

경기변동과 농업 고용: 자영농을 중심으로*

임동근** 정진화*** 임지은****

Keywords

경기변동(economic fluctuations), 선행종합지수(composite leading indicator), 자영농(self-employed farmers), 비농업 부문 취업자(non-agricultural labor), 벡터오차수정모형(vector error-correction model)

Abstract

This paper investigates the causal relationship between economic fluctuations and changes in the number of self-employed farmers in Korea, using the time-series data from January 1990 to July 2020. To achieve its goal, it uses the Vector Error-Correction Model (VECM) with three endogenous variables, including (1) the Composite Leading Indicator (CLI) as a proxy variable for economic fluctuations, the increase rate of self-employed farmers, and (3) the increase rate of the employed in non-agricultural industries. Our empirical results confirm the substantial inflow of workers from non-agricultural sectors (mostly wage workers in the manufacturing and construction industries) to agriculture in recession, implying that the agricultural sector partially absorbs employment shock hit by recession. However, as indicated by the impulse response function, this unemployment-alleviating effect of agriculture is short-lasting, as its impact is primarily noteworthy in several months after the shock.

차례

- | | |
|------------------|----------|
| 1. 서론 | 4. 분석 결과 |
| 2. 선행연구 | 5. 결론 |
| 3. 분석 방법 및 분석 자료 | |

* 본 논문은 2020년도 한국농촌경제연구원의 위탁연구과제(내부자료)로 수행한 『경기변동과 농업 부문의 고용변화』의 일부를 수정·보완하여 작성되었음.

** 서울대학교 농경제사회학부 박사과정

*** 서울대학교 농경제사회학부 교수 / 농업생명과학연구원 겸임연구원, 교신저자. e-mail: jhjung@snu.ac.kr

**** 서울대학교 농경제사회학부 박사과정

1. 서론

노동수요는 파생수요라는 점에서, 고용은 경기변동과 밀접히 연관되며 통상 경기순행적 특성을 갖는다. 국내 고용 추이를 보더라도 제조업이나 서비스업의 경우 경기침체는 고용 감소의 주된 요인으로 작용하였다(안정화 2009; 이대창 외 2010; 정현상 2015). 그러나 농업의 경우에는 심각한 경기침체에 오히려 취업자가 증가하는 특이한 양상을 나타내었다. 예를 들어 농림어업 취업자는 외환위기였던 1998년에 전년 대비 4.9% 증가하였으며, 2000년 이후에는 매년 2~3% 수준으로 꾸준히 감소하다가 금융위기 직후인 2009년에는 감소 폭이 오히려 줄어들었다(통계청 2020a).

심각한 경기침체 시 농업 취업자가 증가하는 현상에 대해서는 농업이 타 산업에서 발생한 고용충격을 완화한다는 긍정적 평가가 있으나, 이러한 현상이 경기침체의 전조라는 부정적 시각도 존재한다. 그러나 이러한 논의는 차치하고, 경기변동과 농업 고용 간의 전반적인 관계나 타 산업과 농업 간 인력 이동에 대한 실증연구는 찾아보기 어렵다. 이에 본 연구는 시계열 자료를 사용하여 경기변동과 농업 고용 간 연관관계를 분석하였다. 농업 고용은 자영농¹에 초점을 맞추었고, 경기변동은 선행종합지수를 대리변수로 사용하였다. 경기침체가 자영농에 미치는 영향은 실업자나 비경제활동 인구가 자영농으로 전환하는 직접 효과와 경기침체 시 비농업 부문 취업자가 자영농으로 유입되는 간접 효과로 구분한다.

실증분석에서는 경기 선행종합지수, 자영농 증가율, 비농업 부문(제조업, 건설업, 도소매 및 음식숙박업) 취업자 증가율에 대해 벡터오차수정모형(Vector Error-Correction Model: VECM)을 적용하였고, 분석기간은 1990년 1월~2020년 7월이다. 선행종합지수는 통계청(2020b)의 경기종합지수를 사용하였고, 자영농 및 비농업 부문 취업자 수는 통계청(2020a)의 경제활동인구조사에서 확보하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 경기변동과 고용 간 연관관계에 대한 선행연구를 검토하고, 제3장에서는 분석 방법과 분석 자료를 설명한다. 제4장에서는 주요 분석 결과를 설명하고, 제5장에서 본 연구의 결론을 제시한다.

1 대부분의 공식 통계가 농업에 대한 별도 통계 없이 농림어업 전체에 대한 통계를 제공하고 있어, 본 연구에서 농업 고용 통계는 농림어업 취업자 전체 통계를 나타낸다. 농림어업 부가가치액에서 농업 비율이 83%(한국은행 2021), 농림어업 취업자 중 농업 취업자 비율이 93%라는 점에서(통계청 2015), 이로 인한 편의는 크지 않을 것으로 판단된다. 또한 농업인력의 핵심이 자영농이라는 점에서, 본 연구에서는 농림어업 취업자 중 자영농을 최종 분석 대상으로 하였다.

2. 선행연구

경기변동과 고용 간 연관관계에 대한 기존 연구들에 의하면, 경기변동은 대체로 고용에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타난다. 최근의 국외 연구들을 살펴보면, Peiró et al.(2012)은 GDP순환치(cyclical GDP)와 실업률에 VAR모형을 적용하여 1971~2008년 기간에 경기확장이 미국과 영국의 실업률을 감소시켰다는 것을 보였다. 후속 연구에서 Belaire-Franch & Peiró(2015)는 경기확장기(expansions)와 경기침체기(contractions)의 두 국면(regimes)에 대해 마르코프 국면전환모형(Markov switching model)을 적용하여, 경기침체기가 경기확장기로 전환될 때 나타나는 실업률 감소 효과가 영국보다 미국에서 크다는 것을 확인하였다. Bredemeier & Winkler(2017)는 경기변동의 대리변수인 GDP와 실질이자율에 베이지안(Bayesian) VAR모형을 적용하여 경기변동이 고용에 미치는 효과가 인구특성에 따라 다르다는 것을 확인하였다. 이들의 분석 결과에 의하면, 경기변동은 전체 고용에 양(+)의 영향을 미치는 것은 하나, 젊은 층일수록, 백인이 아닐수록, 교육 수준이 낮을수록, 생산직 종사자일수록 경기변동에 더 민감하게 반응하였다. 경기변동에 따른 정책 및 금융시스템의 변화도 고용에 영향을 미치는 것으로 보인다. Elsby et al.(2010)에 의하면, 금융위기에 발생했던 실업률 증가가 경기 회복단계에서도 지속되었고, 이러한 현상은 실업급여와 같은 정부의 경기부양 정책이 일자리 매칭시스템의 효율성을 감소시켰기 때문이다. Bartolucci et al.(2011)은 은행 및 통화 위기, 국가부채 위기 등 금융시스템의 불확실성 증가가 경기침체 시 고용 감소 폭을 확대하므로 고용안정을 위해서는 이러한 불확실성의 체계적 관리가 중요함을 강조하였다.

농업을 대상으로 경기변동이 고용에 미치는 영향을 분석한 연구는 거의 없다. 다만 경기침체 시 고용농이나 농가 가구원의 노동 공급 변화를 다룬 연구로 Fan et al.(2016)과 Zhang et al.(2001) 정도가 있다. Fan et al.(2016)은 금융위기 등 심각한 경기침체기에 미국으로의 이민자 유입이 감소하면서 노동 공급이 줄어들고, 이에 따라 미국 농업 부문에 고용된 기존 근로자(seasonal agricultural workers)의 노동시간이 증가하고 전체 고용노동의 시간당 임금이 높아지는 것을 확인하였다. Zhang et al.(2001)은 경기침체 시 실직한 농가 가구원이 농외활동(off-farm jobs)을 영위하고 이로써 농업이 비농업 부문의 고용충격을 흡수한다고 보았다. 그러나 이들 연구는 농업 고용노동자의 노동 공급이나 실직 가구원의 농외활동을 대상으로 한다는 점에서, 자영농과 같은 핵심 농업인력의 노동 공급

에 대한 시사점을 도출하기는 어렵다.

경기변동과 고용 간 관계에 대한 국내 연구들 또한 경제 전체나 비농업 부문을 중심으로 이루어졌다. 김기호·장동구(2005)는 경제성장률과 고용률 사이의 인과관계를 분석하였는데, 경제성장률은 일정 시차를 두고 고용률에 그레인저 인과관계를 가졌으나 역의 관계는 성립하지 않았다. 홍민기(2009)는 경기변동이 고용에 미치는 영향을 근로자 성별에 따라 분석하였다. 분석 결과에 의하면, 전체 분석기간(1989~2009년)에는 경기변동이 성별에 관계없이 고용에 1분기 시차로 양(+)의 영향을 미쳤으나, 외환위기 이후에는 여성이 남성보다 경기변동에 더 민감하게 반응하였다. 황선웅(2009)은 고용에 대한 경기변동의 영향이 종사상 지위별로 다를 수 있다는 것을 보였다. 이 연구는 트리플검정(triple test)을 통해 고용순환 변동성의 비대칭성을 검정하였는데, 상용직에 비해 임시·일용직이 경기변동에 상대적으로 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 반면, 박준성·이은수(2009)는 실질 GDP성장률과 고용률 간 그레인저 인과관계가 존재하지 않으며 경기변동과 고용이 독립적이라고 주장하였다. 이동진(2019)은 실물경기에 대한 고용의 민감도 변화를 분석한 결과, 금융위기 이후 전체 고용변동에서 경기요인이 차지하는 비중이 유의하게 낮아진 것을 확인하였다.

경기변동이 고용에 미치는 영향에 대한 산업 단위의 연구는 주로 제조업과 서비스업에 집중되어 있다. 안정화(2009)는 경기변동을 단기 경기순환치와 장기 추세치로 나누어 제조업과 서비스업 취업자에 미치는 영향을 분석하였는데, 제조업 취업자는 경기순환에 많은 영향을 받으나 서비스업 취업자는 장기 추세에 주로 영향을 받는 것으로 나타났다. 이대창 외(2010)는 경기변동에 대한 제조업과 서비스업의 고용 조정속도를 비교하였는데, 제조업 취업자는 수축기에서 고용 조정속도가 빠르고 반대로 서비스업 취업자의 조정속도는 확장기에 빠른 것으로 나타났다. 정현상(2015)은 성별 및 종사상 지위별로 경기순환과 제조업 취업자 간의 교차상관관계를 분석하였는데, 남성보다 여성이 그리고 상용직에 비해 임시·일용직이 경기에 더 민감하게 반응하였다.

선행연구를 종합해보면, 대부분의 국내외 연구가 비농업 부문에 집중되어 있고 농업 고용과 경기변동 간의 관계에 대한 분석은 거의 없으며, 농업 부문을 다룬 일부 연구(Fan et al. 2016; Zhang et al. 2001) 또한 분석 대상이 매우 제한적이며 자영농과 같은 농업노동 전반에 대한 분석은 아니다. 국내 관련 자료들도 동향분석(마상진 외 2017; 마상진·박시현 2020) 정도이며, 경기변동과 농업노동 간 연관관계에 대한 실증분석 자료는 없다. 본 연구는 핵심 농업인력인 자영농을 대상으로 경기변동과 농업노동 간의 연관관계에 대한 실증분석을 한다는 점에서 기존 연구들과 차별화된다.

3. 분석 방법 및 분석 자료

3.1. 분석 방법

시계열 변수가 1차 차분 후에 정상성(stationarity)을 만족하는 I(1) 시계열이고 이들 변수의 선형 결합이 정상성을 만족할 경우, 시계열 변수 간에 공적분(cointegration)이 존재한다고 본다. 이 경우 정상성이 선행되어야 하는 벡터자기회귀(Vector Autoregressive: VAR)모형보다 오차수정항(error-correction term)을 포함하는 벡터오차수정모형(VECM)을 적용함으로써 장기정보의 손실 없이 시계열 간 인과관계를 분석할 수 있다. VECM의 형태는 식 (1)과 같이 1차 차분 형태로 수정된 VAR모형으로부터 도출될 수 있다.

$$\Delta Y_t = (B - I) Y_{t-1} + e_t \quad (1)$$

이때, Y_t 는 $k \times 1$ 차원의 I(1) 시계열이며, 종속변수 벡터 ΔY_t 와 오차항 벡터 e_t 는 모두 정상성을 만족한다. 즉, 가성회귀(spurious regression) 제한을 받지 않고 식 (1)을 추정하기 위해서는 $(B - I) Y_t$ 의 정상성만 고려하면 된다. 그러나 행렬 $B - I$ 의 계수 r 이 축소계수(reduced rank)를 가질 경우($r \leq k - 1$), 내생변수 사이에 r 개의 공적분 관계가 존재하여 $(B - I) Y_t$ 의 정상성이 보장되지 못한다. 이러한 문제는 행렬 $B - I$ 를 장기 균형으로의 조정속도 λ 와 공적분 벡터 δ' 의 곱으로 수정하여 해결할 수 있으며, 이 경우 최종 추정식은 식 (2)와 같이 오차수정항 $\lambda\delta'$ 가 포함된 VECM의 형태로 표현된다. 모형의 차수가 2 이상이라면 식 (3)과 같이 나타낸다.

$$\Delta Y_t = \lambda\delta' Y_{t-1} + e_t \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = \lambda\delta' Y_{t-1} + \sum_{i=1}^L \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (3)$$

본 연구에서 Y_t 는 t 기의 내생 시계열 벡터로서 선행종합지수와 자영농 및 비농업 부문(제조업, 건설업, 도소매 및 음식숙박업)의 취업자 증가율을 나타낸다. 시계열 변수 간 단기 인과관계와 장기 균형관계는 각각 계수벡터 Γ_i 와 오차수정항 $\lambda\delta'$ 에 반영되며, e_t 는 VECM의 오차항이다.

VECM의 추정 결과에서 경기침체가 자영농에 미치는 영향은 두 개의 채널을 통해 확인할 수 있다. 첫 번째는 경기변동이 자영농에 직접 영향을 미치는 경우인데, 자영농 취업이 경기역행적이라면 선행종합지수가 자영농에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 확인할 수 있다. 두 번째는 간접 효과로서, 경기침체가 비농업 부문 취업자를 먼저 감소시키고, 다음으로 비농업 부문 취업자 감소가 자영농의 증가로 이어지는 채널이다. 이는 선행종합지수가 비농업 부문 취업자에 양(+)의 영향을 미치고, 비농업 부문 취업자가 자영농에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 확인할 수 있다.²

3.2. 분석 자료

본 연구는 경기변동의 대리변수로 통계청(2020b)의 경기종합지수의 선행종합지수를 사용하였다.³ 자영농과 비농업 부문 취업자는 통계청(2020a)의 경제활동인구조사에서 확보하였으며, 비농업 부문은 제조업, 건설업, 도소매 및 음식숙박업으로 구분된다.⁴ 선행종합지수와 산업별 취업자는 모두 월 자료이며, 분석기간은 1990년 1월부터 2020년 7월까지이다.⁵

선행종합지수는 산정과정에서 월별 계절요인 및 비경기적 요인이 제거된 상태이나, 취업자 변수는 뚜렷한 계절성을 갖는다. 따라서 자영농 및 비농업 부문 취업자 변수는 미국 인구조사국(U.S. Census Bureau)이 공표하는 X-13ARIMA-SEATS를 적용하여 계절성을 조정하였다. 다음으로 계절조정된 취업자 변수에 잔존하는 불규칙 변동을 제거하기 위해 3개월 중심이동평균을 적용하였고, 최종적으로 해당 값에 로그변환 및 차분을 실시한 전월 대비 증가율을 사용하였다.

2 경기침체 시 비농업 부문 취업자가 비경제활동인구로 전환되고 일정 기간 이후 자영농으로 유입될 수도 있다. 그러나 이러한 과정을 분석하기 위해서는 해당 취업자에 대한 추적조사 등이 필요하며, 이는 본 연구의 범위를 넘는다.

3 선행종합지수는 실제 경기변동에 앞서 변화하는 7개 개별지표(재고순환지표, 경제심리지수, 기계류 내수출하지수, 건설수주액, 수출입물가비율, 코스피, 장단기금리차)의 종합증감률을 합산하여 산정된다(통계청 2020c). 경기변동의 대리변수로 선행지수 대신 동행지수를 사용할 경우, 경기침체 시 취업자의 산업 이동에 필요한 시차가 모형에 추가로 반영되어야 한다. 이 경우 관측자료가 손실되는 것은 물론, 예측오차가 커지는 과적합(overfitting) 문제가 발생할 수 있다(Wallis 1989; Waele & Broersen 2002). 관련 연구를 보더라도 동행지수는 상대적으로 많은 시차 설정이 필요하지 않은 분기나 연도 자료에서 주로 사용한다(예: 손창백·오치돈 2006; 황선웅 2009; 정현상 2017). 통계청(2020c)에 의하면, 선행종합지수의 선행시차는 평균 7개월이다.

4 비농업 부문 중 광업이나 전기·가스·수도사업의 경우, 취업자 비중이 작고 제조업 등에 비해 취업자의 농업으로의 이동이 제한적인 것으로 판단하여 분석 대상에서 제외하였다. 또한, 서비스업 중에서 도소매 및 음식숙박업을 제외한 기타서비스업은 경기변동에 큰 영향을 받지 않고 지속적으로 취업자가 증가하는 추세라는 점에서 분석 대상에서 제외하였다.

5 시계열 변수들의 기초통계는 <부표 1>에 제시되어 있다.

<표 1>은 선행종합지수, 자영농 증가율, 비농업 부문 취업자 증가율에 대한 단위근 검정 결과를 제시하고 있다. 검정 결과에 의하면, 선행종합지수는 비정상시계열이나 1차 차분 후에는 정상성을 만족했으며, 자영농 증가율과 비농업 부문 취업자 증가율은 모두 정상성을 만족하였다.

표 1. 단위근 검정 결과

시계열 변수	차분 여부	Augmented Dickey-Fuller	Phillips-Perron
선행종합지수	차분 전	2.834	1.505
	1차 차분	-7.706 ***	-7.655 ***
자영농 증가율	차분 전	-9.669 ***	-9.042 ***
비농업 전체 취업자 증가율	차분 전	-7.269 ***	-7.068 ***
제조업 취업자	차분 전	-6.053 ***	-5.905 ***
건설업 취업자	차분 전	-6.977 ***	-6.832 ***
도소매 및 음식숙박업 취업자	차분 전	-7.158 ***	-6.931 ***

주 1) *** $p < 0.01$, ** $P < 0.05$, * $P < 0.1$

2) Augmented Dickey Fuller검정 및 Phillips-Perron검정에 대한 검정통계량은 모두 t 통계량임.

<표 2>는 선행종합지수, 자영농 증가율, 비농업 부문 전체 취업자 증가율 간의 공적분 관계를 확인하기 위해 요한슨검정(Johansen test)을 실시한 결과이다. 검정 결과를 보면, 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설은 기각되었고, 최소 2개의 공적분 관계가 존재한다는 귀무가설은 기각되지 못하였다. 따라서 해당 변수들 간에 공적분 관계가 있는 것으로 판단하였다.⁶

표 2. 공적분 검정 결과(Johansen test): 선행종합지수, 자영농, 비농업 전체 취업자

귀무가설 (공적분 벡터의 수)	Trace 통계량	5% 임계치	Max-eigen 통계량	5% 임계치
None	183.56	29.68	132.50	20.97
At most 1	51.10	15.41	49.54	14.07
At most 2 *	1.56	3.76	1.56	3.76

주: *는 해당 벡터 수에서 귀무가설을 기각하지 못하는 것을 의미함.

6 비농업 전체 취업자를 제조업, 건설업, 도소매 및 음식숙박업 취업자로 나누어 각각 공적분 검정을 실시해도 시계열 변수 간에 여전히 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타났다.

4. 분석 결과

<표 3>은 선행종합지수, 자영농 증가율, 비농업 부문 전체 취업자 증가율을 대상으로 한 VECM 추정 결과이다. 상수항을 포함한 시차변수의 추정계수는 단기 인과관계를 나타내며, 장기 균형정보는 오차수정항 ECT_0 , ECT_1 의 추정계수에 반영되어 있다. 본 연구는 각 변수의 장기적 균형상태 보다는 취업자의 산업 이동 등 내생변수의 동태적 변화에 관심이 있으므로, VECM의 추정 결과는 단기 인과관계를 중심으로 해석한다. 모형의 최적시차는 슈바르츠-베이지안 정보기준(Schwarz Bayesian Information Criterion: SBIC)을 근거로 4개월 시차로 설정하였다.⁷

표 3. VECM 추정 결과

구분	선행종합지수	자영농	비농업 전체 취업자
선행종합지수			
1개월 시차	0.697 *** (0.053)	0.032 (0.198)	0.002 *** (0.001)
2개월 시차	0.218 *** (0.063)	-0.165 (0.238)	0.000 (0.001)
3개월 시차	-0.294 *** (0.053)	-0.076 (0.201)	0.000 (0.001)
자영농			
1개월 시차	0.028 ** (0.014)	0.237 *** (0.052)	-0.000 (0.000)
2개월 시차	0.018 (0.014)	0.203 *** (0.051)	-0.000 (0.000)
3개월 시차	-0.001 (0.013)	-0.247 *** (0.051)	-0.000 (0.000)
비농업 전체 취업자			
1개월 시차	9.001 ** (4.239)	-35.369 ** (15.994)	-0.041 (0.053)
2개월 시차	1.127 (4.216)	8.416 (15.905)	0.065 (0.053)
3개월 시차	-4.825 (4.009)	40.647 *** (15.125)	-0.428 *** (0.050)

7 모형(<표 3> ~ <표 5>)별 시차에 대한 SBIC 값은 <부표 2>에 제시되어 있다.

(계속)

구분	선행종합지수	자영농	비농업 전체 취업자
상수항	0.008 (0.422)	-0.000 (1.591)	-0.027 (0.005)
장기회귀계수			
ECT_0	0.000 (0.000)	0.003 *** (0.001)	-0.000 (0.000)
ECT_1	-0.015 (0.016)	-0.497 *** (0.061)	0.000 (0.000)
Adjusted R^2	0.7589	0.4183	0.3434
Log likelihood		1406.19	
N		362	

주 1) 비농업 전체 취업자는 제조업, 건설업, 도소매 및 음식숙박업 취업자의 합임.

2) () 안은 표준오차.

3) *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

추정 결과를 보면, 선행종합지수가 자영농에 미치는 직접적인 영향은 유의하지 않았다. 반면, 선행종합지수는 1개월 시차로 비농업 전체 취업자에 양(+)의 영향을 미치고, 비농업 부문 전체 취업자는 다시 자영농에 1개월 시차로 음(-)의 영향을 미쳤다. 이는 자영농에 대한 경기변동의 영향이 비농업 부문을 통해 간접적으로 나타난다는 것을 의미하며, 경기침체 시 비농업 부문에서 발생한 실업자의 일부가 농업 부문으로 유입될 수 있다는 것을 시사한다. 단, 비농업 부문 전체 취업자가 자영농에 미치는 영향은 1개월 이후 유의하지 않거나 양(+)의 방향으로 전환되는데, 이는 경기변동의 영향이 장기적으로 지속되지는 않는다는 것으로 해석된다.

<표 4>는 비농업 부문을 제조업, 건설업, 도소매 및 음식숙박업으로 나누어 각각에 대해 VECM을 추정한 결과이다. 선행종합지수에 대한 추정 결과는 세 모형에서 유사한 양상을 보이므로 별도로 제시하지 않았다. 추정 결과를 보면, 비농업 부문 중 어떤 산업을 매개변수로 사용하더라도 경기변동이 자영농에 직접 영향을 미치는 채널은 확인되지 않았다. 반면, 선행종합지수는 제조업 및 건설업 취업자에 양(+)의 영향을 미치고 이들 산업의 취업자는 다시 자영농에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타나, 자영농에 대한 경기변동의 간접적 영향이 제조업과 건설업 고용 변화를 통해 나타나는 것으로 확인되었다. 그러나 자영농에 대한 경기변동의 간접적 영향은 도소매 및 음식숙박업에서는 유의하지 않았는데, 이는 두 가지 측면에서 설명될 수 있다. 첫째, 일반적으로 경기를 선행하는 건설업과 제조업의 업황과 달리 도소매 및 음식숙박업의 경우 경기와 동행 또는 후행하는 성격을

가진다.⁸ 따라서 경기변동의 영향이 도소매 및 음식숙박업 고용을 통해 자영농에 영향을 미치는 데는 더 많은 시차가 필요할 수 있다. 둘째, 자영업자의 경우 경기침체 시에도 고정자산 회수의 어려움으로 조업을 유지하는 경우가 많은데, 도소매 및 음식숙박업은 전체 취업자 중 자영업자의 비율이 높아⁹ 제조업이나 건설업에 비해 취업자의 산업 이동이 상대적으로 경직적일 수 있다.

표 4. VECM 추정 결과: 비농업 부문별 분석

구분	자영농	제조업	자영농	건설업	자영농	도소매/ 음식숙박업
선행종합지수						
1개월 시차	0.019 (0.195)	0.179 *** (0.069)	-0.084 (0.194)	0.567 *** (0.130)	-0.010 (0.199)	0.116 (0.074)
2개월 시차	-0.098 (0.237)	0.010 (0.083)	0.107 (0.247)	-0.073 (0.165)	-0.094 (0.241)	-0.068 (0.089)
3개월 시차	-0.088 (0.199)	0.101 (0.070)	-0.132 (0.204)	0.010 (0.137)	-0.064 (0.201)	0.016 (0.075)
자영농						
1개월 시차	0.216 *** (0.054)	-0.012 (0.019)	0.280 *** (0.051)	0.047 (0.034)	0.265 *** (0.052)	-0.021 (0.019)
2개월 시차	0.188 *** (0.052)	0.003 (0.018)	0.196 *** (0.051)	0.023 (0.034)	0.181 *** (0.051)	-0.021 (0.019)
3개월 시차	-0.230 *** (0.052)	-0.015 (0.018)	-0.268 *** (0.050)	0.013 (0.034)	-0.269 *** (0.051)	0.002 (0.019)
비농업 부문별 취업자						
1개월 시차	-0.377 *** (0.146)	0.080 (0.051)	-0.163 ** (0.071)	0.016 (0.048)	-0.057 (0.139)	0.061 (0.052)
2개월 시차	-0.036 (0.147)	0.132 ** (0.052)	0.084 (0.069)	0.140 *** (0.047)	-0.056 (0.137)	0.155 *** (0.051)
3개월 시차	0.405 *** (0.146)	-0.416 *** (0.051)	0.081 (0.070)	-0.376 *** (0.047)	0.293 ** (0.134)	-0.365 *** (0.050)
상수항	-0.003 (0.062)	0.001 (0.022)	-0.003 (0.064)	-0.003 (0.043)	-0.003 (0.056)	0.001 (0.021)

8 제조업 및 건설업과 관련되는 건설수주액과 기계류 내수출하지수는 선행종합지수를 구성하는 대표적인 지표이며, 도소매 및 음식숙박업과 관련되는 서비스업 생산지수나 소매판매액지수는 동행종합지수의 구성지표이다(통계청 2020c).

9 취업자 중 자영업자의 비율은 2020년을 기준으로 제조업과 건설업이 각각 8.4%, 17.5%인 데 비해, 도소매 및 음식숙박업은 30.8%에 달한다(통계청 2020a).

(계속)

구분	자영농	제조업	자영농	건설업	자영농	도소매/ 음식숙박업
장기회귀계수						
ECT_0	0.003 *** (0.000)	-0.000 (0.000)	0.003 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)	0.003 *** (0.001)	-0.002 *** (0.000)
ECT_1	-0.496 *** (0.062)	0.010 (0.022)	-0.500 *** (0.060)	-0.019 (0.040)	-0.498 *** (0.061)	0.013 (0.022)
Adjusted R^2	0.4208	0.3176	0.4135	0.3562	0.4066	0.3201
Log likelihood	-275.77		-537.12		-319.78	
N	362		362		362	

주 1) 선행종합지수의 추정 결과는 생략하였음.

2) () 안은 표준오차.

3) *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

경기침체기의 고용 감소 정도는 취업자의 종사상 지위에 따라 상이할 수 있으므로(황선웅 2009; 정현상 2015), 경기침체 시 농업으로의 이동에 대한 의사결정도 비농업 부문 근로자의 종사상 지위에 따라 차이가 있을 수 있다. 이에 본 연구는 경기변동의 자영농에 대한 간접적 영향의 채널로 확인된 제조업 및 건설업을 대상으로, 종사상 지위별 취업자를 매개변수로 사용한 VECM을 추정하였다. 두 산업의 자영업자와 무급종사자를 대상으로 한 경우에는 경기변동이 자영농에 미치는 간접적인 영향이 발견되지 않았으나,¹⁰ 임금근로자를 대상으로 한 경우에는 자영농에 대한 경기변동의 간접적 영향이 확인되었다. <표 5>는 제조업과 건설업의 임금근로자를 대상으로 한 VECM 추정 결과이다. 이에 따르면, 선행종합지수는 제조업 및 건설업 임금근로자에 양(+)의 영향을 미치고, 이들 임금근로자는 다시 자영농에 음(-)의 영향을 미치는 것을 확인할 수 있다. 즉, 자영농에 대한 경기변동의 영향은 제조업 및 건설업 취업자 중에서도 주로 임금근로자의 고용 변화를 통해 간접적으로 나타나는 것으로 판단된다.

10 제조업과 건설업 취업자 중 자영업자와 무급종사자에 대한 추정 결과는 <부표 3>과 <부표 4>에 각각 제시되어 있다.

표 5. VECM 추정 결과: 제조업 및 건설업 임금근로자 분석

구분	자영농	제조업 (임금)	자영농	건설업 (임금)
선행종합지수				
1개월 시차	-0.011 (0.195)	0.162 ** (0.077)	-0.063 (0.192)	0.627 *** (0.158)
2개월 시차	-0.110 (0.238)	-0.018 (0.094)	0.095 (0.242)	-0.148 (0.199)
3개월 시차	-0.046 (0.198)	0.160 ** (0.078)	-0.156 (0.201)	0.058 (0.165)
자영농				
1개월 시차	0.223 *** (0.054)	-0.024 (0.021)	0.281 *** (0.051)	0.059 (0.042)
2개월 시차	0.196 *** (0.053)	0.001 (0.021)	0.200 *** (0.051)	0.042 (0.042)
3개월 시차	-0.238 *** (0.053)	-0.008 (0.021)	-0.263 *** (0.050)	0.022 (0.041)
비농업 부문별 취업자				
1개월 시차	-0.301 ** (0.131)	0.039 (0.052)	-0.168 *** (0.060)	0.013 (0.049)
2개월 시차	0.059 (0.132)	0.134 ** (0.052)	0.068 (0.059)	0.152 *** (0.048)
3개월 시차	0.266 ** (0.131)	-0.394 *** (0.052)	0.078 (0.059)	-0.340 *** (0.048)
상수항	-0.003 (0.061)	-0.001 (0.024)	-0.003 (0.060)	-0.001 (0.049)
장기회귀계수				
ECT_0	0.003 *** (0.000)	0.000 (0.000)	0.003 *** (0.000)	-0.000 (0.000)
ECT_1	-0.497 *** (0.062)	0.018 (0.024)	-0.499 *** (0.060)	-0.018 (0.049)
Adjusted R ²	0.4130	0.3223	0.4187	0.3444
Log likelihood	-323.19		-608.10	
N	362		362	

주 1) 각 모형에서 선행종합지수의 추정 결과는 생략하였음.

2) () 안은 표준오차.

3) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

이상의 분석 결과를 종합해볼 때, 경기침체에 농업은 제조업과 건설업에서 발생하는 고용충격을 어느 정도 완화하는 역할을 하는 것으로 평가할 수 있다. 그러나 농업의 고용충격 완화 효과는 단기적인 현상으로 파악된다. <그림 1>은 선행종합지수가 자영농 증가율에 미치는 충격반응함수인데, 이에 따르면 경기변동은 자영농에 강한 음(-)의 충격을 가져오나 그 충격은 오래 지속되지 않는다. 시계열 모형에서 특정 변수로부터의 충격은 시간이 지나면서 사라지는 것이 일반적이기는 하나, 이를 고려하더라도 자영농 증가율이 원래 수준으로 회복하는 속도는 빠른 것으로 보인다. 즉, 경기침체 시 타 산업으로부터의 인력 유입에 따른 자영농의 증가는 일시적인 현상이며, 경기회복 시 원래 수준으로 회귀되는 경향을 보인다.¹¹

그림 1. 충격반응함수: 선행종합지수 → 자영농



주: 충격반응함수는 <표 4>와 <표 5>의 추정 결과에서 도출되었음.

자료: 저자 작성.

11 자영농의 일시적 증가에 대한 원인 중 하나로, 농업을 부업으로 하던 비농업 부문 취업자가 경기침체 시 농업이 주업이 되었다가 경기가 회복되면 원래의 주업으로 복귀하는 가능성을 생각해 볼 수 있다. 그러나 정확한 원인을 파악하기 위해서는 경기침체 시 유입된 자영농의 특성과 장기적 행태에 대한 추적조사를 통해 기존의 자영농과의 차이를 분석할 필요가 있다.

한편, 2016년 이후 자영농 규모는 그간의 추세와 달리 계속 증가하고 있는데,¹² 이는 경기변동 이외의 다양한 요인이 자영농 증가에 영향을 미치기 때문으로 보인다. 최근의 자영농 증가에 대해서는 두 가지 상반된 평가가 있다(마상진·박시현 2020). 긍정적 측면에서 보면, 농업 경쟁력이 높아지면서 취업자가 농업으로 이동했을 수 있는데, 마상진·박시현(2020)은 2017년 이후 농림어업 생산액이 증가하면서 장기 농업종사자가 증가했다는 점을 예로 들고 있다. 또한 농업에서의 기술변화¹³ 나 정부의 인력 유입 정책¹⁴ 등도 취업자의 농업 이동에 대한 경제적 유인을 높였을 수 있다. 반면, 최근의 자영농 증가도 고령 취업자 중심의 일시적인 현상으로 경기침체의 전조이며, 소위 ‘건강한 일자리’ 증가와는 거리가 멀다는 부정적 평가도 존재한다.¹⁵ 최근의 자영농 증가에 대한 명확한 원인 규명과 평가를 위해서는 향후 농업인력 증감 추이에 대한 지속적 관찰과 분석이 필요하다.

5. 결론

본 연구는 국내에서 심각한 경기침체 시 농업 취업자가 오히려 증가하는 현상에 주목하여, 경기변동이 농업 취업자에 미치는 영향을 자영농에 초점을 맞추어 분석하였다. 경기변동과 고용 간의 연관관계에 대한 그간의 국내외 연구가 비농업 부문에 집중되어 있는 것과 달리, 본 연구는 농업 부

12 통계청(2020a)에 의하면, 자영농 수는 2016년 81만 3,178명, 2017년 82만 6,498명, 2018년 85만 703명, 2019년 88만 2,795명, 2020년 91만 9,105명으로, 5년 연속 증가하고 있다. 이러한 자영농의 증가세는 기존 추세를 벗어난 것이다. 본 연구에서 1990~2016년의 선행종합지수와 자영농 및 제조업 임금근로자 증가율에 대해 VAR(1)모형을 추정한 결과, 자영농은 2017년 이후 예측오차 범위를 넘어 증가하고 있다<부도 1>.

13 노동절약적(labor-saving) 기술변화는 취업자 수나 노동시간을 줄이는 방향으로 작용할 수 있다. 그러나 농업의 경우 기술변화에 따른 노동대체는 자영농보다는 고용농에서 클 것으로 보이며, 기술변화로 인한 농작업 편의성 증가나 노동생산성 증대 시 자영농은 오히려 증가할 수 있다.

14 귀농·귀촌인의 유입은 정부의 2009년 ‘귀농·귀촌종합대책’ 수립 이후 본격적으로 확대되어, 공식 통계가 제공되는 2013~2019년의 누적 귀농 가구원 수는 약 13만 명에 달한다(통계청 2020d). 특히 2016년에는 ‘제1차 귀농·귀촌 종합계획(2017~2021년)’이 수립되었고, 2021년 귀농귀촌 정책 예산은 342억 원으로 역대 최대 규모에 달하였다(농림축산식품부 2021a). 또한 정부는 농업으로의 청년 유입을 촉진하기 위해 2018년 이후 ‘청년후계농 영농정착지원사업’을 지속적으로 확대하였으며, 2018~2021년 누적 수혜자는 6,600명에 이른다(농림축산식품부 2021b).

15 조선비즈. 2018. 12. 26. “실직자들 귀농 늘어... 서글픈 농어업 취업자 증가”; 한국경제. 2019. 2. 20. “실직자 귀농에 농촌 취업자 급증... “경기 침체 전조일수도””; 농민신문. 2020. 1. 29. “농림어업 취업자 5만 5000명 늘었다는데...”

문을 대상으로 경기변동이 농업 고용에 미치는 직간접적 영향을 분석하였다.

실증분석에서는 선행종합지수, 자영농 증가율, 비농업 부문(제조업, 건설업, 도소매 및 음식숙박업) 취업자 증가율에 대해 VECM을 추정하였다. 분석 자료의 경우, 선행종합지수와 부문별 취업자 통계는 각각 통계청의 ‘경기종합지수’와 ‘경제활동인구조사’에서 확보하였다. 분석기간은 1990년 1월부터 2020년 7월이다.

주요 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 경기변동이 자영농에 미치는 영향은 직접적인 영향은 유의하지 않으며 비농업 부문 취업자의 변동을 통한 간접적인 영향으로 나타난다. 둘째, 경기변동의 간접 효과는 도소매 및 음식숙박업보다는 제조업 및 건설업의 고용변동을 통해 나타나며, 특히 이들 산업의 임금근로자가 경기침체 시 자영농으로 이동한다. 셋째, 경기침체 시 나타나는 자영농의 증가는 일시적인 현상으로, 농업 부문의 고용충격 완화 효과가 장기적으로 지속되지는 않는다.

이상의 분석 결과를 종합해보면, 경기침체 시 타 산업의 고용 감소 인원이 자영농으로 일부 유입됨으로써 농업 부문이 경제 전반의 고용충격을 어느 정도 완화하는 효과를 갖는 것으로 평가할 수 있다. 이러한 현상에 대해 부정적 평가도 있기는 하나, 농업인력의 안정적 확보라는 차원에서 본다면, 교육훈련이나 재정지원 등의 정책을 통해 농업 유입인력이 단기에 이탈하지 않고 장기적으로 정착할 수 있도록 지원할 필요가 있다. 또한 최근의 자영농 증가는 경기적 요인 이외에도 다양한 요인에 기인한다는 점에서, 농업에서의 기술혁신과 인력 유입에 대한 지원 등을 통해 취업자의 농업 이동에 대한 경제적 유인을 증대시킬 필요가 있다.

본 연구는 경기변동의 단기 충격반응에 집중하였고, 가용 자료의 한계로 경기침체 시 농업으로 유입되는 인력의 특성이나 장기적 행태는 분석하지 못하였다. 향후 추적조사 등을 통해 농업으로 유입되는 인력에 대한 자료가 확보된다면, 경기변동과 농업 고용 간의 관계에 대한 보다 정밀한 분석과 평가가 가능할 것으로 기대한다.

참고 문헌

- 김기호, 장동구. 2005. “고용률의 의의와 유용성 분석.” 『경제분석』 제11권 제2호. pp. 106-135.
- 농림축산식품부. 2021a. “귀농귀촌정책, 지역밀착형 지원 강화로 농촌 이주 안착 유도.” 보도자료(2021. 1. 13.).
- 농림축산식품부. 2021b. “2021년 청년후계농 영농정착지원 대상자 1,800명 선발.” 보도자료(2021. 4. 2.).
- 농민신문. 2020. “농림어업 취업자 5만 5000명 늘었다는데...(2020. 1. 29).” <<https://www.nongmin.com/news/NEWS/POL/ETC/319015/view>>. 검색일: 2021. 6. 2.
- 마상진, 박시현. 2020. 『KREI 현안분석: 2020 농림어업 고용 동향 분석』 제81호. 한국농촌경제연구원.
- 마상진, 엄진영, 김경인. 2017. 『KREI 농정포커스: 농산업을 청년 고용 창출 가능성 및 과제』 제148호. 한국농촌경제연구원.
- 박준성, 이은수. 2009. “경기변동과 고용구조.” 『산업관계연구』 제19권 제4호. pp. 1-16.
- 손창백, 오치돈. 2006. “건설경기 변동에 따른 인력수요 예측에 관한 연구.” 『대한건축학회 논문집』 제22권 제5호. pp. 211-218.
- 안정화. 2009. “제조업과 서비스업의 고용변동 비교 분석: 기술진보와 경기변동의 시기별 영향.” 『산업노동연구』 제15권 제1호. pp. 27-57. <http://doi.org/10.17005/kals.2009.15.1.27>
- 이대창, 백웅기, 강석훈. 2010. 『거시변수 충격 및 경기변동과 고용의 관계 분석』. 한국고용정보원.
- 이동진. 2019. “고용상황과 실물경기간 관계 변화 분석.” 『시장경제연구』 제48권 제1호. pp. 43-85. <http://doi.org/10.38162/JOME.48.1.2>
- 정현상. 2015. “제조업 경기변동과 고용.” 『월간노동리뷰』 2015년 4월호(통권 제121호). pp. 67-78.
- 정현상. 2017. “경기변동과 성별, 연령별 취업자 수 변화.” 『월간노동리뷰』 2017년 4월호(통권 제145호). pp. 126-137.
- 조선비즈. 2018. “실직자들 귀농 늘어... 서글픈 농어업 취업자 증가(2018. 12. 26).” <https://biz.chosun.com/site/data/html_dir/2018/12/26/2018122600021.html>. 검색일: 2021. 6. 2.
- 통계청. 2015. 인구총조사. <https://kosis.kr/statisticsList/statisticsListIndex.do?vwcd=MT_ZTITLE&menuId=M_01_01>. 검색일: 2021. 2. 20.
- 통계청. 2020a. 경제활동인구조사. <https://kosis.kr/statisticsList/statisticsListIndex.do?vwcd=MT_ZTITLE&menuId=M_01_01>. 검색일: 2021. 2. 20.
- 통계청. 2020b. 경기종합지수. <https://kosis.kr/statisticsList/statisticsListIndex.do?vwcd=MT_ZTITLE&menuId=M_01_01>. 검색일 2021. 2. 20.
- 통계청. 2020c. 『경기종합지수 통계정보 보고서』. 통계청.
- 통계청. 2020d. 귀농어·귀촌인통계. <https://kosis.kr/statisticsList/statisticsListIndex.do?vwcd=MT_ZTITLE&menuId=M_01_01>. 검색일: 2021. 6. 2.
- 한국경제. 2019. “실직자 귀농에 농촌 취업자 급증... ‘경기침체 전조일 수도’(2019. 2. 20).” <<https://www.hankyung.com/economy/article/2019022000831>>. 검색일: 2021. 6. 2.
- 한국은행. 2021. 국민계정: 2015년 기준년. <<http://ecos.bok.or.kr>>. 검색일: 2021. 2. 20.
- 홍민기. 2009. “경기변동과 성별 고용변화.” 『월간노동리뷰』 2009년 5월호(통권 제53호). pp. 60-69.
- 황선웅. 2009. “경기변동과 일시일용직 고용.” 『노동정책연구』 제9권 제1호. pp. 221-245.

- Okun's Law." WP presented at Sixteenth World Congress of the International Economic Association.
- Belaire-Franch, J., and A. Peiró. 2015. "Asymmetry in the Relationship between Unemployment and the Business Cycle." *Empirical Economics*. vol. 48, no. 2. pp. 683-697. <https://doi.org/10.1007/s00181-014-0803-0>
- Bredemeier, C., and R. Winkler. 2017. "The Employment Dynamics of Different Population Groups over the Business Cycle." *Applied Economics*. vol. 49, no. 26. pp. 2545-2562. <https://doi.org/10.1080/00036846.2016.1243211>
- Elsby, M. W., B. Hobijn, and A. Sahin. 2010. "The Labor Market in the Great Recession." NBER Working paper, 15979. <https://doi.org/10.3386/w15979>
- Fan, M., A. A. Pena, and J. M. Perloff. 2016. "Effects of the Great Recession on the U.S. Agricultural Labor Market." *American Journal of Agricultural Economics*. vol. 98, no. 4. pp. 1146-1157. <https://doi.org/10.1093/ajae/aaw023>
- Peiró, A., J. Belaire-Franch, and M. T. Gonzalo. 2012. "Unemployment, Cycle and Gender." *Journal of Macroeconomics*. vol. 34, no. 2. pp. 1167-1175. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2012.06.005>
- Waele, S., and P. M. T. Broersen. 2002. "Finite Sample Effects in Vector Autoregressive Modeling." *IEEE Transactions on Instrumentation and Measurement*. vol. 51, no. 5, pp. 917-922. <https://doi.org/10.1109/tim.2002.806039>
- Wallis, K. F. 1989. "Macroeconomic Forecasting: A Survey." *Economic Journal*. vol. 99, no. 394. pp. 28-61. <https://doi.org/10.2307/2234203>
- Zhang, L., S. Rozelle, and J. Huang. 2001. "Off-Farm Jobs and On-Farm Work in Periods of Boom and Bust in Rural China." *Journal of Comparative Economics*. vol. 29, no. 3. pp. 505-526. <https://doi.org/10.1006/jcec.2001.1728>

원고 접수일: 2021년 4월 18일
원고 심사일: 2021년 4월 28일
심사 완료일: 2021년 6월 21일

부표 1. 기초통계량: 1990년 1월~2020년 7월(월 자료)

변수		단위	평균	표준편차	최솟값	최댓값
선행종합지수		2015=100	69.0	26.7	26.7	120.1
자영농 (증가율)		천 명 %	1,163.2 -0.18	248.9 -1.05	793.2 -7.37	1,904.1 2.84
비농업 전체 취업자 (증가율)		천 명 %	11,756.3 0.00	576.0 0.00	9,860.0 -0.03	12,688.5 0.02
제조업	취업자 (증가율)	천 명 %	4,393.1 -0.02	332.4 0.50	3,810.2 -3.01	5,218.4 1.62
	임금근로자 (증가율)	천 명 %	3,767.0 -0.01	317.9 0.53	3,154.7 -2.80	4,510.6 1.55
	취업자 (증가율)	천 명 %	1,786.3 0.13	167.0 0.91	1,202.1 -4.59	2,071.9 3.04
	임금근로자 (증가율)	천 명 %	1,402.4 0.12	131.8 1.02	1,035.6 -5.05	1,665.0 3.31
도소매/ 음식 숙박업	취업자 (증가율)	천 명 %	5,575.3 0.10	542.0 0.46	3,895.6 -1.89	61,32.7 2.04
	임금근로자 (증가율)	천 명 %	2,918.0 0.22	586.5 0.63	1,531.4 -2.65	3,760.0 2.34
N		367				

주: 자영농 및 비농업 부문의 취업자 증가율은 전월 대비 증가율임.

자료: 저자 작성

부표 2. 최적시차 결정: SBIC

시차	선행종합지수 - 자영농 - 비농업 부문 취업자					
	〈표 3〉	〈표 4〉			〈표 5〉	
	비농업 전체	제조업	건설업	도소매 및 음식숙박업	제조업(임금)	건설업(임금)
1개월	-6.2730	2.9810	4.5554	4.0640	3.2813	4.9220
2개월	-6.9371	2.3373	3.7993	3.4315	2.6157	4.1900
3개월	-6.9349	2.3495	3.7530	3.4322	2.6165	4.1478
4개월	-7.1397 *	2.1440 *	3.5641 *	3.2619 *	2.4195 *	3.9812 *
5개월	-7.0860	2.2082	3.6228	3.3111	2.4839	4.0385
6개월	-7.0427	2.2978	3.6921	3.3863	2.5647	4.1092

주: *은 각 모형에서 해당 시차에 SBIC값이 가장 작은 것을 의미함.

부표 3. VECM 추정 결과: 제조업 자영업자 및 무급종사자 분석

구분	선행종합지수	자영농	제조업 (자영업자)	선행종합지수	자영농	제조업 (무급종사자)
선행종합지수						
1개월 시차	0.718 *** (0.051)	-0.029 (0.195)	0.255 (0.202)	0.720 *** (0.051)	-0.040 (0.194)	0.472 (0.322)
2개월 시차	0.204 *** (0.063)	-0.072 (0.240)	0.269 (0.248)	0.207 *** (0.063)	-0.089 (0.239)	0.372 (0.397)
3개월 시차	-0.318 *** (0.052)	-0.048 (0.199)	-0.023 (0.206)	-0.306 *** (0.052)	-0.065 (0.199)	0.153 (0.331)
자영농						
1개월 시차	0.019 (0.014)	0.268 *** (0.052)	0.084 (0.053)	0.020 (0.014)	0.268 *** (0.052)	0.095 (0.086)
2개월 시차	0.017 (0.013)	0.189 *** (0.051)	0.061 (0.053)	0.019 (0.013)	0.182 *** (0.051)	0.129 (0.085)
3개월 시차	0.002 (0.013)	-0.272 *** (0.051)	0.016 (0.053)	0.004 (0.013)	-0.283 *** (0.051)	0.048 (0.085)
제조업 취업자						
1개월 시차	-0.004 (0.014)	-0.041 (0.052)	0.060 (0.053)	0.001 (0.008)	-0.003 (0.032)	0.101 * (0.053)
2개월 시차	-0.003 (0.013)	-0.045 (0.051)	0.242 *** (0.052)	0.005 (0.008)	-0.027 (0.031)	0.250 *** (0.052)
3개월 시차	-0.003 (0.013)	0.029 (0.048)	-0.310 *** (0.058)	0.005 (0.008)	-0.033 (0.030)	-0.364 *** (0.049)
상수항	0.098 *** (0.015)	-0.003 (0.056)	0.002 (0.058)	0.101 *** (0.015)	-0.003 (0.057)	-0.002 (0.095)
장기회귀계수						
ECT_0	0.000 (0.000)	0.003 *** (0.001)	-0.003 *** (0.001)	-0.000 (0.000)	0.003 *** (0.001)	-0.006 *** (0.001)
ECT_1	-0.012 (0.016)	-0.501 *** (0.061)	-0.100 (0.063)	-0.015 (0.016)	-0.493 *** (0.061)	-0.097 (0.101)
Adjusted R ²	0.7550	0.4007	0.4488	0.7551	0.4010	0.5106
Log likelihood	-703.06			-873.59		
N	362			362		

주 1) () 안은 표준오차.

2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

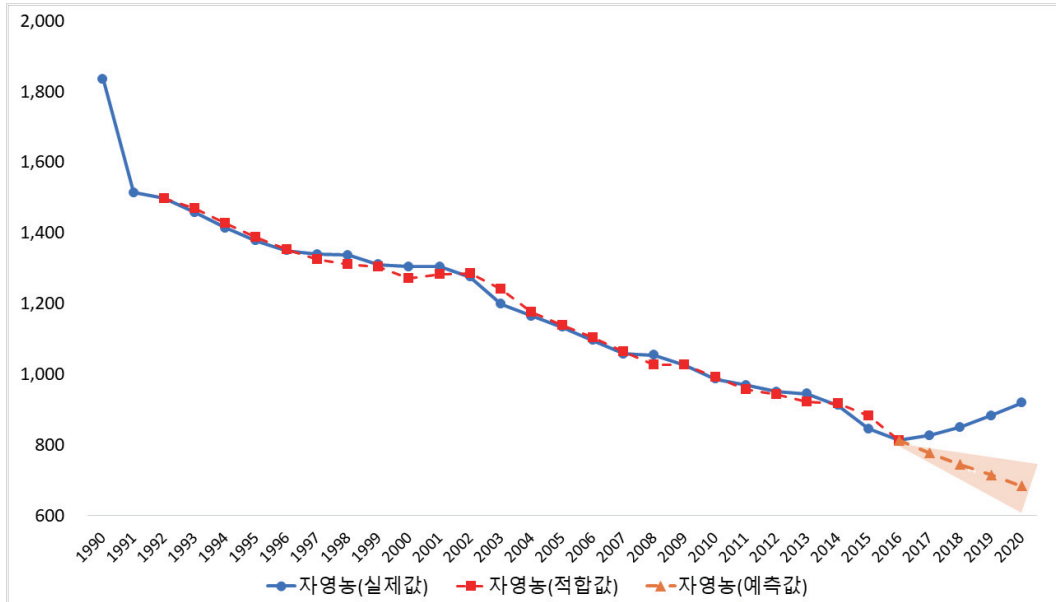
부표 4. VECM 추정 결과: 건설업 자영업자 및 무급종사자 분석

구분	선행종합지수	자영농	건설업 (자영업자)	선행종합지수	자영농	건설업 (무급종사자)
선행종합지수						
1개월 시차	0.718 *** (0.051)	-0.067 (0.195)	0.428 ** (0.197)	0.715 *** (0.051)	-0.107 (0.195)	-1.607 ** (0.775)
2개월 시차	0.205 *** (0.064)	-0.074 (0.241)	0.099 (0.244)	0.207 *** (0.063)	-0.029 (0.240)	2.026 ** (0.955)
3개월 시차	-0.307 *** (0.052)	-0.015 (0.197)	-0.186 (0.200)	-0.308 *** (0.052)	-0.042 (0.197)	-0.087 (0.784)
자영농						
1개월 시차	0.022 (0.014)	0.272 *** (0.052)	0.082 (0.053)	0.017 (0.013)	0.268 *** (0.051)	0.138 (0.204)
2개월 시차	0.021 (0.014)	0.199 *** (0.052)	-0.021 (0.053)	0.018 (0.013)	0.182 *** (0.051)	0.177 (0.202)
3개월 시차	0.006 (0.014)	-0.260 *** (0.052)	-0.070 (0.052)	0.003 (0.013)	-0.270 *** (0.051)	-0.192 (0.201)
건설업 취업자						
1개월 시차	0.011 (0.013)	0.067 (0.048)	0.089 * (0.048)	0.006 * (0.003)	0.015 (0.013)	0.147 *** (0.051)
2개월 시차	0.005 (0.012)	0.055 (0.047)	0.076 (0.048)	0.007 ** (0.003)	0.013 (0.013)	0.261 *** (0.051)
3개월 시차	0.000 (0.012)	-0.004 (0.047)	-0.442 *** (0.048)	-0.001 (0.003)	0.021 (0.013)	-0.264 *** (0.051)
상수항	0.102 *** (0.015)	-0.003 (0.058)	-0.004 (0.059)	0.099 *** (0.015)	-0.003 (0.056)	-0.001 (0.221)
장기회귀계수						
ECT_0	-0.000 (0.000)	0.002 *** (0.001)	-0.003 *** (0.001)	0.000 (0.000)	0.003 *** (0.000)	-0.006 *** (0.002)
ECT_1	-0.017 (0.016)	-0.516 *** (0.062)	-0.044 (0.063)	-0.014 (0.016)	-0.503 *** (0.060)	-0.015 (0.240)
Adjusted R ²	0.7554	0.4026	0.3818	0.7594	0.4059	0.3829
Log likelihood	-692.76			-1185.94		
N	362			362		

주 1) () 안은 표준오차.

2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

부도 1. 연간 자영농 규모 예측 결과: VAR(1)



주: 음영은 자영농 예측값에 대한 5% 신뢰구간임.