اقتصادكشاورزي و توسعه، سال سيزدهم، شماره 50، تابستان 1384

عوامل مؤثر برتوليد گندم در ايران
به ترتيب ضريب اهميت (1377-1381)

صالح طاهري*

چكيده

يكي از موفقيتهاي سالهاي اخير بخش كشاورزي ايران، توليد گندم در حد نياز كشور بوده است. متعاقب اين موفقيت ،بحث بر سر اهميت غالب يكي از عوامل سطح زير كشت، بارندگي خوب و قيمت مناسب نسبت به ديگرعوامل شكل گرفته است.اينكه كدام عامل نقشي اساسي‌تر دارد، موضوعي مهم است، چراكه در پي آن، مسئله سياستگذاري مطرح مي‌شود.

اين مقاله با در نظر گرفتن توليد گندم 28 استان كشور در دورة پنجسالة 1377-1381، تكنيك داده‌هاي تابلويي[1] را به عنوان شيوه‌اي جهت عدم چشمپوشي از ناهمگني استانها از نظر بارندگي و كيفيت ومرغوبيت خاك و غيره اساس كار خود قرار داده‌است. براساس نتايج حاصل شده ،سطح زيركشت بيشترين ضريب اهميت را از آن خود ساخته است وقيمت وبارندگي بعد از آن در

* پژوهشگر سازمان مدیریت وبرنامه‌ریزي خراسان رضوی -e mail:ghova121@yahoo.com

1.panel data

Archive of SID

www.SID.ir

رتبه‌هاي بعدي قرار گرفته‌اند. همچنين بايد گفت كه افزايش رشد توزيع كود در كشوردر اين دورة پنجساله تأثيري منفي در جريان توليد اين محصول داشته وبه نظر مي‌رسد وقت آن رسيده باشد كه توزيع آن بر اساس قيمتهاي بازاري صورت گيرد تا تفكر مبتني بر بازده بيشتر از طريق استفادة زيادتر از كود منتفي شود. علاوه بر اين، آزمونهاي مطالعه حاضر حاكي از آن است كه در تخمين مدلها بايد به طور حتم به ناهمگني استانها توجه كرد.

كليد واژه‌ها:

گندم، تابع عملكرد، داده‌هاي تابلويي

مقدمه

بدون اغراق غذا يكي از مهمترين دغدغه‌هاي بشري بوده است. بر اين اساس دولتها همواره سياستهايي را به منظور حمايت از توليد غله (پراهميت‌ترين قلم غذايي بشر) طراحي كرده‌اند. در اين بين گندم مهمترين قلم اصلي در بين غذاهاي غله‌اي درسطح جهان است .

آمارهای جهانی نشان می دهد كه توليد گندم جهان در دو سال منتهي به سال 2002 از 591/9 به 589/1 ميليون تن سقوط كرد.پيش‌بيني براي سال 2004 نيز حتي پايين‌تر از اين بوده است.علاوه بر اين گندم يك كالاي تجاري بين‌المللي نيز محسوب مي‌گردد، زيرا بالغ بر يك پنجم توليد آن در جهان مبادله مي‌گردد.ميزان متوسط سالانة تجارت گندم حدود 106 ميليون تن در طول سالهاي 1999تا 2003 بوده است. انتظار مي‌رود در سال 2020تقاضاي جهاني براي توليد گندم به بيشتر از 40 درصد تقاضاي اين محصول در اواخر دهة 1990 برسد. اما منابع مهيا براي توليداين ميزان گندم احتمالاً به مقدار معتنابهي پايين‌تر از ميزان مورد احتياج است (Naheed Ziakhan & et al. ; 2003,2).

در مسائل مربوط به توليد گندم، ايران نيز مستثني نخواهد بود.در حالي امروزه ايران شاهد جشن خودكفايي در توليد گندم است كه روند صعودي مصرف گندم ادامه دارد و لذا

Archive of SID

www.SID.ir

بايد به استمرار اين موفقيت براي سالهاي پيش اميد داشت. حتي اگر توليد گندم در سطح جهان را در حدي بدانيم كه امكان تهية كمبود آن از خارج در هر لحظه براي كشور فراهم باشد، خطراتي همچون دامپينگ وتحريم تهديدي جدي براي كشور ما محسوب می شود. از طرفي بحث بر سر اين است كه آيا موفقيت كنوني حاصل بارندگي خوب سالهاي اخير است؟كه اگر اين امر مصداق داشته باشد خطري همچون خشكسالي وشرايط بدآب وهوايي را نيز بايد به خطرات ذكر شده افزود.

بر اساس نمودار 1، بعد از سال 1377 شاهد روندي افزايشي در سطح زير كشت و توليد گندم بوده‌ايم، به طوري كه با افزايش سطح زير كشت از 7563 هزار هكتاردر سال 1377(البته بعد از افت شديد درسال 1378) به 7620هزار هكتاردر سال 1381 و توليد گندم از 13330هزار تن در سال 1377 به 13834هزار تن در سال 1381 رسيده است. در عين حال چنين روندي براي نزديكترين محصول به گندم، يعني جو،مشاهده نمي‌شود. لذا مشخصاً نقش عاملي مؤثر براي توجيه اين امر،جداي از آب و هوا وكيفيت خاك كه شرايط يكساني براي توليد هر دو محصول فراهم مي‌آورند،بايد مورد مطالعه قرار گيرد. در ابتدا به نظر مي‌رسد اين عامل، قيمت خوب گندم نسبت به سالهاي گذشته باشد. بنابراين، تلاش بر اين است علاوه بر شناسايي موقعيت قيمت ، جايگاه و ترتيب اهميت ديگر عوامل مؤثر بر توليد گندم در سالهاي اخير شناسايي و براين اساس، پيشنهادهايي در قالب سياستگذاري مطرح شود.

Archive of SID

www.SID.ir

مأخذ:سالنامة آماري سالهاي 1377 تا 1381

نمودار1. روند تغييرات سطح زير كشت گندم وجو

پيشينه‌تحقيق

در مطالعه‌اي تحت عنوان ((توليد گندم در پاكستان)) تأثير قيمت حمايتي بر توليد گندم در اين كشور با استفاده از((برنامه توليد مرزي (FPP) نسخة 4/1c تيم كولي))[1] بررسی شد. در اين مطالعه دو مدل به صورت معادلات جداگانه جهت تصريح عرضه و عملكرد گندم براورد شد كه مدل عرضه به صورت زير است:

(1)

$$LnWP_t = \alpha_0 + \alpha_1 LnWSP_t / FP_t + \alpha_2 LnW_t + \alpha_3 T_1 + \alpha_4 T_2 + \alpha_5 T_3 + \alpha_6 D_1 + e_t + \mu_t$$

در مدل بالا Ln لگاريتم طبيعي ،WP_tاستاندة كل گندم با واحد هزار تن در سال t، WSP_t قيمت حمايتي 40 كيلوگرم گندم در سالt ،FP_t قيمت 40 كيلوگرم كود در سالt ،W_tآب مهيا براي يك ميليون اكر در سالt و T_1 ،T_2 وT_3 به ترتيب متغيرهاي مجازي براي دوره‌هاي 1966-1974، 1974-1984، 1984-2001 است.D_1 نيز متغير مجازي مي‌باشد كه براي سالهاي خشكسالي برابر يك و براي غير آن معادل صفر قرار داده مي‌شود. e_t هم خطاي نرمال تصادفي است كه به صورت نرمال وبا ميانگين صفر وواريانس ثابت δ^2_eتوزيع شده است. همچنين μ_t خطاي غير تصادفي و مستقل ازe_t وداراي واريانس δ^2_u است.

تابع عملكرد نيز به صورت زير است:

1.frontier production programm(FPP), Version 4.1.C, written by Tim Coelli.

Archive of SID

www.SID.ir

(2)

$$Ln(WP_t / WA_t) = \beta_\circ + \beta_1 LnWSP_t / FP_t + \beta_2 LnW_t / WA_t + \beta_3 T_1 + \beta_4 T_2 + \beta_5 T_3 + \beta_6 D_1 + \nu_t + \mu_t$$

در مدل بالا WA_t سطح زير كشت در مقياس هزار هكتار براي سال t و v_t خطاي نرمال تصادفي با توزيع نرمال و ميانگين صفر وكوواريانس δ^2_v است.

نتايج مطالعه پيشگفته نشان مي‌دهد سياست قيمت حمايتي و بارندگي وآبياري مناسب و فناوري‌دست‌به‌دست‌هم عملكردكشوررا افزايش‌مي‌دهند؛ هرچندضرايب‌تخمين‌زدشده‌رابطة معناداري را بين‌قيمت‌حمايتي‌وبهره‌وري در توليد گندم نمايان نمي‌سازد(Naheed Zia Khan & et al., 2003).

مروري بر داده‌هاي تابلويي

در داده‌هاي تابلويي واحدهاي مقطعي مشابه (براي مثال يك خانواده يا يك بنگاه يا يك ايالت) طي زمان بررسي وسنجش مي‌شوند (Gojarati, 2003,636). هسيائو[1] وهمكاران‌مهمترين مزيت استفاده از داده‌هاي تابلويي را كنترل نمودن خواص ناهمگن و در نظر گرفتن تك‌تك افراد، شركتها، ايالات وكشورها بيان می كنند. درحالي كه مطالعات مقطعي وسري زماني اين ناهمگني را كنترل نكرده وبا تخمين مدل بدان روشها بيم اريب در نتايج مي‌رود (Baltagi , 1995,7). در واقع با استفاده از داده‌هاي تابلويي ،شناسايي واندازه‌گيري تأثيراتي‌كه به سادگي در داده‌هاي مطلقاً مقطعي و سري زماني قابل شناسايي نيست ، امكانپذير مي‌شود.

مدل داده‌هاي تابلويي را مي‌توان به دو دستة كلي تقسيمبندي كرد: مدل با جزء خطاي يكطرفه و مدل با جزء خطاي دوطرفه. در مدل با جزء خطاي يكطرفه ، جزء اخلال به صورت زير تعريف مي‌شود:

$u_{it} = \mu_i + \nu_{it}$, i=1,2,...,N , t=1,2,...,T

1.Hsiao

Archive of SID

www.SID.ir

كه در آن μ_i بر تأثيرغيرقابل مشاهدة ويژة هر فرد و v_{it} بر جزء اخلال باقيمانده دلالت دارد. μi تغييرناپذيري زماني دارد و تأثيرات ويژة فردي را كه در رگرسيون وارد نمي‌شود در نظرمي‌گيرد. مدل با جزء خطاي دوطرفه نيز به صورت زير است:

$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it}$, i=1,2,...,N , t=1,2,...,T

در اين حالت نيز μ_i و v_{it}، مشابه مدل جزء خطاي يكطرفه، بر موارد پيشگفته و علاوه بر اين، λ_t بر تأثير زماني غير قابل مشاهده دلالت دارند. لذا تفاوت اين دو مدل درλ_t است كه تغييرناپذيري فردي دارد و هرگونه تأثير مختص به زمان را كه در رگرسيون وارد نشده است در برمي‌گيرد؛ براي مثال تأثيرات تحريم نفتي در عرضة نفت را شامل مي‌شود. در اين مطالعه انتظار مي‌رود در بين سالهاي 1377-1381 رويدادي ويژه ، كه تأثير خاص زماني در توليد گندم كشور داشته باشد، نداشته باشيم.

در مطالعة حاضر داده‌هاي مربوط به 28 استان در طول 5سال مورد استفاده قرار مي‌گيرد. در اين باره دو روش را مي‌توان در پيش گرفت؛ يا اينكه تمام داده‌ها را به صورت تركيبي درآوريم و تخمينها را انجام دهيم ويا اينكه با استفاده از روش داده‌هاي تابلويي ،كه خود به دو صورت اثرهاي ثابت واثرهاي تصادفي انجام مي‌گيرد، به تخمين مدل بپردازيم. در روش اول ناهمگني استانهاي مختلف در نظر گرفته نشده، در حالي كه اين نقص در داده‌هاي تابلويي منتفي است.اينكه بايد از روش تركيبي استفاده شود يا از روش داده‌هاي تابلويي، به آزمون F يا ليمر رجوع شده است. بايد گفت كه براي تمايز بين اثرهاي ثابت واثرهاي تصادفي ، آزمون هاسمن راهگشا خواهد بود.

1.روش اثرهاي ثابت[1]

در رگرسيون سادة زير با اين فرض كه μ_iها پارامترهاي ثابتي براي تخمين هستند وجزء اخلال باقيمانده (v_{it}) استوكاستيك و مستقل واز توزيع يكساني برخوردار است، براي همةi وtها X_{it}ها مستقل از v_{it} فرض مي‌شوند:

1. fixed effects

Archive of SID

www.SID.ir

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + \mu_i + \nu_{it} \qquad (3)$$

با ميانگين‌گيري بر حسب زمان (تخمين بين‌گروهي) مي‌توان نوشت:

(4)

$$\bar{y}_{i.} = \alpha + \beta \bar{x}_{i.} + \mu_i + \bar{\nu}_{i.}$$

با كسر معادلة 4از معادلة 3 (تخمين درون‌گروهي) مي‌توان نوشت:

(5)

$$y_{it} - \bar{y}_{i.} = \beta(x_{it} - \bar{x}_{i.}) + (\nu_{it} - \bar{\nu}_{i.})$$

در همين حال با ميانگين گرفتن بر حسب تمام مشاهدات مي‌توان تخمين زيررا نيزبه‌دست آورد:

(6)

$$\bar{y}_{..} = \alpha + \beta \bar{x}_{..} + \bar{\nu}_{..}$$

براي به دست آوردن هر μ_i از قيد $\sum_{i=1}^{N} \mu_i = 0$ استفاده مي‌شود. اين يك قيد اختياري بر روي ضرايب متغيرهاي مجازي است تا از افتادن در دام متغيرهاي مجازي يا همخطي مركب كامل جلوگيري شود. در واقع از معادلة5 تنها β به دست مي‌آيد. اين β با قرار گرفتن در معادلة 6، $\alpha = \bar{y}_{..} - \beta \bar{x}_{..}$، α را به دست مي‌دهد وبا استفاده از اين دو ضريب براوردشده ومعادلة 4، هر μ_i چنين حاصل مي‌شود:

$$\mu_i = \bar{y}_{i.} - \alpha - \beta \bar{x}_{i.}$$

2.آزمون F ياليمر[1]

با استفاده از مجموع مربعات باقيماندة مقيد(RRSS) حاصل ازتخمين مدل تركيبي به دست‌آمده ازOLS و مجموع مربعات باقيماندة غير مقيد (URSS) حاصل از تخمين رگرسيون درون‌گروهي مي‌توان نوشت:

$$F = \frac{(RRSS - URSS)/N - 1H_0}{URSS/(NT - N - K)} \sim F_{N-1,N(T-1)-K}$$

1.Limer test

Archive of SID

www.SID.ir

درآزمونF فرضية H_0يعني يكسان بودن عرض از مبدأها (روش تركيبي)در مقابل فرضية مخالف H_1 ، يعني ناهمساني عرض از مبدأها، (روش داده‌هاي تابلويي) قرار مي‌گيرد. بنابراين در صورت رد فرضية H_0روش داده‌هاي تابلويي پذيرفته مي‌شود.

3. اثرهاي تصادفي[1]

در اين حالت μ_iها تصادفي فرض شده و $\mu_i \sim IID(0,\delta_\mu^2)$ و $v_{it} \sim IID(0,\delta_v^2)$ بوده و μ_iها مستقل از v_{it} هاست. به علاوه، x_{it}براي همة i و t ها، مستقل از μ_iها و v_{it} است(رنجر، 1382). با اين فروض براي مثال قبلي مي‌توان نوشت:

$$u_{it} = \mu_i + v_{it}$$

$$Var(u_{it}) = \delta_\mu^2 + \delta_v^2$$

بنابراين ماتريس واريانس كوواريانس بلوك قطري يكسان همبسته‌اي كه همبستگي سريالي را درطول زمان بين اجزاي اخلال افراد مشابه نشان مي‌دهد، پيش روي ماست .درنتيجه بايد براي براورد مدل به حداقل مربعات تعميم يافته (GLS) روي آورد ودر نتيجه از ماتريس واريانس كوواريانس Ω استفاده كرد.

در روش فولر وبيتس[2] از تعريف $\delta_1^2 = T\delta_\mu^2 + \delta_v^2$ ، $\theta = 1 - (\frac{\delta_v}{\delta_1})$ به دست مي آيد ودر مدل براي هرمتغير به صورت $y_{it} - \theta\bar{y}_{i.}$ وارد ومدل تخمين زده مي‌شود. البته تصادفي دراثرهاي θهاي مختلفي‌توسطمحققان مطرح مي‌شودكه نحوة ورود آنها در مدل تفاوتي نخواهد داشت.

حال، بهترين‌براوردگرهاي بدون تورش درجة دوم مؤلفه‌هاي واريانس از تجزية طيفي Ω به دست مي‌آيند. لذا $\hat{\delta}_1^2$و $\hat{\delta}_v^2$ ، كه به ترتيب حاصل تخمين بين‌گروهي‌ودرون‌گروهي هستند، برابرند با:

1 . random effects
3. Fuller & Battese

Archive of SID

www.SID.ir

$$\delta_1^2 = T\sum_{i=1}^{N}\frac{\bar{u}_{i\cdot}^2}{N} \qquad \delta_V^2 = \frac{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\left(u_{it}-\bar{u}_{i\cdot}\right)^2}{N(T-1)}$$

آزمون هاسمن[1]

آزمون هاسمن مبتني برآزمون فرضية $H_0=Cov(\mu_i,X_{it})=o$ است. درروش اثرهاي ثابت (FE) يا تخمين درون‌گروهي تحت فرضية H_0 ، مدل سازگار است اما كارا نيست، درصورتي كه تحت فرضية مخالف(H_1) مدل تنها سازگار است. در مورد روش اثرهاي تصادفي مدل تحت فرضية H_0 سازگار وكاراست، اما تحت فرضيةH_1 ناسازگار است (Green, 2000).

بنابراين تحت فرضيةH_0 ، دو تخمين نبايد اختلاف منظمي از يكديگر داشته باشند.حال، آزموني را مي‌توان بر مبناي اين تفاوت انجام داد:

(7)

$$Var(b-\hat{\beta}) = Var(b) + Var(\hat{\beta}) - Cov(b\text{و}\hat{\beta}) - \mathrm{Cov}(\mathrm{b\text{و}}\hat{\beta})'$$

نتيجة اساسي آزمون هاسمن اين است كه كوواريانس يك براوردگر كارا با تفاضل براوردگر كارا وناكارا صفر است يعني:

(8)

$$Cov\left((b-\hat{\beta})'\text{و}\hat{\beta}\right) = Cov(b\text{و}\hat{\beta}) - \mathrm{Var}(\hat{\beta}) = 0$$

ويا:

(9)

$$Cov(b\text{و}\hat{\beta}) = \mathrm{Var}(\hat{\beta})$$

با جايگزين كردن رابطه 9 در معادلة 7 ماتريس مورد نياز براي آزمون هاسمن به دست مي‌آيد:

(10)

$$Var(b\text{و}\hat{\beta}) = \mathrm{Var(b)} - \mathrm{Var}(\hat{\beta}) = \sum$$

1.Hausman test

Archive of SID

www.SID.ir

دراين‌معادله b ماتريس‌ضرايب‌حاصل‌از تخمين روش اثرهاي ثابت و $\hat{\beta}$ ماتريس ضرايب حاصل از روش اثرهاي تصادفي است.

(11)

$$W = \chi^2(k) = (b-\hat{\beta})'\hat{\Sigma}^{-1}(b-\hat{\beta})$$

$\hat{\Sigma}$ از ماتريس كوواريانس ضرايب براورد شده در روش اثرهاي ثابت وماتريس كوواريانس ضرايب براوردشده‌درروش‌اثرهاي تصادفي به دست مي‌آيد.w به طورمجانبي داراي توزيع χ^2 با درجة آزادي k است.بنابراين اگرw بزرگتراز χ^2 جدول باشد روش‌اثرهاي‌ثابت‌پذيرفته‌مي‌شود (همان منبع).

تصريح مدل

با توجه به تابع عملكرد (رابطه 2) مي‌توان نوشت:

(12)

$$LnWQ_t = \beta_\circ + \beta_1 LnWA_t + \beta_2 LnWSP_t - \beta_3 LnFP_t + \beta_4 W_t$$

درمعادله2 سطح زيركشت‌بادواثرمورد مطالعه قرارمي‌گيرد: اول‌تأثيرمثبت آن‌درنتيجة بالا بردن سطح زيركشت گندم ودوم تأثيرمنفي آن براثركاهش ميزان بارندگي به ازاي هر هكتار.در معادلة 12 ، كه در واقع تعميم معادله 2 است، سطح زير كشت به صورت جداگانه وارد مدل مي‌شود و انتظار تأثير مثبت ازآن مي‌رود. تأثير عوامل بارندگي وقيمت تضميني يا حمايتي داراي علامت مثبت مورد انتظار است، در حالي كه علامت منفي براي ضريب قيمت كود منطقي مي‌نمايد. ازآنجا كه دركشور ما توزيع كود بر مبناي قيمت بازار نيست، كود توزيع شده توسط دولت به عنوان جانشين وبا انتظار علامتي مثبت وارد مدل پيشنهادي اين مطالعه مي‌شود.بنابراين مدل نهايي وپيشنهادي اين مطالعه به صورت زير خواهد بود:

(13)

$$LWQ_{it} = \alpha_\circ + \alpha_1 LWlevel_{it} + \alpha_2 LWprice_{it} + \alpha_3 Lrain_{it} + \alpha_4 Lfer_{it} + \upsilon_{it}$$

Archive of SID

www.SID.ir

در مدل بالا L لگاريتم طبيعي، LWQ_{it} توليد گندم، $LWlevel$ سطح زيركشت ، $LWprice$ قيمت تضميني گندم (اعلام شده در سال گذشته)، $Lrain$ بارندگي، $Lfer$ كود توزيع شده است[1]. يادآوری می شود که در دورة پنجسالة مورد نظر مي‌توان از بهبود كيفيت ماشين‌آلات وبذر و امثال آن چشمپوشي كرد.

براورد مدل وآزمون فرضيه‌ها

در اين قسمت با توجه به الگو و مدلي كه در بخش پيشين ارائه شد و براساس روشهاي تركيبي و ثابت و تصادفي، به بررسي آثار متغيرهاي مستقل ياد شده بر توليد گندم پرداخته مي‌شود.

جدول1. نتايج حاصل از براورد مدل 13

روش	عرض از مبدأ	$LWlevel$	$LWprice$	$Lrain$	$Lfer$	R^2 تعديل شده
تركيبي	0/42 (0/50)	0/76 (20/82)	-0/17 (-1/55)	-0/14 (-3/3)	0/29 (5/58)	0/859
اثرهاي ثابت	ـــــ	0/82 (11/00)	0/164 (2/48)	0/147 (3/03)	-0/33 (-3/71)	0/969
اثرهاي تصادفي	1/30 (1/91)	0/878 (17/28)	0/037 (0/619)	0/095 (2/31)	-0/08 (-1/21)	0/953

مأخذ:محاسبات رايانه‌اي مدل LWQ_t : متغير وابسته تذكر: مقادير داخل پرانتز، آمارة t است.

با مقايسة مقدارF حاصل شده از آزمون ليمر(F=18/077) و F جدول **(6/50 = F(28 و 108)** مي‌توان گفت فرضية H_0 رابا احتمال 95 درصد نمي‌توان پذيرفت، بنابراين

1. براى محاسبه ميزان بارندگي (براي مثال در سال زراعي 1380) جمع بارندگي ماهانه از تيرماه سال 1379 تا خرداد 1380در نظر گرفته شد. همچنين واحد سطح زير كشت و مقدار كود و ميزان بارندگي به ترتيب هزارهكتار و هزار تن و ميليمتر در سال بوده است.

Archive of SID

www.SID.ir

از بين دو روش تركيبي وداده‌هاي تابلويي بايد داده‌هاي تابلويي را انتخاب كرد. همچنين بر اساس آزمون هاسمن نيز رأي به روش تخميني اثرهاي ثابت يا درون‌گروهي داده مي‌شود چراكه مقدار آن براساس براورد حاصل از مدل 36/767 است وبا مقايسة آن با آمارة كاي دو ($X^2(3)=7/81$) فرضية H_0 پذيرفته نمي‌شود وبنابراين بر اساس مطالب قبلي بايد تحليلها را براساس روش اثرهاي ثابت انجام داد (جدول 2).

Archive of SID

www.SID.ir

جدول2. براورد مدل با روش اثرهاي ثابت

Dependent Variable: LOG (WQ?)
Method: Pooled Least Squares
Date: 83/8
Sample: 1377 1381
Included observations: 5
Total panel (balanced) observations 140

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG (WPRICE?)	0.164597	0.066308	2.482311	0.0141
LOG (WLEVEL?)	0.819652	0.074481	11.00492	0.0000
LOG (RAIN?)	0.147218	0.048490	3.036011	0.0028
LOG (FER?)	-0.330791	0.089110	-3.712157	0.0003
Fixed Effects				
_AZSH--C	3.174030			
_AZGH--C	3.374134			
_ARD--C	3.157406			
_ESF--C	4.145585			
_EIL--C	2.690574			
_BOO--C	1.951380			
_TEH--C	3.835642			
_CHA--C	2.944184			
_KHR--C	4.022898			
_KHOZ--C	4.214491			
_ZAN--C	2.306787			
_SEM--C	3.307932			
_SIS--C	3.243587			
_FAR--C	4.536179			
_QAZ--C	3.294643			
_QOM--C	3.125912			
_KOR--C	2.553387			
_KER--C	3.811020			
_KERM--C	3.373616			
_KOH--C	2.367933			
_GOL--C	3.939823			
_GIL--C	2.042416			
_LOR--C	3.294141			
_MAZ--C	3.200925			
_MAR--C	3.160865			
_HOR--C	3.087188			
_HAM--C	3.288253			
_YAZ--C	3.532081			

R-squared	0.976068	Mean dependent var	5.373063
Adjusted R-squared	0.969198	S.D. dependent var	1.107799
S.E. of regression	0.194424	Sum squared resid	4.082483
F-statistic	1468.231	Durbin-Watson stat	1.954050
Prob (F-statistic)	0.000000		

Archive of SID

www.SID.ir

نتيجه‌گيري

براساس براوردهاي حاصل از مدل مي‌توان نتايجی به شرح زير ارائه كرد:

1. در تخمين مدل مورد نظر اين مطالعه ، بر اساس مشاهدات استاني، بايد ناهمگني استانها را درنظر گرفت. همان طور كه مشاهده گرديد، اگر بدون توجه به اين امر تابع توليدي تخمين زده شود، براوردها تفاوت چشمگيري با واقعيت مي‌يابند (مقايسة روش تركيبي و روش اثرهاي ثابت در جـــدول 1).

2. سطح زير كشت و قيمت و بارندگي در اولويتهای اول تا سوم قراردارند، ضمن اينكه علامت آنها مطابق با انتظاربوده واز معناداري لازم برخوردار بوده‌اند، اين در حالي است كه كود توزيع شده درعين معناداري علامت منفي داشته است. اين بدان معناست كه در دورة مورد مطالعه، اين عامل تأثير منفي در توليد گذاشته است.

3. ضرايب براورد شده در فرم لگاريتمي مدل ، كشش توليد نسبت به عوامل هستند. بالاترين كشش مربوط به سطح زير كشت است كه بسيار منطقي مي‌باشد(با يك درصد افزايش در سطح زير كشت انتظار افزايش 0/81 درصدي در توليد گندم را مي‌توان داشت).

4. اهميت غالب سطح زير كشت فقط به علت اختصاص بيشتر زمينها به توليد گندم بوده است نه به علت به كار گيري عواملي براي بالابردن بهره‌وري بيشتر زمين(از قبيل حركت در جهت غني سازي بيشتر خاك و غيره)، زيرا طبق نمودار 1، به دليلي مشابه ، همين موفقيت در توليدجو وديگر محصولات نيز بايد اتفاق مي‌افتاد. البته شايد با بالا رفتن قيمت، زيركشت بردن بعضي از ديمزارها كه پيش از اين كشت نمي‌شدند،توجيه اقتصادي يافته باشد. اما بدون شك اين عامل نمي‌تواند به تنهايي توجيه كنندة افزايش توليد گندم در سالهاي اخير باشد.

5. مقايسة روند توليد گندم وجو در نمودار1 و نيز نتايج حاصل از تخمين مدل نشان داد كه يكي از عوامل مؤثر در اختصاص بيشتر زمينها به گندم ،قيمت خوب آن در مقايسه با

Archive of SID

www.SID.ir

سايرمحصولات بوده است، چراكه عوامل ديگرتقريباً نقشي يكسان براي محصولات ديگر،وبويژه جو، ايفا مي‌كنند.

6. تأثير منفي كود ممكن است نتيجة استفاده نامتعادل از آن در توليد گندم باشد. يعني امكان دارد بسياري از كشاورزان به دليل قيمت مناسب گندم ، نه تنها سطح زير كشت بلكه امكانات ديگر از قبيل كود را به سمت توليد اين محصول سوق داده باشند واز آنجا كه هميشه افزايش عامل توليد منجر به افزايش توليد نخواهد شد، تأثير منفي كود غير قابل انتظار نخواهد بود.

پيشنهادها

1. در طول دورة اين مطالعه ، نقش قيمت پررنگتر از بارندگيها بوده است .اين موضوع بدان معناست كه سياست قيمتي مناسب قابل دفاع است، هرچند مي‌توان انتظار تأثير تغيير در قيمت رابر عامل سطح زير كشت هم داشت. نتيجه گيری دقيق در اين زمينه مستلزم انجام مطالعات ديگری است.

2. اهميت استفاده از كود شيميايي جايگاه خود را در بين كشاورزان يافته است. اما بايد گفت كه تأثير منفي استفاده از كود، مخصوصاً در سالهاي مورد مطالعه، نشاندهندة تغيير نگرش ،هم‌در توزيع وهم در استفاده از آن است.به نظر مي‌رسد وقت آن رسيده باشد، كه كود بر مبناي قيمت بازاري توزيع شود تا تفكر مبتني بر بازده بيشتر از طريق استفادة زيادتر از كود منتفي شود.

3. با اهميت بالاي سطح زير كشت در توليد گندم ، اين خطر احساس مي‌شود كه كشاورزان از توليد بسياري از محصولات ديگر چشمپوشي كنند وزمينهاي زراعي خود را به طور چشمگيري به توليد گندم اختصاص دهند. پيشنهاد مي‌شود با نظر كارشناسان حد و حدودي نه تنها براي سطح زير كشت، بلكه براي همه عوامل تأثير گذار تعيين شود. البته از طريق ترويج مناسب در بين روستاييان بايد در جهت اشاعة فرهنگ استفادة مناسب و كارا از امكانات نيزگام برداشت.

Archive of SID

www.SID.ir

منابع

1. رنچر، الوين (1382)، مدلهاي خطي براي آمار، ترجمة حسنعلي آذرنوش وابوالقاسم بزرگـنيا، چاپ اول، انتشارات دانشگاه فردوسي، مشهد.

2. سالنامة آماري سالهاي 1377 تا 1381، انتشارات مركز آمار ايران،تهران.

3. گجراتي، دامودار (1378)، اقتصاد سنجي عمومي، جلد دوم، ترجمة حميد ابريشمي، چاپ دوم، انتشارات دانشگاه تهران،تهران.

4..Baltagi, Badi(1995), Econometric analysis of panel data, first edition, New York, John Wiley & Sons Press.

5.Gojarati, Damodar N.(2003), Basic econometrics, fourth edition , New York, McGraw-Hill Higher Education.

6.Green, William H. (2000), Econometric analysis, fourth edition, Printic-Hall Inc.

7.Naheed Zia Khan, Munir Ahmad and Asia Rasheed (2003), Wheat production in Pakistan; Saga of Policy Disincentives, www.pide.org.pk/PSDE.

Archive of SID

www.SID.ir

Archive of SID

www.SID.ir