에는 그렇다고 보기 어려웠다. 즉 1992~2010년 소비자물가지수에 의한 인플레이션율은 1990년과 비교할 때 과대평가되었지만 2010년 이후 소비자물가지수에 의한 인플레이션율은 2010년과 비교할 때 과대평가되었다고 보기 어려웠다. 본 연구가 그 원인까지 설명하기는 어렵지만 2010년 이후 비식료품 가격지수 대비 식료품 가격지수가 상승했다는 점과 총지출에서 차지하는 식료품 지출액의 비중이 상승했다는 점과 관련이 있을 것으로 보인다.

본 연구는 다음과 같이 진행된다. 제Ⅱ절에서는 가구별 가격지수를 추계하는 방법을 설명하고, 추계결과를 살펴본다. 가구별 가격지수로부터 많은 시사점을 얻을 수 있음을 알 수 있다. 제Ⅲ절에서는 Hamilton (2001)의 연구방법을 설명한다. 본 연구는 소비자물가지수 편의를 구하기 위하여 가구별 가격지수의 추계와 Hamilton (2001)의 방법을 결합시킨 시론적 연구로 간주될 수 있다. 제Ⅳ절에서는 방정식의 추정결과를 요약하고, 제Ⅴ절에서 결론을 맺기로 한다.

Ⅱ. 가구별 가격지수의 추계

본 연구는 통계청의 가계동향조사 미시자료 (MDIS) 와 지출목적별 소비자물가지수를 이용하였다. 미시자료인 가계동향조사 (MDIS) 는 개별 가구의 지출목적별 지출금액을 제공한다. 표본기간은 1990~2024년이며, 2인 이상 도시가구만을 대상으로 했다. 소비시스템의 추정을 위해서는 개별 가구가 지출하는 각 품목의 지출금액뿐만 아니

라 개별 가구가 직면하는 각 품목의 가격도 알아야 한다. 특히 Hamilton (2001) 을 이용하여 소비자물가지수 편의를 추정하려면, 최소한 개별 가구가 직면하는 식료품 가격과 비식료품 가격을 알아야 한다. 하지만 국내의 경우 개별 가구가 직면하는 품목별 가격을 구할 수는 없다. 이에 본 연구는 다음과 같은 방법을 이용하여 가구별 가격지수를 추계하였다.

우선 용어를 정의한다. $P_{i,t}^f$ 는 i 가구가 t 기에 직면한 식료품 가격지수(food price)이고, $P_{i,t}^n$ 는 i 가구가 t 기에 직면한 비식료품 가격지수(nonfood price)이다. 식료품 가격지수와 비식료품 가격지수로부터 i 가구가 t 기에 직면한 $P_{i,t}$ 를 구할 수 있는데 이를 총가격지수(CPI) 라 부르기로 한다. 이하 그림에서 CPI, food price, nonfood price는 이렇게 정의된 것이며, 이들 가격지수는 i 가구가 t 기에 직면한 것이므로 가구별 연도별로 다른 값을 가진다. 본 연구는 통계청 자료로부터 $P_{i,t}^f$, $P_{i,t}^n$, $P_{i,t}$ 을 추계한 후 이를 이용하여 소비자물가지수 편의를 추정하려 한다.

통계청이 가계동향조사와 소비자물가지수를 공표하는 방식을 요약하면 다음과 같다. ① 소비자물가지수의 경우 지출목적별 분류는 레벨 1~4로 되어 있다. 레벨1이 가장 대분류인데, 식료품 및 비주류음료, 주류 및 담배, 의류 및 신발, 주택 · 수도 · 전기 및 연료, 가정용품 및 가사 서비스, 보건, 교통, 통신, 오락 및 문화, 교육, 음식 및 숙박, 기타 상품 및 서비스의 12개로 나뉘어진다. 물론 레벨 2~4에서는 더 상세하게 분류된다. ② 가계동향조사의 경우 지출목적별 지출금액을 대분류와 소분류 2단계로 분류하여 제공한다. 가계동향조사의 대분류는 소비자물가지수의 레벨1과 같으며, 가계동향조사의 소분류는 소비자물가지수의 레벨3과 거의 같다.

이를 예시하기 위하여 〈표 1〉은 소비자물가지수와 가계동향조사 분류를 비교하여 보여준다. 지면을 절약하기 위하여 식료품 및 비주류음료만을 대상으로 하고 있으며, 소비자물가지수의 경우 레벨1~3의 분류와 가계동향조사의 경우 소분류가 비교되어 있다.

첫째 $P_{i,t}^f$ 를 구하는 방법은 다음과 같다. 본 연구는 식료품 및 비주류음료를 식료품으로 간주하고 식료품 가격지수를 구한다. 언급한 바와 같이 소비자물가지수의 레벨3는 가계동향조사의 소분류와 거의 같지만 정확히 일치하는 것은 아니다. 따라서 다음과 같은 방식으로 두 조사의 분류를 대응시켰다. 〈표 1〉에 예시된 바와 같이, 소비자물가지수에서는 빵 및 곡물로 분류되어 있지만 가계동향조사에서는 곡물, 곡물 가공품, 빵 및 떡류로 구분되어 있다. 따라서 가계동향조사에서 곡물, 곡물가공품, 빵 및 떡류를 모두 합산하여 소비자물가지수의 빵 및 곡물에 대응하도록 했다. 이와

같은 방식으로 가계동향조사와 소비자물가지수의 분류를 대응시키면, 〈표 1〉에서처럼 모두 11개의 분류를 얻게 된다. 이는 개별 가구의 경우 (가계동향조사로부터) 11개 품목의 지출금액을 구할 수 있고, (소비자물가지수 자료로부터) 11개 품목의 물가지수를 구할 수 있다는 뜻이다. 따라서 t 기에 i 가구가 11개 품목에 지출한 금액과 t 기에 i 가구가 직면한 11개 품목의 물가지수를 이용하면, 우리는 t 기에 i 가구가 직면한 식료품의 스톤가격지수(Stone price index) $P_{i,t}^f$ 를 구할 수 있다.

〈표1〉 소비자물가지수와 가계동향조사 분류(식료품 및 비주류음료)

소비자물가지수			가계동향조사
레벨 1	레벨 2	레벨 3	소분류
식료품 및 비주류음료	식료품	빵 및 곡물	곡물
			곡물가공품
			빵 및 떡류
		육류	육류
			육류가공품
		어류 및 수산	신선수산동물
			염건수산동물
			기타수산동물가공
		우유, 치즈 및 계란	유제품 및 알
		식용유지	유지류
	과일	과일	과일 및 과일가공품
		채소 및 해조	채소 및 채소가공품
			해조 및 해조가공품
		과자, 빙과류 및 당류	당류 및 과자류
	기타 식료품	기타 식료품	조미식품
			기타식품
	비주류 음료	커피, 차 및 코코아	커피 및 차
		생수, 청량음료, 과일주스 및 채소주스	쥬스 및 기타음료

둘째 $P_{i,t}^n$ 를 구하는 방법도 같다. 본 연구는 식료품 및 비주류음료를 제외한 모든 품목을 비식료품으로 간주하고 비식료품 가격지수를 구한다. 식료품 및 비주류음료를 제외한 모든 품목을 대상으로 소비자물가지수의 레벨3와 가계동향조사의 소분류를 대응시키면, 총 50개 품목의 물가지수와 지출금액을 얻게 된다. 그렇다면 t 기에 i 가구가 직면한 비식료품의 스톤가격지수 $P_{i,t}^n$ 를 구할 수 있다.

셋째 $P_{i,t}^f$ 와 $P_{i,t}^n$ 를 이용하면, t 기에 i 가구가 직면한 총가격지수 $P_{i,t}$ 을 구할 수 있다.

$P_{i,t}^f$, $P_{i,t}^n$, $P_{i,t}$ 는 모두 스톤가격지수인데, 이를 식으로 정리하면 다음과 같다.

$$\ln(P_{i,t}^f) = \sum_{k=1}^{11} w_{i,t}^{f,k} \ln(P_{i,t}^{f,k}) \quad (1a)$$

$$\ln(P_{i,t}^n) = \sum_{l=1}^{50} w_{i,t}^{n,l} \ln(P_{i,t}^{n,l}) \quad (1b)$$

$$\ln(P_{i,t}) = w_{i,t}^f \ln(P_{i,t}^f) + (1 - w_{i,t}^f) \ln(P_{i,t}^n) \quad (1c)$$

(1a) 에서 $w_{i,t}^{f,k}$ 와 $P_{i,t}^{f,k}$ 는 t 기에 i 가구가 식료품 중 k 품목에 지출한 비중과 k 품목의 물가지수이고, (1b) 에서 $w_{i,t}^{n,l}$ 와 $P_{i,t}^{n,l}$ 는 t 기에 i 가구가 비식료품 중 l 품목에 지출한 비중과 l 품목의 물가지수이며, (1c) 에서 $w_{i,t}^f$ 는 t 기에 i 가구가 총지출 중 식료품에 지출한 비중이다.

품목의 분류와 관련하여 언급할 것이 있다. 하나는 내구재의 문제이다. 내구재는 제외해야 하는데, 본 연구는 가계동향조사에서 주거·수도광열 중 실제주거비와 교통 중 자동차·운송수단구입을 내구재로 간주하여 지출금액 및 가격지수 계산에서 제외하였다. 따라서 서재용·장용성(2022)에 의해 제기된 주거비 문제는 본 연구가 다른 범위를 벗어난다. 다른 하나는 외식비의 문제인데, 외식비를 식료품에 포함시킬 것인가 아니면 비식료품에 포함시킬 것인가의 문제이다. AIDS에 관한 해외 문헌을 보면, 외식비를 어떻게 분류하는가에 따라 결과가 달라지기도 하였다. 다만 Hamilton(2001) 에서는 큰 차이가 없었다. 이에 본 연구는 두 결과를 모두 보고하되 외식비를 식료품에 포함시킨 결과를 중심으로 살펴본다.

가구별 가격지수를 구하는 기본 원리는 다음과 같다. 모든 가구에 대해 11개 식료품과 50개 비식료품의 물가지수는 같더라도, 각 품목들에 대한 지출액은 가구마다 다르다는 것이다. 따라서 식료품 가격지수와 비식료품 가격지수를 가구별로 구할 수 있다는 것이다. 그런데 이렇게 구한 가구별 가격지수에는 Lebow and Rudd(2003) 가 말한 상위대체효과가 반영된다고 볼 수 있다. 예를 들어 식료품 중 다른 품목에 비해 채소의 가격이 많이 상승했을 때, A가구의 채소 지출액은 그대로인 반면에 B가구의 채소 지출액은 크게 줄었다고 하자(A가구와 B가구의 경우 서로 다른 상위대체가 발

생한 셈이다). 그렇다면 A가구가 직면하는 식료품 가격지수는 (A가구에 비해 B가구의 상위대체가 크기 때문에) B가구에 비해 높을 것이다. 따라서 본 연구가 구한 가구별 가격지수에는 부분적으로 상위대체효과가 반영된다.

이를 달리 표현하면, 본 연구가 구한 가격지수에는 상위대체편의가 부분적으로 제거되었다는 뜻이기도 하다. 물론 본 연구의 방식을 따르더라도 상위대체편의가 얼마나 많이 제거되었는지를 판단하기는 어렵다. 또한 상위대체편의 이외에도 소비자물가지수 편의를 초래하는 요인은 많다. 따라서 여전히 소비자물가지수 편의의 가능성은 남아 있다. 다만 이하의 결과를 해석할 때, 상위대체편의가 부분적으로 제거되었음을 염두에 두어야 한다고 말하고 싶다. 이는 본 연구결과에서 소비자물가지수 편의의 크기는 작게 추정될 가능성이 높고, 상위대체효과를 포함한다면 소비자물가지수 편의는 더 클 가능성이 있다는 뜻이다.

〈표 2〉는 본 연구가 추계한 가구별 가격지수의 기술적 통계를 보여준다. 외식비를 식료품에 포함시킨 경우의 결과를 중심으로 살펴본다. 1990년 총지출액은 30.0만원이고 식료품 지출액은 18.1만원이었으므로 총지출액 대비 식료품 지출액은 37.6%이었다. 이 비율은 이후 꾸준히 하락하여 2010년에는 27.1%로 가장 낮았고 이후 서서히 높아져서 2024년 총지출액은 135.2만원이었고 식료품 지출액은 70.0만원이었으므로 총지출액 대비 식료품 지출액은 34.1%이었다. 총지출액 대비 식료품 지출액 비율이 1990년과 2024년에 거의 비슷해진 것은 주목할 만하다. 한편 1990년 식료품 가격지수는 30.0P이었고 비식료품 가격지수는 39.2P이었으므로 비식료품 대비 식료품의 상대가격은 0.764이었다. 이후 비식료품 대비 식료품의 상대가격은 꾸준히 상승하였다. 2024년 식료품 가격지수는 121.8P이었고 비식료품 가격지수는 114.6P이었으므로 비식료품 대비 식료품의 상대가격은 1.063이 되었다. 외식비를 비식료품에 포함시킨 경우의 결과도 비슷한 추이를 보였다. 다만 총지출액 대비 식료품 지출액은 당연히 더 낮은데, 2024년 17.5%이었다. 하지만 비식료품 대비 식료품의 상대가격은 2024년 1.058이므로 외식비를 식료품에 포함시키거나 비식료품에 포함시키거나에 관계없이 차이가 크지는 않다.

〈그림 1〉은 통계청이 발표한 물가지수와 본 연구가 추계한 가구별 가격지수를 보여준다. (A), (B), (C)에 제시된 author's calculation은 각각 총가격지수 $P_{i,t}$, 식료품 가격지수 $P_{i,t}^f$, 비식료품 가격지수 $P_{i,t}^n$ 의 연도별 중앙값이고, (D)는 이를 기초로 계산된 것이다. (A)~(D)의 각 그림에 제시된 통계청 물가지수는 author's calculation에 가장 가깝다고 판단된 것이다.

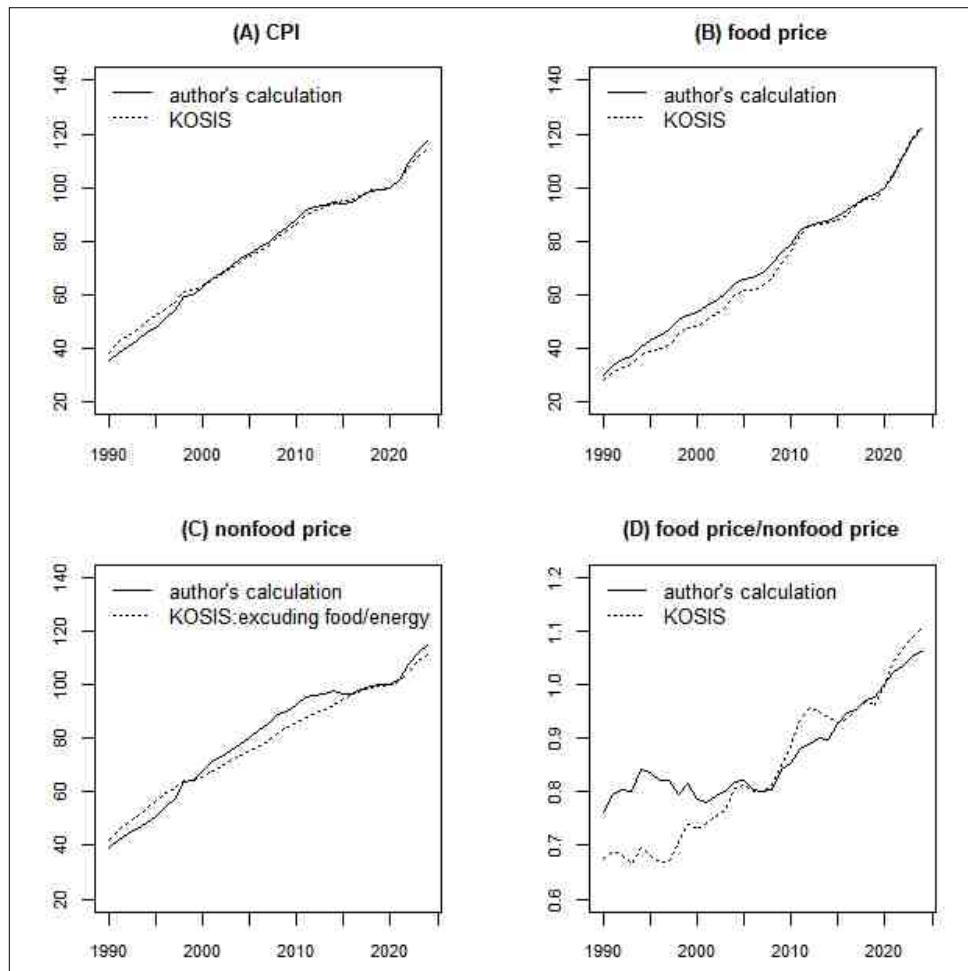
〈표 2〉 가구별 가격지수의 기술적 통계

연도	표본수	외식비 식료품에 포함				외식비 비식료품에 포함			
		식료품 지출	비식료품 지출	식료품 가격	비식료품 가격	식료품 지출	비식료품 지출	식료품 가격	비식료품 가격
1990	9,298	180.6	300.3	30.0	39.2	139.9	341.9	29.0	38.4
1991	8,847	211.7	366.2	33.5	42.2	162.2	419.3	31.9	42.0
1992	9,061	240.5	438.5	35.7	44.4	179.4	504.9	33.4	44.4
1993	15,223	251.2	486.8	37.1	46.3	180.8	560.7	34.3	46.4
1994	10,723	284.6	542.0	40.8	48.5	200.0	631.3	37.8	48.8
1995	10,573	309.1	635.2	42.7	51.0	207.0	740.8	38.8	51.2
1996	10,291	341.1	720.8	44.8	54.4	221.7	851.0	40.2	54.6
1997	9,645	361.1	773.6	47.2	57.5	222.1	917.6	42.1	57.5
1998	10,301	310.9	702.8	50.7	63.7	203.1	818.1	46.5	63.3
1999	9,977	357.1	793.4	52.5	64.4	222.7	937.7	48.6	63.7
2000	6,413	398.7	937.4	53.4	67.8	229.9	1,112.7	48.8	66.5
2001	6,349	417.0	1,041.6	55.6	71.3	232.5	1,227.5	51.4	69.7
2002	6,121	432.8	1,091.0	57.7	72.9	239.1	1,296.9	53.6	71.3
2003	7,849	457.0	1,178.0	60.4	75.4	241.7	1,401.6	56.0	73.8
2004	7,497	490.8	1,214.8	63.9	78.0	253.8	1,464.7	60.1	76.3
2005	9,338	502.9	1,271.9	65.8	80.1	260.1	1,534.2	62.1	78.2
2006	10,067	462.3	1,147.9	66.6	82.9	236.8	1,393.9	62.5	80.8
2007	8,839	471.3	1,202.1	68.1	85.2	236.4	1,460.0	64.0	82.8
2008	8,797	499.4	1,264.9	71.6	89.1	256.8	1,525.1	67.6	86.8
2009	8,647	486.4	1,273.9	75.9	90.2	250.8	1,524.6	73.0	88.2
2010	8,490	508.8	1,370.1	78.9	92.4	269.6	1,639.8	77.2	90.4
2011	8,520	534.3	1,422.3	83.7	95.2	284.8	1,701.9	83.0	93.4
2012	8,251	554.0	1,404.4	85.6	96.2	293.1	1,692.5	85.8	94.3
2013	7,959	559.5	1,375.2	86.9	96.5	292.2	1,666.6	87.0	94.9
2014	7,856	549.1	1,317.3	87.7	97.6	286.4	1,617.4	87.4	96.0
2015	7,651	546.0	1,292.6	89.3	96.4	284.7	1,586.2	88.5	95.2
2016	7,048	532.7	1,242.1	91.3	96.4	282.1	1,535.0	90.4	95.7
2017	11,456	573.1	1,170.2	94.0	98.6	304.4	1,447.5	93.4	97.8
2018	11,300	595.4	1,281.9	96.5	99.5	322.1	1,573.7	95.7	99.1
2019	9,506	561.9	1,203.3	97.4	99.8	294.0	1,493.5	95.9	99.7
2020	12,119	581.3	1,155.6	100.0	100.0	334.3	1,425.9	100.0	100.0
2021	12,391	606.9	1,172.3	104.5	101.9	345.4	1,459.9	105.8	102.1
2022	12,699	646.0	1,262.4	111.4	107.5	347.6	1,579.5	112.1	108.1
2023	13,144	675.7	1,328.9	117.8	111.8	351.8	1,677.5	118.3	113.0
2024	13,473	700.2	1,352.3	121.8	114.6	363.1	1,712.3	122.7	115.9

주: 1) 식료품과 비식료품 지출은 월평균 금액으로 개별 가구 지출의 중앙값이며, 단위는 천 원임.

2) 식료품과 비식료품 가격은 식 (1)에 의해 산정된 지수로 기준년도는 2000년이며, 개별 가구 가격지수의 중앙값임.

〈그림 1〉 통계청 물가지수와 가구별 가격지수



- 주: 1) (A) CPI : KOSIS는 통계청이 발표한 소비자물가지수(총지수)이며, author's는 필자가 계산한 가구별 총가격지수 $P_{i,t}$ 의 연도별 중앙값임. author's에서 외식비는 식료품에 포함했으며, 이하 같음.
- 2) (B) food price : KOSIS는 통계청이 발표한 '식료품 및 비주류음료' 물가지수이며, author's는 필자가 계산한 가구별 식료품 가격지수 $P_{i,t}^f$ 의 연도별 중앙값임.
- 3) (C) nonfood price : KOSIS는 통계청이 발표한 '식료품 및 에너지 제외' 물가지수이며, author's는 필자가 계산한 가구별 비식료품 가격지수 $P_{i,t}^n$ 의 연도별 중앙값임. KOSIS에는 에너지가 제외되어 있으나 author's에는 에너지가 포함되어 있음.
- 4) (D) food price/nonfood price : KOSIS는 (B)의 '식료품 및 비주류음료' 물가지수/ (C)의 '식료품 및 에너지 제외' 물가지수이며, author's는 가구별 식료품과 비식료품 상대가격 $P_{i,t}^f / P_{i,t}^n$ 의 중앙값임.

(A)는 모든 품목을 대상으로 비교한 것인데, 통계청의 소비자물가지수(총지수)와 본 연구가 추계한 총가격지수는 거의 비슷하다. 다만 2000년 이전에는 전자가 약간 더 높았고 2000년 이후에는 후자가 약간 더 높았던 것으로 보이지만 그 차이는 크지 않다.

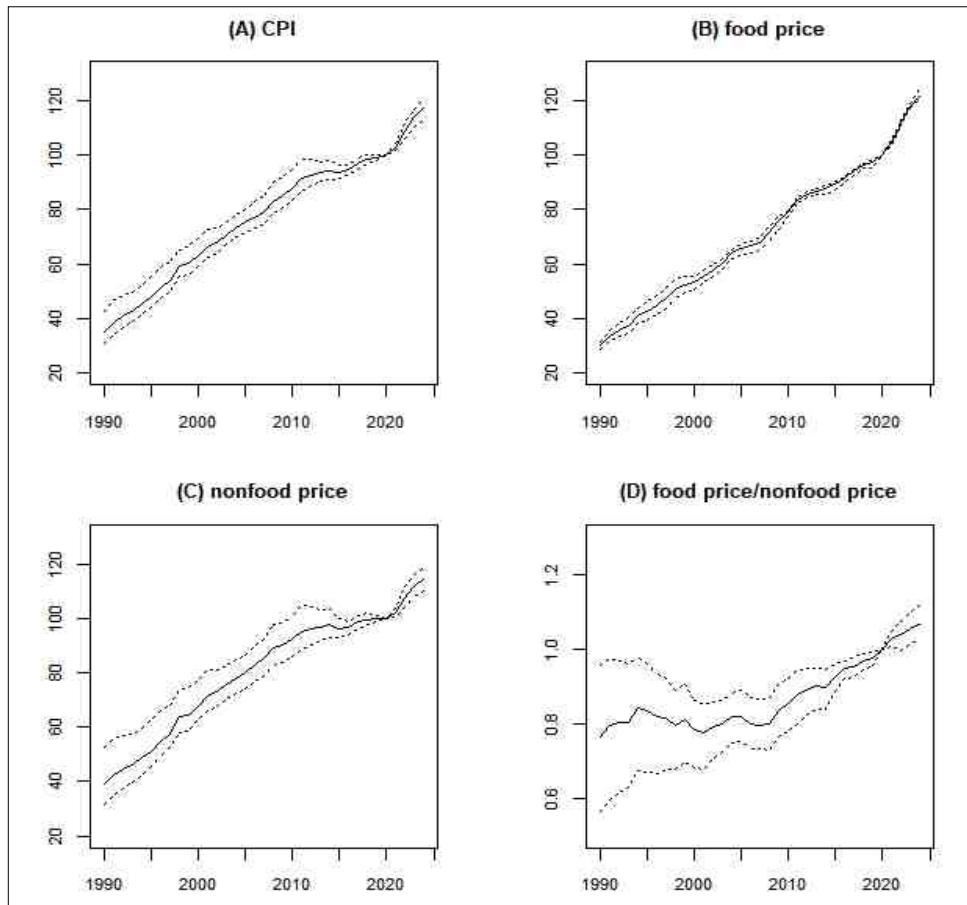
(B)는 식료품을 대상으로 비교한 것인데, 본 연구가 추계한 식료품 가격지수가 통계청의 식료품 및 비주류음료 물가지수보다 높았던 것으로 보인다. 다만 2010년 이후에는 두 가지 지수가 매우 근접하였다.

(C)는 비식료품을 대상으로 비교한 것인데, 본 연구가 추계한 비식료품 가격지수가 통계청의 식료품 및 에너지 제외 물가지수보다 2000년 이전에는 낮았지만 2000년 이후에는 높았던 것으로 보인다. 본 연구의 비식료품 가격지수와 비교할 만한 것을 통계청의 식료품 및 에너지 제외 물가지수로 보았는데, 여기에는 에너지가 제외되어 있다는 점을 고려해야 한다.

(D)는 식료품과 비식료품의 상대가격의 추이를 보여준다. 통계청 자료에 따르면, 식료품과 비식료품의 상대가격은 2000년 이후 대부분 상승했던 것으로 보인다. 한편 본 연구의 추계결과에 따르면, 2007년 이전에는 비식료품 대비 식료품의 상대가격이 등락을 거듭했던 것으로 보인다. 하지만 2007년 이후에는 뚜렷한 상승 추이가 관찰된다. 통계청 식료품 및 에너지 제외 물가지수에 에너지가 제외되어 있다는 점을 고려해야 하지만 2000년대 이후에는 식료품과 비식료품의 상대가격이 상승했다고 보는 것이 좋을 듯하다.

〈그림 2〉는 본 연구가 추계한 총가격지수 $P_{i,t}$, 식료품 가격지수 $P_{i,t}^f$, 비식료품 가격지수 $P_{i,t}^n$, 식료품과 비식료품의 상대가격인 $P_{i,t}^f / P_{i,t}^n$ 의 연도별 10%, 50%, 90% 분위값을 보여준다. (B)에 따르면 식료품 가격지수 $P_{i,t}^f$ 의 가구별 차이는 상대적으로 적고, (C)에 따르면 비식료품 가격지수 $P_{i,t}^n$ 의 가구별 차이는 상대적으로 큼을 알 수 있다. (B)와 (C)에는 흥미로운 특징이 두 가지 있다. 첫째 (B)를 보면 2008년 이후에는 식료품 가격의 가구별 차이가 많이 줄었다는 점이다. 둘째 (B)의 경우 50% 분위값을 중심으로 10% 분위값과 90% 분위값이 대칭적인 편인데, (C)의 경우 그렇지 않다는 점이다. (C)의 경우 10% 분위값과 50% 분위값의 차이는 크지 않은 반면에 90% 분위값과 50% 분위값의 차이는 꽤 크다. (D)를 보면 식료품과 비식료품의 상대가격인 $P_{i,t}^f / P_{i,t}^n$ 의 가구별 차이는 시간이 흐름에 따라 감소하여 왔음을 알 수 있다.

〈그림 2〉 가구별 가격지수의 분위값(10%, 50%, 90%)



주: (A), (B), (C), (D)는 가구별 총가격지수 $P_{i,t}$, 가구별 식료품 가격지수 $P_{i,t}^f$, 가구별 비식료품 가격지수 $P_{i,t}^u$, 그리고 가구별 식료품과 비식료품 상대가격 $P_{i,t}^f / P_{i,t}^u$ 의 90%, 50%, 10% 분위값을 나타냄. 각 그림의 가운데 실선이 50% 분위값(중앙값)이고, 상하의 점선이 각각 90%, 10% 분위값임. 가계동향조사(MDIS)를 이용하여 필자가 계산한 것이며, 외식비를 식료품에 포함했음.

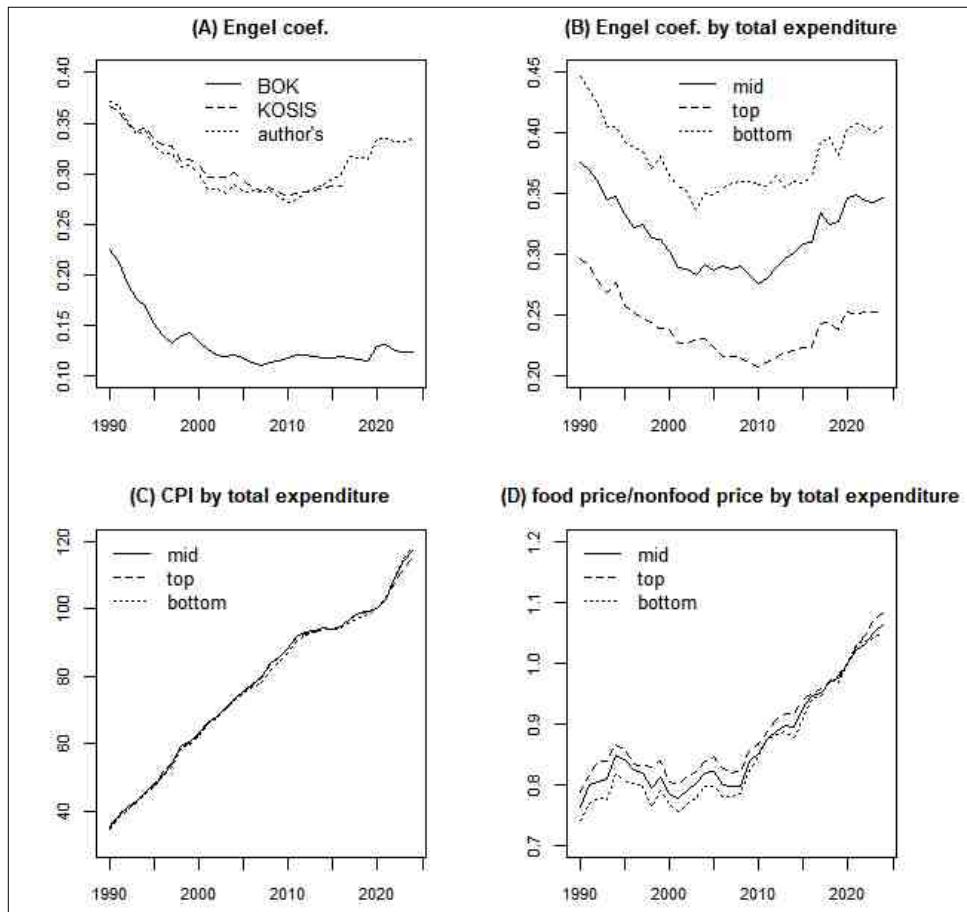
〈그림 3〉은 기술적 통계를 보여주는데, 의미있는 세 가지 사실을 알 수 있다. 첫째 (A)는 엉겔계수의 추이를 보여준다. BOK는 한국은행 국민계정이 제공하는 ‘가계의 목적별 최종소비지출’을 이용하여 계산한 것이고, KOSIS는 통계청이 제공하는 ‘가구당 월평균 가계수지(도시, 2인 이상)’를 이용하여 계산한 것이며, author’s는 통계청 가계동향조사(MDIS)를 이용하여 계산한 것이다. 한국은행 자료를 이용하여 계산한 것이 훨씬 더 작음을 알 수 있는데, 포함 범위가 다르기 때문이다. 우선 BOK에서는 (외식비로 판단되는) 식사비를 비식료품으로 간주하고, KOSIS와 author’s에서는 식

서비스를 식료품으로 간주하였기 때문이다. 또한 BOK에서는 실제 주거비, 자동차구입, 기타운송기구구입을 비식료품에 포함하였지만, KOSIS와 author's에서는 이를 식료품과 비식료품 모두에서 제외하였다. 하지만 어떤 자료를 이용하더라도 엉겔계수의 장기적인 추이는 비슷하다. 엉겔계수는 1990년대 이후 2000년대 초반까지 급속하게 하락했고, 그 이후에는 하락을 멈추고 횡보했으며, 오히려 최근에는 상승하는 시기도 있었다는 점이다. 한국은행 국민계정을 이용할 경우 최근의 추이까지 계산할 수 있는데, 2020년 이후에는 이전 시기보다 약간 더 높아진 것으로 보인다.

둘째 계층별로 엉겔계수를 살펴보기로 하자. (B), (C), (D)는 통계청 가계동향조사(MDIS)를 이용하여 본 연구가 계산한 것으로 총지출이 70% 이상인 상위 가구, 30~70%인 중위 가구, 30% 이하인 하위 가구로 구분하여 기술적 통계를 보여준다. 단, 가구원 수가 다르기 때문에 가구별 총지출을 가구원 수의 제곱근으로 나누어 구한 1인당 총지출을 이용하였다. 이 중 (B)는 상위, 중위, 하위 가구의 엉겔계수를 보여주는데, 하위가구의 엉겔계수가 가장 높고 상위가구의 엉겔계수는 가장 낮음을 확인할 수 있다. 이는 엉겔의 법칙과 부합된다.

셋째 계층별 생계비 부담에 대해 살펴볼 수 있다. (C)는 상위, 중위, 하위 가구의 총가격지수 $P_{i,t}$ 를 보여주는데, 세 집단의 격차는 매우 적다. 하지만 (D)를 보면, 식료품과 비식료품의 상대가격인 $P_{i,t}^f / P_{i,t}^n$ 은 총지출 규모에 따른 차이가 있었다. 즉 상위 가구의 $P_{i,t}^f / P_{i,t}^n$ 가 가장 높고, 하위 가구의 $P_{i,t}^f / P_{i,t}^n$ 가 가장 낮았다. 따라서 (D)의 결과를 (C)와 종합하면, 다음과 같이 말할 수 있다. (D)에서 알 수 있는 바와 같이 상위 가구의 식료품 상대가격은 높았고 하위 가구의 식료품 상대가격은 낮았지만, 상위 가구의 식료품 지출비중은 낮았고 하위 가구의 식료품 지출비중은 높았기 때문에, (C)에서 알 수 있는 바와 같이 상위 가구와 하위 가구의 총가격지수는 비슷해질 수 있었다. 직관적으로 말하면 이렇다. 하위 가구의 경우 (엉겔의 법칙에 따라) 식료품 지출비중이 높은 편인데, 이에 대응하기 위하여 식료품 중에서 상대가격이 낮은 품목의 소비를 늘림으로써 식료품 상대가격을 낮출 수 있었던 것이다. 이것이 바로 앞에서 언급한 바 있는 상위대체효과이다. 하여간 식료품과 비식료품의 상대가격이 계층별로 다름에도 불구하고 상위, 중위, 하위 가구의 총가격지수가 비슷하다는 사실은 상위대체효과에 의하여 생계비 부담의 계층별 차이가 커지지 않게 됨을 시사하는 것이다. 바꾸어 말하면 상위대체효과를 무시할 경우 생계비 부담의 계층별 차이는 과대평가될 수 있음을 의미한다. 이러한 결과는 외식비를 식료품으로 분류하거나 비식료품으로 분류하거나에 관계없이 얻을 수 있었다.

〈그림 3〉 지출 규모에 따른 기술적 통계



- 주: 1) (A) BOK는 한국은행이 제공하는 '가계의 목적별 최종소비지출'을 이용하여 계산한 것이고, KOSIS는 통계청이 제공하는 '가구당 월평균 가계수지(도시, 2인 이상)'를 이용하여 계산한 것이며, author's는 본 연구의 방법에 따라 MDIS를 이용하여 필자가 계산한 것임. BOK는 (외식비로 판단되는) 식사비를 식료품이 아니라 비식료품에 포함한 것이며, KOSIS와 author's는 식사비를 식료품에 포함한 것임. 또한 BOK는 실제 주거비, 자동차구입, 기타운송기구구입을 포함한 것이며, KOSIS와 author's는 이를 포함하지 않은 것임. 결국 KOSIS와 author's는 BOK에 비해 훨씬 더 큼.
- 2) (B) 총지출에 의해 상위, 중위, 하위 가구로 구분한 후 세 집단의 엥겔계수 중앙값임. 상위 가구는 총지출이 70% 분위값 이상인 가구, 중위 가구는 30~70% 분위값인 가구, 하위 가구는 30% 분위값 이하인 가구임. 가구원 수 균등화를 위해 총지출을 가구원 수의 제곱근으로 나눈 1인당 총지출을 이용하였음. 가계동향조사(MDIS)를 이용하여 필자가 계산한 것이며, 외식비를 식료품에 포함했음.
- 3) (C) 상위, 중위, 하위 가구의 총가격지수 $P_{i,t}$ 의 중앙값임. 이하 (B) 와 같음.
- 4) (D) 상위, 중위, 하위 가구의 식료품과 비식료품 상대가격 $P_{i,t}^f / P_{i,t}^n$ 의 중앙값임. 이하 (B) 와 같음.

이러한 관찰이 주는 시사점은 사소하지 않다. 예를 들어 2020년 이후 최근 추이에 대한 연구 중에서 임웅지 외(2024)는 우리나라 물가수준의 특징을 요약하면서, 식료품·의류 등 필수소비재의 물가수준이 높아 취약계층을 중심으로 가계의 생활비 부담이 크다고 지적한다. 하지만 본 연구결과에 따르면 조금 다르게 말할 수도 있다. 즉 상대가격의 변화가 있더라도 상위대체효과가 있을 경우, 취약계층의 부담 증가가 그렇게 크지 않을 수도 있다는 것이다.

위 그림들에서 알 수 있는 사실 중에 이하 실증분석과 관련하여 언급할 것은 두 가지이다. 하나는 식료품과 비식료품의 상대가격 $P_{i,t}^f / P_{i,t}^n$ 이 2010년까지는 등락을 반복했지만 2010년 이후에는 상승했다는 점이다. 또 다른 하나는 2000년대 초반까지 엥겔계수는 뚜렷하게 하락했지만 이후에는 하락을 멈추었고 최근에는 오히려 높아진 적도 있다는 점이다. 변화가 나타난 시기가 2010년 이후라는 점은 흥미롭다. 이 시기에 식료품의 상대가격이 상승하고 엥겔계수가 하락을 멈추고 횡보하기 시작하는 변화가 나타났다.

식료품의 상대가격이 비식료품에 비해 더 많이 상승하고 식료품 소비량이 비식료품 소비량에 비해 충분히 많이 감소하지 않는다면, 본 연구가 추계한 가구별 식료품과 비식료품의 상대가격 $P_{i,t}^f / P_{i,t}^n$ 은 상승할 가능성이 높고 엥겔계수도 상승할 가능성이 높다. 이 사실은 본 연구가 통계청 가계동향조사(MDIS)를 이용하여 얻은 가구별 가격지수로부터 확인할 수 있는 것일 뿐만 아니라 통계청의 소비자물가자료를 이용한 <그림 1>의 (D)와 한국은행 국민계정 자료를 이용한 <그림 3>의 (A) 등 거시자료에서도 확인된다. 요컨대 2010년 이후에는 ‘식료품의 상대가격 상승’과 ‘엥겔계수 증가’가 동시에 나타났다고 보아야 한다.

III. 연구방법

소비자물가지수 편의를 추정하기 위한 방정식의 도출 과정을 설명한다. Hamilton (2001)에 따른 것이지만 본 연구에 맞추어 수정하였다. 우선 (2)식의 단일재화 수요 함수에서 시작한다.

$$w_{i,t} = \phi + \gamma(\ln P_{i,t}^f - \ln P_{i,t}^n) + \beta(\ln Y_{i,t} - \ln P_{i,t}) + \sum \theta \cdot X_{i,t} + u_{i,t} \quad (2)$$

위 식에서 $w_{i,t}$ 는 총지출에서 식료품이 차지하는 비중, $P_{i,t}^f$ 는 식료품 가격지수, $P_{i,t}^n$ 은 비식료품 가격지수, $Y_{i,t}$ 는 총지출, $X_{i,t}$ 는 외생변수들이다. 이 변수들은 모두 i 가구의 t 기 값으로 이루어져 있다. 즉 $\ln P_{i,t}^f - \ln P_{i,t}^n$ 은 t 기에 i 가구가 직면한 식료품 가격지수/비식료품 가격지수의 로그값이며, $\ln Y_{i,t} - \ln P_{i,t}$ 은 t 기에 i 가구의 실질총지출의 로그값이다. 소비이론의 실증연구에서는 총지출 $Y_{i,t}$ 를 명목소득으로 간주하는데, 이는 Deaton and Muellbauer (1980)의 AIDS(Almost Ideal Demand System)에서도 그러하다. 따라서 본 연구에서도 $\ln Y_{i,t} - \ln P_{i,t}$ 를 t 기 i 가구의 실질총지출이자 실질소득의 로그값으로 간주한다.

한편 총가격지수 $P_{i,t}$ 의 로그값은 아래의 (3) 식과 같이 $P_{i,t}^f$ 로그값과 $P_{i,t}^n$ 로그값의 가중평균으로 나타낼 수 있다고 하자.

$$\ln P_{i,t} = \alpha \ln P_{i,t}^f + (1 - \alpha) \ln P_{i,t}^n \quad (3)$$

여기에서 α 는 총지출에서 식료품이 차지하는 비중이다. (3) 식은 총가격지수가 식료품 가격지수와 비식료품 가격지수의 기하평균(geometric mean)임을 의미한다.

총가격지수 $P_{i,t}$ 는 아래 (4) 식과 같이 움직인다고 하자.

$$\ln P_{i,t} = \ln P_{i,0} + \ln(1 + \Pi_{i,t}) + \ln(1 + E_{i,t}) \quad (4)$$

$P_{i,0}$ 는 0기 총가격지수, $\Pi_{i,t}$ 는 0기와 t 기 동안 총가격지수의 누적(cumulative) 상승률, $E_{i,t}$ 는 0기와 t 기 동안 측정오차(measurement error)의 누적 백분율(percentage)이다. 즉 총가격지수 $P_{i,t}$ 는 물가상승과 오차에 의해 결정된다.

수식을 간략하게 보이기 위해 이하에서는 $\ln P$, $\ln(1 + \Pi)$, $\ln(1 + E)$ 를 각각 p , π , ϵ 로 나타내기로 한다. 물론 i 가구의 t 기를 나타내는 하첨자와 식료품 f 및 비식료품 n 을 나타내는 상첨자는 표기되어야 한다. 예를 들어 (4) 식은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$p_{i,t} = p_{i,0} + \pi_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

위 식을 (2) 식에 대입하면 다음과 같다.

$$w_{i,t} = \phi + \gamma(\pi_{i,t}^f - \pi_{i,t}^n) + \gamma(\epsilon_{i,t}^f - \epsilon_{i,t}^n) + \gamma(p_{i,0}^f - p_{i,0}^n) + \beta(y_{i,t} - \pi_{i,t}) - \beta\epsilon_{i,t} - \beta p_{i,0} + \sum \theta \cdot X_{i,t} + u_{i,t} \quad (5)$$

이제 Hamilton (2001) 을 따라 다음의 두 가지를 가정하기로 한다.

$$\gamma(\epsilon_{i,t}^f - \epsilon_{i,t}^n) - \beta\epsilon_{i,t} = \gamma(\epsilon_t^f - \epsilon_t^n) - \beta\epsilon_t = \sum \delta_t \cdot D_t \quad (6a)$$

$$\phi + \gamma(p_{i,0}^f - p_{i,0}^n) - \beta p_{i,0} = \psi \quad (6b)$$

(6a) 는 모든 가구 i 에 대해 식료품과 비식료품 가격지수의 오차가 동일하게 발생함을 의미하고, (6b) 는 모든 가구 i 에 대해 절편의 횡단적 차이 (latitudinal differences) 가 없음을 의미한다. 여기에서 D_t 는 t 기의 경우 1의 값을 갖고 그렇지 않은 경우 0의 값을 갖는 더미변수이다. 따라서 δ_t 는 t 기 절편의 차이를 나타낸다. 이에 따라 추정 방정식인 (7)식을 얻게 된다.

$$w_{i,t} = \psi + \gamma(\pi_{i,t}^f - \pi_{i,t}^n) + \beta(y_{i,t} - \pi_{i,t}) + \sum \delta_t \cdot D_t + \sum \theta \cdot X_{i,t} + u_{i,t} \quad (7)$$

본 연구는 (7)식의 추정결과를 이용하여 소비자물가지수의 편의를 추정한다. 이 방정식에서 중요한 항은 δ_t 이다. δ_t 가 (-)의 값을 가질 경우 엥겔곡선은 좌측으로 이동하며, (+)의 소비자물가지수 편의가 발생한다고 간주한다.

소비자물가지수 편의를 나타내기로 하자. (6a)를 다시 쓰면 (8)식과 같다.

$$\delta_t = \gamma(\epsilon_t^f - \epsilon_t^n) - \beta\epsilon_t \quad (8)$$

또한 Hamilton (2001) 을 따라 다음의 두 가지 식을 이용하기로 한다.

$$\epsilon_t = \alpha\epsilon_t^f + (1-\alpha)\epsilon_t^n \quad (9a)$$

$$\epsilon_t^f = r \times \epsilon_t^n \quad (9b)$$

(9a)는 (3)식에 따른 것인데, (4)식에서 정의된 바 있는 총가격지수의 측정오차가 식료품 가격지수의 측정오차와 비식료품 가격지수의 측정오차의 기하평균임을 의미

한다. 따라서 식료품 가격지수의 측정오차와 비식료품 가격지수의 측정오차 간의 비율을 r 이라 하면 (9b) 가 된다.

(8) 식과 (9) 식으로부터 다음을 구할 수 있다.

$$\epsilon_t = \frac{\delta_t}{-\beta - \frac{\gamma(1-r)}{1-\alpha(1-r)}} = -\frac{\delta_t}{\beta}, \text{ if } r=1 \quad (10)$$

ϵ_t 는 (4) 식에서 정의된 바 있는 0기와 t 기 동안 측정오차를 누적 백분율로 나타낸 것이다. 따라서 방정식 (7) 을 추정한 후 추정계수를 대입하면, 소비자물가지수의 편의가 0기와 비교할 때 누적 비율 기준으로 얼마나 되는가를 알 수 있다. Hamilton (2001) 은 $r=1$ 인 경우를 이용하기로 했는데, 그 경우 소비자물가지수 편의는 $-\delta_t/\beta$ 이 된다.

실제로 Hamilton (2001) 은 아래의 (11) 식을 이용했다. 이는 앵겔곡선의 이동이 식료품과 비식료품의 상대가격 변화에 의해 나타날 수도 있다고 보았기 때문이다. 따라서 이를 조정한 (11) 식이 누적된 소비자물가지수 편의가 된다. 앞에서 언급한 바와 같이 식료품과 비식료품의 상대가격이 2010년 이후 하락 추세에서 상승 추세로 전환되었음을 감안할 때 중요하다.

$$\epsilon_t = -\frac{\delta_t - \gamma(\pi_t^f - \pi_t^n)}{\beta}, \text{ if } r=1 \quad (11)$$

본 연구는 (10) 을 미조정된 편의(unadjusted bias), (11) 을 조정된 편의라고 부른다.

IV. 추정결과

이제 추정 결과를 살펴보고, 이에 기초하여 소비자물가지수 편의를 분석해 보기로 하자. 방정식 (7) 의 추정 결과는 〈표 3〉에 제시되어 있다. 외식비를 식료품 소비에 포함시킬 때의 결과(Food in+Food out) 와 비식료품 소비에 포함시킬 때의 결과(Food in only) 가 모두 제시되어 있다. 외식비를 식료품 소비에 포함시킬 때의 결과를 중심으로 요약하고, 두 결과의 차이가 의미 있을 때에만 그 차이를 언급하는 식으로 요약한다.

〈표 3〉 방정식 추정결과

구분	외식비 식료품에 포함	외식비 비식료품에 포함
절편	1.2366 (371.68) ***	0.9618 (341.86) ***
log(식료품가격/비식료품가격)	0.0742 (53.56) ***	0.0329 (25.07) ***
log(실질총지출)	-0.0966 (-284.41) ***	-0.0831 (-289.90) ***
더미변수 1991	0.0002 (0.15)	-0.0020 (-1.67) *
더미변수 1992	-0.0056 (-3.99) ***	-0.0118 (-9.83) ***
더미변수 1993	-0.0170 (-13.50) ***	-0.0268 (-25.05) ***
더미변수 1994	-0.0101 (-7.43) ***	-0.0271 (-23.47) ***
더미변수 1995	-0.0166 (-12.14) ***	-0.0407 (-35.13) ***
더미변수 1996	-0.0134 (-9.72) ***	-0.0456 (-38.98) ***
더미변수 1997	-0.0171 (-12.23) ***	-0.0564 (-47.42) ***
더미변수 1998	-0.0442 (-32.23) ***	-0.0678 (-58.16) ***
더미변수 1999	-0.0323 (-23.26) ***	-0.0683 (-57.99) ***
더미변수 2000	-0.0336 (-21.52) ***	-0.0829 (-62.41) ***
더미변수 2001	-0.0418 (-26.60) ***	-0.0933 (-69.95) ***
더미변수 2002	-0.0436 (-27.41) ***	-0.0958 (-70.96) ***
더미변수 2003	-0.0451 (-30.34) ***	-0.1027 (-81.43) ***
더미변수 2004	-0.0391 (-25.96) ***	-0.1025 (-80.12) ***
더미변수 2005	-0.0422 (-29.60) ***	-0.1031 (-85.15) ***
더미변수 2006	-0.0495 (-35.27) ***	-0.1128 (-94.68) ***
더미변수 2007	-0.0492 (-33.95) ***	-0.1156 (-94.00) ***
더미변수 2008	-0.0477 (-32.86) ***	-0.1118 (-90.71) ***
더미변수 2009	-0.0605 (-41.17) ***	-0.1149 (-91.89) ***
더미변수 2010	-0.0629 (-42.40) ***	-0.1144 (-90.47) ***
더미변수 2011	-0.0632 (-42.44) ***	-0.1144 (-89.83) ***
더미변수 2012	-0.0588 (-39.06) ***	-0.1125 (-87.08) ***
더미변수 2013	-0.0601 (-39.40) ***	-0.1151 (-88.00) ***
더미변수 2014	-0.0583 (-38.10) ***	-0.1165 (-88.77) ***
더미변수 2015	-0.0576 (-37.13) ***	-0.1163 (-87.48) ***
더미변수 2016	-0.0597 (-37.52) ***	-0.1191 (-87.41) ***
더미변수 2017	-0.0362 (-25.15) ***	-0.0977 (-79.04) ***
더미변수 2018	-0.0350 (-24.18) ***	-0.0954 (-76.70) ***
더미변수 2019	-0.0469 (-31.14) ***	-0.1134 (-87.86) ***
더미변수 2020	-0.0334 (-23.09) ***	-0.0927 (-74.36) ***
더미변수 2021	-0.0315 (-21.69) ***	-0.0925 (-73.49) ***
더미변수 2022	-0.0329 (-22.66) ***	-0.1024 (-81.50) ***
더미변수 2023	-0.0349 (-23.96) ***	-0.1095 (-86.93) ***
더미변수 2024	-0.0317 (-21.73) ***	-0.1100 (-87.10) ***
가구원 수	0.0153 (63.13) ***	0.0116 (56.17) ***
가구주 연령	0.0003 (22.56) ***	0.0023 (174.49) ***
가구주 여성	0.0240 (55.56) ***	0.0015 (4.17) ***
가구주 고졸 이하	0.0034 (8.39) ***	0.0038 (10.88) ***
가구주 정규직	0.0252 (39.38) ***	-0.0122 (-22.50) ***
가구주 자영업	0.0207 (36.85) ***	-0.0046 (-9.55) ***
가구주 비정규직	0.0224 (40.48) ***	-0.0101 (-21.50) ***
부양가족 12세 이하	-0.0216 (-69.20) ***	0.0090 (33.95) ***
부양가족 13~19세	-0.0303 (-82.83) ***	-0.0088 (-28.11) ***
부양가족 65세 이상	0.0030 (6.45) ***	0.0179 (45.02) ***
Adjusted R ²	0.3274	0.4620

가장 먼저 식료품과 비식료품의 상대가격($\pi_{i,t}^f - \pi_{i,t}^n$)의 추정계수는 유의한 (+)인 것으로 나타났다. 이는 II절에서 2010년 이후 ‘비식료품 대비 식료품의 상대가격 상승’과 ‘엥겔계수의 상승’이 동시에 나타났다는 결과와 비슷하게 설명할 수 있다. 즉 식료품 가격이 비식료품 가격에 비해 더 많이 상승하더라도 식료품 소비량이 비식료품 소비량에 비해 충분히 많이 감소하지 않는다면, 엥겔계수는 상승하게 된다는 것이다.

다음으로 실질총지출($y_{i,t} - \pi_{i,t}$)의 추정계수는 유의한 (-)인 것으로 나타났다. 실질총지출이 많을수록 실질소득이 많을 가능성이 높으므로 엥겔계수가 작아지게 된다. 따라서 이 결과는 엥겔의 법칙을 지지하는 것으로 받아들일 수 있다.

본 연구의 가장 큰 관심사는 연도별 더미변수의 추정결과이다. <표 3>에는 외식비를 식료품에 포함시킨 경우의 결과와 외식비를 비식료품에 포함시킨 경우의 결과가 제시되어 있다. 결과에 따르면, 1992년 이후 모든 더미변수는 유의한 (-)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 이는 Hamilton (2001)이 주장한 바와 같이, 시간이 지남에 따라 엥겔곡선이 좌측으로 이동했음을 의미하는 것이다. 이 결과는 소비자물가지수가 과대추정되고 있음을 의미한다.

흥미로운 것은 시기별 차이가 관찰된다는 점이다. 외식비를 식료품에 포함시킨 경우 연도별 더미변수의 추정결과를 보면, 1990년의 엥겔곡선보다 2000년의 엥겔곡선이 더 좌측에 있고, 2000년의 엥겔곡선보다 2011년의 엥겔곡선은 더 좌측에 있음을 알 수 있다. 이는 소비자물가지수가 과대평가되는 편의가 있었음을 시사한다. 하지만 그 이후에는 엥겔곡선이 더 이상 좌측으로 이동했다고 보기 어렵다. 2024년의 엥겔곡선은 2011년의 엥겔곡선보다 오히려 우측에 있고 2000년 엥겔곡선과 비슷한 위치에 있음을 알 수 있다. 이는 오히려 소비자물가지수가 과소평가되는 편의가 있었음을 시사한다. 이 변화는 외식비를 비식료품에 포함시킨 경우에도 나타났다. 변화의 크기가 크지는 않았으나 1990년대에는 엥겔곡선이 확연하게 좌측으로 이동했던 반면에 2000년대 이후에는 더 이상 좌측으로 이동했다고 보기 어렵다.

가구 특성과 관련된 변수 중 언급할 만한 것은 가구주의 취업형태의 추정계수이다. 우선 가구주가 정규직, 자영업, 비정규직 취업자인 경우의 더미변수를 설명변수로 이용한 것이므로 벤치마크는 가구주가 실업자인 경우임을 환기해 둔다. <표 3>의 결과에 따르면, 외식비를 식료품에 포함시킨 경우에는 정규직, 자영업, 비정규직 취업자 더미변수의 추정계수는 모두 유의한 (+)이었던 반면에 외식비를 비식료품에 포함시킨 경우에는 정규직, 자영업, 비정규직 취업자 더미변수의 추정계수는 모두 유의한 (-)이었다. 즉 외식비를 식료품에 포함시킨 경우와 비식료품에 포함시킨 경우에는 부

호 자체가 달랐지만 가구주가 정규직, 자영업, 비정규직인 경우의 차이는 크지 않았다. 따라서 <표 3>에서 나타난 결과는 취업형태에 따른 차이는 크지 않았으나 취업에 따른 차이는 컸음을 의미한다. 즉 외식비를 식료품에 포함시킨 경우에는 취업자의 엥겔계수가 더 컸다는 뜻인데, 이는 가구주의 취업형태가 무엇이든 간에 취업자인 경우 외식이 그만큼 많았음을 의미한다. 반면에 외식비를 비식료품에 포함시킨 경우에는 실업자의 엥겔계수가 더 컸다는 뜻인데, 이는 실업자의 실질소득이 더 적을 것임을 감안할 때 엥겔의 법칙을 지시하는 결과로 해석할 수 있다. 이외에 가구 특성과 관련된 다른 변수의 추정결과는 다음과 같다. 가구원 수가 많고, 가구주 연령이 많으며, 가구주가 여성이고, 가구주 학력이 고졸 이하인 경우 엥겔계수는 더 컸다. 끝으로 12 세 이하인 부양가족이 있을 경우 외식비를 식료품에 포함시키는가 비식료품에 포함시키는가에 따른 차이가 있었다.

이제 소비자물가지수의 편의를 중심으로 실증분석결과를 살펴보기로 하자. <표 4>에는 (10) 식과 (11) 식에 의해 계산된 소비자물가지수의 편의 추정치가 제시되어 있다. 외식비를 식료품에 포함한 경우와 비식료품에 포함한 경우로 구분되어 있으며, 누적 편의(미조정)은 (10) 식에 의해 그리고 누적 편의(조정)은 (11) 식에 의해 계산된 것이다. 한편 연간 편의는 누적 편의를 단순히 연간으로 나누어 구한 것이다. 예를 들어 2024년 연간 편의(미조정) 0.033은 누적 편의(미조정) 2024년 -0.328에서 2023년 -0.362을 차감한 것이다. <표 4>의 결과를 시각적으로 확인하기 위하여 그림으로 나타낸 것이 <그림 4>이다.

외식비를 식료품에 포함한 경우 누적 편의(조정)의 추정결과를 요약하면 다음과 같다. 전 기간 누적 편의(조정)는 (-)의 값인데, 이는 1990년과 비교한 것이기 때문이다. 이 결과는 1990년과 비교할 때 이후 소비자물가지수가 과대평가되었음을 의미한다. 누적 편의(조정)은 2000년대 들어서도 절대값이 꾸준히 증가해 왔는데, 2016년 최고치인 0.811에 도달했다가 이후에는 편의가 더 이상 증가하지 못하고 오히려 약간 감소하여 2024년에는 누적 기준으로 0.616이었다. 이는 매년 평균적으로 1.8% 가량 소비자물가지수가 과대평가되었다는 뜻이다.

II절에서는 가구별 식료품 가격지수, 비식료품 가격지수, 총가격지수의 경우 상위 대체편의는 부분적으로 제거되었을 가능성이 있다고 말한 바 있다. 따라서 <그림 4>에 제시된 소비자물가지수 편의는 – 본 연구가 가구별 가격지수를 추계하는 과정에서 제거된 – 상위대체편의만큼 적은 편이어야 한다. 즉 상위대체편의가 포함되었다면, 소비자물가지수 편의는 더 컸을 가능성이 있다. 그럼에도 불구하고 소비자물가지수

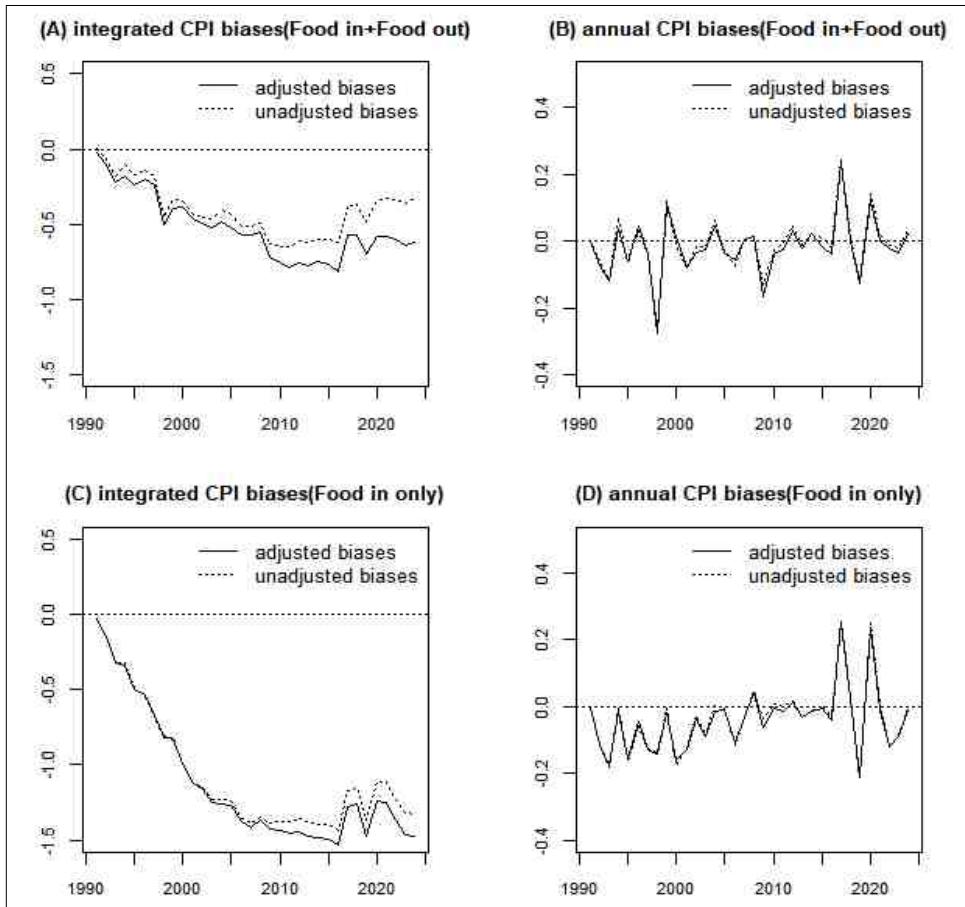
〈표 4〉 소비자물가지수 편의의 추정 결과

연도	외식비 식료품에 포함				외식비 비식료품에 포함			
	누적편의 (미조정)	누적편의 (조정)	연간편의 (미조정)	연간편의 (조정)	누적편의 (미조정)	누적편의 (조정)	연간편의 (미조정)	연간편의 (조정)
1991	0.002	-0.027	0.000	0.000	-0.024	-0.027	0.000	0.000
1992	-0.058	-0.100	-0.060	-0.073	-0.142	-0.142	-0.118	-0.115
1993	-0.176	-0.219	-0.118	-0.118	-0.323	-0.318	-0.181	-0.176
1994	-0.105	-0.183	0.071	0.036	-0.326	-0.339	-0.003	-0.021
1995	-0.172	-0.243	-0.067	-0.060	-0.490	-0.493	-0.164	-0.154
1996	-0.139	-0.197	0.033	0.046	-0.549	-0.541	-0.059	-0.048
1997	-0.177	-0.236	-0.039	-0.039	-0.679	-0.671	-0.130	-0.130
1998	-0.458	-0.504	-0.280	-0.268	-0.816	-0.814	-0.137	-0.143
1999	-0.334	-0.396	0.124	0.108	-0.822	-0.834	-0.006	-0.021
2000	-0.348	-0.384	-0.014	0.013	-0.998	-0.995	-0.176	-0.160
2001	-0.432	-0.461	-0.084	-0.077	-1.124	-1.123	-0.126	-0.128
2002	-0.451	-0.497	-0.019	-0.036	-1.153	-1.162	-0.030	-0.039
2003	-0.466	-0.524	-0.015	-0.027	-1.236	-1.250	-0.082	-0.088
2004	-0.405	-0.481	0.061	0.042	-1.234	-1.263	0.002	-0.014
2005	-0.437	-0.517	-0.032	-0.036	-1.242	-1.274	-0.008	-0.011
2006	-0.512	-0.574	-0.075	-0.057	-1.357	-1.379	-0.116	-0.105
2007	-0.509	-0.569	0.003	0.006	-1.392	-1.414	-0.035	-0.035
2008	-0.494	-0.554	0.015	0.014	-1.346	-1.370	0.046	0.044
2009	-0.626	-0.722	-0.133	-0.168	-1.384	-1.431	-0.038	-0.061
2010	-0.651	-0.761	-0.024	-0.039	-1.377	-1.437	0.007	-0.006
2011	-0.654	-0.785	-0.003	-0.024	-1.377	-1.454	0.000	-0.017
2012	-0.609	-0.752	0.045	0.033	-1.355	-1.442	0.022	0.012
2013	-0.622	-0.773	-0.013	-0.021	-1.385	-1.475	-0.030	-0.034
2014	-0.604	-0.752	0.018	0.021	-1.402	-1.488	-0.017	-0.013
2015	-0.596	-0.771	0.007	-0.019	-1.399	-1.495	0.002	-0.007
2016	-0.618	-0.811	-0.022	-0.040	-1.434	-1.537	-0.034	-0.041
2017	-0.375	-0.572	0.244	0.239	-1.176	-1.283	0.258	0.254
2018	-0.363	-0.573	0.012	-0.001	-1.149	-1.260	0.028	0.023
2019	-0.486	-0.700	-0.123	-0.128	-1.365	-1.475	-0.216	-0.215
2020	-0.346	-0.581	0.140	0.119	-1.115	-1.241	0.249	0.234
2021	-0.326	-0.581	0.019	0.000	-1.114	-1.253	0.002	-0.012
2022	-0.341	-0.604	-0.015	-0.023	-1.232	-1.372	-0.119	-0.119
2023	-0.362	-0.640	-0.021	-0.036	-1.318	-1.463	-0.085	-0.091
2024	-0.328	-0.616	0.033	0.024	-1.324	-1.475	-0.006	-0.012

주: 누적 편의(미조정)은 (10) 식에 의해 계산된 것이고 누적 편의(조정)은 (11) 식에 의해 계산된 것임.

누적 편의는 1990년 대비 누적된 편의이며 연간 편의는 누적 편의를 연간으로 구한 것임.

〈그림 4〉 소비자물가지수 편의의 추이



주: 누적 편의(integrated CPI biases)와 연간 편의(annual CPI biases), 미조정 편의(unadjusted biases)과 조정편의(adjusted biases), 외식비를 식료품에 포함한 경우(Food in+Food out)와 비식료품에 포함한 경우(Food in only)의 구분은 〈표 4〉의 주와 같음.

편의가 이처럼 유의하게 나타난 것은 상위대체편의 이외에도 소비자물가지수 편의를 초래하는 요인이 많았음을 의미한다.

흥미로운 것은 시간에 따른 소비자물가지수 편의의 추이이다. 〈그림 4〉를 보면 외식비 처리 방식 및 조정 여부와 상관없이 편의의 추이가 비슷했음을 관찰할 수 있다. 우선 (A)와 (C)의 누적 편의를 보면, 2010년까지는 누적 편의가 계속 커져 왔고 2010년 이후에는 더 이상 누적 편의가 커졌다고 보기 어렵다. 한편 (B)와 (D)의 연간 편의를 보면, 연간 편의는 변동이 꽤 커졌던 것으로 보인다. 즉 연간 편의가 (-)이 되기도 했고 (+)가 되기도 했던 것이다. 하지만 2010년 이전에는 (-)의 연간 편의가

(+) 의 연간 편의보다 빈번하거나 커던 반면에 2010년 이후에는 (+) 의 연간 편의가 (-) 의 연간 편의보다 빈번하거나 커던 셈이다.

본 연구결과에서 가장 중요한 특징은 대략 2010년을 전후하여 변화가 나타났다는 점이다. 즉 2010년 이전에는 소비자물가지수의 과대평가가 진행되었다고 볼 수 있지만 2010년 이후에는 그렇지 않았다는 점이다. 이러한 특징은 외식비의 처리방식 및 식료품 상대가격의 조정 여부와 관계없이 관찰되었다. 향후에는 이를 설명하는 것이 연구과제가 되어야 할 것으로 보인다. 다만 II절에서 확인된 바 있는 사실, 즉 2000년 이후 엥겔계수의 정체와 2010년 이후 식료품 상대가격의 상승과 관련이 있지 않을까 생각한다. 소비자물가지수 편의와 엥겔계수의 움직임보다는 식료품 상대가격의 상승이 더 외생적으로 주어진 요인일 것 같기 때문이다.

V. 결론 및 시사점

본 연구는 1990~2024년 통계청 가계동향조사(MDIS)를 이용하여 통계청이 공표하는 소비자물가지수에 편의가 있었는지를 분석하였다. 우선 가구별 가격지수를 구하였고, 이를 이용하여 Hamilton(2001)의 모형을 추정하였다. 가구별 가격지수를 이용한 것이 본 연구의 새로운 시도인데, 이로부터 알 수 있는 것이 적지 않았다. 또한 Hamilton(2001)은 엥겔의 법칙에 근거한 것이므로 본 연구를 통해 엥겔의 법칙과 관련된 사실을 분석할 수 있었다.

엥겔의 법칙과 관련된 결과, 그리고 가구별 가격지수에 대한 결과, 방정식을 추정함으로써 소비자물가지수 편의에 대하여 얻은 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째 총지출 대비 식료품 지출로 정의된 엥겔계수는 1990~2010년에는 급속하게 하락했고, 2010년 이후에는 횡보했으며, 최근에는 오히려 약간 상승하는 경우도 있었다. 2010년 이후 엥겔계수 하락이 멈추었다는 것은 - 엥겔의 법칙이 타당하다면 - 이 시기부터 가계의 실질소득이 정체되기 시작했음을 시사하는 것일 수 있다.

둘째 총지출을 기준으로 상위, 중위, 하위 가구를 구분했을 때, 하위 가구의 엥겔계수가 가장 높고 상위 가구의 엥겔계수가 가장 낮았다. 이는 엥겔의 법칙과 부합되는 것이다.

셋째 비식료품 대비 식료품의 상대가격을 추계한 결과에 따르면, 상위 가구의 상대가격은 높았고 하위 가구의 상대가격은 낮았다. 하지만 총가격지수를 추계한 결과에 따르면, 상위 가구와 하위 가구의 총가격지수는 거의 비슷하게 움직였다. 이는 품목

별 상대가격의 변화가 발생했을 때, 개별 가구는 상대가격 변화에 대응함으로써 생계비 상승을 완화시켜 월음을 시사한다. 즉 개별 품목의 가격이 상승했을 때, 저소득층은 상위대체효과를 통해 생계비 부담의 증가를 완화시킬 수 있었고 물가상승으로 인한 계층별 손실의 격차를 피할 수 있었다.

넷째 2010년 이후 비식료품 대비 식료품의 상대가격은 뚜렷하게 상승했다. 정도의 차이는 있지만 이러한 특징은 통계청 가계동향조사(MDIS)를 이용하여 본 연구가 얻은 결과에서도 확인되었고, 통계청과 한국은행이 공표하는 거시자료에서도 확인된다.

다섯째 2010년 이전에는 생계비를 과대평가하는 소비자물가지수 편의가 발생했지만 2010년 이후에는 그러한 편의가 관찰되었다고 보기 어렵다. 즉 1992년 이후 (가로축이 총지출이고 세로축이 식료품 지출로 정의된) 엥겔곡선은 매년 조금씩 좌측으로 이동하였지만 2010년 이후에는 변화가 없었으며 오히려 약간 우측으로 이동하는 경우가 나타나고 있다.

본 연구의 결과는 소비자물가지수의 과대평가가 2010년까지는 타당하지만 그 이후에는 달라졌을 수 있음을 의미하는 것이다. Boskin et al. (1996) 아래 널리 형성된 합의와 배치되므로 의외의 결과로 받아들일 수도 있지만, Larsen (2007) 와 같은 해외 연구에서도 소비자물가지수의 과소평가 가능성성이 지적된 바 있으므로 그리 놀라운 일은 아니다.

흥미로운 점은 2010년 이후 여러 측면에서 변화가 나타났다는 점이다. 2010년 이전에는 엥겔계수가 꾸준히 하락했고, 비식료품 대비 식료품의 상대가격은 등락을 반복했으며, 소비자물가지수 편의는 유의했다. 하지만 2010년 이후에는 엥겔계수의 하락이 멈추었고, 식료품의 상대가격이 상승했으며, 소비자물가지수 편의가 관찰되었다고 보기 어려웠다. 어떤 의미에서 보면, 소비자물가지수 편의보다도 엥겔계수의 정체와 식료품 상대가격의 상승이 더 중요한 현상일지 모른다. 왜 2010년 이후에 변화가 나타났는가를 설명하는 일이 향후의 연구과제가 될 것이다. 이를 위해서는 기초자료에 의한 연구가 병행되기를 기대해 본다.

■ 참고 문헌

1. 서재용·장용성, “소비자 물가상승률 통계의 잠재적 고리 요인,” 『경제학연구』, 제70집 제2호, 2022, pp. 37-59.

2. 이은석 · 이문희, “소비자물가지수의 상향편의,” 『조사통계월보』, 2009년 8월호, 2009, pp. 23-48.
3. 임웅지 · 이동재 · 이윤수 · 박창현, “우리나라 물가수준의 특징 및 시사점: 주요국 비교를 중심으로,” 『BOK 이슈노트』, 제2024-14호, 2024, pp. 1-27.
4. 정 철 · 김봉근 · 박명호, “한국 소비자물가지수 편의 추정과 국제물가비교에 대한 시사점,” 『대외경제연구』, 제11권 제2호, 2007, pp. 261-284.
5. Almås, Ingvild, “International Income Inequality: Measuring PPP Bias by Estimating Engel Curves for Food,” *American Economic Review*, Vol. 102, No. 2, 2012, pp. 1093-1117.
6. Beatty, Timothy K. M., and Erling Røed Larsen, “Using Engel Curves to Estimate Bias in the Canadian CPI as a Cost of Living Index,” *Canadian Journal of Economics*, Vol. 38, No. 2, 2005, pp. 482-499.
7. Boskin, Michael J., Ellen R. Dulberger, Robert J. Gordon, Zvi, Griliches, and Dale, Jorgenson, *Final Report of the Advisory Commission to Study the Consumer Price Index*, Washington, DC: U.S. Government Printing Office, 1996.
8. Chai, Andreas, and Alessio Moneta, “Engel Curves,” *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 24, No. 1, 2010, pp. 225-240.
9. Costa, D. L., “Estimating Real Income in the United States from 1888 to 1994: Correcting CPI Bias using Engel Curves,” *Journal of Political Economy*, Vol. 109, No. 6, 2001, pp. 1288-1331.
10. Deaton, Angus, and John Muellbauer, “An Almost Ideal Demand System,” *American Economic Review*, Vol. 70, No. 3, 1980, pp. 312-326.
11. Hamilton, Bruce W., “Using Engel’s Law to Estimate CPI Bias,” *American Economic Review*, Vol. 91, No. 3, 2001, pp. 619-630.
12. Hausman, Jerry, “Sources of Bias and Solutions to Bias in the Consumer Price Index,” *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 17, No. 1, 2003, pp. 23-44.
13. Houthakker, Hendrik S., “Engel’s Law,” in John Eatwell, Murray Milgate, and Peter Newman, eds., *The new Palgrave: A dictionary of economics*, Vol. 2. London: Macmillan, 1987, pp. 143-144.
14. Kaplan, Greg and Sam Schulhofer-Wohl, “Inflation at the Household Level,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 91, 2017, pp. 19-38.
15. Larsen, Erling Røed, “Does the CPI Mirror the Cost of Living? Engel’s Law Suggests Not in Norway,” *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 109, No. 1, 2007, pp. 177-195.
16. Lebow, David E., and Jeremy B. Rudd, “Measurement Error in the Consumer Price Index: Where Do We Stand?” *Journal of Economic Literature*, Vol. 41, No. 1, 2003, pp. 159-201.

Estimation of Biases in Consumer Price Index

Jong In Yoon*

Abstract

This study estimated the consumer price index bias using the Household Income and Expenditure Survey(MDIS) from 1990 to 2024 and Hamilton (2001). Hamilton (2001) suggested a method that can be used when Engel's law is valid, and this study used the household price index to estimate this model. The main results are as follows. First, the Engel coefficient, defined as food expenditures compared to total expenditures, rapidly decreased from 1990 to 2010, moved sideways after 2010, and recently even increased slightly. Second, when dividing households into upper, middle, and lower groups based on total expenditures, the Engel coefficient of lower group households was the highest and that of upper group households was the lowest. This is consistent with Engel's law. Third, according to the results of estimating the relative price of food compared to non-food items, the relative price of upper group households was high and that of lower group households was low. However, according to the results of estimating the total price index, the total price indexes of upper and lower households moved almost similarly. Fourth, the relative price of food compared to non-food items has increased significantly since 2010. Fifth, before 2010, there was a positive consumer price index bias every year, but after 2010, the consumer price index bias seems to have almost disappeared. Before 2010, the consumer price index seemed to have been overestimated, and the Engel coefficient had been decreasing significantly over time. However, after 2010, the decline in the Engel coefficient stopped, and the consumer price index bias seems to have disappeared. It seems that the background of this change was the increase in the relative price of food compared to non-food items.

Key Words: bias in consumer price index, upper-level substitution bias, household price index, Engel coefficient, Engel curve, Engel's law

JEL Classification: E01, E31

Received: June 4, 2025. Revised: July 14, 2025. Accepted: July 22, 2025.

* Professor, Division of Business and Commerce, Baekseok University, Munam-ro 76, Dongnam-gu, Cheonan 31065, Korea, Phone: +82-41-550-0525, e-mail: jiyoon@bu.ac.kr