양돈산업에서 생산성 변화가 가격에 미치는 영향

최 규 섭* 권 용 덕**

요 약

1983-1997년까지 14년간 6개 도별 생산비와 산지가격의 패널자료를 이용하여 Malmquist 생산성지수와 가격변화를 계측하여 생산성 변화가 가격에 미치는 영향을 규명하고자 하였다. 분석결과에 따르면, 첫째, 1983-1997년까지 14년간 우리나라 비육돈 산업의 생산성은 연평균 약 5.7% 성장하였고, 이러한 성장요인은 효율성 변화 0.3%와 기술변화 5.4%에 기인한 것으로 기술변화가 생산성의 성장을 주도한 것으로 나타났다. 그리고 1990년대 이후 평균 생산성이 10.5%로 1980년대에 비해 성장속도가 급격히 증가하여 전반적으로 지역간 생산력 수준이 상향·평준화되어 지역간 생산력 수준이 거의 유사한 것으로 나타났다. 둘째, 1980년대 비해 1990년대 이후 생산성 변화가 가격 변동을 설명할 수 있는 능력이 16.2%로 급격히 증가하였다. 생산성변화와 가격변화간 추정치는 -0.262로 14년간 우리나라 총요소 생산력의 연평균 5.7% 향상은 연평균 약 1.7%의 가격인하 효과를 유발한 것으로 나타났다.

1. 서 론
2. 연구방법
3. 자료설명
4. 분석결과
5. 요약 및 결론

1. 서 론

양돈산업은 국내 농업은 물론 축산부문에서 중요한 비중을 차지하고 있기 때문에 이 산업에서 국내 양돈농가가 갖는 경쟁력은 한국 축산경제의 발전을 좌우할 중요한 요소이다. 일반적으로 산업이 경쟁력을 갖추기 위해서는 공급측면에서 생산기술을 향상시켜 효율성을 높여야 하고 수요측면에서는 품질을 향상시켜 시장 지배력을 제고시켜야 한다. 그 동안 정부는 경쟁력 향상을 최우선 과제로 삼아 축산물 종합처리

* 경북대학교 농업경제학과 교수
** 한국농촌경제연구원 초청연구원

장 건설, 축산물 생산 및 유통 계열화, 축산단지 조성 등 생산성 향상을 위한 후속 조치를 강구한 바 있다.

이러한 지속적인 노력에도 불구하고 국내 양돈 산지가격이 한국의 주요 수입국인 미국에 비해 1.5~2배 정도 높은 수준임을 감안할 때 생산성 향상을 통한 경쟁력 확보는 그 어느 때보다 시급한 과제라 아니할 수 없다. 결국 이것은 현재 산지가격 수준에서 비육돈의 가격경쟁력을 높여야 수입저항력을 가질 수 있다는 것을 보여 준다. 그렇다면 현재 우리나라 양돈산업의 생산성 수준은 어떠하며 현재 생산규모와 생산기술 수준은 어느 정도인가?

그 동안 정부가 지속적으로 추구해 온 사육규모의 확대를 통한 생산성 향상이 과연 가격경쟁력의 강화에 어느 정도 영향을 미치며, 나아가서 가격경쟁력을 유지하기 위해서는 어느 정도 생산성을 향상시켜야 하는가 하는 것은 대단히 중요한 문제가 아닐 수 없다. 경쟁력 확보차원에서 우선적으로 고려해야 할 문제는 정확한 생산성 측정이며 아울러 생산성 변화가 어떠한 요인에 의해 발생하는지를 규명하는 작업이다. 이를 통해서 양돈산업의 생산성 향상을 위해 정부가 추진하고 있는 투융자 정책을 보다 효율적으로 집행·관리할 수 있는 방향을 제시할 수 있을 것이다. 즉, 선도농가와 비선도농가간 생산성 격차가 현저하게 나타난다면 비선도농가에 대한 효율성 제고를 위한 정책적 지원이 뒷받침되어야 하며, 지역간에 급격한 생산성 격차가 존재할 경우 차별적이고 선별적인 정책지원이 제시되어야 할 것이다.

일반적으로 생산성 측정은 자본생산성이나 노동생산성 등과 같은 부분요소 생산성(PFT: Partial Factor Productivity)과 모든 투입요소를 고려한 총요소 생산성(TFP: Total Factor Productivity)을 사용한다. 총요소 생산성은 Fisher, Tornqvist, Malmquist 생산성지수 등을 이용하여 추정 또는 계측하는데 어떤 지수를 선택할 것인가는 특정 함수의 가정여부, noise의 여부, 관측치의 효율성 가정여부, 분석자료(수량자료, 가격자료)의 성격 등에 달려 있다. 최근 요인별 생산성 분리와 정책적 적용가능성 등의 이점으로 Malmquist 생산성 지수를 생산성 측정에 많이 활용하고 있다. Malmquist 생산성 측정에 관련된 연구동향을 살펴보면 크게 3가지로 구분되는데, 첫째로는 Malmquist 생산성 지수의 가정과 특성에 대한 연구(Balk and Althin, 1996; Grifell-Tatje and Lovell, 1995), 둘째 Malmquist 생산성 지수를 측정하는 여러 추정 방법상의 연구(Hjalmasson et al, 1996), 마지막으로 Malmquist 생산성의 결정요인 등이 있다. Malmquist 생산성 지수를 이용하여 농업부문의 총요소 생산성을 측정한 대표적인 국내 연구로는 권오상과 강혜정(1999), 안동환 외(1998, 1999) 등이 있다.

본 연구는 앞서 제기한 문제 의식하에서 1983년부터 1997년까지 14년간 우리나라 양돈산업의 생산성 변화와 산지가격 변화간 실증적 관계 분석을 통해 이러한 물음에 대한 해답을 찾고자 한다. 이러한 목적을 달성하기 위해 우선 Malmquist 생산성

지수를 이용하여 양돈산업의 생산성 변화를 추정한다. 추정 방법으로는 투입과 산출요소에 대한 가격정보의 불확실성, 양돈사업에 정부지원 및 규제 등의 문제점을 고려할 때 특정 함수관계를 바탕으로 한 모수적 접근방법 대신에 비모수적 방법을 이용하였다. 또한 생산성을 여러 요인(효율성 변화, 기술변화)으로 분리해 측정하고, 생산성 변화와 가격변화간 관계를 규명하기 위해 이들에 대해 회귀분석을 수행하여 연구결과를 도출하고자 한다.

본 연구는 2장에서 생산성 변화와 가격변화간의 관계에 대한 이론적인 고찰과 Malmquist 생산성 지수에 대해 살펴보고, 3장에서는 분석에 사용된 자료를 설명하고 4장은 생산성 변화 측정 및 이들 변화와 가격변화간의 분석결과를 설명하고 마지막으로 5장에서는 요약 및 결론을 도출하는 순으로 되어 있다.

2. 연구방법

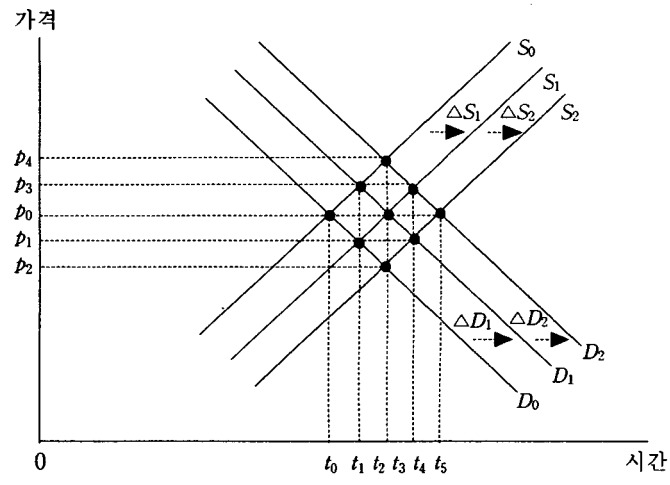
2.1. 생산성과 가격변화에 대한 이론적 검토

일반적으로 가격은 수요와 공급의 크기에 의해서 결정된다. 정태적 측면에서 초과수요는 가격을 상승시키는 압력 요인으로 작용하고 반대로 초과공급은 가격을 하락시키는 압력 요인으로 작용한다. 다시 말해 초과수요와 초과공급에 의한 수급불일치는 가격의 상승 또는 하락에 의해 해소된다고 할 수 있다. 한편 동태적 측면에서 볼 때 수요 및 공급에 미치는 요인들(소득, 인구, 기술진보 등)이 끊임없이 변화하므로 수요와 공급 또한 시간에 따라 변화하며 아울러 가격도 변동한다.

시간이 흐름에 따라 수요와 공급의 상대적 변화에 의해서 가격은 등락을 거듭하는데, 수요의 변화($+\triangle D$)가 공급의 변화($+\triangle S$)보다 클 경우에는 가격변화($\triangle P$)는 양(+)의 변화 크기로 나타나며, 반대로 수요의 변화($+\triangle D$)가 공급의 변화($+\triangle S$)보다 작을 경우에는 가격변화($\triangle P$)는 음(−)의 변화 크기로 나타난다. 또한 수요의 변화($+\triangle D$)가 공급의 변화($+\triangle S$)와 동일한 경우 가격변화($\triangle P$)는 0이다. 따라서 이러한 가격변화는 수요와 공급의 변화의 여러 조합(+, −, 0)에 의해 그 방향과 크기가 결정된다.

<그림 1>에서 t_0에서 t_5까지 가격변화의 진행방향은 크게 5가지로 구분되는데 여기서 설명의 편의를 위해서 수요와 공급곡선의 좌측 이동에 의한 가격변화의 경우는 제외하고 우측 이동에 의한 가격변화를 그 대상으로 한다. 첫째, 시간에 변화에 따라 수요곡선이 고정되어 있는 상태에서 공급의 변화(공급곡선의 이동: $\triangle S_1$, $\triangle S_2$)가 지속적으로 발생하여 가격이 하락하는 추세를 보이는 경우이다. 둘째, 공급곡선이 고정되어 있는 상태에서 수요의 변화(수요곡선의 이동: $\triangle D_1$, $\triangle D_2$)가 지속적으로 발생하여 가격이 상승하는 추세를 보이는 경우이다. 셋째, 수요의 변화보다 공급의 변화 크기가 상대적으로 커서 가격이 하락하나 그 크기는 첫째보다 작은 경우이다. 넷

그림 1 생산성 변화와 가격변화와의 관계



째, 수요의 변화 크기가 공급의 변화 크기보다 상대적으로 커서 가격이 상승하나 그 크기가 둘째보다 작은 경우이다. 마지막으로 수요의 변화와 공급의 변화의 그 크기가 상대적으로 동일하여 가격의 변화가 없는 경우이다.

따라서 수요와 공급변화에 따른 가격변화 $\triangle P$, 수요변화에 의한 가격변화 $\triangle P_D$, 공급변화에 의한 가격변화 $\triangle P_S$라 할 때 이들 관계는 다음과 표시된다.

$$\triangle P = \triangle P_D + \triangle P_S$$

$\triangle P_D(+) > \triangle P_S(-)$이면 $\triangle P$는 양(+), $\triangle P_D(+) < \triangle P_S(-)$이면 $\triangle P$는 음(−), $\triangle P_D(+) = \triangle P_S(-)$이면 $\triangle P$는 0이다. 한편 수요변화에 의한 가격변화($\triangle P_D$)는 소득, 인구, 기호 등의 변화에 의해 발생하며, 공급변화에 의한 가격변화($\triangle P_S$)는 생산요소가격, 기술진보 등의 변화에 의해 발생한다.

생산성 변화는 공급의 변화를 일으키는 요인중 하나이므로 생산성 변화에 의한 가격변화를 계측하기 위해서는 우선 가격변화 내에 내재하고 있는 수요요인에 의한 가격변화(소득, 인구요인 등의 요인에 의한 가격변화)를 제거한 공급요인에 의한 가격변화를 도출하여야 한다. 즉, $\triangle P_S = \triangle P - \triangle P_D$이다. 수요요인에 의한 가격변화를 제거할 경우 남아 있는 가격변화는 순수한 공급의 변화에 의한 가격변화가 된다.

2.2. Malmquist 생산성 지수 및 측정

Malmquist 생산성 지수 접근법은 생산성 변화를 측정하는 대표적인 방법중 하나[1]로써, Caves et al(1982)이 이론적 토대를 마련하고 Färe et al(1989)이 이를 응용하여 개발한 비모수적 방법이다. 이 생산성 지수

[1] 또 다른 방법은 처음 Hicks(1961)와 Moorsteen (1961)가 개발한 "Hicks-Moorsteen"접근이 있는데, 이 생산성 지수는 Malmquist 투입수량지수에 대한 산출수량지수의 비율로써 측정되며 각 기준시점과 비교시점에서 측정된 지수의 기하평균이다(Diewert, 1992).

는 투입량이 일정한 상태에서 산출량의 변화 차이를 측정하는 산출지향적 지수(output-oriented indices)와 산출량이 일정한 상태에서 투입량의 변화 차이를 측정하는 투입지향적 지수(input-oriented indices)로 구분된다. 본 연구에서는 산출지향적 지수를 이용하여 생산성을 측정하고자 한다.

산출지향적 Malmquist 생산성 지수는 산출량 거리함수(output distance function)를 이용하여 측정하는데 거리함수는 비용최소화 또는 이윤극대화와 같은 최적화 가정없이 복수투입물과 복수산출물간의 생산기술을 표현할 수 있다. 투입물 벡터를 x, 산출물 벡터를 y라고 할 때 각 시점의 기술을 기술집합(technology set) S로 표시하면 다음과 같다.

$S=\{(x, y)$: x로 y 생산가능$\}$

또한 생산기술은 다음과 같이 산출물 거리함수[2]를 통해서 나타낼 수 있다. x는 투입물벡터, y는 산출물벡터이다.

$$D_o(x, y)=D(x, y)=\min\{\rho:(x, \frac{y}{\rho})\in S\}$$

이러한 거리함수는 산출물에 대해 비증가(non-increasing)하나 투입물에 대해 증가(increasing)하며, 산출물에 대해 선형동차이다. 또한 어떤 산출물이 산출물 집합의 내부에 속하면 거리함수는 1보다 작은 값을 가지며, 산출물 집합의 경계선(등량곡선)상에 위치하면 1의 값을 가지게 된다. Malmquist 생산성 지수는 각 시점의 생산기술하에서 산출물 거리함수의 비율을 계산하여 변화율을 측정하는데, 기준시점(0)와 비교시점(t)에서 생산성 지수를 계산하여 이들 각 시점에서의 Malmquist 생산성 지수를 기하평균함으로써 생산성의 변화를 구할 수 있다.(Färe et al, 1994)

$$M_o\ (x_0, y_0, x_t, y_t)=[\ M_o^{\ 0}\times M_o^{\ t}]^{1/2}$$

$$=\left[\frac{D^0\ (x_t, y_t)}{D^0\ (x_0, y_0)}\times\frac{D^t\ (x_t, y_t)}{D^t\ (x_0, y_0)}\right]^{1/2}$$

여기서 $D^0\ (x_t, y_t)$는 비교시점(t)의 관측치로부터 기준시점(0)의 생산기술까지 거리를 나타낸다. M_o의 값이 1보다 크면 두 시점간 생산성 증가, 1의 값이면 불변, 1보다 작은 값이면 생산성 감소를 의미한다. 결국 윗 식 우측 항의 첫 번째 항은 0기의 기술측면에서 평가된 생산성 변화이고, 두 번째 항은 t기의 기술측면에서 평가된 생산성 변화임을 할 수 있다. 상기 식을 조정하여 정리하면 다음과 같다.

$$M_o(x_0, y_0, x_t, y_t)=\frac{D^t(x_t, y_t)}{D^0(x_0, y_0)}$$

$$\left[\frac{D^0\ (x_t, y_t)}{D^t\ (x_t, y_t)}\times\frac{D^0\ (x_0, y_0)}{D^t\ (x_0, y_0)}\right]^{1/2}$$

윗 식의 우측 항의 첫 번째 항은 각 시점에서 Farrell의 기술적 효율성의 비율이므로 두 시점간 효율성 변화(efficiency change)[3]를 의미하고, 두 번째 항은 기술변

[2] Farrell의 산출지향적 효율성 $E_o(x, y)=[D_o(x, y)]^{-1}$이다.

[3] Färe et al(1994)는 기술적 효율성을 다시 규모의 효율성(SE: scale efficiency)과 순수한 기술적 효율성(PTE: pure technical efficiency)으로

화(technical change)를 의미한다[4].

$$\text{효율성변화(E)} = \frac{\overline{od} / \overline{of}}{\overline{oa} / \overline{ob}}$$

$$\text{기술변화(T)} = \left[\frac{\overline{od} / \overline{oe}}{\overline{od} / \overline{of}} \times \frac{\overline{oa} / \overline{ob}}{\overline{oa} / \overline{oc}} \right]^{1/2}$$

따라서 Malmquist 생산성 지수는 효율성 변화 요인과 기술변화 요인이 곱인 형태인 $M_o = E \times T$으로 표시되며 양변에 대수를 취하면 합의 형태인 $\ln M_o = \ln E + \ln T$가 된다. 이를 그래프로 표시하면 <그림 2>와 같다. 설명의 편의를 위해 단일 투입물과 산출물의 경우로 상정하고 생산기술은 CRS라고 가정한다. A점과 B점은 각각 기준시점(0)과 비교시점(t)에서 농가(지역)의 투입과 산출수준을 나타낸다. 비효율적이라고 가정하면 각 시점에서 농가(지역)는 생산기술 수준 내에 위치해 있다.

Malmquist 생산성 지수의 측정과 관련하여 고려해야 되는 중요한 문제는 첫째, VRS로 가정했을 경우 참조기술의 시점과

분해하였다. 즉, $CRS_{TE} = VRS_{TE} \times SE$이다. 효율성 변화를 분리 계측하기 위해서는 생산기술 가정 CRS를 VRS로 전환해야 되는데 이를 위해서는 식 (15)와 (16)에 볼록성 조건(convexity constraint) $\sum \lambda = 1$을 추가하면 된다. 또한 Färe and Grosskopf(1996)은 기술변화를 투입편의(input bias)와 산출편의(output bias)로 분리하였다. 한편 규모수익에 대한 효과를 측정하기 위해서는 우선 생산기술을 각각 CRS, VRS 그리고 NIRS(non-increasing returns to scale)라고 할 때 $CRS_{TE} = VRS_{TE}$이면 *CRS* (constant returns to scale)이고, $NIRS_{TE} = VRS_{TE}$이면 *DRS*, 그리고 $NIRS_{TE} \neq VRS_{TE}$이면 *IRS*이다. 생산기술을 NIRS으로 할 경우에는 제약조건식 $\sum \lambda = 1$을 $\sum \lambda \leq 1$로 전환하면 된다.(Färe, Grosskopf, and Logan, 1985; Färe, Grosskopf, and Lovell, 1985)

[4] 기술적 효율성과 기술변화의 개념을 생산성과 생산기술을 이용하여 살펴보면 우선 설명의 편의를 위해서 단일 투입물과 산출물의 경우를 상정하여 보자. 우선 y_0와 y_t 그리고 x_0와 x_t을 기준시점(0)과 비교시점(t)에서 산출물과 투입물이라 하고 두 시점에서 함수로 표시되는 생산기술을 각각 $f_0(x)$와 $f_t(x)$라 하자. 이 때 $TFP_{0,t}$는 다음과 같다.

$$TFP_{0,t} = \frac{y_t / y_0}{x_t / x_0}$$

여기서 만일 두 시점 모두에서 측정대상단위가 기술적인 효율성(TE: technically efficient)을 가진다면 관측된 산출물 수준은 생산함수에서 나타난 수준과 동일하게 된다. 두 시점에서 투입수준에 대한 산출수준을 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$y_t = \theta_t f(x_t), \qquad 0 \leq \theta_t \leq 1.$$

θ_t가 1보다 작다는 것은 각각 시점에서 측정대상 단위가 비효율적이라는 것을 의미한다. 상기 두 식을 정리하면 다음과 같다.

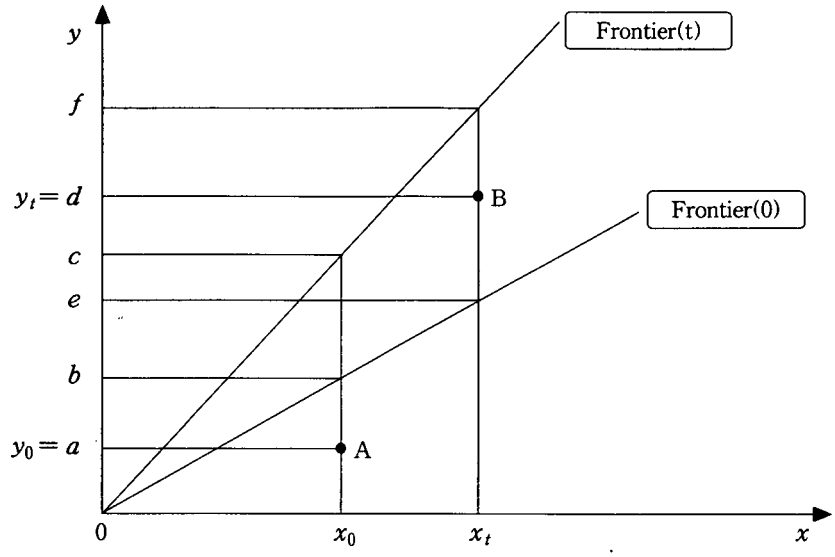
$$TFP_{0,t} = \frac{\theta_t}{\theta_0} \times \frac{f_t(x_t)/x_t}{f_0(x_0)/x_0}.$$

만일 두 시점에서 사용된 투입물 수준이 다를 경우 두 시점간 투입물 관계를 $x_t = k x_0$로 표시하자. 비교시점(t)의 투입물량이 더 크다면 k는 1보다 크게 된다. t시점에서 x_t에 대해 생산함수의 동차성 크기(homogeneous of degree)를 $\lambda(t)$이라고 가정하면, 윗 식은 다음과 같이 분해된다.

$$TFP_{0,t} = \frac{\theta_t}{\theta_0} \times \frac{f_t(k\,x_0)/k\,x_0}{f_0(x_0)/x_0} = \frac{\theta_t}{\theta_0} \times k^{\lambda(t)-1} \times \frac{f_t(x_0)}{f_0(x_0)}$$

윗 식은 투입물 수준이 다를 경우 *TFP*을 분리한 구성요소들로써, 첫 번째 항과 마지막 항은 각각 기술적 효율성의 변화와 기술변화를 나타내고 중간 항은 규모의 효과(effect of scale)를 나타낸다. 이러한 규모효과는 다시 투입물량의 상대적 크기를 나타내는 k와 t시점의 규모수익(returns to scale)의 파라메터로 구분된다. 만일 규모수익불변(CRS)를 가정할 경우 규모효과는 1이 된다. CRS를 가정하지 않는 *TFP*를 측정할 경우에는 규모의 효과를 고려해야 하고 이를 위해서는 동차성의 크기 $\lambda(t)$를 알아야 한다.(Balk, 1997)

그림 2 **산출지향적 Malmquist 생산성 지수**



거리함수의 값이 계산되는 시점이 서로 달라 선형계획(LP) 문제를 실행할 수 없다. 즉, 거리함수의 값 자체를 계산할 수 없는 경우가 발생하여 생산기술을 CRS로 가정해야 한다는 점이다. 둘째, 생산기술을 Hicks의 기술적 중립(output neutral)이라고 가정할 경우 이들 두 시점의 각기 생산기술하에서 생산성 지수는 같아지게 된다. 즉, 모든 시점에 대해 거리함수는 $D^t(x, y) = A(t)\, D(x, y)$로 표시된다. 이렇게 되면 이러한 제약을 부과하거나 두 생산기술중 하나의 특정 기술을 선택해야 하는 문제가 발생하는데 이를 제거하기 위해 양 시점 기술의 생산성 지수를 기하평균한다는 것이다(Caves et al, 1982; Färe et al, 1997). 셋째, 이행성(transitivity)[5]에 관한 문제로써 Malmquist 생산성 지수는 순환성 검증(circular test)을 충족하지 못한다는 것으로 나타났다(Färe, 1993; Balk and Althin, 1996). 그러나 산출물 거리함수가 Hicks의 기술중립적 조건이 부과되면 Malmquist 생산성 지수는 순환성 검증을 충족하는 것으로 나타났다(Färe and Grosskopf, 1996). 다시 말해서 순환성 검증이 충족된다면 생산기술은 기술중립적이어야 한다는 것이다.

실제 Malmquist TFP 지수를 계산하기 위해서는 Malmquist TFP 지수를 구성하는 거리함수를 측정하여야 하는데 본 연구에서는 생산기술에 대해 어떠한 모수적 가

[5] 이행성은 지수로써 특성을 가져야 하는 8개 공리(axioms)중 하나로써 다음과 같은 조건이 성립해야 된다. 3개 시점 t_1, t_2, t_3이 있고, I는 지수라고 할 때 $I(t_1, t_3) = I(t_1, t_2)I(t_2, t_3)$가 성립한다면 순환성 검증(Circular Test)을 만족한다고 할 수 있다. 즉, 1기와 3기의 직접비교는 2기를 중심으로 한 간접비교지수와 같아야 한다. 이러한 이행성 조건을 순환성 검증이라고 한다(Diewert, 1992; Balk, 1995). 따라서 이행성을 충족한다면 2기 시점에 대한 자료가 없더라도 1기와 3기 시점의 자료만으로도 지수를 측정할 수 있다.

정을 하지 않는 비모수적 추정방법인 DEA (Data Envelopment Analysis)방법을 적용하였다.[6] DEA는 선형계획법으로 해를 구하는 방법이므로 Malmquist 생산성 지수의 괄호 안 4개 거리함수를 각 관측치에 대해 선형계획법으로 풀면 되는데 다음과 같다.

$$[\ D^t(x_t, y_t)]^{-1} = \max_{\theta,\lambda}\theta$$
$$\text{st.}\ -\theta y_{it} + Y_t\lambda \geq 0,\quad x_{it} - X_t\lambda \geq 0,\quad \lambda \geq 0$$

$$[\ D^0(x_0, y_0)]^{-1} = \max_{\theta,\lambda}\theta$$
$$\text{st.}\ -\theta y_{i0} + Y_0\lambda \geq 0,\quad x_{i0} - X_0\lambda \geq 0,\quad \lambda \geq 0$$

$$[\ D^t(x_0, y_0)]^{-1} = \max_{\theta,\lambda}\theta$$
$$\text{st.}\ -\theta y_{i0} + Y_t\lambda \geq 0,\quad x_{i0} - X_t\lambda \geq 0,\quad \lambda \geq 0$$

$$[\ D^0(x_t, y_t)]^{-1} = \max_{\theta,\lambda}\theta$$
$$\text{st.}\ -\theta y_{it} + Y_0\lambda \geq 0,\quad x_{it} - X_0\lambda \geq 0,\quad \lambda \geq 0$$

여기서 θ는 scalar로써 효율성 점수이며 λ는 상수항 $N\times 1$벡터이고 N는 관측대상(농가 또는 지역)수이다. 상기 4개 식 중 첫 번째와 두 번째 식은 동일한 시점의 생산기술과 표본 관측점을 비교한 것으로 파라메터 θ는 1의 값과 같거나 크다.[7] 반면 세 번째와 네 번째 식은 다른 시점의 생산기술과 표본 관측점을 비교한 것으로, 표본 관측점이 생산가능집합 위에 존재하고 있기 때문에 파라메터 θ는 반드시 1의 값과 같거나 클 필요는 없는 것이다. 특히 마지막 식은 t기의 관측점(B)을 기준시점(0)의 생산기술로 측정한 것으로 $\overline{0e}/\overline{0d} < 1$이 되는데 이는 기술진보(technical progress)에 의한 결과라고 할 수 있다(Coelli, 1996).

3. 자료설명

본 연구에 이용된 자료는 생산성 측정을 위한 수량자료와 가격변화 측정을 위한 가격자료로 대별되는데 생산성 측정을 위한 수량자료는 농촌진흥청에서 발표하는 「농축산물표준소득」의 경기, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남 6개 지역의 비육돈에 대한 두당 평균 생산비 자료로써 자료기간은 1982년부터 1997년까지 15년간이다.[8] 그리고 가격자료는 축협중앙회에서 발표하는 「축산물가격 및 수급자료」의 비육돈 도별 산지가격으로써 자료기간은 1983년부터 1997년까지 14년간이다.[9]

---

[6] Malmquist TFP 지수를 측정하는 다른 방법은 특정 생산기술을 가정한 모수적 추정방법인 DFA(Deterministic Parametric Frontier)와 SFA(Stochastic Frontier Methods)가 있다 (Hjamasson et al, 1996). DEA는 DFA나 SFA에 비해 비효율적인 항에 대한 분포형태와 생산기술에 대해 특정한 함수형태없이 측정할 수 있는 장점을 가지고 있다. 또한 Tornqvist나 Fisher지수를 이용한 TFP 지수 측정방법과 비교하여 표본의 효율성 가정없이 수량자료만으로 측정이 가능한 이점이 있다. 이에 관해서는 권오상과 강혜정(1999)과 안동환외(1999, 1998) 참조.

[7] Farrell의 산출지향적 기술적 효율성의 크기는 반드시 $\theta \geq 1$이다.

[8] 강원, 충북, 제주, 인천은 연속적인 시계열자료의 부족으로 제외시켰다. 또한 1982년 경기와 충남, 1985년 경남, 1996년 전북, 1997년 충남과 전북은 발표되지 않아 시계열의 일관성을 가지기 위해 당해연도의 평균치 자료를 사용하였다.

[9] 산지가격은 90kg기준이며 1990년 기준 소비자물가지수(CPI)로 디플레이트한 실질가격을 이용하였다.

표 1 생산성 변화 및 가격변화 분석자료의 기초통계량

	통계량	1982	1985	1990	1995	1997
생 산 량(kg)	평 균	244.7	248.8	243.0	244.9	245.8
	최 대	266.7	258.8	256.0	256.7	251.8
	최 소	224.6	240.7	233.0	232.4	242.4
종축비수량지수	평 균	87.8	87.5	100.0	89.7	91.2
	최 대	92.9	94.1	100.0	106.8	105.0
	최 소	82.8	81.0	100.0	73.1	74.2
사료비수량지수	평 균	94.3	89.9	100.0	108.0	120.9
	최 대	134.6	112.0	100.0	119.0	129.8
	최 소	71.6	71.8	100.0	102.3	113.1
노동투입시간	평 균	122.4	145.7	47.9	16.1	8.6
	최 대	149.9	197.9	51.8	18.0	10.6
	최 소	95.8	112.2	44.2	13.2	3.6
기타수량지수	평 균	105.3	150.1	100.0	79.4	73.8
	최 대	167.1	205.3	100.0	122.9	98.1
	최 소	65.3	112.3	100.0	35.2	62.9
산지실질가격	평 균	173.0[1)]	170.0	148.0	103.0	128.0
	최 대	179.0	174.0	151.0	105.0	131.0
	최 소	168.0	168.0	144.0	101.0	125.0

주: 1) 1983년 자료이고 단위는 천원임.

자료: 농촌진흥청, 농축산표준소득, 각년도.
축협중앙회, 축산물가격 및 수급자료, 각년도.

생산성 측정에 사용된 산출물은 생산량(kg)이며, 투입물은 종축비, 사료비, 노동시간, 기타비용 등 4가지인데 노동투입시간을 제외한 나머지 3가지 항목은 자료상으로 가격과 수량단위로 분리되지 않는 투입지출액으로 나타나 투입지출액에서 수량지수를 추출하여 사용하였다.[10]

수량지수 도출방법은 다음과 같다. 기준시점 0, 비교시점 t라 하고 투입지출액의 변화 $V_{0,t}$, 가격변화 $P_{0,t}$, 수량변화 $Q_{0,t}$라고 할 때 투입지출액의 변화는 다음과 같이 표시된다. 즉, $V_{0,t} = P_{0,t} \times Q_{0,t}$로 된다. 이를 통해 다음과 같은 수량지수를 간접적으로 유도할 수 있다.(Varian, 1992)

[10] Sengupta(1992)는 동태적 생산함수나 비용함수를 통한 효율성과 생산성을 비모수적 방법으로 추정할 경우 화폐가치로 측정된 투입과 산출자료가 불안정적(non-stationary)일 때 추정상의 문제가 발생하여 구조적이거나 장기적인 생산관계를 규명하지 못하므로 사용자료에 대한 안정성 검정과 DEA모형의 ECM형태로 변환, 적용하여 추정하여야 한다고 하였다. Sengupta는 ECM형태의 정태적 프론티어와 동태적 프론티어간에는 유의적인 차이가 있음을 1961-1986년까지 25년간 우리나라 제조업 생산자료를 이용하여 실증적으로 규명하였다.

$$Q_{0,t} = \frac{V_{0,t}}{P_{0,t}} = \frac{\sum(p_{it} \times q_{it}) / \sum(p_{i0} \times q_{i0})}{P_{0,t}}$$

$$= \frac{\sum(p_{it} \times q_{it}) / P_{0,t}}{\sum(p_{i0} \times q_{i0})}$$

상기 식의 분자는 가격변화로 조정한 비교시점 t기의 가치평가액이며, 분모는 기준년도 0기의 가치평가액이다. 본 연구에서 사용한 각각의 deflator는 1990년 기준 새끼돼지의 구입가격지수, 양돈용전기 구입가격지수, 가계용품외 구입가격지수이다. 여기서 사료비는 농후사료비와 조사료비를 합한 비용이고, 노력시간은 자가노동과 고용노동시간을 합한 시간이고, 기타비용에는 진료위생비, 수도광열비, 제재료비, 소농구비, 대농구상각비, 영농시설상각비, 수리비, 종부료, 기타요금 등을 합한 비용이다. 본 연구에 사용된 투입, 산출 그리고 가격자료에 대한 기초통계량은 <표 1>과 같다.

4. 분석결과

4.1. Malmquist 생산성 지수 추계 결과

Malmquist 생산성 지수는 효율성 변화지수와 기술변화 지수로 분리된다는 것을 앞에서도 살펴보았다. 양변에 대수를 취하면 생산성 지수 변화는 이들 양 변화율의 합으로 표시되는데 이들의 경제적 의미를 간단히 살펴보자. 효율성은 관측치와 생산가능 프론티어와의 차이를 의미하고 이러한 효율성의 변화는 이들 격차의 확대 내지는 축소를 나타내므로 효율성 변화의 확대(축소)는 생산가능 프론티어에 있는 지역과 그렇지 않는 지역의 격차가 확대(축소)된다는 것을 의미한다.

효율성 변화는 시간의 추이에 따라 관측점 중에서 참조집합(reference set)이 되는 우수지역과 그렇지 않는 지역간 격차의 평준화 여부를 판단하는 기준이 된다. 따라서 효율성 변화율이 0이라면 격차 불변, 정(+)이면 격차 감소, 부(−)이면 격차 확대의 의미를 가진다. 한편 기술변화는 일정한 생산기술과 투입물을 전제로 할 때 산출물의 증대 또는 감소여부가 시간의 추이에 따라 어떻게 되는가에 따라 기술진보(technical progress)와 기술퇴보(technical regress)를 판단하는 지표가 된다. 즉 평균생산력의 이동변화라고 할 수 있다. 따라서 기술변화율이 0이면 기술불변, 정(+)이면 기술진보, 부(−)이면 기술퇴보라는 의미로 해석할 수 있다.

1982년부터 1997년까지 연차별 전국 6개 지역에 대한 생산성 변화를 효율성 변화와 기술변화로 분리하여 계측한 것이 <표 2>이다. 먼저 1982년부터 1997년까지 15년간 지역간 상대적 효율성 지수의 변화율을 살펴보자. 1980년대까지는 지역간 격차의 확대('83-'84, '85-'86, '88-'89, '89-'90)와 해소('82-'83, '84-'85 '87-'88)를 반복하는 상황을 보이다가 '90년대 이후 0으로 수렴하는 현상을 보여 전반적으로 지역간 격차가 거의 평준화되는 상태를 보여주고 있다.

다음으로 15년간 연차별 기술변화지수와 생산성 지수의 변화율을 나누어 살펴보자. 먼저 기술변화 지수를 살펴보면 전반적으

표 2 **연차별 Malmquist 생산성지수의 분리(1982-1997, %)**

구 분	'82-'83	'84	'85	'86	'87	'88	'89	'90	'91	'92	'93	'94	'95	'96	'96-'97
효율성지수	1.4	-2.3	4.8	-0.9	0.0	0.3	-1.1	-0.7	0.0	2.0	-0.8	0.6	0.8	0.0	0.0
기술변화지수	22.1	-25.2	-11.5	-1.0	3.8	-7.3	20.3	9.9	4.2	0.8	8.4	43.5	-1.6	-9.5	21.7
생산성지수[1)]	23.5	-27.5	-6.7	-1.9	3.8	-7.0	19.2	9.2	4.2	2.8	7.6	44.1	-0.8	-9.5	21.7

주: 1) Malmquist 생산성지수 M, 효율성지수 E, 기술변화지수 T라 할 때 변화율 계산은 $\ln M = \ln E + \ln T$임.

표 3 **효율성변화와 기술변화 및 생산성변화(%)**

구 분	지역	1982-1990			1990-1997			전기간
		'82-'85	'85-'90	연평균	'90-'95	'95-'97	연평균	연평균
효율성변화	경기	0.0	-1.6	-1.0	1.6	0.0	1.1	0.0
	충남	0.0	-0.6	-0.4	0.6	0.0	0.4	0.0
	전북	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	전남	0.0	-0.2	-0.1	0.2	0.0	0.2	0.0
	경북	2.1	-0.7	0.3	0.7	0.0	0.5	0.4
	경남	5.5	0.2	2.1	0.0	0.0	0.0	1.1
	평균	1.3	-0.5	0.2	0.5	0.0	0.4	0.3
기술 변화	경기	-5.7	8.5	3.0	12.1	11.0	11.8	7.0
	충남	-7.7	9.0	2.4	14.8	3.4	11.4	6.5
	전북	-4.3	2.4	-0.2	17.5	-7.9	9.6	4.3
	전남	-5.3	1.9	-0.9	10.2	3.6	8.2	3.3
	경북	-3.3	4.8	1.7	10.4	32.4	16.3	8.3
	경남	-2.2	5.2	2.4	5.7	-0.6	3.8	3.1
	평균	-4.8	5.3	1.4	11.7	6.3	10.1	5.4
생산성변화	경기	-5.7	6.8	1.9	13.9	11.0	13.1	7.0
	충남	-7.7	8.4	2.0	15.5	3.4	11.9	6.5
	전북	-4.3	2.4	-0.2	17.5	-7.9	9.6	4.3
	전남	-5.3	1.7	-1.0	10.4	3.7	8.4	3.3
	경북	-1.3	4.1	2.0	11.2	32.4	16.9	8.7
	경남	3.1	5.4	4.6	5.7	-0.6	3.8	4.2
	평균	-3.6	4.8	1.6	12.2	6.3	10.5	5.7

로 1982년부터 1988년 이전까지 부(−)의 변화율을 보여 기술퇴보를 현상을 보이다가 1988년 이후부터 1994년까지 정(+)의 변화율을 보여 기술진보 현상을 보이고 있다. 효율성 변화율과 기술변화율의 합인 생산성지수의 변화율은 기술변화지수와 동일한 변화방향을 나타내고 있다. 1988년부터 1994년까지 지속적인 생산성 성장추세를 보이고 있으며 1994년-1996년 사이에는 성장감소 현상을 보이고 있다.

지금까지 결과를 5년 단위[11]로 재정리하여 요약한 것이 <표 3>이다. 이에 따르면

[11] 생산성 변화를 규명할 명확한 기준이 없어 통상적인 시대 구분 방법에 따라 '80년대와 '90년대로 구분하고 다시 전반기와 후반기로 나누었다.

표 4 생산성변화와 가격변화간 회귀분석 결과

파라메터	1983-1990	1990-1997	1983-1997
α	-0.168***	-0.182***	-0.173***
β	-0.207	-0.293***	-0.262**
R^2	0.016	0.162	0.069
F값	0.651	7.742***	6.034**

주: ***, **는 1%와 5% 유의수준임.

1982년부터 1997년까지 15년간 우리나라 비육돈 산업의 생산성은 연평균 약 5.7% 성장하였으며, 이러한 요인은 효율성변화 0.3%와 기술변화 5.4%에 기인한 것으로 기술변화(기술진보)에 의해 주도된 것으로 나타났다.

1980년대와 1990년대를 비교할 경우 각각 1.6%와 10.5%로 '90년대 이후 생산성의 변화가 급격히 이루어진 것으로 나타났고 이들 모두에서 기술변화가 생산성 변화를 주도한 것으로 나타났다. 1982-1997년까지 15년간 연평균치 5.7%를 상회하는 지역은 경북, 경기, 충남지역으로 경북지역이 연평균 8.7%로 가장 높은 생산성 변화율을 보이고 있으며 그 다음이 경기 7.0%, 충남 6.5% 등 순이다. 이들 3개 지역은 1990년대에도 거의 유사한 패턴을 보이고 있다. 다만 1980년대 상대적으로 가장 높은 생산성을 보이던 경남지역이 1990년대 들어와서 상대적으로 낮은 생산성을 보이는 것이 주목된다.

4.2. 생산성과 가격변화간 실증분석

앞에서도 설명한 바와 같이 가격변화는 공급요인과 수요요인에 의해서 결정되므로 생산성변화와 가격변화와의 관계를 규명하기 위해서는 수요·공급에 의한 가격변화 중에서 수요요인에 의한 가격변화를 제거하여야 한다. 본 연구에서는 수요요인에 의한 가격변화를 제거하기 위해 가격변화에서 인구요인과 소득요인에 의한 가격변화를 제거하였다.[12] 생산성변화가 가격변화에 미치는 영향을 분석하기 위해 두 변수에 대해 회귀분석을 수행하였는데 분석모형은 다음과 같다.

$$\ln P_t = \alpha + \beta \ln MPI_t + \varepsilon_t$$

여기서 종속변수는 비육돈(90kg) 산지가격 변화율이고, 설명변수는 Malmquist 생산성 변화율이다. ε_t는 오차항으로 생산성 변화이외 기타 요인에 의한 가격변동을 포함하고 있다. 분석자료는 6개 지역별(도별) Malmquist 생산성 지수와 산지 실질가격 자료이며 기간은 1983-1997년까지 14년간으로 총 표본수는 84개이다. <표 4>는 생산성 변화와 산지가격 변화간 회귀분석 결

[12] 수요변화에 영향을 미치는 요인을 모두 고려하여 완전히 제거하기 어려워 여러 요인중 소득요인과 인구요인이 가장 많은 영향을 미친다는 가정하에서 1983년부터 1997년까지 90kg 기준 비육돈 산지실질가격 변화율에서 인구변화율과 GNP변화율을 차감하여 수요변화에 의한 가격변화을 제거하였다.

과를 나타낸 것이다.

<표 4>의 결과를 볼 때 우선 주목해야 할 것이 결정계수(R^2)인데 이것은 수많은 공급요인에 의한 가격변동 중에서 순수한 생산성 변화에 의한 변동이 어느 정도인지를 나타내어 주는 지표가 된다.

기간별로 살펴볼 때 80년대와 90년대가 각각 1.6%와 16.2%로 나타났으며 전기간(1983-1997년)을 통해 볼 때는 결정계수(R^2)가 0.069로 5% 수준에서 유의적인 것으로 나타났다. 결국 이는 수요요인을 고정시킨 상태 하에서 공급요인에 의한 가격변동 중에서 생산성 변화에 의해 설명되는 가격변동이 약 7%인 것을 의미한다. 즉, 나머지 약 93%는 생산성이외 기타요인에 의해서 가격변화가 일어난다는 것을 알 수 있다. 그러나 생산성 향상이 뚜렷한 1990-1997년대 이후로 한정할 경우 결정계수는 16.2%로 생산성변화가 가격변화를 설명하는 정도가 급격히 증가하고 있다는 사실에 주목할 필요가 있다.

한편 전기간을 통한 생산성 변화와 가격변화간 추정치는 -0.262로 1% 수준에서 유의적인 것으로 나타났다. 이것은 1%의 생산성변화가 발생할 경우 가격이 약 0.3% 하락한다는 것을 의미한다. 이를 앞의 생산성 결과와 연관시켜 볼 때 1983년부터 1997년까지 우리나라의 총요소 생산력의 연평균 5.7% 향상은 연평균 약 1.7%의 가격인하 효과를 유발하였다고 볼 수 있다. 이것은 가격변화를 유도하는 공급측 요인 중에서 생산성 변화가 어느 정도 가격변화를 유도하는지를 실증적으로 보여주는 것으로 양돈산업의 가격경쟁력을 확보하기 위해서 어느 정도 생산성을 향상시켜야 하는지를 보여주고 있다. 즉 10%의 가격인하를 유도하기 위해서는 생산성을 약 30%이상 향상시켜야 한다는 것을 의미한다.

현재 90kg 1두당 생산비를 현재 약 13만원 수준에서 적어도 10만원 정도 수준으로 낮추어야 가격경쟁력이 가능하다고 판단되는데, 이것은 생산비[13]의 약 23%(3/13만원)에 해당되는 것으로 생산요소의 가격비가 일정하다고 볼 때 결국 동일한 산출물을 얻기 위해서는 약 23% 정도 생산요소를 절감해야 된다는 것이다. 즉, 현재 투입요소 수준으로 약 30%((1/0.77)-1=0.3) 정도 산출물을 증가시켜야 하는데 이는 결국 생산성을 30% 이상 증가시켜야 한다는 논리와 동일한 것이다.[14] 그러나 14년간 기간을 통해서 볼 때 생산성을 30% 이상 향상시킨 기간은 단 1차례 기간인 1993년-1994년도이고 1990년대 이후 평균 생산성증가율을 10.5%로 감안할 때 30% 이상 생산성 향상은 대단히 어려운 과제임을 간접적으로 알 수 있다.

따라서 지금까지 결과를 종합해 볼 때 현재 투입과 산출관계를 바탕으로 한 생산규모하에서 생산성 향상을 통한 가격경쟁력 확보에는 큰 한계가 있으므로 가격경쟁력 확보를 위해서는 우선 생산규모의 확대가 절실히 요구된다. 이를 위해서는 투입요

[13] 연도마다 생산비가 약간씩 차이를 보이나 평균적으로 13만원대를 중심으로 움직이고 있다.

[14] CRS의 경우 투입지향적 효율성 Φ_i와 산출지향적 효율성 Φ_o라 할 때 $\Phi_o=1/\Phi_i$임.

소의 증가에 따른 비용부담을 줄이는 방안이 강구되어야 하는데 특히 생산비의 약 40% 정도를 차지하고 있는 사료비의 절감 방안이 절실히 요구된다. 특히 개방경제 하에서 사료가격의 변동은 크나큰 경제적 불안요소이므로, 장기적으로 안정적이고 지속적인 양돈산업의 성장을 유도하기 위해서라도 사료의 자급수준을 높이는 방안이 절실히 요구된다.[15]

5. 요약 및 결론

본 연구는 1983-1997년까지 양돈산업의 생산성 변화를 계측하고 이를 통해 생산성 변화가 가격변화에 미치는 영향을 규명하는데 연구목적이 있다. 이를 위해서 1983-1997년 14년간 6개 도별 생산비와 산지가격의 패널자료를 이용하여 Malmquist 생산성지수와 가격변화를 계측하였다. 연구결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 1982-1997년까지 15년간 우리나라 비육돈 산업의 생산성은 연평균 약 5.7% 성장하였고, 이러한 성장요인은 효율성 변화 0.3%와 기술변화 5.4%에 기인한 것으로 기술변화가 생산성의 성장을 주도한 것으로 나타났다. 그리고 1990년대 이후 평균 생산성이 10.5%로 1980년대에 비해 성장속도가 급격히 증가하는 것으로 나타났다. 또한 효율성 변화가 1990년대 이후 0으로 수렴하는 현상을 보이는데 규모확대의 효과에 따른 것으로 나타났다. 전반적으로 지역간 생산력 수준이 상향·평준화되어 지역간 생산력 수준이 거의 유사한 것으로 판단된다.

둘째, 1980년대 비해 1990년대 이후 수요요인을 제거한 가격의 총변동을 공급측 요인중 생산성 변화가 설명할 수 있는 능력이 16.2%로 급격히 증가하고 있어 생산성 향상을 통한 가격인하효과도 더욱 커질 것으로 판단된다. 생산성변화와 가격변화간 추정치는 -0.262로 15년간 우리나라 총요소 생산력의 연평균 5.7% 향상은 연평균 약 1.7%의 가격인하 효과를 유발한 것으로 나타났다.

셋째, 현재 생산규모와 기술로써 가격경쟁력을 가지기 위해서는 생산성을 약 30% 이상 향상시켜야 하는 것으로 분석되었다. 그러나 15년간 평균 생산성 5.7%를 고려해 볼 때 현재 생산규모와 생산기술 수준으로는 30% 이상 생산성 향상은 대단히 극복하기 힘든 과제라고 사료된다. 따라서 경쟁력을 갖추기 위해서는 90년대 이후 가시적

[15] 국내 사료의 80% 이상을 점하는 배합사료의 수입의존도를 보면, 1980년에 59.3%, 1985년 64.9%, 1990년 73.0%, 1995년 75.5%, 1998년 76.4%로 계속 증가하고 있다. 이러한 상황에서 1997년 12월 완전변동환율제도로의 이행은 국내 사료비의 변동에 큰 영향을 주었다. 다시 말해 이제 국내 사료가격은 국제 사료가격의 변화는 물론 환율변화에 영향을 받게 되어 양돈농가 입장에서 양돈경영의 불확실성은 더욱 커지게 된다고 할 수 있다. 극단적으로 국제 사료가격과 환율이 동반상승할 경우 양돈농가는 그야말로 이중고를 겪어야 한다. 따라서 국내사료 개발비용과 사료 수입비용을 비교·분석하여 적절한 대책을 강구하여야 하겠지만, 국내외 여건의 변화(국제가격변화와 환율변화 등)가 곧바로 양돈농가에 직접적인 영향을 미친다는 점을 감안할 때 장기적으로 양돈경영의 안정성을 확보하는 길은 사료의 국내 자급수준을 높이는 길이다.

인 대규모화가 진행되고 있으나 생산규모 확대의 폭과 속도를 더욱 가속화할 필요성이 제기된다. 우선적으로 선도농가의 기술개발과 확산효과를 극대화하기 위해 좀더 합리적이고 과학적인 방법으로 각 지역에 대한 선도농가를 선별하여 이에 대한 지원대책을 재조정할 필요가 요망된다. 아울러 지역단위에서 선도농가 또는 우량농가를 선별하고 이를 통해 비선도농가 또는 열위농가의 경영개선계획을 수립하는 방법으로 벤치마킹(benchmarking) 수단으로써 DEA 분석방법을 적극 활용할 필요가 있다. 향후 실제 농가단위의 투입 및 산출단위를 이용한 효율성 분석이 진행되어야 할 것으로 판단된다.

마지막으로 향후 생산규모의 확대를 위해 정부차원에서 우선적으로 고려해야 할 문제는 배합사료의 75% 이상을 외국의 수입에 의존하는 것을 일정부분이라도 국내에서 생산하는 문제를 반드시 고려해야 한다. 생산규모의 확대의 관건은 사료문제의 해결에 있다고 하여도 과언이 아닐 것이다.

참 고 문 헌

권오상, 강혜정. 1999. "토양성분 변화가 농업생산성 변화에 미치는 영향." 「농업경제연구」. 제40집 제1권, pp. 15-36.

농촌진흥청, 농축산물표준소득, 각년도.

안동환, 강봉순, 권오상. 1998. "비육우산업의 생산성 변화 분석." 「농업경제연구」. 제39집 제1권, pp. 87-111.

_____. 1999. "확률적 프론티어 접근법을 이용한 한국 쌀 농업의 생산성 변화 분리 계측." 「농업경제연구」. 제40집 제1권, pp. 37-61.

축협중앙회. 각년도. 축산물가격 및 수급자료.

Balk, B. 1995. "Axiomatic Price Index Theory." *International Statistical Review* 63: 69-93.

Balk, B. and R. Althin. 1996. "A New, Transitive Productivity Index." *The Journal of Productivity Analysis* 7: 19-27.

Banker, R. D., A. Charnes and W. W. Cooper. 1984 "Some Models for Estimating Technical and Scale Inefficiencies In Data Envelopment Analysis." *Management Science* 30: 1078-1092.

Caves, D. W., L. R. Christensen and W. E. Diewert. 1982. "The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Imput, Output and Productivity." *Econometrica* 50: 1393-1414.

Charnes, A., W. W. Cooper, and E. Rhodes. 1978. "Measuring the Efficiency of Decision Making Units." *European Journal of Operational Research* 2: 429-444.

Coelli, T. J. 1996. "A Data Envelopment Analysis Program." CREPP Working Paper, Univ. of New England, Armidale.

Diewert, W. E. 1992. "Fisher Ideal Output, Input and Productivity Indexes Revisited," *The Journal of Poductivity Analysis* 3: 211-248.

Färe, R., and D. Primont. 1995. *Multi-Output Production and Duality: Theory and Applications*, Kluwer Academic Publishers.

Färe, R., S. Grosskopf and J. Logan. 1985. "The Relative Performance of Publicly-Owned and Privately-Owned Electric

Utilities." *Journal of Public Economics* 26: 89-106.

Färe, R., S. Grosskopf and C. A. K. Lovell. 1985. *The Measurement of Efficiency of Production*, Kluwer Academic Publishers.

Färe, R., S. Grosskopf and C. A. K. Lovell. 1994. *Production Frontiers*, Cambridge: Cambridge University Press.

Färe, R., S. Grosskopf and C. A. K. Lovell and S, Yaisawang. 1993. "Derivation of Shadow Price for Undesirable Outputs: A Distance Approach." *Review of Economics and Statistics* 75: 374-380.

Färe, R., S. Grosskopf and P. Roos. 1996. "On Two definitions of Productivity." *Economics Letters* 55: 269-274.

Farrell, M. J. 1957. "The Measurement of Productive Efficiency." *Journal of the Royal Statistical Society*, Series A, CXX, Part3, pp. 253-290.

Grifell-Tatje, E., and C. A. K. Lovell. 1995. "A Note on the Malmquist Productivity Index." *Economics* 47: 169-175.

Hjalmasson, L. S. C. Kumbhakar and A. Heshmati. 1996. "DEA, DFA and SFA: A Comparison." *The Journal of Productivity Analysis* 7: 303-327.

Sengupta, J. T. 1992. "Nonparametric Approach to Dynamic Efficiency: A Nonparametric Application of Cointegration to Production Frontiers." *Applied Economics* 24: 153-159.

Simar, L. 1996. "Aspects of Statistical Analysis in DEA-Type Frontier Models." *The Journal of Productivity Analysis* 7: 177-186

Varian, H. R. 1992. *Microeconomic Analysis*, 3rd Ed., Norton, New York.