산업연관표 패널 자료를 이용한 정부지출 승수 추정

홍민기*

본 연구에서는 2010년부터 2018년까지 산업연관표 패널 자료를 이용하여 정부지출 승수를 추정한다. 정부지출의 내생성을 고려하여, 최초기 부문별 정부지출의 비중을 도구변수로 사용하였다. 패널 고정효과 도구변수 추정 방법을 사용한 경우, 정부지출 당기 승수에 대한 추정치는 시간 추세를 통제하는 방법에 따라 1.15～1.22이고, 정부지출이 산출에 영향을 미치는 시차를 고려한 누적 승수에 대한 추정치는 1.23～1.32이다. 부문별 자료를 이용한 추정식에서 경제 전체의 일반균형 효과가 시간 고정효과에 의해 흡수되기 때문에 미시 자료로 추정된 승수값이 경제 전체의 승수값과 다를 수 있다. 본 연구에서는 중앙은행의 반응, 조세정책의 변화, 산업간 유발 효과 등 일반균형 효과의 요소들이 미치는 영향을 검토하면서 부문별 자료로 측정한 정부지출 승수와 경제 전체 승수와의 관계에 대해 논의한다.

JEL Classification: E6, H3, E2, H5
핵심 주제어: 재정승수, 정부지출, 도구변수, 산업연관표

* 한국노동연구원 선임연구위원 (E-mail: hminki@kli.re.kr, Tel: 044-287-6215)

이 논문에 관해 유익한 논평을 하여 주신 조세재정연구원 재정네트워크 세미나 참여자들과 익명의 심사자들께 감사를 드립니다. 연구에 수록된 내용은 저자의 의견이며, 연구 기관들의 견해와는 무관합니다. 본 연구에 사용한 자료와 코드는 https://sites.google.com/site/hminki00 에서 볼 수 있습니다.

논문 투고일: 2021.5.31, 논문 수정일: 2021.7.15, 게재 확정일: 2021.8.30

Ⅰ. 서론

정부지출의 산출 효과는 승수로 표현된다. 본 연구에서는 정부지출 승수, 즉 정부지출이 한 단위 증가하였을 때 산출이 증가하는 양을 추정한다. 정부지출 승수 혹은 재정승수에 대한 국내 연구에서는 모두 시계열 자료를 이용하였다. 본 연구에서는 상품 단위로 부문이 구성된 산업연관표 패널 자료를 이용한다. 부문별 패널 자료와 같은 미시 자료(micro data)를 이용하면 정부지출 변화의 변동성(variation)이 더 커서 통계적 유의성을 높일 수 있고, 내생성의 문제에 대해 패널 자료 분석이나 정책평가 방법론과 같은 미시 계량경제학적(microeconometrics) 방법을 사용하여 대처할 수 있다는 장점이 있다.

부문별 자료를 사용하면, 정부지출의 효과는 부문별 정부지출의 차이로부터 식별된다. 즉, 다른 부문에 비해 어떤 부문의 정부지출이 더 늘어나면 그 부문에서 산출이 얼마나 더 증가하는가를 측정한다. 이러한 면에서, 본 연구에서 추정하는 승수는 '부문 단위 정부지출 승수'이다.

본 논문 Ⅱ장에서는 기존 연구를 개괄한다. Ⅲ장에서는 산업연관표 자료에 관해 설명한다. Ⅳ장에서는 추정 방법에 관해 설명한다. Ⅴ장에서는 기초통계량을 제시하고, Ⅵ장에서는 추정 결과를 보고한다.

미시 자료 분석에서는 추정식에 시간 고정 효과가 포함되기 때문에, 경제 전체의 정부지출 변화가 산출에 미치는 효과나 일반균형 효과는 시간 고정 효과가 흡수되어, 미시 자료를 사용한 승수효과 추정치에 포함되지 않는다. 미시 자료 승수와 전국 승수와의 차이점은 일반균형 효과의 크기에 달려 있다. 정부지출이 증가하는 상황에서 통화정책이 반응하거나 조세정책이 변화한다면 미시 자료로 추정한 승수값이 전국 승수값과 다를 수 있다. 그리고, 부문간 상대가격 조정의 정도나 부문 간 생산 연계의 정도에 따라 부문 단위 자료로 추정한 승수가 전국 승수와 다를 수 있다. '부분 단위 정부지출 승수'에 대한 해석의 문제를 Ⅶ장에서 다룬다. 마지막 Ⅷ 장에서 연구 결과를 요약한다.

Ⅱ 기존 연구

이 장에서는 재정 지출 혹은 정부지출의 효과를 추정하는 실증적 연구를 개괄한다. 실증 분석은 크게 시계열 자료를 이용한 추정과 미시 자료를 이용한 추정으로 나뉜다.

승수 효과를 추정할 때 정부지출의 내생성이 문제가 된다. 특히 역의 인과관계가 내생성 문제를 일으킬 수 있다. 산출이 낮을 때 경제 안정화를 위해 정부지출이 증가한다면 단순 선형회귀분석(OLS)은 승수 효과를 과소 추정한다. 반면, 균형 재정 규칙이나 신용제약이 있으면 경기가 좋을 때 정부지출이 늘어날 수 있고, 이 경우 단순 선형회귀분석은 승수 효과를 과대평가한다.

시계열 자료를 이용하여 추정할 때는 정부지출의 외생적 변화를 이용하여 내생성 문제를 해결하고자 한다. 기존 시계열 분석 연구에서 정부지출의 효과를 식별(identification)하기 위해 사용된 도구로는 전비 지출의 증가, 경기변동과 상관관계가 없이 발생한 재정정책의 변화, 구조적 벡터 자기회귀 모형(Structural Vector Auto Regression Model; SVAR), 부호제약 (Blanchard and Perotti, 2002; Mountford and Uhlig, 2009) 등이 있다.

Hall (1980), Barro (1981), Ramey and Shapiro (1998) 등은 전쟁이 일어난 시기를 파악하여 전비 지출을 정부지출 충격으로 사용하였다. 이 방법을 미국에는 적용할 수 있지만 다른 나라에서는 사용하기 어렵다. 그리고, 다른 나라에서는 전쟁 때 자본 스톡이 대량으로 파괴되기 때문에 정부지출의 효과가 다른 효과와 중첩된다.

다른 방법으로 재정정책의 외생적 변화라고 간주할 수 있는 사건의 발생, 즉 자연 실험 상황을 이용한 연구가 있다. 이탈리아에 관한 연구에서 Acconcia, Corsetti, and Simonelli (2014)는 마피아 잠입수사에 대한 중앙정부의 반응을 충격으로 간주하였다. 금융위기에 대응하여 오바마 행정부가 재정 지출을 증가하였는데, Johnson, Parker, and Souleles (2006)와 Parker, Souleles, Johnson, and McClelland (2013)에서는 경기부양 기금이 주별로 다르게 분배되는 상황을 자연실험으로 간주하였다.

Blanchard and Perotti (2002)는 조세, 정부지출, 산출 세 가지 변수로 이루어진 구조적 벡터 자기회귀 모형을 사용하였다. 이 연구의 핵심 가정은 현재기의 산출이 현재기의 정부지출에 영향을 주지 않는다는 것이다. 이들은 모형을 통해 예측

되지 않는 부분을 정부지출에 대한 외생적 충격으로 간주하였다. 이와 유사하게, Gali, Lopez, Salido, and Valles (2007)의 연구에서는 현재기 정부지출이 현재기 다른 변수에 영향을 받지 않는다고 가정하였다.

정부지출을 소비지출과 투자(고정자본형성)지출로 나누어 산출 효과를 추정한 연구로는 Iltzetzki et al. (2010)이 있다. 이들은 44개국 분기 자료를 이용하였고, 구조적 벡터 자기회귀 방법을 사용하였다. 연구 결과에 따르면, 정부투자 승수가 정부소비지출 승수에 비해 더 크고, 정부투자 승수는 자본주의 발전국에서보다 개발도상국에서 더 크며, 정부 소비지출의 승수효과는 자본주의 발전국에서 더 크다.

정부지출의 승수 효과를 추정한 국내 연구들은 모두 시계열 자료로 구조적 벡터 자기회귀(SVAR) 방법을 사용하였다. 이 연구들은 대부분 Blanchard and Perotti (2002)의 식별 방법을 사용하였다. 국내에서 SVAR을 사용한 연구 11건에 대해 김태봉·허석균(2018) 2절에서 정리한 바 있다. 이 가운데 재정지출 승수가 1보다 큰 연구는 3건이고, 1보다 작은 연구는 8건이다. 예를 들어, 김배근(2011)에서는 재정지출 승수가 0.462～1.640으로 추정되었고, 곽노선(2014)에서는 0.9～1.6으로 추정되었다. 다른 연구들에서는 대부분 1보다 작은 값으로 추정되었다. 최진호·손민규(2013)에서는 0.53～0.63으로, 손민규·이정욱(2014)에서는 1년 승수가 불황기에 0.73～3.55로, 호황기에는 -0.1～0.66으로 추정하였다. 최진호·손민규(2013), 김태봉·허석균(2017), 이강구·허준영(2017)의 연구에서는 재정승수가 0.7 이하로 추정되었다.

미국과 유럽을 대상으로 2002년부터 2012년 기간 발표된 34개 연구를 집계한 결과에 따르면 (김태봉·허석균, 2018, p. 118, <표 2>), VAR을 사용하여 정부지출 승수를 추정한 연구의 평균값은 0.9이며 최솟값은 0.4, 최댓값은 2.1이다. 정부지출 승수 추정치는 유럽(평균 0.8)보다 미국(평균 1.0)에서 약간 크다.

시계열 분석과는 달리, 지역 자료를 이용하여 재정승수를 추정하는 연구가 있다. Nakamura and Steinsson (2014)에서는 전국 정부지출 충격이 지역별로 다르게 영향을 줄 수 있다는 점을 이용하여 지역 자료를 이용하여 정부지출 승수를 추정하였다. 예를 들어, 전국에서 정부지출이 증가할 때 캘리포니아 지역의 정부지출 증가가 일리노이보다 더 컸다. 승수효과는 정부지출이 많이 증가한 지역과 그렇지 않은 지역의 산출 차이를 비교하는 것에 의해 측정된다. 전국단위 정부지출은 내생적일 수 있지만, 정부지출의 지역적 차이가 전국 정부지출 변화와 상관

관계가 없다면 승수 효과를 편의없이 추정할 수 있다. 지역 정부지출에서도 내생성이 있을 수 있다. 예를 들어 산출 수준이 낮은 지역에서 더 많은 정부지출이 이루어지는 경향이 있었다면, 지역 정부지출이 내생변수일 수 있다. 이 점을 고려하여 Nakamura and Steinsson (2014)의 연구에서는 전국 정부지출에 지역 더미변수를 곱한 변수와 분석 시기 처음 5년간 각 지역의 평균 정부지출 비율을 도구변수로 사용하였다.

Chorodorow-Reich (2019)의 연구에서는 지역 자료를 이용하여 미국 2009년 경기 부양법 (American Recovery and Reinvestment Act; ARRA)의 효과를 추정하였다. 이 연구에서는 경기 부양법 집행으로 증가한 정부지출이 특정한 지역을 겨냥한 것은 아니라고 가정하고 있다. 그럼에도 지역별 정부지출 증가가 내생적일 가능성을 고려하여 불황 이전 국민의료(medicaid) 지출과 고속도로 건설비 등을 도구변수로 사용하였다. 지역 단위 자료를 사용한 연구에서 추정된 정부지출 승수는 1.5～2.0으로 시계열 자료로 추정한 결과보다 크다.

지역별 자료와 같은 횡단면 자료를 이용하면 시계열 자료를 이용할 때 비해 재정 지출의 변동이 더 크다는 장점이 있다. 그리고, 횡단면 혹은 미시 패널 자료를 이용하면 이중차분법과 같은 정책평가 방법이나 도구변수 추정법과 같은 미시 계량경제학적인 방법론을 사용할 수 있다. 반면 횡단면 자료로 추정한 재정 승수가 전국단위 승수와 같지 않다는 난점이 있다. 지역 자료 추정에서는 지역간 정부지출의 차이가 낳는 효과만을 추정한다. 횡단면 추정식에서는 시간 고정 효과가 포함되기 때문에, 경제 전체 일반균형 효과는 시간 고정 효과에 흡수된다 (Nakamura and Steinsson, 2018). 여기서 경제 전체 일반균형 효과는, 정부지출 변화에 대응하여 화폐 정책이 변동하는 것, 재원 조달을 위해 조세체계가 변화하는 것, 한 지역에서의 효과가 다른 지역에 영향을 주는 것 등을 말한다. 지역 자료를 사용한 추정 결과는 적절하게 규정된 일반균형 모형을 통해서만 경제 전체의 반응으로 전환될 수 있다.

이러한 문제의식에 기반해서 지역 단위 재정 승수와 전국 승수와의 관련성을 파악하기 위한 연구가 제시되고 있다. Nakamura and Steinsson (2014)에서는 다지역 경기변동 모형을 설정하여 모형에서 추정된 지역 승수와 실제 추정치를 비교하고, 모형을 통해 지역 승수를 전국단위 승수와 연결하고자 하였다. Chorodorow-Reich (2019)에서는 화폐 정책의 반응이 없고 부채로 재정이 조달되는 폐쇄경제에서는 지역 자료로 추정한 승수값이 전국 승수값의 하한값이라는

것을 모형을 통해 보여주었다.

미국에서는 지역 단위가 많고 독립성이 높아서 지역 단위의 자료를 이용하는 것이 가능하지만 한국에서는 독립적인 지역 단위의 숫자가 적기 때문에 어려움이 있다. 본 연구에서는 산업연관표 패널 자료를 이용하여 정부지출의 산출 효과를 추정한다.

산업 단위로 부문을 나누어 정부지출의 효과를 모형을 통해 분석하는 연구가 있다. Ramey and Shapiro (1998)는 2개의 산업부문이 있는 경우 정부지출의 산출 효과를 분석하는 모형을 제시하였고, 가격이 충분히 탄력적일 때 정부지출의 효과가 1부문 모형과 비슷하다는 점을 보여주었다. Baqaec and Fahri (2019)에서는 한계소비성향이 다른 노동자들이 산업에 이질적으로 분포되어 있을 때, 정부지출 승수는 정부지출의 부문별 구성에 따라 달라진다는 점을 모형으로 보여주었다.

Bouakez, Rachedi, Santoro (2018)에서는 57개 다부문 정부지출 모형을 구성하였는데, 이전 연구와는 달리 부문 간 생산 네트워크가 형성되어 있는 경우를 상정하였다. 이 모형에 따르면, 제조업에 비해 생산 네트워크 상위에 있는 서비스 부문에서 정부지출 승수가 크다. 정부지출이 증가하면 자기 부문 수요뿐 아니라 중간재 수요도 증가하기 때문이다. 1부문 모형에서 정부지출 승수는 0.42인데 반해, 57개 산업부문을 고려한 모형에서 정부지출 승수는 0.74라고 하였다.

나아가 Bouakez, Rachedi, Santoro (2020)에서는 산업간 상대가격의 변화를 고려하여 산업별 정부지출의 변화가 전체 경제에 미치는 영향을 분석하였다. 한 산업부문에서 정부지출이 증가하면 그 산업의 상대가격이 증가하고, 소비는 가격이 상대적으로 하락한 다른 부문으로 이동한다. 상대가격의 조정 정도와 생산 네트워크에서의 위치에 따라 산업별 정부지출 변화의 효과가 달라진다. 중간재 산업에서 정부지출이 증가하면, 최종재 산업의 상대가격이 하락하는 반면, 중간재 가격 상승이 최종재 산업에서의 한계 생산비용이 증가로 이어져 최종재 산업의 상대가격 하락을 상쇄한다. 이들의 모형에 따르면, 생산 네트워크에서의 위치가 최종재에 가깝고, 소비와 투자의 비중이 상대적으로 낮은 서비스 산업에서 정부지출이 증가할수록 경제 전체적인 산출 효과가 더 크다.

미국의 연구에서는 새케인지안 모형과 신고전파 모형의 적합성을 실증적으로 검증하기 위해 산업연관표를 이용하였다. Perotti (2008)는 미국 산업연관표와 제조업 생산성 자료를 결합하여 산업별 재정 지출의 효과를 추정하였다. 이 연구에

서는 정부지출의 증가가 많은 산업에서 산출, 노동시간, 실질임금이 더 많이 증가하였다고 하면서, 이러한 결과는 2부문 새케인지안 모형과 부합한다고 하였다. 반면, Nekarda and Ramey (2011)는 산업연관표와 제조업 자료를 결합한 자료를 이용하여 정부지출의 효과를 추정하였는데, 추정 결과가 신고전파 모형과 부합한다고 하였다.

기존 국내 연구들은 정부지출 승수를 시계열 자료로 추정하였는데, 본 연구에서는 산업연관표 패널 자료를 이용하여 추정한다. 시계열 자료를 사용할 때와는 달리 패널 자료를 이용하기 때문에 정부지출의 부문별 차이를 이용하여 산출 효과를 추정한다.

Ⅲ. 자료

본 연구에서 사용하는 자료는 산업연관표 총거래표이다. 사용 자료의 기간은 2010년부터 2018년까지이다. 이보다 더 이전의 자료가 있기는 하지만, 상품 및 산업 분류가 크게 바뀌었기 때문에 균형 패널 자료를 구성하기 연결하기 어렵다는 문제가 있어서 2010년 자료부터 사용하였다. 2010년과 2015년에 대해서는 실측표를 사용하였고, 나머지 기간에 대해서는 연장표를 사용하였다.

총거래표의 단위는 상품이다. 본 연구에서는 상품 단위를 가리키는 말로 '부문'이라는 용어를 사용한다. 상품 단위의 구분 정도에 따라 자료는 대분류, 중분류, 소분류, 기본부문으로 나뉘어 있다. 본 연구에서는 가장 세분된 기본부문 자료를 사용한다.

산업연관표는 거래액의 가격 평가 방법에 따라 구매자가격평가표, 생산자가격평가표, 기초가격 평가표로 구분된다. 생산자가격 평가표는 생산자의 출하 가격으로 작성한 것이고, 구매자가격 평가표는 유통 마진을 포함한 가격, 즉 구매자의 구매가격으로 평가하여 작성한다. 생산자가격에서 순생산물세를 차감하여 생산자가 실제 수취하는 금액을 기초가격이라고 한다 (한국은행, 2014, p.20).

투입산출표 기본부문은 기초가격과 생산자가격으로 작성되어 있다. <Table 1>에 제시한 바와 같이, 공표된 자료의 가격 평가 기준이 연도에 따라 달라서 자료 구성할 때 주의할 필요가 있다. 생산자 가격표는 2010년과 2015～2018년에 있다. 기초가격표는 2010년부터 2015년까지 공표되었다.

〈Table 1〉 Evaluation Prices of Basic Sector by Year in Input-Output Tables

	2010	2011～2014	2015	2016～2018
Basic Price	○	○	○	×
Producer Price	○	×	○	○

Notes: ○ indicates data are available, and × indicates data are not available.

본 연구에서는 2010년부터 2018년까지 생산자가격으로 평가된, 연결 자료를 구성한다. 이를 위해서는 2011년부터 2014년까지 기초가격 평가자료를 생산자가격 평가자료로 전환하여야 한다. X_i^p, X_i^q, t_i 를 각각 상품 i의 생산자가격 평가액, 기초가격 평가액, 순생산물세액이라고 하면, $X_i^p(1-t_i)=X_i^q$의 관계가 있다. 전환에서 생산물보조금도 포함되어 있지만 금액이 작아서 무시할 정도라고 가정한다. 평가 가격 사이의 전환비율은 $a_i \equiv (1-\tau_i)=X_i^q/X_i^p$ 이다. 2010년 자료에는 기초가격과 생산자가격 평가액이 모두 존재하므로 상품별 전환비율을 계산할 수 있다. 이 상품별 전환비율을 2011년부터 2014년 기초가격 자료에 적용하여, 즉, $X_i^p=X_i^q/a_i$, 상품 단위별로 생산자가격 평가액으로 전환한다. 참고로, 정부소비지출과 수입에는 생산물세가 포함되지 않기 때문에 생산물가격 평가액과 기초가격 평가액이 일치한다.

산업연관표 자료에 제시된 기본부문은 2010년부터는 384개이고, 2015년부터는 381개이다. 2010년과 2015년에도 상품과 산업 구분의 변화가 있었기 때문에, 균형 패널(balanced panel) 자료를 만들기 위해 일관성이 있는 단위로 다시 구분하는 과정을 거쳤다. 구분의 변화가 있는 단위는 더 많은 상품을 포괄하는 단위를 기준으로 다시 구분하였다. 예를 들어, 2010～2014년에는 우유(코드 38)와 낙농품(코드 39)이 별도로 구분되어 있었는데, 2015～2018년에는 낙농품(코드 814)로 합쳐졌다. 패널 자료를 만들 때는 이 들을 하나의 코드 38번에 부여하였다. 상품 단위 변화가 있어서 새롭게 구분 단위를 만든 경우를 정리하여 <부록 1>에서 정리하였다. 구분 단위 변화가 없는 경우는 그대로 연결하였다. 구분 단위 변경을 이와 같이 고려하여 새롭게 만든 균형 패널 자료에서 상품 단위는 총 374개다. 연결 자료를 2015년 기준 생산자 물가지수로 실질화하였다.

본 연구에서는 이상과 같이 평가 가격과 부문 분류의 변화를 고려하여 균형 패널 연결 자료를 만들어서 추정한 결과를 먼저 보고한다. 그리고 2010～2014년 기초가격 자료와 2015～2018년 생산자가격 자료를 그대로 각각 사용한 결과도

아울러 보고한다.

산업연관표로부터 부가가치를 구성하는 방법은 두 가지가 있다. 하나는 부가가치 구성항목을 더하여 구성하는 방법이고, 두 번째는 최종수요에서 수입을 빼서 계산하는 방법이 있다. 두 번째 방법으로 부가가치를 계산할 수 있는 이유는 다음과 같다 (한국은행, 2014, p. 18). 산업연관표와 국민소득통계에서 (1) 중간수요 + 최종수요 - 수입 = 총산출 (2) 중간투입 + 부가가치 = 총투입이다. 그런데, 총산출 = 총투입이고 중간수요 = 중간투입이므로, 최종수요 – 수입 = 부가가치의 관계가 성립한다. 본 연구에서는 상품 단위별로 최종수요에서 수입을 빼서 부가가치액을 계산한다. 최종수요는 소비, 투자, 수출로 구성된다.

정부지출은 정부소비지출과 정부고정자본형성을 합한 것이다. 정부소비지출은 행정, 국방, 법률의 시행, 안정 및 연구개발, 의료 및 보건, 사회복지, 교육 등을 무상 혹은 낮은 가격으로 재화나 서비스를 제공하기 위한 지출이다. 정부고정자본형성은 일반정부의 활동을 위한 고정자산, 사회간접시설 등 공공설비의 대체 및 신설에 투입하는 자본적 지출을 의미한다 (한국은행, 2014, pp. 14-15). 본 연구에서는 정부지출의 산출 효과를 추정하고, 이후 정부소비지출과 정부고정자본형성의 산출 효과를 나누어 추정한다.

Ⅳ. 추정 방법

1. 추정식

정부지출 승수는 정부지출이 총산출이나 총수요에 미치는 영향을 나타낸다. 정부지출 승수는 정부지출이 한 단위 증가하였을 때 총산출이 얼마나 증가하는지를 나타낸다. $Y_{i,t}$를 t기 i부문의 산출, $G_{i,t}$를 t기 i부문에 대한 정부지출, τ_t는 시간 효과, d_i는 부문 효과라고 하면, 다음과 같은 식에서,

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \beta_0 G_{i,t} + \tau_t + d_i + \epsilon_{i,t} \tag{1}$$

$\beta_0 = \Delta Y_{i,t} / \Delta G_{i,t}$ 이므로, β_0에 대한 추정치가 정부지출 승수를 나타낸다. β_0에 대한 추정치는 현재기의 정부지출이 현재기의 산출에 미치는 효과를 나타낸다. 이를 당기 승수효과라고 부르겠다.

정부지출이 산출에 영향을 주는데 시차가 있을 수 있다. 정부지출은 일 년 동안 나누어져 집행된다. 예를 들어, t기 후반기에 집행된 정부지출 $G_{i,t}$는 $t+1$기 초반기의 산출 $Y_{i,t+1}$에 영향을 줄 수 있다. 당기 승수효과와 구별하기 위해 본 연구에서는 두 해의 산출에 미치는 효과를 합하여 정부지출의 '시차 누적 승수'라고 하겠다. 다음의 추정식에서

$$\left(Y_{i,t}+Y_{i,t+1}\right)=\alpha_c+\beta_c\left(G_{i,t-1}+G_{i,t}\right)+\tau_t+d_i+\epsilon_{i,c} \tag{2}$$

$\beta_c=\Delta\left(Y_{i,t}+Y_{i,t+1}\right)/\Delta\left(G_{i,t+1}+G_{i,t}\right)$ 로서, $t-1$기와 t기 정부지출 합의 1단위 변화가 t기와 $t+1$기 산출 합에 미치는 효과를 나타낸다.

추정식 (1)과 (2)에는 시간 고정효과 τ_t가 포함되어 있다. 시간 고정 효과는 모든 산업에 공통으로 영향을 주는 경제 전체적인 충격과 정책을 의미한다. 예를 들어, 경기변동 충격, 통화량이나 이자율을 조정하는 화폐 정책 변화, 세율을 변화시키는 조세정책의 변화 등이 포함된다. 추정식에 시간 효과가 포함되어 있어서, 정부지출 승수는 부문별 정부지출의 차이로부터 식별(identification)된다. 추정 결과 해석에 대한 문제는 Ⅶ장에서 자세하게 논의한다.

수준 변수를 사용하는 식의 계수 값이 승수를 나타냄에도 불구하고, 시계열 자료를 사용한 기존 연구들에서는 차분한 변수를 사용하여 추정하였다. 이하에서는 수준 변수와 차분 변수를 사용한 식의 차이점에 관해 설명한다. 설명을 위해 시간 효과와 상품효과를 제외하고, 식 (1)을 차분한 뒤, $Y_{i,t-1}$로 나누면 다음과 같은 식이 된다.

$$\frac{\left(Y_{i,t}-Y_{i,t-1}\right)}{Y_{i,t-1}}=\gamma_1+\delta_1\frac{\left(G_{i,t}-G_{i,t-1}\right)}{Y_{i,t-1}}+u_{i,t} \tag{3}$$

차분식 (3)을 사용할 경우 δ_1는 정부지출 증가분이 산출 증가분에 미치는 효과 즉, 2계 도함수(가속도)를 나타낸다. 많은 연구에서 차분 값을 취한 변수를 사용한 추정식 (3)을 사용하여 δ_1에 대한 추정치를 정부지출 승수라고 하였다. 이렇게 하는 것은 시계열을 이용하여 추정하는 것에서 비롯된 것으로 보인다. 보통 시계열에서는 변수들이 단위근(unit-root)을 따르는 경우가 많고, 변수들이 단위근인 경우 회귀식을 추정하는 것은 가성의(spurious) 결과가 나오기 때문이다. 이 문제를 피하고자 시계열로 추정할 때는 흔히 차분값을 사용한다. 횡단면 부문의 수가 충분히 크면 패널 분석에서 가성 회귀의 문제가 없으므로 (한치록, 2017,

p.275), 본 연구에서는 차분 값 대신 수준 변수를 사용한 식을 추정한다. 승수는 지출의 변화가 산출의 변화에 미치는 효과를 의미하므로, 수준 변수를 이용한 식 (1)을 통해 승수 효과를 직접 추정할 수 있다.

2. 식별 방법

본 연구에서는 패널 자료를 이용하기 때문에 패널 고정효과(Panel fixed effects) 추정 방법을 사용할 수 있다. 패널 고정 효과 모형에서는 시간에 고정적이며 관측되지 않는 요소를 잔차항에 포함하여 추정할 수 있어서, 관측 불가능한 요소 때문에 발생하는 내생성을 통제할 수 있다. 패널 고정 효과 추정치가 일관성을 갖기 위한 충분조건은 다음과 같다 (Wooldridge, 2010, p.315).

$$E\left[G_{i,t}(\epsilon_{i,t}-\overline{\epsilon_i})\right]=0, \quad t=1,2,...,T \tag{4}$$

여기서 $\overline{\epsilon_i}$ 는 잔차항의 평균값이다. 정부지출이 잔차항 $\epsilon_{i,t}$이나 잔차항의 평균값 $\overline{\epsilon_i}$ 과 상관관계가 있다고 하더라도, 잔차항과 잔차 평균값과의 즉, $(\epsilon_{i,t}-\overline{\epsilon_i})$와 상관관계가 없다면 정부지출의 효과를 일치(consistent) 추정할 수 있다. 추정식에는 시간 효과와 부문 효과가 포함되어 있으므로, 잔차항의 평균값은 경기변동과 부문별 특성을 제외한, 산출의 지속적인 추세 요소를 가리킨다. 시간 효과가 포함된 경우, $(\epsilon_{i,t}-\overline{\epsilon_i})$는 잔차와 경기변동 요인을 감안하고도 남은 추세적 요인과의 차이를 의미한다. 정부지출이 이 지속적인 추세 요소나 잔차와 상관관계가 있더라도 패널 고정효과 모형에서는 정부지출이 잔차 추세와의 차이와 상관관계가 없다는 가정하에서 정부지출의 효과를 일치 추정할 수 있다.

패널 고정효과 모형을 통해 정부지출의 내생성을 상당히 해결할 수 있지만, 본 연구에서는 도구변수 추정 방법도 고려한다. 바람직한 도구변수는 부문별 산출의 추세와는 상관관계가 없고, 부문별 정부지출과는 상관관계가 있는 변수이다. 본 연구에서는 상품 부문별 정부지출의 비중을 도구변수로 사용한다. ϕ_{it}를 부문 i가 t기 정부지출에서 차지하는 비중이라고 하면, $G_{i,t}=\phi_{i,t}G_t$ 이다. 여기서 G_t는 부문별로 차이가 없는 공통부분으로 $\epsilon_{i,t}$와 상관관계가 없다. 그런데, 현재기 부문의 비중은 잔차와 상관관계가 있을 수 있으므로, 본 연구에서는, Goldsmith-Pinkham et al. (2020)에서 제안한 바와 같이, 최초기 부문의 비중 $(\phi_{i,0})$과 t기 정부지출을 곱한 변수를 도구변수로 사용한다.

$$G_{i,t}^{IV} = \phi_{i,0} G_t \tag{5}$$

위와 도구변수를 사용하여 추정할 경우 패널 고정효과 추정치가 일치성을 갖기 위한 충분조건은 다음과 같다.

$$E\left[\phi_{i,0}(\epsilon_{i,t} - \overline{\epsilon_i})\right] = 0, \quad t = 1,2,\ldots,T \tag{6}$$

부문별 정부지출의 초기 비중이 t기 잔차항 평균값과의 차이와 상관관계가 없다면, 정부지출의 효과에 대한 일치 추정치를 얻을 수 있다. 두 항의 곱 $\phi_{i,0} G_t$ 에서 $\phi_{i,0}$가 실질적으로 도구 변수 역할을 하고, G_t는 가중치의 역할을 한다. $\phi_{i,0}$에 G_t를 곱하면 도구변수의 시점 간 변화가 발생하여 고정효과 도구변수(fixed effects instrumental variables) 추정이 가능하게 된다. 그리고 t기 부문별 정부지출과의 상관성이 높아져서 약한 도구변수(weak intrumental variable)의 문제도 완화된다.

단위별 정부지출 비중을 도구변수로 사용할 경우, 정부지출 비중의 전기값이나 시점 간 평균값도 도구변수로 가능하다. 산업연관표를 이용하여 분석한 Nekarda and Ramey (2011)의 연구에서는 비중의 평균값을 도구변수로 사용하였다. 외생적인 정도를 생각하면 비중의 평균값을 사용하는 것보다 초기 비중을 사용하는 것이 도구변수에 더 적합할 수 있다. 본 연구에서는 전기 비중과 비중의 평균값을 도구변수로 사용하여 추정하여 보았는데, 추정 결과가 초기 비중을 사용한 경우와 거의 차이가 없어서 따로 보고하지 않는다.

위 추정식 (1)과 (2)에서 통제변수를 포함하지 않는 이유는 다음과 같다. 첫째, 정책평가 방법론의 측면에서 생각해 보면, 정책변화 변수인 정부지출 변수가 외생적일 경우 통제변수가 포함되는가 여부에 관계없이 처방 효과(treatment effects)에 대한 추정치는 통계적으로 차이가 없어야 한다. 만약 통제변수 포함 여부에 따라 정책 효과 추정치의 차이가 크다면 정책 변수가 외생변수가 아니라고 판단할 수 있다. 정책 변수가 외생적이라면 통제변수를 포함하지 않더라도 처방 효과에 대한 일치 추정치를 얻을 수 있다.

둘째, 통제변수를 포함하면 통제변수를 조건으로 하는 조건부 평균 효과를 측정하기 때문에 승수효과 추정에서는 과잉 통제가 될 수 있다. 산출에 영향을 주는 변수는 소비, 투자 (혹은 자본스톡량), 생산성, 노동 공급, 노동 수요가 있다. 그리고 가격 변수로는 이자율, 임금률, 물가가 있다. 그런데 정부지출이 산출에 영향을 주는 경로에는 이 모든 변수가 포함되어 있다. 정부지출의 변동에 따라

소비, 투자, 생산성, 노동 공급, 노동 수요와 같은 변수가 어떻게 변화하는가에 따라, 그리고 가격 변수들이 얼마나 신축적으로 반응하는가에 따라 승수 효과의 크기가 달라진다. 산출에 영향을 주는 변수들을 추정식에 포함한다는 것은 그 변수의 변동을 고정한 상태에서 정부지출이 산출에 영향을 주는 정도를 측정한다는 것이다. 승수는 정부지출의 변화가 여러 변수의 변동을 통해 산출에 영향을 미치는 정도를 측정하는 것인데, 영향의 경로 중에 있는 변수들의 변동을 고정하는 것은 승수 효과를 측정하는 취지에 어긋난다.

Ⅴ. 기초통계

정부지출의 비중은 부문별로 크게 다르다. 이 장에서는 2010년 정부지출의 비중 (부문 i의 정부지출이 전체 정부지출에서 차지하는 비중)에 따라 3가지 집단으로 나누어 정부지출과 산출의 추세를 살펴본다. ‘집단 1’은 정부지출 비중이 0인 부문들이고, ‘집단 2’는 정부지출 비중이 0보다 크고 10%보다 작은 부문들이고, ‘집단 3’은 정부지출 비중이 10% 이상인 집단이다.

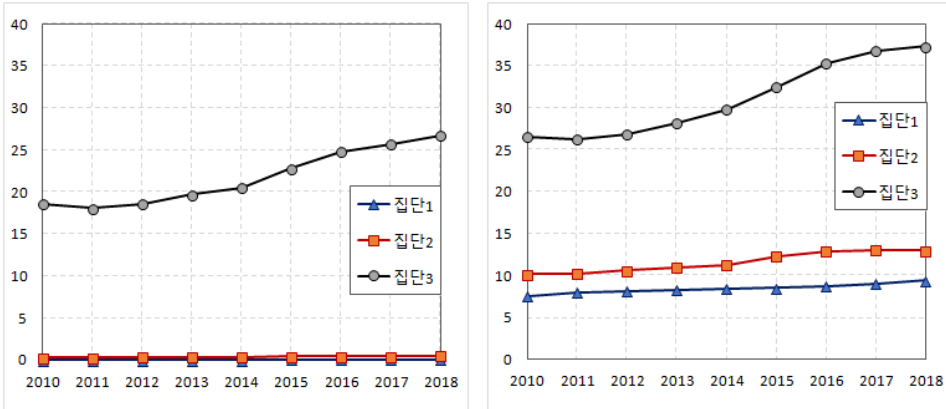
〈Table 2〉 Government Spending and Output by Group (billion won)

	Government Spending			Output (value-added)		
Year	Group 1	Group 2	Group 3	Group 1	Group 2	Group 3
2010	0.0	309.3	18,579.4	7,581.5	10,152.9	26,573.1
2011	0.0	316.4	18,058.9	8,051.5	10,270.4	26,289.9
2012	0.0	325.2	18,608.0	8,192.4	10,605.0	26,906.6
2013	0.0	346.6	19,698.2	8,293.6	10,931.4	28,239.2
2014	0.0	332.0	20,516.6	8,399.0	11,228.4	29,846.4
2015	23.5	442.9	22,834.3	8,521.2	12,302.9	32,464.6
2016	30.5	449.2	24,863.8	8,795.2	12,906.5	35,300.4
2017	30.1	451.3	25,726.3	9,088.3	12,998.7	36,852.4
2018	31.7	501.7	26,777.7	9,398.3	12,974.9	37,347.9
Number of Sectors	268	94	12	268	94	12

Notes: Groups are classified according to the sector's share of government spending (the ratio of sectoral government spending to total government spending) in 2010. 'Group 1' consists of sectors with zero share, 'Group 2' consists of sectors with shares greater than zero and less than 10%, and 'Group 3' consists of sectors with shares more than 10%.

[Figure 1] Government Spending and Output by Group (trillion won)

<Government Spending> <Output (value-added)>



Notes: Refer to the notes of <Table 2> for the description of groups.

2010년에 정부지출이 없는 부문들 (‘집단 1’)은 268개 부문으로 전체 부문의 71.7%를 차지한다. 정부지출 비중이 0 초과 10% 미만인 부문(집단 2)은 94개로 전체의 25.1%를 차지한다. 정부지출 비중이 10% 이상인 부문(집단 3)은 12개이고 전체의 3.2%를 차지한다. 집단 3에 속한 부문은 국공립 교육 서비스, 도로 시설, 도시토목, 하천 사방, 비주거용 건물, 사회복지서비스, 연구개발, 의료보건(국공립, 비영리, 산업), 중앙정부, 지방정부이다.

<Table 2>와 [Figure 1]에서는 집단별로 정부지출과 산출액의 변화 추이를 보여주고 있다. 여기서 정부지출과 산출액은 2015년을 기준 실질액이다. 집단 1과 집단 2에 대한 정부지출은 매우 낮은 수준을 유지하고 있다. 집단 1부문에 대한 정부지출은 2010년부터 2014년까지는 0원이었고, 2018년에는 평균 317억 원 수준이다. 집단 2에 대한 정부지출은 2000년 평균 3,093억 원이었고 아주 조금씩 증가하여 2018년에는 평균 5,017억 원이다.

집단 3부문에 대한 정부 지출액은 2000년에 평균 18.6조 원으로 다른 집단 부문에 비해 매우 높았고, 2018년에는 26.8조 원까지 증가하였다. 정부지출 비중이 높은 부문들인 집단 3부문에 대한 정부지출은 2015년부터 기존의 추세보다 빠른 속도로 증가하였다. 집단 3에 대한 정부지출은 2010년부터 2014년까지 연평균 4.6% 증가하였는데, 2015년에 11.3%, 2016년 8.9% 증가하였다.

집단별로 산출액(부가가치액)의 변화 추이를 [Figure 1]의 오른쪽 그림에서 보여주고 있다. 2010년부터 2018년 사이에 집단 1, 집단 2, 집단 3부문들의 산출액

연평균 증가율은 각각 2.72%, 3.11%, 4.35%이다. 정부지출의 비중이 높은 집단 3부문들의 산출액 증가가 다른 집단에 비해 높다. 집단 3의 산출액은 2010년부터 2014년까지 연평균 2.95% 증가하였는데, 2015년에 8.8%, 2016년에 8.7%로 많이 증가하였다. 원래 정부지출의 비중이 높았던 집단 3에 대한 정부지출이 2015년부터 증가하면서 이 집단에서의 산출액도 이전 추세에 비해 증가하였다.

Ⅵ. 추정 결과

1. 연결 자료(2010～2018년)를 이용한 추정 결과

이 절에서는 연결 자료를 이용하여 식 (1)과 (2)로 추정한 결과를 제시한다. 표준오차는 클러스터 표준오차를 계산하였다. 추정 결과가 <Table 3>에 나와 있다. 먼저, 당기 승수(부문별 정부지출이 현재기 산출에 미치는 영향)에 대한 추정 결과를 살펴본다. 추정식 (1)을 고정효과(fixed effect) 모형으로 추정한 결과, 당기 승수에 대한 추정치는 1.074이고, 이 추정치는 1% 수준에서 유의하다. 부문별 정부지출의 초기 비중을 도구변수로 사용하고, 공통 추세를 사용하면 추정치는 1.147이고 1% 수준에서 유의하다. 이 도구변수 추정에서 1단계 F값은 21.6으로 약한 도구변수(weak instrument)를 우려할 상황은 아니다. 도구변수를 정부지출에 회귀 분석한 1단계 추정에서 정부지출에 대한 계수 값은 0.945로서 두 변수 간의 관련성이 매우 높다.

단순 고정 효과 추정치와 도구변수 추정치는 경기변동에 따라 정부지출이 반응하는 정도와 균형 재정 원칙을 지키는 정도에 따라 차이가 난다. 불황기에 재정정책이 많이 반응하면 선형회귀 추정치보다 도구변수 추정치가 더 커지고, 균형 재정 원칙을 준수하는 강도가 강하다면 선형회귀 추정치보다 도구변수 추정치가 더 작다. 당기 승수에 대한 추정치는 1.07～1.15의 범위에 있다. 당기 승수 추정치는 도구변수 사용 여부에 따른 차이가 크지 않다. 단순 고정효과 추정의 편의성을 드러내는 두 가지 힘이 거의 균등하게 작동하고 있다고 해석할 수 있다.

〈Table 3〉 Effect of Government Spending on Output: Consolidated data for 2010～2018

	Current year multiplier		Cumulative multiplier with a lag	
Estimator	Panel fixed effect	IV panel fixed effect	Panel fixed effect	IV panel fixed effect
Instruments		Initial share		Initial share
Sectors Trend	Parallel	Parallel	Parallel	Parallel
Multiplier	1.074 (0.121)	1.147 (0.125)	1.097 (0.147)	1.231 (0.162)
First-stage F		21.61		28.16
First-stage coefficient		0.945		0.947
Observations	3,366	3,366	2,618	2,618

Notes: All specifications control for the sector effects. Cluster standard errors are in parentheses. All estimates are significant at the 1% level.

추정식 (2)를 고정 효과 모형으로 추정한 결과, 시차 누적 승수에 대한 추정치는 1.097이고, 이 추정치는 1% 수준에서 유의하다. 초기 비중을 도구변수로 사용하고, 공통 추세를 사용하면 추정치는 1.231이고 1% 수준에서 유의하다. 이 도구변수 추정에서 1단계 F값은 24.86이다. 도구변수 사용 여부, 승수의 정의에 따라, 정부지출 승수에 대한 추정치는 1.07～1.23의 범위에 있다. 추정 결과를 해석할 때는 내생성을 고려하여 도구변수를 사용한 결과를 위주로 한다.

2. 평가 가격이 다른 시기별 자료를 사용하여 추정한 결과

2010～2014년에 대해서는 기초가격 평가 자료가 있고, 2015～2018년에 대해서는 생산자가격 평가자료가 있어서, 앞의 절에서는 생산자가격으로 평가를 통일하여 2010～2018년 자료를 만들고 정부지출 승수를 추정하였다. 이 절에서는 시기별로 평가 가격이 다른 원자료를 이용하여 추정하고 연결 자료를 이용한 결과와 비교하여 본다.

2010～2014년 기초가격 평가 자료를 이용하여 당기승수를 추정한 결과, 정부지출 승수에 대한 고정효과 추정치는 1.399이고, 공통 추세를 가정한 도구변수 추정치는 1.363이다. 모든 추정치는 1% 수준에서 유의하다. 2015～2018년 생산자가격 평가 자료를 이용하여 당기승수를 추정한 결과, 정부지출 승수는 고정효과 추정치는 1.11이고, 공통 추세를 가정한 도구변수 추정치는 1.073이다. 이 경우에도 모든 추정치는 1% 수준에서 유의하다.

〈Table 4〉 Effect of Government Spending on Output: Subperiodal Data

	Current year multiplier		Cumulative multiplier with a lag	
Estimator	Panel fixed effect	IV panel fixed effect	Panel fixed effect	IV panel fixed effect
Instruments		Initial share		Initial share
Sector Trend	Parallel	Parallel	Parallel	Parallel
2010～2014 Basic price	1.399 (0.073)	1.363 (0.073)	1.863 (0.168)	1.956 (0.206)
2015～2018 Producer price	1.110 (0.119)	1.073 (0.076)	0.729 (0.120)	0.663 (0.108)
Observations	1,920	1,920	1,524	1,524

Notes: All specifications control for the sector effects. Cluster standard errors are in parentheses. All estimates are significant at the 1% level.

도구변수를 사용하여 당기승수를 추정한 결과를 비교하여 보면, 2010～2018년 결합 자료의 경우 1.15이고, 2010～2014년 기초가격 평가 자료의 경우 1.36이고, 2015～2018년 생산자가격 평가 자료를 이용하면 추정치 1.07이다. 결합 자료의 추정치가 중간 정도에 있다.

도구변수를 사용하여 시차 누적승수를 추정한 결과를 비교하여 보면, 2010～2018년 결합 자료의 경우 추정치는 1.23이고, 2010～2014년 기초가격 평가 자료의 경우 추정치는 1.96이고, 2015～2018년 생산자가격 평가 자료를 이용하면 추정치는 0.66이다. 당기승수와 마찬가지로 결합 자료의 추정치가 중간 정도에 있다. 단, 시기별 자료를 사용하면 시차 누적 승수에 대한 추정치의 범위가 더 넓다.

3. 시간 추세를 통제하는 방법을 다르게 하는 경우

추정식 (1)과 (2)에서는 이중차분법과 같은 평행 추세를 가정하고 있다. 평행 추세는 경제 전체 공통적인 충격이 부문별로 같은 영향을 준다고 가정한다. 그런데 부문별로 충격의 영향이 다르고 산출의 추세가 다를 수 있다. 이 절에서는 시간 추세를 통제하는 방법에 따라 추정 결과가 어떻게 달라지는지를 검토한다. 여기서는 두 가지 방식을 검토한다.

첫 번째 방식에서는 2010년 부문별 정부지출을 기준으로 3개의 집단으로 나누고 이 집단별로 추세가 다르다고 가정한다. 그리고 집단별 추세가 2차항을 따른다고 가정한다. ‘집단 1’은 정부지출 비중이 0인 부문들이고, ‘집단 2’는 정부지

출 비중이 0보다 크고 10%보다 작은 부문들이고, ‘집단 3’은 정부지출 비중이 10% 이상인 부문들이다.

두 번째 방식에서는 대분류 부문(2 digits sector)별로 시간 추세가 다르고, 이 대분류 부문별 추세가 2차항을 따른다고 가정한다. 이를 위해, 산업연관표 상품 분류표를 기준으로 기본부문과 대분류 부문을 연결하였다. 분석 자료의 기본부문은 375개이고, 대분류 부문은 30개이다.

시간 추세가 기본부문별로 다르다고 가정하고 도구변수로 추정을 할 경우, 정부지출을 부문별 시간 추세에 회귀하는 1단계 추정에서 정부지출이 0인 부문들이 추정에서 배제된다. 기본부문 375개 가운데 71.7%에서 정부지출이 0이다. 그리고 1단계 추정에서 부문별 클러스터의 수가 충분하지 않아서 F값이 계산되지 않는다. 이러한 점을 고려하여, 시간 추세가 기본부문별로 다르게 설정하는 방식은 여기서 포함하지 않는다. 소분류나 중분류 단위로 시간 추세가 다르다고 설정할 때도 마찬가지의 문제가 있어서 포함하지 않는다.

앞에서와 같이, 패널 고정 효과 추정 방법과 부문별 정부지출의 초기 비중을 도구변수로 한 패널 고정효과 추정 방법을 사용하여 추정한 결과를 보고한다. 자료는 2010～2018년 연결 자료를 사용하였다.

〈Table 5〉 Estimation Results by Methods of Controlling Time Trends: Consolidated data for 2010–2018

	Current year multiplier			Cumulative multiplier with a lag		
Estimator	Panel fixed effect	IV panel fixed effect	IV panel fixed effect	Panel fixed effect	IV panel fixed effect	IV panel fixed effect
Trend	Group-specific Quardratic	Group-specific Quardratic	2 digits sector -specific Quardratic	Group-specific Quardratic	Group-specific Quardratic	2 digits sector -specific Quardratic
Multiplier	1.028 (0.140)	1.143 (0.122)	1.221 (0.130)	0.967 (0.178)	1.109 (0.154)	1.322 (0.168)
1st-stage F		876.06	219.19		853.16	193.70
Observations	3,366	3,366	3,366	2,618	2,618	2,618

Notes: All specifications control for the sector effects. Cluster standard errors are in parentheses. All estimates are significant at the 1% level. Groups are classified according to the sector's share of government spending (the ratio of sectoral government spending to total government spending) in 2010. 'Group 1' consists of sectors with zero share, 'Group 2' consists of sectors with shares greater than zero and less than 10%, and 'Group 3' consists of sectors with shares more than 10%. Two- digit sectors include 30 sectors.

추정 결과를 <Table 5>에 제시하였다. 당기 승수에 대한 추정 결과를 보면, 집단별 추세가 2차항을 따른다고 가정하면 고정효과 추정치는 1.028이고, 도구변수 추정치는 1.143이다. 2차항 추세가 대분류 부문별로 다르다고 하면 도구변수 추정치는 1.221이다. 추정치들은 모두 1% 수준에서 유의하다. 3개의 집단별로 추세가 다르다고 가정한 경우보다는 대분류 부문별로 추세가 다르다고 가정한 것이 더 추세를 잘 통제한 방법이라고 판단하여, 결과를 해석할 때는 대분류별 추세를 가정한 도구변수 추정치를 위주로 한다.

앞에서 공통 추세를 가정하면 당기 승수에 대한 도구변수 추정치는 1.15였다. 당기 승수에 대한 추정치는 도구변수 사용 여부와 추세 통제 방식에 따라 차이가 크지 않다.

시차 누적 승수에 대한 추정 결과를 보면, 집단별 추세가 2차 항을 따른다고 가정하면 고정효과 추정치는 0.967이고, 도구변수 추정치는 1.109이다. 2차항 추세가 대분류 부문별로 다르다고 하면 도구변수 추정치는 1.322이다. 이 도구 변수 추정치는 앞서 공통 추세를 가정한 경우 추정치(1.231)보다 다소 크지만 차이가 크지 않다고 판단된다. [Figure 1]에서 나타나듯이, 집단별 추세가 큰 굴곡 없이 부드러워서 추세에 대한 가정이 크게 영향을 주지 않는다. 앞서 공통 추세를 가정하면 누적승수에 대한 추정치는 1.10～1.23의 범위에 있고, 시간 추세를 통제하는 방법을 달리하면 추정치는 0.97～1.32의 범위에 있다. 시간 추세를 통제하는 방법에 따라 추정치의 범위가 약간 넓어진다.

4. 정부소비지출과 정부투자의 효과

정부지출은 정부소비지출과 정부투자(고정자본형성)로 구성되어 있다. Iltzetzki et al. (2010)의 연구에서는 정부소비지출과 정부투자의 산출 효과가 다를 수 있다고 하였다. 이를 검토하기 위해 추정식 (1)과 (2)에 정부소비지출과 고정자본형성을 각각 포함하여 추정하였다. 각각의 추정식에서, 최초기(2010년)에 부문별 정부소비지출과 고정자본형성이 전체 정부지출에서 차지하는 비중을 도구변수로 설정하였다.

<Table 6>에 정부소비지출 추정 결과를 제시하였다. 여기서는 공통 추세를 가정하여 고정효과 모형으로 추정한 경우와 대분류 부문별로 2차항의 추세가 다르다고 가정하고 패널 고정 효과 도구변수 방법으로 추정한 경우를 제시하였다. 대분류 부문별로 추세가 다르다고 가정하고, 정부소비지출 승수를 패널 고정 효과

도구변수 추정 방법으로 추정한 경우, 당기 승수 추정치는 1.204이고, 시차 누적 승수는 1.281이다. 참고로, 정부 소비지출이 많은 부문은 교육서비스(국공립, 비영리), 사회보험, 사회복지서비스(국공립, 비영리), 의료 및 보건(국공립, 비영리, 산업), 중앙정부, 지방정부 등이다.

<Table 7>에서는 정부투자의 승수 효과를 추정한 결과를 제시하고 있다. 정부 고정자본형성이 많은 부문은 강철제 선박, 기타금속제품, 도로시설, 도시토목, 비주거용 건물, 상하수도시설, 연구개발(국공립), 철도시설, 밑도급 사방, 항공기 등이다.

대분류 부문별로 추세가 다르다고 가정하고, 정부소비지출 승수를 패널 고정효과 도구변수 추정 방법으로 추정한 경우, 당기 승수 추정치는 1.38이고, 시차 누적 승수는 1.68이다. 정부투자의 승수효과가 정부소비지출의 승수효과에 비해 크다. 특히 누적 승수에서 정부투자와 정부소비지출 효과의 차이가 더 크다.

〈Table 6〉 Effects of Government Consumption Expenditure on Output: Consolidated data for 2010–2018

	Current year multiplier		Cumulative multiplier with a lag	
Estimator	Panel fixed effect	IV panel fixed effect	Panel fixed effect	IV panel fixed effect
Instruments		Initial share		Initial share
Trend	Parallel	2 digits sector -specific Quardratic	Parallel	2 digits sector -specific Quardratic
Multiplier	1.035 (0.111)	1.204 (0.133)	1.072 (0.138)	1.281 (0.174)
Observations	3,366	3,366	2,618	2,618

Notes: All specifications control for the sector effects. Cluster standard errors are in parentheses. All estimates are significant at the 1% level.

〈Table 7〉 Effect of Government Investment (fixed capital formation) on Output: Consolidated Data for 2010–2018

	Current year multiplier		Cumulative multiplier with a lag	
Estimator	Panel fixed effect	IV panel fixed effect	Panel fixed effect	IV panel fixed effect
Instruments		Initial share		Initial share
Trend	Parallel	2 digits sector -specific Quardratic	Parallel	2 digits sector -specific Quardratic
Multiplier	1.578 (0.787)	1.381 (0.543)	1.453 (1.244)	1.683 (0.635)
Observations	3,366	3,366	2,618	2,618

Notes: All specifications control for the sector effects. Cluster standard errors are in parentheses. All estimates are significant at the 1% level.

Ⅶ. 추정 결과에 대한 해석

본 연구에서는 산업연관표 패널 자료를 이용하여 정부지출 승수를 추정하였다. 집계 시계열 자료를 이용하는 것과 비교하여 미시 패널 자료를 이용하면 정책 변수의 변동성(variation)이 더 커서 통계적 유의성을 높일 수 있다. 또한, 미시 자료를 이용하면, 정책평가 방법론을 적용할 수 있고, 설득력 있는 도구변수 추정법이 가능하므로 추정의 내생성을 극복할 수 있어서 정부지출 효과의 인과관계를 추정할 수 있다.

부문 단위 자료를 이용할 때의 단점도 있다. 부문별 자료로 이용하여 추정한 정부지출 승수가 경제 전체의 승수와 다를 수 있다. 미국에서 지역 자료를 이용하여 승수를 추정할 때도 같은 문제가 발생한다 (Nakamura and Steinsson, 2018; Guren et al., 2020) 미시 자료를 이용한 연구에서는 부문 혹은 지역 간 정부지출의 차이를 이용하여 승수를 추정한다. 따라서, 단위의 효과만 추정된다. 수요나 산출에 영향을 주는 경제 전체의 요소들은 회귀분석에서 시간 고정효과에 의해 모두 흡수된다. 경제 전체 충격이 직접 산출이나 수요에 미치는 효과나 전국적 일반균형 효과는 미시 단위 분석에서는 승수효과 추정치에 포함되지 않는다.

전국적 일반균형 효과는 부문의 산출이나 수요의 변화가 경제 전체의 가격에

영향을 주고 이 가격 변화가 다시 부문의 산출이나 수요에 영향을 주는 것을 말한다. 정부지출이 증가하는 상황에서 화폐 정책이 정부지출에 반응하거나 조세정책이 변화한다면 미시 자료로 추정한 승수값이 전국단위 승수값과 다를 수 있다. 불황기에 기준 금리를 낮추는 경향이 있다면, 화폐 정책의 반응에 따른 전국적 일반균형 효과는 양(+)이 된다. 재정 지출의 증가를 상쇄하기 위해 세율을 높게 변경하였다면 일반균형 효과는 음(-)이 된다.

미시 자료 승수와 전국 승수와의 차이점은 결국 전국적 일반균형 효과의 크기에 달려 있다. 전국적 일반균형 효과의 크기가 0에 가깝다면 미시 자료 승수와 전국 승수는 같다. 일반균형 효과가 양(+)이라면, 미시 자료 승수보다 전국 승수가 크다. Chorodorow-Reich (2019)에서는 지역 단위 자료로 연구한 승수값이 경제 전체 승수의 하한값(lower bound)이 될 수 있음을 밝힌 바 있다. 이러한 관계가 성립할 수 있는 조건은 폐쇄경제에서 정부지출의 변화에 대해 화폐 정책의 반응이 없고, 부채로 재정 조달을 하는 경우이다.

이러한 해석을 산업연관표 부문별 패널 자료로 추정한 결과에도 적용해 볼 수 있다. 부문별 자료로 추정할 때도 전국적 단위의 일반균형 효과는 추정식의 시간 고정효과에 의해 모두 흡수된다. 산업연관표 부문별 자료를 이용하는 경우 전국적 일반균형 효과에는 화폐 정책, 조세정책의 변화뿐 아니라 부문 간 상대가격의 변화로 산업 수요가 변화하는 것, 한 부문에서의 수요 변화가 다른 부문의 수요 변화를 유발하는 것 등이 포함된다. 부문 간 연관성이 매우 높다면 일반균형 효과가 클 수 있다.

부문별 가격의 변화와 수요 유발 효과는 서로 반대 방향으로 작용한다. 한 부문 산출물에 대한 수요가 증가하면 가격이 높아질 수 있고, 이에 따라 그 부문의 산출과 수요가 감소할 수 있다. 반면, 부문 산출물에 대한 수요 증가가 다른 부문의 수요나 산출을 유발하여 전체적으로 산업의 산출과 수요가 더 증가할 수 있다. 부문 간 연관성이 높아질수록 수요 유발 효과가 더 커진다. 부문 간 상대가격 변화의 효과와 수요 유발 효과의 크기에 따라 일반균형 효과의 크기가 결정된다. 부문 간 상대가격의 변화와 수요유발 효과는 가격 반응의 신축성과 제도적 요인에 따라 달라질 수 있다.

한국에서는 불황기에 기준 금리를 낮추는 경향이 있고, 세율을 높이는 경향은 없다. 화폐 정책이나 조세정책의 반응에 따른 전국적 일반균형 효과는 (+)라고 볼 수 있다. 부문 간 상대가격 변화의 효과와 수요 유발 효과는 서로 상쇄하는

힘이어서 부문 간 일반균형 효과는 크지 않을 수 있다. 이러한 조건이 만족한다면, 부문별 자료를 이용하여 추정한 정부지출 승수가 전국단위 승수의 하한값이라고 할 수 있다. 화폐 정책이나 조세정책의 반응에 따른 일반균형 효과가 양(+)이고, 부문 간 일반균형 효과가 음(-)이라면, 부문별 자료로 측정한 정부지출 승수 추정치가 경제 전체 승수값에 근접한다고 할 수 있다. 실제로 이러한 조건이 만족하는지를 검토하고 이질적인 부문이 고려된 일반균형 모형을 통해 검증하는 연구가 있어야 분명한 결론을 내릴 수 있다.

Ⅷ. 결론

모형에 따라 재정 승수의 크기가 다르다. 이론적 연구에 따르면, 정부지출이 산출에 미치는 영향은 지출변화의 지속성, 정부지출이나 조세의 유형, 정부지출 조달방식, 예상된 것인가, 지출이 경제주체에 어떻게 분배되는가, 통화정책이 어떻게 반응하는가, 경기변동의 상태, 다른 제도적 조건(발전단계, 환율체계, 개방성 등)에 따라 달라진다(Ramey, 2019).

신고전파 이론에서 정부지출 증가는 사적 부문의 자원을 구축해서 가계의 노동공급을 증가시킨다. 정부지출은 공급에 항구적인 영향을 주지 않기 때문에, 재정지출의 효과는 없거나 있더라도 크기가 작다. 뉴케인지안 모형에서 승수의 크기는 가정에 따라 다르다. 임금이 경직적이고, 소비성향이 큰 경우 (관습적 소비, 비유동성 자산 보유) 지출이 부채로 조달되면 승수는 크다(Gali et al., 2007; Auclert et al., 2018). 또한, 이자율이 0에 가까워서 (Zero lower bound) 통화 정책이 테일러(Taylor) 규칙에서 벗어나면 승수는 1 이상이다. 이러한 면에서 정부지출 승수는 실증 연구의 대상이다.

본 연구에서는 정부지출의 승수 효과를 추정하였다. 기존의 연구는 시계열 자료를 이용하였는데, 본 연구에서는 2010년부터 2018년까지 산업연관표 패널 자료를 이용하였다. 그리고 정부지출의 내생성을 고려하여, 최초기 정부지출의 산업별 비중을 도구변수로 사용하였다. 패널 고정효과 도구변수 추정 방법을 사용한 경우, 정부지출 당기 승수에 대한 추정치는 시간 추세 통제 방법에 따라 1.15～1.22이고, 시차 누적 승수에 대한 추정치는 1.23～1.32이다. 추세를 고려하는 방식과 도구변수 사용 여부에 따라 추정치는 다소 달라지지만, 시계열 자료를 사

용하는 경우와 비교하면, 추정 방법을 달리해도 결과의 차이가 작다.

미시 자료를 이용하여 추정하면, 통계적 유의성을 높일 수 있고, 정책의 효과를 평가하기 위한 방법론을 사용하여 인과관계를 엄밀하게 측정할 수 있어서, 추정 방법이나 모형에 민감하지 않은 결과를 얻을 수 있다는 장점이 있다. 반면, 경제 전체의 일반균형 효과가 시간 고정효과에 의해 흡수되기 때문에, 미시 자료로 추정된 승수값이 경제 전체의 승수값과 다를 수 있다. 중앙은행의 반응, 조세정책의 변화, 산업간 유발 효과 등 일반균형 효과의 요소들을 검토하고, 모형을 통해 경제 전체 일반균형 효과의 정확한 값을 추정하는 후속 연구가 필요하다.

정부지출의 변동에 따라 소비, 투자, 생산성, 노동 공급, 노동 수요와 같은 변수가 어떻게 변화하는가에 따라, 그리고 가격 변수들이 얼마나 신축적으로 반응하는가에 따라 승수 효과의 크기가 달라진다. 정부지출의 변화가 여러 변수의 변화에 미치는 영향을 분석하는 작업이 후속 과제이다.

〈참고문헌〉

곽노선(2014), “이전지출 및 정부지출의 장단기 경제적 효과 : 장기식별조건을 이용한 구조형 VAR 모형,”『재정학연구』, 7(4): 41-82.

김배근(2011), “구조적 VAR 모형 및 세율자료를 이용한 재정정책의 효과 분석,”『경제학연구』, 59(3): 5-52.

김태봉·허석균(2017), “한국 재정정책의 유효성에 관한 논의: SVAR 추정법을 중심으로,”『한국경제의 분석』, 23(3): 107-168.

손민규·이정욱(2014), “우리나라 재정정책 효과의 비대칭성 분석,”『금융연구』, 28(2): 45-74.

이강구·허준영(2017), “한국의 재정승수 연구: 베이지안 VAR 방법을 이용하여,” 한국은행 경제연구원,『경제분석』, 23(1): 55-81.

최진호·손민규(2013), “재정지출의 성장에 대한 영향력 변화와 시사점,” 한국은행 경제리뷰, Discussion Paper series No. 2013-6, 한국은행.

한국은행(2014), 산업연관분석해설, 한국은행.

한치록(2017), 패널데이터 강의, 박영사.

Acconcia, A., G. Corsetti, and S. Simonelli (2014), "Mafia and Public Spending: Evidence on the Fiscal Multiplier from a Quasi-Experiment," *American Economic Review*, 104(7), pp. 2185-2209.

Auclert, A., M. Rognlie, and L. Straub (2018), “The Intertemporal Keynesian Cross,” *NBER Working Paper* 25020.

Auerbach, A. and Y. Gorodnichenko (2012), “Measuring the Output Responses to Fiscal Policy,” *American Economic Journal: Economic Policy*, 4(2), pp. 1−27.

Baqaee, D. and E. Farhi (2019), "The Macroeconomic Impact of Microeconomic Shocks: Beyond Hulten's Theorem," *Econometrica,* 87(4), pp. 1155-1203.

Barro, R. (1981), “Output Effects of Government Purchases,” *Journal of Political Economy,* 89(6), pp. 1086−1121.

Blanchard, O. and Perotti, R. (2002), "An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output," *The Quarterly Journal of Economics,* 117(4), pp. 1329-1368.

Bouakez, H., O. Rachedi, and E. Santoro (2018), "The Government Spending Multiplier in a Multi-Sector Economy," *mimeo.*

Bouakez, H., O. Rachedi, and E. Santoro (2020), "The Sectoral Origins of the Spending Multiplier,” *mimeo.*

Chodorow-Reich, G. (2019), “Geographic Cross-Sectional Fiscal Spending Multipliers : What have we learned?” *American Economic Journal: Economic Policy*, 11(2), pp. 1-34.

Gali, J., J. Lopez-Salido, and J. Valles (2007), “Understanding the Effects of Government Spending on Consumption,” *Journal of the European Economic Association*, 5(1), pp. 227−270.

Goldsmith-Pinkham, P. Sorkin, and H. Swift (2020), "Bartik Instruments: What, When, Why, and How," *American Economic Review,* 110 (8), pp. 2586-2624.

Guren, A., A. McKay, E. Nakamura, and J. Steinsson (2020), “What do we learn from cross-regional Empirical estimates in macroeconomics,” *Working paper*.

Hall, R. (1980), “Labor Supply and Aggregate Fluctuations,” Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 12, pp. 7−33.

Ilzetzki, E., E. Mendoza, and C. Vegh (2013), “How Big (Small?) Are Fiscal Multipliers?” *Journal of Monetary Economics*, 60(2), pp. 239−254.

Johnson, D., J. Parker, and N. Souleles (2006), "Household Expenditure and the Income Tax Rebates of 2001," *American Economic Review,* 96(5), pp. 1589-1610

Mountford, A. and H. Uhlig (2009), "What are the effects of fiscal policy shocks?" *Journal of Applied Econometrics*, 24(6), pp. 960-992.

Nakamura, E. and J. Steinsson (2014), “Fiscal Stimulus in a Monetary Union: Evidence from U.S. Regions,” *American Economic Review*, 104(3), pp. 753−792.

Nakamura, E. and J. Steinsson (2018), “Identification in Macroeconomics,” *Journal of Economic Perspective*, 32(3), pp. 59-86.

Nekarda, C. and R. Ramey (2011), “Industry Evidence on the Effects of Government Spending,” *American Economic Journal: Macroeconomics,* 3(1), pp. 36-59

Parker, J., N. Souleles, D. Johnson, and R. McClelland (2013), "Consumer Spending and the Economic Stimulus Payments of 2008,” *American Economic Review*, 103(6),

pp. 2530-2553.

Perotti, R. (2008), “In Search of the Transmission Mechanism of Fiscal Policy,” In *NBER Macroeconomics Annual*, ed. Daron Acemoglu, Kenneth Rogoff, and Michael Woodford, pp. 169–226. Chicago: University of Chicago Press.

Ramey, V. and M. Shapiro (1998), “Costly Capital Reallocation and the Effects of Government Spending,” *Carnegie Rochester Conference on Public Policy*, 48(1), pp. 145–194.

Ramey, V. (2019), "Ten Years after the Financial Crisis: What Have We Learned from the Renaissance in Fiscal Research?" *Journal of Economic Perspectives,* 33(2), pp. 89-114.

Wooldridge (2010), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2nd ed. MIT.

〈부록 1〉 상품 부문의 변경을 고려하여 연결자료를 만드는 방식

2015년에 부문 분류의 변화가 있었다. 분류 변경에 대해서는 한국은행(2014)의 “2015년 산업연관표: 통계편”을 참조할 수 있다. 변경이 있는 부문들을 연결하는 방식에 관해 <Supplement Table 1>에 제시하였다. 예를 들어, 천연섬유사(코드 62)와 화학섬유사(코드 63)이 천연 및 화학섬유사(코드 1111)로 통합되었다. 결합자료에서는 이들을 63번 코드로 설정하였다. 이 표에 제시된 부문들 이외에는 분류의 변화가 없어서 직접적으로 연결이 가능하다.

〈Supplement Table 1〉 Consolidation of Sectors with Classification Changes

New Code	2010～2014		2015～2018	
	Commodity	Original Code	Original Code	Commodity
38	우유, 낙농품	38, 39	814	낙농품
61	천연섬유사, 화학섬유사	62, 63	1111	천연 및 화학섬유사
63	천연섬유직물, 화학섬유직물	65, 66	1121	천연 및 화학 섬유직물
94	인쇄, 기록매체복제	97, 98	1500	인쇄 및 기록매체 복제
110	석탄화합물, 기타기초유기화합물	114, 115	1719	기타 기초유기화합물
150	석명및암면, 기타비금속광물제품	155, 156	2699	기타 비금속광물 제품
157	열연후판및강판	163	2724, 2725	중후판(두께 3mm 이상), 열연강판
232	금속절삭기계, 금속성형기계	203, 204	3920	금속가공용기계
296	도매서비스, 소매서비스	302, 303	5200	도소매및상품중개서비스
297	철도여객운송서비스, 철도화물운송서비스	304, 305	5310	철도운송서비스
318	기타전기통신서비스	325	5991, 5999	통신재판매및중개서비스, 기타전기통신서비스
322	소프트웨어개발공급	329	6211, 6212	게임소프트웨어 출판, 소프트웨어개발공급
324	신문, 출판	331, 332	6300	신문 및 출판
330	생명보험	338	6601, 6602	생명보험, 연금기금

The Government Expenditure Multiplier in Korea : Evidence From Input-Output Table Panel Data

Minki Hong*

This study estimates the fiscal multiplier using Input-Output table panel data from year of 2010 to 2018. Considering the endogeneity of the government expenditure, this study uses the share of government expenditure by sector in the initial period as an instrument variable. The estimation from the panel fixed effect instrumental variables model shows that the estimate for the current period of government expenditure is 1.15～1.22 and the estimate for the cumulative multiplier is 1.23～1.32 depending on the method of controlling time trend. Since the general equilibrium effect absorbed by the time-fixed effect in the estimation equation, the estimated multiplier in this study may be different from the multiplier of the economy as a whole. The general equilibrium effect depends on the response of monetary policy, changes in tax policy, and interaction between sectors.

JEL Classification Number: E6, H3, E2, H5

Keywords: Fiscal Multiplier, Government Expenditure, Instrumental Variable, Input-Output Table

* Korea Labor Institute, Senior Research Fellow (E-mail: hminki@kli.re.kr, Tel: 044-287-6215)

Thanks to seminar participants at Korea Institute of Public Finance and anonymous referees for helpful comments.

The data and code used in this study are available at https://sites.google.com/site/hminki00/

Received: 31 May 2021, Received in revised form: 15 July 2021, Accepted: 30 August 2021