

농가인구예측 모형 개발 및 중장기 전망

한석호^{1*}

¹한국농촌경제연구원

A Study on Development of the Korea Agricultural Population Forecasting Model and long-term Prediction

Suk-Ho Han^{1*}

¹Korea Rural Economic Institute

요 약 농촌지역의 인구감소는 농가호수 및 농업취업자 감소로 연결되어 결과적으로 농업총소득에 영향을 미치게 된다. 또한 농가인구는 농업구조의 근간으로 농가인구 및 농촌인구의 감소는 향후 시행될 농업정책에도 영향을 주어 농업 생산성이 악화될 우려가 있다. 이 연구는 성별·연령별 농가인구모형 개발을 통해 향후 농업 정책 수립에 필요한 인구 전망치를 제시하며, 동시에 다른 연구 및 필요한 기초자료를 제공하는데 그 목적이 있으며, 소득 변화 등 경제 변화에 따른 정책 시뮬레이션이 가능하도록 모형을 개발하는데 목적을 두었다. 기존 연구와 달리 본 연구는 농가인구모형의 핵심사항인 이농률에 대해 몇 가지 가정을 하거나, 인구전체에 대하여 하나의 방정식을 추정한 후 성별 및 연령별로 배분하는 기존방식에서 벗어나서 성별 및 연령별 이농률 방정식을 모두 추정하여 성별·연령별로 이농 반응의 상이함을 규명하고, 각 코호트별로 투여하여 전망한다는 것을 차이점으로 볼 수 있다. 또한 기존의 농업시뮬레이션모형과 연계하여 각종 정책 시행에 대한 농가인구 변화양상 시뮬레이션이 가능해진 점을 들 수 있다.

Abstract A population decline in rural area is correlated with the number of household, with agricultural workers, as a result, affects the farming income. Agricultural population is a foundation of agriculture structure. Agricultural population decline influences agricultural policies to be implemented for the future and there is concern about slowdown in productivity. The purpose of this study is to build the ability to use the model and conduct applied analyses of various kinds and to make rational agricultural policies by forecasting and analyzing agricultural population change. Unlike previous studies, which have some assumptions about the giving-up farming rate (GFR) of the key points on the agricultural population model or, After estimating only one equation with respect to the total population, and then distribute by sex and age. This study was conducted to investigate the reactions are different from the farmhouse, gender, age by estimating giving-up farming rate (GFR) equations each gender & age. Through this research, we can find that Farm Population changes of the simulation can be performed for a variety of agricultural policy in conjunction with existing agricultural simulation models as well.

Key Words : Agricultural Population, Forecasting Model, Cohort Component Model

1. 서론

도시화 및 공업화가 진행되면서 상대적 임금격차로 농가인구는 지속적인 감소세를 보이고 있으며 농가인구의 상당수가 65세 이상으로 고령화가 이미 심각한 수준

에 이르렀다는 것은 새로운 사실이 아니다. 1980년 이후 2013년 우리나라 총인구는 연평균 1.2% 증가한 5,022만 명인데 반해, 농가인구는 285만 명으로 연평균 5.6% 감소하였다.

농촌 및 농가인구는 사회 및 경제 정책 수립에 중요한

*Corresponding Author : Suk-Ho Han(Korea Rural Economic Institute)

Tel: +82-2-3299-4279 email: shohan@krei.re.kr

Received March 12, 2015

Revised April 14, 2015

Accepted June 11, 2015

Published June 30, 2015

역할을 담당하는 주요 변수이며, 여러 가지 전망에 있어서 기초 변수로 활용되고 있다. 또한 농촌 및 농가인구 추정치는 현재 및 미래 정책의 실행 방향을 제시하는 가이드 역할과 동시에 사회 기간구조 및 예산안 작성의 기초 자료로 이용될 수 있다.

현재 통계청에서 성별, 시도별, 연령별 장래 추계인구를 발표하고 있으나 농촌 및 농가인구에 대한 추계인구는 발표하고 있지 않은 상태이다. 그러나 농촌 및 농가인구의 변화 양상은 모집단인 우리나라 전체 인구 및 가구 변화와는 매우 다른 모습을 보이고 있어 통계청의 전체 인구 변화상을 농가 및 농촌인구에 투영시키기에는 무리가 있다.

농가인구는 농업총소득에 영향을 미치며 농업취업자 감소와도 연결되어 농업에 미치는 영향이 크다. 또한 농가인구 감소는 농업구조의 근간으로 향후 시행될 농업정책에도 영향을 주어 농업 생산성이 악화될 우려가 있다.

이 연구는 성별 및 연령별 농가인구모형 개발을 통해 향후 농업 정책 수립에 필요한 인구 전망치를 제시하며, 동시에 다른 연구의 기초자료로 활용하는데 그 목적이 있으며, 소득 변화 등 경제 변화에 따른 정책 시뮬레이션이 가능하도록 모형을 개발하는데 목적을 두었다.

선행 연구들의 농업 및 농촌인구 전망은 대부분 농가인구전망자체로 끝냈으며, 설명변수에 포함된 경제적 요인 변화에 따른 시뮬레이션 없이, 경제요인변화에 따라 농가인구가 변화될 것이라는 정성적 평가에 그쳤다.

기존 연구와 달리 본 연구는 농가인구모형의 핵심사항인 이농률에 대해 몇 가지 가정을 하거나, 인구전체에 대하여 하나의 방정식을 추정한 후 성별 및 연령별로 배분하는 기준방식에서 벗어나서 성별 및 연령별 이농률 방정식을 모두 추정하여 성별·연령별로 이농반응의 상이함을 규명하고, 각 코호트별로 투여하여 전망한다는 것이 차이점으로 볼 수 있다. 또한 본 연구에서 개발된 농가인구전망모형은 기존의 농업시뮬레이션모형과 연계하여 각종 정책 시행에 대한 농가인구 변화양상 시뮬레이션이 가능해진 점을 들 수 있다. 본 연구는 1980년부터 2013년까지의 자료를 이용하였고, 농가인구는 통계청의 농업조사 데이터를 이용하여 2030년까지 전망하였다.

2. 인구모형

농업정책의 주된 목적 중 하나는 미래의 구조적 인구

변화에 대비하는 것으로 인구 및 가구와 관련된 전망들은 사회·경제 계획의 기초를 형성하고, 다른 많은 전망 작업의 기초를 형성하며[1], 미래의 예산 및 인프라 구축 계획에 가이드를 제공해주기도 한다. 인구 변화는 출생·사망·인구 이동의 3가지 요소에 의해 결정되며 인구 전망에는 크게 두 가지 접근방법이 존재한다. 비요소적인 방법(non-component method, extrapolation method)과 요소적 방법(component method)이다. 비요소적인 방법은 인구 추세의 단순한 연장에 의한 직접적인 예측모형으로 인구 변화에 영향을 줄 수 있는 요소에 중점을 두지는 않지만 과거 자료 형태에 가장 완벽히 일치하도록 할 수 있으며, 유용성과 편리성에도 불구하고 몇 가지 약점이 있다. 첫째는 투입요소와 산출요소를 종합하는 문제이고, 둘째는 인구 변화의 요인을 밝혀낼 수 없다는 것이다. 이러한 문제점들을 극복하기 위해 인구 변화에 영향을 주는 출생·사망·인구 이동의 세 가지 요소는 분리되어 개별적으로 전망되어야 하고, 또한 적절히 결합되어야 한다[2].

본 연구에서는 비요소적 인구예측모형의 약점을 보완할 수 있도록 출생·사망·인구 이동의 세 가지 요소를 구분하여 예측, 합산하는 코호트요소분석모형(CCM)을 사용하였다. 식 (1)의 균형방정식(balance equation)은 저량변수(stock variable)와 유량변수(flow variable)로 구성되어 있는데 저량변수는 특정 시점에 관측되는 값으로 t , $t+1$ 시점의 인구이며 유량변수는 시간 사이에서 측정되는 값으로 자연증가율(출생, 사망), 순이동율(유입, 유출)이다.

$$\text{인구}_t + (\text{출생}_t - \text{사망}_t) + (\text{유입}_t - \text{유출}_t) = \text{인구}_{t+1} \quad (1)$$

출산율(fertility)은 여성이 낳은 출생아수인데 이는 여성의 재생산할 수 있는 생리학적 능력인 생산력(fecundity)과는 다른 개념이다. 특정 기간 출생아수를 계산하는 주요 방법에는 두 가지가 있다. 첫째, 1년간의 출생아 수를 성별, 연령과 상관없이 1000명의 비율로 나타낸 출생률(birth rates)이 있으며, 일반적으로 사용되는 합계출산율(total fertility rates, TFR)은 당해연도 15-49세 여성 코호트별 1000명당 출생아수를 나타낸다. 일반적으로 사용되는 합계출산율은 출생률보다 더 정제된 개념으로 15-49세 여성으로 정의된 특정 연령 및 성(age-sex)의 출산율을 이용하고 있다. 즉, 특정연도의 15-49세의 모의 연령별 당해연도의 출생아수를 당해연도의 여자인구

로 나눈 비율을 1000분비로 나타낸 것인데 이렇게 정제된 개념은 인구에서 상이한 연령 및 성별 분포로 인해 야기될 수 있는 왜곡을 제거하는데 도움이 된다. 뿐만 아니라 연령별출산율(age-specific birth rates, ASBR)은 연령에 따른 출산율의 차이를 알고자 특정 연령별로 출산율을 계산하기도 하고 시대간 비교를 위해 사용할 수도 있다. 연령별사망률(age-specific death rates, ASDR)은 당해연도 1000명당 사망자수로 계산되며 출생률과 마찬가지로 연령별로 비교하거나 상이한 기간 사이의 동일 연령의 사망률 비교를 위해 특정 연령층으로 나누어 계산하기도 하며 지역이나 국가 간 비교도 가능하다는 특징이 있다. 또한 성, 인종, 특정 연령에 따라 사망률이 상이하기 때문에 사망률은 여성, 남성, 인종별로 각각 나누어 구분하기도 한다[3].

우리나라의 경우, 농업 이농률을 통계청에서 발표하지 않는다. 본 연구에서 순이동율(net migration rate)은 과거 자료를 이용하여 코호트인구생산모형(CSM) 방식으로 과거 출산율과 사망률을 이용하여 산출된 인구(P^*)와 실제인구(P)의 차이를 산출된 인구(P^*)로 나누어준 값인 $(P^*-P)/P^*$ 로 계산 하였다.

$$NM_t = \frac{P_t^* - P_t}{P_t^*} = \frac{[P_{t-1+} B_t - D_t] - P_t}{P_t^*} \quad (2)$$

3. 인구이동모형의 이론적 배경

과거 대부분의 인구 이동 모형은 소득, 기회, 이동 비용과 같은 경제적 결정 요소에 초점이 맞추어졌으나 모든 변수들이 이주 변화에 외생적이지는 않다. 어떤 요소들은 이주 결정에 의해 동시다발적으로 영향을 받을 수도 있다. 점차 성장하고 있는 이주 관련 연구들은 이주의 피드백 효과 및 간접적인 효과를 설명하려는 시도를 하고 있다.

사회학적 연구 결과, 일반적으로 이주는 개인의 합리적 의사결정의 결과라는 것에 동의함에도 불구하고, 이주 결정요인에 비경제적 변수들을 종종 추가하기도 하여 이주는 사회적인 과정으로 볼 수도 있다. 인류학 연구에 따르면 일반적으로 민족지학(ethnography) 연구에 있어서 정량적인 모델링은 경시되는 경향이 있으며, 민족지학 연구는 이주를 문화, 역사, 정치경제적 맥락으로 본다 [4].

이주 모형의 역사는 이주의 주된 원인은 경제적 요인과 각 지역 간의 거리라고 제안한 E.G Ravenstein의 지리학 이론 중력모형(Gravity Model, Ravenstein)에서 시작한다. Stouffer(1940)가 기회라는 개념을 소개하며 Ravenstein의 모형을 확장하고 수정하였음에도 불구하고, 거리와 경제적 인구 결정 요인만으로는 이주라는 행동을 충분히 설명하기 어렵다.

1950년대와 1960년대에 개발된 신고전주의 모형(Neoclassical Model)의 주요 특징은 지역 간 임금 격차가 이동을 유발시킨다는 것이다. 그러나 신고전주의 모형은 실업률이 높은 지역으로의 이주를 설명해주지 못한다는 단점이 있다. 신고전주의 모형 중 토다로 모형(Todaro Model)은 실업률이 높은 지역으로의 이동을 설명하기 위해 임금주도모형(wage-driven Model)에서 기대소득주도모형(expected income-driven model)이라는 대안을 제안하였으며 이 방법은 몇 개의 통합 인구 모형에 사용되고 있다.

1980년대에 미시 행동 연구의 주요 초점이 종합적인 인구 이동에서 개인의 결정으로 바뀌었는데 그 이유는 통합 모형은 “다른 사람들은 이주하지 않는데 몇몇이 이주하는 이유는 무엇이며 이주하지 않는 사람과 이주하는 사람들의 차이는 무엇일까”와 같은 구조적 의문점이 남아있었기 때문이다[4]. 미시적 행동 모형(Micro Behavioral Models)에 따라, 이주와 관련된 다른 접근법이 그 결정 요인을 확장하고 있다. 예를 들어, 인적 자본 모형(human-capital model)은 개인의 차이를 구별하기 위해 이주의 이득과 비용을 인적 자본 개념으로 대체하였다. 이 방법은 이주 네트워크가 이주민들에게 일자리 찾는 것을 도와주어 이주 비용과 위험요인을 감소시킬 수 있을 것으로 제안하였다.

그 밖에 노동인구 이주의 신경제학 모형(New Economic of labor migration model, NELM)으로 알려진 새로운 접근법이 있다. 이 모형의 특징은 이주 결정이 개인에 의해 이루어지는 것이 아니라 가족이나 가정 단위로 이루어진다는 것과, 송금의 잠재적 영향으로 인한 가족 소득의 긍정적 효과와 이주로 인한 가족 노동력 상실이라는 부정적 효과를 포함한다는 것이다. 실증적 모형분석 결과 이주한 지역의 생산과 소득은 가족 노동력 손실이 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 이주자의 송금에 의한 긍정적인 영향도 있었다[5]. 농업 이주 모형을 구축하기 위해서 본 연구에서는 토다로 모형, 인

적 자본 모형, NELM 모형을 종합적으로 활용할 것이다.

패널 데이터 분석을 통해 NELM 모형은 이주의 결정 단위가 개인인지 가족인지에 대한 가정을 검증할 수 있다. 특정 연령과 성별의 특성이 통계적으로 식(3)의 $M_t^{i,j}$ 이주에 두드러지는 영향을 주지 못한다면, 특정 연령(i)과 성별(j)을 다음의 식(3)에서 M_t 로 대신할 수 있다.

$$M_t^{i,j} = f(EL_{t+1}^u, EL_{t+1}^r, EC_{t+1}, Ee_{t+1}^u, Ee_{t+1}^r, Nwork_t, School_t, Skill_t) \quad (3)$$

i: 특정 연령, j: 특정 성별

EL_{t+1}^u : t+1 시점 도시지역의 기대 소득

EL_{t+1}^r : t+1 시점 농촌지역의 기대 소득

EC_{t+1} : t+1 시점 기대 이주 비용

Ee_{t+1}^u : t+1 시점 도시지역의 기대 실업률

Ee_{t+1}^r : t+1 시점 농촌지역의 기대 실업률

$Nwork_t$: t 시점 이주 네트워크

$School_t$: t 시점 교육 수준

$Skill_t$: t 시점 농사 경험 수준

국내 연구로 최양부[6]는 1960~1970년대에 진행된 농촌인구의 감소와 이촌 실태를 파악하고, 1980~2001년 농촌인구의 감소와 이촌 가능성을 전망하였다. 과거 추세에서 나타나고 있는 도시화율이 앞으로 그대로 유지된다고 가정한 경우와 산업화 진전 및 귀농 등으로 인해 도시화율이 완화된다는 두 가지 시나리오를 가정하여 농촌인구의 변화를 장기 전망하였다는 것이 주요 특징이면서 한계로 볼 수 있다. 농촌인구 장기 전망에 사용한 모형은 유엔에서 제안한 인구 전망 모형으로 다음의 식(4)과 같다.

$$UGRD = \frac{\ln\left(\frac{PU(2)}{1-PU(2)} / \frac{PU(1)}{1-PU(1)}\right)}{n}$$

$$\frac{PU_t}{1-PU_t} = \left(\frac{PU(1)}{1-PU(1)}\right) e^{UGRD * t} \quad (4)$$

UGRD : n 간의 도시와 농촌인구의 성장 격차

PU(1) : 첫 번째 인구센서스 시점의 도시인구율

PU(2) : 두 번째 인구센서스 시점의 도시인구율

PUT : t 시점에서의 도시인구율

이정환[7]의 연구는 농가인구모형은 코호트 분석법을 기본으로 설정하되, 이농인구는 방정식으로 추정한 뒤 성별 연령별로 배분하는 방식을 취하였다. 모형에서 t시점의 농가인구는 t-1기의 농가인구에 생존율을 곱한 뒤 이농인구를 차감하여 구하였으며 이농인구는 농가와 비농가 간 소득 격차, 비농업부문 노동력 수요, 14세 이상

인구 비율을 독립변수로 하여 추정하였다. 상당히 의미 있는 연구이지만 농가노동력의 상대적 소득비율이 향후 1-2% 씩 개선된다는 가정하에 전망이 이루어진 한계가 있다.

이은우[8]은 시도간 인구이동량 함수를 추정하고, 개인의 이주결정 함수를 추정하여 농촌·도시간 인구이동함수를 추정하였다. 인구이동 함수에 지역 평균소득, 지역 간 거리, 생활보호대상자 가구비율, 고졸이상자비율, 지역 인구 등이 설명변수로 사용되었다. 개인의 이주결정 함수는 로짓모형(Logit Model)을 사용하여 개인의 성별, 연령, 교육연수, 결혼상태 등을 설명변수로 사용하여 추정하였다. 소득과 교육의 기회가 인구이동을 결정하는 중요한 요소로 나타났으며 인적자본이론에 기초하여 인구이동현상을 잘 설명하고 있지만 향후 전망이 이루어지지 못했다는 점에서 한계가 있다.

성주인[9]은 통계청의 시·도별 장래 인구추계를 바탕으로 코호트 분석법을 적용하여 농촌인구를 추계하였는데 농촌인구를 읍과 면으로 나누어 전망을 시도한 점이 기존 연구와 다른 점이라고 볼 수 있다. 그러나 농촌인구 전망에 있어 지금까지의 추세가 향후에도 지속될 것으로 만 가정했다는 점에서 한계가 있다.

김경덕[10]은 코호트요소분석모형(CCM)을 이용하여 연령별·성별 농촌인구를 전망하였다. 농촌지역인구이동의 실태와 요인을 분석하면서 도시인구유입탄력을 시·도별로 계측하였고, 연령별 농업취업자의 이농요인, 시·도별 인구이동 요인 분석과 함께 농촌지역인구를 연령별·성별로 전망하였다. 본 연구는 이동률을 따로 추정하지 않고 과거의 추세가 지속된다라는 가정 하에 전망하였다는 점에서 한계가 있다. 김경덕[11]은 지역을 인구 감소, 유지, 증가지역으로 구분하여 변화요인의 메커니즘 분석과 농촌·농가인구의 중장기 전망을 통해 농업 인력의 육성 및 개발방안을 모색하였다. 연령별·성별 농촌지역 인구 전망을 위해 코호트 분석방법을 이용한 것이 모형의 주요 특징으로 t시점과 t-1시점의 인구 차이는 t시점의 출생률에서 t시점의 사망률과 이촌율을 뺀 것으로 구하였으며 코호트 분석은 연령별 이촌율의 가정에 따라 결과가 민감하게 반응하므로 연도별로 가중치를 달리한 2가지 시나리오를 설정하여 분석을 실시하였다. 이 연구도 김경덕[10]과 마찬가지로 이촌율을 따로 추정하지 않고 과거의 추세가 지속된다는 가정 하에 전망하였다는 점에서 한계가 있다.

4. 농가인구 동향 및 전망

4.1 농가인구 동향

우리나라의 총인구는 1980년 3,812만 명에서 2013년 5,022만 명으로 기간 중 연평균 1.2% 증가하였으나 농가인구는 이와 다른 양상을 보이고 있다. 농가인구는 1980년 1,083만 명으로 총인구의 28.4%를 차지하였으나 산업화, 도시화가 진행되면서 1990년 666만 명(총인구의 15.5%), 2000년 403만 명(총인구의 8.6%), 2013년 285만 명(총인구의 5.7%)으로 연평균 5.6% 감소하며 총인구에서 차지하는 비중이 현저히 감소하였고, 현재에도 지속적인 감소세에 있다.

농가인구뿐만 아니라 농가호수와 농림어업 취업자도 계속 감소하여 농가호수는 1980년 216만 호에서 2013년 114만 호로 기간 중 연평균 2.7% 감소하였다. 농가인구 감소율이 농가호수 감소율보다 더 높아 농가호수 당 농가인구도 감소하고 있다. 한편, 농림어업 취업자 수도 1980년 465만 명에서 2013년 152만 명으로 연평균 4.7% 감소하였다. 농가인구 감소에는 여러 가지 요인이 있을 수 있지만 경제적 요인 중 가장 대표적인 요소로 농가와 도시의 소득 차이이다. 도시근로자가구소득 대비 농가소득 비율이 1980년에는 96.3%로 거의 차이가 없었으나 2013년에는 62.5%로 차이가 꽤 많이 벌어져 농가인구 감소의 원인으로 볼 수 있다.

전체 농가인구는 감소하고 있지만 65세 이상 농가인구는 점차 증가하여 65세 이상 농가인구 비율이 1980년 6.7%, 2000년 21.7%, 2013년 37.3%로 급격히 증가하고 있으며 노년부양비(생산가능 인구(15-64세) 100명에 대한 65세 이상의 비율)도 1980년 11.2, 2000년 32.5, 2013년 66.8로 연평균 8.1% 상승했다. 반면 생산 가능 인구(15-64세)는 1980~2013년 기간 동안 연평균 6.0% 감소하고, 유소년 인구는 연평균 11.8% 감소하여 유소년 부양비(생산가능 인구(15-64세) 100명에 대한 0-14세의 비율)는 1980년 54.8, 2000년 17.0, 2013년 12.4로 급격히 감소하고 있다. 따라서 농가인구의 총부양비(노년부양비와 유소년부양비의 합)는 1980년 65.9, 1990년 47.3으로 감소하다가 2000년 49.5, 2013년 79.2로 다시 증가추세에 있다. 유소년인구는 감소하고 고령인구는 증가하여 노령화 지수(0-14세 100명에 대한 65세 이상의 비율)는 1980년 20.4, 1990년 56.1, 2000년 190.9로 증가하였으며 최근에는 증가세가 더욱 가팔라져 2013년에는 539.1로 급증, 노년인구가 유소년인구보다 6배 이상

많은 것으로 나타났다.

Table 1. The trend of agricultural population

Unit: Thousand persons, household

| | 1980 | 1990 | 2000 | 2010 | 2013 |
|----------------------------------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Population(A) | 38,124 | 42,869 | 47,008 | 49,410 | 50,220 |
| Ag population(B) | 10,827 | 6,661 | 4,031 | 3,063 | 2,847 |
| Farm household(C) | 2,156 | 1,767 | 1,384 | 1,177 | 1,142 |
| Employment in Agriculture | 4,654 | 3,237 | 2,243 | 1,566 | 1,520 |
| Population per household(B/C) | 5.0 | 3.8 | 2.9 | 2.6 | 2.5 |
| Population/ Ag Population (BA %) | 28.4 | 15.5 | 8.6 | 6.2 | 5.7 |
| Rural income / Urban income(%) | 96.3 | 97.9 | 80.5 | 66.8 | 62.5 |

source: Statistic Korea

Table 2. The trend of agricultural dependency ratio & old age index

Unit: Thousand persons

| | 1980 | 1990 | 2000 | 2010 | 2013 |
|--------------------------------------|--------|-------|-------|-------|-------|
| Agricultural population (A) | 10,827 | 6,661 | 4,031 | 3,063 | 2,847 |
| 0~14 age(B) | 3,573 | 1,370 | 459 | 270 | 197 |
| 15~64 age(C) | 6,526 | 4,522 | 2,696 | 1,820 | 1,589 |
| over 65 age (D) | 728 | 769 | 876 | 973 | 1,062 |
| over 65 age ratio (D/A, %) | 6.7 | 11.5 | 21.7 | 31.8 | 37.3 |
| Total Dependency Ratio | 65.9 | 47.3 | 49.5 | 68.3 | 79.2 |
| Young age Dependency Ratio (B/C×100) | 54.8 | 30.3 | 17.0 | 14.8 | 12.4 |
| Old age Dependency Ratio (D/C×100) | 11.2 | 17.0 | 32.5 | 53.5 | 66.8 |
| Old Age Index (D/B×100) | 20.4 | 56.1 | 190.9 | 360.4 | 539.1 |

source: Statistic Korea

4.2 농가인구 전망

4.2.1 농가인구모형

과거 인구모형 중 사망률 및 출산율 등 생물학적 요소를 포함한 코호트요소분석모형(Cohort Component Model, CCM)을 사용할 경우, 코호트별 인구 예측이 가능하다. 그러나 기존의 이 코호트요소분석모형(CCM)은 경제적 충격에 대한 반응을 분석하지 못한다는 단점이 있었다. 이러한 약점 때문에 많은 경제적 충격에 대한 농가인구 전망 시뮬레이션 모형은 코호트별 전망이 아닌 전체 농가인구수 만을 전망하는 단순 회귀 모형을 이용해왔다. 회귀 모형은 경제적인 변화나 외부 충격에 민감하게 반응하지만 성별 및 연령별 인구수를 각각 전망하는데 한계가 있었다.

우리나라의 경우 위의 두 가지 모형을 모두 적용시키면 전체 농가인구 전망에 적절할 것으로 보인다. 그러나 성별과 연령으로 나눈 각각의 그룹(코호트)이 미래에 어떻게 변화할 것인지 예측하는 것도 중요하기 때문에 성별과 연령으로 나누어 예측할 수 있는 모형을 개발하는 것이 더 좋은 방법이다.

농가인구 변화에 있어서 필수적인 세 가지 요소들을 고려할 때 출산율과 사망률보다 가장 중요한 것은 이농률(Giving-up farming rate)을 예측하는 것이다. 이농률은 코호트요소분석모형에서의 순 이동률의 개념으로 과거 출산율과 사망률을 이용하여 산출된 인구(P^*)와 실제인구(P)의 차이를 산출된 인구(P^*)로 나누어준 값인 $(P^* - P)/P^*$ 로 출산, 사망의 자연적인 인구변화 외에 인구가 이동하는 비율이다. 이농률이 예측될 수 있다면 경제모형에 코호트요소분석모형(CCM)을 적용하여 경제적 충격이 인구에 미치는 영향을 시뮬레이션 할 수 있다.

이 연구의 주된 아이디어는 일단 인구이동이 없이 출산율과 사망률만을 고려한 코호트인구생산모형(CSM)을 구축하고 이농률을 예측하여 이농률 전망치를 각각의 성별, 연령별 코호트에 적용하여 미래 인구를 전망하는 것이다. 그 결과, 특정 시나리오 하에서 농가인구의 구조적 변화를 동태적으로 나타낼 수 있다. 또한 세부적으로 각각의 이농률 방정식을 결정하기 전에 성별 및 연령별 이농률의 영향이 통계학적으로 차이가 있는지 먼저 확인해 볼 필요가 있다. 성별 및 연령별로 통계학적으로 차이가 있다고 판단되면 이농률 방정식은 분리되어야 한다.

사회학적 요인으로 연령과 성별의 차이가 존재하는데, 이는 경제적인 요소만으로 설명하기는 어렵다. 또한, 이러한 사회학적 요인을 모형화하는 것도 쉽지 않다. 최근 연구에 따르면 사회학적 요소는 교육 수준, 농업 특화 기술, 도시 지역과의 연계 등을 포함하는데 이러한 요소들은 시계열 분석 모형보다 패널 분석이나 횡단 분석에 적용할 수 있다.

본 연구에서는 데이터 한계로 인해 사회학적 요소의 대리변수로 시간변수(trend variable)를 사용하였으며, 모형의 이농률 방정식은 도시 임금 수준, 농촌 임금 수준, 시간변수를 포함하고 있다.

3.2.2 코호트의 통계적 차이

선행 연구에 따르면 성별, 연령대와 같은 두 그룹의 경향성을 비교하는 도구로는 오즈비(odds ratio)와 상대 위험도(relative risk ratio)를 사용할 수 있다. 그러나 상대위험도는 항상 계산되는 것은 아니고, 각 그룹의 사건에 대한 확률만을 비교할 수 있어서 논란의 여지가 발생할 가능성이 있기 때문에 각 코호트의 이농률을 비교하는데 있어 오즈비를 사용하였다. 오즈비는 어떠한 상황 하에서 특정 요소(여건)에 노출된 사람이 노출되지 않은

사람과 비교하여 특정 결과를 가져오게 되는 경향이 얼마나 더 높은가를 알려주는 것으로 위험에 대한 상대적인 척도라고 할 수 있다. 오즈비(odds ratio, O.R.)는 두 그룹을 비교하는 것으로 다음의 식 (5)와 같이 계산할 수 있다. p_1 은 그룹 1이 특정 상황에 노출되는 확률이고, p_2 는 그룹 2가 특정 상황에 노출되는 확률이다. 오즈비가 1보다 크면 2그룹보다 1그룹이 위험도(risk)가 더 높고, 1보다 작으면 2그룹보다 1그룹이 위험도(risk)가 더 낮으며, 오즈비가 1일 경우 두 그룹 사이의 위험도(risk)에 차이가 없는 것으로 볼 수 있다.

$$O.R. = \frac{p_1 / (1 - p_1)}{p_2 / (1 - p_2)} = \frac{p_1 / (1 - p_2)}{p_2 / (1 - p_1)} \quad (5)$$

성별에 따라 이농률에 차이가 있는지를 파악하기 위해 오즈비를 계산한 결과, 0~4세를 제외하고 모든 연령에서 성별에 따라 이농률에 차이가 있는 것으로 나타났으며 10~14세, 30~54세는 여성보다 남성의 이농률이 높은 것으로 나타났다.

Table 3. The Odd ratios of giving-up farming rate (GFR) on gender

| | O.R. | P-level |
|-----------|------|--------------|
| 0~4 age | 1.00 | $p= 0.4073$ |
| 5~9 age | 0.97 | $p < 0.0001$ |
| 10~14 age | 1.26 | $p < 0.0001$ |
| 15~19 age | 0.87 | $p < 0.0001$ |
| 20~24 age | 0.85 | $p < 0.0001$ |
| 25~29 age | 0.69 | $p < 0.0001$ |
| 30~34 age | 1.99 | $p < 0.0001$ |
| 35~39 age | 2.17 | $p < 0.0001$ |
| 40~44 age | 1.06 | $p < 0.0001$ |
| 45~49 age | 1.15 | $p < 0.0001$ |
| 50~54 age | 1.11 | $p < 0.0001$ |
| 55~59 age | 0.74 | $p < 0.0001$ |
| 60~64 age | 0.62 | $p < 0.0001$ |

source: Statistic Korea

4.2.3 이농률과 농가인구 추계

오즈비의 결과를 볼 때, 0~4세를 제외한 모든 연령은 성별에 따라 이농률의 차이가 있다고 할 수 있어 모두 성별로 분리하여 추정하였다. 추정기간은 1980년~2010년이고, 도시소득대비 농가소득, 시간변수를 독립변수로 사용하였다. 모든 계수의 부호와 크기는 경제적·통계적으로 유의하였다. 코호트별 이농률 방정식에서 가장 중요한 소득계수 추정치를 살펴보면, 사회활동이 높은 25

~49세의 코호트에서 소득계수가 크게 추정되었으며, 0~14세의 코호트에서도 25~49세의 코호트 수준과 비슷하게 크게 추정되었다. 이러한 결과는 아주 결정은 개인보다는 가족 단위의 결정에 의해 이루어진다는 신경제학 모형(NELM)의 주요 이론을 뒷받침한다. 특히, 25~34세 여성의 소득 탄성치는 남성보다 크게 추정되었는데 이는 미래에 농업 사회에서 성 불균형이라는 주요 이슈를 가져올 수 있다. 반면, 50세 이상의 코호트 소득계수는 전반적으로 젊은 세대보다 소득 탄성치가 낮게 추정되었으며 60세 이상 인구는 1.0 내외로 추정되었다. 이와 같이 노령인구는 경제적 변화에 민감하게 반응하지 않을 것으로 보인다. 모든 회귀방정식은 추세 변수를 포함하고 있으며, 추정된 계수는 모두 음(-)의 부호를 나타내었고, 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 농업인구가 도시로 이동하는 이농률이 상대적 소득 차이인 경제적 요인 외 요인들로 인해 농가인구가 시간의 흐름에 따라 점차 감소하고 있음을 보여준다. 45세 이상의 코호트의 시간변수계수는 45세 이하의 코호트의 시간변수계수보다 상대적으로 크게 나타났다, 이는 45세 이상 코호트의 이농요인이 45세 이하의 코호트에 비해 도시와 농촌의 상대적 소득보다는 경제적 요인(소득) 외의 사회학적 요인에 더욱 민감한 것으로 해석된다.

위에서 추정된 코호트별 이농률 예측치를 코호트요소 분석모형(Cohort Component Model, CCM)을 이용하여 각각의 성별, 연령별 코호트에 적용하여 미래 인구를 전망하면, 우리나라 농가인구는 2010년에 304만 명, 2020년 249만 명, 2030년 201만 명으로 추정되어 연평균 2.1% 감소하는 것으로 예측되었다. 0~14세는 동 기간 중 연평균 4.5% 감소, 15~64세는 연평균 3.3% 감소, 65세 이상은 연평균 0.1% 감소하는 것으로 나타났다.

총인구대비 농가인구는 2010년 6.2%에서 2030년에 3.9%로 연평균 2.3% 감소할 것으로 전망되며, 농가인구 중 65세 이상 인구의 비율은 2010년 31.8%에서 연평균 2.1% 증가하여 2030년에는 47.9%에 이를 것으로 보인다.

총부양비는 2010년 68.3에서 연평균 2.6% 증가하여 2030년에 114.0, 유소년부양비는 2010년 14.9에서 연평균 1.3% 감소하여 2030년에 11.5, 노년부양비는 2010년 53.4에서 연평균 3.3% 증가하여 2030년에 102.5, 노령화 지수는 2010년 359.7에서 연평균 4.6% 증가하여 2030년에 887.6로 매우 크게 추정되었다. 미래에 농업

사회의 노령화가 더 심해지고, 노년 부양비 증가, 노령화 지수 상승추세가 매우 높아 향후 정책적 대응이 필요할 것으로 보인다.

Table 4. Regressing results on giving-up farming rate (GFR)

| | Rural income / Urban income | trend | R-squared | D.W. |
|-------------|-----------------------------|----------|-----------|-------|
| 0~4 age | -2.83** | -2.64*** | 0.978 | 2.376 |
| 5~9 age F | -2.33** | 2.04*** | 0.990 | 1.811 |
| 5~9 age M | -2.74** | 2.05*** | 0.995 | 1.868 |
| 10~14 age F | -2.90*** | -0.56* | 0.922 | 1.339 |
| 10~14 age M | -2.14* | -3.10** | 0.968 | 1.862 |
| 15~19 age F | -1.17** | -1.61*** | 0.997 | 2.806 |
| 15~19 age M | -1.34*** | -1.68*** | 0.999 | 1.858 |
| 20~24 age F | -0.97** | -1.41*** | 0.999 | 2.221 |
| 20~24 age M | -1.06*** | -0.91*** | 0.980 | 2.163 |
| 25~29 age F | -2.38*** | -2.05*** | 0.977 | 2.075 |
| 25~29 age M | -2.27*** | -1.44*** | 0.983 | 1.650 |
| 30~34 age F | -3.08*** | -1.14*** | 0.979 | 1.817 |
| 30~34 age M | -1.67* | -1.10* | 0.989 | 2.554 |
| 35~39 age F | -3.19* | 2.12*** | 0.984 | 1.782 |
| 35~39 age M | -1.60* | 0.46* | 0.919 | 1.740 |
| 40~44 age F | -3.50* | -4.39* | 0.988 | 2.720 |
| 40~44 age M | -2.80* | -1.97*** | 0.929 | 2.203 |
| 45~49 age F | -2.46* | -8.70** | 0.997 | 2.261 |
| 45~49 age M | -1.90** | -7.45*** | 0.989 | 2.195 |
| 50~54 age F | -1.95* | -8.68*** | 0.997 | 2.451 |
| 50~54 age M | -1.63** | -8.96*** | 0.995 | 2.970 |
| 55~59 age F | -1.77* | -9.06*** | 0.997 | 2.825 |
| 55~59 age M | -1.35* | -8.45*** | 0.998 | 2.803 |
| 60~64 age F | -0.89* | -3.07*** | 0.986 | 2.587 |
| 60~64 age M | -1.04*** | -3.81*** | 0.999 | 2.607 |

Note: 1) Rural income & Urban income = lagged 5 years moving average

2) Model specification: GFR=f ((rural income / urban income), log(trend))

3) ***: p < 0.01, **: p < 0.05, *: p < 0.10

인구의 성별, 연령별 구조를 한 눈에 알아볼 수 있는 인구피라미드로 농가인구를 살펴보면 1980년대에는 유소년층이 많은 상자하고 표주박형 이었으나, 점차 고령화되어 노년층이 많은 상고하저 표주박형으로 변화하고 있다는 것을 알 수 있다.

구축된 모형의 적합도 또는 예측력을 평가하기 위해 사후적 시뮬레이션(ex-post simulation)을 실시하여 도출된 시뮬레이션 결과와 실측치를 RMSPE(Root Mean Square Percent Error), MAPE(Mean Absolute Percent Error), Theil 불균등계수(Theil's inequality coefficient)를 이용하여 비교 검토했다. 시뮬레이션은 추정 기간에 대해 25개 방정식을 대상으로 실시하였으며 시뮬레이션을 수

행한 결과 RMSPE가 0.5% 내외, Theil 불균등계수는 0.020으로 적합도가 높게 나타났다.

Table 5. Prediction of agricultural population

Unit: Thousand persons, %

| | 2000 | 2010 | 2020 | 2030 |
|---|--------|--------|--------|--------|
| Population(A) | 47,008 | 49,410 | 51,435 | 52,160 |
| Ag_population(B) | 4,031 | 3,063 | 2,491 | 2,014 |
| 0~14 age(C) | 459 | 270 | 166 | 109 |
| 15~64 age(D) | 2,696 | 1,820 | 1,301 | 941 |
| over 65 age(E) | 876 | 973 | 1,023 | 964 |
| Ratio | | | | |
| 0~14age | 11.4 | 8.8 | 6.7 | 5.4 |
| 15~64 age | 66.9 | 59.4 | 52.2 | 46.7 |
| over 65 age | 21.7 | 31.8 | 41.1 | 47.9 |
| Pop/Ag_population (B/A,%) | 8.6 | 6.2 | 4.8 | 3.9 |
| Farm household | 1,384 | 1,177 | 1,040 | 921 |
| Population per household | 2.9 | 2.6 | 2.4 | 2.2 |
| Total Dependency Ratio | 49.5 | 68.3 | 91.4 | 114.0 |
| Young age Dependency Ratio (C/D×100) | 17.0 | 14.9 | 12.8 | 11.5 |
| Old age Dependency Ratio (E/D×100) | 32.5 | 53.4 | 78.7 | 102.5 |
| Old Age Index (E/C×100) | 190.9 | 359.7 | 615.7 | 887.6 |

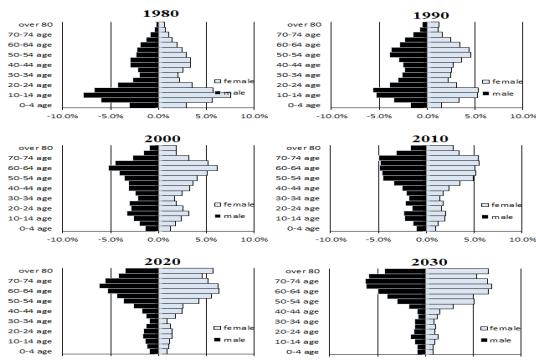


Fig. 1. Agriculture population forecasting

5. 경제변화에 대한 시뮬레이션

본 연구에서는 농가인구 전망치를 제시하는 것에 그치지 않고, 농가인구이동의 경제적 요인 중 농가소득이 베이스라인 전망치보다 감소할 경우, 농가인구가 어떻게 변화하는지 시나리오를 설정해 시뮬레이션을 수행하였다. 이 연구는 기존의 연구처럼 이농률을 가정하는 것이 아니라 성별, 연령별로 나누어 이농률을 각각 추정하였다. 때문에 시나리오에 따른 효과도 성별, 연령별로 확인할 수 있다.

시나리오는 정부가 추진 중인 귀농·귀촌정책의 가이드라인을 제공하기 위해, 농가소득이 10% 증가하는 것으로 설정하여 정책 시뮬레이션 하였다. 그 결과, 전체 농가인구가 2020년에는 베이스라인 대비 1.3% 증가하였으며, 2030년에는 2.6% 증가하였다. 성별로 보면 2020년에 남성은 1.3%, 여성은 1.4% 증가하는 것으로 나타났으며, 2030년에는 남성은 2.4%, 여성은 2.8% 증가하는 것으로 나타났다.

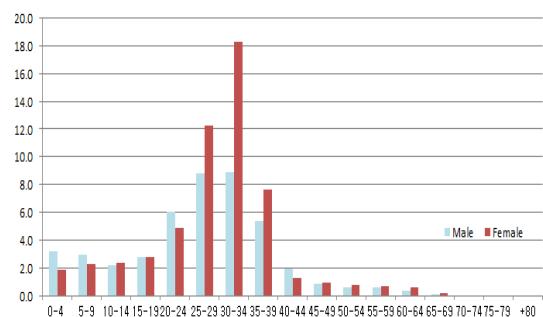


Fig. 2. Simulation results of agricultural population change in 2020

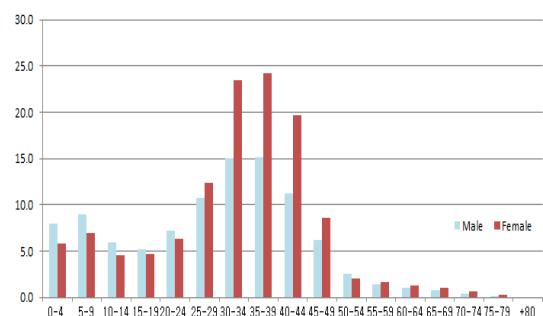


Fig. 3. Simulation results of agricultural population change in 2030

시나리오 결과 분석 결과 2020년을 기준으로 보면 남녀 모두 30~34세 코호트와 0~4세 코호트가 높은 변화율을 나타냈다. 또한 약 30세 단위로 농가소득에 따른 농가인구의 변화율이 유사한 방향으로 나타나고 있는데, 이것은 이주결정은 가족 단위로 이루어진다는 신경제학 모형(NELM)의 이론을 뒷받침한다. 또한 25~39세의 여성은 남성보다 농가소득 증가에 따른 농가인구 변화율이 높은 것으로 나타나고 있는데, 이는 농업에 종사하는 결혼적령기의 여성의 농가 소득 증감에 따라 결혼 등을 위

해 도시로 이동여부를 예측 가능하게 한다. 이에 따라 농가소득이 증가할수록 농가인구의 성 불균형이 둔화될 수도 있을 것으로 보인다. 한편, 농가소득이 베이스라인보다 증가하면서 30대까지는 농가인구가 상당히 증가하는 것으로 나타났다. 이는 농가소득이 증가할 경우 농가인구 고령화의 가속화가 둔화될 것으로 예측할 수 있다. 반면, 40대 이상의 증가율은 작게 나타났다.

6. 결론

농가인구는 사회 및 경제 정책 수립에 중요한 역할을 담당하는 주요 변수이며, 미래 농가인구 추정치는 현재 및 미래 정책의 시행 방향을 제시하는 가이드 역할과 동시에 사회 기간구조 및 예산안 작성의 기초 자료로 이용될 수 있다. 현재 통계청에서 성별, 시도별, 연령별 장래 추계인구를 발표하고 있으나, 농가인구에 대한 추계인구는 발표하고 있지 않은 상태이다. 그러나 농가인구의 변화양상은 모집단인 우리나라 전체 인구변화와는 매우 다른 모습을 보이고 있어 현재 정부가 추진 중인 귀농·귀촌정책과 FTA영향에 대한 가이드라인을 제공할 농가인구전망 및 시뮬레이션모형이 시급한 실태이다.

기존 농가인구전망 모형과 본 연구의 차이점은 인구 이동이 없이 출산율과 사망률만을 고려한 코호트인구생존모형(Cohort Survival Model, CSM)을 구축하고 25개의 방정식을 통해 이농률을 예측한 후, 이농률 전망치를 각각의 성별, 연령별 코호트에 적용하여 미래 인구를 전망하는 것이다. 또한 농가인구 전망치를 제시하는 것에 그치지 않고, 농가인구이동의 경제적 요인 중 농가소득이 베이스라인 전망치보다 감소할 경우, 농가인구가 어떻게 변화하는지 시나리오를 설정해 시뮬레이션을 수행하였다. 기존의 연구처럼 이농률을 가정하는 것이 아니라 성별, 연령별로 나누어 이농률을 각각 추정하였기 때문에 시나리오에 따른 효과도 성별, 연령별로 확인할 수 있었다.

인구전망 결과, 농가인구는 2010년에 304만 명, 2020년 249만 명, 2030년 201만 명으로 추정되어 연평균 2.1% 감소하는 것으로 예측되었다. 0~14세는 동기간 중 연평균 4.5% 감소, 15~64세는 연평균 3.3% 감소, 65세 이상은 연평균 0.1% 감소하는 것으로 나타났다. 농가인구 중 65세 이상 인구의 비율은 연평균 2.1% 증가하여 2030년에는 47.9%로 크게 증가할 것으로 보인

다. 농가인구는 계속 감소 추세에 있으나 향후에도 감소 추세가 계속되어 노령화 정도가 더욱 심각해질 것으로 전망되어 이에 대한 대책을 마련하는 것이 시급한 것으로 보인다.

농가인구변동에 영향을 주는 농가소득이 증가하는 것으로 설정한 정책 시뮬레이션결과, 남녀 모두 30~34세 코호트와 0~4세 코호트가 높은 변화율을 나타냈다. 또한 약 30세 단위로 농가소득에 따른 농가인구의 변화율이 유사한 방향으로 나타나고 있는데, 이것은 이주결정은 가족 단위로 이루어진다는 신경제학 모형(NELM)의 이론을 뒷받침하였다. 또한 25~39세의 여성은 남성보다 농가소득 증가에 따른 농가인구 변화율이 높은 것으로 나타나고 있는데, 이는 농업에 종사하는 결혼적령기의 여성이 농가 소득 증감에 따라 결혼 등을 위해 도시로 이동여부를 예측 가능하게 한다. 이에 따라 농가소득이 증가할수록 농가인구의 성 불균형이 둔화될 수도 있을 것으로 보인다.

한편, 농가소득이 베이스라인보다 증가하면서 30대까지는 농가인구가 상당히 증가하는 것으로 나타났다. 이는 농가소득이 증가할 경우 농가인구 고령화의 가속화가 둔화될 것으로 예측할 수 있다.

본 연구의 한계점으로 농가소득변화가 농가인구변동에 미치는 영향을 분석할 수 있었으나, 반대로 농가인구변동이 농업에 미치는 영향을 분석하지는 못했다. 또한 데이터의 한계로 농가인구이동의 원인 중 사회적인 요인 분석을 대리변수(시간변수)로 사용하였다는 점도 한계점으로 남는다. 현재 정부가 추진 중인 귀농·귀촌정책과 FTA영향에 대한 가이드라인을 제공할 수 더욱 정교한 예측치와 인과관계분석이 가능한 모형개발이 추가적으로 개발되어야 할 것이다.

References

- [1] Heather Booth, Demographic forecasting: 1980 to 2005 in review, International journal of forecasting 22: 547-581, 2006.
DOI: <http://dx.doi.org/10.1016/j.ijforecast.2006.04.001>
- [2] Keyfitz N, Demography in the twenty-first century: the uses of forecasting, International Population Conference, Florence, vol 1:59-81, 1985.
- [3] Arthur Haupt and Thomas T. Kane, POPULATION

- HANDBOOK(5th edition), Population Reference Bureau, Washington, DC, 2004.
- [4] Taylor J.E., Migration Models, In Encyclopedia of Population, eds., P. Demeny and G. McNicoll New York: Macmillan, 2003
- [5] Oberai, Amarjit S., H.K. Manmohan Singh. "Migration, Remittances and Rural Development: Findings of a Case Study in the Indian Punjab." International Labor Review 119:229-241, 1980.
- [6] Choi, Y.P, a decline of rural population & a long-term migration prediction, urban affairs, volume 19, 2, Public Officials Benefit Association, 1984
- [7] Lee, J.W, A long-term prediction of agricultural population: Development of Model & application on 2000 year, Korea Rural Economic Institute, 1985
- [8] Lee, E.W, Korean migration function between rural & urban area. Economic Research ,Korean Economic Association, 1993
- [9] Sung, J.Y., Future prospects of rural indicators, agriculture & fishery task force, Presentation paper, 2002.
- [10] Kim, K. D, Rural Migration: Status, Factors, Prediction, Korea Rural Economic Institute, 2003
- [11] Kim, K. D, a Policy Issues and long-term prediction on agricultural population & agricultural labor, Korea Rural Economic Institute, 2004
- [12] Stouffer, Samuel A., Intervening Opportunities: A Theory Relating Mobility and Distance, American Sociological Review 5: 845-867, 1940.
DOI: <http://dx.doi.org/10.2307/2084520>
- [13] Todaro, Michael P., A Model of Migration and Urban Unemployment in Less-Developed Countries, American Economic Review 59: 138-148 , 1969
- [14] W. Brass, On the scale of mortality, Biological aspects of demograph, 1971

한 석 호(Suk-Ho Han)

[정회원]



- 2000년 2월 : 충남대학교 농과대학원 농업경제학과 (경제학석사)
- 2009년 7월 : 미국 미주리대학교 농업경제학과 (농업경제학박사)
- 2005년 8월 ~ 2007년 7월 : 미국 미주리대학교 농업경제학과 연구조교(R.A)
- 2007년 8월 ~ 2009년 7월 : 미국 식품농업정책연구소(FAPRI) 연구원(Researcher)
- 2000년 2월 ~ 현재 : 한국농촌경제연구원 연구위원

<관심분야>
사회과학/경제학