# 구조적 충격이 농업생산성 변동에 미치는 영향

### 신 용 도\*

#### Abstract

This paper analyzes the contribution of structural shocks to the fluctuations of agricultural productivity in Korea. Two structural shocks, technology shocks and demand shocks, are assumed here. A structural VAR model is used to identify these shocks and investigate the possible permanent effects of demand shocks on agricultural productivity. This paper shows that while demand shocks have the permanent effects on agricultural productivity, technology shocks dominate the movement of agricultural productivity. Even though previous studies on agricultural productivity have not considered the possible effects of demand shocks explicitly, empirical findings in this paper seem to justify empirical results in those studies.

- 1. 서 론
- 2. 거시계량모형의 설정 및 식별
- 3. 자료 및 사전분석

- 4. 실증분석 결과
- 5. 결 본

### 1. 서 론

생산성변동에 대한 외생적 기술충격의 중요성은 전통적인 Solow 성장모형에서부 터 강조되어 왔으며, 농업생산성성장에 있어서도 외생적 변동요인에 초점을 두고 일반적으로 논의가 진행되어 온 것이 지금까지의 연구추세라고 할 수 있다. 농업생산성에 대한 최근 연구결과(김용택 외, 2000)를보더라도 농업생산성의 변동에 대한 주요요인으로서 기술변화 등 생산성성장에 있어서 외생적 요인들을 전제로 하고 이를 측정하고 있다. 하지만 수요충격 또는 그

<sup>\*</sup> 국방대학교대학원 교수 본 연구를 완성하는데 있어서 좋은 조언을 하 여준 Mohamad L. Hammour, Jordi Gali에게 감사드린다.

밖의 비생산성충격들과 같이 외생적 기술 충격과는 다른 구조적 충격들이 농업생산 성에게 상당한 영향을 준다면 농업생산성 의 외생적 변동요인에만 초점을 맞추고 연 구를 진행하는 것은 생산성 변화에 대한 부분적 분석에 그칠 수 있기 때문에 외생 적 기술요인 이외에 다른 요인들이 생산성 변화에 기여한다면 어느 정도 기여하는지 살펴볼 필요가 있다.

농업생산성변동에 영향을 미치는 요인들 을 개념적으로 살펴보면 다음과 같은 두 가지 요인으로 구분할 수 있다. 첫째, 경기 변동적 요인들에 의해서 영향을 받지 않는, 외생적 요인들을 들 수 있다. 일반적으로 그 러한 외생적 요인으로는 경기순환 요인과 는 관계없는 기술적 충격이 고려될 수 있 다. 둘째, 생산성에 영향을 미치는 경기변 동적 요인들을 고려할 수 있다. 예를 들어 경기순환적 요인들에 의해서 농업생산이 증가되었을 때, 생산이 증대됨에 따라서 발 생될 수 있는 학습효과 요인은 농업생산성 에 양의 효과를 줄 수 있다. 즉 경제 전체 에 걸쳐서 호황이 진행되면, 농업생산부문 에서도 높은 생산활동이 유발되며 따라서 높은 수준의 농업생산활동으로 인하여 농 업생산종사자들의 생산관련학습도 빠르게 진행됨에 따라 농업생산성의 성장이 촉진 된다는 것이다. 하지만 경기순환적 요인들 은 양의 효과와는 반대로 농업생산성성장 에 음의 효과를 줄 수도 있는데, 가령 농업 부문에서의 호황보다는 불황시기에서 농업 생산성성장이 개선될 수 있다. 구체적으로 보면 불황으로 인하여 농업생산이 위축될

경우, 많은 비효율적 생산활동에서 수익성이 저하됨에 따라 그러한 부문은 축소되거나 폐쇄됨으로써 전체적 농업생산성이 증대되는 결과가 발생할 수 있다. 또한 생산활동이 낮은 시기에는 농업생산성을 향상시키기 위한 기회비용이 호황시기에 비해서상대적으로 작기 때문에 불황기는 적합한생산활동에 농업활동종사자들을 보다 효율적으로 결합시키거나(Davis and Haltiwanger, 1990; Hall, 1991), 농업생산력 확대를 위한재교육 또는 기타 생산관련 교육활동에 농업활동종사자들이 참여하는 것을 통하여인적자본을 확충할 수 있는(Lucas, 1988) 적절한 시기라고 볼 수 있다.

농업생산성변동 요인에 대한 이러한 논 의는 외생적 기술충격 이외에도 농업생산 부문에 영향을 주는 경기변동적 수요 요인 들이 농업생산성성장에 중대한 영향을 줄 수 있음을 이론적으로 지적하고 있다. 기술 충격 및 수요충격이 농업생산성성장에 대 하여 어떠한 영향을 주는지를 실증적으로 조사한다는 것은 기술발전과 같은 외생적 충격 또는 규모의 경제에 의해서 설명될 수 있었던 농업생산성변동에 대해서 또 다 른 변동요인들을 실증적으로 밝혀낸다는 점에서 큰 의미가 있으며, 많은 정책적 함 축성을 가지고 있다고 할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 시계열 분석을 이용한 계량 모형을 이용하여 외생적 기술충격과 경기 변동적 수요충격이 농업생산성성장에 어떠 한 영향을 주고 있는지 한국농업부문의 자 료를 이용하여 실증적으로 분석하는데 연 구목적을 두고 있다. 연구방법론 측면에서

보면, 기술 및 수요충격을 식별하고 이들 두 충격이 농업총요소생산성에 미치는 효과를 실증적으로 분석하기 위한 계량분석 모형으로서 본 연구에서는 구조적 벡터자기회귀모형을 사용하고 있으며 식별된 교란항을 구조적 충격으로 해석하기 위해서단기 식별제약식을 부과하고 있다.

본 연구의 순서는 다음과 같다. 제2장에서는 본 연구에서 사용되는 구조적 벡터자기회귀모형과 구조적 충격들을 식별하기위한 제약식에 대해서 논의하며, 제3장에서는 연구자료에 대한 설명과 사전적인 자료분석 결과를 제시한다. 제4장에서는 실증적 분석결과를 구조적 충격에 대한 충격반응함수와 상대적 기여도 분석을 중심으로 검토하며, 마지막으로 제5장에서는 본연구의 결론이 제시된다.

# 2. 거시계량모형의 설정 및 식별

농업생산성성장에 대한 외생적 기술충격과 경기변동적 수요충격의 상대적 영향을 조사하기 위해서 이러한 구조적 충격을 확인하는 것이 중요하기 때문에 외생적 생산성충격과 수요충격을 확인하기 위한 계량 모형으로서 본 연구에서는 구조적 벡터자기회귀모형(structural VAR)을 사용하고자한다.

구체적으로 모형을 살펴보면 구조적 모형은 농업생산성성장률( $\Delta s$ )과 경기변동적 농업생산활동을 나타내는 지수(d)라는 두변수로 구성되는데, 두 변수의 시계열,  $\{[\Delta s_t, d_t]\}_{t=0}^{\infty}$ 은 정상확률과정(stationary stochastic process)으로서 기술충격( $\epsilon_{1t}$ )과수요충격( $\epsilon_{2t}$ )이라는 두 가지 구조적 충격에 의해서 영향을 받으며, 구조적 충격,  $\epsilon_1$ 과  $\epsilon_2$ 는 0의 평균값을 가지고 시계열상의모든 기에서 시계열적으로 그리고 상호간에 무상관관계를 가지고 있으며,  $\epsilon_t$ 의 공분산행렬은 모든 기에서 단위행렬을 가지고 있는 것으로 가정한다.

△s와 d의 동태적 변화를 보여주는 구조적 두변수 이동평균모형(structural bivariate MAR)은 식(1)로 나타낼 수 있으며, 농업생산성성장률에 미치는 구조적 충격의 영향정도를 분석하기 위해서는 C(L)을 추정하고 추정된 결과를 바탕으로 각각의 구조적 충격에 대한 △s의 기간별 충격반응이 측정되어야 한다.

(1) 
$$\begin{bmatrix} \Delta s_t \\ d_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11}(L) & C_{12}(L) \\ C_{21}(L) & C_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$
$$= C(L)\varepsilon_t$$
$$E(\varepsilon_t) = 0, E(\varepsilon_t \ \varepsilon_t) = I,$$
$$E(\varepsilon_t \ \varepsilon_s) = 0 \quad \forall \ t \neq s$$

시계열  $\{[\Delta s_t \ , \ d_t]\}_{t=0}^{\infty}$ 은 정상확률 과

<sup>1</sup> 구조적 벡터자기회귀모형에 관한 초기의 연구 로는 Bernanke(1986), Blanchard and Watson (1986), 그리고 Sims(1980) 등이 있으며, 일반 적으로 구조적 VAR모형에서는 구조적 충격을 식별하기 위한 제약식으로는 단기제약식을 많

이 사용하는 것에 반하여 Balanchard and Quah (1989), 그리고 Shapiro and Watson(1988) 등은 장기 식별제약식을, Gali(1992) 등은 장단기 식별제약식을 모두 사용하고 있음.

럼 Wald 이동평균(moving average)으로 표현될 수 있다.

(2) 
$$\begin{bmatrix} \Delta s_{t} \\ d_{t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} G_{11}(L) & G_{12}(L) \\ G_{21}(L) & G_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \nu_{1t} \\ \nu_{2t} \end{bmatrix}$$

$$= G(L)\nu_{t} \quad (G(0) = I)$$

$$\nu_{1t} = \Delta s_{t} - P [\Delta s_{t} | \Delta s_{t-1}, d_{t-1}, d_{t-1}, d_{t-2}, \cdots]$$

$$\nu_{2t} = d_{t} - P [d_{t} | \Delta s_{t-1}, d_{t-1}, d_{t-1}, d_{t-1}, d_{t-2}, \cdots]$$

$$E(\nu_{t} \quad \nu_{t}) = \Sigma,$$

$$E(\nu_{t} \quad \nu_{s}) = 0 \quad \forall \quad t \neq s$$

즉  $\nu_t$ 는  $[\Delta s_t, d_t]$ 를 그 자신의 시차 값에 투영하는 것으로부터 발생되는 잔차 벡터를 나타내며, 공분산벡터 Σ를 가지며, 시계열상으로 무상관관계를 가지고 있다. 잔차벡터  $\nu_i$ 는 구조적 충격벡터  $\epsilon_i$ 의 선형 결합이기 때문에 잔차벡터 レ는 축소형태 충 격벡터이며, 따라서 식(1)의 구조적 이동평 균모형과는 달리 식(2)의 이동평균모형은 축소형태 이동평균모형이라고 할 수 있다.

C(L)을 추정하기 위해서는 식(2)로 나 타난,  $[\Delta s_t, d_t]$ 에 대한 축소형태 두변 수 이동평균모형에서 식(1)이 식별되어야 한다. 다시 말하자면 식(3)에서 보는 것처 럼 축소형태 충격벡터 νι와 구조적 충격벡 터  $\epsilon$ ,간의 선형결합관계를 나타내는 유일 한 비특이행렬인, 변환행렬 S를 발견하여 야만 한다.

(3) 
$$S \varepsilon_t = \nu_t \quad \forall t$$

정이기 때문에  $[\Delta s_t$  ,  $d_t$ ]은 식(2)에서 처  $\Delta$  식(3)에서  $\Delta S = \Sigma$ 라는 관계식을 도 출할 수 있으며, 관계식으로부터 변환행렬 S의 원소를 확인하기 위한 3개의 식별제 약식을 가질 수 있으나, S를 완전히 식별 하기 위해서는 추가적으로 한 개의 식별제 약조건이 필요하다.

> 일반적으로 t기 동안의 생산활동수준은 (t+1)기에 이용가능한 기술 또는 지식의 양에 영향을 주게 되며, 변화된 기술 또는 지식의 양은 노동 및 자본과 같은 물리적 인 생산요소와 결합되면서 (t+1)기를 포 함한 미래의 생산활동에 영향을 미치게 된 다고 볼 수 있다. 하지만 이와는 대조적으 로 기술충격은 자명적으로 충격이 발생한 기간의 기술수준에 바로 영향을 주게 된다. 따라서 경기변동적 수요충격에 의한 생산 활동수준의 변화는 동기간 동안의 생산성 성장률에 바로 영향을 미친다고 볼 수 없 기 때문에, 본 연구에서는 구조적 수요충격  $\epsilon_{2t}$ 는 충격이 발생한 기간에는 농업생산성 에 어떠한 영향도 주지 않는다는 것을 변 환행렬 S를 확인하기 위한 식별가정으로 사용하고자 한다. 이러한 가정은 식(1)과 관련하여 C(L)에 다음과 같은 제약조건을 부여하게 된다.

$$(4) \quad C_{12}(0) = 0$$

특히 식(4)의 식별제약조건은 본 연구에 서 가정하고 있는 구조적 충격인 기술 및 수요충격이 장기적으로 농업생산성에 항구 적인 영향을 줄 수 있는 것을 가능케 하고 있다.

식(4)의 제약조건은 G(0) = I와 함께 변환행렬 S가 하삼각행렬임을 말해주고 있으며, 따라서 S는 잔차벡터  $\nu_t$ 의 공분산벡터인  $\Sigma$ 의 Choleski분해(Choleski factorization)를 통해 유일하게 도출될 수 있다. 식(2)의 G(L)에 대한 추정식은  $[\Delta s_t, d_t]$ 에 관한 축소형태 자기회귀모형의 추정식을 가역시킴으로써 구할 수 있으며, Choleski분해를 통해 구해진 S를 이용하여 식(1)의 C(L)에 대한 추정식을 유도할 수 있다. 이와 같은 과정을 거쳐서 도출된 구조적 이동평균모형을 사용하여 기술충격 및 수요충격이 농업생산성에 미치는 동태적 영향을 파악할 수 있게 된다.

# 3. 자료 및 사전분석

실증분석을 위하여 본 연구에서 사용된 자료는 1971년~1998년 기간동안의 연간자료로서. 농업생산성성장률 △s에 대해서는 성장회계방정식을 이용하여 계산된 농업총요소생산성(TFP)를 로그화한 다음 일차차분하여 얻어진 수치를 사용하였다. 경기변동적 농업생산활동을 나타내는 지수인 d에대한 변수로는 일반적으로 농업부문고용률또는 농업생산시설가동률 등이 사용될 수있는데, 농업부문의 특성상 이러한 변수들에 대한 통계자료를 구하기 어렵기 때문에본 연구에서는 당해 연도 농업생산부가가치액을 GDP 디플레이터로 환산하여 구하여진 실질농업생산부가가치액을 추세 제거

한 수치를 d에 대한 대용변수로서 사용하였다.<sup>2</sup> 농업총요소생산성에 대한 자료로는 김용택 외(2000)에서 성장회계방정식을 사용하여 계산된 수치를 이용하였으며, 실질 농업생산부가가치액에 대한 자료는 농림부발간 「농가경제통계」 각 년도를 이용하였다.

총생산함수를 가정한 성장회계방정식을 이용하여 구하여진 총요소생산성성장률은 Solow잔차이기(Solow, 1957) 때문에, 생산에 대한 규모수익증대 또는 생산활동에 있어서 축적된 노동 등으로 말미암아 Solow 잔차를 추정하는데 필요한 가정들이 충족되지 않을 경우 왜곡된 수치결과를 초래할수 있다. 따라서 본 연구에서는 Hall(1990)의 연구결과를 따라 생산에 있어서 규모수익증대 등의 효과를 고려한 상수 기를 아래와 같이 성장회계방정식에 도입함으로써조정된 총요소생산성변화율을 추정하여 실증분석에 사용하였다.

(5) 
$$\Delta s = \Delta y_t - (1+\gamma)$$

$$\left\{ \overline{\lambda}_j \sum_j \ln z_j(t) - \ln z_j(t-1) \right\}$$

식(5)에서  $z_i$ 는 j번째 투입요소이며,  $\lambda_i$ 는 j번째 투입요소가 전체 생산비에서 차

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> (추세제거된) 실질농업생산부가가치액의 연도 별 변화를 보면 Hodrick-Prescott filter통해서 구해진 추세선을 실제 GDP추세에서 제거하여 도출된 GDP H-P편차(조하현, 1997)와 비교하 여보면 경기변동순환일 측면에서 어느 정도 일 차하는 모양을 보여주고 있기 때문에 기후 등 자연재해요인에도 불구하고 실질농업생산부가 가치액의 연도별 변화가 경기변동적 특성을 나 름대로 반영하고 있다고 볼 수 있음.

지한 비중을 표시한다.3 김용택 외(2000)에서는 또한 계량분석모형을 사용하여 연평균 총요소생산성성장률을 추정하였는데 그결과를 보면 성장률의 13%만이 순수 기술변화효과이고 87%는 규모수익증대효과로나타나고 있다. 이 결과를 바탕으로  $\gamma$ 의 값을 추정할 경우  $\gamma$ =5.4가 되나  $\gamma$ 이 1.6을념을 경우에는 1970년대 평균 총요소생산성성장률이 음의 값을 가지고 있어 동기간중에 기술적 후퇴가 있는 것으로 나타나기때문에 식(5)에 투입되는 상수  $\gamma$ 의 값으로는 1.6을 사용하였다.

본 연구의 실증분석에 사용되는 계량모형을 보면 농업생산성 s가 I(0)과정일 경우, 식(2)에서 |E(z)|가 z=1에서 영이됨에 따라  $[\Delta s_t$ ,  $d_t$ ]에 대한 축소형태 이동평균모형이 가역적이지 않으며, 따라서  $[\Delta s_t$ ,  $d_t$ ]에 대한 축소형태 자기회귀표현이 가능하지 않게 된다. 구조적 이동평균모형의 추정은  $[\Delta s_t$ ,  $d_t$ ]에 대한 축소형태 자기회귀모형을 바탕으로 이루어지기때문에 본 연구의 계량모형설정에서는 s는 I(1)과정, 그리고 d는 I(0)과정을 가정하고 있다. 따라서 두변수 자기회귀모형을 추정하기에 앞서서 s와 d에 대한 단위근(unit

root)검정을 ADF검정법(Augmented Dickey-Fuller Test)을 사용하여 실시하였는데4, s에 대해서는 규모수익증대 등의 효과가 조정되지 않은 경우( γ=0)와 조정된 경우( γ=1.6)로 구분하여 검정을 하였다. <표 1>에서 요약된 검정결과를 보면 조정계수 γ이 어떤 값을 취하더라도 s가 단위근을 가진다는 귀무가설은 5% 유의수준에서 기각될 수 없었으며, ⊿s가 단위근을 가진다는 귀무가설은 아주 낮은 유의수준에서 기각되었다. d가 단위근을 가진다는 귀무가설 또한 5% 유의수준에서 기각됨에 따라 시계열 계량모형에서 가정된 ⊿s와 d의 적분차수를 가지고 본 연구에서는 실증분석을 실시하였다.

표 1 단위근 검정결과

변 수	t( β)
<b>∆</b> s( γ=1.6)	-1.23
s( γ=1.6)	-6.09
$\Delta s(\gamma=0)$	-1.69
s( γ=0)	-4.11
d	-3.00

주:  $t(\hat{\beta})$ 는 ADF검정회귀식  $\Delta x_t = \alpha + \beta x_{t-1} + \delta \Delta x_{t-1} + \nu_t$ 에서  $\beta$ 에 대한 t통계량을 표시함. 단위근 귀무가설에 대한 5%와 10% 점근적 임계치는 각각 -2.86과 -2.57임 (Fuller(1976), p. 373).

<sup>&</sup>lt;sup>3</sup> 본 연구의 실증분석자료로 이용된 김용택 외 (2000)의 연구결과를 보면 총산출성장률 △y<sub>t</sub> 는 부문별 산출품목의 기여도를 고려한 수식 인 {\overline{\textit{\t

<sup>4</sup> 확정추세항은 통계적으로 유의하지 않는 것으로 나타났기 때문에 확정추세항을 포함하지 않는 ADF검정식을 단위근 검정에서 사용하였음.

### 4. 실증분석 결과

VAR 추정식에 대한 시차크기를 결정하 기 위해서 AIC기준을 사용한 결과, 일차시 차 VAR모형이 적절한 것으로 나타났기 때 문에 실증분석을 위해서 본 연구에서는  $[\Delta s_t, d_t]$ 에 대한 일차시차 자기회귀모 형(first-order VAR)을 성장회계방정식 조 정계수 r=1.6을 이용하여 추정하였다.5 추 정에 앞서서 조사자료들은 추세 제거되었 으며, 또한 표본평균값이 0이 되도록 조정 되었다. 추정된 일차시차 자기회귀모형을 구조적 이동평균모형으로 변환시기키 위해 서는 변환행렬 S가 필요한데, 본 연구에서 가정된 변환행렬 식별조건에 따르면 S는 Choleski분해에 따라 도출되는 하삼각행렬 이기 때문에 Choleski분해를 이용하여 구 조적 이동평균모형이 추정되었다. 또한 추 정된 모형에서 총요소생산성 s,는 차분형 태로 되어 있기 때문에 구조적 충격이 농 업총요소생산성에 미치는 동태적 영향을 분석하기 위하여 추정된 이동평균모형은  $[s_t, d_t]$ 에 대한 이동평균모형으로 변환 되였다.

### 4.1. 구조적 충격에 대한 충격반응분석

<그림 1>과 <그림 2>는 기술 및 수요

충격에 대한 (로그화된) 농업총요소생산성 및 경기변동적 농업생산활동지수의 충격반 응함수를 보여주고 있으며, 추정된 충격반 응점들에 대한 ±2 표준오차밴드는 점선으로 나타나고 있다.6 그림에서 나타난 충격 반응함수는 모두 표준편차 크기만큼의 구조적 충격이 주어졌을 때 나타나는 충격반 응정도를 의미하고 있다.

<그림 la>에서 나타난 농업총요소생산 성의 기술충격에 대한 충격반응을 보면, 농 업총요소생산성은 충격이 주어지는 시점에 서 약 9.6% 증가한 다음 그 이후 4~5년 기간 동안에 전체적으로 감소추세 속에서 생산성이 감소와 증가의 주기적 변동을 보 이면서 항구적으로 약 6.5% 수준에서 안정 화되는 모습을 보여주고 있다. 이러한 결과 는 비안정적(non-stationary) 기술충격을 기초한, 전형적인 실질경기변동모형(RBC model)의 예측과 일치한다고 할 수 있다.7 <그림 lb>는 수요충격에 대한 농업총요소 생산성의 반응과 관련하여 흥미로운 결과 를 나타내고 있는데, 수요충격에 반응하여 농업총요소생산성은 충격이 발생한 다음 기에 약 1.5%의 증가를 나타내고 있으며 미약한 변동을 보이면서 점차 약 1.2%의 장기적 수준으로 접근하고 있음을 볼 수

<sup>5</sup> 이차시차 이상의 항을 가진 축소형태 자기회귀 모형을 추정한 결과를 보면 일차시차 축소형태 자기회귀모형의 추정결과와 내용적으로 거의 동일한 것으로 분석되었음.

<sup>&</sup>lt;sup>6</sup> 충격반응에 대한 표준오차는 축약형 VAR모형 추정계수 분포를 이용하여 1,000번의 무작위추 출을 행한 몬테 카르로 시뮬레이션(Monte Carlo simulation)에 의해서 계산되었으며, 몬테 카르 로 시뮬레이션에 대한 자세한 설명은 Doan(1988, Ch.10)을 참조하기 바람.

<sup>&</sup>lt;sup>7</sup> 비안정적 기술충격을 지닌, 실질경기변동모형에 대한 자세한 설명은 McCallum(1989)과 Blanchard and Fischer(1989)를 참조하기 바람.

그림 la 기술충격에 대한 농업총요소생산성(S)의 충격반응함수

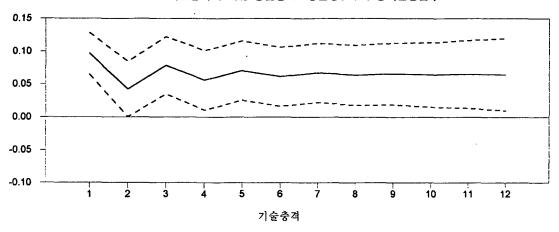
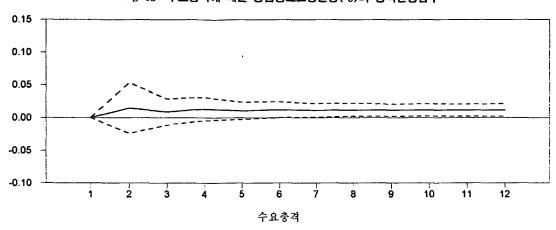


그림 lb 수요총격에 대한 농업총요소생산성(s)의 총격반응함수



있다. 이러한 사실은 수요충격에 의해서 주 도되는 경기변동요인이 농업총수요생산성에 항구적으로 긍정적 영향을 준다는 것을 제 시하고 있다. 즉 수요충격에 대한 농업총요 소생산성의 반응충격함수는 호황에 의해서 농업부문의 생산활동이 증대될 경우 이러한 생산활동의 증대는 농업총요소생산성의 항 구적 증대로 이어지고, 반대로 불황의 경우 에는 생산활동의 축소로 인하여 생산성이 부정적 영향을 받고 있음을 시사하고 있다.

기술충격과 수요충격에 대한 경기변동적

농업생산활동지수의 충격반응함수는 <그림 2a>와 <그림 2b>에 각각 나타나고 있는데, 양 구조적 충격이 생산활동 수준에 미치는 동태적 영향은 비슷한 모습을 보여주고 있다. 즉 구조적 충격들은 충격이 발생한 초기에 생산활동 수준에 증대되는 긍적적 영향을 주고 있으며, 점차 그 영향은 줄어들면서 약 4~5년 뒤에는 사라지는 모습을 보여주고 있다. 예상되었던 것처럼, 초기의 충격정도와 관련하여 수요충격이 기술충격에 비해서 충격이 발생한 초기에

그림 2a 기술총격에 대한 농업생산부가가치액( d)의 총격반응함수

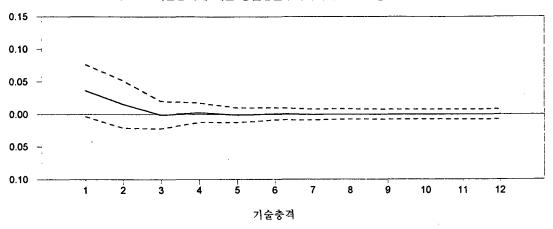
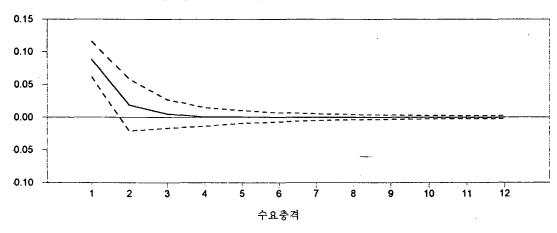


그림 2b 수요층격에 대한 농업생산부가가치액( d)의 충격반응함수



생산활동 수준에 미치는 영향이 상대적으로 높은 것으로 나타나고 있다.

앞에서 언급되었던 것처럼 한국농업 생산성의 변화가 규모의 수익성효과에 의해서 크게 영향을 받았다는 점을 감안하면 지금까지 논의된 충격반응함수는 성장회계 방정식 조정계수 r의 값을 최소한도로 추정한 결과라고 해석할 수 있다. 따라서 김용택 외(2000)에서 제시된, 농업생산성변화에 대한 실증적 요인분석의 결과를 감안할경우 조정계수 r의 값은 1.6보다 클 가능

성이 높으나, 1.6보다 큰 수치를 r의 값으로 이용하여 실제로 추정한 결과를 보면 구조적 충격에 대한 총요소생산성과 생산활동지수의 반응이 지금까지 논의된 연구결과와 비교하여 큰 변화없이 비슷한 모습과 변동수준을 보여주는 것으로 나타났다. 또한 논의된 충격반응함수의 정성적 결과는 r의 값이 0.3보다 작을 경우를 제외하고 모두 동일하게 나타나고 있다. r이 0.3인 경우에 요소생산성변화에 대한 기술변화효과가 규모수익성효과보다 약 2배 정도

큰 것으로 나타나고 있으며, r의 값이 0.3 보다 작을수록 기술변화가 기여하는 효과 가 규모수익성효과보다 더욱 증대되는데, 김용택 외(2000)에서 제시된 총요소생산성 변화요인에 대한 실증적 조사연구결과를 감안하면 r의 값이 0.3보다 작을 가능성은 매우 희박하기 때문에 본 연구의 정성적 결과는 조정계수 r의 값에 대해서 민감하 게 반응하지 않은 것으로 해석될 수 있다.

#### 4.2. 구조적 충격의 상대적 기여분석

기술충격 및 수요충격이 농업총요소생산 성과 경기변동적 농업생산활동수준의 변화에 어느 정도 기여하는지를 알아내기 위하여두 시계열변수  $s_t$ 와  $d_t$ 에 대한 예측오차분해(forecasting error variance decomposition)와 역사적 분해(historical decomposition)를 여기에서는 조사하였다.

표 2 농업총요소생산성의 예측오차분산분해

 예측기간(년)	기술충격( $oldsymbol{arepsilon}_{1t}$ )	수요충격( ε <sub>2t</sub> )
1	100.0	0.00
2	98.08	1.92
3 4	98.33 97.75	1.67 2.25
8	97.42	2.58
12	97.26	2.74

표 3 농업생산활동지수의 예측오차분산분해

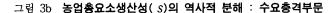
예측기간(년)	기술충격( $arepsilon_{1t}$ )	수요충격( $oldsymbol{arepsilon}_{2t}$ )
1 2	14.49 16.04	85.51 83.96
3	16.01 16.07	83.99 83.93
8 12	16.09 16.09	83.91 83.91

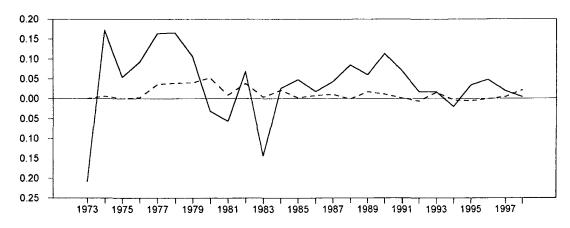
<표 2>와 <표 3>은 농업총요소생산성 과 농업생산활동지수에 대한 예측오차분산 분해를 1~12년의 예측영역기간에 걸쳐서 나타내고 있는데, 표들로부터 다음과 같은 내용들이 관찰될 수 있다. 첫째, 수요충격 은 모든 예측기간에서 걸쳐서 농업총요소 생산성 예측오차변동의 3% 미만만을 설명 하고 있을 뿐이며 농업총요소생산성 변동 의 대부분은 기술충격에 의해서 설명되고 있다. 이러한 결과에 따르면 충격반응함수 에서 수요충격이 농업총요소생산성에 항구 적으로 긍정적인 영향을 주고 있음에도 불 구하고 생산성에 대한 수요충격의 상대적 기여도는 기술충격에 비해서 매우 작음을 알 수 있다. 둘째, 농업총요소생산성에 대 한 분산분해 결과와는 달리 경기변동적 농 업생산활동수준은 수요충격에 의해서 주로 설명되고 있다. 하지만 기술충격도 생산활 동수준의 변동에 적지 않게 기여하고 있음 을 알 수 있다.

두 개의 구조적 충격 중 하나를 영으로 고정시키는 방법을 통해서 농업총요소생산 성과 농업생산활동지수 예측오차의 시계열을 기술충격과 수요충격에 관련된 부문, 즉기술충격에 따른 구성요소와 수요충격에 따른 구성요소로 각각 분해할 수 있다. <그림 3>과 <그림 4>는 농업총요소생산성과경기변동적 농업생산활동지수의 예측오차시간경로를 구조적 충격에 의해서 설명되는 부문(점선)으로 나누어, 실제 예측오차경로(실선)와 함께 보여주고 있다. 농업총요소생산성에 대한 예측오차분산분해에서예상되었듯이, 생산성 변동은 기술충격에

0.20 0.15 0.10 0.05 -0.00 -0.05 -0.10 -0.15-0.20 -0.25 1975 1977 1979 1981 1983 1985 1989 1987

그림 3a 농업총요소생산성(s)의 역사적 분해 : 기술충격부문





의해서 거의 주도되었음을 <그림 3a>은 잘 보여주고 있으며, 수요충격은 70년 후반을 제외하고는 거의 중요치 않았음을 알수 있다(그림 3b). 예측오차분산분해와 함께 농업총요소생산성에 대한 이러한 예측오차 시계열분해는 기술충격이 농업총요소생산성 변동의 지배적인 원인이 된다는 것을 명백히 보여주고 있다. 경기변동적 농업생산활동지수에 대한 예측오차 시계열분해를 <그림 4>에서 보면, 생산성변수의 경우와는 대조적으로 70년대 초반을 제외하고

의해서 거의 주도되었음을 <그림 3a>은 수요충격이 생산활동수준의 변화에 대한 잘 보여주고 있으며, 수요충격은 70년 후반 지배적 변동원천이 되고 있음이 잘 나타나을 제외하고는 거의 중요치 않았음을 알 고 있어, <표 3>의 농업생산활동지수에 대수 있다(그림 3b). 예측오차분산분해와 함 한 예측오차분산분해의 결과와 일치하는께 농업총요소생산성에 대한 이러한 예측 모습을 보여주고 있다.

충격반응함수의 경우와 마찬가지로 구조적 충격의 상대적 기여는 조정계수 r의 값이 1.6보다 클 경우에도 큰 차이없이 유사한 결과가 나타난 것으로 조사되었으며, 또한 상대적 기여에 대한 정성적 결과는 r이 0.3보다 클 경우에는 동일한 것으로 나타났

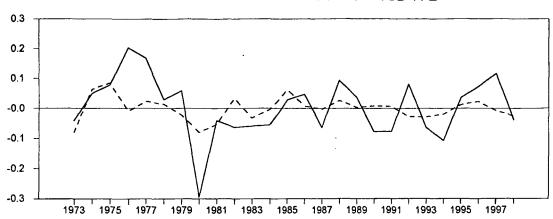
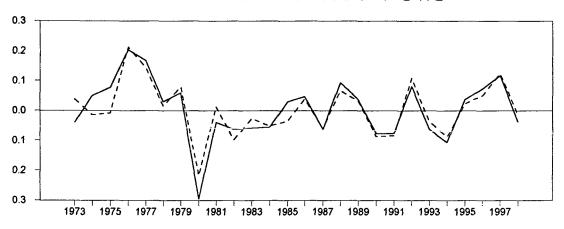


그림 4a 농업생산부가가치액( d)의 역사적 분해 : 기술충격부문

그림 4b 농업생산부가가치액(d)의 역사적 분해 : 수요총격부문



다. 따라서 조정계수 r이 취할 수 있는 가능한 값을 고려할 경우, 본 연구에서 제시된 구조적 충격의 상대적 기여도분석은 어떠한 r의 값에 대해서 크게 영향받지 않는, 강력한 (robust) 결과를 보여준다고 할 수 있다.

## 5. 결 론

농업총요소생산성의 변동요인을 기술변화, 규모수익성의 효과 등과 같이 외생적

요인으로 한정하고 이들 요인들이 어느 정도 생산성변화에 영향을 주는 것을 실증적으로 조사하는 연구와는 달리 본 연구에서는 농업총요소생산성 변화에 대하여 외생적 요인인 기술충격과 경기변동적 수요충격이 미치는 상대적 효과를 실증적으로 분석하고자 하였다. 구조적 충격, 즉 기술충격 및 수요충격이 농업총요소생산성에 미치는 영향 정도를 추정하기 위한 계량분석모형으로서는 농업총요소생산성과 경기변동적 정도를 나타내는 농업생산활동지수에

기초한 구조적 벡터자기회귀모형을 이용하였다. 총수요의 변동을 일으키는 수요충격은 내생적 성장이론에서 논의되는 경로를8 포함하여 다양한 경로를 통하여 생산성에 항구적으로 영향을 줄 수 있으며, 개념적으로 기술충격은 충격이 발생한 시기의 기술수준과 생산성에 영향을 미친다는 점을 고려하여 수요충격이 충격이 발생하는 동기간에 생산성에 영향을 주지 않는다는 것을 구조적 충격을 식별하기 위한 제약식으로 사용하였다.

농업생산활동지수으로는 농업생산시설 활용수준 또는 농업생산활동 참여율 등을 사용하여야 하나, 농업부문의 특성상 이러한 변수들에 대한 관찰은 불가능하기 때문에 실질농업생산부가가치액을 추세제거한 수치를 대용변수로서 활용하였다. 농업총요소생산성은 일차차분 안정적 과정이기 때문에 일차차분된 농업총요소생산성, 즉 농업총요소생산성변동률과 농업생산활동지수에 대한 두변수 자기회귀모형을 이용하여구조적 충격이 생산성과 생산활동수준에 미치는 영향을 추정하였으며, 추정식에 사용된 농업총요소생산변동률에 대해서는 성장회계방정식 조정계수를 활용하여 조정된수치를 활용하였다.

실증적 자료를 바탕으로 추정한 결과는

다음과 같이 요약될 수 있다. 첫째, 충격 반응함수에 따르면 기술충격에 비해서 상 대적 크기는 적지만 수요충격도 생산성에 항구적으로 긍정적인 영향을 주는 것으로 나타났다. 불황기에는 비효율적인 생산부 문을 축소 또는 제거하는 것을 통하여, 아 니면 생산성증대를 위한 기회비용이 상대 적으로 작기 때문에 훈련을 통한 인적 자 본축적활동을 활발히 하는 것을 통하여 생 산성에 장기적으로 부정적 영향을 준다고 볼 수 있다. 따라서 생산성에 대한 수요충 격이 항구적으로 농업생산성에 긍정적 영 향을 미친다는 연구결과는 한국농업부문의 경우 경기변동에 따른 생산활동수준의 변 화가 학습효과를 통하여 생산성에 장기적 으로 미치는 긍정적 효과가 이러한 부정적 효과보다 상대적으로 큰 것을 시사하는 것 으로 해석될 수 있을 것이다. 둘째, 수요충 격의 생산성에 대한 항구적 영향에도 불구 하고 구조적 충격이 생산성에 미치는 상대 적 기여도를 보면 농업총요소생산성의 변 동은 기술충격에 의해서 현저하게 설명되 는 것으로 나타났다. 따라서 내생적 성장이 론에서 제시하는 경로를 포함하여 여러 경 로를 통하여 생산성에 대한 수요충격의 장 기적 효과를 인정하더라도 지금까지 자료 를 보면 한국농업에 있어서 수요충격은 농 업총요소생산성의 변동에 큰 영향을 미치 지 못한 것으로 평가된다. 셋째, 기술충격 도 어느 정도 농업생산활동수준의 변동에 기여하였지만 예상되었던 것처럼 수요충격 이 생산활동 수준에 대한 주도적인 설명요 인으로 나타났다.

<sup>8</sup> 예를 들어 기술 및 수요충격을 가지고 있는, Uzawa-Lucas형태의 인적 자본축적을 통한 내 생적 성장모형에서는 모형이 지니는 내생적 성 장특성에 의하여 수요충격은 항구적으로 생산성 에 영향을 미칠 수 있음. Uzawa-Lucas성장모형 에 대한 자세한 설명은 Barro and Sala-i-Martin(1995, Ch.4~5)올 참조하기 바람.

결론적으로 분석결과를 보면 경기변동적 요인인 수요충격이 생산성에 항구적으로 긍정적인 영향을 주지만, 그럼에도 불구하 고 총요소생산성의 변동은 기술충격에 의 해서 크게 의존하는 것으로 나타났다. 지금 까지 기존의 연구들이 경기변동적 요인들 을 고려하지 않고 외생적 요인들만을 대상 으로 농업총요소생산성에 대한 실증적 분 석을 진행하였기 때문에 총수요의 변동을 통하여 생산성에 영향을 미치는 경로들은 고려하지 않았다는 측면에서 문제점이 지 적될 수 있으나, 본 연구의 결과는 경기변 동적 수요요인들이 생산성에 미치는 효과 가 외생적 기술요인에 비하여 상대적으로 작고 생산성의 변화는 기술요인에 의해서 주도되었다는 것을 실증적으로 보여주고 있기 때문에 제한된 가정아래에서 도출된 연구결과임에도 불구하고 기존연구의 연구 내용은 본 연구결과에 의해서 상당 부분 지지된다고 할 수 있다. 마지막으로 농업생 산활동지수에 대한 대용변수로서 사용된 실질농업생산부가가치액은 경기변동적 요 인 외에도 농업부문의 특성상 기후 등 자 연재해적 요인들에 의해서도 많이 영향을 받는다는 점을 감안하면 대용변수 이용측 면에서 본 연구의 한계점이 지적될 수 있 으며 따라서 향후 수요충격과 농업생산성 변동간의 관계성 연구에 있어서는 d에 대 한 보다 적합한 대용변수 발굴이 중요한 과제라고 판단된다. 또한 최근 한국농업이 선진농업으로 전환되면서 농업생산성에 영 향을 미치는 요인들로서 규모수익성의 효 과가 급격히 감소하면서 자본의 축적, 생산

학습효과 등 기타 요인들이 점차 중요하게 자리잡을 것으로 예상되며 이에 따라 향후 수요충격이 총요소생산성성장에 미치는 영향이 적지 않을 것으로 예상되기 때문에 본 연구의 결과를 미래 선진농업체제에서 총요소생산성성장에 미치는 수요충격의 영향을 예측하는데 사용하는 것에는 상당한 주의가 요구된다고 할 수 있다.

#### 참고문헌

김용택 등. 2000. 「농업생산성 제고방안」. 한국 농촌경제연구원.

농림부. 각 년도. 「농가경제통계」.

조하현. 1997. 「한국 경기변동의 원인과 파급경 로」. 세경사.

Barro, R.J., and X. Sala-i-Martin. 1995.

Economic Growth MIT Press.

Bernanke, B.S., 1986. "Alternative Explanations of the Money-Income Correlation." Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy. 25.

Blanchard, O.J., and D. Quah. 1989. "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances." *American Economic Review*. 79-4.

Blanchard, O.J., and S. Fischer. 1989. *Lectures* on *Macroeconomics*. MIT Press.

Blanchard, O.J., and M.W. Watson. 1986.

"Are Business Cycles All Alike?" in
R.J. Gordon (Ed.), The American
Business Cycle: Continuity and Change.
University of Chicago Press.

Davis, S.J., and J. Haltiwanger. 1990. "Gross Job Creation and Destruction: Microeconomic Evidence and Macroeconomic Implication." *NBER Macroeconomics* 

#### Annual.

- Doan, T.A., 1988. *Rats User's Manual, Version* 3.00. VAR Econometrics.
- Fuller, W.A., 1976. Introduction to Statistical Time Series. New York: Wiley.
- Gali, J., 1992. "How well does the IS-LM Model fit Postwar U.S. Data?." Quarterly Journal of Economics. 107.
- Hall, R.E., 1990. "Invariance Properties of Solow's Productivity Residual." in P. Diamond (Ed.), Growth, Productivity, Unemployment. MIT Press.
- Hall, R.E., 1991. "Recessions as Reorganizations."

  \*\*NBER Macroeconomics Annual. 6.\*\*

  Lucas. R.E., 1988. "On the Mechanics of

- Economic Development." *Journal of Monetary Economics*. 22-1.
- McCallum, B.T., 1989. "Real Business Cycle Models." in R.J. Barro (Ed.), *Modern Business Cycle Theory*. Harvard University Press.
- Shapiro, M.D., and M.W. Watson. 1988. "Sources of Business Cycle Fluctuations." *NBER Macroeconomics Annual.* 3.
- Sims, C., 1980. "Macroeconomics and Reality." *Econometrica*. 48.
- Solow, R.M., 1957. "Technical Change and the Aggregate Production Function." *Review of Economics and Statistics*. 39-3.