2020년~2025년 농업인력 수요 전망*

정진화** 임동근*** 김영희****

Keywords
농업인력(agricultural labor), 인력수요 전망(labor demand forecast), 경지면적(Agricultural land area), 노동생산성(labor productivity), 분할자료 회귀분석(compositional data regression)

Abstract
This paper forecasted agricultural labor demand for the period 2020~2025 in Korea. Agricultural labor was measured as farm household members mainly engaged in agricultural production. We used the data from the Korean Census of Agriculture, Forestry, and Fisheries. We projected the total demand for agricultural labor using the agricultural workforce per agricultural land area (reflecting the changes in agricultural technology) and the forecasts of agricultural land area. Also, labor demand for different types of farming was projected using compositional data regression. The forecast results show that the total demand for agricultural labor would be approximately 1.36 million and 1.25 million in 2020 and 2025, respectively. Inspecting the types of farming, we identified that labor demand would likely to increase considerably for vegetables and specialty crops. In contrast, a substantial decrease was expected for rice and fruits.

차례

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

* 본 논문은『농산업의 경쟁력 강화를 위한 중장기 농업인력 수요전망』연구용역과제(농림축산식품부 2017)의 일부를 수정·보완하여 작성되었음.

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

1. 서론

농업인구의 지속적인 감소와 고령화 등으로 인한 인구구조 변화는 우리 농업에 위협요인으로 작용하고 있다. 농업의 안정적 기반확보를 위해서는 농업인력의 수급이 원활히 이루어져야 하며, 이를 위해서는 인력공급과 수요에 대한 체계적 전망을 바탕으로 인력 과부족 문제를 해결할 수 있는 정책 수립이 필요하다. 그러나 농업인력의 부족 현상과 이에 따른 인력정책의 필요성에 대한 논의(정철영 2002; 손형섭 2007; 김병률 외 2010; 김정섭 외 2014)와는 달리, 정책 수립의 기반이 되는 농업인력 수급 전망에 관한 연구는 미흡한 상황이다. 특히, 농업인력 수요에 대한 연구는 더욱 제한적이다.

이에 본 연구는 농업인력에 대한 총수요 및 주요 영농형태별 인력수요를 전망한다. 특히, 본 연구는 귀농·귀촌 종합대책 및 청년농업인 육성·지원정책 등 정부의 농업인력정책에 적시 반영될 수 있도록 2020년~2025년을 대상으로 연도별 인력수요 전망치를 제시한다. 농업인력 수급 전망의 필요성에도 불구하고 관련 연구가 부족하고 농업인력 수요에 대한 연구는 더욱 미흡하다는 점에서, 본 연구는 농업인력 수급정책 수립을 위한 기초자료를 제공한다는 데 의의가 있다.

인력수요 전망에는 일반적으로 생산액 기반의 취업계수가 사용된다. 그러나 농업의 경우 농산품의 가격 변동성이 크고 이에 따라 안정적인 생산액 예측이 어렵다. 따라서 본 연구에서는 이러한 농업의 특성을 고려하여, 생산액 대신 경지면적 기준의 취업계수[1] 를 사용하였다. 농업 내 기술발전 추이를 반영할 수 있도록 취업계수는 연간 추세에 대해 비선형 모형을 적용하여 예측하였다. 농업인력은 고용노동[2] 및 축산농가 가구원을 제외한 농업주종사가구원으로 정의하였고, 경지면적과 취업계수 예측치를 사용하여 농업인력에 대한 총수요를 전망하였다. 또한, 분할자료 회귀분석(compositional data regression)을 사용하여 기상요인 변화 및 지역 경제성장에 따른 영농형태별 수요를 전망하였다. 인력수요 분석에 사용된 자료는 2000년~2018년 『농림어업조사』 및 5년 단위의 『농림어업총조사』, 『농업면적조사』와 한국농촌경제연구원의 『농업전망 2019』 자료 등이다.

---

1 취업계수는 통상 생산액 십억 원당 취업자 수로 정의되나, 본 연구에서는 농업의 특성을 고려하여 경지면적 1ha당 농업주종사가구원으로 취업계수를 정의하였다.

2 고용노동의 경우 60% 이상이 6개월 미만 고용이며(농림어업총조사 2015), 연간 농업노동 투입시간 중 고용노동의 비중(일손돕기 포함) 역시 17% 정도로 낮다(농가경제조사 2018). 이처럼 농업노동 투입에서 고용노동의 비중이 작고 노동수요에 대한 계절성이 커서 수요가 불규칙하다는 점에서, 본 연구에서는 고용노동을 제외하고 농업인력 수요를 전망하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 우리나라 농업인력의 수요와 공급을 전망한 기존 연구들을 검토하고, 제3장에서는 인력수요 전망을 위한 분석 방법 및 분석 자료를 설명한다. 제4장에서는 농업인력에 대한 총수요 및 영농형태별 수요를 전망하고, 제5장에서 결론을 제시한다.

2. 선행연구 검토

농업인력의 부족 현상과 인력수급 원활화 정책의 필요성에 대해서는 많은 논의가 이루어져 왔다. 정철영(2002)은 지식기반사회로의 진입단계에서 지식기반 인력양성정책을 수행하기 위한 기초자료로서 농업부문 인력수급 연구가 선행되어야 한다고 지적하였다. 손형섭(2007)은 농업인력의 수급 불일치로 인해 전라남도에서 농업인력 부족 문제가 심각하며, 이러한 인력 부족 현상은 노동공급이 노동수요에 비해 빠른 속도로 감소하기 때문이라고 하였다. 고용노동과 관련하여 김병률 외(2010)는 계절성, 저임금, 신규인력의 농업부문 회피 등의 이유로 고용노동의 수급 불일치가 확대되었으며, 고용노동의 수급 안정화를 위한 시스템 구축이 필요하다고 주장하였다. 김정섭 외(2014) 또한 농업 고용노동에 대한 수급 불일치 문제가 영농형태와 관계없이 발생하고 있다는 점에서, 고용노동 수요를 조직적으로 관리하고 상당한 규모의 고용계약을 유지할 수 있는 조직의 필요성을 강조하였다. 박민선(2012)은 농업부문의 외국인 고용에서도 인력수급 불일치가 심각하여 상시 고용만으로 이를 해소하는 데 한계가 있다는 점을 지적하였다.

그러나 농업인력 수급정책의 필요성에 대한 논의와는 별개로, 농업인력 수급 전망에 관한 연구는 미흡하다. 특히, 기존 연구들은 인력수요보다는 공급에 집중되어 있고, 인력공급에 대한 전망 또한 농업노동력 자체보다는 농가인구나 농촌인구에 대한 전망이 주를 이룬다.

노동공급 전망은 주로 인구구조 변화에 출생률, 사망률, 유입·유출률 등 인구학적 변수들을 적용하여 성별·연령별 코호트분석을 시행하는 과정을 거친다. 이희찬(2007)은 1990년~2000년 인구주택총조사를 사용한 코호트분석을 통해 2005년~2020년에 읍·면지역에 거주하는 농촌인구를 전망하였다. 해당 연구에서는 2020년에는 농촌인구가 655만 명에 달하고 농촌인구의 20% 이상이 65세 이상으로 농촌 고령화가 심각해질 것으로 예측하였다. 김경덕(2004)은 농가인구(비농업종사자 포함)

에 초점을 맞추어 농업노동 공급을 전망하였는데, 1990년~2000년 농림어업총조사에 코호트분석을 적용하여 2010년의 농가인구가 약 238만 명이 될 것으로 전망하였다. 특히, 해당 연구는 농촌인구가 2000년~2010년 동안 연평균 0.9% 감소하는 반면 농가인구는 같은 기간 연평균 5.3% 감소하여, 농가인구의 감소세가 두드러질 것으로 예측하였다. 한석호(2015)는 코호트분석에서 이농률을 고정시키지 않고 도시임금, 농촌임금, 시간추세 등을 고려한 이농률 방정식을 추정하여 성별·연령별 이농률을 예측하였다. 동 연구는 1980년~2013년 농업조사자료를 사용하여 농가인구가 2020년에 249만 명 수준이 되며, 2030년에는 이보다 감소한 201만 명이 될 것으로 전망하였다. 특히, 한국농촌경제연구원은 농업부문 전망모형(KREI-KASMO)을 활용하여 매년 농가인구 및 농림어업취업자 전망자료를 제시하고 있는데, 한국농촌경제연구원(2019)은 2023년의 농가인구를 214만 명으로 전망하고 있다.

농업노동력과 관련해서는 김철민 외(2008)가 산업연관표의 고용표를 이용하여 2006년의 농업취업자가 164만 명으로 전체 취업자에서 차지하는 비중이 9.2%라는 추정치를 제시한 바 있다. 마상진 외(2013)는 농가인구 전망치에 2010년 농가인구 대비 농업주종사가구원 비중을 적용하여 2022년 농업주종사가구원을 130만 명~132만 명 수준으로 전망하였다. 마상진 외(2016)에서는 한국고용정보원의 전체 농업종사자 수의 연평균 변화율을 적용하여 농림가공업·농림서비스업 등을 제외한 농업생산 종사자가 2023년에 약 129만 명에 이를 것으로 전망하였다. 한국농촌경제연구원(2019)의 경우 2023년의 농림어업취업자를 138만 명으로 전망하고 있다.

농업노동 수요에 대한 연구로서 사공용·홍석철(2013)은 농업노동을 농업종사가구원으로 정의하고 생산액 기반 취업계수를 사용하여 수요를 전망하였다. 이 연구에서는 2022년 농업노동 수요가 약 190만 명이고 농업노동 공급이 약 184만 명으로, 6만여 명의 초과수요가 발생할 것으로 예측하였다. 그러나 해당 연구의 경우 농업주종사가구원 대신 농업종사가구원을 기준으로 하여 인력규모의 과다추정 문제가 있고,[3] 품목별 노동수요를 먼저 계상한 후 이를 합하여 총 노동수요를 전망하면서 중복계상 문제에서 자유롭지 못하다. 마상진 외(2013)는 산업연관표의 고용표 내 농업생산부문 취업계수에서 고용계수를 차감한 가족고용계수를 사용하여, 2022년 노동수요가 79만 명~149만 명 범위에 있을 것으로 전망하였다. 해당 연구에서 2022년 농업노동 공급은 130만 명~132만 명으로

3 농업종사가구원은 농가 가구원 중 농업종사기간이 없는 가구원을 제외한 인원으로, 농업주종사가구원에 비해 농업노동력을 과다추정하게 된다. 2018년 『농림어업조사』에 의하면, 농업종사가구원은 약 187만 명이고 농업주종사가구원은 약 146만 명이다.

전망되었다. 이시균 외(2019) 역시 생산액 기반의 취업계수를 활용하여 2022년과 2027년의 농업부문 취업자 수를 각각 109만 명과 99만 명으로 전망한 바 있다. 이들 연구 모두 생산액 기반 취업계수를 사용하여 노동수요를 전망하였고, 따라서 농산물의 높은 가격 변동성 문제는 반영되지 않았다.

3. 분석 방법 및 분석 자료

3.1. 분석 방법

인력수요는 일반적으로 산업 내 기술변화를 고려하여 생산액 대비 취업자 수로 정의되는 취업계수를 사용하여 전망한다. 그러나 농업의 경우에는 품목의 가격 변동성이 높아, 생산액을 기준으로 취업계수를 예측할 경우 기술변화의 평균적인 추세가 왜곡될 가능성이 있다.[4] 따라서 본 연구는 생산액 대신 경지면적을 기준으로 취업계수를 계측하여 농업기술 변화를 반영하였다.[5] 이는 농업의 경우 주요 자본이 토지라는 점과 농지의 용도전환이 엄격하게 제한되어 있다는 것을 전제로 한다.

농업인력 수요 전망을 위해 식 (1)과 같이 t기의 경지면적 1ha당 농업주종사가구원 a_t를 정의하고, 식 (2)와 같이 a_t의 역수(토지생산성 대비 노동생산성)를 연간 추세 t에 대해 회귀 추정함으로써 2002년~2018년[6] 농업 내 기술변화 추세를 도출하였다.

$$(1) \quad a_t = \frac{L_t}{N_t}, \quad t = 1(2002년), \cdots, 17(2018년)$$

L_t: t기의 전체 농업주종사가구원 수

N_t: t기의 전체 농업 경지면적

4 한국은행(2019)의 『생산자물가조사』에 따르면, 2002년~2018년의 공산품 생산자물가지수의 표준편차는 10.4인 데 비해 농림수산품은 동 수치가 14.2로 상대적으로 크다. 특히, 농산품의 경우 산출물이 특정 수확기에만 출하되어 가격변동에 대한 지속적인 대응이 어렵다.

5 생산액(재배업) 기반 취업계수를 사용한 전망 결과는 <부록 2>에 제시되어 있다. 생산액 기반 취업계수 기준으로 2025년 농업인력 총수요는 118만 명으로, 경지면적 기반 취업계수 기준인 125만 명보다 적다.

6 『농림어업조사』의 경우 2002년부터 농업주종사가구원 자료를 제공하고 있다.

$$(2)\quad \frac{1}{a_t} = \frac{N_t}{L_t} = f(t) = \mu_0 + \mu_1 t + \varepsilon_t$$

다음으로, 식 (2)에서 추정된 파라미터 $\hat{\mu}_0$, $\hat{\mu}_1$을 이용하여 2019년~2025년의 경지면적 1ha당 농업주종사가구원 수를 예측하였으며, 이를 식 (3)에서와 같이 각 연도에 해당하는 경지면적 예측치에 적용함으로써 농업인력 총수요를 전망하였다.

$$(3)\quad a_s^e \times N_s^e = \frac{L_s^e}{N_s^e} \times N_s^e = L_s^e \ , \qquad s = 2019\text{년}, 2020\text{년}, \cdots, 2025\text{년}$$

a_s^e: s년도의 경지면적 1ha당 농업주종사가구원 수 예측치

N_s^e: s년도의 전체 농업 경지면적 예측치

L_s^e: s년도의 전체 농업인력 수요 예측치

식 (3)에서 전망된 s년도의 총 노동수요 L_s^e에 영농형태 j의 노동수요 비중 예측치 $\theta_{j,s}$을 적용함으로써 영농형태 j의 노동수요를 전망하였다. 이를 위해 영농형태별 노동수요의 결정요인을 분석하였으며, 독립변수로는 크게 농업요인, 지역요인, 기상요인을 고려하였다. 영농형태는 축산을 제외한 논벼, 과수, 채소, 밭작물, 특용, 화훼, 기타작물 등 7개 품목이다.

농가의 작물 및 재배면적 선택은 농가 내 가구원 구성에 의존할 뿐 아니라(Clay and Johnson 1992) 작물선택의 불확실성 해소를 위해 주변 농가들로부터 상당한 영향을 받는다(Lewis et al. 2011). 이에 본 연구는 지역 내 농가 수, 농가당 농업주종사가구원 수, 시설재배 비중과 같은 농업 관련 요인을 영농형태별 노동비중 결정요인으로 고려하였다. 또한, 지역의 토지이용 행태가 인구 및 소득 변화에 영향을 받는다는 점에서(Carr et al. 2009), 인구증가율과 1인당 GRDP를 지역요인으로 모형에 반영하였다. 기상요인으로는 8월 최고기온과 연간 강수량을 반영하였는데,[7] 이는 농가가 기후변화에 대한 적응으로서 작물 및 재배규모를 결정하는 등 농업행태를 전환하기 때문이다(Mendelsohn et al. 1994; Wang et al. 2010b; Tessema et al. 2019). 따라서 영농형태별 노동비중을 식 (4)와 같이 농업요인 h_t^i, 지역요인 r_t^i, 기상요인 w_t^i의 함수로 표현할 수 있다. 이때, 상첨자 i는 시군구 지역을 나타낸다.

7 기상변수의 경우 기상청의 시군구별 관측값을 사용하였으나, 관측소가 없는 지역의 경우에는 관측소까지의 직선거리를 계산한 후 해당 지역과 지리적으로 가장 가까운 관측소의 기상 관측값을 사용하였다.

$$(4)\quad \theta^i_{j,t} = f_{j,t}(h^i_t,\, r^i_t,\, w^i_t), \qquad 0 \le \theta^i_{j,t} \le 1,\ \sum_{j=1}^{J}\theta^i_{j,t} = 1$$

농업인력 수요를 배타적으로 분할하기 위해서는 영농형태별 노동비중 $\theta^i_{j,t}$가 영농형태 j를 기준으로 합이 1이 되는 제약조건이 필요하다. 이에 본 연구는 Aitchison(1982)이 고안한 분할자료 회귀분석(regression modelling for compositional data)을 사용하였는데, 이 방법은 분할자료 변수를 로그비율(log-ratio)이나 중심로그비율(centered log-ratio)로 변환하여 분할자료의 특성을 모형에 반영한다. 해당 방법은 지질학 및 지리학 관련 연구에 주로 활용되나, Wang et al.(2010a)의 연구에서처럼 거시경제 분야에도 부분적으로 적용된다. Kwon et al.(2015)과 이홍림·권오상(2017)은 해당 방법을 우리나라 농업 및 산림분야에 적용한 바 있으며,[8] 본 연구는 기본적으로 로그비율 변환방법을 채택한 이홍림·권오상(2017)의 모형구축 논의를 따른다.

먼저, 식 (5)와 같이 기준 영농형태 J 대비 $J-1$개의 영농형태별 노동비중의 자연로그 값을 $p^i_{j,t}$로 정의하고 이를 종속변수로 설정하였다. 해당 모형을 다변량 회귀분석(multivariate regression)을 통해 추정하였고,[9] 추정된 영농형태별 노동비중 값을 활용하여 식 (6)을 도출하였다. 대부분 지역에서 밭작물 노동비중이 0이 아니었으므로, 기준 영농형태를 밭작물로 설정하였다.

$$(5)\quad p^i_{j,t} = \ln\left(\frac{\theta^i_{j,t}}{\theta^i_{J,t}}\right) = h^i_t\alpha_j + r^i_t\beta_j + w^i_t\gamma_j + \varepsilon^i_{j,t},\quad j = 1, \cdots J-1$$

$$(6)\quad \frac{\hat{\theta}^i_{j,t}}{\hat{\theta}^i_{J,t}} = \exp(h^i_t\hat{\alpha}_j + r^i_t\hat{\beta}_j + w^i_t\hat{\gamma}_j), \qquad \hat{\theta}^i_{j,t} = \hat{\theta}^i_{J,t}\exp(h^i_t\hat{\alpha}_j + \gamma^i_t\hat{\beta}_j + w^i_t\hat{r}_j)$$

최종적으로, 식 (6)의 영농형태별 노동비중 $\hat{\theta}^i_{j,t}$을 분할자료의 제약조건($\sum_{j=1}^{J-1}\theta^i_{j,t} = 1 - \theta^i_{J,t}$)에 대입함으로써 아래 식 (7)과 같이 영농형태별 노동수요 비중을 도출할 수 있다.

---

8 Kwon et al.(2015)은 연평균 온도와 연간 강수량 변화에 따른 우리나라의 품목별 농지비중을 예측하였으며, 이홍림·권오상(2017)은 여름철 최고기온과 연간 강수량의 변화로 인한 산림의 임상구조를 예측하였다.

9 Wang et al.(2010a)은 분할자료를 로그비율이나 중심로그비율로 변환한 후 이를 부분회귀분석(partial least squares)으로 추정하는 것을 권고하고 있으나, 해당 방법은 방정식 간의 위계적(hierarchical) 또는 구조적(structural) 구조에 더 적합하다. 본 연구의 분할자료 모형에서는 방정식 간에 단순한 영향관계(하나의 영농형태 노동수요 비중의 증가는 다른 영농형태 노동수요 비중의 감소)가 존재하는 것이므로, 부분회귀분석이 아닌 다변량 회귀분석을 사용하였다.

$$(7)\quad \hat{\theta}^{i}_{j,t} = \frac{\exp(h^{i}_{t}\hat{\alpha}_{j} + r^{i}_{t}\hat{\beta}_{j} + w^{i}_{t}\hat{\gamma}_{j})}{1 + \sum_{j=1}^{J-1}\exp(h^{i}_{t}\hat{\alpha}_{j} + r^{i}_{t}\hat{\beta}_{j} + w^{i}_{t}\hat{\gamma}_{j})}\ ,\quad j = 1, \cdots, J-1$$

$$\hat{\theta}^{i}_{J,t} = \frac{1}{1 + \sum_{j=1}^{J-1}\exp(h^{i}_{t}\hat{\alpha}_{j} + r^{i}_{t}\hat{\beta}_{j} + w^{i}_{t}\hat{\gamma}_{j})}$$

식 (5)의 영농형태별 노동수요 비중의 결정요인 분석에는 2000년, 2005년, 2010년, 2015년의 4개 연도 농가 자료가 사용되었으며, 해당 자료에 대해 합동회귀모형(pooled OLS)을 적용하여 영농형태별 노동수요 비중 $\hat{\theta}_{j,s}$를 도출하였다. 영농형태별 노동비중은 170여 개 시군구별로 도출하였으며,[10] 농업 비중이 상대적으로 작은 특별시와 광역시는 분석대상에서 제외하였다. 특히 시도별로 상이한 지역특성을 반영하기 위해 경기도를 준거집단으로 하는 지역더미변수 $prov_k$가 추가되었으며, 시기별 특성을 통제하기 위해 2000년을 준거집단으로 하는 연도더미변수 $year_l$가 포함되었다. 최종적인 분할자료 회귀모형은 식 (8)과 같다.

$$(8)\quad p^{i}_{j,t} = \ln\left(\frac{\theta^{i}_{j,t}}{\theta^{i}_{J,t}}\right) = h^{i}_{t}\alpha_{j} + r^{i}_{t}\beta_{j} + w^{i}_{t}\gamma_{j} + \sum_{k=1}^{8} prov_{k} + \sum_{l=1}^{3} year_{l} + \epsilon^{i}_{j,t}$$

3.2. 분석 자료

2002년~2018년의 농업주종사가구원은 통계청의 『농림어업총조사』 및 『농림어업조사』 자료를 사용하였으며, 같은 기간 농업 경지면적은 통계청의 『농업면적조사』에서 추출하였다. 2019년~2025년의 농업 경지면적 예측치는 한국농촌경제연구원의 『농업전망 2019』에서 제공하는 자료를 사용하였다.[11] 분할자료 회귀분석의 경우, 시군구별 농업주종사가구원과 설명변수 중 농업요인(농가 수, 가구당 농업주종사가구원, 시설재배 비중)은 2000년~2015년 『농림어업총조사』의 5년 단위 자료를 이용하였다. 지역요인으로 시군구별 인구증가율은 1995년~2015년 『인구총조사』의 5

10 분석대상이 되는 시군구의 수는 행정구역 통폐합 등으로 인해 시기별로 차이가 있다. 2000년의 경우 171개 시군구가 분석에 포함되었고, 2005년에는 176개의 시군구가 포함되었다. 2010년과 2015년의 경우에는 모두 177개 시군구가 분석에 포함되었다. 따라서 영농형태별 노동비중 결정요인 모형의 경우 불균형 패널자료(unbalanced panel data)가 적용되었다.

11 경지면적 예측치는 『농업전망 2019』의 2018년 추정치 및 2018년~2028년의 연평균 증가율 -0.6%를 적용한 추정치이다.

년 단위 자료에서 도출하였고, 시군구별 GRDP는 각 지자체가 제공하는 지역계정에서 추출하였다. 기상변수는 기상청에서 제공하는 시군구별 관측값을 사용하였다.

<표 1>은 분할자료 회귀분석에 사용된 변수들의 기초통계량을 보여준다. 영농형태별 농업주종사가구원 비중을 보면, 논벼의 비중이 48.1%로 절반에 가까웠으며, 다음으로 채소, 과수, 밭작물 순이었다. 시군구별 평균 농가 수는 약 6,600 가구였으며, 가구당 농업주종사가구원은 1.6명 수준이었다. 전체 경지면적 중 시설재배면적이 차지하는 비중은 약 4.8%로 낮았다. 지역요인을 보면, 평균 연간 인구증가율은 0.6%였으나 시군구별 편차가 매우 컸고, 연간 1인당 GRDP는 3,300만 원 수준이었다.

표 1. 주요 변수들의 기초통계량: 분할자료 회귀모형

구분	변수명	단위	평균	표준편차
영농형태별 농업주종사가구원 비중	논벼	%	48.1	22.8
	밭작물	%	11.2	10.0
	과수	%	12.3	15.6
	특용	%	3.6	3.8
	채소	%	22.2	15.4
	화훼	%	2.1	5.6
	기타	%	0.5	0.9
설명변수	농업요인			
	농가 수	호	6,589	4,348
	가구당 농업주종사가구원 수	명	1.6	0.2
	시설재배 비중	%	4.8	7.0
	지역요인			
	연간 인구증가율	%	0.6	17.8
	연간 1인당 GRDP	백만 원	33.0	28.9
	기상요인			
	8월 최고기온	℃	34.6	1.3
	연간 강수량	㎜	1,272	3,292
N		700		

4. 분석 결과

4.1. 농업인력 총수요

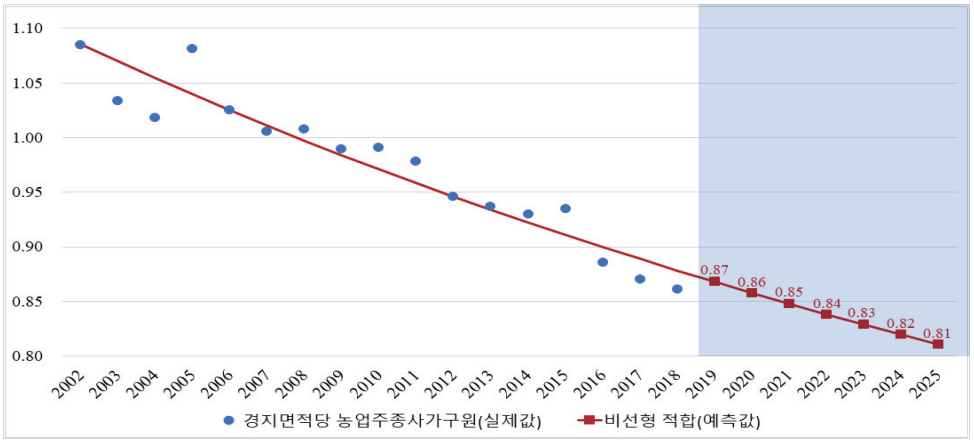
경지면적 1ha당 농업주종사가구원의 역수($1/a_t$, 토지생산성 대비 노동생산성)를 연간 추세에 대해 회귀 추정한 결과, 절편과 기울기에 해당하는 파라미터는 식 (9)와 같이 각각 0.907, 0.014였고 모두 통계적으로 유의하였다. 토지생산성 대비 노동생산성의 추정치를 다시 역수로 전환하면 식 (10)과 같이 경지면적 1ha당 농업주종사가구원을 예측할 수 있다.

$$(9)\quad \left(\widehat{\frac{1}{a}}\right)_t = \left(\widehat{\frac{N}{L}}\right)_t = \underset{(0.011)}{0.907} + \underset{(0.001)}{0.014}\,t, \qquad adj.\ R^2 = 0.911, \qquad (\quad) \text{ 안은 표준오차}$$

$$(10)\quad \hat{a}_t = \left(\widehat{\frac{L}{N}}\right)_t = \frac{1}{0.841 + 0.013\,t}$$

<그림 1>은 해당 파라미터들을 활용하여 2019년~2025년에 대해 경지면적 1ha당 농업주종사가구원 수를 비선형 예측한 결과이다. 연간 추세를 보면, 농업기술의 발전으로 인해 경지면적 1ha당 농업주종사가구원 수는 2019년 0.87명에서 2025년에는 0.81명까지 지속적으로 감소할 것으로 예측된다.

그림 1. 경지면적 1ha당 농업주종사가구원 추이와 전망



주: 음영부분(2019년~2025년)은 예측치임.

2020년~2025년의 농업인력 총수요는 해당 연도의 경지면적 1ha당 농업주종사가구원 수에 경지면적 예측치를 적용하여 구하였고, 해당 결과는 <표 2>에 제시되어 있다.[12] 구체적으로, 전체 농업인력 수요는 2020년 약 136만 명에서 지속적으로 감소하여 2025년에는 약 125만 명이 될 것으로 전망되었다.[13] 동 기간 중 전체 경지면적에 비해 경지면적 1ha당 농업주종사가구원의 연평균 감소율이 더 크다는 점에서, 인력수요 감소는 경지면적 감소보다는 농업기술의 변화에 기인하는 바가 더 큰 것으로 해석된다. 특히, 스마트농업 등의 확대로 인해 향후 기술변화 추세가 지금보다 더 빠르게 발생할 가능성이 있으므로, 농업인력 수요의 예측과 관리를 위해서는 농업 내 기술변화에 대한 모니터링이 중요하다.

표 2. 전체 농업인력 수요 전망(2020년~2025년)

단위: 천 ha, 명, %

연도	경지면적 1ha당 농업주종사가구원(A)	전체 경지면적(B)	총 노동수요 (A×B)
2002년	1.09	1,863	2,021,103
2006년	1.03	1,800	1,845,679
2010년	0.99	1,715	1,700,160
2014년	0.93	1,691	1,572,395
2018년	0.86	1,596	1,374,409
2020년	0.86	1,585	1,359,397
2022년	0.84	1,566	1,312,512
2025년	0.81	1,538	1,246,405
2002년~2025년 연평균 증감률	-1.26	-0.83	-2.08

주 1) 음영부분(2020년, 2022년, 2025년)은 전망치임.

2) 2020년~2025년 전망치 기준 연평균 증감률은 경지면적 1ha당 농업주종사가구원 -1.1%, 경지면적 -0.7%, 총 노동수요 -2.1%임.

4.2. 영농형태별 인력수요

<표 3>은 밭작물 대비 각 영농형태의 노동비중 결정요인 분석 결과이다. 주요 결과를 살펴보면, 지

12 2002년~2018년 실제값과 2020년~2025년 전망치 전체는 <부록 1>에 제시되어 있다.

13 경지면적 대신 재배면적 기준 취업계수를 사용할 경우, 전체 농업인력 수요는 2020년 135만 명, 2025년 124만 명으로, 경지면적 기준 농업인력 수요 전망과 큰 차이가 없다.

역 내 농가 수가 많을수록 논벼와 과수의 비중이 높고, 농가당 농업주종사가구원이 많을수록 특용과 채소의 비중이 높다. 지역 내 특정 품목의 농가 수가 많을수록 해당 품목에 특화되어 있고 따라서 규모의 경제를 확보하기가 용이하다는 점에서, 논벼나 과수처럼 상대적으로 재배면적이 큰 작물에 유리한 것으로 해석된다. 농가당 농업주종사가구원이 많을수록 특용과 채소 등의 비중이 높은 것은 가용 농업노동력이 많을수록 농가가 이를 활용하여 다양한 품목을 생산할 수 있기 때문으로 보인다. 시설재배 비중이 높으면 과수, 채소, 화훼, 기타 작물의 비중이 높은데, 이는 이들 품목에서 시설투자가 활발하다는 사실에 기인한다.

표 3. 영농형태별 농업인력 비중 결정요인[1)]

구분	논벼	과수	특용	채소	화훼	기타
농업요인						
농가 수	0.008 **	0.004 **	0.000	-0.002 *	-0.006 **	-0.009 **
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)
농업주종사가구원	0.078	0.188	1.068 **	1.305 **	0.160	-0.849
	(0.305)	(0.400)	(0.273)	(0.239)	(0.405)	(0.475)
시설재배 비중	-1.693 **	1.366	-0.611	4.119 **	5.622 **	3.100 **
	(0.580)	(0.760)	(0.519)	(0.455)	(0.770)	(0.903)
지역요인						
인구증가율	0.395	0.654 *	-0.265	0.056	0.557 *	-0.240
	(0.212)	(0.277)	(0.190)	(0.166)	(0.281)	(0.330)
1인당 GRDP	0.290 **	0.043	-0.114	-0.076	0.468 **	-0.132
	(0.070)	(0.091)	(0.062)	(0.055)	(0.093)	(0.108)
기상요인						
최고기온(8월)	0.200 **	0.088 *	0.060 *	-0.011	0.089 *	0.094
	(0.031)	(0.040)	(0.028)	(0.024)	(0.041)	(0.048)
연간 강수량	0.040 *	-0.024	0.023	0.014	0.069 **	0.070 **
	(0.017)	(0.022)	(0.015)	(0.013)	(0.022)	(0.026)
연도더미						
2005년	-0.621 **	-0.328 *	-0.381 **	-0.244 **	-0.451 **	-0.604 **
	(0.107)	(0.140)	(0.096)	(0.084)	(0.142)	(0.166)
2010년	-0.913 **	0.160	0.009	-0.092	-0.066	-0.246
	(0.125)	(0.164)	(0.112)	(0.098)	(0.166)	(0.194)
2015년	-1.282 **	-0.250	0.276 *	-0.316 **	-0.322	0.036 **
	(0.139)	(0.182)	(0.125)	(0.109)	(0.185)	(0.217)
지역더미[2)]	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

(계속)

구분	논벼	과수	특용	채소	화훼	기타
상수항	-6.742 **	-4.010 *	-5.086 **	-1.001	-7.261 **	-4.702 *
	(1.238)	(1.622)	(1.109)	(0.971)	(1.644)	(1.927)
F-statistics	54.448 **	26.445 **	16.398 **	27.090 **	28.430 **	10.289 **
R-squared	0.590	0.411	0.302	0.417	0.429	0.214
N	700					

주 1) 종속변수는 밭작물 농업노동 비중 대비 각 영농형태별 농업노동 비중임.
2) 회귀분석에는 지역더미변수가 포함되어 있으나 해당 추정결과는 표에서 생략하였음.
3) ( ) 안은 표준오차.
4) *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

지역요인을 보면, 인구증가율 및 1인당 GRDP가 높을수록 논벼와 화훼의 노동비중이 높다. 인구증가와 소득증가가 해당 지역의 경제성장과 직접 연관된다고 한다면(Chrisman et al. 1992; 이수창·이환범 2017), 이는 주로 농업 이외의 2차 산업이나 3차 산업의 확대로 이어질 가능성이 크다. 이러한 지역경제 성장으로 인해 농업노동의 절대량이 감소할 수 있으나, 토지자본 회수가 어려운 논벼가 잔존하게 되므로 논벼의 노동비중이 증가한다는 해석이 가능하다. 화훼의 경우에는 여타 품목에 비해 시장규모와 시장접근성이 중요한 작물이라는 점에서 지역경제 성장으로 인한 시장확대가 해당 노동비중을 높이는 것으로 해석할 수 있다.

기상요인과 관련해서는, 8월 최고기온의 상승과 연간 강수량 증가가 논벼, 과수, 화훼 등 주요 영농형태의 노동비중을 높이는 것으로 나타났다. 논벼의 경우 출수기 이전의 기온이 높아질수록 쌀 생산성이 증가하며[14] 강수량 증가는 벼의 생육에 긍정적 요인이므로, 파생수요인 노동수요 또한 증가하는 것으로 해석된다. 과수의 경우 대부분의 품종이 수확기인 7월~8월의 기온 상승이 당도 상승 등의 품질 증대로 이어지며, 화훼의 경우 큰 일교차가 재배조건을 개선한다는 점에서, 8월 최고기온 상승은 과수와 화훼의 노동수요 비중을 높이는 효과를 보인다.

연도더미를 통해 각 영농형태별 노동비중의 변화 추세를 보면, 논벼의 비중 감소가 가장 두드러진다. 최근 연도를 기준으로 하면, 논벼 이외에 채소와 화훼의 비중이 줄고 특용과 기타작물의 비중이

14 벼의 경우 생육단계(영양생장기, 생식생장기, 출수기 등)에 따라 기온변화에 따른 생산성 증대효과가 상이하다. 예를 들어, 출수기 이전에는 기온상승으로 인한 생산성 증대효과가 기대되나, 등숙기의 경우 기온상승보다는 적정 온도의 유지가 더 중요하다. 즉, 지구온난화 등 급격한 기후변화는 벼의 생산성을 낮출 수 있다. 김창길 외(2011)에 의하면, 평균온도가 2℃ 상승하는 경우 10a당 벼 수량은 평년보다 4.5% 감소하며, 3℃ 상승하는 경우 평년에 비해 8.2% 수량 감소가 발생할 것으로 예측되었다.

증가하는 경향이 나타난다. 이는 수익성 변화에 따른 품목전환이 이루어지고 있음을 시사한다.

<표 4>는 분할자료 회귀분석 결과를 바탕으로, 기상청의 기후변화 시나리오 RCP 4.5(제어적분 200년)[15] 및 시군별 1인당 GRDP 예측치[16]를 적용하여 2020년~2025년 영농형태별 노동비중 및 수요를 전망한 자료이다. 전체적으로 보면, 논벼와 과수의 비중이 크게 줄어드는 대신 채소와 특용작물의 비중 증가가 두드러진다. 논벼에서의 농업인력 수요는 2015년의 약 70만 명에서 2025년에는 41만 명으로 줄어들고, 이에 따라 농업인력 총수요에서 논벼가 차지하는 비중은 같은 기간 44.5%에서 32.6%로 감소할 전망이다. 과수의 인력수요 또한 2015년 27만여 명에서 2025년 13만 명으로 줄면서 전체 인력수요에서 과수가 차지하는 비중도 같은 기간 17.4%에서 10.2%까지 감소할 전망이다. 반면, 채소의 인력수요는 2015년 31만여 명에서 2025년 39만 명으로 증가하고, 농업인력 수요에서 차지하는 비중은 19.9%에서 31.1%로 높아지는 것으로 예측된다. 밭작물과 특용작물도 지속적인 인력수요 증가가 예상되는 품목이다.

표 4. 영농형태별 농업인력 수요 전망(2020년~2025년)

단위: 명, %

영농형태	2015년(실제값)		2020년		2022년		2025년	
	노동수요	비중	노동수요	비중	노동수요	비중	노동수요	비중
전체	1,569,662	100.0	1,359,397	100.0	1,312,512	100.0	1,246,405	100.0
논벼	698,791	44.5	577,242	42.5	505,623	38.5	407,617	32.6
과수	272,702	17.4	167,136	12.3	138,543	10.6	127,223	10.2
특용	69,657	4.4	99,540	7.3	102,619	7.8	100,336	8.1
채소	311,683	19.9	314,104	23.1	352,971	26.9	387,758	31.1
화훼	18,770	1.2	13,731	1.0	17,017	1.3	16,899	1.4
밭작물	182,976	11.6	176,550	13.0	182,537	13.9	194,080	15.6
기타작물	15,083	1.0	11,094	0.8	13,202	1.0	12,492	1.0

자료: 2015년은 『농림어업총조사』와 『농업면적조사』에서 추출한 실제 관측값이며, 2020년~2025년은 기후변화 시나리오 및 1인당 GRDP 예측치에 따른 전망치임.

15 기후변화 시나리오는 추정모형에 따라 상이하다(Burke et al. 2015). 예를 들어, 2011년~2040년의 한반도의 평균기온은 RCP 4.5를 적용할 경우 13.4℃ 이며, RCP 8.5를 적용하면 14.4℃ 이다(기상청 2012). 따라서 RCP 4.5 이외의 기후변화 시나리오를 적용하면 영농형태별 인력수요 전망도 달라질 수 있다. 기상변화와 1인당 GRDP 이외의 변수들은 해당연도에 대한 예측치가 없어 2015년 수치를 그대로 적용하였고, 이는 이들 변수의 시군구별 상대값의 변화가 없다는 가정과 같다.

16 2000년~2016년 자료로 추세외삽(trend extrapolation)하여 2020년~2025년의 시군별 1인당 GRDP를 예측하였다. 가용자료가 부족하여 제주시와 서귀포시를 제주특별자치도로 병합하였으며, 전라남도와 전라북도의 경우 2005년~2016년의 1인당 GRDP 자료를 활용하여 예측하였다.

4.3. 기존 연구와의 비교

본 연구의 인력수요 전망치를 기존 연구들의 인력수요 및 인력공급 전망치와 비교하면 <표 5>와 같다. 마상진 외(2013)의 2022년 농업인력 수요 전망은 약 79만 명~149만 명으로, 본 연구의 2022년 인력수요 전망치인 140만 명과 같은 범위 내에 있다. 반면, 사공용·홍석철(2013)의 2022년 전망치(190만 명)는 마상진 외(2013)의 연구나 본 연구의 전망치보다 훨씬 큰데, 이는 해당 연구의 농업노동 정의가 다른 두 연구의 정의와 다르다는 데 주로 기인하는 것으로 보인다.[17] 이시균 외(2019)의 2022년 농업부문 취업자 전망치는 109만 명으로, 본 연구의 전망치보다 적다. 이러한 차이는 여러 요인에 기인할 수 있으나, 이시균 외(2019)의 경우 농업부문 가족종사자 중에서 주 18시간 이상 일한 가구원만을 농림업 취업자로 정의하여 본 연구의 농업주종사가구원보다 적게 추산했을 수 있다.[18]

표 5. 농업인력 수요 및 공급 전망 비교

단위: 천 명

	해당 연구	전망연도	농업인력 수요/공급
수요 전망	본 연구1)	2020년	1,359 (1,447)
		2022년	1,313 (1,397)
		2023년	1,290 (1,373)
		2025년	1,246 (1,327)
	마상진 외(2013)	2022년	786~1,491
	사공용·홍석철(2013)	2022년	1,902
	이시균 외(2019)	2022년	1,091
공급 전망	마상진 외(2013)	2022년	1,299~1,319
	마상진 외(2016)	2023년	1,287
	농업전망(2019)	2023년	1,384

주 1) ( ) 안은 2018년 축산인력 비중(6.07%)을 적용한 축산인력 포함 전망치임.
2) 공급 전망은 모두 축산부문 포함.

17 2018년 『농림어업조사』에서 농업주종사가구원은 농업종사가구원의 78.1%이며, 본 연구의 2022년 농업인력 수요 전망치는 사공용·홍석철(2013)의 전망치 대비 78.6%이다.

18 농가경제조사(2017)에 의하면, 품앗이를 제외한 주당 가족노동 투입시간은 평균 13.8시간이다. 따라서 경제활동조사의 취업자 정의를 적용할 경우 농업부문 가족종사자의 상당수가 취업자에서 제외될 것으로 보인다.

본 연구의 농업인력 수요 전망치는 축산부문을 제외하고 있어 기존 연구의 노동공급 전망치들과 직접 비교하기 어렵다. 그러나 전체 농업주종사가구원 중 축산인력의 비중이 일정하다는 점에서,[19] 축산인력이 포함된 농업인력 수요 전망치를 예측할 수 있다. 이 경우 2020년의 수요 전망치는 145만 명, 2025년 전망치는 약 133만 명으로<표 5>, 이를 활용하여 전망기간이 유사한 기존 연구들의 노동공급 전망과 비교해볼 수 있다. 마상진 외(2013)는 2022년 농업인력 공급을 약 130만 명~132만 명으로 전망하고 있으며, 마상진 외(2016)는 2023년 인력 공급을 약 129만 명으로 전망하고 있어, 이를 기준으로 하면 약 8만 명~10만 명의 공급 부족을 예상할 수 있다. 그러나 『농업전망 2019』의 2023년 농림어업취업자 공급 전망과 비교해서는 1만 명 정도의 초과공급이 발생하는 것으로 나타난다.

5. 결론

본 연구는 농업의 지속발전을 위해서는 농업인력 수요에 대응한 인력확보가 필요하다는 점에서 농업인력에 대한 수요를 전망하였다. 농업인력은 농가의 농업주종사가구원으로 정의하였고, 정부의 농업인력 정책에 적시 반영될 수 있도록 2020년~2025년에 대해 농업인력 수요를 전망하였다. 특히, 농업의 특성을 고려하여 노동수요 전망에서 통상 사용되는 생산액 기반 취업계수 대신 경지면적 기반 취업계수를 사용하여 농업 내 기술변화를 반영하였다. 또한, 농업인력에 대한 총수요를 전망한 후, 기상변화와 경제성장에 따른 주요 영농형태별 인력수요 변화를 전망하였다.

주요 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 경지면적 감소 추이에 비해 농업기술의 변화가 빠르게 진행되면서, 농업인력의 총수요는 2020년에 약 136만 명, 2025년에 약 125만 명으로 줄어들 것으로 예측된다. 둘째, 영농형태별로 보면, 논벼와 과수에서의 인력수요가 감소하고 채소의 인력수요가 큰 폭으로 증가할 전망이다. 셋째, 기존 연구의 노동공급 전망치와 비교하면, 2022년과 2023년의 경우 농업부문에서 전체적으로 8만 명 이상의 노동력 부족이 예상된다. 이는 농업인력에 대한 수요

19 전체 농업주종사가구원 중 축산농가 가구원의 비중은 2014년 6.01%, 2016년 5.98%, 2018년 6.07%로 비교적 일정한 추세를 보인다(농림어업조사, 2002년~2018년).

가 줄어드는 추세이기는 하나 인력공급도 빠르게 감소하고 있다는 데 기인한다. 그러나 최근 지속되고 있는 귀농·귀촌추세는 인력공급 속도를 둔화시킬 수 있으므로, 향후 농업부문 인력수급에 대한 지속적인 모니터링이 필요하다.

농업인력의 안정적 확보를 위해서는 농업인력의 수급 전망을 바탕으로 인력정책이 수립되어야 한다. 농업인력의 공급 부족과 고령화 등으로 인한 구조변화가 예상됨에 따라 농업인력 수요 변화에 대응할 수 있는 인력확보정책이 요구되며, 특히 농업의 기술 집약화를 뒷받침할 수 있는 젊은 층의 유입 확대가 필요하다. 또한, 기상변화 또는 지역 경제성장 등 외부요인으로 인해 영농형태별 인력수요가 유기적으로 변화할 것으로 예상되는 만큼, 영농형태별 인력수요 변화에 대응할 수 있도록 기존 농업인의 영농전환 유도와 품목 맞춤형 신규 농업인력 양성정책이 필요하다.

본 연구는 가용자료의 제약으로 인해 다음과 같은 한계를 가지며, 추후 연구에서 이에 대한 보완이 필요하다. 첫째, 본 연구의 농업노동 수요전망에는 고용노동이 포함되어 있지 않다. 이는 고용노동의 비중이 작고 수요의 계절성이 크기 때문이기도 하나, 구체적인 고용노동 통계의 부재라는 현실적 이유도 있다. 『농가경제조사』에서 농가별 고용노동 투입시간을 제공하고 있으나, 표본 농가의 대표성 문제는 차치하더라도, 고용노동 수요의 불규칙성으로 인해 농업주종사가구원과 동일한 기준의 인원 단위로 전환하기는 어렵다. 향후 고용인원과 고용시기 등의 구체적인 자료가 축적되면 고용노동을 고려한 인력수요 전망이 수행될 필요가 있다. 둘째, 영농형태별 노동비중의 경우 기상변화 및 지역별 경제성장을 반영하여 전망이 이루어졌으나, 품목별 수급 및 가격요인 등은 반영하지 못하였다. 향후 연구에서 이러한 요인들이 반영된다면 영농형태별 노동수요에 대한 보다 정확한 전망이 가능할 것이다.

참고 문헌

기상청. 2012.『한반도 기후변화 전망보고서』. 기상청.

김경덕. 2004.『농촌·농가인구 및 농업노동력 중장기 전망과 정책과제』. 한국농촌경제연구원.

김병률, 전익수, 윤종열, 민자혜, 박미성, 김말징, 김배성, 김정섭, 한재환. 2010.『농어촌 고용실태와 인력정책 방향』. 한국농촌경제연구원.

김정섭, 오내원, 허주녕. 2014.『농업 고용 노동력 수급 실태와 대응 방안』. 한국농촌경제연구원.

김창길, 정학균, 김윤형, 김태훈, 문동현. 2011.『기후변화 대응을 위한 농림수산식품산업 전략수립 연구』. 한국농촌경제연구원.

김철민, 이명기, 한호석. 2008.『농림수산 관련산업의 부가가치 및 종사자수 추정』. 한국농촌경제연구원.

마상진, 오내원, 김경덕, 남기천. 2013.『세계와 경쟁하는 정예 농어업인 육성을 위한 중장기 로드맵 수립』. 한국농촌경제연구원.

마상진, 허주녕, 김경인. 2016.『농산업분야 청년 고용 활성화 방안』. 한국농촌경제연구원.

박민선. 2012.『농업부문 외국인 고용실태와 개선방안』. 한국농촌경제연구원.

사공용, 홍석철. 2013.『농업의 지속가능한 발전을 위한 중장기 농업인력 전망 연구』. 농림축산식품부.

손형섭. 2007. “24년 동안 전남지역의 농촌 노동력 변화실태에 관한 조사 연구.”『농업경영·정책연구』제34권 제4호. pp. 887-908. UCI: G704-000650.2007.34.4.012

이수창, 이환범. 2017. “지역경제 성장에 관한 영향요인 분석: 16개 광역시·도를 중심으로.”『한국행정논집』제29권 제2호. pp. 231-251. DOI: 10.21888/KPAQ.2017.6.29.2.231

이시균, 박진희, 정재현, 김수현, 홍현균, 정순기, 방글, 공정승, 이혜연, 이진면, 안주엽, 지민웅, 박진, 황선웅, 송민정. 2019.『중장기 인력수급 수정전망 2017-2027』. 한국고용정보원.

이홍림, 권오상. 2017. “산림의 임상구조 결정요인 분석과 기후변화에 따른 임상구조 변화 예측.”『자원·환경경제학연구』제26권 제2호. pp. 229-255. DOI: 10.15266/KEREA.2017.26.2.229

이희찬. 2007. “농촌인구 전망과 과소화구분에 따른 농촌사회의 적정인구.”『농촌관광연구』제14권 제1호. pp. 159-181.

정철영. 2002. “지식기반사회에서의 농업인력 양성.”『농업교육과 인적자원개발』제34권 제4호. pp. 1-24. UCI:G704-000464.2002.34.4.009

통계청. 1995~2015.『인구총조사』.

통계청. 2000~2015.『농림어업총조사』.

통계청. 2002~2018.『농림어업조사』.

통계청. 2002~2018.『농업면적조사』.

통계청. 2017~2018.『농가경제조사』.

한국농촌경제연구원. 2019.『농업전망 2019』.

한국은행. 2019.『한국은행 생산자물가지수(기본분류)』. 한국은행 경제통계시스템(ECOS). <http://ecos.bok.or.kr>. 검색일: 2019. 8. 27.

한석호. 2015. “농가인구예측 모형 개발 및 중장기 전망.”『한국산학기술학회논문지』제16권 제6호. pp. 3797-3806. DOI: 10.5762/KAIS.2015.16.6.3797

Aitchison, J. 1982. “The Statistical Analysis of Compositional Data.” *Journal of the Royal Statistical Society*. vol. 24, no. 2. pp. 139-177. DOI: 10.5353/th_b3123037

Burke, M., J. Dykema, B. Lobell, E. Miguel and S. Satyanath. 2015. “Incorporating Climate Uncertainty into Estimates of Climate Change Impacts.” *Review of Economics and Statistics*. vol. 97, no. 2. pp. 461-471. DOI: 10.1162/rest_a_00478

Carr, D. L., A. C. Lopez and R. E. Bilsborrow. 2009. “The Population, Agriculture, and Environment Nexus in Latin America: Country-level Evidence from the Latter Half of the Twenties Century.” *Population and Environment.* vol. 30, no. 6. pp. 222-246. DOI: 10.1007/s11111-009-0090-4

Chrisman, J. J., C. Van deusen and S. M. K. Anyomi. 1992. “Population Growth and Regional Economy: An Empirical Analysis of Business Formation and Job.” *Entrepreneruship & Regional Development.* vol. 4, no. 4. pp. 339-355. DOI: 10.1080/08985629200000019

Clay, D. C. and E. Johnson. 1992. “Size of Farm or Size of Family: Which Comes First?.” *Population Studies*. vol. 46, no. 3. pp. 491-505. DOI:10.1080/0032472031000146476

Kwon, O. S., H. Cho and Y. Park. 2015. “Climate Change and Farm Land Use: A Multivariate Fractional Data Analysis.” Paper presented at the 5th Congress of the East Asian Association of Environmental and Resource Economics (EAAERE), Taipei, Taiwan.

Lewis, D. J., B. L. Barham and B. Robinson. 2011. “Are There Spatial Spillovers in the Adoption of Clean Technology? The Case of Organic Dairy Farming.” *Land Economics*. vol. 87, no. 2. pp. 250-267. DOI: 10.3368/le.87.2.250

Mendelsohn, R., W. D. Nordhaus and D. Shaw. 1994. “The Impact of Global Warming on Agriculture: A Ricardian Analysis.” *American Economic Review*. vol. 84, no.4. pp. 735-771.

Tessema, Y. A., J. Joerin and A. Patt. 2019. “Crop Switching as an Adaptation Strategy to Climate Change: the Case of Semien Shewa Zone of Ethiopia.” *International Journal of Climate Change Strategies and Management.* vol. 11, no. 3. pp. 358-371. DOI: 10.1108/ijccsm-05-2018-0043

Wang, H., J. Meng and M. Tenenhaus. 2010a. “Regression Modelling Analysis on Compositional Data.” *Handbook of Partial Least Squares*. Springer: Berlin.

Wang, J., R. Mendelsohn, A. Dinar and J. Huang. 2010b. “How Chinese Farmers Change Crop Choice to Adapt to Climate Change.” *Climate Change Economics*. vol. 1, no. 3. pp. 167-185. DOI: 10.1142/s2010007810000145

원고 접수일: 2019년 9월 17일
원고 심사일: 2019년 10월 30일
심사 완료일: 2019년 12월 18일

부록 1. 경지면적 기준 전체 농업인력 수요 전망

단위: 천 ha, 명

연도	전체 경지면적	농업주종사가구원	경지면적 1ha당 농업주종사가구원
2002년	1,863	2,021,103	1.09
2003년	1,846	1,907,788	1.03
2004년	1,836	1,869,781	1.02
2005년	1,824	1,972,240	1.08
2006년	1,800	1,845,679	1.03
2007년	1,782	1,791,621	1.01
2008년	1,758	1,772,776	1.01
2009년	1,737	1,718,767	0.99
2010년	1,715	1,700,160	0.99
2011년	1,698	1,661,538	0.98
2012년	1,730	1,636,425	0.95
2013년	1,711	1,603,991	0.94
2014년	1,691	1,572,395	0.93
2015년	1,679	1,569,662	0.93
2016년	1,644	1,455,944	0.89
2017년	1,621	1,411,030	0.87
2018년	1,596	1,374,409	0.86
2019년	1,594	1,383,745	0.87
2020년	1,585	1,359,397	0.86
2021년	1,575	1,335,661	0.85
2022년	1,566	1,312,512	0.84
2023년	1,556	1,289,933	0.83
2024년	1,547	1,267,904	0.82
2025년	1,538	1,246,405	0.81

주: 1) 2000년~2018년의 경우 실제 관측된 값이며, 음영부분(2019년~2025년)은 전망치임.

2) 2018년~2025년의 전체 경지면적 예측치는『농업전망 2019』내 2018년 추정치와 2018년~2028년의 연평균 증가율 -0.6%를 적용한 추정치임.

부록 2. 농업(재배업) 생산액 기준 전체 농업인력 수요 전망

단위: 십억 원, 명

연도	농업(재배업) 생산액	농업주종사가구원	생산액 10억 원당 농업주종사가구원
2002년	23,112	2,021,103	87.4
2003년	22,939	1,907,788	83.2
2004년	25,316	1,869,781	73.9
2005년	23,322	1,972,240	84.6
2006년	23,556	1,845,679	78.4
2007년	23,408	1,791,621	76.5
2008년	29,188	1,772,776	60.7
2009년	28,586	1,718,767	60.1
2010년	28,253	1,700,160	60.2
2011년	30,412	1,661,538	54.6
2012년	32,825	1,636,425	49.9
2013년	32,945	1,603,991	48.7
2014년	29,795	1,572,395	52.8
2015년	29,259	1,569,662	53.6
2016년	27,977	1,455,944	52.0
2017년	27,993	1,411,030	50.4
2018년	30,270	1,374,409	45.4
2019년	30,572	1,364,927	44.6
2020년	30,664	1,330,644	43.4
2021년	30,756	1,298,243	42.2
2022년	30,848	1,267,573	41.1
2023년	30,941	1,238,501	40.0
2024년	31,034	1,210,905	39.0
2025년	31,127	1,184,676	38.1

주: 1) 2000년~2018년의 경우 실제 관측된 값이며, 음영부분(2019년~2025년)은 전망치임.

2) 2018년~2025년의 농업(재배업) 생산액 예측치는 『농업전망 2019』 내 2018년 추정치와 2018년~2028년의 연평균 증가율 0.3%를 적용한 추정치임.