

## 중국의 농업기술진보와 농업환경보조금이 농업발전에 미치는 동태적 파급효과 - 동북 3성을 중심으로 -

김림\* · 문홍성\*\*

\*연변대학교 농림경제관리학과 조교수

\*\*건국대학교 축산경영·유통경제학과 박사과정

## The Dynamic Effects of China's Agricultural Technology Progress and Agricultural Environment Grants on Agricultural Development - Focusing on 3 Dongbei Province in China -

Jin, Lin\* · Mun, Hong Sung\*\*

\*Assistant Professor, Dept. of Agri-forest Economics and Management, Yanbian University

\*\*Ph.D. Student, Dept. of Livestock Business and Marketing Economics, Konkuk University

**ABSTRACT** : Agricultural research and development (R&D) investment has contributed not only to agriculture but also to the overall economic growth of the country. The recent arrival of the fourth industrial revolution has raised the need for agricultural R&D as a preparation. Agriculture R&D is directly related to the fourth industrial revolution in the agricultural and livestock sectors that utilize big data, robots, artificial intelligence and cloud. Meanwhile, subsidies or grants are considered the most widely used means of policy. Therefore, in light of the current situation in which Chinese agriculture values R&D investment, this study attempted to analyze the dynamic relationship between variables by establishing a model of agricultural environment subsidy representing the role of government, agricultural technology progress representing existing agricultural R&D investment, agricultural income representing agricultural development and total agricultural output. The analysis results showed that each variable's reaction to the rise in China's agricultural R&D investment has a positive effect on agricultural development, in line with the theory that the investment in science and technology in the agricultural sector has a positive effect. In addition, the response of each variable to China's rising agricultural environment subsidy is shown to have a positive relationship, which can also be said to be in line with the theory that the government's market-friendly intervention is beneficial to economic development.

**Key words** : Agricultural R&D, Agricultural Environment, China Agriculture, Panel VAR

### I. 서론

최근 농업 분야는 제4차 산업혁명이 도래함에 따라 대비 차원으로 연구개발(Research and Development; R&D) 투자의 중요성이 다시 강조되고 있다. 과거 농업에서의

연구개발은 녹색혁명을 통한 농업 생산성 향상에 중점을 두었다면 현재의 농업은 제4차 산업혁명에 대응하기 위해 그린바이오 기술로 농업 지속성과 식품 안정성에 주력하고 있다. 그러므로 식량 안보와 글로벌 주도권을 확보를 위해 농업에 대한 R&D 투자는 그 어느때보다 필수불가결하다고 할 수 있다. 현재 대부분 국가에서의 농업부문 R&D 투자는 소수의 농가나 R&D 기대효과의 공공성 등을 고려하여 공공부문에서 주도적으로 이루어지고 있다.

한편, 보조금(Grants or Subsidy)은 특정 정책 영역에 관

Corresponding author : Jin, Lin

Tel : +86-0433-243-5533

E-mail : jinlin711@ybu.edu.cn

계없이 국내의 자원배분, 소득분배 구조, 지출 생산성 측면에 영향을 미치고, 국제적으로도 교역과 경제주체 간의 경쟁력에 영향을 미치게 된다(Kwon and Park, 2009). 이러한 이유로 정책수단으로서의 보조금은 그 부문의 경제성장을 이끌고 유치산업 보호 및 발전을 이룩하며, 투자와 고용을 창출하고, 자국 생산을 보호하는 데 있다.

최근 중국은 ‘농업 선진화’를 위한 기틀을 마련하기 위하여 자국 농업의 구조 개선에 노력하고 있다. 이를 위하여 스마트 농업의 R&D와 인프라 구축 및 확대에 적극적인 지원과 뛰어난 우수한 기술력과 제품을 확보하고 있는 해외 기업을 적극적으로 유치하고 있다. 이러한 노력의 결과로 일부 성과를 거두고 있는 것으로 보이나, 아직까지는 정부의 목표인 농업 선진화에는 아직 도달하지 못하고 있는 상황이다. 새로운 발전 모형인 스마트 농업이 비교적 최근에 시작되었지만, 농업이라는 산업의 특성상 짧은 기간 내에 역량을 이끌어내기는 어렵다. 또한 자국 내 관련 인력, 기업과 서비스 등의 인프라가 모두 부족한 상황이다. 특히, 기술부분은 다른 국가에 비해 현저히 뒤떨어져 있다. 스마트 팜(Smart Farm)의 핵심기술인 작물생육 모형, 사물인터넷, ICT, 빅데이터 등은 아직 신뢰성이 떨어지고 초기자본이 높다. 농업기술 및 설비 또한 기술집약도나 산업성숙도 측면에서 모두 미흡하다. 따라서 중국 농업이 경쟁력을 갖추기 위해 농업 발전을 위한 R&D 투자와 보조금 등의 적극적인 정책 또는 지원이 필요하다고 판단된다.

농업 R&D 투자의 중요성 및 노력에 따라 관련 연구들이 국내외에서 활발히 진행되고 있다. Alston and Pardey(1993)은 공공부문 농업 R&D 투자로 식량생산 증대를 이끌고 농식품 가격을 하락시켜 저소득층의 식량에 대한 경제적 접근성 개선에 양(+)의 효과가 있음을 보여 주고 있다. Lee and Jeong(2001)은 한우와 양돈 부문으로 시장구조모형 추정과 후생 분석을 통해 연구개발 투자로 사회적 편익이 증가하는 것을 확인하였다. Roh et al.(2004)는 한국의 농업 R&D 투자효과 분석에서 연구개발 투자 효과는 시차를 두고 영향을 미치며 연구가 시작된 후 평균 5~8년까지는 연구개발 투자 효과가 증가하며 그 이후부터는 감소하기 시작하여 20년이 지난 후에는 연구개발 투자 효과가 0으로 나타난다고 주장하였다. 또한 Kwon(2010a)는 농업 R&D지출을 생산성 변수로써 그 역할을 규명하고자 하였는데 R&D 투자가 다른 요인보다 한국 농업 생산성 증가율을 가속시키는 결정적인 역할을 한다고 밝혔다. Kwon(2010b)은 농업 R&D 투자의 경제적 파급효과를 산업연관표를 이용하여 분석하였다. Zhao and Xu(2012)는 1996~2009년 기간 동안 28개성의 Panel 자료를 이용하여 분석한 결과 FDI, 농업기술

진보, 농촌잉여노동력 전이는 서로 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. Lu and Yu(2013)는 농업소득을 농민의 농업소득과 비농업소득으로 분류하여 연구를 진행하였다. 그 결과, 장기적으로 중국 농업과학기술진보와 농업소득은 양(+)의 관계가 존재하며 단기적으로도 농업소득의 증가에 긍정적인 영향을 미친다고 밝혔으며 농민의 비농업소득에도 촉진 작용을 한다고 밝혔다. Liu(2014)는 Panel VAR 모형을 이용해 중국의 농촌 빈곤과 인적 자본 간의 관계에 대해 분석한 결과 인적 자본과 농촌 빈곤은 서로 음(-)의 관계가 존재하며 인적 자본은 농업 경제성장에 양(+)의 관계를 나타냈다. 농업소득은 음(-)의 관계로 분석되었다. Zhang et al.(2017)은 농업기술진보, 농촌노동력, 농업소득 간의 동태적 관계를 Panel VAR 모형을 이용하여 분석하였다. 농업기술진보는 농촌노동력 전이(농촌 잉여노동력 인구가 비농업 경제활동에 참여한 수치)에 양(+)의 영향을 미치며 농촌노동력 전이는 농업소득에 대해 양(+)의 영향을 미치나 농업 노동생산성이 높은 지역에서만 효과를 나타낸다는 결론을 얻었다.

선행연구에 따르면 농업기술 발전 정도를 나타내는 농업기술진보 변수는 연구의 목적에 따라 다르게 설정한 것으로 나타났다. 예를 들면, 전체 농업부문의 기술진보는 전 요소생산율(TFP)로 나타낼 수 있다(Zhao and Cheng, 2011; Han and Zhang, 2015). 농업기술진보가 노동에 대한 대체작용을 집중적으로 논의하는 학자들도 있으며 주로 노동집약적 기술진보의 영향을 연구한다. 농업부문에서는 농업기계화 정도를 농업부문의 노동절약적 기술진보의 대체변수로 선택할 수 있다(Cheng and Liu, 2013).

본 연구는 중국에서 지리적으로 인접해있고 중국의 식량창고 역할을 할만큼 농업이 비교적 발달하여 중국 농업의 큰 비중을 차지하고 있는 동북 3성 지역을 선정하였다.<sup>1)</sup> 중국 농업의 R&D 투자를 중요시하는 현황에 비추어 정부의 역할을 대변하는 농업환경보조금, 농업 R&D를 나타내는 농업기술진보는 Zhang et al.(2017)을 참고하여 농업기계화 정도와 농림어업종사자의 비율을 대리변수로 사용하였다. 그리고 농업발전을 나타내는 농업 1인당 소득과 농업 총생산액 변수를 Panel VAR 모형으로 이용하여 변수 간의 동태적 관계를 분석하였다. 이를 통해 농업기술진보와 농업환경보조금이 농업발전에 대한 파급효과를 각각 파악하고자 하였다.

## II. 연구 방법

Panel VAR 모형은 Holtz-Eakin et al.(1988)에 의하여 Panel 자료를 포함한 VAR 모형으로 확장되어 개발되었

다. 일반적인 Panel과 같이 Panel VAR 모형에서도 시계열 및 횡단면 자료를 같이 사용함으로써 보통의 회귀분석보다 동태적 효과를 효율적으로 추정할 수 있다. Panel VAR 모형은 변수들 간의 상호 인과관계를 파악할 수 있다는 점과 시계열 분석보다 유의성이 우위에 있다는 점이 장점이다. 또한, 자료 기간이 짧은 경우에도 패널 단위(panel unit) 자료를 통합함으로써 효율적인 추정이 가능하다는 장점이 있다.

Canova and Ciccarelli(2013)는 동태적 상호의존성(dynamic interdependency), 고정적 상호의존성(static interdependency), 그리고 횡단면 이질성(cross-sectional heterogeneity)을 Panel VAR 모형과 VAR 모형의 차이점으로 제시하였다. 모든 패널 단위의 과거값이 하나의 패널 단위값 추정에 이용되는 것을 동태적 상호의존성이라 하며, 잔차항과 패널 단위 간의 상관관계가 이루어질 수 있음을 고정적 상호의존성이라 하며, 패널 단위별로 VAR(p) 모형이 다를 수 있음을 의미하는 것이 횡단면 이질성이다. Panel VAR 모형은 위의 세 가지 성격을 모두 가지고 있지만, 추정하는 모수의 개수가 표본보다 더 크기 때문에 일반적으로 동태적 상호의존성은 고려하지 않는다. 또한, Panel VAR 모형에서는 패널 단위 공통모형과 오차항의 분포를 조건부 확률밀도함수로 구한다는 가정을 한다. 기본적인 Panel VAR 모형은 식(1)과 같이 나타낸다.<sup>2)</sup> 이때, 패널특성을 고려한 고정효과모형을 가정하였고,  $y_{i,t}$ 는 종속변수,  $y_{i,t-p}$ 는 자기시차항,  $x_{i,t-s}$ 는 설명변수,  $u_i$ 는 패널 특성을 나타내는 오차항,  $\epsilon_{i,t}$ 는 모형의 오차항을 뜻한다.

$$y_{i,t} = \alpha_0 + \sum_1^p \beta_p y_{i,t-p} + \sum_0^s \gamma_s x_{i,t-s} + u_i + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

Panel VAR 모형에 대한 추정에는 주로 GMM (generalized method of moments)이 사용된다. GMM 중에서는 FD(First Differencing)와 FOD(Forward Orthogonal Deviation)가 대표적인데, FOD는 FD로부터 발생할 수 있는 문제점들을 보완해 주는 형태이다. FD의 경우 불균형 Panel 자료를 사용하는데 있어서 관측값의 주기를 확대시키는 문제를 발생시킬 수 있다. Kazuhiko(2009)는 FOD 방식이 FD 방식에서 발생하는 문제를 보완함을 주장하였고, FOD 방식이 편향성이 더 낮으며 효율성이 높다는 것을 보여주었다. FOD 방식은 다음의 식과 같은 형태로써 자료들을 변형하여 모형을 추정한다. 여기서  $\bar{y}_{i,t}$ 는 선행 평균값을 나타내며  $T_{i,t}$ 는  $t$ 시점의  $i$ 번째 단위에서 사용된 선행 관측값들의 개수이다.

$$y_{i,t}^* = (y_{i,t} - \bar{y}_{i,t}) \sqrt{\frac{T_{i,t}}{T_{i,t} + 1}} \quad (2)$$

본 연구에서 식(1)을 바탕으로 분석하고자 하는 변수로 구성하면 ‘농업 기술진보(AT), 농업 총생산액(AP), 농업 1인당 소득(AD)’의 3변수 모형식은 식(3)과 같다. 또한, ‘농업환경보조금(AS), 농업 총생산액(AP), 농업 1인당 소득(AD)’ 등의 3변수 모형식은 식(4)의 형태와 같다.

$$\begin{aligned} AP_{i,t} &= \alpha_1 + \sum_1^p \beta_{1p} AP_{i,t-p} + \sum_1^s \gamma_{1s} AT_{i,t-s} \\ &\quad + \sum_1^j \delta_{1j} AT_{i,t-j} + u_{1i} + \epsilon_{1i,t} \\ AI_{i,t} &= \alpha_2 + \sum_1^s \gamma_{2s} AI_{i,t-s} + \sum_1^p \beta_{2p} AP_{i,t-p} \\ &\quad + \sum_1^j \delta_{2j} AT_{i,t-j} + u_{2i} + \epsilon_{2i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} AT_{i,t} &= \alpha_3 + \sum_1^j \delta_{3j} AT_{i,t-j} + \sum_1^s \gamma_{3s} AI_{i,t-s} \\ &\quad + \sum_1^p \beta_{3p} AP_{i,t-p} + u_{3i} + \epsilon_{3i,t} \\ AP_{i,t} &= \alpha_4 + \sum_1^c \beta_{4c} AP_{i,t-c} + \sum_1^h \gamma_{4h} AI_{i,t-h} \\ &\quad + \sum_1^v \delta_{4v} AS_{i,t-v} + u_{4i} + \epsilon_{4i,t} \\ AI_{i,t} &= \alpha_5 + \sum_1^h \gamma_{5h} AI_{i,t-h} + \sum_1^c \beta_{5c} AP_{i,t-c} \\ &\quad + \sum_1^v \delta_{5v} AS_{i,t-v} + u_{5i} + \epsilon_{5i,t} \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} AS_{i,t} &= \alpha_6 + \sum_1^v \delta_{6v} AS_{i,t-v} + \sum_1^h \gamma_{6h} AI_{i,t-h} \\ &\quad + \sum_1^c \beta_{6c} AP_{i,t-c} + u_{6i} + \epsilon_{6i,t} \end{aligned}$$

### III. 분석 자료

본 논문은 자료의 안정성과 취득성을 고려하여 동북 3성 지역(요녕성, 길림성, 흑룡강성)의 1995~2015까지 연도별 자료를 사용하였다. 본 논문에서는 농업기술진보,<sup>3)</sup> 농업환경보조금, 농업 총생산액, 농업 1인당 소득 등 화폐단위의 데이터를 포함하기 때문에 통화팽창 요소

Table 1. Summary statistics

| Variable                                   | Unit                                    | Mean     | Standard deviation | Minimum | Maximum   |
|--|---|----------|--------------------|---------|-----------|
| <i>AP</i> (Agricultural Product)           | 1 hundred million yuan                  | 900.43   | 647.30             | 301.44  | 3,015.60  |
| <i>AI</i> (Agricultural per capita Income) | yuan                                    | 3,753.14 | 2,928.68           | 398.00  | 11,326.20 |
| <i>AS</i> (Agricultural Subsidy)           | ten thousand yuan                       | 6,780.97 | 8,178.89           | 123.27  | 45,822.00 |
| <i>AT</i> (Agricultural Technology)        | 10 million watt/<br>ten thousand people | 2,061.10 | 1,082.41           | 661.50  | 5,442.29  |

Source : Chinese Agricultural yearbook, Statistical yearbook of Chinese Science Technology

가 연구결과에 영향을 줄 수 있다는 점을 고려하여 농업 1인당 소득은 1995년 농촌주민소비자가격지수를 기준으로 디플레이터(deflator)한 실질값을 사용했다. 본 논문에 사용한 통계자료는 모두 ‘중국농업연감’(中國农业年鉴)에 수록된 공식 통계자료이다. 변수의 기술통계량은 (Table 1)과 같다.

요녕성 변수들의 추이를 보면 우상향의 증가세를 보이는 것으로 나타났다(Table 2).

길림성의 변수들을 보면 *AP*, *AI*, *AT*는 꾸준한 증가세를 보이는 것으로 나타났다. 반면 *AS*는 전체적으로 보면 소폭 증가세이지만 2005년에서 2010년으로 큰폭으로 증가하고 이후 감소하는 추이를 보였다 (Table 3).

흑룡강성은 요녕성과 비슷한 추이를 보이는 우상향 증가세를 나타냈다(Table 4).

Table 2. Liaoning Province Trend

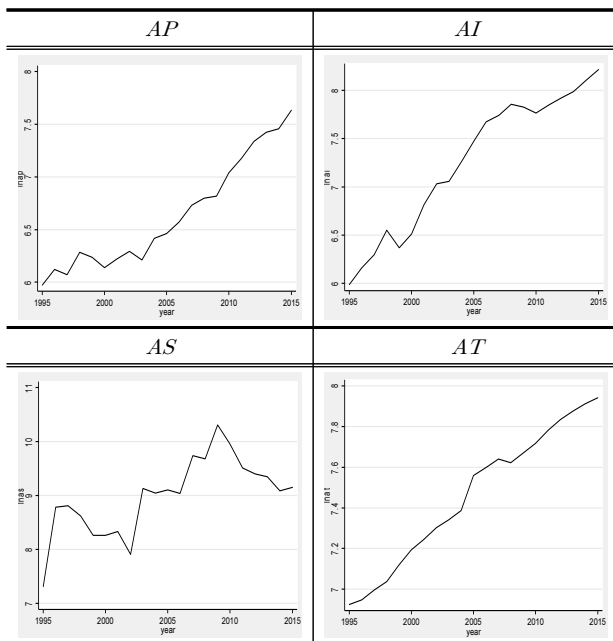


Table 3. Jilin Province Trend

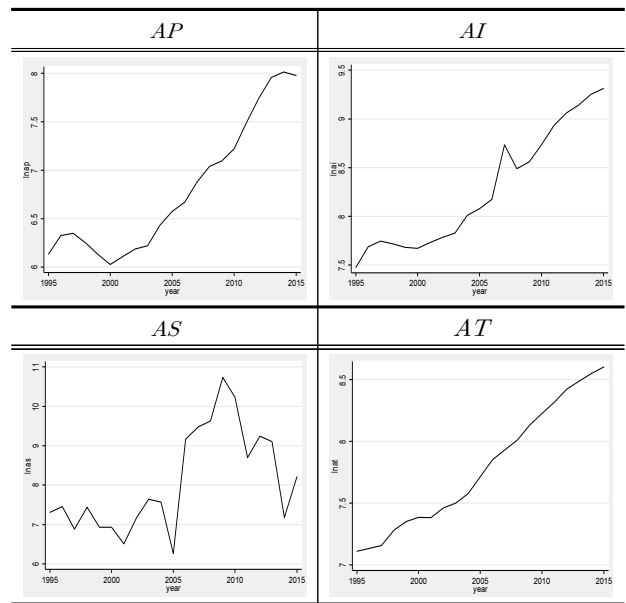


Table 4. Heilongjiang Province Trend

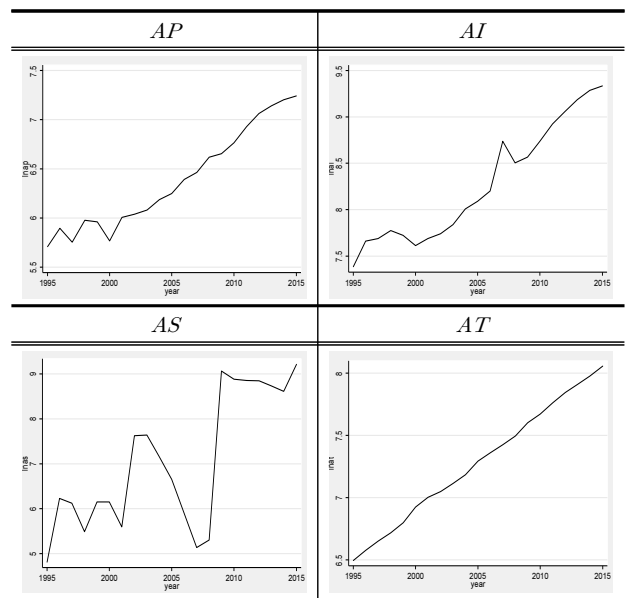


Table 5. Panel VAR GMM estimation(Agricultural Technology)

| variable |            | coefficient | Z-value | p-value |
|----------|------------|-------------|---------|---------|
| $AP_t$   | $AP_{t-1}$ | 1.005***    | 18.06   | 0.000   |
|          | $AI_{t-1}$ | 0.072**     | 1.98    | 0.048   |
|          | $AT_{t-1}$ | 0.0125*     | 1.43    | 0.053   |
| $AI_t$   | $AP_{t-1}$ | 0.172**     | 2.31    | 0.021   |
|          | $AI_{t-1}$ | 0.629***    | 12.11   | 0.000   |
|          | $AT_{t-1}$ | 0.271***    | 6.50    | 0.000   |
| $AT_t$   | $AP_{t-1}$ | 0.088***    | 3.82    | 0.000   |
|          | $AI_{t-1}$ | 0.055***    | 6.82    | 0.000   |
|          | $AT_{t-1}$ | 1.027***    | 39.95   | 0.000   |

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

#### IV. 분석 결과

본 연구에서 Panel VAR 분석에 앞서 Panel 자료의 시계열 안정성 여부를 판단하기 위하여 단위근 검정을 진행하였다. Panel 자료의 경우 일반적인 시계열 자료와는 달리 LLC(Levin et al., 2002) 방식이나 IPS(Im et al., 2003) 방식을 이용하여 검정을 진행한다. 따라서 본 논문은 일반적으로 사용하는 방법인 IPS 검정과 LLC 검정을 이용하였다.<sup>4)</sup> 그 결과 수준변수에서 안정성을 확보하지 못했지만 로그차분변수에서는 안정적인 시계열 자료로 확인되었다.

모형의 적합도를 위해 Panel VAR 모형의 최적 시차 선정은 매우 중요하다. MAIC, MBIC, MQIC 통계량을 고려한 결과 ‘농업 기술진보(AT), 농업 총생산액(AP), 농업 1인당 소득(AI)’과 ‘농업환경보조금(AS), 농업 총생산액(AP), 농업 1인당 소득(AI)’ 모두 최적 시차는 1로 나타났다.

변수들 간의 공적분 관계가 존재하는지 여부에 대하여 Westerlund(2007)가 제시한 공적분 검정 방법을 사용하였다. 검정 결과 ‘농업 기술진보(AT), 농업 총생산액(AP), 농업 1인당 소득(AI)’과 ‘농업환경보조금(AS), 농업 총생산액(AP), 농업 1인당 소득(AI)’는 각각 공적분 관계가 존재하지 않는 것으로 나타나 VAR 모형 추정시 효율적임을 확인하였다.

Panel VAR 모형을 200번의 몬테카를로 시뮬레이션(Monte Carlo simulation)을 통해 Hermlet 전환방식으로 고정효과를 없앤 뒤 변수들에 대해 GMM 추정을 진행하였다. 그 결과 농업 총생산액, 농업 1인당 소득, 농업기술진보, 농업환경보조금 모두 자신의 동태적 효과에 큰 설명력을 보였다. Panel VAR 모형에 대한 GMM 추정은

Table 6. Panel VAR GMM estimation(Agricultural Subsidy)

| variable |            | coefficient | Z-value | p-value |
|----------|------------|-------------|---------|---------|
| $AP_t$   | $AP_{t-1}$ | 0.990***    | 16.35   | 0.000   |
|          | $AI_{t-1}$ | 0.018***    | 0.34    | 0.000   |
|          | $AS_{t-1}$ | 0.010**     | 1.46    | 0.017   |
| $AI_t$   | $AP_{t-1}$ | 0.162***    | 3.51    | 0.000   |
|          | $AI_{t-1}$ | 0.831***    | 25.90   | 0.000   |
|          | $AS_{t-1}$ | 0.024***    | 2.67    | 0.008   |
| $AS_t$   | $AP_{t-1}$ | 0.544***    | 1.53    | 0.000   |
|          | $AI_{t-1}$ | 0.209***    | 0.81    | 0.000   |
|          | $AS_{t-1}$ | 0.759***    | 9.41    | 0.000   |

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

비교적 거시적으로 변수들 간의 동태적 시뮬레이션 과정을 보여주며 구체적으로 변수들 간의 인과관계를 보여주기 어렵기 때문에 본 논문은 인과관계 검정, 충격반응함수, 예측오차분산분해를 통해 더욱 정밀한 분석을 진행하였다.

농업 기술진보(AT), 농업 총생산액(AP), 농업 1인당 소득(AI) 3변수 모형의 GMM 추정을 진행한 결과  $p$ 값이 모두 유의하였으며 계수 또한 정(+)의 방향으로 움직이는 것으로 나타나고 있어 이는 연구모형의 합리성을 검증한 것이라고 판단된다(Table 5).

농업환경보조금(AS), 농업 총생산액(AP), 농업 1인당 소득(AI) 3변수 모형도 GMM 추정 결과  $p$ 값이 모두 유의하게 나타났으며 계수 또한 정(+)의 방향으로 움직이는 것으로 나타나고 있어 이는 연구모형의 합리성을 검증한 것이라고 판단된다(Table 6).

Panel VAR 모형으로 회귀분석한 결과  $p$ 값은 모두 유의한 결과를 도출하였다. 추가적으로 변수들 간의 관계성에 초점을 맞춰 인과관계를 분석하기 위해 Grange 인과관계 검정을 진행하였다.

Granger 인과관계 검정을 통하여 변수들 간의 상관관계를 보면 농업 총생산액, 농업 1인당 소득, 농업기술진보 변수들 간의 Granger 인과관계 검정 결과에 의하면 모든 변수들은 모두 5% 유의수준 하에서 상호간 양방향으로 그랜저인과 관계를 보였다. 좀 더 구체적으로 살펴보면 농업 총생산액과 농업 1인당 소득은 농업기술진보와 상호간 양방향으로 인과관계가 있으며 동시에 농업기술진보는 농업 총생산액과 농업 1인당 소득에 그랜저인과하고 있다. 이 결과는 농업기술진보가 증가하면 농업 총생산과 농업 1인당 소득, 즉 농업발전에 영향을 미침과 동시에 농업발전으로 농업기술진보의 투자가 증가할 수 있다고 해석할 수 있다(Table 7).

Table 7. Granger causality(AT)

| variable |         | $\chi^2$  | df | Prob. > $\chi^2$ |
|----------|---------|-----------|----|------------------|
| lnAP_d1  | lnAI_d1 | 3.905**   | 1  | 0.048            |
|          | lnAT_d1 | 2.045*    | 1  | 0.053            |
| lnAI_d1  | lnAP_d1 | 5.318**   | 1  | 0.021            |
|          | lnAT_d1 | 42.215*** | 1  | 0.000            |
| lnAT_d1  | lnAP_d1 | 14.787*** | 1  | 0.000            |
|          | lnAI_d1 | 46.456*** | 1  | 0.000            |

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

Table 8. Granger causality(AS)

| variable |         | $\chi^2$  | df | Prob. > $\chi^2$ |
|----------|---------|-----------|----|------------------|
| lnAP_d1  | lnAI_d1 | 21.309*** | 1  | 0.000            |
|          | lnAS_d1 | 27.132*** | 1  | 0.001            |
| lnAI_d1  | lnAP_d1 | 32.253*** | 1  | 0.000            |
|          | lnAS_d1 | 20.407*** | 1  | 0.008            |
| lnAS_d1  | lnAP_d1 | 21.878**  | 1  | 0.035            |
|          | lnAI_d1 | 21.638*** | 1  | 0.004            |

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

다음으로 농업 총생산액, 농업 1인당 소득, 농업환경보조금 변수들 간의 Granger 인과관계 검정 결과 장기적으로 모두 5%의 유의수준 하에서 상호간 양방향으로 그랜저인과하는 것으로 나타났다. 변수 간 관계로 보면 농업 총생산액과 농업 1인당 소득은 농업환경보조금과 상호간에 인과관계가 존재함과 동시에 농업환경보조금은 농업 총생산액과 농업 1인당 소득의 변화에 그랜저인과한다. 이 결과는 농업환경보조금은 화폐의 형식으로 농가에 직접적으로 지원하기 때문에 신속하게 영향을 받을 수 있다는 것을 의미할 수 있다(Table 8).

Granger 인과관계 검정 결과에 의하여 변수들 간 양방향으로 인과관계가 존재한다는 것은 한편으로는 농업기술진보와 농업환경보조금이 농업생산 및 농업소득을 견인하는 작용을 하고 또 한편으로는 농업생산과 농업소득의 증가를 통하여 농업기술진보와 농업환경보조금을 견인하는 작용을 한다는 것을 의미한다.

충격반응함수는 Panel VAR 모형의 추정계수를 이용해 특정변수의 잔차항에 1단위의 표준편차 충격이 가해지면 그 충격의 영향으로 모형 내의 다른 변수들이 시간적 경과에 따라 어떻게 반응하는지를 보여준다(Li and Lee, 2014). Granger 인과관계 검정을 통해 변수들 간의 단기적인 동태적 효과를 파악한 뒤 충격반응함수를 통해 변수들 간의 장기적 동태적 효과를 파악하였으며 200번의 몬테카를로 시뮬레이션(Monte Carlo simulation)을 통해

계산되었다.

우선, 농업기술진보가 농업 1인당 소득에 미치는 영향을 살펴보면 농업기술진보는 농업 1인당 소득에 통계적으로 유의하게 양(+ )의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 농업의 발전은 기술진보 없이 이루어질 수 없으며 기술진보의 속도는 농업의 발전에 직접적인 영향을 미치고 더 나아가 농업소득에도 긍정적인 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 농업 총생산액에 미치는 영향을 보면 점차 증가하여 통계적으로도 유의하게 상승하는 것으로 나타났다. 즉, 농업기술진보는 농업 1인당 소득에 긍정적인 영향을 미칠 뿐만 아니라 농업 총생산액에도 양(+ )의 영향을 미치고 있으며 농업기술진보는 농업발전과도 밀접한 연관성이 있음을 알 수 있다(Figure 1).

농업환경보조금의 충격이 농업 1인당 소득에 미치는 영향을 살펴보면 농업 1인당 소득에 유의하게 양(+ )의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 정부가 농민에게 농업환경보조금을 지원하는 경우 농업 총생산액이 증가할 뿐만 아니라 농업소득도 증가한다는 이론과도 부합된다.

농업환경보조금의 충격이 농업 총생산액에 미치는 영향을 살펴보면 점진적으로 상승하며 유의하게 양(+ )의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 농업부문에 농업환경보조금을 지원할 경우 농업 총생산액은 증가하며 그 효과도 즉각적으로 나타나고 있음을 의미한다(Figure 2).

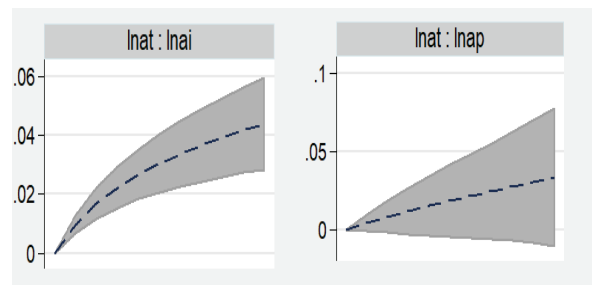


Figure 1. Impulse response function(AT)

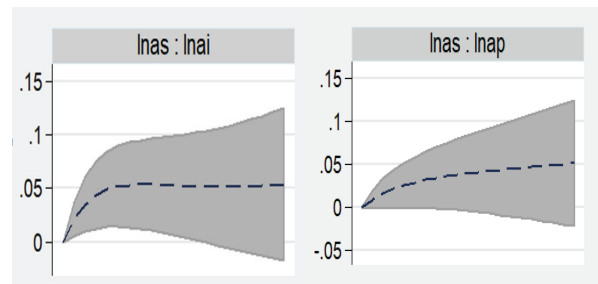


Figure 2. Impulse response function(AS)

예측오차분산분해(forecast-error variance decomposition)는 VAR 모형에서 미래값의 예측에서 발생하는 예측오차의 분산이 독립변수에 의해 몇 % 설명되는지를 보여준다.

농업기술진보에 대한 예측오차 분산의 경우 1기에서 자기자신의 충격을 96%를 설명하고 있다. 2기에는 자기자신의 충격으로 92%를 설명하고 농업 총생산액은 8%, 농업 1인당 소득은 0.7%를 설명하고 있다. 5기에는 자신의 영향이 72%로 하락하고 농업 총생산액은 23%, 농업 1인당 소득은 5%로 나타났다. 농업 총생산액의 영향은 2기의 8%에서 44%로 큰 폭으로 증가하였으며 그 사이 점차적으로 증가하는 것으로 나타났다. 결과적으로 농업 기술진보는 자기자신의 영향을 제외하고 농업 총 생산액이 농업 1인당 소득보다 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다(Table 9).

농업환경보조금에 대한 예측오차의 분산은 1기에는 자신의 충격으로 94%를 설명했다. 2기에는 자신의 충격이 86%를 설명하고 농업 총생산액이 4%, 농업 1인당 소득이 9%를 설명했다. 5기부터는 자신의 영향이 75%로 하락하며 농업 총생산액에 대한 영향이 5% 수준에 달하며 그 이후로 지속적으로 증가하여 8% 수준에 도달한다. 농업

Table 9. Forecast error decompositions(AT)

| period | AP   | AI    | AT   |
|--------|------|-------|------|
| 1      | 0.04 | 0.007 | 0.96 |
| 2      | 0.08 | 0.007 | 0.92 |
| 3      | 0.13 | 0.02  | 0.85 |
| 4      | 0.18 | 0.04  | 0.78 |
| 5      | 0.23 | 0.05  | 0.72 |
| 6      | 0.28 | 0.06  | 0.66 |
| 7      | 0.32 | 0.07  | 0.60 |
| 8      | 0.37 | 0.08  | 0.55 |
| 9      | 0.40 | 0.09  | 0.51 |
| 10     | 0.44 | 0.10  | 0.47 |

Table 10. Forecast error decompositions(AS)

| period | AP   | AI   | AS   |
|--------|------|------|------|
| 1      | 0.05 | 0.01 | 0.94 |
| 2      | 0.04 | 0.09 | 0.86 |
| 3      | 0.04 | 0.15 | 0.80 |
| 4      | 0.04 | 0.17 | 0.77 |
| 5      | 0.05 | 0.17 | 0.75 |
| 6      | 0.05 | 0.17 | 0.74 |
| 7      | 0.06 | 0.17 | 0.73 |
| 8      | 0.06 | 0.17 | 0.73 |
| 9      | 0.07 | 0.16 | 0.72 |
| 10     | 0.08 | 0.16 | 0.71 |

1인당 소득에 대한 영향은 5기까지 17%로 증가하여 그 이후 비슷한 수준인 16% 수준을 유지하는 것으로 나타났다. 농업환경보조금은 자기자신을 제외하고 농업 1인당 소득에 대한 영향이 가장 큰 것으로 나타났다(Table 10).

## V. 결 론

본 연구의 목적은 중국의 농업기술진보와 농업환경보조금이 농업 발전에 미치는 영향 분석하는 데 있다. 분석을 위해 ‘중국농업연감’(中国农业年鉴)에서 1995~2015년까지 농업기술진보와 농업환경보조금 변수와 농업 발전을 대표할 수 있는 농업 총생산액과 농업 1인당 소득 변수를 이용하여 실증적으로 분석하였다.

본 연구에서는 동북 3성 지역을 대상으로 Panel Var 분석을 시도하였다. 분석 결과에 의하면 본 논문의 핵심 주제인 농업기술진보와 농업환경보조금이 농업 총생산과 농업소득에 미치는 영향에 대해 다음과 같은 결론을 얻을 수 있었다.

첫째, 농업기술진보 충격에 대한 각 변수의 반응은 정(+)의 관계를 가지는 것으로 나타나 농업부문의 기술진보는 농업발전에 긍정적인 효과를 미치고 있음을 알 수 있다. 한편, 예측오차분산분해 결과에 의하면 농업기술진보는 농업 총생산에 가장 큰 영향을 미치며 그 다음으로 농업 1인당 소득에 비교적 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다.

둘째, 중국의 농업환경보조금 상승충격에 대한 각 변수의 반응은 정(+)의 관계를 가지는 것으로 나타나 정부의 시장 친화적 개입은 경제발전에도 이롭다는 이론과 부합된다고 할 수 있다. 그리고 예측오차분산분해 결과에 의하면 농업환경보조금은 농업 1인당 소득에 가장 큰 영향을 미치며 농업 총생산에도 비교적 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 농업환경보조금은 농업소득의 증대를 통한 사회후생의 증진을 도모한다는 취지와도 부합되는 결과라고 할 수 있다.

셋째, 중국의 농업기술진보와 농업환경보조금 변수 각각을 농업 총생산과 농업 1인당 소득에 미치는 영향을 분석한 결과 농업기술진보와 농업환경보조금의 충격은 농업 발전에 양(+)의 영향을 주는 것으로 분석되었다. 한편, 농업기술진보는 농업 총생산에 상대적으로 더 크게 영향을 미치고 있으며, 농업환경보조금은 농업 1인당 소득에 상대적으로 더 크게 영향을 미치는 것으로 나타났다.

한편, Granger 인과관계 검정 결과 변수들 간 양방향으로 인과관계가 존재하고 있어 이는 농업기술진보와 농업환경보조금이 농업생산 및 농업소득을 견인하는 작용을 하고 있으며, 또 한편으로는 농업생산과 농업소득의 증가를 통하여 농업기술진보와 농업환경보조금을 견인하

는 작용을 한다는 것을 의미한다. 그러므로 농업생산과 농업소득을 증가시키기 위해서는 농업기술진보와 농업환경보조금 지원이 필요하다는 것을 시사한다.

본 논문은 김림의 2019년도 박사학위 논문에서 발췌 정리하였음.

## References

1. Alston, J. M. and P. G. Pardey, 1993, Market Distortions and Technological Progress in Agriculture, *Technological Forecasting and Social Change*, 43(3-4), 301-319.
2. Canova, F. and M. Ciccarelli, 2013, Panel Vector Autoregressive Models, ECB Working Paper No.1507.
3. Cheng, L. and Liu, Z. W., 2013, Modernization and Urban-rural Income Disparity: Internal Logic and Empirical Analysis, *Financial Science*, 7.
4. Dumitrescu, E. I. and Hurlin, C., 2012, Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels, *Economic Modelling*, 29(4), 1450-1460.
5. Han, H. B. and Zhang, L., 2015, Analysis on the threshold effect of agricultural informatization on the growth of agricultural total factor productivity, *China's rural economy*, 8.
6. Holtz-Eakin, D., W. Newey and H. S. Rosen, 1988, Estimating Vector Autoregressions with Panel Data, *Econometrica*, 56(6), 1371-1395.
7. Im, K. S., M. H. Pesaran and Y. Shin, 2003, Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels, *Journal of Econometrics*, 115, 53-74.
8. Kazuhiko H., 2009, First Difference or Forward Orthogonal Deviation: Which Transformation Should be Used in Dynamic Panel Data Models?: A Simulation Study, *Economics Bulletin*, 29(3), 2008-2017.
9. Kwon, O. S. and Park, M. J., 2009, Subsidies: The Present Status and Research Trends, *Korean Journal of public administration*, 47(1), 277-309.
10. Kwon, O. S., 2010a, Agricultural R&D and Total Factor Productivity of Korean Agriculture, *The Korean Journal of Agricultural Economics*, 51(2), 67-88.
11. Kwon, O. S., 2010b, Analyzing Spillovers of R&D Expenditures Using Input-Output Tables, *The Korean Journal of Agricultural Economics*, 51(3), 27-45.
12. Lee, S. W. and Jeong, K. S., 2001, The Effects of R&D Investment in Korean Livestock Industry. *The Korean Journal of Agricultural Economics*, 42(1), 85-98.
13. Levin, A., C. Lin and J. Chu, 2002, Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties, *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24.
14. Li, N. and Lee, Y. H., 2014, Relationship between Oil Shocks and Stock Prices Based on Panel VAR: Evidence from Sectoral Stock Markets in China, *Journal of International Trade & Commerce*, 10(4), 445-466.
15. Liu, X. P., 2014, Interaction Mechanism of Human Capital and Rural Poverty: Based on PVAR Model Analysis of Data in Rural China, Master's Degree, Dongbei University of Finance and Economics.
16. Lu, W. C. and Yu, X. P., 2013, Agricultural Technological Progress and Farmers' Income Growth in China, *Journal of Zhejiang University(Humanities and Social Sciences)*, 43(4).
17. Roh, J. S., Hong, J. P. and Kwon, O. S., 2004, Rates of Return to Agricultural R&D Expenditure in Korea. *Korean Journal of Agricultural Management and Policy*, 31(2), 311-328.
18. Sims, C. A., 1980, *Macroeconomics and Reality*, *Econometrica*, 48(1), 1-48.
19. Westerlund, J., 2007, Testing for Error Correction in Panel Data, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), 709-748.
20. Zhang, K., Deng, X., Shen, Q. L. and Qi, Y. B., 2017, Agricultural technology progress, rural labor transfer and farmers' income, *Agricultural technology economy*, 6.
21. Zhao, D. Z. and Xu, H. L., 2012, FDI, agricultural technology progress and rural surplus labor force, *Scientific research*, 19, 1342-1353.
22. Zhao, W. and Cheng, J., 2011, Reconsideration of total factor productivity of agriculture in China, *China's rural economy*, 10.

- 
- Received 3 April 2020
  - First Revised 19 May 2020
  - Second Revised 18 August 2020
  - Finally Revised 20 August 2020
  - Accepted 21 August 2020



## Appendix

Table A1. Unit root test

| Site          | IPS                   | LLC                  |
|---------------|-----------------------|----------------------|
| lnAP          | -1.179<br>(0.1192)    | -1.252<br>(0.1053)   |
| lnAI          | -0.179<br>(0.4287)    | -0.544<br>(0.2933)   |
| lnAS          | -1.987<br>(0.0234)    | -0.779<br>(0.2178)   |
| lnAT          | -0.546<br>(0.2926)    | -0.695<br>(0.2435)   |
| $\Delta$ lnAP | -4.102***<br>(0.0000) | -2.882*<br>(0.0020)  |
| $\Delta$ lnAI | -4.735***<br>(0.0000) | -3.116**<br>(0.0009) |
| $\Delta$ lnAS | -4.289***<br>(0.0000) | -2.852*<br>(0.0022)  |
| $\Delta$ lnAT | -3.349***<br>(0.0004) | -2.133<br>(0.0165)   |

- 1) \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$   
 2) Numbers in parentheses represent  $z$  value.

Table A2. Panel VAR lag length selection test(AT)

| lag | MAIC     | MBIC     | MQIC     |
|-----|----------|----------|----------|
| 1   | -28.740* | -77.520* | -46.924* |
| 2   | -20.346  | -52.866  | -32.469  |
| 3   | -2.411   | -18.671  | -8.472   |

\* indicates the lag length mark to be selected

Table A3. Panel VAR lag length selection test(AS)

| lag | MAIC      | MBIC      | MQIC      |
|-----|-----------|-----------|-----------|
| 1   | -27.3244* | -87.2028* | -49.9525* |
| 2   | -16.7928  | -50.4744  | -29.5211  |
| 3   | 2.0954    | -9.1319   | -2.1474   |

\* indicates the lag length mark to be selected

Table A4. Panel cointegration test result(AT)

| Test standard | statistic  | Z-value | p-value |
|---------------|------------|---------|---------|
| Gt            | -3.745***  | -3.906  | 0.000   |
| Ga            | -20.637*** | -4.692  | 0.000   |
| Pt            | -6.272***  | -3.499  | 0.000   |
| Pa            | -19.061*** | -5.853  | 0.000   |

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

Table A5. Panel cointegration test result(AS)

| Test standard | statistic | Z-value | p-value |
|---------------|-----------|---------|---------|
| Gt            | -4.161*** | -4.146  | 0.000   |
| Ga            | -10.682   | -0.796  | 0.213   |
| Pt            | -6.460*** | -3.188  | 0.001   |
| Pa            | -9.666*** | -1.480  | 0.069   |

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$