

Analysis of Climate Effects on Italian Ryegrass Yield via Structural Equation Model

Moonju Kim^a · Kyung-Il Sung^b · Young-Ju Kim^{a,1}

^aDepartment of Statistics, Kangwon National University

^bDepartment of Feed Science and Technology, Kangwon National University

(Received October 10, 2014; Revised December 04, 2014; Accepted December 05, 2014)

Abstract

Italian Ryegrass (IRG), which is known as high yielding and the highest quality winter annual forage crop, is grown in mid-south area in Korea. This study aims to analyze the cause-and-effect relationship between IRG yield and climate variables such as temperature and precipitation by using IRG data and climate data of Korea Weather Bureau. From path analysis of structural equation model under multivariate normality, we found that there was a weather effect on IRG yield that the winter grass IRG yield was directly affected by spring temperature and indirectly affected by spring rainfall. These results showed that IRG can be sown in early spring in the area where it is hard to prepare for winter due to low temperature. This paper can contribute to increase IRG yield by showing the cause-and-effect relationship and this study can be extended to various structural equation models for other crops.

Keywords: Italian Ryegrass, structural equation model, outlier, mahallanobis distance.

1. 서론

지중해가 원산지인 이탈리아인 라이그라스(Italian ryegrass: IRG)는 연중 온화하고 습윤한 지역의 비옥한 토양에서 잘 자라는 작물이다. 우리나라에서는 보통 가을에 파종하여 이듬해 봄에 이용하는 대표적인 월년생 사료작물로 유식물 활력이 높아 파종이 쉽고 정착이 잘되며 어느 정도 내습성이 있어 답리작으로도 적합하며, 짧은 기간에 높은 수량을 낼 수 있기 때문에 월동이 가능한 지역에서는 선호도가 높은 사료작물로 알려져 있다(Shin 등, 2012). 사료작물로서 잠재력이 큰 IRG의 재배기술을 발전시키고 재배한계를 확대하기 위해서는 IRG 생육과 기후 특성에 대한 다양한 심층 연구가 필요하나 우리나라에서는 거의 없는 실정이다. 또한 기후변화로 인한 농작물의 생산량의 증감 폭도 커지고 있는 시점에서 작물에 대한 기상요소들의 이해는 중요한 전략적 요소가 될 수 있다(Lee 등, 2013).

다른 생물과 마찬가지로 IRG의 생산량은 기후의 영향을 많이 받는다(Schlenker와 Roberts, 2009). 작물의 수량과 다양한 기후변인 사이의 관계를 통계학적 기법으로 밝혀낸다면 재배기술의 향상에 의한 생

This work was carried out with the support of “Cooperative Research Program for Agriculture Science and Technology Development (Project No. PJ009766)” by Rural Development Administration, Republic of Korea.

¹Corresponding author: Associate Professor, Department of Statistics, Kangwon National University, Gangwondaehakgil, Hyoja-Dong, Chuncheon, Gangwon-do 200-701, Korea. E-mail: ykim7stat@kangwon.ac.kr

산성 증대, 생산성 예측 등 주요한 자료로 활용할 수 있을 것이다. 또한 기후변화로 인한 농작물의 생산량의 증감 폭도 커지고 있는 시점에서 작물에 대한 기상요소들의 이해는 중요한 전략적 요소가 될 수 있다(Lee 등, 2013). IRG 생산량의 기후요인에 대한 연구로, Sung 등 (2014)은 기후요인에 의한 IRG 생산량 예측을 위해서 회귀분석을 이용하였고, 다중공선성과 정규성 가정을 확인한 결과 선택된 기후요인이 좋은 해석력을 보였다. 그리고 Kim 등 (2014)는 기후요인에 토양요인을 추가하여 IRG 생산량 예측 연구로 확장하였고, 회귀분석을 통하여 건물수량을 종속변수로 설정하여 독립변수의 해석력을 알아보았다. 이와 같이 국내에서 풀사료에 대한 기후요인들의 연구는 단편적으로 이루어지고 있지만 구조방정식을 이용하여 명확하고 논리적인 인과관계와 효과에 대한 연구는 미흡한 실정이다.

본 연구에서는 구조방정식 모형을 이용하여 IRG의 생산량에 미치는 요인간의 경로를 측정하여 생산성 향상에 이바지하고자 한다. 구조방정식이란 여러 변수들 간의 인과관계를 하나의 모형을 통해 검증하는 분석방법으로 잠재된 인자들로부터 복잡한 경로를 설정하여 인과관계를 설명하는 강력한 기법이다(Hox와 Bechger, 1998). 심리학분야, 인류유전학, 생물학 등에서 시작되었고 현재의 구조방정식의 모습은 Goldberger (1973)에 의해서 구축되었다. 구조방정식모형은 이상점에 대해서 구조와 분포 모두에 상당히 민감하다(Arbuckle, 2005). 그래서 다양한 방법들이 연구되고 있는데 비정규성 자료에 대해 로버스트 기법으로 변환을 이용(Yuan 등, 2000)하거나 분포제한이 없는 방법(Browne, 1984) 그리고 이상점을 제거(Mullen 등, 1995; Gao 등, 2008)하는 방법 등이 있다. 본 연구에서는 이상점을 제거하여 다변량 정규성가정을 만족시키는 방법에 중점을 두었다. 정규성 가정을 만족시키고 안정적이고 왜곡되지 않은 해석에 대한 연구를 위해 Mullen 등 (1995)은 LISREL을 이용하여 마할라노비스 거리에 대해 분포를 가정하고 상자그림을 이용하여 극단의 이상점을 제거한 후 수요와 경제수준에 대한 6가지 독립변수에 대해서 경로분석을 하였다. Gao 등 (2008)은 대표본에서 이상점의 제거에 따른 정보손실과 향상되는 모형적합에 대한 연구를 하였다. 회귀분석과 달리 구조방정식 모형은 하나의 독립변수가 경로에 따라 종속변수로 설정이 가능하다. 즉 여러 경로에 대해서 요인간의 효과가 직접 일어나는지 또는 매개요인을 통하여 일어나는지 자세하게 인과관계를 규명하고 기후효과 또는 변화가 IRG 작물의 생산성에 미치는 효과에 대한 경로를 파악하는데 도움이 되고자 한다.

본 논문의 구성으로, 2장에서는 변수 가공 및 구조방정식모형에 대하여 설명한다. 3장에서는 실제 자료 분석결과와 해석을 설명한다. 4장은 연구의 한계점 및 향후 연구에 대하여 언급하였다.

2. 자료 및 방법

본 논문의 연구대상인 IRG에 대한 기초자료는 농협중앙회의 목초 및 사료작물품종 수입적응성시험 심의 관련 자료와 동계작물/하계작물 신품종개발 공동연구보고서, 직무육성신품종선정위원회의 자료를 이용하였고 11개 지역과 1988년부터 2012년까지 25년간 추천품종 18품종을 포함한 53품종 375개체이다(Sung 등, 2014). 품종별로 3년 미만이거나 동일지역 및 동일연도의 중복자료, 그리고 수량요류인 자료를 제거하여 최종 표본으로 331개체를 사용하였다.

IRG의 생산량을 평가하기 위한 변수는 기상청자료로부터 일평균기온, 일최고기온, 일최저기온, 일강수량, 일조시간을 받아 가공하였다. 동계작물은 겨울동안 생존이 매우 중요하므로 겨울을 기준으로 기간을 나누어 사용하였다. 즉, 파종일로부터 평균기온이 0°C 가 되는 날까지의 기간(가을)과 평균기온이 0°C가 되는 날부터 수확일까지의 기간(이듬해 봄)으로 나누었다. 평균온도는 해당기간 내 일평균온도의 평균값으로, 적산온도는 기간 내 일최고온도와 최저온도의 합에서 동계작물의 생육한계인 10°C를 빼 온도의 누적인 $\sum((\text{일최고온도} + \text{일최저온도})/2 - 10)$ 으로 계산하였다. 일조시간은 기간 내 매일의 일조시간의 총합이고, 강수량은 매일의 강수량의 총합, 강수일수는 강수일의 합이다. 여기서 강수일수는 강

Table 2.1. Variable characteristics of data

Variable	Description	Unit	Standard			
			Min	Max	Mean	Deviation
DMY	IRG를 수확 후 말리고 측정한 건물수량	kg/ha	2264	20080	9688.06	3045.79
FY	IRG를 수확 후 말리지 않고 측정한 생초수량	kg/ha	11535	91400	57529.48	17765.10
AGD	파종일로부터 평균기온이 0°C가 되는 날까지의 기간	day	38	122	74.24	17.62
aGDD	파종일로부터 평균기온이 0°C가 되는 날까지의 적산온도	°C	270.50	1520.50	837.85	252.35
SGS	이듬해 평균기온이 0°C 이상이 되는 날부터 수확 일까지의 기간	day	44	129	92.83	17.85
spGDD	이듬해 1월1일부터 수확한 날까지 적산온도(단, 0°C 이상)	°C	530.30	1728.10	1132.30	323.69
MeTJa	최한월(1월)의 평균온도	°C	-6.93	5.50	-0.65	2.21
PeD150	1월1일부터 온도를 더하여 150°C가 되는 날까지의 기간	day	28	92	69.03	12.80
deg5	이듬해 5°C가 되는 날부터 수확 일까지의 일조시간	hr	442.80	1099.40	731.48	168.46
spRF	1월1일부터 수확 시까지 총 강수량	mm	87.50	471.20	303.30	85.24
spRD	1월1일부터 수확 시까지 강수일수	day	31	71	52.68	9.17

수량 0.1mm 기준으로 기상청 일기에 기록된 자료이다. 이렇게 가공된 변수들은 가을 생육기간(AGD), 가을 적산온도(aGDD), 봄 생육기간(SGS), 봄 적산온도(spGDD), 최한월(1월) 평균온도(MeTJa), 봄 온도가 더해서 150°C가 될 때까지의 기간(PeD150), 봄 온도가 5°C가 되는 날부터의 일조시간(deg5), 봄 강수량(spRF), 그리고 봄 강수일수(spRD)이다. IRG의 생산량을 나타내는 변수로 IRG를 수확한 후 말리고 측정한 건물수량(DMY)과 말리지 않고 측정한 생초수량(FY)을 사용하였다. 변수들에 대한 자세한 설명은 Table 2.1에 요약하였다.

2.1. 구조방정식

구조방정식 모형은 요인분석과 경로분석으로 이루어진 모형으로 관측 가능한 변수로 잠재적 요인을 찾고, 요인끼리의 경로를 설정하여 인과관계를 파악하는 기법이다. 구조방정식 모형을 이용하는 장점 중 하나가 요인 사이의 효과가 경로를 통해서 어떤 크기를 갖는지를 파악할 수 있다는 것이다.

구조방정식은 분포의 가정에 민감한 모형이다. 특히 이상점에 의해서 구조와 분포에 모두 영향을 받고 다변량 정규성가정을 만족시키지 못하면 왜곡된 해석을 야기한다(Yuan 등, 2000). 이를 위해서 마할라노비스 거리(Mahallanobis distance)를 이용한 p_1 과 p_2 의 확률을 이용하여 다변량 정규성을 만족시키기 위한 이상점 제거 방법을 고려할 수 있다(Arbuckle, 2005).

$$p_1 = P(d^2 \text{ for any case} > \text{Mahallanobis } d^2 \text{ of one}),$$

$$p_2 = P(\text{the largest } d^2 > \text{Mahallanobis } d^2) = 1 - P(\text{all } d^2 \text{ values} \leq \text{Mahallanobis } d^2).$$

여기서 p_1 은 임의의 케이스의 마할라노비스 거리가 해당 케이스의 마할라노비스 거리보다 클 확률이다. 그러므로 p_1 이 작을수록 해당 케이스가 이상점을 나타낸다. p_2 는 최대 거리가 마할라노비스 거리보다 클 확률이다. p_2 가 작을수록 모든 다른 케이스의 거리가 해당 거리보다 작을 확률이 크다는 것을 의미하므로 이상점으로 의심할 수 있다.

이 논문에서 사용된 자료의 변수들이 모두 연속형이므로 이상점을 선택할 때 순서화된 마할라노비스 거리, 순서화된 p_1 과 p_2 의 값에 근거한 p_1 과 p_2 의 절단 기준을 정하는 것이 쉽지 않다. 본 연구에서 이상점 제거 방법으로 두 가지 방법을 사용하였다. 첫째는 마할라노비스 거리를 이용하여 계산된 p_1 과 p_2 에 대해 상자그림을 이용한 극단의 이상점을 제거하는 방법이다. 즉, $\min(p_1^2 + p_2^2)$ 의 이상점을 제거하는 방법이다. 두 번째는 다변량 정규성을 만족할 때까지 p_1 을 기준으로 최소값을 제거하는 방법

이다(Arbuckle, 2005). 이것은 AMOS User Guidebook에서 소개된 방법으로 정규성가정을 만족시키기 위해 선택하는 가장 대중적인 방법이다. 또한 그 결과는 마할라노비스 거리만 고려하는 Mullen 등 (1995)와 같다. 모형의 적합도(goodness of fit) 지수로 모형이 전체 자료를 얼마나 잘 설명하는지를 나타내는 지표인 GFI(goodness-of-fit index)와 표준화 부합치인 NFI(normed fit index), 원소 간 평균 차이를 나타내는 RMR(root mean square residual), 상대적인 적합지수를 나타내는 CFI(comparative five index)를 사용하였다. 모형의 간명도(parsimony) 지수로 추정계수에 필요한 적합에 최대도 도달하는 정도를 나타내는 PGFI(parsimony goodness of fit)와 자유도로 계산된 지수인 PNFI(parsimony normed fit index)를 이용하였다. 이러한 지표는 모든 면에서 우월하지 않으므로 하나의 통계량으로 평가하는 것은 충분하지 않다(Bollen, 1989). 또한 각 지표들의 기준은 절대적인 값은 아니고 RMR은 작을수록, 나머지 지표들은 클수록 좋다(Hooper 등, 2008). 마지막으로, AIC(Akaike information criterion)는 작을수록 더 좋은 것을 의미한다(Hu 등, 1995). 또한 다변량 정규성 가정에 대한 기준은 다변량 첨도(multivariate kurtosis)의 기각비(critical ratio; CR) 값이 ± 2 이내이다.

제안한 방법으로 이상점을 제거한 후 얻은 자료를 이용하여 건물수량에 대한 구조방정식 모형을 분석하였다. 분석 프로그램으로 SPSS 21.0과 AMOS 21.0을 사용하였고 이상점 처리를 위해 R 3.1.0을 이용하였다.

3. 실제자료분석

구조방정식을 이용한 분석에 앞서 결측 처리와 정규성 가정에 대한 처리를 하였다. 먼저 결측($n = 69$)을 제거하여 크기 262인 자료를 얻었다. 분석변수들 중에 기온에 대한 변수가 많기 때문에 다중공선성이 의심되었다. 이에 대해 분산증대인자 통계량을 이용하여 다중공선성이 없음을 확인하였다(Sung 등, 2014).

3.1. 탐색적 요인분석 결과

변수간의 관계는 생산량의 측정 변수인 DMY와 FY와 강수측정변수인 spRF와 spRD를 제외한 총 7가지 변수 간의 21가지 관계를 설정한 후 탐색적 요인분석을 시행하였다. 적합한 양호한 수준으로 나타났으며 (GFI=0.885, NFI=0.898, CFI=0.904) 유의하지 않은 관계를 제거함으로써 기온과 관련된 잠재 요인에 대해 설정할 수 있었다. 가을과 관련이 있는 AGD와 aGDD의 관계가 0.80 그리고 이듬해 봄과 관련있는 SGS와 spGDD의 관계가 0.86으로 가장 두드러지게 나타났고 가을과 이듬해 봄의 변수 사이의 경로는 많이 제거되었음을 알 수 있었다. 하지만 고려해야 하는 경로가 너무 많으므로 해석이 가능하고 뚜렷한 특성을 나타내는 변수들로 이루어진 요인을 구축하기 위하여 요인점수를 계산하였다.

탐색적 요인분석에 의해 차원 축소된 요인에 대한 설명을 돕기 위해서 성분점수를 추출하였다(Table 3.1). 세 개의 요인의 기여율을 살펴보면 전체의 85.67%가 설명이 가능하였고 제1성분은 SGS, spGDD, deg5의 점수가 크며 이듬해 봄 기온과 관련된 효과를 나타냈다. 제2성분은 MeTJa의 점수가 크고 PeD150의 점수가 음의 값으로 나타나 최한월과 관련 있는 효과를 나타냈고 제3성분은 AGD와 aGDD의 효과가 크게 나타나 가을 기온과 관련된 효과임을 알 수 있었다. 따라서 요인분석의 결과로부터 변수들이 계절의 효과가 뚜렷하게 나타나는 세 개의 요인들로 묶인다는 것을 확인하였다. 그 외에 이듬해 봄의 강수요인으로 spRF와 spRD를 한 요인으로 묶고, DMY와 FY를 생산량 요인으로 구성하여 모두 다섯 개의 요인을 각각 F1, F2, F3, F4, F5로 쓰고 각각 이듬해 봄 기온요인, 이듬해 봄 강수요인, 가을 기온요인, 최한월요인, 생산량요인으로 사용하였다.

Table 3.1. Component matrix for climate variables

Variable	Component 1	Component 2	Component 3
AGD	.061	.310	.880
aGDD	-.152	.159	.901
SGS	.907	-.012	.104
spGDD	.965	.024	-.055
MeTJa	.206	.886	.222
PeD150	.020	-.899	-.232
deg5	.815	.235	-.192
고유값	2.697	2.404	.896
누적퍼센트	38.535	72.876	85.677

Table 3.2. Assessment of multivariate normality of samples

Variable	Full Sample(n=262)		Reduced Sample 1(n=251)		Reduced Sample 2(n=258)	
	CR of skewness	CR of Kurtosis	CR of skewness	CR of Kurtosis	CR of skewness	CR of Kurtosis
FY	-3.791	-.794	-4.189	-.781	-4.208	-.746
DMY	.787	2.082	-1.528	.312	-1.491	.253
spRF	-1.710	-1.559	-1.901	-1.476	-1.938	-1.453
spRD	-2.748	-1.291	-2.878	-1.206	-2.902	-1.173
MeTJa	-.596	.952	-1.353	1.079	-1.307	1.070
PeD150	-3.208	.599	-2.484	-.157	-2.489	-.196
deg5	3.049	-1.608	2.928	-1.696	2.955	-1.731
SGS	-3.178	-1.674	-2.851	-1.788	-2.894	-1.765
spGDD	1.264	-3.768	1.551	-3.670	1.510	-3.713
AGD	3.440	.929	3.359	.940	3.317	.926
aGDD	3.123	1.973	2.919	1.804	2.950	1.852
Multivariate		4.717		1.125		1.558

3.2. 이상점 처리 결과

결측만 제거한 전체 자료의 정규성 가정을 살펴보면, 개별 변수에 대해서 비정규성으로 판단하는 기준으로 왜도의 CR가 ± 2 를 벗어나는 변수가 6개, 첨도의 CR이 ± 2 를 벗어나는 변수가 2개로 나타났고 다변량 첨도의 CR도 4.717로 나타나 개별 또는 다변량 정규성 가정을 만족시키지 못하였다(Table 3.2). 두 가지 방법으로 이상점 처리를 한 결과 p_1 과 p_2 를 모두 사용한 첫 번째 방법의 경우 이상점이 11개 나타났고, p_1 만 사용한 두 번째 방법은 이상점이 4개 발생하였다. 이상점을 제거한 후 각각 251개와 258개의 자료로 구한 다변량 첨도의 CR가 4.717에서 각각 1.125와 1.558로 줄어 다변량 정규성 가정을 만족시키지만 개별변수의 CR이 ± 2 를 벗어난 경우가 여전히 남아있어 개별 변수들의 정규성 가정은 크게 향상되지 못한 결과를 나타냈다.

3.3. 계절효과를 갖는 경로분석 결과

제안한 방법을 이용하여 다변량 정규성 가정을 만족시키는 방향으로 이상점을 처리한 자료에 대하여 경로분석을 실시하였다. 최종 경로모형은 5% 유의수준에서 경로를 선택함과 동시에 큰 경로조정지수 중에서 이탈리아인 라이그라스의 생육과 부합되는 경로만을 선택하였다. 그리고 기후와 관련된 변수를 이용하여 계절 특성이 뚜렷한 요인을 확인하였다. 이러한 계절효과로 인하여 구조방정식 모형은 자기상관이

Table 3.3. Unstandardized parameter estimation and standard errors(SE) for each path

Path	Full Sample(n=262)			Reduced Sample 1(n=251)			Reduced Sample 2(n=258)		
	Estimate	SE	p-value	Estimate	SE	p-value	Estimate	SE	p-value
F1← F2	87.189	10.892	<.001	63.837	9.557	<.001	57.848	8.161	.002
F1← F3	-.381	.57	<.001	-0.233	0.069	<.001	-0.213	0.068	<.001
F5← F1	8.033	1.061	<.001	6.120	0.485	<.001	6.195	0.488	<.001
F5← F3	3.667	.581	<.001	1.998	0.844	.018	2.343	0.834	.015
F5← F4	-3.862	2.384	.105	15.074	4.571	<.001	13.905	4.686	.001
spGDD← F1	1			1			1		
SGS← F1	.042	.001	<.001	0.059	0.002	<.001	0.059	0.002	<.001
spRD← F2	1			1			1		
spRF← F2	14.562	1.918	<.001	11.836	1.513	<.001	11.774	1.446	<.001
aGDD← F3	1			1			1		
AGD← F3	.047	.005	<.001	0.082	0.005	<.001	0.081	0.005	<.001
deg5← F4	1			1			1		
MeTJa← F4	.001	.001	.512	0.041	0.008	<.001	0.044	0.010	<.001
PeD150← F4	.012	.006	.006	-0.190	0.040	<.001	-0.207	0.046	<.001
DMY← F5	1			1			1		
FY← F5	4.359	.248	<.001	5.578	0.264	<.001	5.571	0.272	<.001

존재할 수 있으므로 오차항에 대해서 독립을 가정하지 않는다(Arbuckle, 2005). 따라서 가을의 적산온도와 생육기간은 이듬해 봄의 적산온도와 생육기간에 대해서 자기상관을 가정하여 각각의 오차항 사이에 경로를 연결하였다.

이상점 처리방법에 따른 각 표본에 대해서 구조방정식의 직접효과의 회귀계수 추정치와 표준오차가 Table 3.3 에 요약되었다. 다변량 정규성이 확보되지 못한 전체 자료를 이용한 경우 최한월요일(F4)이 생산량요인(F5)에 미치는 경로는 통계적으로 유의하지 않았다($p = .105$). 또한, 최한월요일(F4)이 최한월 평균온도(MeTJa)에 미치는 경로도 유의하지 않았다. 그러나, 이상점을 처리한 경우 두 경로는 모두 유의하게 나타났으며, 그 외 모든 경로들은 통계적으로 유의하게 나타났다. 이것은 이상점이 구조와 분포에 의한 해석 모두에 심각한 문제를 야기하는 것을 나타낸다(Arbuckle, 2005). 대부분의 경로는 생산량에 대해서 양의 관계를 나타내어 대부분의 요인들의 증가는 생산량의 증가에 비례하는 영향을 미치는 것을 알 수 있었다. 그러나, 가을 기온요인(F3)이 이듬해 봄 기온요인(F1)으로의 경로계수가 전체자료인 경우 $-.381$, 이상점을 처리한 자료에서는 각각 $-.233$ 과 $-.213$ 으로 나타났다. 이것은 가을 기온요인은 이듬해 봄 기온요인에 반하는 효과를 나타낸다. 또한 최한월요일(F4)이 최한월에서 누적온도 150℃까지의 도달기간(PeD150)으로의 경로계수가 전체자료인 경우 0.102 였으나 이상점을 처리한 경우 경로계수가 각각 $-.190$ 과 $-.207$ 로 음의 값을 나타내어 Table 3.1의 결과와 일치하였다. 각 자료에 대한 구조방정식 적합도와 간명도의 차이는 크지 않았으며, AIC 값은 제안한 방법으로 처리한 경우 가장 작게 나타났다(Table 3.4).

이상점 처리 방법 중 p_1 과 p_2 를 모두 사용한 첫 번째 방법으로 처리한 표본자료를 이용한 경로모형은 Figure 3.1과 같다. 생산량요인 F5의 경로는 F1, F3, F4으로부터 각각 6.12, 2.00, 15.07 로 모두 양의 관계로 나타났다. 즉, 강수를 제외한 기온요인의 증가는 생산량의 증가로 이어졌다. 좀더 자세한 경로에 대한 해석을 위하여 직접효과와 간접효과를 살펴보았다.

IRG 생산량요인(F5)에 대해 직접경로뿐 아니라 이듬해 봄 기온요인(F1)을 매개변인으로 역할을 하는 경로도 있다(Table 3.5). 직접효과 중에서는 이듬해 봄 기온요인(F1)의 효과가 .670 그리고 간접효과를

Table 3.4. Goodness of fit and parsimony index

	Index	Full Sample(n=262)	Reduced Sample1(n=251)	Reduced Sample2(n=258)
Fitness	RMR	.175	.170	.171
	GFI	.721	.709	.707
	NFI	.701	.721	.717
	CFI	.709	.728	.724
	AIC	881.258	806.163	813.285
Parsimony	PGFI	.382	.376	.375
	PNFI	.451	.459	.456

Table 3.5. Standardized(unstandardized) direct and indirect effects of each path

	Effect	F2	F4	F3	F1
F1	Total	.991(63.837)	.000(.000)	-.164(-.233)	.000(.000)
	Direct	.991(63.837)	.000(.000)	-.164(-.233)	.000(.000)
	Indirect	.000(.000)	.000(.000)	.000(.000)	.000(.000)
F5	Total	.664(390.695)	.282(15.074)	.044(.570)	.670(6.120)
	Direct	.000(.000)	.282(15.074)	.153(1.998)	.670(6.120)
	Indirect	.664(390.695)	.000(.000)	-.110(-1.428)	.000(.000)

이듬해 봄 강수요인(F2)의 효과가 .631 로 가장 크게 나타났다. 이것은 가을(.282)과 최한월(.044)의 기 후보다는 이듬해 봄의 강수(.664)와 기온(.670)이 생산량에 미치는 영향이 큰 것을 의미한다.

3.4. 회귀모형결과와의 비교

IRG 생산량의 기후요인에 대한 선행연구인 Sung 등 (2014)이 얻은 최종회귀모형의 해석력은 약 70% 로 구조방정식의 적합도와 비슷하게 나타났다. 또한, 단계선택법에 의해 선택된 변수들은 AGD, aGDD, SGS, spGDD, MeTJa, deg5, spRF, spRD로 나타나 이듬해 봄의 기온 및 강수와 최한월 변 수가 중요함을 의미하였다. 이 결과는 구조방정식의 요인분석결과 얻은 요인들과 크게 다르지 않았다. 그러나, 회귀모형의 회귀계수 부호와 구조방정식의 경로계수 부호가 다르게 나타나 실제 해석의 차이를 보였다. 회귀모형에서는 AGD, deg5, spRF의 회귀계수가 모두 음수로 나타나고 MeTJa의 회귀계수는 양수로 나타났는데, 이러한 현상은 해석하기 어려우며 작물생장이론에 부합되지 않은 결과였다. 그러한 경우, 부분상관계수를 구하여 변수간의 교란효과를 해석하는 것이 더 타당하였다. 따라서, 다중회귀모 형이 예측모형으로 더 적절하지만 회귀계수의 부호를 해석하기 어려워 실제 사용에 제한이 있었다.

4. 결론 및 고찰

본 논문은 대표적인 동계작물인 이탈리아인 라이그라스의 생산량에 대한 구조방정식을 이용한 연구로 기 후요인 간의 효과를 규명하고 경로의 효과를 파악하는데 중점을 두었다. 특히 연구에 사용된 표본은 지 난 25년간 한국의 연구소 및 대학에서 수집한 자료들로 표본의 대표성이 매우 우수하다.

본 논문에서는 이상점을 제거하여 안정적인 다변량 정규성을 확보하는 방법으로 마할라노비스 거리를 이용한 p_1 과 p_2 를 이용한 방법을 제안하여 분석자료를 얻었다. 구조방정식 분석결과로 IRG의 생산량 에 영향을 미치는 기후요인들이 뚜렷한 계절효과를 갖고 있음을 확인하였다. 이러한 요인들이 생산량에 어떠한 경로로 영향을 미치는지를 경로분석을 이용하여 알아보았다. 동계작물인 IRG는 최한월(1월)을 기점으로 기온이 중요한 요인으로 작용하였고, 특히 이듬해 봄의 기온요인이 가장 중요한 영향을 미치고

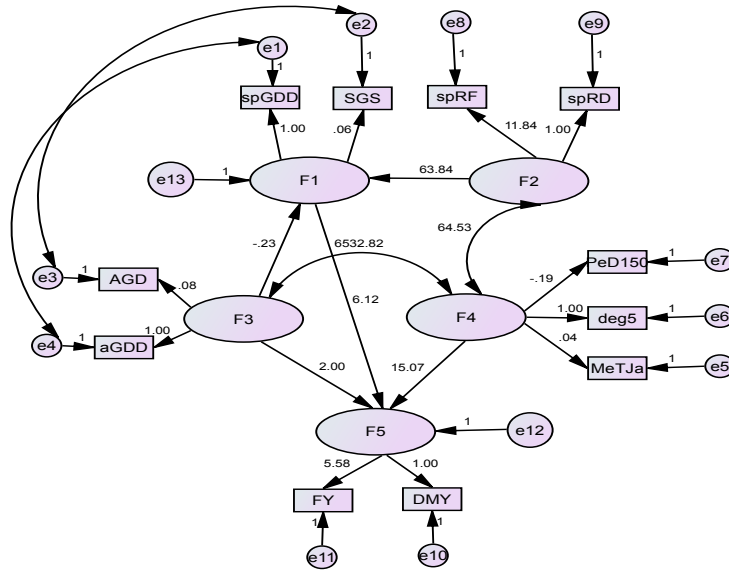


Figure 3.1. Path analysis result with the reduced sample 1

생육기간과 적산온도가 중요하게 나타났다. 이것은 생육에 적산온도와 함께 수확을 하는 시기도 매우 중요한 것을 의미한다(Shin 등, 2012). 또한 최한월요일 중 누적온도 150°C까지 도달하는 기간이 짧을수록 생산량이 증대되는 효과도 확인하였다. 또한, 전년도 가을의 생육기간과 적산온도의 기온이 이듬해 생육기간과 적산온도에 영향을 주는 계절효과를 갖는 인과관계를 확인하였다. 또한 내습성에 강하지만 내한성에는 약한 IRG의 생육특성들도 경로분석의 효과를 분석함으로써 확인하였다. 누적온도 150°C에 걸리는 기간에서 최한월요일인 것으로의 경로계수가 -0.19 이다. 이것은 누적온도 150°C에 걸리는 기간이 길어질수록 생산량은 적어지는 것을 의미한다. 왜냐하면 최한월요일과 생산량요인의 경로는 양의 관계이기 때문이다. 즉, 누적온도 150°C까지 걸리는 기간이 짧으면 최한월요일의 증가를 발생시키고 이것은 다시 생산량의 증가를 발생시킨다. 이것은 월동준비와도 관련이 많은 변수로써 내한성이 약한 IRG 생산량 감소에 영향을 미치는 요인을 나타낸다(Shin 등, 2012). 그리고 가을기온의 효과는 $.085$ 이고 이듬해 봄 기온의 경로계수는 $.690$ 로 생산량에 파종의 시기부터 적산온도의 영향이 크다는 것을 나타냈다. 즉 가을에 파종하여 수확한 작물의 생산량은 이듬해 봄의 영향이 약 70%로 나타났다(Seo, 2009; Shin 등 2012). 게다가 이듬해 봄의 강수(F2)의 효과를 보면 간접적으로 미치는 영향이 크게 나타났는데 이것은 IRG이 내습성이 강하여 건조한 토양에서도 생산성이 좋은 특성이 강수가 직접적으로 생산에 영향을 미치지 않을 수 있는 것으로 사료된다. 그러므로 이듬해 봄에 IRG를 파종할 때 강수보다는 기온에 유의하여 파종할 필요가 있고 농촌진흥청에서 발표한 이탈리아 라이그라스를 이른 봄에 파종을 해도 부족한 풀 사료를 확보할 수 있는 발표를 뒷받침 할 수 있을 것으로 판단된다. 이러한 결과들은 전부터 단편적으로 연구되었으나 전체적인 효과의 경로와 직간접 영향을 처음으로 규명한 점에서 이번 연구는 의미가 있다.

하지만 작물의 생산량에 영향을 미치는 요인 중 기후 외의 토양, 품종, 재배기술 등의 요인들을 고려하지 못한 한계가 있다. 이러한 변인이 추가되면 모형은 더욱 확장되겠지만 수많은 경로에 의해 구조가 복잡해지므로 많은 시간과 시행착오가 필요할 것이다. 또한 구조방정식모형의 확대 뿐만 아니라, 이탈리아 안 라이그라스와 같이 동계작물로 분류되는 호밀과 청보리 등 다양한 작물에 대한 분석연구도 진행될 예정이다.

References

- Arbuckle, J. (2005). *Amos 6.0 user's guide*, Marketing Department, SPSS incorporated.
- Bollen, K. A. (1989). A New Incremental Fit Index for General Structural Equation Models, *Sociological Methods and Research*, **17**, 306–316.
- Browne, M. W. (1984). Asymptotically distribution-free methods for the analysis of covariance structures, *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, **37**, 62–83.
- Gao, S., Mokhtarian, P.L. and Johnston, R.A. (2008). Nonnormality of data in structural equation models, *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*, **2082**, 116–124.
- Goldberger, A. S. (1973). *Structural equation models: An overview*. In *Structural Equation Models in the Social Sciences*, Seminar Press, New York.
- Hooper D., Coughlan, J. and Mullen, M. R. (2008). Structural Equation Modelling: Guidelines for Determining Model Fit, *Electronic Journal of Business Research Methods*, **6**, 53–60.
- Hox, J. J. and Bechger T. M. (1998). An Introduction to Structural Equation Modeling, *Family Science Review*, **11**, 354–373.
- Hu, L. T., Bentler, P. M. and Hoyle, R. H. (1995). *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications*, *Evaluating Model Fit*, Sage, London.
- Kim, M. J., Sung, K. I., Kim, B. W., Peng, J. L., Hyeon, D. H., Lee, B. H., Kim, E. J., Jo, M. H., Lim, Y. C. and Kim, K. D. (2014). Prediction of Italian Ryegrass Yield Affecting Climate and Soil. *Proceedings of 2014 Annual Congress of Korean Society of Animal Sciences and Technology*, 204.
- Lee, J. W., Jang, Y. J., Ko, K. K. and Park, J. K. (2013). Effects of Meteorological Elements in the Production of Food Crops: Focused on Regression Analysis using Panel Data, *Journal of Environmental Science International*, **22**, 1171–1180.
- Mullen, M. R., Milne, G. R. and Doney, P. M. (1995). An International Marketing Application of Outlier Analysis for Structural Equations: A Methodological Note, *Journal of International Marketing*, **3**, 45–62.
- Schlenker, W. and Roberts, M. J. (2009). Nonlinear temperature effects indicate severe damages to U.S. crop yields under climate change, *Proceeding of the National Academy of sciences*, **106**, 15594–15598.
- Seo, S. (2009). Development of new varieties and production of forages in Korea, *Journal of The Korean Society of Grassland and Forage Science*, **29**, 1–10.
- Shin, C. N., Ko, K. H. and Kim, J. D. (2012). Agronomic Characteristics and Forage Productivity of Italian Ryegrass(*Lolium multiflorum* Lam.) Cultivar, *Journal of The Korean Society of Grassland and Forage Science*, **32**, 229–236.
- Sung, K. I., Kim, B. W., Peng, J. L., Hyeon, D. H., Lee, B. H., Kim, E. J., Jo, M. H., Lim, Y. C., Kim, K. D. and Kim, M. J. (2014). Prediction of Italian Ryegrass Yield Affecting Climate Variables. *Proceedings of 2014 Annual Congress of Korean Society of Animal Sciences and Technology*, 203.
- Yuan K. H., Chan W. and Bentler P. M. (2000). Robust transformation with application to structural equation modelling, *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, **53**, 31–50.

구조방정식 모형을 이용한 이탈리아 라이그라스 생산량에 대한 기후요인의 연구

김문주^a · 성경일^b · 김영주^{a,1}

^a강원대학교 정보통계학과, ^b강원대학교 사료생산과학전공

(2014년 10월 10일 접수, 2014년 12월 04일 수정, 2014년 12월 05일 채택)

요약

우리나라 대표적인 동계 사료작물인 이탈리아 라이그라스(Italian Ryegrass: IRG)는 사초의 품질과 수량이 높은 반면 내한성이 낮아 중남부 지방에서 주로 재배되고 있다. 본 연구는 우리나라에서 수행된 IRG 연구 자료($n = 375$)와 기상청의 기상자료를 이용하여 IRG 수량과 온도, 강수량 등의 기상 변수들과의 인과관계를 분석하였다. 다변량 정규성가정 하에 계절효과를 지닌 구조방정식모형을 고려하여 분석한 결과, 동계작물인 IRG의 수량은 이듬해 봄의 기온에 직접적인 영향을 받고, 이듬해 봄 강수는 다른 요인을 통하여 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 저온으로 월동에 문제가 있는 지역에서 IRG를 이른 봄에 파종하여도 충분히 생산성이 있다는 것을 의미한다. 이번 연구를 통해서 IRG 수량에 대한 보다 구체적이고 종합적인 인과관계를 고찰하는 계기를 마련하였으며, 앞으로 다른 초종에 대해서도 다양한 구조방정식 모형 연구를 통하여 수량증대에 기여할 것으로 사료된다.

주요용어: 이탈리아 라이그라스, 구조방정식, 이상점, 마할라노비스 거리.

본 연구는 농촌진흥청 공동연구사업(과제번호: PJ009766)의 지원에 의해 이루어진 것임.

¹교신저자: (200-701) 강원도 춘천시 효자2동 강원대학교길, 강원대학교 정보통계학과, 부교수.

E-mail: ykim7stat@kangwon.ac.kr