

엔겔곡선이동과 실질소득 추정

정 철*·김 봉 근**·박 명 호***

본 연구는 엔겔곡선 추정방법론을 한국노동패널 데이터에 적용하여 우리나라 자영업자의 소득 축소보고 경향을 새롭게 추정하였다. 기존 실증연구에 비해 보다 이론적인 정합성을 가지는 AIDS(Almost Ideal Demand System) 수요추정식을 사용하여, 자영업자가 근로소득자에 비해 20% 정도의 소득을 축소보고하는 경향이 있음을 발견하였다. 고정효과모형을 통해 자영업자의 축소보고 경향이 자영업자의 개인적인 특성이 아니라 직종의 특성에서 비롯한다는 것을 알 수 있었다. 도시가계자료 추정결과와의 비교는 추정된 축소보고 크기에 회상오차의 영향이 적은 것을 보여준다.

핵심용어: 엔겔곡선, AIDS수요추정식, 자영업자 소득축소보고, 회상오차, 고정효과 추정

1. 연구의 배경 및 선행문헌

본 연구는 엔겔곡선 추정방법론을 한국노동패널 데이터(Korean Labor and Income Panel Study: KLIPS)에 적용하여 우리나라 자영업자의 소득 축소보고 경향을 새롭게 추정하고자 한다. 엔겔곡선의 추정방법론은 소비자물가지수의 측정오차 관련 연구에서 주된 방법론으로 발전되어 왔으므로, 먼저 선행연구 중에서 소비자물가지수의 상향편의를 측정하는 것을 목적으로 한 최근의 연구들을 간략히 요약하고, 본 연구의 주제인 자영업자(또는 사업소득자, 비근로소득자) 들이 근로소득자에 비해 소득축소보고하는 경향과 관련된 선행연구들을 이어 설명한다. 후자는 소득과 소비의 규칙적인 상관관계를 이용하여 자영업자들의 실제 소득을 미시적으로 추정함으로써 거시경제 변수인 지하경제의 규모를 측정하는 연구들로도 분류된다.

Hamilton(2001a)은 소비자물가지수의 상향편의 정도를 측정하는 새로운 방법으로 엔겔(Engel) 계수의 개념을 이용할 것을 제시한다. 그는 가계의 식료품비 비중의 변동과 실질소득의 변동을 비교함으로써 소비자물가지수의 편의를 추정한다. 여기서 실질소득의 변동은 소비자물가지수로 조정

* 대외경제정책연구원

** 성균관대학교 경제학부

*** 조세연구원

한 명목소득의 변동이며 가계의 식료품비 비중은 실질생계표준(real living standards)을 반영한다. 엔겔계수를 이용한 실증분석연구들은 역사적으로 안정적인 것으로 입증된 식료품비와 실질소득간의 관계를 기준으로 삼아 소비자물가지수의 편의를 추정하는 것이다. 따라서 시간의 흐름에 따라 식료품비 비중이 감소할 경우 이는 그에 상응하는 실질소득의 증가가 있었음을 암시하는 것이다. 그런데, 만일 실제 데이터상에서 식료품비는 감소하는데 실질소득은 변동이 없는 것으로 관찰되는 경우(예를 들어, 명목소득의 변동이 동일한 정도의 변화율을 가진 소비자물가지수로 조정된 경우), 이는 소비자물가지수가 물가상승을 과도하게 추정한 것으로 해석할 수 있다. 다시 말해서 소비자물가지수의 상향편의를 바로잡지 않아서 발생하는 물가상승률 과대계상이 실질소득 측정에 오류를 가져온 결과로 볼 수 있다는 것이다.

유사한 방법을 이용하여 Costa(2001)는 미국의 실질임금을 추정하였고, Beatty and Larsen(2005)과 Gibson et al. (2007)은 각각 캐나다와 러시아의 소비자물가지수 편의를 추정하였다. 정철외.(2007)에서는 한국 노동패널자료(KLIPS)를 사용하여, 한국의 소비자물가지수의 측정오차를 연구하였다. 소비자 물가지수의 측정오차를 엔겔곡선의 이동으로 추정하는 이 방법론은 식료품과 비식료품에 대한 선호가 시간에 따라 변하지 않아 그 비중이 일정하다는 가정이 수많은 실증연구들에서 검증되었다는 점에서, 그리고 필수재인 식료품의 소득탄력성이 1보다 크게 작아, 우하향하는 엔겔곡선의 좌측 이동을 파악하기 쉽다는 점에서 다른 방법론에 비해 선호된다.

동일한 방법론을 두집단간 엔겔곡선의 이동에 적용한 다른 논문에서 Hamilton(2001b)은 1974~1991 기간 동안 소비에서 차지하는 식료품비 비중이 흑인의 경우 백인에 비해 크게 하락했음을 관찰하고 그 원인으로 소득의 측정되지 않은 증가분이 흑인의 경우에 상대적으로 높았음을 지목한다. 이 논문에서 Hamilton은 실질소득과 식료품비의 상관관계를 이용하여 동기간 동안 흑인의 실질생계비(true cost of living)가 백인보다 약 15% 가량 더 하락했음을 보인다. Hamilton 은 표본기간 중 매년 엔겔곡선의 이동을 미국의 대표 패널자료인 PSID(Panel Study of Income Dynamics) 데이터를 이용하여 관찰함으로써 소비자물가지수의 측정오차 정도가 인종 간에 다르게 나타남을 보이고 그 차이를 엔겔곡선의 이동으로 추정한다. 이 방법론은 많은 선행연구들에서 엔겔계수로 대변되는 실질소득과 식료품비지출의 상관관계가 두 집단간에도 차이가 없을 것이라는 가정과 두집단이 접하는 물가수준은 주거지역의 분리로 다를 수 있다는 가정에 기초한 것이다.

유사하게 두집단의 소득과 소비의 정규적 관계를 이용하여 지하경제의 규모를 측정한 연구로는 Pissarides and Weber(1989)와 유일호(1995)가 있다. Pissarides and Weber(1989)는 근로소득자에 비해 자영업자가 소득을 축소 보고하는 경향이 있으나 동일 소득수준의 근로소득자나 자영업자의 소비지출은 유사하다는 가정하에, 자영업자가 보고한 소득 대신 소득과 소비의 관계에서 추정된 소득을 이용하여 영국의 지하경제 규모를 측정한다. 1982년 영국의 가계소비조사 데이터를 이용한 횡단면 분석 결과, 자영업자의 실제소득은 신고금액의 1.55배에 달한다.

유일호(1995)는 Pissarides and Weber(1989)의 방법론인, 소비지출을 이용한 소득추계방식을 한국 데이터에 적용하여 사업소득의 탈루규모에서 유사한 결과(1994년 52%, 1993년 74%로 추정)를 얻는다. 이러한 소득추계방식은, 보다 신빙성 있는 소비지출자료를 이용하여 축소보고의 가능성이

있는 소득을 실제치에 근접하게 추정할 수 있다는 점에서, 횡단면 데이터를 사용하는 기존의 연구들에서 널리 채택되어 왔다.

이철인(1998)은 기존의 횡단면분석연구들이 근로소득자와 자영업자의 소비행태에 차이가 없다는 가정하에 근로소득자의 소비지출행태방정식을 이용하여 자영업자들의 소득을 추정하는 방식이 가정에 대한 신중한 검정 없이 이루어져 왔음을 지적한다. 이를 검정하기 위해 이철인(1998)은 동태모형을 제시하고 한국의 대우 패널 데이터를 이용하여 분석한 결과, 실제로 두 집단 간 소비행태에 차이가 없음을 보고한다.

한편, Lyssiotou et.al(2004)는 Pissarides and Weber(1989)의 소비지출을 이용한 소득추계방식에 잠재적 편의가 존재할 수 있음을 지적하면서 이를 보완하기 위한 일환으로 완전수요체계(complete demand system) 접근방식을 제안한다. 이러한 잠재적 편의의 이유로, 고정소득은 생필품 등에 대한 지출에 주로 사용하고 사치품 구입은 상대적으로 변동성이 큰 사업소득에 의존하는 소비행태의 이질성(preference heterogeneity)을 소득의 축소보고라고 잘못 구별할 수 있다는 것이다. 또한 자동차, 컴퓨터 등 사업비용으로 처리할 수 있는 재화들에 대한 소비지출의 경우 근로소득보다는 사업소득과 더 밀접한 연관이 있을 수 있기 때문이다. 이러한 자영업자의 연도별 소득의 변동성과 이에 따른 식료품/비식료품 선호의 근로소득자와의 잠정적인 차이는 패널자료에서 연도별 평균자료의 활용한다면 그 영향력이 축소될 것이다.

본 연구에서는 한국의 패널자료를 가지고 Hamilton의 방법론을 원용하여 우리나라 자영업자의 조세회피등의 목적으로 실행되는 소득축소보고 정도를 간접적으로 추정하려 한다. 본 연구는 기존의 연구들과 다음과 같은 점에서 차이가 있다. 첫째, 한국의 자영업자의 조세회피등의 목적으로 실행되는 소득축소보고 정도 추정에 패널자료를 이용한다는 점에서 기존의 횡단면분석자료를 이용한 연구와 차별화된다. 이를 통해, 자영업자 소득의 연도별 변동성에 따른 두집단간 잠정적인 상품소비선호의 차이를 통제하고, 축소보고 경향이 직종에 따른 조세회피 등의 경제적인 유인에 의한 것인지 또는 비근로소득 직종을 선택한 개인들의 특성에 의한 것인지를 검증한다. 둘째, 기존의 소비를 소득에 회귀분석하는 축약추정식에서 우려되는 수요추정식의 이론적인 정합성의 미비라는 측면에서, 본 연구에서는 이론적 정합성을 갖춘AIDS 수요추정식을 사용함으로써 기존 연구와 차별된다. 셋째, 전년도의 소득 및 소비자료를 사용하는 기존 패널자료에서 예상되는 회상오차와 자영업자의 축소보고 경향의 가능한 결합을 동일년도의 자료를 사용하는 도시가계자료를 이용해 분리시키는 작업을 한다.

본 고의 구성은 다음과 같다. 제 II장에서는 식료품 앵겔곡선 추정방정식을 도입하여, 직종별 앵겔곡선 이동의 추정과정을 설명하며, 제 III장에서는 실증분석의 자료인 노동패널을 소개하고, 실증분석에 사용된 변수들의 기술통계량 및 기간 내 변화를 요약한 후, 회귀분석 결과를 논의한다. 끝으로 IV장에서는 연구결과를 간략히 요약하고, 결과의 시사점과 추후 연구방향을 제시한다.

II. 식료품 앵겔곡선 추정방정식

본 연구는 Hamilton(2001a)에서 사용된 Deaton and Muellbauer (1980)의 AIDS (Almost Ideal Demand System) 수요추정식을 이용한다. 본 고에서 사용된 수요추정식은 시계열적인 정보를 가진 개별 가구의 식료품 지출비중과 식료품의 비식료품에 대한 상대가격 및 실질소득과의 관계를 나타내는 식으로 앵겔곡선으로 해석될 수 있다.

$$w_{i,j,k} = \phi + \gamma(\ln P_{F,j} - \ln P_{N,j}) + \beta(\ln Y_{i,j,k} - \ln P_j) + \mathbf{X}'\theta + u_{i,j,k}, \quad (1)$$

$w_{i,j,k}$ 는 j 지역, 타입 k (근로소득자와 자영업자)의 가구 i 의 지출 중 식료품 비중을 나타내며, $P_{F,j}, P_{N,j}$ 그리고 P_j 는 식료품, 비식료품, 그리고 모든 재화의 j 지역가격수준을 나타낸다. Y 는 가구의 총 명목소득, X 는 가구원수 등 식료품 예산비중에 영향을 미칠 수 있는 개별가구의 특성변수들의 벡터를 나타낸다. 명목소득에 잠정적 오차가 있을 수 있으며, 이를 다음의 식으로 나타낸다.

$$\ln Y_{i,j,k}^* = \ln Y_{i,j,k} + \ln(1 + E_k) \quad (2)$$

식 (2)에서, $\ln Y_{i,j,k}^*$ 는 오차를 포함한 명목소득의 log값이며, 이 오차는 비례적인 오차로 직종 k 가 비근로소득업종의 경우 $(1 + E_k)$ 가 1보다 작은 값을 갖는 것으로 가정하며, 근로소득자는 축소보고가 없는 것으로 가정한다. 즉, 자영업자는 평균적으로 소득의 E_k %를 축소보고한다는 가정이다.

변수들에 로그를 취한 값들을 보다 단순한 표기로 변환하고 식 (1) - (2)을 이용하여 식 (3)를 다음과 같이 도출한다.

$$w_{i,j,k} = \phi + \gamma[\pi_{F,j} - \pi_{N,j}] + \beta[y_{i,j,k}^*] + \mathbf{X}'\theta - \beta\varepsilon_k + u_{i,j,k},$$

$$\ln P_{F,j} = \pi_{F,j}, \ln P_{N,j} = \pi_{N,j}, \ln Y_{i,j,k}^* - \ln P_j = y_{i,j,k}^*, \ln(1 + E_k) = \varepsilon_k \quad (3)$$

가구별 식비의 지출비중과 가구별 소득 및 가타 자료를 패널형식으로 하여 식 (3)를 추정하는 실증모형은 다음과 같다.

$$w_{i,j,k} = \phi + \gamma[\pi_{F,j} - \pi_{N,j}] + \beta[y_{i,j,k}^*] + \mathbf{X}'\theta + \delta D + u_{i,j,k} \quad (4)$$

D_j 는 비근로소득가구 더미변수이다. 자영업자의 더미변수의 계수가 추정하는 소득오차 다음과 같이 풀어 쓸 수 있다.

$$\delta = -\beta \ln(1 + E_k) \quad (5)$$

비근로 소득자의 소득 과소보고 의 크기는 다음과 같이 추정된 계수들의 함수로 계산된다.

$$-E_k = 1 - e^{\frac{\delta}{-\beta}}. \quad (6)$$

위의 수요추정식의 추정결과에서 계산된 자영업자의 소득과소보고에 대한 또 다른 해석으로 첫째, Hamilton(2001b)에서의 흑인과 백인의 소비자물가 차이와 같이 두 직업군이 접하는 물가의 상대적 크기의 차이로 해석할 수 있으나, 흑인과 백인의 경우와 같이 두 직업군이 지리적으로 분리되는 경우를 직접적으로 적용하는 것은 합당하지 않다. 둘째, 추정된 자영업자의 축소소득보고 경향이 전년도 소득, 소비자료를 사용하는 통상적인 패널자료의 회상오차의 직종별 차이라는 해석이다. 후자에 대하여는 동일년도의 자료를 사용하는 도시가계조사 자료로 다음 절에서 검증하고자 한다.

III. 실증분석

1. 자료

한국노동패널은 국내 패널 중 매년 개인 및 가구의 경제활동을 관찰하기 위해 실시하는 유일한 패널조사로 횡단면 정보와 시계열 정보를 모두 담고 있다. 노동패널은 16개 광역시/도에 거주하는 우리나라의 5,000가구 및 그 구성원을 대상으로 1998년 1차 면접조사를 시작으로 2006년 9차 면접조사까지 진행되었다.

노동패널자료는 가구를 조사대상으로 하는 가구용 자료와 가구에 속한 만 15세 이상의 가구 구성원을 조사대상으로 하는 개인용 자료로 크게 구분된다. 가구용 자료의 내용은 가구원의 인적 사항, 변동 가구원 관련 사항, 가족관계와 세대간 경제적 자원 교류, 주거상태, 자녀교육과 보육, 가구의 소득과 소비, 가구의 자산과 부채, 가구의 경제상태 등의 내용을 담고 있으며, 개인용 자료는 개인의 경제활동상태, 소득활동 및 소비, 교육 및 직업 훈련, 고용상의 특성, 근로시간, 직무만족 및 생활만족, 구직활동, 노동시장에서의 이동 등의 다양한 내용을 담고 있다. 본 연구에서는 2003년을 기준년도로 하여 2005년까지 3년 간의 노동패널자료를 이용하여 자영업자의 소득 축소보고 크기를 추정한다²⁾.

본 장의 실증분석은 노동패널 자료 중 다음의 조건을 만족하는 가구를 분석대상으로 선정하여 시행하였다. 첫째, 남성이 가구주이고 여성이 배우자인 가구이며, 20세 이상의 성인이 2명만 존재하는 가구를 선택한다. 이는 성인의 숫자 및 가구주 또는 배우자의 성별에 따른 가구 소비행태의 변화를 통제하기 위함이며 현재 우리나라 가구 구조상 이러한 가구가 가장 일반적인 형태를 띠고 있

2) 1998년에 시작된 노동패널 1차부터 9차년도까지의 자료 중, 2001년 조사된 제4차 노동패널부터 “작년 한해” 식비에 대한 질문을 시행했기 때문에 2000년에 조사된 제3차 노동패널 자료부터 최근 제한적으로 공개된 제 9차 노동패널자료까지를 분석에 포함할 수 있다, 여기서는 다른 분석자료인 도시가계조사가 2003년 부터 자영업자의 소득정보를 포함한 것을 감안해, 2003년 이후를 분석기간으로 사용하였다. 아래의 고정효과 추정모형에서는 2000-2005년 6년간의 자료도 추가적으로 이용하였다. 사용된 t년도의 소득은 t+1년도에 조사된 “작년 한해” 소득이며, 식비의 경우 2005년 식비만 2006년 자료의 “작년 한해” 식비를 이용한다.

기 때문이다. 둘째, 가구주와 배우자의 연령을 분석기간 내내 만 20세부터 65세까지로 제한하였다. 이는 노인가구와 청소년가구를 제외하기 위함이다. 셋째, 기존의 실증연구에서와 마찬가지로 가구 소득 대비 식비 비중이 1% 미만이거나 80% 이상인 비정상적인 가구들은 분석대상에서 제외되었다³⁾. 넷째, 분석기간 중에 가구 구성원의 변화가 있는 가구는 제외하였다. 이는 가구 구성원의 유입과 유출로 인해 가구 소득 및 식비의 변동이 발생할 수 있기 때문이다. 다섯째, 회귀방정식에서 독립변수로 사용될 변수를 생성하는 과정에서 응답이 누락된 경우가 존재하는 가구는 분석 과정에서 제외하였다. 연구결과의 정확도와 다른 실증연구와의 비교도를 높이기 위해 위와 같은 자료의 정제과정을 통해 남은 자료는 3년간 총 2067가구이며, 연 평균 약 700가구에 대한 정보이다. 본 연구는 실질소득의 산정을 위한 물가정보로 소비자물가지수를 사용한다⁴⁾.

본 연구에서 사용하는 변수들의 기술통계량은 [표 1]에서 찾아볼 수 있다. 이 변수들을 간략히 설명하자면, 회귀분석의 종속변수인 연도별/가구별 식료품 예산비중은 월간 평균 식료품비에 12개월을 곱한 연간 식료품비를 가구의 연간 총소득으로 나눈 값이다. 자료기간인 2003년에서 2005년까지의 식료품 지출비중 평균은 [표 1]의 첫째 행과 같이 약 20.2 %이며, 동일한 방식으로 구해진 외 식비 예산비중의 3년간 평균은 약 3.2%이다. 가구별 소득은 근로소득과 금융소득 등 기타 각종 소득을 모두 합한 것으로 최소값과 최대값은 각각 1000만원과 3억 7800만원이며, 평균은 3885만원이다. 가구주의 평균연령은 41.9세이고, 표준편차는 5.92세이며, 교육연한은 12.99년이다. 배우자는 가구주에 비해 연령에서 약 2년, 교육연한에서는 약 1년 정도 낮은 수준을 보이고 있다. 가구주의 연간 노동시간은 약 2700시간, 배우자는 이의 절반 이하의 노동시간을 보이고 있다. 자영업자의 비율은 약 34% 이다. 표본의 연도별 비중은 2003년과 2004년이 34.7%로 나타나고 2005년에는 30.7%로 낮아진다.

3) 이는 식비 비중이 과도하게 낮거나 높은 경우 식비나 가구 소득변수에 있어서 측정오차가 존재할 수도 있기 때문이다. 민감성 분석의 일환으로 가구소득 대비 식비 비중이 2% 미만이거나 60% 이상인 개별가구를 제외하여 분석을 시행한 경우에도 추정결과에 차이를 보이지는 않았다.

4) 자영업자의 조세회피등을 목적으로한 소득 축소보고 가정은 국세청 자료와 같은 공식 소득자료에서는 쉽게 받아들일 수 있으나, 노동패널과 같은 서베이자료에서는 의문의 여지가 있다. 서베이자료에서의 자영업자의 소득축소보고는 국세청에 보고하는 공식자료와 서베이자료간의 개인들이 보고의 일관성을 유지한다는 가정에서 비롯한다. 설혹 국세청 자료와 같은 공식자료를 이용한다고 해도, 그 세무자료와 결합된 자료가 표본의 대표성을 유지하기 힘든 제한적인자료라는 점에서 문제가 있다. 더 나아가 세무조사의 선정대상 자체의 대표성도 문제가 된다

<표 1> 기술통계량 (노동패널, 2003-2005), 표본 수=2067

변수	평균	표준편차	최소값	최대값
w (식료품 지출비중)	.2028	.0866	.0238	.625
X_{res} (외식비 지출비중)	.0323	.0300	0	.229
$\ln(Y)$ (로그 변환된 가구소득)	17.1069	.6243	14.3461	19.8557
$\ln(Y/P)$ (로그 변환된 실질소득)	17.149	.6022	13.7237	19.6314
가구주의 연령	41.96	5.92	26	65
배우자의 연령	39.07	5.83	23	65
가구주의 교육 연한	12.99	2.92	0	25
배우자의 교육 연한	12.16	2.39	0	23
가구주의 연간 노동 시간	2720.27	786.65	0	6300
배우자의 연간 노동 시간	1253.60	1389.07	0	5600
자영업자 비율	.3468	.4760	0	1
년 표본	.3478	.4762	0	1
2004년 표본	.3474	.4761	0	1
2005년 표본	.3076	.4615	0	1

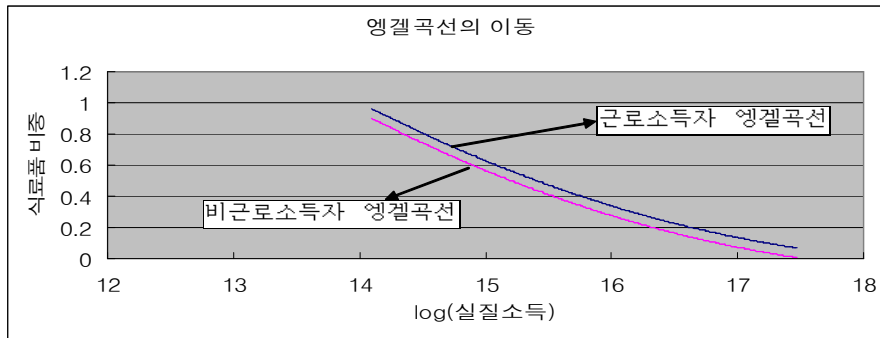
본 연구의 핵심변수인 식료품 지출비중과 명목 가구소득 및 이에 상응하는 연도별 물가수준의 기간 내 변화를 살펴보면, [표 2]의 첫째 행에서 보듯이 식료품 지출비중은 지속적이면서도 감소하여 2003년의 21.5%에서 2005년에는 18.9%로 2년 만에 약 1.6% 포인트 정도 낮아진다. 가구소득은 지속적으로 상승해 2년간 14.3%가 상승했으나, 연간 약 3%씩 상승한 소비자물가지수를 감안한 실질소득은 약 8.0% 상승한 것으로 나타난다.

<표 2> 주요변수 자료기간내의 직종별 변화 (노동패널, 2003-2005), 표본 수=2067

변수	근로소득자			자영업자		
	2003	2004	2005	2003	2004	2005
w (식료품 지출비중)	.2206	.2048	.1934	.2062	.1954	.1824
X_{res} (외식비 지출비중)	.0319	.0339	.0333	.0316	.0294	.0319
$\ln(Y/P)$ (로그변환된 실질소득)	17.243	17.262	17.303	17.197	17.294	17.384
P(소비자물가지수)	1	1.036	1.064	1	1.036	1.064
PF(식료품 소비자물가지수)	1	1.079	1.112	1	1.079	1.112
PN(비식료품 소비자물가지수)	1	.989	.948	1	.989	.948

미국이나 러시아 등 다른 나라의 실증연구에서 실질소득이 약 10% 포인트 상승하면 식료품 지출비중은 약 1~1.5% 포인트 정도 하락하는 것을 감안할 때, 우리나라의 경우, 관측된 실질소득의 차이에 비해 상대적으로 더 큰 식료품 지출 비중의 차이를 경험한 것으로 나타나고 있다. 이는 실제 실질소득의 변화가 관측된 것보다 더 크게 증가했을 가능성이 있음을 의미하며 그 원인을 소비자물가지수의 과대계상 등에서 찾을 수 있다⁵⁾. 소비자물가지수의 측정오차 추정과 유사한 방식으로 이루어지는 자영업자의 소득 축소보고 크기 추정은 다음 절의 실증분석에서 시행하나, 먼저 엔겔곡선의 직업군별 이동을 나타내는 그래프로 보다 직관적인 설명을 시도할 수 있다. 2003년에 식료품 지출비중과 직종별 실질소득의 관계를 나타내는 엔겔곡선을 각각 추정하면, [그림 1]에서 보듯이 비근로 소득자의 엔겔곡선이 좌측으로 이동함을 관측할 수 있으며, 직업군별로 식료품/비식료품 소비선호에 차이가 없다고 가정하면, 이 곡선의 좌측 이동한 정도가 자영업자 명목소득의 축소보고 정도를 나타낸다고 해석할 수 있다⁶⁾.

[그림 1] 추정된 엔겔곡선의 좌측 이동



2. 실증분석

엔겔곡선의 이동을 이용하여 자영업자의 소득 축소보고를 추정하는 본 연구는 연구들은 기본적으로 소비자들의 식료품/비식료품에 대한 선호가 근로소득자나 자영업자나 다르지 않다고 가정한다. 이 가정은 소비자 물가지수의 측정오차를 연구하는 관련 연구에서 소비자들의 식료품/비식료품에 대한 선호가 일정한 기간 내에 변하지 않는다는 가정과 그 맥락을 같이한다. 소비자물가지수의 측정오차 연구와 달리 본 연구는 횡단면 자료를 사용하여서도 가능하며, 소비와 소득의 관계식을 통한 자영업자의 축소보고 추정 문헌의 실증연구들은 횡단면자료를 사용하고 있다. 그러나, 동일가구의 정보를 시계열자료의 형태로 수집·기록하는 패널자료를 사용하면, 자영업자의 연도별 소득변동성에 따른 상품소비 선호변동의 통계와 자영업소득의 축소보고가 직종의 특성에서 비롯된 것인

5) 소비자물가지수의 측정오차 추정 결과는 정철 외.(2007)를 참조하라.

6) 도시가계조사 자료설명은 유일호(1995)를 참조하라.

지, 자영업을 선택한 개인에게 내재한 축소보고 경향의 분포가 근로소득자의 그 분포와 다름에서 비롯한 것인지의 여부에 관해 정보를 얻을 수 있다. 더 나아가, 시간에 따른 가구구성의 차이를 통제한다면 직업군별 식료품/비식료품 동일 선호와 가구별 상품소비의 시간에 따른 불변성의 가정을 보다 쉽게 유지할 수 있을 것이다. 본 연구는 OLS 추정방법과 더불어 가구별 고정효과(Fixed Effects) 방법을 추가하여 식 (4)의 선형모형을 추정하였다.

[표 3]은 식료품 앵겔곡선의 추정결과를 요약하고 있다. 먼저 (1)열의 3년간의 자료를 결합한 Between OLS 추정방법은 자영업자가 평균 22.8%의 소득을 근로소득자에 비해 축소보고 하는 것으로 나타난다. 년도별로 나누어 횡단면 분석을 하면, 2003년에 22.8%, 2004년에 23.5%, 그리고 2005년에 27.8%를 나타내, 년도별로 약간의 변화는 있지만 20%를 상회하는 소득 축소보고의 가능성을 제시한다. 자영업자의 더미계수들의 추정치와 실질소득의 계수추정치는 각각 통상적인 유의도상에서 통계적으로 유의함을 볼 수 있다.

(2)열의 고정효과(Fixed Effects) 선형모형을 통해 추정한 소득 축소보고는 29.7%로 횡단면 추정치와 유사한 것으로 나타났다. 소득 축소보고의 개인별 경향성의 분포가 근로소득자나 자영업자나 동일하다고 가정하고, 축소보고는 자영업자의 직업군별 특성에서 비롯한다는 가정하에서 고정효과의 추정치나 횡단면분석 추정치나 유사한 크기를 가질 것이다. 만약, 축소보고 경향이 큰 사람들이 자영업을 선택하고, 근로소득업은 그 반대의 사람들이 선택하며 직종의 전환과정에서 개인적 성향은 유지된다고 가정할 때, 고정효과의 추정치는 크게 적은 값으로 도출될 것이다. 추정결과, 위와 같은 가능성은 적은 것으로 나타났다.

〈표 3〉 식료품 앵겔곡선 추정

변수	(1) Between OLS 노동패널(2003-05), n=2067	(2) 고정효과 노동패널(2003-05), n=2067	(3) OLS 도시가계조사 (2003), n=6794
Intercept	1.156 (.0701)***	.8795 (.2508)***	.7608 (.0131)***
Log (실질소득)	-.0508 (.0043)***	-.0218 (.0071)***	-.0428 (.0007)***
Log (Food CPI/Non-food CPI)	-.2397 (.0924)***	-.3795 (.0717)***	—
가구내 아동 수	.0088 (.0024)***	.0109 (.0069)**	.0045 (.0004)***
비식료품 지출 비중	-.1120 (.0877)	-.1845 (.0821)**	.1948 (.0140)***
자영업자 더미	-.0132 (.0047)***	-.0077 (.0126)	-.0098 (.0007)***
비근로 소득자 축소보고 % 2003년도	.2288	.2976	.2056
축소보고 % 2004년도	.2283	—	.2056
축소보고 % 2005년도	.2357	—	—
축소보고 %	.2786	—	—
R2	.2287	.1237	.4537

참조: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 그리고 10% 기준으로 통계적으로 유의함을 나타낸다. 추가 가구별 통제변수로 노동패널에서는 가구주·배우자 교육년한, 연간 노동시간 등을 포함하며, 도시가계조사는 가구주·배우자 교육 더미변수들을 포함한다. 노동패널은 16개 광역시도의 지역적 정보가 가능하나, 도시가계조사는 서울과 비서울 등 2개 지역정보로, 지역별 식료품/비식료품의 상대가격 정보를 제외한다.

도시가계조사 자료와 비교할 때, 2003년에 20.5%로 노동패널 동일년도의 22.8%와 매우 유사하다. 이 비교는 노동패널의 소득정보가 “작년 한해”의 소득으로 망각 등으로 인한 회상오차에 영향을 받을 수 있다는 측면에서 유용하다. 근로소득이나 비근로소득이나 패널자료에서 모두 회상오차의 영향을 받을 수 있지만, 회상오차의 형태가 항상소득(permanent income)이나 평년소득(usual income)을 보고하는 경향으로 평년소득에서 벗어나는부분에 대해 누락된다는 기존 연구결과와 년도별 변동이 상대적으로 심한 자영업자의 회상오차가 클 것이라는 예상에서 이 논의가 의미를 가진다. 한 년도이지만 유사한 크기의 자영업자소득 축소보고 크기는, 전년도 소득자료를 사용하는 노동패널에서 회상오차의 영향이 적은 것을 나타낸다.

IV. 결론 및 시사점

본 연구는 Hamilton (2001a)의 앵겔곡선 추정방법론을 이용하여 우리나라 자영업자의 소득축소보고 정도를 추정하였다. 이 추정을 위해 2003년에서 2005년까지 3년간의 노동패널을 사용하였다. 본 연구는 기존 실증연구의 방법론의 이론적 적합성의 미비를 보완한 분석을 시도하여, 20%를 상회하는 자영업자의 소득 축소보고 경향을 추정하였다. 고정효과모형을 통해 자영업자의 축소보고 경향이 자영업자의 개인적인 특성이 아니라 직종의 특성에서 비롯한다는 것을 알 수 있었다. 도시가계자료 추정결과와의 비교는 추정된 축소보고 크기에 회상오차의 영향이 적은 것을 보여준다. 한편, 조세회피 목적인 아닌 명목소득 자체의 측정오차 등에 관한 연구는 노동패널자료 자체의 정확도에 대한 연구와 추후 병행 되어야 할 것이다.

참고문헌

[국문자료]

- 유일호. 1995. 「우리나라의 탈세규모 추정: 소득세와 부가가치세」, 「재정논집」 제 9집: 39-66.
- 이철인. 1998. 「패널자료를 이용한 탈루규모의 추정」, 「공공경제」 3(1): 67-96.
- 정철, 김봉근, 박명호. 2007. 「한국의 소비자물가지수 편익 추정과 국제물가비교에 대한 시사점」, 「대외경제연구」 11(2): 261-84.

[영문자료]

- Beatty, T. and Larsen, E. 2005. "Using Engel Curves to Estimate Bias in the Canadian CPI as a Cost of Living Index" *Canadian Journal of Economics* 38(2):482-499.
- Costa, D. 2001. "Estimating Real Income in the United States from 1888 to 1994: Correcting CPI Bias Using Engel Curves" *Journal of Political Economy* 109(6):1288-1310.
- Deaton, A., and Muellbauer, J. 1980. "An Almost Ideal Demand System," *American Economic Review*, 70(3): 312-326.
- Gibson, J., Stillman, S., and Le, T. 2007. "CPI Bias and Real Living Standards in Russia," *Journal of Development Economics*, forthcoming.
- Hamilton, B. 2001a. "Using Engel's Law to Estimate CPI Bias" *American Economic Review* 91(3):619-630.
- Hamilton, B. 2001b. "Black-White Difference in Inflation: 1974-1991" *Journal of Urban Economics* 50(1):77-96.
- Pissarides, C. and Guglielmo W. 1989. "An Expenditure-Based Estimate of Britain's Black Economy," *Journal of Public Economics*, 39(1): 17-32.
- Lyssiotou, P., Pashardes, P. and Stengos T. 2004. "Estimates of the Black Economy Based on Consumer Demand Approaches," *The Economic Journal*, 114(497): 622-640.