

〈研究論文〉

Nerlove 部分調整モデルを利用した農作物栽培面積決定モデルに関する研究

－ 京畿道の主要作物を中心として

李 鎮弘*
田村 善弘†

I. 序 論

近年、韓国の農産物市場は気象条件、対外開放の影響を受けた需給不安と農産物価格の急騰・急落が度々発生し、農家の経営安定が困難な状況にある。これに対して、韓国農村経済研究院の農業観測本部は、周期的に発生する需給不安定による農産物価格の急騰・急落を事前に調整可能な観測事業を通して、農産物の需給安定政策の基礎資料を提供している。

このほかにも、作目別の適正栽培面積への誘導のために、営農前の栽培意向面積情報を作目別に2～3回ほど提供している。こうした観測情報の提供は需給の過剰および過少が予想されるとき、資源配分の効率性向上と社会的損失分の最小化を図ることが知られている（李ヨンソンほか、2001；金グワンスほか、2009）。

現在まで農業観測事業の評価は、李ヨンソンほか(2001)、李ヨンソンほか(2002)、金グワンスほか(2009)などの研究が大部分であり、これらの研究は国の農業観測事業にとどまっている。こうした事業のもとで地域的特性を考慮した農業観測事業は、地域の農家の経営計画策定及び経営安定の重要な基礎資料になるといえる。

そこで、京畿道においても農業技術院の農業分析チームの主管により、作目別の栽培意向面積と予想生産量を調査・分析し、農家の作目選択と栽培面積決定の基礎資料として提供した（李鎮弘ほか、2017）。2017年には2回（栽培意向1回、予想生産量1回）にわたり、市郡農業技術センターと農家、農政部署などに情報を提供したことがあるが、農業観測事業の妥当性確保、情報の信頼度及び営農活動の寄与度向上のためには、同事業の問題点を補完し、発展方向を策定していく必要がある。

本研究は既存研究（李鎮弘ほか、2017）と差別化を図るため、需要が非弾力的で供給が需要に比べて相対的に年度間の変動が大きい水稻、大豆、ハトムギ、ブドウなどに対する栽培面積予測を通して、適正栽培面積の誘導または過剰生産や過少生産を事前に調節するところに、その意義がある。

このような栽培面積反応関数の推定と関連した先行研究はコメ（安ビョンイル、2015）、唐辛子（洪スンジほか、2015）、大根（チョ・ジェファン、李ハンソン、2011）などがある。これらの研究は当該年度の価格と前年度の価格、前年度の栽培面積を土台として当該年度の栽培面積を予測するために、Nerlove（1956）の部分

*大韓民国・京畿道農業技術院作物研究課農業研究チーム・主務官

†長崎県立大学地域創造学部准教授

調整モデル (partial adjustment model) や Cagan (1956) の適応的期待仮説モデル (adaptive expectation model) を利用している (金ベソンほか、2010; ハン・ソクホほか、2010; 金ミョンファンほか、2007; 李ヨンソン・沈ソンプ、2006; 金ミョンファンほか、2000; 洪スンジほか、2015)。

本研究では、自己相関問題を解決するのに適した Nerlove (1956) の部分調整モデルを本研究の栽培面積関数推定に使用した。したがって、本研究はこうした点を反映してクモの巢型の単純モデルの仮定のもとで、2018年度に作目別観測調査を実施した後、農家が栽培する作目の適正栽培面積を誘導するための栽培面積決定モデルを提示することにする。

II. 分析モデル及び資料

1. 分析モデル

農家が栽培する作目の栽培面積をある程度増やすのか、減らすのかを把握するためには、まずは前年度の栽培面積が次年度の栽培面積にどのような影響を与えているかを把握する必要がある。次に、市場価格の変動によりそれぞれの作目の栽培農家がどの程度反応を示し、そして主産地に立地しているかどうかとともに、農家の栽培割合による主作目と副作目の経営条件により、どの程度影響を受けているかが把握できるようなモデルを設計する必要がある。

そのため、本研究では独立変数に対する内生

変数の時差の値を従属変数に取っている理論的モデルである Nerlove の部分調整モデルを適用して、自己相関の問題を招かない長短期の栽培面積反応関数を設計した。これによれば、農家が t 年度の i 作目をどの程度栽培 ($A_{i,t}$) するのかは $t-1$ 年度の栽培面積 ($A_{i,t-1}$) により影響を受けることになる。それだけではなく、 $t-1$ 年度の農家手取価格 ($t-1$ 年度の i 作目の農家手取価格、 $SP_{i,t-1}$) と t 年度の播種または田植え前の期待価格 (t 年度の i 作目の農家期待価格、 $EP_{i,t}$) もまた $A_{i,t}$ に影響を及ぼす。

まず、 t 年度の i 作目の栽培面積 ($A_{i,t}$) の適正水準 ($A_{i,t}^*$) があると、下 (式1) のように仮定する。

$$(式1) A_{i,t}^* = \alpha_0 + \alpha_1 SP_{i,t-1} + \alpha_2 EP_{i,t} + \mu_{i,t}^*$$

ここで、適正水準の $A_{i,t}^*$ は観測できないので、これを解決するために、次のような (式2) を使用した。

$$(式2) A_{i,t} - A_{i,t-1} = \delta (A_{i,t}^* - A_{i,t-1}) + \mu_{i,t}$$

ここで、 $A_{i,t} - A_{i,t-1}$ は栽培面積の実際の変化を表し、 $A_{i,t}^* - A_{i,t}$ は栽培面積の適正水準の変化を表す。そして、 δ は調整係数を意味する。したがって、(式1) を (式2) の方程式に代入すれば、次の (式3) の通りである。

$$(式3) A_{i,t} - A_{i,t-1} = \delta (\alpha_0 + \alpha_1 SP_{i,t-1} + \alpha_2 EP_{i,t} + \mu_{i,t}^*) - \delta A_{i,t-1} + \mu_{i,t}$$

したがって、 t 年度の i 作目の栽培面積は次の（式4）の通りである。

$$\begin{aligned} \text{(式4)} \quad A_{it} &= \delta\alpha_0 + \delta\alpha_1 SP_{it-1} + \delta\alpha_2 EP_{it} + \delta\mu_{it}^* + A_{it-1} - \delta A_{i,t-1} + \mu_{it} \\ &= \delta\alpha_0 + \delta\alpha_1 SP_{it-1} + \delta\alpha_2 EP_{it} + (1-\delta)A_{i,t-1} + \delta^* \mu_{it} + \mu_{it} \\ &= \delta\alpha_0 + \delta\alpha_1 SP_{it-1} + \delta\alpha_2 EP_{it} + \lambda A_{i,t-1} + W_{it}^* \quad (\text{ただし、} 0 \leq \lambda < 1) \end{aligned}$$

ここで、それぞれの α_i は、 $t-1$ 年度の農家手取価格（ $t-1$ 年度の i 作目の農家手取価格、 $SP_{i,t-1}$ ）と t 年度の播種または田植え前の期待価格（ t 年度の i 作目の農家期待価格、 $EP_{i,t}$ ）の短期の弾力性を、 $\frac{\alpha_i}{(1-\lambda)}$ は長期の弾力性をそれぞれ表している。

このような栽培面積反応関数の基本的な仮定のもとで、本研究では $t-1$ 年度の栽培面積（ $A_{i,t-1}$ ）と $t-1$ 年度の農家手取価格（ $SP_{i,t-1}$ ）、 t 年度の農家期待価格（ $EP_{i,t}$ ）に対する t 年度の栽培面積（ $A_{i,t}$ ）に対する弾性値が直接的に導かれるよう、（式4）について両対数（log-log）形態で実証分析を次の通り設定した。また、 i 作目の主産地の有無と主・副作目の有無についても栽培面積の変化にどの程度影響を与えるかを把握できるように、ダミー変数（ $D_{i,1}$ 、 $D_{i,2}$ ）を追加で推定した。

$$\text{(式5)} \quad \ln A_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln SP_{it-1} + \alpha_2 \ln EP_{it} + \alpha_3 D_{i,1} + \alpha_4 D_{i,2} + \lambda \ln A_{i,t-1} + W_{it}$$

ただし、主産地のダミー変数 $D_{i,1}$ は主産地=1、非主産地=0を、作目形態のダミー変数 $D_{i,2}$ は主作目=1、副作目=0をそれぞれ意味する。

2. 調査設計

前年度の収穫期の価格、当該年度の播種期の農家期待価格、前年度の栽培面積が当該年度の栽培面積に及ぼす影響を実証分析するために、まず標本設計を表1の通り実施した。2016年の農林畜産食品部の農業経営体登録資料のうち、京畿道の水稲、大豆、ハトムギ、ブドウ栽培農家を調査母集団として、サンプリングフレーム（sampling frame）分析を行い、CV10%前後で水稲200戸（CV1.84）、大豆200戸（1.78）、ハトムギ200戸（CV1.78）、ブドウ100戸（CV1.80）の規模で標本の大きさを決定した。

続いて、栽培面積基準で最終CVが1.8%前後になるように、層の個数を8～9に決定し、規模別に標本調査農家数を配分し、栽培面積の広さ順に降順に整列した農業経営体登録資料か

ら標本農家を抽出した（李鎮弘ほか、2018）。次に、それぞれの標本農家を対象に、構造化された調査票を活用した1対1の電話調査により、2018年度の農業観測調査を実施した。農家調査時の予備標本は本標本の2～3倍の規模で確保し、農家調査が困難な場合は予備標本を対象として現場で代替して調査した。

表1 京畿道における観測農家の調査設計

調査概括		2018年栽培意向調査
調査対象		京畿道に所在するコメ、大豆、ブドウ、ハトムギ栽培農家
標本抽出		全数調査農家を除外した残りの農家は累積度数平方根法（累積 \sqrt{f} Rule）を適用して層別にし、層別の標本農家数はネイマン配分法（Neyman allocation）を適用して産出（この場合の栽培面積基準の最終CVは1.8%前後になるように層の個数を決定）
標本農家数	コメ	200戸
	大豆	200戸
	ブドウ	100戸
	ハトムギ	200戸
標本誤差	コメ	95% ± 6.74%p
	大豆	95% ± 6.82%p
	ブドウ	95% ± 9.67%p
	ハトムギ	95% ± 6.17%p
調査方法		アンケートを活用した1対1の対面面接及び電話面接調査
調査期間		2018. 05. 02～2018. 05. 11

出所：筆者作成。

表2 作目別栽培面積分析資料の基礎統計量（単位：㎡、ウォン/kg）

分析資料		平均	標準偏差
水稲 (n=165)	2017年 栽培面積	43,509.5	70,676.8
	2018年 栽培意向面積	43,224.1	70,376.8
	2017年 収穫期の農家手取価格	1,431.0	431.5
	2018年 農家期待価格	1,453.6	423.2
大豆 (n=135)	2017年 栽培面積	15,534.8	31,508.7
	2018年 栽培意向面積	17,756.0	38,203.1
	2017年 収穫期の農家手取価格	4,680.4	1,581.6
	2018年 農家期待価格	4,722.4	1,585.3
ハトムギ (n=192)	2017年 栽培面積	18,538.1	20,893.3
	2018年 栽培意向面積	19,707.9	38,840.0
	2017年 収穫期の農家手取価格	3,091.5	366.5
	2018年 農家期待価格	3,091.6	410.5
ブドウ (n=93)	2017年 栽培面積	9,498.1	5,883.6
	2018年 栽培意向面積	9,265.7	5,764.8
	2017年 収穫期の農家手取価格	3,899.6	2,947.1
	2018年 農家期待価格	3,999.6	3,404.7

出所：筆者作成。

3. 分析資料

実証分析のために、京畿道に所在する水稲、大豆、ハトムギ、ブドウの栽培農家を対象に、

2018年5月2日から5月11日まで電話調査した観測調査資料を活用した。5月の観測調査の基礎統計量は表2の通りである。2016年の農林畜

産食品部の農業経営体登録資料を母集団として、市郡別の農家数を考慮した比例割当てで抽出された標本農家を対象に、2017年の栽培面積、2018年5月の栽培意向面積、2017年の収穫期の農家手取価格、2018年5月の農家期待価格に対する観測農家数723戸のうち、無回答の農家を除外した585戸が実証分析に使用された。ここで、実証分析の作目及び農家数は水稻165戸、大豆135戸、ハトムギ192戸、ブドウ93戸などである。

Ⅲ. 分析結果

前述の分析方法に対する理論的説明で明らかになった通り、本研究は時差変数が独立変数と

してモデル内に含まれる場合に表れる誤差項の自己相関問題の限界を克服するため、Cochrane-Orcutt 反復推定法を利用して、変形した Nerlove の修正された部分調整モデルである水稻、大豆、ハトムギ、ブドウなどの4作目の栽培面積関数を推定する。すなわち、収穫期の $t-1$ 年度の i 作目の農家手取価格、播種期の t 年度の i 作目の農家期待価格、 $t-1$ 年度の i 作目の栽培面積、主産地のダミー (dummy)、作目形態のダミー (dummy) のそれぞれに対する t 年度の i 作目の栽培面積を推定した。各作目別の栽培面積反応関数に対する分析結果は、表3の通りである。

第1に、水稻の栽培面積の場合、近年の水田が他作物の栽培などに利用されることも、1つ

表3 作目別の栽培面積反応関数の推定結果

区分	水稻	大豆	ハトムギ	ブドウ
	$\ln A_{rice, t \text{年}}$	$\ln A_{soybean, t \text{年}}$	$\ln A_{adlay, t \text{年}}$	$\ln A_{grape, t \text{年}}$
常数	0.2551 (0.86)	0.9105 (0.96)	-2.8382 (-1.28)	-0.0235 (-0.06)
$t-1$ 年度の収穫期の農家手取価格 ($\ln SP_{i,t-1}$)	0.0096 (0.13)	-0.2681 (-0.46)	-0.3659 (-0.84)	0.0190 (0.33)
t 年度の播種前の農家期待価格 ($\ln EP_{i,t}$)	-0.0121 (-0.15)	0.1906 (0.33)	0.8378** (2.12)	-0.0045 (-0.08)
主産地のダミー変数 D_1 (1 = 主産地、0 = 非主産地)	-0.0079 (-0.24)	0.2220** (2.44)	-0.0388 (-0.37)	0.0016 (0.04)
作目形態のダミー変数 D_2 (1 = 主作目、0 = 副作目)	0.0216 (0.59)	0.0276 (0.24)	0.6921*** (2.61)	0.0424 (0.83)
$t-1$ 年度の栽培面積 ($\ln A_{i,t-1}$)	0.9732*** (62.99)	0.9522*** (28.4)	0.8824*** (24.4)	0.9828*** (37.92)
AR (1)	-0.0339 (-0.39)	-0.0778 (-0.83)	0.0108 (0.15)	0.0406 (0.37)
決定係数 (R^2)	0.9635	0.9048	0.7848	0.9489
DW	1.9916	2.0788	1.9841	1.9968
観測指数 (N)	165	135	192	93

注：***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%の水準で有意である。

出所：筆者作成。

の水田の主な用途は水稻栽培という点を勘案するとき、コメの価格に弾力的に栽培面積が決定されるには限界がある(安ビョンイル、2015)。

こうした点により、収穫期 $t-1$ 年度の農家手取価格と t 年度の期待価格に対する水稻栽培面積の弾性値はそれぞれ0.0096、 -0.0121 と非弾力的なものとなった。これは既存研究の弾性値の範囲を大きく外れていない値を示すとともに、大きな差が出ていないという結果となった。

ここで t 年度の期待価格の弾性値が -0.0121 となったが、これは播種期の期待価格の上昇にも関わらず、水田の他の作物栽培政策の影響で農家の期待価格と水稻栽培面積間の負の相関関係があることが類推できる。

また、 $t-1$ 年度の水稻栽培面積が t 年度の水稻栽培面積に1年次の時差を置き、正の相関関係を示しているという点でみると、Nerloveの部門調整過程が受け入れられ、 $t-1$ 年度の水稻栽培面積が1%増加するとき、 t 年度の水稻栽培面積は0.9732%増加する単位弾力性に近づき、弾性値が1%の有意水準で統計的に有意で、モデル内で実際に発生する現象であることを示している。

このほかにも、主産地のダミーの影響を表す弾性値は、主産地の有無と水稻栽培面積間では負の相関関係として表れ、主産地であるほど水稻栽培面積の減少が非弾力的に緩和される効果が存在することが明らかになった。そして、作目形態のダミーの影響を表す弾性値は水稻栽培が主作目であるほど、水稻栽培面積が正の相関効果が存在する結果となった。

第2に、大豆の栽培面積の場合、政府の水田の他作物栽培政策の影響で畑作の大豆から水田の大豆へ転換する農家が増加傾向にあるが、大豆の生産費や作況不安により、 $t-1$ 年度の収

穫期の価格が上昇するようになっても、 t 年度の播種期の大豆栽培面積の縮小には限界がある。

こうした点を考慮すると、収穫期 $t-1$ 年度の農家手取価格に対する水稻栽培面積の弾性値はそれぞれ -0.2681 で非弾力的であった。しかし、 t 年度の播種期の大豆栽培面積は期待価格の上昇により、弾性値は0.1906で緩やかに増加することになったが、その影響は有意なものになっていなかった。

また、 $t-1$ 年度の大豆栽培面積が t 年度の大豆栽培面積に1年次の時差を置き、正の相関関係が示されているという点からみると、Nerloveの部門調整過程が受容され、 $t-1$ 年度の大豆栽培面積が1%増加するとき、 t 年度の大豆栽培面積は0.9522%増加する単位弾力性に近づき、弾性値が1%の有意水準で統計的に有意である。これは、モデル内で実際に発生する現象であることを示している。

このほかにも、主産地のダミーの影響を表す弾性値は、主産地の有無と大豆栽培面積の間には正の相関関係が表れ、主産地であるほど大豆栽培面積の増加へ緩和効果(非弾力性)が存在するものとなった。そして、作目形態のダミーの影響を表す弾性値は、大豆栽培が主作目であるほど大豆の栽培面積と正の相関効果が存在するものとなった。

第3に、ハトムギ栽培面積の場合、大豆と似た調整モデルを示しているが、市場の反応に敏感ではない水稻と大豆とは異なり、 t 年度の播種期のハトムギの期待価格は単位弾力性に近づき、 t 年度ハトムギ栽培面積を増加させ、弾性値(0.8378)が1%の有意水準であり、統計的に有意である。モデル内で実際に発生する現象であることを示している。

また、 $t-1$ 年度ハトムギ栽培面積が t 年

度のハトムギ栽培面積に1年次の時差を置き、正の相関関係で示している点からみると、Nerloveの部門調整過程が受容され、 $t-1$ 年度のハトムギ栽培面積が1%増加するとき、 t 年度のハトムギ栽培面積は0.8824%増加する単位弾力性に近づき、弾性値が1%の有意水準で統計的に有意である。モデル内で実際に発生する現象であることを示している。

このほかにも、主産地のダミーの影響を表す弾性値は主産地の有無とハトムギ栽培面積の間には負の相関関係が表れ、主産地の面積が減少すれば、全体のハトムギ栽培面積が緩やかに減少する効果（非弾力性）が存在するものとなった。そして、作目形態のダミーの影響を表す弾性値は、ハトムギ栽培が主作目であるほど、ハトムギ栽培面積と正の相関効果が存在するという結果になった。

最後に、ブドウは栽培面積のブドウの価格に弾力的に反応しない特徴を持っている。特に、ブドウの成木は幼木と異なり、FTAの廃業支援政策と連携しないブドウ価格へ弾力的に栽培面積を決定するときには限界がある。こうした点により、収穫期の $t-1$ 年度の農家手取価格と t 年度の期待価格に対するブドウ栽培面積の弾性値は、それぞれ0.0190、 -0.0045 で非弾力的なものとなった。

ここで t 年度の期待価格の弾性値が -0.045 になったが、5～6月に毎年のブドウ価格が高く形成され、10月まで下落傾向を示すという点を考慮すると、農家の期待価格とブドウ栽培面積の間に負の相関関係があることを類推できる。

また、 $t-1$ 年度のブドウ面積が t 年度のブドウ面積に1年次の時差を置き、正の相関関係を示しているという点からみると、Nerloveの部門調整過程を受容し、 $t-1$ 年度のブドウ

栽培面積が1%増加するとき、 t 年度のブドウ栽培面積は0.9828%増加する単位弾力性に近づき、弾性値が1%の有意水準で統計的に有意である。モデル内で実際に発生する現象であることを示している。

このほかにも、主産地のダミーの影響を表す弾性値は、主産地の有無とブドウ栽培面積の間には正の相関関係が表れ、主産地の面積が増加すれば、全体のブドウ栽培面積が緩やかに増加する効果（非弾力性）が存在することが明らかになった。そして、作目形態のダミーの影響を表す弾性値は、ブドウ栽培が主作目であるほどブドウ栽培面積と正の相関効果が存在することが明らかになった。

IV. 結 論

本研究では、クモの巢型の単純モデルの仮定のもとで京畿道に所在する水稻、大豆、ハトムギ、ブドウに対する観測調査を実施した後、栽培面積反応関数を推定し、推定結果をもとに農家の適正栽培面積の誘導に必要な示唆を導出しようとした。結果については、以下の通りである。

第1に、Nerloveの部分調整モデルを活用して栽培面積反応関数を推定した結果、4作目の全てで前年度($t-1$)の栽培面積が当該年度(t)の栽培面積に単位弾力的($=1$)として影響を及ぼすNerloveの部分調整が行われるものとなった。

すなわち、 $t-1$ 年度の栽培面積が t 年度の栽培面積に1年次の時差を置き、正の相関関係が示されているという点からみると、Nerloveの部門調整過程が受け入れられる。 $t-1$ 年度の作目別の栽培面積が1%増加するとき、 t 年度の栽培面積は水稻0.9732%、大豆0.9522%、

ハトムギ0.8824%、ブドウ0.9828%とそれぞれ増加する単位弾力性に近づき、弾性値が1%の有意水準で統計的に有意で、モデル内で実際に発生する現象として表れた。

第2に、ハトムギを除外した水稻、大豆、ブドウは政府の政策の影響と生産費、作況など外生的に与えられる要因により、価格変数(収穫期の農家手取価格、または播種前の農家期待価格)が有意な影響を与えられないという結果になった。

第3に、主産地と主/副作目の形態は、水稻、ブドウを除外した大豆、ハトムギで栽培面積の変化に有意な影響を与えるものと分析された。すなわち、主産地であるほど栽培面積の増加に緩和効果(非弾力性)として、主作目であるほど栽培面積と正の相関効果として表れた。

本研究の結果は、京畿道地域で適正栽培面積の誘導または過剰生産や過少生産を事前に調節する際の基礎資料になるものと判断される。今後、京畿道の需給安定政策を導入する際において、大きな意味を持つものであるといえる。以上の結果は、技術の進歩と関連する情報の確保の制約により、京畿道の農家の栽培面積の決定に含まれておらず、限界があるといえる。さらなる技術の進歩による効果がある場合、栽培面積の決定につながるため、これに対する追加の研究が必要になると考えられる。

参考文献

金グワァンス、安ドンファン、ソン・ジェフン
「農業観測情報の社会的厚生効果の推定」
『農村経済』32(5)、2009年。
金ミョンファン、権五復、李デソプ、金テフン、
チョ・ヨンス『農業部門の展望モデル KREI-
ASMO2007の補完及び運用に関する研究』
韓国農村経済研究院、2007年。

金ミョンファン、朴ジェミン、朴ジュンギ、ソ・
デソク、許ジュオク『主要野菜・果実の需給
関数の推定』韓国農村経済研究院、2000年。
金ベソン、朴ミソン、チョ・ジェファン、金泰
均『中期先行観測のための農畜産物作形別需
給モデル及び予測評価システム開発の研究』
韓国農村経済研究院、2010年。
南ジョンオ、白ウニョン、ハン・ピョンセ「Ner-
love 部分調整モデルを利用した日本のヒラ
メの需要分析」『海洋政策研究』23(2)、2008
年。
農林畜産食品部『2016年農林畜産食品部 農業
経営体登録情報』2017年。
安ピョンイル「コメ所得補填直払制がコメ栽培
面積に及ぼす影響分析」『農業経営・政策研
究』42(3)、2015年。
李ヨンソン、金ヨンジュン、ソ・デソク、チョ
ン・サンゴン、金ユニョン『農業観測の経済
的効果に関する研究』韓国農村経済研究院
研究報告書 R430、2001年。
李ヨンソン、金ヨンジュン、金ユニョン「農業
観測の経済的効果分析」『農村経済』25(3)、
2002年。
李ヨンソン、沈ソソボ『農業観測モデル KREI-
COMO2005の開発・運用』韓国農村経済研
究院、2006年。
李鎮弘、安ピョンイル、チョン・グヒョン「生
産性と経営専門家がコメ所得に及ぼす影響分
析：京畿道のコメ生産農家を中心に」『農業
経営・政策研究』45(3)、2018年。
李鎮弘、チョン・グヒョン、チョン・ミョンヒ、
李ヘギル、金ヨンジン、李インスク、朴チャ
ンスン『農業観測情報利用及び拡散方案の研
究』京畿道農業技術院2017年試験研究報告
書、2017年。
チョ・ジェファン、李ハンソン「大根の中期先

- 行観測モデル開発』『農業科学研究（忠南大学農学研究所）』38(3)、2011年。
- ハン・ソクホ、李ジョンミン、朴ミソン、朴ヨング、チャン・ソクジン『中期先行観測基本モデルの開発研究』韓国農村経済研究院、2010年。
- 洪スンジ、金ソンフン、李ウルギョン「誤差修正モデルを利用した唐辛子の栽培面積反応関数の推定」『農業経営・政策研究』42(3)、2015年。
- Cagan, P. (1956). "The Monetary Dynamics of Hyperinflation", in M. Friedman (ed.), *Studies in the Quantity Theory of Money*, University of Chicago Press.
- Nerlove, M. (1956). "Estimates of the Elasticities of Supply of Selected Agricultural Commodities", *Journal of Farm Economics*, 38(2): 496-509.