

勞 動 經 濟 論 集
第39卷 第2號, 2016. 6. pp.35~51
© 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

노동공급 탄력성 추정*

문 외 솔** · 송 승 주***

2000~2008년 한국노동패널 자료를 이용한 미시 노동공급 탄력성 추정치는 0.23으로 나타났다. 분석대상 기간 중의 주5일 근무제 확대나 개별 가구의 소득 및 자산을 포함할 경우에도 추정치는 강건성을 보인다. 근로자들의 노동시장 참여 여부를 포함한 거시 노동공급 탄력성 추정치는 미시 노동공급 탄력성 추정치보다는 큰 값을 갖지만, 통상적인 유의수준에서 통계적으로 유의하지는 않았다.

주제어: 노동공급 탄력성, 노동공급 함수

논문 접수일: 2015년 12월 22일, 논문 수정일: 2016년 4월 1일, 논문 게재확정일: 2016년 4월 11일

* 본 연구와 관련하여 유익한 조언을 아끼지 않으신 한국은행 경제연구원의 여러 박사님들께 감사드립니다. 특히, 논문의 잘못된 부분을 지적해주시고 논문의 질적 제고를 위해 유익한 논평을 해주신 익명의 두 심사자에게 깊은 감사를 드립니다. 논문에 남아 있는 오류는 전적으로 필자들의 책임이다. 본 연구에서 피력된 견해는 모두 필자들의 개인적인 것으로 한국은행의 견해와는 아무런 관련이 없음을 밝힌다. 문외솔은 본 연구와 관련한 한국은행의 연구비 지원에 대해서도 감사드립니다. 이 논문은 2016학년도 서울여자대학교 교내학술특별연구비의 지원을 받았다.

** (교신저자) 서울여자대학교 경제학과(moon@swu.ac.kr)

*** 한국은행 경제연구원(ssong@bok.or.kr)

I. 머리말

노동공급 탄력성은 소비의 한계효용이 일정한 수준으로 주어진 상태에서 임금이 변동할 때 노동시간이 얼마나 변동하는지의 정도를 나타내는 척도를 가리킨다.¹⁾ 이러한 노동공급 탄력성은 조세·재정정책 효과를 평가하는 데에 필요한 주요 전제 가운데 하나이다. 뿐만 아니라 통화정책 등 경기변동 과정에서 실질임금의 변동성을 야기하는 다양한 충격이 발생할 때 노동공급의 변화를 통한 고용증대 여부를 가늠할 수 있는 중요한 지표이기도 하다.

현대의 거시경제 연구에 널리 활용되는 동태적 확률일반균형(Dynamic Stochastic General Equilibrium) 모형을 이용한 분석은 주요 변수의 캘리브레이션과 추정이 필수적이다. 이 같은 구조 모형에 기반한 모의실험과 분석이 통계적으로 신뢰할 만한지 여부는 노동공급 탄력성이 통계적으로 유의하게 추정되었는가와 노동공급 탄력성이 신뢰할 만한 추정치와 부합되도록 설정되었는가에 달려 있다. 특히, DSGE 모형에 기반한 변수 추정의 경우 노동 부문이 어떻게 설계되었는지에 따라서 탄력성의 추정치는 상이한 값을 가질 수 있다.²⁾ 따라서 모형 설정과 추정방법이 달라져도 추정치가 신뢰할 만한 범위 내에 위치하는가를 확인하는 것이 중요하다. 본 연구의 목적은 노동공급 탄력성(또는 Frisch 탄력성)에 대해 통계적으로 유의한 추정치를 제공하는 것이다.

본 연구의 또 다른 목적은 우리나라 노동공급곡선의 우상향 여부를 확인하는 것이다. 우리나라 노동공급곡선에 대한 기존 연구 결과를 보면 나성린·남재량·문춘결(2002) 등과 같이 노동공급곡선이 후방 굴절한다거나 전승훈·홍인기(2009) 등과 같이 탄력성의 부호가 마이너스로 추정되었다는 것을 알 수 있다.³⁾ 그 후 노동공급 탄력성은 노동

1) 소득이 일정한 수준으로 주어진 상태에서 임금변동에 따른 노동공급의 변화를 보는 경우 마셜(Marshallian) 노동공급 탄력성, 효용이 일정한 수준으로 주어진 상태에서 임금변동에 따른 노동공급의 변화를 보는 경우 히스(Hicksian) 노동공급 탄력성이라고 부른다.

2) 대표적인 예로 강희돈·박양수(2007)와 김인수·이명수(2014)를 꼽을 수 있다. 강희돈·박양수(2007)는 대외 부문을 포함한 DSGE 모형으로부터 노동공급 탄력성을 4.17(=1/0.24)로 추정한 반면, 김인수·이명수(2014)는 명목임금 경직성과 실업을 포함한 DSGE 모형으로부터 노동공급 탄력성을 0.18(=1/5.42)로 추정하였다.

3) 전승훈·홍인기(2009)에서 비선형모형을 채택한 경우 임금의 노동공급 탄력성(비보상)은 정(+의

공급곡선이 임금에 대해 비선형이라고 가정하거나, 표본 혹은 내생성의 문제를 해결하는 방향으로 연구가 진행되고 있다.⁴⁾

본 연구는 2000년부터 2008년까지 한국노동패널 자료를 이용하여 연간 총 근로시간의 변화율과 시간당 세후 실질임금의 변화율 사이의 관계를 추정하였다. 시간당 실질임금의 내생성 문제를 고려하여 2단계 최소제곱추정법(2SLS)으로 추정한 결과 미시 노동공급 탄력성은 0.23으로 추정된다. 분석대상 기간 동안 근로기준법 개정에 따라 주5일 근무제가 확대 시행된 점을 감안하여 정규 노동시간 단축 여부를 나타내는 더미변수를 포함한 경우에도 추정 결과는 크게 달라지지 않는다.⁵⁾ 개별 응답자들이 포함된 가구의 소득, 금융 및 부동산 자산·부채를 동시에 고려한 경우에도 미시 노동공급 탄력성 추정치는 0.23을 거의 벗어나지 않는다. 따라서 분석대상 기간 한국노동패널 자료로부터 추정한 노동공급곡선은 강건한 우상향 형태를 갖는다는 것을 확인할 수 있다.⁶⁾

경제활동참여 여부에 대한 의사결정을 반영하는 거시 노동공급 탄력성을 추정하기 위해 연간 근로시간과 세후 실질임금에 대한 집계변수를 구축한다. 집계변수를 토대로 근로시간 변화율과 실질임금 변화율 사이의 관계를 추정한 결과 모형 설정에 따라 거시 노동공급 탄력성은 1에 가까운 값을 갖는다. 그러나 이들 추정치는 모두 통상적인 유의수준에서 통계적으로 유의하지는 않았다.⁷⁾

본고는 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ장에서는 추정모형 및 추정방법을 논의한다. 제Ⅲ장에서는 분석에 이용된 노동패널 자료와 분석을 위한 자료 선별 기준을 소개한다. 이어서 분석 결과를 미시 탄력성과 거시 탄력성으로 나누어 제시한다. 마지막 제Ⅳ장에서는 연구 결과에 대한 요약과 추후 연구 과제를 제안한다.

값을 갖지만 선형모형의 경우는 부(-)의 값을 갖는 것으로 추정되었다. 노동패널 자료에서 연간 근로소득 변수와 주당 평균 근로시간 변수를 사용하여 노동공급 탄력성을 추정할 경우 마이너스 부호가 나타날 수 있음을 확인했다.

- 4) 대표적인 사례로 2000년 이전 자료를 이용하여 랜덤 표본의 특성과 내생성 문제를 해결한 남제량(2007)의 경우 노동공급 탄력성 추정치는 0.1 정도로 나타난다.
- 5) 주5일 근무제 확대적용의 세부적 시기는 부록을 참고할 수 있다.
- 6) Peterman(2012)에 따르면, 미국의 미시 노동공급 탄력성 추정치는 0~0.5(제약조건을 완화했을 때는 0.3) 범위에 있는 것으로 나타난다.
- 7) 참고로 미국과 비교했을 때 한국의 거시 노동공급 탄력성은 상당히 낮은 편이다. Peterman(2012)에 따르면, 미국의 거시 노동공급 탄력성 추정치는 2~4(제약조건을 완화했을 때 약 3) 범위에 있다.

II. 노동공급 탄력성 추정

1. 추정모형

본 연구에서 사용한 추정모형은 노동경제학에서 보편적으로 이용되는 MaCurdy(1981) 모형이다. Fiorito and Zanella(2012)도 동일한 모형을 이용하여 노동공급의 미시 탄력성과 거시 탄력성을 추정한 바 있다. 추정식을 소개하기에 앞서 어떤 경제주체의 소비와 노동시간 선택에 대한 모형을 생각해볼 수 있다. 경제주체 i 는 다음과 같은 효용함수를 극대화한다.

$$\sum_{t=0}^{\infty} u(c_t^i, h_t^i) = \sum_{t=0}^{\infty} \left\{ \ln c_t^i - A^i \frac{(h_t^i)^{1+1/\phi}}{1+1/\phi} \right\} \quad (1)$$

이때 t 기의 제약식은 다음과 같다.

$$c_t^i + \frac{1}{R} a_{t+1}^i = a_t^i + w_t^i h_t^i \quad (2)$$

여기서 c_t^i 는 경제주체 i 의 소비, h_t^i 는 근로시간, A^i 는 노동을 공급할 때 느끼는 심리적 비용, R 은 이자율, a_t^i 는 자산 규모, w_t^i 는 경제주체 i 가 지급받는 시간당 임금, ϕ 는 노동공급 탄력성(Frisch 탄력성)을 가리킨다.

앞의 효용극대화 문제로부터 소비 c_t^i 와 노동시간 h_t^i 에 대해 다음과 같은 1계조건을 유도할 수 있다.

$$\frac{1}{c_t^i} = \lambda_t^i \quad (3)$$

$$A^i (h_t^i)^{1/\phi} = \lambda_t^i w_t^i \quad (4)$$

여기서 λ_t^i 는 부(wealth)의 한계효용을 나타내는 라그랑지 승수이다. 1계조건으로부터 경제주체 i 의 최적 노동시간, 즉 노동공급함수를 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$h_t^i = \left(\frac{\lambda_t^i w_t^i}{A^i} \right)^\phi \quad (5)$$

Frisch 노동공급 탄력성은 부(wealth)의 한계효용, 즉 λ_t^i 가 일정한 수준으로 주어진 상태에서 임금이 1% 상승할 때 노동시간이 몇 퍼센트 변화하는지를 측정하는 것인데 노동공급함수 식 (5)에서 ϕ 가 Frisch 노동공급 탄력성을 의미한다.

노동공급함수 식 (5)의 양변에 자연로그를 취한 뒤 1차 차분하면 개별 경제주체 i 의 Frisch 탄력성에 대한 추정식을 도출할 수 있다.

$$\Delta \ln h_{it} = \gamma + \phi \Delta \ln w_{it} + v_{it} \quad (6)$$

한국노동패널 자료를 이용하여 노동공급 탄력성 ϕ 를 추정하며 추정된 $\hat{\phi}$ 이 우리가 관심을 갖는 개별 노동자들의 Frisch 노동공급 탄력성 추정치가 된다. 이때 h_{it} 는 노동패널 응답자의 연간 총 근로시간을, w_{it} 는 응답자의 시간당 실질임금을 가리킨다.

추정식 (6)의 미시 노동공급 탄력성 ϕ 를 추정함에 있어 자료의 특성에 유의할 필요가 있다. 표본자료에 포함되는 대상은 적어도 2년 이상 계속 일을 한 사람들이다. 따라서 이들의 노동공급 의사결정은 고용된 상태에서 노동시간을 조정하는 것(intensive margin)이며, 경제활동참여에 대한 의사결정(extensive margin)은 반영되지 않는다. 노동시간 조정(intensive margin)과 더불어 경제활동참여(extensive margin)까지 반영한 노동공급 탄력성, 즉 거시 노동공급 탄력성도 추정할 필요가 있다.

본 연구에서는 개별 경제주체의 효용함수에 나타나는 Frisch 탄력성 ϕ 의 추정과 함께 경제활동참여 여부에 대한 의사결정을 반영할 수 있는 거시 노동공급 탄력성도 함께 분석한다. Hansen(1985)와 Rogerson(1988)은 대표적 경제주체가 경제 전체의 총 근로

시간(고용률)을 결정하는 모형을 고려하였다.⁸⁾ Galí(2011), Merz(1995), Shimer(2010)에서와 같이 대표적 가계(혹은 경제주체)가 경제 전체의 노동시간을 결정한다면 다음과 같은 효용함수를 가정해볼 수 있다.

$$u(C_t, H_t) = \ln C_t - A \frac{H_t^{1+\phi}}{1+\phi} \quad (7)$$

대표적 가계의 효용함수를 나타내는 식 (7)은 경제주체 i 의 효용함수인 식 (1)에 대응된다고 할 수 있다. 식 (7)로부터 대표적 가계의 노동공급 탄력성이 ϕ 라는 것을 추론할 수 있다. 경제를 구성하고 있는 모든 경제주체들이 동일하다면 경제주체 i 의 노동공급 탄력성 ϕ 가 대표적 가계의 노동공급 탄력성 ϕ 와 일치할 것이라고 예상할 수 있지만, 임금(w_{it})이나 노동에 따른 심리적 비용(A^i) 등이 경제주체들 사이에 서로 다르거나 자본시장이 불완전해서 이질적인 충격을 회피할 수 있는 충분한 금융상품이 존재하지 않는다면 개인들의 노동공급이 대표적 경제주체의 노동공급과 같을 수는 없다. 이러한 근거로 거시 탄력성에 대한 미시적 구조 해석이 불가능하다고 할 수 있다.

거시 노동공급함수 추정식도 미시 탄력성 추정에 이용한 MaCurdy(1981)의 미시 노동공급함수 추정식을 다음과 같이 준용한다.

$$\Delta \ln H_t = \Gamma + \phi \Delta \ln W_t + u_t \quad (8)$$

2. 노동공급 탄력성 추정방법

가. 미시 탄력성

미시 탄력성 식 (6)을 추정할 때 개별 근로자들의 임금과 상관관계가 있지만 통계상으로 관측되지 않는 다양한 요인들을 적절히 통제할 필요가 있다. 이를 위해서 식 (6)을 두 단계로 나누어 추정한다. 1단계 추정은 시간당 실질임금의 내생성 문제를 해결하기 위해 시간당 실질임금 $\ln w_{it}$ 를 시간에 대한 더미변수와 $t-1$ 기 및 $t-2$ 기의 시

8) Hansen(1985)와 Rogerson(1988)에서는 노동공급이 일정 시간 일을 할 것인지 아니면 일을 하지 않을 것인지를 결정(extensive margin)하는 것이기 때문에 노동공급의 탄력성은 무한대가 된다.

간당 실질임금으로 통제한다. 이때 개별 고정효과(fixed effects)도 함께 통제한다. 이로 부터 얻은 시간당 실질임금 적합값(fitted value)의 차분값 $\Delta \ln \widehat{w}_{it} (= \ln \widehat{w}_{i,t} - \ln \widehat{w}_{i,t-1})$ 을 2단계 추정식에 이용한다. 2단계 추정식에도 개인에 대한 고정효과 및 시간에 대한 고정효과가 모두 포함된다. 이때 노동시장과 관련한 제도적 변화, 노동시간 변화에 따른 근로자들의 만족도 변화 및 여타 통제변수들(가구소득, 가구소비, 자산 및 부채 등) 을 고려한다.

나. 거시 탄력성

거시 노동공급함수 식 (8)의 탄력성 ϕ 는 경제 전체의 부(wealth)의 한계효용이 일정 할 때 집계변수로서의 실질임금이 1% 변할 때 집계변수로서의 노동시간이 몇 퍼센트 변하는가를 보여준다. 따라서 거시 탄력성 ϕ 를 추정하기 위해서는 먼저 노동시간과 시간당 실질임금에 대한 집계변수를 구축해야 한다. 우선 노동시간 H_t 는 개별 응답자들의 연간 근로시간의 합으로 정의한다.

$$H_t = \sum_i^{N_t} h_t^i \tag{9}$$

여기서 h_t^i 는 응답자 i 의 t 시점 연간 근로시간을 가리키고 N_t 는 t 시점에 관찰된 모든 응답자들의 수를 가리킨다.

근로자들 사이에 시간당 임금이 같더라도 근로시간의 차이로 인해서 임금총액은 서로 다를 수 있다. 이러한 이유 때문에 개별 응답자들의 시간당 실질임금을 단순 합계 할 경우 상당한 오류가 발생할 수 있다. 이러한 오류를 최소화하기 위해 전체 근로시간 가운데 개별 응답자의 연간 근로시간을 가중치로 사용하여 실질임금의 집계변수 W_t 를 구축한다.⁹⁾

9) 경제활동참여(extensive margin)에 변화가 나타나는 사람들은 ‘미시 탄력성’을 추정하는 과정에서 제외될 수 있다. 본 연구에서 ‘거시 탄력성’을 추정하는 목적은 이러한 사람들을 고려할 경우 추정치에 어떠한 변화가 나타나는가를 살펴보는 것이다. 따라서 거시 탄력성 추정 과정에서는 개별 응답자들의 가중치를 고려하여 집계변수를 구축하지 않는다.

$$W_t = \sum_i^{N_t} w_t^i \frac{h_t^i}{H_t} \quad (10)$$

실질임금 집계변수의 내생성 문제를 고려하여 미시 탄력성과 마찬가지로 거시 탄력성 추정에도 2SLS를 사용한다. 거시 탄력성을 추정할 때 임금의 시차변수인 $\ln W_{t-1}$ 과 $\ln W_{t-2}$ 를 도구변수로 사용한다.

Ⅲ. 노동공급 탄력성 추정 결과

1. 통계 자료

노동공급 탄력성을 추정하기 위해 한국노동패널 자료를 이용하였다. 추정에서는 외환위기의 영향을 직접적으로 받았던 1998년과 1999년을 제외한 2000년부터 2008년까지의 자료를 이용하였다. 시간당 임금은 연간 세후 근로소득을 연간 총 근로시간으로 나누어 계산했는데, 연간 근로소득이 측정되지 않은 경우 월평균 세후 근로소득에 12를 곱하여 연간 근로소득으로 환산하였다. 시간당 임금을 실질화할 때에는 노동패널의 특성상 설문조사가 이루어진 당해 연도의 소비자물가지수를 적용하지 않고 직전 연도의 소비자물가지수를 적용한다. 한편, 설문조사가 이루어진 시점을 기준으로 시간당 임금이 최저임금의 50%에 미치지 않는 경우는 분석대상에서 제외하였으며, 근로시간이나 임금이 관측되지 않는 경우도 분석대상에서 제외하였다.

한국노동패널에는 연간 근로시간에 대한 정보가 제공되지 않는다. 근로시간과 관련하여 노동패널로부터 얻을 수 있는 정보는 주당 평균 근로시간과 설문 응답자가 현재 까지 보유하고 있던 일자리에 대한 기록뿐이다. 본 연구에서는 연간 총 근로시간을 구축하기 위해서 개별 응답자들이 현재 보유하고 있는 일자리를 언제부터 시작했는가에 대한 정보를 이용한다. 설문조사가 이루어진 시점이 t 라고 한다면 $t-1$ 기의 총 근로시간을 구축해야 한다. 이를 위해서는 개별 응답자가 현재 보유한 일자리가 $t-1$ 기에 새롭게

시작된 일자리인지를 파악해야 하며, 만일 그렇다면 $t-1$ 기에 보유하고 있던 다른 일자리에 서의 근로기간도 계산해야 한다.

이와 같은 방식으로 연간 총 근로시간을 계산할 때는 몇 가지 가정이 필요하다. 첫째, t 기 설문조사에서 주당 평균 근로시간을 h 라고 보고하고, 동일한 일자리에서 $t-1$ 기 근로기간이 모두 n 주(weeks)라면 $t-1$ 기의 총 근로시간은 $h \times n$ 이라고 가정한다. 둘째, $t-1$ 기에 일자리가 바뀐 경우라고 하더라도 모든 일자리에서 주당 평균 근로시간은 h 라고 가정한다. 따라서 노동패널의 근본적인 문제로 인해 연간 총 노동시간 측정에 있어 일정 부분 오류(measurement errors)를 피할 수는 없다. 그러나 월평균 근로시간을 토대로 노동공급곡선을 추정하는 기존 연구에서 범할 수 있는 자료상의 오류를 줄였다는 점은 본 연구의 중요한 기여라고 평가할 수 있다.

주당 평균 근로시간과 관련해서 지나치게 많은 시간을 일했다고 보고하는 경우가 있다. 예를 들면 총 가용시간이 168시간(24시간 \times 7일)일 때 1일 평균 14시간을 일할 경우 7일 동안 98시간을 일하게 된다. 어떤 주(week)에 100시간 이상 일을 하는 것은 가능하지만 여기에 52주를 곱하여 연간 근로시간으로 환산하는 것은 문제가 있다고 판단하였다. 특정 주간에 100시간 이상 일을 하는 것은 가능하지만 1년 내내 매주 100시간 넘게 일하는 것은 물리적으로 불가능하기 때문이다. 따라서 주당 평균 근로시간이 98시간을 초과하는 경우 분석대상에서 제외하였다.

한편, 임금자료의 경우 유형 1(지난 조사 당시 보유한 일자리를 현재도 보유한 경우)과 유형 5(지난 조사 이후에 새로 시작하여 현재도 계속 보유한 일자리)의 임금근로자에 한해 자료가 제공되고 근로시간의 경우 조사 당시 일자리를 보유하고 있는 경우에만 한해서만 제공된다. 따라서 본 연구는 유형 1과 유형 5에 해당하는 임금근로자들만을 대상으로 노동공급의 탄력성을 추정하게 된다. 설문조사 당시(t 기) 일자리를 보유하고 있지 않았지만 과거($t-1$ 기)에 일정 기간 일을 했던 응답자들은 분석에서 제외될 수밖에 없다. 안타깝게도 노동공급의 탄력성 추정은 이와 같은 표본 선정의 편의(sample selection bias)로부터 자유롭지 못하다는 한계를 지니고 있다.

마지막으로 Altonji(1986)와 Domeij and Flodén(2006)의 표본선정 방법을 준용하였다. 우선 노동패널에 최초로 등장했을 때의 연령이 25세 미만이거나 61세 이상인 경우 분석대상에서 제외하였다. 둘째, 가구주와 배우자만을 대상으로 분석하였다. 셋째, 두 시점 사이에 시간당 임금 혹은 연간 근로시간이 300% 이상 증가하거나 60% 미만으로 줄어든 경우 분석 대상에서 제외하였다.¹⁰⁾

〈표 1〉 요약 통계량

변수	관측치	평균	표준편차	최솟값	최댓값
연간 근로시간	9,108	2,609	582.7	208	5,096
시간당 임금(원)	9,108	12,689	7,743	1,625	102,496
legal hours(더미)	9,108	0.076	0.264	0	1
부동산자산(만원)	9,108	5,452	18,099	0	349,151
부동산부채(만원)	9,108	983	3,992	0	68,502
금융자산(만원)	9,108	2,668	6,463	0	210,074
금융부채(만원)	9,108	3,347	7,558	0	136,255

주: legal hours는 지난 조사 이후 정규근로시간 단축 여부를 나타내는 더미변수로 정규 근로시간이 단축된 경우 1의 값을, 그렇지 않은 경우 0의 값을 가짐.

앞서 언급했듯이 식 (6)을 추정할 때 다양한 통제변수들이 포함되었다. 통제변수들로
는 근로시간 단축 여부 등을 이용하였다.¹¹⁾ 앞서 소개한 기준에 따라 정리한 자료 및
통제변수들의 요약통계량은 <표 1>과 같다.

2. 미시 탄력성 추정

미시 탄력성을 추정하기 위해 사용한 2SLS의 추정결과는 <표 2>에서 확인할 수 있
다. 추정 결과, 시간당 실질임금의 탄력성은 0.23으로 추정되었으며 1% 유의수준에서
통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

분석대상 기간 동안 근로기준법 개정에 따라 2004년부터 순차적으로 주5일 근무제가
시행되었다.¹²⁾ 정규근로시간이 제도적으로 변화한 현상을 반영하기 위해서 정규근로시
간 단축 여부를 나타내는 더미변수(legal hours)를 추정모형에 포함하였다. 추정결과

10) Domeij and Flodén(2006)의 경우 250% 이상 증가한 경우를 제외하였으나 본 연구에서는 300%
로 표본 선정의 제약을 다소 완화하였다.

11) 추정치의 강건성을 확인하기 위해 자산 및 부채 관련 변수들도 추정에 포함하였다.

12) 적용대상 사업장별 주5일 근무제의 세부적 도입 연도는 부록을 참고할 수 있다.

〈표 2〉 미시 노동공급 탄력성 추정

종속변수:	(a) $\Delta \ln h_{it}$	(b) $\Delta \ln h_{it}$	(c) $\Delta \ln h_{it}$
$\Delta \ln \widehat{w}_{it}$.2328*** (.0135)	.2322*** (.0135)	.2312*** (.0135)
legal hours		-.0423*** (.0080)	-.0424*** (.0079)
$\Delta \log(\text{가구소득})$			-.000373 (.000264)
$\Delta \log(\text{부동산자산})$			-.000948*** (.000322)
$\Delta \log(\text{부동산부채})$.000930** (.000443)
$\Delta \log(\text{금융자산})$.000263 (.000278)
$\Delta \log(\text{금융부채})$.001076*** (.000261)
연도더미(2004)	-.0060 (.0079)	-.0060 (.0079)	-.0051 (.0079)
연도더미(2005)	-.0203*** (.0078)	-.0078 (.0081)	-.0073 (.0081)
연도더미(2006)	.0058 (.0076)	.0131* (.0077)	.0136* (.0077)
연도더미(2007)	.0165** (.0074)	.0186** (.0074)	.0188** (.0074)
연도더미(2008)	.0195*** (.0074)	.0207*** (.0074)	.0215*** (.0074)
상수항	-.0282*** (.0057)	-.0282*** (.0057)	-.0283*** (.0057)
Observations	6,357	6,357	6,357
R-squared	.0482	.0495	.0530
Number of groups	2,040	2,040	2,040

주: 설명변수 $\widehat{\ln w}$ 는 수준변수 $\ln w_{i,t}$ 를 $\ln w_{i,t-1}$, $\ln w_{i,t-2}$ 및 여타 설명변수(2단계 추정식에 포함된 동일한 통제변수들)로 통제한 후 얻은 적합값; * p값<0.1, ** p값<0.05, *** p값<0.01; 괄호 안의 값은 표준오차; legal hours는 근로시간 단축 여부를 나타내는 더미 변수; 로그를 취하기 전 소득, 자산과 부채의 단위는 모두 원(₩).

는 <표 2>의 (b)와 같다. 정규근로시간이 단축된 경우 실제로 근로시간이 줄어들었음을 확인할 수 있다. 그러나 이러한 제도적인 차이에도 불구하고 임금 변화에 대한 근로시간의 변화는 동 변수가 포함되지 않았을 때와 현격한 차이를 보이지는 않는다. 추정된 시간당 실질임금의 탄력성은 0.232이며 1%에서 유의성을 갖는다. 참고로 제도변수(legal hours)가 포함되지 않았을 때의 추정치(모형 a)는 0.233이다.

마지막으로 개별 근로자의 노동공급 의사결정은 근로자가 속한 가계의 금융자산과 금융부채, 부동산자산과 부동산부채에 영향을 받을 수 있다.¹³⁾ 이들 변수들이 개별 근로자들의 근로시간에 미치는 효과를 반영하기 위해 추정모형에 부동산자산·부채, 금융자산·부채의 변화율을 포함하였으며, 이와 더불어 가구소득의 변화율도 추가로 고려하였다.¹⁴⁾ 추정 결과(모형 c) 시간당 실질임금의 변화율과 근로시간 사이의 관계에는 유의한 변화가 나타나지 않는다. 시간당 실질임금의 탄력성은 0.231로 추정되었는데 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타난다.

3. 거시 탄력성 추정

거시 탄력성과 미시 탄력성의 차이는 노동시장참여(extensive margin)에 있다. 미시 탄력성 추정에 포함되는 사람들은 최소한 2년 동안 지속적으로 노동시장에 참여한 사람들이다. 이들에게서는 근로시간의 변화(일자리의 변화를 포함)와 임금수준의 변화가 나타난다. 특정 연도에 노동시장에 참여한 후 이듬해에 노동시장을 떠난 사람들은 미시 탄력성 추정에서는 제외될 수밖에 없다. 그러나 거시 탄력성은 특정 시점의 총 근로시간과 평균임금 사이의 관계에 초점을 맞추고 있다. 임금이 상승하는 해에 기존 근로자들이 근로시간을 늘릴 수도 있지만(intensive margin) 노동시장 밖에 있던 사람들이 노동시장에 진입해서 총 근로시간을 늘릴 수도 있다(extensive margin). 거시 탄력성은 이 두 효과를 모두 고려하는 것이다.

2SLS 추정법을 적용하여 추정한 거시 탄력성 결과는 <표 3>과 같다. Fiorito and Zanella(2012)에서와 같이 본 연구에서도 매 시점 실질임금과 노동시간을 표본의 크기로 정규화(normalization)하는 경우를 고려한다. 달리 말하면 추정식 (8)의 우변에 $\Delta \ln N_t$ 를 추가하는 것이다.

13) 부동산자산·부채, 금융자산·부채와 노동공급 사이의 관계를 분석한 연구로 문외술(2015)를 참고할 수 있다.

14) 자산, 부채 및 소득의 단위는 모두 원(W)이다.

〈표 3〉 거시 노동공급 탄력성 추정

종속변수:	(a) $\Delta \ln H_t$	(b) $\Delta \ln H_t$	(c) $\Delta \ln H_t$
$\Delta \ln W_t$	0.991 (.921)	.220 (3.445)	0.933 (.409)
$\Delta \ln N_t$			1.238*** (.073)
time		-.007 (.028)	.010* (.003)
상수항	.003 (.036)	13.10 (55.88)	-19.51* (6.87)
Observations	7	7	7
R-squared	0.188	0.199	0.923

주: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$; 괄호 안의 값은 표준오차를 나타내며 추정시 $\ln W_{t-1}$ 과 $\ln W_{t-2}$ 를 도구변수로 사용하였다.

표본의 크기로 정규화하지 않은 (a)의 경우 거시 탄력성은 0.99로 추정되었고, 표본의 크기로 정규화하지는 않았으나 시간에 대한 추세를 고려한 (b)의 경우 거시 탄력성은 0.22, 마지막으로 표본의 크기로 정규화하고 시간에 대한 추세를 모두 고려한 (c)의 경우 거시 탄력성은 0.93으로 추정되었다. 표본의 크기로 정규화하고 시간에 대한 추세를 모두 고려한 모형(c)의 경우 거시 탄력성이 유의하지는 않았지만 미시 탄력성과 비교했을 때 상당히 큰 값을 갖는다는 사실을 확인할 수 있다. 그러나 거시 탄력성의 경우 표본의 크기가 7에 불과하여 추정 결과에 대한 신뢰성 문제에 유의할 필요가 있다.

IV. 맺음말

2000년부터 2008년까지의 한국노동패널 자료를 이용하여 세후 실질임금과 근로시간과의 관계를 나타내는 노동공급함수를 분석한 결과 노동공급의 미시 탄력성은 0.23으로 추정되었다. 또한, 노동패널 표본으로부터 구축한 집계자료를 이용하여 미시 노동공급함수에서 유추한 거시 노동공급함수를 분석하였다. 근로자들의 노동시장 진입 및 퇴

출(extensive margin)을 반영하는 거시 탄력성은 미시 탄력성보다 큰 값을 갖는 것으로 나타났지만 통계적으로 유의하지는 않았다.

노동공급 의사결정을 반영하는 동태적 거시경제 연구에서는 노동공급의 탄력성을 직접 추정하거나 기존 연구결과를 이용하여 캘리브레이션하는 경우가 일반적이다. 본 연구에서는 캘리브레이션이나 추정의 사전적 정보로 활용될 수 있도록 통계적으로 신뢰할 만한 노동공급 탄력성에 대한 추정치를 제시하였다. 다만, 본 연구의 분석대상 기간이 2000년부터 2008년에 국한되어 있으므로 추정 결과를 일반화하는 데에는 무리가 있다.

소득세율 변화나 근로장려세제 등의 조세·재정정책 관련 실증연구에서 노동공급곡선을 추정할 때 미시 탄력성에 대한 추정치가 부(-)의 값을 갖는 경우가 있었다. 본 연구에서는 분석 자료의 표본추출을 정치화(精緻化)함으로써 이러한 문제를 해결할 수 있음을 보였다. 향후 연구에서는 모형 설정이나 표본 구성에 대한 면밀한 검토를 통해 다양한 조세·재정정책의 효과를 살펴보고자 한다.

마지막으로 남성과 여성의 노동공급 행태 차이, 혹은 청년층과 중장년층 사이의 노동공급 행태 차이 등을 살펴볼 필요가 있다. 성별, 연령별, 임금구간별 등으로 나누어 노동공급 탄력성을 분석하는 연구도 추후 연구주제로 고려하고자 한다.

[부록] 주5일제 근무 확대적용

주5일제 근무제는 법정노동시간 단축(주당 44시간 → 40시간)의 일환으로 다음과 같이 단계적으로 확대, 적용되었다.

〈표 4〉 주5일제 근무 확대적용 시기

적용대상 사업장	공기업, 금융·보험 및 1,000명 이상	300명 이상	100명 이상	50명 이상	20명 이상	20명 미만
적용 연도	2004년	2005년	2006년	2007년	2008년	2011년

주: 각 연도 7월 시행.

참고문헌

- 강희돈·박양수. 「한국은행 동태적최적화모형(BOKDSGE)의 개요」. 『조사통계월보』 (2007. 9): 57-108.
- 김인수·이명수. 「실업률을 고려한 최적통화정책 분석」. 『BOK 경제연구』 제2014-36호 (2014. 12).
- 나성린·남재량·문춘걸. 「조세가 노동공급에 미치는 영향에 대한 연구」. 『공공경제』 7권 1호 (2002): 3-25.
- 남재량. 『근로소득세의 노동공급 효과 연구』. 서울: 한국노동연구원, 2007.
- 문외솔. 「자산과 노동시장 이동: 주택을 포함한 중첩세대 일반균형모형」. 『경제학연구』 63집 2호 (2015): 5-36.
- 전승훈·홍인기. 「소득세 세율 인하 및 공제제도가 노동공급에 미치는 차별적 효과 연구: 노동패널자료를 이용한 미시적 실증분석」. 『노동정책연구』 9권 1호 (2009. 4): 55-98.
- Altonji, Joseph G. “Intertemporal Substitution in Labor Supply: Evidence from Micro Data.” *Journal of Political Economy* 94(3) (June 1986): S176-S215.
- Domeij, David and Flodén, Martin. “The Labor-Supply Elasticity and Borrowing Constraints: Why Estimates are Biased.” *Review of Economic Dynamics* 9(2) (April 2006): 242-262.
- Fiorito, Riccardo and Zanella, Giulio. “The Anatomy of the Aggregate Labor Supply Elasticity.” *Review of Economic Dynamics* 15(2) (April 2012): 171-187.
- Galí, Jordi. *Unemployment Fluctuations and Stabilization Policies: A New Keynesian Perspective*. Cambridge, MA: MIT Press, 2011.
- Hansen, Gary D. “Indivisible Labor and The Business Cycle.” *Journal of Monetary Economics* 16(3) (November 1985): 309-327.
- MaCurdy, Thomas E. “An Empirical Model of Labor Supply in a Life-Cycle Setting.” *Journal of Political Economy* 89(6) (December 1981): 1059-1085.

Merz, Monika. "Search in the Labor Market and the Real Business Cycle." *Journal of Monetary Economics* 36(2) (November 1995): 269-300.

Peterman, William B. "Reconciling Micro and Macro Estimates of the Frisch Labor Elasticity: A Sensitivity Analysis." Finance and Economics Discussion Series No.2012-75, Washington, D.C.: Federal Reserve Board.

Rogerson, Richard. "Indivisible Labor, Lotteries and Equilibrium." *Journal of Monetary Economics* 21(1) (January 1988): 3-16.

Shimer, Robert. *Labor Markets and Business Cycles*, Princeton, NJ: Princeton University Press, 2010.

abstract

Estimating Labor Supply Elasticity in Korea

Weh-Sol Moon · SungJu Song

Using the Korea Labor and Income Panel Study (KLIPS) from 2000 to 2008, we estimate the Frisch elasticity of labor supply. Our point estimates of the intensive margin elasticity are around 0.23. The estimates are not sensitive to changes in household income and assets as well as changes in workweek regulation during the sample period that workers shall work for 5 days per week from Monday to Friday. We also estimate the extensive margin elasticity by considering labor market participation. We find that the point estimates at the extensive margin are greater than those at the intensive margin, but not statistically significant.

Keywords: labor supply elasticity, extensive margin, intensive margin